T.C.
TRAKYA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
YÜKSEK LİSANS TEZİ



PİYASALAR ARASI ETKİLEŞİM VE ASİMETRİK NEDENSELLİK İLİŞKİSİ

EBRU YILDIRIM

TEZ DANIŞMANI

DR. ÖĞR. ÜYESİ AYŞEGÜL İŞCANOĞLU ÇEKİÇ

EDİRNE 2018

T.C.

TRAKYA ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Ebru YILDIRIM tarafından hazırlanan **Piyasalar Arası Etkileşim ve Asimetrik Nedensellik İlişkisi** Konulu **Yüksek Lisans** tezinin Sınavı, Trakya Üniversitesi Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği'nin 19-6 maddeleri uyarınca **05.07.2018** günü saat **10:00** 'da yapılmış olup, yüksek lisans tezinin *.....Kabul Edilmesine..... **OYBİRLİĞİ/~~OYÇOKLUĞU~~** ile karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYELERİ	KANAAT	İMZA
Doç. Dr. Adil OĞUZHAN	Kabul edilmesine	
Dr. Öğr. Üyesi Ayşegül İscanoğlu Gekiç	Kabul edilmesine	
Dr. Öğr. Üyesi Serdar Canbaz	Kabul edilmesine	

* Jüri üyelerinin, tezle ilgili kanaat açıklaması kısmında "Kabul Edilmesine/Reddine" seçeneklerinden birini tercih etmeleri gerekir.

T.C
YÜKSEKÖĞRETİM KURULU
ULUSAL TEZ MERKEZİ

TEZ VERİ GİRİŞ FORMU

Referans No	10204269
Yazar Adı / Soyadı	EBRU YILDIRIM
T.C.Kimlik No	20135696664
Telefon	5398947281
E-Posta	ebruyildirim3@outlook.com
Tezin Dili	Türkçe
Tezin Özgün Adı	Piyasalar Arası Etkileşim ve Asimetrik Nedensellik İlişkisi
Tezin Tercümesi	Interaction between Markets and Asymmetric Causality
Konu	Ekonometri = Econometrics
Üniversite	Trakya Üniversitesi
Enstitü / Hastane	Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı	Ekonometri Anabilim Dalı
Bilim Dalı	Ekonometri Bilim Dalı
Tez Türü	Yüksek Lisans
Yılı	2018
Sayfa	154
Tez Danışmanları	DR. ÖĞR. ÜYESİ AYŞEGÜL İŞCANOĞLU ÇEKİÇ
Dizin Terimleri	Otoregresif modeller=Autoregressive models ; Çok değişkenli model=Multivariate model ; Granger Nedensellik Testi=Granger Causality Test ; Nedensellik=Causality ; Nedensellik testleri=Causality test
Önerilen Dizin Terimleri	

25.07.2018

İmza:.....

Tezin Adı: Piyasalar Arası Etkileşim ve Asimetrik Nedensellik İlişkisi

Hazırlayan: Ebru YILDIRIM

ÖZET

Piyasalar Arası Etkileşim ve Asimetrik Nedensellik İlişkisi başlıklı bu tez BIST100 ile Dolar/TL kuru, Altın, Ham Petrol, Altın Oynaklık Endeksi (GVZ) ve Ham Petrol Oynaklık Endeksi (OVX) arasındaki ikili ilişkileri araştırmayı amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda 01.01.2010 ile 01.01.2018 dönemlerini kapsayan 2332 adet günlük fiyat verilerinden yararlanılmıştır.

Çalışmada, piyasalar arası etkileşimler iki farklı analiz ile araştırılmıştır. Çalışmanın ilk bölümünde, doğrusal Granger Nedensellik Testi, Hiemstra ve Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi, Kyrtsou ve Labys Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou Doğrusal Olmayan Asimetrik Nedensellik testleri uygulanarak ilişkilerin varlığı ve yönü incelenmiştir. İkinci bölümde, ilişkilerin dinamik yapısı DCC-GARCH modeli kullanılarak modellenmiştir.

Çalışmanın sonucunda, BIST100 ile Dolar/TL kuru arasında güçlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi ile birlikte negatif getiriler arasında çift yönlü asimetrik ilişkiler tespit edilmiştir. BIST100 ile Altın arasında çift yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi ve asimetrik ilişkiler olduğu gözlemlenmiştir. BIST100 ile Ham Petrol arasında da çift yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi varken beklenenin aksine BIST100'den Ham Petrol'e doğru tek yönlü asimetrik ilişki mevcuttur. BIST100 ile GVZ arasında sadece GVZ'den BIST100'e doğru tek yönlü doğrusal olmayan nedensellik olduğu tespit edilmiştir. BIST100 ile OVX arasında ise BIST100'den OVX'e doğru tek yönlü doğrusal olmayan asimetrik nedensellik

ilişkisine rastlanılmıştır. Çalışmada ayrıca, BIST100 ile Dolar/TL Kuru, Altın, Ham Petrol ve OVX arasındaki ilişkilerin zamana bağlı dinamik yapı sergilediği, fakat BIST100 ile GVZ arasındaki ilişkinin ise dinamik değil sabit olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: ARCH, GARCH, DCC-GARCH, Doğrusal Granger Nedensellik, Doğrusal Olmayan Nedensellik, Asimetrik Nedensellik.

Name of Thesis: Interaction between Markets and Asymmetric Causality

Author: Ebru YILDIRIM

ABSTRACT

In the thesis the bivariate financial market interactions between BIST100 and Dolar/TL Exchange Rate, Gold, Crude Oil, Gold Volatility Index Oil Volatility Index are investigated. For this purpose 2332 daily return series in the period from 01.01.2010 to 01.01.2018 are obtained.

In the thesis the interactions are investigated with the help of two different analysis. In the first part linear Granger casuality test, Hiemstra and Jones nonlinear casuality test, Kyrtsou and Labys nonlinear casuality test and Hristu-Varsakelis and Kyrtsou nonlinear asymmetric casuality test are implemented. In the second part the dynamic structure of the bivariate interactions are modelled by DCC-GARCH.

Results of the thesis show the existence of the nonlinear and asymmetric one directional or bidirectional casuality between BIST100 and Dolar/TL exchange rate, BIST100 and Gold, BIST100 and Crude Oil, BIST100 and Gold Volatility Index, BIST100 and Oil Volatiliy Index. In addition, the results of the DCC-GARCH show that the inteactions between BIST100 and Dolar/TL exchange rate, BIST100 and Gold, BIST100 and Crude Oil, BIST100 and Oil Volatiliy Index are dynamic. However, the the interaction between BIST100 and Gold Volatility Index is not time varying.

Keywords: ARCH, GARCH, DCC-GARCH, Linear Granger Causality, Nonlinear Causality, Asymmetric Causality.

ÖNSÖZ

Bu tezde finansal piyasalar arasındaki etkileşimler, doğrusal ve doğrusal olmayan ilişkiler ve bu ilişkilerin yönü, simetrik ve asimetrik olarak araştırılmıştır.

Çalışma sırasında isteklerimi göz önünde bulundurup benden bilgilerini, değerli zamanlarını ve yardımlarını esirgemediği ve tecrübelerinden yararlanırken göstermiş olduğu hoşgörü ve emekleri için değerli tez danışmanım Dr. Öğretim Üyesi Ayşegül İŞCANOĞLU ÇEKİÇ'e sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Çalışma süreci boyunca sürekli yanımda olduğunu hissettiren, benden desteklerini, yardımlarını ve anlayışını hiçbir zaman esirgemeyen sevgili Altuğ YİĞİT' e çok teşekkür ederim.

Hayatım boyunca hep yanımda olan ve maddi, manevi desteklerini benden esirgemeyen, bu zorlu süreçte her zaman beni motive eden aileme en içten teşekkürlerimi sunarım.

Ebru YILDIRIM

İÇİNDEKİLER

ÖZET ..... **I**

ABSTRACT ..... **III**

ÖNSÖZ ..... **İV**

İÇİNDEKİLER ..... **V**

KISALTMALAR ..... **İX**

TABLOLAR LİSTESİ ..... **Xİ**

ŞEKİLLER LİSTESİ ..... **XV**

GİRİŞ **1**

LİTERATÜR ARAŞTIRMASI **3**

Doğrusal Olmayan Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi ile ilgili Literatür Özeti **3**

DCC-GARCH ile ilgili Literatür Özeti **7**

BÖLÜM 1 ..... **11**

1. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİ **11**

1.1. Getiri Kavramı **11**

1.2. Getiri Türleri **12**

1.2.1. Basit Getiri 12

1.2.1.1. Tek Dönemlik Basit Getiri 13
1.2.1.2. Çok Dönemlik Basit Getiri 13
1.2.2. Logaritmik Getiri (Sürekli Bileşik Getiri) 14
1.2.2.1. Tek Dönemlik Logaritmik Getiri 14
1.2.2.2. Çok Dönemlik Logaritmik Getiri 14
1.2.2.3. Basit ve Logaritmik Getiriler Arası İlişki 15

1.3. Getirilerin Temel Özellikleri 15

1.4. Getirinin Olasılık Dağılımları 17
1.4.1. Normal Dağılım 18
1.4.2. Student's t Dağılımı 19
1.4.3. Lognormal Dağılım 21
1.4.4. Çarpık Student's t Dağılımı 22
1.4.5. Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED) 23

BÖLÜM 2 25

2. NEDENSELLİK 25

2.1. Nedensellik Kavramı 25
2.1.1. Doğrusal Nedensellik 26

2.2. Doğrusal Olmayan ve Asimetrik Nedensellik Testleri 29
2.2.1. Brock (1991) Testi 30
2.2.2. Baek ve Brock (1992) Testi 31
2.2.3. Hiemstra Ve Jones (1994) Testi 33
2.2.4. Diks ve Panchenko (2006) Testi 35
2.2.5. Kyrtsou ve Labys (2006) – Hristu Varsakelis ve Kyrtsou (2008) Testleri 37
2.2.6. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi 40

BÖLÜM 3 45

3. OYNAKLIK KAVRAMI VE OYNAKLIĞIN MODELLENMESİ ……45

3.1. Oynaklık Kavramı 45

3.2. Tek Değişkenli Simetrik Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri 46

3.2.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli 47

3.2.1.1. ARCH Modelin Olumsuz Özellikleri 48

3.2.2. Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH-M) Modeli 49

3.2.3. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli 50

3.2.4. Genelleştirilmiş Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M) Modeli 52

3.3. Tek Değişkenli Asimetrik Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri 53

3.3.1. Üssel GARCH (EGARCH) Modeli 53

3.3.2. GJR-GARCH Modeli 54

3.3.3. Asimetrik Güç ARCH (APARCH) Modeli 56

3.4. Çok Değişkenli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri .. 58

3.4.1. VECH GARCH (Vektör GARCH) Modeli 58

3.4.2. BEKK GARCH Modeli 59

3.4.3. Koşullu Korelasyon GARCH Modelleri 61

3.4.3.1. Sabit Koşullu Korelasyon (CCC) 62

3.4.3.2. Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) 63

BÖLÜM 4 65

4. FİNANS PİYASALARINA İLİŞKİN BİR UYGULAMA 65

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler ve Testler..... 66

4.2. Doğrusal, Doğrusal Olmayan ve Asimetrik Nedensellik Testleri... 74

4.2.1. BIST100-Dolar/TL Kuru Arasında Nedensellik Analizi..... 85

4.2.2. BIST100-Altın Arasında Nedensellik Analizi..... 89

4.2.3. BIST100-Ham Petrol Arasında Nedensellik Analizi..... 93

4.2.4. BIST100-GVZ Arasında Nedensellik Analizi..... 96

4.2.5. BIST100-OVX Arasında Nedensellik Analizi..... 99

4.3. DCC-GARCH Yöntemi İle Piyasalar Arası Dinamik Korelasyon Analizi 103

4.3.1. BIST100-Dolar/TL Kuru'na ait DCC Model Tahmini..... 105

4.3.2. BIST100-Altın'a Ait DCC Model Tahmini..... 108

4.3.3. BIST100-Ham Petrol'e Ait DCC Model Tahmini..... 111

4.3.4. BIST100-GVZ'ye Ait DCC Model Tahmini..... 113

4.3.5. BIST100-OVX'e Ait DCC Model Tahmini 116

SONUÇ..... 119

KAYNAKÇA..... 123

EKLER..... 131

KISALTMALAR

ADF	: Geliştirilmiş Dickey Fuller
APARCH	: Asimetrik Güç ARCH
AR	: Otoregresif
ARCH	: Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
ARCH-M	: Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
BEKK GARCH	:Baba-Engle-Kraft-Kroner Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
BIST100	: Borsa İstanbul Pay Piyasası Endeksi
CCC GARCH	: Sabit Koşullu Korelasyonlu Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
DCC GARCH	: Dinamik Koşullu Korelasyonlu Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
EKK	: En Küçük Kareler
EGARCH	: Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GARCH	: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GARCH-M	:Genelleştirilmiş Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GED	: Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
GHyp	: Genelleştirilmiş Hiperbolik Dağılım
GJR-GARCH	:Glosten, Jagannathan ve Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GVZ	: Altın Oynaklık Endeksi
M-G	: MacKey Glass Modeli
Nig	: Normal Ters Gauss Dağılımı
Norm	: Normal Dağılım
OVX	: Ham Petrol Oynaklık Endeksi
PP	: Phillips Perron

PSS	: Peseran, Shin ve Smith
SGED	: Çarpık Genelleştirilmiş Hata Dağılımı
SNorm	: Çarpık Normal Dağılım
SStd	: Çarpık Student-t Dağılımı
Std	: Student-t Dağılımı
TGARCH	: Eşik Değerli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
VAR	: Vektör Otoregresif Model
VECH GARCH	:Vektörel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler ve Durağanlık, Normallik Testleri 66

Tablo 2: Jargue-Berra Normallik Testi Sonuçları 69

Tablo 3: Serisel Korelasyon Ljung Box Testi Sonuçları 70

Tablo 4: Getiri Serilerine Ait Birim Kök Test Sonuçları 70

Tablo 5: Fiyat Serilerine Ait Birim Kök Test Sonuçları 75

Tablo 6: Fiyat Serilerine Ait Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları 75

Tablo 7: PSS Sınır Testi Sonuçları 76

Tablo 8: Getiri Serilerinde "Haftanın Günü Etkisi" 77

Tablo 9: Getiri Serilerinde "Yılın Ayı Etkisi" 78

Tablo 10: ARCH Testi Sonuçları 81

Tablo 11: Model Seçimleri 82

Tablo 12: VAR Gecikme Uzunluğu 83

Tablo 13: $\boldsymbol{\tau 1}$ ve $\boldsymbol{\tau 2}$ Gecikme Uzunluğu 84

Tablo 14: BIST100-Dolar/TL Kuru VAR Tahmini 85

Tablo 15: BIST100-Dolar/TL Kuru Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları 86

Tablo 16: BIST100-Dolar/TL Kuru Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları 87

Tablo 17: BIST100-Dolar/TL Kuru Mackey Glass Denklemleri Tahmini88

Tablo 18: BIST100-Dolar/TL Kuru Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları 89

Tablo 19: BIST100-Altın VAR Tahmini 89

Tablo 20: BIST100-Altın Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları 90

Tablo 21: BIST100-Altın Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları 91

Tablo 22: BIST100-Altın Mackey Glass Denklemleri Tahmini 92

Tablo 23: BIST100-Altın Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları…. 92

Tablo 24: BIST100-Ham Petrol VAR Tahmini 93

Tablo 25: BIST00-Ham Petrol Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları 94

Tablo 26: BIST100-Ham Petrol Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları 94

Tablo 27: BIST100-Ham Petrol Mackey Glass Denklemleri Tahmini 95

Tablo 28: BIST100-Ham Petrol Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları…. 96

Tablo 29: BIST100-GVZ VAR Tahmini 96

Tablo 30: BIST00-GVZ Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları 97

Tablo 31: BIST100-GVZ Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları 98

Tablo 32: BIST100-GVZ Mackey Glass Denklemleri Tahmini 98

Tablo 33: BIST100-GVZ Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları…. 99

Tablo 34: BIST100-OVX VAR Tahmini 100

Tablo 35: BIST00-OVX Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları 100

Tablo 36: BIST100-OVX Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları 101

Tablo 37: BIST100- OVX Mackey Glass Denklemleri Tahmini 102

Tablo 38: BIST100-OVX Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları…. 102

Tablo 39: Mevsimsel Etkisi Düzeltilmiş Serilere Ait Koşulsuz Korelasyon Matrisi Sonucu 104

Tablo 40: BIST100-Dolar/TL Kuru'na ait DCC Model Tahmini 106

Tablo 41: BIST100-Altın'a ait DCC Model Tahmini 109

Tablo 42: BIST100-Ham Petrol'e ait DCC Model Tahmini 112

Tablo 43: BIST100-GVZ'ye ait DCC Model Tahmini 115

Tablo 44: BIST100-OVX'e ait DCC Model Tahmini 117

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1. Normal Yoğunluk Fonksiyonu için Farklı Parametre Değerleri 19

Şekil 2. Standart Normal Yoğunluk Fonksiyonu ile Çeşitli n Serbestlik Derecesine Sahip t Dağılımı Fonksiyonun Karşılaştırılması..... 20

Şekil 3. Fiyat Serileri Zaman Grafikleri..... 71

Şekil 4. Getiri Serileri Zaman Grafikleri 73

Şekil 5. BIST100 ve Dolar/TL Kuru Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler..... 107

Şekil 6. BIST100 ve Altın Arasında Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler..... 110

Şekil 7. BIST100 ve Ham Petrol Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler 113

Şekil 8. BIST100 ve OVX Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler..... 118

GİRİŞ

Küreselleşme ile birlikte uluslararası piyasalar arasındaki ilişkiler ve bu ilişkiler sonucunda birçok ürün gibi finansal ürünlerin de uluslararası düzeyde ulaşılabilir olması, piyasalar arası korelasyonların hızla artmasına neden olmuştur. Piyasalar arası bu korelasyonlar, finansal şokların küresel bir düzeyde yayılmasının ve beraberinde küresel krizlerin doğuşunun nedenleri arasında gösterilebilir. Bu nedenle, finansal piyasalar ve yatırım araçları arasındaki ilişkilerin yapısını, seviyesini anlamak finansal bilgiye ihtiyaç duyan kurum ya da kişiler, örneğin; yasa yapıcı, düzenleyici, araştırmacı, yönetici, yatırımcılar vb. açısından oldukça önem taşımaktadır.

