

ANADOLU ÜNİVERSİTESİ



**BİLECİK ŞEYH EDEBALI
ÜNİVERSİTESİ**

**Fen Bilimleri Enstitüsü
Matematik Anabilim Dalı**

**İKİLİ UZUN HAFIZA MODELLERİ:
BAZI MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER
ÜZERİNE BİR UYGULAMA**

**Mesut BALIBEY
Doktora Tezi**

**Tez Danışmanı
Yrd. Doç. Dr. Serpil TÜRKYILMAZ**

BİLECİK, 2014

Ref. No: 10042164



ANADOLU ÜNİVERSİTESİ



**BİLECİK ŞEYH EDEBALI
ÜNİVERSİTESİ**

**Fen Bilimleri Enstitüsü
Matematik Anabilim Dalı**

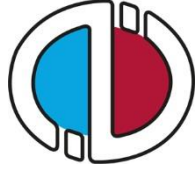
**İKİLİ UZUN HAFIZA MODELLERİ:
BAZI MAKROEKONOMİK DEĞİŞKENLER
ÜZERİNE BİR UYGULAMA**

**Mesut BALIBEY
Doktora Tezi**

**Tez Danışmanı
Yrd. Doç. Dr. Serpil TÜRKYILMAZ**

BİLECİK, 2014

Ref. No: 10042164



ANADOLU UNIVERSITY



**BİLECİK SEYH EDEBALI
UNIVERSITY**

**Graduate School of Sciences
Mathematics Program**

**DUAL LONG MEMORY MODELS:
AN APPLICATION ON SOME
MACROECONOMIC VARIABLES**

Mesut BALIBEY

Ph.D. Thesis

Thesis Advisor

Assistant Prof. Dr. Serpil TÜRKYILMAZ

BİLECİK, 2014

Ref. No: 10042164



BİLECİK ŞEYH EDEBALI ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

DOKTORA
JÜRİ ONAY FORMU

Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun 05/06/2014 tarih ve 25 sayılı kararıyla oluşturulan jüri tarafından 27/06/2014 tarihinde tez savunma sınavı yapılan Mesut BALIBEY 'in "*İkili Uzun Hafıza Modelleri: Bazı Makroekonomik Değişkenler Üzerine Bir Uygulama*" başlıklı tez çalışması Matematik Anabilim Dalında DOKTORA tezi olarak,

oy birliği/oy çokluğu ile kabul edilmiştir.

JÜRİ

ÜYE (TEZ DANIŞMANI) : Yrd. Doç. Dr. Serpil TÜRKYILMAZ

ÜYE : Prof. Dr. H. Hilmi HACISALİHOĞLU

ÜYE : Prof. Dr. Yılmaz AKDİ

ÜYE : Prof. Dr. Memmedağa MEMMEDLİ

ÜYE : Yrd. Doç. Dr. Figen UYSAL

ONAY

Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun

...../...../..... tarih ve/..... sayılı kararı.

İMZA/MÜHÜR

Bu çalışma TÜBİTAK tarafından desteklenmiştir. (1002-Hızlı Destek Proje No: 113K416)

ÖZET

Menkul kıymetler borsası ülke ekonomilerinin genel başarısının önemli göstergelerinden birisidir. Hisse senedi piyasalarındaki değişimleri takip ederek büyüme, yatırımlar, enflasyon ve ekonomik krizlerin ekonomiye olan etkilerini anlamak mümkündür. Bu bağlamda, finansal piyasalar açısından etkinlik kavramı da önemlidir. Etkin Piyasa Hipotezi, piyasaya gelen yeni bir bilginin tüm yatırımcılara aynı anda ulaştığını ve buna bağlı olarak menkul kıymetlerin fiyatlarının geçmiş değerlerinden hareketle tahmin edilemediğini ileri sürmektedir. Hisse senedi piyasası getiri ve oynaklığının otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik olarak azalma eğilimi yani yavaş ortalamaya dönme özelliği “uzun hafıza (long memory)” olarak tanımlanmaktadır. Fiyat hareketleri arasındaki uzun dönemli bağımlılık özelliğinin ya da uzun hafızanın varlığı durumunda ise fiyat hareketleri arasında pozitif otokorelasyon söz konusu olmaktadır. Etkin Piyasa Hipotezi’ nin tersine, uzun hafıza özelliği durumunda menkul kıymetlerin fiyatları tahmin edilebilir bir yapıya sahip olmaktadır ve fiyatlardaki geçmişe ait eğilim gelecekteki fiyat tahminleri için kullanılabilir.

Bu çalışmada Türkiye ve küresel ekonomide gittikçe artan bir ağırlığa sahip olan gelişen ülkeler (D-8) arasından seçilen Malezya, Endonezya, Pakistan gibi ülkelerin borsa endeks getiri ve oynaklıklarındaki uzun hafıza özellikleri analiz edilmekte, Etkin Piyasa Hipotezi’nin gelişen gerçek bir piyasada nasıl sonuç verdiği incelenmektedir. Ayrıca söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasası endeks getirilerindeki uzun hafıza özelliğinin varlığı için simetrik ve asimetrik ARFIMA-FIGARCH model türleri Normal, Student-t, GED ve Skewed-Student-t dağılımı gibi farklı dağılım varsayımları altında tahmin edilmektedir.

Sonuçlar söz konusu ülkeler için özellikle hisse senedi getiri oynaklıklarında uzun hafıza özelliğinin bulunduğunu ve şokların etkisinin asimetrik olduğunu göstermektedir. Elde edilen bulgulara göre, oynaklığın öngörülebilir yapıda olması tüm hisse senedi piyasalarının zayıf formda etkinsiz olduklarını ifade etmektedir. Sonuç olarak, söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasaları ile ilgili teknik analizlerin geçerli olabileceğini söylemek mümkün olmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Uzun Hafıza, Oynaklık, Asimetrik Oynaklık, ARFIMA Modeli, FIGARCH Modeli, FIEGARCH Modeli.

ABSTRACT

One of the important indicators showing general achievement of national economies is the stock exchange market. By monitoring changes in stock exchange indexes, it is possible to understand the effects of inflation, growth, investments and economic crisis on the economy. Within this context, the concept of efficiency is also important in terms of financial markets.

Efficient Market Hypothesis asserts that a new information received in the market reaches over to all investors at the same time and accordingly the prices of securities can not be estimated with reference to the previous prices. Hyperbolic decrease tendency in autocorrelation functions of return and volatility of stock markets which means slow mean reversion is defined as long memory. In case the existence of long term dependency among price movements, there is positive autocorrelation among price movements. In contrast to the Efficient Market Hypothesis, in case of having Long Memory property, stock market prices will have a predictable structure and retrospective tendency of prices can be used for price estimations in future.

In this study, the long memory properties in return and volatilities of stock exchange markets in Turkey, Malaysia, Indonesia and Pakistan which are selected among developing countries (D-8) as the countries having gradually increasing importance in global economy have been examined, and the results of the Efficient market Hypothesis in developing real markets are investigated.

Furthermore, symmetric and asymmetric ARFIMA-FIGARCH model types for the presence of long memory properties are estimated under different distribution assumptions such as Normal, Student-t, GED and Skewed Student-t. The results indicate that there is long memory property in volatilities of stock market return, and the effects of shocks are asymmetric.

According to obtained findings, the predictable structure of volatility represents that all of the stock markets are weak form inefficient. Consequently, it is possible to say that technical analysis related to these stock market may be valid.

Key Words: Long Memory, Volatility, Asymmetric Volatility, ARFIMA Model, FIGARCH Model, FIEGARCH Model.

TEŞEKKÜR

Çalışmamı hazırlarken sabırla her sorumu cevaplayan, bilgi ve desteğini bir an bile esirgemeyen Saygıdeğer Danışman Hocam Yrd. Doç. Dr. Serpil TÜRKYILMAZ' a, çalışma sürecimde manevi ve teknik desteklerini esirgemeyen danışman hocamın Saygıdeğer Eşi Sayın Öğr. Gör. Telat TÜRKYILMAZ' a en derin saygılarımı sunarım.

Tez izleme jürimde bulunma onurunu bana yaşatarak engin tecrübelerinden yararlanmama mücade buyuran başta Bölüm Başkanımız Sayın Prof. Dr. H. Hilmi HACISALİHOĞLU'na ve her zaman kapısını sorularıma açık tutan, fikirleriyle hep pozitif anlamda yolumu açan Sayın Prof. Dr. Yılmaz AKDI' ye saygı ve hürmetlerimi sunarım.

Bu çalışmanın bilim dünyasına kazandırılmasında yardımlarını esirgemeyen değerli jüri üyesi hocalarıma ve ismini sayamadığım diğer tüm hocalarıma teşekkür ederim.

Tezimin hazırlanma aşamasında manevi desteklerini hiçbir zaman esirgemeyen öncelikle değerli ağabeyim Ahmet BALIBEY olmak üzere bütün aileme yürekten teşekkürü bir borç bilirim.

Saygılarımla.

Değerli babam ve anneme...

Mesut BALIBEY

Haziran-2014

İÇİNDEKİLER

	Sayfa No
ÖZET.....	iv
ABSTRACT	v
TEŞEKKÜR	vi
İÇİNDEKİLER	vii
ÇİZELGELER DİZİNİ	xii
ŞEKİLLER DİZİNİ	xiv
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ	xv
1. GİRİŞ	1
2. TEMEL KAVRAMLAR	10
2.1. Stokastik Süreçler	10
2.1.1. Durağan stokastik süreçler.....	10
2.1.2. Zayıf ve güçlü durağanlık	11
2.1.3. Pür rassal süreç(beyaz gürültü).....	12
2.1.4. Durağan olmayan stokastik süreçler	12
2.1.5. Rassal yürüyüş süreci	13
2.1.6. Fark durağan ve trend durağan süreçler.....	14
2.2. Zaman Serilerinin Durağanlığının Belirlenmesi ve Durağanlaştırılması ...	15
2.3. Değişen Varyans ve Otokorelasyon.....	18
2.4. Oynaklık	22
2.5. Birim Kök Testleri	24
2.5.1. Dickey-Fuller testi	25
2.5.2. Geliştirilmiş Dickey-Fuller testi	26
2.5.3. Phillips Perron birim kök testi	26

2.5.4. KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) durağanlık testi	27
2.6. Yapısal Kırılma Testleri	29
2.6.1. Zivot-Andrews yapısal kırılma testi	29
2.6.2. Bai-Perron yapısal kırılma testi	31
2.6.3. Inclan-Tiao (ICSS) testi	33
3. ETKİN PİYASA HİPOTEZİ	36
4. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİ VE ÖZELLİKLERİ	42
5. ARIMA MODELLERİ.....	46
5.1. Doğrusal Durağan Stokastik Modeller	46
5.1.1. Hareketli ortalama modelleri (MA)	46
5.1.2. Otoregresif modeller (AR).....	47
5.1.3. Otoregresif hareketli ortalama modelleri (ARMA)	48
5.2. Doğrusal Durağan Olmayan Stokastik Modeller (ARIMA).....	49
5.3. Mevsimsel ARIMA Modelleri.....	50
5.4. Durağanlık ve Tersinirlik Özelliği.....	52
6. UZUN HAFIZA TESTLERİ.....	54
6.1. R/S İstatistiği	54
6.2. Geliştirilmiş R/S İstatistiği	55
6.3. Geweke ve Porter-Hudak Testi.....	56
7. OYNAKLIK MODELLERİ.....	58
7.1. Simetrik Oynaklık Modelleri	58
7.1.1. ARCH modeli	58
7.1.2. ARCH-LM testi	60
7.1.3. GARCH modeli	61
7.1.4. IGARCH modeli.....	63

7.1.5. ARCH-M modeli	64
7.2. Asimetrik Oynaklık Modelleri.....	65
7.2.1. TARARCH modeli.....	65
7.2.2. EGARCH modeli.....	66
7.2.3. APARCH modeli	67
7.2.4. GJR-GARCH modeli.....	68
8. UZUN HAFIZA MODELLERİ	69
8.1. ARFIMA Modeli	69
8.2. FIGARCH modeli.....	72
8.3. HYGARCH Modeli	74
8.4. FIEGARCH Modeli.....	75
8.5. FIAPARCH Modeli	76
9. MODEL DAĞILIMLARI	77
10. TANISAL TESTLER	81
11. UYGULAMA.....	83
11.1. Türkiye Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular	85
11.1.1. Veri ve başlangıç analizleri	85
11.1.2. Türkiye için model tahmin sonuçları.....	89
11.1.2.1. RBIST için ARFIMA(p, ξ , q) model tahmin sonuçları.....	89
11.1.2.2. RBIST için FIGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları.....	92
11.1.2.3. RBIST için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) model tahmin sonuçları	95
11.1.2.4. RBIST için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları	99
11.2. Malezya Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular	103
11.2.1. Veri ve başlangıç analizleri	103

11.2.2. Malezya için model tahmin sonuçları.....	108
11.2.2.1. RMLZ için ARFIMA(p, ξ , q) model tahmin sonuçları	108
11.2.2.2. RMLZ için FIGARCH(p, d, q) modeli tahmin sonuçları	110
11.2.2.3. RMLZ için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) model tahmin sonuçları	113
11.2.2.4. RMLZ için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları	115
11.3. Endonezya Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular	120
11.3.1. Veri ve başlangıç analizleri	120
11.3.2. Endonezya için model tahmin sonuçları.....	124
11.3.2.1. REND için ARFIMA (p, ξ , q) model tahmin sonuçları	124
11.3.2.2. REND için FIGARCH(p, d, q) modeli tahmin sonuçları	126
11.3.2.3. REND için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) model tahmin sonuçları	129
11.3.2.4. REND için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları	132
11.4. Pakistan Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular	136
11.4.1. Veri ve başlangıç analizleri	136
11.4.2. Pakistan için model tahmin sonuçları.....	141
11.4.2.1. RPAK için ARFIMA (p, ξ , q) model tahmin sonuçları.....	141
11.4.2.2. RPAK için FIGARCH(p, d, q) modeli tahmin sonuçları.....	143
11.4.2.3. RPAK için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) model tahmin sonuçları	146
11.4.2.4. RPAK için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları	149
12. SONUÇ VE ÖNERİLER.....	154

KAYNAKLAR	166
13. ÖZGEÇMİŞ.....	175

ÇİZELGELER DİZİNİ

	Sayfa No
Çizelge 11.1: RBIST Getiri Serisi için Tanımlayıcı İstatistikler	87
Çizelge 11.2: RBIST Getiri Serisi için Birim Kök Testi Sonuçları.....	89
Çizelge 11.3: RBIST için ARFIMA Model Tahmin Sonuçları.....	91
Çizelge 11.4: RBIST Getiri Serisi İçin GARCH ve IGARCH Modeli Tahmin Sonuçları	93
Çizelge 11.5: RBIST Getiri Serisi İçin FIGARCH Model Tahmin Sonuçları	94
Çizelge 11.6: RBIST Getiri Serisi İçin ARFIMA-FIGARCH Model Tahmin Sonuçları	96
Çizelge 11.7: RBIST Getiri Serisi İçin Oynaklıktaki Kırılmalar	97
Çizelge 11.8: Kukla Değişkenli ARFIMA-FIGARCH Model Sonuçları.....	98
Çizelge 11.9: RBIST Getiri Serisi için EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları	100
Çizelge 11.10: RBIST Getiri Serisi için FIEGARCH Modeli Tahmin Sonuçları.....	102
Çizelge 11.11: RMLZ Getiri Serisi İçin Tanımlayıcı İstatistikler	106
Çizelge 11.12: RMLZ Getiri Serisi için Birim Kök Testleri	107
Çizelge 11.13: RMLZ için ARFIMA Model Tahmin Sonuçları	109
Çizelge 11.14: RMLZ Getiri Serisi İçin GARCH ve IGARCH Modeli Tahmin Sonuçları	111
Çizelge 11.15: RMLZ Getiri Serisi İçin FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları	112
Çizelge 11.16: RMLZ için ARFIMA (1,ξ,1)-FIGARCH(1,d,1) Modeli.....	114
Çizelge 11.17: RMLZ Getiri Serisi İçin EGARCH Modeli Tahmini.....	116
Çizelge 11.18: RMLZ Getiri Serisi İçin FIEGARCH Model Tahmini	118
Çizelge 11.19: REND Getiri Serisi İçin Tanımlayıcı İstatistikler	122
Çizelge 11.20: REND Getiri Serisi için Birim Kök Testi Sonuçları	124
Çizelge 11.21: REND İçin ARFIMA Model Tahmin Sonuçları	125
Çizelge 11.22: REND Getiri Serisi İçin GARCH ve IGARCH Modeli.....	127
Çizelge 11.23: REND Getiri Serisi İçin FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları.....	128
Çizelge 11.24: REND için ARFIMA (1,ξ,2)-FIGARCH(1,d,1) Modeli.....	130
Çizelge 11.25: REND Getiri Serisi İçin EGARCH Modeli Tahmini.....	133
Çizelge 11.26: REND Getiri Serisi İçin FIEGARCH Model Tahmini	135

Çizelge 11.27: RPAK Getiri Serisi İçin Tanımlayıcı İstatistikler	139
Çizelge 11.28: RPAK Getiri Serisi için Birim Kök Testi Sonuçları	140
Çizelge 11.29: RPAK İçin ARFIMA Model Tahmin Sonuçları	142
Çizelge 11.30: RPAK Getiri Serisi İçin GARCH ve IGARCH Modeli	144
Çizelge 11.31: RPAK Getiri Serisi İçin FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları.....	145
Çizelge 11.32: RPAK için ARFIMA (1,ξ,1)-FIGARCH(1,d,1) Modeli	147
Çizelge 11.33: RPAK Getiri Serisi İçin EGARCH Modeli Tahmini	150
Çizelge 11.34: RPAK Getiri Serisi İçin FIEGARCH Model Tahmini.....	151

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sayfa No

Şekil 2.1: Sabit Varyans Varsayımı.....	19
Şekil 2.2: Değişen Varyans Varsayımı.....	20
Şekil 11.1: BIST-100 Endeksi	85
Şekil 11.2: Getiri Serisi	86
Şekil 11.3: Kareli Getiri Serisi (SRBIST)	86
Şekil 11.4: BIST Endeks Serisinin ACF Grafiği	86
Şekil 11.5: RBIST Getiri Serisinin ACF Grafiği.....	86
Şekil 11.6: SRBIST Getiri Kareler Serisi için ACF Grafiği.....	87
Şekil 11.7: Kuala Lumpur Hisse Senedi Piyasası Endeksi (MLZ).....	104
Şekil 11.8: Getiri Serisi (RMLZ).....	104
Şekil 11.9: Kareli Getiri Serisi (SRMLZ)	104
Şekil 11.10: MLZ Endeks Serisinin ACF Grafiği	105
Şekil 11.11: RMLZ Getiri Serisinin ACF Grafiği	105
Şekil 11.12: SRMLZ Kareli Getiri Serisinin ACF Grafiği.....	105
Şekil 11.13: Jakarta Hisse Senedi Piyasası Endeksi (END).....	120
Şekil 11.14: Getiri Serisi (REND).....	121
Şekil 11.15: Kareli Getiri Serisi (SREND).....	121
Şekil 11.16: END Endeks Serisinin ACF Grafiği	121
Şekil 11.17: REND Getiri Serisinin ACF Grafiği	121
Şekil 11.18: SREND Kareli Getiri Serisinin ACF Grafiği	122
Şekil 11.19: Karachi Hisse Senedi Piyasası Endeksi (PAK).....	137
Şekil 11.20: Getiri Serisi (RPAK)	137
Şekil 11.21: Kareli Getiri Serisi (SRPAK).....	138
Şekil 11.22: PAK Endeks Serisinin ACF Grafiği.....	138
Şekil 11.23: RPAK Getiri Serisinin ACF Grafiği	138
Şekil 11.24: SRPAK Kareli Getiri Serisinin ACF Grafiği	138

SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

Simgeler	:	Açıklamalar
ACF	:	Otokorelasyon Fonksiyonu
ADF	:	Geliştirilmiş Dickey Fuller
AIC	:	Akaike Bilgi Kriteri
AR	:	Otoregresif
ARCH	:	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARCH-M	:	Ortalamadaki Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARFIMA	:	Otoregresif Kesirli Bütünleşik Hareketli Ortalama
ARIMA	:	Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama
ARMA	:	Otoregresif Hareketli Ortalama
BIST	:	Borsa İstanbul
EGARCH	:	Üstel Geliştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
EKK	:	En Küçük Kareler
EPH	:	Etkin Piyasa Hipotezi
FIGARCH	:	Kesirli Bütünleşik GARCH
GARCH	:	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GED	:	Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
HYGARCH	:	Hiperbolik GARCH
IGARCH	:	Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
KPSS	:	Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin
JB	:	Jarque-Bera
L	:	Gecikme Operatörü
MA	:	Hareketli Ortalama
PP	:	Phillips-Perron
QML	:	Quasi Maksimum Olabilirlik
SIC	:	Schwartz Bilgi Kriteri

1. GİRİŞ

Beklenen getiri ile ilgili olarak risk ve belirsizlik kavramları finans literatüründe oldukça önemlidir. Finansal piyasalardaki risk ve getiri düzeylerinin belirlenmesi yatırımcıların kararları ve tercihleri açısından önemli bir yere sahiptir. Finansal piyasalardaki risk kavramı gerçekleşen getiri ile beklenen getiri arasındaki sapma ile ilgilidir. Yatırımın beklenen getirisindeki sapma “belirsizlik” ve sonucun beklenenden sapma olasılığı ise finans literatüründe “risk”olarak tanımlanmaktadır. Risk ve belirsizlik kavramları literatürde aynı anlamda kullanıldığı gibi farklı anlamlar taşıdıklarını savunanlar da mevcuttur. Bu iki kavram yakın anlamlı olmasına rağmen, belirsizlik, karar alıcının kararı etkileyecek olası bütün durumlardan haberdar olmadığı, haberdar olması durumunda bile bu olası durumların her biri için bir olasılık belirleyemediği durumu ifade etmektedir. Risk ise karar alıcının kararı etkileyebilecek olası durumlardan haberdar olduğu ve her bir olası durum için bir olasılık belirleyebildiği bir durumu ifade etmektedir. Finans literatüründe en çok kullanılan kavramlardan bir diğeri de “Oynaklık (Volatility)” dır. Oynaklık ekonomik bir varlığın fiyatındaki değişkenliği ifade etmektedir. Finansal piyasalarda işlem gören varlıkların fiyatlarının kısa zaman dilimleri içerisinde dalgalanma göstermesi oynaklığı ifade etmektedir. Oynaklığın yüksek olması, yüksek belirsizlik ve yüksek risk anlamı taşımaktadır.

Son yıllarda, politika yapıcıları ile piyasa katılımcılarının kaygı ile izledikleri en önemli gelişme finansal piyasalarda görülen oynaklıklardır. Hisse senedi piyasası öncelikli olmak üzere, döviz ve repo piyasalarında oynaklığın artması, finansal piyasalarda istikrarı sağlama ve söz konusu piyasalardaki oynaklığın ekonomi üzerindeki etkileri konusunda kamu politikalarında düzenlemeler yapma gereğini de beraberinde getirmektedir. Ayrıca tasarruf sahipleri, yatırımcılar ve diğer piyasa katılımcıları da kendilerine göre piyasalardaki oynaklık karşısında riskten korunma teknikleri geliştirmektedirler. Yatırımcılar finansal piyasalardaki artan oynaklığı artan getiriler ile bertaraf etmeye çalışabilirler veya artan oynaklığa göre yatırım kararlarını değiştirebilirler. Politika yapıcılar ise finansal piyasalarda artan oynaklığın tüm ekonomiye yayılmasından ve reel ekonomiye zarar vermesinden korunmak istemektedirler.

Finansal deęişkenlerdeki oynaklığın tahmin edilebilme konusuna artan ilgi yüksek frekanslı finansal zaman serileri için koşullu deęişen varyans modellerinin gereklilięini gündeme getirmiştir. Özellikle hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklar ve oynaklıklarda gözlemlenen deęişmeler finans literatüründe oynaklık tahmini ile ilgili çalışmaların sayısında önemli bir artışa neden olmaktadır. Söz konusu çalışmalarla, finansal piyasalarda son yıllarda artan bir oynaklığın söz konusu olup olmadığı, oynaklığın yapısı, büyüklüğü ve farklı piyasalarda süreklilik arz edip etmedięi ile ilgili sorulara yanıt aranmaktadır.

Finansal piyasa getirilerinin temel karakteristiklerinden birisi oynaklıklarının dinamik yapısıdır. Piyasalardaki oynaklık kümele(n)meleri adı verilen dinamik yapının varlığı oynaklıklardaki deęişmelerin tesadüfi olmadığını göstermektedir. Söz konusu durum yatırımcıların, akademisyenlerin, politika yapımcıların ve dięer piyasa katılımcılarının piyasalara farklı bir bakış açısıyla yaklaşmalarına neden olmaktadır. Bu amaçla, Engle (1982) tarafından önerilen ARCH modeli ve Bollerslev (1986) tarafından önerilen GARCH modeli ile türev modelleri finansal piyasa oynaklığı analizlerinde yaygın biçimde kullanılmaktadır. Bu modeller oynaklığı geçmiş dönem kareli getirilerin bir fonksiyonu olarak ifade etmektedirler.

Ayrıca finans literatüründe oynaklıktaki asimetрилиęi tanımlayan modeller de geliştirilmiştir. Nelson (1991) tarafından tanıtılan EGARCH modeli, (Engle ve Ng, 1993)' ün asimetrik GARCH süreci ve (Glosten et al., 1993)' ün GJR-GARCH modeli ve Zakoian (1994)' in TARARCH modeli popüler asimetrik GARCH türü modeller arasında yer almaktadırlar.

ARCH ve GARCH türü modeller ile oynaklıktaki asimetriye izin veren adı geçen model türleri ise yüksek frekanslı finansal zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalma, uzun dönem bağımlılık ya da yavaş ortalamaya dönme eğilimi olarak tanımlanan uzun hafıza (long memory) özelliğini deęerlendirmede yetersiz kalmaktadır.

Finansal bir zaman serisinde uzun hafıza özellięi söz konusu ise finansal piyasalar üzerine bir şokun etkisi uzun süre devam etmektedir. Uzun hafıza süreci tamsayı bir bütünleşme derecesi yerine kesirli bir bütünleşme derecesi ile karakterize edilebilmektedir. Uzun hafıza özellięinin modellenmesi konusu ilk defa (Mandelbrot ve

Wallis, 1969)' in jeofizik alanındaki çalışmalarında bir çok serinin sonsuz hafızaya sahip olduğunu bulmaları ile başlamaktadır. Bu alandaki çalışmalarında zaman serilerinin sonlu hafıza periyodlarının oldukça uzun olduğu düşüncesiyle uzun hafıza sergilediği yaklaşımında bulunmuşlardır. Mandelbrot (1972), ilk olarak uzun hafıza konusunda R/S analizinin ekonomik verilerle ilgili çalışmalarda yararlı olabileceğini ileri sürmüştür.

Literatürde uzun hafıza özellikleri sergileyen finansal zaman serilerinin koşullu ortalama ve varyanslarını modellemek için bir çok ekonometrik çalışma yapılmıştır. (Granger ve Joyeux, 1980), uzun hafıza özelliğinin bütünleşik bir sürecin kesirli bütünleşik bir sürece genişletilmesiyle modellenebileceğini göstermiştir. Hosking (1981), kesirli bütünleşme derecesi d için ortalamadaki ARFIMA modelini geliştirmiştir. (Geweke et al., 1983), frekans alanlı regresyon teknikleri kullanarak serilerin kesirli bütünleşme derecelerinin tahmini ile ilgili çalışmıştır. Lo (1991a), Birleşik Krallık menkul kıymetler borsasında uzun hafıza özelliğinin bir kanıtını göstermiştir.

Balaban (1995), 1988 ile 1994 yılları arasında Türkiye İstanbul Menkul Kıymetler Borsası günlük verilerini kullanarak hisse senedi fiyatlarının, IMKB' nin etkin bir piyasa olmadığı sonucuna ulaşmıştır. (Cheung ve Lai, 1995), 18 ülkenin menkul kıymetler borsası getirilerindeki uzun hafıza özelliğinin varlığını uyarlanmış R/S istatistiği ve GPH testi ile incelemiştir.

(Balaban vd., 1996), IMKB' de etkinliğin sağlanamadığı yönünde güçlü sonuçlar bulmuşlardır. (Blasco ve Santamaria, 1996), İspanya hisse senedi ve alt sektör endekslerinin uzun hafıza özelliğine sahip olup olmadığını 1980 ile 1993 yılları arasında günlük veriler kullanarak araştırmışlardır. Analiz sonucunda, İspanya hisse senedi piyasası getirisinin uzun hafıza özelliği gösterdiğine dair bulgular elde edememişlerdir.

(Berg ve Lyhagen, 1998), İsveç borsası için 1919-1995 dönemini kapsayan haftalık ve günlük verileri kullanarak R/S testi, ARFIMA modelleri ve GPH metodları ile ortalamada uzun hafızanın kanıtını sunmuşlardır.

Wright (1999), Arjantin, Brezilya, Kolombiya, Şili, Yunanistan, Hindistan, Ürdün, Kore, Malezya, Meksika, Nijerya, Pakistan, Filipinler, Tayvan, Tayland,

Venezuela ve Zimbabwe menkul kıymetler borsaları için pozitif bir uzun hafızanın varlığını bulmuştur.

(Barkoulas vd., 2000), 1981 ve 1990 yılları arasında haftalık veriler kullanarak Yunanistan hisse senedi piyasasında zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçeliliğini araştırmışlar ve Yunanistan hisse senedi piyasasının zayıf formda etkin olmadığını tespit etmişlerdir.

(Sadique ve Silvapulle, 2001), Japonya, Kore, Yeni Zelanda, Malezya, Singapur, ABD ve Avustralya borsalarındaki haftalık hisse senedi getirilerinde uzun dönem bağımlılık için kanıt bulmuşlardır. (Byers ve Peel, 2001), R/S, ARFIMA Modelleri ve GPH metodlarını kullanarak, altın fiyatları ile S&P500, FT30 indeksi, Alman Markı, Japon Yeni, Fransa Frangı ve Türk Lirası için uzun hafıza özelliği ile ilgili bulgularını sunmuşlardır.

Henry (2002), A.B.D., Japonya, Almanya, Birleşik Krallık, Hong Kong, Tayvan, Güney Kore, Singapur ve Avustralya borsaları için parametrik ve yarı parametrik tahminçiler kullanarak uzun dönem hafızayı test etmiş ve Güney Kore, Almanya, Japonya ve Tayvan borsalarında uzun hafıza özelliğinin güçlü kanıtlarını sunmuştur. (Resende ve Teixeira, 2002)' da, Brezilya hisse senedi piyasası için 1986 ile 1999 yılları arasında haftalık veriler kullanılmış, ortalamadaki uzun hafıza özelliğinin varlığı ARFIMA modeliyle test edilmiş, model sonuçlarına göre uzun hafızanın varlığına dair bulgular elde edilememiştir.

Limam (2003), R/S, GPH ve ARFIMA modelleri ile Mısır, Ürdün, Kuveyt, Tokyo, Brezilya, Birleşik Krallık, ABD, Hindistan, Meksika, Bahreyn, Morocco, Suudi Arabistan ve Tunus borsalarındaki uzun hafıza özelliklerini incelemiş ülkelerin çoğunda uzun hafıza özelliğinin kanıtlarını gösterememiştir.

Tolvi (2003a), 16 OECD ülkesinin hisse senedi piyasalarını ARFIMA modeliyle incelediği çalışmasında 1960 ile 1999 yılları arasında aylık veriler kullanmış ve analiz sonucunda Danimarka, Finlandiya ve İrlanda hisse senedi piyasasının uzun hafıza özellikleri olduğunu belirlemiştir. Tolvi (2003b), 1987 ile 2001 yılları arasında günlük veriler kullanarak Finlandiya hisse senedi piyasasında uzun hafızanın varlığını araştırmış, Finlandiya hisse senedi endeks getirisinin ve firmalara ait hisse senedi getirilerinin bütünleşme derecelerinin kesirli yapıda olduğuna dair kanıtlar sunmuştur.

(Caporale ve Gil-Alana, 2004), S&P500 endeksi için yapmış oldukları çalışmalarında 1928 ile 1991 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. S&P500 endeks getiri serisinin kesirli bütünleşik olduğunu tespit etmişlerdir. Kılıç (2004), FIGARCH modelini kullandığı çalışmasında IMKB100 endeks getirisinin uzun hafıza özelliği gösterdiğini ve buna bağlı olarak etkin bir piyasa olmadığını tespit etmiştir. (Lux ve Kaizoji, 2004) Japon borsası için uzun hafıza modelleri ile kısa hafıza modelleri performanslarını karşılaştırmış ve uzun hafıza modellerinin özellikle FIGARCH modelinin daha az başarılı bir süreç olduğunu göstermiştir. Vougas (2004), Atina hisse senedi piyasası endeks getirilerinde uzun dönemli bağımlılığın varlığını 1990 ile 2000 yılları arasında günlük veriler kullanarak araştırmıştır. ARFIMA modeli sonuçlarına göre, Atina hisse senedi piyasasında uzun hafızanın varlığına dair bulgular belirleyememiştir.

Gil-Alana (2006), Amsterdam, Frankfurt, Hong Kong, Londra, New York, Paris, Singapur ve Japonya borsaları üzerine yapmış olduğu çalışmasında, 1986 ile 1997 yılları arasında günlük veriler kullanmıştır. Analiz sonuçlarına göre, ülkelere ait hisse senedi piyasası endeks değerlerinin durağan olmadığını tespit etmiştir. (Caujeiro ve Tabak, 2006), Çin hisse senedi piyasası getiri serisinde uzun dönemli bağımlılık olduğunu tespit etmişlerdir. (Christodoulou-Volos ve Siokis, 2006), Türkiye ve 22 ülke hisse senedi piyasası üzerine yapmış olduğu çalışmasında günlük veriler kullanmışlardır. Yarı parametrik yöntemleri kullandıkları çalışmalarında uzun hafızanın varlığına dair az kanıt bulmuşlardır. (Atan vd., 2006), 2003-2005 dönemi için bir dakikalık fiyat değerleri ile Lo (1991)'nun geliştirilmiş R/S istatistiği ve GPH yöntemi kullanarak IMKB100 endeksinin zayıf formda etkin olduğu sonucuna varmışlardır.

Assaf (2007), Mısır, Ürdün, Fas ve Türkiye hisse senedi piyasaları üzerine yapmış olduğu çalışmasında 1997 ile 2002 yılları arasında günlük veriler için yarı parametrik yöntemleri kullanarak bu ülkelere ait hisse senedi piyasalarının getiri serilerinde uzun hafızanın kanıtını bulmuştur. Assaf (2007), yarı parametrik yöntemlerle Mısır, Ürdün, Fas ve Türkiye'ye ait hisse senedi piyasalarının getiri serilerinde 1997-2002 yılları arasında günlük veriler kullanarak uzun hafıza özelliğini incelemiş ve uzun hafızanın varlığını göstermiştir. (Kasman ve Torun, 2007), 1988-2007 dönemi için, Türkiye borsasının ikili uzun hafıza özelliğini ARFIMA-FIGARCH modeliyle incelemiş getiri

ve oynaklıkta uzun hafıza dinamiklerinin varlığını göstermiş, Türkiye borsasının etkin olmayan bir piyasa olduğunu bulmuştur. (Elder ve Serletis, 2007), DowJones endeksi üzerine yapmış oldukları çalışmalarında 1928 ile 2006 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. Yarı parametrik ve dalgacık tahmin yöntemini kullanarak endeksin kesirli bütünleşme derecesinin sıfırdan farksız olduğunu tespit etmişlerdir. (Lux ve Kaizoji, 2007), Tokyo hisse senedi piyasasında 100 firmanın hisse getirileri için yapmış oldukları çalışmalarında, 1975 ile 2001 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. GARCH, FIGARCH ve ARFIMA modelleri ile, modellerin öngörü performansında uzun hafıza modellerinin daha iyi sonuçlar elde ettiğini tespit etmişlerdir.

(McMillan ve Thupayagale, 2008), Güney Afrika hisse senedi piyasası getirisi üzerine yaptıkları çalışmalarında 1987 ile 2007 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. 1995-2007 tarihleri arasındaki veriler için ARFIMA, FIGARCH modellerini kullanarak piyasanın etkinliğini araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre ortalama getiride uzun hafızanın varlığına dair sonuçlar elde edemezken oynaklıkta uzun hafızanın olduğu sonucuna varmışlardır. (Kang ve Yoon, 2008), KOSPI200 endeks verilerinde uzun hafızanın varlığını FIAPARCH modeliyle incelemiş ve uzun hafıza özelliğinin de yapısal kırılmanın etkisinin olmadığını göstermiştir. (Disario et al., 2008), IMKB100 endeksi üzerine yapmış oldukları çalışmalarında 1988 ile 2004 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. Dalgacık yöntemi kullandıkları çalışmalarında IMKB100 endeksinin getiri serisinde uzun hafızanın varlığını tespit etmişler ve etkin piyasa hipotezinin gerçekleşmediğini belirtmişlerdir.

(Çevik ve Erdoğan, 2009), çalışmalarında 2001 ekonomik krizi sonrası dönem olan 2003-2007 yılları arasında bankacılık sektörünün zayıf formda etkinliğini yapısal kırılma testleri ve uzun hafıza modelleri ile araştırmışlardır. Bulguları bankacılık sektörünün hisse senedi fiyat serilerinin tümünde yapısal kırılma tespit edilmiş ve kırılma etkileri giderildiğinde fiyat serilerinin uzun hafızaya sahip olduğunu göstermişlerdir. (Kang et al., 2010), yarı parametrik yöntemler kullanarak Çin hisse senedi endeks getirisinin oynaklığında uzun hafızanın varlığına dair bulgular elde etmişlerdir. (Mighri et al., 2010), uzun hafıza VaR tahmini için Normal, Student-t, Skewed Student-t dağılımlı simetrik FIGARCH modeli ile asimetrik FIEGARCH ve FIAPARCH modellerinin performanslarını karşılaştırmışlardır. Örneklem dışı VaR

tahmininde, Student-t dağılımlı FIAPARCH(1,d,1) modelinin daha iyi sonuçlar verdiğini göstermişlerdir.

(Ural ve Küçüközmen, 2011), yapısal kırılma testi ile birlikte uzun hafıza özelliği için S&P500, FTSE100, DAX, CAC40 ve ISE100 borsa endekslerinin kapanış fiyatlarını incelemişler, tüm borsalar için uzun hafıza özelliğinin söz konusu olduğunu ve zayıf formda etkinsiz olduklarını bulmuşlardır. Mootamri (2011), çok değişkenli ARFIMA süreçleri yardımıyla Birleşik Krallık borsa getirileri için uzun hafıza özelliğini incelemiş ve koşullu ortalamada uzun hafıza özelliğinin varlığını göstermiştir. Vats (2011), Çin, Endonezya ve Tayvan döviz kurlarındaki uzun hafıza özelliklerini incelemiş, ARFIMA-FIGARCH modellerinin sonuçlarına göre Çin ve Endonezya döviz kurlarında, ortalama ve oynaklığında uzun hafıza özellikleri ile ilgili kanıtlar sunmuştur.

(Bhattacharya ve Bhattacharya, 2012), on gelişmekte olan piyasadaki uzun hafıza özelliklerinin varlığını parametrik olmayan yöntemlerle incelemişler. Çevik (2012), IMKB’ de işlem gören on sektör için 1997-2011 tarihleri arasında, Türkiye için IMKB’ de etkin piyasa hipotezinin geçerli olup olmadığını yarı parametrik ve parametrik yöntemlerle araştırmış ve etkin bir piyasa olmadığına dair bulgular elde etmiştir. Maheshchandra (2012), Hindistan borsası için günlük getirileri kullanarak ARFIMA-FIGARCH modelleri ile uzun hafızanın varlığını incelemişlerdir. ARFIMA modeli sonuçları, getirilerde uzun hafızanın olmadığını fakat FIGARCH modeli koşullu varyansta uzun hafızanın varlığını göstermiştir. (Tayefi ve Ramanathan, 2012) çalışmalarında ARFIMA modeli ile FIGARCH modelini karşılaştırmıştır, FIGARCH modelini kullanarak parametre tahmini ve öngörü problemlerini tartışmışlar ve kısaca ilişkili diğer modellere de yer vermişlerdir.

(Chkili et al., 2013) çalışmalarında ham petrol, doğal gaz, altın ve gümüş piyasaları için koşullu oynaklık modellemesi ve öngörüsünde uzun hafıza modellerini kullanmışlar ayrıca asimetrik davranışı da incelemişlerdir. Özellikle FIAPARCH modelinin VaR tahmini için en uygun tahminleri verdiğini göstermişlerdir.

Küreselleşme birlikte finansal piyasalar da birlikte hareket etme eğilimi göstermekte ve piyasalarda meydana gelen olumlu/olumsuz gelişmeler, iyi/kötü haberler tüm dünya piyasalarını etkileyebilmektedir. Özellikle hem ekonomileriyle, hem de finansal piyasalarıyla gelişmekte olan ülkeler dış piyasalardaki değişimlerden ayrıca

ülke içindeki istikrarsızlıklardan da etkilenebilmektedirler. Bu durum ekonomik dengeleri etkilemekle birlikte finansal piyasaların oynaklığını ve belirsizliğini de arttırmaktadır.

Ekonomideki söz konusu etkileşimlerin yönünün bilinmesi, piyasalardaki oynaklıkların yapısının ve büyüklüğünün tahmin edilebilir olması, ekonomistlerin, politika yapımcıların, karar alıcıların ve diğer piyasa katılımcılarının finansal istikrarı sağlamaya yönelik ve kriz dönemlerinde izleyecekleri strateji seçimlerinde oldukça önemli bir bilgi niteliğindedir.

Bu amaçla çalışmada, 2008 dünya ekonomik krizi sonrası 24.08.2010-19.07.2013 dönemi için, Türkiye ve küresel ekonomide gittikçe artan bir öneme sahip olan gelişen ülkeler (D-8) arasından seçilen Malezya, Endonezya ve Pakistan hisse senedi piyasalarının bağımsız olarak ikili uzun hafıza analiz bulguları değerlendirilmektedir. Çalışmanın söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasaları ile ilgili literatüre farklı açılardan katkılar sağlaması beklenmektedir. İlk olarak çalışma, Türkiye, Malezya, Endonezya ve Pakistan hisse senedi piyasa getirilerinin koşullu ortalamasındaki uzun hafıza özellikleri ARFIMA modelleri ve koşullu varyansındaki (oynaklığı) uzun hafıza özelliklerini ise FIGARCH modelleri ile bağımsız olarak incelemektedir.

İkinci olarak, şokların getiri ortalaması ve oynaklığı üzerindeki eş zamanlı etkileri varsayımıyla, sürecin koşullu ortalama ve koşullu varyansı arasındaki ilişkiyi birlikte analiz etmeyi sağlayan ARFIMA-FIGARCH modeli tüm getiri serileri için bağımsız biçimde tahmin edilmektedir.

Üçüncü olarak, son yıllarda ekonometri literatürü getiri hataları dağılımının asimetri ve kalın kuyruk özelliklerini modellemenin önemi üzerine vurgu yapmaktadır. Genellikle finansal zaman serileri hataları aşırı basık (leptokurtic), asimetric ve kalın kuyruk karakteristikleri taşımaktadır. Normal dağılım, getirilerin bu özelliklerini yakalamada yeterli değildir. Bu amaçla, tüm modeller, Normal, Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımı gibi dört farklı dağılım varsayımı altında tahmin edilmektedir. Böylece hata dağılımlarının kalın kuyruk ve asimetri özellikleri de değerlendirilmektedir.

Dördüncü olarak, şokların oynaklık üzerindeki kısa ve uzun hafıza etkilerinin asimetric olduğu durumu da değerlendiren EGARCH ve FIEGARCH model tahminleri

elde edilmektedir. Şokların oynaklık üzerindeki kısa ve uzun hafızalı asimetrik etkileri tüm hisse senedi piyasaları için söz konusu modellerle bağımsız olarak analiz edilmektedir.

Beşinci olarak, literatürde genellikle uzun hafıza özellikleri gelişmiş piyasalarda incelenmiştir. Uzun hafıza ile ilgili gelişmekte olan piyasalarla ilgili sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmaların bir çoğu ise sadece ortalaması ya da oynaklığına yönelik tahminleri yada asimetri durumunu göz önüne almayan bulguları içermektedir. Bu anlamda, çalışmada gelişmekte olan piyasalardaki uzun hafıza karakteristikleri analiz edilmeye çalışılarak literatüre katkıda bulunulmuştur.

Son olarak, gelişen piyasaların etkinliği ile ilgili mevcut literatürde karmaşık sonuçlar elde edilmiştir. Piyasalar için etkinlik önemli bir kavramdır. Etkin Piyasa Hipotezi piyasa fiyatlarının tüm mevcut bilgiyi tamamen yansıttığını ileri sürmektedir. Etkin bir piyasada gelecekteki fiyat davranışları öngörülemez için aşırı karlar elde edilmesi mümkün değildir. Bu nedenle getiri oynaklığının öngörülebilir olması, uzun hafızaya sahip olması Yarı Etkin Piyasa Hipotezi' ni geçersiz kılmaktadır. Bu anlamda çalışmada söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasaları ile ilgili etkinlik değerlendirmesi de yapılmaktadır.

Çalışmanın bölümleri şu şekildedir: Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde zaman serileri ile ilgili temel kavramlara yer verilmektedir. Üçüncü bölümde, Etkin Piyasa Hipotezi hakkında genel bir bilgi, dördüncü bölümde ise finansal zaman serileri ve özellikleri sunulmaktadır. Beşinci bölüm, uzun hafıza testlerini, altıncı bölüm, ortalama modelleri olan ARIMA modellerini tanıtmaktadır. Yedi ve sekizinci bölümler simetrik ve asimetrik uzun hafıza modelleri ile ilgili bilgi vermektedir. Dokuzuncu bölüm model dağılımlarını, onuncu bölüm ise tanısız testleri sunmaktadır. Onbirinci bölüm, tüm ülkeler için bağımsız biçimde analizleri gösterirken, onikinci bölüm bulgularla ilgili genel değerlendirmeleri ve önerileri içeren sonuç ve öneriler kısmıdır. Kaynaklar ise bölüm onüç olarak sunulmuştur.

2. TEMEL KAVRAMLAR

Bu bölümde zaman serileri ile ilgili bazı genel kavramlardan kısaca bahsedilecektir.

2.1. Stokastik Süreçler

Bir stokastik süreç, olasılık kurallarına bağlı olarak zaman içerisinde gelişen istatistiksel bir olay olarak tanımlanmaktadır. Y_t , $t=1,2,\dots,T$ bir zaman serisi ise stokastik süreç olarak adlandırılan bir teorik sürecin gerçekleşmesi olarak ifade edilmektedir. Bir stokastik süreçte her gözlem değeri $Y_1, Y_2, \dots, Y_t$ bir olasılık dağılımından rassal olarak çekildiğinden rassal bir değişkendir ve gözlemlerin belirli bir olasılık dağılımına göre oluştuğu varsayılmaktadır. Buna göre bir stokastik süreç, bir zaman aralığına göre sıralanmış rassal değişkenlerin birikimi olarak tanımlanabilmektedir (Chatfield, 1996; Harvey, 1993).

Bir stokastik süreçte değişkenin kesikli veya sürekli olmasına göre süreç değişkeni farklı biçimde gösterilmektedir. Geleneksel olarak eğer süreç sürekli bir değişken ile temsil ediliyorsa $Y(t)$ ile, kesikli bir değişken ile temsil ediliyorsa Y_t ile ifade edilmektedir (Maddala ve Kim, 1998; Chatfield, 1996).

Stokastik süreci tanımlamanın bir yolu $t_1, \dots, t_n$ zamanı için $Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n}$ birleşik olasılık dağılımını tanımlamaktır. Başka bir yolu ise özellikle ortalama, varyans ve otokovaryans fonksiyonları olarak adlandırılan birinci ve ikinci momentleri yardımıyla tanımlamaktır. Y_t değişkeninin birinci ve ikinci momentleri;

$$\text{Ortalama } \mu_t = E(Y_t) \quad (E.2.1)$$

$$\text{Varyans } \sigma_t^2 = \text{Var}(Y_t) \quad (E.2.2)$$

ile gösterilir ve Y_{t_1} ile Y_{t_2} arasındaki otokovaryans ise;

$$\text{Cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}) = E[(Y_{t_1} - \mu_{t_1})(Y_{t_2} - \mu_{t_2})] \quad (E.2.3)$$

biçiminde yazılabilmektedir.

2.1.1. Durağan stokastik süreçler

Bir zaman serisinin ortalamasında eğer trend gibi sistematik bir değişme yoksa ve düzenli periyodik değişmeler söz konusu değilse, serinin ortalamasında durağan

olduğunu söylemek mümkündür. Süreç durağan ise, özellikleri zamana bağlı olarak değişmemektedir. Zaman serileri ile ilgili teorilerin önemli bir kısmı, durağan zaman serileri ile ilgilidir. Dolayısıyla durağan olmayan zaman serilerinin durağan hale dönüştürülmesi ihtiyacı ortaya çıkmaktadır. Stokastik sürecin özellikleri zamana bağlı olarak değişiyorsa zaman serisinin geçmiş gözlem değerlerinden yararlanılarak öngöründe bulunulabilecek bir model elde edilmesi mümkün olamamaktadır(Chatfield, 1996; Gujarati, 1995). Durağanlık kavramı ise zayıf ve tam durağanlık olarak ele alınmaktadır.

2.1.2. Zayıf ve güçlü durağanlık

Bir stokastik süreçle ilgili olarak sürecin bileşik olasılık dağılımını tanımlamak uygulamada genellikle zor olduğundan sürecin rassal değişkenleri Y_t , $t=1, \dots, T$ için ortalama, varyans ve kovaryansları tanımlanmaktadır. Bir stokastik süreci ifade eden zaman serileri için;

- i.) $E(Y_t) = \mu_Y$, tüm t değerleri için sabit ise,
- ii.) $Var(Y_t) = \sigma_Y^2 = \gamma_0$, tüm t değerleri için sabit ise,
- iii.) $Cov(Y_t, Y_{t+k}) = \gamma_k$, tüm t değerleri için sabit ve $k \neq 0$,

ise “zayıf durağanlık (kovaryans durağan)” söz konusudur. Zayıf durağanlıkta sürecin ortalama, varyans ve kovaryansı zamana bağlı değildir (Maddala ve Kim, 1998).

Bir başka ifadeyle, eğer bir zaman serisinin yalnızca sıfıra göre birinci dereceden momenti zamana göre değişmiyorsa seri "birinci dereceden durağan", sıfıra göre birinci momenti olan aritmetik ortalama ile, aritmetik ortalamaya göre ikinci momenti olan varyans ve kovaryansı zamana göre değişmiyorsa bu seriye "ikinci dereceden durağan", "kovaryans durağan" ya da "zayıf durağan" seri adı verilir.

Bir zaman serisinin zayıf durağanlık özelliklerinin yanı sıra dağılımı da zaman içinde değişmiyorsa sürecin “güçlü durağan” olduğundan bahsedilir. Eğer n gözlemin $Y(t_1), Y(t_2), \dots, Y(t_n)$ 'nin herhangi bir kümesinin bileşik olasılık dağılımı tüm n ve k 'lar için $Y(t_{1+k}), Y(t_{2+k}), \dots, Y(t_{n+k})$ 'nin bileşik olasılık dağılımıyla aynı ise "güçlü durağandır" denir (Maddala ve Kim, 1998). Güçlü durağan bir Y_t serisinin dağılımı t 'den bağımsızdır. Bu nedenle sabit olan serinin yalnızca ortalaması ve varyansı değildir aynı zamanda daha yüksek dereceden tüm momentleri t 'den bağımsızdır. Bu durum

pratikte uygulanması zor olan bir varsayımdır. Bu nedenle durağanlığı daha az sınırlayıcı şekilde tanımlama ihtiyacı duyulmaktadır.

2.1.3. Pür rassal süreç(beyaz gürültü)

Kesikli bir rassal süreç olan Y_t , bağımsız ve özdeş dağılan (i.i.d.) rassal değişkenler serisini içeriyorsa süreç “pür rassal süreç” olarak kabul edilebilir. Pür rassal sürecin rassal değişkenleri, sabit bir ortalama ve varyansa sahiptir (Tsay, 2005; Maddala ve Kim, 1998).

$$E(\varepsilon_t)=0, \text{ tüm } t\text{'ler için,}$$

$$\text{Var}(\varepsilon_t)=\sigma^2, \text{ tüm } t\text{'ler için,}$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k})=0, k \neq 0 \text{ ve tüm } t\text{'ler için,}$$

sabittir. Sürecin otokovaryans fonksiyonu,

$$\gamma(k) = \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k})=0, k \neq 0 \text{ için}$$

biçiminde ve otokorelasyon fonksiyonu(ACF) da,

$$\rho(k) = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ 0, & \text{d.d.} \end{cases} \quad (\text{E.2.4})$$

ile verilir. Pür rassal süreç “Beyaz Gürültü (White Noise)” olarak da adlandırılmaktadır. Ortalaması sıfır ve varyansı sabit olan bağımsız ve özdeş dağılan rassal değişken serisi;

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), t=1, 2, \dots, T. \quad (\text{E.2.5})$$

biçiminde gösterilir. Sürecin kovaryans durağan olduğu ve ε_t 'nin normal dağıldığı varsayımı altında güçlü durağan kabul edilir (Maddala ve Kim, 1998).

2.1.4. Durağan olmayan stokastik süreçler

Zaman serilerinin sabit bir ortalama etrafında dağılmaması veya stokastik sürecin özelliklerinin zamana bağlı olarak değişmesi ile durağan olmayan zaman serilerinden bahsedilmektedir. Durağan olmayan zaman serilerinin durağan hale dönüştürülmesi için trend ve mevsim etkilerinden arındırılması gerekmektedir. Buna göre, bir zaman serisinin durağanlığı için (Box ve Jenkins, 1976) tarafından önerilen bir yöntemle, seri durağan oluncaya kadar fark alma yoluna gidilmektedir. Durağan olmayan bir zaman serisi modeli basitçe;

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad (E.2.6)$$

ile gösterilmiş olsun. Burada μ_t zamanın bir fonksiyonudur ve ε_t zayıf durağan bir seridir. Serideki hareketlerin bir kısmı trendin varlığından kaynaklanabilmektedir. Durağan olmayan seriler trend içeren serilerdir. Bu trend deterministik (genellikle ortalamadan kaynaklanmaktadır) veya stokastik (kovaryansın zamana bağlı olması) olabilmektedir. Birim köklü seriler stokastik trend içeren serilerdir (Akdi, 2012). Aşağıdaki üç model incelenecek olursa;

$$i) \quad Y_t = \mu + Y_{t-1} \quad (E.2.7)$$

$$ii) \quad Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (E.2.8)$$

$$iii) \quad Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (E.2.9)$$

Burada μ sabit ve genellikle serinin beklenen değeridir. ε_t 'ler $\varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ biçiminde beyaz gürültü serisidir. Bu modeller, $S_t = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t$ olmak üzere

$$i) \quad Y_t = Y_0 + \mu t \quad (E.2.10)$$

$$ii) \quad Y_t = Y_0 + S_t \quad (E.2.11)$$

$$iii) \quad Y_t = Y_0 + \mu t + S_t \quad (E.2.12)$$

olarak da yazılabilir. $\{Y_t; t=1,2,3,\dots\}$ rassal değişkenler serisi,

$$Y_1(w) \leq Y_2(w) \leq \dots \leq Y_n(w) \leq \dots \text{biçiminde ise artan bir trend,}$$

$$Y_1(w) \geq Y_2(w) \geq \dots \geq Y_n(w) \geq \dots \text{biçiminde ise azalan bir trendden bahsedilmektedir.}$$

$\{\mu t, t=1,2,\dots\}$ terimi bir stokastik terim içermediğinden, deterministik trendi göstermektedir. S_t ise rassal değişkenlerin toplamı olup stokastik bir trendi ifade etmektedir. E.2.12' deki modelde olduğu gibi bazı modeller hem deterministik hem de stokastik trend içerebilmektedir (Akdi, 2012).

2.1.5. Rassal yürüyüş süreci

ε_t 'nin ortalaması μ ve varyansı σ^2 olan bir seri olması varsayımı altında, Y_t serisi aşağıdaki gibi tanımlanan süreçle üretiliyorsa bu seri rassal yürüyüş serisidir (Chatfield, 1996).

