



**MARKOV DEĞİŞİM GARCH MODELLERİ İLE
EMTİA FİYATLARINDAKİ OYNAKLIĞIN
MODELENMESİ VE TAHMİNİ**

İkram Yusuf YARBAŞI

**Doktora Tezi
Ekonometri Anabilim Dalı
Prof. Dr. Hüseyin ÖZER**

2019

Her Hakkı Saklıdır

ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMTRİ ANABİLİM DALI

İkram Yusuf YARBAŞI

MARKOV DEĞİŞİM GARCH MODELLERİ İLE EMTİA
FİYATLARINDAKİ OYNAKLIĞIN MODELLENMESİ VE TAHMİNİ

DOKTORA TEZİ

TEZ YÖNETİCİSİ
Prof. Dr. Hüseyin ÖZER

ERZURUM - 2019



T.C.
ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
TEZ BEYAN FORMU



16 /12/2019

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

BİLDİRİM

Atatürk Üniversitesi Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Uygulama Esaslarının ilgili maddelerine göre hazırlamış olduğum "Markov Değişim GARCH Modelleri ile Emtia Fiyatlarındaki Oynaklığın Modellenmesi ve Tahmini" adlı tezin/raporun tamamen kendi çalışmam olduğunu ve her alıntıya kaynak gösterdiğimi taahhüt eder, tezimin/raporumun kâğıt ve elektronik kopyalarının Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü arşivlerinde aşağıda belirttiğim koşullarda saklanmasına izin verdiğimi onaylarım:

Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Uygulama Esaslarının ilgili maddeleri uyarınca gereğinin yapılmasını arz ederim *.

☐ Tezimin/Raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.

☒ Tezimin/Raporumun makale için **altı ay**, patent için **iki yıl** süreyle erişiminin ertelenmesini istiyorum.

16.12.2019-

İkram Yusuf YARBAŞI

* LİSANSÜSTÜ TEZLERİN ELEKTRONİK ORTAMDA TOPLANMASI, DÜZENLENMESİ VE ERİŞİME AÇILMASINA İLİŞKİN YÖNERGE

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

Çeşitli ve Son Hükümler

Lisansüstü tezlerin erişime açılmasının ertelenmesi MADDE 6– (1) Lisansüstü teze ilgili patent başvurusu yapılması veya patent alma sürecinin devam etmesi durumunda, tez danışmanının önerisi ve enstitü anabilim dalının uygun görüşü üzerine enstitü veya fakülte yönetim kurulu iki yıl süre ile tezin erişime açılmasının ertelenmesine karar verebilir.

(2) Yeni teknik, materyal ve metotların kullanıldığı, henüz makaleye dönüşmemiş veya patent gibi yöntemlerle korunmamış ve internette paylaşılmaması durumunda 3. şahıslara veya kurumlara haksız kazanç imkanı oluşturabilecek bilgi ve bulguları içeren tezler hakkında tez danışmanının önerisi ve enstitü anabilim dalının uygun görüşü üzerine enstitü veya fakülte yönetim kurulunun gerekçeli kararı ile altı ayı aşmamak üzere tezin erişime açılması engellenebilir.

Gizlilik dereceli tezler MADDE 7– (1) Ulusal çıkarları veya güvenliği ilgilendiren, emniyet, istihbarat, savunma ve güvenlik, sağlık vb. konulara ilişkin lisansüstü tezlerle ilgili gizlilik kararı, tezin yapıldığı kurum tarafından verilir. Kurum ve kuruluşlarla yapılan işbirliği protokolü çerçevesinde hazırlanan lisansüstü tezlere ilişkin gizlilik kararı ise, ilgili kurum ve kuruluşun önerisi ile enstitü veya fakültenin uygun görüşü üzerine üniversite yönetim kurulu tarafından verilir. Gizlilik kararı verilen tezler Yükseköğretim Kuruluna bildirilir.

(2) Gizlilik kararı verilen tezler gizlilik süresince enstitü veya fakülte tarafından gizlilik kuralları çerçevesinde muhafaza edilir, gizlilik kararının kaldırılması halinde Tez Otomasyon Sistemine yüklenir.

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	IV
ABSTRACT.....	V
KISALTMALAR DİZİNİ.....	VI
TABLolar DİZİNİ.....	VIII
GRAFİKLER DİZİNİ.....	IX
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

OYNAKLIK VE ÖLÇÜMÜNDE KULLANILAN GELENEKSEL MODELLER

1.1. VARYANS VE OYNAKLIK	6
1.2. KOVARYANS VE KORELASYON.....	8
1.3. TARİHSEL OYNAKLIK (EŞİT AĞIRLIKLİ ORTALAMALAR).....	11
1.3.1. Koşulsuz Varyans ve Oynaklık.....	12
1.3.2. Koşulsuz Kovaryans ve Korelasyon	14
1.3.3. Eşit Ağırlıklı Tahminlerin Hassasiyeti	15
1.3.4. Varyans ve Oynaklık İçin Güven Aralıkları	15
1.3.5. Varyans Tahmincisi için Standart Hata	16
1.3.6. Oynaklık Tahmincisinin Standart Hatası	16
1.4. EŞİT AĞIRLIKLİ HAREKETLİ ORTALAMA MODELİ.....	18
1.4.1. Oynaklık Kümelerinin Etkisi	18
1.4.2. Eşit Ağırlıklı Hareketli Ortalama Yöntemin Olumsuz Yanları	19
1.5. ÜSSEL AĞIRLIKLİ HAREKETLİ ORTALAMA MODELİ (EWMA)	19
1.6. MODELLERİN DEĞERLENDİRİLMESİ.....	21

İKİNCİ BÖLÜM

GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ VE REJİM DEĞİŞİMİ

2.1. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS SÜRECİ	23
2.2. GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELİ	26

2.3. GARCH MODELLERİNİN MAKSİMUM OLABİLİRLİK İLE TAHMİNİ .	27
2.4. DOĞRUSAL OLMAYAN OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ.....	29
2.4.1. Bütünleşik GARCH (IGARCH) Modeli.....	29
2.4.2. Asimetrik GARCH Modelleri.....	30
2.4.2.1. Eşik Değer ARCH (TARCH) Modeli	30
2.4.2.2. Üssel GARCH (EGARCH) Modeli	31
2.4.2.3. Asimetrik GARCH Modellerinde Kaldıraç Etkisi Testi.....	32
2.4.2.4. Asimetrik GARCH Modellerinde Normal Dağılmayan Hatalar.....	34
2.5. GARCH MODELLERİNİN İLAVE ÖZELLİKLERİ.....	34
2.5.1. Uyumun Değerlendirilmesi	34
2.5.2. Model Yeterliliği İçin Tanı Testleri.....	35
2.5.3. Koşullu Varyansın Öngörüsü.....	36
2.6. REJİM DEĞİŞİMİN ÇERÇEVESİ VE MARKOV DEĞİŞİM GARCH MODELLERİ.....	37
2.6.1. Rejim Değişim GARCH Modelleri	38
2.6.2. Varlık Getirileri için Rejim Değişim GARCH Modelleri	40
2.6.3. Karma Ağırlıkların Modellenmesi.....	41
2.6.4. Markov Değişim (MS) GARCH Modellerinin Özellikleri.....	42
2.6.4.1. Durağanlık ve Moment Yapısı	44
2.6.4.2. Rejim Çıkarımı, Olabilirlik Fonksiyonu ve Oynaklık Öngörülleri	47
2.6.5. Riske Maruz Değer (VaR)	49

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

EMTİA PİYASALARI

3.1. EMTİA PİYASALARI	52
3.2. EMTİA PİYASALARINDA OYNAKLIK.....	60
3.3. BİTKİ VE HUBUBAT EMTİALARININ ÖZELLİKLERİ VE GELİŞİMİ ...	62
3.4. METAL EMTİALARININ ÖZELLİKLERİ VE GELİŞİMİ	67
3.5. ENERJİ EMTİALARININ ÖZELLİKLERİ VE GELİŞİMİ	71

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

MS-GARCH MODELLERİ KULLANILARAK EMTİA PİYASALARININ OYNAKLIK ANALİZİ

4.1. ÇALIŞMANIN AMACI VE ÖNEMİ	76
4.2. LİTERATÜR ÖZETİ	77
4.2.1. Teori Odaklı Çalışmalar.....	77
4.2.2. Uygulama Odaklı Çalışmalar	84
4.3. ARAŞTIRMANIN METODOLOJİSİ	88
4.4. AMPİRİK BULGULAR.....	89
4.4.1. Enerji Emtialarında Oynaklık	90
4.4.2. Bitki ve Hububat Emtialarında Oynaklık	102
4.4.3. Metal Emtialarında Oynaklık.....	121
4.5. KESTİRİMLERİN DEĞERLENDİRMESİ.....	131
SONUÇ.....	133
KAYNAKÇA	138
ÖZGEÇMİŞ.....	154

ÖZET

DOKTORA TEZİ

MARKOV DEĞİŞİM GARCH MODELLERİ İLE EMTİA FİYATLARINDAKİ
OYNAKLIĞIN MODELLENMESİ VE TAHMİNİ

İkram Yusuf YARBAŞI

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Hüseyin ÖZER

2019, 154 sayfa

Jüri: Prof. Dr. Hüseyin ÖZER

Prof. Dr. Ömer YILMAZ

Prof. Dr. Menşure KOLÇAK

Doç. Dr. Abdulkadir KAYA

Doç. Dr. Hüseyin DAŞTAN

Finansal piyasalarda riskin önemli bir göstergesi olan oynaklığın modellenmesi ve tahmini hem finansal yatırımcılar hem de araştırmacılar için ele alınması gereken temel konular arasında yer almaktadır. Farklı GARCH tipi ekonometrik yöntemler, bu amaç doğrultusunda kullanılan en popüler yaklaşımlar olmuştur. Çalışmada, bazı özel GARCH modellerini (GARCH, EGARCH, TARARCH ve MS-GARCH) kullanarak uluslararası piyasada işlem gören başlıca emtiaların getiri oynaklıklarını modelleyerek, ileriye dönük oynaklık tahminleri gerçekleştirmek ve tahmin performansı bakımından MS-GARCH modelinin, geleneksel GARCH modellerinden daha iyi performans gösterip göstermediğini araştırmak amaçlanmaktadır. GARCH modelleri oynaklığı ARMA süreci olarak tanımlarken, MS-GARCH modelleri oynaklık için aynı yapıyı koruyarak çalkantılı ve sakin dönemler (rejimler) arasındaki geçişleri de dikkate almaktadır. Bu doğrultuda çalışmada uluslararası piyasada işlem gören 34 emtia için tek değişkenli GARCH ile iki rejimli MS-GARCH modellemeleri gerçekleştirilmiş ve ileriye dönük kestirimler yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, MS-GARCH modellerinin, ele alınan diğer modellere kıyasla birçok emtia getirileri üzerinde oynaklık öngörü kabiliyetinin daha üstün olduğu tespit edilmiştir. Genel olarak, MS-GARCH modellerinin emtia getirileri ile ilgili daha tercih edilebilir model olduğu ve kısa dönemde gerçeğe daha yakın tahminler sağladığı görülmüştür. Yatırımcıların daha fazla kâr sağlamaları ya da servetlerinden minimum seviyede kayıp yaşamaları açısından kısa vadeli tahminlerde, MS-GARCH modellerini kullanmalarının yararlarına olacağı düşünülmektedir.

Anahtar Kelimeler: *Oynaklık, Rejim Değişim, Markov Değişim GARCH, Emtia fiyatları*

ABSTRACT**Ph. D. DISSERTATION****MODELLING AND FORECASTING OF VOLATILITY IN COMMODITY
PRICES BY MARKOV SWITCHING GARCH MODELS****İkram Yusuf YARBAŞI****Advisor: Prof. Dr. Hüseyin ÖZER****2019, page: 154****Jury: Prof. Dr. Hüseyin ÖZER
Prof. Dr. Ömer YILMAZ
Prof. Dr. Menşure KOLÇAK
Assoc. Prof. Dr. Abdulkadir KAYA
Assoc. Prof. Dr. Hüseyin DAŞTAN**

Modelling and estimation of volatility, which is an important indicator of risk in financial markets, is among the main issues that need to be addressed for both financial investors and researchers. Different GARCH-type econometric methods have become the most popular approach used for this purpose. In this study, using some special GARCH models (GARCH, EGARCH, TARCH and MS-GARCH) to model the volatility of the major commodities traded in the international market and to forecast for the future volatility and to investigate whether MS-GARCH model performs better than traditional GARCH models in terms of predictive performance. While GARCH models define volatility as the ARMA process, MS-GARCH models take the transitions between turbulent and tranquil periods into account (regimes) while maintaining the same structure for payoff. In this direction, univariate GARCH and two-regime MS-GARCH models were performed for 34 commodities traded in the international market and prospective forecasts were made. According to the results obtained, MS-GARCH models were found to have superior volatility prediction capability on many commodity returns compared to the other models discussed. In general, MS-GARCH models are more preferable for commodity returns and they provide more realistic forecasts in the short term. It is considered to be beneficial for investors to use MS-GARCH models in short-term forecasts in order to make more profit or to realize minimum loss from their wealth.

Keywords: *Volatility, Regime Switch, Markov Switching GARCH, Commodity prices*

KISALTMALAR DİZİNİ

AIC	: Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria)
AR	: Otoregresif (Autoregressive)
ARCH	: Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama (Autoregressive Moving Average Model)
BLS	: ABD Çalışma İstatistikleri Bürosu (Bureau of Labor Statistics)
CAViaR	: Koşullu Otoregresif Riske Maruz Değer (Conditional Autoregressive Value at Risk)
CBOT	: Chicago Ticaret Kurulu (Chicago Board of Trade)
COMEX	: ABD Emtia Borsası (Commodity Exchange)
CME	: Chicago Ticaret Borsası (Chicago Mercantile Exchange)
CRB	: Emtia Araştırma Bürosu (Commodity Research Bureau)
DJAIG	: Dow Jones Amerikan Sigorta Grubu (Dow-Jones American Insurance Group)
EGARCH	: Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Exponential GARCH)
ES	: Beklenen Zarar (Expected Shortfall)
ETF	: Borsa yatırım fonları (Exchange Traded Funds)
EVT	: Aşırı Değer Teorisi (Extreme Value Theory)
EWMA	: Üssel ağırlıklı hareketli ortalama (Exponential Weighted Moving Average Model)
GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)
GSCI	: Goldman Sachs Emtia Endeksi (Goldman Sachs Commodity Index)
ICE	: Kıtalararası Değişim Borsası (Intercontinental Exchange)
IGARCH	: Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Integrated GARCH)

i.i.d.	: Bağımsız ve özdeş dağıtılmış (Independent and identically distributed)
MCMC	: Markov Zinciri Monte Carlo (Markov Chain Monte Carlo)
MS	: Markov Değişim (Markov Switching)
MS-GARCH	: Markov Değişim Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Markov Switching GARCH)
NA-GARCH	: Doğrusal Olmayan Asimetrik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Nonlinear Asymmetric GARCH)
NYMEX	: New York Ticaret Borsası (New York Mercantile Exchange)
OECD	: Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (Organisation for Economic Co-operation and Development)
OPEC	: Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü (Organization of the Petroleum Exporting Countries)
PMCMC	: Parçacık Markov Zinciri Monte Carlo (Parçacık Markov Chain Monte Carlo)
PTA	: Arıtılmış Tereftalik Asit (Purified Terephthalic Acid)
QGARCH	: Kuadratik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Quadratic GARCH)
RS	: Rejim Değişim (Regime Switching)
RS-GARCH	: Rejim Değişim Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Regime Switching GARCH)
SBC	: Schwarz Bayesyen Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criterion)
SQR-GARCH	: Kareköklü Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Square GARCH)
TARCH	: Eşik Değer Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Treshold ARCH)
VaR	: Riske Maruz Değer (Value at Risk)
WTI	: Batı Teksas Orta Ham Petrol (West Texas Intermediate)

TABLOLAR DİZİNİ

Tablo 3.1. Temel Emtia Kategorileri	53
Tablo 3.2. 2019 Yılı İtibariyle Bazı Bitkisel ve Hububat Emtia Üretimleri	62
Tablo 4.1. Emtia Vadeli İşlem Sözleşmeleri Detayları	89
Tablo 4.2. Enerji Emtiaları Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri	94
Tablo 4.3. Enerji Emtialarının Temel GARCH Modelleri ile Analizi	95
Tablo 4.4. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Analizi	97
Tablo 4.5. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri	101
Tablo 4.6. Bitki Emtiaların Tanımlayıcı İstatistikleri	107
Tablo 4.7. Hububat Emtialarının Tanımlayıcı İstatistikleri	108
Tablo 4.8. Bitkisel Emtiaların Temel GARCH Modelleri ile Analizi	109
Tablo 4.9. Hububat Emtialarının Temel GARCH Modelleri ile Analizi	110
Tablo 4.10. Bitkisel Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Analizi	112
Tablo 4.11. Hububat Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Analizi	114
Tablo 4.12. Bitkisel Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri	120
Tablo 4.13. Hububat Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri	120
Tablo 4.14. Metal Emtiaların Tanımlayıcı İstatistikleri	124
Tablo 4.15. Metal Emtiaların Temel GARCH Modelleri ile Analizi	125
Tablo 4.16. Metal Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Analizi	127
Tablo 4.17. Metal Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri	131
Tablo 4.18. Oynaklık Tahminlerinin Değerlendirilmesi	132

GRAFİKLER DİZİNİ

Grafik 2.1. Normal Dağılım ile Student-t Dağılımının Karşılaştırılması	33
Grafik 3.1. Hububat Emtiaları Üretim Miktarı Yıllık Değişimleri	64
Grafik 3.2. Kahve Üretiminin Yıllık Değişimi	65
Grafik 3.3. Değerli Metallerin Son Beş Yıllık Fiyatları	69
Grafik 3.4. 2016'dan Günümüze Petrol Üretimindeki Kümülatif Değişim	74
Grafik 4.1. Enerji Emtialarının Günlük Fiyatları	91
Grafik 4.2. Enerji Emtialarının Logaritmik Getirileri	92
Grafik 4.3. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Hesaplanan Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri	99
Grafik 4.4. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri.....	100
Grafik 4.5. Bitki Emtialarının Günlük Fiyatları	103
Grafik 4.6. Hububat Emtiaların Günlük Fiyatları	104
Grafik 4.7. Bitkisel Emtiaların Logaritmik Getirileri	105
Grafik 4.8. Hububat Emtiaların Logaritmik Getirileri	106
Grafik 4.9. Bitkisel Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Hesaplanan Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri	116
Grafik 4.10. Hububat Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Hesaplanan Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri	117
Grafik 4.11. Bitkisel Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri	118
Grafik 4.12. Hububat Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri	119
Grafik 4.13. Metal Emtiaların Günlük Fiyatları	121
Grafik 4.14. Metal Emtiaların Logaritmik Getirileri	123
Grafik 4.15. Metal Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Hesaplanan Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri	129
Grafik 4.16. Metal Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri	130

GİRİŞ

Oynaklık, genel olarak getirilerde meydana gelen değişimleri ifade etmektedir. Taşıdığı bu özellikten ötürü oynaklık kavramı risk yönetimi, türev fiyatlandırması, riskten kaçınma ve portföy yönetimi gibi birçok finansal faaliyetler için önemli bir unsur haline gelmiştir. Günümüzde, gelişen finansal piyasaların etkisi ile finansal varlıkların oynaklık analizlerinin ekonometrik olarak modellenmesi ve tahminlerin yapılması araştırmacılar için ilgi çekici olmuştur.

Engle (1982) ve Bollerslev (1986) öncü çalışmalarından beri Otoresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH) modellerini kullanarak finansal piyasalarda oynaklık analizlerinin gerçekleştirilmesi önemli bir popülerlik kazanmıştır. Bollerslev vd. (1992) araştırmalarında ifade edildiği gibi, bazı ARCH veya GARCH modellerinin çeşitlerinin kullanıldığı birçok çalışma yürütülmüştür. Bu modellerden elde edilen oynaklık tahminlerinin genellikle hareketli ortalama veya sabit oynaklık tahminlerinden daha güçlü ve doğru olduğu tespit edilmiştir. Tahmin süreçlerinin kolaylığı, leptokurtik (dik) dağılım ve oynaklık kümelemesi gibi finansal zaman serileriyle ilişkili özellikleri yakalama avantajlarını barındırması nedeni ile GARCH tipi modeller 1990'lı yıllarda ve günümüzde popülerliklerini sürdürmektedir (Engle, 2004:406-407).

Ramchand ve Susmel (1998) ve Li (2009), yüksek ve düşük oynaklık dönemlerinde finansal varlık getirilerinin uluslararası piyasalarda değişiklik göstermesinin portföy çeşitlendirme stratejileri için önemli etkilere sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Diebold (1986), Lamoureux ve Lastrapes (1990) ve Timmerman (2000) yapısal kırılmaların varlığında, GARCH tipi modeller ile elde edilen oynaklık tahminlerinin sahte bir şekilde yüksek düzeyde süreklilik gösterebileceklerini belirtmişlerdir. Bu bulguların paralelinde, Hamilton ve Susmel (1994) ve Cai (1994) öncülüğünde model içinde yapısal kırılmaların tanımlanmasına olanak veren Markov Değişim Koşullu Değişen Varyans (Markov Switching ARCH, MS-ARCH) Modelleri geliştirilmiştir. MS-ARCH modellerinde parametrelerin, bulunduğu rejime göre değişmesi sağlanmaktadır ve rejim değişimleri gizli bir Markov süreci tarafından yönetilmektedir (Hamilton, 1989:358-359). Hamilton ve Susmel (1994), Cai (1994), Ramchand ve Susmel (1998), Edwards ve Susmel (2003) ve Marcucci (2005) genellikle, rejim değişimi yaklaşımı ile gerçekleştirilen oynaklık

tahminlerinde şokların sürekliliğinin istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde azaldığını tespit etmişlerdir. Yani tek rejimli GARCH modellerinin tamamen zamana göre değişen bir varyansa işaret ettiği durumlarda, rejim değişim modelleri hem zamana hem de rejimlere göre değişen oynaklığa olanak tanımaktadır.

Başlangıçta, rejim değiştirme modellerinin pratikte GARCH modellerinin özyinelemeli doğası ve sonuçta büyük örneklerle yapılan araştırmalar için maksimum olabilirlik tahmininin kararsızlığı nedeniyle düşük dereceli MS-ARCH ile sınırlandırılması gerektiğine inanılıyordu.

Büyük örneklem ile yürütülen çalışmalar için maksimum olabilirlik tahmininde ortaya çıkan kararsızlık ve GARCH modellerinin özyinelemeli yapısı nedeniyle MS-ARCH modellerinin ortaya çıktığı ilk zamanlarda düşük dereceli alınması önerilmiştir. Gray (1996) bu tahmin problemini ele almıştır. Gray (1996)'nın öne sürdüğü MS-GARCH prosedürünü veya uzantılarını kullanarak Dueker (1997), Klaassen (2002) ve Haas vd. (2004) ele aldıkları yöntemler sayesinde etkin parametre tahminlerinin elde edilmesinin önünü açmışlardır.

Ekonomik büyüme ve kişi başına düşen gelirdeki artışı açıklayan önemli bir unsur emtia fiyatlarında yaşanan değişkenliklerdir. Bu değişkenlikler sadece enerji fiyatları ile değil, metal, bitki ve hububat fiyatlarıyla da ilişkilidir. Blattman vd. (2007) 1870-1939 döneminde 35 ülkenin büyüme performanslarını ele alarak, fiyat oynaklığının yüksek olduğu emtialarda uzmanlaşmış ülkelerin, daha az doğrudan yabancı yatırımdan yararlanmaları nedeni ile ticaret açısından daha fazla oynaklık yaşadıklarını ifade etmişlerdir. XXI. yüzyılda Çin, Hindistan, Brezilya ve diğer gelişmekte olan ülkelerdeki sanayileşme ve hızlı büyüme, emtia fiyatları üzerinde artırıcı unsur olarak görülmüştür. Gelişmiş ülkelerin enerji fiyatları konusundaki endişeleri, az gelişmiş ülkelerin tahıl fiyatlarına karşı tepkileri emtia fiyatlarında kırılgan yapıların görülmesinde etkili olmaktadır. Bu gibi nedenlerden ötürü dünya ticaretinin bel kemiği konumunda olan emtiaların fiyat oynaklıklarının modellenmesi ve kestirimlerin gerçekleştirilmesi hem piyasa aktörleri hem de politika yapıcılar için oldukça önem arz etmektedir.

Yapısal değişiklikleri hesaba katan MS-GARCH modelini kullanarak, küresel çapta en fazla işlem gören emtia getirilerinin oynaklık tahminlerini modellemek bu çalışmanın temel amacını oluşturmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, çalışmada aşağıdaki sorular üzerine odaklanılmıştır.

- Tek değişkenli Markov değişim koşullu değişen varyans modelleri, geleneksel tek rejimli modellere kıyasla üstün bir örnek içi uyum sağlamakta mıdır?
- Markov değişim modelleri, geleneksel tek rejimli modellere kıyasla koşullu varyansın üstün tahminlerini üretebilmekte midir?

Çalışmada, model tahmin süreci için Hamilton ve Susmel (1994), Gray (1996), Marcucci (2005) ve Li (2009) çalışmaları referans alınmıştır. Koşullu varyansın modellenmesinde geleneksel tek rejimli koşullu değişen varyans modelleri ile Markov değişim koşullu değişen varyans modellerinin farklılıkları ortaya konularak getiri oynaklıklarının tahmin performansları karşılaştırılmıştır.

Çalışmada kullanılan emtia ürünlerinin günlük kapanış vadeli işlem fiyatlarına ilişkin veriler enerji piyasası ürünleri için ABD Enerji Bilgi Yönetimi İdaresi (<https://www.eia.gov>), diğer emtia piyasaları için Fusion Medya şirketinin bu verilere ücretsiz erişim imkânı sağlayan <https://www.investing.com/> internet sayfalarından elde edilmiştir. Edwards (1998)'de kriz dönemlerinde oynaklık yapısının belirlenmesinde problemlerin oluşabileceği bu nedenle getirilerin kullanılmasının daha makul karşılanabileceği ifade edilmiştir. Bu doğrultuda Campbell vd. (1997), Hughson vd. (2006) çalışmaları da göz önünde bulundurularak emtiaların logaritmik getirileri hesaplanarak analizler gerçekleştirilmiştir.

Yukarıda ifade edilen hususlar göz önüne alınarak tez dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde finansal serilerde oynaklık kavramı ve oynaklığın ölçümünde kullanılan temel modeller tanıtılmıştır. İkinci bölümde, erken dönem koşullu değişen varyans modelleri açıklanarak bu modellerin temelinde geliştirilen simetrik ve asimetrik tek değişkenli genelleştirilmiş koşullu değişen varyans modelleri açıklanmıştır. Ayrıca bu bölümde finansal serilerdeki rejim değişim kavramı ele alınarak, alternatif rejimlerin bulunması durumunda oynaklık tahminlerinin yapılmasına olanak tanıyan MS-GARCH modellerinin yapısı incelenmiştir. Üçüncü bölümde emtia fiyatlarının gelişimi üzerine genel bir değerlendirme yapılarak emtia piyasalarının içeriği, vadeli fiyatlandırmaların özellikleri ve oynaklık yapıları açıklanmıştır. Bu bölümde ayrıca emtiaları içinde bulunduğu grup (enerji, bitki ve hububat, metal) bazında değerlendirmelere tabi tutarak her bir grupta meydana gelen fiyat hareketlilikleri yorumlanmıştır. Dördüncü bölümde başlangıçta hem teorik hem de uygulamalı literatür özeti sunulmuştur. Devamında ise

emtia vadeli fiyatlarından hesaplanan logaritmik getiriler kullanılarak hem geleneksel tek değişkenli GARCH hem de MS-GARCH analizleri yapılmıştır. Gerçekleştirilen analizler neticesinde yatırımcılara yol gösterici önerilerde bulunulmaya çalışılmıştır.



BİRİNCİ BÖLÜM

OYNAKLIK VE ÖLÇÜMÜNDE KULLANILAN GELENEKSEL MODELLER

90'lı yıllarda Kuzey Avrupa, Meksika, Güney Doğu Asya, Rusya, Japonya, Brezilya ve Türkiye ülkelerinde yaşanan ekonomik krizler, finansal risk yönetimi açısından gelişmelerin yaşandığı dönemler olmuştur. Bu yıllara kadar çok az sayıda banka, fon yöneticisi, şirket veya danışman karşılaştıkları riskleri ölçmek ve takibini yapabilmek için zaman serisi verisi kullanmışlardır. Bu noktada J.P. Morgan'ın RiskMetrics verilerini yayınladığı 90'lı yılların ortalarında bir atılım meydana gelmiştir. Veri setlerinde hisse senedi endeksleri, döviz kurları ve faiz oranları gibi temel risk faktörleri için günlük ortalama artan oynaklık ve korelasyon tahminleri bulunmakta olup, ilgili kişiler bu veri setlerini rahat bir şekilde elde edebilmişlerdir. RiskMetrics'in ilk iki sürümünde hatalı zaman serisi analizi uygulanmış olup, değiştirilmeleri gerekli görülmüştür. 90'lı yılların sonuna doğru basit zaman serisi metodolojisi kullanılarak kovaryans matrislerinin oluşturulması ile bu durum düzeltilerek finans sektörüne sunulmuştur.

Finansal varlıkların getirileri ve bazı makroekonomik değişkenlerde meydana gelen oynaklıklar ve korelasyonlar, kovaryans matrisleri ile özetlenebilmektedir. Kovaryans matrisleri için sayısız finansal uygulama söz konusudur. Bunlara doğrusal bir portföyün oynaklığının tahmin edilmesi ve ileriye yönelik kestirimlerin gerçekleştirilmesi, doğrusal portföylerin Riske Maruz Değerlerinin (Value at Risk, VaR) tespit edilmesi, bir dizi riskli varlık arasında optimal portföy tahsislerinin belirlenmesi, bir dizi varlığa veya faiz oranı ile ilişkili getirilerin simülasyonunun gerçekleştirilmesi, doğrusal olmayan portföylerin VaR değerlerinin tespiti, çoklu varlık seçeneklerinin fiyatlanması, portföy riskinden korunma gibi birçok örnek verilebilir.

Alt bölüm 1.1 ve 1.2'de oynaklık ve korelasyon kavramları ele alınmış olup, bu kavramların finansal getiriler ile olan ilişkileri değerlendirilmiş, getirilerin bağımsız ve özdeş dağıtılmış (Independent and Identically Distribute, i.i.d.) olmadığı durumlarda oynaklığın özellikleri incelenmiştir. Alt bölüm 1.3 - 1.7'de koşulsuz oynaklık kavramı ve zaman serilerinin korelasyonunu tahmin etmek için eşit ağırlıklı ortalamanın veya tarihsel yöntemin özellikleri tartışılmıştır, koşullu ve koşulsuz oynaklık korelasyonları arasındaki

farklar değerlendirmeye tabi tutulmuştur. Eşit Ağırlıklı Ortalamalar, Eşit Ağırlıklı Hareketli Ortalamalar ve Üssel Ağırlıklı Hareketli Ortalama modelleri incelenmiş, bu modeller arasındaki farklılıklar ortaya konulmuştur.

1.1.VARYANS VE OYNAKLIK

Bir finansal varlık getirisinin yıllık standart sapması olarak ifade edilen oynaklığının tespiti için en fazla kullanılan yöntem, finans literatüründe tarihsel oynaklık olarak da bilinen koşulsuz standart sapmasıdır (Yavuz, 2015:426).

Oynaklık; bir veri setindeki gözlemlerin ortalama bir değer etrafında artışlar ve azalışlar göstermesi anlamına gelmektedir. Oynaklık kavramı finansal açıdan, “bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde gösterdiği dalgalanma özelliği” olarak ifade edilmektedir (Borsa Terimleri Sözlüğü, 2013:21). Bir varlığın oynaklığı, logaritmik getirileri modellemek için kullanılan stokastik süreçte yıllık bir dağılım ölçüsüdür. Dağılımın ortalaması ile ilgili kullanılan en yaygın dağılım ölçüsü standart sapmadır (σ). Standart sapma, getirilerin normal dağıldığı durumda yeterli bir risk ölçütü olarak görülmektedir. 10 günlük logaritmik getirinin standart sapma ile günlük logaritmik getirinin standart sapması doğrudan karşılaştırılamaz. Ele alınan zaman periyodu genişledikçe dağılım da daha fazla farklılık gösterecektir. Bu nedenle standart sapma, genellikle yıllık olarak hesaplanmış fiyatlara dönüştürülüp, sonuç yüzde olarak ifade edilmektedir. Günlük logaritmik getirilerin, μ ortalama, σ standart sapma ve durağan i.i.d. süreciyle üretildiği varsayılması durumunda, t zamanında gözlenen ve sonraki h periyodu boyunca devam eden logaritmik getirileri ifade eden r_t ,

$$r_{ht} = \Delta_h \ln(P_t) = \ln(P_{t+h}) - \ln(P_t) \quad (1.1)$$

biçiminde gösterilmektedir. Burada P_t , t zamanında varlığın fiyatını göstermektedir. h periyodu logaritmik getirileri, birbirini izleyen ardışık dönem logaritmik getirilerin toplamından oluşmaktadır.

$$r_{ht} = \sum_{i=0}^{h-1} r_{t+i} \quad (1.2)$$

Birbirinden bağımsız değişkenlerin kovaryanslarının sıfır olduğu düşünüldüğünde, Denklem 1.2'nin ortalama ve varyansları sırasıyla Denklem 1.3'de gösterilmektedir.

$$E(r_{ht}) = h\mu \quad \text{ve} \quad V(r_{ht}) = h\sigma^2 \quad (1.3)$$

Denklem 1.3'e göre h periyodu logaritmik getirilerin standart sapması, bir dönemlik logaritmik getirilerin standart sapmasının $\sqrt{h}$ katı olup bu duruma *zamanın karekökü* kuralı adı verilmektedir (Alexander, 2008: 90-91).

Yıllık olarak hesaplanmış standart sapma, yıllık oynaklık olarak adlandırılır. Genellikle ardışık getirilerin birbirinden bağımsız olduğu varsayılır; böylece yukarıda ifade edildiği gibi, h günlük getirilerin varyansı h ile birlikte artış gösterecektir. Bu durumda risk ve getiriye, yıllıklaştırıcı faktör olarak ifade edilen A ile çarparak aşağıda verildiği gibi yıllıklandırılmış terimlere çevirmek mümkün olacaktır.

$$Yıllık Ortalama = A\mu$$

$$Yıllık Varyans = A\sigma^2 \quad (1.4)$$

$$Yıllık Standart Sapma = \sqrt{A}\sigma$$

Bir dönemdeki getirilerin i.i.d. olduğu varsayımı, oynaklığın sabit olduğu anlamına gelmektedir. Bir dönemlik logaritmik getiriler için yıllıklaştırıcı faktöre A denilirse, h dönemde logaritmik getiriler için yıllıklaştırıcı faktörün A/h olduğu ifade edilebilir. Standart sapma için de aynı durum söz konusudur. Logaritmik getirilerde standart sapma σ şeklinde ifade edilirse, oynaklık $\sigma\sqrt{A}$ olarak hesaplanabilmekte ve i.i.d. varsayımı gereği h dönem için oynaklık $\sigma\sqrt{h} \times \sqrt{A/h} = \sigma\sqrt{A}$ şeklinde ifade edilebilir. Başka bir deyişle i.i.d. getiri varsayımı, yalnızca zamanın karekökü kuralını değil, aynı zamanda oynaklığın da sabit olduğunu göstermektedir. Sabit bir oynaklık süreci, Black-Scholes-Merton tipi opsiyon fiyatlama modelleri için temel bir varsayımdır, çünkü bunlar geometrik Brownyen hareket fiyatı dinamiklerini temel almaktadır (Allen vd., 2004: 9). Ancak getirilerin bir i.i.d. süreci tarafından üretildiğini varsaymak, günümüz dünyası için pek gerçekçi olmayacaktır. Stokastik oynaklık opsiyon fiyatlama ve GARCH oynaklık modelleri de dahil olmak üzere pek çok ekonometrik ve istatistiksel model bu varsayımı yapmamaktadır. Bununla birlikte, yukarıda açıklanan standart sapmanın yıllıklandırılması, oynaklığın saptanması için referans gösterge olarak kabul edilmekte ve getirilerin i.i.d. varsayımına dayanıp dayanmadığına bakılmaksızın her standart sapma tahmininde veya öngörüsünde uygulandığı görülebilmektedir.

Bir dönemlik getirilerin i.i.d. olup olmadıkları göz ardı edilir, getirilerin pozitif (veya negatif) otokorelasyonlara sahip oldukları ve durağan AR(1) yapısı sergiledikleri varsayılırsa, oynaklık aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$r_t = \alpha + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2), |\rho| < 1 \quad (1.5)$$

Burada r_t , t döneminde günlük logaritmik getirileri, ρ otokorelasyonları yani komşu getiriler arasındaki korelasyonu ifade etmektedir. AR (1) modelinde iki dönem getiri arasındaki korelasyon ρ^2 ve h aralıkları arasındaki korelasyon ρ^h ile gösterilmektedir (Alexander, 2008: 92).

Gözlemlenemeyen bir durum olan oynaklığı tahmin edilebilir ve ileriye dönük kestirimler gerçekleştirilebilir, ancak bunu sadece çeşitli varsayımlar içeren istatistiksel, ekonometrik modeller vasıtasıyla elde edilebilir. Dolayısıyla mutlak gerçek bir oynaklık bulunmamakta olup, doğru olan oynaklık yalnızca varsayılan modele bağlıdır. Modelin, veri oluşturma sürecinin doğru bir temsili olduğu kesin olarak bilinse bile gerçek oynaklığı tam olarak tespit edilemez; çünkü teorik oynaklık, gerçek piyasada karşılık bulmamaktadır. Herhangi bir modele göre elde edilen oynaklık, o modelde alınan süreç içerisinde gerçekleşen oynaklığın tahminini verir. Ancak bu gerçekleştirilmiş oynaklık, incelenen süre zarfındaki oynaklığın bir tahminidir. Ayrıca oynaklık, normallik varsayımı yapıldığında getirilerin saçılımının dağılımı için yeterli bir istatistik olarak görülmektedir. Başka bir deyişle oynaklık, yatırım getirilerinin normal olarak dağıldığını varsaymadıkça, yatırımın aldığı risklerin tam bir tanımını sunmamaktadır. Genel olarak, getirilerin dağılımı ile ilgili beklenen getiri ve oynaklığından daha fazlasının bilinmesi gerekmektedir. Bu bağlamda oynaklık ölçeği, ortalama ise konumu göstermektedir, ancak saçılım aynı zamanda dağılımın şekline de bağlıdır (Poon, 2005:1-2).

1.2. KOVARYANS VE KORELASYON

Kovaryans ve korelasyon istatistiksel temel araçlar olup, özellikle finansal varlık getirileri ile ilgili zaman serisi analizlerinde sıklıkla kullanılmaktadır. Kovaryans iki rassal değişkenin karşılıklı olarak ortalamaları etrafındaki dağılımın ölçüsünü ifade etmektedir. Kovaryans değişkenler arasındaki ilişkinin yönü hakkında bilgi verirken, ilişkinin derecesini belirlemede yeterli olmamaktadır. Hesaplanan kovaryans değeri birim sayısı ve ölçü birimine bağlı olduğu için kovaryansın büyüklüğü herhangi bir anlam ifade etmemekte olup, yalnızca aldığı işaret yorumlanır. Kovaryans değeri sıfırdan büyük ise her iki değişkende ortalamaların aynı yönünde yer almakta, her ikisinde ya pozitif ya da negatiftir. Kovaryans değeri sıfırdan küçük ise değişkenlerden biri pozitif ise diğeri negatif, değişkenlerden biri negatif ise diğeri pozitif olmaktadır. Kovaryansın değeri sıfıra eşit ise iki değişken birbirinden bağımsız olmaktadır (Yavuz, 2015:39-40).

Kovaryans matrisleri kullanılarak varlıkların veya risk faktörlerinin oynaklıkları ve korelasyonları özet bir şekilde ifade edilebilir. Tüm risk faktörü getirilerinin i.i.d. olduğu ve dağılımlarının normal olduğu varsayımı altında kovaryans matrisi, risk değerleri ile hesaplanır. Yani, h günlük kovaryans matrisi, 1 günlük matrisin h katıdır. Korelasyonlar zaman içerisinde değişiklik göstermeyerek sabit kalmaktadır (Alexander, 2008:94).

Çok değişkenli normal i.i.d. getiri varsayımı, Markowitz (1959), Sharpe (1964) ve diğer teorilerde gerçekleştirilmiştir, ancak ampirik olarak bu durumun haklılık payı bulunmamaktadır. Getirilerin marjinal dağılımının normal olmamasına ve muhtemelen birbirinden farklı olmasına izin verilerek daha yüksek doğruluk elde edilebilir. Örneğin, bir varlığın getirileri bir Student-t dağılımına sahip olabilirken, diğer varlığın getirileri bir gama dağılımına sahip olabilecektir. Ancak daha sonra korelasyon bağımlılığın bir ölçüsü olarak anlamını yitirmektedir. Bunun yerine, birleştirici yapı fonksiyonu kullanılarak yeni bir bağımlılık ölçüsüne ihtiyaç duyulacaktır.

İki getiri arasındaki kovaryans, ortak yoğunluk fonksiyonlarının ilk merkezi momentidir ve bunlar arasındaki bağımlılığın bir ölçüsüdür. Kovaryans, getirilerin büyüklüğüne bağlı olduğu için pozitif, negatif veya sıfır gibi gerçek sayı olabilir. Dolayısıyla standart sapmanın oynaklıkla standartlaştırıldığı gibi kovaryans da standartlaştırılabilmektedir. Fakat standart sapmaların ölçeklendirilmesiyle zaman içinde standardizasyon gerçekleştirilir, böylece bağımlılık ölçüsü artık getirilerin büyüklüğü ile ilişkili değildir. İki getirinin kovaryansının standart sapmalarının çarpımına bölümü olan bu ölçü, korelasyon olarak adlandırılarak aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$Kor(\gamma_t, \gamma_{t-1}) = \frac{Kov(\gamma_t, \gamma_{t-1})}{\sigma_{\gamma_t} \sigma_{\gamma_{t-1}}}$$

Korelasyon katsayısı -1 ve $+1$ arasında değer almaktadır. Mükemmel tam bir negatif korelasyon -1 değerini alır. Bu, bir getiri arttığında diğerinin her zaman azalacağı ve bir getiri düştüğünde diğerinin daima artacağı anlamına gelmektedir. Mükemmel tam bir pozitif korelasyon ise $+1$ değerini almaktadır. Bu durumda ise getiriler her zaman aynı yönde hareket etmektedir. Daha genel olarak pozitif bir korelasyon, getirilerin aynı yönde hareket etme eğilimi gösterdiğini ve negatif bir korelasyon ise getirilerin ters yönde hareket etme eğiliminde olduğunu ifade etmektedir. İki getiri bağımsız olduğunda ve iki değişkenli normal dağılıma sahip olduklarında kovaryansları ve akabinde korelasyonları da sıfıra eşittir. Fakat getirilerin normal dağılmaması durumunda korelasyonun sıfıra eşit olacağı kesin olarak söylenemez (Stock ve Watson, 2012: 73-74).

Bu ilişki ölçüsünün, doğrusal olmayan bağımlılıkları yakalamaya yetecek kadar esnek olmadığı ve sadece doğrusal bir ilişki ölçütü olması nedeniyle sınırlı kaldığı bilinmektedir. Örneğin, X standart bir normal dağılan bir değişken olduğu düşünülürse, X ve X^2 mükemmel bir şekilde ikinci dereceden bağımlılığa sahip olsalar dahi, $Kor(X, X^2) = 0$ olacaktır.

Embrechts vd. (2002), Pearson'un korelasyon katsayısı ile ilişkili birkaç önemli problemi aşağıdaki gibi tanımlamıştır.

- Korelasyon, değişkenlerin dönüşümü halinde değişmeyen değer değildir. Doğal logaritma gibi monoton dönüşümler altında bile değişim göstermemektedir. Yani, X_1 ve X_2 arasındaki korelasyon, $\ln(X_1)$ ve $\ln(X_2)$ arasındaki korelasyona eşit değildir.
- Korelasyon için uygun değerler, marjinal dağılımlara bağlıdır. Normal dağılım göstermeyen değişkenler ile normal dağılım gösteren değişkenlerin aralarındaki korelasyon kesin değildir.
- Mükemmel tam bir pozitif ilişki olduğunu gösteren +1 korelasyon katsayısı değişkenlerin normal dağılmaması durumunda +1 den daha uzak korelasyon katsayıları verebilir. Dolayısıyla bu değişkenler arasında tam bir ilişki olduğunu gösteremeyebilir.
- Sıfır korelasyon, bağımsızlık anlamına gelmez. Korelasyon, sadece ortak yoğunluğunun ilk momentini yakalamasından ötürü daha yüksek momentlerde olan ilişkileri gösteremez.

Embrechts vd. (2002), güvenilir olmayan risk yönetim sistemlerinin, normal olmayan özellikle kredi ve operasyonel riskler arasındaki model bağımlılıklarının korelasyon aracılığıyla kurulduğu, yatırımcıların bu korelasyon katsayılarını dikkate almaları halinde yanıltıcı sonuçlarla karşılaşacakları hususunda uyarıda bulunmaktadır. Pearson korelasyonunun iki getiri arasındaki bağımlılığın ölçüsü olarak gösterilebilecek tek durum, rastgele değişkenlerin çok değişkenli, normal veya çok değişkenli t dağılımına sahip olmalarıdır.

Bazı varlıklar ya da risk faktörleri üzerindeki getirilerin kovaryans matrisleri, klasik risk ve getiri analizinin temel taşı oluşturmaktadır. Bir portföyün değişkenliğinin tahmini, risk faktörleri için değerlerin simüle edilmesi, yatırımların çeşitlendirilmesi ve risk ile getiri arasında en uygun dengeyi sağlayacak verimli portföylerin elde edilmesi

için kullanılır. Hem risk hem de portföy yöneticileri, çok sayıdaki varlık veya risk faktörü değerlendirmelerinde kovaryans matrislerine gereksinim duymaktadırlar. Örneğin, büyük bir uluslararası bankanın risk yönetim sistemindeki veriler ile hisse senedi endeksleri, döviz kurları ve emtia fiyatları çok büyük boyutlu bir kovaryans matrisinde yer alarak değerlendirilmeye tabi tutulmaktadır. V , köşegen boyunca getirilerin varyanslarını ve köşegen dışında ise getirilerin kovaryanslarını içeren $n \times n$ boyutlu bir kovaryans matrisini ifade etmektedir. Kovaryans matrisi $V = DCD$ biçiminde yazılabilir, burada D , köşegen boyunca standart sapmaları barındıran $n \times n$ boyutunda köşegen matris, C ise $n \times n$ boyutunda korelasyon matrisini ifade etmektedir.

Bir h günlük kovaryans matrisi, h günlük getirilerin varyans ve kovaryanslarından oluşmaktadır. Yatırımcılar veya politika yöneticilerinin yaptıkları birçok uygulamada, örneğin 1 gün veya 10 gün gibi nispeten kısa süreli risk belirsizliği ölçümleri önem taşımaktadır. 1 günlük bir kovaryans matrisi V_1 , genellikle günlük logaritmik getirilerin varyansları ve kovaryanslarından tahmin edilmektedir. Günlük logaritmik getirilerinin i.i.d. ve ortak dağılımlarının çok değişkenli normal olduğu varsayıldığında, varyans ve kovaryans zamanla hesaplanır. Bu nedenle, h günlük risk ufku üzerinde bir analiz yapmak için, h –günlük kovaryans matrisini hV_1 , yani V_1 'in her bir elemanının h ile çarpıldığı matrisi tahmin etmek için zamanın karekökü kuralı kullanılmaktadır (Andrews ve Monahan, 1992:953-966).

1.3. TARİHSEL OYNAKLIK (EŞİT AĞIRLIKLİ ORTALAMALAR)

Tarihsel zaman serileri verilerine eşit ağırlık uygulayarak değişkenlik ve korelasyonun nasıl tahmin edilebilmektedir. Tarihsel oynaklığın genellikle uzun dönemli oynaklık ve korelasyon ilişkilerini açıklamada etkili olduğu ifade edilebilir. Tarihsel oynaklık ile elde edilen tahminler, kısa vadeli oynaklık ve korelasyon tahmini için şüpheli durumlara sahiptir (Yavuz, 2015:427).

Ortalama getirinin sıfır olduğunu ve aksi belirtilmediği sürece getirilerin günlük frekansta ölçüldüğü varsayılmaktadır. Sıfır ortalama getiri, günlük frekansa dayalı verilerin zaman serisine dayanan risk değerlendirmeleri için standart bir varsayımdır. Ancak getiriler daha uzun aralıklarla ölçülürse varsayım, gerçekliğini kaybedebilir. Sıfır ortalama varsayımın altında, getiri varyansının eşit ağırlıklı tahmini, kareli getiri ortalamadır ve karşılık gelen oynaklık tahmini, kareli getirinin yıllık yüzde olarak ifade

edilen kareköküdür. İki getirinin kovaryansının eşit ağırlıklı tahmini, getirilerin çapraz çarpımlarının ortalamasıdır; korelasyonlarının eşit ağırlıklı olarak tahmin edilmesi ise kovaryansın iki getiri varyansının kareköküne oranı ile hesaplanır. Tarihsel verilerin eşit ağırlıklandırılması, oynaklığın tahmin edilmesinde ve finansal varlıkların korelasyonunun hesaplanmasında kullanılan ilk istatistiksel yöntemlerdendir. Geçmiş dönemlerde, eşit ağırlıklı ortalama kareler getirisi kullanılarak sonraki h dönem için ortalama oynaklığı tahmin etmek popüler bir yaklaşım olmuştur. Fakat günümüzde geçmiş dönem zaman serisi verilerine birçok farklı istatistiksel tahmin tekniği uygulanabilmektedir (Anderson, 2016:816).

Oynaklık ve korelasyondaki gözlemlenen değişikliklerin, sermayeleşme, kaynak tahsisi veya riskten korunma stratejileri gibi her türlü risk yönetimi kararları için önemli sonuçları bulunmaktadır. Nitekim getiri dağılımının bu parametreleri, aynı zamanda piyasa riski değerlendirme modellerinin temel yapı taşlarını oluşturmaktadır. Bu nedenle getirilerin değişkenliğinin tespit edilmesi, büyük önem arz etmektedir. Eşit ağırlıklı ortalamalar modeli, getirilerin i.i.d. olduğunu ve eliptik ortak dağılıma sahip olduğunu varsaymaktadır, böylece zamanın karekökü kuralı uygulanabilmektedir. Zaman karekökü kuralının, h periyodu getirilerinin standart sapmasının h katının karekökü olduğunu belirtmektedir. Bu durum ise hem oynaklığın hem de korelasyonun h dönem içerisinde sabit olduğunu ifade etmektedir (Alexander, 2008: 99). Getirilerin normal i.i.d. varsayımının eşit ağırlıklı ortalamalar modeli için önemli sonuçları bulunmaktadır. Bu sonuçlar 1.3.1-1.3.6 alt başlıklarında irdelenmiştir.

1.3.1. Koşulsuz Varyans ve Oynaklık

Eşit ağırlıklı ortalamalara dayanan bir kovaryans matrisi i.i.d. dağıldığı varsayılan getiriler için kullanılan metodoloji basitçe aşağıdaki gibi ortaya konulabilir.

$$\{r_{it}\}, \quad i = 1, \dots, m; \quad t = 1, \dots, T$$

Burada i alt simgesi, varlık veya risk faktörünü ve t döneminde her bir getirinin hesaplandığı zamanı ifade etmektedir. Ayrıca getiri ortalamalarının sıfır olduğu varsayımı altında, t döneminde getiri varyansı

$$\hat{\sigma}_{it}^2 = T^{-1} \sum_{k=1}^T r_{i,t-k}^2 \quad (1.6)$$

biçiminde hesaplanabilmektedir.

Oynaklık yıllıklandırılmış standart sapma olduğundan, eşit ağırlıklı oynaklık tahmini iki aşamada elde edilmektedir. İlk olarak, eşit ağırlıklı ortalama kare getirileri kullanılarak varyansın yansız bir tahmini elde edilmektedir, sonra bunlar zamanın karekök kuralı uygulanarak bir oynaklık tahmini haline getirilir. Örneğin, getirilerin günlük ölçüldüğü ve yılda 250 işlem günü olduğu varsayılırsa, eşit ağırlıklı oynaklık tahminini,

$$\text{Eşit ağırlıklı oynaklık tahmini} = \hat{\sigma}_t \sqrt{250} \quad (1.7)$$

olarak elde edilebilir.

Hesaplamalarda logaritmik getirilerin kullanılmasının sebepleri şu şekilde sıralanabilir:

- Fiyat süreci için standart geometrik Browyen hareket varsayımı gereği, gerçek hayatta getirilerin normal dağılmadığı öne sürülmüştür. Buna göre logaritmik getirilerin alınması opsiyon fiyatlandırmaları için uygundur.
- Logaritmik getiriler ile çalışmak, sıradan getiriler ile çalışmaktan daha kolaydır.
- Veriler günlük frekansta ölçüldüğünde, logaritmik getiriler ile normal getiriler arasında çok düşük farklılıklar bulunmaktadır. Bununla birlikte getiriler, haftalık veya aylık sıklıkta ölçüldüğünde, oynaklık tahmininde logaritmik getiriler yerine normal getirileri kullanmak geleneksel hale gelmiştir.

Beklenen getirinin sıfır olduğu varsayılırsa Denklem 1.6 varyansın yansız bir tahmincisi olmaktadır. Yani $E(\hat{\sigma}^2) = \sigma^2$ ve dolayısı ile

$$\sqrt{E(\hat{\sigma}^2)} = \sigma \quad (1.8)$$

şeklinde olmaktadır. Burada $E(\hat{\sigma}^2) \neq \sigma$ olduğunu belirtmek gerekir, yani Denklem 1.8'in karekökü, standart sapmanın yansız bir tahmincisi değildir. Yalnızca varyansın tahmini yansız olmaktadır.

Beklenen getirinin sıfır olduğu öngörülüyorsa, bunu örneklemden tahmin etmek gerekmektedir. Bu durum, örneklemden tahmin edilen varyansa doğrusal bir kısıtlama getirmektedir. Tarafsız bir tahminde bulunmak için genellikle Denklem 1.9'da verilen formül kullanılabilmektedir.

$$s_{it}^2 = (T - 1)^{-1} \sum_{k=1}^T (r_{i,t-k} - \bar{r}_i)^2 \quad (1.9)$$

Denklem 1.9'da $\bar{r}_i$, T dönemindeki bütün getiriler üzerinden hesaplanan aritmetik ortalama getiriye göstermektedir. Tahmin edicinin bu ortalama sapma formülü, ortalama getirilerin sıfırdan önemli ölçüde farklı olduğu bir dönem boyunca, aylık veya haftalık

verileri kullanarak varyansı tahmin etmek için yararlı olabilecektir. Ancak günlük verilerde ortalama getiri, genellikle çok düşüktür. Fakat öteki varsayımların ihlali, sıfır ortalama varsayımının ihlaline göre daha büyük problemler ortaya çıkarmaktadır. Bu nedenle genellikle Denklem 1.6 ile verilen formül kullanılmaktadır. Denklem 1.6 ve 1.9, koşulsuz varyansın tahmincileridir. Başka bir deyişle, tahmin ettiğimiz genel veya uzun vadeli ortalama varyansı ifade etmektedir. Benzer şekilde, Denklem 1.7 ile hesaplanan oynaklık tahmini koşulsuz bir oynaklık tahmini olmaktadır. Koşullu bir varyans, ani varyansı temsil etmektedir ve bu durum, günden güne değişiklik gösterebilmekte olup, meydana gelebilecek şoklara karşı hassastır (Figlewski, 1997:11-85).

1.3.2. Koşulsuz Kovaryans ve Korelasyon

T zaman aralığında, t anında iki getirinin kovaryansının eşit ağırlıklı bir tahmini aşağıdaki formül kullanılarak elde edilmektedir.

$$\hat{\sigma}_{ijt} = T^{-1} \sum_{k=1}^T r_{i,t-k} r_{j,t-k} \quad (1.10)$$

Denklem 1.10, her iki getirinin kovaryanslarının yansız bir tahmincisi olması için beklenen değerinin sıfır olduğu varsayımına dayanmaktadır. Fakat düşük frekanslı verilerde, aşağıda ifade edilen düzeltmelerin yapılması gerekmektedir.

- Hesaplamalar logaritmik getirilerden ziyade normal getiriler üzerinden gerçekleştirilmelidir.
- Getirilerin ortalama sapmalarının çapraz çarpımlarının toplamaları alınmalıdır.
- Paydada T yerine $T - 1$ kullanılmalıdır.

Denklem 1.10, uzun vadeli ortalama bir kovaryans olan koşulsuz kovaryansın bir tahminini sağlamakta iken koşullu kovaryans ise bu parametrenin anlık değerini ifade etmektedir.

Eşit ağırlıklı korelasyon tahmininde ise şu işlem sırası takip edilmelidir. İlk olarak iki varyans ve kovaryans olmak üzere üç yansız tahminci elde edilir. Kareli getirilerin eşit ağırlıklı ortalamaları ve getirilerin çapraz çarpımları kullanılır. Sonra elde edilen bu tahminciler,

$$\text{Eşit ağırlıklı korelasyon tahmini} = \hat{\rho}_{ijt} = \frac{\hat{\sigma}_{ijt}}{\hat{\sigma}_{it}\hat{\sigma}_{jt}} \quad (1.11)$$

biçiminde korelasyon tahminlerine dönüşmektedir (Alexander, 2008: 99-103).

1.3.3. Eşit Ağırlıklı Tahminlerin Hassasiyeti

Elde edilen parametreye yönelik tahminlerin doğruluğunu değerlendirmenin standart yolu, güven aralıklarını yani gerçek parametre değerini içerecek aralığı oluşturmaktır. Tahmin edicinin standart hatası için ayrıca bir formül de kullanılabilir ve parametrenin standart hatasının tahmincisi elde edilir. Bu da parametrenin tahmin edilen varyansının karekökü ile hesaplanır. Standart hata, tahminin hassasiyetinin bir ölçüsünü vererek, gerçek parametre değeri hakkındaki hipotezleri test etmek için kullanılabilir.

Burada gerçek varyans ve gerçek oynaklıktan kastedilen durum, şu şekilde ifade edilebilir. Varyans ve oynaklık, piyasada gözlemlenebilecek finansal varlıkların piyasa fiyatları gibi değildir. Varyans ve oynaklık, piyasada gözlenemez; çünkü değişkenlik ve oynaklık ticari varlık değildir. Dolayısıyla “doğru” varyansın veya oynaklığın piyasada gözlenen olduğu söylenemez. Varyans ve oynaklık (kovaryans ve korelasyon), yalnızca bir model bağlamında bulunmaktadır. Bu modelde kabul edilen parametre (varyans-oynaklık, kovaryans-korelasyon) asla kesin olarak bilinemeyecektir. Bu nedenle güven aralıkları yani varsayılan modeldeki gerçek parametrelerin değerleri, emin olunan aralıklar hesaplanmaktadır.