Yatırımcılar açısından, altın önemli bir hedge ürün ve petrol fiyatları ise yüksek riskli ürün olarak genel kabul görmektedir. Bu nedenle, bu ürünler ülkelerin finansal aktivitelerinde önemli yer tutmaktadır. Yüksek likiditeye sahip olan altın ve petrol fiyatlarındaki değişimler, ülkelerin, özellikle gelişmekte olan ülkelerin tüm üretim faaliyetlerini etkilemekte ve bu faaliyetlere bağlı olarak finansal piyasaların da etkilenmesine yol açmaktadır. Hatta bu iki finansal ürünün fiyat hareketlerinde herhangi bir belirsizlik söz konusu olduğunda ekonomik istikrarsızlıklar görülebilmektedir. Genel olarak, finansal piyasalarda altın ve petrol fiyatlarındaki düşük oynaklık, güvenli yatırım koşullarının varlığına, yüksek oynaklık ise güvenli olmayan yatırım koşullarının varlığına işaret etmektedir.[1] Bu nedenle, bu ürünlerin fiyat hareketleri, hisse senedi fiyatlarının belirlenmesinde de doğrudan etkilidir.

Genel olarak baktığımızda, gerek petrolün, gerek altının, gerekse hisse senetleri piyasalarının bireysel fiyat hareketlerini anlayabilmek ve bu ürünler ile hisse senetleri

[1] Dirk G. Baur, "Asymmetric Volatility in the Gold Market", *The Journal of Alternative Investments,*14(4), Avustralya 2012, s. 26-38.

piyasası arasındaki ilişkileri tanımlayabilmek, yasa yapıcı, düzenleyici, araştırmacı, yönetici, yatırımcılar vb açısından oldukça önemlidir. Çalışma, bu bağlamda önemli bir konuyu güncel modellerle ele almayı amaçlamaktadır. Çalışmada, küresel altın (Gold) ve küresel petrol fiyatları (WTI Crude Oil) ve bu fiyatlardaki oynaklıkların birer göstergesi olan Altın Oynaklık Endeksi (GVZ) ve Ham Petrol Oynaklık Endeksi (OVX) ile Türk hisse senedi fiyat endeksi (BIST100) arasındaki doğrusal ve doğrusal olmayan ilişkiler ve bu ilişkilerin yönleri araştırılmıştır. Ayrıca uluslararası bu ilişkilerin bir diğer belirleyicisi olan döviz kurunun da etkisini görmek amaçlı, Dolar/Türk Lirası ($/₺) kurunun da bu değişkenler ile etkileşimi analize dahil edilmiştir.

Çalışma iki yönden güçlüdür: Birincisi, bilgimiz dahilinde çalışma bahsi geçen oynaklık endeksleri ile BIST100 ilişkisini araştıran ender çalışmalardan bir tanesidir. İkincisi, kullanılan yöntemler açısından güncel ve özgün bir çalışmadır.

Bu bölümün devamında çalışmada kullanılan modellerin uygulamalarına ait son dönem literatür özeti verilecektir. Bölüm 1'de getiri kavramı, getiri türleri, getirilerin temel özellikleri ve getirilerle yapılan analizlerde yaygın biçimde kullanılan olasılık dağılımları üzerinde durulacaktır. Bölüm 2'de nedensellik kavramı tanıtılacak ve doğrusal, doğrusal olmayan ve asimetrik nedensellik testlerine yer verilecektir. Bölüm 3'de oynaklık kavramı tanıtılacak, tek ve çok değişkenli koşullu varyans modelleri incelenecektir. Bölüm 4'de çalışmada kullanılan veri ve veriye ait temel özellikler incelenecektir. Daha sonra, piyasalar arası analiz bulguları sunulacaktır. Çalışma iki farklı analizden oluşmaktadır. Analizin ilk bölümünde, belirtilen değişkenler arasındaki doğrusal ve doğrusal olmayan ilişkiler ve bu ilişkilerin yönü, simetrik ve asimetrik olarak araştırılmıştır. Bu bölümde, Hiemstra ve Jones (1994) tarafından önerilen doğrusal olmayan nedensellik testi, Kyrtsou ve Labys (2006) tarafından önerilen Mackey-Glass doğrusal olmayan nedensellik testi ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) tarafından önerilen Mackey-Glass doğrusal olmayan asimetrik nedensellik testi uygulanmıştır. Analizin ikinci bölümünde ise incelenen serilerin, koşullu oynaklık ve koşullu korelasyonları DCC-GARCH (Dinamik Koşullu Korelasyon) yöntemi ile modellenerek piyasalar arası etkileşimler ortaya koyulmaya çalışılmıştır.

LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Bu çalışmada uygulanan modeller ile ilgili literatürde mevcut ulusal ve uluslararası çalışmaları iki alt başlık olarak verilecektir.

Doğrusal Olmayan Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi ile ilgili Literatür Özeti

Çalışmada kullanılan doğrusal olmayan simetrik ve asimetrik nedensellik testi ile ilgili araştırma dahilinde ulaşılan öncü ve güncel çalışmalar aşağıda tarih sırası ile sunulmuştur.

Hiemstra ve Jones (1994) çalışmalarında, Dow Jones hisse senedi getirileri ile New York Borsası ticaret hacmindeki yüzde değişimleri arasındaki dinamik nedensellik ilişkisini açıklamak için doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testini kullanmışlardır. Çalışmanın sonunda getiriler ve ticaret hacmi arasında anlamlı ve çift yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisinin varlığını kanıtlamışlardır. Ayrıca ticaret hacminden hisse senedi getirilerine doğru doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi de tespit etmişlerdir.[2]

Silvapulle ve Choi (1999), çalışmalarında Ocak 1980- Aralık 1994 yıllarını kapsayan, günlük Kore hisse senedi getirileri ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkileri incelemek için doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testleri

[2] Hiemstra Craig- Jones Jonathan D., "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price Volume Relation",*The Journal of Finance The American Finance Association*,1994, s. 1639-1664.

kullanmışlardır. Bu testin sonucunda hisse senedi getirileri ile işlem hacmi arasında anlamlı ve çift yönlü doğrusal ve doğrusal olmayan ilişkiler elde etmişlerdir.[3]

Asimakopoulos ve arkadaşları (2000), çalışmalarında İngiliz Sterlini, Alman Markı, İsviçre Frangı ve Japon Yeni için ABD doları cinsinden günlük döviz vadeli işlem fiyatları arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda bu dört döviz vadeli işlem için günlük getirileri kullanarak dört para biriminde önemli bir tek yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir.[4]

Kyrtsou ve Labys (2006) çalışmalarında, iki değişkenli Mackey-Glass yöntemi kullanarak doğrusal olmayan bir nedensellik testi önermiş ve bu test ile ABD enflasyon oranı ile emtia fiyatları arasındaki doğrusal olmayan nedensellik ilişkisini araştırmışlardır. Çalışmada, 1970 yılı Ocak ayından, 2002 Temmuz ayına kadar olan aylık 511 gözlem kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, enflasyon oranından, emtia fiyatlarına doğru bir doğrusal olmayan nedensellik tespit edilmiştir.[5]

Rashid(2007) çalışmasında, günlük hisse senedi getirileri ile işlem hacmi değişim yüzdeleri arasındaki dinamik ilişkileri incelemiştir. Çalışma, 1266 günlük gözlem ile yaklaşık olarak 5 yıllık bir süreyi kapsamaktadır. Çalışmanın sonucunda doğrusal olmayan nedensellik testine göre işlem hacminden hisse senedi getirilerine doğru tek yönlü bir nedensellik tespit etmiştir.[6]

---

[3] Silvapulle Param-Choi Jong-Seo, "Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock pricevolumerelation: Korean Evidence*," The Quarterly Review of Economics and Finance*, 1999, s. 72.

[4] Asimakopoulos Ioannis, Ayling David ve Mahmood Wan. Mansor, "Non-linear Granger causality in the currency futures returns," *Economics Letters*, 2000, s. 28.

[5] Kyrtsou Catherine-Labys C. Walter, "Evidence for chaotic dependence between US inflation and commodity prices", *Journal of Macroeconomics, Elsevier, 2006*, s. 256-266.

[6] Abdul Rashid, "Stock Prices and Trading Volume: An Assessment for Linear and Nonlinear Granger Causality", *Journal of Asian Economics,* Elsevier, 2007, s.595-612.

Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) çalışmalarında, Kyrtsou ve Labys tarafından 2006'da önerilen doğrusal olmayan nedensellik testini doğrusal olmayan asimetrik nedensellik testine genişletmiştirler. Çalışmada, önerilen yöntem ile ABD enflasyon oranı, metal fiyat endeksi ve Dow Jones 30 Hisse Senedi endeksi arasındaki doğrusal olmayan asimetrik nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan veri, 1960 yılı Ocak ayından, 2002 Temmuz ayına kadar olan aylık 511 gözlem içermektedir. Sonuç olarak, enflasyon oranı ile metal fiyat endeksi arasında çift yönlü simetrik ve metal fiyat endeksindeki pozitif ve negatif hareketlerden enflasyon oranına doğru asimetrik ve ayrıca enflasyondaki negatif hareketlerden metal fiyatlarına doğru doğrusal olmayan bir nedensellik mevcuttur. Ek olarak, enflasyon oranı ile hisse senetleri endeksi Dow30 arasında doğrusal olmayan simetrik bir nedensellik yok iken enflasyon ile Dow30 endeksindeki negatif hareketlerden çift yönlü doğrusal olmayan asimetrik nedensellik ve Dow30 endeksindeki pozitif hareketlerden, enflasyon oranına doğru doğrusal olmayan asimetrik nedensellik bulunmuştur.[7]

Ajmi ve arkadaşları (2013), doğrusal olmayan Hiemstra ve Jones (1994) ve Kyrtsou ve Labys (2006) testini kullanarak G7 ülkeleri arasındaki enerji tüketimi ile milli gelir arasındaki nedensellik ilişkilerini araştırmışlardır. Hiemsta ve Jones testi sonucunda Birleşik Krallık için enerji tüketiminden GSYİH'ye tek yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusu iken, Kanada, Fransa, Japonya ve ABD için enerji tüketimi ile GSYİH arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi ortaya çıkmıştır. Kyrtsou Labys testi sonucunda ise Fransa ve ABD için enerji tüketiminden GSYİH'ye tek yönlü bir ilişki gözlemlenirken, Almanya için GSYİH'den enerji tüketimine doğru bir nedensellik gözlenmiştir.[8]

---

[7] Varsakelis D. Hristu-Kyrtsou Catherine, "Evidence for Nonlinear Asymmetric Causality in US Inflation, Metal, and Stock Returns", *Discrete Dynamics in Nature and Society*, Yunanistan, 2008, Makale ID 138547, 6 sayfa.

[8] Ajmi Ahdi.Noomen.-Montasser El Ghassen.- Nguyen Duc Khuong., "Testing the Relationships between Energy Consumption and Income in G7 Countries with Nonlinear Causality Tests", *Economic Modelling,* Elsevier, 2013, s.126-133.

Bildirici ve Türkmen (2015) çalışmalarında, 1973:1-2012:11 dönemlerini kapsayan, doğrusal olmayan ARDL yaklaşımı ve Hiemstra ve Jones (1994) ile Kyrtsou ve Labys (2006) olmak üzere iki önemli doğrusal olmayan nedensellik testi kullanarak altın, gümüş ve bakır, değerli metaller ile petrol arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkilerini incelemişlerdir. Çalışmada, Kyrtsou ve Labys (2006) tarafından önerilen simetrik ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) tarafından önerilen asimetrik test uygulanmıştır. Çalışma sonucunda, değerli metal fiyatlarının getirilerinin, ham petrol fiyatlarındaki değişikliklere, sadece önceki gecikmelerdeki şoklarına doğrusal olmayan bir şekilde tepki verdiği görülmüştür. Simetrik durum sonucunda petrol ile altın fiyatları ve petrol ile gümüş fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu saptanırken, diğer durumlar söz konusu iken nedensellik ilişkisi olmaksızın, asimetrik pozitif durumda petrol ile bakır fiyatları arasında tek yönlü ilişki saptanmıştır. Uygulanan Hiemstra ve Jones (1994) testi sonucunda ise altın ile petrol ve bakır ile petrol arasında çift yönlü ve petrol fiyatlarından gümüş fiyatlarına doğru tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi olduğu ortaya çıkmıştır. Uygulanan iki testin birbirinden farklı sonuçlar vermesi testin çok tutarlı olmadığını göstermekte olup petrol ve altın piyasaları arasındaki doğrusal olamamayı (nonlinearity) kısmen açıklamaktadır.[9]

Biswal ve Jain (2016) çalışmalarında, 2006- 2015 dönemlerini içeren altın, ham petrol, USD-INR döviz kurunun küresel fiyatları ve Hindistan Borsası arasındaki dinamik eşzamanlı ilişkileri standart, üstel ve eşik DCC-GARCH modelleri ve öncü gecikme (lead lag) ilişkilerini kullanarak simetrik ve asimetrik doğrusal olmayan nedenselliği araştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda elde edilen bulgular, yatırımcılar arasında yatırım varlıkları sınıfı olarak altının ortaya çıkmasını desteklemektedir. Ayrıca Hindistan'da altın fiyatları ve petrol fiyatları gibi finansal ürünler kullanılarak döviz

[9] Bildirici Melike-Türkmen Ceren, "Nonlinear Causality between Oil and Precious Metals", *Resources Policy*, Elsevier, 2015, s. 202-211.

kuru dalgalanmalarını ve borsadaki oynaklıkları kontrol altına alabilmek için dinamik politika oluşturma ihtiyacını ortaya koymuştur.[10]

Patra ve Sofi (2016) çalışmalarında, Hindistan için 1950-51 ve 2011-12 dönemlerini içeren ekonomik faaliyetler ve tasarruflar arasındaki doğrusal olmayan nedensellik ilişkisini ve büyüme ile tasarruf arasındaki ilişkiyi Hiemstra ve Jones ile Diks ve Panchenko testlerini kullanarak incelemişlerdir. Elde edilen bulgulara göre tasarruflardan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Bu ilişki daha yüksek gelir ve büyümeyi teşvik etmek için yurtiçindeki tasarrufların hızlandırılması gerektiğini ortaya koymaktadır.[11]

DCC-GARCH ile ilgili Literatür Özeti

Çalışmada kullanılan DCC-GARCH yöntemi ile ilgili araştırma dahilinde ulaşılan son dönem çalışmaları aşağıda tarih sırası ile yer almaktadır.

Syllignakis, Kouretas (2011) çalışmalarında, merkezi ve doğu Avrupa gelişmekte olan 7 ülkeye ait hisse senedi piyasa endekleri ile ABD piyasa endeksi S&P500, Almanya piyasa endeksi DAX ve Rusya piyasa endeksi RTS arasındaki ikili dinamik korelasyonlar DCC-GARCH ile modellenerek yayılma etkisi araştırılmıştır. Çalışma, 3 Ekim 1997-13Şubat 2009 dönemini kapsamaktadır.[12]

---

[10] Jain Anshul-Biswal P.C."Dynamic Linkages Among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and Stock Market in India", Elsevier, 2016, s. 179-185.

[11] Patra Suresh Kumar-Sofi Arfat Ahmad, "Causal Nexus between Growth and Savings in Indıa: Using Nonlinear Causality Approach", *International Journal of Research&Methodology in Social Science,* 2016, s. 15.

[12] Syllignakis N.Manolis- Kouretas P. Georgios, "Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from the Central and Eastern European Markets", *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, 2011, s. 717-732.

Mighri ve Mansouri (2013) çalışmalarında, 1 Ocak 2003-31 Aralık 2010 dönemine ait günlük veri kullanarak, ABD Hisse senetleri endeksi S&P500 ile 16 ülkeye ait hisse senetleri piyasa endeksi arasındaki ikili korelasyonları DCC-GARCH ile modellemiştir. Çalışmada, ülkeler arası küresel krizlerin yayılma etkisi araştırılmış ve 2007-2010 küresel krizinin gelişmekte olan ülkelere yayıldığı sonucuna varılmıştır. Ayrıca kriz dönemlerinde korelasyonların dinamik olduğu sonucu da belirtilmiştir.[13]

Mohammadi ve Tan (2015) çalışmalarında, Shanghai, Shenzhen, Hong Kong ile ABD arasında, getirilerin ve oynaklığın yayılma etkisini Çok değişkenli GARCH, BEKK, CCC (Sabit Koşullu Korelasyon) ve DCC-GARCH kullanarak araştırmışlardır. Çalışmada 2007-2010 küresel krizi de kapsayacak şekilde 2 Ocak 2001-8 Şubat 2013 dönemine ait günlük veri kullanılmıştır. DCC-GARCH sonucuna göre 2007 küresel krizi arasında piyasalar arası korelasyonların arttığı saptanmıştır.[14]

Yürükoğlu (2016), doktora tezinde DCC-GARCH yardımı ile Riske Maruz Likidite değerini tahmin etmiştir. Çalışmada, 4 Ocak 2011-15 Nisan 2014 tarihleri arasında Borsa İstanbul'da işlem gören ve BIST100 endeksine dahil 85 hisseye ait günlük veri kullanılmış ve DCC-GARCH sonuçları kullanılarak Riske Maruz Değer ve Riske Maruz Likidite hesaplanmıştır.[15]

Daumas ve ve arkadaşları (2017), çalışmalarında ABD Hisse senetleri endeksi S&P500 ve S&P emtia endeksleri arasındaki bağlantıyı araştırmışlardır. Bu iki endeks arasındaki koşullu korelasyonlar DCC-GARCH modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Bunun sonucunda 2004 yılından sonra endeksler arasında artan bir korelasyon olduğu

---

[13] Mighri Zouheir-Mansouri Faysal, "Dynamic Conditional Correlation Analysis of Stock Market Contagion: Evidence from the 2007-2010 Financial Crises", *International Journal Of Economics And Fınancial Issues*, Econ Journals, 2013, s. 637-661.