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (E.2.13)$$

E.2.13’de genel hali ifade edilen denklemi Y_1 , Y_2 ve Y_n için yazılırsa, rassal yürüyüş süreci ile ilgili olarak,

$$\begin{aligned} Y_1 &= Y_0 + \varepsilon_1 \\ Y_2 &= Y_1 + \varepsilon_2 & [(Y_0 + \varepsilon_1) + \varepsilon_2] \\ Y_3 &= Y_2 + \varepsilon_3 & [(Y_0 + \varepsilon_1) + \varepsilon_2 + \varepsilon_3] \\ &\dots & \dots \\ Y_t &= Y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i, \end{aligned} \quad (E.2.14)$$

Y_0 ’ ın değerinin sifıra eşit olduğu varsayılırsa bu durumda;

$$Y_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i, \quad (E.2.15)$$

olur ve $E[Y_t] = t\mu$, $Var(Y_t) = t\sigma^2$ ise zamana bağlı olarak sonsuza doğru büyümekte olup durağan olmayan bir süreç göstermektedir. Bu serinin farkı alındığında durağan hale gelmektedir. Fakat sürecin birinci dereceden farkları,

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t, \quad (E.2.16)$$

şeklindeki durağan olan beyaz gürültü serisini verir (Chatfield, 1996).

2.1.6. Fark durağan ve trend durağan süreçler

Zaman serisi modellerinde zamanın etkisi ya da serinin eğilimini gösteren t değişkeni modele dahil edilmektedir. Bu durumda Y_t serisi $Y_t = f(t) + \varepsilon_t$ süreci ile gösterilebilir. ε_t sıfır ortalamalı ve σ^2 varyanslı durağan bir süreçtir ve $f(t)$ ’ de doğrusal bir trend sergilemektedir (Arellano ve Pantula, 1995; Nelson ve Ploser, 1982). Bu durumda Y_t ;

$$Y_t = \alpha_0 + \beta t + \varepsilon_t, \quad (E.2.17)$$

ile modellenmektedir. Bu seriyi trendden arındırmak amacıyla farkı alınır;

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \beta + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}, \quad (E.2.18)$$

biçiminde gösterilen durağan olmayan bir süreç elde edilir. Trendden arındırılmış seri için fark alındığında elde edilen,

$$\nabla^2 Y_t = \nabla^2 \varepsilon_t = \varepsilon_t - 2\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_{t-2}, \quad (E.2.19)$$

süreci de durağan değildir.

(Nelson ve Ploser, 1982) ayrıca fark durağan süreci de;

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta + \varepsilon_t, \quad (\text{E.2.20})$$

ile rassal yürüyüş modelini ifade etmektedir. Trend durağan ve fark durağan süreç olarak adlandırılan süreçler trendi arındırma biçimi açısından farklılık göstermektedir. Trend durağanlık için trend modele eklenmekte ve modele EKK uygulanmaktadır. Bu şekilde elde edilen hatalar trendden arındırılmıştır. Ortalama durağanlık için ise bir sonraki bölümde bahsedildiği gibi serinin farkı alınmaktadır.

2.2. Zaman Serilerinin Durağanlığının Belirlenmesi ve Durağanlaştırılması

Bir zaman serisinin durağanlığının belirlenmesi için serinin kartezyen grafiğine ve korelogramı yani otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonuna (PACF) göre bir önsel değerlendirme yapılabilir.

Buna göre, Y_t serisi zayıf durağan bir seri olarak değerlendirilmiş olsun. Y_t ve Y_{t-i} geçmiş dönem değerleri arasında doğrusal bağımlılık söz konusu olduğunda korelasyon kavramı “otokorelasyon” olarak genelleştirilmektedir. Y_t ve Y_k arasındaki korelasyon katsayısı, Y_t 'nin k gecikmeli otokorelasyonu olarak adlandırılmaktadır ve genellikle ρ_k ile gösterilmektedir;

$$\rho(k) = \frac{\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(Y_t)\text{Var}(Y_{t-k})}} = \frac{\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k})}{\text{Var}(Y_t)} = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)}, \quad (\text{E.2.21})$$

burada zayıf durağan bir seri için $\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_{t-k})$ özelliği kullanılır. $\rho(0) = 1$, $\rho(k) = \rho(-k)$ ' dir ve $-1 \leq \rho(k) \leq +1$ ' dir. Ayrıca Y_t serisi için eğer $\rho(k) = 0$, $k > 0$ ise serisel korelasyon yoktur. $\{Y_t\}_{t=1}^T$ örnek seri için $\bar{Y}_n$, örnek ortalaması ($\bar{Y}_n = \sum_{t=1}^T Y_t / T$) ile

tanımlansın. Buna göre Y_t 'nin bir gecikmeli örnek otokorelasyonu;

$$\hat{\rho}(1) = \frac{\sum_{t=2}^T \frac{(Y_t - \bar{Y}_n)(Y_{t-1} - \bar{Y}_n)}{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y}_n)^2}}, \quad (\text{E.2.22})$$

ile elde edilir. Bazı genel koşullar altında $\hat{\rho}(1)$, $\rho(1)$ ' in tutarlı bir tahminidir (Brockwell ve Davis, 1991; Tsay, 2005).

Y_t 'nin k gecikmeli örnek otokorelasyonu;

$$\hat{\gamma}_n(k) = \frac{1}{n-k} \sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y}_n)(Y_{t+k} - \bar{Y}_n) \quad (\text{E.2.23})$$

olup,

$$\hat{\gamma}_n(0) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y}_n)^2, \quad (\text{E.2.24})$$

ise,

$$\hat{\rho}_n(k) = \frac{\hat{\gamma}_n(k)}{\hat{\gamma}_n(0)}, \quad (\text{E.2.25})$$

biçiminde gösterilir ve $k > 0$ için,

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{T-k} (Y_t - \bar{Y}_n)(Y_{t+k} - \bar{Y}_n)}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y}_n)^2}, \quad 0 \leq k < T-1, \quad (\text{E.2.26})$$

biçiminde ifade edilmektedir. Eğer $\{Y_t\}_{t=1}^T$, $E(Y_t^2) < \infty$ sağlayan bir bağımsız özdeş dağılımlı (i.i.d.) bir süreç ise $\sqrt{T}\hat{\rho}(k) \xrightarrow{d} N(0,1)$ biçiminde asimptotik normal dağılır (Johnston ve Dinardo, 1997).

Otokorelasyon fonksiyonu (ACF) durağan bir seri için k gecikmesine kadar azalmaktadır. Fakat durağan olmayan bir seri için genellikle durum böyle değildir. Eğer durağan olmayan bir seri için fark alınırsa otokorelasyon fonksiyonuna bakılarak fark almanın durağanlık üzerindeki başarısını kontrol etmek mümkündür. Otokorelasyon fonksiyonu değerleri yüksek gecikmelerde fark alınmasına rağmen anlamlı kalıyorsa serinin hala durağan olmadığına karar verilmektedir.

Seri için hesaplanan gecikmeli otokorelasyon katsayılarının değerleri birinci veya ikinci gecikmeden sonra istatistiksel açıdan anlamlı olmayan değerler alma ve hızla sıfıra yaklaşma eğiliminde ise veya ilk iki gecikmeden sonraki otokorelasyon katsayılarının değerleri %95 güven düzeyinde, $\pm 1.96\hat{\sigma}[\hat{\rho}(k)]$ limitleri arasında ise otokorelasyon katsayıları belirlenen anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı değildir ve seri durağandır. Eğer $\pm 1.96\hat{\sigma}[\hat{\rho}(k)]$ limitleri dışında ise otokorelasyon katsayıları $\pm 1.96\hat{\sigma}[\hat{\rho}(k)]$ limitleri arasında anlamlıdır ve seri durağan değildir (Pindyck

and Rubinfeld, 1991). Gecikme sayılarına (k) karşılık otokorelasyon değerlerinin yer aldığı grafiğe “otokorelasyon fonksiyonu grafiği” ya da “korelogram” adı verilir.

Kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) ise Y_t ve Y_{t-k} arasındaki kısmi otokorelasyon fonksiyonu, $Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k+1}$ üzerine koşullu otokorelasyondur.

$$\phi_k = \text{kor}(Y_t, Y_{t-k} | Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k+1}), \quad (\text{E.2.27})$$

biçiminde ifade edilir. $\{Y_t\}_{t=1}^T$ zaman serisi verildiğinde Y_t ' nin $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-k}$ üzerinde regresyonunda, Y_{t-k} ' nin katsayısı serinin k. kısmi otokorelasyonudur. Buna göre, Y_t ' nin Y_{t-1} üzerine regresyonundan birinci kısmi otokorelasyon Y_{t-1} ' in katsayısıdır. Benzer biçimde, ikinci kısmi otokorelasyon Y_t ' nin Y_{t-1} ve Y_{t-2} üzerine regresyonunda Y_{t-2} ' nin katsayısıdır. (Y_{t-1} ' in katsayısı birinci kısmi otokorelasyon değildir.) Bir başka ifade ile m tane kısmi otokorelasyon değerini hesaplamak için m tane regresyon çözümlemesinin yapılması gerekir (Akdi, 2012).

Y_t ile Y_{t+h} arasındaki kısmi korelasyon $\phi(h)$ olsun. $\phi(h)$, Y_t 'nin $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-h}$ üzerine regresyonu yapıldığında Y_{t-h} ' in katsayısıdır. Buna göre $\phi(1)$ birinci kısmi otokorelasyon için;

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (\text{E.2.28})$$

$\phi(1) = \alpha_1$ ' dir ve $\phi(2)$ için;

$$Y_t = \alpha_0^* + \alpha_1^* Y_{t-1} + \alpha_2^* Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (\text{E.2.29})$$

$\phi(2) = \alpha_2^*$ ' dir. Kısaca;

$$\rho(h) = \begin{bmatrix} 1 & \rho(1) & \rho(2) \dots \rho(h-1) \\ \rho(1) & 1 & \dots & \rho(h) \dots \rho(h-2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \quad (\text{E.2.30})$$

olur. Son sütun $(\rho(1), \rho(2), \dots, \rho(h))$ ile değiştirildiğinde oluşan matris $\rho(h)^*$ olsun. Buna göre h. kısmi otokorelasyon;

$$\phi(h) = \frac{\det(\rho(h)^*)}{\det(\rho(h))} \quad (\text{E.2.31})$$

biçiminde ifade edilir (Akdi, 2012).

Durağanlık kontrolü yanında ACF ve PACF fonksiyonlarının birlikte değerlendirilmesi ile model derecelerinin belirlenmesi söz konusudur.

Zaman serilerinin durağanlığının belirlenmesi ile ilgili görsel değerlendirmenin yanında istatistiksel bir diğer yaklaşım olarak, seride birim köklerin varlığı için birim kök testlerinden yararlanılabilir. Söz konusu testlerle ilgili teorik bilgi Bölüm 2.5’ de sunulduğundan bu bölümde ayrıca yer verilmemiştir.

Durağan olmayan serilerin durağanlaştırılması için farklı yöntemler söz konusudur. Bir seride ortalama durağanlığın sağlanması için, seriye fark alma yöntemi uygulanabilir. Fark alma işlemi ardışık gözlem değerleri arasındaki değişme olarak tanımlanmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010; Bozkurt, 2007).

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} = Y_t - LY_t = (1-L)Y_t, \quad (E.2.32)$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Bazı durumlarda serinin durağanlığının sağlanması için birinci farklarının alınması yeterli olmamaktadır. Bu durumda serinin ikinci farklarının alınması uygundur. Serinin ikinci farkı ise;

$$\nabla(\nabla Y_t) = \nabla(Y_t - Y_{t-1}) = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2} = Y_t - 2LY_t + L^2Y_t \quad (E.2.33)$$

$$= (1 - 2L + L^2)Y_t = (1-L)^2Y_t \quad (E.2.34)$$

biçiminde gösterilmektedir. Varyans durağanlığın sağlanması için ise serinin logaritması alınırken, durağan olmayan mevsimsel seriler için mevsimsel farklar alınarak seri durağan hale dönüştürülebilir. Mevsimsel fark ise, bir değişkenin herhangi bir değeri ile bir önceki yılın aynı dönemine karşılık gelen değeri arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. s mevsim periyodu ise;

$$\nabla_s Y_t = Y_t - Y_{t-s} = (1-L^s)Y_t, \quad (E.2.35)$$

gibi gösterilmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

2.3. Değişen Varyans ve Otokorelasyon

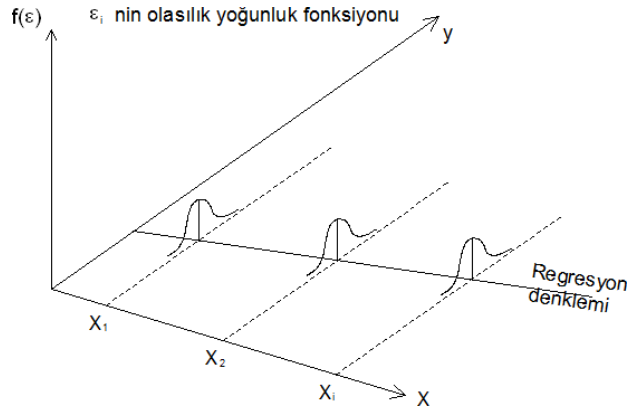
Regresyon analizinde, hata terimlerinin varyansının sabit olduğu varsayılmaktadır. Bir zaman serisi modeli de regresyon modeline benzemektedir. Model $Y = X\beta + \varepsilon$ biçiminde yazılabilir. Burada ε , ortalaması sıfır ve varyans-kovaryans matrisi (V) olan hata vektörünü ifade etmektedir. Hata terimleri birbirinden

bağımsız fakat V matrisinin köşegen elemanları olan varyansları farklı ise değişen varyans (heteroscedasticity) probleminden bahsedilebilir(Akdi, 2012). $Y = X\beta + \varepsilon$ modeli ele alınırsa, β 'nin EKK tahmincisi otokorelasyon ve değişen varyans durumunda BLUE (Best Linear Unbiased Estimator-En İyi Doğrusal Sapmasız Tahminci) değildir.

Sabit varyans varsayımı (Homoscedasticity) verilen tüm gözlem değerleri (X_i) için ε_i 'nin koşullu varyanslarının aynı olduğudur. Sembolik olarak;

$$\begin{aligned}\text{Var}(\varepsilon_i | X_i = x_i) &= E(\varepsilon_i - (E(\varepsilon_i) | X_i = x_i))^2 \\ &= E(\varepsilon_i^2 | X_i = x_i) \\ &= \sigma^2\end{aligned}\tag{E.2.36}$$

şeklinde gösterilmektedir (Gujarati, 1995). E.2.36 her bir $X_i=x_i$ için ε_i 'nin varyansının σ^2 'ye eşit pozitif bir sabit sayı olduğunu göstermektedir. Bu duruma sabit varyanslılık (homoscedasticity) denir. Farklı bir ifade ile sabit varyanslılık; Y değişkeninin değerlerinin aynı varyansa sahip olan çeşitli X değerleri ile ilişkili olduğu anlamına gelmektedir. Sabit varyans varsayımı Şekil 2.1' deki gibi bir grafikte gösterilebilir.



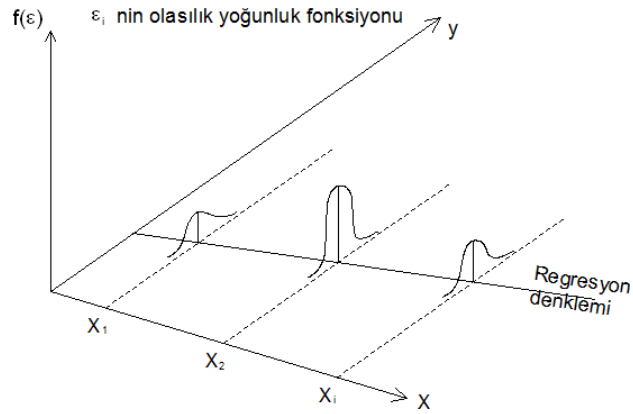
Şekil 2.1. Sabit Varyans Varsayımı

Y 'nin koşullu varyansının X değerlerine bağlı olarak değiştiği durum ise değişen varyans (heteroscedasticity) olarak bilinmektedir. Sembolik olarak;

$$\text{Var}(\varepsilon_i | X_i=x_i) = \sigma_i^2\tag{E.2.37}$$

biçiminde yazılmaktadır(Gujarati, 1995).

Değişen varyans durumunu gösteren grafik aşağıda verilmiştir.



Şekil 2.2. Değişen Varyans Varsayımı

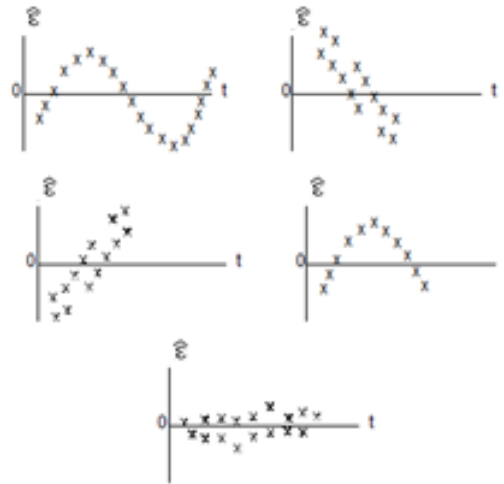
Değişen varyansın varlığının tespitine ilişkin bazı istatistikî yöntemlerden yararlanılmaktadır. Bu yöntemler;

- i) Park Yöntemi,
 - ii) Glejser Yöntemi,
 - iii) Goldfeld-Quandt Yöntemi,
 - iv) Breusch-Pagan-Godfrey Yöntemi,
 - v) White Yöntemi,
- olarak sayılabilir (Gujarati, 1995).

Ayrıca değişen varyans gibi klasik regresyon modeli ε_i hata terimlerinde, serisel korelasyonun ya da otokorelasyonun da varolmadığını varsaymaktadır. Klasik model herhangi bir gözlem değerine ait hata teriminin başka bir gözlem değerine ait hata teriminden etkilenmediğini varsaymaktadır. Fakat serisel korelasyonun varolduğu durumlar da söz konusudur. Sembolik olarak serisel korelasyonun varlığı;

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) \neq 0, i \neq j \text{ şeklinde ifade edilmektedir.}$$

Ekonometrik araştırmalarda otokorelasyonun belirlenmesinde en yaygın biçimde kullanılan yöntemlerden birisi hata terimlerinin zamana göre grafiğini çizmektir. Eğer hata terimlerinin değerleri ardışık dönemlerde düzenli bir yol izliyorsa otokorelasyonun varlığından söz edilebilir. Aşağıda otokorelasyonun olduğu grafik örnekleri verilmiştir.



Şekil 2.3. Otokorelasyon Grafikleri

Bağımlı ve bağımsız değişkenler zaman serisi ise hata terimlerinde otokorelasyon olması beklenen bir durumdur. Otokorelasyonun ortaya çıkmasının çeşitli sebepleri söz konusudur.

- i. Dışlanmış açıklayıcı değişken
- ii. Modelin matematiksel kalıbının yanlış kurulması
- iii. İstatistik gözlemlerinde ara boşlukların doldurulması
- iv. Gerçek rassal terim ε_i 'nin yanlış belirlenmesi

Otokorelasyonun varlığında çözüm; korelasyonun sebebine bağlı olarak ele alınmalıdır.

Regresyonda, hata terimlerinin otokorelasyonlu olup olmadığını sınamak için Durbin-Watson yöntemi en pratik yoldur. Zaman serisi modellerinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri açıklayıcı değişken olarak kullanıldığında Durbin-Watson yöntemi önerilmez yerine Breusch-Godfrey LM testi kullanılabilir (Akdi, 2012). Ayrıca uygulama bölümünde tanışal testler arasında değerlendirilen Engle (1982)'nin ARCH-LM testinden de yararlanılmaktadır.

2.4. Oynaklık

Volatilite adı da verilen “oynaklık” kavramı en basit anlamıyla fiyatlarda ortaya çıkan ani hareketler ve değişimler olarak ifade edilmektedir. Finansal anlamda ise bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde gösterdiği dalgalanma özelliği olarak tanımlanmaktadır. Bir risk ölçütü olan oynaklık, piyasaların gelecekteki durumuna dair beklentileri de yansıtmaktadır. Beklenmedik olaylar finansal piyasaları özellikle hisse senedi piyasalarını sürekli olarak etkilemektedir. Piyasalarda meydana gelen artış ve azalışlar hisse senedi piyasasını riskli hale getirmektedir (Özer ve Türkyılmaz, 2004).

Finansal piyasa oynaklığı yatırım kararlarında, para politikalarının düzenlenmesinde önemli bir role sahiptir. Opsiyon ve türev piyasalarının performansının hisse senedi piyasa oynaklığı ile yakından ilgili olması bu piyasaların son yıllarda popüler olmasını sağlamış ve finansal piyasalardaki oynaklığın öngörülmesi ilgilenilen bir konu olmuştur. Portföy yöneticileri, yatırımcılar ve diğer piyasa katılımcıları hisse senedi piyasa oynaklığının tahmini ile yakından ilgilenmektedirler. Dolayısıyla belirsizlik olarak yorumlanan oynaklık analistler için anahtar bir girdi niteliğindedir.

Hisse senedi piyasalarındaki oynaklık, herhangi bir menkul kıymet veya endeksin belli bir dönemde gösterdiği fiyatlardaki iniş çıkışlardır. Yatırımcılar, portföy yöneticileri, piyasa katılımcıları tahammül edebilecekleri risk seviyelerini bilmek, hisse senedi piyasa oynaklığını tahmin edebilmek ve risklere karşı önlem almak isterler (Özer, 1999). Hisse senedi piyasalarında oynaklığın yüksek olması fiyatların yüksek seviyelere ulaşması ya da düşmesini ifade etmektedir. Finansal piyasa oynaklığının özellikle 1980’ li yıllar itibarıyla arttığı yönünde literatürde genel bir kabul mevcuttur. Finansal liberalleşmenin 1980’ den itibaren tüm dünyada artması piyasalardaki oynaklıkların artmasının nedeni olarak kabul edilmektedir. Finansal liberalleşme ile birlikte finansal piyasaların ekonomideki ağırlılıkları ve işlevleri de artmıştır. Özellikle Ekim 1987’ de ABD hisse senedi fiyatlarındaki aşırı düşüş, çoğu finansal analist, piyasa katılımcısı ve yatırımcının söz konusu düşüşle birlikte faiz oranları ve döviz kurlarının oynaklığının da arttığı yönünde düşünmelerine sebep olmuştur (Özer, 1999).

Finansal piyasalardaki oynaklığın artmasının yatırımcılar, finansal analistler, politika yapıcılar ve diğer piyasa katılımcıları açısından önemli sonuçları söz konusudur. Özellikle yatırımcılar yüksek oynaklığı, daha yüksek risk olarak düşündükleri için yatırım kararlarını artan oynaklığa göre değiştirmek isterler. Politika yapıcılar ise, finansal piyasa oynaklığı etkilerinin reel ekonomiye yayılacağı ve ekonomik performansa zarar vereceği konusunda endişe duyabilirler. Ayrıca politika yapıcıları, finansal piyasalardaki oynaklıkların finansal kuruluşların çalışma performanslarını da tehdit ettiğini düşünebilirler. Piyasalardaki aşırı oynaklıklar finansal sistemin pürüzsüz çalışmasına zarar verebilir ve ekonomik performansı da etkileyebilir.

Son yıllarda finansal piyasa oynaklığına olan ilgi hisse senedi piyasalarına yönelmiştir. Hisse senedi piyasa oynaklığı tüketici harcamaları yoluyla ekonomik performansı azaltmaktadır. Ekonomistler hisse senedi fiyatlarındaki aşırı düşüşlerden sonra daha zayıf ekonomik büyümenin söz konusu olduğunu öngörmektedirler. Ayrıca finansal analistler tüketici güvenindeki zayıflamanın harcamalarda da zayıflamaya neden olacağını, hisse senedi fiyatlarındaki düşüşün tüketici harcamalarını azaltacağını ileri sürmektedirler. Hisse senedi piyasalarındaki düşüşlerin tüketim harcamalarını nasıl etkileyeceği ile ilgili ekonomistler farklı düşünmektedirler. Bazıları hisse senedi fiyatlarındaki azalışın, refahı düşürerek ekonomik belirsizliği arttırdığını dolayısıyla tüketim harcamalarındaki artışı yavaşlattığını ileri sürerken hisse senedi yatırımcılarının büyük çoğunluğu gelir düzeyi yüksek kişilerden oluştuğu için tüketim harcamaları üzerindeki etkilerinin de zayıf olduğunu ileri süren ekonomistler de vardır. Hisse senedi piyasa oynaklığı tüketici harcamalarını olduğu gibi işletme yatırım harcamalarını da etkileyebilmektedir.

Yatırımcılar hisse senedi piyasa oynaklığındaki bir artışı, yatırım riskindeki bir artış olarak algılayabilirler ve önlem olarak yatırımlarını daha az riskli varlıklarla değiştirebilirler. Normal seviyelerdeki fiyat oynaklığı varlığında iyi çalışan sistemler aşırı fiyat değişimleriyle başa çıkamayabilirler. Bu durumda piyasanın etkinliğini arttırmak için yapısal ve düzenleyici değişimler gerekli olmaktadır. Artan finansal piyasa oynaklığının varlığında yatırımcılar yatırım stratejilerini değiştirebilir ve politika yapıcılar düzenleyici reformlarla ilgilenebilirler.

Ayrıca politika yapıcılar, oynaklığı doğrudan azaltmayı deneyebilirler ya da finansal piyasalara artan oynaklığa adapte olma konusunda yardımcı olabilirler. Oynaklık, işletmelerin sermaye yatırım ve kaldırma kararlarını, tüketim ile ilgili davranışları ve döviz kuru, faiz, enflasyon gibi diğer makroekonomik değişkenleri etkilemektedir.

Finansal piyasalardaki hareketliliğin makroekonomik dalgalanmaların oluşmasında önemli bir etkisi olduğundan bahsetmek mümkündür. Yüksek finansal oynaklığa sahip finansal sistemleri az gelişmiş ülkelerde üretim, tüketim ve yatırımdaki büyümede de benzer yüksek dalgalanmalar gözlenmektedir. Bir ülkedeki makroekonomik oynaklık, varlık fiyatlarında çöküş, sermaye akımlarındaki ani dalgalanmalar, kredilemedeki genişleme, yoğun hükümet müdahaleleri gibi nedenler ekonomik istikrarsızlıklara ve dolayısıyla ekonominin finansal krizlere karşı korunmasız hale gelmesine neden olmaktadır (Köse vd., 2003; Özer, 1999).

Oynaklık finasta sıklıkla herhangi bir rassal değişkenin standart sapması olarak kabul edilmektedir.

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_t (R_t - \bar{R})^2}, \quad (\text{E.2.38})$$

burada, R_t , t anındaki getiriyi,

$\bar{R}$, ortalama getiriyi göstermektedir (Poon ve Granger, 2003).

Oynaklık en basit düzeyde bir rassal değişkenin standart sapması olarak kabul edilmiş olmasına rağmen literatürde oynaklığın modellenmesi ile ilgili çeşitli modeller geliştirilmiştir. Tarihi oynaklık modelleri, zımnî oynaklık modelleri, üssel ağırlıklandırılmış hareketli ortalama modelleri (EWMA), otoregresif koşullu değişen varyans modelleri (ARCH), stokastik oynaklık modelleri (SV) gibi modeller oynaklığın tahmini ve modellenmesi için yaygın biçimde kullanılmaktadır.

2.5. Birim Kök Testleri

Bir zaman serisi analizinde büyük öneme sahip olduğundan bütünleşme derecesini incelemek için farklı istatistiksel testler geliştirilmiştir. Durağanlık için,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{E.2.39})$$

modeli ele alınırsa buradaki $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ' dir. ρ katsayısı 1' e eşitse zaman serisi bir birim köke sahiptir. Test edilen hipotez testleri;

$$H_0: \rho=1 \text{ (Seri Durağan Değildir, Birim Köke Sahiptir.)}$$

$$H_1: |\rho|<1 \text{ (Seri Durağandır, Birim Köke Sahip Değildir.)}$$

Hipotez testleri ile ρ katsayısının 1' e eşitliği t testi yardımıyla test edilmektedir. t testinin geçerliliği serinin durağanlığı durumunda söz konusudur. Fakat H_0 hipotezine göre hesaplanan t değeri t dağılımı göstermez ve sapmalı sonuçlar elde edilebilir. Ayrıca modelde Y_{t-1} teriminin yer alması etkinlik kaybına neden olacağından, standart hata büyümekte durağanlık konusundaki kararların hatalı olmasına neden olabilmektedir. Söz konusu durumu göz önünde bulunduran farklı birim kök testleri değerlendirilmektedir. Bunlardan bazıları ile ilgili kısa bilgi izleyen bölümde sunulmaktadır.

2.5.1. Dickey-Fuller testi

(Dickey ve Fuller, 1979) daki çalışmalarında E.2.33'deki modelin her iki tarafından Y_{t-1} etkisini çıkartarak, yeni bir test ileri sürmüşlerdir. Dickey-Fuller Birim Kök Testi adıyla kullanılan test aşağıdaki gibidir;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (E.2.40)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (E.2.41)$$

$$\nabla Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (E.2.42)$$

$$\nabla Y_t = \rho^* Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (E.2.43)$$

Test edilen hipotezler;

$$H_0: \rho^* = 0 \text{ (Seri Durağan Değildir, Birim Köke Sahiptir)}$$

$$H_1: \rho^* < 0 \text{ (Seri Durağandır, Birim Köke Sahip Değildir)}$$

Test istatistiği ise $\tau = \frac{\hat{\rho}^*}{S_{\hat{\rho}^*}} \sim DF$ ile elde edilmektedir (Dickey ve Fuller, 1979).

(Dickey ve Fuller, 1979) çalışmalarında tablo değerlerini sunmuşlardır. MacKinnon (1991), bu tablo değerlerini genişletmiştir. Genellikle test için kullanılan tablolar MacKinnon kritik değerleridir.

2.5.2. Geliştirilmiş Dickey-Fuller testi

Dickey-Fuller Birim Kök Testi' nde kullanılan model Y_t ' nin bir AR süreci göstermesinden dolayı hata terimlerinde otokorelasyona neden olmaktadır. Dolayısıyla hata terimleri beyaz gürültü özelliği göstermezler. (Dickey ve Fuller, 1981) tarafından önerilen, otoregresif zaman serilerinde ortaya çıkan sorunlardan yola çıkılarak geliştirilen yeni testte hipotez ve test istatistiklerinin kurulması farklılık göstermektedir. Eklenen gecikmeli değer sayısı ile ardışık bağımlılığın giderilmesi önemlidir. Kullanılan modeller,

$$\nabla Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \nabla Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (E.2.44)$$

$$\nabla Y_t = \alpha_0 + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \nabla Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (E.2.45)$$

$$\nabla Y_t = \alpha_0 + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \nabla Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (E.2.46)$$

ile gösterilir. Test istatistikleri Dickey-Fuller Testi ile aynıdır ve sırasıyla τ , τ_μ , τ_τ ile elde edilmektedir.

Literatürde durağanlık için Dickey-Fuller Birim Kök testleri yanında (Phillips ve Perron, 1988) (PP), (Kwiatkowski et al., 1992)' in (KPSS) testleri spektral tahmin yöntemlerine dayalı birim kök testleri olarak da yaygın biçimde kullanılmaktadır. Bu testlerin ortak özelliği klasik birim kök testlerinin aksine frekanslara ve kovaryans durağan süreçlere dayanmalarıdır.

2.5.3. Phillips Perron birim kök testi

(Phillips ve Perron, 1988) tarafından önerilen birim kök testi hatalarda meydana gelen otokorelasyon ve değişen varyans ile başa çıkma konusunda Dickey-Fuller testleriyle farklılaşmaktadır. Otokorelasyon için modele gecikmeli değerler eklemek yerine t istatistiğinin düzenlenmesini önermektedirler. Hipotezler Dickey-Fuller testi ile aynıdır. Phillips-Perron (PP) testinde kullanılan regresyon modeli;

$$\nabla Y_t = \beta' D_t + \pi Y_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim I(0), \quad (E.2.47)$$

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right)^{1/2} \cdot t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \left(\frac{T \cdot \sigma(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right), \quad (\text{E.2.48})$$

$$Z_\pi = T\hat{\pi} - \frac{1}{2} \frac{T^2 \sigma(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2). \quad (\text{E.2.49})$$

Burada $\hat{\sigma}^2$ ve $\hat{\lambda}^2$, varyans parametrelerinin tutarlı parametreleridir.

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[e_t^2], \quad (\text{E.2.50})$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2]. \quad (\text{E.2.51})$$

Burada $S_T = \sum_{t=1}^T e_t$ dir. $H_0: \pi=0$ sıfır hipotezi altında, Phillips-Perron (PP) Z_t ve Z_π

istatistikleri ADF-t istatistikleri gibi aynı asimptotik dağılımlara sahiptir. PP testinin ADF testlerinden bir avantajı, PP testinin hata terimi e_t deki değişen varyans için güçlü olmasıdır. Bir diğer avantajı ise test regresyonu için bir gecikme genişliği belirlemek zorunlu değildir (Phillips ve Perron, 1988).

2.5.4. KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) durağanlık testi

(Kwiatkowski et al., 1992), serinin durağan olmadığı alternatif hipotezine karşılık durağan olduğu sıfır hipotezinin testi için Lagrange Çarpanı (LM) istatistiğini önermişlerdir. Diğer birim kök testlerinden farklı olarak sıfır hipotezi durağanlığı ifade etmektedir.

$$H_0: \sigma_\varepsilon^2 = 0 \quad (Y_t \sim I(0))$$

$$H_1: \sigma_\varepsilon^2 > 0 \quad (Y_t \sim I(1))$$

Test edilen model;

$$Y_t = \beta' D_t + \mu_t + e_t, \quad e_t \sim I(0), \quad (\text{E.2.52})$$

Burada, $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ göstermektedir. $\beta' D_t$ deterministik trenddir. Kullanılan test istatistiği;

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\sigma^2} \text{ olup, } \sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_t^2) \text{ ve } S_t = \sum_{i=1}^t e_i \text{ ile elde edilmektedir.}$$

Burada S_t kümülatif hata fonksiyonunu, e_i modelden (Y_t ' nin düzey durağan durumu için sabit terim üzerine, trend durağan durum için ise trend ve sabit üzerine regresyonundan) elde edilen hataları göstermektedir. Bu yaklaşım LM istatistiğinin asimptotik dağılımına dayanmaktadır. LM istatistiği hataların ($e_t \sim N(0, \sigma^2)$) olduğu varsayımına dayalı olarak türetilmiştir. Ancak durağanlık testlerinin uygulandığı zaman serileri zaman içinde yüksek dereceli bağımlı olduklarından, sıfır hipotezi altında bu varsayım gerçekçi değildir. Bu nedenle geçici bağımlılığa izin veren, Phillips (1987) ve Phillips ve Perron (1988)'in kullandığı σ^2 ' nin tutarlı tahmincisi $s^2(m)$ hesaplanır. KPSS test istatistiğindeki $s^2(m)$ ise ε_t uzun dönem varyansının Newey-West tahmincisidir. $s^2(m)$ ' nin pozitifliğini kesinleştiren Barlett Kernel tahmin yöntemi ile;

$$s^2(m) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^m w(s, m) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}, \quad (E.2.53)$$

biçiminde elde edilmektedir. Burada, $w(s, m)$ bir spektral pencerenin seçimiyle ilgili olan bir ağırlık fonksiyonudur ve $w(s, m) = [1 - s/(m+1)]$ şeklindedir. m ise gecikme parametresini göstermektedir (Schwert, 1989; Çil-Yavuz, 2006).

(Kwiatkowski vd., 1992), l ' nin en fazla 8 olarak kullanılmasını önermişlerdir. Hatalar bağımsız ve aynı dağılıma sahip iseler, m 'nin sıfır alınması uygundur. KPSS test istatistiği;

$$\hat{\eta} = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{s^2(m)}, \quad (E.2.54)$$

ile hesaplanmaktadır. Test istatistiği' nin kritik değerleri (Kwiatkowski vd., 1992) tarafından yapılan Monte Carlo simülasyonları ile hesaplanmıştır. $\hat{\eta}$ ' nin değeri, kritik değerden küçük ise sıfır hipotezi red edilemezken sürecin durağan olduğu kabul edilmektedir (Schwert, 1989; Çil-Yavuz, 2006; Kwiatkowski vd., 1992).

2.6. Yapısal Kırılma Testleri

Finansal bir zaman serisinin yapısal değişimi, serinin trend fonksiyonundaki bir kayma olarak değerlendirilebilir. Ekonomik krizler, politika değişimleri gibi olağan dışı sebeplere bağlı olarak seride meydana gelen yapısal kırılmalar, stokastik bir sürecin durağanlığının belirlenmesini güçleştirmektedir. Söz konusu yapısal kırılmalar, klasik regresyon varsayımlarından homojenlik varsayımının sağlanamamasına neden olmaktadır. Zaman serilerinin alt bölümlerindeki yapısal değişimler, serinin durağanlığının klasik birim kök testleri ile testinde yanıltıcı sonuçlara götürebilmektedir. Literatürde çok sayıda yapısal kırılma testi önerilmiştir. Perron (1989), Christiano (1992), Zivot ve Andrews (1992), Banarjee Lumsdaine ve Stock (1992) gibi bir ya da iki kırılmanın varlığını değerlendiren testlerle, serideki çoklu kırılmaları değerlendiren Bai-Perron (1998) çoklu yapısal kırılma testi gibi testler den de yararlanılmaktadır. Çalışmamızda tüm yapısal kırılma testlerine ayrı yer verilmemekle birlikte genel yaklaşımlarına örnek olması açısından uygulamada yaygın biçimde kullanılan Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılma testi, Bai-Perron (1998) çoklu yapısal kırılma testine kısaca yer verilmiştir. Ayrıca varyanstaki yapısal kırılmalar için ise Inclan-Tiao (1994)'ün ICSS algoritması da tanıtılmıştır.

2.6.1. Zivot-Andrews yapısal kırılma testi

Birim kök testlerindeki genel görüş mevcut şokların geçici bir etkiye sahip olduğu ve serideki uzun dönem davranışın bu şoklarla değişmediğidir. Perron(1989) ise bir yapısal kırılma varlığında klasik ADF birim kök testlerinin sıfır hipotezini red etmemeye karşı yanlı olduğunu iddia etmektedir.

Perron (1989), pek çok makroekonomik serinin bir birim kökle karakterize edilemeyeceğini, zaman boyunca meydana gelen yapısal değişimlerin dikkate alınması durumunda bu serilerin durağan olarak belirlenebileceğini öne sürmüştür. Ayrıca yapısal kırılma tarihinin bilindiği varsayımı ile bu kırılmanın modele dahil edildiği kukla değişkenli bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu teste dayalı olarak aşağıda verilen üç model birim kökü test etmek için tahmin edilmektedir. Söz konusu modeller üç farklı

yapısal kırılmayı değerlendirmektedir¹. Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989) testindeki kırılmanın dışsal olarak bilindiği varsayımını eleştirerek, kırılma noktasının içsel olarak tahmin edildiği yeni bir birim kök testi önermiştir (Çil-Yavuz, 2006; Yılancı, 2009).

$$(1) \ y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \nabla y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (E.2.55)$$

$$(2) \ y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \nabla y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (E.2.56)$$

$$(3) \ y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \nabla y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (E.2.57)$$

Model (1), Model (2) ve Model (3)' deki ε_t otokorelasyonsuz ve normal dağılımlı hata terimi, $t=1, \dots, T$ zamanı göstermektedir. ∇y_{t-j} terimi, hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlamak amacıyla modele dahil edilmektedir. $\lambda = T_B/T$ ve T_B kırılma noktasıdır. Teste göre birim kökün varlığı, y_{t-1} 'in katsayısının istatistiksel açıdan anlamlılığı ile test edilir. t-istatistiği Zivot ve Andrews kritik değerinden daha büyükse ilgili değişkenin durağan olmadığı sıfır hipotezi reddedilmektedir.

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > TB \\ 0, & \text{d.d.} \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_t(\lambda) = \begin{cases} t - TB, & t > TB \\ 0, & \text{d.d.} \end{cases} \quad \text{biçimindedir.}$$

Üç modelin her biri sıfır hipotezi altında bir kırılmalı bir birim köke sahiptir. Alternatif hipotez ise bir kırılmalı trend durağan bir süreci göstermektedir. Burada model E.2.55 serinin düzeyinde bir kırılmaya izin vermektedir. Model E.2.56 bir deterministik trendin eğimindeki bir kırılmaya izin vermektedir. Model E.2.57 ise serinin düzeyinde ve eğiminde birlikte bir değişime izin vermektedir.

(Zivot ve Andrews, 1992), Perron (1989)' un test istatistiğini farklı bir şekilde ele almıştır. Perron (1989), ekonomide gerçekleşen kırılmayı dışsal olarak almakta ve önceden bilindiğini varsaymıştır. (Zivot ve Andrews, 1992) ise dışsallık varsayımını sorgulamışlar ve yerine yapısal kırılmanın tam olarak bilinmediği durumu incelemişlerdir.

¹ Daha fazla bilgi için bkz: (Perron, 1989).

(Zivot ve Andrews, 1992), içsel yapısal kırılma testi tüm gözlem değerlerinden yararlanarak ve her bir olası kırılma tarihi için farklı bir kukla değişken kullanan bir testtir. Testin kritik değerleri Perron (1989)'daki kritik değerlerden farklıdır. Farklılık kırılma zamanının seçimine dışsalılıktan ziyade bir tahmin sürecinin sonucu gibi davranılmasından dolayıdır. Fakat iki önemli açıdan bu testler dezavantaja sahiptirler. İlk olarak testlerin gücü konusunda bir tartışma söz konusudur. İkincisi ise bu testler serideki çoklu kırılmaları göz önünde bulundurmamaktadır (Çil-Yavuz, 2006).

2.6.2. Bai-Perron yapısal kırılma testi

(Bai ve Perron, 1998) çalışmalarında çoklu yapısal kırılmayı test edebilmek için alternatif bir yöntem önermişlerdir. Test hata kareler toplamının minimum değerlerini elde eden bir algoritmaya dayanmakta ve her bir kırılma noktası için En Küçük Kareler yöntemini değerlendirmektedir. k kırılma $k+1$ farklı rejim için test modelleri;

$$Y_t = X_t'\beta + Z_t'\delta_1 + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T_1, \quad (E.2.58)$$

$$Y_t = X_t'\beta + Z_t'\delta_2 + \varepsilon_t, \quad t = T_1 + 1, \dots, T_2, \quad (E.2.59)$$

⋮

$$Y_t = X_t'\beta + Z_t'\delta_{k+1} + \varepsilon_t, \quad t = T_k + 1, \dots, T, \quad (E.2.60)$$

Modelde Y_t bağımlı değişken, $X_t'(p \times 1)$ ve $Z_t'(q \times 1)$ boyutlu değişkenler vektörü, β ve $\delta_j (j=1, \dots, k)$ katsayı vektörleri ve ε_t hata terimlerini göstermektedir. $(T_1, \dots, T_k)$ bilinmeyen kırılma noktalarını ifade etmektedir. Her bir k bölüm için β ve δ_j 'lerin EKK tahminleri hata kareler toplamının,

$$\sum_{i=1}^{k+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [Y_t - X_t'\beta - Z_t'\delta_i]^2, \quad (E.2.61)$$

minimize edilmesiyle elde edilmektedir.

Çoklu yapısal kırılmaları kontrol etmek için (Bai ve Perron, 1998, 2003) tarafından geliştirilen test, F testi, ikili maksimum testler ve $l+1$ kırılmaya karşı l 'nin testi olan ardışık sup $F_T(l+1|l)$ gibi üç farklı testi içermektedir.

F tipi testte;

$H_0: (k=0)$ yapısal kırılma yoktur

H_1 : ($k=m$) yapısal kırılma vardır

$(T_1, \dots, T_m)$; $T_i = [T\lambda_i]$ ($i=1, \dots, m$) biçiminde tanımlansın. R ise $(R\delta)' = (\delta'_1 - \delta'_2, \dots, \delta'_k - \delta'_{m+1})$ gibi tanımlı bir matris olsun. Buna göre;

$$F_T^*(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) = \frac{1}{T} \left[\frac{T - (m+1)q - p}{mq} \right] \delta' R' (R \hat{V}(\hat{\delta}) R')^{-1} R \hat{\delta}, \quad (E.2.62)$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Burada $\hat{V}(\hat{\delta})$; $\hat{\delta}$ 'nın varyans-kovaryans matrisinin bir tahminidir. F_T^* , $H_0: \delta_1 = \dots = \delta_{m+1}$ e karşı $H_1: \delta_1 \neq \delta_{m+1}$ test eden F testidir.

$\sup F_T^*(m; q) = \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \wedge \in} F_T^*(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q)$ ile gösterilir. Eğer tahminler $\hat{\lambda}_i = \hat{T}_i / T$, $i=1, \dots, m$

olarak tanımlanırsa; $\sup F_T(m; q) = F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q)$ ile de yazılabilir.

İkili maksimum testlerin hipotezleri ise;

H_0 : Kırılma yoktur

H_1 : En fazla M kadar kırılma vardır, biçimindedir. Buna göre;

$$UD_{\max} F_T^*(M; q) = \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q), \quad (E.2.63)$$

yazılabilir. Burada benzer biçimde kırılma noktalarının tahminleri $\hat{\lambda}_i = \hat{T}_i / T$, $i=1, \dots, m$ ile verilmektedir. İkinci versiyonda ağırlıklar söz konusudur.

$$WD_{\max} F_T(M; q) = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q), \quad (E.2.64)$$

ile gösterilir.

Üçüncü yaklaşım ise test edilen hipotezlerin;

H_0 : l yapısal kırılma yoktur

H_1 : $l+1$ yapısal kırılma vardır

biçiminde olduğu $F_T(l+1|l)$ testidir (Barışık ve Çevik, 2009).

2.6.3. Inclán-Tiao (ICSS) testi

(Inclán ve Tiao, 1994), zaman serilerinin koşulsuz varyanslarında meydana gelen kırılmaları tespit etmek amacıyla Yinelenen Birikimli Kareler Metodu (ICSS-Iterated Cumulative Sums of Squares Method) geliştirmiştir.

IT olarak isimlendirilen bir stokastik sürecin koşulsuz varyansındaki değişimleri değerlendirmek için bir istatistik önermişlerdir. Yaygın biçimde finansal zaman serilerinin oynaklığındaki değişimleri kontrol etmek için kullanılan test hataların normal dağılım ve bağımsız özdeş dağılımlı olduğu varsayımına dayanmaktadır. Sabit koşulsuz varyans sıfır hipotezi altında test istatistiği;

$$IT = \sup_k \left| \sqrt{T/2D} \right|, \quad (E.2.65)$$

Burada,

$$D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{k}{T}, C_k = \sum_{t=1}^k \varepsilon_t^2, k=1, \dots, T, \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma^2), \quad (E.2.66)$$

ile elde edilir. C_k hataların karelerinin kümülatif toplamıdır. Testin asimptotik dağılımı;

$$IT \Rightarrow \sup_r |w^*(r)|, \quad (E.2.67)$$

Burada, $w^*(r) \equiv w(r) - rw(1)$ bir Brown köprüsüdür. $w(r)$ standart bir brown hareketidir. $\Rightarrow$ ise zayıf yakınsaklığı gösterir. IT değeri belirlenen bir kritik değerden daha büyükse sıfır hipotezi red edilir. IT testinin en önemli dezavantajı onun asimptotik dağılımının $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma^2)$ olmasıdır. Eğer $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma^2)$ ve $E(\varepsilon_t^4) \equiv \eta_4 < \infty$ ise,

$$IT = \sqrt{\frac{\eta_4 - \sigma^4}{2\sigma^4}} \sup_r |w^*(r)|, \quad (E.2.68)$$

olur. Normal dağılımlı süreçler için;

$$\eta_4 = 3\sigma^4 \text{ ve } IT \Rightarrow \sup_r |w^*(r)|, \text{ dir. } \eta_4 > 3\sigma^4 \text{ olduğu zaman dağılım kalın kuyrukludur}$$

ve sabit varyans varsayımı hipotezinin reddi beklenebilir. $\eta_4 < 3\sigma^4$ olduğu zaman ise testin i.i.d. koşulu için düzenlenmesi önerilmektedir.

$$\kappa_1 = \sup_k \left| T^{1/2} B_k \right|, \quad B_k = \frac{C_k - \frac{k}{T} C_T}{\sqrt{\hat{\eta} - \hat{\sigma}_4^2}}, \quad (\text{E.2.69})$$

Burada $\hat{\eta} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^4$ ve $\hat{\sigma}^2 = T^{-1} C_T$ dir. κ_1 ' in asimptotik dağılımı ile ilgili olarak;

eğer $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.} N(0, \sigma^2)$ ve $E(\varepsilon_t^4) \equiv \eta_4 < \infty$ ise o zaman $\kappa_1 \Rightarrow \sup_r |w^*(r)|$ ' dir. κ_1 için kritik

değerler (Sanson et al., 2004)' de verilmiştir. IT ve κ_1 istatistikleri hataların bağımsızlığına dayanmaktadır. Bu koşullu değişen varyans özelliği gösteren finansal zaman serileri için çok güçlü bir varsayımdır. (Sanson et al., 2004), bu durumu değerlendirmek için hata kareler toplamının kullanımı ile birlikte ε_t ile ilgili bazı varsayımları önermişlerdir.

$\{\varepsilon_t\}_{t=1}^\infty$ rassal değişkenlerinin aşağıdaki şartları sağladığı varsayalım;

- a) $E(\varepsilon_t) = 0$ ve $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 < \infty$, tüm $t \geq 1$ için;
- b) $\sup_t E(|\varepsilon_t|^{\psi+\varepsilon}) < \infty$, bazı $\psi \geq 4$ için ve $\varepsilon > 0$ için;
- c) $\omega_4 = \lim_{T \rightarrow \infty} E(T^{-1} (\sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \sigma^2))^2) < \infty$
- d) $\varepsilon_t, \sum_{j=1}^\infty \alpha_j^{(1-2/\psi)} < \infty$, sağlayan α_j katsayılarının bir birleşimidir.

Burada ω_4 , ε_t 'nin dördüncü derece momenti olarak sıfır ortalamalı değişkenin uzun dönem varyansı $\xi \equiv \varepsilon_t^2 - \sigma^2$ olarak yorumlanabilir. (Sanson, et al., 2004) dördüncü momentin sonluluğu empoze edilerek daha büyük bir seri bağımlılık için izin veren yeni bir istatistik önermektedir.

$$\kappa_2 = \sup_k \left| T^{-1/2} G_k \right|, \quad G_k = \hat{\omega}_4^{-1/2} (C_k - \frac{k}{T} C_T), \quad (\text{E.2.70})$$

dir. Burada, $\hat{\omega}_4$, ω_4 ' ün tutarlı bir tahmincisidir. ω_4 ' ün parametrik olmayan bir tahmincisi ise;

$$\hat{\omega}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2 + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^m \omega(l, m) \sum_{t=l+1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\varepsilon_{t-l}^2 - \hat{\sigma}^2), \quad (\text{E.2.71})$$

Burada $\omega(l,m)=1-l/(m+1)$ gibi bir Barlett penceresidir. Tahminci m band genişliğinin seçimine dayanmaktadır.

Özetle, (Inclan ve Tiao, 1994)' nun, ICSS algoritması iki önemli dezavantaja sahiptir. Sürecin dördüncü moment özelliklerini göz ardı etmektedir ve ikinci olarak koşullu değişen varyansı değerlendirmemektedir. Önerilen κ_2 testi bu özellikleri de göz önünde bulundurduğu için κ_2 testi kullanılarak hesaplanan ICSS süreci tercih edilebilir (Sanzo et al., 2004).

3. ETKİN PİYASA HİPOTEZİ

Son yıllarda ülkemizde de gelişimini hızla sürdürmekte olan menkul kıymetler piyasası, yatırımlarını değerlendirmek isteyen yatırımcılar açısından ellerindeki birikimlerini yüksek kazanç getirebilecek bir şekilde değerlendirebilecekleri bir alternatif ayrıca firmalar açısından uzun vadeli fon sağlayabilecekleri bir kaynak olarak da düşünülmektedir. Bu anlamda hisse senedi piyasalarına olan ilgi de artmaktadır.

Piyasalara yeni bir bilgi ulaştığında bu bilgi piyasa katılımcıları tarafından analiz edilip değerlendirilerek söz konusu mal için yeni piyasa fiyatı oluşturulur. Bu yeni piyasa fiyatı yeni bir bilgi gelene kadar devam eder. Menkul kıymetlerin yeni bilgiye anında, tam ve doğru olarak tepki verdiği, menkul kıymet fiyatlarının rassal olarak değiştiği, piyasa kurallarının normalin üstünde bir kazanç elde etmeyi engellediği, profesyonel yatırımcıların normalin üstünde bir kazanç elde etmesinin mümkün olmadığı piyasalar “etkin piyasalar” olarak adlandırılır(Atan vd., 2009).

Etkin Piyasa Hipotezi, modern ve finansal ekonominin temel taşlarından birisi olmuştur. Pek çok yönde genişletilmiş ve literatürde hakkında binlerce çalışma yazılmıştır. Etkin Piyasa Hipotezi’ nin ileri sürülmesi Louis Bachelier (1900)’ in ilk teorik katkısına kadar uzanmaktadır. Bachelier’in “La Théorie de La Spéculation” adlı doktora tezinde, literatürde yaygın biçimde kabul görmeden uzun bir süre önce finansal varlık fiyatları için model olarak “Rassal Yürüyüş” modeli önerilmiştir.

Samuelson (1965) ise, ilk defa teorik olarak “Etkin Piyasa Hipotezi’nin tanımını yapmış ve etkin piyasalarda varlık fiyatlarının rassal olarak dalgalandığını savunan modern literatürde bir öncü olmuştur. Fakat Samuelson (1965) ardışık fiyat değişimlerinin, bilgisel piyasa etkinliğinin testi için geçerli bir temel oluşturmada yetersiz olduğunu yani piyasa etkinliğinin test edilmesinin mümkün olmadığını savunmuştur. Piyasa etkinliğini ise “piyasada mükemmel bir rekabet varsa fiyatlar eğer tüm katılımcıların bilgiye serbestçe erişebilmesini sağlıyorsa söz konusu piyasa etkindir” biçiminde tanımlamaktadır. Bu koşullarda tüm ilişkili bilgiler fiyatların içine yansıtılmaktadır. Mandelbrot (1963) ve Fama (1965)’ in fiyatlarla ilgili taslak çalışmaları ise finansal varlık fiyat değişimlerinin gerçek dağılımlarının normal dağılıma uymadığı konusunda ayrı bir bakış açısı sunmaktadır. Onlar fiyat değişimlerinin “fat tail-kalın kuyruk” özelliğinin izlenmesine izin veren dağılımlarla

daha iyi tanımlanabileceğini savunmaktadırlar. Benzer şekilde rassal yürüyüş sürecinden esinlenerek, Fama (1965), etkin piyasa hipotezini deneysel olarak yorumlayabilme konusuna yoğunlaşmaktadır. Fama (1965)'in piyasa etkinliği ile ilgili deneysel yaklaşımı çok farklıdır ve Samuelson (1965)' in yaklaşımını desteklemek için çalışmalarında gerçek piyasaların karakteristiklerini gözlemlemeye yöneliktir. Samuelson (1965)' in varsayımlarının sağlanmadığına dair iki görüş ileri sürmektedir.

- a) Diğer piyasa katılımcıları tarafından izlenen ve medya yoluyla hareket eden fikir liderleri vardır.
- b) Haberlerin oluşum sürecinde bir durağanlık söz konusudur (inertia). Bir başka ifade ile piyasadaki iyi haberler (good-news) iyi haberler tarafından, kötü haberler(bad-news) de kötü haberler tarafından izlenme eğilimi göstermektedir.

Bu tür piyasa karakteristiklerinin etkinsizliğe neden olma olasılığından dolayı Fama (1965), bir “sophisticated trader-uzman tüccar” kavramını ileri sürmektedir.

Samuelson (1965)' un varsayımında aşırı fiyat değişmelerin olmadığı ideal bir piyasadan bahsedilmektedir. Fama (1965) ise Samuelson (1965)' un varsayımı ile ilgili gerçek piyasalarda kanıt bulmayı denemiştir. Bu perspektif Fama (1965)' den önce bu alanla ilgilenenleri fiyat değişmelerinin istatistiksel karakteristiklerinden ziyade gerçek ticaret kurallarının etkinliğini test etmeye yöneltmiştir. Fama (1965) de ilk çalışmasında bu yaklaşımı izlemektedir. Eğer o uzun dönemde piyasayı etkileyen ticaret kurallarının olmadığını gösterebilseydi, piyasa etkin olarak doğrulanmış olacaktı. Fama (1965)' e göre, yeterince kısa bir dönem için ise genellikle ortalamanın altında getiriler kazanılabildiği gibi ortalama üzerinde getiriler elde etmeyi mümkün kılan piyasa kuralları ve kaynakları da mevcuttur. Fakat inceleme dönemi genişledikçe, net geçiş maliyetlerini alan piyasa ortalamasının daha tutarlı biçimde aynı seviyede kalması, daha az ticaret kuralı ve kaynaklarının bulunması beklenmektedir.