1.3.4. Varyans ve Oynaklık İçin Güven Aralıkları

Eşit ağırlıklı ortalamanın σ^2 varyansı için güven aralığı, örnekleme teorisi kullanılarak elde edilebilir. Varyans tahmini, T döneminde sıfır ortalama ve normal dağıldığı varsayımıyla, $T\hat{\sigma}^2/\sigma^2$, T serbestlik derecesi ile ki-kare dağılımına sahip olacaktır. Böylece $T\hat{\sigma}^2/\sigma^2$ için bir $100(1 - \alpha)$ iki taraflı güven aralığı $\left(\chi_{1-\frac{\alpha}{2}, T}^2, \chi_{\frac{\alpha}{2}, T}^2\right)$ ile elde edilebilir. σ^2 için güven aralığı,

$$\left(\frac{T\hat{\sigma}^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}, T}^2}, \frac{T\hat{\sigma}^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}, T}^2}\right) \quad (1.12)$$

biçiminde gösterilmektedir.

1.3.5. Varyans Tahmincisi için Standart Hata

Herhangi bir parametrenin tahmincisi, bir dağılım göstermektedir. Oynaklık tahmini, oynaklık dağılımının tahmincisinin beklentisini belirtmektedir. Bu tahmincinin doğruluğunu ölçmek için ise dağılımının standart sapması olan tahmin edicinin standart hatası tahmin edilmektedir. Öngörü ile aynı birimlerde ölçülen standart hatanın büyüklüğü, tahminin boyutu ile ilişkilidir. Bu ise bir tahminin ne kadar güvenilir olduğunu ifade etmektedir.

Eşit ağırlıklı ortalama varyans tahminleri için standart hatalar, getirilerin normal ve bağımsız olarak sıfır ortalama ve sabit varyans ile dağıldığı varsayımına dayanmaktadır. $i = 1, \dots, T$ için X_i değişkeninin bağımsız rastgele değişkenler olması durumunda kare getiriler de bağımsız olacaktır. Denklem 1.6 da ifade edilen varyans formülü kullanıldığında,

$$V(\hat{\sigma}_t^2) = T^{-2} \sum_{i=1}^T V(r_{t-i}^2) \quad (1.13)$$

çıkarımı elde edilebilir. $V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$ olduğundan rassal X değişkeni yerine $X = r_t^2$ yazıldığında aşağıdaki denklem elde edilir.

$$V(r_t^2) = E(r_t^4) - [E(r_t^2)]^2$$

Yukarıdaki denklemin sağ tarafında $E(r_t^2) = \sigma^2$ dönüşümü uygulanabilir. $E(r_t) = 0$ ve getirilerin normal dağıldığı varsayıldığında $E(r_t^4) = 3\sigma^4$ eşitliği elde edilir. Her bir t dönemi için $V(r_t^2) = 3\sigma^4 - \sigma^4 = 2\sigma^4$ elde edilir. Bu eşitlik Denklem 1.13'te yerine koyulursa,

$$V(\hat{\sigma}_t^2) = 2T^{-1}\sigma^4 \quad (1.14)$$

formülü elde edilir. Dolayısı ile getirilerin sıfır ortalama ve normal i.i.d. süreci izlediği varsayımı, T dönemi kare getirilerine dayanarak eşit ağırlıklı ortalama varyans tahmini için

$$s.e.(\hat{\sigma}_t^2) = \sqrt{\frac{2}{T}}\sigma^2 \quad (1.15)$$

standart hata değerini verecektir (Alexander, 2012:4-5).

1.3.6. Oynaklık Tahmincisinin Standart Hatası

Oynaklık (yıllıklaştırılmış) varyansın karekökü olduğundan, oynaklık tahmincisinin yoğunluk fonksiyonu,

$$g(\hat{\sigma}) = 2\hat{\sigma}h(\hat{\sigma}^2), \hat{\sigma} > 0 \text{ için} \quad (1.16)$$

şeklinde. Bu denklemde $h(\hat{\sigma}^2)$, varyans tahmin edicisinin yoğunluk fonksiyonunu ifade etmektedir. Dolayısıyla eşit ağırlıklı ortalama oynaklık tahmin edicisinin dağılım fonksiyonu, karşılık gelen varyans tahmininin dağılım fonksiyonunun karekökü değildir. Bu bakımdan varyansın standart hatasının karekökü elde edilemez ve bu oynaklığın standart hatası olarak kullanılamaz. Fakat oynaklığın yaklaşık standart hata tahmincisi, aşağıda ifade edilen yaklaşım kullanılarak elde edilebilir.

$$V(f(X)) \approx f'(E(X))^2 V(X) \quad (1.17)$$

Bu formül f diferansiyellenebilir bir fonksiyon ve X 'in rassal bir değişken olması durumunda geçerlidir. Denklem 1.17'nin ikinci dereceden Taylor açılımı ile genişletilmesi ve ardından beklenen değerinin alınması durumunda aşağıdaki denklem elde edilir.

$$E(f(X)) \approx f(E(X)) + \frac{1}{2} f''(E(X)) V(X) \quad (1.18)$$

Benzer şekilde, yüksek mertebeden denklemi de aşağıdaki gibi elde edilebilir.

$$E(f(X)^2) \approx f(E(X))^2 + \left(f'(E(X))^2 + f(E(X))f''(E(X)) \right) V(X) \quad (1.19)$$

$V(f(X)) = E(f(X)^2) - E(f(X))^2$ olduğundan, Denklem 1.17'den $V(\hat{\sigma}^2) \approx (2\hat{\sigma})^{-2} V(\hat{\sigma}^2)$ denklemi elde edilebilir ve aşağıdaki çıkarımda bulunulabilir.

$$V(\hat{\sigma}) \approx (2\hat{\sigma})^{-2} V(\hat{\sigma}^2) \quad (1.20)$$

Denklem 1.14 ve 1.20 kullanılarak, oynaklık tahmincisinin varyansı aşağıda gösterildiği biçimde ifade edilebilir.

$$V(\hat{\sigma}) \approx \frac{1}{2\sigma^2} \frac{2\sigma^4}{T} = \frac{\sigma^2}{2T} \quad (1.21)$$

Dolayısıyla oynaklığın yüzdesi,

$$\frac{est.s.e.(\sigma)}{\hat{\sigma}} \approx \sqrt{\frac{1}{2T}} \quad (1.22)$$

Denklem 1.22 ile elde edilir. Değişkenlik yüzdesi olarak ifade edilen oynaklık tahmincisinin standart hatası, varyansın yüzdesi olarak ifade edilen varyansın standart hatasının değerinin yaklaşık yarısı kadardır (Alexander, 2008: 104-109).

1.4. EŞİT AĞIRLIKLIL HAREKETLİ ORTALAMA MODELİ

Bir yuvarlama örneklem tahmini olan hareketli ortalama ile sabit bir örneklem büyüklüğüne sahip ve her gün yeni getiriyi ekleyen ve en eski getiriyi çıkartan, zaman içinde yuvarlanan bir veri penceresi kullanılarak tahmin gerçekleştirilmektedir. Eşit ağırlıklı hareketli ortalamalar söz konusu olduğunda, örneklem büyüklüğü, varyans için kareli getirilerin ortalaması ve kovaryans için getirilerin çapraz çarpımları ortalamasınının hesaplandığı zaman aralığını göstermektedir. Eşit ağırlıklı hareketli ortalamalar modelinin yanlış kullanımından ötürü bazı finansal kuruluşlar geçmiş dönemlerde fazla miktarda para kaybetmişlerdir (Danielsson, 2011: 32-33).

1.4.1. Oynaklık Kümelerinin Etkisi

Hisse senedi fiyatları, faiz oranları, döviz kurları, enflasyon oranları, borsa endeksleri ve finansal varlıklar gibi finansal zaman serileri oynaklık kümelenmesi davranışını sıklıkla sergilemektedir. Oynaklık kümelenmesi ile kastedilen, fiyatların büyük dalgalanmalar sergilediği çalkantılı dönemler ile nispeten daha sakin dönemlerdir (Gujarati, 2016:357).

Finansal varlıklarda yaşanan dalgalanmaların hem reel ekonomi hem de finans piyasaları üzerinde ciddi etkileri bulunmaktadır. Ortalama bir yatırımcı yatırımın sadece getiri oranı ile değil oynaklığı ile de ilgilenmektedir. Bu nedenle varlık fiyatları ile varlık getirilerinin oynaklıklarını ölçmek önem taşımaktadır. Piyasanın normale dönmeden önceki birkaç hafta çalkantılı olduğunu ve oynaklık kümelenmesi gibi kısa vadeli olaylardan etkilenmediğini öne süren uzun vadeli tahminlerde bazı yanıltıcı argümanlar bulunmaktadır. Oynaklık kümelenmeleri, bazı finansal piyasalarda, özellikle de hisse senedi ve emtia piyasalarında oldukça sık görülür. Bu nedenle uzun vadeli tahminlerde kullanılan ortalamalar uzun dönemleri kapsamalıyken; kısa vadeli tahminlerde ise mevcut piyasa koşullarını yansıtacak son veriler kullanılmalıdır.

Bazı yatırımcı ve araştırmacılar, bir finansal varlığın T dönemindeki getirilerden faydalanarak ileriye dönük kestiriminde T dönemi tarihsel ortalamasını kullanırken; bazıları ise tahmin döneminden daha uzun tarihsel dönemleri kullanmaktadırlar. İlk etapta mantıklı olan bu yaklaşım, aslında büyük bir soruna neden olabilmektedir. Aşırı bir getiri

değerinin dâhil edilmesi durumunda oynaklık tahmini çok yüksek çıkabilecek, herhangi bir şokun yaşanmadığı piyasada ani düşüşler görülebilecektir (Gregoriou, 2009: 13-14).

1.4.2. Eşit Ağırlıklı Hareketli Ortalama Yöntemin Olumsuz Yanları

Bu model uygulanırken karşılaşılan sorunlar, finansal varlık fiyatlarında sıkça karşılaşılan küçük sıçramalardan değil, nadiren karşılaşılan büyük sıçramalardan kaynaklanmaktadır. Uzun bir ortalama süresi kullanıldığında, tek bir şokun önemi büyük bir getiri örneğinde değerlendirilir. Bu nedenle çok uzun vadeli hareketli bir ortalama oynaklık tahmini, piyasadaki kısa ve keskin bir şoka çok fazla cevap vermeyecektir.

Tahmin örnekleminin uzunluğu ne olursa olsun ve tahmin ne zaman yapılsa yapılsın, eşit ağırlıklı yöntem her zaman aynı parametreyi verir (getirilerin koşulsuz oynaklığı). Ancak sabit değeri ifade eden bu durum, süreç içerisinde değişim göstermemektedir. Bu nedenle T günlük geçmiş tahminlerindeki değişiklik, sadece örnekleme hatasına bağlanabilecek olup, modelde bu değişimi açıklayacak başka bir şey bulunmamaktadır. Yani zamana bağlı olarak değişen bir oynaklık modeli değildir.

Eşit ağırlıklı hareketli ortalama modelindeki temel sorun, zamanla değişen bir oynaklık tahmininde sabit oynaklık tahmini yapmaya çalışmasıdır. Benzer şekilde, zamanla değişen bir korelasyon tahmini için de sabit bir korelasyon tahmini yapmaya çalışmaktadır. Bu model, sadece i.i.d. özelliği gösteren koşulsuz değişkenlik veya korelasyon gibi altı ay ile birkaç yıl arasındaki uzun vadeli tahminler için uygundur. Tahmin örneklemini, çeşitli fiyat sıçramalarını içerecek kadar uzun olmalıdır (Penza vd., 2001:137-138).

1.5. ÜSSEL AĞIRLIKLI HAREKETLİ ORTALAMA MODELİ

Üssel ağırlıklı hareketli ortalama modeli (Exponentially Weighted Moving Average, EWMA), J.P. Morgan (1996) tarafından GARCH (1,1) modeli temel alınarak geliştirilmiştir. Eşit ağırlıklı hareketli ortalama tahmininde her gözleme eşit ağırlık verme problemi, EWMA modelinin ortaya çıkışında önemli rol oynamaktadır. Oynaklığın hesaplanmasında popüler olan EWMA yöntemi, yakın geçmişteki gözlemlere uzaktaki gözlemlere nispeten daha fazla ağırlık vermektedir. Ayrıca EWMA modeli ile oynaklığın tahmini gerçekleştirilirken koşullu varyanstan faydalanılmaktadır. EWMA modeli,

finansal varlık getirilerinin simetrik ve i.i.d. dağılımı gösterdiğini varsaymaktadır. EWMA modeline göre finansal varlığın günlük getirisinden hesaplanan varyans formülü, Denklem 1.23'te gösterilmiştir (Harris ve Shen, 2003: 801-802).

$$\hat{\sigma}^2 = (1 - \lambda) \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^{i-1} r_{t-i}^2 \quad (1.23)$$

Denklem 1.23'teki λ eksilme faktörü olarak adlandırılmakta olup, değeri $0 < \lambda < 1$ aralığında yer almaktadır. λ katsayısı 1'e yaklaştıkça geçmişteki gözlemlere daha çok ağırlık verilmekte, 1'den uzaklaştıkça ise yakın tarihlerdeki verilere daha fazla ağırlık verilmektedir (Mina ve Xiao, 2001: 15). λ değerinin doğru tespiti, oynaklığın da doğru bir şekilde belirlenmesini sağlamaktadır.

EWMA modeli ile oynaklık, RiskMetrics tarafından hesaplanmaktadır. RiskMetrics, günlük getirilere dayanan analizlerde λ 'nın değeri için 0,94 ve aylık getirilere dayanan analizlerde ise 0,97 alınmasını önermektedir. Teorik olarak ∞ ile ifade edilen gözlem dönemi için üssel ağırlıklar, hızlı bir şekilde sıfıra yaklaşmaktadır. Denklem 1.23 ile ifade edilen varyans eşitliği, farklı bir şekilde aşağıdaki gibi ifade edilmiştir (Hull, 2018: 545).

$$\hat{\sigma}_t^2 = (1 - \lambda)r_{t-1}^2 + \lambda\hat{\sigma}_{t-1}^2 \quad t = 1, \dots, T \quad (1.24)$$

Denklem 1.24'e göre cari dönem koşullu varyansı, bir dönem önceki getirilerin karesine $1 - \lambda$ ağırlığı verilerek hesaplanmaktadır. Denklem 1.24'te ifade edilen bir önceki dönem koşullu varyans ise aşağıda ifade edilmiştir.

$$\hat{\sigma}_{t-1}^2 = \frac{1}{k+t-1} \sum_{k=0}^{k+t-1} (r_k - \bar{r}_{k+t-1})^2 \quad (1.25)$$

Denklem 1.25'te $k + t - 1$ sayıda gözlemden hesaplanan $\bar{r}_{k+t-1}$, örnek kütlenin ortalamasını ifade etmektedir. Denklem 1.24'te oynaklığın iki bileşeninin bulunduğu görülmektedir. Birinci bileşen $(1 - \lambda)r_{t-1}^2$ olup, oynaklığın finansal piyasalarda meydana gelen fiyat hareketlerine karşı hassasiyetini ölçmektedir. İkinci bileşen ise $\lambda\hat{\sigma}_{t-1}^2$ olup, piyasa hareketlerinden bağımsız olarak önceki dönem oynaklığın cari dönem oynaklığı üzerindeki etkisini ifade etmektedir. $\lambda\hat{\sigma}_{t-1}^2$, oynaklık direnci olarak da isimlendirilmektedir (Yavuz, 2015: 433).

Eksilme faktörü λ , piyasada yaşanan hareketliliklerin finansal varlığın oynaklığı üzerindeki etkileri açısından önem taşımaktadır. λ değeri bire yakın olursa, oynaklık direnci piyasa hareketlerine karşı baskın gelmekte, sıfıra yakın olursa piyasa hareketleri belirleyici olmaktadır.

EWMA yöntemiyle elde edilecek oynaklık tahminleri, Denklem 1.24'te yer alan $\lambda\hat{\sigma}_{t-1}^2$ teriminden ötürü λ 'ya bağlı olacaktır. EWMA yöntemi, oynaklık tahmininde yer alan kümelenmelerin açıklanmasında ve risk analizlerinde sıklıkla kullanılmaktadır. EWMA modeli ile hesaplanan oynaklık tahminlerinin ve tahmin sürecinde kullanılan λ katsayısının güvenilirliğinin testi için geriye dönük test kullanılabilir. Bu test, tarihsel verilerin kullanılmasıyla gerçekleşen getiriler ile EWMA oynaklık tahminlerini karşılaştırıp, yapılan tahminlerden ne kadar sapmanın olduğunu tespit etmeye yaramaktadır (Kayahan vd., 2008: 509).

1.6. MODELLERİN DEĞERLENDİRİLMESİ

Oynaklık ve korelasyon, finansal varlıklarda yatırım riskini ölçmek için uygulanan ölçümlerdir. Standart oynaklık ölçümü, zamanın karekökü kuralı kullanılarak aylık, haftalık veya günlük getirilerin standart sapması yıllıklandırılarak elde edilir. Korelasyon ise standart sapmalarının çarpımına bölünen iki getiri arasındaki kovaryanstır. Bir varlık getirisindeki oynaklıklar ve korelasyonlar, bir kovaryans matrisinde özetlenmektedir. Bu bölümde, eşit ağırlıklı hareketli ortalamalar ve üssel ağırlıklı hareketli ortalamalar yöntemleri kullanılarak oluşturulan basit kovaryans matris tipleri tarif edilmiştir.

Getiri dağılımına ilişkin bazı çok güçlü varsayımlar, bu matrislerin kullanımında üstü kapalıdır. Varsayımların karşılanmadığı durumlarda ise bu matrisleri kullanarak elde edilen portföy riski tahminleri, yanıltıcı sonuçlar verebilecektir. Hareketli ortalama kovaryans matrislerinin iki önemli varsayımı, getirilerin i.i.d. süreçleri izlemesi ve simetrik dağılım sergilemesidir. Eğer bir yatırımın getirisi i.i.d. değilse standart oynaklık ölçümü, yatırım riskini büyük ölçüde hafife alabilir. Bu gibi durumlarda getirilerdeki otokorelasyonu hesaba katacak şekilde ayarlanmalıdır.

Hareketli ortalama modelleri, kovaryans matrisinin bir tahminini sağlamaktadır ve elde edilen tahmin, oynaklık öngörülerini için kullanılabilir. Oynaklıkları ve korelasyonları tahmin etmek ve ileriye dönük kestirimlerde bulunabilmek için eşit ağırlıklı hareketli ortalama veya “tarihsel” yaklaşım, 1990'lı yıllardan itibaren araştırmacı ve yatırımcılar arasında popüler olmuştur. Fakat bu yaklaşımda bazı dezavantajlar, söz konusudur.

İKİNCİ BÖLÜM

GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ VE REJİM DEĞİŞİMİ

Geleneksel ekonometrik modellerde, hata terimi varyansının sabit olduğu (homoskedasticity) varsayılmaktadır. Ancak birçok ekonomik ve finansal zaman serileri, alışılmadık derecede büyük oynaklık ve bunu izleyen sakinleşme dönemleri sergilediği görülmektedir. Dolayısı ile bu gibi durumlarda, sabit bir varyansın geçerli olması mümkün görülmemektedir. Bir finansal ve ekonomik serinin koşullu varyansının tahmini mümkündür. Yatırımcılar veya araştırmacılar, bir varlığı elde tutma süresi içerisindeki değişkenliği ve varlık getirisinin ileri dönem öngörülerinin nasıl olacağı ile ilgilendikleri bir gerçektir. Koşulsuz varyans yani varyansın uzun dönemli tahmini, kısa dönemli yatırımlar planlayan yatırımcılar için önemsiz olacaktır.

Varyansın tahmini için öne sürülen bir yaklaşıma göre, modele bağımsız bir değişken eklenerek oynaklık tahmin edilebilir. Basit bir şekilde ifade edilecek olursa;

$$y_{t+1} = \epsilon_{t+1}x_t$$

Yukarıdaki denklemde, y_{t+1} ilgilenilen değişkeni, ϵ_{t+1} varyansı σ^2 olan beyaz gürültü süreci izleyen hata terimini, x_t ise t döneminde gözlemlenebilecek bağımsız bir değişkeni göstermektedir. Şayet $x_t = x_{t-1} = x_{t-2} = \dots = \text{sabit}$ olursa, y_t serisi sabit bir varyansa sahip beyaz gürültü sürecini gösterecektir. Ancak eşitliğin olmadığı durumda y_{t+1} serisinin varyansı, x_t 'nin her bir gözlemine bağlı olarak $\text{var}(y_{t+1} | x_t) = x_t^2 \sigma^2$ değişiklik gösterecektir. Burada y_{t+1} 'in varyansı x_t 'nin gerçekleşen değerine bağlıdır. T döneminde x_t 'nin gözlemlenebilmesinden dolayı y_t değişkeni koşullu olarak x_t 'nin gerçek değerine göre oluşturulabilir. $(x_t)^2$ 'nin değeri ne kadar büyük olursa, y_{t+1} 'in varyansı da büyüyecektir. Eğer ardışık x_t değerleri pozitif otokorelasyon gösteriyorsa (x_t büyük değer alması durumunda x_{t+1} 'de büyük değer izleyeceğinden), y_t serisinin koşullu varyansı da pozitif otokorelasyon gösterecektir. Bu şekilde, x_t serisi gözlemleri kullanılarak, y_t serisindeki oynaklık yapısı açıklanabilir (Enders, 2015: 123).

2.1. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS SÜRECİ

Engle (1982), bir serinin ortalamasını ve varyansını aynı anda modellemenin mümkün olduğunu göstermiştir. Engle'in metodolojisini ele almadan önce, koşullu tahminlerin koşulsuz tahminlerden çok daha üstün olduğunu belirtmek gerekmektedir. $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \epsilon_t$ şeklinde durağan bir ARMA modeli kullanılarak, y_{t+1} 'in kestirimi yapılmak istenilirse y_{t+1} 'in koşullu ortalaması aşağıda ifade edilen denklem ile elde edilir.

$$E y_{t+1} = a_0 + a_1 y_{t-1}$$

Şayet y_{t+1} 'in tahmini için koşullu ortalama kullanılırsa, tahminin hata varyansı,

$$E_t[(y_{t+1} - a_0 - a_1 y_t)^2] = E_t \epsilon_{t+1}^2 = \sigma^2$$

eşitliği kullanılarak elde edilebilir. Bununla birlikte, eğer koşulsuz tahminler kullanılıyorsa, koşulsuz tahmin her zaman y_t serisinin $a_0/(1 - a_1)$ 'e eşit olan uzun dönemli ortalamasını ifade etmektedir. Koşulsuz tahminin hata varyansı aşağıda verilmiştir.

$$E \left\{ \left[\frac{y_{t+1} - a_0}{1 - a_1} \right]^2 \right\} = E[(\epsilon_{t+1} + a_1 \epsilon_t + a_1^2 \epsilon_{t-1} + a_1^3 \epsilon_{t-2} + \dots)^2] = \frac{\sigma^2}{1 - a_1^2}$$

$1/(1 - a_1^2) > 1$ olmasından ötürü koşulsuz tahmin, koşullu tahminden daha büyük bir varyansa sahip olacaktır (Engle, 1982: 994-996).

Koşullu varyansın tahmini için basit bir yöntem, tahmin edilen hata karelerinin $AR(q)$ süreci ile modellenmesidir.

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\epsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\epsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\epsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (2.1)$$

Denklem 2.1'de v_t beyaz gürültülü hata terimini ifade etmektedir. Eğer $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ parametrelerinin hepsi sıfıra eşit olursa, tahmin edilen varyans sabit α_0 değerine eşit olacaktır. Sıfırdan farklı olmaları durumunda ise y_t serisinin koşullu varyansı, Denklem 2.1'de verilen otoregresif sürece göre geliştirilebilir. $t + 1$ dönemi için koşullu varyans tahmini,

$$E_t \hat{\epsilon}_{t+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\epsilon}_t^2 + \alpha_2 \hat{\epsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\epsilon}_{t+1-q}^2$$

denklemini kullanılarak tahmin edilebilir. Denklem 2.1, otoregresif koşullu değişen varyans modeli (ARCH) olarak adlandırılır. Denklem 2.1'in doğrusal tanımlanması gerçekte doğru bulunmamaktadır. Dolayısı ile maksimum olabilirlik yöntemi kullanılarak koşullu

varyans modellemesinin tahmini en iyi şekilde gerçekleştirilmektedir (Enders, 2015: 125).

Engle (1982) tarafından önerilen çarpımsal koşullu değişen varyans modellerden en basiti aşağıda verilmiştir.

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (2.2)$$

Denklem 2.2’de v_t beyaz gürültülü süreci ifade etmektedir. α_0 ve α_1 katsayıları için $\alpha_0 > 0$ ve $0 \leq \alpha_1 \leq 1$ kısıtlarının sağlanması gerekmektedir. v_t hata teriminin beyaz gürültülü ve önceki dönem değeri ile ilişkisiz olduğu varsayımı altında ε_t hata terimi elemanları sıfır ortalamaaya sahip olup, birbirleri ile ilişkisizdirler. Bu durumun ispatı, aşağıda ifade edildiği biçimde gerçekleştirilebilir.

ε_t serisinin koşulsuz beklenen değeri alınır ve $E\varepsilon_t = 0$ olduğu düşünülürse aşağıdaki denklem elde edilir.

$$E\varepsilon_t = E[v_t(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2}] = E v_t E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0 \quad (2.3)$$

$E v_t v_{t-i} = 0$ olmasından ötürü $i \neq 0$ olmak üzere $E\varepsilon_t \varepsilon_{t-i} = 0$ şeklinde ifade edilebilir. ε_t ’nin koşulsuz varyansını da ε_t ’nin karesini alıp, koşulsuz beklenen değeri alınarak türetilir (Mills ve Markellos, 2008: 175).

$$E\varepsilon_t^2 = E[v_t^2(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)] = E v_t^2 E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) \quad (2.4)$$

$\sigma_v^2 = 1$ olduğundan, ε_t ’nin koşulsuz varyansı ε_{t-1} ’in koşulsuz varyansı ile aynı değere eşittir. Koşulsuz varyans aşağıda gösterildiği şekilde elde edilir.

$$E\varepsilon_t^2 = \alpha_0 / (1 - \alpha_1) \quad (2.5)$$

Bu nedenle koşulsuz ortalama ve varyans, Denklem 2.2’de bulunan hata terimlerinin varlığından etkilenmez.

Benzer biçimde ε_t ’nin koşullu ortalamasının sıfıra eşit olduğu da gösterilebilir. ε_{t-1} ve v_t hata terimlerinin birbirlerinden bağımsız olduğu ve $E v_t = 0$ varsayımı altında ε_t ’nin koşullu ortalaması,

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = E_{t-1} v_t E_{t-1}(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0$$

denklemini kullanılarak elde edilebilir. Bu durumda, ε_t serisi özelliklerinin Denklem 2.2’yi etkilemediğini söylenebilir, çünkü ortalama sıfır, varyans sabit ve tüm otokovaryanslar sıfırdır. Ancak Denklem 2.2’de koşullu varyansın etkisi, baştan sona doğru azalmaktadır. $E v_t^2 = 1$ olmasından dolayı, ε_t ’nin varyansının geçmişe göre koşullandırılmış varyansı,

$$E[\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots] = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (2.6)$$

şeklinde. Denklem 2.6'da ε_t 'nin koşullu varyansı ε_{t-1}^2 'nin gerçekleşen değerine bağlıdır. ε_{t-1}^2 'nin gerçekleşen varyansı ne kadar büyük olursa, t dönemindeki koşullu varyans da büyük olacaktır. Denklem 2.6 ile ifade edilen model birinci dereceden otoregresif koşullu değişen varyans modeli olarak adlandırılır ve ARCH(1) olarak ifade edilir. Geleneksel otoregresif modellerin aksine α_0 ve α_1 parametrelerinde bazı kısıtlamalar mevcuttur. Koşullu varyansın hiçbir zaman negatif olmaması gerektiğinden, hem α_0 'ın hem de α_1 'in pozitif oldukları varsayılmalıdır. İstikrarlı bir yapı sergilenmesi için de $0 \leq \alpha_1 \leq 1$ kısıtının sağlanması gerekmektedir. Denklem 2.3 ve 2.6 herhangi bir ARCH sürecinin başlıca özelliklerini göstermektedir. Bir ARCH modelinde, hata terimlerinin koşullu ve koşulsuz beklentileri sıfıra eşittir ve ε_t hata terimleri serisel olarak birbirleri ile ilişkili değildirler ($s \neq 0, E\varepsilon_t\varepsilon_{t-1} = 0$). ARCH modelinde kilit nokta, hata terimlerinin kareleri ile ilişkili olmasından ötürü birbirleri ile bağımsız olmamalarıdır.

Koşullu varyans, koşullu değişen varyanslı hataları içeren bir otoregresif süreci ifade etmektedir. ε_{t-1} 'in gerçekleşen değerinin sıfırdan uzak olması yani $\alpha_1\varepsilon_{t-1}^2$ büyük bir değer alması, ε_t 'nin varyansının da büyük olma eğiliminde olmasına neden olacaktır. ε_t 'nin değişen varyanslı bir süreç izlemesi, y_t 'nin de değişen varyanslı bir süreç izlemesini sağlayacaktır. Bu bağlamda y_t serisindeki kararlı ve oynak dönemler, ARCH modelleri kullanılarak tespit edilebilmektedir (Enders, 2015: 128).

α_1 ve ε_{t-1}^2 'in negatif olamamasından ötürü koşullu varyansın minimum değeri, α_0 olacaktır. ε_{t-1} 'in sıfırdan farklı gerçekleşen bir değeri için y_t serisinin koşullu varyansı α_1 ile pozitif ilişkili olacaktır. y_t 'nin koşulsuz ortalaması ve varyansı, y_t 'nin fark denklemleri çözülerek ve beklenen değeri alınarak elde edilebilir. Süreç yeterince uzun ise, y_t için çözüm aşağıdaki gibi elde edilir.

$$y_t = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} + \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_1^i \varepsilon_{t-i} \quad (2.7)$$

Bütün t dönemleri için $E\varepsilon_t = 0$ olmasından dolayı, Denklem 2.7'nin koşulsuz beklenen değeri $Ey_t = \alpha_0/(1-\alpha_1)$ dir. Koşulsuz varyans da Denklem 2.7 kullanılarak benzer şekilde ele edilebilir. $i \neq 0$ olmak üzere ve $E\varepsilon_t\varepsilon_{t-i} = 0$ varsayıldığında, y_t 'nin koşulsuz varyansı, Denklem 2.7'den $var(y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_1^{2i} var(\varepsilon_{t-i})$ ile elde edilebilir. Sonuçta, ε_t 'nin koşulsuz varyansı sabittir. Takibinde y_t 'nin varyansı ise

$$var(y_t) = \left(\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1} \right) \left(\frac{1}{1-\alpha_1^2} \right) \quad (2.8)$$

denklemleri ile hesaplanabilir. y_t serisinin varyansı, α_0 ve α_1 'in mutlak değerinde artmakta olup, yüksek dereceli otoregresif süreçler ile genelleştirilebilmektedir.

Denkem 2.2'de ifade edilen ARCH süreci, çeşitli biçimlerde geliştirilmiştir. Engle (1982) çalışmasındaki orijinal katkı sağladığı yüksek dereceli ARCH(q) süreci, aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (2.9)$$

Denklem 2.9'da ε_{t-1} 'den ε_{t-q} 'ya kadar olan bütün şokların ε_t üzerinde doğrudan etkisi bulunmaktadır ve koşullu varyans q dereceden bir otoregresif süreci izlemektedir.

2.2. GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (GARCH) MODELİ

Bollerslev (1986), koşullu varyansın bir ARMA süreci olmasına olanak tanıyan bir teknik geliştirerek Engle (1982)'nin orijinal çalışmasını genişletmiştir. Hata teriminin $\sigma_v^2 = 1$ varsayımı altında $\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$ olduğu düşünüldüğünde GARCH(p, q) süreci,

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (2.10)$$

denklemleri ile ifade edilebilir. v_t beyaz gürültülü bir süreç göstermesinden ötürü, ε_t 'nin koşullu ve koşulsuz ortalamaları sıfıra eşit olacaktır. ε_t 'nin beklenen değeri alındığında $E\varepsilon_t = Ev_t(h_t)^{1/2} = 0$ değerine eşit olacaktır. ε_t 'nin koşullu varyansı, $E\varepsilon_t^2 = h_t$ denklemleri ile elde edilir. Dolayısıyla ε_t 'nin koşullu varyansı, Denklem 2.10'da bulunan h_t ile ifade edilen ARMA sürecidir (Enders, 2015: 129).

Genelleştirilmiş ARCH(p, q) modeli, GARCH (p, q) olarak ifade edilmektedir ve bu model değişen varyanstaki hem otoregresif hem de hareketli ortalama bileşenlerinin bulunmasına olanak tanımaktadır. Eğer $p = 0$ ve $q = 1$ alınırse Denklem 2.2'de ifade edilen birinci dereceden ARCH modeli elde edilir ve GARCH(0,1) ile de ifade edilebilir. Benzer bir şekilde, bütün β_i katsayılarının sıfır olması durumunda, GARCH(p, q) modeli ARCH(q) modeline eşit olmaktadır. Yüksek dereceli bir ARCH modeli tahmininin GARCH modeline nazaran daha zor olması, GARCH modellerinin öne çıkan özelliklerinden birisidir. Parametre sayısının az olması, kısıt sayısının da az olmasını beraberinde getirmektedir, dolayısıyla model tahmini fazla parametrelili modellere göre daha kolay olacaktır.

GARCH modellerinin temel özelliği, y_t serisindeki ortalamadan sapmaların koşullu varyanslarının bir ARMA süreci göstermesidir. Bu nedenle, tahmin edilen bir ARMA modelinden elde edilen hataların bu özelliğe sahip olması beklenmektedir.

2.3. GARCH MODELLERİNİN MAKSİMUM OLABİLİRLİK İLE TAHMİNİ

Günümüzde GARCH tipi modellerin tahmin aşamasını gerçekleştiren pek çok istatistiksel yazılım paketi mevcuttur. Bilgisayar yazılımlarının model tahmininde pek çok kolaylık sağladığı aşikar olmasına rağmen arka planda yer alan tahmin prosedürünü bilmek önemlidir. Bu bölümde GARCH tipi modellerin Maksimum Olabilirlik (Maximum Likelihood, ML) metodu kullanılarak, parametre nasıl tahmin edileceği ele alınmıştır.

ε_t hata teriminin sıfır ortalama ve σ^2 sabit varyans ile normal dağılım gösterildiği varsayılmaktadır. Standart normal dağılım teorisinden, ε_t değerinin gerçekleşme olasılığı,

$$L_t = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) \exp \left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2} \right)$$

şeklindedir. Bu denklemde L_t ε_t 'nin olabirliğini ifade etmektedir. ε_t değerlerinin birbirlerinden bağımsız olmaları nedeniyle, $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T$ değerlerinin birlikte gerçekleşmelerinin olasılığı, kendi olasılıklarının çarpımlara eşittir. Eğer hatalarda sabit varyans durumu geçerli ise, birlikte gerçekleşmelerin olasılığı

$$L = \prod_{t=1}^T \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) \exp \left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2} \right)$$

denklemi kullanılarak elde edilebilir. Toplam sembolü ile çalışmanın çarpım sembolü ile çalışmaktan daha kolay olması nedeni ile denklemin her iki tarafının doğal logaritması alındığında aşağıdaki denklem elde edilir.

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t)^2 \quad (2.11)$$

Maksimum olabilirlik tahminindeki prosedürde öncelikle gözlenen örneklemin olabirliğinin maksimize edilebilmesi için dağılım parametresinin belirlenmesi gerekmektedir.

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \quad (2.12)$$

ε_t 'nin Denklem 2.12'den türetildiği varsayılırsa, maksimum olabilirlik yöntemi kullanılarak parametre tahminlerinin nasıl yapılacağı aşağıdaki biçimde

gerçekleştirilebilir. Klasik regresyon modelinde, ε_t 'nin ortalamasının sıfır, varyansının (σ^2) sabit ve ε_t 'nin gerçekleşen değerlerinin birbirinden bağımsız olduğu varsayılmaktadır. T dönemi için Denklem 2.11'de verilen log-olabilirlik fonksiyonunda ε_t yerine Denklem 2.12'de ifade edilen eşitlik koyulduğunda,

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t - \beta x_t)^2 \quad (2.13)$$

denklemini elde edilir. σ^2 ve β parametrelerine göre 1. dereceden türev alınarak Denklem 2.13 ile ifade edilen log-olabilirlik fonksiyonu maksimize edilir.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} &= -\frac{T}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{t=1}^T (y_t - \beta x_t)^2 \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t x_t - \beta x_t^2) \end{aligned} \quad (2.14)$$

Denklem 2.14'de gösterilen kısmi türevler sıfıra eşitlenir ve σ^2 ile β değerlerine göre çözüldükten sonra aşağıda ifade edilen tahminler elde edilir.

$$\hat{\sigma}^2 = \sum \varepsilon_t^2 / T \quad (2.15)$$

$$\hat{\beta} = \sum x_t y_t / \sum x_t^2 \quad (2.16)$$

Parametrelerde doğrusallığın sağlanmasından ötürü birinci dereceden türev işlemleri kolayca gerçekleştirilmektedir. Fakat birinci dereceden denklemler, doğrusal olmadıkları için ARCH veya GARCH modelini tahmin etmede yetersiz kalmaktadır. Bu durumu açıklamanın en basit yolu, Denklem 2.12 ile ifade edilen regresyon modeline bir ARCH (1) hata sürecini dâhil etmektir. ε_t 'nin $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ doğrusal denkleminin hata terimi olduğu ve ε_t 'nin $\varepsilon_t = v_t(h_t)^{0.5}$ yapısı sergilediği varsayılınsın. ε_t 'nin koşullu varyansının sabit olmamasına rağmen, Denklem 2.11'de değişiklik yapılmasının gerekliliği aşikârdır. Her ε_t hatalarının gerçekleştirilmesinin koşullu varyansı, h_t olduğu için ε_1 ile ε_t arasındaki bileşik olasılık

$$L = \prod_{t=1}^T \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \right) \exp \left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2h_t} \right) \quad (2.17)$$

şeklinde ifade edilebilir. Olabilirlik fonksiyonu ise

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - 0,5 \sum_{t=1}^T \ln h_t - 0,5 \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 / h_t) \quad (2.18)$$

Denklemi ile gösterilmektedir. $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ ve koşullu varyans ARCH(1) süreci $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ denklemleri Denklem 2.18'de yerine konulursa aşağıdaki denklem elde edilir.

$$\ln L = -\frac{T-1}{2} \ln(2\pi) - 0,5 \sum_{t=2}^T \ln(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T [(y_t - \beta x_t)^2 / (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)] \quad (2.19)$$

Burada ε_0 değerinin örneklem dışında olmasından dolayı ilk gözlem kaybolmaktadır. ε_{t-1}^2 'nin yerine $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})^2$ terimi koyulduğunda, $\ln L$ denklemini α_0, α_1 ve β 'ya göre maksimize etmek mümkün olabilecektir. Bilgisayar yazılımlarının bu log-olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden parametre değerlerini seçmeleri, modelin tahminini kolaylaştırmaktadır. Sayısal optimizasyon rutinleri, katsayıların tahmini için kesin çözümler garanti etmemektedir. Bunların yerine, $\ln L$ 'yi maksimize eden parametre değerlerini bulmak için çeşitli "tepe tırmanma" yöntemleri kullanılmaktadır. Olasılık fonksiyonunun kısmi türevleri sıfıra yakınsa (olasılık fonksiyonunun sabit bir değer alması için), algoritmalar bir maksimum değer bulamayabilir (Bollerslev, 1989:315-317).

2.4. DOĞRUSAL OLMAYAN OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

ARCH ve GARCH modellerinin en büyük dezavantajı, varyansın etkisinin sabit olduğu varsayımdır. GARCH modelinde hata kareleri denkleme dâhil olduğu için hata terimlerinin veya şokların işaretleri oynaklık üzerinde farklı etkiye sahip olamamaktadır. Pozitif ve negatif şokların varyansa ve dolayısı ile oynaklığa aynı etkisi aynı kalmaktadır. Fakat finansal piyasalarda genel olarak negatif şokların pozitif şoklara kıyasla oynaklığı daha fazla arttırmaktadır. Finansal varlıklara ilişkin zaman serilerinin koşullu varyansının davranışı genellikle bir önceki getiriye göre asimetric yapıdadır (Franses ve Dijk, 2000:148).

Finansal analistler, politika yapıcılar bir varlık fiyatının koşullu varyansının kesin tahminlerini elde etmeyi önemli görmektedirler. GARCH modelleri, koşullu oynaklıkları tahmin edebileceğinden bir varlığın elde tutma riskini de ölçebilir. Bu bağlamda GARCH modelinin, finansal araçların koşullu oynaklığını tahmin etmeye uygun olan bazı uzantı modelleri geliştirilmiştir. Bu kısımda GARCH modeli temel alınarak türetilen diğer modeller ele alınacaktır.

2.4.1. Bütünleşik GARCH (IGARCH) Modeli

Finansal zaman serilerinde koşullu oynaklık, genellikle kalıcı bir yapı sergilemektedir. Geniş örnekleme sahip bir finansal seri düşünüldüğünde, GARCH (1, 1) modeli ile bu serinin tahmini neticesinde, α_1 ve β_1 parametrelerinin toplamının bire çok yakın olduğu görülmektedir. Nelson (1990), çalışmasında $\alpha_1 + \beta_1$ kısıtlamasının 1'e eşit

olmasının, bir varlığın getirisinin dağılımının çok temel bir gösterimi olabileceğini ifade etmiştir. Bu kısıtlamanın koşullu varyansı, birim kökü olan bir süreç gibi davranmasına yol açabilecektir. Bu bütünleşik GARCH (Integrated GARCH, IGARCH) modeli, çeşitli özelliklere sahiptir. $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ olması durumunda, koşullu varyansın bir dönem tahmini $E_t h_{t+1} = \alpha_0 + h_t$ ile j dönemlik tahmini ise $E_t h_{t+j} = j\alpha_0 + h_t$ formülü ile elde edilebilir. Dolayısıyla, α sabit terimi hariç, sonraki döneme ilişkin koşullu varyansın tahmini koşullu varyansın bugünkü değeridir.

IGARCH süreci ile birim köklü bir ARIMA modeli arasında mükemmel bir benzerlik bulunmamaktadır. $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ ve $h_{t-1} = Lh_t$ olarak ifade edildiğinde, koşullu varyans denklemi aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$h_t = \alpha_0 + (1 - \beta_1)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 Lh_t \quad (2.20)$$

Denklem 2.20, h_t için çözüldüğünde,

$$h_t = \alpha_0 / (1 - \beta_1) + (1 - \beta_1) \sum_{i=0}^{\infty} \beta_1^i \varepsilon_{t-1-i}^2 \quad (2.21)$$

denklemi elde edilir. Dolayısıyla, durağan olmayan modellerden farklı olarak koşullu varyans, ε_t dizisinin mevcut ve geçmiş gerçekleşen değerlerinin geometrik olarak azalan bir işlevidir. Denklem 2.21 ile ifade edilen bir IGARCH modeli, diğer herhangi bir GARCH modelinde olduğu gibi tahmin edilebilir (Nelson, 1990:320-328).

2.4.2. Asimetrik GARCH Modelleri

Varlık fiyatlarının ilginç bir özelliği, “kötü” haberlerin oynaklık üzerinde “iyi” haberlerden daha belirgin bir etki ortaya çıkarmasıdır. Birçok hisse senedi için mevcut getirileri ile gelecekteki oynaklıkları arasında güçlü bir negatif korelasyon vardır. Hisse senedi fiyatlarında negatif bir şok bir firmanın borcuna oranla özkaynak değerini azaltmaktadır. Borç/özkaynak (yani kaldıraç) oranı arttıkça, firmanın hisselerini elinde bulundurma riskini de beraberinde artıracaktır. Oynaklıktaki bu eğilim, kaldıraç etkisi olarak adlandırılır. Getiriler arttığında oynaklıkta düşüş, getiriler azaldığında ise oynaklıktaki artış, kaldıraç etkisi olarak isimlendirilir (Franq ve Zakoian, 2010:245-246).

2.4.2.1. Eşik Değer ARCH (TARCH) Modeli

Glosten vd. (1993), olumlu ve olumsuz haberlerin oynaklık üzerinde farklı etkilere sahip olmasının nasıl mümkün olabileceğini göstermişlerdir. $\varepsilon_{t-1} = 0$ değeri bu değerden

yüksek olan şokların düşük olanlara göre farklı etkiler sergiledikleri eşiği ifade etmektedir. Eşik değer ARCH (Threshold ARCH, TARARCH) süreci

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (2.22)$$

denklemini ile ifade edilebilir. Denklem 2.22'de yer alan d_{t-1} ifadesi $\varepsilon_{t-1} < 0$ olması durumunda 1, $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ olması durumunda ise 0 değerini alan bir gölge değişkeni ifade etmektedir. TARARCH modelindeki temel düşünce, ε_{t-1} 'in pozitif değerlerinin d_{t-1} 'in sıfır değeriyle ilişkilendirilmiş olmasıdır. Şayet $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ olursa, ε_{t-1} şokunun h_t üzerindeki etkisi, $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ olur. $\varepsilon_{t-1} < 0$ olduğunda ise, $d_{t-1} = 1$ ve ε_{t-1} şokunun h_t üzerindeki etkisi, $(\alpha_1 + \lambda_1) \varepsilon_{t-1}^2$ olur. Eğer $\lambda_1 > 0$ ise, negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisi pozitif şoklara kıyasla daha fazladır. λ_1 katsayısının istatistiki bakımdan sıfırdan farklı olması, ele alınan serinin eşik değer etkisi içerdiğini ifade etmektedir (Glosten vd., 1993:1782-1785).

2.4.2.2. Üssel GARCH (EGARCH) Modeli

Asimetrik etkilerin modellenmesine olanak tanıyan bir diğer model de Üssel GARCH (Exponential GARCH, EGARCH) modelidir. Standart bir GARCH modelindeki parametrelerin pozitif olması koşulu, EGARCH modelinin geliştirilmesine sebep olmuştur. Nelson (1991), pozitiflik koşulu gerektirmeyen bir model önermiştir.

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}) + \lambda_1 |\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{0.5}| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (2.23)$$

Denklem 2.23, üssel-GARCH ya da EGARCH modeli olarak adlandırılmaktadır.

EGARCH modelinde üzerinde durulması gereken üç önemli husus bulunmaktadır. Birincisi, koşullu varyans için denklemin logaritmik doğrusal formda olduğudur. $\ln h_t$ değerinin büyüklüğüne bakılmaksızın bağımsız olarak, h_t 'nin değeri hiçbir zaman negatif olamayacaktır. Bu nedenle denklem, katsayıların negatif olmasına olanak tanır. İkincisi, ε_{t-1}^2 değerini kullanmak yerine EGARCH modeli, ε_{t-1} 'in standartlaştırılmış değerlerini kullanmaktadır (ε_{t-1} değerleri $(h_{t-1})^{0.5}$ değerine bölünmektedir). Bu standardizasyon, şokların büyüklüğü ve kalıcılığının daha doğru bir şekilde yorumlanmasına olanak tanımaktadır (Nelson, 1991:350-356). Sonuçta ε_{t-1} 'in standartlaştırılmış değeri, birimsiz bir ölçü halini almaktadır. Üçüncüsü ise, EGARCH modeli kaldıraç etkilerinin görülmesine olanak tanımaktadır. Eğer $\varepsilon_{t-1} / (h_{t-1})^{0.5}$ pozitif ise, şokun koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisi $\alpha_1 + \lambda_1$ olmaktadır. Şayet, $\varepsilon_{t-1} / (h_{t-1})^{0.5}$ negatif ise, şokun koşullu varyansın logaritması üzerindeki etkisi $-\alpha_1 + \lambda_1$ olacaktır. EGARCH modelinin

TARCH modeline göre bazı avantajları olmasına rağmen, EGARCH modelinin koşullu varyans kestirimleri zordur.

TARCH modelinde $E_t d_{t+j} = 0,5$ almak mantıklı olacaktır. Varlık getirilerinin simetrik olması durumunda, %50 oranında, ε_{t+j} 'nin gerçekleşen değerinin pozitif olması ihtimali bulunacaktır.

2.4.2.3. Asimetrik GARCH Modellerinde Kaldıraç Etkisi Testi

Kaldıraç etkisinin testi için, TARCH veya EGARCH modeli tahmin edildikten sonra, $\hat{\lambda}_1 = 0$ öne süren sıfır hipotezi için bir t testi uygulanmaktadır. Bununla birlikte, hata terimlerinde herhangi bir kaldıraç etkisi olup olmadığının belirlenmesini sağlayan özel bir tanı testi de bulunmaktadır. Bir ARCH veya GARCH modelini tahmin ettikten sonra standartlaştırılmış hataları, $s_t = \hat{\varepsilon}_t / \hat{h}_t^{1/2}$ formülü kullanılarak elde edilebilir. Böylece s_t serisi, her bir hata teriminin standart sapmaya bölünmesiyle bulunur. Kaldıraç etkisinin test edilmesi için aşağıda ifade edilen regresyon modeli tahmin edilmelidir.

$$s_t^2 = a_0 + a_1 s_{t-1} + a_2 s_{t-2} + \dots$$

Eğer kaldıraç etkisi yoksa hata karelerinin birbirleri ile ilişkili olmamaları gerekmektedir. Dolayısıyla $H_0: a_1 = a_2 = \dots = 0$ sıfır hipotezi, hesaplanacak F istatistiği ile sınanması ve elde edilecek olan bu istatistiğin F tablosundan elde edilecek kritik değeri aşması halinde, kaldıraç etkisinin var olduğu ifade edilebilecektir (Enders, 2015: 157).

Engle ve Ng (1993), pozitif ve negatif şokların koşullu varyans üzerinde farklı etkilerinin olup olmadığını belirlemek için ikinci bir yol geliştirmişlerdir. Yukarıda ifade edildiği üzere, tekrardan d_{t-1} 'in $\hat{\varepsilon}_{t-1} < 0$ ise 1, $\hat{\varepsilon}_{t-1} \geq 0$ ise 0 değerini alan bir gölge değişken olduğu düşünülmektedir. Test, tahmin edilen hata karelerinin d dizisi kullanılarak tahmin edilip edilemeyeceğini belirlemek üzere kurgulanmıştır.

$$s_t^2 = a_0 + a_1 d_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.24)$$

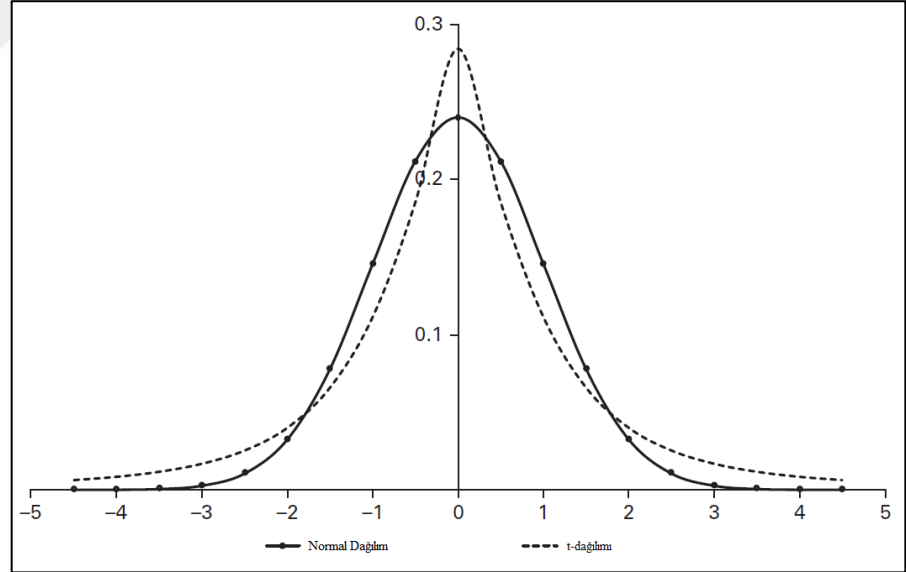
Denklem 2.24'te a_1 parametresinin t testi ile istatistiki anlamlılığına bakıldığında, parametre anlamlı ise cari dönem şokunun işareti, koşullu oynaklığı tahmin etmede yardımcı olabilecektir. Test genelleştirildiğinde aşağıda ifade edilen regresyon modeli kullanılabilir.

$$s_t^2 = a_0 + a_1 d_{t-1} + a_2 d_{t-1} s_{t-1} + a_3 (1 - d_{t-1}) s_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.25)$$

Denklem 2.25'teki $d_{t-1}s_{t-1}$ 'in ve $(1 - d_{t-1})s_{t-1}$ terimleri, pozitif ve negatif şokların etkisinin büyüklüklerine de bağlı olup olmadığını belirlemek için yer almaktadır. Denklem 2.25'te yer alan parametreleri üzerinde $H_0: a_1 = a_2 = a_3 = 0$ hipotezi F istatistiği ile test edilebilir. H_0 hipotezi reddedilerek kaldıraç etkisinin var olduğu sonucu elde edilirse, TARCH veya EGARCH modellerinden biri kullanılarak tahmin gerçekleştirilebilir.

2.4.2.4. Asimetrik GARCH Modellerinde Normal Dağılmayan Hatalar

Birçok finansal varlık için getiri oranlarının dağılım fonksiyonu, kalın kuyruklu olma özelliği gösterme eğilimindedir. Kalın kuyruk dağılımlarda normal dağılıma göre ağırlık, kuyruk kısımlarda daha yoğunluktadır. Bir hisse senedi getiri oranının normal dağılım ile gösterilenden çok daha büyük bir kayıp (veya kazanç) getirme olasılığı daha yüksektir. Dolayısıyla, normal bir dağılım kullanarak maksimum olabilirlik tahmini yapmak istenilmeyebilir.



Grafik 2.1. Normal Dağılım ile Student-t Dağılımının Karşılaştırılması

Yukarıdaki grafikte standartlaştırılmış normal dağılım, 3 serbestlik dereceli bir t dağılımına göre karşılaştırılmıştır. Grafikten görüleceği üzere t dağılımı normal dağılıma göre, ortalama etrafında daha fazla kümelenmekte olup kuyruk kısımları daha kalındır.

Finansal değişkenlerin kalın kuyruk özelliği taşımasından ötürü oynaklık tahminlerinde genellikle t dağılımının kullanılması önerilmektedir (Cheng ve Hung, 2011:160-161).

2.5. GARCH MODELLERİNİN İLAVE ÖZELLİKLERİ

GARCH modeli ile ekonometrik bir tahmin gerçekleştirilirken birbiriyle ilişkili iki denklem tahmin edilmektedir.

$$y_t = a_0 + \beta x_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = v_t(a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + a_q\varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1h_{t-1} + \dots + \beta_ph_{t-p})^{0.5} \quad (2.26)$$

Denklem 2.26'daki x_t dışsal bir değişken veya p^m veya q^m dereceden ARMA süreci olabilecektir. İlk denklem ortalama, ikinci denklem ise varyans modellemesini ifade etmektedir. ARMA süreci için geçerli olan p^m ve q^m sıralamasının GARCH(p, q) sıralaması ile aynı olması gerekmemektedir. h_t , ε_t 'nin koşullu varyansıdır; bu nedenle, Denklem 2.26'daki GARCH süreci, ortalama denklemin koşullu varyansını ifade etmektedir. $\varepsilon_t = v_t(h_t)^{0.5}$ verildiğinde h_t ile ε_t^2 arasındaki ilişki, $\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t$ ve $E v_t^2 = E_{t-1} v_t^2 = 1$ olduğundan $E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t$ şeklinde ifade edilebilir. Dolayısıyla, h_t , ε_t dizisinin koşullu varyansını göstermektedir. GARCH (1,1) modeli, koşullu oynaklığın en popüler olan şeklidir. Bu durum, özellikle oynaklık şoklarının çok kalıcı olduğu finansal veriler için geçerlidir.

2.5.1. Uyumun Değerlendirilmesi

Bir GARCH modelinin yeterliliğini değerlendirmenin bir yolu, modelin verilere ne kadar uygun olduğunu belirlemektir. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bayesyen Bilgi Kriteri (SBC) gibi model seçim kriterleri kullanarak bir GARCH modelinin uygunluğunu değerlendirmek mümkündür. Öncelikle hata kareleri toplamını (Sum Square Resid, SSR), uygunluğun bir ölçüsü olarak düşünüldüğünde, hata kareleri toplamı $SSR = \sum \varepsilon_t^2$ olarak ifade edilir ve ortalama modelin kare sapmalarını ölçmektedir. Ayrıca $\varepsilon_t = v_t(h_t)^{1/2}$ olmasından dolayı, GARCH modelindeki teorik yenilikler v_t serisi kullanılarak elde edilmektedir. SSR'yi kullanmak yerine, GARCH modelinde uyumun ölçütü için v_t serisinin karelerinin toplamını ($SSR' = \sum_{t=1}^T v_t^2$) kullanmak daha makul görülmektedir. $\varepsilon_t = v_t(h_t)^{1/2}$ olduğu düşünülürse,

$$SSR' = \sum_{t=1}^T \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right) \quad (2.27)$$

şeklinde ifade edilir. Denklem 2.27'deki SSR' koşullu varyansın uydurulmuş değerlerine göre kareli hataların bir ölçüsüdür. Şayet h_t 'nin uydurulmuş değerleri, ε_t^2 değerlerine yakın ise SSR' küçük olacaktır. SSR' değerinin en küçük olduğu model, tercih edilir.

Bir başka uygunluk ölçütü ise olasılık fonksiyonunun maksimize edilmiş değeridir. Önceki bölümlerde ifade edildiği üzere, hata süreci dağılımlarının normal olduğu varsayıldığında, log-olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmiş değeri aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$2 \ln L = -\sum_{t=1}^T [\ln(h_t) + \varepsilon_t^2/h_t] - T \ln(2\pi) = -\sum_{t=1}^T [\ln(h_t) + v_t^2] - T \ln(2\pi)$$

burada L olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmiş değerini göstermektedir. Bu nedenle büyük L değerine sahip modeller, küçük h_t değerlerine veya küçük SSR' değerlerine sahip olacaktır.

AIC ve SBC kriterlerine ilişkin değerler de aşağıda ifade edilen eşitlikler kullanılarak elde edilebilir.

$$AIC = -2 \ln L + 2k$$

$$SBC = -2 \ln L + k \ln(T) \quad (2.28)$$

Denklem 2.28'de yer alan yukarıda ifade edilen $\ln L$ log-olabilirlik fonksiyonunu ve k tahmin edilen parametre sayısını belirtmektedir. Bazı programcılar, model seçim kriterlerini sunarken $-T \ln(2\pi)$ ifadesini olabilirlik fonksiyonunun hesaplanmasına dâhil etmemektedir (Enders, 2015:148-150).

2.5.2. Model Yeterliliği İçin Tam Testleri

Tahmin edilen bir GARCH modeli, iyi bir uyum sağlamasının yanı sıra ortalama ve varyans modellerinin bütün yeterliliklerini sağlaması gerekmektedir. Tahmini gerçekleştirilen hata terimleri, seri olarak ilişkilendirilmemeli ve koşullu oynaklık içermemelidir. Hata terimlerinin standartlaştırılmış değerlerine bakarak modelin belirtilen bu problemleri içerip içermediği, test edilir.