[14] Mohammadi Hassan- Tan Yuting, "Return and Volatility Spillovers across Equity Markets in Mainland China, Hong Kong and the United States", *Econometrics*, Econ Journals ,2015, s. 1-18.

[15] Özge Yürükoğlu, *Dcc-garch modellemesi ile hacim ve volatilite düzeltmeli l-rmd*, (Yeditepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Finansal İktisat Anabilim Dalı, Doktora Tezi), İstanbul 2016.

gözlenmiştir. Artan korelasyonlar 2008 finansal krizinin ardından etkili olmuştur. Ayrıca 2014 yılında emtia fiyatlarının düşmesi ile birlikte aynı durum gözlenmiştir.[16]

Mollick and Sakaki (2018) çalışmalarında, 8 gelişmiş ve 6 gelişmekte olan ülkeye ait dolar dönüşüm kuru ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışma, 1 Ocak 1999- 1 Temmuz 2017 tarihleri arasında haftalık veriler ile gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, kurlar ile petrol getirileri arasındaki ikili korelasyonlar DCC-GARCH ile modellenmiş ve sonuç olarak petrol fiyatları ile kurlar arasında korelasyonların varlığı tespit edilmiştir.[17]

Bhatia ve arkadaşları (2018) çalışmalarında, DCC-GARCH modeli kullanarak ham petrol ve değerli metaller arasındaki dinamik ilişkileri araştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda ham petrol ile değerli metaller arasında dinamik koşullu korelasyon ilişkisine rastlanılmıştır. Ortalama olarak son finansal krizin ortaya çıkmasıyla ham petrol ve değerli metaller arasındaki dinamik korelasyonun arttığı, ham petrol ve değerli metaller arasındaki DCC sonuçları değerli metallerin belirsiz çıktı dönemlerinde tek bir varlık sınıfı gibi davrandığını göstermektedir. Gümüş ve paladyumun altından daha iyi bir şekilde riskten korunma kabiliyeti sergilediği gözlenmiştir.[18]

Sarwar ve arkadaşları (2018) çalışmalarında, Asya'nın en büyük üç petrol ithal eden ülkelerinde hisse senedi piyasası getirileri ile ham petrol getirileri arasındaki oynaklık yayılımını araştırmışlardır. Çalışma 1 Ocak 2000 ile 27 Aralık 2016 yıllarını

---

[16] Leandro Dias Daumas, Fernando Antonio Lucena Aiube, Tara Keshar Nanda Baidya, "Hedging stocks through commodity indexes: a DCC-GARCH approach",*Mathematics & Finance: Research in Options*, Brezilya, 2017.

[17] Mollick Andre-Sakaki Hamid, "Exchange Rates, Oil Prices and World Stock Returns", *SSRN*, 2018, ID: 3127547.

[18] Vaneet Bhatia, Satyasiba Das, Subrata Mitra, "Crude oil hedging with precious metals: A DCC-GARCH approach", *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, London, United Kingdom, 2018.

kapsamaktadır. Bu çalışmada Hindistan'da hisse senedi piyasası getirilerinden ham petrol getirilerine doğru çift yönlü ilişki tespit edilmiştir.[19]

[19] Suleman Sarwar, Rabeh Khalfaoui, Rida Waheed, Hamidreza Ghorbani Dastgerdi, "Volatility spillovers and hedging: Evidence from Asian oil-importing countries", *Resources Policy*, Elsevier, 2018, DOI: 10.1016/j.resourpol.2018.04.010.

BÖLÜM 1

1. FİNANSAL ZAMAN SERİLERİ

Bu bölümde getiri kavramı, getiri türleri, getirilerin temel özellikleri ve getirilerin özelliklerini açıklamakta yaygın biçimde kullanılan olasılık dağılımları üzerinde durulacaktır.

1.1. Getiri Kavramı

Finansal piyasa yatırımlarında temel amaç minimum risk ile yüksek kar elde etmektir. Yatırımcılar, hisse senedi, tahvil veya banka depoziti ile birlikte değerli metaller satın alır ve bunları belirli dönemlerde ellerinde tutarak sermayelerini değerlendirirler. Eğer yatırım yapılan sermayenin, yatırım dönemi sonunda ulaştığı değer, sermayenin ilk değerinden yüksek ise kar (pozitif kazanç), sermayenin ilk değerinden düşük ise zarar (negatif kazanç) elde edilmiş olur. Bu nedenle, kazancın miktarı; ilk sermaye, yatırım döneminin uzunluğu ve yatırım dönemi boyunca yatırım yapılan finansal ürünlerdeki fiyat değişimleri olmak üzere üç faktöre bağlıdır. Yatırımcılar açısından, ilk sermaye ile pozitif kazanç elde etmek, başarılı yatırım ve negatif kazanç elde etmek başarısız yatırım olarak adlandırılır. Bir yatırımda elde edilen toplam kazancın ilk sermayeye oranı da yatırımın getirisi olarak adlandırılır.[20]

Finansal piyasalarda, yatırımın değeri ya da finansal ürünlerin fiyatları yerine getiri kavramı ve getiri serileri kullanılmaktadır. Campbell, Lo ve MacKinlay (1997) getiri serilerinin, fiyat serilerine göre daha çok kullanılmasının iki temel nedeni olduğunu belirtmişlerdir. İlk neden, bir yatırımcı için yatırım fırsatları ele alındığında

[20] Eric Zivot, *Return Calculations*, Ders Notları, Bölüm 1, Washington Üniversitesi, 2014, s. 135.; Jianqing Fan, *Asset Returns*, Ders Notları, Bölüm 1, Princeton Üniversitesi, 2018, s. 1-30.

varlık getirilerinin daha net, önemli ve ölçü biriminden bağımsız olmasıdır. İkinci neden ise, getiri serilerinin fiyat serilerinden daha güzel istatistiksel özelliklere sahip olmasıdır. Örneğin; fiyat serileri ortalamadan sapmalar nedeniyle durağan olmayan bir durum sergilerken, getiri serileri ortalamaya yakın ve genellikle durağan bir görüntü sergilemektedir.[21]

1.2. Getiri Türleri

Varlık getirileri için yaygın kullanıma sahip iki farklı hesaplama yöntemi mevcuttur; Basit Getiri, Logaritmik Getiri. Basit getiri ve logaritmik getirilerin tanımları ve formülleri, sırasıyla 1.2.1 ve 1.2.2 bölümlerinde verilmiştir.

1.2.1. Basit Getiri

P_t, finansal ürünün, sermayenin ya da yatırımın t zamanındaki fiyatı olarak tanımlansın. Yatırım, t_0 zamanında yapılsın ve t zamanında sonlandırılsın. Bu durumda yatırımının ilk değeri, P_{t_0} ve son değeri de $P_t$olarak gösterilir.

t_0 ile t zamanları arasında yapılan yatırıma ait basit getiri, toplam kazancın, başlangıç sermayesine oranı olarak tanımlanır ve (1)'de verildiği gibi hesaplanır.[22]

$$\text{Basit Getiri} = \frac{P_t - P_{t_0}}{P_{t_0}} \qquad (1)$$

[21] Campbell John.Y., Lo Andrew.W., ve MacKinlay A.Craig., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton Universitesi Yayınları, 1997,s.9.

[22] Ansgar Steland, *Financial Statistics and Mathematical Finance Methods Models and Applications*, Wiley Yayınları, 2012, s.2-5.

Yatırımcı, yatırımını dakika, gün, ay vb. gibi belirli dönemlerde yenileyebilir ya da sonlandırabilir. Yatırımcı için seçilen bu zaman aralığına yatırımın dönemi denir. Yatırımcılar, yatırımlarının durumunu tek dönemlik ya da çok dönemli olarak değerlendirmek isterler. Bu durumda, getiri hesaplanması değişiklik gösterir ve hesaplanan getiriler, tek dönemlik ve çok dönemlik getiriler olarak adlandırılır. Bölüm 1.2.1.1 ve Bölüm 1.2.1.2'de sırasıyla, tek ve çok dönemlik basit getiri tanımları verilecektir.

1.2.1.1. Tek Dönemlik Basit Getiri

Bir yatırım dönemi için hesaplanan basit getiriye tek dönemlik basit getiri adı verilir ve $[t-1, t]$ zaman aralığında yapılan yatırıma ait basit getiri (2)' de verildiği gibi ifade edilir.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \tag{2}$$

1.2.1.2. Çok Dönemlik Basit Getiri

Çok dönemlik basit getiride, yatırımın k dönem boyunca yenilendiği varsayılır. Bu durumda, k dönemlik yatırıma ait basit getiri $R_t(k)$ ile gösterilir ve k tane tek dönemlik basit getirinin çarpımı olarak (3)'de verildiği gibi hesaplanabilir.

$$\begin{aligned} 1 + R_t(k) = \quad & (1 + R_t)\,(1 + R_{t-1}) \cdots (1 + R_{t-k+1}), \quad k = 2, 3, 4, \ldots \\ = \quad & \prod_{j=0}^{k-1} (1 + R_{t-j}), \end{aligned} \tag{3}$$

ya da direkt olarak basit getiri tanımı kullanılarak (4)'de verildiği gibi hesaplanabilir.

$$1 + R_t(k) = \frac{P_t - P_{t-k}}{P_{t-k}}, \qquad k = 2, 3, 4, \ldots \tag{4}$$

Örneğin, $t - 6$ ve t zamanları arasında, 6 dönem yatırım yapılan belirli bir sermaye için elde edilen toplam basit getiri (5)'de verildiği gibi hesaplanmaktadır.

$$1 + R_t(6) = \frac{P_t - P_{t-6}}{P_{t-6}} = (1 + R_t)\,(1 + R_{t-1}) \cdots (1 + R_{t-5}) \tag{5}$$

1.2.2. Logaritmik Getiri (Sürekli Bileşik Getiri)

Logaritmik getiri, yatırım yapılan dönem içinde elde edilen sürekli getiriyi ifade eder. Bu nedenle sürekli bileşik getiri olarak da adlandırılır ve hesaplamasında sürekliliği ifade eden logaritma kullanılır. Temelde, toplam basit getirinin logaritması alınarak elde edilir.

1.2.2.1. Tek Dönemlik Logaritmik Getiri

Tek dönemlik logaritmik getiri, r_t ile gösterilir ve (6)'daki gibi hesaplanır.

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln P_t \; - \ln P_{t-1}. \tag{6}$$

Burada, R_t tek dönemlik basit getiriyi ve ln(.) doğal logaritma fonksiyonunu ifade etmektedir.

1.2.2.2. Çok Dönemlik Logaritmik Getiri

Logaritmik getiriler k dönem için yani çok dönemlik getiriler için de kullanılmaktadır. Bu durumda, hesaplama (7)' de verildiği gibi hesaplanır.

$$\begin{aligned} r_t(k) &= \ln(1+R_t(\mathrm{k})), && k = 2,3,4,\ldots \\ &= \ln((1+R_t)(1+R_{t-1})\ldots(1+R_{t-k+1})), \\ &= \ln(1+R_t)+\ln(1+R_{t-1})+\cdots+\ln(1+R_{t-k+1}) \\ &= r_t + r_{t-1} + \cdots + r_{t-k+1}. \end{aligned} \tag{7}$$

Bu getiri türü sayesinde çok dönemlik getiriler tek dönemlik getirilerin toplamı olarak kolayca hesaplanabilmektedir.

1.2.2.3. Basit ve Logaritmik Getiriler Arası İlişki

Yatırımcılar ve araştırmacılar tarafından logaritmik getiriler, basit getirilere göre daha yaygın kullanıma sahiptir. Bunun birinci nedeni, logaritmik getirilerin istatistiki özelliklerinin basit getirilerin istatistiki özelliklerine göre daha kullanışlı olmasıdır. İkinci neden ise çok dönemlik logaritmik getirinin, tek dönemlik getirilerin toplamından kolayca elde edilebilmesidir.

Logaritmik getiri ile basit getiri temelde birbirlerinden elde edilebilir. İki getiri türü arasında geçiş (8)' de verilen formül yardımı ile kolayca yapılabilir.[23]

$$R_t = e^{rt} - 1 \tag{8}$$

1.3. Getirilerin Temel Özellikleri

Finansal getiri serileri üzerine yapılan çalışmalar, finansal getiri serilerinin genel olarak bazı temel özellikler taşıdığını göstermiştir. Bu özellikler aşağıda açıklanmıştır;[24]

---

[23] Moyer R.C., McGuigan J., Kretlow W., *Contemporary Financial Management*, Cengage Learning, Amerika, 2008, s.30.

- Serisel Korelasyon İçermezler: Gün içerisindeki çok küçük zaman aralıkları (piyasanın mikro etkisi, yaklaşık 20 dakika ve daha az) dışında finansal ürünlerin getirileri arasında doğrusal serisel korelasyonlar genelde gözlemlenmez.

- Kalın Kuyruklu Dağılım İzlerler: Kalın kuyruk özelliği aynı zamanda leptokurtik özelliği olarak da adlandırılmaktadır. Yüksek frekanslı finansal zaman serileri genellikle normal dağılıma kıyasla daha kalın kuyruğa sahiptir. Bunun sebebi, getiri serilerinde büyük fiyat değişimlerinin daha sıklıkla görülmesidir. Yapılan çalışmalara göre, getiri serilerinin olasılık dağılımları, kuyruk indeksinin sonlu olması sebebi ile güç yasası izler ya da Pareto benzeri kuyruklu dağılımlardır. Çalışmalar, finansal getiri serilerinin kuyruk indeksinin, genellikle iki ile beş arasında olduğunu göstermiştir. Örneğin; hisse senedi getirileri kalın kuyruk özelliği gösteren verilerdendir.

- Oynaklık Kümelenmesi Gözlemlenir: Fiyatlardaki, farklı büyüklüklerdeki oynaklıklar belirli bir zaman süresince pozitif serisel korelasyon gösterir. Bu durum zaman içinde kümelenme eğiliminde olan yüksek oynaklık olaylarının miktarını belirler. Büyük fiyat oynaklıklarını, büyük oynaklıkların, küçük fiyat oynaklıklarını da küçük oynaklıkların takip etmesi oynaklık kümelenmesi olarak adlandırılır. Bu durum, oynaklığın koşullu modellenmesini gerektirmektedir. Ör; ARCH, GARCH vb.

- Kaldıraç Etkisi Gösterirler: Büyük fiyat düşüşleri, oynaklığı aynı büyüklükteki fiyat artışlarından daha fazla artırma eğilimindedir. Diğer bir deyişle bir varlığın

---

[24] Rama Cont, "Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues", *Quantitative Finance*, 2001, s. 223-226.; Chris Brooks, *Introductory Econometrrics for Finance*, Cambridge Üniversitesi Yayınları, 3. Baskı, New York, 2014, s. 416.; Zivot Eric-Wang Jiahui, *Modeling Financial Time Series with S-Plus*, Ronin Capital LLC, Chicago, 2005, s. 230-231.

oynaklığı, varlık getirileri ile negatif ilişkilidir. Buna kaldıraç etkisi denir. Bu durum, oynaklığın koşullu modellenmesinde asimetrik modellerin kullanılmasını gerektirmektedir. Ör; ApARCH, EGARCH vb.

- Kazanç / Kayıp Asimetrisi Gösterirler: Hisse senedi fiyatları ve hisse indekslerinde büyük düşüş hareketleri gözlemlenebilir fakat aynı büyüklükte artış hareketleri gözlemlenmez. Bu özellik genellikle, yukarı ve aşağı yönlü yüksek simetri gösteren döviz piyasaları için sağlanmaz.

- Koşullu Kalın Kuyruklu Yapısı Gösterirler: Getiriler oynaklık kümelenmesine karşı düzeltildikten sonra bile (ör. GARCH tipi modeller aracılığıyla), hata terimleri hala kalın kuyruk dağılımı izlemeye devam edebilirler. Fakat hataların izlediği kalın kuyruklu dağılımlar, getirilerin izlediği kalın kuyruklu dağılımlara göre daha hafif kuyrukludur.

- Hacim / Oynaklık Korelasyonu Gözlemlenir: Yatırım yapılan miktar, tüm oynaklık ölçüleri ile ilişkilidir.

- Mutlak Getiriler Serisel Korelasyon İzlerler: Mutlak getiriler arasındaki serisel korelasyonlar, zaman gecikmesinin bir fonksiyonu olarak yavaş bir düşüş eğilimindedir. Özellikle, serisel korelasyon, kuvvet değişkeni [0,2-0,4] aralığında tanımlanan kuvvet kuralına sahiptir. Bu da bazı zamanlarda uzun-dönem bağımlılığının bir işareti olarak yorumlanır.

1.4. Getirinin Olasılık Dağılımları

Bu bölümde finansal getirilerle yapılan işlemlerde yaygın kullanıma sahip olasılık dağılımları incelenecektir. Yapılan çalışmalarda, getiri serilerinin özelliklerini açıklamakta yaygın olarak, Normal dağılım, Student t dağılımı, Lognormal dağılım,

Çarpık Student t dağılımı, Genelleştirilmiş hata dağılımı gibi çeşitli dağılımlar kullanılmaktadır.