Kısacası Samuelson ve Fama' nın çalışmalarında, durum olarak etkinlik ve süreç olarak etkinlik biçiminde piyasa etkinliği ile ilgili iki farklı bakış açısı söz konusudur. Samuelson (1965) etkinliği, sıfır geçiş maliyetlerinin olduğu, tam ve ulaşılabilir mevcut bilgi söz konusu olduğunda yani mükemmel rekabet koşullarında ulaşılan bir durum olarak tanımlamaktadır. İleri sürdüğü varsayımların gerçek piyasalarla nasıl ilişkili olduğunu incelememektedir. Fama (1965)' nın bakış açısı ise uygulamaya dönük

biçimde farklılık göstermektedir. Fama (1965) ise etkinliği uzman ticaretle uğraşanlar tarafından üretilen gerçek bir çıktı olarak görmektedir (LeRoy, 1989).

Ekonomistler tarafından Samuelson (1965)' ın hisse senedi fiyatlarının bir martingale izlediği ile ilgili değerlendirmesi hala tartışılmaktadır. Ekonomistlere göre, martingale modeller varlık fiyat belirlenmesinde bir denge teorisi olarak gerçek piyasalarda gözlemlenen fiyat değişimlerini göz önüne almadığı için, genel olarak rassal yürüyüş modelinin bilgisel olarak etkin bir piyasada fiyat davranışının en iyi tanımlayıcısı olduğu üzerinde durulmaktadır.

Etkin piyasa kavramı Fama (1970)' deki sermaye piyasasının etkinliği konusundaki çalışmasıyla daha da popüler olmuş ve finansal ekonomistlerin üzerinde çalıştığı konular arasında yer almıştır (Mandelbrot, 1997). Fama (1970) çalışmasında, etkin piyasa kavramını doğrudan ve rasyonel olarak denge teorisiyle bağdaştırmaktadır. Fama' ya göre, "...bir piyasada ideal olan, fiyatın, kaynakların tahsisi için doğru sinyal vermesidir. Bu öyle bir piyasayı tanımlar ki firmalar üretim ve yatırım kararlarını rasyonel olarak verebilirler. Yatırımcılar hisse senedi fiyatlarının her zaman bilgiyi tam olarak yansıttığı varsayımıyla, firma aktivitelerindeki mülkiyet hakkını temsil eden hisseler arasından nesnel bir seçim yapabilir"(Fama, 1970).

Piyasa etkinliği konusunda ekonomi literatüründe süregelen tartışma Fama' nın söz konusu teorisi ile ilgilidir. Piyasa dengesinin rassal (stokastik) yapısı bir kez kabul edildiğinde, Fama (1970) ve LeRoy (1989)'a göre denge fiyatı, beklenen getirinin bir fonksiyonu olarak tanımlanabilmektedir (Abaan, 1995). Bir hisse senedi üzerindeki fazla getiri R_t ve senedin fiyatı P_t ise getiri;

$$R_{t+1} = P_{t+1} - E(P_{t+1} | \Omega) \quad (E.3.1)$$

ile tanımlanabilmektedir (Abaan, 1995). Burada Ω , bireylere açık bilgi setini ifade etmektedir. Bu alanda yapılan öncü çalışmalarda beklenen getiri, serilerin rassal yürüyüş modellerine dayandırılmaktadır. Bu modeller bilindiği üzere t zamanında herkese açık bilginin, sadece söz konusu değişkenin geçmiş değerlerinden oluştuğunu varsaymaktadır. LeRoy (1989) ise, rassal yürüyüş modelinin kısıtlı olduğunu

savunmakta ve piyasa beklentilerini bir martingale² modeli çerçevesinde oluşturmayı önermektedir.

Ardışık bir rassal değişkenin her t zamanı için sonlu bir $E(R_t)$ değeri var ise ve eğer her t için Ω bilgi seti verildiğinde, $E(R_{t+1}|\Omega)=R_t$ koşulu sağlanıyorsa bu rassal değişken “martingale”dir (Abaan, 1995; Davidson ve Mackinnon, 1993).

Etkin Piyasa Hipotezi’ nin, finansal piyasaların bilgi süreci etkinliği ile ilgili olduğu vurgulanmaktadır.

Sermaye piyasalarının finansal açıdan etkinliğinin belirlenmesinde ve/veya test edilmesinde finans literatüründe üç temel kriter dikkate alınmaktadır (Balaban, 1995).

-Kaynakların en iyi bir şekilde kullananlara dağılımını sağlamak anlamında “Dağıtımsal Etkinlik” (Allocational Efficiency),

- Kaynak aktarımını minimum maliyetle gerçekleştirmek anlamında “Faaliyet Etkinliği” (Operational Efficiency),

- Piyasa fiyatlarının tüm mevcut bilgileri yansıtması anlamında “Bilgisel Etkinlik” (Informational Efficiency)’ dir.

Etkin Piyasalar Hipotezi kapsamında, sahip olunan bilgi içeriğinin türü dikkate alınarak, sermaye piyasalarının bilgisel etkinliği, Zayıf Tipte Etkinlik (Weak Form Efficiency), Yarı Güçlü Tipte Etkinlik (Semi-Strong Form Efficiency) ve Güçlü Tipte Etkinlik (Strong-Form Efficiency) olmak üzere tanımlanmaktadır (Timmermann ve Granger, 2004).

Zayıf tipte etkin piyasa, yatırımcıların hisse senetlerinin sadece geçmiş fiyat ve getiri değerlerine ilişkin bilgilerine sahip olduğu piyasalardır. Bu tip piyasalarda, hiç bir yatırımcı geçmiş fiyatlar ya da getiri bilgisine dayalı olarak aşırı kazançlar elde edememektedir. Zayıf formda etkinlik, tüm geçmiş bilginin gerçek varlık fiyatlarına tamamen yansıdığını göstermektedir. Aynı zamanda varlık fiyatlarının birbirini izleyen dönemlerdeki fiyat değişimleri arasında korelasyon olmadığı, ortalama etrafında seyrettiği anlamına gelen bir rassal yürüyüş izlediğini ifade etmektedir.

$$P_t = P_{t-1} + e_t \Leftrightarrow P_t - P_{t-1} = e_t \Leftrightarrow \nabla P_t = e_t \text{ (Random Walk-Rassal Yürüyüş)}$$

² Martingale; kelime olarak fransızcadan gelen ve güvenilir bir frank sistemi tasarlamak için ortaya konulan müşterek bahse verilen addır. Arbitraj kelimesi ile de yakındır. Bu stratejiye göre, her kayıptan sonra bahis miktarını iki katına çıkartarak, görel olarak yüksek bir olasılıkla kar sağlanmaktadır. İstatistiksel açıdan tartışılan konu martingale sürecinin riski nötür varsaymasıdır. Daha fazla bilgi için bkz: (Abaan, 1995).

P_t , varlık fiyat seviyesidir.

e_t , bir hata terimidir.

$$E[e_t]=0, \text{Var}[e_t]=E[e_t]^2=\sigma^2, \text{Cov}[e_t, e_{t-1}]=0, t \neq 0 \text{ için}$$

Bir piyasada yatırımcıların hisse senetlerinin geçmiş fiyat ve getiri değerleri bilgilerine ek olarak mali tablolar, şirket birleşme-devir bilgileri, fiyat kazanç oranları gibi firmaya özgü bilgilerin yanında politik ve makro ekonomik tüm bilgilere sahip olup, söz konusu bilgiler ile normalin üzerinde kazanımlar sağlanamayacağı piyasa yarı-güçlü tipte etkin piyasa olarak tanımlanmaktadır.

Güçlü tipte etkin piyasa ise; kamuya açıklanmış veya açıklanmamış hisse senetlerine ilişkin özel bilgiler de dahil olmak üzere tüm bilgilerin hisse senetleri fiyatlarına yansıdığı piyasa olarak tanımlanmaktadır. Bu piyasada bilgiye dayalı olarak normal üstü kazanç elde etmek mümkün değildir(Timmermann ve Granger, 2004; Balaban, 1995).

H: Tarihsel/geçmişe ait fiyat ve getirilerle ilgili bilgi seti,

P: Kamuya açık mevcut bilgiyi içeren bilgi seti,

A: Özel ve kamuya açık tüm mevcut bilgileri içeren bilgi seti olmak üzere,

$H \subset P \subset A$ şeklinde gösterilebilir.

Basitliğine rağmen Etkin Piyasa Hipotezi, ampirik testlerle değerlendirilmesi gereken test etmesi zor bir teoridir. Etkin piyasa hipotezi literatürde farklı biçimlerde tanımlanmaktadır. Jensen (1978), piyasa etkinliğini, “bir piyasa eğer, Ω_t bilgi setine dayalı olarak ekonomik karlar elde etmeyi mümkün kılmıyorsa, Ω_t bilgi setine göre piyasa etkindir” biçiminde tanımlamaktadır.

Piyasa etkinliği ile ilgili bir başka tanımlama ise Malkiel (1992)’ de “Bir sermaye piyasası eğer teminat bedellerini belirleme ile ilgili tüm bilgiyi tamamen ve doğru biçimde yansıtıyorsa etkin olduğu söylenebilir” şeklinde verilmektedir. Eğer teminat bedelleri tüm piyasa katılımcılarına ait bilginin ortaya çıkmasından etkilenmeyecekse, piyasanın Ω_t bilgi setine göre etkin olduğu söylenebilmektedir. Ayrıca Ω_t bilgi setine göre etkinlik, söz konusu bilgi setine göre işlem yaparak ekonomik karlar elde etmenin imkansız olduğunu göstermektedir.

Hisse senedi piyasası getirilerinin test edilebilirliği üzerine literatürdeki pek çok çalışma zayıf ve yarı güçlü formdaki piyasa etkinliğini test etmekle ilgilidir. Fama

(1970), deneysel kanıtın büyük oranda zayıf ve yarı güçlü formda etkinliği destekleyici nitelikte olduğu göstermektedir.

Fama (1991)' de ise halka açık mevcut bilgi ve getirilerin gecikmeli değerlerine dayalı olarak fiyatlardaki değişmelerin tahmin edilebilirliğinin güçlü bir kanıtını sunmaktadır. Sadece geçmiş fiyatlar ve değerlendirme bilgisi tahminci değişkenler olarak kullanıldığı için çalışmalar zayıf formda piyasa etkinliğini test etmektedir. Gecikme primi, diğer iş-döngüsü göstergeleri gibi tahminci değişkenler de yer aldığı zaman yarı güçlü formda piyasa etkinliğinin testinden bahsedilmektedir. Güçlü formda etkinlik ise dolaylı yoldan, fon yöneticilerinin performanslarını değerlendirerek test edilebilmektedir.

Özetle etkinliğin bilgiye dayalı tüm formlarında ilgili bilgi seti üzerinden işlem yapan yatırımcıların normalin üzerinde aşırı kazanımlar elde etmeleri mümkün olmamaktadır. Eğer normal olmayan getiri seçilen bilgi seti üzerine koşullu olarak öngörülemez nitelikte ise Etkin Piyasa Hipotezi red edilememektedir.

Zayıf piyasa etkinliği formuna uygun olarak, piyasa etkinliğini test etmek için piyasada oluşan getirilerin birbirleriyle ilişkili olup olmadığı araştırılmaktadır. Eğer R_t bir hisse senedinin getirisi ise, $d > 0$ olmak koşuluyla, R_t ' nin doğrusal fonksiyonu $|R_t|^d$ olarak tanımlanabilmektedir. R_t ' nin uzun gecikmelerdeki fonksiyonları istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif otokorelasyonlar sergiliyorsa $|R_t|^d$, söz konusu durum “uzun dönem hafıza” olarak adlandırılmaktadır. Ters durumda, $|R_t|^d$ kısa gecikmelerde yüksek otokorelasyonlar sergiliyorsa ve otokorelasyonlar çabuk azalıyorsa, R_t kısa dönemli hafızaya sahiptir denir (Ding et al., 1993). Getiri serisinin söz konusu karakteristiğinin belirlenmesi zayıf piyasa etkinliği formunun bir testi olarak kabul edilebilmektedir.

4. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİ VE ÖZELLİKLERİ

Finansal piyasalar; piyasa sisteminin bir bölümü olarak para ve sermayenin arz ve talebi ile oluşmaktadır. Finansal piyasalar da bono piyasası, hisse senedi piyasası, mal ve hizmetler piyasası ve döviz piyasası gibi piyasada işlem gören varlık türüne göre sınıflandırılabilir. Söz konusu piyasalardan elde edilen temel bilgi fiyattır ve fiyatlar zaman boyutunda izlenmektedir. Fiyatlara dayalı ya da onların dinamikliliğini tanımlayan zaman serileri “finansal zaman serileri” olarak adlandırılmaktadır.

Diğer ekonomik zaman serileriyle karşılaştırıldığında finansal zaman serileri bazı karakteristik özelliklere ve söz konusu finansal piyasanın mikroyapısını yansıtan eğrilere sahiptirler. Söz konusu zaman serilerinin en önemli özelliği yüksek frekanslı olmalarıdır. Bu durum, finansal zaman serilerinin dinamikliğine neden olan trend ve döngüsel hareketler dışında sistematik olmayan faktörlerin etkisinin varlığını göstermekte ve bu tür serilerde zamana bağlı yüksek oynaklıklar söz konusu olabilmektedir.

Finansal zaman serilerinin analizi ile ilgili temel varsayımlardan birisi μ ortalamalı ve σ^2 varyanslı logaritmik getirilerin normallik varsayımıdır. $R_t \sim N(\mu, \sigma^2)$ ise dağılım simetrik olduğu için, çarpıklık katsayısı,

$$C_r = E\left[\frac{(R_t - \mu)^3}{\sigma^3}\right], \quad (E.4.1)$$

sıfıra eşit ve basıklık katsayısı,

$$B_r = E\left[\frac{(R_t - \mu)^4}{\sigma^4}\right], \quad (E.4.2)$$

ise 3'e eşittir. Logaritmik getirilerin çarpıklık nokta tahmincisi;

$$\hat{C}_r = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(R_t - \bar{R})^3}{S_r^3}, \quad (E.4.3)$$

burada,

$$\bar{R} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t, \quad (E.4.4)$$

ile getiri ortalamasıdır.

$$S_r = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2} \quad (\text{E.4.5})$$

ile getiri standart sapmasını göstermektedir.

Basıklık tahmincisi ise;

$$\hat{B}_r = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(R_t - \bar{R})^4}{S_r^4} \quad (\text{E.4.6})$$

şeklinde elde edilmektedir.

Normale göre basık ya da az basık (platykurtic) bir dağılım, normal dağılımın standart değerinden daha düşük bir basıklık değerine sahiptir. Bu tip dağılımlar normalden daha düşük bir tepe noktası gösterirken ortalama etrafında dağılımın tepe kısmı kalın bir görünüme sahiptir.

Normale göre sivri ya da aşırı basık (leptokurtic) bir dağılım ise normal dağılımın standart değerine göre daha yüksek bir basıklık değerine sahiptir. Bu tip dağılımlar ise normalden daha yüksek bir tepe noktası gösterirken ortalama etrafında tepe kısmı ince bir görünüme sahiptir.

Finansal zaman serilerinin, özellikle getirilerin dağılımlarının normalden farklı kalın kuyruk, simetrik olmayan ve aşırı basık özellikler sergilediği bilinmektedir. Bu nedenle finansal zaman serilerinin söz konusu karakteristiklerini yakalamada normalden farklı dağılımlara ihtiyaç duyulmaktadır. Söz konusu dağılımlara Bölüm 9’ da değinildiği için bu bölümde ayrıca açıklama gereği duyulmamıştır.

Finansal zaman serilerinin analizinde bir diğer varsayım, getiri hatalarının ilişkisiz, sıfır ortalamalı, sabit varyanslı benzer dağılımlı olmasıdır. Finansal zaman serilerinin gözlenen değerlerindeki bağımlılık derecesini belirleme için yararlanılan önemli bir araç otokorelasyon fonksiyonudur.

$Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ bir finansal zaman serisinin örnek gözlem değerleri olarak kabul edilsin. Serinin örnek ortalaması;

$$\bar{Y}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t, \quad (\text{E.4.7})$$

olmak üzere $\{Y_t\}_{t=1}^T$ durağan zaman serisinin örnek otokovaryans fonksiyonu

$$\gamma(h) = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+h}) \quad (\text{E.4.8})$$

şeklinde tanımlanmaktadır.

Otokorelasyon fonksiyonu (Akdi, 2012);

$$\rho(h) = \frac{\gamma(h)}{\gamma(0)} = \frac{\text{Cov}(Y_t, Y_{t+h})}{\sqrt{\text{Var}(Y_t)\text{Var}(Y_{t+h})}}, \quad (\text{E.4.9})$$

ile tanımlanmaktadır. Seri durağan ise $\gamma(0)=\text{Var}(Y_t)=\text{Var}(Y_{t+h})$ olur. $\{Y_t\}_{t=1}^T$ zaman serisinin gözlem değerleri $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_T\}$ ne göre otokovaryans fonksiyonu değerleri hesaplanabilmektedir (Akdi, 2012).

$$\hat{\gamma}_T(h) = \frac{1}{T-h} \sum_{t=1}^{T-|h|} (Y_{t+|h|} - \bar{Y}_T)(Y_t - \bar{Y}_T), \quad -T < h < T \quad (\text{E.4.10})$$

Finansal bir getiri zaman serisinin, örnek otokorelasyonlarının neredeyse tüm gecikmelerde anlamsız olması ve genellikle beyaz gürültü süreci sağlaması beklenmektedir. Fakat kareli ve mutlak getiriler için örnek otokorelasyonları yüksek gecikmelerde pozitif ve sabit olarak kalma eğilimi gösterebilir. Zaman serilerindeki bu özelliğin nasıl yorumlanması gerektiği ile ilgili farklı görüşler ileri sürülmektedir. En yaygın görüş ise uzun gecikmelerde yavaş azalan otokorelasyon fonksiyonu özelliğini “uzun hafıza” ya da “uzun dönem bağımlılık” olarak yorumlamaktır.

Eğer bir $\{Y_t\}$ finansal zaman serisi;

$$\sum_{h=0}^{\infty} |\rho_Y(h)| = \infty, \quad (\text{E.4.11})$$

özelliğini sağlıyorsa durağan değildir ve uzun hafıza (uzun dönem bağımlılık) sürecine sahiptir denir.

Uzun hafıza sürecinin zaman boyutu (time-domain) ve frekans boyutunda (frequency-domain) olmak üzere iki farklı tanımlaması söz konusudur (Özdemir, 2009; Souza, 2008):

Zaman Boyutuna Göre; Y_t durağan bir süreç olsun;

$$\rho(k) \sim c_q(k)k^{2d-1}, \quad k \rightarrow \infty, \quad (\text{E.4.12})$$

burada $d \in (-0.5, 0.5)$ gerçel bir sayıdır. $\rho(k)$ sürecin k . dereceden otokorelasyonunu göstermektedir. $c_q(k)$, $k \rightarrow \infty$ için yavaş olarak değişen bir fonksiyondur ve d ile aynı işarete sahiptir. Buna göre d , Y_t ’nin uzun hafızaya sahip olduğu ya da uzun dönem bağımlılık gösterdiğini ifade etmek için kullanılan hafıza parametresidir.

Frekans Boyutuna Göre ise; Y_t durağan bir süreç olsun;

$$f(\lambda) \sim c_f(\lambda) |\lambda|^{-2d}, \quad \lambda \rightarrow 0, \quad (\text{E.4.13})$$

burada $d \in (-0.5, 0.5)$ gerçel bir sayıdır. $f(\lambda)$ sürecin spektral yoğunluk fonksiyonudur. $c_f(\lambda)$ pozitif bir fonksiyondur. λ sıfıra yaklaşırken yavaş değişen bir fonksiyondur. $\lambda \in (-\pi, \pi]$. Buna göre d , Y_t 'nin hafıza parametresidir ve eğer $-0.5 < d < 0.5$ ise, Y_t 'nin uzun hafıza ya da uzun dönem bağımlılık özelliği gösterdiği söylenebilmektedir (Souza, 2008; Özdemir, 2008).

5. ARIMA MODELLERİ

İktisadi olaylar zaman değişkenlerinin yanında çeşitli unsurların etkisi altında olduğundan bu tür olaylarla ilgili zaman serileri sadece zamanın deterministik bir fonksiyonu değildir. Söz konusu bu olaylar sadece zaman değişkeni tarafından tam olarak açıklanamazlar. Bir zaman serisinin gelecek dönemlerde göstereceği seyri tam olarak açıklayabilmek için kullanılacak matematiksel modelde, olayı açıklayacak tüm değişkenlere yer vermek gerekir. Bu her zaman mümkün değildir. Modelde tüm değişkenlere yer vermek modeli karmaşıktır ve uygulanabilirliğini güçleştirir.

Zamana bağlı olaylar rassal karakterde oldukları için söz konusu olaylarla ilgili serilerin gelecek dönemdeki seyrini, bugünkü ve geçmiş dönem değerlerine dayanarak incelemek için değişik bir yaklaşım gerekir. Buna deterministik olmayan stokastik veya istatistik yaklaşım adı verilmektedir (Özmen 1986). Bu nedenle zaman serileri analiz edilirken bir stokastik süreç olarak tanımlanması ve analiz için stokastik modeller kullanılması gereği ortaya çıkmaktadır.

Doğrusal stokastik modeller incelenen zaman serilerinin durağan olup olmamasına göre doğrusal durağan stokastik modeller ve doğrusal durağan olmayan stokastik modeller olarak sınıflandırılabilir. Otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARIMA) modelleri olarak bilinen durağan olmayan doğrusal stokastik modeller de zaman serilerinin mevsim unsurunu içerip içermemesine göre "mevsimsel ARIMA " ve "mevsimsel olmayan ARIMA" modelleri olarak sınıflandırılırlar. Bu bölümde söz konusu modeller kısaca ele alınacaktır.

5.1. Doğrusal Durağan Stokastik Modeller

Doğrusal durağan stokastik modeller, hareketli ortalama (MA), otoregresif (AR) ve otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modelleridir.

5.1.1. Hareketli ortalama modelleri (MA)

Hareketli ortalama modelleri, bir zaman serisinin herhangi bir dönemdeki gözlem değerinin aynı dönemdeki hata teriminin ve belirli sayıdaki geçmiş dönem hata

teriminin doğrusal bir bileşimi olarak ifade edildiği modellerdir. MA modelleri içerdikleri geçmiş dönem hata terimi sayısına göre isimlendirilir.

Y_t 'nin modelinin

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1}, \quad e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2), \quad (E.5.1)$$

olduğu varsayılırsa, burada μ bir sabittir ve e_t önceki gibi beyaz gürültü stokastik hata terimidir. Burada t anındaki Y değeri bugünkü ve geçmiş dönemdeki hata terimleri ile ortalamaya eşittir. Söz konusu süreç birinci dereceden hareketli ortalama ya da bir MA(1) modeli olarak adlandırılmaktadır. Benzer biçimde MA(2) süreci;

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2}, \quad e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2), \quad (E.5.2)$$

ile ifade edilirken süreç genelleştirildiğinde;

$$Y_t = \mu + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q}, \quad e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2), \quad (E.5.3)$$

veya ;

$$Y_t = \mu + e_t + \sum_{i=1}^q \theta_i e_{t-i}, \quad e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2) \quad (E.5.4)$$

ile bir MA(q) sürecidir. $E[Y_t] = \mu$ ve $Var(Y_t) = \sigma^2(1 + \theta^2)$ 'dir. Diğer taraftan kovaryans $Cov(Y_t, Y_{t+1}) = Cov(e_t + \theta_1 e_{t-1}, e_{t+1} + \theta_1 e_t) = \sigma^2 \theta$ olarak gösterilebilir (Hamilton, 1994; Enders, 2004). Kısaca bir hareketli ortalama modeli beyaz gürültü hata terimlerinin doğrusal bir kombinasyonu ile ifade edilmektedir.

5.1.2. Otoregresif modeller (AR)

Otoregresif zaman serileri, serinin geçmiş dönem değerleri ile beyaz gürültü sürecinden etkilenmektedir. Uygulamada pek çok finansal zaman serisi otoregresif olarak modellenmektedir. Genel olarak ifade edilirse; bir zaman serisinin herhangi bir dönemdeki gözlem değerini aynı serinin belirli sayıda geçmiş dönemin gözlem değerlerine ve hata terimine bağlı olarak açıklayan modellerdir. AR modelleri içerdikleri geçmiş dönem gözlem değeri sayısına göre isimlendirilirler.

Y_t , t zamanındaki gözlem değerlerini gösterebilir (Gujarati, 1995; Maddala ve Kim, 1998; Akdi, 2012; Greene 1997). Eğer Y_t ;

$$(Y_t - \mu) = \psi_0 + \psi_1(Y_{t-1} - \mu) + e_t, \quad e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2), \quad (E.5.5)$$

olarak modellenirse; Y_t için, birinci dereceden otoregresif ya da AR(1) stokastik süreç olduğunu söylemek mümkündür. Model durağan ise $E[X]=\mu=0$ alınarak AR(1) modeli;

$$Y_t = \psi_0 + \psi_1 Y_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.5.6})$$

ile de gösterilebilir. Burada Y_{t-1} , Y_t 'nin bir önceki dönem gözlem değeri iken, e_t ise 0 ortalama ve sabit varyanslı ilişkisiz rassal hata terimidir. Bu süreçlerde, t anındaki Y_t 'nin değeri önceki zaman periyodundaki değerine ve bir rassal terime bağlıdır. Söz konusu model;

$$Y_t = \psi_0 + \psi_1 Y_{t-1} + \psi_2 Y_{t-2} + e_t, \quad e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.5.7})$$

şeklinde değerlendirilirse, o zaman Y_t 'nin ikinci dereceden otoregresif ya da AR(2) modeli olduğu söylenebilmektedir. Yani t anındaki Y_t 'nin değeri iki zaman periyodu öncesindeki Y değerine bağlıdır. Model genelleştirilirse;

$$Y_t = \psi_0 + \psi_1 Y_{t-1} + \psi_2 Y_{t-2} + \dots + \psi_p Y_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.5.8})$$

ile veya,

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \psi_i Y_{t-i} + e_t, \quad e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.5.9})$$

biçiminde ifade edildiğinde Y_t bir p . dereceden otoregresif süreç ya da AR(p) sürecini göstermektedir (Tsay, 2005; Gujarati, 1995).

5.1.3. Otoregresif hareketli ortalama modelleri (ARMA)

Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri AR ve MA modellerinin birleştirilmiş halidir. Bir zaman serisinin herhangi bir döneme ait gözlem değeri, ondan önceki belirli sayıda gözlem değerinin ve hata teriminin doğrusal bir bileşimi olarak ifade edilir. ARMA modeli p terimli AR ve q terimli MA modelinin bir kombinasyonu ise $p+q$ terim içerir ve model derecesi (p, q) ile gösterilmektedir.

ARMA(p, q) modelinin genel gösterimi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Verbeek, 2004).

$$Y_t = \delta + \psi_1 Y_{t-1} + \psi_2 Y_{t-2} + \dots + \psi_p Y_{t-p} + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q}, \quad (\text{E.5.10})$$

burada, $e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$ 'dir.

Benzer biçimde gecikme operatörleri ile de ARMA(p, q) modeli;

$$(1 - \psi_1 L - \dots - \psi_p L^p) Y_t = (1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q) e_t, \quad e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.5.11})$$

Burada $\psi_0, \psi_1, \dots, \psi_p$ katsayıları AR(p) parametreleri iken, $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ ise MA(q) modelinin parametreleridir.

Durağan her zaman serisi modeli MA(∞) olarak yazılabilir. $e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ olmak üzere, $E[Y_t] = \mu$ olan ARMA(p,q) modeli,

$$Y_t - \mu = \sum_{i=1}^p \psi_i (Y_{t-i} - \mu) + e_t + \sum_{j=1}^q \theta_j e_{t-j}, \quad (E.5.12)$$

ile verildiğinde, model durağan ise,

$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i e_{t-i}$ şeklinde yazılabilmektedir. ARMA(p, q) modeli için;

$$Y_t = [(1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q) / (1 - \psi_1 L - \dots - \psi_p L^p)] e_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i e_{t-i} \quad (E.5.13)$$

olarak da ifade edilebilir (Akdi, 2012; Brockwell ve Davis, 2002).

Uygulamada en sık karşılaşılan ARMA model türü ARMA(1,1)'dir. E.6.14' deki gibi gösterilmektedir.

$$Y_t = \psi_1 Y_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1}, \quad (E.5.14)$$

5.2. Doğrusal Durağan Olmayan Stokastik Modeller (ARIMA)

Zaman serisi modelleri, ele alınan zaman serisinin durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır. Kısaca bir zayıf durağan zaman serisi için ortalama ve varyans sabittir ve onun kovaryansı da zaman içinde sabittir. Fakat bir çok finansal zaman serisi ortalamasında durağan değildir. Genel olarak eğer bir zaman serisi I(d) ise onun d. dereceden fark alınmasından sonra bir I(0) serisi elde edilebilir.

Başka bir ifadeyle, eğer bir stokastik Y_t süreci I(d) ise ve d. dereceden farkı alınmış süreç bir ARMA(p,q) sürecine sahipse yani $\nabla_{y_t}^d \sim \text{ARMA}(p,q)$ ise sürece ARIMA(p,d,q) süreci adı verilir ve $Y_t \sim \text{ARIMA}(p, d, q)$ ile gösterilir. Buna göre bir ARIMA (2,1,2) modeli söz konusu ise zaman serisi durağan olmadan önce (d=1) birinci dereceden farkı alınmak zorundadır ve birinci farkı alınmış durağan zaman serisi bir ARMA(2,2) modeli göstermektedir demektir. Yani iki AR ve iki MA terimlerine sahiptir.

Eğer bir zaman serisi başlangıçta durağan ise ARIMA(p,d=0,q)=ARMA(p,q) olur. Bir ARIMA(p,0,0) süreci tamamen bir AR(p) durağan modelini ifade ederken bir

ARIMA(0,0,q) modeli ise tamamen bir MA(q) durağan modelini ifade etmektedir. Genel ARIMA (p, d, q) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir (Tsay, 2005).

$$w_t = \psi_1 w_{t-1} + \psi_2 w_{t-2} + \dots + \psi_p w_{t-p} + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \dots + \theta_q e_{t-q}. \quad (E.5.15)$$

Burada, w_t =farkı alınmış seridir.

ψ =AR parametreleridir.

θ =MA parametreleridir.

d =Fark alma derecesidir.

∇ =Fark alma operatörü ise $\nabla^d y_t = w_t$ şeklinde yazmak mümkündür.

Eğer birinci farklar seriyi durağanlaştırırsa, fark operatörü;

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (1-L)Y_t, \quad (E.5.16)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Eğer seri d. farkı alındığında durağan hale geliyorsa fark operatörünün yazılımı;

$$\nabla^d Y_t = (1-L)^d Y_t = w_t, \quad (E.5.17)$$

şeklinde olur (Tsay, 2005).

5.3. Mevsimsel ARIMA Modelleri

Aylık veya üç aylık zaman aralıklarına ait gözlem değerlerinden oluşan zaman serilerinin birbirini izleyen yılların aynı aylarında, dönemlerinde maksimuma ve minimuma ulaşma eğilimi mevsimsel dalgalanmaları göstermektedir. Sosyal ve doğal nedenlerle ortaya çıkan ve her yıl düzenli olarak tekrar eden bu dalgalanmaları içeren zaman serilerine "mevsimsel zaman serileri" adı verilir.

Mevsimsel dalgalanmaların dalga uzunluğu s ile gösterilir. Aylık gözlem değerlerinden meydana gelen serilerde genellikle $s=12$ ' dir. Ancak 6 aylık ($s=6$) periyoda sahip mevsimsel dalgalanmalara da rastlanabilmektedir. Üçer aylık aralıklarda yapılan gözlem değerlerinden oluşan serilerde ise söz konusu periyod $s=4$ ' tür (Özmen 1986).

Zaman serilerinin durağanlığını bozan unsurlardan birisi de mevsimselliklerdir. Bu nedenle gözlem değerinin s ' inci dereceden mevsimsel farklarının alınması gerekmektedir. Zaman serilerinin gözlem değerlerinde görünüşte artış ve azalışları etkileyen bazı faktörler söz konusudur. Bunlardan ilki, ayların içerdiği gün ve işgünü

sayısının farklı olmasıdır. Bu durumda gözlem değerleri gün sayısına göre ayarlanmalıdır. Aynı şekilde bir diğer faktör de fiyat değişiklikleridir. Örneğin fiyat artışları zaman serisi gözlem değerlerinin görünüşte artmasına neden olabilmektedir. Bu durumda da seri gözlem değerlerini sabit fiyat esasına göre ayarlamak gereklidir. s, mevsimsel dalgalanmaların dalga uzunluğunun belirlenmesinde bu ayarlamalar önemlidir.

Fiyat değişimleri ve gün sayısına göre ayarlanan mevsimsel bir serinin modellenmesinde kullanılarak mevsimsel modelin hem veri düzeyindeki değişimleri hem de mevsimlerin etkisiyle oluşan değişimleri yansıtabilmelidir. Bir zaman serisinde hem trend hem de mevsimsel dalgalanmaların etkisi aynı anda gözlenebilir. Böyle bir zaman serisinin gözlem değerleri arasında iki türlü ilişkiden bahsedilebilir.

a) Birbirini izleyen gözlem değerleri arasındaki ilişki,

b) Birbirini izleyen yılların aynı dönemlerine ait gözlem değerleri arasındaki ilişki (Mevsimsel ilişki).

Mevsimsel zaman serileri için kullanılan model aşağıdaki gibidir (Özmen 1986).

$$\psi_p(L) \phi_p(L^s \nabla^d \nabla_s^D) Y_t = \theta_q(L) \Theta_\phi(L^s) e_t, \quad (E.5.18)$$

ϕ : Mevsimsel otoregresyon parametresi

Θ : Mevsimsel hareketli ortalama parametresi

s: Mevsimsel dalgalanmaların dalga uzunluğu

D: Mevsimsel fark alma derecesi

P: Mevsimsel otoregresif model derecesi

ϕ : Mevsimsel hareketli ortalama derecesi

$\psi_p(L)$ ve $\theta_q(L)$: p ve q dereceden AR ve MA polinomları

∇_s^D : Mevsimsel fark alma operatörü

∇^d : d. dereceden fark alma operatörü

Mevsimsel bir modelin derecesi mevsimsel ve mevsimsel olmayan modellerin derecelerinin çarpımıdır. [(p,d,q)(P,D,Q)] ile gösterilmektedir. Örneğin, derecesi (0,1,1)(0,1,1)₁₂ olan bir ARIMA modeli;

$$\nabla \nabla_{12} Y_t = (1 - \theta L)(1 - \theta L^{12}) e_t \text{ şeklinde, daha açık biçimde ise;}$$

$$(Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-12} - Y_{t-13}) = e_t - \theta e_{t-1} - \theta e_{t-12} - \theta e_{t-13} \quad (E.5.19)$$

biçiminde ifade edilebilir (Lütkepohl ve Kratzig, 2004).

5.4. Durağanlık ve Tersinirlik Özelliği

Zaman serisi analizinde durağanlık kavramı önemli bir kavramdır. İki yönden ele alınmaktadır. a) İki değişken için zaman serileri kullanılmak suretiyle katsayısı istatistiksel bakımdan anlamlı olan bir regresyon ilişkisi bulunabilir. Her iki zaman serisinde de trend söz konusu ise “sahte regresyon” adı verilen sorunla karşı karşıya kalınabilmektedir. Buna göre regresyonun gerçek ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığı, serilerin durağanlığı ile yakından ilişkili bir kavramdır. b) Eğer ilgilenilen zaman serileri durağan değil ise öngörülerin geçerliliği konusunda düşünmek gerekmektedir.

Durağanlığın açıklamasında AR(1) modeli ele alınırsa;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t, \quad (E.5.20)$$

Eğer $|\rho| < 1$ ise ve e_t beyaz gürültü ise AR(1) sürecinin durağan olduğunu söyleyebiliriz.

O zaman, $E[Y_t] = 0$, tüm t ' ler için

$$\text{Var}[Y_t] = \frac{\sigma_e^2}{1 - \rho^2}, \quad (E.5.21)$$

şeklindedir.

$$\text{Cov}[Y_t, Y_s] = \frac{\rho^{|t-s|} \sigma_e^2}{1 - \rho^2}, \quad (E.5.22)$$

olur.

Eğer $|\rho| \geq 1$ olursa bu varyans ve kovaryanslar tanımsız olur (Stewart ve Gill, 1998; Greene, 1997; Pindyck ve Rubinfeld, 1991).

AR(p) modelini gecikme operatörü kullanılarak,

$$(1 - \psi_1 L - \psi_2 L^2 - \dots - \psi_p L^p) Y_t = e_t, \quad (E.5.23)$$

şeklinde yazılabiliyordu. AR(p) modelinin durağanlık koşulunu sağlaması için, bu polinomun sifıra eşitlenerek bulunan köklerin birim çemberlerin dışında kalması gerekmektedir (Box ve Jenkins, 1976).

AR(1) modelini L gecikme operatörü kullanılarak, $(1-\psi_1L)Y_t=e_t$ biçiminde yazılabilmektedir. AR(1) modelinin durağan olması için $|\psi_1|<1$ koşulunu sağlaması yeterlidir. Bu koşulun sağlanması, $(1-\psi_1L)=0$ ifadesinin kökünün birim çemberin dışında olduğu anlamına gelmektedir.

ARIMA modellerinin durağanlık ve tersinirlik koşulları ARMA modellerindeki gibidir. Bu özelliklerin belirlenmesi için modelleri gecikme operatörü L kullanarak yazmak gereklidir (Özmen, 1986; Greene, 1997; Pindyck ve Rubinfeld, 1991).
modeli L operatörü kullanarak;

$$\psi(L)Y_t = \theta(L)e_t, \quad (E.5.24)$$

Şeklinde yazılır. Buradaki $\phi(L)$ ile $\theta(L)$ sırasıyla p ve q dereceden polinomlardır.

$$\psi(L) = 1 - \psi_1L - \psi_2L^2 - \dots - \psi_pL^p, \quad (E.5.25)$$

$$\theta(L) = 1 - \theta_1L - \theta_2L^2 - \dots - \theta_qL^q \quad (E.5.26)$$

$\psi(L)$ polinomunun kökleri olan $\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_p$ değerleri birim çemberin dışında kalıyorsa bu model durağanlık koşulunu sağlar. $\theta(L)$ polinomunun kökleri olan $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ değerleri birim çemberin dışında kaldığında ise modelin çevrilebilirlik koşulunu sağladığı ifade edilmektedir (Greene, 1997; Pindyck ve Rubinfeld, 1991; Özmen, 1986).

6. UZUN HAFIZA TESTLERİ

6.1. R/S İstatistiği

1951’de Hurst tarafından tanıtılan R/S (Rescaled Range) istatistiği parametrik olmayan bir ölçü olarak uzun hafıza özelliğini ya da uzun dönem bağımlılığı kontrol etmek için Mandelbrot (1975) tarafından kullanılmıştır. R/S istatistiği bir zaman serisinin ortalamasından sapmalarının kısmi toplamlarının oranıdır. $Y_1, Y_2, \dots, Y_T$ getirilerin bir örneklemini ve $\bar{Y}_T$ ise $(1/T) \sum_{j=1}^T Y_j$ ile örnek ortalamasını gösterebilir.

İstatistik $R/S(T)$ ile aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;

$$(R/S(T)) = \frac{1}{S_T} \left[\max_{0 \leq j \leq T} \sum_{j=1}^T (Y_j - \bar{Y}_T) - \min_{0 \leq j \leq T} \sum_{j=1}^T (Y_j - \bar{Y}_T) \right], \quad 1 \leq k \leq T. \quad (E.6.1)$$

Burada, S_T örnek standart sapmasıdır;

$$S_T = \left[\frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (Y_j - \bar{Y}_T)^2 \right]^{1/2}. \quad (E.6.2)$$

E.5.1’ deki parantezdeki ilk kısım Y_j ’ lerin örneklem ortalamasından ilk k sapmasının maksimum kısmi toplamlarını göstermektedir. Y_j ’lerin ortalamasından tüm sapmalarının toplamının sıfır olduğu bu toplam genellikle negatif değer almamaktadır. Benzer biçimde, ikinci kısım da genellikle pozitif değer almamaktadır. Buna bağlı olarak fark da genellikle negatif değildir.

(Mandelbrot ve Wallis, 1969b), E.6.3’ de verilen oransalı kullanarak uzun hafıza ile ilgili örnekleri incelemek için R/S istatistiğinden yararlanmaktadır. Bir rassal süreç için, gözlem sayısını gösteren T ve R/S oranı arasında E.6.3 gibi bir ilişki söz konusu olmaktadır.

$$E\left[\frac{R(T)}{S(T)}\right] = CT^H, \quad T \rightarrow \infty, \quad (E.6.3)$$

Hurst üsteli, H , bir zaman serisinin zamanın bir fonksiyonu olarak R/S nin asimptotik davranışı açısından tanımlanmaktadır.

Burada $R(T)$, ilk T değerlerin oranıdır ve $S(T)$ standart sapmasıdır. $E[.]$, beklenen değerdir. T gözlem sayısıdır.

Bir beyaz gürültü süreci için $H=0.5$ iken, bir süreklilik söz konusu olduğunda uzun hafıza süreci için $H>0.5$ dir. $d=(H-0.5)$ farkı sürecin kesirli bütünleşme derecesini göstermektedir. R/S oranının önemli bir kısıtı kısa dönem bağımlılığa karşı duyarlı olmasıdır.

6.2. Geliştirilmiş R/S İstatistiği

Uzun dönem ve kısa dönem bağımlılık arasındaki farklılaşma için, Lo (1991b), R/S (Rescaled-Range) istatistiğinin istatistiksel davranışının kısa dönem hafıza süreçlerinde değişmez olduğundan fakat uzun hafıza süreçleri için sapma gösterdiğinden emin olmak için söz konusu istatistiğin geliştirilmiş bir versiyonunu önermiştir. Lo (1991b)' in formülasyonu kısmi toplamların standart sapmalarını farklılaştırmaktadır. Standart sapma sadece Y_j ' lerin sapmalarının kareleri toplamı değil aynı zamanda q gecikmeye kadar ağırlıklandırılmış otokovaryansları da içermektedir. Geliştirilmiş R/S istatistiği;

$$(R/S(T))^* = \frac{1}{\hat{\sigma}_T(q)} \left[\text{Max}_{0 \leq j \leq T} \sum_{j=1}^T (Y_j - \bar{Y}_T) - \text{Min}_{0 \leq j \leq T} \sum_{j=1}^T (Y_j - \bar{Y}_T) \right], \quad (\text{E.6.4})$$

şeklindedir. Burada;

$$\hat{\sigma}_T^2(q) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (Y_i - \bar{Y}_T)^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^q w_j(q) \left\{ \sum_{i=j+1}^T (Y_i - \bar{Y}_T)(Y_{i-j} - \bar{Y}_T) \right\} \quad (\text{E.6.5})$$

$$\hat{\sigma}_T^2(q) = \hat{\sigma}_Y^2 + 2 \sum_{j=1}^q w_j(q) \hat{\gamma}_j, \quad (\text{E.6.6})$$

$$w_j(q) = 1 - (j/q + 1), \quad q < T \quad (\text{E.6.7})$$

dir. Burada, $\hat{\sigma}_Y^2$ ve $\hat{\gamma}_j$ sırasıyla örneklem varyansı ve Y 'nin otokovaryans tahmincisidir.

Eğer $\{Y_t\}$ kısa dönem bağımlılık özelliği gösteriyorsa kısmi toplam varyansı sadece terimlerin varyansları toplamı değil aynı zamanda otokovaryansları da içermektedir. $w_j(q)$ ağırlıkları (Newey ve West, 1987) tarafından önerilen ağırlıklardır ve pozitif bir $\hat{\sigma}_T^2(q)$ türetmektedirler. Aşağıdaki koşullar altında, $\hat{\sigma}_T^2(q)$,

$$\sup_t E[|\varepsilon_t|^{2\beta}] < \infty, \text{ bazı } \beta > 2 \text{ için,}$$

a) T bir sınır olmaksızın arttıkça, q da $q \sim o(T^{1/4})$

için tutarlıdır (Phillips (1987)).

q' nun gözlem sayısı T' den daha yavaş bir oranda artmasına izin vererek, R/S istatistiğinin paydası kısa dönem bağımlılık için yaklaşık olarak ayarlanmaktadır. a ve b koşulları $\hat{\sigma}_T^2(q)$ ' nun tutarlılığından emin olmayı sağlamasına rağmen q nun seçimi ile ilgili herhangi bir kriter belirleyememektedir. Bu nedenle q gecikme sayısının mevcut verilerin değerlendirilmesi ile seçilmesi önerilmektedir (Lo, 1991b; Kumar, 2014).

6.3. Geweke ve Porter-Hudak Testi

Yarı parametrik bir yaklaşım olarak, (Geweke et al., 1983)' de $\lambda=0$ açısıl frekansı etrafında spektral yoğunluk fonksiyonunun eğimine dayalı d kesirli fark alma derecesini elde etmek için yarı-parametrik bir süreç önermektedirler. $I(\xi)$; λ frekansında Y' nin periodogramı olarak aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır(Kumar, 2014);

$$I(\xi) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T e^{it\xi} (Y_t - \bar{Y})^2 \right|. \quad (E.6.8)$$

Spektral regresyon ise;

$$\ln\{I(\xi_\lambda)\} = \beta_0 + \beta_1 \ln \left\{ 4 \sin^2 \left(\frac{\xi_\lambda}{2} \right) \right\} + \eta_\lambda, \quad (E.6.9)$$

ile tanımlanmaktadır. Burada;

$$\xi_\lambda = \frac{2\pi\lambda}{T}, \lambda=0, \dots, T-1, \quad (E.6.10)$$

biçiminde bir sabittir. Y_t zaman serisinin ξ_λ frekansındaki periodogram,

$$I_T(\xi_\lambda) = \frac{T}{2} (a_\lambda^2 + b_\lambda^2) \quad (E.6.11)$$

olarak tanımlanır. Burada;

$$a_\lambda = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y}_T) \cos(\xi_\lambda t) \quad (E.6.12)$$

$$b_\lambda = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y}_T) \sin(\xi_\lambda t), \quad (E.6.13)$$

olup a_λ ve b_λ Fourier katsayılarını göstermektedir. Ayrıca, $\xi_\lambda = \frac{2\pi\lambda}{T}$ şeklinde Fourier sıklıkları alındığında,

$$\sum_{t=1}^T \sin(\xi_\lambda t) = \sum_{t=1}^T \cos(\xi_\lambda t) = 0, \quad (\text{E.6.14})$$

olduğundan Fourier katsayıları,

$$a_\lambda = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T Y_t \cos(\xi_\lambda t), \quad (\text{E.6.15})$$

$$b_\lambda = \frac{2}{T} \sum_{t=1}^T Y_t \sin(\xi_\lambda t). \quad (\text{E.6.16})$$

şeklinde yazılır. Fourier katsayıları dolayısıyla periodogramlar ortalamaya göre değişmemektedir (Akdi ve Dickey, 1998).

$$\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty, \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \{g(T)/T\} = 0, \quad \lim_{T \rightarrow \infty} (\ln(T)^2 / g(T)) = 0, \quad (\text{E.6.17})$$

olduğu varsayılarak, E.5.9' da spektral regresyondaki negatif eğim katsayısı d ' nin bir tahminini sağlamaktadır. (Geweke et al., 1983), $d < 0$ için tutarlılığı ve asimtotik normallliği gösterirken, Robinson (1990), d ile ilgili olarak, $d \in (0, 0.5)$ olduğunda tutarlılığını savunmaktadır (Kumar, 2014).

7. OYNAKLİK MODELLERİ

Geleneksel modellemede hata terimlerinin varyansının sabit olduğu varsayılmaktadır. Fakat özellikle finansal zaman serileri yüksek oynaklıklar sergilemektedirler. Bu özelliklere sahip zaman serileri için sabit varyans varsayımı (Homoscedasticity) geçerliliğini yitirmektedir. Eğer hata terimleri zaman içerisinde değişen koşullu varyanslara sahip ise değişen varyans (Heteroscedasticity) özelliğinden bahsedilmektedir. Hata terimleri koşullu değişen varyansa sahip iseler en küçük kareler tahmincileri etkinlik özelliğini kaybetmektedirler fakat tutarlı ve sapmasızdırlar. Mandelbrot (1963)' de bahsedildiği gibi finansal zaman serileri, oynaklık kümelemeleri adı verilen fiyatlardaki küçük değişmelerin küçük değişmeler tarafından büyük değişmelerin ise büyük değişmeler tarafından izlenme özelliğine sahiptirler. Söz konusu kümelenmeler fiyatlardaki değişmelerin bağımsız olmadığını ayrıca bir önceki ve bir sonraki dönem fiyatlarının birbirlerini etkilediklerini göstermektedir. Özellikle finansal zaman serilerinin pek çoğunun kalın kuyruk ve aşırı basık dağılımlara sahip olmaları sabit varyans varsayımını geçersiz kılmaktadır. Dolayısıyla normal dağılım varsayımının sağlanmaması ile birlikte serinin ortalama ve varyansındaki bağımlılık özelliği geleneksel tahmin ve öngörü yöntemlerini geçersiz kılmaktadır. Engle (1982), finansal zaman serilerinin bu özelliklerini de göz önünde bulundurarak ilk koşullu değişen varyans modelini ileri sürmüş ve zaman içinde değişen hata varyanslarının bir otoregresif yapıda modellenebileceğini göstermiştir. İzleyen bölümde bazı simetrik ve asimetrik oynaklık modelleri tanıtılmaktadır.

7.1. Simetrik Oynaklık Modelleri

Bu bölümde hatalardaki ARCH etkilerinin testi ile bazı simetrik oynaklık modelleri hakkında kısa teorik bilgi verilmektedir.

7.1.1. ARCH modeli

Engle (1982), İngiltere enflasyonunun otoregresif koşullu değişen varyans tahmini ile ilgili çalışmasıyla zaman içinde koşullu değişen varyans modellerinin tahmini için

ilk modeli ileri sürmüştür. Engle (1982)' nin önerdiği ARCH (Oto regresif Koşullu Değişen Varyans-Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modeli, varyansı gecikmeli öngörü hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir.

Engle (1982)' e göre eğer Y_t , $f(Y_t|Y_{t-1})$ koşullu yoğunluk fonksiyonuna sahip bir rassal değişkense, Y_t ' nin geçmiş bilgiye dayalı bugünkü değerinin öngörüsü standart varsayımlar altında Y_{t-1} koşul değişkeninin değerine bağlı olan $E[Y_t|Y_{t-1}=y_{t-1}, Y_{t-2}=y_{t-2}, \dots]$ ile ifade edilir ve geçmiş dönem bilgiye bağımlı koşullu öngörü varyansını tanımlamaktadır.

Geleneksel ekonometrik modellerde, koşullu varyans Y_{t-1} ' e bağlı değildir. Engle (1982), ARCH modeline başlangıç olarak bir AR(1) modelini değerlendirmektedir.

$$Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.7.1})$$

Koşulsuz ortalama sıfır iken koşullu ortalaması γY_{t-1} olur (Engle, 1982). Y_t ' nin koşullu varyansı;

$$E[Y_t I(Y_t - \gamma Y_{t-1})^2] = E[\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}^2] = \sigma^2, \quad (\text{E.7.2})$$

Koşulsuz varyans ise;

$$\begin{aligned} V(Y_t) &= \sigma_Y^2 = V(\gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t) \\ &= \gamma^2 V(Y_{t-1}) + V(\varepsilon_t) = \gamma^2 \sigma_Y^2 + \sigma_\varepsilon^2 \\ &= \sigma_Y^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \gamma^2}, \end{aligned} \quad (\text{E.7.3})$$

biçiminde elde edilebilir. $(1/1-\gamma^2)$ olduğunda koşulsuz öngörü varyansı koşullu öngörüye göre daha büyük bir varyansa sahiptir (Engle, 1982; Türkyılmaz, 2002; Yalçın, 2008).

Birinci dereceden durağan oto regresif model;

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (\text{E.7.4})$$

ise Y_{t+1} ' in $Y_t = y_t$ verildiğinde koşullu varyansı;

$$V(Y_{t+1} | Y_t = y_t) = E[(Y_{t+1} - \beta_0 - \beta_1 y_t)^2] = E_t \varepsilon_t^2 = \sigma^2, \quad (\text{E.7.5})$$

dir. Engle (1982) koşullu varyansın sabit olmadığı varsayımı altında hataların karelerini oto regresif bir yapıda tahmin etmektedir;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t, \quad v_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.7.6})$$

Söz konusu modele ARCH(q) modeli adı verilmektedir. Burada, $\alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0$ ise tahminin varyansı α_0 'dır ve sabittir. (t+1) dönemi için koşullu öngörü varyansı ise;

$$h_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 + v_t, \quad v_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2) \quad (\text{E.7.7})$$

biçiminde yazılabilir. ARCH modeli parametrelerini E.7.6' daki modelden elde etmek uygun olmadığından otoregresif model ve koşullu varyans aynı anda en çok olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmektedir (Engle, 1982). Tahminde genel olarak çarpımsal koşullu değişen varyans modeli kullanılmakta ve ARCH(1) modeli;

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}, \quad (\text{E.7.8})$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2}, \quad (\text{E.7.9})$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada; $v_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$, $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$ ve $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 > 0$ ' dır. Modelin durağanlığı için ise $0 < \alpha_1 < 1$ olmalıdır. $k \neq 0$ için $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$ ise ardışık bağımsızdır fakat koşullu varyansı otoregresif yapıda olduğu için birbirinden bağımsız değildir. $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ ' in değeri arttıkça ε_t ' nin varyansı da artmaktadır. Bu özellikten dolayı Y_t rassal değişkeninin oynaklığı ARCH modeli ile modellenebilmektedir. ARCH(1) modeli;

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}, \quad v_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2), \quad (\text{E.7.10})$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad \alpha_0 > 0, \quad \alpha_i > 0, \quad (\text{E.7.11})$$

ile ARCH(q) modeline genişletilebilmektedir. ARCH sürecinde pozitif varyans koşulu için ise $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$ olmalıdır (Türkyılmaz, 2002).

7.1.2. ARCH-LM testi

Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testi seride koşullu değişen varyansın başka bir ifadeyle ARCH etkisinin varlığının belirlenmesi için kullanılmaktadır. Engle (1982)' in ARCH-LM testinde öncelikle;

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t, \quad (\text{E.7.12})$$

regresyon modeli tahmin edilerek, β parametre vektörünün En Küçük Kareler tahmin edicisi $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ olmak üzere hatalar $\hat{\varepsilon}_t = Y_t - X_t\hat{\beta}$ ile elde edilir. Hata kareler için

AR(p) modeli;

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2 + v_t, \quad (E.7.13)$$

biçiminde bir model önerilerek model parametreleri tahmin edilir. E.7.2 eşitliğinde bir regresyon modeli gözönüne alındığında $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$ yokluk hipotezi reddedilemezse ARCH etkisi yoktur. Bunun için değişik test istatistikleri önerilmekle birlikte en yaygın kullanılan ARCH-LM testi olarak bilinen TR^2 test istatistiğidir. Burada, T gözlem sayısı, p gecikme değerini göstermek üzere model için ARCH-LM test istatistiği TR^2 değeri elde edilir. R^2 regresyon modelinin belirlilik katsayısıdır ve $TR^2 \sim \chi_p^2$ dir. p gecikme değeri model seçim kriterleri AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve SIC (Schwarz Bilgi Kriteri) yardımıyla belirlenmektedir. TR^2 istatistiğinin değeri χ_p^2 tablo değerinden büyükse sıfır hipotezi red edilir ve hatalarda ARCH etkisinin varlığından söz edilebilir (Engle, 1982).

7.1.3. GARCH modeli

ARCH modeli oynaklık modellerinin temelini oluşturmaktadır. ARCH modellerinde gecikme sayısının belirlenmesiyle ilgili kesin bir yöntem mevcut değildir. Bu nedenle koşullu varyansın modellenmesinde büyük gecikme değerlerinden bahsetmek mümkündür. Bu durum geniş bir koşullu varyans modeline dolayısıyla daha fazla parametre tahminine neden olabilmektedir. Böylece geniş gecikmeli ARCH modeli parametrelerinin pozitiflik koşulu bozulabilmektedir. Özellikle finansal zaman serilerinin koşullu varyansının modellenmesinde ARCH modelinin yeterli olmaması söz konusu modelin genişletilmesi fikrini ortaya çıkarmıştır. Bollerslev (1986), Engle (1982)' nin ileri sürdüğü ARCH modelini, koşullu hata varyansının sadece otoregresif bir süreçle ifade edilmesinin yeterli olmadığı fikri ile ARMA sürecini kullanarak

GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity - Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) modeline genişletmiştir. Bollerslev (1986)'nın GARCH(1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad (E.7.14)$$

ile ifade edilmektedir. Burada, h_t ;t anındaki koşullu varyans, α_0 ; uzun dönem ortalama değeri, $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$; bir önceki dönem için oynaklık hakkındaki bilgi ve $\beta_1 h_{t-1}$; bir önceki dönemdeki modelden elde edilen koşullu varyanstır. Pozitif varyans için $\alpha_0 > 0$, $\alpha_1 \geq 0$ ve $\beta_1 \geq 0$ şartları sağlanmalıdır. Modelin durağanlığı için ise; $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olmalıdır. $E_{t-1}(\varepsilon_t^2) = \sigma_t^2$ özelliğinden dolayı, GARCH(1,1) modeli;

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + e_t - \beta_1 e_{t-1}, \quad (E.7.15)$$

biçiminde yeniden yazılabilir. Hata kareler ARMA(1,1) sürecini ifade etmektedir (Zivot, 2009; Verbeek, 2004; Enders, 2004).

$$e_t = \varepsilon_t^2 - E_{t-1}(\varepsilon_t^2), \quad (E.7.16)$$

Y_t serisi için koşulsuz varyans σ^2 ise GARCH(1,1) modelinin koşulsuz beklentisi;

$$\sigma^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2 + \beta_1 \sigma^2, \quad (E.7.17)$$

biçiminde olur,

$$\sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1}, \quad (E.7.18)$$

elde edilir. Koşulsuz varyansın pozitif olması için $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olması gerekir (Davidson ve Mackinnon, 2004).