Standartlaştırılmış hata terimlerinde serisel korelasyonun varlığı durumunda, ortalama modelin doğru bir şekilde belirtilmediği söylenebilir. Ortalama modelinin serisel korelasyon içerip içermediğini test etmede, standartlaştırılmış hata terimleri serisi (s_t) için Ljung-Box Q istatistikleri oluşturulur. Q istatistiklerinin sıfıra eşit olduğu yani hata terimleri arasında serisel korelasyonun bulunmadığını öne süren hipotezin reddedilmemesi gerekmektedir (Franq ve Zakoian, 2010:97-100).

GARCH etkisi testinde, standartlaştırılmış hataların kareli değerleri (s_t^2) için Ljung-Box Q istatistikleri oluşturulur. Buradaki temel düşünce, s_t^2 'nin $e_t^2/h_t^2 = v_t^2$ 'nin tahmini olduğudur. Dolayısıyla s_t^2 serisi ile v_t^2 serisi, aynı özellikleri taşımaktadır. Q-istatistiklerinin sıfıra eşit olduğunu varsayan sıfır hipotezinin reddedilmemesi, seride GARCH etkisinin bulunmadığını ifade etmektedir. Aksi takdirde, seri halen koşullu oynaklık davranışı sergilediği ifade edilebilir. Normallik varsayımı için de tahmin edilen v_t serisinin normal bir dağılıma uyup uymadığı kontrol edilebilir. Fakat finansal zaman serilerinde bu durum göz ardı edilebilmektedir (Piero, 1999:849-850). Tatminkâr bir model belirlendikten sonra y_t 'nin gelecekte alacağı değerleri ve koşullu varyansı tahmin edilebilecektir.

2.5.3. Koşullu Varyansın Öngörüsü

Koşullu varyansın bir dönem sonraki tahminini elde etmek mümkündür. Bir dönem sonraki h_t varyans denklemi aşağıdaki şekilde ifade edilebilir.

$$h_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \beta_1 h_t$$

ε_t^2 ve h_t değerleri t döneminde belli olduğundan bir dönem sonraki öngörülerinin elde edilmesinde $\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \beta_1 h_t$ denklemi kullanılmaktadır. J dönemlik ileriye dönük öngörülerde ise, $\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t$ ve dolayısı ile $\varepsilon_{t+j}^2 = v_{t+j}^2 h_{t+j}$ denklemlerinden faydalanılır. Şayet j periyoduna göre güncelleme yapıp, her iki tarafın şartlı beklenen değeri alınırsa aşağıdaki denklem elde edilir.

$$E_t \varepsilon_{t+j}^2 = E_t (v_{t+j}^2 h_{t+j}) \quad (2.29)$$

v_{t+j} , h_{t+j} 'ye bağımlı ve $E_t v_{t+j}^2 = 1$ olmasından ötürü,

$$E_t \varepsilon_{t+j}^2 = E_t h_{t+j} \quad (2.30)$$

denklemi ifade edilebilir. Denklem 2.30 vasıtası ile GARCH (1,1) işleminin koşullu varyans tahminleri elde edilebilmektedir.

$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$ denklemi kullanılarak j dönemi için aşağıda verilen eşitlik kullanılabilir.

$h_{t+j} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t+j-1}^2 + \beta_1 h_{t+j-1}$ denkleminin beklenen değeri alındığında,

$E_t h_{t+j} = \alpha_0 + \alpha_1 E_t \varepsilon_{t+j-1}^2 + \beta_1 E_t h_{t+j-1}$ eşitliği elde edilir. Bu eşitlik Denklem 2.30'da yerine koyulursa aşağıda ifade edilen denklem ortaya çıkmaktadır.

$$E_t h_{t+j} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) E_t h_{t+j-1} \quad (2.31)$$

Denklem 2.31 h_t başlangıç koşulu ile $E_t h_{t+i}$ serisinin birinci dereceden bir fark denklemi olarak ifade edilebilir. h_t kullanılarak koşullu varyansın sonraki bütün değerlerini tahmin etmek için aşağıda belirtilen denklem kullanılabilir.

$$E_t h_{t+j} = \alpha_0 [1 + (\alpha_1 + \beta_1) + (\alpha_1 + \beta_1)^2 + \dots + (\alpha_1 + \beta_1)^{j-1}] + (\alpha_1 + \beta_1)^j h_t$$

Eğer $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ise, h_{t+j} 'nin koşullu tahminleri, aşağıda belirtilen formül kullanılarak elde edilen uzun dönem değerine yaklaşacaktır.

$$E h_t = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \beta_1)$$

Benzer biçimde, ARCH (q) sürecinin koşullu varyansı da tahmin edilebilir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (2.32)$$

Denklem 2.32, bir dönem sonrası için genişletilirse,

$$h_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q+1}^2$$

eşitliği elde edilir. t döneminde herhangi bir GARCH süreci için h_{t+1} 'in değerini hesaplamada gerekli tüm bilgiler bulunmaktadır. Denklem 2.32'nin iki dönem sonraki tahmini için güncelleyip, koşullu beklenen değeri alınırsa aşağıdaki denklem elde edilir.

$$E_t h_{t+2} = \alpha_0 + \alpha_1 E_t \varepsilon_{t+1}^2 + \dots + \alpha_q E_t \varepsilon_{t-q+2}^2$$

$$E_t \varepsilon_{t+1}^2 = h_{t+1} \text{ olduğundan,}$$

$$E_t h_{t+2} = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t+1} + \dots + \alpha_q h_{t-q+2}$$

şeklinde ifade edilebilir. Koşullu varyansın j adım ileri tahminlerini yinelemeli olarak elde etmek mümkündür. $j \rightarrow \infty$, h_{t+j} 'nin tahmini koşulsuz ortalamaya yaklaşacaktır.

$$E \varepsilon_t^2 = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_q)$$

Yakınsama için gerekli bir koşul, ters karakteristik denklemin $1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_q L^q$ köklerinin birim çemberin dışına uzanmasıdır. Bu, uzun vadeli ortalamanın $\alpha_0 / (1 - \sum \alpha_i)$ 'nin temsil etmesi için gerekli bir koşuldur. Varyansın her zaman pozitif olmasını sağlamak için $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$ ($i \geq 1$) varsayımlarına ihtiyaç bulunmaktadır (Enders, 2015:150-152).

2.6. REJİM DEĞİŞİMİNİN ÇERÇEVESİ VE MARKOV DEĞİŞİM GARCH MODELLERİ

Birçok ekonomik ve finansal zaman serilerinde, sıklıkla finansal kriz, konjonktürel dalgalanma, savaşlar, doğal afetler ve hükümet politikalarındaki değişiklik gibi olaylar nedeniyle dikkat çekici kırılmaların yaşandığı görülmektedir (Hamilton, 1988; Jeanne ve

Masson, 2000; Sims ve Zha, 2004; Davig, 2004; Cerra, 2005; Hamilton, 2005). Ekonomistlerin özellikle ilgisini çeken nokta, ekonomik değişkenlerin ekonomik gerileme dönemlerinde oldukça farklı davranma eğilimi olduğudur (Hamilton, 1989; Chauvet ve Hamilton, 2005). Ani değişiklikler, finansal verilerde de görülen yaygın bir özelliktir ve aşağıda ifade edilen yaklaşım, temelde bu gibi ani değişikliklerin varlık fiyatlarında nasıl görünmesi gerektiği konusundaki teorik hesaplamalar için oldukça uygun görülmektedir (Ang ve Bekaert, 2003; Garcia, Luger ve Renault, 2003; Dai, Singleton ve Wei, 2003).

2.6.1. Rejim Değişim GARCH Modelleri

Haftalık veya günlük (veya daha yüksek) frekanslarda ölçülen varlık getirilerinin oynaklığını belirlemek için normal dağılıma sahip standart GARCH modelleri tek değişkenli eşit aralıklı getiri serisinin (r_t) varyansı için orijinal basit özyinelemede geliştirilmiş sayısız genelleme ile birlikte bazı tanımlamalar gerektirmektedir. Bu genelleştirmelerin çoğu iki kategoriye ayrılabilir. Birincisi, r_t varyansın gecikmeli şokların bir fonksiyonu olarak belirten parametrik özyinelemedir. İkincisi ise aşağıda ifade edilen Denklem 2.33'deki η_t değişikliklerin i.i.d. olduğu varsayılan dağılımıdır ki bu dağılım, genellikle normalden daha kalın kuyruklu bir dağılım veya asimetri gösterebilen bir dağılım türü olmaktadır.

$$r_t = \mu_t + h_t \eta_t \quad (2.33)$$

Ele alınacak olan Rejim Değişim (Regime Switching, RS) GARCH modelleri için referans noktası, bu sınıfta yer alan parametrik modellerde, finansal getirilerin Denklem 2.33'de ifade edilen olasılık dağılımlarının konum parametresi ile parametreleştirilmiş olasılık dağılımları ailesine mensup ve negatif olmayan bir ölçek parametresi olduğunu varsaymaktadır.

Denklem 2.33'te η_t i.i.d. dağılım özelliği göstermektedir. Ayrıca denklem Student-t dağılımındaki serbestlik derecesi parametresi gibi ilave şekil parametreleri de içerebilmektedir.

Denklem 2.10'da rejim değişim kapsamında, $\varepsilon_t = r_t - \mu_t = h_t \eta_t$ ifade etmekte ve GARCH (1,1) yapısı en yaygın kullanılan model olmaktadır. GARCH (1,1) modeli, yorumlama açısından daha kolay olmasından ötürü ilerleyen kısımlarda bu yapı temel alınarak rejim değişim süreci ele alınmıştır. Orijinal ARCH ve GARCH modellerindeki

öncelikli varsayımlardan biri, η_t 'nin Gauss normal dağılımı sergilediğidir. Ancak bu varsayımın kısa dönemde karşılanmasının mümkün olmadığı görülmüştür (Mittnik ve Paolella, 2000: 313-317). Uç Değer Teorisi GARCH (Extreme Value Theory GARCH, EVT-GARCH), filtrelenmiş tarihsel simülasyon ve koşullu otoregresif riske maruz değer (Conditional Autoregressive Value at Risk, CAViaR) gibi Denklem 2.10'a uyum sağlamayan birkaç koşullu değişen varyans modelleri mevcuttur. Bu modellerin, özellikle de ilk ikisinin, diğer modeller ile rekabet edebilen riske maruz değer (Value at Risk, VaR) tahminleri verdikleri kanıtlanmış olsa da, parametrik yoğunluk tahminlerini vermemektedirler. Finansal uygulamalardaki dikkatlerin yoğunluk tahminlerine doğru kaymasının temelinde finansal kuruluşlar arasında risk yönetimi uygulamalarının yaygınlaşması yatmaktadır. Bu yoğunluk tahminleri iki nedenden ötürü değerli görülmektedir. Birincisi, ilginin yalnızca VaR ve ES (Expected Shortfall)'nin öngörüsüne değil, tüm dağılıma odaklanılması gerektiğidir. Aslında yoğunluk tahmini, opsiyon fiyatlamaındaki katma değeri nedeniyle finasta büyük önem kazanmıştır (Badescu vd., 2008: 33). Tam (parametrik) bir yoğunluk tahmini sağlayan modelleri tercih etmenin ikinci nedeni, bu tür varlıkların bir portföyünün yoğunluğunu sağlamak için bireysel varlıkların yoğunluklarının analitik olarak birleştirilebilmesidir. Böylece, örneğin, riske maruz değer gibi bir parametrik yoğunluktan ortaya çıkabilen herhangi bir risk ölçüsünü kullanarak portföy değerlendirmesinin yapılmasına olanak tanınır.

RS-GARCH modelleri, Denklem 2.10'daki bütün parametrik yoğunluk tahminlerini veren bir model sınıfıdır. RS-GARCH modellerinde yaşanan bu süreçler, her bir bileşenin kendi GARCH yapısına sahip olduğu koşullu bir karışım dağılımına neden olmaktadır. Karışık GARCH modelleri için bir motivasyon kaynağı, karışım dağılımlarının oldukça esnek olması ve varlık getirilerinin dağılımına uygun olmasıdır. Ayrıca, iktisadi veyahut finansal beklentiler ile daha uyumlu sonuçlar elde edilebilmektedir (Bauwens vd., 2012: 72). Karışık GARCH modeliyle hisse senedi piyasalarının davranışı gözlemlenebilmektedir. Hisse senedi piyasalarının iki farklı rejimde hangi etkileri ortaya çıkaracağı, bu modeller vasıtası ile ortaya konabilir (Alexander, 2008: 163). Bu modellerin bir başka özelliği, Denklem 2.10'daki formülizasyonla elde edilmesi mümkün olmayan, zamana bağlı olarak değişen çarpıklıktır. Finansal serilerin koşullu getiri dağılımında sadece asimetrik etkilerin değil, zamana bağlı asimetrik oynaklıkların da modellenmesi önemlidir (Rockinger ve

Jondeau, 2002: 137). Birden fazla bileşen ile zamana bağlı çarpıklık, karışık GARCH modellerinde istemsiz olarak elde edilir. Yani zamana bağlı çarpıklık, Denklem 2.10'a eklenmiş bir koşullu çarpıklık işleminin açık ve özel bir tanımı gerekmeksizin modelde kalıtsal olarak yer almaktadır (Hass vd., 2004a: 213-215).

2.6.2. Varlık Getirileri için Rejim Değişim GARCH Modelleri

Rejim değişim yaklaşımıyla varlık getirilerini modelleme düşüncesi, getiri dağılımının piyasaların genellikle gözlenemeyen duruma (veya rejime) bağlı olmasıdır. Örneğin finansal serilerdeki beklenen getiri ve varyansların zaman serisi özellikleri, boğa ve ayı piyasalarında farklılık gösterebilecektir. Bu bölümde rejim değişimi modellemesi, Markov süreçleri kapsamında ele alınacaktır.

k farklı piyasa rejimi olduğu varsayıldığında, piyasa t zamanında j rejimindeyken r_t getirilerinin koşullu ortalama ve varyansı sırasıyla μ_{jt} ve σ_{jt}^2 ile ifade edilmektedir ($j = 1, 2, \dots, k$). Denklem 2.33'ün genelleştirilmesi ile RS-GARCH modeli aşağıda ifade edildiği şekilde yazılabilmektedir.

$$r_t = \mu_{\Delta_t, t} + \sigma_{\Delta_t, t} \eta_t \quad (2.34)$$

Denklem 2.34'te Δ_t t zamanında piyasa rejimini ifade eden değişkendir ve η_t ise sıfır ortalama ve sabit varyansla i.i.d. süreci izlemektedir. Finansal serilerle yapılan birçok uygulamada, η_t 'nin Gauss dağılımına uygun olduğu ifade edilmiştir. Bu durumda, t zamanında j rejiminde olduğu varsayıldığında, r_t 'nin koşullu dağılımı, μ_{jt} ortalama ve σ_{jt}^2 varyans için de aynı şekilde normal olacaktır.

$$f_{t-1}(r_t | \Delta_t = j) = \phi(r_t; \mu_j, \sigma_j^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{jt}} \exp\left\{-\frac{(r_t - \mu_{jt})^2}{2\sigma_{jt}^2}\right\} \quad (2.35)$$

Denklem 2.35'te f_t , t zamanına kadar getiri geçmişine bağlı olarak koşullu bir yoğunluğu belirtmektedir. Piyasanın t zamanında j rejiminde olması için koşullu olasılığın π_{jt} olduğu varsayıldığında bu durum matematiksel olarak,

$$p_{t-1}(\Delta_t = j) = \pi_{jt}, \quad j = 1, \dots, k \quad (2.36)$$

denklemleri ile ifade edilir. Şayet Denklem 2.35'teki yapı varsayılırsa r_t 'nin koşullu dağılımı, bir k bileşenli sonlu normal karışık dağılımı göstermektedir.

$$f_{t-1}(r_t) = \sum_{j=1}^k \pi_{jt} \phi(r_t; \mu_{jt}, \sigma_{jt}^2) \quad (2.37)$$

Denklem 2.37’de π_{jt} koşullu karışık ağırlıkları, $\phi(r_t; \mu_{jt}, \sigma_{jt}^2)$ ise μ_{jt} ortalama bileşeni ve σ_{jt}^2 varyans bileşenin yoğunluklarını ifade etmektedir (Bauwens vd., 2012: 73-74). Sınırlı normal karışık dağılım (Denklem 2.37) sınıfının, finansal getiri verilerinin önemli özellikleri olan çarpıklık ve aşırı basıklık konularında önemli esneklikler sağlamaktadır (Haas ve Mittnik, 2009: 25). Normal karışık dağılımlar, genellikle daha önce ifade edilen boğa ve ayı piyasası dinamikleri arasındaki fark gibi, stokastik mekanizmalar ile ortaya çıkan getirilerin ekonomik olarak makul bir şekilde ayrıştırılmasını sağlamaktadır (Haas vd., 2004: 214).

2.6.3. Karma Ağırlıkların Modellenmesi

Markov değişim (Markov Switching, MS) tekniği, piyasa rejim dinamiklerinin belirlenmesinde Hamilton (1989) ve Turner vd. (1989) sayesinde finansal uygulamalarda popüler hale gelmiştir. Markov değişim modelleri, piyasa rejimlerinin kalıcı olabileceği yönündeki önsezileri şekillendirmektedir. Örneğin, boğa piyasasında işlem gören varlıkların, gelecek dönemde de boğa piyasasında olma olasılığı, ayı piyasasında olma olasılığından daha fazla olacaktır.

Δ_t rejim sürecinin $S = \{1, \dots, k\}$ ’ya sonlu durum uzayı ile bir Markov zinciri süreci takip ettiği varsayılmaktadır ve $k \times k$ boyutunda geçiş matrisi P ,

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{k1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1k} & \cdots & p_{kk} \end{pmatrix} \quad (2.38)$$

ile ifade edilmektedir. Denklem 2.38’de geçiş olasılıkları $i = 1, \dots, k$ ve $j = 1, \dots, k$ olmak üzere $p_{ij} = p(\Delta_t = j | \Delta_{t-1} = i)$ ’dir. $\pi_t = (\pi_{1t}, \dots, \pi_{kt})'$ t zamanında Markov zinciri dağılımını göstermektedir. $j = 1, \dots, k$ için olasılık kuralı,

$$\pi_{j,t+1} = p(\Delta_{t+1} = j) = \sum_{i=1}^k p(\Delta_t = i) p(\Delta_{t+1} = j | \Delta_t = i) = \sum_{i=1}^k \pi_{it} p_{ij} \quad (2.39)$$

olarak ifade edilmektedir. Matris formunda ise,

$$\pi_{t+1} = P\pi_t, \pi_{t+\tau} = P^\tau \pi_t, \tau \geq 1 \quad (2.40)$$

şeklindedir. P^τ matrisinin elemanları τ adımlı geçiş olasılıklarını belirtmektedir. Burada P matrisi indirgenemez ve periyodik değildir (Hamilton, 2004: 678-679). Eğer rejimler kalıcı ise P matrisinin köşegen elemanlarında yer alan rakamlar, diğer elemanlara nazaran daha büyük değerler alacaktır. Rejim kalıcılık derecesi, P geçiş matrisinin en büyük ikinci özdeğerinin büyüklüğü ile ölçülebilir (en büyük özdeğer her zaman 1’e eşittir). Bu durum

matematiksel olarak, $P^\tau = P_\infty + R^\tau$, $\tau \geq 1$ (burada $P_\infty = \lim_{\tau \rightarrow \infty} P^\tau = (\pi, \dots, \pi)$ ve $R = P - P_\infty$ dolayısı ile $\pi_{t+\tau} = \pi + R^\tau(\pi_t - \pi)$) şeklindedir. R matrisi, sıfır olan 1 özdeğeri hariç (bu değer 0'a eşit olur), P matrisi ile aynı özdeğerlere sahiptir ve bu nedenle koşulsuz dağılıma yakınsama oranı, $Q(P)$ 'nin en büyük (ikinci büyük) özdeğerine tabidir. $P = P_\infty = (\pi, \dots, \pi)$ ise, Δ_t 'de kalıcılık bulunmayıp, sabit ağırlıklı i.i.d. yapılı karma modeldir. Yani, tüm t dönemleri ve $j = 1, \dots, k$ için $\pi_{jt} = \pi_j$ 'dir. Koşullu ortalama, tipik olarak genel bir ortalama bileşen c_t ve rejime özgü bileşenler μ_j ($j = 1, \dots, k$) olarak ayrıştırılır.

$$r_t = c_t + \varepsilon_t \quad (2.41)$$

Denklem 2.41'de hata terimi ε_t , sıfır ortalama koşulunu sağlamak için Denklem 2.37'de olduğu gibi koşullu karışık normaldir.

$$\mu_k = -\sum_{j=1}^k \left(\frac{\pi_j}{\pi_k} \right) \mu_j$$

Koşullu karma ağırlıklar, zamana göre değişim gösteriyorsa bu kadar uygun bir ayırma mümkün olmayacaktır.

Denklem 2.41, ε_t 'nin beklenmeyen şok olarak yorumlanmasını engelleyen koşullu ortalama dinamikleri göstermektedir. Ayrıca otokorelasyonu, rejime bağlı bir şekilde oluşturulan asimetrilere ayırt etmek imkânsız olacaktır. Seride kalıcı rejim yapılarının olması durumunda çarpıklık elde etmenin alternatifi, tüm rejime bağlı araçların hepsini sıfıra eşitlenip ve çarpık rejim yoğunlukları kullanılır (Geweke ve Amisano, 2011:3-4). Karma ağırlıklarının dinamiklerini modellemek için bir başka yöntem de Lange ve Rahbek'in (2009) "gözlem değiştirme" olarak adlandırdıkları önceden belirlenmiş bir dizi değişkene bağlı hale getirmeyi sağlayan metodolojidir.

2.6.4. Markov Değişim (MS) GARCH Modellerinin Özellikleri

RS-GARCH modellerinin farklı özellikleri bulunmaktadır. Bu özellikler GARCH denkleminin katsayılarına ve dolayısıyla Δ_t rejiminde t zamanındaki koşullu varyansına bağlıdır ve rejime bağlı olarak yapılacak GARCH modellemelerinin varyans terimlerinin belirtilme şekli bakımından farklılık göstermektedir.

Hata terimi, önceki rejime bağlı olarak gecikmeli varyans değerlerinden oluşmaktadır. Yani hata terimi serisi ε_t ,

$$\varepsilon_t = \sigma_{\Delta_t, t} \eta_t \quad (2.42)$$

şeklinde modellenmektedir. Denklem 2.42’de rejime özgü koşullu varyanslar,

$$\sigma_{jt}^2 = \omega_j + \alpha_j \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j \sigma_{\Delta_{t-1}, t-1}^2, \quad \omega_j > 0, \alpha_j, \beta_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, k \quad (2.43)$$

ile ifade edilmektedir (Hamilton ve Susmel, 2004: 308). Cai (1994) ve Hamilton ve Susmel (1994), Denklem 2.43’teki yol bağımlılığı nedeniyle, denklemin maksimum olabilirlik (ML) tahmininin mümkün olmayacağını ifade etmişlerdir. Yol bağımlılığı probleminin önüne geçilmesi için öncelikle Markov Değişim (MS) ARCH ve sonrasında MS-GARCH modeli geliştirilmiştir (Bauwens vd., 2012: 79). Problemin tanımlanması için Denklem 2.43’ün olabilirlik fonksiyonu hesaplandığında şu çıkarımlar yapılabilir. Denklem 2.43’teki Δ_{t-1} ve dolayısıyla $\sigma_{\Delta_{t-1}, t-1}^2$ gözlemlenememektedir bu yüzden terimlerin integralinin alınması gerekmektedir. Ancak, $\sigma_{\Delta_{t-1}, t-1}^2$, aynı şekilde önceki rejime (Δ_{t-2}) bağlıdır, nihayetinde t zamanındaki koşullu varyans, t zamanına kadar olan tüm rejimlere bağlı olacaktır. Bir T gözlem örnekleminin olabilirliğinin değerlendirilmesi, muhtemel bütün k^T rejimlere göre integral almayı gerektirir ki bu da hesaplamayı olanaksız kılmaktadır. Yakın dönemde yapılan bazı çalışmalar örneğin; Francq ve Zakoian (2008) Genelleştirilmiş Momentler Metodu (Generalized method of moments, GMM) tahminini ele almışlardır, Bauwens vd. (2010) ve Henneke vd. (2011) Denklem 2.43’te ifade edilen bir MS-GARCH modelinin Bayesyen Markov zinciri Monte Carlo (MCMC) yöntemleri ile nasıl tahmin edilebileceğini ifade etmişlerdir. Buna ilaveten Kaufmann ve Fruhwirth-Schnatter (2002) ve Kaufmann ve Scheicher (2006), MS-ARCH süreçlerini değerlendirmiştir.

Yol bağımlılığı probleminin üstesinden gelmek için Gray (1996), Denklem 2.43’teki $\sigma_{\Delta_{t-1}, t-1}^2$ ’i, $t - 2$ dönemine kadar gözlemlenebilen bilgiler veren ε_{t-1} ’in koşullu varyansı ile değiştirmiştir. Buna göre, ε_{t-1} ’in koşullu dağılımı varyansı ile k bileşenli bir karışımdır.

$$h_{t-1} := \mathbb{V}_{t-2}(\varepsilon_{t-1}) = \sum_{j=1}^k p_{t-2}(\Delta_{t-1} = j) \sigma_{j, t-1}^2 \quad (2.44)$$

Denklem 2.44’te $p_{t-2}(\Delta_{t-1} = j)$ $j = 1, \dots, k$ rejim için modelin öne sürdüğü koşullu rejim olasılıklarını göstermektedir. Denklem 2.44, Denklem 2.43’teki rejime bağlı GARCH denklemlerindeki $\sigma_{\Delta_{t-1}, t-1}^2$ yerine kullanılarak olabilirlik fonksiyonunun hesaplanmasını basitleştirmektedir. Olabilirlik fonksiyonunun hesaplanmasını kolaylaştırmak maksadıyla Dueker (1997) ve Klaassen (2002) benzer çözümleri öne sürmüşlerdir. Ane

ve Ureche-Rangau (2006) ise modeli, asimetrik oynaklık dinamiğine olanak tanıyacak şekilde genişletmişlerdir.

Haas vd. (2004a,b) tarafından önerilen RS-GARCH modellerine üçüncü yaklaşım, tek rejim GARCH modelinin (Denklem 2.10) doğrudan bir genelleştirilmesi olarak ifade edilebilir. Bu modellemede, her rejime özgü koşullu varyans, yalnızca kendi gecikmesine bağlı olmaktadır.

$$\sigma_{jt}^2 = \omega_j + \alpha_j \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j \sigma_{j,t-1}^2 \quad \omega_j > 0, \quad \alpha_j, \beta_j \geq 0 \quad j = 1, \dots, k \quad (2.45)$$

Denklem 2.10 ile Denklem 2.45 arasındaki benzerliği görmek için bir GARCH (1,1) yapısı ele alınırsa, $\beta < 1$ olmak üzere $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$ ARCH(∞) süreci ile ifade edilebilir.

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega}{1-\beta} + \alpha \sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i-1} \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2.46)$$

Denklem 2.46'da α , birim şokun gelecek dönemin varyansı üzerindeki şok etkisi büyüklüğünü yansıtan reaksiyon parametresidir. β ise oynaklık sürecindeki hafızayı ölçer ve bir birim şokun gelecekteki varyanslar üzerindeki toplam etkisi $\alpha/(1-\beta)$ 'dir. Denklem 2.45'in benimsenmesi, her bir rejimin Denklem 2.46 ile temsil edilmesi anlamına gelmektedir. Bu durum, rejime bağlı oynaklık süreçlerinin net bir şekilde yorumlanmasına olanak sağlar; yani α_j ve β_j parametreleri, sırasıyla j rejimindeki bir şoka tepkiyi ve oynaklık sürecinin hafızasını ölçmektedir. Patlayıcı oynaklık süreçlerini ekarte etmek için $\beta_j < 1$, $j = 1, \dots, k$ koşulu gerekmektedir. Haas vd. (2004a) ayrıca, bileşenlerin doğrudan birbirleri ile etkileşimde olmasına izin veren Denklem 2.45'in biraz daha genel bir versiyonunu da ele almışlardır. İki rejimli bir yapı dikkate alındığında,

$$\begin{pmatrix} \sigma_{1t}^2 \\ \sigma_{2t}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_1 \\ \omega_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \varepsilon_{t-1}^2 + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_{1,t-1}^2 \\ \sigma_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} \quad (2.47)$$

ile ifade edilmektedir. Denklem 2.45'teki süreç, Denklem 2.47'deki gecikmeli varyansların katsayısı matrisi köşegen olduğunda Denklem 2.47'de yuvalanmıştır (Haas vd. 2004: 498-500).

2.6.4.1. Durağanlık ve Moment Yapısı

Çok rejimli GARCH modellerinin yapısını, tek rejimli modellere göre daha iyi anlamak için, Denklem 2.45'e odaklanarak dinamik özellikler üzerinden değerlendirmeler yapılabilmektedir. Denklem 2.45 vektör formatında yazıldığında,

$$X_t = \omega + C_{\Delta_{t-1}, t-1} X_{t-1} \quad (2.48)$$

şeklinde gösterilir. Denklem 2.48’de $X_t = (\sigma_{1t}^2, \dots, \sigma_{kt}^2, \varepsilon_{t-1}^2)'$, $C_{\Delta_t, t} = \alpha e'_{\Delta_t} \eta_t^2 + \beta$, $e_j \in \mathbb{R}^{k+1}$ de j inci birimi vektörü ifade etmektedir.

$$\omega = \begin{pmatrix} \omega_1 \\ \vdots \\ \omega_k \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \alpha = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_k \\ 1 \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots & \beta_k & 0 \\ 0 & \dots & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (2.49)$$

$f: S \mapsto M_{n \times n'}(\mathbb{R})$ burada $M_{n \times n'}(\mathbb{R})$ gerçek $n \times n'$ matrisinin uzayını ve S ise aşağıda tanımlanan matris ile Δ_t ’nin durum uzayını belirtmektedir.

$$\mathbb{P}_f^{(\tau)} = \begin{pmatrix} p_{11}^{(\tau)} f(1) & \dots & p_{k1}^{(\tau)} f(1) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1n}^{(\tau)} f(k) & \dots & p_{kn}^{(\tau)} f(k) \end{pmatrix} \quad (2.50)$$

$f: S \mapsto M_{n \times n}(\mathbb{R})$ ve $g: S \mapsto M_{n \times n'}(\mathbb{R})$ olmak üzere, π_{t-h} ’in yani, $t - h$ anındaki rejim değişim olasılıklarının verildiğinin varsayılması durumunda ve $h > \tau > 0$ için aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir.

$$\mathbb{E}[f(\Delta_t) f(\Delta_{t-1}) \dots f(\Delta_{t-\tau+1}) g(\Delta_{t-\tau}) | \pi_{t-h}] = (1'_k \otimes I_n) \mathbb{P}_f^\tau \mathbb{P}_g^{(h-\tau)} (\pi_{t-h} \otimes I_{n'}) \quad (2.51)$$

Denklem 2.51’de 1_k k boyutlu 1 değerlerinin olduğu sütun vektörünü ifade etmektedir. g yaygın rejime bağlı değilse, yani $g := g(1) = \dots = g(k)$, $\mathbb{P}_g^{(h-\tau)} = P^{h-\tau} \otimes g$ ve Denklem 2.51’in sağ tarafı aşağıdaki gibi olur.

$$(1'_k \otimes I_n) \mathbb{P}_f^\tau (P^{h-\tau}) (\pi_{t-h} \otimes I_{n'}) = (1'_k \otimes I_n) \mathbb{P}_f^\tau (\pi_{t-h} \otimes g) \quad (2.52)$$

$l \geq 1$ için, Y_{t-l} değişkeni, $\psi_{t-l} := \{\varepsilon_s : s \leq t - l\}$ tarafından oluşturduğu düşünülürse,

$$\pi_j \mathbb{E}(Y_{t-l} | \Delta_t = j) = \sum_{i=1}^k \pi_i p_{ij}^{(l)} \mathbb{E}(Y_{t-l} | \Delta_{t-l} = i) \quad (2.53)$$

Denklem 2.53’te $P_{ij}^{(l)} := p(\Delta_t = j | \Delta_{t-l} = i)$, $i, j = 1, \dots, k$ P^l elemanlarının vermiş olduğu gibi l adımlı geçiş olasılıklarını göstermektedir. Denklem 2.53’e göre, t zamanındaki rejime bakıldığında, t zamanına kadar olan bilgilerin belirlediği herhangi bir değişkenin beklentisinin gelecekteki rejim tarihine bağlı olmadığı ifade edilmektedir (Frank ve Zakoian, 2005: 1560-1564).

MS-GARCH süreçlerinin durağanlık özellikleri ele alındığında,

$$C_{mm}(j) = \mathbb{E}(C_{jt}^{\otimes m}), \quad j = 1, \dots, k \quad m \in \mathbb{N} \quad (2.54)$$

Denklem 2.54’te $C^{\otimes m}$, C ’nin m inci Kronecker üssünü ifade etmektedir. $\rho(C) = \max\{|z| : z, C$ ’nin özdeğeridir}

Eğer $\rho(\mathbb{P}_{cmm}) < 1$ ise burada $\mathbb{P}_{cmm}$, Denklem 2.50 ve 2.54 ile $MS - GARCH(k)$ sürecinin ise Denklem 2.42 ve 2.45 ile tanımlanırsa, sonlu ikinci moment ile kesin ve durağan bir çözüme sahip olacaktır.

Abramson ve Cohen (2007), Alexander ve Lazar (2006), Franq ve Zakoian (2008), Haas vd. (2004a), Haas (2008) ve Rombouts ve Bouaddi (2010) Karışım ve MS-GARCH modelleri için moment hesaplamalarına yer vermişlerdir. Denklem 2.43 için varyansın nasıl hesaplandığı daha önceki bölümlerde ifade edilmiştir. Daha yüksek dereceden moment ve otokorelasyonların hesaplanması da bu duruma benzerlik teşkil etmektedir. Bu kısımda basit anlaşılabilir moment yapısının anlaşılmasındaki kolaylık bakımından iki rejimli durum ele alınmıştır. Vlaar ve Palm (1993), Denklem 2.45’de aşağıda ifade edilen denklemin elde edilmesi için, $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha$ dönüşümünü uygulamıştır.

$$\sigma_{1t}^2 = \omega_1 + \alpha_1 a \eta_{t-1}^2 S_{t-1} + c_{t-1} \sigma_{1,t-1}^2 \quad (2.55)$$

Denklem 2.55’de $a = (\omega_2 - \omega_1)/(1 - \beta)$ ve $c_t = \alpha \eta_t^2 + \beta$ olarak ifade edilmektedir. Denklem 2.51 ile Denklem 2.55 kullanılarak aşağıda ifade edilen denklem elde edilmiştir. Bu sistem MS-ARCH süreci için Cai (1994) tarafından da ele alınmıştır.

$$\mathbb{E}(\varepsilon_t^2) = \sum_{j=1}^2 \pi_j \mathbb{E}(\sigma_{1t}^2 | \Delta_t = j) + \pi_{2a} = \pi_1 \omega_1 + \pi_2 \omega_2 / 1 - c_{11} \quad (2.56)$$

Koşulsuz varyans tekil bileşenleri kullanan tek rejim GARCH süreçlerinin ağırlıklı ortalaması tarafından elde edilir. Kareli sürecin otokovaryans fonksiyonu, $\phi_2 =$ iken ϕ_1 sabit bütün modelin parametrelerinin daha karmaşık bir fonksiyonu olduğu

$$Cov(\varepsilon_t^2 - \varepsilon_\tau^2) = \gamma(\tau) = \begin{cases} \phi_1 c_{11}^{\tau-1} + \phi_2 \frac{\delta^{\tau-1} - c_{11}^{\tau-1}}{\delta - c_{11}} & \delta \neq c_{11} \\ [\phi_1 + (\tau - 1)\phi_2/\delta] \delta^{\tau-1} & \delta = c_{11} \end{cases} \quad (2.57)$$

Denklem sistemi ortaya çıkmaktadır. $\delta = 0$ için Denklem 2.57’te $\phi_2 = 0$ değeri elde edilir. Bundan dolayı tek rejimli süreçte olduğu gibi $\gamma(\tau) = c_{11} \gamma(\tau - 1)$ şeklinde olur. $\phi_2 = 0$, $\delta = \beta$ olmaktadır, bu durumda da ACF otokorelasyon fonksiyonu standart GARCH (1,1) modeldeki duruma benzemektedir. Diğer taraftan $a = \beta = 0$ olursa yani, temel MS modeli $\gamma(\tau) = \pi_1 \pi_2 (\omega_1 - \omega_2)^2 \delta^\tau$ denklemi elde edilmektedir (Timmermann, 2000).

Genel olarak Denklem 2.57’deki, ACF’nin bozulmasını c_{11} ve δ içeren iki üsselin bir karışımı olduğunu göstermektedir. Bu yüzden rejimlerin ısrarcılığının oynaklığa olan şokları domine etmesi durumunda düzey parametresindeki değişimlerin ihmal edilmesi halinde şokların ısrarcılığı abartılmaktadır. Nitekim bu durumda bütün ısrarcılık tekil bir

şokun ısrarcılığına doğru sürüklenmektedir (Gray, 1996). Başlangıçta RS-GARCH modellerini ele almak için bu durum motive edici unsurlardan biri olmuştur. Eğer rejimler aşırı ısrarcı ise yani $\delta = 1$, Otokorelasyon fonksiyonu (Autocorrelation Function, ACF) başlangıçta, Denklem 2.57'nin hızlı bir bozulma ve sonrasında da yavaş bir bozulma göstermesiyle uzun hafıza sürecindeki taklit edebilir. Ding vd. (1993), Ding ve Granger (1996) ACF örneğinin bu davranışı uzun bir zaman aralığında kaydedilen finansal veride sıklıkla gözlemlenmiştir. Israrcı rejimler olmadan bile bileşenlerin GARCH dinamiklerinin sınırlanmadığı zaman GARCH karışım süreci ACF'nin benzer bir şeklini gösterebilmektedir.

2.6.4.2. Rejim Çıkarımı, Olabilirlik Fonksiyonu ve Oynaklık Öngörülleri

Rejimler gözlemlenebilir olmadığı için, doğrudan gelecekteki rejimleri kestirmek için Denklem 2.38'deki p_{ij} geçiş olasılıkları kullanılamamaktadır. Bununla birlikte bir MS-GARCH sürecinin parametreleri tahmin edildiğinde, rejim çıkarımlarını hesaplamak için geçmişe dönüşü kullanabiliriz. Bu olasılıklar olabilirlik fonksiyonu için de gereklidir. Buna göre t zamanın her noktası için, k boyutlu rastgele vektör $z_t = (z_{1t}, \dots, z_{kt})'$ elemanları ile tanımlanmaktadır.

$$z_{jt} = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta_t = j \\ 0 & \text{eğer } \Delta_t \neq j \end{cases} \quad j = 1, \dots, k \quad (2.58)$$

Buna ilaveten $\varepsilon_t = \{\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots\}$ 'nin t zamanına giden süreci belirtmesini sağlamaktadır ve $z_{jt|t} = p(z_{jt} = 1 | \varepsilon_t)$ $j = 1, \dots, k$ t zamanına giden sürece dayalı t zamanındaki j durumunda olmasının olasılık çıkarımını ve $z_{t|\tau} = (z_{1t|\tau}, \dots, z_{kt|\tau})'$ olmasını sağlar. Sonra koşullu normallik varsayarak aşağıdaki denklem elde edilmektedir (Hamilton, 1989, 1994, 2008).

$$z_{t|t} = \frac{z_{t|t-1} \odot f_t}{1'_k (z_{t|t-1} \odot f_t)} \quad (2.59)$$

$$z_{t+1|t} = P z_{t|t} \quad (2.60)$$

Bu denklemlerde $\odot$ Hadamart çarpımını ifade etmektedir. Yani, çarpılabilir matrislerin elementer çarpımı ve

$$f_t = \begin{pmatrix} \phi(\varepsilon_t; \mu_1, \sigma_{1t}^2) \\ \vdots \\ \phi(\varepsilon_t; \mu_k, \sigma_{kt}^2) \end{pmatrix} = (2\pi)^{-1/2} \begin{pmatrix} \sigma_{1t}^{-1} \exp\{-(\varepsilon_t - \mu_1)^2 / (2\sigma_{1t}^2)\} \\ \vdots \\ \sigma_{kt}^{-1} \exp\{-(\varepsilon_t - \mu_k)^2 / (2\sigma_{kt}^2)\} \end{pmatrix}$$

Denklem 2.59 ve 2.60 ile tekrar tekrar rejim çıkarımlarını hesaplamak için kullanılabilir ve τ –adımlı ileri rejim olasılıkları $z_{t+\tau|t} = P^\tau z_{t|t}$ olarak elde edilmektedir. Tekrarı başlatmak için zincirin sabit dağılımı kullanılabilir, bununla birlikte daha uzun zaman serileri için finansal uygulamalarda genellikle olduğu gibi başlangıç dağılımının seçimi gerçek örnek dışı rejim dışı kestirimlerinde ihmal edilebilir bir etkiye sahiptir. Aynısı ya tahmin için bir parametre ya da örnek varyansına eşitlenebilen rejime has başlangıç değerlerine karşılık gelmektedir.

t zamanına kadar verilen ε_{t+1} ’in koşullu yoğunluğu, aşağıda ifade edilen denklem ile elde edilebilmektedir.

$$f(\varepsilon_{t+1}|\varepsilon_t) = \sum_{j=1}^k z_{j,t+1|t} \phi(\varepsilon_{t+1}; \mu_j, \sigma_{j,t+1}^2) = 1'_k(z_{t+1|t} \odot f_{t+1}) \quad (2.61)$$

Buna ilaveten, T dönemi örnekleme için olabilirlik fonksiyonu aşağıda ifade edilen denklem ile gösterilmektedir.

$$\log L = \sum_{t=1}^T \log f(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}) = \sum_{t=1}^T \log[1'_k(z_{t|t-1} \odot f_t)] \quad (2.62)$$

Birçok uygulamada araştırmacılar, tüm örneklem bilgilerine dayanarak rejim olasılıklarını hesaplamakla da ilgilenmektedir. Düzeltilmiş Rejim Olasılıkları olarak adlandırılan bu değerler Kim (1994)’in öne sürdüğü algoritma ile elde edilmektedir. Geriye doğru çalışma prensibini benimseyen bu algoritma temelde aşağıdaki denklem ile ifade edilmektedir.

$$z_{t|T} = z_{t|t} \odot [P'(z_{t+1|T} \oslash z_{t+1|t})] \quad (2.63)$$

Denklem 2.63’de $\oslash$ elemanlar arası bölünmeyi belirtmektedir.

MS-ARCH modellerinde maksimum olabilirlik tahminleri tutarlıdır (Francq vd., 2001). Yapılan birçok uygulamada MS-GARCH modellerinde Gauss rejimlerine dayalı süreçlerin yürütüldüğü görülmektedir. Eğer rejimler normal dağılımdan ziyade leptokurtik dağılım sergiliyorsa, normal rejim süreçlerinin kullanılması, GARCH süreçleri ile birlikte rejimlerin tanımlanmasında ciddi derecede problemler ortaya çıkarabilecektir (Klassen (2002), Ardia (2008), Hass (2009)). Düşük ve yüksek oynaklık dönemlerinde Gauss dağılımına sahip modellerin rejim değişimini alışılmadık gözlemler nedeni ile daha sık algılaması önemli bir problemi teşkil ederken, Student-t dağılımının leptokurtik dağılım gösteren finansal verilerde uygulanması, rejim dinamiklerinin ortaya koyulmasında daha uygun bulunmuştur. Gauss bileşenlerine dayalı yarı maksimum olabilirlik tahmini etkin tahminler elde edilememektedir (Bauwens vd. 2012:90-91).

Belirsizliğini koruyan konulardan birisi rejim sayısının tespiti yani Denklem 2.37'deki k sayısının belirlenmesi hususudur. Bu durumda standart testler ve olabilirlik oran testleri ihtiyaca karşılık verememektedir (Hansen, 1996:413-414). Bayesyen Bilgi Kriteri rejim sayılarının tespiti için literatürde genel kabul görmüş kurallardan birisidir (McLachlan ve Peel, 2000:148-149). Bununla birlikte, finansal verilere yapılan analizlerde, parametrelerde cimrilik ve yorumlanabilirlik nedenlerinden ötürü, bir modeldeki rejim sayısının düşük tutulması makul görülmektedir. Rejim sayısının artması parametrelerde tahmin hatasının da olasılığını artırmaktadır (Alexander ve Lazar, 2006:314). Ayrıca, üç rejim MS modellerinin tahminlerinin zaman içerisinde iki rejimli modellerin tahminlerine göre çok daha az kararlı olduğunu, bir bileşenin genellikle birkaç aykırı değeri yakaladığı gözlemlenmiştir (Ryden vd., 1998:240-241).

Çok aşamalı koşullu oynaklıklar MS-GARCH modelleri de dâhil olmak üzere birçok GARCH spesifikasyonu için basit bir şekilde hesaplanabilmektedir. Koşullu beklentilerin analitik olarak hesaplanabilmesi, MS modellerinin diğer pek çok doğrusal olmayan zaman serisi modeline kıyasla ön plana çıktığı bir husustur (Davidson, 2004:137-138).

2.6.5. Riske Maruz Değer (VaR)

Risk ölçümü, bankaların ve finansal piyasalarda bulunan diğer kurumların finansal risk yönetiminde giderek daha önemli hale gelmektedir. Riski belirleme ihtiyacı, bir finansal kuruluşun beklenmeyen zararlara karşı korunmak için sahip olunacak sermaye miktarını belirlemesi gerektiğinde ortaya çıkar. Risk ölçümü finansmanda karşılaşılan her türlü risk ile ilgili olup, en çok bilinen risk türü olan piyasa riski bir finansal varlığın değerindeki değişikliği ifade etmektedir. Kredi riski, ödenmemiş kredilerden geri ödeme alamamayı, operasyonel risk, başarısız iç süreçlerden, insanlardan ve sistemlerden veya dış olaylardan kaynaklanan kayıp belirten risk türleridir. Likidite riski, pazarlanabilirlik eksikliğinden dolayı bir kaybı, zararı önleyecek kadar hızlı bir şekilde satın alınamadığı veya satılamadığı zaman ortaya çıkmaktadır. Model riski ise risk ölçümü için yanlış tanımlanmış bir modelin kullanılması nedeniyle ortaya çıkan risk tanımıdır.

Riske maruz değer (VaR) finansal kurumlarda en yaygın kullanılan risk ölçüsüdür. 1993 yılında JP Morgan bankası tarafından, portföylerin VaR tahmin değerlerinin yer

aldığı RiskMetrics'i yayımlamıştır. VaR günümüzde bankalar, düzenleyiciler ve portföy yöneticileri için vazgeçilmez bir araç haline gelmiştir.

VaR, belirli bir zaman diliminde portföyün olası kaybıyla ilgilidir. Doğal bir risk ölçüsü, olası maksimum zarardır. VaR, azami zararı, verilen (yüksek) olasılıkla aşılmayan azami kayıp ile değiştirmektedir. VaR mevcut zararları kullanarak gelecekteki zararların şartlı dağılımı kullanılarak hesaplanmaktadır. V_t 'nin t zamanında rasgele bir değişken olan bir portföy olduğu düşünülürse aşağıdaki denklem h dönemindeki kaybını belirtir.

$$L_{t,t+h} = -(V_{t+h} - V_t) \quad (2.64)$$

$L_{t,t+h}$ 'in dağılımına kayıp dağılımı adı verilmektedir. Bu dağılım, belirli risklerin karşılanmasına izin veren düzenleyici kârları hesaplamak için kullanılmaktadır. t zamanında mevcut olan bilgilere göre V_{t+h} koşullu dağılımı kâr ve zarar (Profit and Loss P&L) dağılımı olarak adlandırılmaktadır. VaR'ın belirlenmesi finansal varlığa, t zamanında ve h ufkunda mevcut olan bilgiler, kabul edilebilir riski tanımlayan bir α önem düzeyine bağlıdır. $R_{t,h}(\alpha)$ ile karşılıklar ifade edilmektedir ve bir portföyün $t + h$ anındaki değeri $V_{t+h} + R_{t,h}(\alpha)$ olmaktadır. Riski desteklemek için kullanılan sermaye, yani VaR, mevcut portföy değerini de içermektedir.

$$VaR_{t,h}(\alpha) = V_t + R_{t,h}(\alpha) \quad (2.65)$$

Buna ilaveten,

$P_t[V_{t+h} - V_t < -VaR_{t,h}(\alpha)] < \alpha$ ifade edilmektedir. Burada P_t t zamanında mevcut olan bilgilere bağlı olasılığı göstermektedir. VaR, iflas durumunda riske maruz kalan sermaye olarak yorumlanabilmektedir (Franq ve Zakoian, 2010:327-328).

Birçok ekonomi ve finansal zaman serisi oynaklık yapısı içermektedir. Koşullu değişen varyans modelleri (ARCH veya GARCH), bir serinin koşullu varyansının, hata teriminin geçmişteki gerçekleşmelerine bağlı olmasına olanak tanımaktadır. Koşullu varyans genellikle bir risk ölçüsü olarak kullanılmaktadır. Üreticiler riske karşı duyarlı ise, koşullu fiyat değişkenliği ürün arzını etkileyecektir ve önemli risk dönemlerinde piyasadan çekilerek risklerini azaltabileceklerdir.

Temel ARCH ve GARCH modellerine zaman içerisinde birçok katkı sağlanmıştır. Çalışmada ele alınan IGARCH modeli oynaklık şoklarının kalıcı olmasına izin vermektedir ve TARCH ve EGARCH modelleri negatif-pozitif şok ayrımı yaparak negatif şokların finansal seriler üzerindeki etkilerinin tespit edilmesine olanak tanımaktadır.

Yapısal deęişimlerin veya parametre deęişikliklerinin doğrusal olmayan rejim deęişim modellemesi ile bağlantılı olarak araştırılması son zamanlarda GARCH modellemesinde önemli bir rol üstlenmiştir. Doğrusal olmayan sürecin, yapısal kırılmalar veya parametre deęişiklikleri ihmal edildiğinde durağan olmayan bir IGARCH işlemi olarak yanlış sınıflandırılabilir. Rejim deęişim yaklaşımı çerçevesinde ifade edilen bu durumları dikkate alarak tahminine olanak tanıyan Markov deęişim (MS) GARCH modelleri bu kısımda ele alınmıştır.



ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

EMTİA PİYASALARI

3.1. EMTİA PİYASALARI

Fiziksel bir özelliği olan herhangi bir malı ifade eden emtia kelimesi, fayda sağlayan nesne anlamına gelen Fransızca “commoditie” kelimesinden gelmektedir. Emtialar dünyanın kendi içerisinde barındırdığı hammaddelerin bütünü olarak adlandırılmaktadır. Doğal kaynaklar olarak bakıldığında emtialar, üretilen tüm malların üretim sürecinde yani ekonomik döngünün kalbinde yer almaktadırlar. Dünya ekonomisinin üzerinde taşıdığı bu hayati rol, emtia piyasalarının belirli özellikleri ile birleşince, emtialar yatırım portföylerine değer katabilecek önemli bir varlık sınıfı haline gelmiştir. Emtialar bireylerin gündelik yaşamda kullandıkları her ürünün temelinde yer alan malzemelerdir. Pek çok farklı emtia ve pek çok farklı emtia sınıflandırması mevcuttur. Örnek olarak, bakır, kurşun, kalay gibi kolay bozulamayan ya da sert emtialar, kahve, kakao ve şeker vb. kolay bozulan yumuşak emtialar gibi bir sınıflama yapılabilmektedir (Chatnani, 2010: 3-7).

Emtia fiyatlarındaki eğilimler, yüzyıllar boyunca ani ve kararlı bir şekilde değişiklik göstermiştir. Yirminci yüzyıl boyunca, emtia fiyatları yılda ortalama %0,5 düşmüştür. Ancak 2000’den günümüze kadar ortalama emtia fiyatları, iki katından fazla artış göstermiştir. Son 15 yılda ise bu fiyatların yıllık ortalama oynaklığı, 1990’lı yılların neredeyse üç katı olmuştur (James, 2017: 2). Yüksek ve oynak emtia fiyatlarının bu yeni dönemi, birçok gözlemci tarafından “süper dalga” olarak nitelendirilmiştir. 2011’den günümüze emtia fiyat zirvelerinde geri çekilmeler gözlenmiş olup, süper dalganın sona erip ermediğinin sorgulamasının önünü açmıştır. Son zamanlarda yaşanan gerilemelere rağmen, ortalama emtia fiyatları, küresel finansal krizin patlak verdiği 2006-2008 dönemindeki değeriyle halen neredeyse aynı seviyelerde yer almaktadır.

Emtia vadeli işlemleri, yatırımcıların günlük çok çeşitli emtialarının ticaretine olanak tanıyan, dünya çapında düzenlenmiş piyasalar üzerindeki finansal sözleşmeleri ifade etmektedir. Bu vadeli işlem sözleşmeleri, yüzlerce yıldır dünya çapında işlem görmesine rağmen hala tam olarak bilinmeyen bir varlık sınıfı olmuştur. Bu durum, emtia vadeli işlemlerinin hisse senetlerinden, bonolardan ve diğer geleneksel finansal varlıklardan çarpıcı şekilde farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Emtia ürünlerinin

diğer finansal araçlara kıyasla çok daha oynak bir yapı sergilemesinden ötürü, bu ürünlerin halka pazarlanmasında katı düzenlemeler yapılmıştır. Bu nedenle daha profesyonel yatırımcıların ilgi odağı haline gelmiştir. Bu farklılıklar,

- Emtia vadeli işlemleri, türev menkul kıymetlerdir
- Reel varlıklar üzerindeki kısa vadeli alacaklardır.
- Finansal varlıkların aksine, birçok emtia ürünlerinin fiyat seviyelerinde ve oynaklıklarında mevsimsellik etkisi görülmektedir.

Yatırımcılar, firmanın gelecekteki nakit akışlarının düşük olması ve firmanın durgunluk dönemine girmesi gibi risklere katlanmaktadırlar. Bu gibi durumlarda uzun dönemde nakit akışlarının azalacağı ifade edilebilir ve firma yönetiminin alacağı kararların direkt etkisi görülebilir. Emtia vadeli işlemlerinde ise durum oldukça farklıdır. Burada firmaların yatırım yapması için kaynaklar artırılmamaktadır. Aksine, emtia vadeli işlemleri firmaların çıktılarının (ya da girdilerinin) gelecekteki değeri için sigorta sağlamalarına olanak tanır. Emtia vadeli işlemi, yatırımcıları kısa vadeli emtia fiyatlarındaki dalgalanma risklerine karşı tazminat alabilmektedir. Emtia vadeli işlemleri, emtialarla direkt karşılaşılacağı anlamına gelmemektedir. Vadeli işlem fiyatları, gelecekteki spot piyasa fiyatlarına ilişkin tahminleri ifade etmektedir (James, 2017: 2-4). Ticareti yapılabilen Emtia ürünleri Tablo 3.1’de ifade edildiği üzere, ana kategorilere ayrılabilir.

Tablo 3.1. Temel Emtia Kategorileri

Kategori	Emtialar
Enerji	Ham petrol, doğal gaz, benzin, elektrik
Metal	Altın, gümüş, platin, paladyum, alüminyum, bakır, nikel, çelik, demir cevheri, çinko
Bitkisel ve Hububat	Buğday, kahve, kakao, şeker

Emtialar, bireylerin günlük yaşamı için oldukça önem taşımaktadır. Örneğin, günümüzde toplumların gelişmiş ülke ekonomileri arasında yer almalarının temelinde enerjinin yattığı aşikârdır. Giderek artan dünya nüfusu, artan şehirleşme, yükselen yaşam standartları vb. nedenlerden ötürü doğal kaynaklara olan talep gün geçtikçe artmaktadır. Madencilik ve petrol şirketleri veya büyük ölçekli çiftlikler gibi üreticilerin bu artan talebi karşılamaları, ilgili malların mevcudiyetine ve mallara olan erişimlerine bağlı olmaktadır.

Bu noktada hava koşulları, idari düzenlemeler, politik ortam dâhil olmak üzere çeşitli faktörler önemli rol oynamaktadır. 2011 yılında petrol üreten ülkelerde yaşanan kargaşa veya huzursuzluk (örneğin Libya krizi) petrol fiyatları üzerinde önemli etkiler ortaya çıkarmıştır. Emtia getirilerinin genellikle yüksek oynaklık sergilemesi ve bu ürünlere yapılan yatırımların da büyük miktarlarda olması sebebiyle bu piyasada yapılacak olan yatırımlar önemli derecede riskler barındırmaktadır. Olumsuz piyasa koşulları yatırımcıların önemli kayıplara uğramalarına sebebiyet verebilmektedir. Ayrıca, emtia piyasalarının geçmiş dönemlerdeki özellikleri ve genel dalgalanma eğilimleri, pazarın sıkıntılı süreçlere girmesi durumunda etkisini yitirebilmektedir. Örneğin, 2008 yılındaki finansal krizde görüldüğü üzere, bütün finansal piyasalarda, emtialarda ve hisse senedi endekslerinde birbirine yakın korelasyonlar görülmüştür. Emtia piyasalarında oynaklık riskinin yüksek olduğu algısına rağmen doğrudan emtia yatırımlarının, emtia bazlı hisse senedi ve tahvil yatırımlarına göre portföy çeşitlendirmede daha fazla fayda sağlayabilmektedir. Bu faydalar, emtiaların beklenmedik enflasyon ve vadeli işlem bazlı emtia yatırımlarının yüksek spot fiyat oynaklığı dönemlerinde, pozitif getiri potansiyeli gibi piyasa güçlerinin etkisine açık olmasından kaynaklanmaktadır (Zaremba, 2015: 103-106).

Emtia vadeli işlem sözleşmesi, gelecekteki bir tarihte, belirli bir emtia miktarını sözleşme yapılırken üzerinde anlaşmaya varılan bir fiyatla (vadeli işlem fiyatı) satın alma veya satma sözleşmesidir. Vadeli işlem fiyatı, vadeli işlem sözleşmesinin değerinden farklıdır. Vadeli işlem sözleşmesi yapıldığında, alıcılar ve satıcılar arasında hiçbir nakit değişikliği olmaması nedeniyle sözleşmenin değeri sıfırdır. Gelecekte emtia edinmenin alternatifi, gelecekteki spot piyasada beklemek ve satın almaktır. Gelecekteki spot fiyat bugün bilinmediğinden, vadeli işlem sözleşmesi gelecekteki ticari işlemler için önem taşımaktadır. Vadeli işlem fiyatlarının belirlenmesinde piyasa katılımcıları, vadeli işlem sözleşmelerinin vadesinde geçerli olması, muhtemel spot fiyatı ile mevcut vadeli işlem fiyatlarını karşılaştırmaktadırlar. Başka bir deyişle, vadeli işlemler piyasaları ileriye dönüktür ve vadeli işlem fiyatları spot fiyatların gelecekte alacağı değerlere ilişkin beklentileri içerecektir. Vadeli işlem sözleşmesinin vadesinde, spot fiyatların bugün olduğundan daha yüksek olması bekleniyorsa, mevcut vadeli işlem fiyatı geçerli spot fiyatına göre daha yüksek bir seviyede belirlenir. Gelecekte beklenen düşük spot fiyatlar ise cari vadeli fiyatlarına düşük yansıtılacaktır. Vadeli işlem fiyatlarının belirlenmesinde

spot piyasalardaki öngörülebilir eğilimler dikkate alındığından, spot fiyattaki beklenen hareketler vadeli işlem yatırımcısına getiri kaynağı değildir (Geman, 2009: 5-8). Vadeli işlem sözleşmesi alan vadeli işlem yatırımcıları, vade sonunda spot fiyat ile sözleşmeye girdiklerinde fiyat beklenenden daha yüksek olacaktır; spot fiyat beklenenden düşük olduğunda mali kayıplar yaşanabilecektir. Bu nedenle vadeli işlem sözleşmesi, gelecekteki spot fiyat için bir bahistir ve yatırımcı vadeli işlem sözleşmesine girerek gelecekteki spot fiyatında beklenmeyen hareketlerin riskini üstlenmektedir (Zaremba, 2015: 9-13).