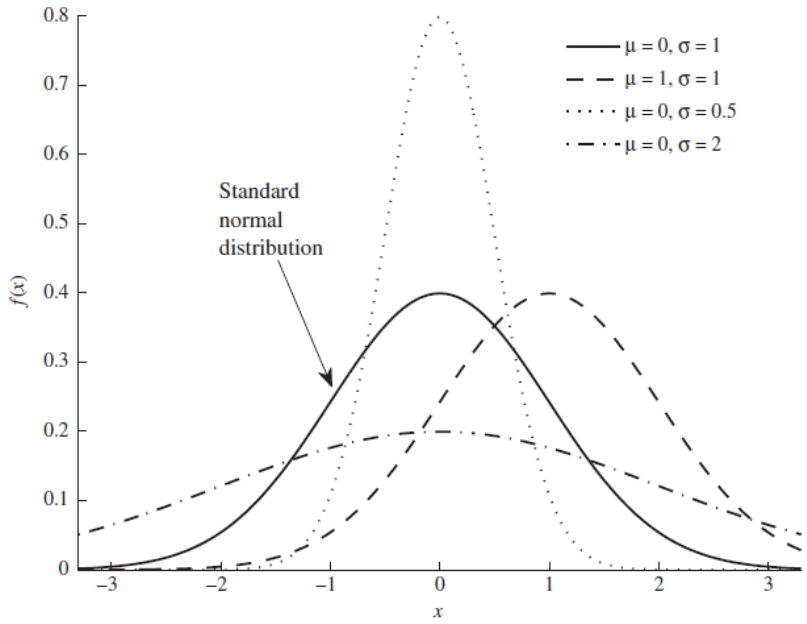
1.4.1. Normal Dağılım

Normal dağılım, Gauss dağılımı olarak da bilinen ve birçok alanda kendine uygulama alanı bulan sürekli olasılık dağılım ailesindendir. Ayrıca olasılık dağılımının grafiği çan görüntüsünü anımsattığı için bu dağılıma çan eğrisi de denilmektedir.

Olasılık dağılımlarından en iyi bilinen ve en çok tercih edilen normal dağılımdır. Normal dağılım, ortalama (μ) ve varyans (σ^2) olarak iki parametreye sahiptir ve simetrik olması dağılımın en bilinen özellikleri arasındadır. Ortalama değer sıfır $(\mu = 0)$ ve varyans bir $(\sigma^2 = 1)$ olduğunda standart normal dağılım olarak adlandırılır. Normal dağılımın yoğunluk fonksiyonu (9)' daki gibi gösterilmektedir.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \tag{9}$$

Yoğunluk fonksiyonu ortalama etrafında simetriktir. Birkaç parametre değerine göre elde edilen yoğunluk fonksiyonunun grafiği Şekil 1' deki gibidir. Şekilde görüldüğü gibi standart sapma (σ) değeri sabit tutulduğunda ve ortalama (μ) değeri sıfırdan bire çıkarıldığında grafik üzerinde yatay olarak 0'dan 1'e doğru kayma olduğu gözlemlenir. Ortalama değeri sabit olduğu durumda standart sapma değeri 0,5 değerinden 2 'ye çıkarılırsa dik olan grafiğin yassılaştığı gözlemlenir. Normal dağılımın özelliği yoğunluk grafiğinin çan şeklinde olmasıdır.



Şekil 1: Normal Yoğunluk Fonksiyonu için Farklı Parametre Değerleri
Kaynak: Fabozzi Frank J. ve arkadaşları, 2014

Dağılım fonksiyonu analitik olarak çözülemeyeceğinden dolayı yaklaşık olarak sayısal hesaplama gerektirir. Normal dağılım'ın konum parametresi ölçekten bağımsızdır. Eğer X normal dağılıma sahipse a ve b' nin her sabit değeri için $aX + b$ fonksiyonu da yine normal rastgele bir değişkendir. Ayrıca normal dağılım toplamsal kararlıdır. Eğer X normal dağılıma sahipse ve $X_1, \dots, X_n$, n bağımsız rastgele değişken ise $X_1 + \dots + X_n$ toplamı da normal dağılım izleyen bir rastgele değişkendir.

1.4.2. Student's t Dağılımı

Dağılımın anakütle varyansı bilinmediğinde önemli bir sürekli olasılık dağılımı olan Student's t dağılımı kullanılır. Z standart normal dağılım izleyen bir rastgele değişken ($Z \sim N(0,1)$) ve S, n serbestlik derecesi ile X^2 dağılımına sahip bir rastgele değişken olsun ($S \sim X^2\,(n)$). Eğer Z ve S birbirinden bağımsız ise (10)' da verilen oran, T, n serbestlik derecesi ile Student's t dağılımına sahip bir rastgele değişkendir.

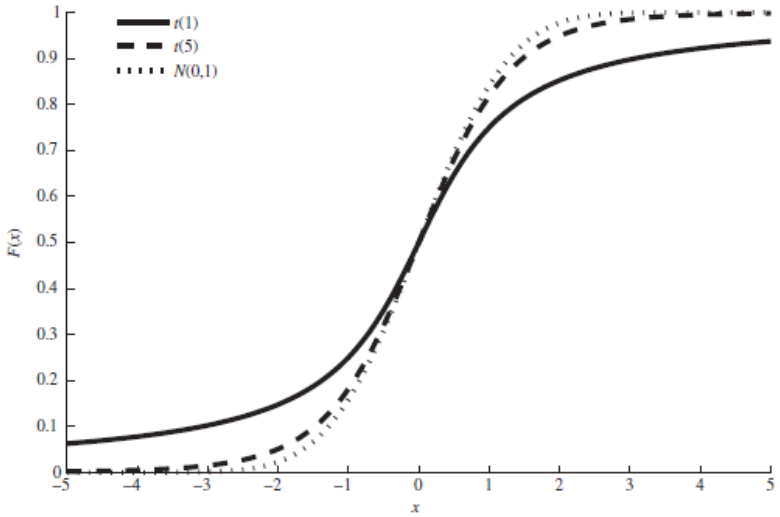
$$T = \frac{Z}{\sqrt{S/n}} \sim t(n) \tag{10}$$

n serbestlik dereceli Student's t dağılımına ait olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f_n(t) = \frac{\Gamma\left({}^{(n+1)}/_{2}\right)}{\sqrt{\pi n}\,\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \frac{1}{\left(1+t^2/n\right)^{{}^{(n+1)}/_{2}}}, \tag{11}$$

olarak tanımlanır. Burada $\Gamma(.)$, Gamma fonksiyonu göstermektedir.

Temel olarak Student's t dağılımının yoğunluk fonksiyonu normal dağılımın yoğunluk fonksiyonuna benzer şekilde simetriktir fakat daha kalın kuyrukludur. n serbestlik derecesi büyüdükçe Student's t dağılımı, standart normal dağılımdan önemli derecede farklılık göstermez. Örnek olarak n değerinin 50 veya 50'den büyük olduğu durumda $(n \geq 50)$ $N(0,1)$' dan neredeyse ayırt edilemez.



Şekil 2: Standart Normal Yoğunluk Fonksiyonu ile Çeşitli n Serbestlik Derecesine Sahip t Dağılımı Fonksiyonun Karşılaştırılması
Kaynak: Fabozzi Frank J. ve arkadaşları, 2014

Şekil 2' de standart normal yoğunluk fonksiyonu $\left(N(0,1)\right)$ ile çeşitli n serbestlik dereceleri için karşılaştırmalı t dağılım fonksiyonu gösterilmektedir. $n = 1$ gibi düşük serbestlik dereceleri için kesikli olmayan eğri daha erken yükselmeye başlar. $N(0,1)$ ya da $n = 5$ durumunda ise daha yüksek serbestlik dereceleri için daha fazla bire yaklaşır.

1.4.3. Lognormal Dağılım

Yaygın olarak kullanılan bir diğer dağılım lognormal dağılımdır. Lognormal dağılıma ait olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi\sigma^2}} \mathrm{e}^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad x > 0 \tag{12}$$

olarak tanımlanır. Lognormal dağılan bir rastgele değişkenin beklenen değer ve varyansı (13)' de verildiği gibidir.

$$E(R_t) = exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right) - 1,$$

$$Var(R_t) = \exp(2\mu + \sigma^2)\,[\exp(\sigma^2) - 1]. \tag{13}$$

μ ortalama ve σ^2 varyanslı normal dağılım izleyen bir X rastgele değişkeni olduğunu varsayalım. Bu varsayım altında, $\ln X$, (13)' de verilen ortalama ve varyansa sahip olarak lognormal dağılım izler.

1.4.4. Çarpık Student's t Dağılımı

Çarpık Student t dağılımını ilk kez Fernandez ve Stell (1998) ortaya atmıştır[25]. Lambert ve Laurent (2000,2001) bu dağılımı genişletmişler ve standartlaştırılmış çarpık Student's t dağılımının olasılık yoğunluk foksiyonunu aşağıdaki gibi ifade etmişlerdir:[26]

$$f(z_t|,v) = \frac{v}{(2A \cdot \Gamma(1/v)} \exp\left(-\frac{|z_t - B|^v}{[1 - sign(z_t - B)\rho]^v \cdot A^v}\right)$$

$$A = \Gamma(1/\mathrm{v})^{0,5}\Gamma(3/\mathrm{v})^{-0,5}C(\rho)^{-1}$$

$$B = 2\,\rho \cdot D \cdot C(\rho)^{-1} \qquad (14)$$

$$C(\rho) = \sqrt{1 + 3\rho^2 - 4D^2\rho^2}$$

$$D = \Gamma(2/\mathrm{v})\,\Gamma(1/\mathrm{v})^{0,5}\Gamma(3/\mathrm{v})^{-0,5}$$

Burada v kalın kuyruk yapısını belirleyen serbestlik derecesi, ρ ise pozitif olan ve zaman serilerinin asimetrisinin derecesini tanımlayan asimetri parametresidir. Bu iki parametrenin denklemde birlikte yer alması bu dağılımın en önemli özelliğidir. Ayrıca, $\Gamma(.)$ gamma fonksiyonunu ifade etmektedir. (15) verilen m ve s değerleri, Çarpık Student t dağılımının ortalamasını ve standart sapmasını ifade etmektedir.

---

[25] Fernandez Carmen- Stell Mark, "On Bayesian Modeling of Fat Tails and Skewness", *Journal of Amerikan Statistical Association*, 1998, 359-371.

[26] Lambert P.- Laurent S., "Modelling skewness dynamics in series of financial data using skewed location-scale distributions", *Discussion Paper*, İstatik Enstitüsü, Louvain Üniversitesi, Belçika, 2001, s. 01-19.

$$m = \frac{\Gamma((v+1)/2)\sqrt{v-2}}{\sqrt{\pi}\Gamma(\mathrm{v}/2)}\left(\rho - \frac{1}{\rho}\right)$$

$$s = \sqrt{\left(\rho^2 + \frac{1}{\rho^2} - 1\right) - m^2}. \qquad (15)$$

1.4.5. Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED)

Student's t dağılımı spekülatif veri hareketlerinin olduğu durumlarda kalın kuyruk problemine çözüm üretememektedir. Bu nedenle, Nelson (1991)[27] bu soruna çözüm getirebilmek amacıyla Genelleştirilmiş Hata Dağılımını (GED) geliştirmiştir.

GED dağılımının olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$f(\varepsilon) = \frac{k^* \exp\left(-\frac{1}{2}\left|\frac{\varepsilon}{\lambda}\right|^k\right)}{\lambda^* 2^{\left[\frac{k+1}{k}\right]}\Gamma\left(\frac{1}{k}\right)} (0 \le k \le \infty)$$

$$\lambda = \left(\frac{2^{\left(-\frac{2}{k}\right)}\Gamma(1/k)}{\Gamma(3/k)}\right)^{1/2} \qquad (16)$$

Burada $\Gamma(.)$ gamma fonksiyonunu, k GED 'in parametresini ve kuyruğun kalınlığını belirleyen serbestlik deresini belirtmektedir. $k = 2$ olduğu durum GED' in

[27] Nelson Daniel B.,"Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, 1991, Cilt 59,Sayı 2, s. 347-370.

standart normal dağılım sergilediğini (simetrik olduğunu) göstermektedir. $k > 2$ durumu kuyruğun standart normal dağılıma göre daha ince olduğunu, $k < 2$ olduğunda ise kuyruğun standart normal dağılımdan daha kalın olduğunu göstermektedir.[28]

[28] Fan Ying, Zhang Yue-Jun, Tsai Hsien-Tang, Wei Yi-Ming, "Estimating Value at Risk of Crude Oil Price and its Spillover Effect using the GED-GARCH Approach", *Energy Economics,* Elsevier, 2008,s.3159-3160.

BÖLÜM 2

2. NEDENSELLİK

Bu bölümde nedensellik kavramı, Granger doğrusal nedensellik testi, doğrusal olmayan nedensellik testlerinden olan Brock (1991)[29], Baek ve Brock (1992)[30], Hiemstra ve Jones (1994)[31], Diks ve Panchenko (2005-2006)[32], Kyrtsou ve Labys (2006)[33], Hristu Varsakelis ve Kyrtsou (2008)[34] ve Hatemi J (2012)[35] asimetrik nedensellik testleri hakkında bilgi verilecektir.

2.1. Nedensellik Kavramı

Evrende olaylar birbiri ile ilişki içerisindedir. Evrendeki bu neden sonuç ilişkilerini açıklamak için felsefe, matematik vb. gibi doğa bilimlerinde nedensellik kavramı kullanılmaktadır. İki değişken arasında bir nedensellik ilişkisinin varlığından söz edebilmek için bu iki değişken arasında birbirini etkileyen önceden veya sonradan gerçekleşmiş olma durumu olmalıdır. Ekonomide de birçok değişken arasında benzer neden sonuç ilişkisi gözlemlenmesi iktisatçıların bu konuya yoğun ilgi duymasına

---

[29] Brock W., Hsieh D. ve LeBaron B., "A test of nonlinear dynamics, chaos, and instability: Statistical theory and economic evidence," *Cambridge, MA: MIT Press*., 1991.

[30] Baek E.G.-Brock A.W. , "A General Test for Non-Linear Granger Causality: Bivariate Model", Kore Geliştirme Enstitüsü, Wisconsin-Madison Üniversitesi, 1992.

[31] Hiemstra Craig- Jones Jonathan D., *a.g.m.,* s. 1639-1664.

[32] Diks Cees- Panchenko Valentyn, "A new Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing", *Journal of Economic Dynamic& Control,* Elsevier, 2006, s. 1655-1656.

[33] Kyrtsou C.-Labys W.C, *a.g.m.*, s. 256-266.

[34] Hristu Varsakelis-Kyrtsou C, *a.g.m.*, s. Makale ID 138547, 6 sayfa.

[35] Hatemi-J Abdulnasser, Gupta Rangan, Kasongo Axel, Mboweni Thabo, Netshitenzhe Ndivhuho, "*Are there Asymmtric Causal Relationship between Tourism and Economic Growth in a Panel of G-7 Countries*", Pretoria Üniversitesi Ekonomi Bölümü Çalışma Notları Dizisi,2014, s. 6-7.

neden olmuş ve nedensellik kavramı 1956 yılında Wiener tarafından iktisat literatürüne katılmıştır[36]. Daha sonra bu kavram 1969 yılında Granger tarafından geliştirilmiştir[37]. Ekonomide, iki değişken arasındaki ilişkiyi ve bu ilişkilerin yönünü açıklamak için kullanılan nedensellik kavramı yaygın kullanıma sahiptir. Enflasyon ve faiz oranları, ihracat ya da ithalat ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler bu duruma birer örnek olarak verilebilir.

Zaman içinde nedensellik kavramı doğrusal nedensellik ve doğrusal olmayan nedensellik olarak iki ayrılmıştır. Doğrusal nedensellik Granger nedensellik olarak ele alınmaktadır. Doğrusal olmayan nedensellik kavramı ise son yıllarda önem kazanmış ve bu alanda Hiemstra ve Jones (1994), Diks ve Panchenko (2005) ve Kyrtsou ve Labys (2006) çalışmaları genel kabul görmüş ve yaygın kullanıma sahiptir.

2.1.1. Doğrusal Nedensellik

Doğrusal nedensellik Granger nedensellik ile özdeşleşmiş bir kavramdır ve Granger testi ile test edilmektedir. Granger nedensellik testinde, iki değişken arasında neden sonuç ilişkisinin tespit edilmesi amaçlanmaktadır. Testin bir avantajı değişkenler arasında bir neden sonuca rastlanıldığı durumda, bu değişkenler arasındaki ilişkinin yönlerinin tespit edilebilmesidir. Granger nedensellik testi sonucunda ulaşılabilecek sonuçlar aşağıda verildiği gibi listelenebilir:[38]

1. *X* değişkeni, *Y* değişkeninin nedeni olabilir.
2. *Y* değişkeni, *X* değişkeninin nedeni olabilir.
3. Değişkenler çift yönlü birbirlerinin nedeni olabilirler.

---

[36] Norbert Wiener, *Nonlinear Prediction and Dynamics. Proceedings of the Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Cilt 3, Kaliforniya Üniversitesi Baskıları, 1956, s. 247-252.

[37] C.W.Granger, "Testing for Causality: A Personal Viwpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control,* 1980,s.345.

[38] C.W.Granger, *a.g.m.*, s.345.

4. Değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmayabilir.

Granger nedensellik, bir değişkenin seviye ve gecikmeli değerlerinin bilindiği durumlarda başka bir değişkenin gelecekte alabileceği değerlerinin tahminine dayanmaktadır. X_t ve Y_t olarak ele alınan iki serininde durağan olduğu durumlarda, nedensellik analizi VAR (Vektör Otoregresif) modeli kullanılarak, iki serinin durağan olmadığı durumlarda ise hata düzeltme modeli kullanılarak seriler arasındaki nedensellik test edilebilmektedir.

Örneğin; X_t ve Y_t serileri iki durağan seri olsun.