GARCH(1,1) modeli genelleştirilirse GARCH(p,q) modeli;

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t, \quad v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2), \quad (E.7.19)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (E.7.20)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Benzer olarak pozitif varyans için $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ ve $\beta_i \geq 0$ şartları sağlanmalıdır. Modelin durağanlığı için $\sum(\alpha_i + \beta_i) < 1$ olmalıdır. GARCH(p,q) modelinin parametre tahmininde Maksimum Olabilirlik Tahmin yöntemi

kullanılmaktadır. GARCH(1,1) model tahmininde olduğu gibi kareli getiriler ve geçmiş koşullu varyanslardan yararlanılmaktadır (Bollerslev, 1986; Tsay, 2005).

E.7.20 varyansı ya da geçmiş dönem varyansları başlangıç değerleri olarak kullanılabilir. Bu nedenle $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_p$ ve $h_1, \dots, h_q$ ' nun bilindiği varsayılarak koşullu maksimum olabilirlik tahminleri koşullu log-olabilirlik fonksiyonu maksimize edilerek elde edilmektedir. Fonksiyon;

$$l = \log f(\varepsilon_{p+1}, \dots, \varepsilon_t, h_{q+1}, \dots, h_t | \theta, \varepsilon_1, \dots, \varepsilon_p, h_1, \dots, h_q), \quad (E.7.21)$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=m+1}^T \log(2\pi h_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=m+1}^T \left\{ \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right\}, \quad (E.7.22)$$

ile ifade edilmektedir. Burada, $\theta = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_p; \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q)$ ve $m = \max(p, q)$ ' dir.

7.1.4. IGARCH modeli

IGARCH (Integrated GARCH - Bütünleşik GARCH) modeli Engle ve Bollerslev(1986) tarafından geliştirilmiştir. GARCH(p,q) modelindeki parametreler tahmin edildiğinde genellikle parametre toplamlarının bire yakın olduğu gözlenmektedir. Eğer $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ durumunda GARCH(1,1) modeli;

$$h_t = \alpha_0 + (1 - \beta_1)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad (E.7.23)$$

ise IGARCH modeli söz konusudur. Kareli şoklar kalıcıdır, bu nedenle varyans bir α_0 sürükleyişli rassal yürüyüş süreci izlemektedir. Genellikle varyanstaki sürükleyiş gözlenmediği için $\alpha_0 = 0$ olduğu varsayılmaktadır. GARCH modeli bir ARMA sürecine benzerken, varyans sürecinin bir birim köke sahip olduğu IGARCH modeli de bir ARIMA modeline benzerlik göstermektedir. IGARCH modeli sonsuz varyanslı tam durağan bir çözüme sahiptir. h_t için çözülürse;

$$h_t = \alpha_0 / (1 - \beta_1) + (1 - \beta_1) \sum_{i=0}^{\infty} \beta_1^i \varepsilon_{t-1-i}^2, \quad (E.7.24)$$

elde edilir. Parametre tahminleri GARCH modeliyle benzerdir. IGARCH modeli için modelin koşulsuz varyansı sonsuzdur (Nelson, 1991; Tsay, 2005).

7.1.5. ARCH-M modeli

(Engle et al., 1987) tarafından hisse senedi piyasalarında, hisse senedinin beklenen getirisi üzerinde koşullu değişen varyansın etkisini doğrudan ölçmek için geliştirilmiş ARCH modelinin bir uzantısı olan bu model ortalamada ARCH (ARCH-M, ARCH-in-mean) olarak isimlendirilmektedir. ARCH ve GARCH modellerinde ortalamanın koşullu varyanstan etkilenme durumu değerlendirilmemektedir. Beklenen getiri ile risk arasındaki ilişki özellikle finans literatüründe önem kazanmıştır. ARCH-M modelinde getirilerin koşullu ortalaması koşullu değişen varyansın doğrusal bir fonksiyonu biçimindedir. (Engle et al., 1987), ARCH-M modelini;

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad (E.7.25)$$

$$\mu_t = \beta + \lambda h_t, \quad \lambda > 0, \quad (E.7.26)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (E.7.27)$$

biçiminde ifade etmişlerdir. Burada, Y_t : normalin üzerindeki getiri, μ_t : risk primidir ve beklenen normalin üstündeki getiriye eşittir ($E[Y_t] = \mu_t$). Görüldüğü üzere risk primi, ε_t 'nin koşullu standart sapmasının artan bir fonksiyonu olarak yazılmıştır, çünkü varyanstaki değişmelerin ortalama üzerine oransal olarak daha az yansıdığı varsayılmaktadır. GARCH-M modeli ise;

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad (E.7.28)$$

$$\mu_t = \beta + \lambda h_t, \quad \lambda > 0, \quad (E.7.29)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i}, \quad (E.7.30)$$

şeklinde tanımlanmaktadır (Bollerslev, 1986; Engle et al., 1987). Parametre tahminleri için en çok olabilirlik yönteminden yararlanılmaktadır ve modelin durağanlık koşulları GARCH modeli ile aynıdır.

7.2. Asimetrik Oynaklık Modelleri

Simetrik modellerin tümünde oynaklık üzerinde pozitif ve negatif şokların etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. İzleyen bölümde ise asimetrik etkileri değerlendiren modellere yer verilmiştir.

7.2.1. TARCH modeli

Hataların koşullu varyanslarındaki asimetri durumunu gözönünde bulunduran model ilk kez Zakoian (1994) tarafından “Threshold Heteroscedasticity Model-TARCH, Eşik ARCH” modeli ismiyle önerilmiştir (Zakoian, 1994). Ayrıca (Glosten, et al., 1993) tarafından çalışmalarında kullanılan TARCH modelinin genel ifadesi;

$$h_t = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 d_{t-k} , \quad (E.7.31)$$

$$d_{t-k} = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0 \end{cases} , \quad (E.7.32)$$

biçimindedir. Modelde yer alan γ_k parametresi (leverage effect) dürtü/kaldıraç etkisi terimidir. Parametre sıfırdan farklı ($\gamma_k \neq 0$) ise pozitif ve negatif haber etkisinin farklı yani asimetrik olduğunu ifade etmektedir. Tüm k değerleri için kaldıraç etki terimi $\gamma_k = 0$ ise model GARCH modeline dönüşmektedir. Finansal bir zaman serisinde meydana gelen beklenmedik bir yükselme iyi haber (good news) etkisi, beklenmedik bir düşüş ise kötü haber (bad news) etkisi olarak kabul edilmektedir. Modele göre azalan yöndeki oynaklıklar ($\varepsilon_{t-1} < 0$, kötü haber), $\alpha + \gamma$ etkisine sahipken, artan yöndeki oynaklıklar ($\varepsilon_{t-1} > 0$, iyi haber), α etkisiyle tanımlanır. Eğer γ parametresi istatistiksel anlamlı ise asimetrik bir etki söz konusudur. $\gamma > 0$ için oynaklık üzerinde daha büyük bir etkiye sahip negatif şoklu bir asimetri, $\gamma < 0$ için ise oynaklık üzerinde daha büyük bir etkiye sahip pozitif şoklu bir asimetriden bahsedilir (Hamori, 2000). Koşullu varyansın durağan olabilmesi için kaldıraç etkisi anlamlı ve $\alpha + \beta + (\gamma/2)$ değeri 1’ den küçük olmalıdır (Yoon ve Lee, 2008).

TGARCH modeli ise;

$$d_{t-i} = \begin{cases} 1, & \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0, & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases}, \quad (E.7.33)$$

olmak üzere;

$$h_t = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i d_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}, \quad (E.7.34)$$

ile ifade edilmektedir. Modelde $\varepsilon_{t-i} > 0$ ise iyi haberlerin etkisi $\alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ ile, $\varepsilon_{t-i} < 0$ ise kötü haberlerin etkisi $(\alpha_i + \gamma_i) \varepsilon_{t-i}^2$ ile verilmektedir. Benzer biçimde $\gamma_i > 0$ ise kötü haberin oynaklık üzerindeki etkisinin iyi haber etkisinden daha fazla olduğunu söylemek mümkündür.

7.2.2. EGARCH modeli

Koşullu varyans için asimetrik etkileri gözönünde bulunduran bir model de Nelson (1991) tarafından önerilen Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Exponential GARCH-EGARCH) modelidir. Finansal piyasalardaki iyi ve kötü haberler oynaklık üzerinde pozitif ve negatif etkilere neden olmaktadır. Özellikle yatırımcılar için kaldıraç etkisi olarak bilinen kötü haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin iyi haberlere göre daha fazla olması durumu kararlarında önemlidir. Finansal piyasalarda getirilerdeki beklenmedik artış ya da azalışlar oynaklıklar üzerinde asimetrik etkilere neden olmaktadır. Söz konusu etkileri sadece büyüklük olarak ölçmek yeterli değildir aynı zamanda etkinin yönü de önemlidir. Daha önce bahsedildiği gibi GARCH modelleri pozitif ve negatif yöndeki etkilerin simetrik olduğunu varsaymaktadır. Ayrıca söz konusu modeller şokların koşullu varyans üzerinde ne kadar süre ile kalıcı olduğu bilgisine sahip değildir. Nelson (1991) tarafından GARCH modellerinin dezavantajlarını gidermek amacıyla önerilen EGARCH modeli, koşullu varyansın pozitiflik koşulunu sağlamakta, şokların oynaklık üzerindeki etkisinin asimetrik olduğunu değerlendirmekte, koşullu varyanstaki kalıcı şoklarla ilgilenmekte ve bu şokların gelecekteki oynaklık üzerindeki etkisini de gözönünde bulundurmaktadır. EGARCH modeli genel olarak;

$$g(z_t) = \theta_1 z_t + \theta_2 [z_t - E[z_t]], \quad (E.7.35)$$

$$z_t = \varepsilon_t / \sqrt{h_t}, \quad z_t \sim N(0,1), \quad (E.7.36)$$

$$\ln h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^q \beta_i \ln h_{t-i}, \quad (E.7.37)$$

ile ifade edilmektedir. Pozitif varyans koşulu logaritmik dönüşümle sağlanmaktadır.

Burada θ_1 işaret etkisini, θ_2 ise büyüklük etkisini göstermektedir. $\{g(z_t)\}$ sıfır ortalamalı bir i.i.d. sürecidir. $0 < z_t < \infty$ ise $g(z_t)$, $\theta_1 + \theta_2$ eğimiyle z_t 'de doğrusaldır ve $-\infty < z_t \leq 0$ ise $g(z_t)$, $\theta_1 - \theta_2$ eğimiyle doğrusaldır. Buna göre model koşullu varyansın artan ve azalan yöndeki şoklara asimetrik cevap vermesine izin vermektedir. $\theta_2[|z_t| - E|z_t|]$ teriminin büyüklük etkisi için, $\theta_1 = 0$ ve $\theta_2 > 0$ olduğu varsayılırsa, $z_t > E[z_t]$ olduğunda koşullu varyansı pozitif tersi durumda negatif yapmaktadır. Benzer şekilde $\theta_1 < 0$ ve $\theta_2 = 0$ olduğu varsayıldığında ise getiriler negatif (pozitif) olduğunda koşullu varyans pozitif (negatif) olur. Uygulamada en çok kullanılan EGARCH (1,1) modeli ise benzer bir ifadeyle;

$$\log h_t = \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \beta \log h_{t-1} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right], \quad (E.7.38)$$

şeklinde gösterilmektedir. γ parametresi kaldıraç etki parametresidir. Eğer $\gamma = 0$ ise, iyi haberlerin ($\varepsilon_{t-1} > 0$) oynaklık üzerindeki etkisi kötü haberlerin ($\varepsilon_{t-1} < 0$) etkisi ile aynıdır. Eğer $(\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}) > 0$ ise, şokların logaritmik koşullu varyans üzerindeki etkisi $(\gamma + \alpha)$ iken, $(\varepsilon_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}}) < 0$ ise şokların logaritmik koşullu varyans üzerindeki etkisi $(\gamma - \alpha)$ ile gösterilir (Enders, 2004). $\gamma \neq 0$ olduğunda asimetrik etki söz konusudur. $\gamma < 0$ ise bir kaldıraç etkisi söz konusudur ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi pozitif şoklara göre daha fazladır.

7.2.3. APARCH modeli

(Ding et al., 1993) tarafından ARCH modellerinin devamı niteliğinde asimetrik üslü ARCH (Power ARCH-PARCH) modeli aşağıdaki gibi önerilmiştir.

$$h_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| + \delta_i \varepsilon_{t-i})^d + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i}^d, \quad (E.7.39)$$

Burada α_i ve β_j standart GARCH parametreleri, δ_i kaldıraç parametresi, d üs parametresidir ve simetrik PARCH modelinde $\delta=0$ ' dır(Telatar ve Binay, 2002). $\delta_i>0$ olduğunda oynaklık üzerinde negatif bilginin pozitif bilgidenden daha güçlü bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Başka bir ifade ile olumsuz nitelikte (kötü haber-bad news) haberlerin, oynaklığı olumlu nitelikteki (iyi haber-good news) haberlerden daha fazla etkilediği anlamına gelmektedir. Modelin durağanlık koşulu için;

$$0 \leq \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j \leq 1, \quad (E.7.40)$$

olmalıdır(Ding, 2011). d üs parametresinin aldığı değerlere bağlı olarak;

$d=2$, $\beta_i=0$ ($i=1, \dots, p$), $\delta_j=0$ ($j=1, \dots, q$) olduğu zaman APARCH modeli ARCH modelidir,

$d=2$, $\delta_j=0$ ($j=1, \dots, q$) olduğu zaman APARCH modeli GARCH modelidir,

$d=2$ olduğu zaman APARCH modeli GJR-GARCH modelidir,

$d=1$ olduğu zaman APARCH modeli TARCH modelidir. Söz konusu model, kalın kuyruk, aşırı basıklık ve kaldıraç etkilerini iyi ifade edebilmektedir(Ding et al., 1993; Ding, 2011).

7.2.4. GJR-GARCH modeli

(Glosten et al., 1993), asimetrik bir model olarak GJR-GARCH modelini önermişlerdir. Model;

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t}, \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t), \quad (E.7.41)$$

$$h_t = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}, \quad (\varepsilon_{t-k} < 0), \quad (E.7.42)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Burada I_t gösterge teriminin işareti asimetriyi ifade etmektedir.

$$I_t = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \\ 0, & \text{d.d.} \end{cases}, \quad (E.7.43)$$

I_t bir gösterge fonksiyonudur. $\varepsilon_t < 0$ olduğu zaman $I_t=1$ ' dir. Diğer durumlarda ise sıfıra eşittir (Patrick et al., 2006).

8. UZUN HAFIZA MODELLERİ

Koşullu değişen varyans modelleri finansal zaman serilerindeki oynaklıkları modellemede sıklıkla kullanılmaktadır. GARCH türü modeller bu sınıftaki en önemli modellerdendir. Finansal zaman serileri genellikle değişen varyans özelliğine sahiptir. Finans literatüründeki pek çok çalışma özellikle kareli getirilerin önemli otokorelasyonlar sergilediğine, bu otokorelasyonların yüksek gecikmelerde bile istatistiksel olarak anlamlı olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Bu tür finansal zaman serilerinde otokorelasyon fonksiyonları hiperbolik bir oranda çok yavaş biçimde azalmaktadır. Otokorelasyon fonksiyonunun bu tip davranışı zaman serilerinin uzun hafıza olarak adlandırılan önemli karakteristiklerindendir. Finansal zaman serilerinde uzun hafızanın varlığı durumunda GARCH türü modeller yetersiz kalmakta yeni model önerisine ihtiyaç duyulmaktadır. Finansal zaman serilerinde gözlenen oynaklıkların ne kadar kalıcı olduğunu ve finansal piyasaların oynaklık şoklarını hangi hızla unutarak ortalamasına geri dönmekte olduğunu belirlemede uzun hafıza modellerinden yararlanılmaktadır. İzleyen bölümlerde uzun hafıza özelliğini değerlendiren zaman serisi modellerine yer verilmiştir.

8.1. ARFIMA Modeli

Uzun hafıza modelleri ekonometri literatüründe ilk defa finansal zaman serilerindeki uzun dönem bağımlılık sürecini modellemek için Granger (1980), (Granger ve Joyeux, 1980) ve Hosking (1981) tarafından tanıtılmıştır. Kısa hafıza zaman serisi modelleri hızlı biçimde azalan otokorelasyonlarla karakterize edilirken, otokorelasyonların yavaş biçimde azalması ve toplanabilir olmaması uzun hafıza modellerinin temel özelliklerindendir. Kesirli bütünleşik otoregresif hareketli ortalama (ARFIMA- Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average) modeli, durağan ve durağan olmayan ARMA modelleri düzenlenerek, $I(0)$ ve $I(1)$ bütünleşme dereceleri arasındaki farkı değerlendirmektedir (Baillie et al., 1996). ARMA ve ARIMA modelleri temel olarak bilinen bir hafıza (bütünleşme, entegre) derecesi olarak 0 ve 1 gibi tam sayı bütünleşme derecesine izin verirken, ARFIMA modeli kesirli bütünleşme derecesini değerlendirmektedir.

Uzun hafıza modellerinden ilk olarak ARFIMA modelleri, pek çok makroekonomik değişkenin düzeylerindeki (ortalama) yüksek kalıcılık (persistence) derecesini yakalamak için bir araç olarak finans literatüründe yaygın biçimde kullanılmaktadır. 1990' lı yıllarda ise literatürde bu alandaki ilgi bir zaman serisinin koşullu ikinci momentindeki uzun hafızayı da değerlendirecek modellere yönelik değişmiştir. Taylor (1986), (Ding et al., 1993)' ün çalışmaları gibi literatürdeki pek çok çalışma finansal zaman serilerinde uzun hafızanın varlığının kanıtını sunmuşlardır. Bu kanıt, (Engle ve Bollerslev, 1986) tarafından önerilen ve koşullu varyans üzerine şokların tam kalıcılığı ile karakterize edilen bütünleşik GARCH (IGARCH) modeli ile Bollerslev (1986) tarafından önerilen ve kareli gözlemlerin üstel olarak azalan otokorelasyonlarına işaret eden standart GARCH türü modellerle desteklenememektedir. Bu nedenle, finansal zaman serilerinde gözlenen oynaklıklar ne kadar kalıcıdır, finansal piyasalar yüksek dereceli oynaklık şoklarını hangi hızla unutarak ortalamasına geri dönmektedir gibi soruların cevabı için uzun hafıza modellerinden yararlanılmaktadır. Oynaklık için uzun hafıza modellerinde, $\{\varepsilon_t^2\}$ ' nin otokorelasyonları bir kuvvet fonksiyonu olarak sıfıra azalmaktadır. Bu durum;

$$\rho(k) \sim k^{2\xi-1}, \quad (\text{E.8.1})$$

biçiminde gösterilir. Sürecin tersinirliği ve durağanlığı ξ parametresinin $(-0.5, 0.5)$ kısıtı ile elde edilmektedir. ξ bütünleşme derecesinin değeri 0.5' e yaklaştıkça uzun hafızalı bir oynaklık serisi $\{\varepsilon_t^2\}$ sağlamaktadır. Buna göre en basit biçimde ifade edilebilen uzun hafıza modeli, Normal (Gaussian) ARFIMA(0, ξ , 0), $0 < \xi < 0.5$ ' dir. Böyle bir seri $y_t = e_t + a_1 e_{t-1} + \dots$ ile gösterilirse burada $\{e_t\}$ normal beyaz gürültü süreci ve $\{a_k\}$ katsayıları ξ ile belirlenir ve $a_k \sim k^{\xi-1}$ biçiminde yavaş olarak azalmaktadır. a_k katsayıları kesirli fark alma operatörü $\nabla^\xi = (1-L)^\xi$ kullanarak hesaplanabilmektedir.

Hosking (1981) ve bağımsız olarak (Granger ve Joyeux, 1980) tarafından ilk defa kesirli fark almanın bir tanımlaması yapılmıştır. Yazarlara göre, L gecikme operatörü, $LY_t = Y_{t-1}$ ile tanımlansın. Fark alma operatörü ise $\nabla = 1-L$ ile gösterilirse, $\nabla Y_t = (1-L)Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ biçiminde ∇ , serilerin farkını ifade etmektedir. $\xi = 1$ ise

rassal yürüyüş süreci olarak $\nabla Y_t = e_t$ biçiminde yazılabilir. $Y_t = \nabla^{-1} e_t$ olarak yazılabilir. Burada $\nabla^{-1} = \frac{1}{1-L} = 1 + L + L^2 + \dots$ bütünleşme operatörüdür.

En basit hali ile ARFIMA (0,d,0) modeli ise $\nabla^\xi Y_t = e_t$ ile tanımlanabilmektedir. Benzer biçimde, $Y_t = \nabla^{-\xi} e_t$ olarak yazılabilir. Bahsedildiği gibi $\nabla^{-\xi} = (1-L)^{-\xi}$ ifadesi sonsuz (Binom ya da Taylor) serisi biçiminde $1 + a_1 L + a_2 L^2 + \dots$ olarak ifade edilebilir ve a_k katsayıları $MA(\infty)$ ağırlıkları olarak adlandırılabilir.

Genel ARFIMA(p, ξ , q) modelinde ise $\nabla^\xi Y_t$ durağan tersinir bir ARMA(p, q) modeli ile tanımlanabilmektedir. (Granger ve Joyeux, 1980) ve Hosking (1981)' in önerdikleri ARFIMA (p, ξ , d) modelini aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir.

$$\psi(L)(1-L)^\xi(y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t, \quad (E.8.2)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t, \quad z_t \sim N(0,1), \quad (E.8.3)$$

$$(1-L)^\xi = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-\xi)L^k}{\Gamma(-\xi)\Gamma(k+1)}, \quad (E.8.4)$$

şeklindedir.

Burada $\Gamma(\cdot)$ bir gama fonksiyonudur. $(1-L)^\xi$ gösteren bölüm binom açılımlı sonlu bir MA süreci şeklinde aşağıdaki gibi de yazılabilir.

$$(1-L)^\xi = 1 - \xi L + \frac{\xi(\xi-1)}{2!} L^2 - \frac{\xi(\xi-1)(\xi-2)}{3!} L^3 + \dots \quad (E.8.5)$$

Burada ε_t , σ^2 varyanslı i.i.d. (independent and identically distributed) dir. L gecikme operatörünü göstermektedir. $(1-L)^\xi$ kesirli fark alma operatörüdür. ξ kesirli bütünleşme derecesini göstermektedir ve tamsayı değildir. ξ nın tamsayı değeri geleneksel ARMA modelini ifade etmektedir. Eğer,

$0 < \xi < 0.5$ ise, sürecin uzun hafıza adı verilen uzak gözlemler arasında pozitif bağımlılık sergilediği,

$-0.5 < \xi < 0$ ise, sürecin (anti-persistence) adı verilen uzak gözlemler arasında negatif bağımlılık sergilediğini göstermektedir.

$\xi = 0$ olduğu zaman sürecin durağan olduğu ve

$\xi = 1$ ise sürecin bir birim kök süreci izlediği söylenebilir.

$$\psi(L) = 1 - \psi_1 L - \psi_2 L^2 - \dots - \psi_p L^p, \quad (E.8.6)$$

ve

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q, \quad (E.8.7)$$

otoregresif AR ve hareketli ortalama MA polinomlarıdır (Granger ve Joyeux, 1980; Hosking, 1981).

Standart ARMA süreçlerinin otokorelasyon fonksiyonu üstel olarak azalırken, bu süreçlerin tersine Hosking (1981), kesirli bütünleşik süreçler için otokorelasyon fonksiyonunun yavaş bir şekilde hiperbolik olarak azaldığını göstermiştir. Başka bir ifadeyle otokorelasyon fonksiyonunun sıfıra yaklaşması ARIMA süreçlerinde olduğundan daha yavaştır.

Oynaklık üzerinde şokların etkisinin sürekli fakat sonsuz olmadığı fikri (Baillie et al., 1996)' ni, Granger (1980) ve Hosking (1981) tarafından ilk defa ortalama için ileri sürülen kesirli bütünleşme fikrini oynaklık üzerinde uygulamaya yönlendirmiştir.

8.2. FIGARCH modeli

(Baillie et al., 1996), finansal piyasa oynaklığında gözlemlenen bağımlılıkları açıklayabilen koşullu varyans süreçler için daha esnek bir yapı oluşturan Kesirli Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (FIGARCH-Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic) modeli ni geliştirmiştir. FIGARCH modeli koşullu varyans için gecikmeli olarak kareli ya da mutlak gözlemlerin hiperbolik oranda yavaş azalmasına izin vermektedir. Bir GARCH(p,q) süreci hata karelerin bir ARMA(p,q) süreci olarak;

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)]v_t, \quad (E.8.8)$$

biçiminde ifade edilebilir. Burada $v_t = \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$ dir. $\{v_t\}$ süreci koşullu varyans için değişiklikler olarak yorumlanabilir. Buna bağlı olarak bütünleşik GARCH süreci (IGARCH) ise;

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L)\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + [1 - \beta(L)]v_t \quad (E.8.9)$$

biçiminde gösterilebilir. FIGARCH (p, d, q) modeli ya da kesirli bütünleşik GARCH modeli ise IGARCH modelindeki $(1-L)$ birinci dereceden fark alma operatörü, $(1-L)^d$ kesirli fark alma operatörü ile yer değiştirilerek elde edilmektedir. Burada d parametresi $0 < d < 1$ olan kesirli bir değere sahiptir. Buna göre FIGARCH türü modeller;

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)](1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t, \quad (E.8.10)$$

olarak değerlendirilebilir. Böyle bir yaklaşım finansal piyasa oynaklığının gözlemlenen geçici bağımlılıklarını açıklamayı mümkün kılan GARCH türü modellerden daha esneklerdir (Davidson, 2004).

FIGARCH (p,d,q) modeli kısaca aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t, \quad (E.8.11)$$

ε_t^2 , GARCH sürecinin kareli hatalarıdır. Sürecin durağanlığı için $\phi(L)$ ve $[1 - \beta(L)]$ 'nin tüm köklerinin birim çemberin dışında yer aldığı varsayılmaktadır.

Eğer $d=0$ ise FIGARCH (p,d,q) süreci bir GARCH (p,q) sürecine indirgenmektedir.

Eğer $d=1$ ise, FIGARCH süreci bir bütünleşik GARCH (IGARCH) süreci olur. Bu süreçte şoklar gelecekteki oynaklık üzerinde sonsuz bir etkiye sahiptirler.

Yukarıda da belirtildiği üzere, FIGARCH(p,d,q) modeli ε_t^2 üzerine bir ARFIMA yapısını empoze etmektedir. E.8.11 eşitliği,

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2, \quad (E.8.12)$$

şeklinde yeniden düzenlenebilir. ε_t^2 'nin koşullu varyansı;

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega}{[1 - \beta(L)]} + \lambda(L)\varepsilon_t^2, \quad (E.8.13)$$

ile verilmektedir.

Burada,

$$\lambda(L) = 1 - \frac{\phi(L)}{[1 - \beta(L)]}(1-L)^d, \quad (E.8.14)$$

şeklindedir.

FIGARCH süreci ε_t 'nin koşulsuz dağılımının ikinci momenti sonsuz olduğundan zayıf durağan değildir ancak güçlü durağandır (Baillie, 1996). FIGARCH(p,d,q) modeli için koşullu varyansın pozitiflik genel koşulunu sağlamak zor olmasına rağmen düşük p, q dereceli modeller için pozitiflik kısıtlarını sağlamak ve kontrol etmek mümkündür. Örneğin FIGARCH (1,d,1) modeli için (Baillie et al., 1996) iki eşitsizlik önermişken;

$$\beta - d \leq \phi \leq \frac{2-d}{3}, \quad (\text{E.8.15})$$

$$d(\phi - \frac{1-d}{2}) \leq \beta(d - \beta + \phi), \quad (\text{E.8.16})$$

Chung (1999), tek bir eşitsizlikle kısıtı

$$0 \leq \phi \leq \beta \leq d \leq 1$$

biçiminde ifade etmiştir. (Baillie et al., 1996) çalışmalarında $0 < d < 1$ olduğunda FIGARCH (p,d,q) süreçlerinin koşullu varyansı üzerine bir şokun etkisinin hiperbolik oranda yavaş azalmakta olduğunu göstermişlerdir.

8.3. HYGARCH Modeli

Davidson (2004) tarafından geliştirilen Hiperbolik GARCH (HYGARCH) modeli kesirli bütünleşik GARCH (FIGARCH) modelinin genelleştirilmiş formudur. Buna göre, koşullu varyans bir FIGARCH(p,d,q) modeli olarak;

$$\sigma_t^2 = w[1 - \beta(L)]^{-1} + \left\{ 1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1-L)^d \right\} \varepsilon_t^2, \quad (\text{E.8.17})$$

biçiminde yazılabilir. Burada $(1-L)^d$ Bölüm 8.1' de bahsedildiği gibi kesirli fark alma operatörüdür,

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)L^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(d-k+1)}, \quad (\text{E.8.18})$$

$$= 1 - dL - \frac{1}{2}d(1-d)L^2 - \frac{1}{6}d(1-d)(2-d)L^3 - \dots \quad (\text{E.8.19})$$

$$= 1 - \sum_{k=1}^{\infty} c_k(d)L^k \quad (c_1(d)=d, c_2(d)=(1/2)d(1-d), \dots). \quad (\text{E.8.20})$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Buna göre HYGARCH (p,d,q) modeli;

$$\sigma_t^2 = w + (1 - \beta(L) - \phi(L)(1 + a((1-L)^d - 1)))\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2, \quad (\text{E.8.21})$$

biçiminde ifade edilmektedir (Davidson, 2004). Burada a , ağırlık faktörüdür. $a=1$ için HYGARCH modeli FIGARCH modeline dönüşmektedir (Davidson, 2004).

8.4. FIEGARCH Modeli

(Bollerslev ve Mikkelsen, 1996), Bölüm 7.2.2' deki EGARCH modelini koşullu varyans için uzun hafıza özelliği ile birlikte asimetri durumunu da değerlendiren FIEGARCH modeline genişletmiştir. FIEGARCH (p,d,q) modeli;

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \phi(L)^{-1}(1-L)^{-d}[1 + \alpha(L)]g(z_{t-1}), \quad (E.8.22)$$

$$g(z_t) = \theta_1 z_t + \theta_2 [|z_t| - E|z_t|], \quad (E.8.23)$$

biçimindedir. Burada $\phi(L)$ ve $\alpha(L)$ ' nin tüm kökleri birim çemberin dışındadır.

$-0.5 < d < 0.5$ için süreç tersinirdir ve kovaryans durağandır. Model iyi tanımlanmış olduğu için FIGARCH (p,d,q) modelinin tersine tahmin edilen parametreler üzerine negatif olmama kısıtları gerektirmemektedir.

$d=1$ için FIEGARCH(p,d,q) süreci bütünleşik EGARCH, IEGARCH süreci olur. $d=0$ durumunda ise süreç Nelson (1991) tarafından önerilen EGARCH sürecine dönüşmektedir. Modelde yeralan ϕ parametresi oynaklık kümelemelerini ölçmekte, başka bir ifadeyle GARCH etkisini göstermektedir. α ise ARCH etkilerini ya da mevcut oynaklık üzerine oynaklık hakkındaki geçmiş haberlerin etkisini yakalamaktadır. θ katsayısı ise kaldıraç etkisini göstermektedir. Kaldıraç etkisi haberlerin piyasalar üzerine farklı etkisini gösteren bir ölçüdür. Finansal piyasalardaki iyi ve kötü haberler, oynaklık üzerinde pozitif ve negatif etkilere neden olmaktadır. θ_1 katsayısının negatif değeri, negatif şokların oynaklık üzerinde etkisinin aynı büyüklükteki pozitif şoklardan daha büyük bir etkiye sahip olduğunu ifade etmektedir. Parametre yorumları EGARCH modelinde olduğu gibidir. GARCH türü model parametrelerini tahmin etmek için en yaygın biçimde kullanılan yaklaşım Bollerslev ve Wooldridge (1992)' nin yarı maksimum olabilirlik (QMLE) tahminine dayalı olabilirlik fonksiyonunu maksimize etmektir (Bollerslev ve Mikkelsen, 1996).

8.5. FIAPARCH Modeli

Tse (1998), koşullu varyanstaki asimetri durumunu değerlendirebilen APARCH modelini uzun hafıza özelliğini de gözönünde bulunduran kesirli bütünleşik APARCH (FIAPARCH) modeline geliştirmiştir. FIAPARCH modeli;

$$\sigma_t^\delta = w + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)^{-1} (1 - L)^d\} (|\varepsilon_t| - \gamma \varepsilon_t)^\delta + \beta(L) \sigma_t^\delta, \quad (E.8.24)$$

şeklinde ifade edilmektedir. FIGARCH modeline benzer biçimde d hafıza parametresidir. $0 < d < 1$ için koşullu varyansın uzun hafıza özelliğine sahip olduğu söylenebilir. Koşullu varyans üzerine bir şokun etkisi hiperbolik oranda yavaş biçimde azalmaktadır. Tse (1998)' e göre, asimetri parametresi $-1 < \gamma < 1$ ' dir ve $\gamma > 0$ ise negatif şoklar pozitif şoklardan daha yüksek oynaklığa neden olmaktadır.

9. MODEL DAĞILIMLARI

ARCH süreçleri zamana bağlı olarak değişen koşullu varyansları yakalayabilmekte ancak Normal (Gaussian) yoğunluk fonksiyonu finansal piyasa getirilerinin koşulsuz dağılımlarındaki kalın kuyruk (fat-tail) ve aşırı basıklık (leptokurtosis) özelliğini değerlendirememektedir. Bu nedenle, özellikle finansal zaman serileri için normal dağılımdan daha kalın kuyruklu dağılımlar da söz konusudur.

Oynaklık modellerinin parametreleri, Normal (Gaussian) Olabilirlik Fonksiyonu'nun logaritmasını maksimize eden doğrusal olmayan optimizasyon süreçleri ile tahmin edilebilir. Rassal değişken $z_t \sim N(0,1)$ olduğu varsayımı altında, Gaussian ya da Normal dağılımın log-olabilirlik fonksiyonu,

$$\text{Log}(L_N) = -\frac{1}{2}T \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\log(\sigma_t^2) + \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2} \right], \quad (\text{E.9.1})$$

şeklinde ifade edilebilmektedir. Burada, T: Gözlem Sayısıdır. Pek çok uygulamada yüksek frekanslı zaman serileri koşullu normal dağılım tarafından iyi tanımlanamadığı için (Bollerslev ve Wooldridge, 1992) tarafından önerilen Yarı Maksimum Olabilirlik Tahmin (QMLE) metodu kullanılmaktadır. Ayrıca,

$$T^{1/2}(\hat{\theta}_T - \theta_0) \rightarrow N\left\{0, A(\theta_0)^{-1}B(\theta_0)A(\theta_0)^{-1}\right\}, \quad (\text{E.9.2})$$

olup $\hat{\theta}_T$, T gözlemden elde edilen tahmincidir, tutarlı ve asimptotik olarak normal dağılmaktadır. θ_0 ise gerçek parametre değerini göstermektedir. A(.) ve B(.) sırasıyla Hessian matrisleridir(Bollerslev ve Wooldridge, 1992).

(Bollerslev ve Wooldridge, 1992)' de koşullu ortalama ve koşullu varyans doğru biçimde tanımlandığında, QMLE tahmincilerinin tutarlı olduğu gösterilmektedir.

Genellikle finansal zaman serilerinde söz konusu olan asimetrik ve aşırı basıklık (leptokurtosis) özelliği için normal dağılımdan daha kalın kuyruklu bir dağılımın kullanımı daha uygun görülmektedir. Bollerslev (1987) getiri serilerinde gözlemlenen kalın kuyruk özelliklerini daha iyi yakalamak için standartlaştırılmış hatalarda Student-t dağılımını kullanmayı önermiştir.

Z_t , ν serbestlik dereceli student t dağılımına sahip ise, Z_t ' nin ve ε_t ' nin yoğunluk fonksiyonları;

$$f(z_t|\nu) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{(\nu-2)\pi}\Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(1 + \frac{z_t^2}{\nu-2}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}} \quad (\text{E.9.3})$$

$$f(\varepsilon_t|\nu) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{(\nu-2)\pi}\Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(1 + \frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2(\nu-2)}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}} \left(-\frac{1}{\sigma_t^2}\right) \quad (\text{E.9.4})$$

biçimindedir. Ortalama, varyans ve basıklık değerleri sırasıyla $\mu=0, \nu \geq 2$; $\sigma^2 = \frac{\nu}{\nu-2}, \nu \geq 3$; $\gamma = \frac{6}{\nu-4}, \nu \geq 5$ olarak verilmektedir. Burada ν şekil parametresidir ve $\nu > 2$ ' dir.

(Lambert ve Laurent, 2002), t dağılımlı bir GARCH sürecinin olasılık yoğunluk fonksiyonunu aşağıdaki gibi önermiştir.

$$L(\varepsilon_t | \theta) = T \left\{ \ln \Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right) - \ln \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) - \frac{1}{2} \ln[\pi(\nu-2)] \right\} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln(\sigma_t^2) + (1+\nu) \ln \left(1 + \frac{z_t^2}{\nu-2} \right) \right] \quad (\text{E.9.5})$$

Kalın kuyruk özelliğini değerlendirmesine rağmen Student-t dağılımı finansal zaman serilerindeki asimetri özelliğini yakalayamamaktadır. (Fernandez ve Steel, 1998)' in Student t dağılımına bir çarpıklık parametresi ekleyerek genişlettiği Skewed (Çarpık) Student-t dağılımını, (Lambert ve Laurent, 2002) ayrıca aşırı çarpıklık ve basıklık durumunu değerlendirmek üzere GARCH modellerine uygulamıştır. Skewed Student-t (Çarpık Student-t) dağılımı için olasılık yoğunluk fonksiyonu;

$$L(\varepsilon_t | \theta) = T \left(\ln \Gamma \left(\frac{\nu+1}{2} \right) - \ln \left(\frac{\nu}{2} \right) - \frac{1}{2} \ln(\pi(\nu-2)) + \ln \left(\frac{2}{\zeta + \left(\frac{1}{\zeta} \right)} \right) + \right. \quad (E.9.6)$$

$$\left. \ln(s) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\ln(\sigma_t^2) + (1+\nu) \ln \left(1 + \frac{(sz_t + m)^2}{\nu-2} \zeta^{-2I_t} \right) \right) \right)$$

ile verilmektedir. ζ çarpıklık parametresi, ν serbestlik derecesidir.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } z_t \geq -\frac{m}{s} \\ -1 & \text{if } z_t < -\frac{m}{s} \end{cases} \quad (E.9.7)$$

m ve s sırasıyla Skewed Student-t dağılımının ortalama ve standart sapmasını göstermektedir.

$$m = \frac{\Gamma \left(\frac{\nu+1}{2} \right) \sqrt{\nu-2}}{\sqrt{\pi} \Gamma(\nu/2)} (\zeta - 1/\zeta) \quad (E.9.8)$$

$$s = \sqrt{\left(\zeta^2 + \frac{1}{\zeta^2} - 1 \right) - m^2} \quad (E.9.9)$$

Asimetri parametresinin değeri $\ln(\zeta)$ hata dağılımının asimetrisini göstermektedir. $\ln(\zeta) > 0$ ise sağa çarpık(eğik) $\ln(\zeta) < 0$ ise sola çarpık(eğik) bir dağılım söz konusudur. $\zeta = 1$ olduğunda Skewed Student-t dağılımı genel Student-t dağılımıdır (Lambert ve Laurent, 2002).

Nelson (1991)'de önerilen GED (Generalized Error Distribution-Genelleştirilmiş Hata Dağılımı) dağılımı ise ($\nu > 1$) olmak üzere ν , serbestlik derecesine bağlı olarak aşırı basık (leptokurtic) ve az basık (platykurtic) olma özelliğini değerlendirebilen simetrik bir dağılımdır. GED dağılımı aşağıdaki yoğunluk fonksiyonuna sahiptir.

$$f(x; \nu) = \frac{\nu e^{-\frac{1}{2} \left| \frac{x}{\lambda} \right|^\nu}}{\lambda 2^{(\nu+1)/\nu} \Gamma[1/\nu]} \quad , \quad (E.9.10)$$

Burada,

$$\lambda = \left[\frac{2^{-2/\nu} \Gamma[1/\nu]}{\Gamma[3/\nu]} \right]^{1/2}, \quad (\text{E.9.11})$$

şeklindedir. Birim varyanslı GED dağılımının yoğunluk fonksiyonu da aşağıdaki gibidir.

$$f(x; \nu) = \frac{\frac{1}{2} \left| \frac{x}{\lambda} \right|^\nu}{\lambda 2^{(\nu+1)/\nu} \Gamma[1/\nu] \sqrt{\nu/(\nu-2)}}, \quad (\text{E.9.12})$$

$\nu=2$ için GED dağılımı bir standart normal dağılıma dönüşür. $\nu < 2$ ise kuyruklar normal dağılımdan daha kalın, $\nu > 2$ ise daha incedir. Bölüm 11 Uygulama Bölümü'nde tüm modeller, hataların Normal, Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımlı olduğu varsayımıyla ayrı olarak tahmin edilmiştir.

10. TANISAL TESTLER

İstatistiksel modellemede en önemli aşamalardan birisi uygun modelin seçimidir. Tahmin edilen modellerin koşullu ortalama ve koşullu varyans için uygun modeller olup olmadığının kontrolünde tanısıl testler kullanılmaktadır. Öncelikle hataların dağılım özelliklerini belirlemek için çarpıklık ve aşırı basıklık ölçüleri değerlendirilmektedir. İkinci olarak, tahmin edilen modellerden elde edilen standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hataların i.i.d. (independent and identically distributed) birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olup olmadıkları test edilmektedir. Eğer koşullu ortalama ve koşullu varyans denklemleri doğru biçimde belirlenmişse tüm Q istatistikleri i.i.d. özelliğinin varlığını gösteren sıfır hipotezini desteklemektedir. Portmanteau Q-Testi Hataların karelerine dayalı olarak hata terimleri arasındaki bağımsızlığı test etmek için önerilmiştir (McLeod ve Li, 1983). (Box ve Pierce, 1970), tarafından önerilen Q istatistiği;

$$Q_{BP} = n \sum_{k=1}^m \hat{r}_k^2, \quad (E.10.1)$$

ile elde edilir. Burada $\hat{r}_k$, hataların k. derece örnek otokorelasyonudur. Modelin yeterli olduğu sıfır hipotezi altında, Q_{BP} , $(n-p-q)$ serbestlik dereceli bir χ^2 dağılımı gösterir. (Ljung ve Box, 1978) tarafından, istatistiğin sonlu örnek dağılımı hakkındaki tartışmalardan dolayı yeni bir test önermiştir. Ljung-Box Q istatistiği,

$$Q_{LB} = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{r}_k^2}{n-k} \sim \chi_p^2, \quad (E.10.2)$$

biçimindedir (Gujarati, 1995).

Uygulama bölümünde tahmin edilen modeller için $Q(50)$ ve $Q^2(50)$ istatistikleri sırasıyla standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hataların seri korelasyonunu ellinci gecikmeye kadar test etmektedir.

Engle (1982) tarafından önerilen ve Bölüm 7.1.2' de bahsedilen ARCH-LM testi de ARCH türü modellerin uygunluğu, hatalardaki ARCH etkilerinin kontrolü için kullanılmaktadır. Çeşitli gecikmelerdeki ARCH-LM istatistiği, kareli hataların bir sabit ve kareli hataların gecikmeli değerleri üzerine regresyonundan elde edilen kareli hataların birlikte önemini test etmek için geliştirilmiş bir test istatistiğidir.

Uygun modelin belirlenmesinde yararlanılan bir diğer araç ise bilgi kriterleridir. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) çalışmamızda kullandığımız model seçim bilgi kriterleridir. Söz konusu kriterlerin en küçük değerleri en uygun modellerin seçimi için değerlendirilmektedir.

En uygun modelin seçimi için Akaike (1974) tarafından geliştirilen Akaike Bilgi Kriteri(AIC-Akaike Information Criterion);

$$AIC(p, q) = \log \hat{\sigma}^2 + 2(p + q)T^{-1}, \quad (E.10.3)$$

biçiminde ifade edilir. Burada $\hat{\sigma}^2$ bir ARMA(p,q) hata varyansının tahminidir ve T toplam gözlem sayısıdır. AIC kriterinin aşırı parametreleşme (over-parameterization) durumundan dolayı Schwarz (1978) ise Bayes Bilgi Kriterini (Bayesian Information Criteria);

$$SIC(p, q) = \log \hat{\sigma}^2 + (p + q)T^{-1} \log T, \quad (E.10.4)$$

şeklinde önermiştir. Anlamlı modeller arasından en uygun modelin seçimi için AIC ve SIC bilgi kriterleri kullanılabilir ve en küçük değerini aldığı modelin en uygun model olduğu söylenebilir.

Ayrıca Pearson Uyum İyiliği Testi de çeşitli tahmin edilen dağılımların (Normal, Student-t, Skewed Student-t ve GED gibi) uygunluğunu belirlemede kullanılmaktadır. Palm ve Vlaar(1997), bu testte hücrelerde büyüklüklerine göre hataları sınıflamaktadır. k ile gösterilen hücre sayısı için, Pearson Uyum İyiliği istatistiği (Kang ve Yoon, 2007);

$$P(k) = \sum_{i=1}^k \frac{(M_i - EM_i)^2}{EM_i}, \quad (E.10.5)$$

şeklinde elde edilir.

M_i : i hücredeki gözlemlerin sayısıdır.

EM_i : Gözlemlerin beklenen sayısıdır.

Doğru dağılımı gösteren sıfır hipotezi altında P(k) istatistiği $\chi^2_{(k-1)}$ olarak dağılmaktadır.

Hataların hücre sayısı olan k değerinin seçimi ile ilgili literatürde ortak bir görüş bulunmadığı için yaygın biçimde kullanılan değerler çalışmada k=40, 50, 60 olarak alınmıştır.

11. UYGULAMA

Bu bölümde hisse senedi piyasaları endeksi getiri ve oynaklıklarında aynı anda görülen uzun hafıza özelliği yani ikili kesirli bütünleşme dinamikleri parametrik bir yaklaşım olan simetrik ve asimetrik ARFIMA-FIGARCH türü modeller yardımıyla incelenmekte ve Etkin Piyasa Hipotezi test edilmektedir.

Bu amaçla Türkiye ve D-8 ülkeleri arasından seçilen, Malezya, Endonezya ve Pakistan hisse senedi piyasa endeksi getiri ve oynaklıklarındaki uzun hafıza özellikleri analiz edilmekte hisse senedi piyasaları oynaklıklarında görülen beklenmedik değişmelerin oynaklıkların sürekliliğine etkisi de araştırılmaktadır. Böylece getiri endekslerinin küresel ya da sektörel haberler (şoklar) tarafından nasıl etkilendiği de test edilmektedir. Özellikle küresel ekonomide gittikçe artan öneme sahip olan söz konusu ülkeler, gelişen piyasalara sahip olduklarından dolayı seçilmişlerdir. Gelişmekte olan piyasa tanımı bir anlamda küçük ve durağan piyasalar karşısında belli bir gelişme sürecine giren, büyüyen ve gittikçe karmaşılaşan piyasaları ifade ederken diğer taraftan da gelişme potansiyeline sahip olduğu varsayımı altında, kalkınmakta olan ekonomilerdeki tüm piyasaları ifade etmektedir. Gelişmekte olan menkul kıymet piyasalarının belirlenmesinde ikinci tanımı daha uygun bulunmaktadır. Buna göre gelişmekte olan ülkelerdeki tüm menkul kıymet piyasaları, gelişme düzeylerine bakılmaksızın gelişmekte olan menkul kıymet piyasaları kapsamı içerisinde değerlendirilmektedir. Çalışmadaki ülkelerin hisse senedi piyasaları son yıllarda bir çok gelişmiş ülke hisse senedi piyasasından daha büyük işlem hacmine ulaşan piyasalar arasından seçilmiş gelişen piyasalardır.

Finansal piyasalar açısından “etkinlik” kavramı çok önemlidir. Özellikle Etkin Piyasa Hipotezi’ nin 21.yy’ ın son çeyreğinde bu kadar önemli hale gelmesinin nedeni, aslında sermaye piyasalarının etkinliğinin vurgulanması açısından oldukça üzerinde durulması gereken bir konudur ve piyasaların etkin işleyişi en çok tartışılan konulardan birisi olmuştur. Piyasaların etkinliği kısaca sermaye piyasalarına konu olan menkul kıymetlerin gerçek değerlerini yansıtmaları anlamına gelmektedir. Bölüm 3’ de detaylı biçimde bahsedilen etkin piyasa hipotezi, fiyat serilerinin hafızası olmadığını, geçmiş ve gelecek fiyatlarının bağımsız olduğunu varsaymaktadır. Bu anlamda uzun hafıza modelleri ile tahmin edilen getirilerde uzun hafıza özelliğinin varlığı zayıf formdaki

etkin piyasa hipotezi ile çelişmektedir. Fiyat değişimlerinde görülen ilişki dolayısıyla oynaklıktaki uzun hafıza özelliği fiyatlandırma mekanizmasını etkileyerek dolaylı yoldan etkin piyasa hipotezini geçersiz kılmaktadır.

Fiyat hareketlerinin öngörülebilir olması ve bilgi akışının oynaklık üzerinde uzun süre etkili olması nedeniyle etkin olmayan piyasalarda geçmiş fiyatlar, enflasyon, işsizlik gibi makroekonomik bilgiler analiz edilerek aşırı karlar elde edilebilmektedir. Dolayısıyla küresel ve bölgesel gelişmeler konusunda dikkatli olması gereken yatırımcılar, politika yapıcılar ve karar vericiler için yol gösterici nitelikte sonuçlar elde etmek mümkün olacaktır.

Bu bağlamda söz konusu ülkelerin küresel ekonomik kriz sonrası hisse senedi piyasalarının uzun hafıza özelliklerinin incelenmesi ile birlikte etkinliğinin parametrik bir yaklaşımla test edilerek, yatırımcılar, politika yapıcılar, karar vericiler ve akademik literatüre bu anlamda katkısı olması beklenmektedir.

Çalışmanın uygulama bölümünde Türkiye ve Gelişen Ülkeler arasından seçilen Malezya, Pakistan, Endonezya gibi ülkelerin 2008 dünya ekonomik krizi sonrası dönemi kapsayan 24.08.2010-19.07.2013 dönemi için borsa endeks getirilerindeki ikili uzun hafıza özelliklerinin incelenmesi ve bu amaçla zayıf formda etkin piyasa hipotezinin test edilmesi de hedeflenmiştir.

Uygulama bölümünde öncelikle sözkonusu ülkelerin borsa endeks getiri verilerine ilişkin tanımlayıcı grafikler sunulmakta ve temel istatistiksel özellikleri verilmektedir. Ayrıca serilerin birim kök ve uzun hafıza test istatistikleri sonuçları değerlendirilerek sözkonusu ülkelerin borsa endeks getirilerindeki durağanlık ve uzun hafıza özellikleri incelenmektedir. Bahsedilen tanımlayıcı ön değerlendirmelerin ardından öncelikle getiri serilerinin ortalamalarındaki uzun hafıza özelliği için ARFIMA modellerinin ve oynaklıklarındaki (volatilite) uzun hafıza özelliği ile asimetrik etkiler için FIGARCH türü modelleri Normal, Student-t, Skewed Student-t ve Genelleştirilmiş Hata (GED) dağılımı gibi farklı dağılım varsayımları altında tahmin edilmekte ve yorumlanmaktadır. Çalışmanın uygulama bölümünde yer alan tüm analizler ve model tahminleri EvIEWS-5.1, OxMetrics-7-G@RCH ve Gauss-10 programları kullanılarak elde edilmektedir.

11.1. Türkiye Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular

11.1.1. Veri ve başlangıç analizleri

Borsa İstanbul 100 (BIST-100) Endeks verileri 24.08.2010-19.07.2013 dönemini kapsamaktadır. Günlük hisse senedi piyasası kapanış fiyat endeksi verileri T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden elde edilmiştir. Söz konusu endeks değerleri kullanılarak;

$$RBIST_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100, \quad t=1,2,\dots,n, \quad (E.11.1)$$

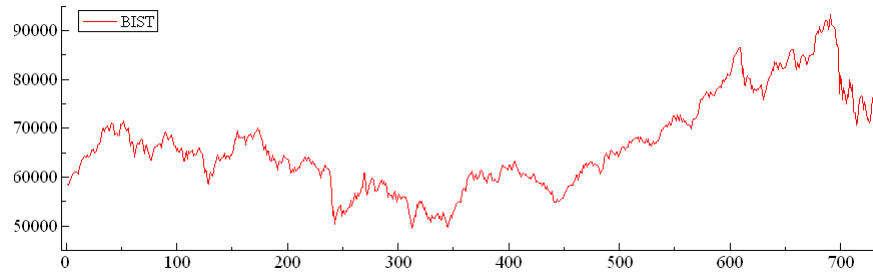
biçiminde getiri serisi elde edilmiştir. Burada;

$RBIST_t$; t zamanındaki endeksin getirisini,

P_t ; t zamanındaki endeksin kapanış fiyatını,

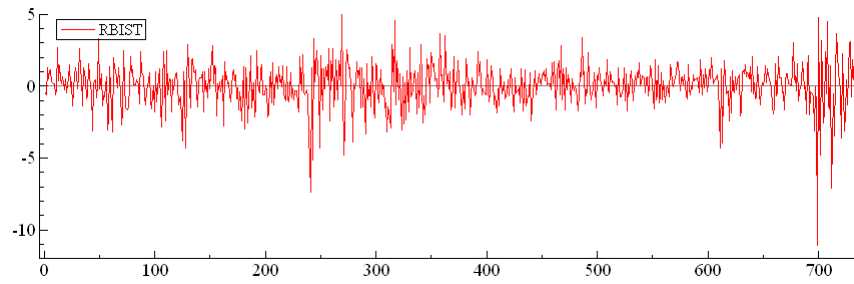
P_{t-1} ; t-1 zamanındaki endeksin kapanış fiyatını göstermektedir.

Şekil 11.1, Şekil 11.2 ve Şekil 11.3 sırasıyla BIST endeks değerleri ile RBIST getiri serisi ve kareli getiri serisi SRBIST grafiklerini sunmaktadır.

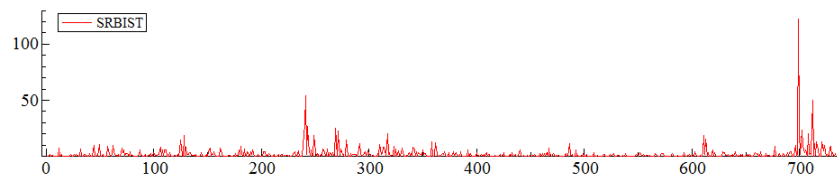


Şekil 11.1. BIST-100 Endeksi

Şekil 11.1 incelendiğinde kırmızı ile gösterilen çizgi Türkiye hisse senedi piyasası Borsa İstanbul endeks değerlerini ifade etmektedir. Uygulama dönemi için yaklaşık 2011 Mayıs ayına kadar benzer iniş çıkışlar gösteren borsa verilerinde yaklaşık 2012 Ocak başlarına kadar düşme eğilimi gözlenmektedir. Bu dönemden sonra seri iniş çıkışlar sergilese de 2013 Mayıs başlarına kadar kuvvetli artan bir trend izlemekte ve yeniden düşme ile birlikte yavaş artma eğilimi devam etmektedir.