Enerji, metal ve tarımsal emtia fiyatlarının geçmişten günümüze olan genel seyri farklılık göstermektedir. 1970'lerden önce enerji fiyatlarındaki (petrol, benzin, kömür, vb.) arz ve talep birbiri ile paralel olarak arttığından dolayı fiyatlar büyük ölçüde yatay bir görünüm çizmiştir. Bu dönemde düşük maliyetli tedarik kaynakları keşfedilmesi, enerji üreticilerinin fiyatlandırma güçleri zayıf olması ve işlenmemiş enerji kaynaklarının kullanılabilir formlarına dönüştürülmesi ile verimlilik artışı sağlanmıştır. Ancak bu verimlilik artışı, 1970'lerde Arap-İsrail Savaşı'nın beraberinde getirdiği arz şokları sebebiyle petrol fiyatlarında yedi kat artış görülmesi ve sonrasında petrol ihraç eden Arap ülkelerinin petrol ambargosu uygulamaları ile birlikte kesintiye uğramıştır. 1970'lerden sonra Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD) ülkelerinde petrol yerine elektrik üretiminin yaygınlaşması ile enerji fiyatları düşüş eğilimine girmiştir (Brown, 2002: 4-11). Bununla birlikte, 2000 yılından itibaren OECD üyesi olmayan ülkelerdeki talebin artması ve artan arz maliyetleri nedeniyle enerji fiyatları (nominal olarak), %260 oranında artmıştır. Gelecekte, yükselen piyasalardan gelen güçlü talep, daha zorlu arz kaynakları, teknolojik gelişmeler ve çevresel maliyetlerin birleştirilmesi ile fiyatlar şekillenecektir.

Reel metal fiyatları yirminci yüzyılda bir yılda %0,2 (nominal olarak %2,2'lik bir artış) oranında düşüş yaşamıştır. Ancak bu durum, farklı maden kaynakları arasında bazı çeşitlilikler göstermektedir. Çelik fiyatları sabit bir görünüm göstermekteyken, reel alüminyum fiyatları yıllık %1,6 (nominal olarak %0,8 artış) azalma göstermiştir. Geçtiğimiz yüzyılda fiyat eğilimlerinin ana nedenleri arasında teknolojik gelişmeler, yeni/düşük maliyetli kaynakların keşfi ve talepteki değişimler yer almaktadır. 2000 yılından itibaren metal fiyatları (nominal olarak), ortalama %176 (yıllık %8) artış göstermiştir. Yatırımcıların finansal krizler ve artan üretim maliyetlerinde önemli

metaller arasında yer alan altını, güvenli bir varlık sınıfı olarak görmeleri nedeniyle altın fiyatlarında artışlar yaşanmıştır. Bakır ve çelik fiyatları (nominal olarak), son fiyat düşüşleri göz önüne alındığında, yüzyılın başından günümüze sırasıyla %344 ve %167 artış göstermiştir. Bu fiyat artışları, Çin gibi gelişmekte olan ülke pazarlarındaki talepten kaynaklanmaktadır (James, 2017: 6).

Yirminci yüzyılda gıda fiyatları (reel olarak), gıda talebinde önemli bir artış yaşanmasına rağmen, yıllık ortalama %0,7 (nominal olarak %1,7) oranında düşmüştür. Bunun başlıca nedeni, gelişmiş tarım teknolojisi ve uygulamalarının yayılmasıyla hektar başına verimdeki hızlı artışlardır. Bununla birlikte, 2000 yılından itibaren gıda fiyatları (nominal olarak) verim artış hızındaki düşüslere, yem ve yakıt için artan talebe, arz yönlü şoklara (kuraklık, sel ve değişken sıcaklıklar) ve hükümet politikalarına (örneğin, büyük tarım bölgelerinde ihracat yasakları) bağlı olarak yaklaşık %120 (yıllık %6,1) artmıştır. Gıda dışı tarımsal emtia fiyatları, kereste, pamuk ve tütün dâhil olmak üzere, 2000 yılından itibaren %30 ile %70 oranında artış göstermiştir. Tarım piyasaları, iklim ve ekosistem riskleri, ekilebilir alanlara kentsel genişleme, biyoyakıt talebi ve daha fazla verimlilik artışı potansiyelinin olduğu Çin gibi gelişmekte olan ülkelerden gelen talep ile şekillenecektir (Nijs, 2014: 9-11).

Emtia yatırımı ve ticaretinin M.Ö. 4500 ile 4000 yılları arasında Sümerlerde ortaya çıktığı düşünülmektedir. Sümerler ilk önce kil sikkeleri daha sonra teslim edilecek ürün miktarlarını ifade etmek için kilden yazma tabletler kullanmışlardır. Yapılan bu zaman ve teslimat tarihi vaadi, vadeli işlem sözleşmelerine benzetilmektedir. İlk medeniyetlerde, deniz kabukları veya diğer eşyalar emtia parası olarak kullanılmıştır. O zamandan itibaren yatırımcılar ticaret sözleşmelerini basitleştirmek ve standart hale getirmek için alternatif yollar aramışlardır. Klasik medeniyetlerde altın ve gümüş piyasaları zaman içinde gelişim göstermiştir. İlk başta değerli metaller güzellikleri ve kendine özgü değerleri ile asaletin önemli bir göstergesi olarak görülmüştür. Bunlar, zamanla alım satım amaçlı kullanılmış ve diğer mal ve emtialarla ya da işçilik ödemeleriyle değiştirilmiştir. Altının kıtlığı, yoğunluğu, kolayca eritilip şekillendirilebilmesi ve ölçülebilmesi, onu doğal bir ticari varlık haline getirmiştir.

Bu gelişmeler, Orta Çağ'da farklı bir yönde evrilmiş; X. yüzyılın sonlarından itibaren emtia piyasaları, malları, emeği, toprağı ve sermayeyi Avrupa'ya tahsis etme mekanizması olarak gelişim göstermiştir. XIII. yüzyılın sonlarında İngilizlerdeki

kentleşme, bölgesel uzmanlaşmalar, genişletilmiş ve iyileştirilmiş altyapı, artan para kullanımı, pazarların ve fuarların çoğalması ticarileşmenin önemli bir göstergesi olarak kabul edilmektedir. Piyasalardaki alım-satım işlemlerin yaygınlaşması, 1466'da Hollanda'nın Sloten ve Osdorp köylerinde güvenilir terazilerin kurulmasıyla gösterilmektedir. 1864'te ABD'de buğday, mısır ve sığır dünyanın en eski vadeli işlem ve opsiyon borsası olan Chicago Ticaret Kurulu (Chicago Board of Trade, CBOT)'nun barındırdığı standart araçlar kullanılarak yaygın bir şekilde işlem görmüştür. Ticaret Borsası Kanununa tahıllardan pirinç, değirmen yemleri, tereyağı, yumurta, İrlanda patatesleri ve soya fasulyesi gibi gıda emtiaları da eklenmiş ve bu ürünler, 1930'larda ve 1940'larda CBOT aracılığıyla işlem görmüştür (James, 2017: 7-8).

Emtia piyasası, ham veya birincil ürünlerin alım-satımını ve ticareti için kullanılan fiziksel veya sanal pazar yerini ifade eder. Emtialar sert ve yumuşak olmak üzere iki türe ayrılmaktadır. Sert ürünler, tipik olarak madencilik veya çıkarılması gereken doğal kaynaklardır (örneğin, altın, kauçuk, petrol); yumuşak ürünler ise tarımsal ürünler veya hayvanlardır (örneğin mısır, buğday, kahve, şeker, soya fasulyesi, sığır eti). Vadeli işlem sözleşmeleri, emtialara yatırım yapmanın en eski yolu olup, maddi varlıklarla güvence altına alınmıştır. Emtia piyasaları, spot ve vadeli opsiyonlarını kullanarak fiziksel ve türev alım-satımlarını içermektedir (Aïd vd. 2015: 10-11).

Emtialara yatırım yapmanın birçok yolu bulunmaktadır. Bir yatırımcı, emtia fiyatlarına bağlı olarak piyasalarda işlem yapan şirketlerde hisse, yatırım fonları, endeksli yatırım fonları veya borsa yatırım fonları satın alabilmektedir. Emtialara yatırım yapmanın en doğrudan yolu, vadeli işlem sözleşmeleri satın alma suretiyle gerçekleştirilmektedir. Vadeli işlem sözleşmeleri, swaplar (1970'lerden itibaren), borsada işlem gören emtialar (Exchange-Traded Commodity, ETC) gibi türevler emtia piyasalarında birincil ticari araç haline gelmiştir. Vadeli sözleşmeler, düzenlenmiş emtia borsalarında işlem görmektedir. Borsa yatırım fonları (Exchange-Traded Fund, ETF), 2003 yılından itibaren emtialar arasında yer almaya başlamıştır. Altın ETF'ler ise Londra Külçe Altın Piyasası gibi piyasalarda ek sigorta ve depolama masrafları olan elektronik altına dayanmaktadır (James, 2017:8).

1934'te ABD Çalışma İstatistikleri Bürosu (Bureau of Labor Statistics, BLS), günlük emtia fiyat endeksinin hesaplamasına başlamış ve 1940 yılında halkın erişimine açmıştır. Büro, 1952'de ekonomik koşullardaki değişikliklerden etkilenen hassas

emtiaların fiyat hareketlerini ölçen bir spot piyasa fiyat endeksi yayımlamıştır (James, 2017: 9).

Emtia endeks fonu, varlıkları bir emtia endeksine dayanan finansal aracı ifade etmektedir. Bu türde hesaplanan ilk endeks 1958’de Emtia Araştırma Bürosu (Commodity Research Bureau, CRB) endeksidir, ancak yatırım endeksi olarak kullanışlı bulunmamıştır. Yatırım yapılabilir ilk emtia vadeli işlem endeksi, 1991 yılında oluşturulan ve “GSCI” olarak bilinen Goldman Sachs Ticaret Endeksi olmuştur. Dow Jones Amerikan Sigorta Grubu (Dow Jones AIG Commodity Index, DJ-AIG) Emtia Endeksi, her bir emtiaya özgü ağırlıkları barındırması bakımından GSCI’den farklılaşmaktadır. DJ-AIG, herhangi bir emtia ağırlığını periyodik olarak sınırlandıran ve ağırlıkları çok küçük malları kaldıracak mekanizmalara yer vermektedir. AIG’in 2008’deki mali problemlerinden sonra endeks hakları Dow Jones-UBS Emtia Endeksi (Dow Jones-UBS Commodity Index, DJ-UBSCI)’ne satılmış olup, DJ-UBS endeksi olarak adlandırılmıştır. Diğer emtia endeksleri arasında Reuters/CRB Endeksi (2005 yılında yeniden yapılandırılan eski CRB Endeksi) ve Rogers Endeksi yer almaktadır (Stoll ve Whaley, 2010:2).

Emtia ticareti, malların hisse senetleri yerine alınıp satıldığı bir yatırım stratejisi olarak tanımlanmaktadır. İşlem gören emtialar, genellikle istikrarlı kalitedeki değerli mallardır ve buğday, kahve ve şeker gibi farklı tedarikçiler tarafından büyük miktarlarda üretilmektedir. Ticaret, arz ve talepten etkilenir; bu nedenle sınırlı arz, fiyat artışına, aşırı arz ise fiyat düşüşlerine neden olur.

Emtia piyasalarında sözleşmeler ikiye ayrılmakta olup, bunlar Spot Sözleşmeleri ve Vadeli İşlem Sözleşmeleridir. Spot sözleşme, teslimatın ve ödemenin derhal veya kısa bir gecikmeyle gerçekleştiği bir sözleşmedir. Fiziksel ticaret normalde görsel bir incelemeyi içerir ve bir çiftçi pazarı gibi fiziksel pazarlarda gerçekleştirilir.

Vadeli işlem sözleşmeleri, bir borsa aracılığıyla işlem gören standartlaştırılmış sözleşmeleri ifade etmektedir. Vadeli işlem sözleşmelerinde alıcı ve satıcılar, fiyatı değişken olarak bırakarak ürünün kalitesini, miktarını ve yerini taahhüt etmektedir. Tarımsal vadeli işlem sözleşmeleri, bunların en eski olanıdır ve ABD’de 170 yıldan uzun süredir kullanılmaktadır. 1840’larda, demiryollarının ortaya çıkmasıyla Chicago’da modern vadeli işlem anlaşmaları başlamıştır (James, 2017: 11).

Enerji emtiaları arasında ham petrol, West Texas Intermediate (WTI) Ham Petrol ve Brent Ham Petrol, doğal gaz, kalorifer yakıtı, etanol ve arıtılmış tereftalik asit (Purified Terephthalic Acid, PTA) bulunmaktadır. Ham petrol, geçmişten günümüze dünya ticaretinin en önemli emtiaları arasında yer almıştır. WTI Ham Petrol, petrol fiyatlarında bir ölçüt olarak kullanılan sınıfı temsil etmekte olup, Chicago Ticaret Borsasında işlem görmektedir. WTI, Brent'e kıyasla, petrol fiyatlarına ilişkin haberlerde sıklıkla yer almaktadır. Brent ve diğer petrol çeşitlerine göre daha hafif ve yumuşak kimyasal yapısı bulunmaktadır (James, 2017: 13).

Yaygın olarak ticareti yapılan ilk enerji ürünü olan petrolün fiyatı, emtia piyasasındaki spekülasyonlar ve Irak, Bahreyn, İran, Venezuela ve diğer petrol ihraç eden ülkelerdeki siyasal ve ekonomik istikrar ile doğrudan ilişkilidir. Petrol ve benzin, 1000 varil (42.000 ABD galon) biriminde işlem görmektedir. WTI ham petrolü, NYMEX (New York Ticaret Borsası) , üzerinden CL ticari sembolü ile Uluslararası Emtia Endeksi (Intercontinental Commodity Exchange, ICE) üzerinden WTI ticari sembolü altında işlem görmektedir. Doğal gaz, NYMEX üzerinden, NG'nin ticari sembolü altında 10.000 MMBtu (Million Metric British Thermal Unit) biriminde işlem görmektedir. Kalorifer yakıtı ise NYMEX üzerinden HO sembolü altında işlem görmektedir (Baumeister ve Kilian, 2016:140).

Altın, platin, paladyum ve gümüş gibi metal emtia piyasasında işlem gören kıymetli metaller, ons biriminde fiyatlandırılması gerçekleştirilir. Bu değerli metallerin işlem gördüğü en önemli borsa COMEX (Commodity Exchange)'dir. Dünya Altın Konseyi'ne göre altın yatırımları, sektördeki büyümenin temel belirleyicisi olarak görülmektedir. Altın fiyatları, yüksek spekülatif amaçlı para akışı nedeniyle oynak bir yapı sergilemektedir. Endüstriyel metaller, metrik ton ile Londra Metal Borsası ve New York Metal Borsası aracılığıyla satılmaktadır. Londra Metal Borsası işlemlerinde bakır, alüminyum, kurşun, kalay, alüminyum alaşımı, nikel, kobalt ve molibden bulunmaktadır. Rotterdam Metal Borsası, geri dönüşümlü çelik ticareti yapmaktadır. 2007 yılındaN itibaren çelik Londra Metal Borsası'nda işlem görmeye başlamıştır (Fabozzi vd. 2008, 695).

Tarımsal emtialar arasında; kereste, tahıllar (buğday, yulaf, arpa, çavdar, sorgum, pamuk, keten, yem, evcil saman, yerli ot), sebzeler (patates, domates, mısır, kuru fasulye, bezelye, dondurucu ve konserve bezelye), meyveler (portakal, elma, üzüm gibi

narenciye), mısır, tütün, pirinç, yer fıstığı, şeker pancarı, şeker kamışı, ayçiçeği, kuru üzüm, fidan bitkileri, kuruyemiş, soya fasulyesi ve bazı balık türleri yer almaktadır. 21 Temmuz 2010'da ABD Kongresi, “tarımsal emtia” tanımındaki değişikliklerle Dodd-Frank Wall Street Reformu ve Tüketiciyi Koruma Yasası’nı geçirmiştir. Dodd-Frank tarafından kullanılan tanımda tarımsal emtialar, kendi sınıfları içinde genellikle ölçülebilir olan bitki, hayvan ve sudaki yaşam dâhil olmak üzere canlı organizmalar olan veya bunlardan türetilen diğer bütün ürünleri içermektedir. 1970’lerin başında, nispeten sabit olan tahıl ve soya fasulyesi fiyatlarında tahmin edilemeyecek artışlarla karşılaşmıştır(Fabozzi vd. 2008, 706).

3.2. EMTİA PİYASALARINDA OYNAKLIK

Emtia piyasalarında vadeli ve diğer alternatif işlemler, artan küresel talep ve bu ürünlerde elektronik ticaretin genişlemekte olması nedeniyle ticaret hacminde olağanüstü bir büyüme kaydetmiştir. Bu araçların risk yönetimine nasıl dâhil edileceğini anlamak, piyasaların genişlemesinin akabinde oldukça önem kazanmıştır. Talepte yaşanan genişleme, emtia pazarlarındaki oynaklığın yatırımcıyı çekmesiyle ilişkilidir (Spatafora ve Tytell, 2009: 3-5).

Geçtiğimiz son on yılda, küresel finansal kriz sırasında gözlenen düşüşlere rağmen, birçok emtia fiyatlarında büyük bir artış yaşanmıştır. Fiyatlarda meydana gelen bu artışlar, politika yapıcılarda yükselen fiyatların enflasyonist baskılara sebep olabileceği gibi bazı endişelere yol açmıştır. Nitekim G-20 ülkeleri, emtia fiyatlarındaki aşırı dalgalanmayı gidermek için çalışmalar yürütüleceğini ifade etmişlerdir. Spekülatörlerin, emtia piyasalarında bulunurken fiyatların seviyesine veya oynaklığına uzun vadede önemli katkı sağlayamadıkları görülmüştür. Bu aşamada genel olarak, ana faktörlerin emtia fiyatlarında asıl belirleyici olduğunu söylemek mümkündür. Emtia fiyatları üzerindeki artışlar birkaç önemli faktörden kaynaklanmıştır. Özellikle Çin gibi gelişmekte olan piyasa ekonomilerinin, dünyadaki büyümenin motorları olarak öne çıkması nedeniyle küresel büyümede değişimler yaşanmıştır. Gelişmekte olan piyasa ekonomilerinin, emtia ağırlıklı bir gelişme süreci yaşamalarından dolayı, bu ülkelerin sanayileşmesi ve altyapı geliştirme çalışmaları, küresel düzeydeki ilgide emtialara doğru kaymalar yaşanmasına yol açmıştır. Gıda fiyatlarının ekonomik gelişmeden de etkilenmesiyle birlikte bu ekonomilerdeki kişi başına düşen gelirin ve gıda alımının

artması, beraberinde tahıllardan uzak, hayvansal ürünler gibi yüksek proteinli gıdalara doğru tercihlerinin değişmesine neden olmuştur. Bu eğilimlerin bir süre daha devam etmesi muhtemel görülmektedir. Arz ise ortaya çıkan bu pazar talebindeki beklenmedik şekilde hızlı yükselişe ayak uydurmak için mücadele etmeye başlamıştır. 1980’lerde ve 1990’larda nispeten düşük olan emtia fiyatları, bazı emtialar için üretim kapasitesinde düşük yatırımların gerçekleştirilmesine neden olmuştur (James, 2017: 20).

Emtia fiyatlarındaki son artışlar, beraberinde fiyat oynaklıklarında da artışların yaşanmasına yol açmıştır. Fiyat göstergeleri, gelecekteki arzın artırılmasında ve mevcut arzın tahsis edilmesinde önemli bir rol oynamaktayken; fiyatlarda meydana gelen oynaklık, gelecekteki fiyat seviyeleri konusunda belirsizlik yaratarak bu süreci engellemektedir. Kısa vadeli oynaklıklar da finansal piyasalarda aksamalara yol açabileceği için önemli görülmektedir. Bazı önemli üretici ülkelerde yaşanan kuraklık, sel, tropik kasırga gibi doğal afetler, son yıllarda bazı tarımsal ürünlerin fiyatlarını artırmıştır. Genellikle gıda güvenilirliği endişelerine bağlı olarak getirilen ihracat yasakları da bazı gıda ve maden emtialarında küresel arz kıtlığının yaşanmasına etki etmiştir (Jacks vd., 2011: 806-807).

Son zamanlarda emtia fiyatlarında yaşanan oynaklığın artması hususunda iki soru dikkat çekmektedir. Birincisi, emtia fiyatları oynaklığındaki artışların diğer finansal piyasalara olan etkisi nasıldır? İkincisi ise, emtia fiyatlarındaki oynaklıkta olağan dışı nedenlerin büyüklüğü ne kadardır? Kısa vadede emtia fiyatlarının esnek olmayan yapısından dolayı emtia fiyatları, ekonomideki diğer fiyatlara göre daha değişken olma eğilimi taşımaktadır. Yeni mahsullerin yetiştirilmesi, maden arama çalışmalarının yapılması veya yeni madenlerin inşa edilmesi gerektiğinde, üretim seviyesini artırmak zaman alacaktır. Benzer şekilde, kömür yakıtlı elektrik üretiminden doğal gazla geçiş gibi tüketim alışkanlıklarını değiştirmek, bu duruma örnek olarak verilebilir. Oluşan bu arz ve talep şoklarının giderilmesi, beraberinde büyük fiyat hareketlilikleri getirebileceğine işaret etmektedir.

Bu bölüme kadar emtia fiyatlarının gelişimi üzerine genel bir değerlendirme ele alınmıştır. İlerleyen kısımlarda emtiaların özelliklerine göre sınıflandırıldığı gruplar içerisinde (bitki ve hububat, enerji ve metal) açıklanmıştır.

3.3. BİTKİ VE HUBUBAT EMTİALARININ ÖZELLİKLERİ VE GELİŞİMİ

2006 yılından günümüze kadar dünya nüfusu, çiftçilerin yetiştirdiğinden daha fazla yiyecek tüketmektedir. Birleşmiş Milletler tarafından yapılan tahminlere göre, çoğalan nüfusun ihtiyaçlarına cevap verebilmek için tahıl üretiminin yaklaşık 1 milyar ton artması ve et üretiminin 200 milyon tonun üzerinde olması gerekmektedir. Birçok yatırımcının tarımsal ürünlere olan ilgisinin temel nedeni, toprak ve su kaynaklarına artan talebi karşılama isteğinden kaynaklanmaktadır (James, 2017: 114-116).

Tablo 3.2. 2019 Yılı İtibariyle Bazı Bitkisel ve Hububat Emtia Üretimleri (milyon ton)

Emtia	Ülke	Üretim
Mısır	ABD	366,3
	Çin	257,3
	Brezilya	100,0
Pirinç	Çin	148,5
	Hindistan	116,4
	Endonezya	37,5
Buğday	Çin	131,4
	Hindistan	99,7
	ABD	51,3

Kaynak: Uluslararası Tahıl Konseyi (<https://www.igc.int/en/markets>)

Tablo 3.2’de 2019 yılı itibariyle pazar payının en yüksek olduğu bitkisel ve hububat emtia ürünleri üretiminde dünyada öncü olan ülkeler ifade edilmiştir. Tahıl ve bitkisel mahsulleri bakımından ABD, Çin, Hindistan piyasada lider olarak görünmektedir. Uluslararası ticareti yapılan diğer bir önemli tarım pazarı ise ham şeker piyasasıdır. Şeker piyasasında Brezilya ve Hindistan en büyük ihracatçı konumunda yer almaktadır. Şekerin yaklaşık %80’i, büyük ölçüde tropik ülkelerde yetişen şeker kamışından üretilmektedir. Geriye kalan %20’lik kısım ise, çoğunlukla kuzey yarımkürenin ılıman bölgelerinde yetişen şeker pancarından üretilmektedir. En büyük on şeker üretici ülke dünya üretiminin yaklaşık %75’ini temsil etmektedir. Tek başına Brezilya yaklaşık %25’lik kısmını karşılamakta olup, bu payı giderek artmaktadır (James, 2017:114).

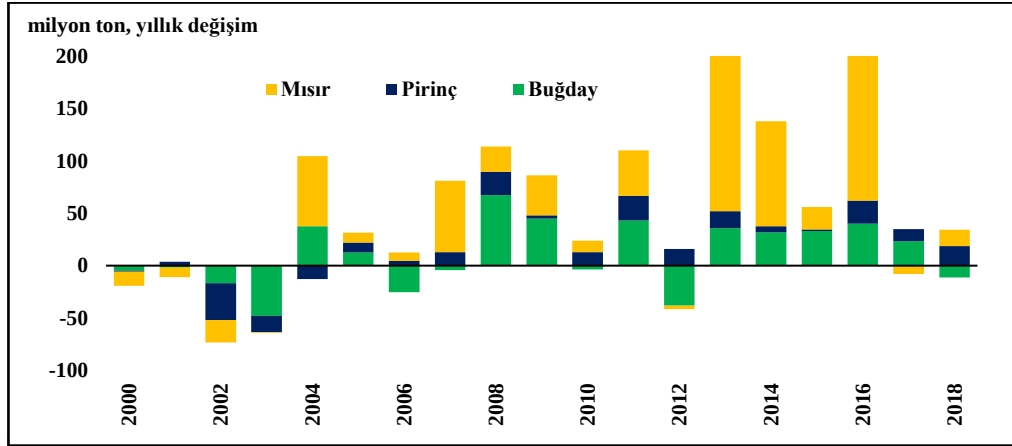
30 yıl öncesine kadar gelişmekte olan ülkelerdeki tahıl tüketimi, tüketilen toplam kalorinin %61'ini kapsamaktayken; son zamanlarda %56'ya kadar düşmüştür. Bu durum, daha fazla ülkenin daha yüksek besin çeşitliliğine ulaştığına dair gösterge olarak düşünülebilir. Tahılların yakın gelecekte tüketilen gıdaların %50'sinden fazlasını sağlamaya devam etmesi beklenmektedir. ABD'de yetişen mahsüllerin, hem kendi gıda tedariki hem de diğer ülkelerin gıda tedariki için kritik öneme sahiptir. ABD dünya pazarında buğday, mısır ve pirincin ihracatında %30'dan fazla paya sahiptir. (James, 2017: 122-124)

Yatırımcılar açısından hangi ülkenin hangi ürün için piyasada baskın rol oynadığını bilmek önem taşımaktadır, zira ticaretini yapacakları emtia fiyatlarını etkileyebilecek haber veya hava durumu gibi bilgilerin yatırım analizleri hususunda önemli parametreler olması muhtemeldir (Lepetit ve Barek, 2011: 13-15).

Dünyadaki en önemli tarımsal hammaddeler arasında yer alan buğday, dünya çapında bireylerin kalori ihtiyacının beşte birinden fazlasını karşılamaktadır. Ana ürünü un olan buğday, bira ve viski gibi alkollü içeceklerin üretiminin yanı sıra etanol ve sığır endüstrisinde de kullanılmaktadır. Buğday türleri, tahılın yetiştiği iklim koşullarına bağlı olup, ekildiği zamana göre çeşitlendirilmektedir. Dünyada ticareti yapılan en önemli iki buğday türü, Chicago buğdayı (yumuşak kırmızı kışlık buğday) ve Kansas buğdayıdır (sert kırmızı kışlık buğday). Dünya çapında yıllık buğday üretimi, 2018-2019 döneminde yaklaşık 735 milyon tondur. Buğdayın talep kısmında ise Çin ve Avrupa Birliği piyasada baskındır. 2019 yılının ilk çeyreğinde %1 artış gösteren buğday fiyatlarında, bir yıl öncesine göre %10'dan daha fazla artış yaşanmıştır (CMO, 2019: 24).

Buğdaydan sonra dünyada ticareti yapılan en önemli tahıl olan mısır, son derece dayanıklı bir bitki olup, hemen hemen her yerde yetiştirilebilmektedir. Hayvan yemi olarak yaygın bir şekilde kullanılmakta ve gıda üretiminin de önemli bir hammaddesidir. Dünyada yıllık mısır üretimi 2018-2019 yılı itibariyle yaklaşık olarak 1131 milyon tondur. Uluslararası tahıl konseyinin 2018-2019 yılı verilerine göre, hem arz hem de talep bakımından ABD ve Çin'in, piyasada baskın güç olduğu görülmektedir. En büyük üreticilerin aynı zamanda en büyük tüketiciler de olmasından ötürü, arzın sadece küçük bir kısmının uluslararası pazara sunulmasına olanak tanımaktadırlar (Fabozzi vd., 2008: 707). 2018-2019 yılında kademeli olarak artırılan küresel mısır üretiminin, 2017-2018 yılından yaklaşık %3 daha yüksek olacağı öngörülmektedir. Mısır talebinde ise %3'den

fazla artışın yaşanabileceği ve stok kullanım oranının son 5 yılın en düşük seviyesi olan %27,4'e yükseleceği tahmin edilmektedir (CMO, 2019: 23).

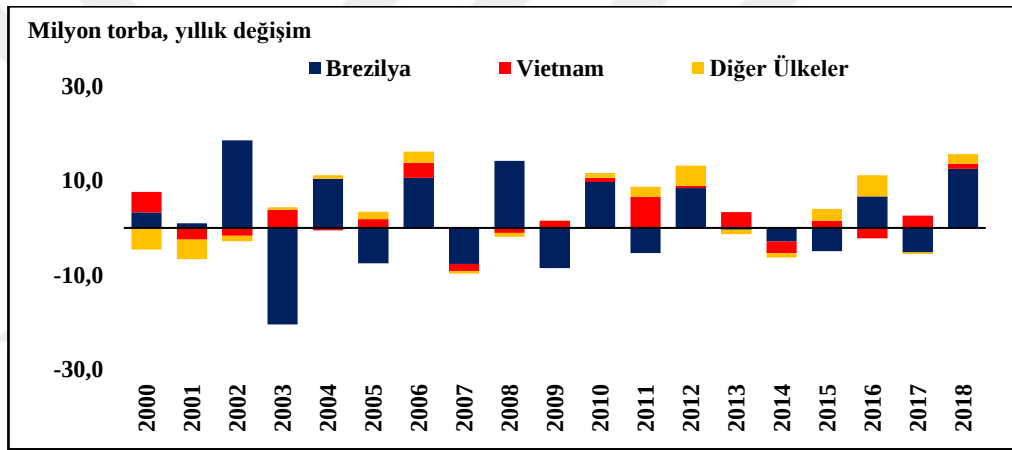


Grafik 3.1. Hububat Emtiaları Üretim Miktarı Yıllık Değişimleri (Kaynak: 2019 Dünya Bankası Emtia Piyasaları Görünümü Raporu)

Grafik 3.1’de dünya çapında başlıca hububat emtialarının üretim miktarlarındaki yıllık değişimler görülmektedir. 2016-17’de 3,5 milyon hektarı ABD’de olmak üzere Brezilya, Arjantin, Hindistan, Güney Afrika gibi ana üretici ülkelerdeki ekim alanı artışları, küresel düzeyde artan verimle desteklenince, üretimde de bir önceki yıla göre yaklaşık %142 artış yaşanmıştır. Brezilya ve Filipinler’deki hava durumuna bağlı kesintiler, Hindistan, Endonezya, Tayland ve Vietnam da dâhil olmak üzere Asya’daki çoğu pirinç üreticisindeki olumlu koşullarla dengelenmiştir. Pirinç üretiminde 2017 yılında yaşanan yaklaşık %10’luk düşüş yaşanmış ardından 2018 yılında yaşanan yaklaşık %19’luk artış neticesinde denge sağlanmıştır. 2017 yılında yaşanan bu durum Brezilya ve Filipinlerde yaşanan kötü hava koşullarına bağlanmakta olup, 2018 yılında Hindistan, Endonezya, Tayland ve Vietnam’daki olumlu hava şartları üretimdeki bu aksaklıkların giderilmesini sağlamıştır. Küresel buğday üretiminde 2018 yılında bir önceki yıla göre %11 düşüş yaşanmıştır. Üretimde yaşanan bu düşüş Doğu Avrupa ve Orta Asya üreticilerinde hava durumuna bağlı verim kayıplarından kaynaklanmıştır (CMO, 2019: 23).

Buğday, mısır ve pirinçten sonra, ticareti yapılan önemli bir tahıl ürünü, soya fasulyesidir. %40 protein içermesinden ötürü, geniş bir kullanım alanı bulunmaktadır. Soya ürünleri cilalar, renkler, sabunlar, yapıştırıcılar, mürekkepler ve biyoyakıtlar gibi

endüstriyel alanlarda da sıklıkla kullanılmaktadır. Dünya çapında soya fasulyesi üretimi, yaklaşık 210 milyon tondur. Bu üretimin %90'ı ABD, Brezilya ve Arjantin'den sağlanmaktadır. Soya fasulyesinin talep tarafında ise Avrupa Birliği ve Çin'in öncülük ettiği görülmektedir (Fabozzi vd., 2008: 707). Soya fasulyesi fiyatları, yukarı yönlü revize edilmiş üretim tahminlerinin ve Afrika domuz gribinin 2018 yılının ikinci yarısında Çin'e yayılmasından dolayı hayvan yemi talebinde meydana gelen azalmanın etkisinde kalmıştır. Soya fasulyesi, özellikle Temmuz 2018'de, Çin'in ABD'den yapılan ithalata %25'lik bir tarife getirmesinden etkilenmiştir. ABD ve Çin, küresel soya pazarındaki en büyük aktörler olduğundan, tarifeler soya fiyatları üzerinde aşağı yönlü baskı uygulamıştır (CMO, 2019: 25).



Grafik 3.2. Kahve Üretiminin Yıllık Değişimi (Kaynak: ABD Tarım Bakanlığı)

14. yüzyıldan itibaren Etiyopya'da tüketilmeye başlanan kahve, günümüzde en önemli uluslararası tarımsal hammaddelerden biri haline gelmiştir. Dünya üzerinde yaklaşık seksen subtropikal ve tropikal ülkede 11 milyon hektarın üzerinde yetişen iki ana kahve türü bulunmaktadır. Yüksek kaliteli Arabica çekirdeği (New York'da işlem gören), çoğunlukla batı yarımküreden gelirken; ağır olan Robusta çekirdeği (Londra'da işlem gören) ise Asya ve Afrika'nın tropikal bölgelerinde yetişmektedir (Fabozzi vd., 2008: 707-708).

Grafik 3.2'de kahve üretiminin yıllık değişimi görülmektedir. 2018 yılında Brezilya, Vietnam ve diğer ülkelerin kahve üretimi bir önceki yıla göre sırasıyla %12,5, %1 ve %2 artış yaşanmıştır. Kahvede Brezilya'nın üretimini artırması ve beklenenden zayıf tüketimin olması beraberinde arz fazlalığı getirmiştir (CMO, 2019:27).

2018 yılı itibariyle dünya çapında yıllık kahve üretimi 172 milyon torbadır. Brezilya, Vietnam ve Kolombiya kahve üretiminin merkezleri konumundayken; Avrupa Birliği ülkeleri ve ABD ise kahve talebi bakımından piyasada baskın konumdadırlar.

Ilıman bir bitki olan kakao, sadece sıcak bölgelerde yetişmektedir. Kakao ağacından yılda iki kez ürün alınmaktadır. Toplam hasatın yaklaşık %80'lik kısmı kış aylarında alınmaktayken, %20'lik kısmı yaz aylarında elde edilmektedir. Kakao, tatlı, kozmetik ve ilaç endüstrilerinde kullanılmaktadır (Fabozzi vd., 2008: 708). Dünya çapında yıllık kakao üretimi yaklaşık olarak 3,5 milyon tondur. Bu üretimin yaklaşık %70'i Batı Afrika'dan (bunun %40'ı Fildişi Sahili'nden), %17'si Güneydoğu Asya'dan ve %13'ü Orta ve Güney Amerika'dan sağlanmaktadır. Talep kısmında ise Hollanda ve Almanya önde gelen ülke konumundadırlar. 2018 yılının ilk çeyreğinde %3 artış gösteren kakao fiyatları, son zamanlarda nispeten sabit eğilim göstermektedir. Fildişi Sahili ve Gana'da meydana gelen üretim artışları ve Brezilya, Kamerun ve Endonezya'daki üretim düşüşleri ile küresel arzda dengelenme söz konusu olmuştur (CMO, 2019: 27-28).

Pamuk, 5000 yıldan uzun süredir Hindistan'da kullanılmakta olup, Çin ve Mısır'da ise 1000 yılı aşkın bir geçmişinin olduğu bilinmektedir. Günümüzde dünya çapında 70'ten fazla ülkede yetiştirilmekte olan pamuk üretiminde Çin ve ABD en önemli üretici konumundadırlar. Bol miktarda güneş ve nem içeren subtropikal bir iklimde yetişen pamuk iplikleri, özellikle tekstil endüstrisinde kullanılmaktadır. (Fabozzi vd., 2008: 709-710). Arz kısmında, dünya çapında pamuk üretiminin yaklaşık %25'i Çin, %20'si ABD, %14'ü Hindistan'dan karşılanmaktadır. Talep kısmında ise, Çin ve Endonezya en büyük ithalatçı konumunda yer almaktadır. Pamuk fiyatları, 2019 yılının ilk çeyreğinde yaklaşık %5 düşüş yaşarken; bir yıl öncesine göre ise fiyatlar, yaklaşık %10 daha düşük seyretmektedir. ABD, Çin, Hindistan, Pakistan ve bazı Batı Afrika ülkeleri olmak üzere birçok büyük üretici ülkede artışlar gösteren pamuk üretimi, 2019-20'de 27,6 milyon mmt (milyon metrik ton)'ye ulaşması beklenmektedir. Öte yandan, tüketimin 27,3 milyon mmt olacağı ve nihayetinde küresel stokların yaklaşık 2 milyon mmt artacağı düşünülmektedir. 2019 yılında pamuk fiyatlarındaki öngörülen yaklaşık %7'lik bir düşüşün ardından, 2020'de %1'lik bir artış beklenmektedir (CMO, 2019: 28).

3.4. METAL EMTİALARININ ÖZELLİKLERİ VE GELİŞİMİ

Çin ve Hindistan, metal piyasasının hem talep hem de arz yönünde baskın güç konumundadırlar. ABD ve Avrupa Birliği ülkelerinin nihai mallara olan taleplerindeki artış, Çin ve Hindistan'ın endüstriyel metalleri gibi hammadde girdilerine olan taleplerini artırmıştır. Yatırımcılar tarafından aktif olarak işlem gören endüstriyel metaller; bakır, kurşun, kalay, çinko, alüminyum ve nikel olarak sınıflandırmak mümkündür (Roncoroni vd., 2015: 289-301).

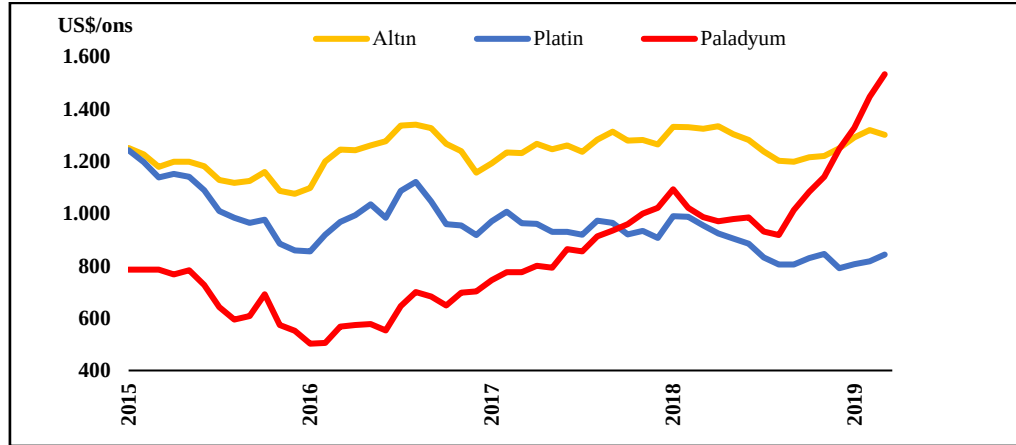
Bakır, esnek, güçlü, dayanıklı ve korozyona dayanıklı olmasının yanı sıra çok verimli bir elektrik ve ısı iletkenidir. Elektrik ise ısıtma, iklimlendirme, sıhhi tesisatlarda, TV, radyo, aydınlatma, bilgisayar, cep telefonu, transformatör ve motorlarda sıklıkla kullanılan bir hammadde kaynağıdır. Geniş üretim ağının olması, bakırın fiyatını belirleyici unsurların da sayısının fazla olduğunun göstergesidir. Kuzey ve Güney Amerika'da, üretim genellikle işçi sorunlarından etkilenirken; Asya ve Afrika'daki bazı ülkelerde de üretim, siyasi kargaşalardan etkilenebilmektedir. Hava durumu, sel ve kuraklık gibi doğal afetler de üretim süreci ve hammadde taşımacılığı üzerinde önemli etkenlerdendir. Bunlara ilaveten madencilik ile ilgili yatırımların büyük finansal kaynak, çevresel izinler, kapsamlı altyapı gerektirmesinden ötürü yatırımların gerçekleştirilmesi uzun zaman almaktadır. Ele alınan tüm bu faktörlerden ötürü pazarın arz ve talep dengelerinde sorunlar yaşanmasına neden olmaktadır. Bakır, Londra Metal Borsası, ABD'deki COMEX Borsası ve Çin'deki Şangay Vadeli İşlem Borsası'nda işlem görmektedir (James, 2016: 125). Bakır fiyatları, 2018 yılının ikinci yarısında meydana gelen sert düşüşün ardından 2019'un ilk çeyrekte %1 artmıştır. 2019'un başından itibaren ekonomik büyüme beklentileri ve küresel bakır tüketiminin yarısını oluşturan Çin'in bakır ithalatını artırması, fiyatları desteklemiştir (CMO, 2019: 30).

Nispeten yeni bir metal olan Alüminyum, 1827'de keşfedilmiş olup, 1895'e kadar etkin bir şekilde üretimi sağlanamamıştır. Birçok alanda çeliğin rakibi pozisyonunda yer alan Alüminyum, çeliğe kıyasla daha hafif, korozyona dayanıklı, iyi bir elektrik iletkeni olması bakımından ön plana çıkmaktadır. İnşaat, nakliye ve ambalajlama endüstrilerinde yaygın olarak kullanılan Alüminyum, bakırın yalnızca üçte biri ağırlığındadır ve bir kilogramlık bir alüminyum kablo, bir kilogramlık bakır kablodan iki kat daha fazla elektrik taşıyabilir. Alüminyum, Londra Metal Borsası ve Şangay Ticaret Borsası'nda işlem görmektedir (James, 2016: 127). Arz endişelerinin azalmasıyla birlikte alüminyum

fiyatları, 2019 yılının ilk çeyreğinde %5,1 düşüş yaşamıştır. Çevresel engellerin beklenenden daha az katı olduğu Çin gibi ülkelerde alüminyum üretimi ve eritme kapasitesinin artırılması ve Rus alüminyum üreticisi Rusal'e uygulanan yaptırımların Ocak 2019'dan itibaren kaldırılması nedeniyle Alüminyum fiyatlarının 2019 yılında %8 oranında düşeceği öngörülmektedir (CMO, 2019: 31).

Çinko, eski metallerden biridir ve uzun yıllar boyunca çoğunlukla pirinç oluşturmak için bakırla alaşım metal olarak kullanılmıştır. Günümüzde en yaygın olarak çeliğin işlenmesi esnasında kullanılan çinko, otomobil endüstrisinde, arabaların, kamyonların ve römorkların korozyon direncini artırmak için de kullanılabilir. Çinko, Kuzey ve Güney Amerika, Asya, Avustralya ve Avrupa'da yaygın olarak üretilmektedir. Bu geniş üretici taban, endüstrinin madenciler ve işleyenler arasındaki düşük entegrasyon seviyesi ile birleştiğinde çinkonun kötü piyasa koşullarında tepki verme zamanının yavaş olduğu ifade edilebilir. Çinko Londra Metal Borsasında işlem görmektedir (James, 2016: 128). Çinko fiyatları, 2019 yılının ilk çeyreğinde, bir önceki dönem artışı devam etmiştir ve stoklardaki azalmayla birlikte fiyatlar %3,1 artmıştır. Yaşanan bu fiyat artışlarına, küresel tüketimin yarısını oluşturan Çin'den kaynaklı baskın talep neden olmaktadır. Çinko fiyatlarının 2019 yılında talepte yaşanacak düşüş ve Avustralya, Kanada ve Güney Afrika'dan yeni cevher üretimine bağlı olarak %1,8 oranında düşeceği öngörülmektedir (CMO, 2019: 31).

Nikel, paslanmaz çelik türlerini üretmede gerekli ana alaşım metali olduğu için geleceği parlak olan bir metal türüdür. Paslanmaz çelikten üretilen ürünlerin dayanıklılığı ve ömrü, diğer çelik türleriyle yapılan benzer ürünlerden çok daha üstündür. Oksitler, sülfürler ve silikatlar halinde oluşur nikel, yaklaşık 20 ülkede çıkarılmaktadır; erimiş veya rafine edilmiş halde ise yaklaşık 25 ülkede bulunmaktadır. Dünyada nikel üretimi, uzun zamandır başta Rusya'daki şirketler olmak üzere birkaç büyük üretici tarafından üretilmektedir. Diğer metal ürünleri gibi Nikel de Londra Metal Piyasasında işlem görmektedir (James, 2016: 130). Nikel fiyatları, 2018 yılının son çeyreğinde keskin bir düşüşün ardından ilk çeyrekte %8,3 artmıştır. 2019'un başından itibaren yaşanan fiyat artışları, Brezilya'daki atık baraj faciası ve en büyük nikel üreticisi olan Vale firmasının (küresel nikel arzının %13'ü sağlamakta) faaliyetleriyle ilgili endişeler nedeniyle gerçekleşmiştir (CMO, 2019: 30).



Grafik 3.3. Değerli Metallerin Son Beş Yıllık Fiyatları (Kaynak: Dünya Bankası)

Altın, istikrarlı ve uzun vadeli bir yatırım aracı olarak kabul edilmektedir. Bunun nedeni, temel olarak, para birimlerindeki değer düşüklüğüne karşı koruma aracı rolünden kaynaklanmaktadır. Endüstrilerde çokça kullanılmasına rağmen altının asıl baskın olduğu taraf, onun yatırım talebidir. Altın fiyatı, arz ve talep yasalarından daha az etkilenmektedir. Altın, takı tasarımı, para, elektrik tesisatı, dekorasyon, tıp, vb. sektörler başta olmak üzere birçok kullanım alanına sahiptir. ABD Jeoloji Kurumu tarafından yayımlanan verilere göre Çin, Avustralya, ABD, Rusya ve Güney Afrika ülkeleri, altın üretiminde öncü ülkeler arasındadır. Her yılki üretim miktarları çeşitlilik gösterdiğinden, ülkelerin üretimdeki sıralamaları sürekli olarak değişmektedir; ancak bunlar genellikle her zaman en yüksek üretici sıralamasındaki çekirdek ülkelerdir. Çin, 2011 yılında 345 ton altın üreterek dünyanın bir numaralı altın üreticisi haline geldi ve sürekli olarak ilk dört sırada yer aldı. Altın üretimi düşmekte olan diğer ülkelerin aksine Çin daha fazla üretim yapmayı planlamaktadır. Ayrıca Hindistan'ın yanı sıra Çin, en büyük altın ithalatçısı konumunda yer alan ülkelerdir. Geçmiş dönemlerde en büyük altın üreticisi olarak bilinen Güney Afrika'nın üretimi, Çin'in üretimdeki payını artırması nedeniyle gerilemiş ve böylece son 40 yıldaki üretimi yaklaşık olarak %80'lik bir düşüş yaşamıştır. Rusya, Hindistan ve Çin ile rekabet etmeye çalıştığı için altın alımlarıyla daha fazla ilgilenmeye başlamıştır. ABD, günümüzde geçmişte olduğu kadar altın üretmemiş olmasına rağmen yılda yaklaşık 230 ton altın üretmektedir.

Altın, merkez bankalarında nakdi olmayan rezerv araçlarından biri olduğu için politikal emtia özelliği de taşımaktadır. Döviz piyasalarındaki olağandışı durumlarda sığınılacak güvenli bir liman olarak görülmektedir. İnsanlar, finansal krizlerden veya

enflasyondan etkilenmemek amacıyla altın alma eğiliminde olmaktadır (James, 2016: 131-134).

Altın fiyatları, Grafik 3.3'den de görüleceği üzere, Eylül 2018'de yeni bir dip yaşadıktan sonra, 2019 yılının ilk çeyreğinde %6,1 artmıştır. Fiyatlar, talepteki baskı ve uzun vadeli reel faiz oranlarındaki düşüşlerle dengelenmiştir. Gelişmekte olan piyasa merkez bankaları, özellikle varlık tabanlarını çeşitlendirmek için Çin, Hindistan, Rusya ve Türkiye gibi ülkeler altın kaynaklarını artırırken yatırımcılar da uzun dönemli altın yatırımlarını artırmışlardır. Altın fiyatlarının, talebin artacağı yönündeki spekülasyonlar nedeniyle 2019 yılında 3,2 kat daha yüksek olacağı tahmin edilmektedir (CMO, 2019: 32).

Talebi gün geçtikçe artan metaller arasında yer alan gümüş, kuyumculukta, elektro kaplamalarda, medikal ekipman vb. birçok alanda kullanılmaktadır. Gümüş için ana üretici ülkeler Meksika, Peru ve Çin'dir (James, 2016:135). Altının aksine gümüş, antibakteriyel özellikleri nedeniyle sağlık hizmetlerindeki kullanımı giderek artmaktadır. Altın ve gümüş fiyatları genellikle birlikte hareket eğilimindedirler. Gümüş fiyatları, altın fiyatları ile paralel hareket ederek 2019 yılının ilk çeyreğinde %6,9 artmıştır. Bu fiyat artışında, ziynet eşyasına olan talebin artması ve gümüş eşya üretiminin artması etkili olmuştur. Bununla birlikte gümüş için toplam talebin yarısından fazlasını oluşturan endüstriyel talep, nispeten zayıf kalmaktadır.

Platin, paladyum, rutenyum, rodyum, osmiyum ve iridyum gibi genellikle birlikte üretilen platin grubu metallerinin kullanım alanlarına kuyumculuk, bilgisayar sabit diskleri, alaşımlar ve motorlu taşıtlardaki katalizörler örnek olarak verilebilir. ABD Jeoloji Kurumu'na göre Güney Afrika, Rusya, ABD ve Kanada platin grubu metalleri üreten ülkelerin başında gelmektedir. Emtiadaki potansiyel oynaklık açısından değerlendirildiğinde bir ülkenin madencilik grevlerine veya politik sorunlara maruz kalması, platin ve paladyum için aşırı arz kaygılarının oluşmasına ve çok keskin fiyat artışlarının meydana gelmesine neden olmaktadır. Dünyadaki platin grubu metal rezervlerinin %90'ından fazlasının Güney Afrika'da bulunması ve dünya üretiminin %50'sinden fazlasının burada yapılması, bu fiyat oynaklıklarının nedenleri arasında gösterilmektedir (James, 2016: 135). Metal fiyatlarının, 2018'in ikinci yarısında yaşadığı keskin düşüşlerin ardından 2019 ve 2020'de toparlanmaya devam etmesi beklenmektedir.

3.5. ENERJİ EMTİALARININ ÖZELLİKLERİ VE GELİŞİMİ

Dünyanın dört bir yanındaki enerji piyasaları, 21. yüzyılın başından itibaren köklü değişimlere uğramıştır. Artan iklim değişiklikleri, 2008 küresel mali krizinden sonraki ekonomik belirsizlikler ve çeşitli bölgesel politik belirsizlikler nedeniyle küresel enerji piyasası bazı yeni özellikler ile karşı karşıya kalmıştır. İlk olarak, enerji fiyatları daha değişken hale gelmiş ve piyasa, oynaklığın, belirsizliğin etkisiyle karmaşa dönemine girmiştir. İkincisi, enerji geçişi ve enerji yapısının yenilenebilir kaynaklara yönelik stratejik olarak ayarlanması, geri dönüşü olmayan bir eğilim oluşturmuştur (Liu ve Matsushima, 2019:1354-1355). Üçüncüsü ise, enerji piyasasında finansallaşma sürecinin gelişimidir (Zhang, 2018:1687-1688). Yatırımcıların dikkatlerinin enerji piyasasına yönelmesi ile enerji piyasası finansal sistemin ayrılmaz bir parçası haline gelmiştir (Ma vd., 2019b). Sistemik risklerden etkilenme eğiliminde olan finansal piyasalar gibi, enerji piyasasında bu olumsuzlukların etkisinde kalmaktadır.

Petrol, doğal gaz, elektrik, vb. emtialar elektrik piyasasında işlem gören ürünlerden bazılarıdır. Fiyatlar günlük ve saatlik olarak önemli ölçüde dalgalanmalar göstermektedir. Diğer finansal piyasalara kıyasla sakin dönemlerde bile uç değerlere ratlanabilir. Aşırı oynaklık yapısı sergileyen bu finansal araçların doğru ve etkin bir şekilde modellenmesi, hem yatırımcılar hem de politika yapıcılar için önemli olduğu söylenebilir.

Ham petrol, doğal olarak oluşan ve dünyadaki bazı kaya oluşumlarında bulunabilen bir üründür. Bu özel madde, bilimsel olarak bir hidrokarbon bileşiği olarak sınıflandırılan koyu ve yapışkan bir sıvıdır. Son derece yanıcı ve enerji üretmek için kullanılan ham petrol, bu yapısından dolayı yakıt üretimi için vazgeçilmez bir unsurdur. Genel olarak ham petrol için ölçü birimi varildir; ancak, bazı durumlarda ton olarak da ölçülebilmektedir. Varilin ölçü birimi olarak seçilmesinin nedeni, ABD’de 19. yüzyılda, ham petrolün ilk kez büyük ölçekli ticari kullanıma girdiğinde, ahşap fıçılarda depolanmasından kaynaklanmaktadır. Bir varil 42 ABD galonuna veya 159 litreye eşittir.

Ocak 2013 tahminine göre, dünya ham petrol rezervlerinin yaklaşık yarısı Orta Doğu’da bulunmakta olup bunun % 80’inden fazlası sekiz ülkeyi kapsamaktadır. Bu ülkeler arasında Kanada ve Rusya’nın OPEC üyesi olmadığı görülmektedir. Dünyada farklı nitelik ve özelliklere sahip çeşitli ham petrol türleri bulunmaktadır; bunlar, oluştukları coğrafi yere göre ve içerdikleri sülfüre göre sınıflandırılmaktadır. Neredeyse

161 tanımlı ham petrol tespiti yapılmıştır; ancak bunlardan West Teksas Intermediate (WTI), Brent ve Dubai ham petrolü gibi birkaçı ön plana çıkmaktadır.

Bütün petrol türleri farklı fiyatlandırılmaktadır (Speight, 2015:4-5). Ham petrol fiyatlandırma mekanizması, tarihsel süreçte değişmiştir. 1939'da başlayan İkinci Dünya Savaşı, ham petrol fiyatının keskin bir şekilde düşmesine neden olmuştur, ancak 1945'den sonra ham petrol, baskın bir enerji kaynağı haline gelmiştir. 1945-1947 döneminde, dünya ekonomisi ve özellikle ABD'nin canlanmaya başlaması ile ham petrol tüketimi artmıştır ve fiyatlarında yaklaşık % 80'lik bir artışa yol açmıştır. Bununla birlikte, 1948'de ABD'de yaşanan durgunluk yine ham petrol fiyatlarını düşürmüştür. 1950'lerin ortasından önceki küresel ham petrol pazarı, Yedi Kızkardeş veya Mayör olarak tanınan çok uluslu petrol şirketleri tarafından kontrol altına alınmıştır (Levy, 1982:114-115). 1951-1953 arasındaki Kore savaşı, 1951'de İran petrol endüstrisinin kamulaştırması, 1952'de ABD petrol rafinerisi endüstrilerindeki grev, 1956'da Süveyş Kanalı'nın kamulaştırılması ve 1957'de ABD'de yaşanan durgunluk, ham petrol fiyatları üzerinde önemli etkiler ortaya çıkarmıştır. 1950'lerin ortalarından itibaren Venezuela, Libya, İran gibi devletlerin de petrol piyasasına girmesiyle petrol üretimi ve fiyatlandırması karmaşık bir hale gelmiştir ve Mayörlerin petrol fiyatlandırma hususundaki kontrolüne itirazlar baş göstermiştir (Parra, 2004:17-21).

1960 yılında Orta Doğuda petrol üreten ülkeler, ham petrol fiyatlarındaki düşüşü önlemek için OPEC (Petrol İhraç Eden Ülkeler Örgütü) kartelini kurmuşlardır. OPEC ülkelerinin Mayörler'e karşı petrol piyasası üzerinde söz sahibi olması on yılı bulmuştur. 1973 Arap-İsrail Savaşı esnasında Arap ülkeleri, İsrail'i destekleyen ülkelere petrol ambargosu uygulamıştır. Petrol fiyatları 1974 sonunda, varil başına 3 ABD dolarından, varil başına 12 ABD dolarına, % 400 oranında artış göstermiştir. İkinci ham petrol krizi, 1979-1980 arasında gerçekleşti. 1978-79'daki İran devrimi ve 1980'de başlayan İran-Irak savaşı, 1980'de her iki ülkenin ham petrol üretiminde günde 6,5 milyon varil azalışa neden olmuştur. Sonuç olarak, fiyatlar 1978'de varil başına 14 ABD Dolarından iki katına çıkarak 1981'de varil başına 35 ABD Dolarına yükselmiştir. 1982'den 1985'e kadar olan dönemde OPEC, ham petrol fiyatlarını dengelemek için bir üretim kotası politikası belirlemeye çalışmıştır. Bu dönemde Suudi Arabistan, talebi dengelemek ve fiyat düşüşünü önlemek için üretimini kesmiştir (Williams, 2011:3-5). Fiyat, varil başına 35 ABD Dolarından 15 ABD Dolarına düşmüştür ve aynı dönemde OPEC'in yönettiği fiyat

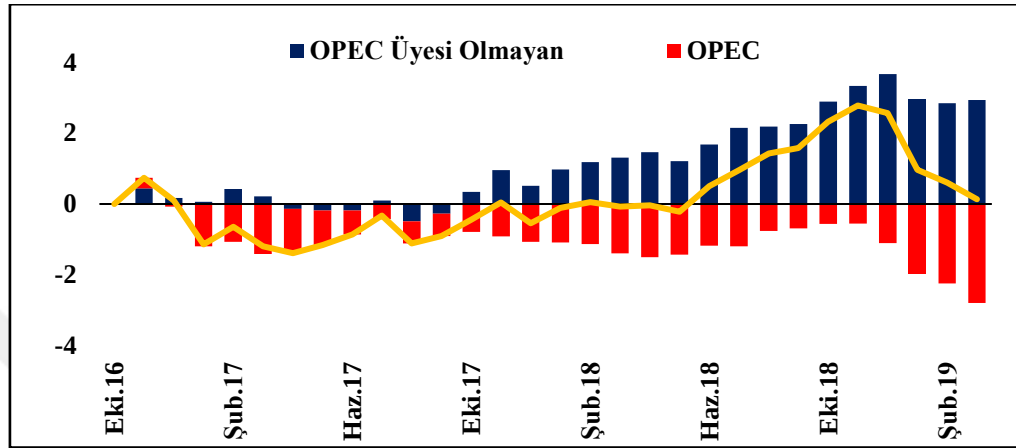
sisteminin uzun vadede fiyatı koruyamadığını ve Suudi Arabistan'ın ham petrol fiyatını koruma girişimlerinin tek sonucunun ülkenin pazar payı kaybı olduğu ortaya çıkmıştır. OPEC tarafından yönetilen fiyatlandırma sisteminin 1986-1988 arasında başarısız olması, yeni bir fiyatlandırma mekanizmasına yol açmıştır; ham petrol fiyatlarını belirleme gücü OPEC'ten piyasaya kaymıştır (Fattouh, 2011:6-7).