Aşama 1. İki seri arasındaki ilişki VAR modeli ile modellenir. VAR modelinde X_t ve Y_t değerleri, X_t ve Y_t'nin geçmiş değerleri kullanılarak, (17) ve (18) denklemleri yardımı ile tahmin edilir.

$$X_t = \phi_0 + \sum_{k=1}^{p} \theta_k X_{t-k} + \sum_{k=1}^{p} \phi_k Y_{t-k} + \varepsilon_{x,t} \tag{17}$$

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{p} \alpha_k X_{t-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_k Y_{t-k} + \varepsilon_{y,t} \tag{18}$$

Burada, ϕ_k ve β_k parametreleri, sırasıyla (17) ve (18) modellerinde kullanılan Y_t değişkeninin k. gecikmesine ait katsayıları, $k = 1,2,3,\dots,p$ ve θ_k ve α_k parametreleri ise, sırasıyla (17) ve (18) modellerinde kullanılan X_t değişkeninin k. gecikmesine ait katsayıları, $k = 1,2,3,\dots,p$ göstermektedir. Ayrıca p, modellerde kullanılan gecikme derecesini, ϕ_0 ve α_0 sabit değişkenleri $\varepsilon_{x,t}$ ve $\varepsilon_{y,t}$ ise korelasyonsuz hata terimlerini ifade etmektedir.

Aşama 2. Granger nedensellik testi uygulanır.

1. Hipotez:

H_0: = Y_t, X_t'nin Granger nedeni değildir.
H_a: = Y_t, X_t'nin Granger nedenidir. (H1)

Bu hipotez için uygulanan Granger nedensellik testi, (17)'de Y_t, değişkeninin gecikmelerine ait katsayıların sıfıra eşitliği hipotezinin test edilmesine dayanır. Bu nedenle, (H1) hipotezi, (H1*) hipotezine denktir.

H_0: $\phi_1 = \phi_2 = \cdots = \phi_p$ = 0
H_a: en az bir tanesi ≠ 0 (H1*)

H_0 reddedildiğinde "Y_t, X_t'nin Granger nedenidir." denir ve $Y_t \rightarrow X_t$ şeklinde ifade edilir. Burada, Y_t'den X_t'ye doğru tek yönlü bir ilişki mevcuttur.

2. Hipotez:

H_0: = X_t, Y_t'nin Granger nedeni değildir.
H_a: = X_t, Y_t'nin Granger nedenidir. (H2)

Bu hipotez için uygulanan Granger nedensellik testi, (18)'de X_t, değişkeninin gecikmelerine ait katsayıların sıfıra eşitliği hipotezinin test edilmesine dayanır. Diğer bir deyişle, verilen (H2) hipotezi, (H2*) hipotezine denktir.

H_0: $\alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_p$ = 0
H_a: en az bir tanesi ≠ 0 (H2*)

H_0 reddedildiğinde "X_t, Y_t'nin Granger nedenidir." denir ve $X_t \rightarrow Y_t$ şeklinde ifade edilir. Burada, X_t'den Y_t'ye doğru tek yönlü bir ilişki mevcuttur.

Granger nedensellik testinde, ilişkinin varlığını ve yönünü belirlemek için verilen (H1*) ve (H2*) hipotezlerinin test edilmesi gerekmektedir. Bu hipotezlerin testi, F testine dayanmaktadır ve test istatistiği,

$$F = \frac{(KKT_{kısıtlı} - KKT_{kısıtsız})/p}{KKT_{kısıtsız}/(n-2p-1)}, \tag{19}$$

olarak tanımlanmaktadır. Burada, p, $(n-2p-1)$, F dağılımı için serbestlik derecelerini, n, gözlem sayısını, p gecikme derecesini $KKT_{kısıtlı}$ kısıtlı modelin hata terimleri kareler toplamını, $KKT_{kısıtsız}$, kısıtsız modelin hata terimleri kareler toplamını ifade etmektedir.

Testin uygulanmasında, p, ve $(n-2p-1)$ serbestlik derecelerine göre belirlenen tablo değeri ile hesaplanan test istatistik değeri karşılaştırılır. $F_{hesap} > F_{tablo}\ ise\ H_0$ hipotezi reddedilmiş olur.[39]

(H1*) ve (H2*) hipotezlerinin ikiside red edildiği durumda Y_t'den X_t'ye ve X_t'den Y_t'ye doğru çift yönlü bir nedensellik söz konusudur. Hipotezlerin ikiside red edilemez ise nedensellikten bahsedilememektedir.[40]

2.2. Doğrusal Olmayan ve Asimetrik Nedensellik Testleri

Doğrusal nedensellik konusunda değinildiği gibi ekonomik değişkenlerin geçmiş değerlerine bağlı olması durumunda nedensellik ilişkisi söz konusu olabilir. Bu ilişkide bir değişkenin gecikmeli değeri bir diğer değişkene etki eder. Fakat iki değişken

---

[39] Damodar N. Gujarati, *Basic Econometrics,*4. Baskı, New York 2004,s.698.

[40] Zeynel Abidin Ozdemir, Hasan Olgun, Bedriye Saracoglu, "Dynamic linkages between the center and periphery in international stock markets", *Research in International Business and Finance*, Elsevier 2009, s. 46-53.

arasındaki ilişki her zaman doğrusal nedensellik göstermeyebilir. Doğrusal olmayan ilişkileri tanımlarken doğrusal nedensellik yetersiz kaldığı için doğrusal olmayan nedensellik kavramı ortaya çıkmıştır.

Granger nedensellik testinin yetersiz kalmasından dolayı doğrusal ilişkiye sahip olmayan ekonomik değişkenler üzerinde uzun yıllardır çalışmalar yapılmaktadır. Bu çalışmalardan en önemlileri, Brock (1991), Baek ve Brock (1992), Hiemstra ve Jones (1994), Diks ve Panchenko (2005-2006), Kyrtsou ve Labys (2006), Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) olarak listelenebilir.

2.2.1. Brock (1991) Testi

Brock (1991), doğrusal nedensellik testinin doğrusal olmayan ilişkileri tam olarak anlamlandıramadığı için doğrusal olmayan nedensellik testi geliştirmiştir[41]. Bu model (20)' deki gibi ifade edilmektedir.

$$X_t = \alpha Y_{t-M} . X_{t-N} + \varepsilon_t \qquad (20)$$

Burada Y_t ve ε_t sıfır ortalama ve sabit bir varyansa sahip normal dağılım sergileyen bağımsız ve özdeş zaman serilerini, M ve N değerleri sırasıyla Y_t, X_t' ye ait gecikme uzunluklarını, α ise paramatreyi ifade etmektedir. X_t, Y_t'nin geçmiş değerine bağımlıdır. Fakat tüm doğrusal serisel korelasyon ve çapraz korelasyonlar sıfır olduğundan, doğrusal testler yanlış bir şekilde X_t ve Y_t arasında gecikmeli bir dinamik ilişki olmadığı sonucuna varır.

[41] W. Brock, D. Hsieh, B. LeBaron, *a.g.m*, s. 1645.

Brock, çalışmasında hisse senedi getirilerinde doğrusal olmayan önemli bir bağımlılık olduğuna dair kanıt bulmuştur.

2.2.2. Baek ve Brock (1992) Testi

Baek ve Brock (1992) çalışmalarında, nedensellik ilişkilerinin boyutlarını belirleyerek doğrusal olmayan ilişkilerin tespiti için bir yaklaşım ortaya konmuştur[42]. Bu yaklaşım zaman serileri arasındaki integral korelasyonu kullanılarak doğrusal olmayan Granger nedenselliğini tespit etmeyi amaçlayan parametrik olmayan istatistiksel bir metottur.

Birbirine zayıf bağımlı ve durağan iki zaman serisinin olduğunu varsayalım. Bu zaman serilerinden biri X_t diğeri ise Y_t olsun. Bu yöntemde var olan vektörler öncülük ve gecikmeli vektörleridir. $\boldsymbol{X}_t^a$, X_t' nin a uzunluklu öncülük vektörünü belirtmektedir. $\boldsymbol{X}_{t-b}^b$ *ve* $\boldsymbol{Y}_{t-c}^c$, X_t ve Y_t' nin b ve c uzunluklu gecikmeli vektörünü ifade etmektedir.

$$\boldsymbol{X}_t^a \equiv \{X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, X_{t+3}, X_{t+4}, \dots, X_{t+a-1}\}, a = 1,2,3, \dots,$$

$$t = 1,2,3, \dots, \tag{21}$$

$$\boldsymbol{X}_{t-b}^b \equiv \{X_{t-1}, X_{t-2}, X_{t-3}, X_{t-4}, \dots, X_{t-b+1}, X_{t-b}\}, b = 1,2,3, \dots,$$

$$t = b+1, b+2, \dots, \tag{22}$$

[42] Baek ve Brock, *a.g.m,* 1992.

$$\boldsymbol{Y}_{t-c}^{c} \equiv \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, Y_{t-4}, \dots, Y_{t-c+1}, X_{t-c}\}, c = 1,2,3, \dots,$$

$$t = c + 1, c + 2, \dots, \tag{23}$$

a, b ve c ≥ 1 ve $\epsilon > 0$ kısıtlarını sağlayan değerler için (24)' deki ilk olasılık denklemi sağlandığında X_t ile Y_t arasındaki doğrusal olmayan Granger nedenselliğinin belirlenmesinde başarısız olduğu varsayılır.

$$||\boldsymbol{X}_t^a - \boldsymbol{X}_d^a|| < \epsilon$$

$$||\boldsymbol{X}_{t-b}^b - \boldsymbol{X}_{d-b}^b|| < \epsilon$$

$$||\boldsymbol{Y}_{t-c}^c - \boldsymbol{Y}_{d-c}^c|| < \epsilon \tag{24}$$

$$P_r\left\{\|\boldsymbol{X}_t^a - \boldsymbol{X}_d^a\| < \epsilon \;\middle|\; \begin{matrix} \left\| \boldsymbol{X}_{t-b}^b - \boldsymbol{X}_{d-b}^b \right\| < \epsilon, \\ \|\boldsymbol{Y}_{t-c}^c - \boldsymbol{Y}_{d-c}^c\| < \epsilon \end{matrix}\right\}$$
$$= P_r\{||\boldsymbol{X}_t^a - \boldsymbol{X}_d^a|| < \epsilon \mid ||\boldsymbol{X}_{t-b}^b - \boldsymbol{X}_{d-b}^b|| < \epsilon\}$$

Bu denklemde $P_r\{|\}$ koşullu olasılığı ve ||.|| ise maksimum normu belirtmektedir. ϵ değeri burada geçmiş ve gelecek değerler arasındaki farkı ifade etmektedir. Denklemin sağ ve sol tarafında birer koşullu olasılık ifadesi vardır. (24)' deki ikinci olasılık denklemi, X_t'nin b kadar, üçücü olasılık denklemi ise Y_t'nin c kadar geçmiş değer çiftlerinin ϵ' den küçük olduğunu ifade etmektedir. Bu eşitlikler koşullu olasılık denkleminde kullanılmaktadır. Koşullu olasılık denkleminde eşitliğin sağ tarafında X_t'nin a uzunluklu öncül vektörü ve X_t'nin c uzunluklu gecikme vektörü yer almaktadır

2.2.3. Hiemstra Ve Jones (1994) Testi

Hiemstra ve Jones (1994), hisse senedi fiyatları ve ticaret hacmi arasındaki dinamik nedensellik ilişkisini açıklamak için doğrusal ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testini kullanmıştır[43]. Çalışmada çift yönlü Granger nedenselliğin elde edilebilmesi için Baek ve Brock (1992) yöntemi geliştirilmiş ve günlük Dow Jones fiyat endeksi ve New York Borsası ticaret hacmi arasındaki ilişki açıklanmıştır. Hisse senedi getirilerinden hacim değişiklik oranına tek yönlü doğrusal Granger nedenselliği ve hisse senedi getirileri ve ticaret hacmindeki oran değişimleri arasındaki çift yönlü doğrusal olmayan Granger nedenselliğin var olduğu kanıtlanmıştır.

Hiemstra ve Jones (1994), Granger nedensellik üzerine parametrik olmayan bir test geliştirmişlerdir. $F\left(X_t \middle| \boldsymbol{X}_{t-b}^{b}, \boldsymbol{Y}_{t-c}^{c}\right)$, X_t'nin koşullu olasılık dağılımı olsun. Burada $\boldsymbol{X}_{t-b}^{b}$, ve $\boldsymbol{Y}_{t-c}^{c}$, X_t ve Y_t' nin b ve c uzunluklu gecikmeli vektörünü ifade etmektedir. Hiemstra ve Jones (1994), testi $\boldsymbol{Y}_{t-c}^{c}$'nin koşul olarak alınmasının gerekliliğine dayanır. Diğer bir deyişle hipotez,

$$H_0: F\left(X_t \middle| \mathbf{X}_{t-b}^{b}, \mathbf{Y}_{t-c}^{c}\right) = F\left(X_t \middle| \mathbf{X}_{t-b}^{b}\right),$$
$$H_a: F\left(X_t \middle| \mathbf{X}_{t-b}^{b}, \mathbf{Y}_{t-c}^{c}\right) \neq F\left(X_t \middle| \mathbf{X}_{t-b}^{b}\right),$$

Hiemstra ve Jones (1994) ispatını göstermeden, H_0 hipotezinin verilen $\epsilon > 0$ için (25)' de verilen ifadeye denk olduğunu kabul etmiştir.

$$P_r\left\{\|X_t^a - X_d^a\| < \epsilon \;\middle|\; \begin{matrix} \left\| X_{t-b}^{b} - X_{d-b}^{b} \right\| < \epsilon, \\ \|Y_{t-c}^{c} - Y_{d-c}^{c}\| < \epsilon \end{matrix} \right\}$$
$$= P_r\{||X_t^a - X_d^a|| < \epsilon \mid ||X_{t-b}^{b} - X_{d-b}^{b}|| < \epsilon\} \qquad (25)$$

[43] Hiemstra Craig - Jonathan D. Jones, *a.g.m.,* s. 1639-1664.

Bu denklemde $P_r\{\,|\,\}$ koşullu olasılığı ve $\|.\|$ ise maksimum normu belirtmektedir.

Gözlemlenen X_t ve Y_t $t = 1,2,\dots,T$ olmak üzere iki değişkenli zaman serileri olmak üzere Hiemstra ve Jones testi seçilen ϵ değeri için (25)'in geçerliliğini, koşullu olasılıkları, koşulsuz olasılıkların oranları olarak test eder. Burada, koşulsuz olasılıkların U-istatistik tahmin edicileri (26)'da tanımlansın.

$$C1(a+b,c,\epsilon) = P\begin{pmatrix} \|X_{t-b}^{a+b} - X_{d-b}^{a+b}\| < \epsilon, \\ \|Y_{t-c}^{c} - Y_{d-c}^{c}\| < \epsilon \end{pmatrix}$$

$$C2(b,c,\epsilon) = P\big(\,\|X_{t-b}^{b} - X_{d-b}^{b}\| < \epsilon,\ \ \|Y_{t-c}^{c} - Y_{d-c}^{c}\| < \epsilon\big) \tag{26}$$

$$C3(a+b,\epsilon) = P\big(\|X_{t-b}^{a+b} - X_{d-b}^{a+b}\| < \epsilon\big),$$

$$C4(b,\epsilon) = P\big(\|X_{t-b}^{a+b} - X_{d-b}^{a+b}\| < \epsilon\big),$$

Bu durumda (25),

$$\frac{C1(a+b,c,\epsilon)}{C2(b,c,\epsilon)} = \frac{C3(a+b,\epsilon)}{C4(b,\epsilon)} \tag{27}$$

olarak ifade edilebilir. Hiemstra ve Jones (1994), (25) koşulu altında, ek bir $n = T + 1 - a - \max(b,c)$ endeksi ile

$$W = \sqrt{n}\left(\frac{C1(a+b,c,\epsilon,n)}{C2(b,c,\epsilon,n)} - \frac{C3(a+b,\epsilon,n)}{C4(b,\epsilon,n)}\right) \tag{28}$$

$$\sim N\big(0,\sigma^2(a,b,c,\epsilon)\big)$$

olduğunu göstermişlerdir. Hiemstra ve Jones, seriler standarlaştırıldığında, ϵ'nun alabileceği uygun değerler olarak 0,5 ile 1,5 arasındaki değerleri görmektedir.[44]

2.2.4. Diks ve Panchenko (2006) Testi

Himstra ve Jones (1994), Baek ve Brock (1992)' nin çıkarmış olduğu doğrusal olmayan nedensellik testinin eksik yönlerini geliştirmişler fakat testte yine de bazı sorunlarla karşılaşmışlardır. "Seriler arasında doğrusal olmayan Granger nedensellik yoktur." şeklindeki sıfır hipotezinin aslında tam olarak reddedilememesi söz konusu olmasından dolayı (aşırı reddedilmesi sorunu) bazı problemler yaşanmıştır. Bu problemi çözmek için Diks ve Panchenko (2006) parametrik olmayan yeni bir test geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu test, standart Granger nedensellik testi (1969) ile uyumludur.[45]

Daha önceki modellerde X_t ve Y_t'nin iki durağan zaman serisi olduğunu söylemiştik. Diks ve Panchenko (2006) yaklaşımına göre, eğer Y_t, X_t' nin mevcut ve gecikmeli değer bilgisini içerisiyorsa X_t, Y_t' nin Granger nedenidir. Aynı zamanda, Y_t' nin şuanki ve gecikmeli değerleri de Y_t' nin gelecek değerlerini önemli bir biçimde etkileyebilir.

Diks ve Panchenko (2006)'nun hipotezi,

$$H_0: \quad X_{t+k} | \, (\boldsymbol{X}_{t-b}^{b}, \boldsymbol{Y}_{t-c}^{c}) \sim X_{t+k} | \boldsymbol{X}_{t-b}^{b}, \tag{29}$$

olarak tanımlanır. $k \geq 1$, olduğu durumda hipotez red edilirse, "X_t, Y_t'nin Granger nedenidir" sonucuna varılır.

---

[44] Hiemstra Craig - Jonathan D. Jones, *a.g.m.,* s. 1639-1664.

[45] Diks Cees- Panchenko Valentyn, *a.g.m.*, s. 1655-1656.