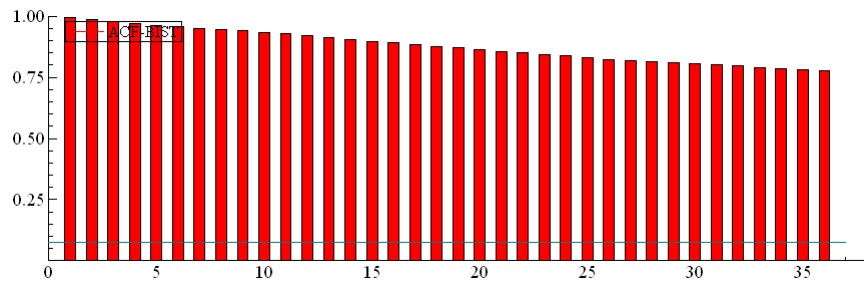
Şekil 11.2. Getiri Serisi



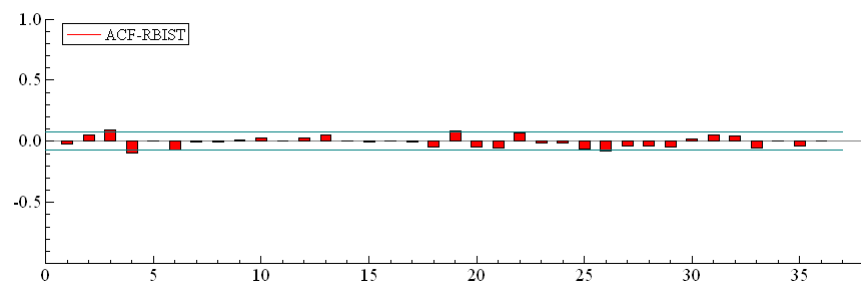
Şekil 11.3. Kareli Getiri Serisi (SRBIST)

Şekil 11.2, kırmızı ile gösterilen getiri serisinin ortalama etrafındaki eğilimini ve oynaklık (volatilite) kümelemelerinin varlığını görsel olarak sunmaktadır.

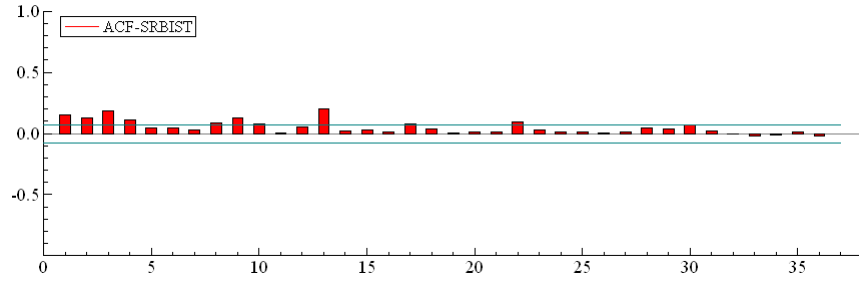
Şekil 11.3’de kırmızı ile gösterilen çizgi ise getiri karelerinin grafiğidir ve grafikten oynaklık kümelemelerinin varlığı görülmektedir.



Şekil 11.4. BIST Endeks Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.5. RBIST Getiri Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.6. SRBIST Getiri Kareler Serisi için ACF Grafiği

Şekil 11.4, Şekil 11.5 ve Şekil 11.6’ de hisse senedi piyasası endeks değerleri ile getiri ve getiri kareler serilerinin ACF fonksiyonlarının grafikleri verilmiştir. Grafiklerde kırmızı olarak görünen sütunlar getirilerin otokorelasyon değerlerini ifade etmektedir. Mavi çizgiler ise $\pm 1.96(1/\sqrt{n})$ güven sınırlarını göstermektedir. Endeks ve Getiri Kareler Serilerinin ACF fonksiyonları incelendiğinde, fonksiyonların uzun dönemde yavaş bir azalma eğilimi gösterdiğini ve bu özelliğin seride uzun hafıza özelliklerinin de incelenmesinin gerekliliği için görsel bir değerlendirme olabileceğini söylemek mümkündür.

Çizelge 11.1’ de RBIST getiri serisi için tanımlayıcı istatistikler özetlenmektedir.

Çizelge 11.1. RBIST Getiri Serisi için Tanımlayıcı İstatistikler

Gözlem Sayısı:	734
Ortalama:	0.03457
Standart Sapma:	1.5087
Çarpıklık:	-1.0394
Basıklık:	5.6259
Minimum:	-11.064
Maksimum:	4.9763
J-B:	1098.7*
Prob:	(0.0000)
ARCH (2):	13.279*
ARCH (5):	9.4772*
ARCH (10):	6.0068*
Q(5):	15.2847[0.0921]**
Q(10):	19.5965[0.0333]*
Q(20):	31.5018[0.0489]*
Q(50):	68.6886[0.0408]*
Q²(5):	65.3826[0.0000]*

Çizelge 11.1. RBIST Getiri Serisi için Tanımlayıcı İstatistikler (Devam Ediyor)

Q²(10):	90.0444[0.0000]*
Q²(20):	129.415[0.0000]*
Q²(50):	147.626[0.0408]*
Uzun Hafıza(Long Memory) Test İstatistikleri %90, (0.861-1.747) %95, (0.809-1.862) %99, (0.721-2.098)	
Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	1.25167
Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	1.23829
Kareli Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	2.09316
Kareli Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	2.25126

(* , ** sırasıyla %5 ve %10 istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.)

Çizelge 11.1’ deki sonuçlara göre, serinin çarpıklık ve basıklık istatistiklerine bakıldığında asimetrik ve kalın kuyruk (leptokurtic(fat tails)) özelliği sergilediği belirtilmektedir. Bu istatistikler getiri serisinin normal dağılıma göre daha sivri ve daha kalın kuyruklu bir dağılıma sahip olduğunu göstermektedir. Çarpıklık katsayısı negatif ve seri sola çarpık asimetrik bir özelliğe sahiptir. Ayrıca oldukça yüksek bir değere sahip olan Jarque-Bera İstatistiği de serinin normal dağılım göstermediğinin bir ifadesi olarak istatistiksel olarak anlamlıdır. Getiri hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için çeşitli gecikmelerdeki Ljung-Box istatistikleri (Q ve Q²) tahmin edilmiştir. İstatistikler incelendiğinde getiri hataları ve kareli getiri hataları 50. gecikmeye kadar yüksek derecede ilişkili olduğu için ilişkisiz ve i.i.d. süreci (birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olma özelliği) göstermemektedir. Özellikle hisse senedi getirilerindeki oynaklık (volatilite) kümelemelerinin yaygın etkisini göstermekte olan 50. gecikmedeki istatistik değeri de yüksektir.

Uzun hafıza özelliğinin başlangıç değerlendirmesi olarak uzun dönem bağımlılığı ve otokorelasyonu test eden Lo R/S Test istatistiği ve Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistikleri de Çizelge 11.1’ de verilmektedir. Getiri serisi için test istatistikleri “Kısa Hafıza” sıfır hipotezini reddedemezken finansal piyasalardaki oynaklık için en

popüler proxy olarak değerlendirilen kareli getiri serileri için “Uzun Hafıza” özelliğinin bir kanıtını sunmaktadır.

Çalışmada borsa endeks getiri serisi (RBIST) için uzun hafıza özelliğinin analizinden önce serinin durağanlık özelliği $I(0)$ gösterip göstermediğinin belirlenmesi için üç farklı birim kök testi sonuçları ADF (Augmented Dickey Fuller), PP (Phillips-Perron) ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin) Çizelge 11.2’ de sunulmaktadır.

Çizelge 11.2. RBIST Getiri Serisi için Birim Kök Testi Sonuçları

Testler	RBIST
ADF(τ_μ)	-27.5823*
PP(τ_μ)	-27.5776*
KPSS(τ_μ)	0.084165

* %5 anlam düzeyinde birim kök sıfır hipotezinin reddini göstermektedir. (%5 için McKinnon Kritik Değeri [-2.865], Kwiatkowski Kritik Değeri [0.463000])

Test edilen hipotezler açısından, ADF ve PP birim kök testleri için “sıfır hipotezleri” birim kökün varlığını ifade etmekte iken, KPSS birim kök testi için ise serinin durağanlığını ifade eden $I(0)$ sürecini tanımlamaktadır.

Çizelge 11.2’ deki sonuçlara göre ADF ve PP testlerinin büyük negatif sonuçları %5 anlam düzeyinde getiri serisi için birim kök sıfır hipotezinin reddini gösterirken, KPSS test istatistikleri de $I(0)$ süreci gösteren sıfır hipotezini getiri serisi için %5 anlam düzeyinde reddedememektedir. İzleyen bölümde RBIST getiri serisi ve oynaklığı için uzun hafıza model sonuçlarına yer verilmektedir.

11.1.2. Türkiye için model tahmin sonuçları

11.1.2.1. RBIST için ARFIMA(p, ξ , q) model tahmin sonuçları

Bu bölümde Türkiye için getiri serisindeki uzun hafıza özelliğini incelemek amacıyla Normal (N), Student-t (ST), Skewed Student-t (SST) ve GED (GED), dağılımları altında farklı (p,q) gecikme değerleri için, ARFIMA modelleri tahmin edilmektedir. RBIST getiri serisi için p,q=0,1,2 olmak üzere ARFIMA(p, ξ , q) modelinin tüm kombinasyonları tahmin edilerek karşılaştırılmış, Akaike (AIC) ve

Schwarz (SIC) Bilgi Kriterleri en uygun modelin seçimi için kullanılmıştır. Buna göre seçilen RBIST getiri serisi için en uygun model (ARFIMA(1, ξ , 2)) tahmin sonuçları Çizelge 11.3' de verilmiştir.

Çizelge 11.3. RBIST için ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

(p, ξ , q)	ARFIMA (1, ξ , 2)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.034837 (0.039641) [0.3798]	0.010684* (0.000191) [0.0000]	0.103055* (0.025271) [0.0001]	0.010684* (0.000208) [0.0000]
ψ_1	0.455327* (0.18150) [0.0123]	0.010039* (0.000617) [0.0000]	0.355238* (0.015289) [0.0000]	0.010039* (0.000662) [0.0000]
ψ_2	-	-	-	-
ξ	0.101741* (0.088829) [0.0504]	0.102685* (0.002137) [0.0000]	0.056261* (0.009875) [0.0000]	0.102684* (0.002313) [0.0000]
θ_1	-0.385522* (0.14791) [0.0093]	0.009926* (0.000601) [0.0000]	-0.326159* (0.023291) [0.0000]	0.009926* (0.000667) [0.0000]
θ_2	0.106583** (0.062839) [0.0903]	0.014079* (0.000266) [0.0000]	0.061933* (0.037637) [0.1003]	0.014079* (0.000297) [0.0000]
v	-	5.990911 (16.834) [0.7220]	1.152556* (0.099784) [0.0000]	5.990915 (16.756) [0.7208]
$\ln(\zeta)$	-	-	-	0.010221 * (0.183464) [0.01225]
Log(L)	-1338.433	-95821.348	-1297.138	-95817.897
AIC	3.668304	3.466161	3.558359	3.459474
SIC	3.705934	3.503791	3.602260	3.503375
Çarpıklık	-1.0530	-0.73304	-1.0748	-0.73304
Aşırı Basıklık	5.4872	4.9268	5.6506	4.9268
J-B	1055.1	806.99	1116.3	806.99
Q(5)	9.19906*	29.4859*	11.0399*	29.4860*
Q(10)	12.2461*	34.3963*	14.4438*	34.3964*
Q(20)	24.863*	48.0560*	26.6869	48.0561*
Q(50)	61.7176*	84.4308*	63.6374	84.4309*
Q2(5)	56.7291*	98.9949*	59.3748*	98.9950*
Q2(10)	79.1552*	134.260*	81.1124*	134.260*
Q2(20)	116.470*	183.041*	118.363*	183.041*
Q2(50)	137.833*	202.413*	137.400*	202.414*
ARCH(5)	8.6288 [0.0000]*	8.7231 [0.0000]*	8.9590 [0.0000]*	8.7231 [0.0000]*
ARCH(10)	5.5637 [0.0000]*	7.0781 [0.0000]*	5.6479 [0.0000]*	7.0781 [0.0000]*
P(40)	78.0778	139.8172	45.2265	134.8172
P(50)	89.7149	76.2715	55.0628	76.1512
P(60)	90.3834	83.7258	64.6808	90.7891

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Sonuçlar incelendiğinde ARFIMA modeli RBIST getiri serisi için ortalamadaki uzun hafıza davranışını desteklemektedir. Farklı dağılımlar için %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunan ortalamadaki kesirli bütünleşme derecesi ξ

parametresi 0.056261 ve 0.102685 arasında değişmektedir. Bu durum Etkin Piyasa Hipotezi' nin Türkiye hisse senedi piyasası için geçerli olmadığını ve hisse senedi piyasası endeks getirilerinin tahmin edilebilir bir davranışını göstermektedir. Çizelge 11.3'de tanısal istatistikler RBIST getiri serisi için negatif asimetri ve büyük aşırı basıklık değerleri belirtmektedir. Jarque-Bera istatistiğinin değeri de standartlaştırılmış hataların normal dağılımdan farklı dağılımlara sahip olduğunun göstergesidir. Ljung-Box istatistikleri getiri serisi için i.i.d. özelliği (bağımsız aynı dağılıma sahip olma) sıfır hipotezini desteklememektedir. Ayrıca ARCH-LM testi sonuçları da hatalardaki ARCH etkilerinin istatistiksel anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

11.1.2.2. RBIST için FIGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları

Söz konusu bulgulara göre yalnızca getiri düzeyinde modellemenin uzun hafıza özelliğinin varlığını değerlendirmede yeterli olmadığını söylemek mümkündür. Bu amaçla oynaklıktaki uzun hafıza özelliği de incelenecektir. Çizelge 11.4 ve Çizelge 11.5' de RBIST için oynaklık modelleri ve oynaklıktaki uzun hafıza FIGARCH Modeli sonuçlarını göstermektedir.

Çizelge 11.4. RBIST Getiri Serisi İçin GARCH ve IGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	GARCH				IGARCH			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
ω	0.095918* (0.047152) [0.0423]	0.061296 (0.046240) [0.1854]	0.079908** (0.045583) [0.0800]	0.059430 (0.050618) [0.2407]	0.049853* (0.036951) [0.0178]	0.024711 (0.03286) [0.4523]	0.041750 (0.031747) [0.1889]	0.020965 (0.020222) [0.3002]
β_0	0.123386* (0.047862) [0.0101]	0.075393* (0.032478) [0.0205]	0.099107* (0.035722) [0.0057]	0.059495* (0.028710) [0.0386]	0.138622* (0.052102) [0.0080]	0.075536 (0.06292) [0.2304]	0.123015* (0.05175) [0.0177]	0.058615** (0.033164) [0.0776]
β_1	0.841472* (0.048171) [0.0000]	0.898428* (0.048861) [0.0000]	0.868469* (0.045854) [0.0000]	0.916205* (0.048480) [0.0000]	0.861378	0.924464	0.876985	0.941385
v	-	6.807333* (1.8875) [0.0003]	1.373100* (0.14440) [0.0000]	6.315892* (1.5947) [0.0001]	-	5.493871* (1.2183) [0.0000]	1.323971* (0.12201) [0.0000]	5.540911* (1.2686) [0.0000]
$\ln(\zeta)$	-	-	-	-0.219471* (0.06537) [0.0008]	-	-	-	-0.197013* (0.053728) [0.0003]
Log(L)	-1284.260	-1261.830	-1266.802	-1254.308	-1287.324	-1259.443	-1264.275	-1256.178
AIC	3.515034	3.456562	3.470128	3.438767	3.517938	3.447320	3.460506	3.438412
SIC	3.540121	3.487921	3.501486	3.476397	3.530481	3.472406	3.485593	3.463499
Çarpıklık	-0.70063	-0.86799	-0.76654	-1.0018	-0.70366	-0.89211	-0.68471	-1.0289
Aşırı Basıklık	3.8760	4.7722	4.2172	5.4563	3.8387	4.8669	3.6114	5.8485
J-B	518.80	787.58	614.95	1031.9	510.54	820.65	455.60	1174.0
Q(5)	5.11484	7.25579	5.73433	14.1424	9.52702	9.48855	8.32495	10.8807
Q(10)	9.16918	10.8590	9.65821	17.1013	12.8595	12.6146	11.6495	13.7137
Q(20)	16.8892	18.6370	17.4686	24.9246	19.9370	19.5300	18.3290	20.9568
Q(50)	43.9453	46.3723	44.8661	53.4085	44.9522	46.2787	44.3552	47.2284
Q2(5)	2.32795	4.84682	3.20777	6.71669**	2.51971	7.12469	3.71830	7.86631*
Q2(10)	5.22811	7.03619	5.75828	8.58389	5.50702	9.29228	6.70429	9.80567
Q2(20)	12.6436	13.2811	12.5927	14.5342	12.6074	15.2898	14.0797	15.2212
Q2(50)	29.5477	26.3899	27.6925	26.1437	30.1765	28.4381	31.7378	26.2887
ARCH (5)	0.45709 [0.8082]	0.94183 [0.4531]	0.63065 [0.6764]	1.2883 [0.2669]	0.49654 [0.7790]	1.3721 [0.2326]	0.73695 [0.5959]	1.4971 [0.1885]
ARCH (10)	0.52505 [0.8731]	0.69610 [0.7286]	0.57674 [0.8337]	0.83919 [0.5908]	0.54939 [0.8551]	0.90956 [0.5237]	0.67080 [0.7521]	0.94336 [0.4924]
P(40)	55.7040	38.5689	38.2415	20.0150	64.4352	27.0000	41.0791	26.6726
P(50)	72.7981	46.8772	47.0136	33.7804	70.2060	45.3765	57.9277	29.0055
P(60)	66.1542	58.6235	53.2210	34.2306	79.9059	57.9686	69.5921	52.2387

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.5. RBIST Getiri Serisi İçin FIGARCH Model Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	FIGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	2.826530* (1.4107) [0.0455]	2.174890* (0.68904) [0.0017]	2.385798* (0.87238) [0.0064]	2.251318* (0.63430) [0.0004]
β_0	0.185916* (0.16438) [0.02584]	0.204296 (0.23832) [0.3916]	0.196542 (0.18869) [0.2979]	0.189201 (0.22180) [0.3939]
β_1	0.416610* (0.15786) [0.0085]	0.418005 (0.28336) [0.1406]	0.411603* (0.21185) [0.0424]	0.390576* (0.25834) [0.0310]
d	0.363342* (0.10048) [0.0003]	0.300050* (0.08658) [0.0006]	0.323261* (0.08339) [0.0001]	0.277674* (0.073092) [0.0002]
v	-	7.002330* (1.7815) [0.0001]	1.377677* (0.14348) [0.0000]	6.838949* (1.6481) [0.0000]
$\ln(\zeta)$	-	-	-	-0.196079* (0.05134) [0.0001]
Log(L)	-1286.564	-1261.722	-1267.701	-1254.192
AIC	3.521321	3.456268	3.472582	3.438450
SIC	3.546408	3.487626	3.503940	3.476080
Çarpıklık	-0.83308	-0.91372	-0.87619	-0.94198
Aşırı Basıklık	4.6305	5.0210	4.8454	5.1751
J-B	739.65	871.97	810.84	926.35
Q(5)	9.22969	9.44594	9.33319	9.43186
Q(10)	12.6196	12.7904	12.7070	12.8019
Q(20)	19.6476	20.0704	19.8389	20.2330
Q(50)	46.9495	48.1435	47.5308	48.8652
Q2(5)	2.88542	3.79472	3.21690	4.27254
Q2(10)	6.26612	6.82711	6.39642	7.31207
Q2(20)	15.0478	14.9915	14.9374	15.6113
Q2(50)	32.4776	30.0814	31.0215	30.2504
ARCH(5)	0.56604 [0.7261]	0.74850 [0.5873]	0.63484 [0.6732]	0.83921 [0.5220]
ARCH(10)	0.63759 [0.7821]	0.68206 [0.7417]	0.64688 [0.7738]	0.72381 [0.7024]
P(40)	61.3793	39.2237	51.7749	27.2183
P(50)	68.8417	52.1978	68.7053	36.7817
P(60)	70.9018	71.3929	51.0928	52.2387

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

RBIST için tahmin edilen GARCH ve IGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde oynaklık sürecinin sürekliliğini gösteren β_0 ve β_1 ' in parametrelerinin tahmin değerlerinin toplamı bire çok yakındır.

FIGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde uzun hafıza d parametresi getiri serisi için önemli derecede sıfırdan farklıdır ve oynaklık uzun hafıza süreci sergilemektedir. Ayrıca Ljung-Box istatistikleri getiri serisinin i.i.d. özelliği gösterdiğini

ifade etmektedir. Dağılımın uygunluğunun testi olan Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre ise RBIST getiri serisi için dağılımların uygun olduğu da söylenebilir. Student-t Dağılımı, model tahmin hatalarının kalın kuyruk karakteristiğini yakalamaktadır.

v parametresi, GARCH, IGARCH ve FIGARCH modelleri için %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. Buna göre RBIST getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilemektedir. Ayrıca Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ de %5 anlamlılık düzeyinde tüm modeller için istatistiksel anlamlıdır. Modellerden elde edilen hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi tüm modeller için negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir.

Buna göre Student-t Dağılımı ve Skewed Student-t dağılımlarının, aşırı basık asimetrik bir dağılım özelliği gösteren getiri serisi için Normal dağılıma göre daha uygun dağılımlar olduğunu söyleyebiliriz.

FIGARCH modeli GARCH modeli ile karşılaştırıldığında AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre FIGARCH(1,d,1) modeli RBIST getiri serisi için en uygun model olarak görülmektedir. GARCH modeli aksine FIGARCH modeli oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini modelleyebilmektedir. Dolayısıyla oynaklık üzerine şokların etkisi simetrik ve uzun dönemde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir. Bu sonuç döviz kuru oynaklık süreci için FIGARCH modelinin tercih edildiği Baillie vd. (1996) ile tutarlıdır.

11.1.2.3. RBIST için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) model tahmin sonuçları

Koşullu ortalama ve koşullu varyanstaki uzun hafıza dinamikleri ayrı olarak incelenmektedir fakat uzun hafıza özelliği genellikle getirilerin koşullu ortalama ve koşullu varyanslarında birlikte gözlemlenebilmektedir. Bu nedenle izleyen aşamada söz konusu getiri serileri için koşullu ortalama ve oynaklıklarındaki ikili uzun hafıza özelliğinin varlığı için ARFIMA-FIGARCH modeli tahminlerine yer verilmektedir.

ARFIMA(p, ξ ,q)-FIGARCH(p,d,q) modellerinin $p,q=0,1,2$ için çeşitli kombinasyonları tahmin edilmiş ve model seçim kriterlerine göre seçilen en uygun modeller Çizelge 11.6' da verilmiştir.

Çizelge 11.6. RBIST Getiri Serisi İçin ARFIMA-FIGARCH Model Tahmin Sonuçları

	ARFIMA(1, ξ , 0)-FIGARCH (1,d,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.148927* (0.062606) [0.0176]	0.140037* (0.049117) [0.0045]	0.153544* (0.044784) [0.0006]	0.084299* (0.041563) [0.0429]
ψ_1	-0.010868 (0.065915) [0.8691]	-0.019457 (0.062924) [0.7573]	-0.010928 (0.068299) [0.8729]	-0.024140 (0.058934) [0.6822]
θ_1	-	-	-	-
ξ	0.029320 (0.053166) [0.5815]	-0.008411 (0.052618) [0.8730]	0.017494 (0.053025) [0.7416]	-0.019002 (0.049785) [0.7028]
ω	2.876297* (1.5016) [0.0558]	2.137849* (0.70005) [0.0023]	2.356161* (0.8997) [0.0090]	2.027042* (0.57651) [0.0005]
β_0	0.192234 (0.16295) [0.2385]	0.172737 (0.26448) [0.5139]	0.185175 (0.18822) [0.3255]	0.145826 (0.26444) [0.5815]
β_1	0.426247* (0.15753) [0.0070]	0.383172* (0.30829) [0.0143]	0.399523** (0.20886) [0.0562]	0.339431** (0.30747) [0.0700]
d	0.381457* (0.10064) [0.0002]	0.302389* (0.083264) [0.0003]	0.333904* (0.080332) [0.0000]	0.266530* (0.076029) [0.0005]
v	-	6.602965* (1.5791) [0.0000]	1.346231* (0.13438) [0.0000]	6.696414* (1.5534) [0.0000]
$\ln(\xi)$	-	-	-	-0.190057* (0.065612) [0.0039]
Log(L)	-1282.078	-1257.034	-1261.845	-1251.530
AIC	3.517267	3.451661	3.464790	3.439372
SIC	3.561169	3.501834	3.514963	3.495817
Çarpıklık	-0.73421	-0.84225	-0.78232	-0.92580
Aşırı Basıklık	3.9928	4.4652	4.1989	4.8765
J-B	552.75	695.61	613.25	831.00
Q(5)	5.81001	8.48037	6.83141	13.8058**
Q(10)	9.65717	12.0073	10.5495	16.8912
Q(20)	16.2977	18.7110	17.1758	23.7807
Q(50)	44.3301	47.7797	45.6064	53.4041
Q ² (5)	3.12772	4.36280	3.61728	4.98088
Q ² (10)	6.98210	7.67992	7.19740	8.04922
Q ² (20)	16.6437	16.8155	16.7659	17.0137
Q ² (50)	35.7488	33.4890	34.5433	32.6847
ARCH(5)	0.61327 [0.6898]	0.86097 [0.5069]	0.71339 [0.6135]	0.98211 [0.4277]
ARCH(10)	0.70944 [0.7161]	0.76871 [0.6592]	0.72832 [0.6981]	0.80100 [0.6279]
P(40)	42.6071	36.1678	44.6808	22.1978
P(50)	79.4829	58.8827	63.9304	35.4175
P(60)	74.3397	63.0437	52.2387	30.3015

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.6' da gösterilen RBIST getiri serisi için ARFIMA-FIGARCH model tahminlerine göre RBIST getiri serisi için ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ istatistiksel olarak anlamlı değilken oynaklıktaki uzun hafıza parametresi olan d parametresi ise 0.266530 ile 0.381457 arasında değer almıştır ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH-LM testi sonuçları tüm getiri serileri için hatalardaki ARCH etkilerinin olmadığını destekler niteliktedir. Ayrıca kuyruk istatistikleri v' ler istatistiksel olarak anlamlıdır ve diğer dağılımların Normal dağılıma göre daha iyi sonuç verdiğini göstermektedir.

Türkiye İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) ve vadeli işlem ve opsiyon borsası (VOB)' un 5 nisan 2013 tarihinde birleşerek Borsa İstanbul adını alması ile olası değişikliğin hisse senedi piyasa oynaklığındaki etkisini kontrol etmek amacıyla Inçan Tiao' nun ICSS algoritması uygulanmıştır. Model parametrelerinin güvenilir tahminlerini elde etmek için oynaklıktaki yapısal kırılmalar³ ICSS Inçan Tiao (1994)' un Algoritması, ICSS (Kappa-1) ve ICSS (Kappa-2) süreçleri ile kontrol edilmiştir. Getiri serisinin varyansındaki kırılma sayısı sırasıyla söz konusu algoritmalar için sırasıyla 6, 0, 0 olarak bulunmuş ve Çizelge 11.7' de verilmiştir.

Çizelge 11.7. RBIST Getiri Serisi İçin Oynaklıktaki Kırılmalar

ICSS(IT)	ICSS(K-1)	ICSS(K-2)
01.03.2011	----	----
04.03.2011		
25.03.2011		
21.03.2013		
26.03.2013		
16.04.2013		

* ICSS(IT), ICSS(K-1) ve ICSS(K-2) sırasıyla Inçan Tiao Algoritmasını, Kappa-1 ve Kappa-2 süreçlerini ifade etmektedir.

Çizelge 11.7 incelendiğinde, Inçan Tiao' nun ICSS algoritması sadece 2011' in mart ayına ait 3, 2013' ün de mart ve nisan aylarına ait 3 yapısal kırılma göstermiş diğer algoritmalara göre ise çalışma dönemi için oynaklıkta yapısal kırılma bulunamamıştır. Buna göre ICSS (IT) algoritmasının gösterdiği yapısal kırılma tarihleri için kukla değişkenli tahmin edilen ARFIMA-FIGARCH model sonuçları farklı dağılımlar için Çizelge 11.8' de verilmiştir.

³ Yapısal Kırılma Testleri ile ilgili ayrıntılı bilgi için, Bkz: (Sanso vd., 2004; Çağlı vd., 2011).

Çizelge 11.8. Kukla Değişkenli ARFIMA-FIGARCH Model Sonuçları

	ARFIMA-FIGARCH(1, ξ , 0)-(1,d,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.147809* (0.062168) [0.0177]	0.139786* (0.049358) [0.0048]	0.153401* (0.045520) [0.0008]	0.084161* (0.041628) [0.0436]
ψ_1	-0.007505 (0.067837) [0.9119]	-0.019563 (0.063081) [0.7566]	-0.010301 (0.068659) [0.8808]	-0.024292 (0.059068) [0.6810]
θ_1				
ξ	0.027311 (0.053693) [0.6112]	0.009067 (0.053137) [0.8646]	0.017708 (0.053231) [0.7395]	-0.018648 (0.050064) [0.7090]
ω	2.875226** (1.5130) [0.0578]	2.134646* (0.70119) [0.0024]	2.357226* (0.90889) [0.009]	2.024747* (0.57685) [0.0005]
β_0	0.212156 (0.20744) [0.3068]	0.184015 (0.28209) [0.5144]	0.201609 (0.21647) [0.3520]	0.150400 (0.27642) [0.5865]
β_1	0.434537* (0.17706) [0.0144]	0.390785 (0.32296) [0.2267]	0.409075** (0.22694) [0.0719]	0.341854 (0.31990) [0.2856]
d	0.377258* (0.10380) [0.0003]	0.302127* (0.085136) [0.0004]	0.332412* (0.082074) [0.0001]	0.266312* (0.077191) [0.0006]
v		6.640786* (1.6222) [0.0000]	1.347717* (0.13602) [0.0000]	6.714033* (1.5683) [0.0000]
$\ln(\xi)$				-0.190040 (0.065764) [0.004]
Log(L)	-1281.831	-1256.965	-1261.730	-1251.468
AIC	3.519322	3.454202	3.467202	3.441933
SIC	3.569495	3.510648	3.523647	3.504650
Çarpıklık	-0.73003	-0.83832	-0.77782	-0.92224
Aşırı Basıklık	4.0420	4.4869	4.2337	4.8877
J-B	564.08	700.73	621.34	833.54
Q(5)	5.84549	8.40629	6.78446	13.7294
Q(10)	9.65292	11.9080	10.4697	16.8087
Q(20)	16.1903	18.5696	17.0312	23.6596
Q(50)	44.4220	47.6984	45.5766	53.3388
Q2(5)	3.01153	4.20677	3.47543	4.83113
Q2(10)	7.06574	7.61095	7.19250	7.97145
Q2(20)	16.7931	16.7841	16.8107	16.9894
Q2(50)	36.7953	33.7391	35.0998	32.8841
ARCH(5)	0.58975 [0.7079]	0.83016 [0.5284]	0.68506 [0.6349]	0.95296 [0.4460]
ARCH(10)	0.71791 [0.7080]	0.76173 [0.6660]	0.72763 [0.6988]	0.79292 [0.6357]
P(40)	42.6071	36.0587	43.0437	23.9441
P(50)	70.4789	53.9714	64.0668	35.2810
P(60)	68.2824	66.3179	48.6371	32.2660

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

(Sanzo vd., 2004) de, IT algoritmasının aşırı basık (leptokurtic) ve koşullu değişen varyans sürecine sahip finansal zaman serileri için K-1 ve K-2 algoritmalarına göre bazı zayıf yönlerinden bahsedilmiştir. Çalışmada bahsedildiği üzere K-2 algoritması söz konusu özelliğe sahip finansal zaman serileri için daha doğru sonuçlar vermektedir. Çalışmada, K-1 ve K-2 algoritmaları oynaklıkta kırılma göstermemektedir.

Bu durum da göz önünde bulundurulduğunda RBIST serisinin oynaklığında incelenen dönem içerisinde uzun hafıza özelliğini etkileyecek önemli kırılmalar olmadığı söylenebilir. Ayrıca model sonuçlarına göre kukla değişkensiz ARFIMA-FIGARCH model tahminine göre ortalama ve oynaklık için uzun hafıza parametreleri ξ ve d' nin değerlerinde önemli bir farklılık da görülmemektedir.

Elde edilen bulgular, Türkiye için hisse senedi piyasasının zayıf formda etkinsiz olduğunu göstermektedir. Oynaklığın öngörülebilir yapıda olması nedeniyle hisse senedi piyasaları ile ilgili teknik analizlerin geçerli olabileceğini söylemek mümkün olmaktadır.

11.1.2.4. RBIST için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları

Oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini değerlendirmede FIGARCH (1, d, 1) modeli uygun model olarak seçilmesine rağmen şokların asimetrik davranışını gözönünde bulunduramamaktadır. Bu bölümde getiri serisinin oynaklığının ve uzun hafıza özelliğinin modellenmesinde şokların asimetrik etkisini de dikkate alan model tahmin sonuçları incelenecektir.

RBIST serisi için $p, q=0,1,2$ olmak üzere FIEGARCH(p,d,q) modelinin tüm kombinasyonları Student-t ve Skewed Student-t dağılımlı tahmin edilerek en küçük Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) Bilgi Kriterlerine göre en uygun model seçilmiştir. Ayrıca RBIST getiri serisinin oynaklığındaki asimetri özelliği yine aynı şekilde seçilen uzun hafıza özelliğini gözönünde bulundurmayan EGARCH (p,q) modeli ile de incelenmiştir.

Seçilen en uygun EGARCH(1,1) ve FIEGARCH(0,d,1) asimetrik model tahmin sonuçları Çizelge 11.9 ve Çizelge 11.10'da sunulmaktadır.

Çizelge 11.9. RBIST Getiri Serisi için EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

EGARCH				
p=1,q=1	N	ST	GED	SST
ω	0.090716** (0.047468) [0.0564]	0.728708* (0.12320) [0.0000]	0.535412 (0.14741) [0.0003]	0.342178 (0.21495) [0.1118]
β_0	-0.344385 (0.26951) [0.2017]	-0.417057 (0.32388) [0.1983]	-0.362537 (0.30230) [0.2308]	-0.494127** (0.26856) [0.0662]
β_1	0.935266* (0.034670) [0.0000]	0.944770* (0.045083) [0.0000]	0.940008* (0.039888) [0.0000]	0.950549* (0.039626) [0.0000]
(Egarch) θ_1	-0.197621* (0.10047) [0.0496]	-0.194403* (0.077028) [0.0118]	-0.193533* (0.088588) [0.0292]	-0.202128* (0.067057) [0.0027]
(Egarch) θ_2	0.241651* (0.069017) [0.0005]	0.176672* (0.048280) [0.0003]	0.213732* (0.059006) [0.0003]	0.157789* (0.042696) [0.0002]
v		7.133351* (1.7760) [0.0001]	1.389214* (0.12078) [0.0000]	6.621716* (1.5092) [0.0000]
ln(ζ)		-		-0.203815* (0.057511) [0.0004]
log(L)	-1272.179	-1255.935	-1257.000	-1248.350
AIC	3.487529	3.443205	3.448841	3.425239
SIC	3.525159	3.480836	3.492742	3.469141
Çarpıklık	-0.47035	-0.58116	-0.49609	-0.62986
Aşırı Basıklık	2.3032	2.7509	2.3709	2.9571
J-B	189.04	272.39	201.75	315.54
Q(5)	6.47756	8.33688	6.11189	8.55513
Q(10)	9.56360	11.4970	9.25555	11.7652
Q(20)	16.2071	18.5490	16.0108	18.8654
Q(50)	43.6710	45.9540	43.9877	46.4637
Q ² (5)	4.37552	5.42292	4.98844	6.78204**
Q ² (10)	12.2790	13.0961	12.7732	14.4132**
Q ² (20)	25.7212	26.1496	26.2179	28.5567**
Q ² (50)	55.0162	50.5880	54.1198	50.8850
ARCH(5)	0.91289 [0.4720]	1.1145 [0.3511]	1.0415 [0.3920]	1.3816 [0.2290]
ARCH(10)	1.2788 [0.2383]	1.3589 [0.1952]	1.3252 [0.2125]	1.4891 [0.1388]
P(40)	44.1351*	50.5744 *	45.9905*	24.7080
P(50)	51.1064*	56.1542*	51.1064*	50.0150*
P(60)	60.4243*	69.9195*	71.5566*	58.2960*

* , ** sırasıyla % 5 ve %10 anlamlılık düzeyidir. Model parametrelerine ait standart hata değerleri (.) ile, p olasılık değerleri ise [.] ile gösterilmektedir.

Çizelge 11.9’ da verilen RBIST getiri serisi için EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre, (Egarch) θ_1 ve (Egarch) θ_2 parametreleri %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak önemlidir.

Student-t ve Skewed Student-t dağılımları için %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olan $(\text{Egarch})\theta_2$ parametresi modelin simetrik etkisini ya da büyüklük etkisini göstermektedir. Student-t ve Skewed Student-t dağılımları için tahmin edilen modelde %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı β_1 parametresi ise hisse senedi piyasasında meydana gelen anormal durumları yansıtmaktadır. β_1 parametresi ne kadar büyük olursa piyasada meydana gelen krizin oynaklık üzerindeki etkisinin yok olması o kadar uzun zaman almaktadır. β_0 ise kısa dönem etkisi ARCH etkisini göstermektedir.

Kaldıraç etki (leverage effect) parametresi olan $(\text{Egarch})\theta_1$ ise koşullu varyans üzerine pozitif ve negatif şokların etkisinin asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca $(\text{Egarch})\theta_1=0$ olduğu durumlarda model simetriktir. $(\text{Egarch})\theta_1<0$ olduğu durumda pozitif şoklar (iyi haber) negatif şoklara (kötü haber) göre daha az oynaklığa neden olmaktadır. $(\text{Egarch})\theta_1>0$ olduğu durumda ise pozitif şoklar (iyi haber), negatif şoklardan(kötü haber) oynaklığı daha fazla etkilemektedir.

Çizelge 11.9' daki sonuçlara göre, $(\text{Egarch})\theta_1 <0$ dır. RBIST getiri serisi için oynaklık üzerine şokların etkisi kısa dönemde asimetriktir. Bir başka ifadeyle RBIST getiri oynaklığı üzerinde negatif şokların etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazladır ve şokların etkisi kısa dönemde yok olmaktadır.

Çizelge 11.10. RBIST Getiri Serisi için FIEGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

FIEGARCH				
p=1,q=1	N	ST	GED	SST
ω	0.100329* (0.046919) [0.0328]	0.434586** (0.24995) [0.0825]	0.130143* (0.0096952) [0.0000]	0.173641 (0.24829) [0.4846]
β_0				
β_1	0.981913* (0.012165) [0.0000]	0.440856 ** (0.27156) [0.1049]	0.488454 (0.34418) [0.1563]	0.625633 * (0.30247) [0.0390]
(Egarch) θ_1	-0.207490* (0.088813) [0.0197]	-0.191411* (0.076987) [0.0131]	-0.183488* (0.078923) [0.0204]	-0.194841* (0.085553) [0.0231]
(Egarch) θ_2	0.229269* (0.064158) [0.0004]	0.180913* (0.054625) [0.0010]	0.201081* (0.068048) [0.0032]	0.143158* (0.045318) [0.0016]
d	0.316874* (0.12662) [0.0125]	0.435666* (0.16202) [0.0073]	0.418389* (0.19398) [0.0313]	0.281115* (0.15451) [0.0693]
v		6.332944* (1.4760) [0.0000]	1.370769* (0.12109) [0.0000]	6.433705* (1.4221) [0.0000]
$\ln(\xi)$				-0.170505* (0.066833) [0.0109]
Log(L)	-1270.843	-1252.659	-1257.584	-1248.433
AIC	3.483883	3.436996	3.450434	3.428193
SIC	3.521513	3.480898	3.494336	3.478367
Çarpıklık	-0.47202	-0.62242	-0.58701	-0.60534
Aşırı Basıklık	2.3144	2.9378	2.7788	2.7556
J-B	190.82	310.92	277.93	276.68
Q(5)	5.94911	6.34568	5.95263	6.63903
Q(10)	9.35664	9.82701	9.51183	10.5869
Q(20)	15.6459	15.2204	14.8115	16.7226
Q(50)	43.0559	44.1178	43.2977	46.6428
$Q^2(5)$	3.52905	2.40908	1.70131	3.13795
$Q^2(10)$	11.2036	13.9543	13.0327	16.7382
$Q^2(20)$	26.7898	38.9939*	37.2415*	44.0554*
$Q^2(50)$	54.2639	72.5684*	72.3199*	80.6843*
ARCH(5)	0.72902 [0.6018]	0.47951 [0.7917]	0.33904 [0.8893]	0.62167 [0.6833]
ARCH(10)	1.2043 [0.2844]	1.4482 [0.1548]	1.3637 [0.1928]	1.7286 ** [0.0706]
P(40)	50.1378*	44.2442*	42.6071*	28.9645*
P(50)	58.8827*	56.9727*	51.7885*	33.2347*
P(60)	73.1937*	62.3888*	60.7517*	51.0928*

Model parametrelerine ait standart hata değerleri (.) ile, p olasılık değerleri ise [.] ile gösterilmektedir. *ve** % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyidir.

Çizelge 11.9’ da model sonuçları RBIST getiri oynaklığı için şokların kısa dönem asimetrik etkisini gösterirken, Çizelge 11.10 ise şokların uzun dönem asimetrik etkisini değerlendiren FIEGARCH (0,d,1) modeli sonuçlarını sunmaktadır.

Kaldıraç etki parametresi (Egarch) θ_1 ' in istatistiksel anlamlı ve (Egarch) $\theta_1 < 0$ olması EGARCH(1,1) modeliyle uyumlu olarak şokların oynaklık üzerine asimetric etkisini ifade etmektedir.

Kısa dönem asimetric etkinin anlamlılığı yanında uzun hafıza (kesirli bütünleşme) parametresi d , her iki dağılım için de % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı ve sürecin durağanlığını gösteren $0 < d < 1$ dir. Bu nedenle FIEGARCH (0, d ,1) modeli uzun hafıza özelliğini de asimetric etkiyle birlikte değerlendirdiği için EGARCH (1,1) modeline göre RBIST getiri serisi için daha uygun bir model olarak önerilmektedir. Ayrıca EGARCH (1,1) modelinde olduğu gibi FIEGARCH (0, d ,1) modelinin v parametresi her iki dağılım için de benzer ve %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. RBIST getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahiptir. Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ de % 5 anlamlılık düzeyinde EGARCH(1,1) ve FIEGARCH(0, d ,1) modelleri için istatistiksel anlamlıdır. Parametre hataların dağılımının asimetric olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi tüm modeller için negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir. Buna göre Student-t Dağılımı ve Skewed Student-t dağılımlarının, Normal dağılıma göre, aşırı basık asimetric bir dağılım özelliği gösteren RBIST getiri serisi için daha uygun dağılımlar olduğunun bir kanıtı daha sunulmaktadır.

Dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre de RBIST getiri serisi için farklı dağılımlar uygundur.

Kareli hataların 20. ve 50. gecikmeleri dışında istatistiksel anlamlı olmayan modelin Ljung-Box Test istatistikleri sürecin bir i.i.d. olduğunu göstermektedir. ARCH etkisini gösteren ARCH-LM istatistikleri de %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. Dolayısıyla modelin ARCH etkilerini gidermede başarılı olduğunu söylemek mümkündür.

11.2. Malezya Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular

11.2.1. Veri ve başlangıç analizleri

Malezya için hisse senedi piyasası endeks verileri (MLZ), 24.08.2010-19.07.2013 dönemini kapsamaktadır. Kuala Lumpur Borsası günlük hisse senedi kapanış fiyat

endeksi verileri Matriks Bilgi Dağıtım Hizmetleri Veri Terminalinden elde edilmiştir. Söz konusu endeks değerleri kullanılarak;

$$RMLZ_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100, \quad t=1,2,\dots,n, \quad (E.11.2)$$

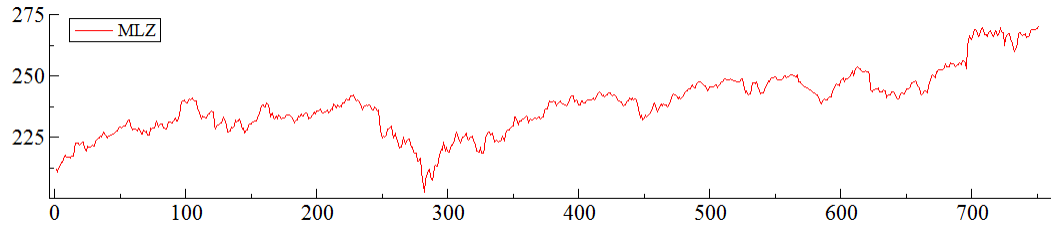
biçiminde getiri serisi elde edilmiştir. Burada;

$RMLZ_t$; t zamanındaki endeksin getirisini,

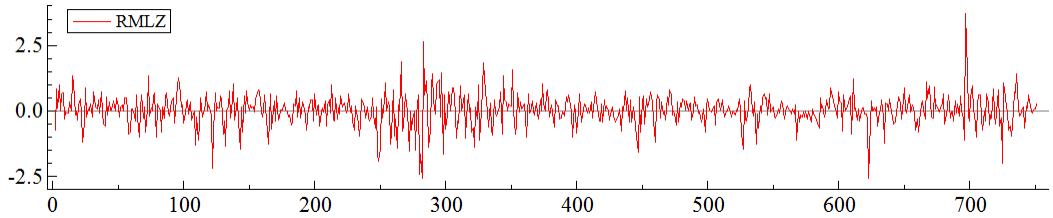
P_t ; t zamanındaki endeksin kapanış fiyatını,

P_{t-1} ; t-1 zamanındaki endeksin kapanış fiyatını göstermektedir.

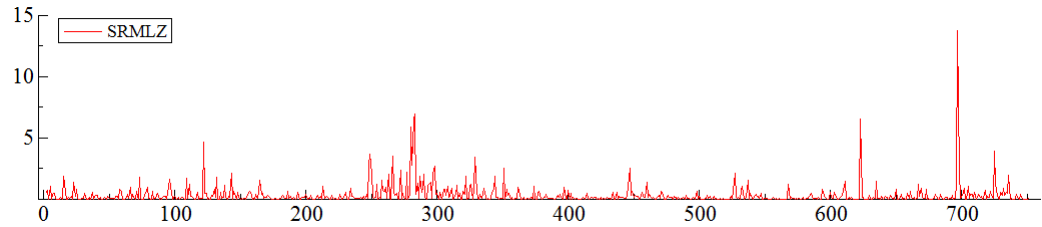
Şekil 11.7, Şekil 11.8 ve Şekil 11.9 sırasıyla MLZ endeks değerleri, RMLZ getiri serisi ve SRMLZ kareli getirilerin grafiklerini sunmaktadır.



Şekil 11.7. Kuala Lumpur Hisse Senedi Piyasası Endeksi (MLZ)

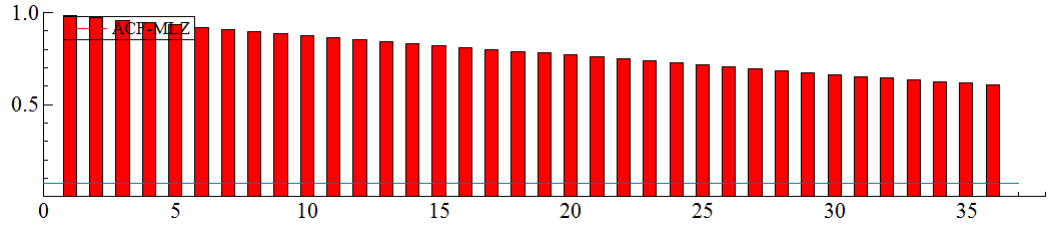


Şekil 11.8. Getiri Serisi (RMLZ)

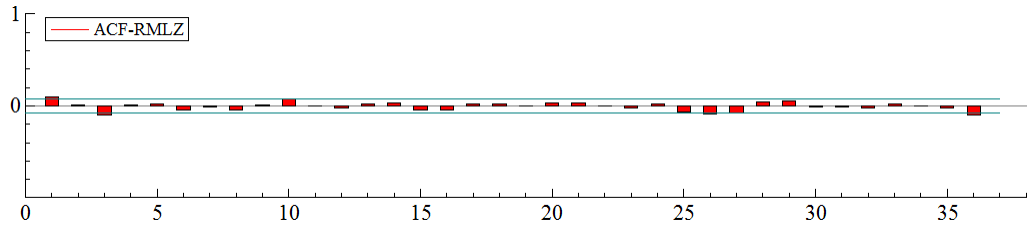


Şekil 11.9. Kareli Getiri Serisi (SRMLZ)

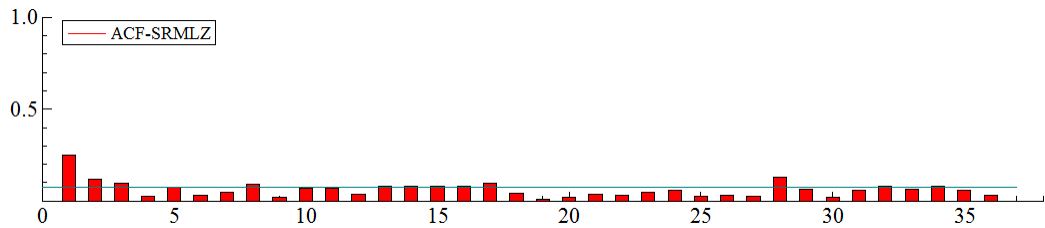
Şekil 11.7 endeks serisinin eğilimini gösterirken Şekil 11.8 ve Şekil 11.9 ise getiri serisinin ortalama etrafındaki eğilimini ve oynaklık kümelemelerinin varlığını görsel olarak değerlendirme imkanı vermektedir.



Şekil 11.10. MLZ Endeks Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.11. RMLZ Getiri Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.12. SRMLZ Kareli Getiri Serisinin ACF Grafiği

Şekil 11.10, Şekil 11.11 ve Şekil 11.12' de sırasıyla borsa endeks değerleri ile getiri ve kareli getiri serilerinin ACF fonksiyonlarının grafikleri verilmiştir. Grafiklerde kırmızı olarak görünen sütunlar getirilerin otokorelasyon değerlerini ifade etmektedir. Mavi çizgiler ise $\pm 1.96(1/\sqrt{n})$ güven sınırlarını göstermektedir. Özellikle endeks serisinin ACF fonksiyonu uzun dönemde çok yavaş bir azalma eğilimi göstermektedir. Çizelge 11.11' de RMLZ getiri serisi için tanımlayıcı istatistikler verilmiştir.

Çizelge 11.11. RMLZ Getiri Serisi İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Gözlem Sayısı:	750
Ortalama:	0.032198
Standart Sapma:	0.58557
Çarpıklık:	-0.18311
Basıklık:	4.2010
Minimum:	-2.5596
Maksimum:	3.7046
J-B:	555.70*
Prob.	0.0000
ARCH (2):	26.140*
ARCH (5):	11.854*
ARCH (10):	6.5841*
Q(5):	15.1667[0.0432]*
Q(10):	22.4490[0.1003]**
Q(20):	28.9071[0.2781]
Q(50):	65.6155[0.4276]
Q²(5):	69.7437[0.0000]*
Q²(10):	83.1365[0.0000]*
Q²(20):	116.467[0.0000]*
Q²(50):	171.692[0.0000]*
Uzun Hafıza(Long Memory) Test İstatistikleri %90, (0.861-1.747) %95, (0.809-1.862) %99, (0.721-2.098)	
Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	1.37918
Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	1.44587
Kareli Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	2.11846
Kareli Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	2.36845

(*,** sırasıyla %5 ve %10 istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.)

Çizelge 11.11'deki bulgulara göre, serinin çarpıklık ve basıklık istatistiklerine bakıldığında çarpıklık katsayısı (-0.18311) ve basıklık katsayısı (4.2010) ile asimetrik ve aşırı basık bir dağılım özelliği sergilemektedir. İstatistiklere göre getiri serisi normal dağılıma göre daha sivri ve sola çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque-Bera istatistiği serinin normal dağılım göstermediğinin bir ifadesi olarak istatistiksel olarak anlamlıdır.

Ljung-Box istatistikleri (Q ve Q^2) 5, 10, 20 ve 50. gecikmelerde, getiri hata ve kareli getiri hata serilerinin bağımsızlık testi için kullanılmıştır. İstatistikler

incelendiğinde getiri hatalarının 10. gecikmeye kadar, kareli getiri hatalarının ise 50. gecikmeye kadar yüksek derecede ilişkili olduğu ve i.i.d. süreci (bağımsız ve aynı dağılıma sahip olma) gösterdiği söylenebilir. Kareli getiriler için Ljung-Box istatistiğinin 50. gecikmede bile anlamlı olması oynaklık kümelemelerinin varlığını da ifade etmektedir.

Uzun hafıza özelliğinin ön değerlendirmesi olarak uzun dönem bağımlılığı ve otokorelasyonu test eden Lo R/S Test istatistiği ve Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistikleri de Çizelge 11.12’ de verilmektedir. Test istatistikleri getiri serisi için “Kısa Hafıza” sıfır hipotezini reddedemez fakat kareli getiri serileri için “Uzun Hafıza” özelliğinin bir kanıtını göstermektedir.

Malezya Kuala Lumpur hisse senedi piyasası endeksi getiri serisi (RMLZ) için durağanlık testi sonuçları Çizelge 11.12’ de gösterilmektedir.

Çizelge 11.12. RMLZ Getiri Serisi için Birim Kök Testleri

Testler	RMLZ
ADF(τ_μ)	-24.77017*
PP(τ_μ)	-24.67087*
KPSS(τ_μ)	0.067692

* %5 anlam düzeyinde birim kök sıfır hipotezinin reddini göstermektedir.
(%5 için McKinnon Kritik Değeri [-2.865], Kwiatkowski Kritik Değeri [0.463000])

Çizelge 11.12’ deki sonuçlara göre ADF ve PP testlerinin sonuçları %5 anlam düzeyinde getiri serisi (RMLZ) için birim kök sıfır hipotezinin reddini gösterirken, KPSS test istatistikleri de I(0) sürecini gösteren sıfır hipotezini getiri serisi için reddedememektedir.

Birim Kök Testleri ile ilgili durağanlık değerlendirmesini izleyen bölümde RMLZ getiri serisi ve oynaklığındaki uzun hafıza özellikleri incelenecektir.

11.2.2. Malezya için model tahmin sonuçları

11.2.2.1. RMLZ için ARFIMA(p, ξ , q) model tahmin sonuçları

Bu bölümde Malezya için getiri serisindeki uzun hafıza özelliğini incelemek amacıyla Normal (N), Student-t (ST), Skewed Student-t (SST) ve GED (GED) dağılımları ile farklı (p, q) gecikme değerleri için, ARFIMA modelleri tahmin edilmektedir. RMLZ getiri serisi için p, q=0,1,2 olmak üzere ARFIMA(p, ξ , q) modelinin tüm kombinasyonları tahmin edilerek karşılaştırılmış, Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) Bilgi Kriterleri en uygun modelin seçimi için kullanılmıştır. Buna göre seçilen RMLZ getiri serisi için en uygun model ARFIMA(1, ξ , 2) tahmin sonuçları Çizelge 11.13’ de gösterilmektedir.