Piyasaya bağlı mekanizmayla ham petrol fiyatlandırılmaya başladıktan sonra fiyat, 1990'daki Körfez Savaşı'na kadar varil başına ortalama 20 ABD Doları olarak kalmıştır. Bu yılda üçüncü ham petrol fiyat krizi yaşanmıştır. Fiyatlar Temmuz 1990'ın sonunda varil başına 15 ABD Dolarından Ağustos ayına kadar 21 ABD Dolarına, Ekim ayında ise 30 ABD Dolarına yükselmiştir. Körfez Savaşı'ndan sonra ham petrol fiyatları, 1994 yılında, varil başına ortalama 13 ABD dolarına ulaştığında sabit bir düşüş dönemine girmiştir. Düşük tüketim ve yüksek üretim nedeniyle fiyatlar, 1997'de varil başına 17 ABD Dolarından 1998 sonunda varil başına 8 ABD Dolarına düşmüştür. 2000 yılında OPEC ülkelerinin üretimi azaltması neticesinde petrol fiyatları yükselmiş ve varil başına 30 ABD Doları olmuştur. 11 Eylül saldırıları neticesinde petrol fiyatları yeniden düşüşe geçmiştir. Mart 2003'de Irak harekâtı baş göstermiştir. Sonuç olarak, ham petrol fiyatı varil başına 40 ABD Dolarına, ardından 2004 yılına kadar 50 ABD Dolarına, Ağustos 2005'te 60 ABD Dolarına yükselmiştir ve nihayetinde 2008 yılında şimdiye kadar en yüksek fiyat olan 147 ABD Dolarına yükselmiştir. 2008 yılında ortaya çıkan küresel finansal krizin etkileri, petrol fiyatlarına da yansımış 2007-2008 dönemlerinde fiyatlarda yükselmeler gerçekleşmiştir. Bu tarihlerden sonra yaşanan bazı düşüşlere rağmen petrol fiyatları, Nisan 2012 itibarıyla varil başına 113 ABD Dolarına yükselmiştir.

Özetle, 1970'den önce ham petrol fiyatları çok uluslu tekelleri petrol şirketleri, 1970'den 1986'ya kadar OPEC, 1986'dan günümüze kadar da piyasaya bağlı bir fiyatlandırma mekanizması veya arz-talep dengesi ile belirlenmektedir. Günümüzde, piyasa mekanizması, ekonomik, politik, finansal, teknolojik, meteorolojik, petrol rezervleri vb. gibi başka faktörleri de dikkate alarak ham petrol fiyatını belirlemektedir.

Gaz fiyatları, New York Ticaret Borsasında (New York Mercantile Exchange, NYMEX) vadeli işlem sözleşmesi olarak işlem gören "Henry Hub" fiyatını göstermektedir. Uluslararası ticaret, şu anda sıvılaştırılmış doğal gaz (Liquefied Natural Gas, LNG) üzerinden gerçekleşmektedir (James, 2016:139). Gaz piyasasının fiyat değişiklikleri üzerindeki birincil etkenler, ülkelerin gaz talebi ve tedarik kaynaklarının

güvenliğidir. Ayrıca gaz piyasaları, sıcaklık ve hava değişimlerine karşı çok duyarlı olup, ani hava değişiklikleri gaza olan talep üzerinde büyük tepkiler ortaya çıkarabilmektedir. Fiyatlandırma üzerindeki diğer büyük etki, gazın ne kadarının endüstriyel kullanıma, gübre kullanımına, ev ısıtmasına ve hatta enerji üretimine gittiği hususundadır. Bu durum da ülkelere göre farklılık göstermektedir.



Grafik 3.4. 2016'dan Günümüze Petrol Üretimindeki Kümülatif Değişim (Kaynak: IEA)

Grafik 3.4'te Petrol üretimindeki kümülatif değişim gösterilmektedir. Küresel petrol üretimi, bir önceki çeyreğe göre keskin bir genişlemenin ardından 2019'un ilk çeyreğinde düşmüştür. 2018 yılının sonundaki yaşanan artış, ABD'nin İran'a yaptırımlar uygulayacağı beklentisi ile Suudi Arabistan'dan kaynaklanmıştır. Bununla birlikte, ABD'nin Çin ve Hindistan da dâhil olmak üzere sekiz ülkeye yapacağı (küresel petrol tüketiminin yüzde 18'ini oluşturmaktadır) yaptırımlardan vazgeçmiştir. Bu durum beklenenden daha yüksek üretim seviyelerine yol açarak stokların artmasına ve fiyatların düşmesine neden olmuştur (CMO, 2019:20).

Son yıllarda OPEC üyesi olmayan ülkelerde petrol üretiminin arttığı dikkat çekmektedir. Enerji fiyatlarının 2019 yılında 2018'e göre %5,4 daha düşük olduğu ve 2020 yılında ise bu düşüşün devam etmesi beklenmektedir. Özellikle petrol olmak üzere emtia fiyatlarına ilişkin görünüm, politik nedenlerden ötürü risklere açık görülmektedir. Bunlar arasında OPEC'in Haziran ayında yaptığı üretim kesintileri, ABD'nin İran'a yaptırım uygulamasının ve Uluslararası Denizcilik Örgütü'nün 1 Ocak 2020'de yürürlüğe giren sülfür emisyonları yönetmeliğinin etkisi yer almaktadır. Libya'daki çatışma ortamı, başta Çin ve ABD olmak üzere büyük petrol tüketici ülkelerinde beklenenden daha düşük

ekonomik büyüme ve çevre politikaları gibi olaylar diğer politik risklere örnek verilebilir. Petrol fiyatlarının 2019 yılında varil başına ortalama 66 ABD Doları ve 2020’de ise 65 ABD Doları seviyelerinde olacağı öngörülmektedir (CMO, 2019: 2).

Emtia piyasalarının tanıtılmasını amaçlayan bu bölümde, emtiaların dünya ekonomisindeki önemi açıklanmıştır. Emtia oynaklıklarının modellenmesinin gerekliliği ele alınmış ve benzer yapıda bulunan emtialar birlikte değerlendirilmeye tabi tutulmuştur. Alt başlıklarla üç grup (Bitki ve Hububat, Metal ve Enerji) halinde emtiaların özellikleri ele alınmıştır.



DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

MS-GARCH MODELLERİ KULLANILARAK EMTİA PİYASALARININ OYNAKLIK ANALİZİ

Oynaklık, Markowitz (1952)'in portföy teorisi üzerine yaptığı öncü çalışmadan sonra finans alanında yürütülen analizlerde kullanılan önemli kavramlardan biri haline gelmiştir. Finansal piyasalarda çeşitli finansal varlıkların hareketlerinde meydana gelen aşağı ve yukarı yönlü değişimler piyasa aktörlerinin ilgisini çekmektedir. Bu değişimler, finans literatüründe oynaklık kavramı ile ifade edilmekte olup, bir finansal varlığın oynaklığı ne kadar yüksek olursa o finansal varlık o derecede riskli kabul edilmektedir. Başka bir ifadeyle oynaklık, finansal bir varlığın tüm değerlerinin yayılımını belirterek, bu değişimin istatistiksel bir ölçüsü konumundadır (Butler, 1999:190). Finans alanındaki bir finansal varlığın riski, piyasa aktörleri için oldukça önemli olup, finansal piyasalarda oynaklık bir varlığın risk ölçütü olarak kullanılmaktadır (Tsay, 2012:176).

Tezin bu bölümünde önemli bir finansal varlık olan ve yatırımcıların oldukça ilgisini çeken emtia fiyat oynaklıklarının finansal piyasa dinamiklerini rakiplerine kıyasla daha iyi temsil eden MS-GARCH modelleri kullanılarak tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. Bu bölüm beş alt bölümde ele alınmıştır. Birinci alt bölümde çalışmanın amacı ve önemine değinilmiştir. İkinci alt bölümde konu ile alakalı hem teorik hem de uygulamalı çalışmalara ait literatür özeti verilmiştir. Üçüncü alt bölümde analizde kullanılan veri seti ve yöntem ele alınmış olup dördüncü alt bölümde analiz sonuçları verilmiştir. Beşinci ve son alt bölümde ise analiz bulgularına ele alınmıştır.

4.1. ÇALIŞMANIN AMACI VE ÖNEMİ

Ekonomik kırılganlık, genellikle dışsal, öngörülemeyen ve kontrol edilemeyen şoklardan olumsuz etkilenme riski anlamına gelmektedir ve ekonomilerde yaşanan bu kırılganlıkların emtia fiyatlarının oynaklığı üzerinde oldukça büyük etkisi bulunmaktadır. Bir ülkenin bu gibi öngörülemeyen olaylardan etkilenme riskinin emtia fiyatlarındaki oynaklıklar üzerindeki etkileri, şokların potansiyel büyüklüğü, şoklara ne kadar maruz kalındığı ve şoklara karşı ülkenin tepki kapasitesi yani dirençliliği olmak üzere üç unsurla ifade edilmektedir (Guillaumont, 1999:6-7). Bu şokların özellikle emtia ihracatçısı

konumunda olan ülkelerde yaşanması, küresel çapta fiyat dalgalanmalarının oluşmasına neden olmaktadır. Emtia fiyatlarındaki dalgalanmanın özel nedenleri emtiaya göre farklılık gösterir ve zamanla değişebilir.

Oynaklıktaki kalıcı değişimler, üreticileri ve endüstriyel tüketicileri riske maruz bırakarak, küresel borsalarda emtia ürünleri üzerinde yapılan finansal işlemleri, firmaların üretim ve taşımacılık yatırımlarını etkileyen sonuçlar doğurabilmektedir. Oynaklık aynı zamanda emtialara dayalı taleplerin değerini de belirlemektedir; bu nedenle oynaklık davranışı, türev değerlendirme, riskten korunma kararları ve emtia üretimine veya tüketimine bağlı fiziksel sermayeye yatırım yapma kararları için önem arz etmektedir (Pindyck, 2004: 1030). Bu nedenlerden ötürü, emtia fiyat oynaklığının doğru bir şekilde tespit edilmesi ve geleceğe yönelik oynaklık kestirimlerinin yapılması, araştırmacıların ilgi odağı haline gelmiştir.

Çalışmanın birincil amacı, uluslararası piyasalarda işlem gören emtiaların getiri oynaklıklarının MS-GARCH, geleneksel GARCH ve türev yöntemler kullanılarak modellenmesidir. Buna ilaveten, hem MS-GARCH hem de geleneksel GARCH yöntemleri ile elde edilen ileriye dönük kestirimler, gerçekleşen oynaklıklar ile karşılaştırılarak hangi modelin daha etkin oynaklık tahminleri verdiğini tespit etmek çalışmanın ikincil amacını oluşturmaktadır. Çalışmada, ayrı piyasalarda işlem gören emtiaların kullanılarak, hem geleneksel hem de rejim değişim modelleri ile oynaklık yapısının tahmininin gerçekleştirilmesi genelde tek ürün bazlı ve tek modelli yürütülenlere karşı bu çalışmanın üstünlüğünü ortaya koymaktadır.

4.2. LİTERATÜR ÖZETİ

Hem geleneksel GARCH hemde rejim değişim yaklaşımını dikkate alan GARCH tipi modellerin geliştirilmesi ve uygulamalı çalışmalarda da rejim değişim yaklaşımını dikkate alan modellerin farklılık göstermesi sebebiyle literatür özeti teorik ve uygulamalı olmak üzere iki kısımda incelenmiştir.

4.2.1. Teori Odaklı Çalışmalar

Günümüze kadar birçok oynaklık modeli geliştirilmiştir. Morgan (1996), oynaklığın ve kareli getirilerin geçmiş değerlerini kullanıp, bir getiri serisinin oynaklığını

modellemeye çalışmış ve Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (EWMA) modelini geliştirmiştir. Modele göre oynaklığın aldığı en son değer, diğer dönemde aldığı değerlere kıyasla daha fazla ağırlıklandırılır. Bu durum, oynaklığın en son değerinin mevcut oynaklık üzerinde daha yüksek bir etkiye sahip olduğunu ifade etmektedir.

Engle (1982), koşullu varyans σ_t^2 tahminlerinin geçmiş dönemde gözlemlenen hataların lineer bir fonksiyonu şeklini aldığı otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelini önermiştir. Model kaldıraç etkisini yakalayamamakla birlikte negatif ve pozitif şoklar arasında da ayırım yapamamaktadır. Ayrıca çok sayıda parametrenin tahmin edilmesi problemine yol açarak modelin genel doğruluğunun azalmasına sebebiyet verebilmektedir. Basit ARCH modelinin bu gibi dezavantajlarının ağır basması, modelin gelişimini ihtiyaç haline getirmiştir.

Bollerslev (1986), koşullu varyansın geçmiş değerleri için tekrarlanan terimler ekleyerek genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelinin tanıtımı ile ARCH modelini aşağıdaki gibi genelleştirmiştir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \epsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

GARCH modelleri, finansal zaman serilerinde sergilenen etkilerin çoğunu yakalayabilmekte olup, varlık getirilerinin varyanslarının modellenmesi ve tahmin edilmesinde etkili bir yöntem olarak ortaya çıkmıştır. GARCH modeli, günümüzde finans alanında özellikle de en basit biçimi olan $p = q = 1$ ile yaygın olarak kullanılmaktadır. GARCH modelleri, ortalama ve varyans için modeller sunarak bir getiri serisi türetmeye çalışır.

GARCH modeli, ortalama getiri olgusunu sergileyen oynaklığı etkili bir şekilde modellemektedir. Ancak, döviz kurları ve emtia fiyatları gibi oldukça az sayıda finansal araç, ortalama getiri davranışını sergilemeye eğilimlidir. Bu gibi durumlarda Bollerslev (1986), Bütünleşik GARCH (IGARCH) modelinin faydalı olacağını önermiştir. IGARCH modeli, gecikmeli varyansın katsayıları dışında GARCH modeline tam olarak benzemektedir. IGARCH modelinde, varyans denkleminin birim kökü vardır ve varyansta meydana gelecek bir şokun, varyansın gelecekteki tüm tahminleri üzerinde kalıcı bir etki bırakmasına sebep olacaktır.

Sıradan GARCH modelinin en büyük dezavantajı kaldıraç etkisini hesaplamada yetersiz kalmasıdır. Hataların karesinin geçmiş dönem değerleri modelde

kullanıldığından, getirilerde meydana gelen pozitif bir şokun oynaklık üzerindeki etkisi ile negatif şokun oynaklık üzerindeki etkisi, aynı büyüklükte olacaktır. Bu durumun cazip olmaması nedeniyle Nelson (1991), kaldıraç etkisini etkili bir şekilde yakalayan ve bu etkiyi açıklayan EGARCH modelini önermiştir. Modeldeki logaritmik operatör, oynaklığın her zaman pozitif olmasını sağlamakta olup, parametreler için herhangi bir eşitsizlik kısıtlamaları gerektirmemesi de modelin diğer bir avantajını ortaya çıkarmaktadır.

Buna ek olarak Pagan (1996) çalışmasında, finansal getirilerin koşulsuz dağılımının genellikle normal dağılımdan daha fazla şişkin kuyruklara sahip olduğunu ve standart GARCH veya EGARCH modellerinin, normal getiri ile finansal getirilerdeki aşırı basıklığı tam olarak yakalayamadığını ifade etmiştir. Bu nedenle aşırı basıklık özelliğinin üstesinden gelmek için Engle ve Bollerslev (1986) Student-t dağılımı ve Nelson (1991) genelleştirilmiş hata dağılımını önermişlerdir.

Geleneksel GARCH modelinin kaldıraç etkisini yakalayamaması, benzer bir çerçeveye sahip olan bazı modellerin ortaya çıkmasına neden olmuştur. Bu modeller topluca asimetrik GARCH modelleri olarak adlandırılmaktadır. Bu modellerden biri de Engle ve Ng (1993) tarafından öne sürülen Kuadratik GARCH (QGARCH) modelidir. Getiri serisindeki pozitif ve negatif şokun direkt olarak modelden elde edilebilmesi, gelecekte modelin oynaklığı üzerinde nasıl bir etki ortaya çıkaracağının görülmesine imkân sağlamaktadır. Böylece yazar, çalışmasında kaldıraç etkisini etkili bir şekilde yakalayan bir GARCH modeli ortaya koymuştur.

Engle ve Ng (1993) tarafından öne sürülen Doğrusal Olmayan Asimetrik GARCH (NA-GARCH) modeli, değişen varyanslı oynaklığın doğrusal olmayan etkileri ile birlikte aynı zamanda Kaldıraç Etkisini yakalamada ilk girişimlerden biri olmuştur. QGARCH modeline çok benzemekle birlikte bu modelden farkı, herhangi bir varlığın önceki dönem hataları ve önceki dönem standart sapmalarının çarpımını içeren bir terimi (kaldıraç etkisini) barındırmasıdır. Bu terimin pozitif değerli olması kaldıraç etkisinin etkili bir şekilde yakalandığına işaret etmektedir.

Heston ve Nandi (2000) tarafından ileri sürülen Kareköklü GARCH (SQR-GARCH) modeli, QGARCH modeline benzer bir yapıya sahiptir. Kaldıraç operatörünün pozitif değeri, kaldıraç etkisinin etkin bir şekilde yakalandığını ifade etmektedir. Kaldıraç

etkisini yakalayabilen bir başka popüler asimetrik GARCH model türü, Glosten vd. (1993) tarafından geliştirilen GJR-GARCH (Glosten, Jagannathan ve Runkle) modelidir. Bu model, normal GARCH modeline ilave bir tanımlama teriminin eklenmesiyle geliştirilmiştir. Eklenen bu terim kaldıraç etkisini ifade etmektedir. Pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerindeki asimetrik etkilerini hesaba katmak için Zakoian (1994), eşik GARCH (T-GARCH) modelini geliştirmiştir.

Bir varlığın getirisi, varlığın oynaklığına bağlı olabilir. Bu sebepten ötürü Ortalamada GARCH (GARCH in Mean, GARCH-M) modeli Engle vd. (1987) tarafından geliştirilmiştir. Bu model basit bir GARCH varyans modeli ile birlikte değiştirilmiş bir ortalama model kullanması sebebiyle diğer tüm belirtilen modellerden farklıdır.

İlerleyen çalışmalarda GARCH modelinin çok değişkenli modellerin geliştirilmesi üzerine odaklanılmıştır. Bollerslev vd. (1988) VEC (Vectorial and diagonal GARCH) modeli, koşullu kovaryans matrisini doğrudan modellemeye olanak tanıyan Engle ve Kroner (1995) BEKK (Baba, Engle, Kraft and Kroner) modeli olmak üzere GARCH modelinin çok değişkenli kullanılmasını sağlayan modeller geliştirilmiştir. Her bir zaman serisinin koşullu varyansını tahmin eden korelasyon modelleri ve korelasyon matrisi, Bollerslev (1990) tarafından öne sürülen sabit koşullu korelasyon modeli ve Engle (1992) tarafından geliştirilen dinamik koşullu korelasyon modelleri ile sağlanmaktadır.

Ampirik çalışmalarda, GARCH modellerinin parametrelerinin genellikle zaman içinde sabit olduğu varsayılmaktadır. Ancak Perez ve Timmermann (2000)'nin belirttiği gibi, finansal getirilerin koşullu dağılımı durgunluk ve genişleme dönemleri arasında farklılık göstermektedir. Ayrıca, GARCH modellerinde genellikle bireysel şokların yüksek oynaklık kalıcılığı anlamına geldiğini ifade etmişlerdir. Lamoureux ve Lastrapes (1990), oynaklıktaki yüksek kalıcılığın varyans sürecinde yer alan yapısal değişikliklerden meydana gelebileceğini ileri sürmüştür.

Oynaklık modellerinde rejim değişim kavramı ilk kez Hamilton ve Susmel (1994) tarafından ele alınmıştır. Yazarlar hem ağırlıksız örnek varyansı hem de daha karmaşık ARCH ve GARCH modelleri için kalıcılık problemini ele almış, yaşanabilecek şoktan sonra gelecekteki oynaklık tahminlerinin belli bir süre yüksek kalmaya eğilimli olabileceğini ifade etmişlerdir. Bu sorunu hafifletmek için bir rejim değişim sürecini; şoklara tepki olarak ayarlanmasına olanak tanıyan ve hızlı bir şekilde başlangıçtaki

dalgalanmalara geri dönmesini sağlayan oynaklığı modellemeyi önermişlerdir. Yazarların kullandığı bu model, oynaklıktaki rejim içi dalgalanmaları hesaba katmak için her bir rejimdeki ARCH dinamiklerini de korumaktadır. Hamilton'un SW-ARCH spesifikasyonunda bulunmayan MS-GARCH modelinde geçmişin bugün üzerindeki belirleyici etkisini (path dependence) tanımlamışlardır. MS-GARCH parametrelerinin gerçek maksimum olabilirlik tahminlerinin hesaplanması, zaman serisinin uzunluğu ile katlanarak artan tüm olası durumlara göre entegrasyon gerektireceğini ifade etmişlerdir. Bunun nedenini ise aşağıdaki MS-GARCH spesifikasyonunda, t zamanındaki koşullu varyansın $t-1$ zamanındaki koşullu varyansa ve dolayısıyla tekrarlı olarak değişmesine bağlı kılmışlardır.

$$\sigma_t^2 = \alpha_{0st} + \alpha_{1st}\epsilon_{t-1}^2 + \beta_{1st}\sigma_{t-1}^2$$

Rejim değişimi ile s_t 'nin her bir zaman diliminde k adet olası bir durumun söz konusu olduğunu belirtmişlerdir. Bu nedenle maksimum olabilirliğin değerlendirilmesi, hızlı bir şekilde hesaplanamaz hale gelen k^n durumları üzerine entegrasyon gerektireceği ifade edilmiştir. Hamilton ve Susmel (1994), GARCH koşullarını kaldırarak koşullu varyans tahmininin sadece mevcut rejime bağlı olmasını sağlamaktadır.

Terasvirta (2006) yaptığı çalışmada, farklı rejimlerin farklı olasılıkların oynaklığın rejimler arasında geçişkenliğine olanak tanınması, oynaklığı tahmin etmenin yeni ve daha esnek bir yolunun doğduğunu ifade etmiştir.

Bu iki oynaklık modelleme yöntemini birleştiren Gray (1996), Markov değişim GARCH modelini geliştirmiştir. Yazar, çalışmasında zaman serilerinin oynaklık sürecinin farklı durumlar arasında geçiş yapmasını sağlamakta olduğunu ve GARCH dinamiklerinden ötürü her bir durumda sabit olmayan oynaklığa olanak tanıyabileceğini belirtmiştir. Ayrıca yazar, maksimum olabilirlik tahminini hesaplamayı zorlaştıran rejim yolu bağımlılığı meselesini de tanımlamaktadır. Dueker (1997), sonsuz yol bağımlılığı sorununun üstesinden gelebilmek için Gray (1996) ile aynı yaklaşımı benimsemiş olup, çeşitli alternatif SW-GARCH modelleri geliştirmiştir. Klaassen (2002) çalışmasında, Gray'in SW-GARCH modeli üzerinde değişiklikler yapmış ve elde ettiği modelin teknik özelliklerinin SW-GARCH modellerinin tahmin performansını daha da geliştirdiğini savunmuştur.

Gray (1996), Klaasen (2002) ve Haas vd. (2004), tahmin tekniklerinde yol bağımlılığından kaçınmak için farklı yöntemler önermişlerdir. Kısaca Gray (1996), bir önceki dönemin koşullu varyansının beklentisini alarak, olasılık fonksiyonundaki rejim yolunu entegre etmekten kaçınmayı önermiştir ve buradan hareketle de σ_t^2 'nin sadece mevcut rejime bağlı olacağını belirtmiştir.

$$\sigma_t^2 = \alpha_{0_{st}} + \alpha_{1_{st}}\epsilon_{t-1}^2 + \beta_{1_{st}}E_{t-2}[\sigma_{t-1}^2]$$

Bu yönteme benzerlik teşkil eden Klaasen (2002) yöntemi, t-2 yerine t-1 zamanında beklenti alarak ve t zamanında durumun koşullandırılmasıyla ek bilgi kullanmıştır.

$$\sigma_t^2 = \alpha_{0_{st}} + \alpha_{1_{st}}\epsilon_{t-1}^2 + \beta_{1_{st}}E_{t-1}[\sigma_{t-1}^2|s_t]$$

Klaasen ve Gray'ın tahmin yöntemleri sayısal olarak kolay elde edilebilen bir çözüm sunarken, Haas vd. (2004) moment ve durağanlık koşullarının hesaplanmasına imkân sağlayan ve analitik olarak kolay elde edilebilen bir model önermişlerdir. Bu modeldeki temel düşünce, her bir rejim için paralel olarak çalışan ve aynı süreç içindeki parametreleri değiştirmek yerine GARCH süreçleri arasında Markov zincir değişimine sahip olan bir süreci modellemekten oluşmaktadır.

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}\epsilon_{t-1}^2 + \beta_{1i}\sigma_{i,t-1}^2, \quad i = 1, \dots, k$$

P $k \times k$ boyutunda geçiş matrisini vermektedir.

$$P(s_t = i | s_{t-1} = j) = P_{ij}$$

Kaufmann ve Schnatter (2002), yaptıkları çalışmada alternatif bir tahmin tekniği olarak SW-ARCH modelleri için Markov Zinciri Monte Carlo yöntemlerini (MCMC) kullanarak Bayesyen tahmin teknikleri geliştirmişlerdir.

Gray (1996) çalışmasında farklı rejimlerdeki koşullu varyansları tek bir koşullu varyansla birleştiren yeniden birleştirme yöntemi geliştirerek SW-ARCH modelini SW-GARCH modeline uzatmıştır. Elde edilen SW-GARCH modeli sayesinde önceki dönem değerlerinin bugünkü değerler üzerindeki etkisini bağımsız hale gelir ve çözümlenebilir bir olabilirlik fonksiyonunun oluşturulmasına olanak tanır. Zamana bağlı olarak değişen geçiş olasılıklarına sahip SW-GARCH modeli de önerilmiştir.

Dueker (1997) çalışmasında SW-GARCH için Kim (1994)'in algoritmasına dayalı bir daraltma prosedürü başlatmış ve bunu günlük S&P 500 endeksine uygulamıştır.

Daouk ve Guo (2004) çalışmasında, SW-ARCH modelini her iki rejimde de oynaklığa ve asimetriye geçiş sağlayan asimetrik GARCH (SW-Asimetrik GARCH) Markov Rejim Değişim yaklaşımını geliştirmiştir. Ane ve Ureche-Rangau (2006), Asya hisse senedi endekslerini analiz etmek için bir Rejim Değişim Asimetrik Güç GARCH modelini bulmuşlardır.

Bauwens vd. (2010) ile Henneke vd. (2011), Markov Değişim Otoregresif Hareketli Ortalama (MS-ARMA-GARCH) ve MS-GARCH modellerinin parametrelerini tahmin etmek için Markov Zinciri Monte Carlo'ya (MCMC) dayalı Bayesyen yaklaşımı önermişlerdir.

Bauwens vd. (2014) çalışmalarında MS-GARCH modellerinde yol bağımlılığı problemine sahip olan modellerin, göz ardı edilen bir sorun olarak ifade edilmiştir. Bu doğrultuda Andrieu vd. (2010) tarafından tanıtılan bir teknik olan bir parçacık Markov zinciri Monte Carlo (PMCMC) yöntemi uygulanarak bu sorunu çözmeyi amaçlamışlardır. PMCMC kullanmadan önce çeşitli serilerde model karşılaştırmasına bakıldığında MS-GARCH modellerinin CP-GARCH ve Spline GARCH modellerine göre daha üstün olduğu görülmüştür. Fakat bunların birbirlerinin alternatifi olarak kullanılabilir olduğu belirtilmiştir. Daha sonra Bayesyen çıkarım teknikleri kullanılarak yol bağımlılığı problemini çözmek amaçlanmıştır. Özellikle MS GARCH modellerinin, oynaklığın dinamikleri ve seviyesindeki değişiklikleri yakalamak için yararlı olduklarını ortaya koymuşlardır.

Billio vd. (2016) çalışmalarında, gözlem sürecinin koşullu ve koşulsuz varyansının zaman içinde değişebilen MS-GARCH modelleri için sınırlı sayıda rejime sahip bir tahmin yaklaşımı geliştirmek amaçlamaktadırlar. Yapılan simülasyon çalışması neticesinde, oluşturulan çok noktalı ve çok hareketli stratejilerin diğer MCMC modellerine göre daha verimli olduğu gösterilmiştir. Yapılan ampirik çalışma sonucunda önerilen tahmin prosedürünün verimliliği ve etkililiği ifade edilmiştir.

Billio vd. (2017), riskten korunmak için uygulanacak etkili stratejiler ile emtia piyasalarında görülen dalgalanmaların ve oynaklığın olumsuz etkilerinin azaltılmasına

karşı nasıl önlem alınabileceğini ele almışlardır. Emtia piyasalarında oynaklık rejimlerinin aşırı değişkenlik göstermesi, burada işlem gören ürünler üzerinde (bakır, altın ve gümüş, mısır ve buğday gibi) stratejilerini uygulayabileceklerini belirtmişlerdir. Bu doğrultuda finansal riskten korunma portföy riskini en aza indirmeye dayanan yeni bir riskten korunma modeli önermişlerdir. Çalışmada çok zincirli Markov Değişim GARCH modelindeki Markov zincirleri arasındaki eşzamanlı bağımlılığa izin vererek Sheu ve Lee (2014)'nin çalışmalarını da genişletmişlerdir. Ayrıca MS-GARCH çerçevesinde sağlam bir riskten korunma yaklaşımı geliştirmek amaçladıkları bu çalışmalarında, 2008/2009 küresel finansal kriz öncesinde, sırasında ve sonrasında ardışık bir model karşılaştırmasında MS-GARCH modellerinin lehine bir sonuç elde etmişlerdir.

4.2.2. Uygulama Odaklı Çalışmalar

Hamilton (1989) çalışmasında rejim değişimi modellerinin kullanımının temel amacının ekonominin analiz edilmesi olduğunu ifade etmiştir. Tahmin edilen rejimler, temel iş döngüsüyle yakından ilişkilidir. Örneğin, Cai (1994) ABD'deki 3 aylık Hazine bonusu faiz oranındaki rejim değişimini 1974 petrol şoku, 1979-1982 Federal Merkez Bankası politika değişikliği olmak üzere iki dönem tanımlamıştır.

Garcia ve Perron (1996), Ang ve Bekaert (2002b) çalışmalarında faiz oranlarındaki rejim değişikliğinin para politikalarına bağlı olduğunu ifade etmişlerdir. Sola ve Driffill (1994), Bansal ve Zhou (2002), Dai vd. (2007) çalışmalarında iktisadi değişkenleri modellerken kullanılacak rejim değişim modellerinin daha iyi tahminler ortaya çıkaracağını belirtmişlerdir. Ang vd. (2008), nominal faiz oranındaki rejim değişikliklerinin reel faiz oranı, beklenen enflasyon ve enflasyon riski primi bileşenlerine bağlı olup olmadığını araştırmışlardır. Faiz oranı getirilerinin rejim davranışlarındaki değişimin yanı sıra, Hamilton ve Susmel (1994), Gray (1996) ve Dahlquist ve Gray (2000) farklı rejimlerde koşullu değişen varyansa izin veren modeller geliştirmişlerdir.

Lamoureux ve Lastrapes (1990), Gray (1996)'in geliştirdiği modelin genellikle finansal ve ekonomik verilerde bulunan leptokurtotik dağılım ve oynaklık kümelenmesi sorununu gidermeye yardımcı olduğunu ifade etmişlerdir. Engel ve Hamilton (1990) ile Engel (1994), döviz kurlarındaki rejim davranışını değiştirmeyi ilk kez deneyenler arasında yer almaktadırlar ve bu çalışmalarda ifade edilen rejimler, genellikle yüksek oranda kalıcı eğilim ve ani değişimler ile karakterize edilmiştir. İki döviz kuru rejimi

arasındaki stokastik deęişim alternatifine karşı rastgele yürüyüş hipotezini reddetmişlerdir. Bollen vd. (2000), döviz kuru çalışmalarında rejimler arasında geçiş yapmanın mümkün olduğu modellerin kullanılmasını önermişlerdir.

Borsalar, ülkelerin yaşadığı olumlu ve olumsuz birçok durumdan etkilenecek sürekli dalgalanma eğilimi göstermektedirler. Yaşanan bu olumlu veya olumsuz şoklar, ciddi bir etki ortaya çıkardığında risk-getiri performansı da bu durumun paralelinde önemli ölçüde etkilenecektir. Rejim deęişikliği davranışını dikkate alan modellerin durgunluk ve genişleme gibi tekrarlanabilecek piyasa koşulları ve finansal krizler ya da ciddi pazar çöküşleri gibi durumlara karşı duyarlı olması, bu modellerin popülerliğini artırmıştır. Rejim deęişim modelleri, finansal piyasadaki bu yapısal kırılmaları ve borsa getiri dinamiklerinde temel deęişikliklerin yakalanması için uygun bir yöntemdir.

Turner vd. (1989), Schaller ve Norden (1997), Paye ve Timmermann (2006), Henkel vd. (2011) borsa getirilerinin zaman içinde deęişim gösterdiğini, ayrıca kırılmalara ve parametre kararsızlığına maruz kaldığını tespit etmişlerdir. Mahaeu ve McCurdy (2000) ise borsaların güçlü rejim deęişim davranışları sergilediklerini belirtmiştir. Çalışmada Markov deęişim modelini kullanarak piyasa getirilerini, boğa ve ayı piyasalarına ayırmışlardır. Markov rejimi deęişim modelini kullanan Schwert (1989a), 1929-1939 Büyük Buhran ve diğer durgunluk dönemlerinde borsa oynaklığının daha yüksek olduğunu belirtmiştir. Borsa oynaklığı konjonktür dalgalanmaların önemli bir göstergesi olarak kabul edilir. Hamilton ve Susmel (1994), borsa getirilerini kullanarak bir rejim deęişim ARCH (SWARCH) modeli önermişlerdir. İleri sürülen bu modelde, koşullu oynaklık sürecinin her bir rejiminde farklı olmasına olanak tanımaktadır.

Borsalardaki dalgalanmaların yüksek kalması, düşük, orta ve yüksek oynaklık rejimlerinin kalıcılığına bağlanmaktadır. Li ve Lin (1994) ile Fong (1997), haftalık Tayvan Borsa endeksi ve Japon borsa endeksi verilerindeki rejim kaymaları ve oynaklık yapısını incelemek için Hamilton ve Susmel (1994)'in öne sürdüğü SWARCH modelini uygulamışlardır. SWARCH modeli uluslararası borsalara Fornari ve Mele (1997), Norden ve Schaller (1997), Susmel (1998a, 2000), Bautista (2003) ve Li (2007) çalışmalarında uygulanmıştır. Kaufmann ve Schnatter (2002), SWARCH modelleri için Markov Zinciri Monte Carlo yöntemlerini (MCMC) kullanarak Bayesyen tahmin tekniklerini geliştirmişlerdir. Ayrıca, Kaufmann ve Scheicher (2006), günlük Alman

Borsa Endeksini (DAX) tanımlamak için Bayesyen çerçevesinde yapılan SWARCH modelini uygulamışlardır. Moore ve Wang (2007), beş yeni Avrupa Birliği üyesi olan Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Slovenya ve Slovakya'nın borsalarında Markov değişim modelini kullanarak oynaklık yapılarını araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre ülkelerin AB'ye giriş öncesi borsa endeksleri yüksek oynaklık göstermekte iken AB'ye üyelik sonrasında oynaklığın düşme eğiliminde olduğu ifade edilmiştir.

Yapılan birçok çalışmada ani şokların makroekonomi ve borsalar üzerinde olumsuz etki ortaya çıkardığı ifade edilmiştir, fakat emtia fiyatları hususunda yeterli çalışma bulunmamaktadır. Watugala (2015), Joets vd. (2016) ve Van Robays (2016) ani şokların emtia fiyatları üzerindeki etkisinin değerlendirilmesi alanında yapılan sınırlı sayıda çalışmalardan bazılarını oluşturmaktadır. Anzuini vd. (2012), Frankel (2013), Gubler ve Hertweck (2013), Hammoudeh vd. (2015) para politikalarında yaşanan şokların emtia fiyatları üzerinde olumsuz etki ortaya çıkaracağı ve genişleyici para politikaları ile yüksek emtia fiyatları arasında ilişkinin olduğunu tespit etmişlerdir. Hayo vd. (2012), enerji, tarım, hayvancılık ve metal emtia ürünlerinin fiyat oynaklığında yaşanan artışlara, beklenmedik faiz oranı değişikliklerinin neden olduğunu ortaya koymuşlardır.

Emtiaların oynaklıklarıyla ilgili yürütülen çalışmalara bakıldığında, bunların büyük bir kısmının ham petrol fiyatı oynaklıkları üzerinde yapıldığı görülmektedir. Ham petrol, küresel sosyo-ekonomik gelişme için en önemli enerji kaynaklarından birini oluşturmakta olup, son yıllarda yatırımcılar için önemli bir yatırım ürünü olmuştur. Gösterdiği bu özelliklerden ötürü yatırımcılar, politika yapıcılar ve araştırmacılar tarafından çalışılması cazip bir konudur. Sadorsky (2006), dört enerji piyasasında çok sayıda modelin tahmin performansını karşılaştırmış ve GARCH tipi modellerin oynaklığın tahmininde daha iyi performans gösterdiğini ortaya koymuştur.

Narayan ve Narayan (2007), Fan vd. (2008), Agnolucci (2009), Wei vd. (2010), Hou ve Saurdi (2012), Arouri vd. (2012), Liu ve Wan (2012), Chang vd. (2013), Lux vd. (2016), Li vd. (2016), çalışmalarında alternatif geleneksel GARCH modelleri ile ham petrol getirilerini modelleyerek tahmin performansları bakımından karşılaştırma yapmışlardır. Yazarlar, bu çalışmalarda genellikle doğrusal veya doğrusal olmayan GARCH tipi modelleri arasında petrol fiyatlarındaki değişimi en doğru biçimde ortaya koyabilecek ve aynı zamanda ileriye dönük en doğru tahminlerin yapılmasını sağlayabilecek modeli tespit etmeye çalışmışlardır. Byun ve Cho (2013) çalışmalarında

karbon ve enerji piyasaları arasındaki oynaklığın yayılma etkisini, çok değişkenli GARCH modelleri ile ele almışlardır.

Tarımsal emtia fiyatlarının çeşitli zamanlarda farklı oynaklık yapıları sergilediği görülmektedir. Yang ve Brorsen (1992), tarımsal emtia fiyatlarındaki GARCH yapısını uygulamalı olarak analiz eden ilk kişiler arasında yer almaktadırlar. Günlük serilerde Student-t dağılımı kullanılarak yürütülen GARCH analizlerinin alternatiflerine karşı daha iyi uyum sağladığını ifade etmişlerdir. Jin ve Frechette (2004), 14 tarımsal vadeli fiyat serisinin oynaklığını modellemede FIGARCH modelinin, temel GARCH (1,1) modelinden önemli ölçüde daha iyi performans gösterdiğini tespit etmişlerdir. Tarımsal fiyat oynaklığı alanında yapılan diğer bazı çalışmalara bakıldığında Apergis ve Rezitis (2003), Buguk vd. (2003), Rezitis ve Stavropoulos (2010), Serra vd. (2011) ve Serra (2013) tarımsal fiyat oynaklıkları ile ilgili piyasalar arasındaki bağlantıya odaklanmışlardır. Shively (1996), Hennessy ve Wahl (1996), Karali ve Power (2013) çalışmalarında, tarım emtia ürünlerinin fiyat oynaklıklarının belirleyicileri üzerine odaklanmışlardır. Serra ve Gil (2013) çalışmalarında çok değişkenli GARCH modelleri kullanarak mısır fiyatlarındaki oynaklığın, oynaklık kümelenmeleri, biyoyakıt fiyatları, mısır stokları ve küresel ekonomik koşullar ile açıklanabileceğini ifade etmişlerdir.

Metal piyasasında işlem gören ürünler dikkate alındığında genellikle altın fiyatları oynaklığının modellendiği görülmektedir. Kiohos ve Sariannidis (2010), Toraman vd. (2011) çalışmalarında altın fiyatlarındaki oynaklığın belirleyicileri üzerine odaklanmışlardır. Hammoudeh ve Yuan (2008) çalışmalarında üç önemli metal için tek değişkenli GARCH modellerini kullanarak oynaklık modellemelerini gerçekleştirmişlerdir. Altın ve gümüşün koşullu oynaklığının, daha kalıcı olmasına rağmen kaldıraç etkisine bakıra göre daha az maruz kaldığına dair bulgular tespit etmişlerdir.

Cochran vd. (2012), Arouri vd. (2012), Chkili vd. (2014) ve Bentes (2015) çalışmalarında alternatif GARCH modelleri kullanarak, günlük spot altın getirilerinin oynaklık sürecinde oynaklık kümelenmelerinin ve vadeli getirilerde ise şok kalıcılığının düşük olacağını ifade etmişlerdir.

4.3. ARAŞTIRMANIN METODOLOJİSİ

Bölüm 4.1’de ifade edilen çalışmanın amacı doğrultusunda, her bir emtia için farklı zaman aralıklarını kapsayacak şekilde günlük kapanış vadeli fiyatlarını içeren zaman serisi verileri kullanılmıştır.

Çalışmada, emtia ürünlerinin günlük kapanış vadeli işlem fiyatlarına ilişkin veriler enerji piyasası ürünleri için ABD Enerji Bilgi Yönetimi İdaresi (<https://www.eia.gov>), diğer emtia piyasaları için ise <https://www.investing.com/> internet sayfalarından elde edilmiştir. Oynaklık kümelenmelerinin daha belirgin bir şekilde ortaya konması ve veri setinin MS-GARCH modellenmesine yudurulması maksadıyla vadeli fiyat serilerinin logaritmik getirileri hesaplanmıştır. T döneminde emtia fiyatlarına ilişkin logaritmik getiri serileri $r_t = 100 * (\ln p_t - \ln p_{t-1})$ formülü kullanılarak elde edilmiştir. Formülde p_t t zamanındaki emtia fiyatını ifade etmektedir. MS-GARCH modellemesinin tahmin prosedürünün içerdiği zorluklar ve yeni bir çalışma alanı olarak henüz ekonometrik paket programlarına tam olarak entegre edilmemiş olması nedeniyle analizlerin büyük bir çoğunluğu RStudio 1.1.463 programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir. RStudio programı ile yürütülen analizlerde, Ardia vd. (2017) çalışmalarında öne sürdükleri MS-GARCH modellerinin maksimum olabilirlik ve Markov Zinciri Monte Carlo yöntemlerini kullanarak parametre tahminlerini gerçekleştiren “MSGARCH” alt paketi kullanılmıştır. Tanımlayıcı istatistiklerin ve bazı temel analizlerin yapılmasında ise MS Excel 2016 ve EViews 9.0 programları kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan veri setlerine ilişkin temel bazı bilgiler Tablo 5.1.’de verilmiştir.

GARCH modelleri, zamana bağlı değişkenlik, kalıcılık ve oynaklık kümelenmesi gibi finansal zaman serilerinin tipik gerçeklerini yakalama kabiliyetleri nedeniyle popüler hale gelmişlerdir. Finansal getirilerin modellenmesinde farklı rejimler arasında değişime imkân tanınması ve farklı rejim yapılarında farklı oynaklık modellemesinin yapılabilmesine olanak tanıyan MS-GARCH tipi modellerin çalışmada kullanılması, onu geleneksel GARCH tipi modeller ile yapılanlardan farklı kılmaktadır. Daha önce yapılan araştırmalar rejim değişim modellerini kullanarak yürütülen analizlerin diğer modellere kıyasla üstünlüğünü kanıtlamıştır (Cheng-Der vd., 2012: 2-5).

Tablo 4.1. Emtia Vadeli İşlem Sözleşmeleri Detayları

Piyasa	Emtia	İşlem Gördüğü Borsa	Ölçü Birimi	Örneklem Dönemi
Bitki ve Hububat	Amerikan Kakao	ICE	USD/Pound	28.12.1979/09.03.2018
	Londra Kakao	ICE	GPB/ Ton	29.08.2007/25.07.2018
	Amerikan Kahve	ICE	USD/ Pound	23.07.2007/09.03.2018
	Londra Kahve	ICE	USD/ Ton	14.02.2008/26.07.2018
	Mısır	CBOT	USD/ Kile	03.01.1985/27.07.2018
	Pamuk	ICE	USD/ Pound	15.10.2009/26.07.2018
	Kereste	CME	USD/ Ton	02.01.1990/09.03.2018
	Yulaf	CBOT	USD/ Kile	16.07.2008/27.07.2018
	Pirinç	CBOT	USD/ CWT	22.01.2007/27.07.2018
	Soya Küspesi	CBOT	USD/ Ton	05.01.1981/27.07.2018
	Soya Yağı	CBOT	USD/ Pound	03.01.1980/27.07.2018
	Soya Fasulyesi	CBOT	USD/ Kile	15.10.2009/27.07.2018
	Amerikan Şeker	ICE	USD/ Ton	12.12.2008/26.07.2018
	Londra Şeker	ICE	USD/ Ton	05.07.2007/25.07.2018
	Amerikan Buğday	CBOT	USD/ Kile	15.10.2009/27.07.2018
	Londra Buğday	ICE	GPB/ Ton	25.11.2008/26.07.2018
Enerji	WTI Ham Petrol	NYMEX	USD/Varil	04.04.1983/27.07.2018
	Brent Ham Petrol	ICE	USD/Varil	01.02.2006/27.07.2018
	Doğal Gaz	NYMEX	USD/MMBTU	05.04.1990/27.07.2018
	Benzin	NYMEX	USD/Galon	05.10.2005/27.07.2018
	Kalorifer Yakıtı	NYMEX	USD/Galon	21.02.2007/27.07.2018
	Karbon	CFD	EUR/Ton	07.07.2008/25.07.2018
	Londra Gaz Yağı	CFD	USD/Metrik Ton	04.05.2007/27.07.2018
Metal	Amerikan Bakır	COMEX	USD/ Ton	02.08.1988/08.03.2018
	Londra Bakır	CFD	USD/ Ton	07.07.2008/08.03.2018
	Altın	COMEX	USD/Troy ons	01.06.2000/08.03.2018
	Gümüş	COMEX	USD/Troy ons	16.04.2007/09.03.2018
	Platin	COMEX	USD/Troy ons	01.01.2013/09.03.2018
	Paladyum	COMEX	USD/Troy ons	01.03.2007/09.03.2018
	Alüminyum	COMEX	USD/ Ton	14.02.2008/08.03.2018
	Kalay	COMEX	USD/ Ton	08.07.2008/09.03.2018
	Nikel	COMEX	USD/ Ton	08.07.2008/09.03.2018
	Kurşun	COMEX	USD/ Ton	08.07.2008/09.03.2018
	Çinko	COMEX	USD/Metrik Ton	21.02.2008/09.03.2018

CBOT: Chicago Ticaret Kurulu, CME: Chicago Ticaret Borsası, COMEX: ABD Emtia Borsası, ICE: Kıtalararası Borsa, NYMEX: New York Ticaret Borsası.

4.4. AMPİRİK BULGULAR

Emtiaları, ilgili oldukları diğer ürünler ile aynı piyasa altında toplayarak analiz sonuçlarına yer verilen bu çalışmada yer alan ürünler, enerji, metal, bitki ve hububat piyasası emtiaları olarak alt kısımlara ayrılmıştır. Öncelikle emtia fiyatlarının grafikleri,

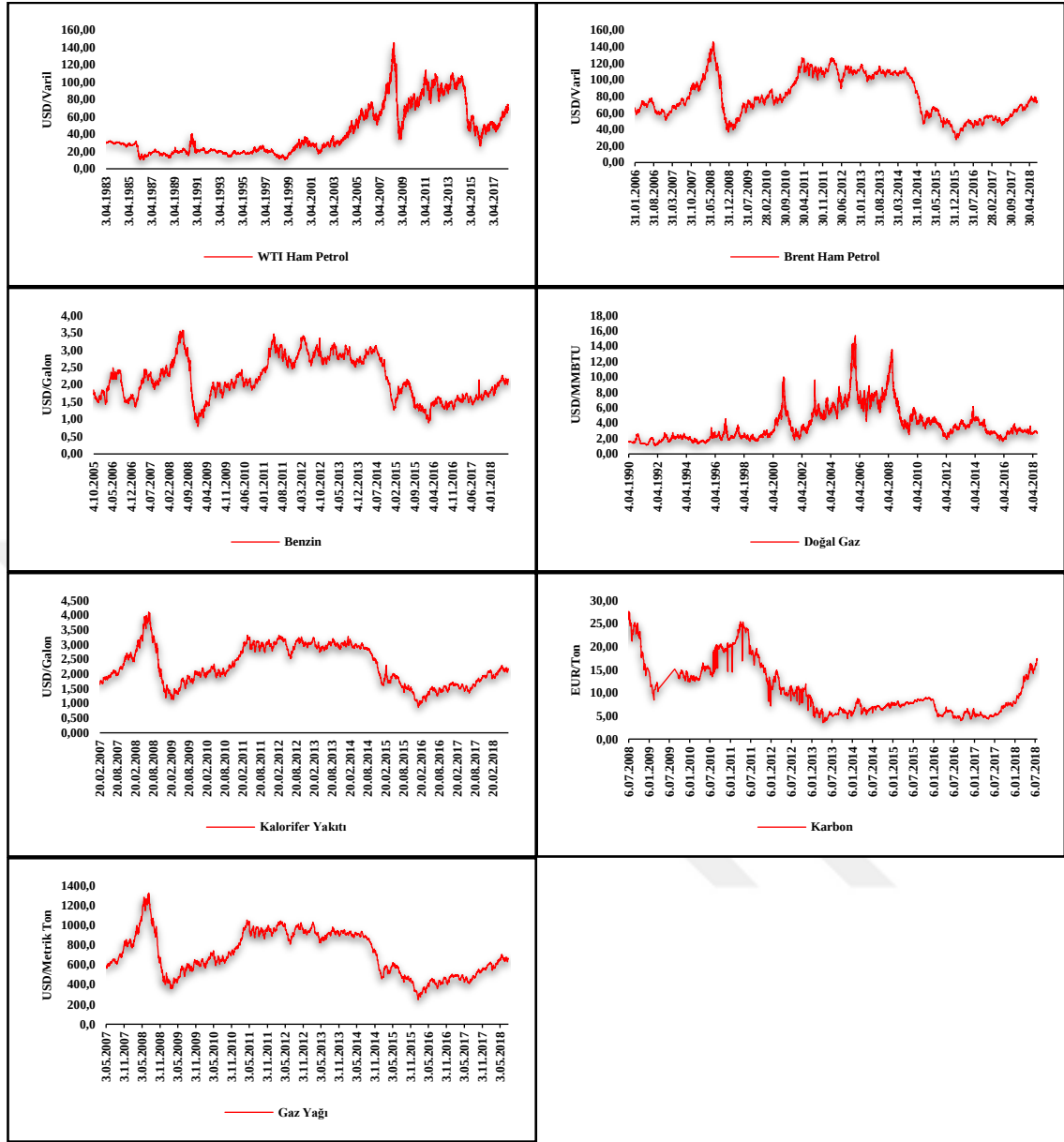
logaritmik getiri grafikleri ve bu getiri serilerinin tanımsal istatistikleri elde edilmiştir. Yapılan tanı testi neticelerinde GARCH tipi modellemeye uygun olan seriler üzerinde devam edilerek temel GARCH analizleri gerçekleştirilip, ileriye dönük kısa vadeli oynaklık tahminleri yapılmıştır. Devamında logaritmik getiriler kullanılarak MS-GARCH analizleri gerçekleştirilmiştir.

Ele alınan 34 emtia için hem ekonometrik açıdan tahminin kolaylaşması hem de finansal açıdan yorumların sağlıklı bir şekilde yapılabilmesi için iki rejimli yapı tercih edilmiştir. Her bir emtia için ele alınan bu iki rejimli yapıda Markov süreçleri ile birlikte farklı GARCH modellerinin tahmini gerçekleştirilmiştir. Finansal getirilerin leptokurtik özellik göstermesinden ötürü getiri serilerine normal dağılımlı tahminin yapılmasından ziyade Student-t tipi dağılım kullanılarak analizlerin gerçekleştirilmesinin gerektiği daha önceki bölümlerde ifade edilmiştir. Bu doğrultuda analizler getirilerin normal, Student-t, Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution, GED) ve bu dağılımlarının çarpık halleri kullanılarak genişletilmiştir. Yürütülen analizlerde, ekonometrik model seçim kriterleri kullanılarak uygun model seçilmiş ve tablolarla özetlenmiştir.

Uygun MS-GARCH tipi modelinin tahminin ardından parametre ve rejimler arası geçiş olasılığı yorumlamaları gerçekleştirilmiş, ayrıca düzleştirilmiş olasılık grafikleri elde edilerek getirilerin hangi dönem aralığında düşük ve yüksek rejim yapısı sergilediği ifade edilmiştir. Daha sonrasında MS-GARCH modeli kullanılarak elde edilen ileriye dönük kısa dönemli oynaklık tahminleri ile gerçekleşen oynaklık değerleri arasındaki performans karşılaştırmaları Ortalama Mutlak Hata (Mean Absolute Error, MAE), Ortalama Kareli Hata (Mean Square Error, MSE) gibi istatistiki ölçütler kullanılarak değerlendirmeler gerçekleştirilmiştir.

4.4.1. Enerji Emtialarında Oynaklık

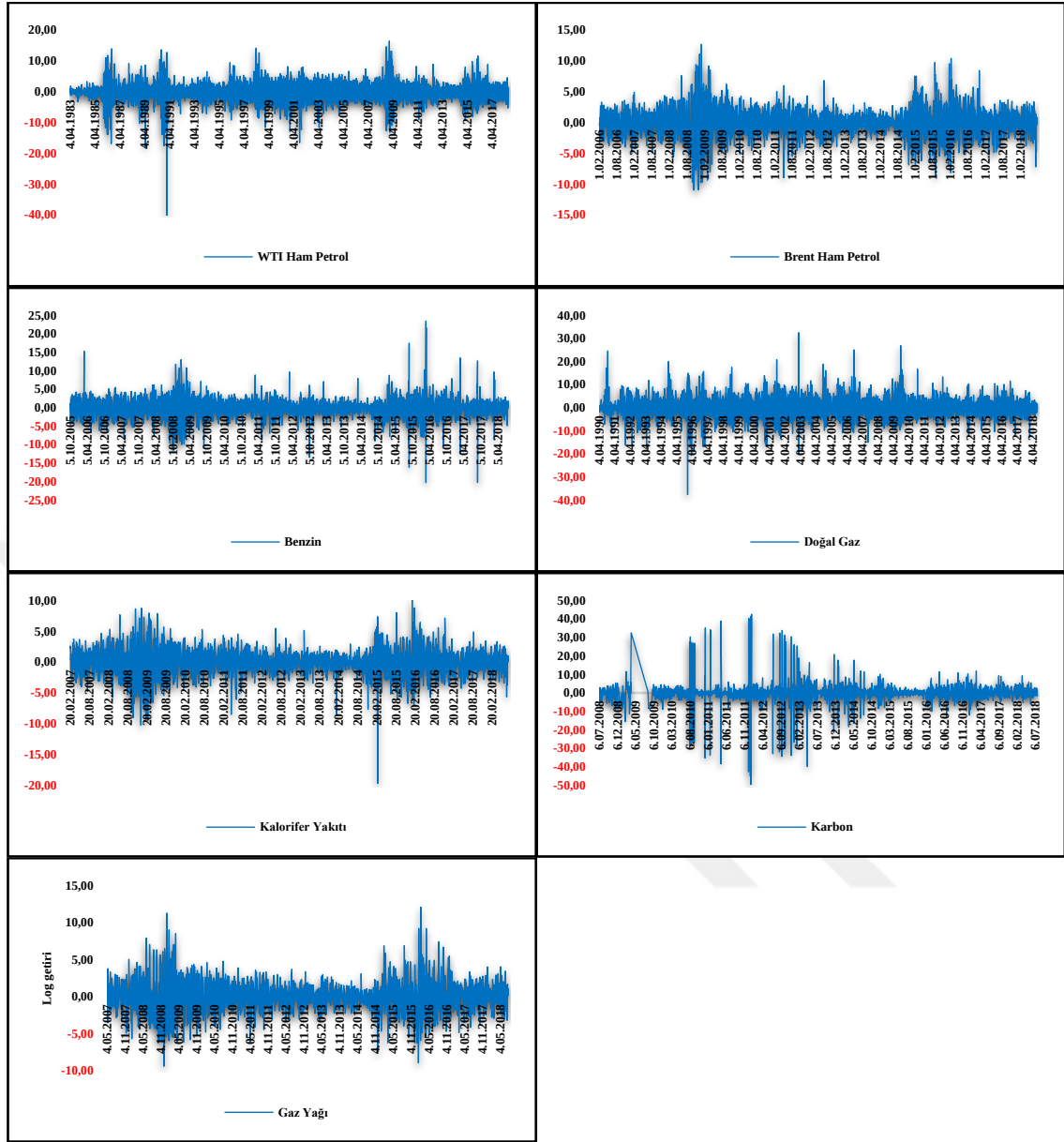
Enerji piyasasında yer alan 7 emtiaya ait günlük vadeli fiyatlar örneklem dönemi itibariyle Grafik 4.1’de gösterilmiştir. Grafik 4.1’e göre, petrol fiyatları ile birlikte petrol tabanlı ürünlerden olan benzin, kalorifer yakıtı, gaz yağı fiyatlarının benzer özellikler taşıdıkları ifade edilebilir.



Grafik 4.1. Enerji Emtialarının Günlük Fiyatları

Serilerde özellikle 2008 küresel finansal krizin fiyatlarda ani bir yükseliş yaşanmasına ve 2016 yılında petrolde yaşanan küresel arz fazlasının ise petrol ve türevlerinin fiyatlarında aşırı düşüşlere sebep olduğu görülmektedir. Fiyatların genellikle artan bir eğilim içerisinde olduğu ve zaman serisi analizleri için gerekli olan durağanlık varsayımının sağlanmadığı ifade edilebilir.