Çalışmalarda sıklıkla $k = 1$ varsayılır. Bu durumda, Y_t' nin bir adım koşullu dağılımı, X_t'nin mevcut ve geçmiş değerleri biliniyor ve bilinmiyor varsayımı altında karşılaştırılarak, Granger nedensellik test edilebilir. Durağan zaman serileri arasındaki Granger nedensellik testinin geleneksel bir yaklaşımı da, koşullu ortalama için parametrik, doğrusal zaman serileri modeli varsaymaktır.

X_t ve Y_t iki değişkenli güçlü durağan zaman serileri olduğu durumda, (29) hipotezindeki ifade, $b + c + 1$ boyutlu $\boldsymbol{M}_t = (\boldsymbol{X}_t^b, \boldsymbol{Y}_t^c, Z_t)$ vektörünün, zamandan farksız bir dağılım fonksiyonunu ifade etmektedir. Burada $Z_t = X_{t+1}$ için tanımlanır. Kolaylık açısından $b = c = 1$ varsayar ve zaman endeksleri dikkate alınmazsa, sıfır hipotez altında ortak ve marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonları aşağıdaki ilişkilere sahip olmalıdır:

$$H_0 : \frac{f_{X,Y,Z}\,(x,y,z)}{f_Y(y)} = \frac{f_{Y,Z}\,(y,z)}{f_Y(y)} \cdot \frac{f_{X,Y}\,(x,y)}{f_Y(y)} \tag{30}$$

Olasılık yoğunluk fonksiyonları bu ilişkilere sahip olduğunda H_0 hipotezi (31)' deki gibi gösterilmektedir:

$$H_0 : q \equiv E\left[f_{X,Y,Z}(X,Y,Z) f_Y(Y) - f_{X,Y}(X,Y) f_{Y,Z}(Y,Z)\right] = 0 \tag{31}$$

Diks ve Panchenko (2006) tarafından elde edilen test q'nun bir ölçeklendirilmiş halidir ve (32) olarak tanımlanır.

$$T_n(\epsilon) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_i \left(\hat{f}_{X,Y,Z}(X_i,Y_i,Z_i)\hat{f}_Y(Y_i) - \hat{f}_{X,Y}(X_i,Y_i)\hat{f}_{Y,Z}(Y_i,Z_i)\right),$$

$$\hat{f}_M(M_i) = \frac{(2\epsilon)^{-d_M}}{n-1} \sum_{j,j\neq i} I_{ij}^M, \qquad I_{ij}^M = \mathrm{I}\left(\left\|\boldsymbol{M}_i - M_j\right\| < \epsilon\right) \tag{32}$$

$\hat{f}_M(M_i)$, M_i'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu tahmincisini belirtmektedir. I(.) ile ifade edilen denklem (32)'deki ikinci eşitlik tarafından tanımlanan bir gösterge fonksiyonudur. ϵ bant genişliği, n değeri ise örnek büyüklüğüdür. $b = c = 1$ ve $\epsilon = C_n{}^{-\beta}, \left(C > 0, \frac{1}{4} < \beta < \frac{1}{3}\right)$, Diks ve Panchenko $T_n(\epsilon)$ test istatistiğinin,

$$\sqrt{n}\frac{(T_n(\varepsilon_n) - q)}{S_n} \xrightarrow{D} N(0,1) \tag{33}$$

koşulunu sağladığını ispatlamıştır. Burada, S_n, $T_n(.)$'nin asimptotik varyansının bir tahmincisidir ve $\xrightarrow{D}$ dağılımda yakınsama olduğunu belirtir.

2.2.5. Kyrtsou ve Labys (2006) – Hristu Varsakelis ve Kyrtsou (2008) Testleri

Kyrtsou ve Labys (2006) doğrusal olmayan değişkenler arasındaki ilişkileri belirleyebilmek için yeni bir test ortaya çıkarmışlardır. Bu test, doğrusal Granger nedensellik testinin vektör otoregresif (VAR) yapısını bir gürültülü Mackey Glass (M-G) modeli ile değiştirerek doğrusal olmayan simetrik ve asimetrik yapıları sınamak amacıyla ortaya çıkarılmıştır. M-G modeli yardımı ile oluşturulan bu test doğrusal olmayan Granger nedensellik testinin genişletilmiş hali olarak görülmektedir.[46]

M-G terimleri istatistiki olarak anlamlı olduğunda X_t ve Y_t arasında doğrusal olmayan bir ilişki mevcuttur. M-G modelini içeren doğrusal olmayan nedensellik testi, $X_t$değişkenine göre Y_t değişkeninin geçmiş değerlerinin neden olduğu herhangi bir doğrusal olmayan etkinin varlığını bulmaya çalışmaktadır. Seride M-G süreçlerinin

[46]Anshul Jain- P.C. Biswall, *a.g.m.*, s.182.

olmadığı durumlarda model doğrusal Granger nedensellik testi ile benzer özellikler göstermektedir.[47]

Kyrtsou ve Labys, doğrusal olmayan Granger nedensellik kavramını çift değişkenli M-G modeli ile aşağıdaki gibi ifade etmiştir:[48]

$$X_t = \beta_{11}\frac{X_{t-\tau_1}}{1+X_{t-\tau_1}^{c_1}} - \gamma_{11}X_{t-1} + \beta_{12}\frac{Y_{t-\tau_2}}{1+Y_{t-\tau_2}^{c_2}} - \gamma_{12}Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$$

$$Y_t = \beta_{21}\frac{X_{t-\tau_1}}{1+X_{t-\tau_1}^{c_1}} - \gamma_{21}X_{t-1} + \beta_{22}\frac{Y_{t-\tau_2}}{1+Y_{t-\tau_2}^{c_2}} - \gamma_{22}Y_{t-1} + \mu_t \quad \mu_t \sim N(0,\sigma_\mu^2) \tag{34}$$

Burada β_{ij} ve γ_{ij} sırasıyla bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki doğrusal ve doğrusal olmayan etkilerini göstermek için tahmin edilecek parametreleri, ci modelin olasılığını tahmin etmeden önce belirlenecek sabit kuvvet değerlerini, τi ise gecikme tam sayılarını ifade etmektedir. ε_t ve μ_t ise normal dağılım izleyen hata terimlerini belirtir.

Y_t'nin geçmiş değerlerinin, başka bir X_t değişkeninin mevcut değeri üzerinde önemli bir doğrusal olmayan etkiye sahip olup olmadığını test edebilmek için ilk olarak kısıtsız M-G modelinin τ_1, τ_2, c_1 ve c_2 parametrelerini seçmek gerekmektedir. En uygun gecikmeler olan τ_1, τ_2' nin seçimi, Schwartz kriteri ve olasılık oranı testleri kullanılarak yapılabilmektedir. Bu uygun gecikme seçiminden sonra kısıtsız M-G

[47] Bildirici Melike -Türkmen Ceren, *a.g.m*., s.207.

[48] Kyrtsou Catherine - Labys C. Walter, *a.g.m.*, s. 256-266.

modeline En Küçük Kareler (EKK) Yöntemi uygulanıp modelin parametreleri tahmin edilmektedir.

Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) çalışmalarında Kyrtsou ve Labys' ın önerdiği bu yöntem için bir test geliştirmişlerdir. Y_t'nin X_t'ye neden olup olmadığının testi için sıfır hipotezini yansıtan $\beta_{12} = 0$ kısıtı varsayımı altında ikinci bir kısıtlı M-G modeli tahmin edilir. Test istatistiği, kısıtlı ve kısıtsız modellerin hata terimlerinin kareleri toplamları arasındaki farkın anlamlılığından elde edilir ve

$$S_F = \frac{(S_c - S_u)/k_{kısıt}}{S_u/(N - k_{kısıtsız} - 1)} \sim F_{k_{kısıt}}, N - k_{kısıtsız} - 1 \qquad (35)$$

olarak tanımlanır. Burada, S_u, kısıtsız modele ait hata terimlerinin kareler toplamını, S_c kısıtlı modele ait hata terimleri kareler toplamını, $k_{kısıt}$, kısıt sayısını ve $N - k_{kısıtsız}$, kısıtsız modeldeki bağımsız değişken sayısını belirtmektedir. Test istatistiği, F dağılımına uygunluk gösterir ve test istatistiğinin değeri kritik değerden daha büyük olduğu durumda, Y_t 'nin X_t' ye neden olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir.

Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin simetrik etkilerini test ettiği gibi asimetrik etkilerini de test etmektedir. Değişkenler arasındaki asimetrik etkilerin testi, pozitif veya negatif değerlerin koşullandırılarak uygulanması ile gerçekleşir. Y_t serisinin negatif olmayan getirisinin X_t 'ye neden olup olmadığını test etmek için, $Y_{t-\tau_2} \geq 0$ ve $Y_t \geq 0$ koşulunu sağlayan (X_t, Y_t) gözlemleri regresyona dahil edilir ve yukarıda bahsi geçen yöntem uygulanır. Benzer şekilde, Y_t serisinin pozitif olmayan getirisinin X_t 'ye neden olup olmadığını test etmek için de, $Y_{t-\tau_2} < 0$ ve $Y_t < 0$ koşulunu sağlayan (X_t, Y_t) gözlemleri regresyona dahil edilir ve yukarıda bahsi geçen yöntem uygulanır.

2.2.6. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi

Nedensellik üzerine yapılan ilk çalışmalarda negatif şoklarla pozitif şokların etkileri aynı kabul edilmekteydi. Fakat daha sonra negatif şokların ve pozitif şokların etkilerinin benzer sonuçlar vermediği durumlarla karşılaşılmıştır.

Negatif ve pozitif şokların etkilerinin değişkenler arasındaki ilişkilerle aynı olamayabileceğini ilk kez Granger ve Yoon (2002)[49] öne sürmüştür. Granger ve Yoon, incelenen serilerin şoklara ayrı ayrı tepki verdikleri durumlarda aralarında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisinin var olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Şoklara birlikte tepki vermeleri halinde ise serilerin eşbütünleşik olduğunu ifade etmişlerdir. Granger ve Yoon serilerin belli türlerdeki şoklara birlikte karşılık verebileceğini ve verilerin birikimli negatif ve birikimli pozitif değişmelerine ayrıştırdıktan sonra parçalar arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmışlardır. Granger ve Yoon'un bu yaklaşımı üzerine nedensellik analizi geliştiren ilk araştırmacı Hatemi – J (2012)'dir.[50]

Hatemi-J (2012), negatif ve pozitif şokların farklı etkilere sahip olabileceğini belirterek değişkenler arasında asimetrik nedensellik ilişkilerine izin veren yeni bir nedensellik testi ortaya atmıştır. y_{1t} ve y_{2t}, iki rassal yürüyüş süreci olsun. Bu durumda, y_{1t}ve y_{2t}

$$y_{i1,t} = y_{i1,t-1} + \varepsilon_{i1,t} = y_{i1,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i1,j} \qquad (36)$$

[49] Granger Clive W. J. - Yoon Gawon, "Hidden Cointegration", Kaliforniya Üniversitesi, *Economics Working Paper*, 2002, Makale No. 2002-02.

[50] Abdulnasser J. Hatemi, vd., *a.g.m*, s.6-7.

$$y_{i2,t} = y_{i2,t-1} + \varepsilon_{i2,t} = y_{i2,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i2,j}$$

olarak tanımlanır. Burada, $i = 1,2,3,\dots,T$, y_{10} ve y_{20} sabit terimleri değişkenlerin başlangıç değerlerini ifade etmektedir. Hata terimlerini ise $\varepsilon_{i1,j}$ ve $\varepsilon_{i2,j}$ belirtmektedir.

Negatif ve pozitif şoklar (37)' deki gibi tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{i1,t}^{-} &= \min(\varepsilon_{i1,t}, 0) \\ \varepsilon_{i2,t}^{-} &= \min(\varepsilon_{i2,t}, 0) \\ \varepsilon_{i1,t}^{+} &= \max(\varepsilon_{i1,t}, 0) \\ \varepsilon_{i2,t}^{+} &= \max(\varepsilon_{i2,t}, 0) \end{aligned} \tag{37}$$

Hata terimleri toplamları ise;

$$\begin{aligned} \varepsilon_{i1,t} &= \varepsilon_{i1,t}^{-} + \varepsilon_{i1,t}^{+} \\ \varepsilon_{i2,t} &= \varepsilon_{i2,t}^{-} + \varepsilon_{i2,t}^{+} \end{aligned} \tag{38}$$

şeklindedir.

Bu tanıma göre $y_{i1,t}$ ve $y_{i2,t}$,

$$y_{i1,t} = y_{i1,t-1} + \varepsilon_{i1,t} = y_{i1,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i1,t,j}^{-} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i1,j}^{+}$$

$$y_{i2,t} = y_{i2,t-1} + \varepsilon_{i2,t} = y_{i2,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i2,t,j}^{-} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i2,j}^{+} \quad (39)$$

olarak yazılabilir. Bu durumda negatif ve pozitif şokların birikimli formları aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır;[51]

$$y_{i1,t}^{-} = y_{i1,0}^{-} + \varepsilon_{i1,t}^{-} = y_{i1,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i1,j}^{-},$$

$$y_{i2,t}^{-} = y_{i2,0}^{-} + \varepsilon_{i2,t}^{-} = y_{i2,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i2,j}^{-}$$

$$y_{i1,t}^{+} = y_{i1,0}^{+} + \varepsilon_{i1,t}^{+} = y_{i1,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i1,j}^{+}, \quad (40)$$

$$y_{i2,t}^{+} = y_{i2,0}^{+} + \varepsilon_{i2,t}^{+} = y_{i2,0} + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_{i2,j}^{+}$$

Hatemi-J (2012) testinde nedensellik ilişkileri belirlemek için ise VAR modelden yararlanılmaktadır. y_t^+ değişkeninin $y_{i1,t}^+$ ve $y_{i2,t}^+$ değerlerine eşit olduğu durumda p gecikmeye sahip VAR modeli aşağıdaki gibi tahmin edilir.

[51] Abdulnasser J. Hatemi, vd., *a.g.m*, s.6-8.

$$y_t^+ = \propto + A_1 y_{t-1}^+ + \cdots + A_p y_{t-p}^+ + e_t^+ \quad (41)$$

Denklemde yer alan $\propto$ değişkeni 2×1 boyuta sahip olan sabit terim vektörünü, y_t^+, 2×1 boyutlu değişken vektörünü ve e_t^+ 2×1 boyutlu hata terimi vektörünü ifade etmektedir. r gecikme uzunluğuna sahip A_r matrisi 2×2 boyutlu matris olup gecikme uzunluğu bilgi kriterleri yardımıyla aşağıda ifade edildiği gibi belirlenmektedir.

$$HJC = \ln\left(\left|\widehat{\Omega_j}\right|\right) + j\left(\frac{n^2 lnT + 2n^2 \ln(lnT)}{2T}\right), \quad (42)$$

$$j = 0,,1,2,3,\ldots,p$$

Burada, T değeri, gözlem sayısını, n değeri, VAR modelindeki denklem sayısını, $\ln\left(\left|\widehat{\Omega_j}\right|\right)$ ise j gecikmeye sahip VAR modelinde yer alan hata terimlerinin varyans kovaryans matrisinin determinantını ifade edilmektedir.

Seriler arasında Granger nedensellik yoktur şeklinde oluşturulan temel hipotezin test edilmesi için gerekli olan Wald istatistiğine ulaşabilmek için VAR (p) modeli aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır:

$$y = DZ + \delta$$

$$D = \left(\propto, A_1, A_2, A_3, A_4 \ldots, A_p\right), \quad (43)$$

$$y = \left(y_1^+, y_2^+, y_{3,}^+ y_4^+, \ldots, y_T^+\right),$$

$$\delta = (e_1^+, e_2^+, e_3^+, \ldots, e_T^+),$$

$Z = (Z_0, Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_{T-1})$,

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ y_t^+ \\ y^+{}_{t-1} \\ \vdots \\ y^+_{t-p+1} \end{bmatrix}$$

Burada, D; $(n \times (1 + np))$ boyuta sahip matrisi, y; $(n \times T)$ boyutlu matrisi, Z; $(1 + np) \times T)$ boyutlu matrisi ve S; $(n \times T)$ boyutlu matrisi ifade etmektedir. Granger nedenselliğin olmadığı temel hipotez ($C\hat{\beta} = 0$) wald istatistiğiyle aşağıdaki gibi test edilmektedir:

$$W = (C\beta)'[C((Z'Z)^{-1} \otimes S_u)C']^{-1}(C\beta) \qquad (44)$$

Burada, C kısıtların yer aldığı gösterge matrisini, $\beta = vec(D)$'yi, vec sütun yığma işlemcisini, $\otimes$ Kronecker çarpanını, S_u, $(\widehat{\delta_u'}\delta_u')/(T - q)$ şeklindeki kısıtsız VAR modelinin varyans kovaryans matrisini, q ise VAR modelin her değişkeni için gecikme sayısını ifade etmektedir.

BÖLÜM 3

3. OYNAKLIK KAVRAMI VE OYNAKLIĞIN MODELLENMESİ

Küreselleşme ile birlikte oynaklık, risk yönetimi, türev fiyatlandırma, portföy seçimi, vb. gibi finansal teori ve uygulamaların farklı alanlarında çok önemli bir kavram haline gelmiştir. İstatistiksel olarak, oynaklık genellikle varyans veya standart sapma ile ölçülmektedir.[52] Bu nedenle uygulamalarda, oynaklığın modellenmesi için genellikle otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelleri kullanılmaktadır. Bu bölümde ilk olarak oynaklık kavramı üzerinde durulacak daha sonra tek değişkenli ve çok değişkenli modeller açıklanacaktır.

3.1. Oynaklık Kavramı

İstatistiksel olarak oynaklık, herhangi bir veri setinde yer alan gözlemlerin belli bir ortalama etrafında artış veya azalış göstermesi olarak tanımlanırken finans alanında oynaklık finansal varlıkların fiyatlarında oluşan artış veya azalış hareketleri olarak tanımlanmaktadır.