Çizelge 11.13. RMLZ için ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

ARFIMA (1, ξ , 2)				
(p, ξ , q)	N	ST	GED	SST
μ	0.030869* (0.014605) [0.0349]	0.047609* (0.011132) [0.0000]	0.037347* (0.0007504) [0.0000]	0.031680* (0.012564) [0.0119]
ψ_1	-0.481688* (0.17314) [0.0055]	-0.677638* (0.20118) [0.0008]	-0.279368* (0.001660) [0.0000]	-0.708258* (0.18358) [0.0001]
ψ_2				
ξ	0.093702 (0.075472) [0.2148]	0.099446* (0.041671) [0.0173]	0.103305* (0.001149) [0.0000]	0.113823* (0.04296) [0.0082]
θ_1	0.681995* (0.14648) [0.0000]	0.853753* (0.19293) [0.0000]	0.420783* (0.000816) [0.0000]	0.896170* (0.17649) [0.0000]
θ_2	0.187604* (0.073983) [0.0114]	0.139954* (0.050934) [0.0061]	0.056455* (0.001347) [0.0000]	0.155309* (0.053734) [0.0040]
v		3.380893* (0.45971) [0.0000]	1.991165* (0.072804) [0.0000]	3.509476* (0.50786) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				-0.100503* (0.051517) [0.0514]
Log(L)	653.733	596.537	596.013	594.478
AIC	1.759288	1.609433	1.608036	1.606608
SIC	1.796248	1.652554	1.651156	1.655889
Çarpıklık	-0.17089	-0.23967	-0.26691	-0.26388
Aşırı Basıklık	4.5422	4.5754	4.4867	4.5861
J-B	648.40	661.38	637.98	665.96
Q(5)	2.67729	7.28956*	10.5181*	8.17456*
Q(10)	10.4725	14.3788	17.2819*	15.4686*
Q(20)	17.9427	20.7084	23.8755	21.7962
Q(50)	48.0534	50.7247	54.8528	51.3657
Q ² (5)	48.0534	58.6832*	64.8782*	57.9459*
Q ² (10)	60.0085*	70.8969*	77.2166*	69.7145*
Q ² (20)	89.6062*	105.790*	111.479*	104.276*
Q ² (50)	135.459*	156.539*	164.187*	154.730*
ARCH(5)	7.8661 [0.0000]*	9.7089 [0.0000]*	10.962 [0.0000]*	9.5616 [0.0000]*
ARCH(10)	4.4247 [0.0000]*	5.4276 [0.0000]*	6.0836 [0.0000]*	5.3391 [0.0000]*
P(40)	95.2267*	44.7733*	51.1733*	40.0800*
P(50)	119.6000*	49.6000*	73.3333*	54.6667*
P(60)	125.5200*	79.2800*	70.1600*	58.9600*

*, ** sırasıyla % 5 ve %10 anlamlılık düzeyidir. Model parametrelerine ait standart hata değerleri (.) ile, p olasılık değerleri ise [.] ile gösterilmektedir. P(40), P(50) ve P(60) sırasıyla 40, 50 ve 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.13’ deki bulgular incelenirse; ARFIMA (1, ξ , 2) modeli RMLZ getiri serisi için ortalamanın uzun hafıza özelliği sergilediğini göstermektedir. Normal dağılım

dışında Student-t (ST), Skewed Student-t (SST) ve GED (GED) dağılımları için %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı bulunan uzun hafıza parametresi ξ , 0.099446 ve 0.113823 arasında değişmektedir. v parametresi her üç dağılım için de benzer ve %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. RMLZ getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olduğu söylenebilir. Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ de %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Parametre hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir. Buna göre Student-t Dağılımı ve Skewed Student-t dağılımlarının, Normal dağılıma göre, aşırı basık asimetrik bir dağılım özelliği gösteren RMLZ getiri serisi için daha uygun dağılımlar olduğunun bir kanıtı daha sunulmaktadır.

Dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre de RMLZ getiri serisi için farklı dağılımların normal dağılıma göre uygun olduğu görülmektedir.

Çeşitli gecikmelerdeki Ljung-Box Test istatistiklerine göre kareli hataların istatistiksel anlamlı olması sürecin bir i.i.d. olmadığını göstermektedir. Benzer biçimde getiri hataları için 5 ve 10 gecikmeli Q istatistikleri bazı dağılımlar için sürecin i.i.d. olmadığını gösteren değerlere sahiptir. ARCH etkisini gösteren 5 ve 10 gecikmeli ARCH-LM istatistikleri de %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır ve hatalarda ARCH etkilerinin varlığını göstermektedir.

11.2.2.2. RMLZ için FIGARCH(p, d, q) modeli tahmin sonuçları

ARFIMA modelinin bulgularına göre yalnızca getiri düzeyinde modellemenin uzun hafıza özelliğinin varlığını değerlendirmede yeterli olmadığını söylemek mümkündür. Bu amaçla, RMLZ getiri serisinin oynaklığındaki uzun hafıza özelliği FIGARCH(p, d, q) modeli ile incelenmiştir. Çeşitli gecikmeli (p, q)=0,1,2 için tahmin edilen modeller arasından en küçük AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre en uygun model seçilmiştir. Çizelge 11.14 ve Çizelge 11.15' de RMLZ için oynaklık modelleri ve oynaklıktaki uzun hafıza FIGARCH Modeli sonuçlarını göstermektedir.

Çizelge 11.14. RMLZ Getiri Serisi İçin GARCH ve IGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	GARCH				IGARCH			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
ω	0.022585 (0.046222) [0.6253]	0.008688** (0.004918) [0.0777]	0.010937** (0.006335) [0.0847]	0.008189** (0.004620) [0.0767]	0.007048 0.0079916 [0.3781]	0.005438 0.0037376 [0.1461]	0.004899 0.0034716 [0.1586]	0.005486 0.0036326 [0.1314]
β_0	0.087826 (0.12391) [0.4787]	0.067760* (0.024262) [0.0054]	0.070316* (0.027938) [0.0120]	0.067964* (0.023487) [0.0039]	0.107150 (0.075572) [0.1566]	0.080999* (0.028226) [0.0042]	0.086645* (0.031767) [0.0065]	0.079387* (0.026363) [0.0027]
β_1	0.846334* (0.24748) [0.0007]	0.910137* (0.030289) [0.0000]	0.899190* (0.038207) [0.0000]	0.913548* (0.027803) [0.0000]	0.892850	0.919001	0.913355	0.920613
v		4.377805* (0.74347) [0.0000]	1.053921* (0.10514) [0.0000]	4.378856* (0.77727) [0.0000]		3.826877* (0.52228) [0.0000]	1.008039* (0.096079) [0.0000]	3.890364* (0.54409) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				-0.153294* (0.044311) [0.0006]				-0.154213* (0.044894) [0.0006]
Log(L)	626.302	581.842	579.745	575.392	632.806	582.830	581.498	576.121
AIC	1.678139	1.562245	1.556654	1.547711	1.692816	1.562213	1.558661	1.546988
SIC	1.696619	1.586885	1.581294	1.578512	1.705136	1.580694	1.577142	1.571629
Çarpıklık	-0.32236	-0.24462	-0.25708	-0.24033	-0.33222	-0.25605	-0.28049	-0.25069
Aşırı Basıklık	4.6697	5.4318	5.2520	5.4873	5.4543	5.7366	5.7198	5.7459
J-B	694.44	929.51	870.25	948.15	943.46	1036.6	1032.2	1039.6
Q(5)	8.59418	8.87212	8.82120	8.89621	8.34529	8.77524	8.63371	8.81429
Q(10)	13.2995	13.4796	13.4283	13.5189	12.2681	13.1439	12.7908	13.2337
Q(20)	20.7218	21.8243	21.5684	21.9173	20.9243	21.9133	21.6435	21.9896
Q(50)	59.3733	61.6059	61.0488	61.7772	61.6591	62.4889	62.4685	62.5224
Q ² (5)	5.85691	8.18030*	7.69514	8.34494	7.60552	8.69019	8.47840*	8.76151*
Q ² (10)	7.73589	10.1549	9.68634	10.3029	10.1991	10.7620	10.7089	10.7933
Q ² (20)	10.6402	12.8429	12.3760	12.9866	13.3705	13.5774	13.6246	13.5829
Q ² (50)	25.1885	25.1664	25.2829	25.1259	25.2408	24.9031	24.9880	24.8878
ARCH(5)	1.1173 [0.3496]	1.5799 [0.1634]	1.4807 [0.1938]	1.6144 [0.1538]	1.4491 [0.2045]	1.6830 [0.1363]	1.6347 [0.1484]	1.6989 [0.1325]
ARCH(10)	0.74204 [0.6850]	0.96405 [0.4736]	0.92002 [0.5139]	0.97850 [0.4606]	0.96960 [0.4686]	1.0202 [0.4243]	1.0130 [0.4305]	1.0239 [0.4211]
P(40)	192.6133*	161.0400*	172.4533*	113.3600*	211.6000*	167.4400*	174.0533*	110.8000*
P(50)	228.1333*	187.2000*	194.5333*	133.2000*	268.2667*	193.3333*	185.8667*	111.2000*
P(60)	261.0400*	229.8400*	226.4800*	217.8400*	285.2000*	233.0400*	233.8400*	216.0800*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.15. RMLZ Getiri Serisi İçin FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	FIGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	0.466988** (0.27005) [0.0842]	0.528163** (0.29024) [0.0692]	0.457589* (0.24126) [0.0583]	0.635197** (0.34480) [0.0658]
β_0	0.541039* (0.089731) [0.0000]	0.488292* (0.093150) [0.0000]	0.518571* (0.092434) [0.0000]	0.465518* (0.093170) [0.0000]
β_1	0.870316* (0.031859) [0.0000]	0.827513* (0.043006) [0.0000]	0.842603* (0.037986) [0.0000]	0.829972* (0.042525) [0.0000]
d	0.548195* (0.11216) [0.0000]	0.523146* (0.10918) [0.0000]	0.522836* (0.11204) [0.0000]	0.545721* (0.10548) [0.0000]
v		4.464392* (0.63729) [0.0000]	1.080297* (0.095867) [0.0000]	4.482940* (0.65169) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				-0.160338* (0.044891) [0.0004]
Log(L)	616.341	578.740	576.215	571.932
AIC	1.654242	1.556639	1.549908	1.541151
SIC	1.678882	1.587439	1.580708	1.578111
Çarpıklık	-0.50807	-0.47556	-0.49323	-0.46894
Aşırı Basıklık	3.6859	4.0757	3.8762	4.1710
J-B	456.81	547.36	499.94	571.14
Q(5)	6.97789	7.18242	7.04442	7.23901
Q(10)	12.6878	12.2522	12.3495	12.1963
Q(20)	21.4523	21.2587	21.2509	21.3113
Q(50)	60.6530	60.9872	60.6255	61.3339
$Q^2(5)$	1.82374	3.14346	2.51368	3.41483
$Q^2(10)$	3.46037	4.88706	4.21136	5.14894
$Q^2(20)$	7.17100	8.13210	7.64331	8.29881
$Q^2(50)$	23.1517	23.8130	23.3260	24.1692
ARCH(5)	0.36105 [0.8752]	0.60315 [0.6976]	0.48618 [0.7867]	0.65446 [0.6582]
ARCH(10)	0.34375 [0.9688]	0.47273 [0.9080]	0.41293 [0.9408]	0.49439 [0.8942]
P(40)	208.0800*	162.1067*	191.3333*	123.9200*
P(50)	247.2000*	194.5333*	200.0000*	132.2667*
P(60)	264.8800*	231.4400*	239.2800*	219.6000*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

RBIST için tahmin edilen GARCH ve IGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde oynaklık sürecinin sürekliliğini gösteren β_0 ve β_1 ' in tahmin değerlerinin toplamı bire çok yakındır.

FIGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde uzun hafıza d parametresi getiri serisi için önemli derecede sıfırdan farklıdır ve oynaklık uzun hafıza süreci

sergilemektedir. Ayrıca Ljung-Box istatistikleri getiri serisinin i.i.d. özelliği gösterdiğini ifade etmektedir. Dağılımın uygunluğunun testi olan Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre ise RBIST getiri serisi için dağılımların uygun olduğu da söylenebilir. Student-t Dağılımı, model tahmin hatalarının kalın kuyruk karakteristiğini yakalamaktadır.

v parametresi, GARCH, IGARCH ve FIGARCH modelleri için %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. Buna göre RBIST getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediği söylenebilir. Ayrıca Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ de %5 anlamlılık düzeyinde tüm modeller için istatistiksel anlamlıdır. Modellerden elde edilen hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi tüm modeller için negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir.

Buna göre Student-t Dağılımı, GED Dağılımı ve Skewed Student-t dağılımlarının, aşırı basık asimetrik bir dağılım özelliği gösteren getiri serisi için Normal dağılıma göre daha uygun dağılımlar olduğunu söyleyebiliriz.

FIGARCH modeli GARCH modeli ile karşılaştırıldığında AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre FIGARCH(1,d,1) modeli RMLZ getiri serisi için en uygun model olarak görülmektedir. GARCH modeli aksine FIGARCH modeli oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini modelleyebilmektedir. Dolayısıyla oynaklık üzerine şokların etkisi simetrik ve uzun dönemde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir.

11.2.2.3. RMLZ için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) model tahmin sonuçları

RMLZ getiri serisi için koşullu ortalama ve oynaklığındaki uzun hafıza dinamikleri ayrı olarak incelenmiştir. Bu bölümde söz konusu getiri serisinin koşullu ortalama ve oynaklığındaki ikili uzun hafıza özelliğinin varlığı için ARFIMA-FIGARCH modeli tahminlerine yer verilmektedir.

ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) modellerinin (p, q)=0, 1, 2 için çeşitli kombinasyonları tahmin edilmiş ve model seçim kriterleri AIC ve SIC' ye göre seçilen en uygun modeller Çizelge 11.16' da verilmiştir.

Çizelge 11.16. RMLZ için ARFIMA (1,ξ,1)-FIGARCH(1,d,1) Modeli
Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	ARFIMA(1,ξ,1)-FIGARCH(1,d,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.045678* (0.023624) [0.0535]	0.052938* (0.016053) [0.0010]	0.039310* (0.005836) [0.0000]	0.029581** (0.017606) [0.0933]
ψ_1	-0.726352* (0.10483) [0.0000]	-0.663764* (0.26766) [0.0134]	-0.069045 (0.072318) [0.3400]	-0.685264* (0.25600) [0.0076]
θ_1	0.728736* (0.10751) [0.0000]	0.687223* (0.23428) [0.0035]	0.147690* (0.065419) [0.0243]	0.710024* (0.22127) [0.0014]
ξ	0.020873 (0.039474) [0.5971]	0.007182 (0.040561) [0.8595]	0.064928* (0.017176) [0.0002]	-0.016995 (0.039987) [0.6710]
ω	0.519097 (0.35262) [0.1414]	0.555703** (0.30799) [0.0716]	0.422876* (0.21169) [0.0461]	0.611739** (0.36185) [0.0913]
β_0	0.551457* (0.092077) [0.0000]	0.501216 * (0.095404) [0.0000]	0.526348* (0.095382) [0.0000]	0.468186* (0.097196) [0.0000]
β_1	0.871625* (0.036150) [0.0000]	0.828771* (0.043673) [0.0000]	0.842146* (0.037459) [0.0000]	0.836648* (0.042883) [0.0000]
d	0.554949* (0.12649) [0.0000]	0.516777* (0.11043) [0.0000]	0.508832* (0.11238) [0.0000]	0.551756* (0.11316) [0.0000]
v		4.185855* (0.57163) [0.0000]	1.093068* (0.081393) [0.0000]	4.329566* (0.63076) [0.0000]
ln(ξ)				-0.134760* (0.054932) [0.0144]
Log(L)	610.823	570.096	570.224	566.633
AIC	1.650196	1.544255	1.544597	1.537687
SIC	1.699476	1.599696	1.600038	1.599288
Çarpıklık	-0.52348	-0.49184	-0.50311	-0.49056
Aşırı Basıklık	3.5591	3.8909	3.8218	4.0434
J-B	430.10	503.33	488.09	540.98
Q(5)	5.69375	7.26481	7.72775	8.39048*
Q(10)	11.4111	11.6555	11.9404	12.4786
Q(20)	20.6465	20.7248	20.9998	21.5918
Q(50)	60.0614	59.5145	57.5624	60.6224
Q ² (5)	2.08426	3.60532	2.74885	3.69886
Q ² (10)	3.58782	5.36210	4.71636	5.46245
Q ² (20)	8.03180	9.12621	8.32222	8.65417
Q ² (50)	23.6969	25.1316	24.3603	24.8686
ARCH(5)	0.40092 [0.8483]	0.67718 [0.6409]	0.53251 [0.7517]	0.69505 [0.6273]
ARCH(10)	0.35197 [0.9661]	0.51574 [0.8797]	0.46181 [0.9146]	0.52324 [0.8744]
P(40)	127.5467*	70.0533*	61.5200*	51.9200*
P(50)	127.6000*	68.6667*	63.4667*	66.8000*
P(60)	155.1200*	75.6000*	75.7600*	71.1200*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.16' ya göre RMLZ getiri serisi için ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ istatistiksel olarak GED dağılımı dışında anlamlı değilken oynaklıktaki uzun hafıza parametresi d ise RMLZ getiri serisi için 0.508832 ve 0.554949 arasında aldığı değerlerle tüm dağılımlara göre istatistiksel anlamlı bulunmuştur. 5 ve 10 gecikmeli ARCH-LM testi sonuçları ise hatalardaki ARCH etkilerinin olmadığını desteklemektedir. Ayrıca modelin kuyruk istatistikleri v' ler istatistiksel anlamlıdır ve istatistik normale göre kalın kuyruk özelliğini göstermektedir. Ayrıca Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ de %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Parametre modellerden elde edilen hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Modelin $\ln(\zeta)$ parametresi negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir.

Buna göre Student-t Dağılımı, GED Dağılımı ve Skewed Student-t dağılımlarının, aşırı basık asimetrik bir dağılım özelliği gösteren getiri serisi için Normal dağılıma göre daha uygun dağılımlar olduğunu söyleyebiliriz.

Sonuçlara göre Malezya Kuala Lumpur hisse senedi piyasasının zayıf formda etkinsiz olduğunu söylemek mümkündür. Oynaklığın öngörülebilir yapıda olması nedeniyle söz konusu hisse senedi piyasası ile ilgili teknik analizler de geçerlidir.

11.2.2.4. RMLZ için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları

RMLZ getiri serisi için oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini değerlendirmede FIGARCH modeli uygun model olarak seçilmesine rağmen şokların asimetrik davranışını değerlendirememektedir. Bu bölümde RMLZ getiri serisinin oynaklığının ve uzun hafıza özelliğinin modellemesinde şokların asimetrik etkisini de dikkate alan EGARCH model tahmin sonuçları incelenecektir. RMLZ serisi için $p, q=0,1,2$ olmak üzere FIEGARCH(p, d, q) modelinin tüm kombinasyonları Student-t ve Skewed Student-t dağılımlı tahmin edilerek en küçük Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) Bilgi Kriterlerine göre en uygun model seçilmiştir. Ayrıca RMLZ getiri serisinin oynaklığındaki asimetri özelliği yine benzer biçimde seçilen uzun hafıza özelliğini gözönünde bulundurmayan EGARCH (p, q) modeli ile de incelenmiş ve tahmin sonuçları karşılaştırılmıştır.

Seçilen en uygun EGARCH(1,1) ve FIEGARCH(1,d,1) asimetrik model tahmin sonuçları Çizelge 11.17 ve Çizelge 11.18’de gösterilmektedir.

Çizelge 11.17. RMLZ Getiri Serisi İçin EGARCH Modeli Tahmini

p=1,q=1	EGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	-0.882317* (0.20856) [0.0000]	-0.970860* (0.26471) [0.0003]	-1.090692* (0.20613) [0.0000]	-2.268095* (0.75873) [0.0029]
β_0	-0.671466* (0.085518) [0.0000]	-0.552083* (0.13613) [0.0001]	-0.606930* (0.10534) [0.0000]	-0.522225* (0.15853) [0.0010]
β_1	0.970831* (0.010949) [0.0000]	0.983267* (0.009194) [0.0000]	0.978002* (0.010004) [0.0000]	0.984327* (0.008827) [0.0000]
(Egarch) θ_1	-0.236937* (0.077981) [0.0025]	-0.164929* (0.065239) [0.0117]	-0.196638* (0.067740) [0.0038]	-0.142950* (0.061362) [0.0201]
(Egarch) θ_2	0.318831* (0.099840) [0.0015]	0.236640* (0.093087) [0.0112]	0.271141* (0.087546) [0.0020]	0.228933* (0.10620) [0.0314]
v		4.600197* (0.83919) [0.0000]	1.111525* (0.10342) [0.0000]	4.563835* (0.84455) [0.0000]
ln(ζ)				-0.151412* (0.044129) [0.0006]
Log(L)	605.271	576.627	572.908	570.552
AIC	1.627390	1.553673	1.543755	1.540140
SIC	1.658191	1.590634	1.580716	1.583260
Çarpıklık	-0.45530	-0.42048	-0.44130	-0.40992
Aşırı Basıklık	2.4327	3.3888	2.8817	3.6553
J-B	210.85	380.98	283.85	438.54
Q(5)	10.0760	10.6158	10.3778	10.5065
Q(10)	16.0015	16.0858	15.9854	15.8783
Q(20)	23.8878	25.1364	24.5713	24.9830
Q(50)	62.9610	67.1066	65.2171	67.1402
Q ² (5)	4.14565	8.92105*	6.56689	9.19101*
Q ² (10)	7.32032	11.3384	9.34119	11.4827
Q ² (20)	14.8338	18.0792	16.5444	17.6180
Q ² (50)	31.4632	32.7205	31.6435	31.9849
ARCH(5)	0.77764 [0.5660]	1.7179 [0.1281]	1.2401 [0.2884]	1.7756 [0.1155]
ARCH(10)	0.73027 [0.6963]	1.1290 [0.3372]	0.92758 [0.5069]	1.1416 [0.3280]
P(40)	214.6933*	160.5067*	172.4533*	126.9067*
P(50)	242.0000*	205.3333*	182.2667*	136.0000*
P(60)	281.0400*	236.7200*	246.4800*	225.8400*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.17' de verilen RMLZ getiri serisi için EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre, $(\text{Egarch})\theta_1$ ve $(\text{Egarch})\theta_2$ parametreleri %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak önemlidir. Normal, Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımları için %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olan $(\text{Egarch})\theta_2$ parametresi modelin simetrik etkisini ya da büyüklük etkisini göstermektedir.

Tüm dağılımlar için tahmin edilen modelde %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı β_1 parametresi ne kadar büyük olursa piyasada meydana gelen şokların oynaklık üzerindeki etkisinin yok olması o kadar uzun zaman almaktadır. β_0 ise şokların oynaklık üzerindeki kısa dönem etkisi ARCH etkisini göstermektedir.

Kaldıraç etki (leverage effect) parametresi olan $(\text{Egarch})\theta_1$ ise koşullu varyans üzerine pozitif ve negatif şokların etkisinin asimetrik olduğunu göstermektedir.

Çizelge 11.17' deki sonuçlara göre, $(\text{Egarch})\theta_1 < 0$ dır. RMLZ getiri serisi için oynaklık üzerine şokların etkisi kısa dönem devam etmektedir ve asimetriktir. Bir başka ifadeyle RMLZ getiri oynaklığı üzerinde negatif şokların etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazladır ve şokların etkisi kısa dönemde yok olmaktadır.

Çizelge 11.18. RMLZ Getiri Serisi İçin FIEGARCH Model Tahmini

p=1,q=1	FIEGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	-0.592947* (0.27729) [0.0328]	-0.495570 (0.38854) [0.2025]	-0.643128** (0.36847) [0.0813]	-0.600305 (0.47687) [0.2085]
β_0	0.227152 (0.44749) [0.6119]	-0.574563* (0.14297) [0.0001]	-0.625592* (0.11564) [0.0000]	-0.639206* (0.11833) [0.0000]
β_1	-0.125251 (0.21021) [0.5515]	0.372077* (0.12548) [0.0031]	0.403464* (0.11484) [0.0005]	0.351212* (0.11418) [0.0022]
(Egarch) θ_1	-0.244237* (0.075121) [0.0012]	-0.167569* (0.065974) [0.0113]	-0.210223* (0.069627) [0.0026]	-0.191202* (0.069924) [0.0064]
(Egarch) θ_2	0.318427* (0.11204) [0.0046]	0.260930* (0.099529) [0.0089]	0.297074* (0.093509) [0.0015]	0.262926* (0.10006) [0.0088]
d	0.457756* (0.10829) [0.0000]	0.769811* (0.13614) [0.0000]	0.730047* (0.14034) [0.0000]	0.854071* (0.10957) [0.0000]
v		4.672770* (0.79639) [0.0000]	1.102400* (0.10165) [0.0000]	4.231879* (0.83681) [0.0000]
$\ln(\xi)$				-0.039115 (0.018804) [0.0379]
Log(L)	609.185	577.446	573.854	575.365
AIC	1.640495	1.558523	1.548943	1.555641
SIC	1.677455	1.601644	1.592064	1.604921
Çarpıklık	-0.49317	-0.51634	-0.53084	-0.50180
Aşırı Basıklık	2.5774	3.7115	3.1590	3.6950
J-B	238.00	463.81	347.08	458.12
Q(5)	10.3896	10.5154	10.5244	10.9845
Q(10)	16.9213	16.1623	16.5188	16.7768
Q(20)	24.2507	25.7715	25.5345	26.4429
Q(50)	66.8147	71.3828	70.3509	72.3941*
Q ² (5)	3.31720	6.63516	4.95832	8.03921*
Q ² (10)	7.02480	8.64755	7.39820	10.1277
Q ² (20)	15.8983	16.9307	16.7273	19.2844
Q ² (50)	34.8800	32.5201	32.7819	34.1555
ARCH(5)	0.64483 [0.6655]	1.2823 [0.2695]	0.94847 [0.4488]	1.5709 [0.1659]
ARCH(10)	0.70537 [0.7199]	0.87180 [0.5595]	0.74750 [0.6797]	1.0320 [0.4142]
P(40)	195.6000*	158.3733*	172.8800*	130.8533*
P(50)	218.2667*	188.5333*	205.2000*	152.6667*
P(60)	262.8000*	240.4000*	224.8800*	176.7200*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.17’ de model sonuçları RMLZ getiri oynaklığı için şokların kısa dönem asimetrik etkisini gösterirken, Çizelge 11.18 ise şokların uzun dönem asimetrik etkisini değerlendiren FIEGARCH (1,d,1) modeli sonuçlarını sunmaktadır.

Kısa dönem asimetrik etkinin anlamlılığı yanında uzun hafıza (kesirli bütünleşme) parametresi d , tüm dağılımlar için de % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı ve sürecin durağanlığını gösteren $0 < d < 1$ dir. Bu nedenle FIEGARCH (1,d,1) modeli uzun hafıza özelliğini de asimetrik etkiyle birlikte değerlendirdiği için EGARCH (1,1) modeline göre RMLZ getiri serisi için daha uygun bir model olarak önerilmektedir. Ayrıca EGARCH (1,1) modelinde olduğu gibi FIEGARCH (1,d,1) modelinin v parametresi Student-t, Skewed Student-t ve GED dağılımı için %5 anlam düzeyinde önemlidir. RMLZ getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahiptir. Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ de %5 anlamlılık düzeyinde EGARCH(1,1) ve FIEGARCH(0,d,1) modelleri için istatistiksel anlamlıdır ve hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi iki model için de negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir. Buna göre diğer dağılımların, Normal dağılıma göre, aşırı basık asimetrik bir dağılım özelliği gösteren RMLZ getiri serisi için daha uygun dağılımlar olduğu söylenebilir.

Dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre de RMLZ getiri serisi için farklı dağılımlar da uygundur.

Getiri hatalarının ve kareli hataların genel olarak tüm gecikmelerinde Ljung-Box Test istatistikleri sürecin bir i.i.d. olduğunu göstermektedir. ARCH etkisini gösteren ARCH-LM istatistikleri de %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. Dolayısıyla modelin ARCH etkilerini gidermede başarılı olduğunu söylemek mümkündür.

Bulgulara göre Malezya hisse senedi piyasası oynaklığında uzun hafıza özelliği gözlemlenirken şokların etkisinin asimetrik olduğu ve uzun dönemde yok olduğu söylenebilir.

11.3. Endonezya Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular

11.3.1. Veri ve başlangıç analizleri

Endonezya için hisse senedi piyasası endeks verileri (END), 24.08.2010-19.07.2013 dönemini kapsamaktadır. Jakarta Borsası günlük hisse senedi kapanış fiyat endeksi verileri Matriks Bilgi Dağıtım Hizmetleri Veri Terminalinden elde edilmiştir. Söz konusu endeks değerleri kullanılarak;

$$REND_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100, \quad t=1,2,\dots,n, \quad (E.11.3)$$

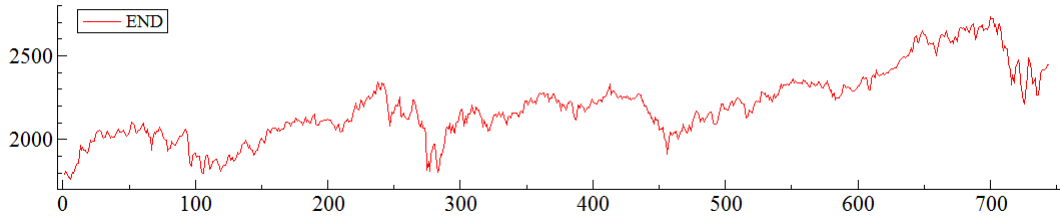
biçiminde getiri serisi elde edilmiştir. Burada;

$REND_t$; t zamanındaki endeksin getirisini,

P_t ; t zamanındaki endeksin kapanış fiyatını,

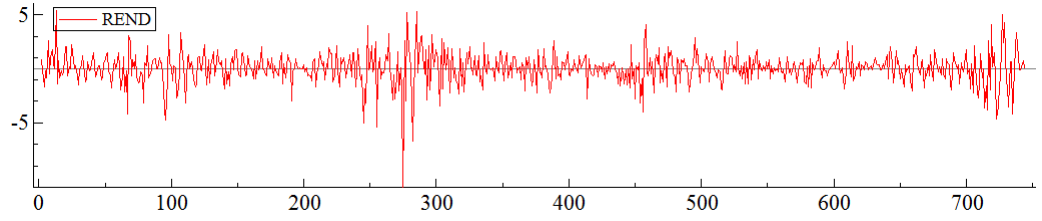
P_{t-1} ; t-1 zamanındaki endeksin kapanış fiyatını göstermektedir.

Şekil 11.13, Şekil 11.14 ve Şekil 11.15 sırasıyla END endeks değerleri, REND getiri serisi ve SREND kareli getirilerin grafiklerini sunmaktadır.

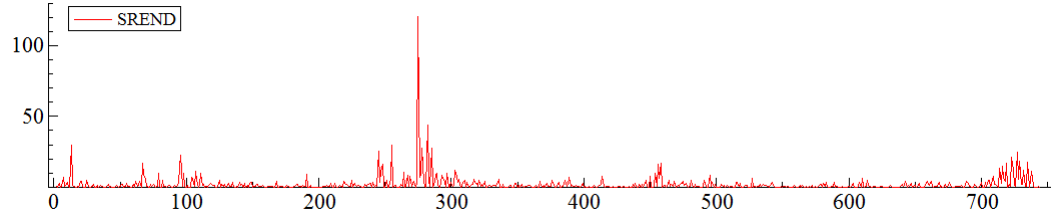


Şekil 11.13. Jakarta Hisse Senedi Piyasası Endeksi (END)

Şekil 11.13 Endonezya Jakarta hisse senedi piyasası endeks değerlerinin ilgilenilen dönem içindeki artan eğilimini göstermektedir.

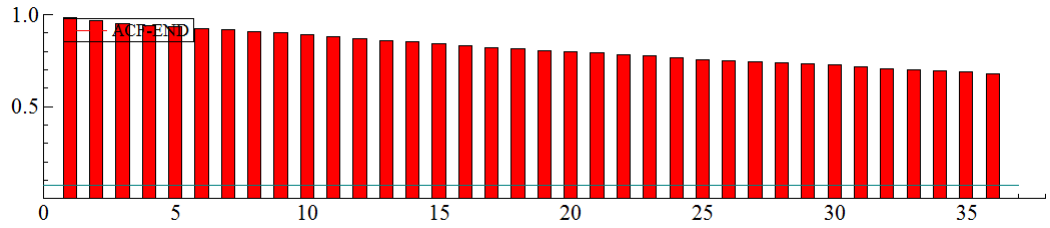


Şekil 11.14. Getiri Serisi (REND)

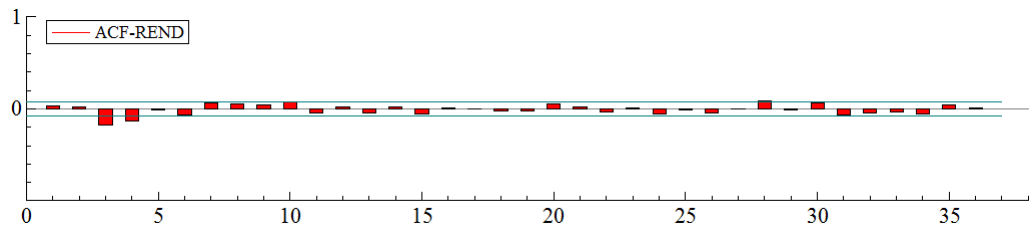


Şekil 11.15. Kareli Getiri Serisi (SREND)

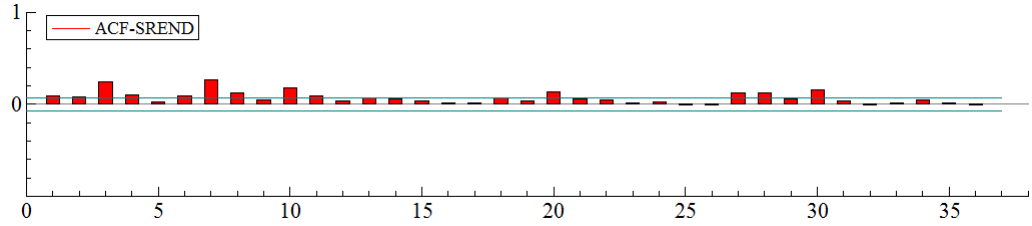
Şekil 11.14 ve Şekil 11.15 ise getiri serisinin ortalama etrafındaki eğilimini ve oynaklık kümelemelerinin varlığını görsel olarak göstermektedir.



Şekil 11.16. END Endeks Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.17. REND Getiri Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.18. SREND Kareli Getiri Serisinin ACF Grafiği

Şekil 11.16, Şekil 11.17 ve Şekil 11.18 sırasıyla END endeks serisinin, REND getiri serisinin ve SREND kareli getiri serisinin ACF fonksiyonu grafiklerini göstermektedir. Grafiklerde kırmızı olarak görünen sütunlar getirilerin otokorelasyon değerlerini ifade etmektedir. Mavi çizgiler ise $\pm 1.96(1/\sqrt{n})$ güven sınırlarını göstermektedir. Özellikle END serisi ve SREND serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının uzun dönemde yavaş azalan bir eğilime sahip olduğu söylenebilir. Söz konusu görsel değerlendirme seri için uzun hafıza özelliğinin değerlendirilmesi gerektiği ile ilgili bir ipucu olarak kabul edilebilir.

Çizelge 11.19 REND getiri serisi için tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir.

Çizelge 11.19. REND Getiri Serisi İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Gözlem Sayısı:	744
Ortalama:	0.041808
Standart Sapma:	1.4292
Çarpıklık:	-0.79950
Basıklık:	6.4864
Minimum:	-10.972
Maksimum:	5.4423
J-B:	1381.7
Prob.	(0.0000)
ARCH (2):	5.1901 *
ARCH (5):	11.061 *
ARCH (10):	11.091 *
Q(5):	36.9450 [0.0000006]*
Q(10):	52.2483 [0.0000001]*
Q(20):	60.5641 [0.0000058]*
Q(50):	91.4265 [0.0003163]*
Q²(5):	62.8968 [0.0000000]*
Q²(10):	157.510 [0.0000000]*
Q²(20):	191.590 [0.0000000]*
Q²(50):	250.608 [0.0000000]*

Çizelge 11.19. REND Getiri Serisi İçin Tanımlayıcı İstatistikler (Devam Ediyor)

Uzun Hafıza(Long Memory) Test İstatistikleri %90, (0.861-1.747) %95, (0.809-1.862) %99, (0.721-2.098)	
Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	0.741416
Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	0.753566
Kareli Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	2.20968
Kareli Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	2.30715

(* , ** sırasıyla %5 ve %10 istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.)

Çizelge 11.19’ da REND getiri serisi için elde edilen tanımlayıcı istatistikler incelenirse -0.79950 değeri ile çarpıklık katsayısı sola çarpık asimetrik bir dağılımı ifade ederken, 6.4864 değeri ile basıklık katsayısı aşırı basık normale göre sivri bir dağılımın göstergesidir. Ayrıca 1381.7 değeri ile Jarque-Bera İstatistiği getiri serisinin normal dağılım göstermediğinin bir kanıtı olarak istatistiksel olarak anlamlıdır. 5, 10, 20 ve 50 . gecikmelerdeki Ljung-Box istatistikleri getiri ve kareli getiriler için %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Getiri hata ve kareli getiri hatalarının bağımsızlık testi için kullanılan istatistik değerleri incelendiğinde 50. gecikmeye kadar yüksek derecede ilişkili olduklarını i.i.d. (birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olma) sürecine sahip olmadıklarını göstermektedir. Özellikle hisse senedi getirilerindeki oynaklık kümelemelerinin yaygın etkisini göstermekte olan 50. gecikmedeki istatistik değeri de yüksektir.

Çizelge 11.19’ da getiri ve kareli getiri serisi için başlangıç değerlendirmesi olarak uzun dönem bağımlılığı test eden Lo R/S Test İstatistiği ve Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği tanımlayıcı istatistikler arasında verilmiştir. İstatistiklere göre REND getiri ve SREND kareli getiri serileri için % 5 anlam düzeyinde “kısa hafıza” sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Çizelge 11.20’ de getiri serisinin durağanlık analizi için birim kök testi sonuçları verilmiştir.

Çizelge 11.20. REND Getiri Serisi için Birim Kök Testi Sonuçları

Testler	REND
ADF(τ_μ)	-18.2937*
PP(τ_μ)	-26.1939*
KPSS(τ_μ)	0.022039

* %5 anlam düzeyinde birim kök sıfır hipotezinin reddini göstermektedir. (%5 için McKinnon Kritik Değeri [-2.865], Kwiatkowski Kritik Değeri [0.463000])

ADF ve PP testleri için “sıfır hipotezi” birim kökün varlığını gösterirken, KPSS testi için ise serinin durağanlığını gösteren $I(0)$ sürecini ifade etmektedir. Çizelge 11.20’deki sonuçlara göre ADF ve PP testlerinin büyük negatif sonuçları %5 anlam düzeyinde getiri serisi için birim kök sıfır hipotezinin reddini gösterirken, KPSS test istatistikleri de $I(0)$ süreci gösteren sıfır hipotezini getiri serisi için %5 anlam düzeyinde reddedememektedir. REND getiri serisi için durağanlık değerlendirmesini izleyen bölümde getiri serisi ve oynaklığı için uzun hafıza model sonuçlarına yer verilmektedir.

11.3.2. Endonezya için model tahmin sonuçları

11.3.2.1. REND için ARFIMA (p, ξ , q) model tahmin sonuçları

Bu bölümde Endonezya için getiri serisindeki uzun hafıza özelliğini incelemek amacıyla Normal (N), Student-t (ST), Skewed Student-t (SST) ve GED (GED) dağılımları ile farklı (p, q) gecikme değerleri için, ARFIMA modelleri tahmin edilmektedir. REND getiri serisi için p, q=0,1,2 olmak üzere ARFIMA(p, ξ , q) modelinin tüm kombinasyonları tahmin edilerek karşılaştırılmış, en küçük Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) Bilgi Kriterleri en uygun modelin seçimi için kullanılmıştır. Buna göre seçilen REND getiri serisi için en uygun model ARFIMA(1, ξ , 1) modeli tahmin sonuçları Çizelge 11.21’de gösterilmektedir.

Çizelge 11.21. REND İçin ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

(p,ξ,q)	ARFIMA (1,ξ,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.0400006* (0.016177) [0.0136]	0.066872* (0.013258) [0.0000]	0.063426* (0.0013187) [0.0000]	0.046040* (0.013452) [0.0002]
ψ_1	0.396012* (0.12524) [0.0016]	0.260100* (0.13752) [0.0590]	0.126543* (0.0024194) [0.0000]	0.254202** (0.13794) [0.0657]
ψ_2				
ξ	0.249379* (0.093066) [0.0075]	0.228266* (0.063486) [0.0000]	0.161620* (0.003837) [0.0000]	0.259232* (0.063972) [0.0000]
θ_1	0.404035* (0.14168) [0.0045]	0.446322* (0.14609) [0.0023]	0.160833* (0.002096) [0.0000]	0.457368* (0.14897) [0.0022]
θ_2				
v	-	3.304682* (0.46310) [0.0000]	0.972147* (0.078462) [0.0000]	3.430185* (0.48525) [0.0000]
$\ln(\zeta)$	-	-	-	-0.115031* (0.050322) [0.0225]
Log(L)	-1312.536	-1245.691	-1244.918	-1243.063
AIC	3.545570	3.369289	3.366044	3.364906
SIC	3.399529	3.576597	3.406522	3.403277
Çarpıklık	-1.1971	-1.0646	-1.1327	-1.0503
Aşırı Basıklık	7.0185	7.1937	6.9978	7.3289
J-B	1665.3	1761.0	1652.6	1839.7
Q(5)	18.0077*	19.9965*	23.3596*	20.6521*
Q(10)	37.3480*	41.7013*	41.0976*	44.8118*
Q(20)	46.0751*	49.5963*	49.0579*	52.8154*
Q(50)	76.6416*	79.5666*	79.4855*	82.7219*
Q ² (5)	44.2811*	40.6384*	45.1515*	39.1351*
Q ² (10)	129.948*	124.340*	130.657*	120.879*
Q ² (20)	160.654*	154.066*	162.258*	149.504*
Q ² (50)	213.744*	202.739*	214.526*	196.223*
ARCH(5)	7.3432 [0.0000]*	6.5938 [0.0000]*	7.4404 [0.0000]*	6.3468 [0.0000]*
ARCH(10)	9.8644 [0.0000]*	9.4302 [0.0000]*	9.6899 [0.0000]*	9.2728 [0.0000]*
P(40)	93.9852*	56.4078	49.8398	50.5935
P(50)	91.6568*	49.3957	56.7981	64.2005
P(60)	99.5034*	64.6178	71.0781	68.1709

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.21’ deki tahmin sonuçları incelenirse; ARFIMA (1, ξ, 1) modeli REND getiri serisi için ortalamanın uzun hafıza özelliği sergilediğinin bir kanıtını sunmaktadır. Normal, Student-t (ST), Skewed Student-t (SST) ve GED (GED)

dağılımları için %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı bulunan uzun hafıza parametresi ξ , 0.161620 ve 0.259232 arasında değer almaktadır.

v kuyruk parametresi her üç dağılım için de %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. Buna göre REND getiri serisi hataları için kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olduğu söylenebilir. Skewed Student-t dağılımının asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ ise -0.115031 değeriyle %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Negatif $\ln(\zeta)$ parametresi sola çarpık asimetrik bir dağılımı ifade etmektedir. Buna göre diğer dağılımların, Normal dağılıma göre, aşırı basık asimetrik bir dağılım özelliği gösteren REND getiri serisi için daha uygun dağılımlar olduğunun bir kanıtı sunulmaktadır. Ayrıca dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre de REND getiri serisi için farklı dağılımların normal dağılıma göre uygun olduğu görülmektedir.

5, 10, 20 ve 50 gibi farklı gecikmelerdeki getiri ve kareli getiri hatalarının Ljung-Box Test istatistiklerinin %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı olması sürecin bir i.i.d. (bağımsız ve benzer dağılıma sahip) olmadığını göstermektedir. ARCH etkisini gösteren 5 ve 10 gecikmeli ARCH-LM istatistikleri de %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır ve hatalarda ARCH etkilerinin varlığını göstermektedir.

11.3.2.2. REND için FIGARCH(p, d, q) modeli tahmin sonuçları

ARFIMA modeli ile REND getiri serisinin ortalama düzeyinde modellenmesinin uzun hafıza özelliğinin varlığını değerlendirmede yeterli olmadığını söylemek mümkündür. Bu amaçla, REND getiri serisinin oynaklığındaki uzun hafıza özelliği için farklı gecikmeli $(p, q)=0,1,2$ için FIGARCH(p, d, q) modelleri tahmin edilmiş ve AIC ile SIC bilgi kriterlerine göre en uygun model seçilmiştir. Çizelge 11.22 ve Çizelge 11.23' de REND için GARCH, IGARCH modelleri ve oynaklıktaki uzun hafıza FIGARCH Modeli sonuçlarını göstermektedir.

Çizelge 11.22. REND Getiri Serisi İçin GARCH ve IGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	GARCH				IGARCH			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
ω	0.074010** (0.038853) [0.0572]	0.094784* (0.037648) [0.0120]	0.085950* (0.035372) [0.0153]	0.064512** (0.039446) [0.1024]	0.039656* (0.017568) [0.0243]	0.096037* (0.037168) [0.0100]	0.085162* (0.043142) [0.0488]	0.045068* (0.020917) [0.0315]
β_0	0.139870* (0.040639) [0.0006]	0.119940* (0.035166) [0.0007]	0.123720* (0.036484) [0.0007]	0.122506* (0.035159) [0.0005]	0.154868* (0.038068) [0.0001]	0.145822* (0.040499) [0.0003]	0.145158* (0.040789) [0.0004]	0.149317* (0.041304) [0.0003]
β_1	0.844758* (0.036361) [0.0000]	0.848650* (0.036980) [0.0000]	0.850570* (0.037670) [0.0000]	0.844627* (0.037489) [0.0000]	0.845132	0.854178	0.854842	0.850683
ν		6.118059* (1.5670) [0.0001]	1.247382* (0.11521) [0.0000]	6.722780* (1.8729) [0.0004]		5.334938* (1.2304) [0.0000]	1.229141* (0.10679) [0.0000]	5.783990* (1.4721) [0.0001]
$\ln(\zeta)$				-0.114533* (0.044459) [0.0102]				- 0.113494* (0.045802) [0.0134]
Log(L)	-1232.482	-1210.211	-1208.939	-1218.733	-1232.937	-1211.389	-1209.785	-1208.810
AIC	3.328351	3.271093	3.267669	3.217861	3.326883	3.271572	3.267255	3.267322
SIC	3.353173	3.302120	3.298696	3.298355	3.345500	3.296394	3.292077	3.298350
Çarpıklık	-0.60309	-0.79950	-0.79950	-0.63971	-0.57887	-0.58763	-0.58279	-0.59220
Aşırı Basıklık	6.7405	9.48643	9.48643	8.0168	2.5729	2.6425	2.5853	2.6660
J-B	277.54	324.69	306.97	332.44	246.44	258.93	248.99	263.46
Q(5)	14.3922*	15.4324*	15.1079*	15.2327*	13.7732*	14.3242*	14.0683*	14.0959*
Q(10)	20.8938*	22.1430*	21.7153*	21.9874*	20.1098*	20.6301*	20.3314*	20.4446*
Q(20)	26.5596	27.8246	27.3770	27.6601	25.7793	26.2845	25.9874	26.0849
Q(50)	52.5426	53.6943	53.3463	53.3230	52.0226	52.6445	52.4686	52.2167
Q ² (5)	2.20651	2.04470	2.07136	2.15836	2.31267	2.08117	2.12303	2.24804
Q ² (10)	3.31732	3.95543	3.67681	3.97993	3.07396	3.07885	2.99258	3.18943
Q ² (20)	8.25468	9.20160	8.77514	9.15096	7.96938	8.00816	7.91703	8.08654
Q ² (50)	51.9346	54.1588	53.3412	53.6561	50.6979	51.4467	51.0208	51.0569
ARCH(5)	0.42844 [0.8290]	0.39646 [0.8514]	0.40154 [0.8479]	0.41697 [0.8371]	0.45231 [0.8117]	0.40503 [0.8455]	0.41375 [0.8394]	0.43675 [0.8230]
ARCH(10)	0.30028 [0.9811]	0.36555 [0.9611]	0.33801 [0.9707]	0.36579 [0.9611]	0.27641 [0.9863]	0.27861 [0.9858]	0.27025 [0.9874]	0.28680 [0.9841]
P(40)	89.2476*	80.8493*	83.2180*	64.4832*	88.9246*	80.6339*	69.0054*	68.7900*
P(50)	128.8035*	94.2140*	84.3890*	107.1346*	122.8816*	98.6555*	82.2355*	112.9219*
P(60)	131.1588*	107.5787*	106.6097*	91.5895*	130.1898*	105.3176*	97.0808*	97.7268*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.23. REND Getiri Serisi İçin FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

p=1,q=1	FIGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	0.059203* (0.023432) [0.0117]	0.084250 * (0.043202) [0.0515]	0.070926* (0.033055) [0.0322]	0.091704 * (0.046939) [0.0511]
β_0	0.053765 (0.093690) [0.5662]	0.088815 (0.11486) [0.4396]	0.094425 (0.11200) [0.3995]	0.085421 (0.11229) [0.4471]
β_1	0.720769* (0.098832) [0.0000]	0.597355* (0.22443) [0.0079]	0.652580* (0.16656) [0.0001]	0.575594* (0.22197) [0.0097]
d	0.789639 * (0.14055) [0.0000]	0.616367* (0.25914) [0.0176]	0.674291* (0.21722) [0.0020]	0.603507* (0.23645) [0.0109]
v		5.986663* (1.4926) [0.0001]	1.229772* (0.12266) [0.0000]	6.184428* (1.5839) [0.0001]
ln(ζ)				-0.140858* (0.042616) [0.0010]
Log(L)	-1233.856	-1213.605	-1211.732	-1208.915
AIC	3.332049	3.280228	3.275187	3.270297
SIC	3.356871	3.311255	3.306215	3.307530
Çarpıklık	-0.62315	-0.66034	-0.64239	-0.66397
Aşırı Basıklık	2.7622	3.0115	2.8876	3.0543
J-B	284.30	334.76	309.24	343.39
Q(5)	13.8957*	14.7434*	14.4837*	14.7449*
Q(10)	20.1715*	21.1236*	20.8005*	21.2148*
Q(20)	25.7570	26.7091	26.3580	26.8130
Q(50)	51.2582	51.9244	51.8092	51.8515
Q ² (5)	2.73737	2.55046	2.57184	2.53541
Q ² (10)	3.72131	4.43883	4.05977	4.58563
Q ² (20)	8.66714	10.2906	9.33443	10.6717
Q ² (50)	52.0745	55.0226	53.7397	55.4371
ARCH(5)	0.53097 [0.7529]	0.49194 [0.7824]	0.49726 [0.7784]	0.48922 [0.7845]
ARCH(10)	0.33929 [0.9703]	0.40685 [0.9437]	0.37153 [0.9589]	0.41920 [0.9377]
P(40)	109.0592	106.0444	91.0781	102.0606
P(50)	135.5330	127.7268	109.6918	132.1682
P(60)	143.5949	140.2032	143.9179	134.7120
*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.				

Çizelge 11.22’ de REND getiri serisinin oynaklığı için tahmin edilen GARCH ve IGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde oynaklık sürecinin sürekliliğini gösteren β_0 ve β_1 ’ in tahmin değerlerinin toplamı bire çok yakındır. Oynaklıktaki kısa hafıza ile ilgili simetrik GARCH modeli parametreleri istatistiksel anlamlıdır.

REND getiri serisinin oynaklığındaki uzun dönem bağımlılığı değerlendiren FIGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde uzun hafıza d parametresi getiri

serisi için önemli derecede sıfırdan farklıdır. 0.603507 ve 0.789639 arasında değer alan parametre getiri serisi oynaklığının uzun hafıza süreci sergilediğini ifade etmektedir. 5 ve 10 gecikmeli Ljung-Box istatistikleri getiri serisinin hatalarında bağımlılık gösterirken, kareli getiri hataları için tüm gecikmelerde istatistik bağımsız ve özdeş bir dağılım özelliğini desteklemektedir.

Dağılımın uygunluğunun testi olan Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre ise REND getiri serisi için diğer dağılımların uygun olduğu da söylenebilir.

v parametresi, GARCH, IGARCH ve FIGARCH modelleri için %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. Buna göre REND getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilediği söylenebilir.

Ayrıca Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ de %5 anlamlılık düzeyinde tüm modeller için istatistiksel anlamlıdır. Modellerden elde edilen hataların dağılımının asimetric olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi -0.140858 değeri ile negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir. Buna göre Student-t Dağılımı, GED Dağılımı ve Skewed Student-t dağılımlarının, aşırı basık asimetric bir dağılım özelliği gösteren getiri serisi için Normal dağılıma göre daha uygun dağılımlar olduğunu da söyleyebiliriz.

FIGARCH(1, d, 1) modeli GARCH(1,1) modeli ile karşılaştırıldığında REND getiri serisinin oynaklığının modellenmesinde uzun hafızanın anlamlılığından dolayı getiri serisi için uygun model olarak değerlendirilebilir. Dolayısıyla REND getiri serisinin oynaklığı üzerine şokların etkisi simetriktir. Şoklar oynaklık üzerinde kalıcıdır ve getiri serisi uzun dönemde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir.

11.3.2.3. REND için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) model tahmin sonuçları

REND getiri serisi için koşullu ortalama ve oynaklığındaki uzun hafıza dinamikleri sırasıyla ARFIMA ve FIGARCH modeliyle ayrı olarak incelenmiştir. Bu bölümde REND getiri serisinin koşullu ortalama ve oynaklığındaki ikili uzun hafıza özelliğinin varlığı için ARFIMA-FIGARCH modeli tahminlerine yer verilmektedir.

Benzer biçimde ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d, q) modellerinin (p, q)=0, 1, 2 için çeşitli kombinasyonları tahmin edilmiş ve model seçim kriterleri AIC ve SIC' ye

göre seçilen en uygun model ARFIMA(1,ξ,2)-FIGARCH(1,d,1)'in tahmin sonuçları Çizelge 11.24' de verilmiştir.

Çizelge 11.24. REND için ARFIMA (1,ξ,2)-FIGARCH(1,d,1) Modeli
Tahmin Sonuçları

	ARFIMA(1, ξ ,2)-FIGARCH(1,d,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.064825* (0.013486) [0.0000]	0.072605* (0.012424) [0.0000]	0.073445* (0.007956) [0.0000]	0.059245* (0.012225) [0.0000]
ψ_1	-0.166970 (0.13662) [0.2220]	-0.226440* (0.11146) [0.0426]	-0.231942* (0.062573) [0.0002]	-0.251638* (0.10595) [0.0178]
ψ_2				
θ_1	0.424106* (0.12418) [0.0007]	0.451602* (0.11617) [0.0001]	0.439289* (0.044332) [0.0000]	0.476184* (0.11014) [0.0000]
θ_2	0.142177** (0.073690) [0.0541]	0.145550* (0.068087) [0.0329]	0.132883* (0.053042) [0.0125]	0.137172** (0.071689) [0.0561]
ξ	0.227484* (0.051756) [0.0000]	0.230945* (0.044858) [0.0000]	0.218296* (0.054480) [0.0001]	0.236269* (0.046019) [0.0000]
ω	0.063738* (0.024490) [0.0094]	0.090638** (0.051542) [0.0791]	0.073068* (0.034892) [0.0366]	0.082633** (0.047235) [0.0806]
β_0	0.055069 (0.096769) [0.5695]	0.112743 (0.12053) [0.3499]	0.102074 (0.11621) [0.3800]	0.127400 (0.11891) [0.2844]
β_1	0.707323* (0.092836) [0.0000]	0.589564* (0.26395) [0.0258]	0.640782* (0.17566) [0.0003]	0.569205* (0.23987) [0.0179]
d	0.782210* (0.15156) [0.0000]	0.594163* (0.29419) [0.0438]	0.664448* (0.23432) [0.0047]	0.557865* (0.25829) [0.0311]
v		5.237303* (1.1050) [0.0000]	1.215787* (0.10632) [0.0000]	5.743274* (1.3625) [0.0000]
$\ln(\xi)$				-0.136819* (0.054452) [0.0122]
Log(L)	-1224.355	-1201.058	-1199.855	-1197.673
AIC	3.319931	3.259915	3.256674	3.253493
SIC	3.375781	3.321970	3.318730	3.321754
Çarpıklık	-0.58741	-0.64018	-0.61726	-0.66609
Aşırı Basıklık	2.6059	2.9132	2.7620	2.9894
J-B	252.95	313.49	283.35	331.60
Q(5)	2.93103	4.49385	4.71488	6.27327**
Q(10)	15.2253	17.2635**	16.6401**	19.8849**
Q(20)	23.4321	25.3574	24.3573	28.1398**
Q(50)	48.7625	50.1942	49.3255	53.0262
Q ² (5)	2.53083	1.93169	2.08306	1.86410
Q ² (10)	3.37211	4.07136	3.54564	4.26684
Q ² (20)	8.78062	10.0436	8.88886	10.2511
Q ² (50)	49.3420	52.5168	51.3495	53.0873

Çizelge 11.24. REND için ARFIMA (1,ξ,2)-FIGARCH(1,d,1) Modeli Tahmin Sonuçları (Devam Ediyor)

	ARFIMA(1, ξ ,2)-FIGARCH(1,d,1)			
	N	ST	GED	SST
ARCH(5)	0.49903 [0.7771]	0.37695 [0.8647]	0.40887 [0.8428]	0.36421 [0.8731]
ARCH(10)	0.30741 [0.9794]	0.37594 [0.9571]	0.32556 [0.9744]	0.39567 [0.9488]
P(40)	80.5262	77.7268	55.4388	59.5303
P(50)	92.4643	82.7739	72.6797	74.5639
P(60)	104.9946	108.2248	87.8748	80.9300
*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.				

Çizelge 11.24'e göre REND getiri serisi için ARFIMA modelinin ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ istatistiksel olarak tüm dağılımlar için anlamlı bulunmuştur. ξ parametresi 0.218296 ve 0.236269 arasında değer almaktadır. FIGARCH modelinin oynaklıktaki uzun hafıza parametresi d ise REND getiri serisi için 0.557865 ve 0.782210 arasında aldığı yüksek değerlerle tüm dağılımlara göre istatistiksel anlamlı bulunmuştur. 5 ve 10 gecikmeli ARCH-LM testi sonuçları ise hatalardaki ARCH etkilerinin giderilmesinde modelin uygun olduğunu göstermektedir.