T döneminde emtia fiyatlarına ilişkin logaritmik getiri serileri $r_t = 100 * (\ln p_t - \ln p_{t-1})$ formülü kullanılarak elde edilmiştir. Hesaplanan getiriler Grafik 4.1'de gösterilmektedir.



Grafik 4.2. Enerji Emtialarının Logaritmik Getirileri

Grafik 4.2'ye göre enerji emtialarının geçmiş dönem fiyatlarının yüksek belirsizlik içerdiği görülmektedir. Bu nedenle, uygun yaklaşımları kullanarak enerji piyasasında işlem gören ürünlerin oynaklığını tahmin etmek son derece önem taşımaktadır. Gelişmekte olan ülkelerdeki ekonomik patlamanın etkisi, enerji emtialarının özellikle de ham petrol fiyatlarının 2003'ten 2008'e kadar yükselmesine neden olmuştur.

ABD'deki düşük faiz krizinin tetiklediği küresel ekonomik durgunluk nedeniyle de ham petrol ve diğer emtia fiyatlarının 2008 yılının ikinci yarısı itibariyle hızla düştüğü görülmektedir. Getirilere bakıldığında serilerde durağanlığın sağlandığı ve 2008-2009, 2015-2016 gibi bazı yıllarda yaşanan krizlerin oynaklık kümelenmelerinin yaşanmasına

neden olduğu görülmektedir. Getirilerde meydana gelen bu aşırı oynaklığın yerel ve küresel finansal krizlerin yaşandığı zamanlarda ortaya çıktığı ifade edilebilir. Oynaklıkta meydana gelen bu kümelenmelerde, yüksek oynaklık sürelerinin yüksek oynaklık sürelerini takip etme eğiliminde olduğu ve düşük oynaklık sürelerinin ise düşük oynaklık dönemlerini takip etme eğiliminde olduğu yani ARCH etkilerinin varlığı görülmektedir.

Enerji piyasası emtialarının günlük getirileri için ele alınan örneklem dönemindeki tanımlayıcı istatistikleri ve bazı stokastik karakteristikleri Tablo 4.2’de yer almaktadır. WTI ham petrol ve Brent ham petrol getirilerinin tanımlayıcı istatistikleri ortalama getiri, getirilerdeki standart sapma, negatif çarpıklık ve normalden daha fazla basıklık katsayı değerleri bakımından benzerlik göstermektedir. Wang vd. (2016) çalışmasında da ifade ettiği gibi, dünyadaki ham petrol piyasaları birlikte hareket etme eğilimi göstermektedir. 1980 yılında meydana gelen İran-İrak savaşı, 1990 yılında Irak’ın Kuveyt’i işgali, 1997 yılında meydana gelen Asya finansal krizi, 11 Eylül 2001 saldırıları ve ABD’nin Irak’ı işgali ve 2008 yılında yaşanan küresel finansal kriz gibi olaylar nedeniyle küresel petrol fiyatlarında aşırı dalgalanmalar yaşanmıştır. Petrol fiyatlarında yaşanan bu gelişmeler, petrol türevi ürünlerin fiyatlarında da dalgalanmalara sebep olmuştur.

Kyoto Protokolü’nün ardından AB’nin sera gazı emisyonlarını, özellikle de karbondioksit (CO_2) emisyonlarını azaltma girişimi, fiyatı piyasada belirlenen bir karbon emisyon üst sınırı ticaretinin oluşmasına neden olmuştur. Emisyon üst sınırını AB Komisyonu tarafından belirlenmektedir. Karbon yayan endüstrilerin, AB Ödenekleri (EUA’lar) olarak adlandırılan karbon emisyon ödeneklerine sahip olmaları gerekmektedir. Bir sertifika sahibine bir ton CO_2 eşdeğeri salma hakkı vermektedir (Zeitlberger ve Brauneis, 2016: 150). Grafik 5.2.’de görülen Karbon fiyatlarındaki dalgalanmalarının en önemli nedenlerinden biri, AB ülkeleri tarafından uygulanan politika değişiklikleridir.

Günlük getirilerin ortalama değeri sıfıra çok yakın bulunmuştur. Maksimum getirilere bakıldığında karbonda %42, doğal gazda ise %32 değerleri ile en fazla getirinin olduğu görülmektedir. Minimum getirilerde ise karbonda -%49, WTI ham petrolde -%40 ve doğal gaz’da -%37 değerleri dikkat çekmektedir. Jarque-Bera testinin sonucuna göre, serinin normal dağıldığını ifade eden sıfır hipotezi bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir. Yani bütün seriler %1 önem seviyesinde normal dağılım

sergilememektedir ($p = 0,0000 < \alpha = 0,01$). Ayrıca, pozitif aşırı basıklık katsayısı, leptokurtik dağılımın göstergesi olarak ifade edilebilir.

Tablo 4.2. Enerji Emtiaları Getirilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

<i>Emtialar Ölçütler</i>	<i>WTI Ham Petrol</i>	<i>Karbon</i>	<i>Kalorifer Yakıtı</i>	<i>Gaz Yağı</i>	<i>Doğal Gaz</i>	<i>Brent Ham Petrol</i>	<i>Benzin</i>
Ort.	0,010	-0,019	0,009	0,005	0,007	0,004	0,005
Medyan	0,039	0,000	0,045	0,000	0,000	0,041	0,050
Maks.	16,410	42,580	10,383	12,090	32,435	12,707	23,468
Min.	-40,048	-49,558	-19,728	-9,437	-37,575	-10,946	-20,264
Std. Sap.	2,362	5,325	1,990	1,824	3,393	2,113	2,484
Çarp.	-0,723	-0,298	-0,376	0,242	0,207	-0,011	0,093
Basık.	17,667	30,281	8,768	6,767	10,449	6,496	13,543
J-B	80771,160 (0,0000)	76445,300 (0,0000)	4181,501 (0,0000)	1746,373 (0,0000)	16613,840 (0,0000)	1641,830 (0,0000)	15764,470 (0,0000)
ARCH-LM	192,288 (0,0000)	257,371 (0,0000)	66,683 (0,0000)	34,846 (0,0000)	58,627 (0,0000)	110,840 (0,0000)	642,189 (0,0000)
ADF	-70,582 (0,0001)	-21,563 (0,0000)	-56,893 (0,0001)	-52,228 (0,0001)	-87,586 (0,0001)	-60,674 (0,0001)	-64,149 (0,0001)
PP	-96,281 (0,0001)	-74,617 (0,0001)	-56,848 (0,0001)	-52,363 (0,0001)	-87,821 (0,0001)	-60,664 (0,0001)	-64,108 (0,0001)

Not: Parantez içerisindeki değerler Prob. (olasılık) değerleridir.

ARCH-LM testinin getirilerde değişen varyans olmadığını öne süren sıfır hipotezi bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir ($p = 0,0000 < \alpha = 0,01$). Yani bütün enerji emtia getirilerinin %1 önem seviyesinde değişen varyans içerdiği belirlenmiştir. Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller, ADF) ve Philips Perron (PP) birim kök testleri sonuçlarına göre, getiri serilerinin birim kök içerdiğini yani durağan olmadığını öne süren sıfır hipotezi %1 önem seviyesinde reddedilerek ($p = 0,0000 < \alpha = 0,01$), getirilerinin örneklem dönemi içerisinde durağan bir yapı sergilediği belirlenmiştir.

Önceki bölümlerde tanıtılan standart tek rejimli doğrusal GARCH modelleri ile doğrusal olmayan TGARCH ve EGARCH modelleri ve iki rejimli MS-GARCH, MS-TGARCH, MS-EGARCH modeli ile tahminler gerçekleştirilmiştir. Yapılan tahminler içerisinde Log-olabilirlik model seçim ölçütü ve parametre anlamlılıkları da dikkate alınarak en uygun olan model belirlenmiş ve Tablo 4.3 ve Tablo 4.4’de sonuçlar gösterilmiştir.

Tablo 4.3. Enerji Emtiaları Getirilerinin Temel GARCH Modelleri ile Analizi

	WTI Ham Petrol	Karbon	Kalorifer Yakıtı	Gaz Yağı	Doğal Gaz	Brent Ham Petrol	Benzin
Modeller Parametre	EGARCH (1,2)	EGARCH (2,1)	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)
Sabit	-0,1428 ^a (0,0064)	-0,0146 ^a (0,0032)	-0,0793 ^a (0,0060)	-0,0512 ^a (0,0058)	-0,0785 ^a (0,0039)	-0,0657 ^a (0,0069)	0,3474 ^a (0,0328)
ARCH(1)	0,2088 ^a (0,0094)	0,4737 ^a (0,0115)	0,1161 ^a (0,0085)	0,0742 ^a (0,0079)	0,1739 ^a (0,0059)	0,0962 ^a (0,0097)	0,1553 ^a (0,0096)
ARCH(2)	- -	0,2794 ^a (0,0126)	- -	- -	- -	- -	- -
Asimetri	-0,0376 ^a (0,0039)	0,0229 ^a (0,0043)	-0,0295 ^a (0,0058)	-0,0392 ^a (0,0037)	0,0231 ^a (0,0023)	-0,0537 ^a (0,0062)	- -
GARCH(1)	0,5728 ^a (0,0508)	0,9671 ^a (0,0016)	0,9919 ^a (0,0017)	0,9959 ^a (0,0011)	0,9779 ^a (0,0017)	0,9928 ^a (0,0017)	0,7911 ^a (0,0129)
GARCH(2)	0,4169 ^a (0,0504)	- -	- -	- -	- -	- -	- -
LogL	-18310,4	-6969,307	-5874,093	-5485,124	-18227,08	-6475,967	-7501,99
ARCH-LM	1,9845	0,2221	1,9029	0,2923	0,9227	2,1043	2,0062

Not: Parantez içindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a,b,c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Enerji emtiaları getirilerinin ARCH ve GARCH parametrelerinin örneğin, Brent ham petrol serisinde olduğu gibi toplamalarının 1'e çok yakın değerler olması ($0,0962 + 0,9928 = 1,089$), bu piyasada yüksek oynaklığın olduğunu göstermektedir. ARCH-LM test istatistiği sonuçlarına göre modelin ARCH etkisi içermediğini öne süren sıfır hipotezi reddedilememiştir.

EGARCH modelleri ile yapılan tahminlerde yer alan asimetri katsayısının sıfırdan farklı ve negatif olması, WTI ham petrol, kalorifer yakıtı, gaz yağı ve Brent ham petrol emtia getirilerinde kaldıraç etkisinin var olduğunu kanıtlamıştır. Bu emtia fiyatlarında meydana gelecek olumsuz şokların olumlu şoklara göre daha fazla oynaklığa sebep olduğu söylenebilir. Doğalgaz ve karbon getirilerinde ise asimetrik etki tespit edilmiş olup, parametrenin pozitif olmasından ötürü bu emtia getirilerinde kaldıraç etkisinin varlığı belirlenememiştir.

Emtia piyasalarında fiyat oynaklığı ile ilgili literatüre göre genellikle 2 veya 3 rejimli modellerin kullanıldığı görülmektedir. Hansen (1992, 1996) tarafından önerilen yönerge doğrultusunda enerji emtia fiyat getirileri, iki ve üç rejim kullanılarak analiz edilmiştir. Çoğu modelden elde edilen sonuçlara göre üç rejimli modellerde parametrelerin anlamsızlaştığı görülmekte iken iki rejimli modellerde bu durumun söz konusu olmadığı belirlenmiştir. Bu yüzden iki rejimli modellerin kullanıldığı bu

çalışmada, Klaassen (2002) modeli, şokların oynaklık üzerindeki kalıcılığını yakalamada daha fazla esneklik sağlamaktadır. Ayrıca, standart GARCH modellerinde olduğu gibi çok adımlı ileri oynaklık tahminlerinin tekrarlı bir şekilde hesaplanabilmesine olanak tanınması, Klaassen (2002) modelinin kullanılmasını teşvik etmiştir. Tablo 4.4’de alternatif MS-GARCH modelleri ile yapılan analizlerinin Log-olabilirlik kriterine göre değerlendirilmesi neticesinde her bir emtia için elde edilen en iyi modelin tahmin sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 4.4’den elde edilen sonuçlara bakıldığında, petrol fiyatları açısından, hem WTI hem de Brent ham petrol getirilerindeki oynaklık modellemesinde, her bir rejime ait parametrelerin istatistiki olarak anlamlı olması bu getirilerde rejim değişikliğinin olduğunun göstergesidir. Rejimlerin düşük ve yüksek olarak değerlendirilmesinde Ardia vd. (2017)’nin çalışmalarında öne sürdükleri ve burada kullanılan RStudio fonksiyonları tarafından otomatik olarak belirlenmektedir. Karbon hariç diğer bütün emtialarda Rejim 1 düşük oynaklık dönemini, rejim 2 ise yüksek oynaklık dönemini ifade etmektedir. p_{11} değerinin 1’e yakın olması, düşük oynak rejiminde ısrarcı bir yapı sergilendiği sonucuna işaret etmektedir. Koşulsuz oynaklık parametre değerlerine göre iki rejimin farklı oynaklık yapıları sergilediği söylenebilir.

Tablo 4.4’de verilen MS-GARCH analizi sonuçlarına göre enerji emtialarının koşullu ortalama parametreleri (α_{01}, α_{02}) %1 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH (α_{11}, α_{12}) ve GARCH (β_1, β_2) parametrelerinin birinci ve ikinci rejimlerde istatistiksel olarak anlamlı olması, koşullu değişen varyans etkilerinin rejimler arasında farklılık gösterdiğini ifade etmektedir. Düşük ve yüksek oynaklık dönemlerinde varyansın değerleri değişmektedir.

Asimetri katsayılarının (α_{21}, α_{22}) anlamlı olması pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisinin farklı olduğunu göstermektedir. Asimetri katsayıların negatif işaretleri ise enerji emtia piyasalarında kaldıraç etkisinin bulunduğunu, piyasada meydana gelebilecek negatif bir şokun pozitif şoklara kıyasla oynaklığa daha fazla etki edeceğini göstermektedir. Modellemede kullanılan Student-t ($t_{dağ_1}, t_{dağ_2}$) ve çarpık Student-t ($st_{dağ_1}, st_{dağ_2}$) dağılımının parametrelerinin de anlamlı olup, getirilerin dağılımının normal olmadığını belirtmektedir. ARCH parametrelerinin GARCH parametrelerine kıyasla çok düşük olduğu görülmektedir. Bu durum, rejimin düşük oynaklıktan yüksek oynaklık periyoduna değişmesi halinde ARCH

parametrelerinin oynaklık üzerindeki etkisinin azaldığını ve GARCH parametresi etkisinin ise arttığını ifade etmektedir.

Tablo 4.4. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Analizi

	WTI Ham Petrol	Karbon	Kalorifer Yakıtı	Gaz Yağı	Doğal Gaz	Brent Ham Petrol	Benzin
Model	MS- EGARCH	MS- EGARCH	MS- EGARCH	MS- GARCH	MS- GARCH	MS- EGARCH	MS- GARCH- EGARCH
Parametre							
α_{01}	-0,0030 ^a (0,0001)	0,0056 ^a (0,0002)	0,0004 ^a (0,0000)	0,0013 ^a (0,0000)	0,0001 ^a (0,0000)	0,0042 ^a (0,0001)	0,0040 ^a (0,0002)
α_{02}	0,0025 ^a (0,0001)	1,5611 ^a (0,0093)	0,0295 ^a (0,0013)	0,0413 ^a (0,0003)	6,4428 ^a (0,0254)	0,0310 ^a (0,0002)	0,4231 ^a (0,0024)
α_{11}	0,0932 ^a (0,0001)	-0,0016 ^a (0,0001)	0,0811 ^a (0,0004)	0,0267 ^a (0,0001)	0,0605 ^a (0,0073)	0,0726 ^a (0,0003)	0,0440 ^a (0,0027)
α_{12}	0,1246 ^a (0,0003)	0,5421 ^a (0,0014)	0,1747 ^a (0,0020)	0,0127 ^a (0,0000)	0,3426 ^a (0,0027)	0,0770 ^a (0,0015)	0,5078 ^a (0,0016)
α_{21}	-0,065 ^a (0,0001)	-0,0063 ^a (0,0003)	-0,0394 ^a (0,0002)	-	-	-0,0466 ^a (0,0002)	-
α_{22}	0,0856 ^a (0,0003)	-0,1543 ^a (0,0011)	0,0185 ^a (0,0019)	-	-	-0,0737 ^a (0,0003)	-0,0527 ^a (0,0009)
β_1	0,9989 ^a (0,0001)	0,9809 ^a (0,0007)	0,9997 ^a (0,0000)	0,9727 ^a (0,0000)	0,9394 ^a (0,0000)	0,9948 ^a (0,0001)	0,9553 ^a (0,0000)
β_2	0,9944 ^a (0,0001)	0,4824 ^a (0,0028)	0,9778 ^a (0,0007)	0,9776 ^a (0,0002)	0,2192 ^a (0,0014)	0,9845 ^a (0,0001)	0,7366 ^a (0,0013)
$t_dağ_1$	7,1945 ^a (0,0067)	7,0061 ^a (0,0392)	14,1059 ^a (0,1298)	6,9291 ^a (0,0339)	9,7697 ^a (0,0253)	8,4631 ^a (0,0311)	14,4591 ^a (0,0902)
$t_dağ_2$	5,4383 ^a (0,0100)	2,6575 ^a (0,0031)	3,7907 ^a (0,0199)	3,8466 ^a (0,0189)	2,8904 ^a (0,0040)	23,7459 ^a (0,3825)	3,4903 ^a (0,0076)
$st_dağ_1$	-	1,0809 ^a (0,0015)	-	-	-	0,8679 ^a (0,0006)	0,9006 ^a (0,0006)
$st_dağ_2$	-	0,9388 ^a (0,0005)	-	-	-	1,0461 ^a (0,0009)	0,9311 ^a (0,0007)
p_{11}	0,9984	0,9777	0,9926	0,9974	0,9929	0,9984	0,9893
p_{12}	0,0016	0,0223	0,0074	0,0031	0,0071	0,0016	0,0107
p_{21}	0,0056	0,0050	0,0193	0,0110	0,2192	0,0036	0,0171
p_{22}	0,9944	0,9950	0,9807	0,9890	0,7808	0,9964	0,9829
SP_1	0,7719	0,1838	0,7213	0,7347	0,7849	0,6994	0,6148
SP_2	0,2281	0,8162	0,2787	0,2653	0,2151	0,3006	0,3852
LogL	-18281,049	-6041,43	-5798,80	-5429,68	-17892,9	-6430,104	-7300,928

Not: Parantez içindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a,b, ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

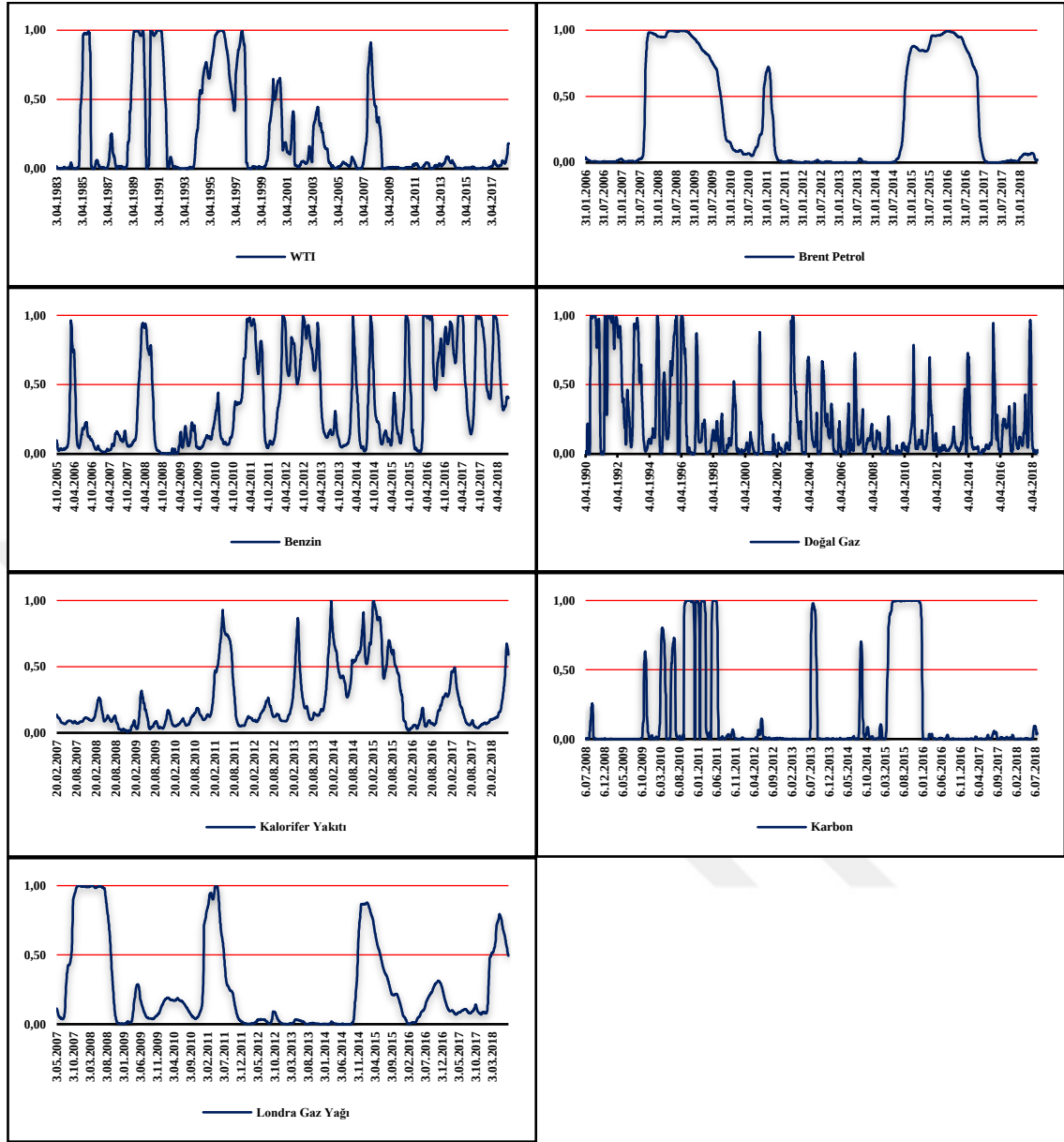
WTI ham petrol serisinin düşük oynaklık dönemi olan rejim 1’de kalma olasılığının (SP_1) %77, yüksek oynaklık rejimi olan rejim 2’de kalma olasılığının (SP_2) ise yaklaşık %23 olduğu tespit edilmiştir. Rejimler arası geçiş olasılıklarına bakıldığında (p_{12}, p_{21}) düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçme olasılığının

%0,16, yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçme olasılığının ise %0,56 olduğu tespit edilmiştir.

Brent ham petrol serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %70, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %30 olduğu bulunmuştur. Brent ham petrolde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,16 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,36'dır. Kalorifer Yakıtı serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %72, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %28 olduğu bulunmuştur. Kalorifer yakıtında düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,74 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığı %1,9 olarak elde edilmiştir. Gaz yağı serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığı %73, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığı ise %27'dir. Gaz yağında düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,31 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %1,1 olduğu tespit edilmiştir.

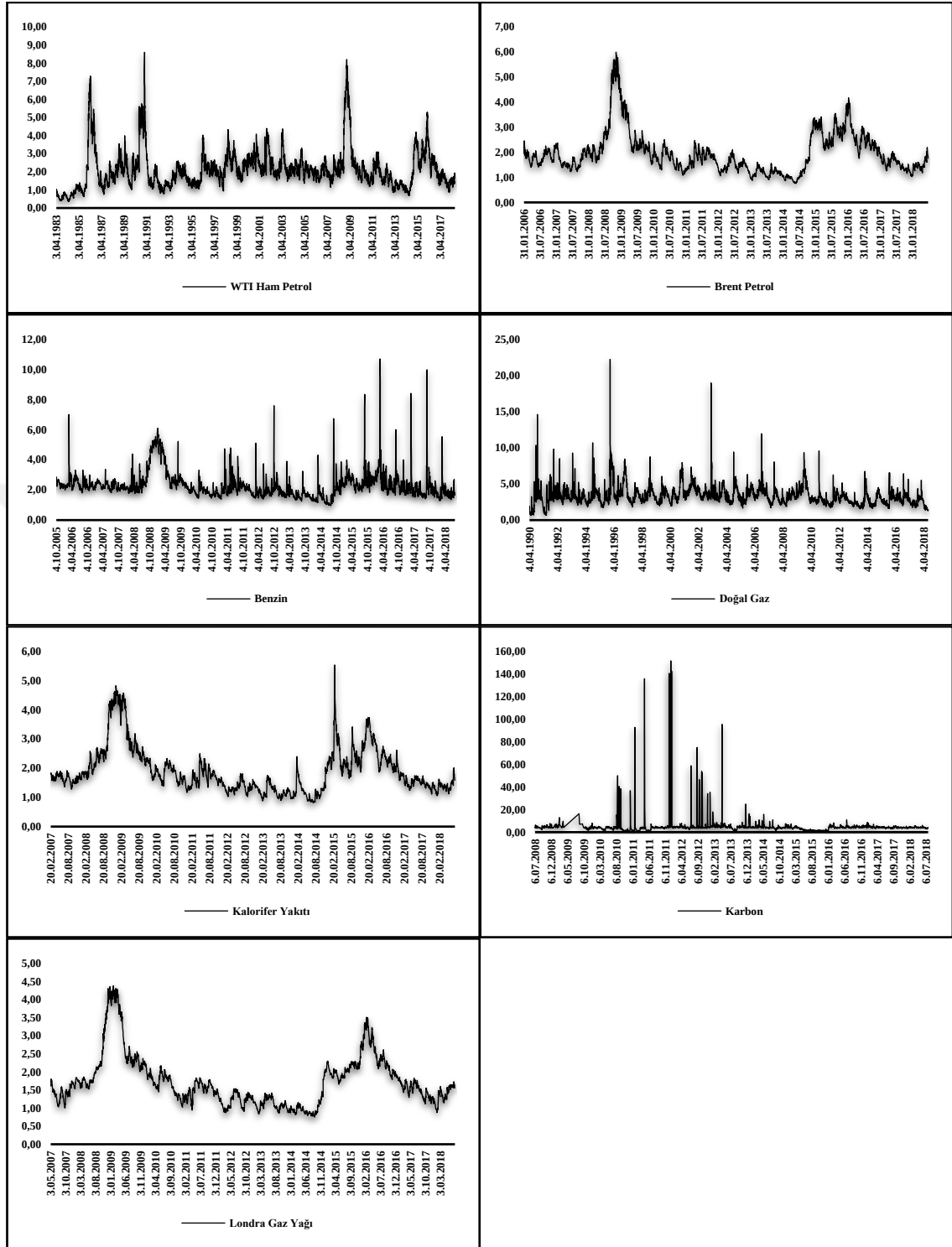
Doğal Gaz serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığı %78, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığı ise %22'dir. Doğal gaz serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,71 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %21,2 olduğu belirlenmiştir. Benzin serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %61, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %39 olduğu tespit edilmiştir. Benzin serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %1,1 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %1,7 olduğu bulunmuştur.

Karbon getiri serisinde diğerlerinin tersine, düşük oynaklık rejimi, rejim 2 ile yüksek oynaklık rejimi ise rejim 1 ile ifade edilmiştir. Ele alınan örneklem dönemi için, düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %82, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %18 olduğu tespit edilmiştir. Karbon serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,5 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %2,2 olduğu bulunmuştur.



Grafik 4.3. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri

Enerji emtiaları genellikle petrol türevi ürünler olmasından ötürü, petrol fiyatlarında yaşanan bu şokların türev ürünler üzerinde de yüksek oynaklık dönemlerinin yaşanmasına neden olmuştur.



Grafik 4.4. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri

Grafik 4.3’de enerji emtialarının düzleştirilmiş olasılık grafikleri gösterilmektedir. WTI ham petrol getirilerinde $P(\Delta_t = 1) > 0,5$ kriterine dayanılarak, yüksek oynaklık döneminde beş dönem belirlenmiştir. Bu dönemlerden bazıları; Mart 1985-Aralık 1985 (İran-İrak Savaşı dönemi, Dünya petrol üretiminde artış), Ocak 1989-Eylül 1991 (İrak’ın

Kuveyt'i İşgali, ABD'nin Kuveyt'i kurtarması), Mayıs 1994-Ocak 1998 (Asya finans krizi nedeniyle azalan petrol talebi) Temmuz 2007-Haziran 2008 (ABD Küresel Finansal Krizi) şeklinde ifade edilebilir. Ayrıca 2016 yılında Venezuela'da baş gösteren siyasi kargaşa, ham petrol fiyatlarının ani değişimlerle karşılaşmasına sebebiyet vermiştir.

2001 yılında ABD'de yaşanan ekonomik durgunluk, 2007 yılındaki küresel arz-talep dengesinde yaşanan problemler ve 2014 yılında Avrupa'nın doğal gaz kullanımını azaltması gibi sorunlar, Doğal gaz getirilerinin yüksek oynaklık rejimine girmesinde önemli rol oynamıştır. Kalorifer yakıtı, Gaz yağı gibi emtialarda fiyat oynaklıklarının yüksek olduğu dönemlerin genellikle arz-talep dengesizliklerin yaşandığı zamanlara denk geldiği görülmektedir. Karbon fiyatlarında yaşanan dalgalanmaların nedenlerinin, petrol ürünlerine kıyasla farklılık gösterdiği ifade edilebilir. 2003 yılında Kyoto Protokolü'nün tam anlamda yürürlüğe girmesi ile karbon emisyonlarında azalmaya bağlı olarak fiyatlarda meydana gelen düşüş, 2013 yılında Karbon Fiyat Rejimi tanımlamasının yapılması, 2014 yılında IMF'nin karbon vergilerini tanımlaması gibi politik nedenlerden dolayı karbon fiyatlarında oynaklıklar meydana gelmiştir.

Grafik 4.4.'te ise MS-GARCH modellemeleri ile elde edilen koşullu varyans grafikleri gösterilmiştir. Varyans grafikleri incelendiğinde küresel ve ulusal finansal krizlerin, olağan dışı durumların, varyans değerlerini yükselttiği görülmektedir. Petrol fiyatlarına bakıldığında oynaklığın 1986, 1991, 2008 ve 2016 yıllarında zirveler yaşadığı belirlenmiştir.

Tablo 4.5. Enerji Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri

Emtia Dönem	WTI Ham Petrol	Brent Ham Petrol	Benzin	Doğal Gaz	Gaz Yağı	Kalorifer Yakıtı	Karbon
1	-2,72	-2,90	-2,71	-1,99	-2,34	-2,37	-4,98
2	-2,78	-2,99	-2,89	-2,05	-2,42	-2,45	-5,75
3	-2,68	-2,90	-2,83	-2,00	-2,36	-2,38	-5,72
4	-2,59	-2,79	-2,78	-1,95	-2,27	-2,28	-5,39
5	-2,70	-2,93	-2,97	-1,99	-2,38	-2,40	-5,84

Enerji emtialarına yatırım yapmak isteyen yatırımcılar için en fazla ne kadar kayıp yaşayabileceği hakkında fikir veren %5 önem seviyesindeki beş günlük VaR değerleri Tablo 4.5.'de gösterilmiştir. Tablo 4.5'den elde edilen sonuçlara göre WTI ham petrol, Brent ham petrol, doğal gaz, gaz yağı ve kalorifer yakıtı emtialarında yatırımcının zarar etme olasılığının en yüksek olduğu dönem sırasıyla %2,78, %2,99, %2,05, %2,41 ve

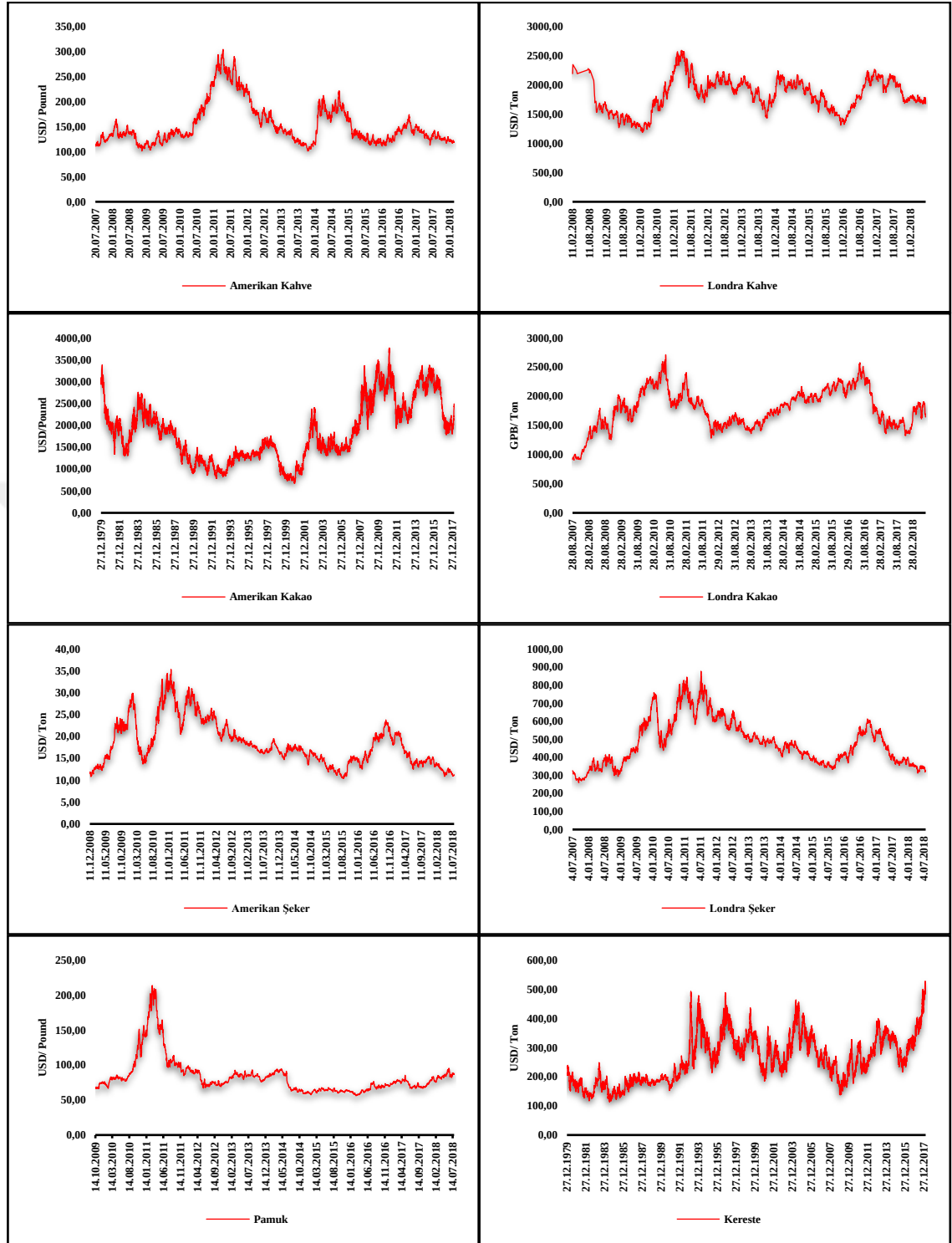
%2,45 değerleri ile ikinci günde ortaya çıkmaktadır. Benzin ve Karbon'da ise en fazla zarar etme olasılığının %2,96 ve %5,83 değerleri ile beşinci günde ortaya çıktığı tespit edilmiştir.

MS-GARCH modelleri ile yapılan analizler neticesinde enerji emtialarının farklı rejim yapıları sergilediği görülmüştür. MS-GARCH modellerinin geleneksel modellere kıyasla daha tercih edilebilir model olduğu olabilirlik oran (LR) testi sonuçlarına göre tespit edilmiştir. Çalışmada enerji emtiaları için elde edilen bu bulgular Chang (2012), Nomikos ve Pauliasis (2011) ve Zang vd. (2019) elde ettikleri bulgular ile örtüşmektedir. Bu çalışmalarda ham petrol fiyatlarının farklı rejimlerde farklı oynaklık yapısı sergilediği ve kestirim performansları bakımından MS-GARCH modellerinin daha üstün olduğu belirlenmiştir. Lin ve Wesseh (2013) bu çalışmada elde edilen bulgulara benzer sonuçları doğal gaz için elde etmiştir. Benschop ve Cabrera (2014), karbon piyasasında yapısal kırılmaya dair kanıtlar öne sürmüşlerdir ve bu koşullar altında geleneksel GARCH modellerinin karbon emisyon ödenekleri getirilerinin değişen varyans davranışını doğru bir şekilde yakalayamayacağını belirtmişlerdir. Yapısal değişikliklerin modellenmesi için kullandıkları MS-GARCH modelinin standart GARCH modeline göre daha üstün öngörüler yaptığını ifade etmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular ile bu durum paralellik göstermektedir.

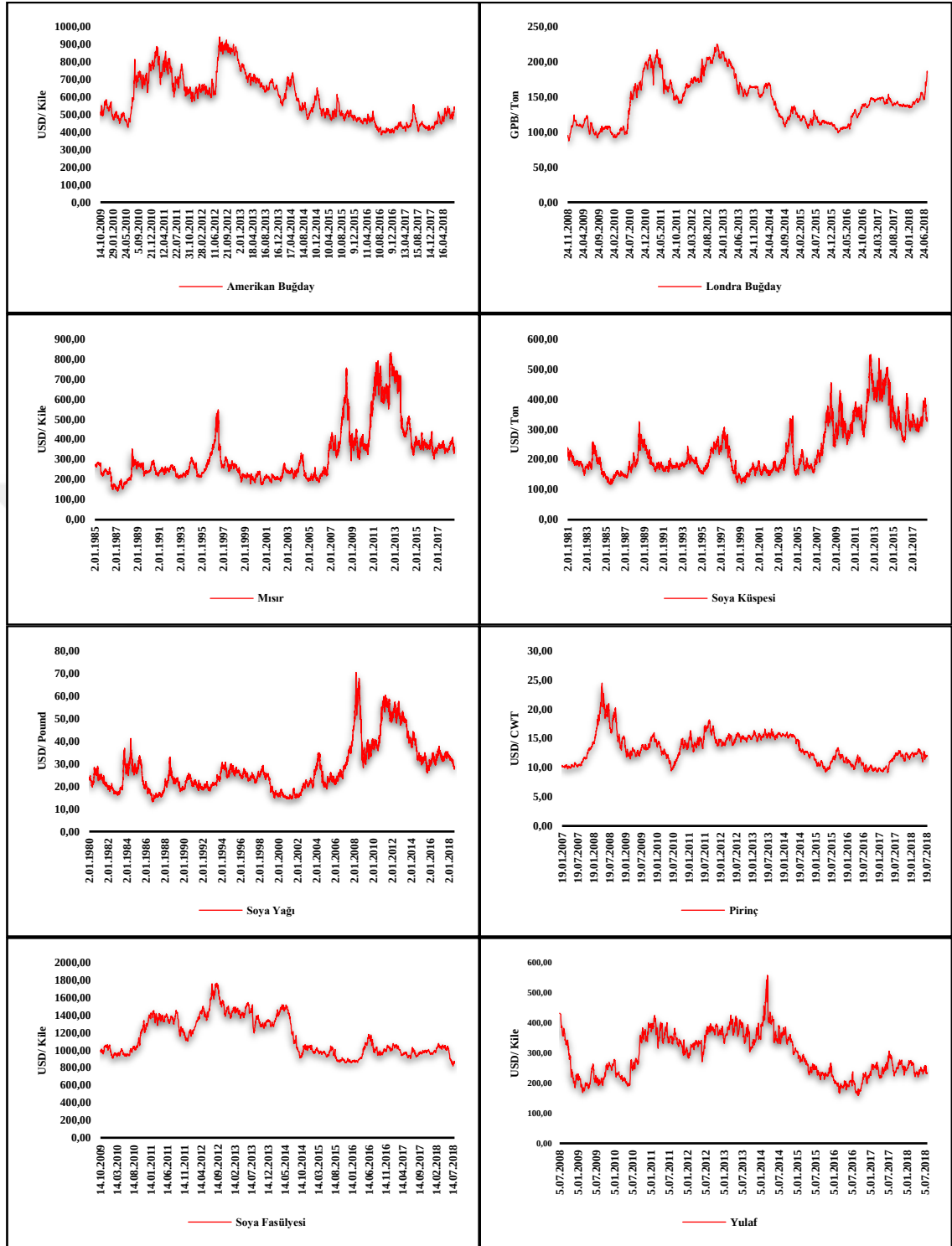
4.4.2. Bitki ve Hububat Emtialarında Oynaklık

Bitki emtiaların günlük vadeli fiyatlarının ve logaritmik getirilerinin grafikleri, Grafik 4.5'de gösterilmiştir. Günlük fiyat grafiklerine bakıldığında serilerde sıklıkla fiyat değişikliklerinin yaşandığı ve zaman serileri analizi için istenen durağanlık varsayımının sağlanmadığı görülmektedir. 2011 yılında birçok bitkisel ürünün ihracatçısı konumunda olan Güney Amerika ülkelerindeki hasat düşüşü neticesinde kahve, şeker, kakao gibi emtialarda fiyat artışı yaşanmıştır.

Grafik 4.6'da hububat emtia fiyatlarının ele alınan örneklem dönemindeki günlük fiyat hareketleri gösterilmiştir. Bitkisel emtialar gibi hububat emtia fiyatlarının da dalgalı bir seyir izlediği görülmektedir. Finansal krizlerin ve olağan dışı durumların yaşandığı dönemlerde bütün emtiaların zirve ve dipleri yaşadığı ifade edilebilir. Serilerde bulunan aşağı ve yukarı yönlü eğilimler nedeniyle serilerde durağanlığın sağlanamadığı söylenebilir.



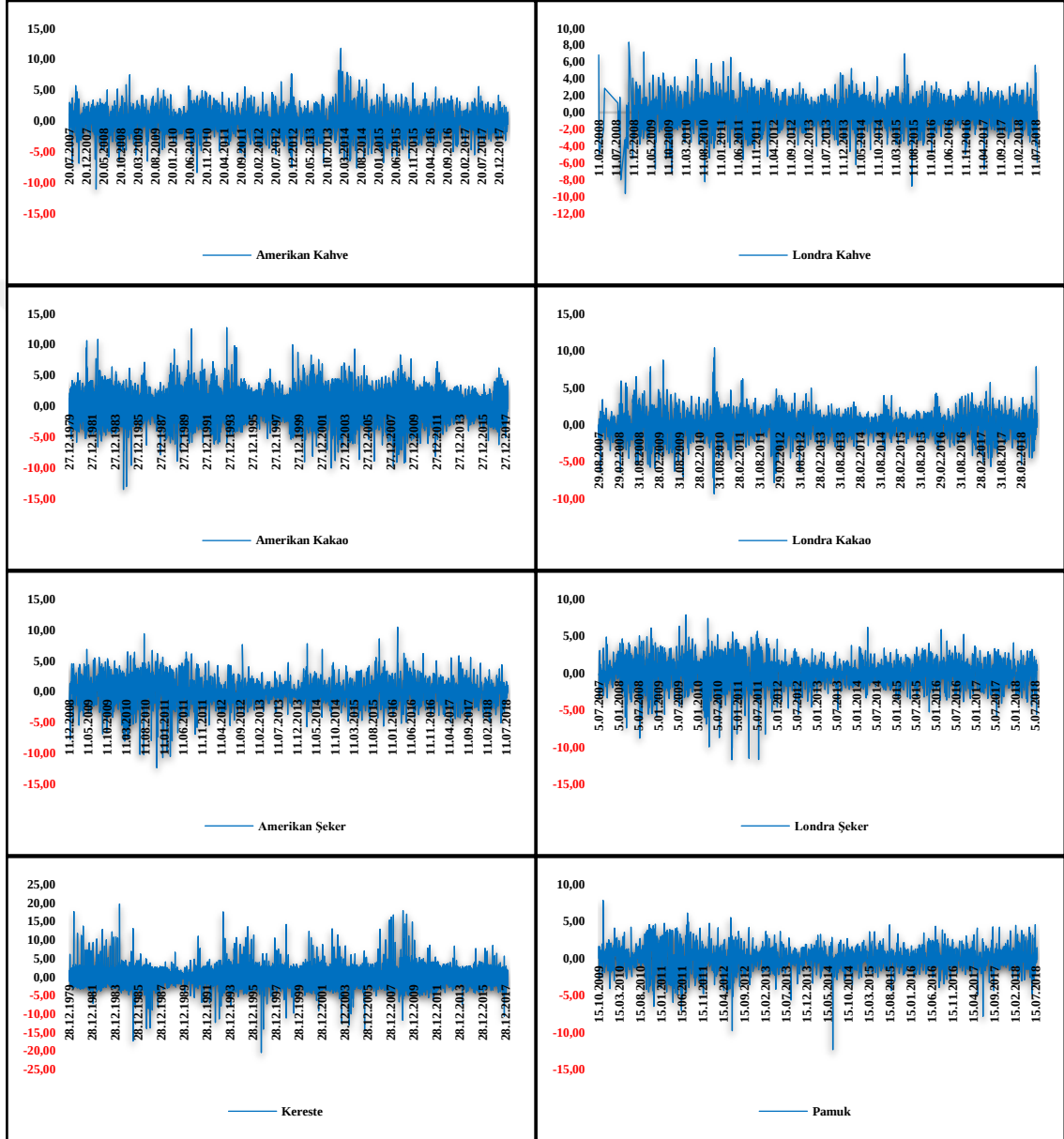
Grafik 4.5. Bitki Emtialarının Günlük Fiyatları



Grafik 4.6. Hububat Emtiaların Günlük Fiyatları

Bitki emtiaların getirileri, Grafik 4.7’de verilmiştir. Logaritmik getiri grafikleri incelendiğinde, serilerde durağanlığın sağlandığı ve bazı yıllarda oynaklık kümelenmelerinin varlığı görülmektedir. Oynaklık kümelenmelerinin yaşanması, MS-

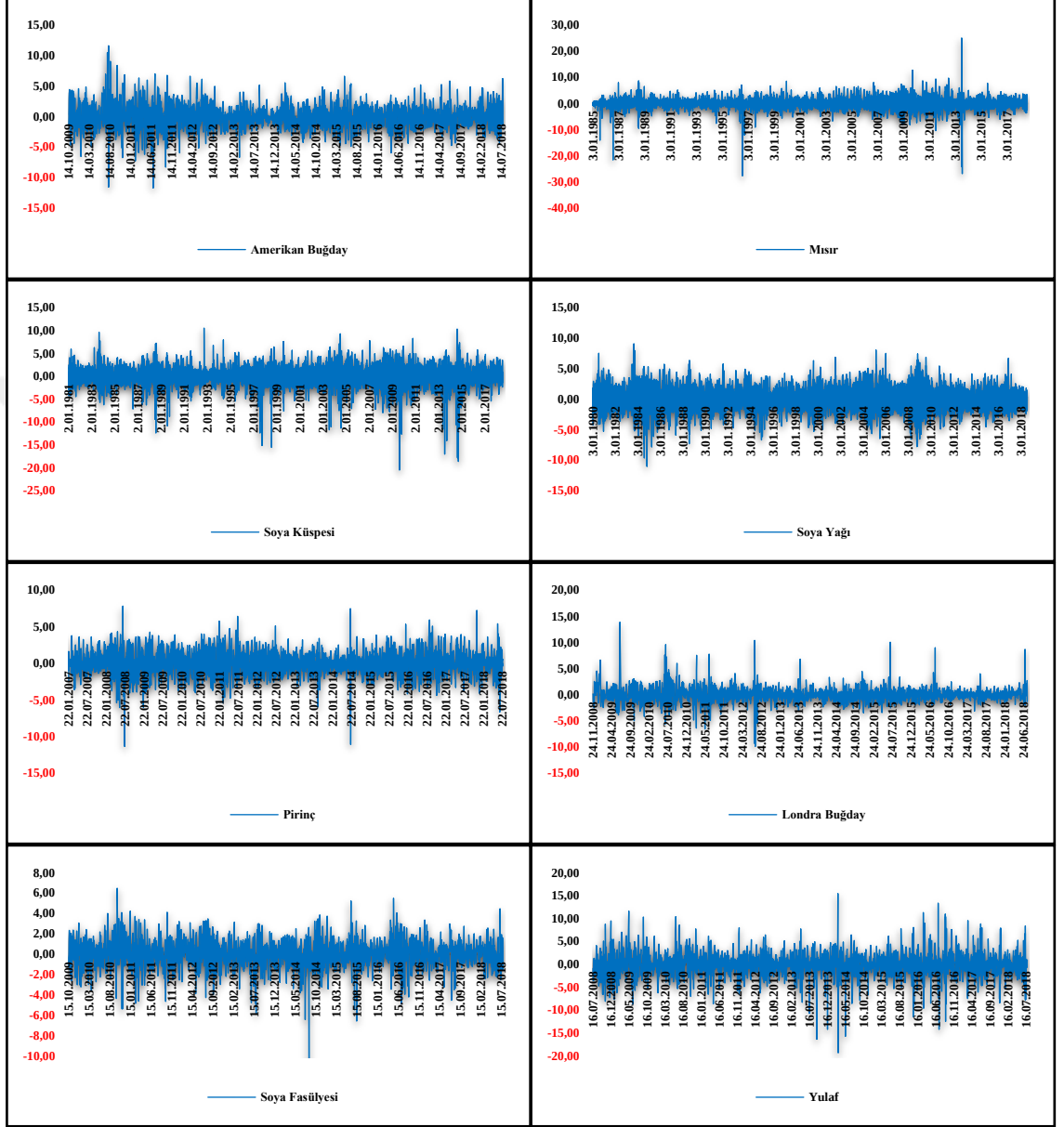
GARCH modellemesi için motive edici bir unsur olmaktadır. Oynaklık kümelerinin bulunduğu finansal serilerin modellenmesinde MS-GARCH yaklaşımı kullanarak yapılacak modellemeler neticesinde daha etkin oynaklık tahminleri gerçekleştirilebilecektir.



Grafik 4.7. Bitki Emtialarının Logaritmik Getirileri

Hububat emtiaların logaritmik getirileri Grafik 4.8.'de verilmiştir. Bitkisel emtialarda olduğu gibi, hububat emtialarda da benzer durumlar söz konusudur. Serilerin

genellikle sıfır ortalama etrafında dağılması, durağanlığın sağladığının bir göstergesi olarak düşünülebilir.



Grafik 4.8. Hububat Emtialarının Logaritmik Getirileri

Tablo 4.6’da bitki emtialarının günlük getirileri için ele alınan örneklem dönemindeki tanımlayıcı istatistikleri ve bazı stokastik karakteristikleri gösterilmektedir. Günlük getirilerin ortalama değeri, sıfıra çok yakın bulunmuştur. Maksimum getirilere bakıldığında kerestede yaklaşık %20, Amerikan kakao da ise yaklaşık %13 değerleri ile

en fazla getirinin olduğu görülmektedir. Minimum getirilerde ise ilk iki sırayı aynı emtialar paylaşarak kerestede yaklaşık -%20, kakao'da ise -%14 değerleri elde edilmiştir.

Tablo 4.6. Bitki Emtiaların Tanımlayıcı İstatistikleri

<i>Emtialar Ölçütler</i>	<i>Amer. Kahve</i>	<i>Amer. Kakao</i>	<i>Amer. Şeker</i>	<i>Kereste</i>	<i>Londra Kahve</i>	<i>Londra Kakao</i>	<i>Londra Şeker</i>	<i>Pamuk</i>
Ort.	0,002	-0,001	-0,003	0,009	-0,011	-0,021	0,001	0,012
Medyan	0,043	0,000	-0,050	-0,031	0,000	0,000	0,027	0,000
Maks.	11,789	12,737	10,457	19,712	8,369	10,401	7,875	7,844
Min.	-11,089	-13,507	-12,366	-20,439	-9,650	-9,352	-11,724	-12,348
Std. Sap.	2,022	1,972	2,127	2,140	1,6341	1,6216	1,756	1,600
Çarpıklık	0,022	0,032	-0,227	0,690	-0,168	0,099	-0,583	-0,375
Basıklık	4,906	5,765	5,725	12,198	5,790	6,612	7,215	6,638
J-B	414,05 (0,000)	2750,33 (0,000)	790,62 (0,000)	34704,86 (0,000)	823,40 (0,000)	1535,58 (0,000)	2242,19 (0,000)	1305,63 (0,000)
ARCH-LM	42,774 (0,000)	25,869 (0,000)	66,567 (0,000)	40,201 (0,000)	27,532 (0,000)	88,931 (0,000)	12,176 (0,000)	49,180 (0,000)
ADF	-55,067 (0,000)	-92,723 (0,000)	-50,693 (0,000)	-93,865 (0,000)	-47,786 (0,000)	-51,997 (0,000)	-52,234 (0,000)	-43,711 (0,000)
PP	-55,032 (0,000)	-92,794 (0,000)	-50,710 (0,000)	-93,7990 (0,000)	-47,786 (0,000)	-52,003 (0,000)	-52,232 (0,000)	-43,722 (0,000)

Not: Parantez içerisindeki değerler Prob. (olasılık) değerleridir.

Jarque-Bera testinin sonucuna göre, serinin normal dağıldığını ifade eden sıfır hipotezi bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir. Yani bütün seriler %1 önem seviyesinde normal dağılım sergilememektedir ($p = 0,0000 < \alpha = 0,01$). Ayrıca, bütün bitkisel emtialarında görülen normalden büyük basıklık katsayısına göre getirilerin leptokurtotik dağılım gösterdiği söylenebilir.

ARCH-LM testinin bitkisel emtia getirilerinde değişen varyans olmadığını öne süren sıfır hipotezi bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir ($p=0,0000<\alpha=0,01$). Yani bütün bitkisel emtia getirilerinin %1 önem seviyesinde değişen varyans içerdiği belirlenmiştir. ADF ve PP birim kök testleri sonuçlarına göre, getiri serilerinin birim kök içerdiğini yani durağan olmadığını öne süren sıfır hipotezi %1 önem seviyesinde reddedilerek ($p=0,0000<\alpha=0,01$), bitkisel emtia getirilerinin ele alınan örneklem dönemi içerisinde durağan bir yapı sergilediği belirlenmiştir.

Tablo 4.7'de Hububat emtialarının günlük getirileri için ele alınan örneklem dönemindeki tanımlayıcı istatistikleri ve bazı stokastik karakteristikleri gösterilmektedir. Günlük getirilerin ortalama değeri, sıfıra çok yakın bulunmuştur. Maksimum getirilere

bakıldığında Soya Küspesinde yaklaşık %67, Mısır'da ise yaklaşık %25 değerleri ile en fazla getirinin olduğu görülmektedir. Minimum getirilerde ise ilk iki sırada Mısır yaklaşık -%28, Yulaf da ise -%19 değerleri elde edilmiştir.

Tablo 4.7. Hububat Emtialarının Tanımlayıcı İstatistikleri

<i>Emtialar Ölçütler</i>	<i>Amer. Buğday</i>	<i>Mısır</i>	<i>Soya Küspesi</i>	<i>Soya Yağı</i>	<i>Londra Buğday</i>	<i>Pirinç</i>	<i>Soya Fas.</i>	<i>Yulaf</i>
Ort.	0,001	0,003	0,005	0,002	0,027	0,005	-0,006	-0,025
Medyan	-0,038	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,047	0,024	0,000
Maks.	11,607	25,029	67,324	9,038	13,865	7,819	6,468	15,430
Min.	-11,715	-27,621	-18,586	-11,019	-9,899	-11,353	-12,542	-19,364
Std. Sap.	1,892	1,758	1,820	1,490	1,362	1,585	1,296	2,523
Çarpıklık	0,185	-1,038	6,426	0,016	1,131	-0,157	-0,616	-0,295
Basıklık	6,271	30,624	276,972	5,611	16,446	6,081	8,799	9,360
J-B	1070,69 (0,000)	276259,20 (0,000)	220066,10 (0,000)	2809,50 (0,000)	19085,90 (0,000)	1155,28 (0,000)	3470,74 (0,000)	4161,22 (0,000)
ARCH-LM	88,233 (0,000)	267,294 (0,000)	0,130 (0,719)	159,376 (0,000)	44,743 (0,000)	47,173 (0,000)	4,497 (0,034)	44,525 (0,000)
ADF	-48,416 (0,000)	-93,483 (0,000)	-82,338 (0,000)	-95,838 (0,000)	-48,096 (0,000)	-52,227 (0,000)	-49,773 (0,000)	-49,246 (0,000)
PP	-48,429 (0,000)	-93,494 (0,000)	-82,338 (0,000)	-95,791 (0,000)	-48,263 (0,000)	-52,256 (0,000)	-49,761 (0,000)	-49,311 (0,000)

Not: Parantez içerisindeki değerler Prob. (olasılık) değerleridir.

Jarque-Bera testinin sonucuna göre, serinin normal dağıldığını ifade eden sıfır hipotezi bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir. Yani bütün seriler %1 önem seviyesinde normal dağılım sergilememektedir ($p=0,0000<\alpha=0,01$). Ayrıca normalden büyük basıklık katsayısı leptokurtotik dağılımın hububat emtiaları içinde geçerli olduğunu göstermektedir.

ARCH-LM testinin getirilerde değişen varyans olmadığını öne süren sıfır hipotezi soya küspesi hariç bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir ($p=0,0000<\alpha=0,01$). Yani soya küspesi haricinde geriye kalan hububat emtia getirilerinin %1 önem seviyesinde değişen varyans içerdiği belirlenmiştir. ADF ve PP birim kök testleri sonuçlarına göre, hububat emtia getiri serilerinin birim kök içerdiğini yani durağan olmadığını öne süren sıfır hipotezi %1 önem seviyesinde reddedilerek

($p=0,0000<\alpha=0,01$), getirilerinin örneklem dönemi içerisinde durağan bir yapı sergilediği belirlenmiştir.

Bitkisel emtiaların temel GARCH modelleri ile analizine ait bulgular, Tablo 4.8.'de gösterilmektedir. Bitki emtia getirilerinin ARCH ve GARCH parametrelerinin örneğin, Amerikan kakao getiri serisinde olduğu gibi toplamalarının 1'e çok yakın değerler alması ($0,0316 + 0,9689 = 1,0005$) bitkisel emtialarda yüksek oynaklığın bulunduğunu göstermektedir. GARCH parametrelerinin 0,9'dan büyük olması, bitki emtiaları oynaklığının yüksek kalıcılık gösterdiğine işaret etmektedir. ARCH-LM test istatistiği sonuçlarına göre modelin ARCH etkisi içermediğini öne süren sıfır hipotezi reddedilememiştir.