Mandelbrot (1963)[53]', finansal varlıkların getirilerinde meydana gelen büyük fiyat değişmelerinin büyük fiyat değişmelerini, küçük fiyat değişmelerinin ise küçük fiyat değişmelerini takip ettiğini ortaya koymuştur. Finans piyasalarında görülen bu duruma "oynaklık kümelenmesi" adı verilmektedir.

---

[52] Eric Zivot- Jiahui Wang, *a.g.e*., s.223.

[53] Benoit Mandelbrot, "The Variation of Certain Speculative Prices", *The Journal of Business*, Bölüm 36, 1963, s. 394-419.

Finansal piyasalarda oynaklık kavramı risk ile yakından ilişkilidir. Finansal varlıkların oynaklıkları ne kadar yüksekse o varlıklar o kadar riskli kabul edilmektedir. Bu yüzden yatırımcılar zarar etmekten korktukları için oynaklığı yüksek olan varlıklara yatırım yapmaktan çekinirler. [54]

Yatırımcılar oynaklığı tahmin ederek kar düzeylerini arttırmayı ya da zarar düzeylerini en düşük seviyede tutmayı amaçlamaktadırlar. Bu nedenle oynaklığın tahmin edilebilmesi ve ölçülebilmesi yatırımcılar açısından riski en aza indirgeyebilmek için çok önemlidir.[55] Koşullu varyans modelleri bu bağlamda yatırımcılar için önemli birer modelleme aracı olmuştur.

3.2. Tek Değişkenli Simetrik Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Ekonometride temel varsayımlardan bir tanesi varyansın sabit olmasıdır. Fakat getirilerin temel özelliklerinde bahsedildiği gibi finansal zaman serilerinde varyans, varsayıldığı gibi sabit değil kendinden önceki dönemlerdeki bilgilere göre değişebilmektedir. Zaman içinde bu amaçla birçok yaklaşım sunulmuştur. Bunlardan, koşullu değişen varyans modelleri şüphesiz ki bu alanda yeni bir çağ başlatmıştır. Bu tür modellerin hedefi, risk analizi, portföy seçimi ve türev fiyatlandırma ile ilgili finansal kararlarda kullanılabilen standart sapma gibi bir oynaklık ölçümü sağlamaktır.

Bu bölümde tek değişkenli koşullu varyans modelleri incelenecektir.

---

[54] Cormac Butler, *Mastering Value at Risk, A Step-By-Step Guide to Understanding and Applying Var,* Financial Times Pitman, Londra, 1999, s.190.

[55] Zhang Dai-Jun, Wei Chen, Meng –Na Hou, "CSI 300 Stock Index Futures To Launch An Emprical Research On A-Share Of The Spot Market Pricing Efficiency And Operating Efficiency Influence", *Beşinci Uluslararası İş Zekâsı ve Finansal Mühendislik Konferansı IEEE*, 2012, s. 399-403.

3.2.1. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli

ARCH modeli ilk olarak 1982 yılında Engle tarafından geliştirilmiştir. Bu modelde, herhangi bir dönemdeki varyansın, bilinen değişkenlerin gecikmeli değerlerine bağlı kalmasına izin verilir, fakat koşulsuz varyans varsayıldığı gibi genelde sabit olmaktadır.

ψ_t, t zamanına kadar ki bilgileri içeren bilgi seti olsun. y_t, bağımlı değişken ve x_t, bağımsız değişken olsun. Bu durumda ortalama modelinde y_t serisi ψ_{t-1}veri setinin bir fonksiyonudur ve ortalama modeli (45)'de verildiği gibi tanımlanır.[56]

$$\text{yt}|\ \psi_{t-1} \sim N(x_t\beta, h_t) \tag{45}$$

Bu modelde bulunan x_t dışsal ve gecikmeli içsel değişkenler vektörünü, $x_t\beta$ koşullu ortalamayı ve h_t koşullu varyansı ifade etmektedir. Koşullu varyans modeli, ARCH olarak varsayılırsa, varyans modeli (46)' daki eşitlik ile ifade edilmektedir. Bu eşitlikte p değeri ARCH mertebesini belirtir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 {\epsilon^2}_{t-1} + \alpha_2 {\epsilon^2}_{t-2} + \cdots + \alpha_p {\epsilon^2}_{t-p} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i {\epsilon^2}_{t-i} \tag{46}$$

$$\epsilon_t = y_t - x_t\beta \tag{47}$$

[56] Robert F. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica,* Cilt 50, 1982, s. 988-989.

Koşullu varyans h_t, pozitif değerler almak zorundadır. Bu varsayımın sağlanması için modelin bazı kısıtları sağlaması gerekmektedir. Bu kısıtlar, (48)' de verildiği gibidir.[57]

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1,2,3, \dots, p$$

$$\sum_{i=1}^{p} \alpha i < 1 \qquad (48)$$

3.2.1.1. ARCH Modelin Olumsuz Özellikleri

ARCH modelin dezavantajları aşağıdaki gibi sıralanmaktadır;[58]

- Model, önceki şokların karesine bağlı olduğundan dolayı, oynaklık üzerinde pozitif ve negatif şokların, aynı etkileri olduğunu varsaymaktadır. Günlük hayatta, bir finansal varlık fiyatının olumlu ve olumsuz şoklara farklı tepki verdiği bilinmektedir.

- ARCH modeller getiri serisine yayılan izole şoklara yavaş tepki vermektedirler ve çok kısıtlayıcıdırlar.
- Model, bir finansal zaman serisinin varyasyonlarının kaynağını anlamak için yeni bir bakış açısı sağlamamaktadır. Koşullu varyansı tanımlamak için yalnızca mekanik bir yol sağlar. Koşullu varyansın ortaya çıkma nedeni hakkında hiçbir bilgi vermez.

---

[57] Robert F. Engle, *a.g.m.,* s. 989.

[58] Ruey S. Tsay, *a.g.e.,* s. 86.

3.2.2. Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH-M) Modeli

ARCH modelin genişletilmiş bir hali olan ve ortalamada otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH-M) olarak adlandırılan model Engle, Lilien ve Robins (1987)[59] tarafından geliştirilmiştir. ARCH-M modelinin ARCH modelden en önemli farkı koşullu varyans teriminin ortalama denkleminde bağımsız bir değişken olarak yer almasıdır. Böylece koşullu varyansın ortalamayı etkilemesine izin verilmiş olunacaktır. ARCH-M modelinde bağımsız değişken olarak koşullu varyans yerine koşullu standart sapma da yer alabilir.

Koşullu varyans terimini ifade eden h_t, nin koşullu ortalama denkleminde değişken olarak yer aldığı ARCH-M modeli genel olarak aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_t|\psi_{t-1} \sim N(\beta x_t + \delta h_t, h_t) \tag{49}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \tag{50}$$

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t - \delta h_t \tag{51}$$

Denklem (49)' da yer alan δ katsayısı zamana göre değişen risk primini ifade etmektedir. Bu risk primi sıfırdan büyük ve istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır. δ

[59] Engle F. Robert, Lilien David M. ve Robins Russell P., "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica*, Cilt 55, No: 2, 1987, s. 391-407.

katsayısının negatif olduğu durumlar finansal açıdan anlamsız olarak yorumlanmaktadır.[60]

3.2.3. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli

GARCH modeli ARCH modelinin genelleştirilmesi ile elde edilen bir modeldir. Bu model Bollerslev tarafından 1986 yılında geliştirilmiştir. Oynaklık modellerinin en basit ve en sağlam olanıdır.[61]

ε_t, ortalama modelinin hata terimi olsun. GARCH (p,q) modeli koşullu varyansı,

$$h_t = w + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i {\varepsilon^2}_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j h_{t-j|t-1-j} \qquad (52)$$

olarak tanımlar. Burada, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, $w > 0$ katsayılardır. Koşullu normal hataya sahip GARCH (p, q) modeline karşılık gelen koşulsuz dağılımın leptokurtik olmasına rağmen, kesin olarak finansal zaman serisinde modelin yeterince leptokurtik olup olmadığı gözlemlenemez. Özellikle koşullu bir kalın kuyruk dağılımı, koşullu normal dağılımdan üstün olabilir.

GARCH (p,q) modelinde varyansın pozitifliği ve hata terimleri zayıf durağanlığının sağlanması için (53)' deki koşulların sağlanması gerekmektedir.[62]

---

[60] Robert Engle, vd., *a.g.m.*, s. 1987:394.

[61] Tim Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedacity", *Journal of Econometrics*, Cilt 31, No: 3, 1986, s. 307-327.

$$p > 0, q \geq 0$$

$$\sum_{i=1}^{p} a_i + \sum_{j=1}^{q} \beta_j < 1 \qquad (53)$$

$$\beta_j \geqslant 0, j = 1,2,3, \dots, q$$

$$a_0 > 0, a_i \geqslant 0, \mathrm{i} = 1,2,3, \dots, \mathrm{p}$$

Bu modele genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) isminin verilmesinin üç ana nedeni bulunmaktadır. Bunlar;[63]

- Genelleştirilmiş sözcüğü Bollerslev'in (1986), Engle'in (1982) ARCH modelinin genellemesine dayandığı gerçeğinden kaynaklanmaktadır.

- Bu yaklaşım otoregresiftir, çünkü GARCH, otoregresif (kendiliğinden gerileme) formdaki bir zaman serisi modelidir.

- Koşullu varyans söz konusu olmasının nedeni koşullu varyasyonda zaman değişiminin modele eklenmiş olmasıdır.

---

[62] Tim Bollerslev, "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", *The Review of Economics and Statistics,* Cilt 69, 1987, s. 543-544.

[63] Carol Alexander, *Practical Financial Econometrics,* John Wiley&Sons, Cilt 2, 2008, s.131.

3.2.4. Genelleştirilmiş Ortalamada Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH-M) Modeli

Engle, Lilien ve Robins'in (1987) ARCH modelini genişletip ARCH-M modeli elde ettiğinden daha önce bahsetmiştik. Uygulamalarda GARCH modeller ARCH modellere oranla daha çok kullanıldığından dolayı bahsi geçen ARCH-M modeli genişletilerek GARCH modellerine uyarlanmıştır.

Finans alanında getirilerin ortalaması ve varyansı arasında bir ilişki olduğunu varsayan birçok teori mevcuttur. Bu teoriler neticesinde koşullu varyans ortalama denklemine dahil edildiğinde koşullu varyansın ortalamayı etkilemesi sağlanmış olur.[64] Finansal bir varlığın getirisinin o varlığın oynaklığına bağlı olduğu durumları modellemek için GARCH-M modellerinden yararlanılmaktadır.

ARCH-M modelinin düzenlenmesi sonucunda elde edilen GARCH-M modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$y_t|\psi_{t-1} \sim N(\beta x_t + \delta h_t, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} \qquad (54)$$

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t - \delta h_t$$

[64] Tim Bollerslev, *a.g.m.*, s. 543-544.

δ katsayısı risk primini belirtmektedir. Risk parametresinin pozitif olduğu durumlarda getiriler kendi geçmiş oynaklık değerleri ile pozitif olarak ilişkilidir.

3.3. Tek Değişkenli Asimetrik Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Daha önce bahsedilen koşullu değişen varyans modelleri meydana gelebilecek şokların oynaklık üzerinde etkilerinin simetrik olduğunu varsayar. Fakat bu şokların her zaman simetrik etkilere sahip olması mümkün olmayacağından asimetrik etkilere izin veren modeller geliştirilmiştir.

Asimetrik GARCH, özellikle hisse senedi ve emtia piyasalarında oynaklık davranışını yakalamak için kesinlikle gereklidir. Veriler günlük olarak veya bir gün içi frekansta örneklendiğinde, faiz oranları ve döviz kurları bile asimetrik etkiler gerektirir.[65]

Bu bölümde uygulamalarda yaygın olarak kabul görmüş asimetrik otoregresif koşullu değişen varyans modellerinden Üssel GARCH (EGARCH), GJR-GARCH ve Asimetrik Güç GARCH (APARCH) modelleri hakkında bilgi verilecektir.

3.3.1. Üssel GARCH (EGARCH) Modeli

Finansal zaman serilerinin ele alınmasında GARCH modelinin bazı zayıflıklarının üstesinden gelmek için, Nelson (1991) üssel GARCH (EGARCH) modelini ortaya çıkarmıştır. Model GARCH tanımına göre birçok avantaja sahiptir.

[65] Carol Alexander, *a.g.e.,* s.147.

Özellikle, negatif ve pozitif varlık getirileri arasındaki asimetrik etkilere izin vermek için bu model kullanılmaktadır.[66] Bu model, koşullu varyans denklemini, varyansın logaritması cinsinden ifade eder. Bu nedenle, varyans her zaman pozitif olacaktır. [67]

Nelson'un EGARCH modelinde koşullu varyans, aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$log\, h_t = w + \alpha \varepsilon_{t-1} + \gamma(|\varepsilon_{t-1}| - E|\varepsilon_{t-1}|\ ) + \beta\, log\, h_{t-1}. \qquad (55)$$

Burada, α parametresinin anlamlı olması oynaklıktaki asimetri ilişkisini, α'nın negatif olması ise kaldıraç etkisini belirtmektedir.

Orijinal formülasyonda Nelson, hatalar için genelleştirilmiş hata dağılımını (GED) varsaymaktadır. GED, birçok dizi türü için kullanılabilen dağılımların çok geniş bir ailesidir. Bununla birlikte, hesaplama kolaylığı ve sezgisel yorumundan dolayı, EGARCH' ın neredeyse tüm uygulamaları, koşullu normal hataları kullanmak yerine, GED dağılımını kullanmaktadır.[68]

3.3.2. GJR-GARCH Modeli

GJR-GARCH Modeli, Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993)[69] tarafından önerilmiştir. Zakoian (1991)[70] tarafından önerilen eşik değerli (threshold) GARCH

---

[66] Ruey S. Tsay, *a.g.e.,* s. 102.

[67] Carol Alexander, *a.g.e.,* s.151.

[68] Chris Brooks, *a.g.e*., s. 441.

[69] Glosten Lawrance R, Jagannathan Ravi, Runkle David E, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *The Journal of Finance*, Cilt 48, 1993,s.1779-1801.

[70] J.M. Zakoian, "Threshold Arch Models", *CREST DP,* 1991.

(TGARCH) modeline benzemektedir. GJR-GARCH modeli temelde koşullu varyansı parçalı doğrusal fonksiyon olarak tanımlanmaktadır.

GJR-GARCH modelinde koşullu varyans olumlu ve olumsuz haberlerin karelerinin doğrusal bir fonksiyonu halinde yazılmıştır. Davidian ve Carroll (1987)[71]' nin varyans fonksiyonu tahmini hakkında yazdığı makaleye dayanarak Zakoian daha farklı bir yaklaşım benimsemiştir. Varyansın, doğrudan gözlemlenebilir değişkenlere bağlı olmasına rağmen, hataların normal dağılım izlemediği durumda mutlak hataların karelerinden daha verimli varyans tahminleri sağlandığı sonucuna ulaşmışlardır. Bu nedenle Zakoian, oynaklık üzerindeki asimetrik ilişkileri tanımlayabilmek için kullanılan TGARCH modelinde, GJR-GARCH modelinden farklı olarak koşullu varyans yerine koşullu standart sapma kullanmaktadır.[72]

GJR-GARCH (q, p) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$D_{t-i} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases} \qquad (56)$$

D_{t-i} , 0 ve 1 değerlerini alan kukla değişkenini, ε_t hata terimini ifade etmektedir.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} (\alpha_i \, \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_i D_{i,t-i} \, \varepsilon_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \, h_{t-j} \qquad (57)$$

---

[71] Davidian M.- Carroll R.J, "Variance Function Estimation", İstatistik Bölümü, Kuzey Carolina Üniversitesi, 1987.

[72] Ghulam Ali, "EGARCH, GJR- GARCH, TGARCH, AVGARCH, NGARCH, IGARCH and APARCH Models for Pathogens at Marine Recreational Sites", *Journal of Statistical and Econometric Methods,* Cilt 2, 2013, s.60-62.

(57)' de $i = 1,2,3,\dots,q$ ve $j = 1,2,3,\dots,p$ için $\alpha_0 > 0$, $\beta_j \geq 0$, $\alpha_i \geq 0$, koşulları sağlandığı takdirde koşullu oynaklık pozitif olur. Denklemde yer alan ε_t değerlerinin pozitif olması olumlu haberleri, negatif olması ise olumsuz haberleri belirtmektedir.

Modelde $\gamma_i \neq 0$ durumu söz konusu olduğunda olumlu haberler ile olumsuz haberlerin etkisi aynı olmayacaktır. Olumlu haberler koşullu varyansı α_i kadar etkilerken, olumsuz haberler koşullu varyansı $(\alpha_i + \gamma_i)$ kadar etkilemektedir. Bu durum asimetri ilişkisi olduğunu göstermektedir. $\gamma_i = 0$ durumunda, oynaklıkta haberlerin etkilerinin asimetrik olmadığı anlamına gelmektedir. $\gamma_i > 0$ durumunda ise oynaklık üzerinde olumsuz haberlerin etkilerinin olumlu haberlerin etkilerinden daha fazla olacağı anlamına gelen kaldıraç etkisinin mevcut olduğu anlaşılmaktadır.[73]

3.3.3. Asimetrik Güç ARCH (APARCH) Modeli

Uygulamada kullanılan modellerde, getirilerin gecikmelerinin olumlu ve olumsuz etkilerini yani asimetriyi (kaldıraç etkilerini) ve oynaklıktaki esnekliğin gücünü dikkate alan farklı modeller mevcuttur. APARCH modeli hem güç hem de asimetri ilişkilerini aynı anda dikkate alan bir modeldir.[74]

Ding, Granger ve Engle (1993)[75]' nin APARCH (p,q) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

---

[73]Hao Jinji-Zhang Jin E.,"Garch Option Pricing models,the CBOE VIX, and Variance Risk Premium"*Journal of Financial Econometrics*, 2013, s.556-580.