Ayrıca modelin kuyruk istatistikleri v' ler istatistiksel anlamlıdır ve istatistik normale göre kalın kuyruk özelliğini göstermektedir. Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$, -0.136819 değeriyle %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Parametre modelden elde edilen hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Modelin $\ln(\zeta)$ parametresi negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir. Ayrıca dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre de REND getiri serisi için farklı dağılımların uygunluğu da görülmektedir.

REND getiri serisi için ortalama ve oynaklığındaki uzun hafıza özelliğini birlikte değerlendiren ARFIMA (1,ξ,2)-FIGARCH(1,d,1) modeli sonuçlarına göre Endonezya Jakarta hisse senedi piyasasının uzun hafızaya sahip olduğunu söyleyebiliriz.

Şokların getiri serisinin ortalaması ve oynaklığı üzerindeki etkilerinin uzun dönemde kalıcıdır ve getiri serisin şokların etkisinden kurtulup ortalamasına dönmesi uzun zaman almaktadır. Ayrıca Endonezya Jakarta hisse senedi piyasasının zayıf formda etkin olmadığını ve oynaklığın öngörülebilir yapıda olması nedeniyle söz

konusu hisse senedi piyasası ile ilgili teknik analizlerin yapılabileceğini söylemek de mümkündür.

11.3.2.4. REND için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları

REND getiri serisi için oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini değerlendiren FIGARCH(1,1) modeli uygun model olarak seçilmiş ve model tahmin sonuçları sunulmuştur. FIGARCH modeli şokların oynaklık üzerindeki etkilerinin simetrik olduğunu varsaymaktadır.

Bu bölümde REND getiri serisinin oynaklığının ve uzun hafıza özelliğinin modellenmesinde şokların asimetrik etkisini de dikkate alan EGARCH modeli ile FIEGARCH modeli tahmin sonuçları incelenecektir.

REND serisi için $p, q=0,1,2$ olmak üzere EGARCH(p, q) ve FIEGARCH(p, d, q) modelinin tüm kombinasyonları farklı dağılım varsayımı altında tahmin edilerek en küçük AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre en uygun model seçilmiştir.

Ayrıca REND getiri serisinin oynaklığındaki asimetri özelliği ise benzer biçimde seçilen kısa hafıza EGARCH (p,q) modeli ile de incelenmiş ve tahmin sonuçları karşılaştırılmıştır.

Seçilen en uygun EGARCH(1,1) ve FIEGARCH(1,d,1) asimetrik model tahmin sonuçları Çizelge 11.25 ve Çizelge 11.26'da gösterilmektedir.

Çizelge 11.25. REND Getiri Serisi İçin EGARCH Modeli Tahmini

p=1,q=1	EGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	0.689488* (0.27182) [0.0114]	0.427153* (0.20227) [0.0350]	0.393810** (0.21351) [0.0655]	0.019337* (0.004745) [0.0001]
β_0	-0.088865 (0.33296) [0.7896]	0.427153* (0.20227) [0.0350]	-0.054301 (0.31896) [0.8649]	0.156694 (0.40206) [0.6969]
β_1	0.960570* (0.013736) [0.0000]	0.959525* (0.015545) [0.0000]	0.961470* (0.014686) [0.0000]	0.955060* (0.017041) [0.0000]
(Egarch) θ_1	- 0.129631** (0.067513) [0.0552]	-0.116102* (0.045007) [0.0101]	-0.124816* (0.051225) [0.0151]	-0.114980* (0.041514) [0.0058]
(Egarch) θ_2	0.202940* (0.076123) [0.0078]	0.152885* (0.062470) [0.0146]	0.179959* (0.065988) [0.0065]	0.145527* (0.059952) [0.0154]
v		6.709455* (1.7918) [0.0002]	1.281630* (0.11869) [0.0000]	7.052722* (2.0032) [0.0005]
ln(ζ)				-0.134274* (0.044479) [0.0026]
Log(L)	-1223.858	-1204.294	-1203.507	-1200.517
AIC	3.310520	3.260548	3.258431	3.253075
SIC	3.347753	3.303987	3.301870	3.302719
Çarpıklık	-0.38777	-0.40500	-0.39341	-0.40568
Aşırı Basıklık	2.4153	2.5050	2.4443	2.5773
J-B	199.23	214.58	204.13	226.02
Q(5)	13.2212*	13.6641*	13.6369*	13.0652*
Q(10)	20.7467*	21.2011*	21.1222*	20.7667*
Q(20)	27.0886	27.6861	27.5005	27.3322
Q(50)	50.5673	51.2840	51.1839	50.5089
Q ² (5)	2.68049	2.48835	2.51030	2.63384
Q ² (10)	6.22619	6.57326	6.46470	6.59461
Q ² (20)	12.7354	13.2650	13.1332	13.1118
Q ² (50)	45.5127	47.6494	46.9469	46.2393
ARCH(5)	0.51425 [0.7656]	0.48026 [0.7911]	0.48321 [0.7889]	0.50750 [0.7707]
ARCH(10)	0.57147 [0.8379]	0.60545 [0.8100]	0.59556 [0.8183]	0.60617 [0.8094]
P(40)	115.6272*	80.5262*	54.6851*	93.7699*
P(50)	126.5155*	93.4065*	103.2315*	105.2503*
P(60)	142.7873*	120.6608*	104.6716*	77.0538**

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.25’ de verilen REND getiri serisi için EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre, (Egarch) θ_1 parametresi normal dağılım için %10 diğer dağılımlar için %5 anlam düzeyinde ve (Egarch) θ_2 parametresi ise tüm dağılımlar için %5 anlam

düzeyinde istatistiksel olarak önemlidir. Normal, Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımları için %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olan (Egarch) θ_2 parametresi modelin simetrik etkisini ya da büyüklük etkisini göstermektedir.

Tüm dağılımlar için tahmin edilen modelde %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı β_1 parametresi ne kadar büyük olursa piyasada meydana gelen şokların kalıcılığını ifade etmektedir. β_0 ise şokların oynaklık üzerindeki kısa dönem etkisi ARCH etkisini göstermektedir.

Çizelge 11.25' de (Egarch) θ_1 parametresi ise koşullu varyans üzerine pozitif ve negatif şokların etkisinin asimetrik olduğunu değerlendirmede yorumlanan kaldıraç etki (leverage effect) parametresidir.

Çizelge 11.25' deki model sonuçlara göre tüm dağılımlarda (Egarch) $\theta_1 < 0$ dır. REND getiri serisi için oynaklık üzerine şokların etkisi kısa dönem devam etmektedir ve asimetriktir. Bir başka ifadeyle REND getiri oynaklığı üzerinde negatif şokların etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazladır ve şokların etkisi kısa dönemde yok olmaktadır.

Çizelge 11.26. REND Getiri Serisi İçin FIEGARCH Model Tahmini

p=1,q=1	FIEGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	0.020085 (0.041997) [0.6326]	0.423468* (0.17232) [0.0142]	0.389977* (0.19157) [0.0421]	0.004119 (0.25091) [0.9869]
β_0	-0.383728 (0.26004) [0.1405]	0.421071 (0.53244) [0.4293]	0.157640 (0.44040) [0.7205]	0.703641 (0.60972) [0.2489]
β_1	0.851566* (0.12910) [0.0000]	0.975655* (0.0085985) [0.0000]	0.973028* (0.010167) [0.0000]	0.976960* (0.007052) [0.0000]
(Egarch) θ_1	-0.129015* (0.060257) [0.0326]	-0.115851* (0.045153) [0.0105]	-0.124716* (0.051559) [0.0158]	-0.116876* (0.042940) [0.0066]
(Egarch) θ_2	0.230572* (0.081236) [0.0047]	0.147686* (0.06103) [0.0158]	0.176864* (0.065317) [0.0069]	0.132644* (0.056606) [0.0194]
d	0.398235 (0.31550) [0.2073]	-0.161787 (0.12216) [0.1858]	-0.114010 (0.13089) [0.3840]	-0.213414* (0.090143) [0.0182]
v		6.605123* (1.7089) [0.0001]	1.277637* (0.11685) [0.0000]	6.985271* (1.9393) [0.0003]
$\ln(\xi)$				-0.154613* (0.044036) [0.0005]
Log(L)	-1222.662	-1203.747	-1203.277	-1199.111
AIC	3.309991	3.261768	3.260504	3.249289
SIC	3.353430	3.311412	3.310148	3.298933
Çarpıklık	-0.48794	-0.40727	-0.39481	-0.43331
Aşırı Basıklık	1.8956	2.7302	2.5627	2.7342
J-B	140.73	251.30	222.62	254.69
Q(5)	13.3839*	13.8574*	13.7259*	12.7901*
Q(10)	21.2526*	21.8170*	21.4567*	21.3220*
Q(20)	27.2950	28.5282	27.9574	28.2194
Q(50)	52.5991	51.6598	51.3341	51.2179
Q ² (5)	2.60732	2.62279	2.57285	2.98131
Q ² (10)	6.00466	7.82426	7.17966	8.33548
Q ² (20)	14.1637	16.0777	14.7338	17.5607
Q ² (50)	56.5476	47.4424	46.7855	47.5555
ARCH(5)	0.50925 [0.7694]	0.50330 [0.7739]	0.49214 [0.7823]	0.57265 [0.7210]
ARCH(10)	0.55943 [0.8474]	0.72526 [0.7010]	0.66421 [0.7582]	0.77433 [0.6538]
P(40)	105.7214*	77.2961*	62.3297*	78.4805*
P(50)	125.1696*	96.3674*	99.5976*	110.7685*
P(60)	154.7389*	138.9112*	112.4240*	129.2207*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.25’ de model sonuçları REND getiri oynaklığı için şokların kısa dönem asimetrik etkisini gösterirken, Çizelge 11.26 ise şokların uzun dönem asimetrik etkisini değerlendiren FIEGARCH (1,d,1) modeli sonuçlarını göstermektedir.

Kısa dönem asimetrik etkinin anlamlılığı yanında uzun hafıza (kesirli bütünleşme) parametresi d , Skewed Student-t dağılımı dışında diğer tüm dağılımlar için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. Ayrıca EGARCH (1,1) modelinde olduğu gibi FIEGARCH (1,d,1) modelinin v parametresi Student-t, Skewed Student-t ve GED dağılımı için %5 anlam düzeyinde önemlidir. REND getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahiptir.

Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ de %5 anlamlılık düzeyinde EGARCH(1,1) ve FIEGARCH(1,d,1) modelleri için istatistiksel anlamlıdır ve hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi iki model için de negatiftir ve sola çarpık bir dağılımı ifade etmektedir. Buna göre diğer dağılımların, Normal dağılıma göre, aşırı basık asimetrik bir dağılım özelliği gösteren REND getiri serisi için daha uygun dağılımlar olduğu söylenebilir.

Dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre de REND getiri serisi için farklı dağılımlar da uygundur.

Getiri hatalarının 5. ve 10. gecikmelerinde Ljung-Box Test istatistikleri bir i.i.d. süreci göstermezken, diğer tüm gecikmelerde getiri hataları ve kareli hatalarının bir i.i.d. sürecine sahip olduğunun kanıtını sunmaktadırlar. ARCH etkisini gösteren ARCH-LM istatistikleri de %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. Dolayısıyla modelin ARCH etkilerini gidermede başarılı olduğunu söylemek mümkündür.

Çizelge 11.26’ daki bulgular genel olarak değerlendirilirse şokların oynaklık üzerindeki etkilerinin asimetrik olduğunu fakat modelin Skewed Student-t dağılımlı tahmini dışında uzun hafıza özelliğini desteklemediği ifade edilebilir.

11.4. Pakistan Hisse Senedi Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular

11.4.1. Veri ve başlangıç analizleri

Pakistan için hisse senedi piyasası endeks verileri (PAK), 24.08.2010-19.07.2013 dönemini kapsamaktadır. Karachi Borsası günlük hisse senedi kapanış fiyat endeksi

verileri Matriks Bilgi Dağıtım Hizmetleri Veri Terminalinden elde edilmiştir. Söz konusu endeks değerleri kullanılarak;

$$RPAK_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100, \quad t=1,2,\dots,n, \quad (E.11.4)$$

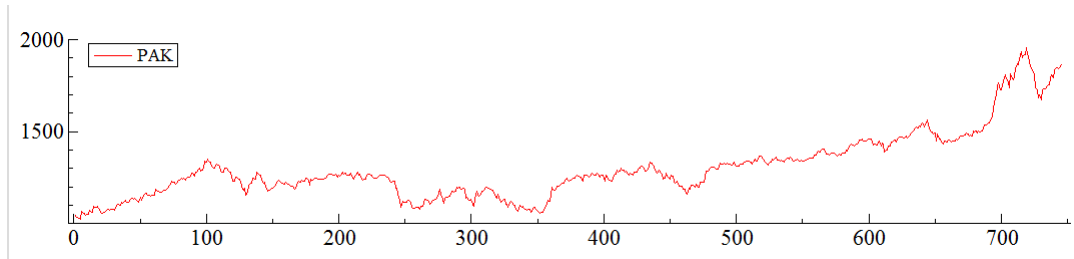
biçiminde getiri serisi elde edilmiştir. Burada;

$RPAK_t$; t zamanındaki endeksin getirisini,

P_t ; t zamanındaki endeksin kapanış fiyatını,

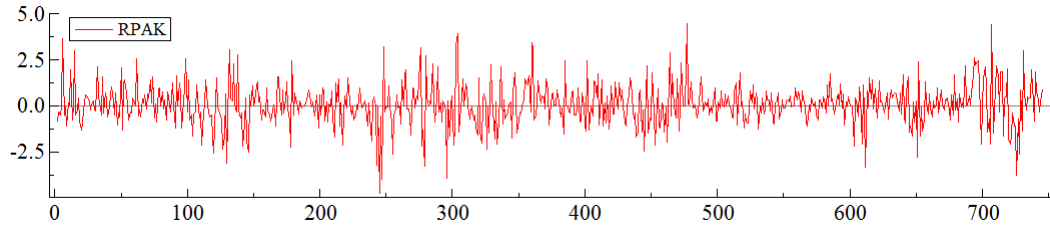
P_{t-1} ; t-1 zamanındaki endeksin kapanış fiyatını göstermektedir.

Şekil 11.19, Şekil 11.20 ve Şekil 11.21 sırasıyla PAK endeks değerleri, RPAK getiri serisi ve SRPAK kareli getirilerin grafiklerini sunmaktadır.

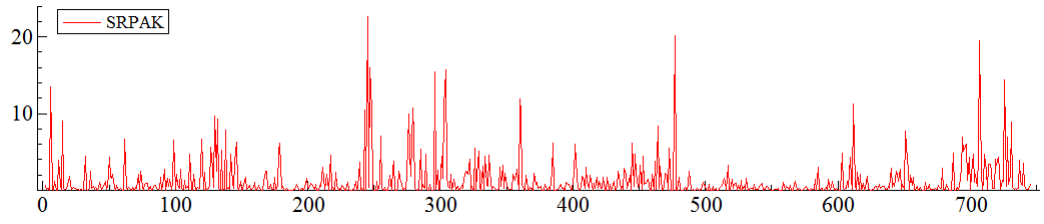


Şekil 11.19. Karachi Hisse Senedi Piyasası Endeksi (PAK)

Şekil 11.18 Pakistan Karachi hisse senedi piyasası endeks değerlerinin ilgilenilen dönem içindeki eğilimini göstermektedir.

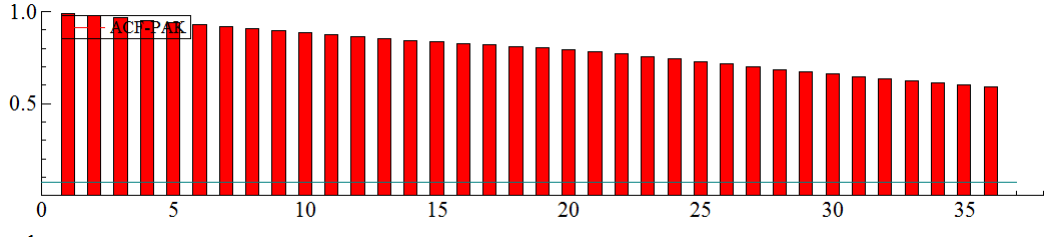


Şekil 11.20. Getiri Serisi (RPAK)

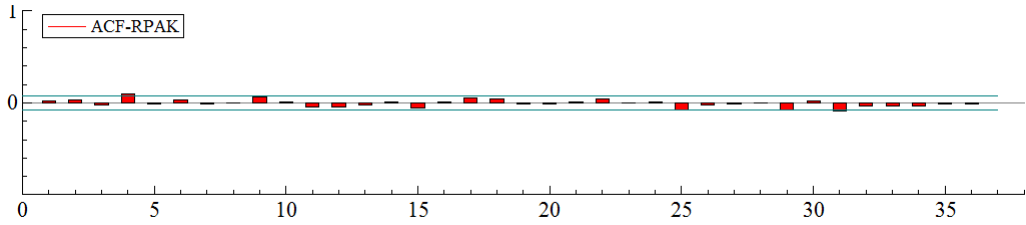


Şekil 11.21. Kareli Getiri Serisi (SRPAK)

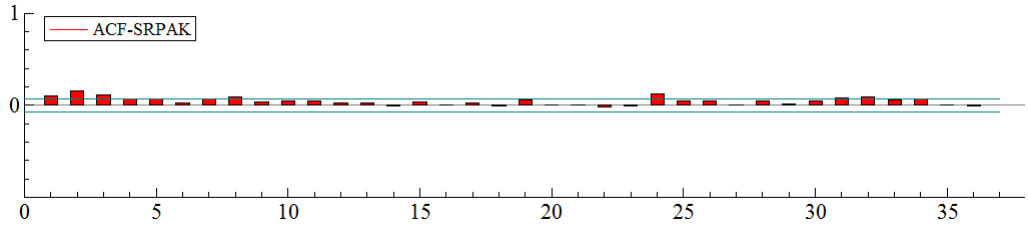
Şekil 11.20 ve Şekil 11.21 den ise getiri serisinin ortalama etrafındaki eğilimi ve oynaklık kümelemelerinin varlığı görsel olarak izlenebilmektedir.



Şekil 11.22. PAK Endeks Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.23. RPAK Getiri Serisinin ACF Grafiği



Şekil 11.24. SRPAK Kareli Getiri Serisinin ACF Grafiği

Şekil 11.22, Şekil 11.23 ve Şekil 11.24 sırasıyla PAK endeks serisinin, RPAK getiri serisinin ve SRPAK kareli getiri serisinin ACF fonksiyonu grafiklerini

sunmaktadır. Grafiklerde kırmızı olarak görünen sütunlar getirilerin otokorelasyon değerlerini ifade etmektedir. Mavi çizgiler ise $\pm 1.96(1/\sqrt{n})$ güven sınırlarını göstermektedir. Özellikle PAK ve SRPAK serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının uzun dönemde yavaş azalan bir eğilime sahip olduğu söylenebilir. Söz konusu görsel değerlendirme seri için oynaklık kümelemelerinin ve uzun hafıza özelliğinin değerlendirilmesi gerektiği ile ilgili bir ipucu olarak kabul edilebilir.

Çizelge 11.27 RPAK getiri serisi için tanımlayıcı istatistikleri özet olarak vermektedir.

Çizelge 11.27. RPAK Getiri Serisi İçin Tanımlayıcı İstatistikler

Gözlem Sayısı:	745
Ortalama:	0.078018
Standart Sapma:	1.1239
Çarpıklık:	0.056774
Basıklık:	1.9415
Minimum:	-4.7627
Maksimum:	4.4837
J-B:	117.25
Prob.	0.0000
ARCH (2):	12.134 [0.0000]*
ARCH (5):	6.5607 [0.0000]*
ARCH (10):	3.9208 [0.0000]*
Q(5):	9.07980
Q(10):	12.9233
Q(20):	22.6289
Q(50):	57.6394
Q²(5):	41.1381*
Q²(10):	53.4283*
Q²(20):	60.1606*
Q²(50):	104.202*
Uzun Hafıza(Long Memory) Test İstatistikleri %90, (0.861-1.747) %95, (0.809-1.862) %99, (0.721-2.098)	
Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	1.42344
Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	1.43744
Kareli Getiri Serisi için Lo R/S Test İstatistiği	1.9898
Kareli Getiri Serisi için Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği	2.09251

(* , ** sırasıyla %5 ve %10 istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.)

Çizelge 11.27’de RPAK getiri serisi için elde edilen tanımlayıcı istatistikler incelenirse 0.056774 değeri ile çarpıklık katsayısı sağa çarpık asimetric bir dağılımı ifade ederken, 1.9415 değeri ile basıklık katsayısı aşırı basık normale göre basık bir dağılımın göstergesidir. Ayrıca 117.25 değeri ile Jarque-Bera İstatistiği getiri serisinin normal dağılım göstermediğinin bir kanıtı olarak istatistiksel olarak anlamlıdır. 5, 10, 20 ve 50. gecikmelerdeki Ljung-Box istatistikleri getiri serisi için %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. Kareli getiri hatalarının bağımsızlık testi için kullanılan istatistik değerleri incelendiğinde ise 50. gecikmeye kadar yüksek derecede ilişkili olduklarını ve i.i.d. (birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olma) sürecine sahip olmadıklarını göstermektedir. Kareli hatalardaki yüksek dereceli ilişki oynaklık kümelemelerinin değerlendirilmesi gerektiği konusunda da bir ipucu niteliğindedir.

Çizelge 11.27’ de getiri ve kareli getiri serisi hataları için başlangıç değerlendirmesi olarak uzun dönem bağımlılığı test eden Lo R/S Test İstatistiği ve Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği değerleri de tanımlayıcı istatistikler arasında verilmiştir. Test sonuçları RPAK getiri serisi için “kısa hafıza” özelliğini desteklerken oynaklık için bir proxy niteliğinde olan SRPAK kareli getiri serileri için %5 anlam düzeyinde “kısa hafıza” sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Uzun hafıza özelliğinin incelenmesinden önce Çizelge 11.28’ de getiri serisinin durağanlık analizi için birim kök testi sonuçları sunulmuştur.

Çizelge 11.28. RPAK Getiri Serisi için Birim Kök Testi Sonuçları

Testler	RPAK
ADF(τ_μ)	-15.6574*
PP(τ_μ)	-23.997*
KPSS(τ_μ)	0.08384

* %5 anlam düzeyinde birim kök sıfır hipotezinin reddini göstermektedir.
(%5 için McKinnon Kritik Değeri [-2.865], Kwiatkowski Kritik Değeri [0.463000])

Çizelge 11.28’ deki sonuçlara göre ADF ve PP testlerinin büyük negatif sonuçları %5 anlam düzeyinde RPAK getiri serisi için birim kök sıfır hipotezinin reddini gösterirken, KPSS test istatistiği de I(0) süreci gösteren sıfır hipotezini getiri serisi için %5 anlam düzeyinde reddedememektedir. Sonuçlar RPAK getiri serisinin düzeyde

durağan olduğunu göstermektedir. Durağanlık değerlendirmesini izleyen bölümde getiri serisi ve oynaklığı için uzun hafıza model sonuçlarına yer verilmektedir.

11.4.2. Pakistan için model tahmin sonuçları

11.4.2.1. RPAK için ARFIMA (p, ξ , q) model tahmin sonuçları

Bu bölümde Pakistan için öncelikle getiri serisindeki uzun hafıza özelliğini incelemek amacıyla Normal (N), Student-t (ST), Skewed Student-t (SST) ve GED (GED) dağılımları ile farklı (p, q) gecikme değerleri için ARFIMA modelleri tahmin edilmektedir.

RPAK getiri serisi için p, q=0,1,2 olmak üzere ARFIMA(p, ξ , q) modelinin tüm kombinasyonları tahmin edilerek karşılaştırılmış, AIC ve SIC Bilgi Kriterleri en uygun modelin seçimi için kullanılmıştır.

Buna göre RPAK getiri serisi için seçilen en uygun model ARFIMA(0, ξ , 1) modeli tahmin sonuçları Çizelge 11.29' de gösterilmektedir.

Çizelge 11.29. RPAK İçin ARFIMA Model Tahmin Sonuçları

(p,ξ,q)	ARFIMA(0,ξ,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.080085 (0.050576) [0.1137]	0.059188** (0.032066) [0.0653]	0.018210* (0.003818) [0.0000]	0.083897* (0.039562) [0.0343]
ψ_1	-	-	-	-
ψ_2				
ξ	0.039135 (0.071973) [0.5868]	0.018313 (0.052499) [0.7273]	0.004270* (0.001764) [0.0157]	0.019580 (0.051915) [0.7062]
θ_1	-0.020149 (0.078823) [0.7983]	0.022023 (0.056958) [0.6991]	-0.013109* (0.0021664) [0.0000]	0.025118* * (0.056397) [0.06562]
θ_2	-	-	-	-
v	-	3.121877* (0.67110) [0.0000]	0.995497* (0.074128) [0.0000]	3.460799* (0.50117) [0.0000]
$\ln(\zeta)$	-	-	-	0.048672 (0.039422) [0.2174]
Log(L)	-1142.127	-1107.340	-1097.518	-1106.726
AIC	3.080986	2.990161	2.963759	2.991199
SIC	3.105782	3.021156	2.994754	3.028393
Çarpıklık	0.091185	0.043979	0.057094	0.043460
Aşırı Basıklık	1.8920	1.9626	1.9394	1.9639
J-B	112.00	119.65	117.00	119.80
Q(5)	7.77938	10.1412	9.08715	10.2086
Q(10)	11.2594	14.2970	12.8580	14.3898
Q(20)	21.5770	23.5256	22.7797	23.5661
Q(50)	56.5820	58.6312	57.7074	58.6990
$Q^2(5)$	45.5817*	46.2610*	42.3872*	48.3820
$Q^2(10)$	58.6471*	59.3785*	55.2265*	61.8419
$Q^2(20)$	65.1112*	66.2077*	62.0584*	68.6436
$Q^2(50)$	110.180*	110.287*	106.579*	112.761*
ARCH(5)	7.2650 [0.0000]*	7.4287 [0.0000]*	6.7619 [0.0000]*	7.8028 [0.0000]*
ARCH(10)	4.2981 [0.0000]*	4.4107 [0.0000]*	4.0492 [0.0000]*	4.6192 [0.0000]*
P(40)	124.7097*	54.4946*	60.8387*	50.3011**
P(50)	139.7366*	76.0269*	90.1398*	74.4140*
P(60)	143.2581*	75.6774*	83.4194*	75.6774*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.29’ daki tahmin sonuçları incelenirse; ARFIMA (0, ξ , 1) modeli sonuçları GED dağılımı dışında RPAK getiri serisi için ortalamanın uzun hafıza özelliği sergilemediğinin bir kanıtını sunmaktadır. Model parametreleri genel olarak istatistiksel anlamlı değildir. Uzun hafıza parametresi ξ , %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı bulunamamıştır.

v kuyruk parametresi her üç dağılım için de %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. Buna göre RPAK getiri serisi hataları için kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olduğu söylenebilir. Skewed Student-t dağılımının asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ istatistiksel anlamlı bulunamamıştır. Ayrıca dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçlarına göre de RPAK getiri serisi için farklı dağılımların da normal dağılıma göre uygun olduğu görülmektedir.

5, 10, 20 ve 50 gibi farklı gecikmelerdeki özellikle kareli getiri hatalarının Ljung-Box Test istatistiklerinin %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı olması sürecin bir i.i.d. (bağımsız ve benzer dağılıma sahip) olmadığını göstermektedir. Model parametreleri ARCH etkisini gösteren 5 ve 10 gecikmeli ARCH-LM istatistikleri de %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır ve hatalarda ARCH etkilerinin varlığını göstermektedir.

Çizelge 11.29' un genel bir değerlendirmesi olarak RPAK hisse senedi getiri serisinin ortalamasında uzun hafıza gözlemlenmemektedir. ARFIMA modeli ile getiri ortalaması için yapılan değerlendirme Pakistan Karachi hisse senedi piyasasının yarı etkin bir piyasa olduğunu destekler niteliktedir. Piyasanın etkinliği ile ilgili genel bir değerlendirme için RPAK getiri serisinin oynaklığındaki uzun hafıza özelliği de izleyen bölümde değerlendirilmektedir.

11.4.2.2. RPAK için FIGARCH(p, d, q) modeli tahmin sonuçları

ARFIMA modeli ile RPAK getiri serisi ortalama düzeyinde modellenmiş fakat uzun hafıza özelliği bulunamamıştır. Bu bölümde, RPAK getiri serisinin oynaklığındaki uzun hafıza süreci için FIGARCH modellerinden yararlanılmaktadır. Farklı gecikme değerleri $(p, q)=0,1,2$ için FIGARCH(p, d, q) modelleri tahmin edilmiş ve AIC ile SIC bilgi kriterlerine göre en uygun model seçilmiştir.

Çizelge 11.30 ve Çizelge 11.31' de RPAK için kısa hafıza GARCH, IGARCH modelleri ve oynaklıktaki uzun hafıza FIGARCH Modeli sonuçlarını göstermektedir.

**Çizelge 11.30. RPAK Getiri Serisi için GARCH ve IGARCH Modeli
Tahmin Sonuçları**

p=1,q=1	GARCH				IGARCH			
	N	ST	GED	SST	N	ST	GED	SST
ω	0.120060* (0.036803) [0.0012]	0.095200* (0.034185) [0.0055]	0.078730** (0.041766) [0.0598]	0.091710* (0.041573) [0.0277]	0.121498* (0.038316) [0.0016]	0.094997* (0.034578) [0.0062]	0.060889* (0.006093) [0.0000]	0.123066* (0.037182) [0.0010]
β_0	0.122707* (0.041357) [0.0031]	0.147071* (0.049034) [0.0028]	0.122024* (0.044158) [0.0059]	0.153544* (0.051115) [0.0028]	0.148462* (0.061459) [0.0159]	0.185969* (0.071352) [0.0093]	0.143759** (0.08670) [0.0977]	0.195964* (0.070118) [0.0053]
β_1	0.827377* (0.058701) [0.0000]	0.798953* (0.061008) [0.0000]	0.820974* (0.064060) [0.0000]	0.793123* (0.061295) [0.0000]	0.851538	0.814031	0.856241	0.804036
v		4.944987* (0.96178) [0.0000]	1.151720* (0.10073) [0.0000]	4.828268* (0.91431) [0.0000]		4.151650* (0.81707) [0.0000]	1.111067* (0.08588) [0.0000]	4.079279* (0.76858) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				0.064549** (0.037259) [0.0836]				0.07051** (0.038329) [0.0662]
Log(L)	-1106.181	-1086.133	-1079.598	-1085.078	-1109.664	-1087.596	-1081.902	-1086.377
AIC	2.984358	2.933154	2.915585	2.933006	2.991032	2.934398	2.919092	2.933809
SIC	3.009154	2.964149	2.946580	2.970200	3.009629	2.959194	2.943888	2.964804
Çarpıklık	0.040811	0.040913	0.028669	0.047330	0.037261	0.050487	0.028905	0.057025
Aşırı Basıklık	1.4733	1.5569	1.5063	1.5657	1.4990	1.6064	1.5139	1.6216
J-B	67.499	75.352	70.438	76.270	69.829	80.309	71.154	81.917
Q(5)	4.54393	4.45102	4.68869	4.39342	4.01004	3.97091	4.17214	3.91330
Q(10)	11.1807	11.1478	11.4742	10.9920	11.1965	11.0657	11.6370	10.8422
Q(20)	17.4470	17.6604	17.9395	17.5262	16.5487	17.0023	17.0284	16.8736
Q(50)	53.0981	53.3692	54.0398	52.9928	52.1989	52.6983	53.4185	52.1829
Q ² (5)	2.55194	2.29641	2.47595	2.25871	2.75896	2.89841	3.04030	2.85673
Q ² (10)	3.57087	3.37410	3.33196	3.44998	4.14594	4.01269	3.99420	4.12959
Q ² (20)	10.2390	9.44125	9.39464	9.60181	12.6708	10.6407	12.1567	10.7265
Q ² (50)	32.2242	30.8067	31.3680	30.7654	35.9648	32.2793	35.1318	31.9634
ARCH (5)	0.54460 [0.7425]	0.44992 [0.8135]	0.52645 [0.7564]	0.43813 [0.8220]	0.56107 [0.7299]	0.55205 [0.7368]	0.62603 [0.6800]	0.54193 [0.7446]
ARCH (10)	0.40168 [0.9461]	0.34237 [0.9693]	0.37990 [0.9555]	0.34455 [0.9686]	0.41786 [0.9384]	0.36607 [0.9609]	0.42053 [0.9371]	0.37145 [0.9589]
P(40)	105.6774*	82.2366*	64.3871*	68.1505*	125.2473*	82.2366*	59.3333*	60.5161*
P(50)	104.6559*	74.5484*	79.9247*	80.3280*	117.1559*	79.1183*	91.6183*	73.6075*
P(60)	120.0323*	90.3548*	86.4839*	93.2581*	121.0000*	84.5484*	95.5161*	92.9355*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.31. RPAK Getiri Serisi için FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

p=0,q=1	FIGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	0.112398* (0.035008) [0.0014]	0.094564* (0.034095) [0.0057]	0.060949* (0.008399) [0.0000]	0.115031* (0.036769) [0.0018]
β_0				
β_1	0.353948* (0.15026) [0.0188]	0.298266* (0.12190) [0.0146]	0.311287* (0.13381) [0.0203]	0.294313* (0.11650) [0.0117]
d	0.433942* (0.14190) [0.0023]	0.395111* (0.10734) [0.0002]	0.389374* (0.12125) [0.0014]	0.392146* (0.10115) [0.0001]
v		5.075063* (0.93872) [0.0000]	1.151805* (0.087651) [0.0000]	5.013180* (0.89664) [0.0000]
$\ln(\zeta)$				0.061364* (0.037189) [0.0994]
Log(L)	-1104.240	-1084.872	-1078.287	-1083.898
AIC	2.979141	2.929764	2.912062	2.929832
SIC	3.003937	2.960759	2.943057	2.967026
Çarpıklık	0.012866	0.0051379	0.010177	0.009945
Aşırı Basıklık	1.4041	1.4305	1.4105	1.4291
J-B	61.138	63.441	61.686	63.320
Q(5)	4.25606	4.40829	4.44599	4.40227
Q(10)	11.3140	11.4944	11.7403	11.4042
Q(20)	17.2573	17.6123	17.9486	17.5270
Q(50)	51.2492	52.1289	52.8838	51.8575
Q ² (5)	0.994913	0.931583	0.879965	0.903682
Q ² (10)	2.92606	2.81838	2.53532	2.91642
Q ² (20)	8.86081	8.62998	8.24146	8.77250
Q ² (50)	31.5967	30.6310	30.6330	30.7954
ARCH(5)	0.19652 [0.9639]	0.18027 [0.9700]	0.17836 [0.9707]	0.17764 [0.9710]
ARCH(10)	0.28020 [0.9855]	0.27337 [0.9868]	0.25197 [0.9904]	0.28516 [0.9845]
P(40)	113.5269*	70.0860*	76.5376*	66.1075*
P(50)	121.0538*	68.7688*	81.6720*	72.6667*
P(60)	110.0323*	84.5484*	89.7097*	78.9032*
*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.				

Çizelge 11.30’ da verilen RPAK getiri serisinin oynaklığı için tahmin edilen GARCH ve IGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde parametreler istatistiksel anlamlıdır. Oynaklık sürecinin sürekliliğini gösteren β_0 ve β_1 ’ in tahmin değerlerinin toplamı bire çok yakındır ve sürecin durağanlığını ifade etmektedir.

Çizelge 11.31’ de sunulan RPAK getiri serisinin oynaklığındaki uzun dönem bağımlılığı değerlendiren FIGARCH model tahmin sonuçları incelendiğinde, uzun

hafıza d parametresinin RPAK getiri serisi için önemli derecede sıfırdan farklı olduğu görülmektedir. 0.389374 ve 0.433942 arasında değer alan d parametresi, getiri oynaklığının uzun hafıza süreci sergilediğini ifade etmektedir. 5, 10, 20 ve 50 gecikmeli Ljung-Box istatistikleri getiri hataları ve kareli getiri hataları için bağımsız ve özdeş bir dağılım (i.i.d.) özelliğini desteklemektedir.

Dağılımın uygunluğunun testi olan Pearson Uyum İyiliği Testi $P(40)$, $P(50)$ ve $P(60)$ 'ın sonuçlarına göre RPAK getiri serisi hataları için normal dağılım dışında diğer dağılımların da uygun olduğunu söylemek mümkündür.

Kuyruk parametresi ν , GARCH, IGARCH ve FIGARCH modelleri için %5 anlamlılık düzeyinde önemlidir. Buna göre RPAK getiri hatalarının kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahip olduğu söylenebilir.

GARCH, IGARCH ve FIGARCH modelinin Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ ise %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi pozitifdir ve sağa çarpık bir dağılımı ifade etmektedir. Buna göre %5 anlam düzeyinde modellerden elde edilen hataların simetrik bir dağılım gösterdiği varsayılabilir.

FIGARCH(0, d , 1) modeli GARCH(1,1) modeli ile karşılaştırıldığında RPAK getiri serisinin oynaklığının modellenmesinde uzun hafızanın anlamlılığından dolayı uygun model olarak değerlendirilebilir. Dolayısıyla RPAK getiri serisinin oynaklığında uzun hafıza gözlemlenir ve şokların etkisi simetrik kabul edilebilir. Şoklar RPAK getiri oynaklığı üzerinde kalıcıdır ve getiri serisi uzun dönemde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir.

11.4.2.3. RPAK için ARFIMA(p, ξ , q)-FIGARCH(p, d , q) model tahmin sonuçları

RPAK getiri serisi için koşullu ortalama ve oynaklığındaki uzun hafıza dinamikleri sırasıyla bir önceki bölümde ARFIMA ve FIGARCH modeliyle ayrı olarak incelenmiştir. Bu bölümde RPAK getiri serisinin koşullu ortalama ve oynaklığındaki ikili uzun hafıza özelliğinin varlığı için ARFIMA-FIGARCH modeli tahminlerine yer verilmektedir. Benzer biçimde seçilen en uygun model ARFIMA(1, ξ ,2)-FIGARCH(1, d ,1)'in tahmin sonuçları Çizelge 11.32' de verilmiştir.

Çizelge 11.32. RPAK için ARFIMA (1,ξ,1)-FIGARCH(1,d,1) Modeli Tahmin Sonuçları

	ARFIMA(1,ξ,1)-FIGARCH(1,d,1)			
	N	ST	GED	SST
μ	0.119433* (0.043198) [0.0058]	0.092906* (0.029925) [0.0020]	0.065490* (0.002669) [0.0000]	0.109692* (0.032541) [0.0008]
ψ_1	0.152725 (0.52680) [0.7720]	0.373709 (0.42190) [0.3760]	0.515603* (0.004095) [0.0000]	0.340729 (0.32318) [0.2921]
θ_1	-0.174689 (0.56011) [0.7552]	-0.350525 (0.48669) [0.4716]	-0.590265* (0.004801) [0.0000]	-0.305324 (0.33209) [0.3582]
ξ	0.026479 (0.068458) [0.6990]	-0.034661 (0.081500) [0.6707]	0.039083* (0.003412) [0.0000]	-0.041484 (0.073097) [0.5705]
ω	2.352459 (1.6320) [0.1499]	2.048206** (1.1998) [0.0882]	1.908569** (1.0939) [0.0815]	2.034579** (1.1044) [0.0658]
β_0	0.013734 (0.21346) [0.9487]	-0.050713 (0.24431) [0.8356]	-0.027355 (0.23364) [0.9068]	-0.078054 (0.23887) [0.7439]
β_1	0.374698 (0.31670) [0.2371]	0.245517 (0.27859) [0.3784]	0.278264 (0.28736) [0.3332]	0.211100 (0.26931) [0.4334]
d	0.444550* (0.16677) [0.0079]	0.385295* (0.11077) [0.0005]	0.378600* (0.12842) [0.0033]	0.378651* (0.10173) [0.0002]
v		4.929222* (0.89908) [0.0000]	1.107413* (0.087245) [0.0000]	4.866204* (0.86270) [0.0000]
$\ln(\xi)$				0.062214** (0.037545) [0.0979]
Log(L)	-1103.880	-1083.903	-1076.130	-1082.913
AIC	2.988924	2.937911	2.917015	2.937937
SIC	3.038515	2.993702	2.972806	2.999927
Çarpıklık	0.013936	0.0087040	-0.0034015	0.017928
Aşırı Basıklık	1.3884	1.4939	1.4747	1.5041
J-B	59.783	69.192	67.422	70.172
Q(5)	3.81614	6.21142	8.04301*	6.24977
Q(10)	10.2630	14.5662	15.1409	14.6354
Q(20)	16.3900	20.1856	21.4688	20.2276
Q(50)	50.5959	54.4894	56.8421	54.3688
Q ² (5)	1.02918	0.773565	0.839474	0.664599
Q ² (10)	3.06774	2.75299	2.77071	2.75896
Q ² (20)	9.05167	8.25380	7.92720	8.31946
Q ² (50)	31.9357	29.8661	29.8897	29.8525
ARCH(5)	0.19518 [0.9644]	0.14571 [0.9813]	0.17655 [0.9714]	0.12416 [0.9870]
ARCH(10)	0.28721 [0.9841]	0.26157 [0.9889]	0.28018 [0.9855]	0.26138 [0.9890]
P(40)	81.6989*	62.1290*	41.1613	59.1183*
P(50)	124.6828*	87.4516*	44.7097	75.4892*
P(60)	117.4516*	74.2258*	61.9677	85.6774*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.32'ye göre RPAK getiri serisi için ARFIMA modelinin ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ istatistiksel olarak GED dağılımı dışındaki dağılımlar için anlamlı bulunamamıştır. Dolayısıyla RPAK getiri serisinin ortalamasında uzun hafıza özelliği söz konusu değildir ve sonuçlar bir önceki bölüm bulgularını da destekler niteliktedir.

Çizelge 11.32' deki FIGARCH modelinin oynaklıktaki uzun hafıza parametresi d ise RPAK getiri serisi için 0.378600 ve 0.444550 arasında aldığı değerlerle tüm dağılımlara göre istatistiksel anlamlı bulunmuştur. 5 ve 10 gecikmeli ARCH-LM testi sonuçları ise hatalardaki ARCH etkilerinin giderilmesinde modelin uygun olduğunu göstermektedir ve anlamlı değildir. Ayrıca modelin kuyruk istatistikleri v' ler istatistiksel anlamlıdır ve istatistik hataların dağılımının normale göre kalın kuyruk özelliği gösterdiğini ifade etmektedir.

Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$, 0.062214 değeriyle %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Parametre modelden elde edilen hataların dağılımının sağa çarpık ve asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiliği Testi sonuçları, GED dağılımı dışında RPAK getiri serisi için farklı dağılımların uygunluğunu da desteklemektedir.

RPAK getiri serisi için ortalama ve oynaklığındaki uzun hafıza özelliğini birlikte değerlendiren ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH(1,d,1) modeli sonuçlarına göre Pakistan Karachi hisse senedi piyasası oynaklığının uzun hafızaya sahip olduğunu söyleyebiliriz. Şokların getiri serisinin oynaklığı üzerindeki etkileri uzun dönemde kalıcıdır ve getiri serisinin ortalamasına dönmesi uzun zaman almaktadır.

Ayrıca Pakistan Karachi hisse senedi piyasasının zayıf formda etkin olmadığını ve oynaklığın öngörülebilir yapıda olması nedeniyle söz konusu hisse senedi piyasası ile ilgili teknik analizlerin geçerli olabileceğini söylemek de mümkündür.

11.4.2.4. RPAK için EGARCH(p, q) ve FIEGARCH (p, d, q) model tahmin sonuçları

RPAK getiri serisi için oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini değerlendiren FIGARCH(1,1) modeli uygun model olarak seçilmiş ve model tahmin sonuçları sunulmuştur. FIGARCH modeli şokların oynaklık üzerindeki etkilerinin simetrik olduğunu varsaydığı için bu bölümde RPAK getiri serisinin oynaklığı ve uzun hafıza özelliğinin modellenmesinde şokların asimetrik etkisi de dikkate alınmaktadır.

RPAK getiri serisinin oynaklığındaki asimetri için kısa hafıza EGARCH modeli ve uzun hafıza FIEGARCH modeli tahmin edilmektedir.

RPAK serisi için $p, q=0,1,2$ olmak üzere EGARCH(p, q) ve FIEGARCH(p, d, q) modelinin tüm kombinasyonları farklı dağılım varsayımı altında tahmin edilerek en küçük AIC ve SIC bilgi kriterlerine göre en uygun model olan EGARCH(0,1) ve FIEGARCH(0,d,1) modeli tahmin sonuçları Çizelge 11.33 ve Çizelge 11.34’de gösterilmektedir.

Çizelge 11.33. RPAK Getiri Serisi için EGARCH Modeli Tahmini

p=0,q=1	EGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	0.116361* (0.037586) [0.0020]	0.081943* (0.033635) [0.0151]	0.165347* (0.14971) [0.2697]	0.108496* (0.036519) [0.0031]
β_0				
β_1	0.915060* (0.035928) [0.0000]	0.909628* (0.035385) [0.0000]	0.907360* (0.038664) [0.0000]	0.907500* (0.035163) [0.0000]
(Egarch) θ_1	-0.088820* (0.039349) [0.0243]	-0.096636* (0.044860) [0.0316]	-0.096178* (0.044534) [0.0311]	-0.100582* (0.045329) [0.0268]
(Egarch) θ_2	0.255907* (0.062294) [0.0000]	0.291660* (0.063432) [0.0000]	0.263431* (0.060784) [0.0000]	0.301391* (0.064183) [0.0000]
v		5.10641* (1.0264) [0.0000]	1.158450* (0.10553) [0.0000]	5.085060* (1.0188) [0.0000]
ln(ζ)				0.077838* (0.038473) [0.0434]
Log(L)	-1102.020	-1081.391	-1075.573	-1079.899
AIC	2.975861	2.923095	2.907453	2.921772
SIC	3.006856	2.960289	2.944647	2.965165
Çarpıklık	0.15509	0.15801	0.15931	0.16499
Aşırı Basıklık	1.6560	1.7726	1.7363	1.7582
J-B	87.991	100.50	96.606	99.201
Q(5)	5.41422	5.40122	5.81087	5.25236
Q(10)	11.6372	11.9030	12.3540	11.5498
Q(20)	18.0073	18.1041	18.6165	17.8201
Q(50)	49.7549	49.8228	50.6918	49.1748
Q ² (5)	1.74865	1.40526	1.39432	1.38114
Q ² (10)	3.68389	3.30196	3.34739	3.31047
Q ² (20)	9.99577	9.48951	9.30113	9.93565
Q ² (50)	27.9857	26.7385	26.6435	27.2239
ARCH(5)	0.42211 [0.8335]	0.30851 [0.9079]	0.33865 [0.8896]	0.29896 [0.9135]
ARCH(10)	0.42602 [0.9343]	0.35101 [0.9664]	0.38145 [0.9549]	0.34722 [0.9677]
P(40)	82.6667*	58.4731*	53.5269*	52.5591**
P(50)	92.4247*	72.2634*	77.3710*	59.0914*
P(60)	103.4194*	75.8387**	96.3226*	71.9677*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.33' de verilen RPAK getiri serisi için EGARCH(0,1) modeli tahmin sonuçlarına göre, (Egarch) θ_1 ve (Egarch) θ_2 parametreleri ise tüm dağılımlar için %5 anlam düzeyinde istatistiksel olarak önemlidir. Normal, Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımları için %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olan (Egarch) θ_2 parametresi modelin simetrik etkisini ya da büyüklük etkisini göstermektedir.

Çizelge 11.33’ de (Egarch) θ_1 parametresi ise koşullu varyans üzerine pozitif ve negatif şokların etkisinin asimetrik olduğunu değerlendirmede yorumlanan kaldıraç etki (leverage effect) parametresidir. Çizelge 11.25’ deki model sonuçlarına göre tüm dağılımlarda (Egarch) $\theta_1 < 0$ dır. RPAK getiri serisi için oynaklık üzerine şokların etkisi kısa dönem devam etmektedir ve asimetriktir. RPAK getiri oynaklığı üzerinde negatif şokların etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazladır ve şokların etkisi kısa hafızaya sahiptir. Çizelge 11.34’ de ise uzun hafıza asimetrik FIEGARCH(0,d,1) modelinin tahmin sonuçları sunulmaktadır.

Çizelge 11.34. RPAK Getiri Serisi için FIEGARCH Model Tahmini

p=0,q=1	FIEGARCH			
	N	ST	GED	SST
ω	0.110752* (0.036168) [0.0023]	0.081543* (0.032832) [0.0132]	0.051574* (0.055081) [0.3494]	0.107951* (0.036374) [0.0031]
β_0				
β_1	0.821487* (0.14289) [0.0000]	0.843016* (0.11467) [0.0000]	0.832831* (0.12218) [0.0000]	0.872244* (0.079083) [0.0000]
(Egarch) θ_1	-0.078105* (0.039481) [0.0483]	-0.085652** (0.047724) [0.0731]	-0.086759** (0.045607) [0.0575]	-0.093574* (0.045988) [0.0422]
(Egarch) θ_2	0.232348* (0.062448) [0.0002]	0.267982* (0.071058) [0.0002]	0.243533* (0.064457) [0.0002]	0.286531* (0.070321) [0.0001]
d	0.220245 (0.30179) [0.4658]	0.168915 (0.26633) [0.5261]	0.176727 (0.26677) [0.5079]	0.095311 (0.19181) [0.6194]
v		5.085739* (1.0152) [0.0000]	1.158718* (0.10651) [0.0000]	5.100273* (1.0263) [0.0000]
$\ln(\xi)$				0.075254** (0.039423) [0.0567]
Log(L)	-1101.504	-1081.190	-1075.379	-1079.781
AIC	2.977162	2.925242	2.909620	2.924142
SIC	3.014356	2.968635	2.953013	2.973733
Çarpıklık	0.13044	0.14242	0.14478	0.14846
Aşırı Basıklık	1.6032	1.7250	1.6840	1.7257
J-B	81.789	94.755	90.513	95.051
Q(5)	5.51182	5.35476	5.78722	5.34647
Q(10)	11.8998	12.0593	12.5464	11.6078
Q(20)	18.2603	18.3378	18.9052	17.8313
Q(50)	49.4798	49.7370	50.7036	48.6952
Q ² (5)	1.61927	1.34575	1.29090	1.27158
Q ² (10)	4.25201	3.64642	3.75375	3.45169
Q ² (20)	10.1846	9.52639	9.44236	9.96615
Q ² (50)	28.2444	27.0050	27.0164	27.1699

Çizelge 11.34. RPAK Getiri Serisi için FIEGARCH Model Tahmini (Devam Ediyor)

p=0, q=1	FIEGARCH			
	N	ST	GED	SST
ARCH(5)	0.38491 [0.8593]	0.29248 [0.9172]	0.31133 [0.9063]	0.27350 [0.9277]
ARCH(10)	0.46403 [0.9132]	0.37715 [0.9566]	0.41146 [0.9415]	0.35655 [0.9644]
P(40)	85.5699*	56.9677*	51.3763*	46.9677
P(50)	96.8602*	75.3548*	67.8280*	58.9570*
P(60)	103.2581*	68.7419	96.4839*	76.6452*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir. P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40, 50, 60 hücre için Pearson Uyum İyiiliği istatistiğini göstermektedir.

Çizelge 11.33’ de model sonuçları RPAK getiri oynaklığı için şokların kısa dönem asimetrik etkisini dikkate alan EGARCH(0,1) modeli bulgularını gösterirken, Çizelge 11.34 ise şokların uzun dönem asimetrik etkisini değerlendiren FIEGARCH (0,d,1) modeli sonuçlarını vermektedir.

EGARCH modeli bulguları, RPAK getiri oynaklığı üzerinde şokların kısa dönem asimetrik etkilerinin anlamlılığını gösterirken, Çizelge 11.34’ deki sonuçlara göre, uzun hafıza parametresi d, tüm dağılımlar için %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. Ayrıca EGARCH (0,1) modelinde olduğu gibi FIEGARCH (0,d,1) modelinin v parametresi Student-t, Skewed Student-t ve GED dağılımı için %5 anlam düzeyinde önemlidir. RPAK getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahiptir. Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi olan $\ln(\zeta)$ de EGARCH(0,1) modeli için %5 anlamlılık düzeyinde ve FIEGARCH(0,d,1) modeli için %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır ve hataların dağılımının asimetrik olduğunu göstermektedir. Ayrıca $\ln(\zeta)$ parametresi iki model için de pozitif ve sağa çarpık bir dağılımı ifade etmektedir.

Dağılımın uygunluğunun testi olan 40, 50 ve 60 Pearson Uyum İyiiliği Testi sonuçları genel olarak RPAK getiri serisi için farklı dağılımların da uygun olduğunu göstermektedir.

Ljung-Box istatistikleri ise tüm gecikmelerde getiri hataları ve kareli hataların bir i.i.d. (bağımsız ve aynı dağılıma sahip) sürecine sahip olduğunu kanıtını sunmaktadırlar. ARCH etkisini gösteren ARCH-LM istatistikleri de %5 anlam

düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. Dolayısıyla modelin ARCH etkilerini gidermede başarılı olduğunu söylemek mümkündür.

Çizelge 11.32 ve Çizelge 11.33' deki bulgular genel olarak değerlendirilirse şokların oynaklık üzerindeki etkilerinin asimetrik olduğu fakat modelin uzun hafıza özelliğini desteklemediği ifade edilebilir.

12. SONUÇ VE ÖNERİLER

Finansal piyasalardaki belirsizliğin bir ölçütü olan oynaklık (volatilite) finans literatüründe oldukça önemli bir yere sahiptir. Politika yapıcılarının, yatırımcıların, analistlerin ve diğer piyasa katılımcılarının kriz yönetimi politikalarının belirlenmesi, piyasalarda finansal istikrarın sağlanabilmesi ve piyasaların gelecekteki durumuna dair bilgi edinilebilmesi açısından oynaklığın yapısının belirlenmesi zorunlu hale gelmektedir. Özellikle yatırımcılar için en iyi yatırımı yapmada önemli bir değişken olan beklenen getiri ile oynaklığı arasındaki ilişkinin belirlenerek kararların alınması büyük önem arz etmektedir. Son yıllarda piyasa katılımcılarının politika seçimi ve yatırım kararlarındaki etkinliği arttırmak için finansal piyasaların karakteristiklerinin belirlenmesi, oynaklığın dikkate alınarak yapısının belirlenmesi, üzerinde durulan bir konu olmuştur. Oynaklığın tahmin edilebilme konusuna artan ilgi, yüksek frekanslı finansal zaman serileri için koşullu değişen varyans modellerinin gerekliliğini gündeme geçirmiştir. Bu amaçla, Engle (1982) tarafından önerilen ARCH modeli ve Bollerslev (1986) tarafından önerilen GARCH modeli türev modeller finansal zaman serileri oynaklığı analizlerinde yaygın biçimde kullanılmaktadır. Oynaklığı geçmiş dönem kareli getirilerin bir fonksiyonu olarak ifade eden söz konusu modeller finansal zaman serilerindeki uzun dönem bağımlılık ya da yavaş ortalamaya dönme eğilimi olarak tanımlanan uzun hafıza özelliğini değerlendirmede yetersizdir. Uzun hafıza ya da kesirli bütünleşme derecesini değerlendiren ilk çalışmalar Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından yapılmıştır.

Uzun hafıza özelliğinin incelenmesi yatırım stratejilerinin belirlenmesinde ve portföy yönetiminde önemli bir rol oynamaktadır. Buna rağmen uzun hafıza özelliği finasta tartışmalı bir konu olmuştur. Getirilerdeki ve oynaklıktaki uzun hafıza farklı gibi görünen bir olgu olarak bağımsız biçimde gelişmiştir. Gerçekte ise piyasa şokları koşullu ortalama ve koşullu varyans üzerinde eş zamanlı bir etkiye sahiptir. Son yıllardaki ampirik çalışmalar koşullu ortalama ve koşullu varyans arasındaki ilişki üzerine odaklanmıştır. Bu çalışma hisse senedi piyasaları endeksi getiri ve oynaklıklarında aynı anda görülen uzun hafıza özelliği yani ikili kesirli bütünleşme dinamiklerini analiz etmektedir.

Bu amaçla Türkiye ve küresel ekonomide gittikçe artan bir öneme sahip olan gelişen ülkeler (D-8) arasından seçilen Malezya, Endonezya ve Pakistan hisse senedi piyasaları ele alınmıştır. 2008 dünya ekonomik krizi sonrası 24.08.2010-19.07.2013 dönemi için Türkiye (Borsa İstanbul), Malezya (Kuala Lumpur), Endonezya (Jakarta) ve Pakistan (Karachi) hisse senedi getiri ve oynaklıklarındaki ikili uzun hafıza özellikleri ARFIMA-FIGARCH modelleri yardımıyla incelenmiştir.