Tablo 4.8. Bitkisel Emtiaların Temel GARCH Modelleri ile Analizi

	Amer. Kahve	Amer. Kakao	Amer. Şeker	Kereste	Londra Kahve	Londra Kakao	Londra Şeker	Pamuk
Model	TGARCH	TGARCH	GARCH	EGARCH	EGARCH	EGARCH	GARCH	TGARCH
Param.	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(2,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)	(1,1)
sabit	0,2024 ^a (0,0717)	0,0191 ^a (0,0052)	0,0063 (0,0059)	-0,0431 ^a (0,0047)	-0,0450 ^a (0,0145)	-0,0736 ^a (0,0113)	0,0185 ^a (0,0078)	0,0095 ^a (0,0068)
arch(1)	0,0743 ^a (0,0189)	0,0316 ^a (0,0041)	0,0233 ^a (0,0051)	0,2354 ^a (0,0234)	0,1028 ^a (0,0217)	0,1116 (0,017)	0,0339 ^a (0,0064)	0,0543 ^a (0,0104)
arch(2)	- -	- -	- -	-0,1717 ^a (0,0236)	- -	- -	- -	- -
asimetri	-0,0553 ^a (0,0207)	-0,0103 ^b (0,0048)	- -	-0,0127 ^a (0,0041)	-0,0239 ^c (0,0130)	-0,0186 ^c (0,0113)	- -	-0,0407 ^a (0,0103)
garch(1)	0,9091 ^a (0,0236)	0,9689 ^a (0,0035)	0,9761 ^a (0,0052)	0,9967 ^a (0,0010)	0,9681 ^a (0,0097)	0,9899 ^a (0,0040)	0,9614 ^a (0,0070)	0,9643 ^a (0,0072)
LogL	-4326,3	-17547,9	-5187,9	-19781,6	-4618,5	-5085,1	-5300,8	-4026,4
ARCH- LM	2,743846	4,332414	1,07938	1,353595	4,268358	1,28117	0,834982	2,292615

Not: Parantez içindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a,b, ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

EGARCH modelleri ile yapılan tahminlerde yer alan asimetri katsayısının sıfırdan farklı olması, Kahve, Kakao, Kereste ve Pamuk emtia ürünlerinin oynaklıkları üzerindeki etkilerin asimetrik olduğunu ifade etmektedir. Bu katsayının negatif olması ise kaldıraç etkisinin var olduğunu yani bu emtia fiyatlarında meydana gelecek olumsuz şokların olumlu şoklara göre daha fazla oynaklığa sebep olduğunu göstermektedir.

Hububat emtialarının getiri oynaklıklarının temel GARCH modelleri ile analizine ait bulgular, Tablo 4.9.'da gösterilmektedir. Hububat emtia getirilerinin ARCH ve

GARCH parametrelerinin hepsi, pozitif ve istatistiki bakımdan anlamlı bulunmuştur. Yulaf hariç diğer emtia getirilerinin bu parametrelerinin toplamalarının 1'e çok yakın değerler olması (örneğin, Amerikan buğdayında $(0,0429 + 0,9491 = 0,992)$) hububat getirilerinde yüksek oynaklığın söz konusu olduğunu göstermektedir. Yulaf hariç diğer emtiaların GARCH parametrelerinin 0,9'dan büyük olması hububat emtia oynaklığının yüksek kalıcılık gösterdiğine işaret etmektedir. ARCH-LM test istatistiği sonuçlarına göre modelin ARCH etkisi içermediğini öne süren sıfır hipotezi reddedilememiştir.

EGARCH modelleri ile yapılan tahminlerde yer alan asimetri katsayısının sıfırdan farklı olması, Mısır, Pirinç ve Soya Yağı emtia getirilerinde kaldıraç etkisinin olduğu göstermektedir. Mısır ve Pirinç'in asimetri katsayısının negatif olması ise bu emtia getirilerinde meydana gelecek olumsuz şokların olumlu şoklara göre daha fazla oynaklığa sebep olduğu söylenebilir. Soya yağı getirilerinde ise asimetrik etki tespit edilmiş olup, parametrenin pozitif olmasından ötürü bu emtia getirilerinde kaldıraç etkisinin varlığı belirlenememiştir.

Tablo 4.9. Hububat Emtialarının Temel GARCH Modelleri ile Analizi

	<i>Amerikan Buğday</i>	<i>Mısır</i>	<i>Soya Yağı</i>	<i>Londra Buğday</i>	<i>Pirinç</i>	<i>Soya Fasulyesi</i>	<i>Yulaf</i>
<i>Modeller Parametre</i>	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)
Sabit	0,0312 ^a (0,0313)	-0,1296 ^a (0,0037)	-0,0784 ^a (0,0063)	0,0478 ^a (0,0122)	-0,1068 ^a (0,0091)	0,0307 ^a (0,0116)	2,3129 ^a (0,3882)
arch(1)	0,0429 ^a (0,0000)	0,2118 ^a (0,0050)	0,1132 ^a (0,0091)	0,0887 ^a (0,0142)	0,2019 ^a (0,0152)	0,0367 ^a (0,0082)	0,2880 ^a (0,0524)
Asimetri	- -	-0,0073 ^c (0,0041)	0,0173 ^a (0,0049)	- -	-0,0380 ^a (0,0105)	- -	- -
garch(1)	0,9491 ^a (0,0000)	0,9731 ^a (0,0012)	0,9875 ^a (0,0024)	0,8887 ^a (0,0162)	0,9428 ^a (0,0085)	0,9466 ^a (0,0124)	0,4094 ^a (0,0663)
LogL	-4704,40	-15944,37	-17169,02	-3796,12	-5274,32	-3782,06	-5416,35
ARCH- LM	0,3160	0,4504	0,33568	1,4198	1,3639	0,0133	0,8062

Not: Parantez içerisindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a: %1, b: %5 ve c: %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Bitkisel emtiaların MS-GARCH analizleri, Tablo 4.10'da gösterilmektedir. Tablo 4.10.'da verilen MS-GARCH analizi sonuçlarına göre enerji emtialarının koşullu ortalama parametreleri $(\alpha_{01}, \alpha_{02})$ %1 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH $(\alpha_{11}, \alpha_{12})$ ve GARCH (β_1, β_2) parametrelerinin birinci ve ikinci rejimlerde istatistiksel olarak anlamlı olması, koşullu değişen varyans etkilerinin rejimler

arasında farklılık gösterdiğini ifade etmektedir. Asimetri katsayılarının (α_{21}, α_{22}) anlamlı olması pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisinin farklı olduğunu göstermektedir. Londra kahve, Londra şeker, Amerikan şeker, kereste ve Londra kakao emtialarının tahmin edilen asimetri katsayılarının negatif işaretleri ise ilgili olduğu rejimde bitkisel emtia piyasalarında kaldıraç etkisinin bulunduğunu, piyasada meydana gelebilecek negatif bir şokun pozitif şoklara kıyasla oynaklığa daha fazla etki edeceğini göstermektedir. Modellemede kullanılan Student-t ($t_{dağ_1}, t_{dağ_2}$) ve çarpık Student-t ($st_{dağ_1}, st_{dağ_2}$) dağılımının parametrelerinin de anlamlı olup, getirilerin dağılımının normal olmadığını belirtmektedir. ARCH parametrelerinin GARCH parametrelerine kıyasla daha düşük olduğu görülmektedir. Bu durum, rejimin düşük oynaklıktan yüksek oynaklık periyoduna değişmesi halinde ARCH parametrelerinin oynaklık üzerindeki etkisinin azaldığını, GARCH parametresi etkisinin ise arttığını ifade etmektedir.

Amerikan kahve serisinin düşük oynaklık dönemi olan rejim 1’de kalma olasılığının (SP_1) %84, yüksek oynaklık rejimi olan rejim 2’de kalma olasılığının (SP_2) ise yaklaşık %16 olduğu tespit edilmiştir. Rejimler arası geçiş olasılıklarına bakıldığında (p_{12}, p_{21}), düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçme olasılığının %6,19, yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçme olasılığının ise %33 olarak tespit edilmiştir. Amerikan kakao serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %69, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %31 olduğu bulunmuştur. Amerikan kakao serisinde ele alınan örneklem dönemi için, düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,39 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,88’dir. Amerikan Şeker serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %77, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının da %23 olduğu bulunmuştur. Amerikan Şeker serisinde ele alınan örneklem dönemi için düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,07 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,24 olduğu elde edilmiştir. Kereste serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %92,7, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının da %7,3 olduğu tespit edilmiştir. Kereste’nin düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %5,17 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığı %34,61’ir. Londra Kahve serisinin düşük oynaklık döneminde

kalma olasılığının %82, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %18 olduğu tespit edilmiştir. Londra Kahve serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,5 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %2,26 olduğu belirlenmiştir.

Tablo 4.10. Bitki Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Analizi

Model	Amer. Kahve	Amer. Kahve	Amer. Şeker	Kereste	Londra Kahve	Londra Kakao	Londra Şeker	Pamuk
Param.	MS- EGARCH	MS- GARCH	MS- EGARCH- TGARCH	MS- EGARCH- TGARCH	MS- EGARCH	MS- EGARCH- GARCH	MS- EGARCH	MS- EGARCH- TGARCH
α_{01}	0,0055 (0,0076)	0,0051 ^b (0,0025)	0,0012 (0,0018)	-0,0010 (0,0006)	0,0683 (0,0497)	0,0089 ^b (0,0041)	0,0010 (0,0025)	0,0078 ^c (0,0051)
α_{02}	0,8417 ^b (0,4796)	0,2370 ^b (0,1111)	2,7957 ^a (0,1097)	5,7327 ^a (0,4582)	1,0068 ^a (0,3359)	0,0346 ^c (0,0199)	0,0822 ^b (0,0362)	0,4348 ^b (0,1847)
α_{11}	0,0397 ^b (0,0186)	0,0132 ^b (0,0061)	0,0468 ^b (0,0196)	0,0420 ^a (9,0615)	0,1023 ^b (0,0487)	0,1066 ^a (0,0192)	0,0341 ^b (0,0144)	0,0686 ^a (0,0191)
α_{12}	0,4260 ^b (0,1676)	0,0396 ^c (0,0247)	0,0002 ^a (0,0000)	0,1897 ^a (0,0403)	0,3766 ^a (0,1365)	0,00050 ^a (0,00004)	0,0795 ^c (0,0499)	0,0011 ^b (0,0004)
α_{21}	0,0323 ^b (0,0148)	- (0,0081)	-0,0048 (0,0081)	-0,0082 ^b (0,0032)	-0,0638 ^b (0,0278)	-0,0085 (0,0115)	0,0170 ^c (0,0096)	0,0102 (0,0126)
α_{22}	0,0317 (0,0931)	- (0,0274)	0,1685 ^a (0,0274)	0,0010 ^a (0,0002)	0,0419 (0,0772)	- (0,0565)	-0,1196 ^b (0,0565)	0,0965 ^b (0,0465)
β_1	0,9927 ^a (0,0069)	0,9842 ^a (0,0010)	0,9992 ^a (0,0005)	0,9971 ^a (0,0004)	0,9164 ^a (0,0574)	0,9915 ^a (0,0042)	0,9979 ^a (0,0027)	0,9861 ^a (0,0082)
β_2	0,6171 ^b (0,2319)	0,9131 ^a (0,0217)	0,0018 ^a (0,0004)	0,0004 ^a (0,0001)	0,2839 (0,2258)	0,3772 ^a (0,0510)	0,9477 ^a (0,0246)	0,7988 ^a (0,0693)
$t_dağ_1$	7,2628 ^a (1,6743)	5,3966 ^a (0,4139)	1,2761 ^a (0,0592)	2,1384 ^a (0,0761)	4,3846 ^a (0,4821)	5,6413 ^a (0,6147)	4,8572 ^a (0,5818)	1,1234 ^a (0,0465)
$t_dağ_2$	99,4964 ^a (0,0002)	13,0611 ^b (3,8692)	1,7655 ^a (0,1429)	0,7453 ^a (0,0265)	99,8079 ^a (0,0001)	2,1085 ^a (0,0004)	25,0139 (20,3625)	5,0845 ^a (0,9338)
$st_dağ_1$	- (0,0184)	0,9690 ^a (0,0184)	1,0674 ^a (0,0262)	1,1204 ^a (0,0255)	- (0,0255)	- (0,0255)	0,9822 ^a (0,0269)	- (0,0269)
$st_dağ_2$	- (0,0422)	1,1458 ^a (0,0422)	0,7236 ^a (0,0646)	1,7510 ^a (0,0974)	- (0,0974)	- (0,0974)	0,8552 ^a (0,0817)	- (0,0817)
p_{11}	0,9381	0,9961	0,9993	0,9483	0,9950	0,9882	0,9915	0,9995
p_{12}	0,0619	0,0039	0,0007	0,0517	0,0050	0,0118	0,0085	0,0005
p_{21}	0,3332	0,0088	0,0024	0,6539	0,0226	0,6032	0,0359	0,0055
p_{22}	0,6668	0,9912	0,9976	0,3461	0,9774	0,3968	0,9641	0,9945
SP_1	0,8432	0,6926	0,7688	0,9267	0,8189	0,9808	0,8088	0,9119
SP_2	0,1568	0,3074	0,2312	0,0733	0,1811	0,0192	0,1912	0,0881
LogL	-5678,68	-19200,20	-5168,25	-14678,6	-4608,20	-5073,91	-5285,24	-3973,85

Not: Parantez içindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a, b, c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Londra kakao serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %98, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %2 olduğu tespit edilmiştir. Londra Kakao serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %1,18

iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %39,6 olduğu bulunmuştur. Londra şeker serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %81, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının da %19 olduğu tespit edilmiştir. Londra şeker serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,85 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %96,41'dir. Pamuk serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %91,2, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %8,8 olduğu tespit edilmiştir. Pamuk serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,05 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,55 olduğu bulunmuştur.

Hububat emtiaların MS-GARCH analizleri, Tablo 4.11'de gösterilmektedir. Tablo 4.11'de verilen MS-GARCH analizi sonuçlarına göre hububat emtialarının koşullu ortalama parametreleri $(\alpha_{01}, \alpha_{02})$ %1 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH $(\alpha_{11}, \alpha_{12})$ ve GARCH (β_1, β_2) parametrelerinin birinci ve ikinci rejimlerde istatistiksel olarak anlamlı olması, koşullu değişen varyans etkilerinin rejimler arasında farklılık gösterdiğini ifade etmektedir. Düşük ve yüksek oynaklık dönemlerinde varyansın değerleri değişmektedir. Buğday, mısır, soya yağı, pirinç, soya fasulyesi ve yulaf emtialarının tahmin edilen asimetri katsayılarının $(\alpha_{21}, \alpha_{22})$ anlamlı olması pozitif ve negatif şokların oynaklık üzerindeki etkisinin farklı olduğunu göstermektedir. Londra buğday ve pirinç oynaklıklarındaki asimetri katsayıların negatif işaretleri ise bu emtialarda kaldıraç etkisinin bulunduğunu, piyasada meydana gelebilecek negatif bir şokun pozitif şoklara kıyasla oynaklığa daha fazla etki edeceğini göstermektedir. Modellemede kullanılan Student-t ($t_dağ_1$, $t_dağ_2$) ve çarpık Student-t ($st_dağ_1$, $st_dağ_2$) dağılımının parametrelerinin de anlamlı olup, getirilerin dağılımının normal olmadığını belirtmektedir. ARCH parametrelerinin GARCH parametrelerine kıyasla düşük olduğu görülmektedir. Bu durum, rejimin düşük oynaklıktan yüksek oynaklık periyoduna değişmesi durumunda ARCH parametrelerinin oynaklık üzerindeki etkisinin azaldığını, GARCH parametresi etkisinin ise arttığını ifade etmektedir.

Amerikan buğday serisinin düşük oynaklık dönemi olan rejim 1'de kalma olasılığının (SP_1) %83, yüksek oynaklık rejimi olan rejim 2'de kalma olasılığının (SP_2) ise yaklaşık %17 olduğu tespit edilmiştir. Rejimler arası geçiş olasılıklarına (p_{12}, p_{21}) bakılacak olunursa, düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine

geçme olasılığının %0,06, yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçme olasılığının ise %0,32 olduğu ortaya konulmuştur.

Tablo 4.11. Hububat Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Analizi

	<i>Amerikan Buğday</i>	<i>Mısır</i>	<i>Soya Yağı</i>	<i>Londra Buğday</i>	<i>Pirinç</i>	<i>Soya Fasulyesi</i>	<i>Yulaf</i>
Model Parametre	EGARCH- SGARCH	TGARCH- EGARCH	EGARCH- SGARCH	EGARCH- EGARCH	SGARCH- EGARCH	SGARCH- SGARCH	SGARCH- EGARCH
α_{01}	0,0282 ^a (0,0090)	0,0146 ^a (0,0049)	0,0024 (0,0019)	-0,0033 ^a (0,0008)	0,0018 ^b (0,0008)	0,0254 ^a (0,0089)	0,0040 (0,0110)
α_{02}	4,6560 ^a (0,7320)	0,0289 ^a (0,0071)	0,1077 ^a (0,0322)	0,0049 ^b (0,0020)	0,5374 ^b (0,2031)	0,4099 (55,3987)	0,4315 ^a (0,1424)
α_{11}	0,1000 ^a (0,0211)	0,0312 ^a (0,0071)	0,0500 ^a (0,0127)	0,0225 ^a (0,0059)	0,0065 ^b (0,0027)	0,0227 ^b (0,0101)	0,0055 (0,0311)
α_{12}	0,0001 ^a (0,0001)	0,1789 ^a (0,0227)	0,0924 ^b (0,0583)	0,0041 (0,0036)	0,1498 ^c (0,1054)	0,00001 (0,0008)	0,6636 ^a (0,1491)
α_{21}	0,0575 ^a (0,0148)	0,0413 ^a (0,0105)	0,0196 ^a (0,0068)	-0,0061 (0,0053)	-	-	-
α_{22}	-	0,0016 (0,0104)	-	0,0309 ^b (0,0130)	-0,2692 ^b (0,0919)	-	0,0409 (0,0520)
β_1	0,9739 ^a (0,0085)	0,9602 ^a (0,0001)	0,9915 ^a (0,0033)	0,9964 ^a (0,0014)	0,9916 ^a (0,0006)	0,9592 ^a (0,0064)	0,9944 ^a (0,0004)
β_2	0,2093 ^a (0,0054)	0,9775 ^a (0,0059)	0,8984 ^a (0,0051)	0,9971 ^a (0,0014)	0,7284 ^a (0,1026)	0,9383 (8,3459)	0,7520 ^a (0,0727)
$t_dağ_1$	7,9756 ^a (1,3872)	3,3149 ^a (0,2602)	7,6547 ^a (0,7772)	7,1355 ^a (1,3422)	1,4327 ^a (0,0631)	4,6183 ^a (0,5028)	2,6843 ^a (0,3248)
$t_dağ_2$	4,5823 ^a (1,2117)	8,0761 ^a (1,2137)	99,9608 ^a (0,0001)	3,4109 ^a (0,5203)	1,9171 ^a (0,2784)	99,8108 ^a (9,6037)	6,1490 ^a (1,875)
$st_dağ_1$	1,1058 ^a (0,0353)	3,3149 ^a (0,2602)	1,0569 ^a (0,0188)	1,0162 ^a (0,0326)	1,1105 ^a (0,0277)	0,9707 ^a (0,0247)	1,0355 ^a (0,0607)
$st_dağ_2$	0,9696 ^a (0,0578)	0,9841 ^a (0,0241)	1,0908 ^a (0,0661)	1,2013 ^a (0,0681)	0,6549 ^a (0,0966)	0,1269 ^c (0,0945)	0,9724 ^a (0,0652)
p_{11}	0,9994	0,9853	0,9926	0,9889	0,9952	0,9939	0,8671
p_{12}	0,0006	0,0147	0,0074	0,0111	0,0048	0,0061	0,1329
p_{21}	0,0032	0,0093	0,0423	0,0315	0,0446	0,1512	0,1177
p_{22}	0,9968	0,9907	0,9577	0,9685	0,9554	0,8488	0,8823
SP_1	0,8334	0,388	0,8504	0,7385	0,9032	0,9613	0,4697
SP_2	0,1666	0,612	0,1496	0,2615	0,0968	0,0387	0,5303
LogL	-4690,08	-15315,2	-17141,0	-3762,99	-5200,22	-3770,06	-5400,91

Not: Parantez içindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a,b,c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

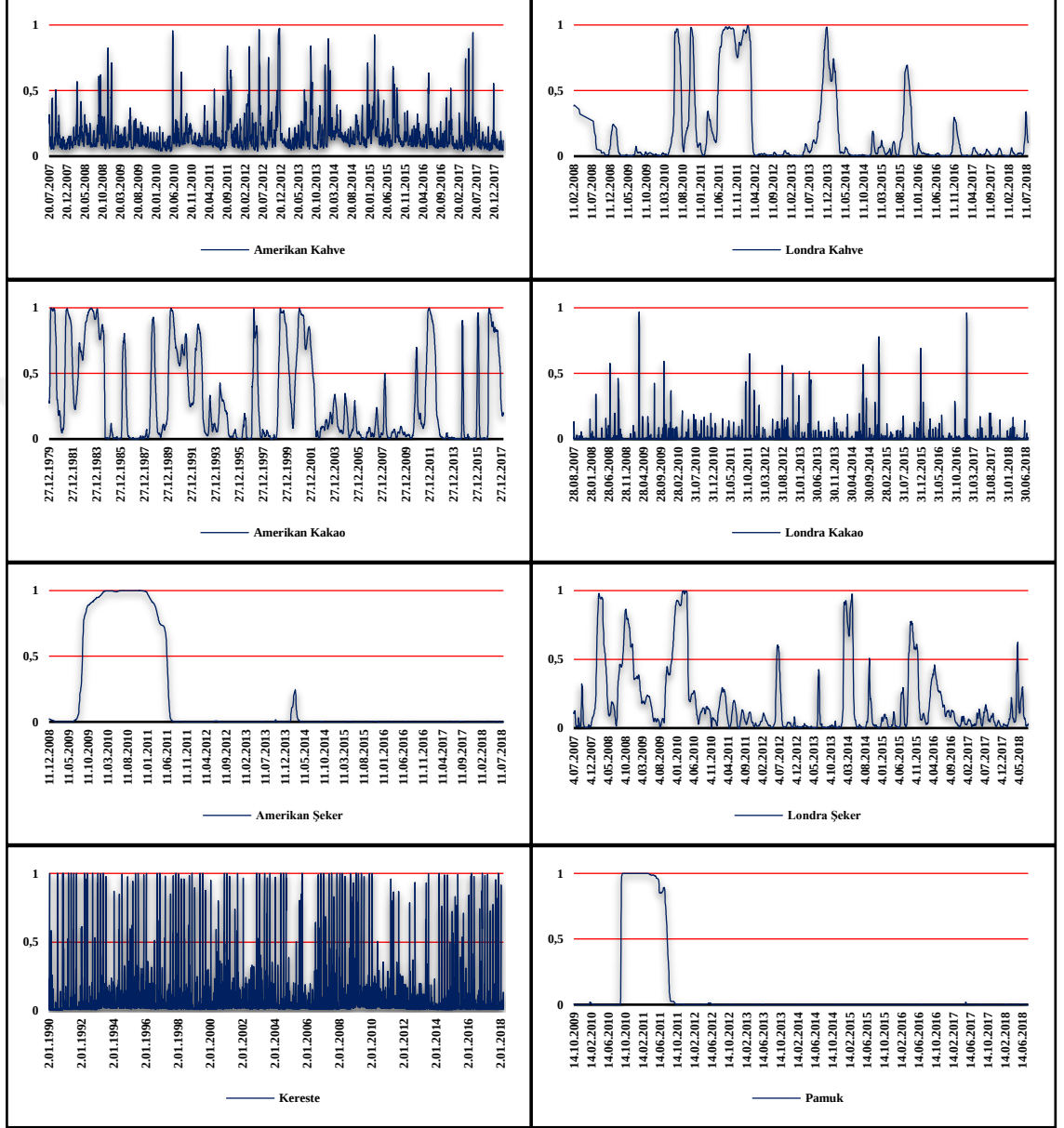
Mısır getiri serisinde rejim1 yüksek oynaklık dönemini, rejim 2 ise düşük oynaklık dönemini temsil etmektedir. Mısır getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %61, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %39 olduğu bulunmuştur. Mısır getiri serisinde ele alınan örneklem dönemi için düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,93 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %1,47 olarak elde edilmiştir. Soya Yağı serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığı %85 ve yüksek oynaklık

döneminde kalma olasılığı ise %15 olduğu tespit edilmiştir. Soya Yağı getiri serisinin düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,74 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %4,23 olduğu tespit edilmiştir.

Londra Buğday serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığı %74, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığı ise %26'dır. Londra Buğday serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %1,11 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %3,15 olduğu belirlenmiştir. Pirinç serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığı %90,32, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığı ise %9,68 olduğu tespit edilmiştir. Pirinç serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,48 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %4,46 olduğu bulunmuştur. Soya Fasulyesi getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %96,13, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının da %3,87 olduğu tespit edilmiştir. Soya Fasulyesi serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,61 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığı %15,12'dir. Yulaf getiri serisinde rejim1 yüksek oynaklık dönemini, rejim 2 ise düşük oynaklık dönemini temsil etmektedir. Yulaf getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %53, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %46,97 olduğu tespit edilmiştir. Yulaf serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %11,77 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %13,29 olduğu bulunmuştur.

Grafik 4.9'da Bitki emtialarının MS-GARCH analizleri ile elde edilen düzleştirilmiş olasılık grafikleri gösterilmektedir. Grafik 4.9'da 0,5'in üzerindeki dönemler, yüksek oynaklığın görüldüğü zaman dilimlerini ifade etmektedir. Genel olarak bitkisel emtialarda 2008 yılında yaşanan küresel finansal krizin fiyat oynaklıkları üzerindeki etkisinin baskın olduğu ifade edilebilir. 2008 yılının sonlarına doğru fiyatlarda artış eğilimi devam ederek, 2014 yılında kriz öncesi seviyelerine gelmiştir. 2006, 2008 ve 2011 yıllarında fiyatlarda yaşanan ani yükselişlerin ve düşüşlerin fiyat oynaklıklarını hareketlendirmiştir. Bunların yanı sıra yükselen küresel nüfus, biyoyakıt kullanımının artması gibi faktörler de bitkisel emtiaların fiyatlarında sıçramaların yaşanmasına sebep olmuştur. Doğal afetlerin neden olduğu arz veya talep şokları fiyat dalgalanmalarının

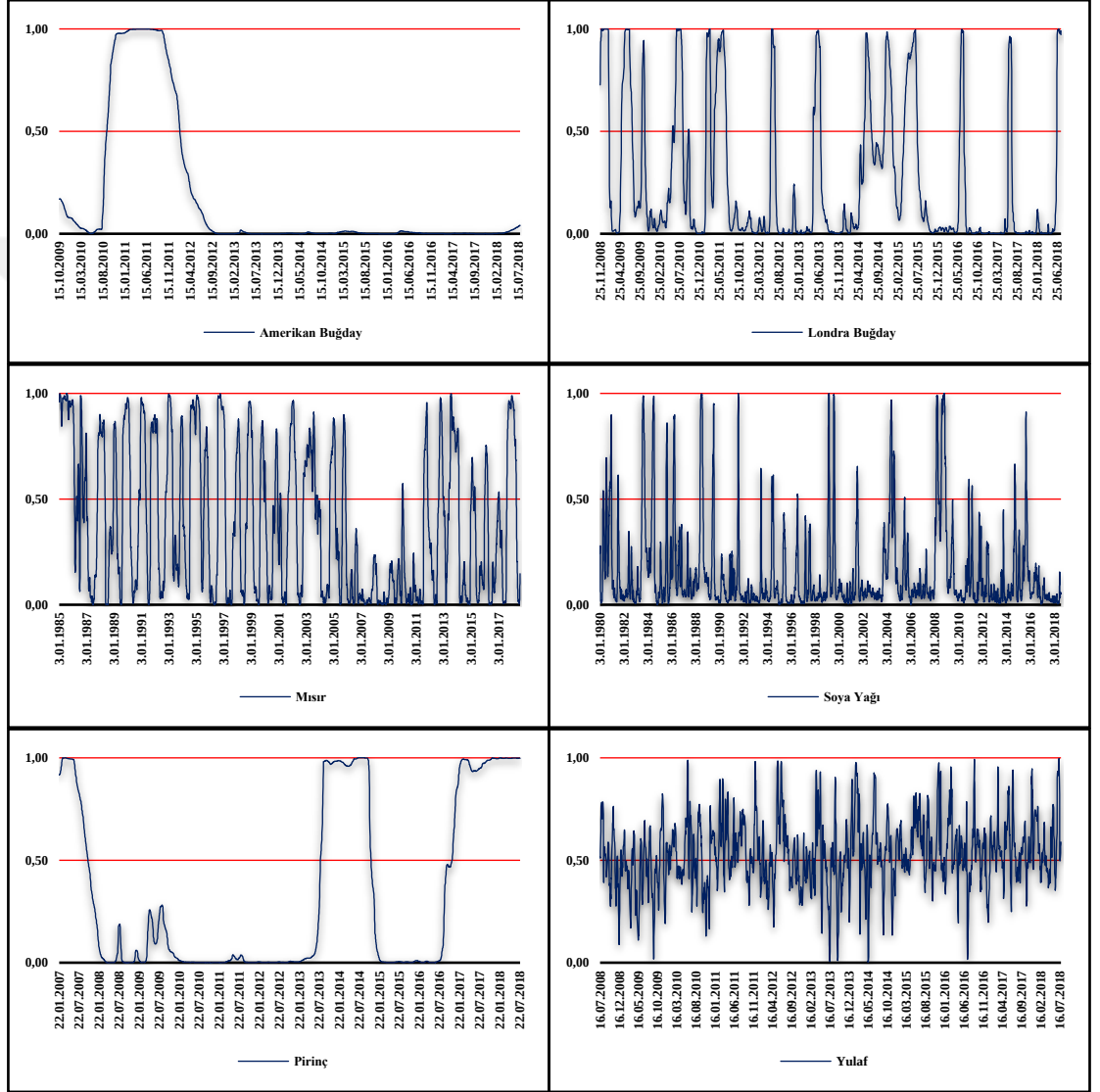
önemli bir unsurdur. 2007 yılında Etiyopya’da yaşanan kuraklık, 2008 yılında Batı Afrika’da görülen aşırı yağışlar ve salgın hastalıklar, bu duruma örnek verilebilir.



Grafik 4.9. Bitki Emtialarının MS-GARCH Modelleri ile Hesaplanan Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri

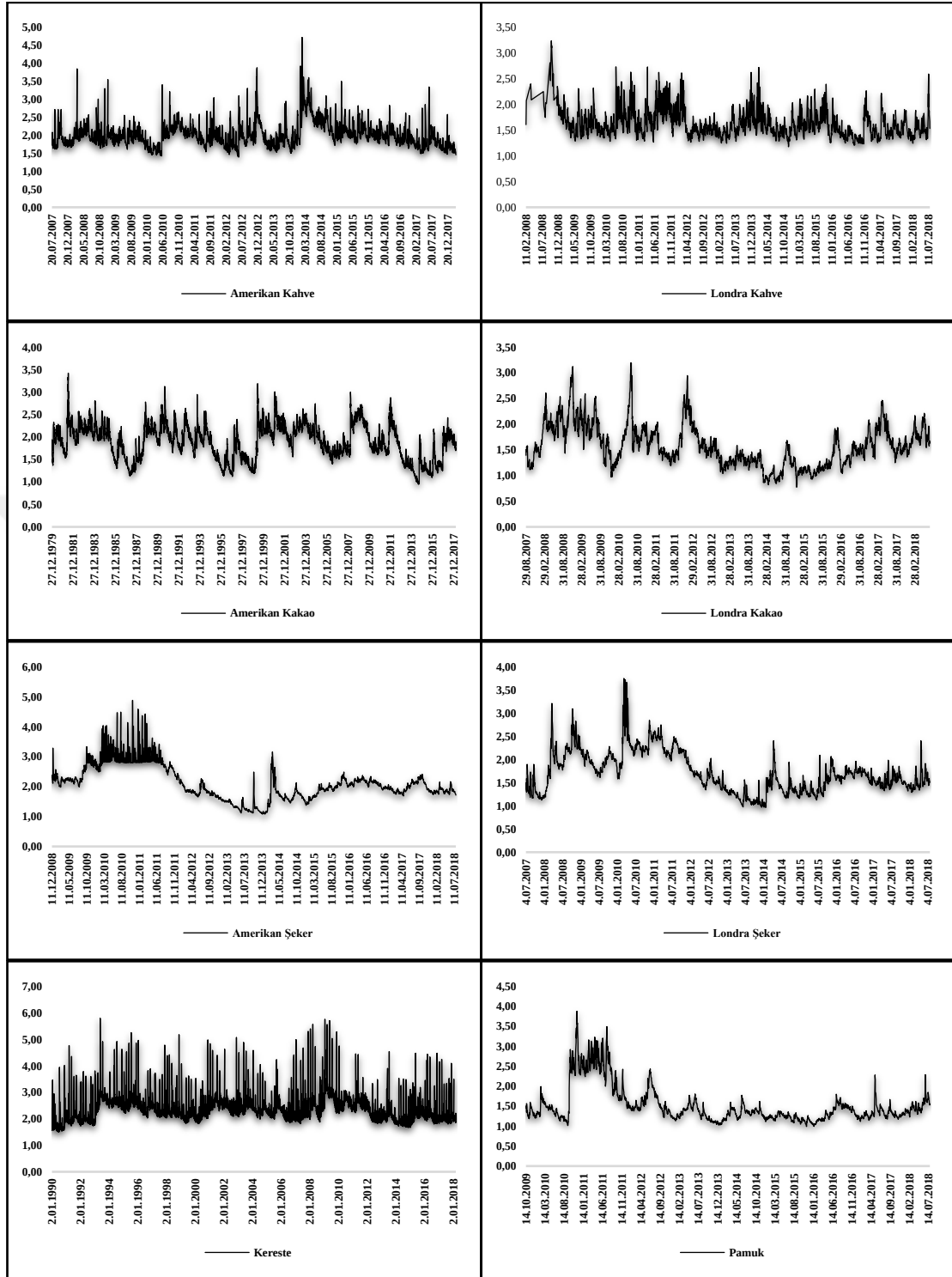
Hububat emtialarının MS-GARCH analizleri neticesinde elde edilen düzleştirilmiş olasılık grafikleri, Grafik 4.10’da gösterilmektedir. Grafik 4.10’da hububat emtialarının bazı dönemlerde 0,5 olasılık değerinden yüksek olduğu tespit edilmiştir, bunun başlıca nedeni ise 2008 küresel finansal kriz ve yaşanan doğal afetlerdir. Buğda piyasası ve kur kaygıları nedeni ile Buğday fiyatları 2010-2011 yıllarında yükselme yaşanmıştır. Bu

durum, az gelişmiş ülkelerin bazılarında gıda ayaklanmalarının başlamasına neden olmuştur. Dünya Buğday ticaretinin önemli aktörlerinden biri olan Kazakistan'ın 2008 yılı başlarında yurt dışına satılan mallara getirdiği kotalar nedeni ile Buğday fiyatları rekor seviyeleri görmüştür. Son yıllarda Mısır, Soya Fasulyesi vadeli fiyatlarında görülen fiyat artışlarının oynaklıklar üzerinde etkili olduğu belirtilmektedir.

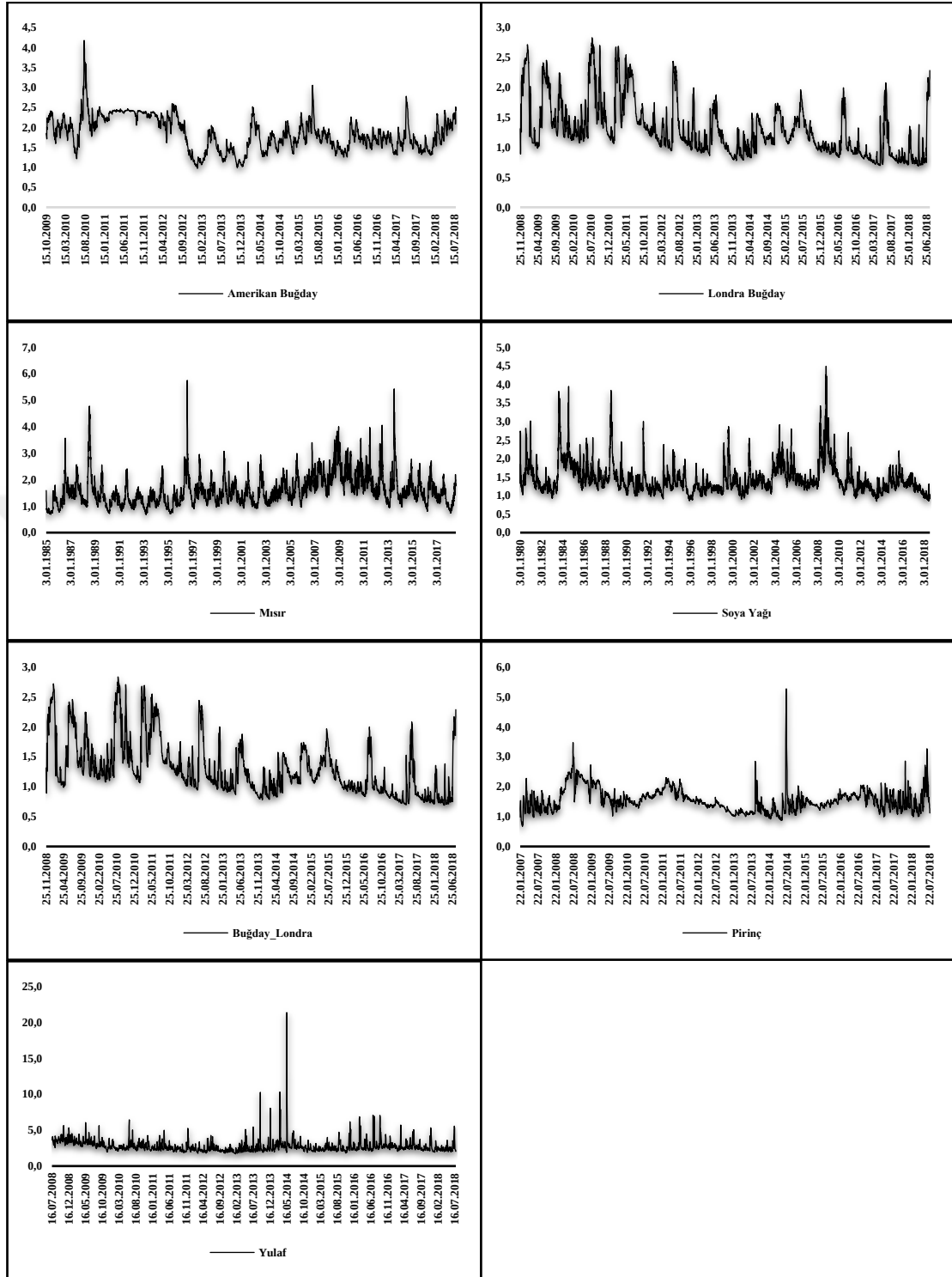


Grafik 4.10 Hububat Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Hesaplanan Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri

Grafik 4.11'de Bitkisel emtialar için MS-GARCH modellemeleri ile elde edilen koşullu varyans grafikleri gösterilmiştir.



Grafik 4.11 Bitki Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri



Grafik 4.12 Hububat Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri

Grafik 4.12’de Hububat emtialar için MS-GARCH modelleri ile elde edilen koşullu varyans grafikleri gösterilmiştir.

Bitki emtialarının %5 önem seviyesindeki beş günlük VaR değerleri, Tablo 4.12’de gösterilmiştir. Tablo 4.12’den elde edilen sonuçlara göre Amerikan Kakao, Amerikan Şeker, İngiliz Kahve, İngiliz Kakao, İngiliz Şeker ve Pamuk emtialarında yatırımcının zarar etme olasılığının en yüksek olduğu dönem, sırasıyla %2,94, %2,78, %3,09, %2,42, %2,45 ve %2,54 değerleri ile üçüncü günde ortaya çıkmaktadır. Amerikan Kahve ve Kerestede ise en fazla zarar etme olasılığı %2,68 ve %2,54 değerleri ile beşinci günde ortaya çıkmaktadır.

Tablo 4.12. Bitki Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri

Emtia Dönem	Amerikan Kahve	Amerikan Kakao	Amerikan Şeker	Kereste	Londra Kahve	Londra Kakao	Londra Şeker	Pamuk
1	-2,49	-2,87	-2,70	-2,43	-3,34	-2,36	-2,35	-2,50
2	-2,52	-2,80	-2,66	-2,46	-3,08	-2,32	-2,32	-2,44
3	-2,67	-2,94	-2,78	-2,53	-3,09	-2,42	-2,45	-2,54
4	-2,60	-2,87	-2,73	-2,52	-2,98	-2,38	-2,39	-2,49
5	-2,68	-2,90	-2,74	-2,54	-2,97	-2,40	-2,41	-2,50

Hububat emtialarının %5 önem seviyesindeki beş günlük VaR değerleri, Tablo 4.13’de gösterilmiştir. Tablo 4.13’den elde edilen sonuçlara göre Mısır, Soya Yağı, İngiliz Buğday, Soya Fasulyesi emtialarında yatırımcının zarar etme olasılığının en yüksek olduğu dönem, sırasıyla %2,74, %1,60, %2,94 ve %2,14 değerleri ile üçüncü günde ortaya çıkmaktadır. Pirinç ve Yulaf’da ise en fazla zarar etme olasılığı %2,39 ve %3,51 değerleri ile beşinci günde ortaya çıkmaktadır. Amerikan Buğday’ında ise en fazla zararının %3,62 olasılıkla birinci günde olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 4.13. Hububat Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri

Emtia Dönem	Amerikan Buğday	Mısır	Soya Yağı	Londra Buğday	Pirinç	Soya Fasulyesi	Yulaf
1	-3,62	-2,67	-1,56	-2,93	-2,36	-2,12	-2,82
2	-3,55	-2,63	-1,58	-2,86	-2,33	-2,07	-2,98
3	-3,61	-2,74	-1,60	-2,94	-2,36	-2,14	-3,31
4	-3,57	-2,72	-1,54	-2,84	-2,36	-2,10	-3,34
5	-3,52	-2,73	-1,58	-2,85	-2,39	-2,08	-3,51

Yang ve Brorsen (1992) Tarımsal emtia getirilerinin modellemesine Student-t tipi dağılımlarının kullanılarak elde edilen modellerin alternatiflerine göre daha iyi uyum sağladığını belirlemişlerdir. Tezde de bu doğrultu normal, GED ve Student-t tipi

dağılımlar ayrı ayrı denenmiş olup, tercih edilebilir model Student-t tipi dağılım kullanılarak elde edilmiştir.

4.4.3. Metal Emtialarında Oynaklık

Metal emtia günlük vadeli fiyatlarının ve getirilerinin grafikleri, aşağıda gösterilmiştir.

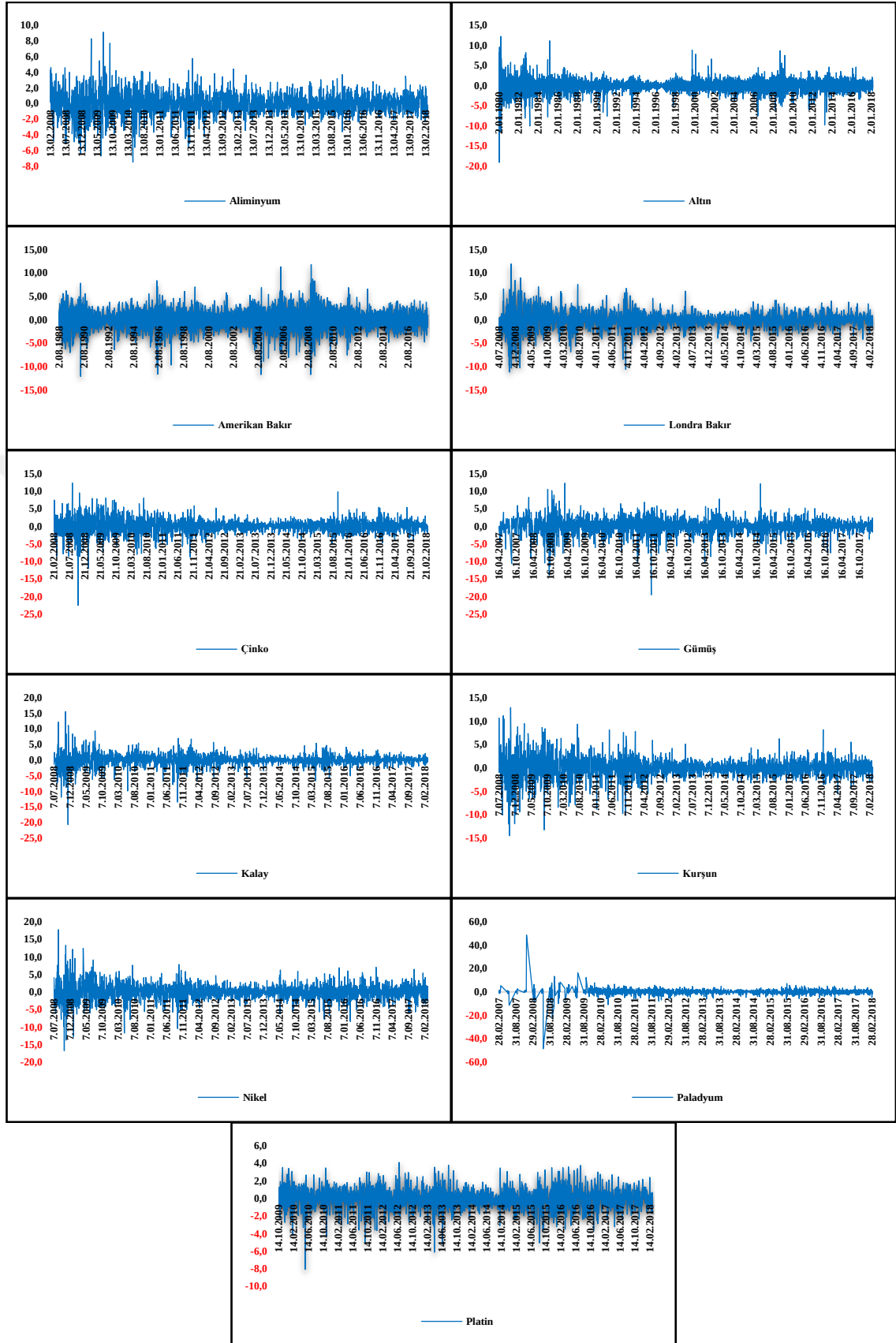


Grafik 4.13. Metal Emtiaların Günlük Fiyatları

Grafik 4.13’de Metal emtia fiyatlarının ele alınan örneklem dönemindeki günlük fiyat hareketleri gösterilmektedir. Fiyatların genel seyrine bakılacak olunursa 2008 finansal krizine kadar bir yükselme eğiliminde olduğu ve bu dönemden sonra yaşanan düşüşler ile birlikte fiyatların makul seviyelere indiği görülmektedir. Fiyat grafiklerinde, serilerin durağan bir yapı sergilemedikleri görülmektedir. Altın fiyatlarında yaşanan ilk zirve 1980 civarında yüksek enflasyona ve para birimlerinde güven kaybına tepki olarak gerçekleşmiştir. 1983 ve 1987 yılında yaşanan finansal krizler neticesinde ikinci zirve yaşanmış ve 2000 yılından itibaren ABD ve Avrupa finansal piyasalarında yaşanan istikrarsızlıklar nedeni ile yükselme eğilimi görülmüştür. Daha sonralarında finansal sistemlerde dengelenmenin sağlanması, beraberinde altın fiyatlarında az miktarda düşüş meydana getirmiştir (Bentes, 2015: 358).

Grafik 4.14’te Metal emtialarının ele alınan örneklem dönemi içindeki logaritmik getirileri gösterilmektedir. Paladyum hariç diğer metal emtiaların fiyatlarında oynaklık kümelenmelerinin yaşandığı yani ARCH etkisi içerdikleri görülmektedir. Özellikle 2008 yılı finansal kriz döneminde getirilerin en yüksek ve en düşük değerlerini alarak aşırı oynak bir yapı sergilediği dikkat çekmektedir. Buna ilaveten getiri serilerinin sıfır ortalama etrafında dağılması, serilerde durağanlığının sağlandığının bir göstergesidir.

Tablo 4.14’de Metal emtialarının günlük getirileri için ele alınan örneklem dönemindeki tanımlayıcı istatistikleri ve bazı stokastik karakteristikleri gösterilmektedir. Günlük getirilerin ortalama değeri sıfıra çok yakın bulunmuştur. Maksimum getirilere bakıldığında paladyum yaklaşık %49, Nikel’de ise yaklaşık %18 değerleri ile en fazla getirilerinin olduğu görülmektedir. Minimum getirilerde ise ilk iki sırada paladyum yaklaşık -%49, kalay ise -%21 değerleri ile dikkat çekmektedir. Ayrıca, altın, bakır, çinko, gümüş, kalay, kurşun, paladyum ve platin emtialarında görülen pozitif ve normalden büyük basıklık katsayısı ile getirilerin leptokurtotik dağılım gösterdikleri ifade edilebilir. Jarque-Bera testinin sonucuna göre, serinin normal dağıldığını ifade eden sıfır hipotezi bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir. Yani bütün seriler %1 önem seviyesinde normal dağılım sergilememektedir ($p = 0,0000 < \alpha = 0,01$). Q istatistiği sonuçları, 12 gecikmeye kadar serinin otokorelasyon içermediğini öne süren sıfır hipotezi, bütün ürün getirileri için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir.



Grafik 4.14. Metal Emtiaların Logaritmik Getirileri

Tablo 4.14. Metal Emtiaların Tanımlayıcı İstatistikleri

<i>Emtia</i> <i>Ölçüt</i>	<i>Alüminyum</i>	<i>Altın</i>	<i>Amerikan Bakır</i>	<i>Londra Bakır</i>	<i>Çinko</i>	<i>Gümüş</i>
Ortalama	-0,010	0,035	0,016	-0,010	0,013	0,005
Medyan	-0,025	0,040	0,000	0,022	0,047	0,079
Maksimum	9,134	8,643	11,772	11,920	12,328	12,196
Minimum	-7,529	-9,821	-12,112	-11,182	-22,55	-19,550
St. Sapma	1,425	1,125	1,697	1,784	2,043	2,016
Çarpıklık	0,044	-0,290	-0,266	-0,266	-0,527	-0,777
Basıklık	6,032	8,519	7,476	8,839	11,894	10,819
J-B	934,600 (0,000)	5798,500 (0,000)	6385,200 (0,000)	3366,40 (0,000)	8142,300 (0,000)	8178,400 (0,000)
ARCH-LM	13,687 (0,000)	74,962 (0,000)	291,164 (0,000)	257,582 (0,000)	9,280 (0,000)	111,060 (0,000)
ADF	-50,155 (0,000)	-67,669 (0,000)	-91,136 (0,000)	-52,577 (0,000)	-52,370 (0,000)	-56,690 (0,000)
PP	-50,148 (0,000)	-67,664 (0,000)	-91,032 (0,000)	-52,427 (0,000)	-52,510 (0,000)	-56,720 (0,000)
<i>Emtia</i> <i>Ölçüt</i>	<i>Kalay</i>	<i>Kurşun</i>	<i>Nikel</i>	<i>Paladyum</i>	<i>Platin</i>	
Ortalama	-0,003	0,016	-0,019	0,043	-0,014	
Medyan	0,056	0,053	0,000	0,103	0,008	
Maksimum	15,487	12,867	17,706	48,594	4,102	
Minimum	-20,725	-14,518	-16,778	-48,669	-8,091	
St. Sapma	1,885	2,210	2,336	2,458	1,077	
Çarpıklık	-0,675	-0,217	0,092	-0,343	-0,365	
Basıklık	16,340	8,390	8,809	135,421	6,120	
J-B	17604,300 (0,000)	2863,500 (0,000)	3307,900 (0,000)	1737511,100 (0,000)	1115,700 (0,000)	
ARCH-LM	17,850 (0,000)	94,419 (0,000)	116,640 (0,000)	0,280 (0,596)	33,088 (0,000)	
ADF	-46,400 (0,000)	-46,666 (0,000)	-49,060 (0,000)	-47,692 (0,000)	-48,308 (0,000)	
PP	-46,360 (0,000)	-46,664 (0,000)	-49,107 (0,000)	-47,682 (0,000)	-48,485 (0,000)	

Not: Parantez içerisindeki değerler Prob. (olasılık) değerleridir.

ARCH-LM testi sonuçlarına bakıldığında, paladyum hariç diğer metal emtia getirilerinde değişen varyans olmadığını öne süren sıfır hipotezi bütün seriler için %1 önem seviyesinde reddedilmiştir ($p = 0,0000 < \alpha = 0,01$). Yani paladyum hariç bütün metal emtia getirilerinin %1 önem seviyesinde değişen varyans içerdiği belirlenmiştir. ADF ve PP birim kök testleri sonuçlarına göre getiri serilerinin birim kök içerdiğini yani durağan olmadığını öne süren sıfır hipotezi %1 önem seviyesinde reddedilerek ($p = 0,0000 < \alpha = 0,01$), getirilerinin örneklem dönemi içerisinde durağan bir yapı sergilediği belirlenmiştir.

Metal emtialarının getiri oynaklıklarının temel GARCH modelleri ile analizine ait bulgular, Tablo 4.15.'de gösterilmektedir. Metal Piyasası emtia getirileri ARCH ve GARCH parametrelerinin örneğin, alüminyum getirilerinde olduğu gibi toplamalarının 1'e çok yakın değerler olması ($0,0297 + 0,9642 = 0,9939$), bu piyasada yüksek oynaklığın söz konusu olduğunu göstermektedir. Metal emtiaları GARCH parametrelerinin 0,9'dan büyük olması, metal piyasası emtia oynaklığının yüksek kalıcılık gösterdiğine işaret etmektedir. ARCH-LM test istatistiği sonuçlarına göre modelin ARCH etkisi içermediğini öne süren sıfır hipotezi reddedilememiştir.

Tablo 4.15. Metal Emtiaların Temel GARCH Modelleri ile Analizi

	<i>Alüminyum</i>	<i>Altın</i>	<i>Amerikan Bakır</i>	<i>Londra Bakır</i>	<i>Çinko</i>
<i>Model Parametre</i>	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	GARCH (1,1)
<i>Sabit</i>	0,0096 ^b (0,0037)	0,0085 ^b (0,0028)	-0,0674 ^c (0,0075)	0,0081 ^c (0,0044)	0,0070 ^b (0,0033)
<i>Arch</i>	0,0297 ^a (0,0060)	0,0482 ^a (0,0081)	0,0978 ^a (0,0106)	0,0242 ^a (0,0087)	0,0305 ^a (0,0058)
<i>Asimetri</i>	- -	-0,0178 ^b (0,0092)	-0,0142 ^b (0,0063)	0,0502 ^a (0,0120)	- -
<i>Garch</i>	0,9642 ^a (0,0065)	0,9551 ^a (0,0062)	0,9939 ^a (0,0020)	0,9499 ^a (0,0074)	0,9666 ^a (0,0057)
<i>LogL</i>	-4076,99	-6404,85	-9118,66	-4137,55	-4738,18
<i>ARCH-LM</i>	1,1428	3,8012	2,9368	1,8132	0,0204
	<i>Gümüş</i>	<i>Kalay</i>	<i>Kurşun</i>	<i>Nikel</i>	<i>Platin</i>
<i>Model Parametre</i>	EGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)
<i>sabit</i>	-0,0410 ^a (0,0037)	-0,1129 ^a (0,0140)	0,0093 ^a (0,0036)	0,0310 ^b (0,0125)	-0,0233 ^a (0,0082)
<i>arch</i>	0,0814 ^a (0,0050)	0,1730 ^a (0,0231)	0,0225 ^a (0,0049)	0,0435 ^a (0,0075)	0,0295 ^a (0,0115)
<i>Asimetri</i>	0,0317 ^a (0,0050)	-0,0340 ^a (0,0125)	- -	- -	-0,0345 ^a (0,0069)
<i>garch</i>	0,9879 ^a (0,0015)	0,9915 ^a (0,0032)	0,9731 ^a (0,0050)	0,9501 ^a (0,0082)	0,9999 ^a (0,0022)
<i>LogL</i>	-16331,20	-4170,77	-4678,02	-4973,94	-2251,39
<i>ARCH-LM</i>	0,0014	1,5914	2,4306	1,8283	2,5039

Not: Parantez içindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a,b, c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

EGARCH modelleri ile yapılan tahminlerde yer alan asimetri katsayısının sıfırdan farklı olması, altın, Amerikan bakır, kalay ve platin emtialarının oynaklıklar üzerindeki etkilerin asimetrik olduğunu ifade etmektedir. Londra bakır, gümüş haricinde altın, kalay ve platin emtialarının asimetri katsayılarının negatif olması ise bu emtialarda kaldıraç etkisinin var olduğu yani meydana gelecek olumsuz şokların olumlu şoklara göre daha fazla oynaklığa sebep olduğu söylenebilir. Gümüş getirilerinde ise asimetrik etki tespit edilmiş olup, parametrenin pozitif olmasından ötürü bu emtia getirilerinde kaldıraç etkisinin varlığı belirlenememiştir.

Metal emtiaların MS-GARCH analizleri, Tablo 4.16'de gösterilmektedir. Tablo 4.16'da verilen MS-GARCH analizi sonuçlarına göre, metal emtialarının koşullu ortalama parametreleri $(\alpha_{01}, \alpha_{02})$ istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. ARCH $(\alpha_{11}, \alpha_{12})$ ve GARCH (β_1, β_2) parametrelerinin birinci ve ikinci rejimlerde istatistiksel olarak anlamlı olması, koşullu değişen varyans etkilerinin rejimler arasında farklılık gösterdiğini ifade etmektedir. Alüminyum, altın, bakır, çinko, gümüş, kalay ve kurşun emtialarının tahmin edilen asimetri katsayılarının $(\alpha_{21}, \alpha_{22})$ anlamlı olması, oynaklık üzerindeki etkilerin asimetrik olduğunu göstermektedir. Londra bakır ve gümüş haricindeki emtialarda asimetri katsayıların negatif işaretleri ise bu emtialarda kaldıraç etkisinin bulunduğunu, getirilerde meydana gelebilecek negatif bir şokun pozitif şoklara kıyasla oynaklığa daha fazla etki edeceğini göstermektedir. Modellemede kullanılan Student-t ($t_dağ_1$, $t_dağ_2$) ve çarpık Student-t ($st_dağ_1$, $st_dağ_2$) dağılımının parametrelerinin de anlamlı, fakat getirilerin dağılımının normal olmadığı belirlenmiştir. ARCH parametrelerinin GARCH parametrelerine kıyasla düşük olduğu görülmektedir. Bu durum, rejimin düşük oynaklıktan yüksek oynaklık periyoduna değişmesi halinde ARCH parametrelerinin oynaklık üzerindeki etkisinin azaldığı, GARCH parametresi etkisinin ise arttığını ifade etmektedir.

Alüminyum getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının yaklaşık (SP_1) %70, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının (SP_2) ise %30 olduğu bulunmuştur. Alüminyum serisinde ele alınan örneklem dönemi için, düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı (p_{12}) %1,1 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığı (p_{21}) %2,6'dır.

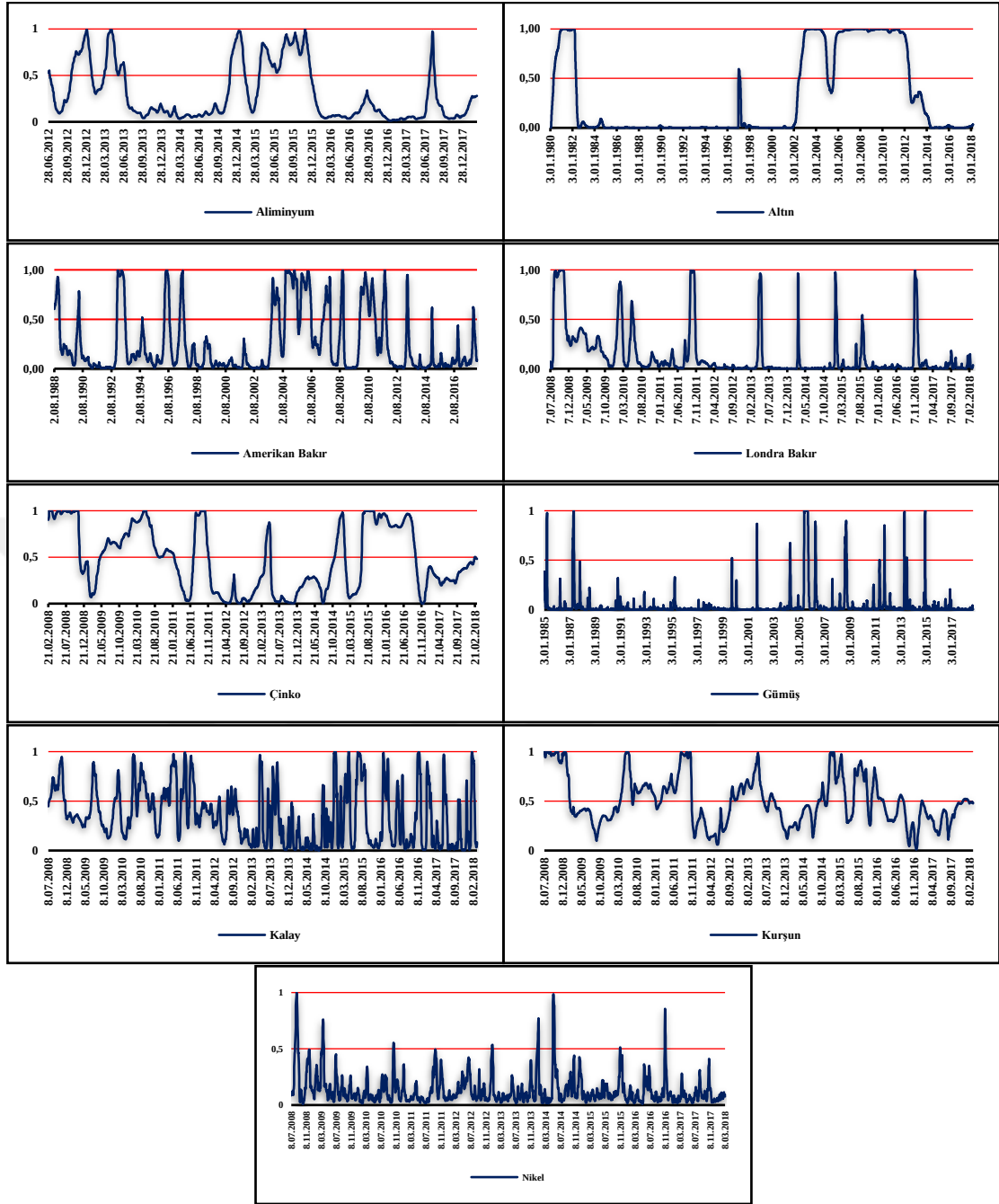
Tablo 4.16. Metal Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Analizi

	<i>Alüm.</i>	<i>Altın</i>	<i>Amerikan Bakır</i>	<i>Londra Bakır</i>	<i>Çinko</i>	<i>Gümüş</i>	<i>Kalay</i>	<i>Kurşun</i>	<i>Nikel</i>
Model Param	EGARCH H-TGARCH H	EGARCH H-TGARCH H	GARCH-EGARCH	EGARCH H-TGARCH H	EGARCH H-TGARCH H	EGARCH H-TGARCH H	EGARCH H-TGARCH H	EGARCH H-TGARCH H	GARCH-EGARCH
α_{01}	-0,006 (0,005)	-0,000 (0,002)	0,007 ^b (0,002)	-0,001 (0,001)	-0,004 ^b (0,003)	0,005 ^a (0,002)	-0,006 ^a (0,000)	-0,001 (0,002)	0,003 ^b (0,001)
α_{02}	0,531 ^b (0,297)	0,022 ^a (0,005)	0,060 ^b (0,021)	0,085 ^b (0,041)	0,002 ^a (0,001)	0,692 ^a (0,016)	0,041 ^a (0,001)	0,002 ^a (0,001)	0,091 ^a (0,019)
α_{11}	0,046 (0,041)	0,134 ^a (0,016)	0,021 ^b (0,007)	0,053 ^a (0,011)	0,041 ^b (0,014)	0,077 ^a (0,010)	0,033 ^a (0,003)	0,036 ^b (0,014)	0,031 ^b (0,015)
α_{12}	0,195 ^b (0,134)	0,034 ^a (0,007)	0,232 ^a (0,046)	0,0001 ^b (0,001)	0,025 ^b (0,012)	0,161 ^a (0,016)	0,056 ^a (0,001)	0,059 ^b (0,026)	0,273 ^b (0,095)
α_{21}	0,043 ^b (0,023)	0,044 ^a (0,010)	- -	-0,019 ^b (0,010)	0,051 ^a (0,020)	0,032 ^a (0,007)	-0,008 ^b (0,003)	0,046 ^b (0,023)	- -
α_{22}	0,052 (0,097)	0,052 (0,010)	-0,002 (0,020)	0,0962 ^b (0,046)	-0,047 ^a (0,010)	0,246 (0,016)	-0,062 ^a (0,001)	-0,055 ^b (0,018)	-0,007 (0,065)
β_1	0,944 ^a (0,050)	0,993 ^a (0,002)	0,974 ^a (0,001)	0,996 ^a (0,001)	0,998 ^a (0,002)	0,992 ^a (0,002)	5,958 ^a (0,004)	0,997 ^a (0,001)	0,969 ^a (0,000)
β_2	0,458 ^b (0,238)	0,950 ^a (0,000)	0,958 ^a (0,015)	0,936 ^a (0,014)	0,999 ^a (0,000)	0,768 ^a (0,004)	0,976 ^a (0,000)	0,999 ^a (0,000)	0,958 ^a (0,016)
$t_dağ_1$	2,389 ^a (0,240)	3,302 ^a (0,159)	1,381 ^a (0,047)	1,368 ^a (0,070)	14,318 ^a (6,689)	1,111 ^a (0,026)	5,958 ^a (0,004)	10,675 ^a (3,479)	1,504 ^a (0,077)
$t_dağ_2$	1,492 ^a (0,255)	0,950 ^a (0,000)	1,159 ^a (0,071)	1,944 ^a (0,365)	9,251 ^a (2,470)	0,701 ^a (0,003)	6,611 ^a (0,005)	9,407 ^b (3,176)	0,966 ^b (0,389)
$st_dağ_1$	1,114 ^a (0,076)	1,015 ^a (0,014)	1,040 ^a (0,020)	0,971 ^a (0,027)	- -	0,938 ^a (0,012)	0,901 ^a (0,001)	- -	0,912 ^a (0,033)
$st_dağ_2$	1,370 ^a (0,088)	0,859 ^a (0,028)	0,850 ^a (0,021)	0,954 ^a (0,100)	- -	0,946 ^a (0,007)	0,895 ^a (0,001)	- -	1,469 ^a (0,048)
p_{11}	0,989	0,999	0,995	0,992	0,990	0,997	0,965	0,978	0,975
p_{12}	0,011	0,001	0,005	0,008	0,010	0,003	0,035	0,022	0,025
p_{21}	0,026	0,001	0,014	0,010	0,011	0,073	0,070	0,020	0,165
p_{22}	0,974	0,999	0,986	0,990	0,989	0,927	0,930	0,980	0,835
SP_1	0,697	0,715	0,745	0,522	0,522	0,962	0,666	0,475	0,868
SP_2	0,303	0,285	0,255	0,478	0,478	0,038	0,335	0,525	0,132
LogL	-2071,10	- 13017,35	-13664,13	-4124,82	-4721,03	- 16259,73	- 4148,726	- 4673,977	-4973,25

Not: Parantez içindeki ifadeler standart hataları göstermektedir. a,b, ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

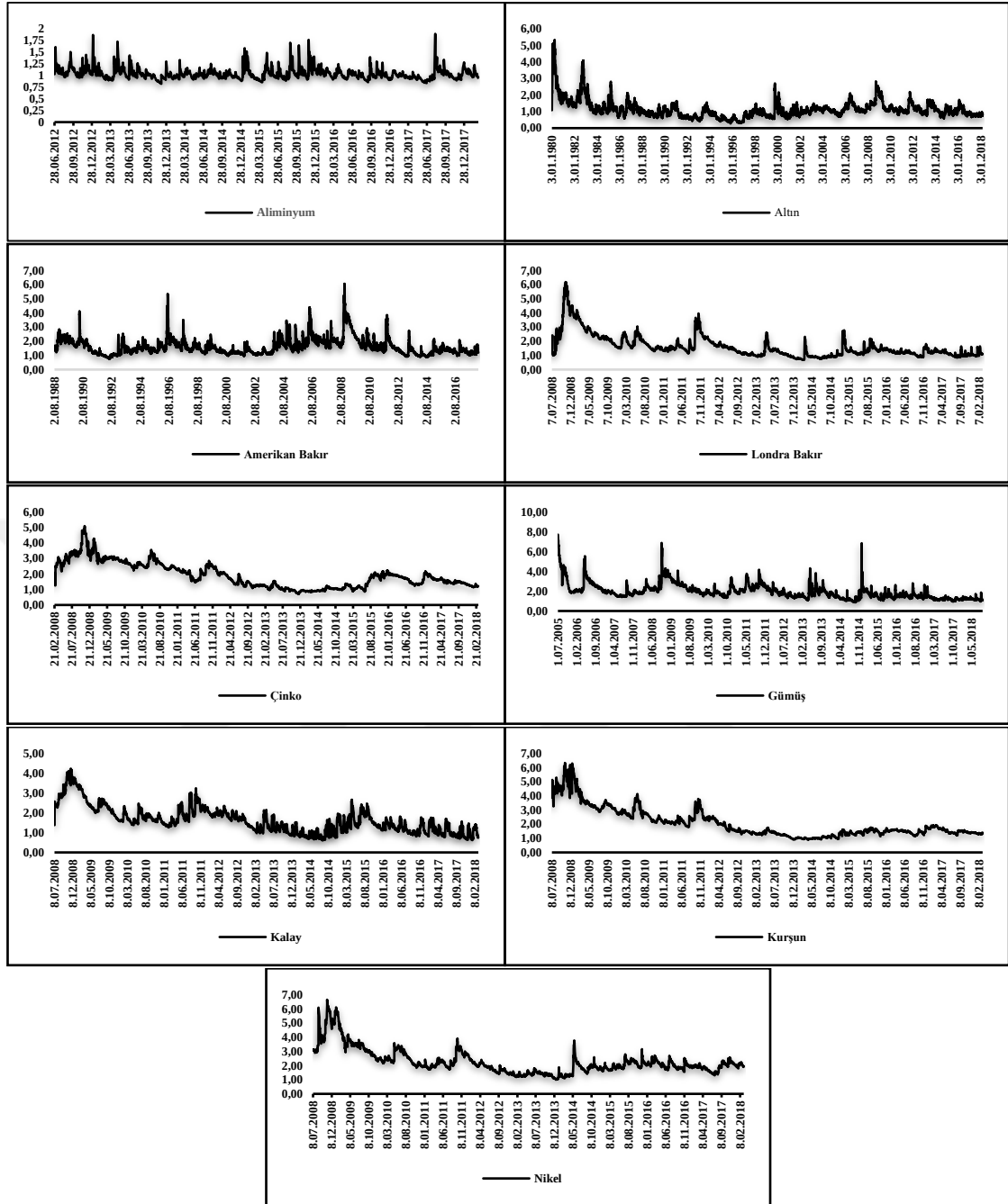
Altın getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının yaklaşık %72, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %28 olduğu bulunmuştur. Altın getiri serisinde ele alınan örneklem dönemi için düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,01 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,01 olarak elde edilmiştir. Amerikan bakır getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %74, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %26 olduğu tespit edilmiştir. Amerikan bakır getiri serisinin düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,5 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığı %1,4'tür. Londra bakır serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %52, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %26 olduğu tespit edilmiştir. Londra bakır serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,8 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %1 olduğu belirlenmiştir.

Çinko serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %52, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %48 olduğu tespit edilmiştir. Çinko serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %0,1 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %1,1 olduğu bulunmuştur. Gümüş getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %96, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %4 olduğu bulunmuştur. Gümüş getiri serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığı %0,3 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %7,3 olduğu belirlenmiştir. Kalay getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığı %67, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığı ise %33 olduğu tespit edilmiştir. Kalay getiri serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %3,5 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %7 olduğu bulunmuştur. Kurşun getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %48, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %52 olduğu tespit edilmiştir. Kurşun getiri serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %2 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %2,2 olduğu bulunmuştur.



Grafik 4.15. Metal Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Hesaplanan Düzleştirilmiş Olasılık Değerleri

Nikel getiri serisinin düşük oynaklık döneminde kalma olasılığının %87, yüksek oynaklık döneminde kalma olasılığının ise %13 olduğu elde edilmiştir. Nikel getiri serisinde düşük oynaklık döneminden yüksek oynaklık dönemine geçiş olasılığının %2,5 iken yüksek oynaklık döneminden düşük oynaklık dönemine geçiş olasılığının %16,5 olduğu belirlenmiştir.



Grafik 4.16. Metal Emtialarının MS-GARCH Modeli ile Tahmin Edilen Koşullu Oynaklık Grafikleri

Grafik 4.15’de metal emtiaların MS-GARCH analizleri ile elde edilen düzleştirilmiş olasılık grafikleri gösterilmektedir. Değerli metalleri güvenli bir yatırım aracı olarak görenlerin sayısındaki artışlar, 2000’li yıllarda ülkelerin finansal sistemlerindeki bozulmalar gibi nedenlerle değerli metallerde zirve fiyatlar yaşanmıştır. 1980 yılında yaşanan makroekonomik dengesizlikler, 2000 yılından itibaren Avrupa devletlerinin borç krizleriyle sonuçlanan Dünya siyasi ve finansal sistemlerinin

istikrarsızlığı, Hindistan gibi değerli metallere talebin fazla olduğu ülkelerde faiz oranlarında yaşanan gelişmeler gibi nedenlerden dolayı değerli metallerde artış eğilimi görülmüştür. Grafik 4.15'den de bu zaman aralığında değerli metallerin getiri serilerinin yüksek oynaklık yapısı sergilediği görülmektedir. Grafik 4.16'da Metal emtiaları için MS-GARCH modellemeleri ile elde edilen koşullu varyans grafikleri gösterilmiştir.

Metal emtialarının %5 önem seviyesindeki beş günlük VaR olasılık değerleri, Tablo 4.17'de gösterilmiştir. Tablo 4.17'den elde edilen sonuçlara göre alüminyum, altın, Amerikan bakır, Londra bakır, çinko ve kurşun emtialarında yatırımcının zarar etme olasılığının en yüksek olduğu dönem sırasıyla %1,52, %1,25, %2,01, %1,99, %1,96 ve %2,21 değerleri ile üçüncü günde ortaya çıkmaktadır. Gümüş ve nikelde en fazla zarar etme olasılığı %1,93 ve %3,24 değerleri ile birinci günde, kalayda ise %1,34 değeri ile beşinci günde ortaya çıkmaktadır

Tablo 4.17. Metal Emtiaların MS-GARCH Modelleri ile Elde Edilen VaR Değerleri

Emtia Dönem	Alüminyum	Altın	Amerikan Bakır	Londra Bakır	Çinko	Gümüş	Kalay	Kurşun	Nikel
1	-1,44	-1,23	-1,96	-1,91	-1,93	-1,93	-1,24	-2,18	-3,24
2	-1,45	-1,19	-1,93	-1,89	-1,91	-1,69	-1,22	-2,14	-3,16
3	-1,52	-1,25	-2,01	-1,99	-1,96	-1,81	-1,31	-2,21	-3,29
4	-1,49	-1,23	-1,98	-1,93	-1,93	-1,77	-1,30	-2,18	-3,23
5	-1,51	-1,24	-2,00	-1,98	-1,94	-1,79	-1,34	-2,18	-3,26

Metal emtialar üzerinde yapılan sınırlı sayıdaki oynaklık modellemesi çalışmaları dikkate alındığında, Hammoudeh ve Yuan (2008) çalışmasında geleneksel GARCH tipi modelleri kullanarak Altın, Gümüş ve Bakır fiyatlarını ele almışlardır. Tezdeki bulguların paralelinde, bu üç emtia için kaldıraç etkisinin varlığı sadece Bakır getirilerinde olduğu tespit edilmiştir. Chkili vd. (2014) stratejik öneme sahip emtiaların oynaklığını elde aldığı çalışmasında, Altın getirilerinde asimetri katsayısının pozitif olduğunu yani kaldıraç etkisinin bulunmadığını tespit etmiş olup, bu sonuç tezde elde edilen bulgular ile örtüşmektedir.

4.5. KESTİRİMLERİN DEĞERLENDİRMESİ

Geleneksel GARCH ve MS-GARCH modelleri ile yapılan analizler neticesinde elde edilen ileri dönük oynaklık tahminlerinin karşılaştırması, Tablo 4.18.'da gösterilmektedir. Önceki bölümlerde ifade edildiği üzere MS-GARCH modellerinin kısa

dönemde daha etkin kestirimler yaptığı belirtilmiştir. Bu bağlamda farklı gruplar içinde yer alan bazı emtialar dikkate alınarak, ileriye dönük 60 günlük tahminler gerçekleştirilmiş, elde edilen bu tahminler ile oynaklığın temel ölçüm yöntemlerinden biri olan kareli getiriler karşılaştırılmıştır. Ortalama Mutlak Hata (MAE) ve Ortalama Kareli Hata (MSE) yöntemleri kullanılarak tahminler değerlendirilmiştir. Ele alınan bu yöntemlere göre en düşük hata değerini veren modelin kestirimlerinin daha iyi olduğu belirtilmektedir.

Tablo 4.18 Oynaklık Tahminlerinin Değerlendirilmesi

	Geleneksel GARCH		MS-GARCH	
	MAE	MSE	MAE	MSE
WTI ham petrol	1,447	2,348	1,365	2,105
Altın	0,816	0,853	1,196	1,906
Bakır	1,401	2,771	1,373	2,737
Amerikan buğday	1,803	3,584	1,569	2,765
Amerikan kakao	1,214	1,977	1,275	2,130
Londra kahve	1,627	2,177	1,486	2,479
Pamuk	1,395	2,078	1,256	1,703

İncelenen emtialarla ilgili oynaklık tahminlerinde hem MAE hem de MSE kriterlerine göre, altın ve Amerikan kakao hariç, MS-GARCH modelleri ile gerçekleştirilen tahminlerin geleneksel GARCH modellerine göre üstün olduğu görülmektedir.

SONUÇ

Oynaklık kavramı finansal açıdan “bir menkul kıymetin fiyatının veya piyasanın genelinin kısa bir zaman aralığı içerisinde gösterdiği dalgalanma özelliği” olarak ifade edilmektedir. Finansal varlıklarda yaşanan dalgalanmaların hem reel ekonomi hem de finans piyasaları üzerinde ciddi etkileri bulunmaktadır. Ortalama bir yatırımcı, yatırımın sadece getiri oranı ile değil oynaklığı ile de ilgilenmektedir. Bu nedenle varlık fiyatları ile varlık getirilerinin oynaklıklarını ölçmek önem taşımaktadır.

Geleneksel ekonometrik modellerde, hata terimi varyansının zaman içerisinde sabit olduğu varsayılmaktadır. Ancak birçok ekonomik ve finansal zaman serilerinin alışılmadık derecede büyük oynaklık ve bunu izleyen sakinleşme dönemleri sergilediği görülmektedir. Dolayısıyla bu gibi durumlarda, sabit bir varyansın geçerli olması mümkün görülmemektedir. Hata teriminin varyansının değiştiği durum değişen varyans olarak isimlendirilmektedir. Değişen varyans sorunu içeren bir modelde tahmin edilen parametre varyansları etkinlik özelliğini kaybetmektedir. Engle (1982) bu noktada tahmin hataları varyansının önceki dönem hata terimlerinin büyüklüğüne bağlı olduğunu ifade ederek ARCH modelini geliştirmiştir. ARCH modelinin altında yatan temel düşünce, bir sonraki döneme ilişkin varyans öngörüsünün önceki dönemde mevcut olan bilgiye bağlı olmasıdır. ARCH modelinin uygulamada ortaya çıkan problemlerinin giderilmesi amacıyla Bollerslev (1986) GARCH modelini geliştirmiştir. ARCH ve GARCH modellerinin en büyük dezavantajı pozitif ve negatif şokların oynaklığa etkisinin aynı olmasıdır. Bu zayıf yönün bertaraf edilmesi için Nelson (1991) EGARCH, Glosten vd. (1993) TARARCH modelleri gibi birçok GARCH tipi model geliştirilmiştir.

İktisadi ve finansal zaman serileri konjonktürel dalgalanma, finansal krizler, savaşlar veya hükümet politikalarındaki değişiklikler gibi önemli olaylardan etkilenmekte ve bu nedenlerden ötürü serilerde önemli kırılmalar meydana gelmektedir. Bu noktada zaman serilerinin davranışlarında meydana gelen bu ani kırılmaların ekonometrik açıdan nasıl modellenmesi gerektiği önemli bir problem olarak ortaya çıkmıştır. Bu noktada literatürdeki en popüler doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden birisi olan Markov değişim modelleri, farklı rejimlerdeki zaman serisi davranışlarını karakterize edebilen birden çok denklem içermektedir. Markov değişim modellerinde, rejimler arasındaki değişim mekanizmasının birinci dereceden bir Markov

zincirini takip eden gözlemlenemeyen bir rejim değişkeni tarafından kontrol edilmektedir.

Gözlemlenen zaman serisi gözlemlenemeyen bir rejim değişkenine ait bilgiyi içinde barındırmaktadır. Bu bağlamda gözlemlenemeyen değişken için zaman serisi sürecinin tanımlanması gerekmektedir. Rejim değişikliğine, örneğin birinci rejimden ikinci rejime veya ikinci rejimden birinci rejime geçişe, neyin sebep olduğunu ortaya koyan ekonometrik modellerin serilerin dinamiklerini daha gerçekçi bir biçimde ortaya koyacağı aşîkârdır. Kesikli değerli rassal değişkenler için bu tür bir zaman serisi modeli Markov zinciridir. Markov zinciri veya Markov süreci, Markov değişim modellerinin temelini oluşturmaktadır. Markov değişim modellerinin altında yatan temel düşünce, bir Markov zinciri aracılığıyla bir rejimden diğerine olan değişimi belirleyen stokastik süreci açıklamaktır. Markov süreci hangi rejimin mevcut olduğunu belirleyen ve doğrudan gözlemlenemeyen bir rejim değişkeninin davranışını modellemek için kullanılmaktadır. Markov süreci, olasılıkların bir önceki olasılıklar ile açıklandığı stokastik bir süreci ifade etmektedir. Buradaki temel yaklaşım herhangi bir değişkenin kendinden önceki değere bağlı olmasıdır.

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin borsa endeksleri, emtia fiyatları ve makroekonomik serilerle yapılan analizlerde, Markov değişim modellerinin, tek rejimli modellere kıyasla daha üstün örnek içi uyum ve koşullu varyans için ise daha iyi tahminler üretebileceği ifade edilmiştir. Bu modeller gözlemlenemeyen rejim değişkenlerine göre oynaklığın yüksek ve düşük dönemler gibi farklı dinamiklerinin olmasına olanak tanımaktadır.

Emtialar, dünyanın kendi içerisinde barındırdığı hammaddelerin bütünü olarak adlandırılmaktadır. Doğal kaynaklar olarak bakıldığında emtialar, üretilen tüm malların üretim sürecinde yani ekonomik döngünün kalbinde yer almaktadırlar. Dünya ekonomisinin üzerinde taşıdığı bu hayati rol, emtia piyasalarının belirli özellikleri ile birleşince emtialar yatırım portföylerine değer katabilecek önemli bir varlık sınıfı haline gelmiştir. Küresel finansal kriz sırasında gözlenen düşüşlere rağmen, birçok emtia fiyatlarında büyük değişimler meydana gelmiştir. Fiyatlarda meydana gelen bu değişimler, politika yapıcılarda yükselen fiyatların enflasyonist baskılara sebep olabileceği gibi bazı endişelere yol açmıştır. Emtia fiyatlarında meydana gelen oynaklığın modellenmesi ve tahmini bu gibi nedenlerden ötürü araştırmacıların dikkatini çekmiştir.

Arouri vd. (2012), Liu ve Wan (2012), Chang vd. (2013), Lux vd. (2016) ve Li vd. (2016) enerji, Yang ve Brorsen (1992), Jin ve Frechette (2004) bitki ve hububat, Hammoudeh ve Yuan (2008), Kiohos ve Sariannidis (2010), Toraman vd. (2011) ise metal emtiaların oynaklıklarını doğrusal ve doğrusal olmayan GARCH tipi modeller ile analiz ederek, tahmin performansları bakımından karşılaştırmalar gerçekleştirmişlerdir. Tahmin güçlüğü ve henüz ekonometrik paket programlara tam olarak entegre edilmemiş olması gibi nedenlerle az sayıda çalışmada MS-GARCH modeller ile oynaklık analizinin gerçekleştirildiği görülmüştür.

Bu noktada uluslararası piyasalarda farklı gruplar altında (enerji, bitki ve hububat, metal) işlem gören 34 emtianın getiri oynaklıklarının MS-GARCH, geleneksel GARCH ve türev yöntemler kullanılarak modellenmesi çalışmanın birincil amacını oluşturmaktadır. Buna ilaveten, hem MS-GARCH hem de geleneksel GARCH yöntemleri ile elde edilen ileriye dönük kestirimler, gerçekleşen oynaklıklar ile karşılaştırılarak hangi modelin daha etkin oynaklık tahminleri verdiğini tespit etmek çalışmanın ikincil amacını oluşturmaktadır. Ayrı gruplar altında işlem gören emtiaların kullanılarak, hem geleneksel hem de rejim değişim modelleri ile oynaklık yapısının tahmininin gerçekleştirilmesi genelde tek emtia bazlı ve tek modelli yürütülenlere karşı bu çalışmanın farklılığını ortaya koymaktadır.

Çalışmanın amacı doğrultusunda, her bir emtia için farklı zaman aralıklarını kapsayacak şekilde günlük kapanış vadeli fiyatlarını içeren zaman serisi verileri kullanılmıştır. RStudio programı ile yürütülen analizlerde, Ardia vd. (2017) çalışmalarında öne sürdükleri MS-GARCH modellerinin maksimum olabilirlik ve Markov Zinciri Monte Carlo yöntemlerini kullanarak parametre tahminlerini gerçekleştiren “MSGARCH” alt paketi kullanılmıştır. Analizler getirilerin normal, Student-t, Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (Generalized Error Distribution, GED) ve bu dağılımlarının çarpık halleri kullanılarak genişletilmiştir. Log-olabilirlik kriterine göre en uygun model seçilerek, her bir emtia getisine uygun olan model üzerinden yorumlamalar gerçekleştirilmiştir.

Emtia fiyatlarını modellemede hem tahmin kolaylığı hem de finansal açıdan kolay yorumlanabilirlik sağlaması sebebiyle getirilerde yüksek ve düşük oynaklık dönemlerini temsil eden iki rejimli yapı tercih edilmiştir. Tezde yapılan analizler neticesinde elde edilen bulgular bu durumu doğrular niteliktedir. Çok rejimli MS-GARCH modelleri ile

yapılan analizlerin tek rejimli geleneksel GARCH modelleri ile yapılan analizlere kıyasla hem örnek içi uyum hem de örnek dışı tahminleri bakımından daha iyi olduğu belirlenmiştir. MS-GARCH analizi neticesinde ele alınan bütün emtialarda ısrarcı rejim yapılarının görüldüğü belirlenmiştir. Yani herhangi bir emtianın düşük oynaklık döneminde iken yine düşük oynaklık döneminde veya yüksek oynaklık döneminde iken yine yüksek oynaklık döneminde kaldığı sonucuna ulaşılmıştır. Enerji emtialarında WTI ve Brent ham petrolde, kalorifer yakıtında ve karbonda düşük oynaklık rejiminde negatif şokların pozitif şoklara kıyasla oynaklık üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Bu durum emtiaların getirilerinde kaldıraç etkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Bitki emtialarından Londra şeker, hububat emtialarından pirinç, metal emtialardan ise Londra bakır ve kalay için de enerji emtialarında ifade edilen aynı durumun geçerli olduğu belirlenmiştir.

MS-GARCH modellerinde yüksek ve düşük oynaklık dönemlerini görselleştiren düzleştirilmiş olasılık grafiklerine göre, ham petrol getirilerinin yüksek oynaklık dönemine girdiği dönemler ile diğer enerji emtialarının yüksek oynaklık dönemleri paralellik göstermiştir. Buna göre 1985 İran ile Irak arasında yaşanan savaş, 1991 yılında Irak'ın Kuveyt'i işgali, 1997 Asya finans krizi, 2008 küresel finansal kriz ve 2016 yılında Venezuela'da yaşanan siyasi kargaşa gibi olayların getirilerde yüksek oynaklıkların yaşandığı dönemlere denk geldiği görülmüştür. Bitki emtialarında yüksek oynaklık dönemlerine karşı gelen yıllarda 2008 küresel finansal kriz, 2007 yılında Etiyopya'da yaşanan kuraklık ve 2008 yılında Batı Afrika'da meydana gelen aşırı yağış ve salgın hastalıklar gibi doğal afetlerin yaşandığı görülmüştür. Hububat emtia getiri oynaklıklarındaki yüksek değerler genellikle dünya pazarında önemli hububat ihracatçısı konumunda olan ülkelerde yaşanan kuraklık, aşırı yağışlar ayrıca ihracat politikalarında yaşanan ani değişikliklere karşılık gelmiştir. Metal emtia getirilerinde yüksek oynaklık dönemlerinin 2008 küresel finansal kriz ve Hindistan, Çin gibi hem arz hem de talep bakımından öncü ülkelerde meydana gelen değişikliklerin yaşandığı dönemlerde görülmüştür.

MS-GARCH modellerinde ARCH ve GARCH parametre tahminlerinin toplamı, geleneksel tek rejimli GARCH modellerine göre daha düşük bir oynaklık kalıcılığını göstermiştir. Ayrıca, genellikle bütün emtialarda her bir rejimin tahmini geçiş olasılık değerleri bire yakın bulunmuştur. Bu durum her bir rejimin yüksek derecede kalıcı

olduğunu belirtmektedir. Emtia getirilerinin ele alınan örneklem döneminden sonraki üç aylık dönem için geleneksel GARCH modelleri ile MS-GARCH modellerinin tahmin performansları karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, MS-GARCH modellerinin geleneksel GARCH modellerine kıyasla gerçeğe daha yakın oynaklık tahminleri verdiği görülmüştür. Farklı gruplar içinde yer alan bazı emtialar dikkate alınarak, ileriye dönük 60 günlük tahminler gerçekleştirilmiş, elde edilen bu tahminler ile oynaklığın temel ölçüm yöntemlerinden biri olan kareli getiriler karşılaştırılmıştır. MAE ve MSE yöntemleri kullanılarak tahminler değerlendirilmiştir. Kısa vadede MS-GARCH modellerinin, emtia getirileri oynaklığını geleneksel GARCH modellerine kıyasla gerçeğe daha yakın tahmin etme potansiyelinin olduğu görülmüştür. Araştırmacıların amacı doğru kısa vadeli tahminler elde etmek ise MS-GARCH modellerini kullanmaları yararlarına olacaktır.

Özetle, Markov değişim modelleri ile yapılacak olan varyans modellerinin daha iyi örnek içi uyum ve daha üstün tahmin performansı gibi nedenlerle bu modellerin kullanımının daha yararlı olacağı kanaatine varılmıştır.

İlerleyen çalışmalarda, daha hızlı hesaplama teknikleri ve kullanımı kolay bir yazılım uygulamasının varlığı bu yöntemin daha fazla kullanıcı tarafından erişilebilir hale gelmesini sağlayabilecektir. MS-GARCH paketi yakın zamanda RStudio programı ile kullanıma sunulmuştur, fakat tezin yazıldığı dönem itibarıyla çok değişkenli MS-GARCH modelinin kullanılmasını sağlayan R paketi bulunmadığından, geliştirilebilecek bir başka yön ise çok değişkenli MS-GARCH modelinin iki değişkenli durumun ötesine taşınması olabilecektir.

KAYNAKÇA

- Abramson, A., & Cohen, I. (2007). On the Stationarity of Markov-Switching GARCH Processes. *Econometric Theory*, 23(3), 485-500.
- Agnolucci, P. (2009). Volatility in Crude Oil Futures: A Comparison of the Predictive Ability of GARCH and Implied Volatility Models. *Energy Economics*, 31(2), 316-321.
- Alexander, C. (2008). *Market Risk Analysis, Practical Financial Econometrics* (Vol. 2). John Wiley & Sons.
- Alexander, C. (2012). Moving Average Models for Volatility and Correlation, and Covariance Matrices. *Encyclopedia of Financial Models*.
- Alexander, C., & Lazar, E. (2006). Normal Mixture GARCH (1, 1): Applications to Exchange Rate Modelling. *Journal of Applied Econometrics*, 21(3), 307-336.
- Allen, L., DeLong, G., & Saunders, A. (2004). Issues in the Credit Risk Modeling of Retail Markets. *Journal Of Banking & Finance*, 28(4), 727-752.
- Andrews, D. W., & Monahan, J. C. (1992). An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 953-966.
- Andrieu, C., Doucet, A., & Holenstein, R. (2010). Particle Markov Chain Monte Carlo Methods. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 72(3), 269-342.
- Ané, T., & Ureche-Rangau, L. (2006). Stock Market Dynamics in A Regime-Switching Asymmetric Power GARCH Model. *International Review of Financial Analysis*, 15(2), 109-129.
- Ang, A., & Bekaert, G. (2002). Regime Switches in Interest Rates. *Journal Of Business & Economic Statistics*, 20(2), 163-182.
- Ang, A., Bekaert, G., & Wei, M. (2008). The Term Structure of Real Rates and Expected Inflation. *The Journal Of Finance*, 63(2), 797-849.

- Anzuini, A., Lombardi, M. J., & Pagano, P. (2012). The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices. *Bank of Italy Temi di Discussione Working Paper*, (851)
- Apergis, N., & Rezitis, A. (2003). Agricultural Price Volatility Spillover Effects: The Case of Greece. *European Review of Agricultural Economics*, 30(3), 389-406.
- Ardia, D. (2008). Bayesian Estimation of a Markov-Switching Threshold Asymmetric GARCH Model with Student-T Innovations. *The Econometrics Journal*, 12(1), 105-126.
- Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K., Catania, L., & Trottier, D. A. (2016). Markov-Switching GARCH Models in R: The MSGARCH Package. *Journal of Statistical Software, Forthcoming*.
- Arouri, M. E. H., Lahiani, A., Lévy, A., & Nguyen, D. K. (2012). Forecasting The Conditional Volatility of Oil Spot and Futures Prices with Structural Breaks and Long Memory Models. *Energy Economics*, 34(1), 283-293.
- Badescu, A., Kulperger, R., & Lazar, E. (2008). Option Valuation with Normal Mixture GARCH Models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(2).
- Bansal, R., & Zhou, H. (2002). Term Structure of Interest Rates with Regime Shifts. *The Journal of Finance*, 57(5), 1997-2043.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2016). Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us. *Journal of Economic Perspectives*, 30(1), 139-60.
- Bautista, C. C. (2003). Stock Market Volatility In The Philippines. *Applied Economics Letters*, 10(5), 315-318.
- Bauwens, L., Hafner, C. M., & Laurent, S. (2012). *Handbook of Volatility Models and Their Applications* (Vol. 3). John Wiley & Sons.
- Bauwens, L., Preminger, A., & Rombouts, J. V. (2010). Theory and inference for a Markov switching GARCH model. *The Econometrics Journal*, 13(2), 218-244.

- Bauwens, L., Dufays, A., & Rombouts, J. V. (2014). Marginal Likelihood for Markov-Switching and Change-Point GARCH Models. *Journal of Econometrics*, 178, 508-522.
- Benschopa, T., & López Cabreraa, B. (2014). Volatility Modelling of CO2 Emission Allowance Spot Prices with Regime-Switching GARCH Models (No. 2014-050). SFB 649 Discussion Paper.
- Bentes, S. R. (2015). Forecasting Volatility in Gold Returns Under the GARCH, IGARCH and FIGARCH Frameworks: New Evidence. *Physica A*, 438, 355–364.
- Billio, M., Donadelli, M., Paradiso, A., & Riedel, M. (2017). Which Market Integration Measure?. *Journal of Banking & Finance*, 76, 150-174.
- Billio, M., Casarin, R., Ravazzolo, F., & Van Dijk, H. K. (2016). Interconnections between Eurozone and US Booms and Busts Using A Bayesian Panel Markov-Switching VAR Model. *Journal of Applied Econometrics*, 31(7), 1352-1370.
- Blattman, C., Hwang, J., & Williamson, J. G. (2007). Winners and Losers in The Commodity Lottery: The Impact of Terms of Trade Growth and Volatility in the Periphery 1870–1939. *Journal of Development Economics*, 82(1), 156-179.
- Bollen, N. P., Gray, S. F., & Whaley, R. E. (2000). Regime Switching In Foreign Exchange Rates: Evidence from Currency Option Prices. *Journal of Econometrics*, 94(1-2), 239-276.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal Of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence. *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 5-59.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.

- Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A Capital Asset Pricing Model With Time-Varying Covariances. *Journal of Political Economy*, 96(1), 116-131.
- Buguk, C., Hudson, D., & Hanson, T. (2003). Price Volatility Spillover In Agricultural Markets: An Examination of US Catfish Markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 86-99.
- Byun, S. J., & Cho, H. (2013). Forecasting Carbon Futures Volatility Using GARCH Models with Energy Volatilities. *Energy Economics*, 40, 207-221.
- Cai, J. (1994). A Markov Model of Switching-Regime ARCH. *Journal Of Business & Economic Statistics*, 12(3), 309-316.
- Campbell, J. Y., Champbell, J. J., Campbell, J. W., Lo, A. W., Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Chang, C. L., McAleer, M., & Tansuchat, R. (2013). Conditional Correlations and Volatility Spillovers between Crude Oil and Stock Index Returns. *The North American Journal of Economics and Finance*, 25, 116-138.
- Chang, K. L. (2012). Volatility Regimes, Asymmetric Basis Effects and Forecasting Performance: An Empirical Investigation of the WTI Crude Oil Futures Market. *Energy Economics*, 34(1), 294-306.
- Chatnani, N. N. (2010). *Commodity Markets: Operations, Instruments, and Applications*. Tata McGraw Hill Education Private Limited.
- Chauvet, M., & Hamilton, J. D. (2005). *Dating Business Cycle Turning Points*, in "Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles" ed. Van Dijk, Milas, and Rothman.
- Cheng, W. H., & Hung, J. C. (2011). Skewness and Leptokurtosis in GARCH-Typed Var Estimation of Petroleum and Metal Asset Returns. *Journal of Empirical Finance*, 18(1), 160-173.
- Chkili, W., Hammoudeh, S., & Nguyen, D. K. (2014). Volatility Forecasting and Risk Management for Commodity Markets in The Presence of Asymmetry And Long Memory. *Energy Economics*, 41, 1-18.

- Cochran, S. J., Mansur, I., & Odusami, B. (2012). Volatility Persistence In Metal Returns: A FIGARCH Approach. *Journal of Economics And Business*, 64(4), 287-305.
- Commodity Market Outlook. (2019). World Bank Group: Washington, DC, USA.
- Çil Yavuz, N. (2015). *Finansal Ekonometri*. İkinci Basım, Der Yayınları, İstanbul.
- Dai, Q., Singleton, K. J., & Yang, W. (2003). Regime Shifts in A Dynamic Term Structure Model of the US Treasury Yields. Working paper, NYU.
- Dai, Q., Singleton, K.J., Yang, W., (2007). Regime Shifts in A Dynamic Term Structure Model of US Treasury Bond Yields. *Review of Financial Studies*, 1669-1706
- Danielsson, J. (2011). *Financial Risk Forecasting: The Theory and Practice of Forecasting Market Risk with Implementation in R and Matlab (Vol. 588)*. John Wiley & Sons.
- Davig, T. (2004). Regime-Switching Debt and Taxation. *Journal Of Monetary Economics*, 51(4), 837-859.
- Daouk, H., & Guo, J. Q. (2004). Switching Asymmetric GARCH and Options on A Volatility Index. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 24(3), 251-282.
- Dahlquist, M., Gray, S.F., 2000. Regime-Switching and Interest Rates in The European Monetary System. *Journal of International Economics* 50, 399-419
- Diebold, F. X. (1986). Exact Maximum-Likelihood Estimation of Autoregressive Models Via The Kalman Filter. *Economics Letters*, 22(2-3), 197-201.
- Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and A New Model. *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83-106.
- Gujarati, D. (2016). *Örneklerle Ekonometri*. N. Bolatoğlu. (Çev.). Ankara: BB101 Yayınları.
- Dueker, M. J. (1997). Markov Switching In GARCH Processes and Mean-Reverting Stock-Market Volatility. *Journal of Business & Economic Statistics*, 15(1), 26-34.

- Edwards, S. (1998). Interest Rate Volatility, Capital Controls, and Contagion (No. w6756). *National Bureau of Economic Research*.
- Edwards, S., & Susmel, R. (2003). Interest-Rate Volatility in Emerging Markets. *Review of Economics And Statistics*, 85(2), 328-348.
- Embrechts, P., McNeil, A., & Straumann, D. (2002). *Correlation and Dependence in Risk Management: Properties and Pitfalls. Risk Management: Value at Risk and Beyond*, 1, 176-223.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. Fourth Edition.
- Engel, C., & Hamilton, J. D. (1990). Long Swings in The Dollar: Are They in The Data and Do Markets Know It?. *The American Economic Review*, 689-713.
- Engel, C. (1994). Can The Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?. *Journal of International Economics*, 36(1-2), 151-165.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Engle, R. (2004). Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice. *American Economic Review*, 94(3), 405-420.
- Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling The Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, 5(1), 1-50.
- Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia In The Term Structure: The ARCH-M Model. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 391-407.
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and Testing The Impact of News on Volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11(1), 122-150.

- Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Fabozzi, F. J., Fuss, R., & Kaiser, D. G. (2008). *The Handbook Of Commodity Investing* (Vol. 156). John Wiley & Sons.
- Fan, Y., Zhang, Y. J., Tsai, H. T., & Wei, Y. M. (2008). Estimating “Value At Risk” of Crude Oil Price and Its Spillover Effect Using The GED-GARCH Approach. *Energy Economics*, 30(6), 3156-3171.
- Fattouh, B. (2011). *An Anatomy Of The Crude Oil Pricing System*. Oxford Institute for Energy Studies.
- Figlewski, S. (1997). *Forecasting Volatility. Financial Markets, Institutions & Instruments*, 6(1), 1-88.
- Fong, W. M. (1997). Volatility Persistence and Switching ARCH in Japanese Stock Returns. *Financial Engineering and The Japanese Markets*, 4(1), 37-57.
- Fornari, F., & Mele, A. (1997). Sign-and Volatility-Switching ARCH Models: Theory and Applications to International Stock Markets. *Journal of Applied Econometrics*, 12(1), 49-65.
- Francq, C., & Zakoian, J. M. (2010). GARCH Models: Structure, *Statistical Inference and Financial Applications*. John Wiley & Sons.
- Frankel, J. A. (2014). Effects of Speculation and Interest Rates In A “Carry Trade” Model of Commodity Prices. *Journal of International Money and Finance*, 42, 88-112.
- Garcia, R., Luger, R., & Renault, E. (2003). Empirical Assessment of an Intertemporal Option Pricing Model with Latent Variables. *Journal of Econometrics*, 116(1-2), 49-83.
- Garcia, R., & Perron, P. (1996). An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts. *The Review of Economics and Statistics*, 111-125.
- Geman, H. (2009). *Commodities and Commodity Derivatives: Modeling and Pricing for Agriculturals, Metals and Energy*. John Wiley & Sons.

- Geweke, J., & Amisano, G. (2011). Hierarchical Markov Normal Mixture Models with Applications to Financial Asset Returns. *Journal of Applied Econometrics*, 26(1), 1-29.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On The Relation Between The Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal Of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Gray, S. F. (1996). Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as A Regime-Switching Process. *Journal of Financial Economics*, 42(1), 27-62.
- Gregoriou, G. N. (Ed.). (2009). Stock Market Volatility. CRC press.
- Gubler, M., & Hertweck, M. S. (2013). Commodity Price Shocks and the Business Cycle: Structural Evidence For The US. *Journal of International Money and Finance*, 37, 324-352.
- Haas, M., Mittnik, S., & Paolella, M. S. (2004a). A New Approach to Markov-Switching GARCH Models. *Journal of Financial Econometrics*, 2(4), 493-530.
- Haas, M., Mittnik, S., & Paolella, M. S. (2004b). Mixed Normal Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Financial Econometrics*, 2(2), 211-250.
- Hammoudeh, S., & Yuan, Y. (2008). Metal Volatility in Presence of Oil and Interest Rate Shocks. *Energy Economics*, 30(2), 606-620.
- Hammoudeh, S., Nguyen, D. K., & Sousa, R. M. (2015). US Monetary Policy and Sectoral Commodity Prices. *Journal of International Money and Finance*, 57, 61-85.
- Harris, R. D., & Shen, J. (2003). Robust Estimation of the Optimal Hedge Ratio. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 23(8), 799-816.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.

- Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes In Regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333.
- Hamilton, J. D. (2005). *What's Real About The Business Cycle?* (No. w11161). National Bureau of Economic Research.
- Hamilton, J. D. (2016). *Regime Switching Models*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 1-7.
- Hansen, B. E. (1996). Inference When A Nuisance Parameter Is Not Identified Under The Null Hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 413-430.
- Hou, A., & Suardi, S. (2012). A Nonparametric GARCH Model of Crude Oil Price Return Volatility. *Energy Economics*, 34(2), 618-626.
- Hayo, B., Kutan, A. M., & Neuenkirch, M. (2012). Communication Matters: US Monetary Policy and Commodity Price Volatility. *Economics Letters*, 117(1), 247-249.
- Henneke, J. S., Rachev, S. T., Fabozzi, F. J., & Nikolov, M. (2011). MCMC-Based Estimation of Markov Switching ARMA–GARCH Models. *Applied Economics*, 43(3), 259-271.
- Hennessy, D. A., & Wahl, T. I. (1996). The Effects of Decision Making on Futures Price Volatility. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(3), 591-603.
- Henkel, S. J., Martin, J. S., & Nardari, F. (2011). Time-Varying Short-Horizon Predictability. *Journal of Financial Economics*, 99(3), 560-580.
- Heston, S. L., & Nandi, S. (2000). A Closed-Form GARCH Option Valuation Model. *The Review of Financial Studies*, 13(3), 585-625.
- Hudson, R. S., & Gregoriou, A. (2015). Calculating and comparing security returns is harder than you think: A comparison between logarithmic and simple returns. *International Review of Financial Analysis*, 38, 151-162.
- Jacks, D. S., O'Rourke, K. H., & Williamson, J. G. (2011). Commodity Price Volatility and World Market Integration Since 1700. *Review of Economics and Statistics*, 93(3), 800-813.

- James, T. (2017). *Commodity Market Trading and Investment: A Practitioners Guide To The Markets*. Springer.
- Jeanne, O., & Masson, P. (2000). Currency Crises, Sunspots and Markov-Switching Regimes. *Journal of International Economics*, 50(2), 327-350.
- Jin, H. J., & Frechette, D. L. (2004). Fractional Integration In Agricultural Futures Price Volatilities. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(2), 432-443.
- Joëts, M., Mignon, V., & Razafindrabe, T. (2017). Does The Volatility of Commodity Prices Reflect Macroeconomic Uncertainty?. *Energy Economics*, 68, 313-326.
- Kaufmann, S., & Frühwirth-Schnatter, S. (2002). Bayesian Analysis of Switching ARCH Models. *Journal of Time Series Analysis*, 23(4), 425-458.
- Kaufmann, S., & Scheicher, M. (2006). A Switching ARCH Model for The German DAX Index. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 10(4).
- Kayahan, C., Aydemir, O., & Akçay, B. (2009). Döviz Piyasalarında EWMA Modeli Kullanılarak Hesaplanan Volatilite Tahminlerinin Test Edilmesi. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 8(16), 503-522.
- Karali, B., & Power, G. J. (2013). Short-and Long-Run Determinants of Commodity Price Volatility. *American Journal of Agricultural Economics*, 95(3), 724-738.
- Kiohos, A., & Sariannidis, N. (2010). Determinants of the Asymmetric Gold Market. *Investment Management and Financial Innovations*, 7(4), 26-33.
- Kim, C. J. (1994). Dynamic Linear Models with Markov-Switching. *Journal of Econometrics*, 60(1-2), 1-22.
- Klaassen, F. (2002). Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH. In *Advances in Markov-Switching Models*, *Physica*, Heidelberg, 223-254.
- Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity In Stock Return Data: Volume Versus GARCH Effects. *The Journal of Finance*, 45(1), 221-229.

- Lange, T., & Rahbek, A. (2009). An Introduction to Regime Switching Time Series Models. In *Handbook of Financial Time Series*, Springer, Berlin, Heidelberg, 871-887.
- Leon Li, M. Y. (2007). Volatility States and International Diversification of International Stock Markets. *Applied Economics*, 39(14), 1867-1876.
- Levy, B. (1982). *World Oil Marketing In Transition*. *International Organization*, 36(1), 113-133.
- Li, M. Y. L., & Lin, H. W. W. (2003). Examining The Volatility of Taiwan Stock Index Returns Via A Three-Volatility-Regime Markov-Switching ARCH Model. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 21(2), 123-139.
- Liu, B., & Matsushima, J. (2019). Annual Changes in Energy Quality and Quality of Life: A Cross-National Study of 29 OECD and 37 Non-OECD Countries. *Energy Reports*, 5, 1354-1364.
- Liu, L., & Wan, J. (2012). A Study of Shanghai Fuel Oil Futures Price Volatility Based on High Frequency Data: Long-Range Dependence, Modeling and Forecasting. *Economic Modelling*, 29(6), 2245-2253.
- Lux, T., Segnon, M., & Gupta, R. (2016). Forecasting Crude Oil Price Volatility and Value-At-Risk: Evidence From Historical and Recent Data. *Energy Economics*, 56, 117-133.
- Maheu, J. M., & McCurdy, T. H. (2000). Identifying Bull and Bear Markets In Stock Returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 100-112.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Marcucci, J. (2005). Forecasting Stock Market Volatility with Regime-Switching GARCH Models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(4).
- Mills, T. C., & Markellos, R. N. (2008). *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge University Press.
- Mina, J., & Xiao, J. Y. (2001). *Return to RiskMetrics. The Evolution of a Standard*. RiskMetrics Group, New York

- Mittnik, S., & Paolella, M. S. (2000). Conditional Density and Value-At-Risk Prediction of Asian Currency Exchange Rates. *Journal of Forecasting*, 19(4), 313-333.
- Moore, T., & Wang, P. (2007). Volatility In Stock Returns For New Eu Member States: Markov Regime Switching Model. *International Review of Financial Analysis*, 16(3), 282-292.
- Morgan, J. P. (1996). *Riskmetrics Technical Document*.
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2007). Modelling Oil Price Volatility. *Energy Policy*, 35(12), 6549-6553.
- Nelson, D. B. (1990). Stationarity and Persistence in The GARCH (1, 1) Model. *Econometric Theory*, 6(3), 318-334.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity In Asset Returns: A New Approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- Nijs, L. (2014). *The Handbook of Global Agricultural Markets: The Business and Finance of Land, Water, and Soft Commodities*. Springer.
- Nomikos, N. K., & Pouliasis, P. K. (2011). Forecasting Petroleum Futures Markets Volatility: The Role of Regimes and Market Conditions. *Energy Economics*, 33(2), 321-337.
- Pagan, A. (1996). The Econometrics of Financial Markets. *Journal of Empirical Finance*, 3(1), 15-102.
- Parra, F. (2004). *Oil Politics: A Modern History Of Petroleum*. IB Tauris.
- Paye, B. S., & Timmermann, A. (2006). Instability of Return Prediction Models. *Journal of Empirical Finance*, 13(3), 274-315.
- Peel, D., & McLachlan, G. J. (2000). Robust Mixture Modelling Using The T Distribution. *Statistics And Computing*, 10(4), 339-348.
- Penza, P., Bansal, V. K., Bansal, V. K., & Bansal, V. K. (2001). *Measuring Market Risk with Value At Risk (Vol. 17)*. John Wiley & Sons.

- Peiro, A. (1999). Skewness In Financial Returns. *Journal of Banking & Finance*, 23(6), 847-862.
- Perez-Quiros, G., & Timmermann, A. (2000). Firm size and Cyclical Variations In Stock Returns. *The Journal of Finance*, 55(3), 1229-1262.
- Poon, S. H. (2005). *A Practical Guide to Forecasting Financial Market Volatility*. John Wiley & Sons.
- Piot-Lepetit, I., & M'Barek, R. (2011). *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility*. In *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility* (pp. 1-11). Springer, New York, NY.
- Ramchand, L., & Susmel, R. (1998). Volatility and Cross Correlation Across Major Stock Markets. *Journal of Empirical Finance*, 5(4), 397-416.
- Rezitis, A. N., & Stavropoulos, K. S. (2010). Modeling Beef Supply Response and Price Volatility Under CAP Reforms: The Case of Greece. *Food Policy*, 35(2), 163-174.
- Rockinger, M., & Jondeau, E. (2002). Entropy Densities with an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis. *Journal of Econometrics*, 106(1), 119-142.
- Roncoroni, A., Fusai, G., & Cummins, M. (2015). *Handbook of Multi-Commodity Markets and Products: Structuring, Trading and Risk Management*. John Wiley & Sons.
- Rydén, T., Teräsvirta, T., & Åsbrink, S. (1998). Stylized Facts of Daily Return Series and The Hidden Markov Model. *Journal of Applied Econometrics*, 13(3), 217-244.
- Sadorsky, P. (2006). Modeling And Forecasting Petroleum Futures Volatility. *Energy Economics*, 28(4), 467-488.
- Schwert, G. W. (1989). Business Cycles, Financial Crises, And Stock Volatility. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 31, pp. 83-125). North-Holland.
- Schaller, H., & Norden, S. V. (1997). Regime Switching in Stock Market Returns. *Applied Financial Economics*, 7(2), 177-191.

- Serra, T., Zilberman, D., & Gil, J. (2010). Price Volatility In Ethanol Markets. *European Review of Agricultural Economics*, 38(2), 259-280.
- Serra, T., & Gil, J. M. (2012). Price Volatility In Food Markets: Can Stock Building Mitigate Price Fluctuations?. *European Review of Agricultural Economics*, 40(3), 507-528.
- Serra, T. (2013). Time-Series Econometric Analyses of Biofuel-Related Price Volatility. *Agricultural Economics*, 44(s1), 53-62.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Sheu, H. J., & Lee, H. T. (2014). Optimal Futures Hedging Under Multichain Markov Regime Switching. *Journal of Futures Markets*, 34(2), 173-202.
- Shively, G. E. (1996). Food Price Variability and Economic Reform: An ARCH Approach for Ghana. *American Journal of Agricultural Economics*, 78(1), 126-136.
- Sims, C. A., & Zha, T. A. (2004). *MCMC Method For Markov Mixture Simultaneous-Equation Models: A Note*.
- Spatafora, N., & Tytell, I. (2009). *Commodity Terms of Trade: The History of Booms and Busts*. IMF Working Papers, 1-34.
- Sola, M., & Driffill, J. (1994). Testing the Term Structure of Interest Rates Using A Stationary Vector Autoregression With Regime Switching. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(3-4), 601-628.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2003). *Introduction to Econometrics (Vol. 104)*. Boston: Addison Wesley.
- Speight, J. G. (2015). *Handbook of Petroleum Product Analysis*. John Wiley & Sons.
- Susmel, R. (1998). Switching Volatility in Latin American Emerging Equity Markets. *Emerging Markets Quarterly*, 2(1), 44-56.
- Susmel, R. (2000). Switching Volatility in Private International Equity Markets. *International Journal Of Finance & Economics*, 5(4), 265-283.

- Stoll, H. R., & Whaley, R. E. (2010). Commodity index investing and commodity futures prices. *Journal of Applied Finance (Formerly Financial Practice and Education)*, 20(1).
- Teräsvirta, T. (2006). Forecasting Economic Variables with Nonlinear Models. *Handbook of Economic Forecasting*, 1, 413-457.
- Timmermann, A. (2000). Moments Of Markov Switching Models. *Journal of Econometrics*, 96(1), 75-111.
- Toraman, C., Basarir, Ç., & Bayramoglu, M. F. (2011). Determination of Factors Affecting The Price of Gold: A Study of MGARCH Model. *Business and Economics Research Journal*, 2(4), 37.
- Turner, C. M., Startz, R., & Nelson, C. R. (1989). A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in The Stock Market. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 3-22.
- Van Robays, I. (2016). Macroeconomic Uncertainty and Oil Price Volatility. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(5), 671-693.
- Vlaar, P. J., & Palm, F. C. (1993). The Message in Weekly Exchange Rates in The European Monetary System: Mean Reversion, Conditional Heteroscedasticity, and Jumps. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(3), 351-360.
- Watugala, S.W., 2015. Economic Uncertainty and Commodity Futures Volatility. Working Paper No. 15-14. *Office of Financial Research*.
- Wei, Y., Wang, Y., & Huang, D. (2010). Forecasting Crude Oil Market Volatility: Further Evidence Using GARCH-Class Models. *Energy Economics*, 32(6), 1477-1484.
- Williams, J. C. (2011). Maintaining Price Stability in A Global Economy. *FRBSF Economic Letter*, 14, 1-7.
- Yang, S. R., & Brorsen, B. W. (1992). Nonlinear Dynamics of Daily Cash Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 74(3), 706-715.
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold Heteroskedastic Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955.

Zhang, D. (2018). *Energy Finance: Background, Concept, and Recent Developments*.

Zhang, Y. J., Yao, T., He, L. Y., & Ripple, R. (2019). Volatility Forecasting of Crude Oil Market: Can The Regime Switching GARCH Model Beat The Single-Regime GARCH Models?. *International Review of Economics & Finance*, 59, 302-317.

Zaremba, A. (2015). *Financialization of Commodity Markets*. In the Financialization of Commodity Markets. Palgrave Macmillan, New York.



ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler	
Adı Soyadı	İkram Yusuf YARBAŞI
Doğum Yeri ve Tarihi	Eskişehir / 20.10.1990
Eğitim Durumu	
Lisans Öğrenimi	Atatürk Üniversitesi – İ.İ.B.F. Ekonometri
Yüksek Lisans Öğrenimi	Atatürk Üniversitesi- İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü/ Ekonometri Anabilim Dalı
Bildiği Yabancı Diller	İngilizce
Bilimsel Faaliyetler	
İş Deneyimi	
Stajlar	
Projeler	
Çalıştığı Kurumlar	Erzurum Teknik Üniversitesi – Araştırma Görevlisi
İletişim	
E-Posta Adresi	ikram.yarbasi@erzurum.edu.tr
Tarih	25.11.2019