Fiyat hareketlerinin öngörülebilir olması ve bilgi akışının oynaklık üzerinde uzun süre etkili olması sebebiyle etkin olmayan piyasalarda geçmiş fiyatlar analiz edilerek aşırı karlar elde etmek mümkün olmaktadır. Çalışmada söz konusu piyasalar için uzun hafıza özelliklerinin analiz edilmesiyle birlikte Etkin Piyasa Hipotezi' nin gelişen piyasalarda nasıl bir sonuç verdiği de incelenmiştir. Bu amaçla ilk olarak tüm hisse senedi piyasaları için kapanış fiyatları kullanılarak $R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100$ dönüşümü ile getiri serileri elde edilmiştir. Getiri serileri finansal zaman serilerinin karakteristiklerini belirlemede önemlidir. Türkiye Borsa İstanbul için getiri serisi RBIST, Malezya Kuala Lumpur piyasası için RMLZ, Endonezya Jakarta piyasası için REND ve Pakistan Karachi piyasası için RPAK ile gösterilmiştir. Endeks değerleri, elde edilen tüm getiri serileri ve kareli getiri serilerinin grafikleri ile otokorelasyon fonksiyonu (ACF) grafikleri de görsel bir değerlendirme olarak elde edilmiştir. Söz konusu getiri serilerinin temel istatistiksel özelliklerini belirlemek amacıyla serilerin ortalaması, standart sapması, çarpıklık, basıklık, normal dağılım testi için J-B istatistiği, hatalardaki ARCH etkilerinin varlığı için ARCH-LM istatistiği sonuçları ile standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hatalardaki otokorelasyonun varlığı için Ljung-Box Q istatistikleri sonuçları ayrı ayrı incelenmiştir. Buna göre, RBIST, RMLZ ve REND getiri serilerinin sola çarpık, asimetric ve sivri dağılımı söz konusu iken RPAK getiri serisinin dağılımı ise sağa çarpık ve basıktır. Genel olarak tüm getiri serileri için ARCH-LM testi sonuçları ARCH etkisini desteklerken, standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hatalar için Ljung-Box Q istatistikleri de 5, 10, 20, 50 gibi çeşitli gecikmelerde hatalardaki otokorelasyonu gösteren sonuçlar vermiştir. Getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri arasında yer alan Lo R/S Test İstatistiği ve Hurst-Mandelbrot R/S Test İstatistiği sonuçları ise uzun hafıza özelliğinin varlığı için bir ön değerlendirme niteliğindedir. Söz konusu istatistikler REND getiri serisi ve kareli getiri serisi(SREND)

için uzun hafıza özelliğinin varlığını göstermektedir. İstatistikler RBIST, RMLZ ve RPAK getiri serileri için kısa hafızayı desteklerken kareli getiriler için uzun hafızanın bir kanıtını sunmaktadırlar. Uzun hafıza ile ilgili söz konusu ön değerlendirmeler özelliğın getiri serileri için değerdendirilmesi gerektiğı ile ilgili bir ipucu niteliğindedir.

Getiri serilerinin tanımlayıcı istatistiklerinin incelenmesinden sonra durağanlık analizi için yaygın biçimde kullanılan ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testleri ile yapılmış ve tüm getiri serilerinin durağanlığını gösteren sonuçlar elde edilmiştir.

Çalışmanın uzun hafıza ile ilgili kısmında ilk olarak, durağan tüm getiri serileri için uzun dönem bağımlılık karakteristiğı ortalamadaki uzun hafıza özelliğini değerdendiren ARFIMA modelleriyle ele alınmıştır. Tüm getiri serileri için bağımsız olarak $p, q=0, 1, 2$ gecikme değerdeleri çeşitli kombinasyonları ile ARFIMA(p, ξ, q) modelleri tahmin edilmiş ve model seçim kriterlerinden AIC (Akaike) ile SIC (Schwartz) bilgi kriterlerinin en küçük değerdeli olduğı modeller getiri serileri için uygun model olarak seçilmiştir. Model tahminleri getiri hatalarının asimetrik ve aşırı basıklık özelliklerini de dikkate almak için Normal Dağılım, Student-t Dağılımı, GED Dağılımı ve Skewed(Çarpık) Student-t dağılımı varsayımları altında yapılmıştır.

RBIST getiri serisinin ortalamasındaki uzun hafıza süreci için seçilen uygun model ARFIMA (1, ξ , 2) modeli sonuçlarına göre; ξ uzun hafıza parametresi farklı dağılımlar için 0.056261 ve 0.102685 değerdeleri arasında %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. RBIST getiri ortalaması uzun hafızaya sahiptir. Getiri üzerine şokların etkisinin kalıcı olduğunu ve serinin ortalamasına dönmesinin uzun zaman aldığını söylemek mümkündür. v kuyruk parametresi GED dağılımı için %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ 0.010221 değerdeleri ile pozitif ve anlamlıdır. Getiri hataları kalın kuyruk özelliğı göstermemektedir ve asimetrik sağa çarpık bir yoğunluk fonksiyonuna sahiptir. Standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hatalar için Ljung-Box Q istatistikleri otokorelasyonu gösteren istatistiksel anlamlı değerdeleri alırken ARCH-LM istatistiğı sonuçları ARCH etkilerinin varlığını göstermektedir. Dağılımın uygunluk testi olan Pearson Uyum iyiliğı testi sonuçları farklı dağılımların uygunluğunu desteklemektedir.

RBIST getiri serisinin oynaklığı için farklı dağılım varsayımı altında tahmin edilen kısa hafıza GARCH ve IGARCH modeli parametreleri istatistiksel anlamlıdır.

$(\beta_0 + \beta_1)$ bire yakın değer aldığı için sürecin durağan olduğu söylenebilir. Kuyruk parametresi v istatistiksel anlamlıdır ve $\ln(\zeta)$ iki model için de negatif istatistiksel anlamlıdır. Hataların dağılımının asimetrik ve kalın kuyruklu olduğu getiri serisinin oynaklığının kısa hafızaya sahip olduğunu söylemek mümkündür. Standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hataların Ljung-Box Q istatistikleri i.i.d. sürecini göstermekte, ARCH-LM testi sonuçları ise ARCH etkilerinin giderildiğinin kanıtını sunmaktadır.

RBIST getiri oynaklığındaki uzun hafıza süreci için seçilen FIGARCH(1, d, 1) modeli sonuçlarına göre uzun hafıza parametresi d farklı dağılımlar için 0.277674 ve 0.363342 arasında istatistiksel anlamlı değer almaktadır. v kuyruk parametresi Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımları için istatistiksel anlamlıdır. Skewed Student-t dağılımının asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ -0.196079 değeriyle negatif ve anlamlıdır. Ljung-Box Q istatistikleri ve ARCH-LM test istatistikleri anlamlı değildir.

Şokların koşullu ortalama ve koşullu varyans üzerinde eş zamanlı etkisinin olduğu düşüncesiyle tahmin edilen ve seçilen uygun ARFIMA(1, ξ , 0)-FIGARCH(1, d, 1) ikili uzun hafıza modelinin ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ istatistiksel anlamlı değildir. İkili uzun hafıza modelinin oynaklığındaki uzun hafıza parametresi d ise tüm dağılımlara göre 0.266530 ve 0.381457 arasında istatistiksel anlamlıdır. Kuyruk parametresi v , hataların kalın kuyruk özelliğini desteklerken $\ln(\zeta)$ parametresi ise -0.190057 değeri ile sola çarpık asimetrik bir dağılımı göstermektedir. Hataların bir i.i.d. süreci olduğunu gösteren Ljung-Box Q istatistikleri anlamlı değildir ve ARCH etkileri giderilmiştir.

Türkiye İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) ve vadeli işlem ve opsiyon borsası (VOB)' un 5 nisan 2013 tarihinde birleşerek Borsa İstanbul adını alması ile olası değişikliğin hisse senedi piyasa oynaklığındaki etkisini kontrol etmek amacıyla Inclan Tiao' nun ICSS algoritması uygulanmıştır. ICSS (IT) yapısal kırılma testinin gösterdiği kırılma tarihleri için kukla değişkenli tahmin edilen ARFIMA(1, ξ , 0)-FIGARCH(1, d, 1) modeli sonuçlarına göre de ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ anlamlı değilken, oynaklık uzun hafıza parametresi tüm dağılımlara göre 0.266312 ile 0.377258 arasında değer almaktadır. Kukla değişkensiz modelin d uzun hafıza parametresi ile karşılaştırıldığında çok yakın değerler aldığı görülmektedir. Bu sonuç yapısal kırılmanın

anlamli olmadigini ve uzun hafiza sureci uzerinde bir etkisinin olmadigini ifade etmektedir.

RBIST getiri serisi iin uygulanan bu modellerin tm okların etkisinin simetrik olduėunu varsaymaktadır. okların asimetrik etkisi de deėerlendirilmiř sırasıyla kısa hafızalı EGARCH (p, q) ve uzun hafızalı FIEGARCH (p, d, q) modelleri benzer biimde tahmin edilerek uygun modeller seilmiřtir. Seilen uygun EGARCH (1,1) modelinin kaldıra etki parametresi tm daėılımlara gre (Egarch) $\theta_1 < 0$ olarak elde edilmiřtir. Oynaklık uzerinde okların etkisi kısa dnemlidir ve negatif okların oynaklık uzerindeki etkisi pozitif okların etkisine gre daha fazladır.

Benzer biimde RBIST getiri serisi iin tahmin edilen asimetrik uzun hafiza modeli FIEGARCH(0, d, 1) parametreleri tm daėılımlar iin anlamli bulunmuřtur. d parametresi 0.281115 ile 0.435666 arasındaki anlamli deėerleri ile oynaklıkta uzun hafizayı gsterir. Kuyruk parametresi v ile $\ln(\zeta)$ asimetri parametresi -0.170505 deėeri ile anlamlidir. Negatif okların oynaklık uzerine etkisinin pozitif oklara gre daha fazla olduėunu gsteren asimetri parametresi tm daėılımlar iin (Egarch) $\theta_1 < 0$ dır.

Malezya RMLZ getiri serisinin ortalamasındaki uzun hafiza sureci iin seilen uygun model ARFIMA (1, ξ , 2) modeli sonularına gre; ξ uzun hafiza parametresi normal daėılım hari farklı daėılımlar iin 0.099446 ve 0.1113823 deėeri arasında %5 anlam dzeyinde istatistiksel anlamlidir. RMLZ getiri ortalaması uzun hafızaya sahiptir. Getiri uzerine okların etkisinin kalıcı olduėunu ve serinin ortalamasına dnmesinin uzun zaman aldıėını sylemek mmkndr. v kuyruk parametresi tm daėılımlar iin %5 anlam dzeyinde istatistiksel anlamlidir. Skewed Student-t daėılımı iin asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ -0.100503 deėeri ile negatif ve anlamlidir. Getiri hataları kalın kuyruk zelliėi gstermektedir ve asimetrik sola arpık bir yoėunluk fonksiyonuna sahiptir. Standartlařtırılmıř hatalar iin Ljung-Box Q istatistikleri otokorelasyonu gsteren istatistiksel anlamli deėerler alırken ARCH-LM istatistiėi sonuları ARCH etkilerinin varlıėını gstermektedir. Daėılımın uygunluk testi olan Pearson Uyum iyiliėi testi sonuları farklı daėılımların uygunluėunu desteklemektedir.

RMLZ getiri serisinin oynaklıėı iin farklı daėılım varsayımı altında tahmin edilen kısa hafiza GARCH ve IGARCH modeli parametreleri genel olarak istatistiksel anlamlidir. $(\beta_0 + \beta_1)$ bire yakın deėer aldıėı iin srecin duraėan olduėu sylenebilir.

Kuyruk parametresi v istatistiksel anlamlıdır ve $\ln(\zeta)$ iki model için de negatif istatistiksel anlamlıdır. Hataların dağılımının asimetrik ve kalın kuyruklu olduğu getiri serisinin oynaklığının kısa hafızaya sahip olduğunu söylemek mümkündür. Standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hataların Ljung-Box Q istatistikleri i.i.d. sürecini göstermekte ve anlamlı değildir. ARCH-LM testi sonuçları ise ARCH etkilerinin giderildiğinin kanıtını sunmaktadır.

RMLZ getiri oynaklığındaki uzun hafıza süreci için seçilen FIGARCH(1, d, 1) modeli sonuçlarına göre uzun hafıza parametresi d farklı dağılımlar için yüksek 0.522836 ve 0.548195 arasında istatistiksel anlamlı değer almaktadır. v kuyruk parametresi Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımları için istatistiksel anlamlıdır. Skewed Student-t dağılımının asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ -0.160338 ile negatif ve anlamlıdır. Ljung-Box Q istatistikleri ve ARCH-LM test istatistikleri anlamlı değildir. Pearson Uyum iyiliği testi sonuçları farklı dağılımların uygunluğunu göstermektedir.

Şokların koşullu ortalama ve koşullu varyans üzerinde eş zamanlı etkisinin olduğu düşüncesiyle tahmin edilen ve seçilen uygun ARFIMA(1, ξ , 1)-FIGARCH(1, d, 1) ikili uzun hafıza modelinin ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ sadece GED dağılımı için 0.064928 değeri ile anlamlıdır. İkili uzun hafıza modelinin oynaklığındaki uzun hafıza parametresi d ise tüm dağılımlara göre yüksek 0.508832 ve 0.554949 arasında istatistiksel anlamlıdır. Kuyruk parametresi v , hataların kalın kuyruk özelliğini desteklerken $\ln(\zeta)$ parametresi ise -0.134760 değeri ile sola çarpık asimetrik bir dağılımı göstermektedir. Hataların bir i.i.d. süreci olduğunu gösteren Ljung-Box Q istatistikleri anlamlı değildir ve ARCH etkileri giderilmiştir. Pearson Uyum iyiliği testi sonuçları farklı dağılımların uygunluğunu göstermektedir.

RMLZ getiri serisi için şokların asimetrik etkisi de değerlendirilmiş sırasıyla kısa hafızalı EGARCH (p, q) ve uzun hafızalı FIEGARCH (p, d, q) modelleri benzer biçimde tahmin edilerek uygun modeller seçilmiştir. Seçilen uygun EGARCH (1,1) modelinin kaldıraç etki parametresi anlamlı ve tüm dağılımlara göre $(Egarch)\theta_1 < 0$ olarak elde edilmiştir. Buna göre RMLZ getiri oynaklığı üzerinde şokların etkisi kısa dönemlidir ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi pozitif şokların etkisine göre daha fazladır.

Benzer biçimde RMLZ getiri serisi için tahmin edilen asimetrik uzun hafıza modeli FIEGARCH(1, d, 1) parametreleri genel olarak tüm dağılımlar için anlamlı bulunmuştur. d parametresi 0.457756 ile 0.854071 arasındaki değerleri ile anlamlıdır ve oynaklıkta uzun hafızayı göstermektedir. v kuyruk parametresi ile $\ln(\zeta)$ asimetri parametresi -0.039115 değeri ile anlamlıdır. Negatif şokların oynaklık üzerine etkisinin pozitif şoklara göre daha fazla olduğunu gösteren asimetri parametresi ise tüm dağılımlar için (Egarch) $\theta_1 < 0$ olarak elde edilmiştir. Şokların RMLZ getiri oynaklığı üzerine etkileri asimetriktir, negatif şokların oynaklık üzerine etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazladır. Şokların etkisi oynaklık üzerinde kalıcıdır ve ortalamaya dönme uzun zaman almaktadır.

Endonezya REND getiri serisinin ortalamasındaki uzun hafıza süreci için seçilen uygun model ARFIMA (1, ξ , 1) modeli sonuçlarına göre; ξ uzun hafıza parametresi tüm farklı dağılımlar için -0.161620 ve 0.259232 değeri arasında %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. REND getiri ortalaması uzun hafızaya sahiptir. Getiri üzerine şokların etkisinin kalıcı olduğunu ve serinin ortalamasına dönmek için uzun zaman aldığını söylemek mümkündür. v kuyruk parametresi tüm dağılımlar için %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Skewed Student-t dağılımı için asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ -0.115031 değeri ile negatif ve anlamlıdır. Getiri hataları kalın kuyruk özelliği göstermektedir ve asimetrik sola çarpık bir yoğunluk fonksiyonuna sahiptir. Standartlaştırılmış hatalar için Ljung-Box Q istatistikleri otokorelasyonu gösteren istatistiksel anlamlı değerler alırken ARCH-LM istatistiği sonuçları ARCH etkilerinin varlığını doğrulamaktadır. Dağılımın uygunluk testi olan Pearson Uyum iyiliği testi sonuçları farklı dağılımların uygunluğunu destekler nitelikte değer almıştır.

REND getiri serisinin oynaklığı için farklı dağılım varsayımı altında tahmin edilen kısa hafıza GARCH ve IGARCH modeli parametreleri genel olarak istatistiksel anlamlıdır. $(\beta_0 + \beta_1)$ bire yakın değer aldığı için sürecin durağan olduğu söylenebilir. Kuyruk parametresi v istatistiksel anlamlıdır ve $\ln(\zeta)$ iki model için de negatif istatistiksel anlamlıdır. Hataların dağılımının asimetrik ve kalın kuyruklu olduğu getiri serisinin oynaklığının kısa hafızaya sahip olduğunu söylemek mümkündür. Standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hataların Ljung-Box Q istatistikleri i.i.d.

sürecini göstermekte ve anlamlı değildir. ARCH-LM testi sonuçları ise ARCH etkilerinin giderildiğini göstermektedir.

REND getiri oynaklığındaki uzun hafıza süreci için seçilen FIGARCH(1, d, 1) modeli sonuçlarına göre uzun hafıza parametresi d farklı dağılımlar için yüksek 0.603507 ve 0.789639 arasında istatistiksel anlamlı değer almaktadır. v kuyruk parametresi Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımları için istatistiksel anlamlıdır. Skewed Student-t dağılımının asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ -0.140858 ile negatif ve anlamlıdır. Ljung-Box Q istatistikleri sadece standartlaştırılmış hatalar için Q(5) ve Q(10) gecikmeleri için bağımlılık gösterirken, ARCH etkisini gösteren ARCH-LM test istatistikleri anlamlı değildir. Pearson Uyum iyiliği testi sonuçları farklı dağılımların uygunluğunu göstermektedir.

Şokların koşullu ortalama ve koşullu varyans üzerinde eş zamanlı etkisinin olduğu düşüncesiyle tahmin edilen ve seçilen uygun ARFIMA(1, ξ , 2)-FIGARCH(1, d, 1) ikili uzun hafıza modelinin ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ tüm dağılımlar için 0.218296 ile 0.236269 arasındaki değeri ile anlamlıdır. İkili uzun hafıza modelinin oynaklığındaki uzun hafıza parametresi d ise tüm dağılımlara göre yüksek 0.557865 ve 0.782210 arasında aldığı değerlerle istatistiksel anlamlıdır. Kuyruk parametresi v, hataların kalın kuyruk özelliğini desteklerken $\ln(\zeta)$ parametresi ise -0.136819 değeri ile sola çarpık asimetrik bir dağılımı göstermektedir. Hataların bir i.i.d. süreci olduğunu gösteren Ljung-Box Q istatistikleri anlamlı değildir ve ARCH etkileri giderilmiştir. Pearson Uyum iyiliği testi sonuçları farklı dağılımların uygunluğunu göstermektedir.

REND getiri serisi için şokların asimetrik etkisi de değerlendirilmiş sırasıyla kısa hafızalı EGARCH (p, q) ve uzun hafızalı FIEGARCH (p, d, q) modelleri benzer biçimde tahmin edilerek uygun modeller seçilmiştir. Seçilen uygun EGARCH (1,1) modelinin kaldıraç etki parametresi anlamlı ve tüm dağılımlara göre $(\text{Egarch})\theta_1 < 0$ olarak elde edilmiştir. Buna göre REND getiri oynaklığı üzerinde şokların etkisi kısa dönemlidir ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi pozitif şokların etkisine göre daha fazladır.

Benzer biçimde REND getiri serisi için tahmin edilen asimetrik uzun hafıza modeli FIEGARCH(1, d, 1)' nin uzun hafıza d parametresi sadece Skewed Student t dağılımı için anlamlıdır. v kuyruk parametresi ile $\ln(\zeta)$ asimetri parametresi -0.154613

değeri ile anlamlıdır. Negatif şokların oynaklık üzerine etkisinin pozitif şoklara göre daha fazla olduğunu gösteren asimetri parametresi ise tüm dağılımlar için (Egarch) $\theta_1 < 0$ olarak elde edilmiştir. Şokların REND getiri oynaklığı üzerine etkileri asimetrik, negatif şokların oynaklık üzerine etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazladır. Skewed Student-t dağılımı sonucuna göre şokların etkisi oynaklık üzerinde kalıcıdır ve ortalamaya dönme uzun zaman almaktadır. Diğer dağılımlar için oynaklık üzerinde şokların etkisi asimetrik fakat ortalamaya dönme daha kısa sürede söz konusu olmaktadır.

Pakistan RPAK getiri serisinin ortalamasındaki uzun hafıza süreci için seçilen uygun model ARFIMA (0, ξ , 1) modeli parametreleri genel olarak anlamlı bulunamamıştır. ξ uzun hafıza parametresi de tüm farklı dağılımlar için %5 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlı değildir. RPAK getiri ortalaması uzun hafızaya sahip değildir. Getiri üzerine şokların etkisinin geçici olduğunu ve serinin ortalamasına dönmesinin kısa sürede olduğunu söylemek mümkündür.

RPAK getiri serisinin oynaklığı için farklı dağılım varsayımı altında tahmin edilen kısa hafıza GARCH ve IGARCH modeli parametreleri tümü istatistiksel anlamlıdır. $(\beta_0 + \beta_1)$ bire yakın değer aldığı için sürecin durağan olduğu söylenebilir. Kuyruk parametresi v istatistiksel anlamlıdır ve $\ln(\zeta)$ iki model için de pozitif ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Hataların dağılımının asimetrik, sağa çarpık ve kalın kuyruklu olduğu getiri serisinin oynaklığının kısa hafızaya sahip olduğunu söylemek mümkündür. Standartlaştırılmış ve kareli standartlaştırılmış hataların Ljung-Box Q istatistikleri i.i.d. sürecini göstermekte ve anlamlı değildir. ARCH-LM testi sonuçları ise ARCH etkilerinin giderildiğini göstermektedir.

RPAK getiri oynaklığındaki uzun hafıza süreci için seçilen FIGARCH(0, d , 1) modelinin tüm parametreleri istatistiksel anlamlıdır. Uzun hafıza parametresi d farklı dağılımlar için 0.389374 ve 0.433942 arasında istatistiksel anlamlı değer almaktadır. v kuyruk parametresi Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımları için istatistiksel anlamlıdır. Skewed Student-t dağılımının asimetri parametresi $\ln(\zeta)$ 0.061364 ile pozitif ve %10 anlam düzeyinde anlamlıdır. Ljung-Box Q istatistikleri sadece standartlaştırılmış ve kareli hatalar için i.i.d. süreci gösterirken, ARCH etkisini gösteren

ARCH-LM test istatistikleri anlamlı değildir. Pearson Uyum iyiliği testi sonuçları farklı dağılımların uygunluğunu desteklemektedir.

Şokların koşullu ortalama ve koşullu varyans üzerinde eş zamanlı etkisinin olduğu düşüncesiyle tahmin edilen ve seçilen uygun ARFIMA(1, ξ , 2)-FIGARCH(1, d, 1) ikili uzun hafıza modelinin ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ 0.039083 gibi çok düşük bir değer aldığı GED dağılımı dışındaki dağılımlar için anlamlı değildir. İkili uzun hafıza modelinin oynaklığındaki uzun hafıza parametresi d ise tüm dağılımlara göre 0.378600 ve 0.444550 arasında aldığı değerlerle istatistiksel anlamlıdır. Kuyruk parametresi ν , hataların kalın kuyruk özelliğini desteklerken $\ln(\zeta)$ parametresi ise 0.062214 değeri ile %10 anlam düzeyinde sağa çarpık asimetrik bir dağılımı göstermektedir. Hataların bir i.i.d. süreci olduğunu gösteren Ljung-Box Q istatistikleri anlamlı değildir ve ARCH etkileri giderilmiştir. Pearson Uyum iyiliği testi sonuçları GED dağılımı dışında farklı dağılımların uygunluğunu göstermektedir.

RPAK getiri serisi için şokların asimetrik etkisi de değerlendirilmiş sırasıyla kısa hafızalı EGARCH (p, q) ve uzun hafızalı FIEGARCH (p, d, q) modelleri benzer biçimde tahmin edilerek uygun modeller seçilmiştir. Seçilen uygun EGARCH (0,1) modelinin kaldıraç etki parametresi anlamlı ve tüm dağılımlara göre $(\text{Egarch})\theta_1 < 0$ olarak elde edilmiştir. Buna göre RPAK getiri oynaklığı üzerinde şokların etkisi kısa dönemlidir ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi pozitif şokların etkisine göre daha fazladır.

Benzer biçimde RPAK getiri serisi için tahmin edilen asimetrik uzun hafıza modeli FIEGARCH(0, d, 1)' nin uzun hafıza d parametresi tüm dağılımlara göre 0.095311 ile 0.220245 arasında değer almakta ve istatistiksel anlamlıdır. ν kuyruk parametresi ile $\ln(\zeta)$ asimetri parametresi 0.075254 değeri ile anlamlıdır. Negatif şokların oynaklık üzerine etkisinin pozitif şoklara göre daha fazla olduğunu gösteren asimetri parametresi ise tüm dağılımlar için $(\text{Egarch})\theta_1 < 0$ olarak elde edilmiştir. Şokların RPAK getiri oynaklığı üzerine etkileri asimetriktir, negatif şokların oynaklık üzerine etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazladır. Şokların etkisi asimetriktir, oynaklık üzerinde kalıcıdır ve ortalamaya dönme uzun zaman almaktadır.

Özetle Türkiye' nin de içlerinde bulunduğu, küresel ekonomide gittikçe artan bir öneme sahip olan gelişen ülkeler (D-8) arasından seçilen Malezya, Endonezya ve

Pakistan hisse senedi piyasalarının 2008 dünya ekonomik krizi sonrası 24.08.2010-19.07.2013 dönemi için ayrı olarak ikili uzun hafıza analiz bulguları değerlendirilmiştir. Çalışma söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasaları ile ilgili literatüre önemli katkılar sağlamaktadır.

İlk olarak çalışma, Türkiye, Malezya, Endonezya ve Pakistan hisse senedi piyasa getirilerinin koşullu ortalaması ve koşullu varyansındaki(oynaklığı) uzun hafıza özelliklerini bağımsız olarak incelemektedir.

İkinci olarak tüm getiri serileri için bağımsız biçimde, şokların getiri ortalaması ve oynaklığı üzerindeki eş zamanlı etkileri varsayımıyla, eş zamanlı uzun hafıza özelliği sergileyen bir sürecin koşullu ortalama ve koşullu varyansı arasındaki ilişkiyi analiz etmeyi sağlayan ARFIMA-FIGARCH modeli tahmin edilmektedir.

Üçüncü olarak, son yıllarda ekonometri literatürü getiri hataları dağılımının asimetri ve kalın kuyruk özelliklerini modellemenin önemi üzerine vurgu yapmaktadır. Genellikle finansal zaman serileri hataları aşırı basık (leptokurtic) asimmetrik ve kalın kuyruk karakteristikleri taşımaktadır. Normal dağılım getirilerin bu özelliklerini yakalamada yeterli değildir. Bu amaçla, Normal, Student-t, GED ve Skewed Student-t dağılımı gibi dört farklı dağılımlı tahminlerle, hatalardaki kalın kuyruk ve asimetri özellikleri de değerlendirilmektedir.

Dördüncü olarak, söz konusu ülkelerin oynaklıkları üzerine şokların etkisinin simetrik olduğunu varsayan kısa ve uzun dönemli model değerlendirmeleri yanında, şokların oynaklık üzerindeki kısa ve uzun hafıza etkilerinin asimmetrik olduğu durumu da göz önünde bulunduran model tahminleri elde edilmiştir. Şokların oynaklık üzerindeki kısa ve uzun hafızalı asimmetrik etkileri tüm hisse senedi piyasaları için bağımsız olarak analiz edilmektedir.

Beşinci olarak, literatürde uzun hafıza ile ilgili gelişmekte olan piyasalarla ilgili sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Genellikle gelişmiş piyasalardaki uzun hafıza özellikleri incelenmiştir. Bu çalışmaların bir çoğu sadece ortalaması ya da oynaklığına yönelik tahminleri içermektedir. Ayrıca gelişen piyasaların etkinliği ile ilgili mevcut literatürde karmaşık sonuçlar elde edilmiştir. Bu anlamda, çalışmada gelişmekte olan piyasalardaki uzun hafıza karakteristikleri analiz edilmeye çalışılarak literatüre katkıda bulunulmuştur.

Son olarak, piyasalar için etkinlik önemli bir kavramdır. Etkin Piyasa Hipotezi piyasa fiyatlarının tüm mevcut bilgiyi tamamen yansıttığını ileri sürmektedir. Etkin bir piyasada gelecekteki fiyat davranışları öngörülemezliği için aşırı karlar elde edilmesi mümkün değildir. Bu nedenle getiri oynaklığının öngörülebilir olması uzun hafızaya sahip olması Zayıf Etkin Piyasa Hipotezi' ni geçersiz kılmaktadır. Bu anlamda söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasaları ile ilgili etkinlik değerlendirmesi de yapılmaktadır.

Sonuç olarak, Pakistan hisse senedi piyasasının sadece oynaklığında, Türkiye, Malezya ve Endonezya hisse senedi piyasalarının ise hem ortalaması hem oynaklığında uzun hafıza özelliğini destekleyici bulgular elde edilmiştir. Piyasalardaki fiyat hareketleri mevcut ve geçmiş dönem fiyat gerçekleştirmelerinden etkilenirken aynı zamanda piyasalara gelen şoklardan da etkilenmektedirler. Özellikle getirilerin üzerinde şokların etkisi kalıcıdır ve fiyatların ortalamaya dönmesi piyasaların durgunlaşması uzun sürede gerçekleşmektedir.

Ayrıca bulgulara göre tüm piyasalar için şokların etkisinin asimetric olduğunu yani piyasalara gelen kötü haberlerin etkilerinin iyi haber etkilerine göre çok daha fazla olduğunu ve fiyatları daha fazla etkilediğini söylemek mümkündür.

Tüm bu önemli bulgular, söz konusu ülkelerin hisse senedi piyasaları için Zayıf Etkin Piyasa Hipotezi'nin geçerli olmadığını ve piyasaların yarı etkinsiz olduğunu göstermektedir. Oynaklığın öngörülebilir olması piyasalar için teknik analizlerin de geçerli olabileceğini ve yüksek kazanımların elde edilebileceğini ifade etmektedir. Yatırım stratejilerinin gelişen piyasalardaki getirilerin karakteristiklerine bağlı olması, yatırımcıların kararlarında finansal piyasaların yapısından haberdar olmalarını da zorunlu kılmaktadır.

Ülkelerin finansal piyasaları üzerine çalışmalarda piyasa oynaklığının yanı sıra uzun hafıza karakteristiklerinin ve şokların asimetric etkilerinin de değerlendirilmesi gerekmektedir. Çalışmanın bulguları yatırımcılar, politika yapıcılar, analistler, diğer piyasa katılımcıları ve akademisyenler için değerlendirilebilir bir bilgi niteliğindedir.

KAYNAKLAR

- Abaan, E.D., “Türkiye’de Serbest Döviz Piyasası Etkinliği”, *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası*, Tebliğ No: 9512: 253-295 (1995).
- Akaike, H., “A new look at the Statistical Model Identification”, *IRRR Transactions on Automatic Control*, AC-19:716-723 (1974).
- Akdi, Y., “Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon)”, *Gazi Kitabevi*, Ankara (2012).
- Akdi, Y. and D.A. Dickey (1998), *Periodograms of unit root time series: Distributions and tests*, Communications in Statistics : Theory and Methods, 27(1), 69-87.
- Arellano, C. and Pantula, S. G. “Testing for trend stationarity versus difference stationarity”, *Journal of Time Series Analysis*, 16:147-164 (1995).
- Assaf, A., “Fractional integration in the equity markets of MENA region”, *Applied Financial Economics*, 17: 709-723 (2007).
- Atan, M., Özdemir, Z.A., Duman, S., Kayacan, M. ve Boztosun, D., “DIMKB’nin Etkinlik Düzeyinin Zaman Serisi Ekonometrisi İle Analizi”, *10. Ulusal Finans Sempozyumu-Küreselleşme Sürecinde İşletmelerin Finans Yönetimi*, Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü ,İzmir/Türkiye,(2006).[www.finansbilim.com/ufs2006/Makaleler/IMKBNINET KINLIK.pdf](http://www.finansbilim.com/ufs2006/Makaleler/IMKBNINETKINLIK.pdf) (Erişim Tarihi:12.11.2013).
- Atan, S., Özdemir, Z.A. ve Atan, M., “Hisse Senedi Piyasasında Zayıf Formda Etkinlik: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(2):33-48 (2009).
- Balaban, E., “Some Empirics of the Turkish Stock Market, *Discussion Paper in Central Bank of Republic of Turkey Research Department*”, 9508, Ankara (1995).
- Balaban, E., H. Candemir, ve Kunter, K. “Stock Market Efficiency in a Developing Economy: Evidence from Turkey”, *The Central Bank of The Republic of Turkey Discussion*, Paper No: 9612: 353-377 (1996).
- Bai, J. and Perron, P., “Estimating and testing linear models with multiple structural changes”, *Econometrica*, 66:47–78 (1998).
- Bai, J. and Perron, P., “Critical Values for Multiple Structural Change Tests,” *Econometrics Journal*, 6:72-78 (2003).
- Baillie, R. T., Bollerslev, T. and Mikkelsen, H. O., “Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 74: 3-30 (1996).
- Barışık, S. ve Çevik, E.İ., “Hysteresis in Unemployment: Evidence from Sector-Specific Unemployment in Turkey”, *The Empirical Economics Letters*, 8(3): 255-260 (2009).
- Barkoulas, J.T., Baum, C.F., ve Travlos, N., “Long memory in the Greek stock market”, *Applied Financial Economics*, 10: 177-184 (2000).

- Berg L., Lyhagen J., "Short and Long-Run Dependence in Swedish Stock Returns". *Applied Financial Economics*, 8(4): 435-443 (1998).
- Bhattacharya, S.N. and Bhattacharya, M., "Long Memory in Stock Returns: A Study of Emerging Markets", *Iranian Journal of Management Studies (IJMS)*, 5(2): 67-88 (2012).
- Blasco, N. and Santamaria, R., "Testing Memory Patterns in the Spanish Stock Market", *Applied Financial Economics*, 6, 401-411 (1996).
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31: 307-327 (1986).
- Bollerslev, T. "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", *Review of Economics and Statistics*, 69: 542-547 (1987).
- Bollerslev, T. and Mikkelsen, H. "Modeling and Pricing Long Memory in Stock Market Volatility", *Journal of Econometrics*, 73, 151-184 (1996).
- Bollerslev, T. and Wooldridge, J. M., "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances", *Econometric Reviews*, 11: 143-172 (1992).
- Box, G. E. P. and Jenkins, G. M., "Time Series Analysis: Forecasting and Control", Revised Edition, **Holden Day**, San Francisco, (1976).
- Box, G.E.P. and Pierce, D.A. "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models", *Journal of the American Statistical Association*, 65: 1509-1526 (1970).
- Bozkurt, H., "Zaman Serileri Analizi", *Ekin Yayinevi*, Bursa (2007).
- Brockwell, P.J., and R.A. Davis, "Time Series: Theory and Methods", 2nd Edition. **Springer**, New York (1991).
- Brockwell, P.J., and R.A. Davis, "Introduction to Time Series and Forecasting (2nd. ed.)", ISBN 0-387-94719-1, **Springer**, New York (2002).
- Byers, J. D. and Peel, D. A. "Volatility persistence in asset markets: long memory in high/low prices", *Applied Financial Economics*, 11, 3:253 - 260 (2001).
- Caporale, G.M., ve Gil-Alana, L.A., "Long range dependence in daily stock returns", *Applied Financial Economics*, 14: 375-383 (2004).
- Cajueiro, D.O., ve Tabak, B.M., "The long-range dependence phenomena in asset returns: the Chinese case", *Applied Economics Letters*, 13, 131-133 (2006).
- Chatfield, C., "The analysis of time series: an introduction", **Chapman & Hall**, CRC, (1996).
- Cheung, Y., and Lai, K. A., "Search for Long Memory in International Stock Market Returns", *Journal of International Money and Finance*, 14: 597-615 (1995).
- Christodoulou-Volos, C. and Siokis, F.M., "Long range dependence in stock market returns", *Applied Financial Economics*, 16, 1331-1338 (2006).

- Chkili, W., Aloui, C. and Nguyen, D.K., “Asymmetric effects and long memory in dynamic volatility relationships between stock returns and exchange rates”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 22 (4): 738-757 (2012).
- Çağlı, E.Ç., Mandacı, P.E. ve Kahyaoğlu, H., “Volatility Shifts and Persistence in Variance: Evidence from the Sector Indices of Istanbul Stock Exchange”, *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(3): 119-140 (2011).
- Çevik, E.İ. and Erdoğan, S., “Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasasının Etkinliği:Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (1): 26-40 (2009).
- Çevik, E.İ., “İstanbul menkul kıymetler borsası’nda etkin piyasa hipotezinin uzun hafıza modelleri ile analizi: sektörel bazda bir inceleme”, *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 7(26): 4437-4454 (2012).
- Çil-Yavuz, N., “Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi”, *Doğu Akdeniz Üniversitesi Dergisi*, 7(2): 162-171 (2006).
- Davidson, J., “Moment and memory properties of linear conditional heteroscedasticity models, and a new model”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 22: 16-29 (2004).
- Davidson, R. and MacKinnon, J. G., “Estimation and Inference in Econometrics”, *Oxford University Press*, New York (1993).
- Davidson, R. and Mackinnon, J. G., “Econometric Theory and Methods”, New York, *Oxford University Press*, New York (2004).
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431 (1979).
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root ", *Econometrica* , 49, 1057-1072 (1981).
- Ding, Z., Granger, C.W.J. and R.F., Engle, “A long memory property of stock market returns and a new model”, *Journal of Empirical Finance*, 1: 83 – 106 (1993).
- Ding, D., “Modeling of Market Volatility with APARCH Model”, *U.U.D.M. Project Report*, 6: 1-42 (2011).
- Disario, R., Saraoğlu, H., McCarthy, J., Li, H., “Long memory in the volatility of an emerging equity market: the case of Turkey”, *International Financial Markets, Institutions ve Money*, 18 (5): 305-312 (2008).
- Elder, J., ve Serletis, A. “On fractional integrating dynamics in the US stock market”, *Chaos, Solitons and Fractals*, 34: 777-781 (2007).
- Enders,W., “Applied Econometric Time Series”, *John Wiley & Sons*, United States of America (2004).

- Engle, R.F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50: 987-1008 (1982).
- Engle, R.F. and Bollerslev, T. "Modelling the persistence of conditional variance", *Econometric Reviews*, 5: 1-50 (1986).
- Engle, R.F. and Ng, V.K., "Measuring and testing the impact of news on volatility", *Journal of Finance*, 48:1749-1777 (1993).
- Engle, R.F., Lilien, D.M. and Robins, R.P. "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure The ARCH-M Model", *Econometrica*, 55(2): 391-407 (1987).
- Fama, E., "Efficient Capital Markets II", *Journal of Finance*, (46) : 1575-617 (1991).
- Fama, E. F., "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *The Journal of Finance*, 25(2): 383-417 (1970).
- Fernandez, C. and Steel M. "On Bayesian modelling of fat tails and skewness", *Journal of the American Statistical Association*, 93: 359-371 (1998).
- Geweke, J. and Porter-Hudak, S., "The estimation and application of long memory time series model", *Journal of Time Series Analysis*, 4: 221-238 (1983).
- Gil-Alana, L., "Fractional integration in daily stock market indexes", *Review of Financial Economics*, 15: 28-48 (2006).
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D., "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*. 48: 1779-1801 (1993).
- Granger, C.W.J. and Joyeux, R., "An introduction to long-memory time series models and fractional differencing", *Journal of Time Series Analysis*, (1):15-39, (1980).
- Greene, W., "Econometric Analysis", Third Edition, *Prentice-Hall*, New York (1997).
- Gujarati, D.N., "Basic Econometrics", Third Edition, *McGraw-Hill Inc.*, Singapore. (1995).
- Hamori, S. "Volatility of Real GDP: Some Evidence from the United States, the United Kingdom and Japan", *Japan and the World Economy*, 12, 143-152 (2000).
- Harvey, A.C., "Time Series Models", *Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf*, (1993).
- Hosking, J.R.M., "Fractional Differencing", *Biometrika*, 68: 165-176 (1981).
- Henry, O.T., "Long memory in stock returns: some international evidence", *Applied Financial Economics*, 12: 725-729 (2002).
- Hurst, H.E., "Long Term Storage Capacity of Reservoirs", *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116: 770-799 (1951).
- Inclan, C. and Tiao, G.C."Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance", *Journal of the American Statistical Association*, 89: 913-923 (1994).
- Jensen, M., "Some anomalous evidence regarding market efficiency", *Journal of Financial Economics*, (6) 95 – 101(1978).

- Johnston, J. and Dinardo, J., “Econometric Methods”, **Newyork: 4th Edition McGraw – Hill** (1997).
- Kang, H.S. and Yoon, S.M., “Long memory properties in return and volatility: Evidence from the Korean stock market”, **Physica A**, 385:591-600 (2007).
- Kang, S.H., Cheong, C., ve Yoon, S.M., “Long memory volatility in Chinese stock markets”, **Physica A**, 389: 1425-133 (2010).
- Kasman, A. and Torun, E., “Long memory in the Turkish stock market return and volatility”, **Central Bank Review**, ISSN 1303-0701 print / 1305-8800 online 2: 13-27 (2007).
- Kılıç, R., “On the Long Memory Properties of Emerging Capital Markets: Evidence from Istanbul Stock Exchange”, **Applied Financial Economics**, 14: 915-922 (2004).
- Korkmaz, T., Çevik, E.İ., ve Özataç, N., “Testing for long memory in ISE using ARFIMA-FIGARCH Model and structural break test”, **International Research Journal of Finance and Economics**, 26: 186-191 (2009).
- Köse, M. Ayhan, E. S. P. ve Terrones, M. E., “Financial Integration and Macroeconomic Volatility”, IMF Staff Papers, Special Issue, **International Monetary Fund**, 50: 119-142 (2003).
- Kumar, D., “Long Memory in the Volatility of Indian Financial Market: An Empirical Analysis Based on Indian Data”, **Anchor Academic Publishing**, Hamburg (2014).
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y., “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root”, **Journal of Econometrics**, 54: 159-178 (1992).
- Lambert, P. and Laurent, S. “Modeling Financial Time Series Using GARCH-Type Models and a Skewed Student Density”, **Mimeo, Université de Liège**, (2001).
- LeRoy, S.F., “Efficient capital markets and martingales”, **Journal of Economic Literature**, 27(4): 1583–1621 (1989).
- Limam, I., “Is long memory a property of thin stock markets? International evidence using Arab countries”, **Review of Middle East Economics and Finance**, 1(3): 251–266 (2003).
- Ljung, G.M. and Box, G.E.P. “On a measure of lack of fit in time series models,” **Biometrika**, 65, (2): 297—303 (1978).
- Lo, A.W., “Long-term memory in stock market prices”, **Econometrica**, 59: 1279-1313 (1991a).
- Lo, A.W., “Long Term Memory in Stock Market Prices”, **Econometrica**, 59, 5: 1279-1313 (1991b).
- Lux, T. and Kaizoji T., “Forecasting volatility and volume in the tokyo stock market: the advantage of long memory models”, **Economic Working Paper** No. 2004-05:1-36 (2004).

- Lux, T., ve Kaizoji, T., "Forecasting volatility and volume in the Tokyo stock market: long memory, fractality and regime switching", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31: 1808-1843 (2007).
- Lütkepohl, H. and Kratzig, M., "Applied Time Series Econometrics", *Cambridge University Press*, Cambridge (2004).
- Maddala, G.S., and Kim, I. M., "Unit Roots, Cointegration and Structural Change", *Cambridge University Press*, (1998).
- Maheshchandra, J.P., "Long Memory Property In Return and Volatility: Evidence from the Indian Stock Markets", *Asian Journal of Finance & Accounting*, 4(2): 218-230 (2012).
- Malkiel, B., "Efficient market hypothesis. New Palgrave Dictionary of Money and Finance", *Macmillan*, London (1992).
- Mandelbrot, B. B., "The variation of certain speculative prices". *J. Bus.*, 36: 394-419 (1963).
- Mandelbrot, B. B., "Statistical Methodology for Non-Periodic Cycles: From the Covariation to R/S Analysis", *Annals of Economic and Social Measurement*, 1: 259-290 (1972).
- Mandelbrot, B. B. and Wallis J.R., "Some long-run properties of geophysical records", *Water Resour. Res.*, 5: 321-340 (1969a).
- Mandelbrot, B. B. and Wallis J.R., "Robustness of Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long Run Statistical Dependence", *Water Resources Research*, 967-988 (1969b).
- Mandelbrot, B. B., "Fractals and Scaling in Finance: Discontinuity, Concentration, Risk", *Springer Verlag*, New York, (1997).
- McMillan, D. G., ve Thupayagale, P., "Efficiency of the South African equity market", *Applied Financial Economics Letters*, 1-4 (2008).
- McLeod, A. I. and Li, W. K. "Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations," *Journal of Time Series Analysis*, 4 (4): 269-273 (1983).
- Mighri, Z., Mokni, K. ve Mansouri, F., "Empirical analysis of asymmetric long memory volatility models in value-at-risk estimation", *the Journal of Risk*, 13(1): 55-128 (2010).
- Mootamri, I., "Long Memory Process in Asset Returns with Multivariate GARCH Innovations", *Greqam*, 28: 1-30 (2011).
- Nelson, D.B., "Conditional Heteroskedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, 59: 347-370 (1991).
- Nelson, C.R., and Plosser C. I., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, 129-162 (1982).

- Newey, W.K. , West, K. D., "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55 (3): 703–708. (1987).
- Özdemir, Z.A., “Linkages between International Stock Markets: A Multivariate Long Memory Approach”, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 388(12): 2461-2468 (2009).
- Özer, M., “Finansal Krizler, Piyasa Başarısızlıkları ve Finansal İstikrarı Sağlamaya Yönelik Politikalar”, *Anadolu Üniversitesi Basımevi*, Eskişehir (1999).
- Özer, M. ve Türkyılmaz, S., “Türkiye Finansal Piyasalarında Oynaklıkların ARCH Modelleri ile Analizi”, *Anadolu Üniversitesi Yayınları*, Eskişehir (2004).
- Özmen, A., “Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi”, *Anadolu Üniversitesi Yayınları* , 201: Eskişehir (1986).
- Patrick, D., Stewart, M. and Chris. S., “Stock returns, implied volatility innovations, and the asymmetric volatility phenomenon”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41: 381-406 (2006).
- Perron, P., “The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, 57: 1361-1401 (1989).
- Phillips, P.C.B. and Perron, P., “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2): 335–346 (1988).
- Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, (55): 277-302. (1987).
- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L., “Econometric models and economic forecasts”, *McGraw-Hill*, Inc., 3rd edition, (1991).
- Poon, S. H. and Granger, C.W.J., "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", *Journal of Economic Literature*, 41(2): 478-539 (2003).
- Resende, M. and Teixeira, N., “Permanent Structural Changes in the Brazilian Economy and Long Memory: A Stock Market Perspective”, *Applied Economics Letter*, 9: 373-375 (2002).
- Robinson, P., “Time series with strong dependence”, *Advances in Econometrics*, 6th World Congress, Cambridge University Press, Cambridge (1990).
- Sadique, S. and Silvapulle, P., “Long term memory in stock returns, international evidence”, *International Journal of Economics and Finance*, 6: 50-67 (2001).
- Samuelson, P., “Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly”, *Industrial Management Review*, 6: 41–9 (1965).
- Sanso, A., Arago, V., and Carrion, J. L., “Testing For Changes in the Unconditional Variance of Financial Time Series”, *Revista de Economía Financiera*, 1-24 (2004).
- Schwarz, G., “Estimating the dimension of a Model”, *Annals of Statistics*, 6: 464-464 (1978).

- Schwert, G. W., "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7: 147-160 (1989).
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M., "Ekonometrik Zaman Serileri Analizi", Üçüncü Baskı, *Nobel Yayın Dağıtım*, Ankara (2010).
- Souza, L. R., "Spectral properties of temporally aggregated long memory processes", *Brazilian Journal of Probability and Statistics*, 22: 135-155 (2008).
- Stewart, J. and Gill, L., "Econometrics", 2nd ed., *Prentice Hall Inc*, New York (1998).
- Tayefi, M. and Ramanathan, T. V., "An overview of FIGARCH and related time series models", *Aust. J. Stat.* 41(3), 175–196 (2012).
- Telatar, E. and Binay, S., "APARCH Modelling of the IMKB Index", *Akdeniz İ. İ. B. F. Dergisi*, 3, 114-121 (2002).
- Timmermann, A. and Granger, C.W.J., "Efficient market hypothesis and forecasting", *Journal of Forecasting*, 20:15-27 (2004).
- Tolvi, J., "Long Memory in a Small Stock Market", *Economics Bulletin*, 7, 3: 1-13 (2003a).
- Tolvi, J., "Long Memory and Outliers in Stock Market Returns", *Applied Financial Economics*, 13, 7: 495-502 (2003b).
- Tsay, R., "Analysis of Financial Time Series", *John Wiley & Sons Inc.*, Canada (2005).
- Tse, Y.K., "The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate", *Journal of Applied Econometrics*, 13: 49-55 (1998).
- Türkyılmaz, S., "ARCH Modelleri İle Değişkenlerdeki Oynaklıkların Araştırılması ve Bazı İktisadi Değişkenler Üzerine Bir Uygulama Denemesi", Anadolu Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, *Doktora Tezi*, Eskişehir (2002).
- Ural, C., Küçüközmen, C., "Analyzing the Dual Long Memory in Stock Market Returns", *Ege Academic Review*, 10: 19-28 (2011). (Erişim Tarihi: 13. 04. 2013) http://www.onlinedergi.com/makaledosyaları/51/pdf2011_5_3.pdf.
- Vats, A., "Long Memory in Return and Volatility: Evidence from Foreign Exchange Market of Asian Countries", *The International of Applied Economics and Finance*, 5(4), 245-256 (2011).
- Verbeek M. A., "Guide to Modern Econometrics", *Wiley*, 2nd Edition (2004).
- Vougas, D. V., "Analysing Long memory and volatility of returns in the Athens stock exchange", *Applied Financial Economics*, 14:457-460 (2004).
- Wright, J. H. "Long memory in emerging market stock returns", *International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System*, 650 (1999).
- Yalçın, Y., "Türkiye' deki Finansal Serilerin Oynaklık Yapısı", *Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Ekonometri Bölümü-Yayımlanmamış Doktora Tezi, Ankara (2008).

- Yılancı, V., “Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için İşsizlik Histerisinin Sınanması”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2): 324-335 (2009).
- Yoon, S. and K. S. Lee., “The Volatility and Asymmetry of Won/Dollar Exchange Rate”, *Journal of Social Sciences*, 4(1): 7-9 (2008).
- Zakoian, J. M., “Threshold Heteroskedastic Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18: 931-955 (1994).
- Zivot, E. and Andrews, K., “Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(10): 251–70 (1992).

13. ÖZGEÇMİŞ



Kişisel Bilgiler

Adı Soyadı : Mesut BALİBEY

Doğum Yeri ve Tarihi : Elazığ 1983

Eğitim Durumu

Lisans Öğrenimi : Fırat Üniversitesi, Matematik Bölümü, 2006

Yüksek Lisans Öğrenimi : Fırat Üniversitesi, Matematik Anabilim Dalı, 2008

Bildiği Yabancı Diller : İngilizce (Akıcı), Fransızca (Temel Bilgiler)

İş Deneyimi

Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Araştırma Görevliliği, 2011-

Tunceli Üniversitesi, Araştırma Görevliliği, 2011-2011

Bilimsel Faaliyetler

Projelerde Yaptığı Görevler :

Araştırmacı-Bursiyer(1002-Hızlı Destek-113K416 Nolu Tubitak Araştırma Projesi) “D-8 Ülkelerinin Borsa Endeks Getirilerindeki İkili Uzun Hafıza Özelliklerinin Analizi”, 01.07.2013- Devam Ediyor, (TÜBİTAK PROJESİ)

Ödüller : Tübitak Araştırma Bursu

Son iki yılda verdiği lisans ve lisansüstü düzeydeki dersler (Açılmışsa, yaz döneminde verilen dersler de tabloya ilave edilecektir):

Akademik Yıl	Dönem	Dersin Adı	Haftalık Saati		Öğrenci Sayısı
			Teorik	Uygulama	
2013-2014	Güz	Genel Matematik	3	0	31
		Matematik 1	3	0	77
	İlkbahar	İstatistik 1	3	0	60

A. Uluslararası hakemli dergilerde yayımlanan makaleler :

A1. S.Türkyılmaz, M.Balıbey, “Long Memory Behaviour in the Returns of Pakistan Stock Market: ARFIMA-FIGARCH Models”, International Journal of Economics and Financial Issues, 4(2), 400-410, 2014. **(IJEFI is Monitored by SSCI Thomson Reuters, EconLit, JEL - Journal of Economic Literature, RePEc and IDEAS (Impact Factor: 0.22), Cabell's Directory of Publishing Opportunities in Economics & Finance, Ulrich's Periodicals Directory, EBSCO, Scopus (Pending), ProQuest - ABI/INFORM, Academic Journals Database, DOAJ, IndexCopernicus (ICV: 6.27), JournalSeek, Google Scholar, Scirus (Elsevier), Akademia Sosyal Bilimler İndeksi (ASOS Index)).**

A2. S.Türkyılmaz, M.Balıbey, “The Causality Relationship among Inflation, Output Growth and their Uncertainties: Evidence for Turkey”, European Journal of Scientific Research, 108(4), 593-602, 2013. **(European Journal of Scientific Research is indexed in ProQuest ABI/INFORM Genamics, Elsevier Bibliographic Databases, EMBASE, Ulrich, DOAJ, EMNursing, Compendex, GEOBASE, Scopus and Mosby. European Journal of Scientific Research is monitored by Science Citation Index (SCI). The journal is indexed by SHERPA/RoMEO).**

A3. S.Türkyılmaz, M.Balıbey, "Threshold GARCH Modeling of the Relationship between Output Volatility and Output Growth: An Application for Turkey", International Research Journal of Finance and Economics, 105, 17-21, 2013. **(IRJFE is indexed by EconLit, e-JEL, JEL on CD, EBSCO, ProQuest ABI/INFORM, SSRN, Elsevier Bibliographic Databases, Ulrich, Cabell's Directory of Publishing Opportunities in Economics and Finance, 10th edition (online edition) and is monitored by Social Sciences Citation Index (SSCI). The journal is indexed by SHERPA/RoMEO).**

A4. S.Türkyılmaz, M.Balıbey, “The Relationships among Interest Rate, Exchange Rate and Stock Price: A BEKK - MGARCH Approach”, International Journal of Economics, Finance and Management Sciences, 1(3), 166-174, 2013. **(IJEFMS is indexed by WorldCat, CrossRef, Academickeys, Researchbib, Directory of Research Journals Indexing (DRJI), JournalSeek, Electronic Journals Library (EJL)).**

B. Uluslararası bilimsel toplantılarda sunulan ve bildiri kitabında (Proceedings) basılan bildiriler :

B1. S.Türkyılmaz, M.Balıbey, “The Causality Relationship Among Inflation, Output Growth and Their Uncertainties: Evidence For Turkey”, 1st International Eurasian Conference on Mathematical Sciences and Applications-(ÖzetBildiri), 323-323, 03-07 September 2012, Prishtine, Kosovo.

B2. S. Türkyılmaz, M. Balıbey, “Borsa Endeks Getirilerinde İkili Uzun Hafıza Özelliğinin Analizi için Bir Uygulama”, 8. Uluslararası İstatistik Kongresi (Özet Bildiri), 142-143, 27-30 Ekim, 2013, Kemer, Antalya.

B3. S. Türkyılmaz, M. Balıbey, “Periodogram Based Cointegration Test:An Application for Regional Inflation in Turkey”, 8. Uluslararası İstatistik Kongresi (Poster Bildiri), 346-347, 27-30 Ekim, 2013, Kemer, Antalya.

C. Yazılan uluslararası kitaplar veya kitaplarda bölümler :

C1.

D. Ulusal hakemli dergilerde yayımlanan makaleler :

D1. S.Türkyılmaz, M.Balıbey, "Türkiye Hisse Senedi Piyasası Oynaklığındaki Asimetrik Uzun Hafıza Özelliği", BAFAD-Bankacılık ve Finansal Araştırmalar Dergisi, “1”, 1-10 pp., 2014. **(ASOS Sosyal Bilimler İndeksi)**