[74] Jon Denielsson, *Financial Risk Forecasting*, Wiley Finance, 2011, s. 51-52.

[75] Ding Zhuanxin., Granger Clive .W., Engle Robert F., "A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model", *Journal of Empirical Finance,* Elsevier, Cilt 1, 1993, s. 83-106.

$$\sqrt{h_t}^{\delta} = \omega + \sum_{j=1}^{q} \alpha_j (|\varepsilon_{t-j}| - \gamma_j \varepsilon_{t-j})^{\delta} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i (\sqrt{h}_{t-i})^{\delta} \quad (58)$$

Burada, ω, α_j, γ_j, β_i ve δ tahmin edilmesi gereken parametrelerdir. $\delta \neq 2$ güç etkisini, $\gamma_j \neq 0$ ise asimetriyi sağlayan kaldıraç etkisini belirtmektedir. Kaldıraç etkisi oynaklığın olumsuz bir haberin olumlu bir haberden daha fazla etkiye sahip olması durumudur.

APARCH (p,q) modeli aşağıdaki kısıtları yerine getirmelidir:[76]

1) $\alpha_j = 0,\ j = 1,2,\dots,q,$ ve $\beta_i = 0,\ i = 1,2,\dots,p$ varsayıldığında, $h_t^{\delta} = \omega$ olacağından dolayı $\omega > 0$ olmalıdır.
2) $\omega > 0,\ \alpha_j \geq 0, j = 1,2,\dots,q,\ \beta_i \geq 0, i = 1,2,\dots,p$ varyansın pozitifliği sağlanır.
3) $0 \leq \sum_{j=1}^{q} \alpha_j + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \leq 1$

$T \to \infty$ olduğunda ε_t' nin koşulsuz varyansı aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\sigma_t^{\delta} = \frac{\omega}{1 - \sum_{j=1}^{q} \alpha_j (1 - \gamma_j)^{\delta} - \sum_{i=1}^{p} \beta_i}. \quad (59)$$

[76] Ding Ding, *Modeling of Market Volatility with APARCH Model*, Uppsala Üniversitesi Matematik Bölümü Proje Bildirisi, 2011, s.6.

3.4. Çok Değişkenli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri

ARCH ve GARCH gibi tek değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modelleri birden fazla finansal varlık olması durumunda modellemede yetersiz kalmaktadır. Bu yüzden birden fazla finansal değişkeni rahatlıkla modelleyebilmek için çok değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modelleri ortaya çıkmıştır. GARCH model geliştirilerek VECH GARCH, Köşegen VECH GARCH, BEKK GARCH, Sabit ve Dinamik Koşullu GARCH (CCC GARCH, DCC GARCH) gibi birçok çok değişkenli GARCH modelleri elde edilmiştir. Bu kısımda, bahsi geçen çok değişkenli GARCH modelleri formülleriyle desteklenerek açıklanmıştır.

3.4.1. VECH GARCH (Vektör GARCH) Modeli

Çok değişkenli GARCH modellerinden biri olan VECH GARCH modeli Bollerslev ve arkadaşları tarafından 1988 yılında formüle edilmiştir. (60)' da N boyutlu VECH GARCH modelinin genel formülü yer almaktadır.[77]

$$vech(\boldsymbol{H}_t) = \mathbf{C} + \sum_{i=1}^{q} \boldsymbol{A}_i^* \, vech(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}') + \sum_{j=1}^{p} \boldsymbol{B}_j^* vech(\boldsymbol{H}_{t-j}) \qquad (60)$$

Burada, $\boldsymbol{H}_t$ simetrik koşullu kovaryans matrisi, $vech(.)$ yarı-vektör operatörüdür ve $N \times N$ boyuta sahip simetrik matrisin sol alt üçgensel matrisini veren $\left[\frac{N(N+1)}{2}\right] \times 1$ boyutlu vektörü belirtmektedir. $\mathbf{C}$, $\left[\frac{N(N+1)}{2}\right] \times 1$ boyutunda bir sabit

[77] Bollerslev Tim, Engle Robert, Wooldridge M. Jeffrey, "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances", *Journal of Political Economy,* Cilt 96, 1980, s. 119.

vektörüdür, ayrıca $vech$ operatörü ile çarpılan $\boldsymbol{A}_i^*$ ve $\boldsymbol{B}_j^*$ matrisleri $i = 1,2,3, \dots q$ ve $j = 1,2,3, \dots p$ olmak üzere $\left[\frac{N(N+1)}{2}\right] \times \left[\frac{N(N+1)}{2}\right]$ boyutunda katsayılar matrisleridir.

Örneğin; VECH GARCH (1,1) , $N = 2$ için aşağıda verildiği gibi formülize edilir:

$$\begin{bmatrix} h_{11t} \\ h_{21t} \\ h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ w_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* & a_{13}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* & a_{23}^* \\ a_{31}^* & a_{32}^* & a_{33}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-1}^2 \\ \varepsilon_{1t-1}\varepsilon_{2t-1} \\ \varepsilon_{2t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* & b_{13}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* & b_{23}^* \\ b_{31}^* & b_{32}^* & b_{33}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11t-1} \\ h_{21t-1} \\ h_{22t-1} \end{bmatrix} \quad (61)$$

VECH GARCH, gösteriminde N' nin küçük değerleri için bile tahmin edilmesi gereken değişken sayısı oldukça fazladır. Çünkü parametre sayısı, $1 + (p + q)(N\,(N+1)/2)^2$ dir. Örneğin; $N = 2$ ve $q = p = 1$ için bile 21 katsayı tahmini gerekmektedir. Bu da modelde boyut problemine neden olmaktadır ve katsayı tahminleri imkansız hale gelmektedir. Bu durumda doğal kısıt Köşegen VECH GARCH gösterimidir. Bu gösterimde kovaryans matrisin her bileşeninin sadece kendisi ve $\varepsilon_{jt}\varepsilon_{kt}$'nin geçmiş değerlerine bağlı olduğu varsayılır. Diğer bir deyişle $\boldsymbol{A}_i^*$ ve $\boldsymbol{B}_j^*$ matrisleri köşegendir.

3.4.2. BEKK GARCH Modeli

Birçok farklı alternatif çok değişkenli GARCH modelinin mevcut olmasına rağmen BEKK modeli en yaygın olarak kullanılan modeldir. Engle ve Kroner (1995)[78]

[78] Engle R.F- Kroner K.F., "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, Cilt 11, 1995, s. 124-125.

tarafından önerilen BEKK modelinin kurulumunda pozitif tanımlılık kısıtları konulmuştur.

BEKK modeli, pozitif yarı tanımlılığın yanı sıra birçok kullanışlı özelliğe sahiptir. Örneğin, farklı varlık getirileri ve oynaklıklar arasındaki etkileşimlere izin verir ve nispeten daha az parametre gerektirir.[79]

BEKK GARCH modelinin genel formu aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\boldsymbol{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \sum_{i=1}^{q} \boldsymbol{A}_{ik}\, \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}\boldsymbol{\varepsilon}'_{t-i}\boldsymbol{A}'_{ik} + \sum_{j=1}^{p} \boldsymbol{B}_{jk}\boldsymbol{H}_{t-j}\boldsymbol{B}'_{jk} \tag{62}$$

$\mathbf{C}$, $\boldsymbol{A}_{ik}$ ve $\boldsymbol{B}_{jk}$, $N \times N$ boyutunda parametre matrisleridir. Katsayı matrisi, $\mathbf{C}\mathbf{C}'$, tanım gereği hiçbir varsayıma gerek duymadan pozitif yarı tanımlıdır ve alt köşegen matris $\mathbf{C}$'ye ayrıştırılmıştır. Çok zayıf koşullar altında (63)'deki eşitliğin sonucunun pozitif olacağı kesindir.

EKK modelini açıklamak için $K = 1$, N=2 ve dışsal etkilerin olmadığını varsayalım. Bu durumda, BEKK GARCH modeli,

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \alpha^*_{11} & \alpha^*_{12} \\ \alpha^*_{21} & \alpha^*_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon^2_{2,t-1} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} \alpha^*_{11} & \alpha^*_{12} \\ \alpha^*_{21} & \alpha^*_{22} \end{bmatrix}' \\ &+ \begin{bmatrix} b^*_{11} & b^*_{12} \\ b^*_{21} & b^*_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} h_{11t-1} & h_{12t-1} \\ h_{21t-1} & h_{22t-1} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} b^*_{11} & b^*_{12} \\ b^*_{21} & b^*_{22} \end{bmatrix}'\end{aligned} \tag{63}$$

[79]Jon Danielsson, *a.g.e.,* s. 69.

olarak ifade edilebilir. Bu modelde VECH GARCH modeli ile karşılaştırıldığında hem denklemler arasında hem de denklemler içinde kısıtlamalar getirerek parametrelerin daha kısıtlı olarak kullanıldığını görmekteyiz. BEKK GARCH modelindeki parametre sayısı $(p+q)N^2 + N(N+1)/2$' dir.[80] Bu sayı yine de oldukça fazladır.

BEKK modelinin bir diğer dezavantajı, gecikmeli getirilerin karesinin veya gecikmeli oynaklık tahminlerinin kovaryans matrisinin elemanları üzerindeki etkisini doğrudan temsil etmemektedir. Bu durum parametrelerinin yorumlanmasının zor olabileceği anlamına gelmektedir. Buna ek olarak, çoğu parametrenin istatistiksel olarak önemsiz olduğu ve çoğu zaman modelin aşırı parametreli olabileceğini düşündürmektedir. BEKK modellerini tahmin etmenin zorluğu, çok sayıda parametredir ve bu da tahminlerin yapılması için varlıkların sayısının oldukça küçük olması gerektiği sonucuna götürmektedir.[81]

3.4.3. Koşullu Korelasyon GARCH Modelleri

Koşullu korelasyon GARCH modelleri, Sabit Koşullu Korelasyon (CCC) ve Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Çalışmanın bu bölümünde Bollerslev (1990) tarafından önerilen Sabit Koşullu Korelasyon GARCH (CCC GARCH) ve Engel (2002)[82] tarafından önerilen Dinamik Koşullu Korelasyon GARCH (DCC GARCH) modelleri açıklanmıştır.

---

[80] Robert F. Engle – Kenneth. F. Kroner, *a.g.m.*, s.124-127.

[81] Jon Danielsson, *a.g.e.,* s. 70.

[82] Robert Engle, "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model", *Journal of Business&Economic Statistics*, 2002.

3.4.3.1. Sabit Koşullu Korelasyon (CCC)

Sabit koşullu korelasyon (CCC) modeli, çok değişkenli otoregresif koşullu değişen varyans modellerindeki parametrelerin sayısını azaltmak için alternatif bir yöntemdir. Bollerslev (1990)[83] tarafından ortaya çıkarılan sabit koşullu korelasyon (CCC) modeli, koşullu korelasyon matrisini tahmin ederek, dolaylı yoldan koşullu kovaryans matrisini tahmin etmeyi amaçlamaktadır. Modelde, koşulu korelasyonlar sabit iken, koşullu kovaryans değişkendir.

$N \times N$ boyutlu kovaryans matrisi (H) aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\mathbf{H}_t = \boldsymbol{D}_t^{1/2} \boldsymbol{R}\, \boldsymbol{D}_t^{1/2} \tag{64}$$

Burada $\boldsymbol{R}$ sabit korelasyon matrisini, $\boldsymbol{D}_t$ aşağıda verilen köşegen koşullu varyans matrisini göstermektedir.

$$\mathbf{D}_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & 0 \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & h_{NNt} \end{bmatrix} \tag{65}$$

Örneğin; $N = 2$ olarak varsayarsak, CCC GARCH modeli,

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} \boldsymbol{h}_{11t}^{\frac{1}{2}} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{h}_{22t}^{\frac{1}{2}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{1} & \boldsymbol{\rho}_{12} \\ \boldsymbol{\rho}_{12} & \mathbf{1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{h}_{11t}^{\frac{1}{2}} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \boldsymbol{h}_{22t}^{\frac{1}{2}} \end{bmatrix} \tag{66}$$

olarak ifade edilir.

---

[83] Tim Bollerslev, "Modelling The Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", The MIT Press, Cilt 72, 1990, s.499.

(64) ve (65) ele alındığında eğer sabit koşullu korelasyon matrisi (R) pozitif ise koşullu köşegen kovaryans matrisinin de pozitif olmasını garanti etmektedir. CCC modeli çok basit bir model olmakla birlikte ayrıca uygulanması da kolay olan bir modeldir. CCC GARCH iki aşamada tahmin edilir:

1. Koşullu varyanslar öncelikle tahmin edilir.
2. Standartlaştırılmış hatalar kullanılarak, $\boldsymbol{R}$, tahmin edilir.

Bununla birlikte modelin basit olmasının yanısıra bazı dezavantajları da vardır. Özellikle korelasyonların zamana bağlı olarak değişmediği varsayımı doğrusal olmayan bağımlılığı destekleyen ampirik kanıtların büyük bir bölümüyle çelişmektedir. Bundan dolayı Sabit Koşullu Korelasyon (CCC) modeli yerine Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) modelinin kullanımı tercih edilmektedir.[84]

3.4.3.2. Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC)

CCC GARCH modelinde de belirtildiği gibi koşullu korelasyonların sabit olması doğrusal olmayan birçok deneyde desteklenmediğinden dolayı Engle (2002) ve Tse ve Tsui (2002)[85] tarafından Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) olarak adlandırılan model önerilmiştir.

Dinamik koşullu korelasyonun (DCC) birkaç farklı modeli mevcut olmasına rağmen Engle (2002)'nin önermiş olduğu versiyon yaygın olarak kullanılmaktadır. Model CCC GARCH ile ilişkilidir. Fakat bu modelde korelasyonlar zamana bağlı

---

[84] Jon Danielsson, *a.g.e.,* s. 64.

[85] Tse Y. K.- Tsui Albert K. C., "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations", *Journal of Business&Economic Statistics,*2002.

olarak değişken olduğu varsayılır. Varyans-kovaryans matrisini, $\mathbf{H_t}$ olarak gösterirsek, DCC GARCH modeli de,

$$\mathbf{H_t} = \mathbf{D_t^{1/2}} \mathbf{R_t} \mathbf{D_t^{1/2}} \tag{67}$$

olarak tanımlanır. (67)' deki gibi $\mathbf{D_t}$ koşullu standart sapmaları içeren köşegen matrisini, $\mathbf{R_t}$ zamana bağlı değişen koşullu korelasyon matrisini ifade etmektedir. Literatürde, R_t'nin çeşitli şekilde parametrelendirilmesi mümkündür. Bu çalışmada, Engle ve Sheppard (2001)[86] tarafından önerilen,

$$\mathbf{R}_t = \overline{\boldsymbol{R}} \, (1 - a - b) + a \, \boldsymbol{z}_{t-1} \boldsymbol{z}'_{t-1} + b \, \mathbf{R}_{t-1} \tag{68}$$

tanımı kullanılacaktır. Burada, a ve b sabit katsayıları, $\boldsymbol{z_t}$, standartlaştırılmış hata terimlerini, $\overline{\boldsymbol{R}}$ koşulsuz korelasyon matrisini göstermektedir. Korelasyon matrisinin pozitif tanımlı olması için $a + b < 1$ koşulu sağlanmalıdır. CCC GARCH'a benzer şekilde DCC GARCH modeli de iki aşamada tahmin edilir:

1. Koşullu varyanslar öncelikle tahmin edilir.
2. Standartlaştırılmış hatalar kullanılarak, $\boldsymbol{R_t}$, tahmin edilir.

[86] Engle F. Robert- Sheppard Kevin, "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH", *NBER Working Papers*, 2001.

BÖLÜM 4

4. FİNANS PİYASALARINA İLİŞKİN BİR UYGULAMA

Çalışmanın bu bölümünde, BIST100 endeksi ile Dolar/TL kuru, Altın'ın dolar cinsinden ons fiyatları, WTI Ham petrol fiyatları, Cboe Altın ETF Oynaklık Endeksi (GVZ) ve Ham Petrol ETF Oynaklık Endeksi (OVX) arasındaki ikili ilişkiler araştırılmıştır. Çalışma, 01.01.2010-01.01.2018 dönemine ait 2332 günlük fiyat verisi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Fiyat serileri ve fiyat serilerinin temin edildiği internet adreslerine ait bağlantılar aşağıda listelenmiştir;

Fiyat Serileri	**İnternet Adresleri**
BIST100:	https://finance.yahoo.com/quote/XU100.IS/history?p=XU100.IS
Dolar/TL:	https://finance.yahoo.com/quote/USDTRY=X/?guccounter=1
Altın:	https://www.gold.org/data/gold-price
Altın Oynaklık Endeksi:	http://www.cboe.com/products/vix-index volatility/volatility-on-etfs/cboe-gold-etf-volatility-index-gvz
Ham Petrol:	https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/rwtcD.htm
Ham Petrol Oynaklık Endeksi:	http://www.cboe.com/products/vix-index-volatility/volatility-on-etfs/cboe-crude-oil-etf-volatility-index-ovx

Çalışmada, kullanılan altın ve ham petrol fiyatları dolar para birimi ile ifade edilmektedir.

Çalışmanın analizleri, getiri serileri kullanılarak gerçekleştirilmiş ve yüzde logaritmik getiri serileri hesaplanmıştır. Bölüm (4.1)'de getiri serilerine ait temel istatistikler, grafikler ve temel testler yer almaktadır. Analizde, ikili ilişkileri ortaya koyabilmek için iki farklı yöntem uygulanmıştır. Yöntemler ve bulgular Bölüm (4.2) ve Bölüm (4.3)'de yer almaktadır. Bölüm (4.2)'de doğrusal ve doğrusal olmayan ilişkiler ve bu ilişkilerin yönü ve simetrisi, doğrusal, doğrusal olmayan ve asimetrik nedensellik testleri ile araştırılmıştır. Bölüm (4.3)'de ise ikili ilişkilerin dinamik yapısını ortaya koymak için DCC-GARCH modeli uygulanmıştır.

Analizlerin hepsi R programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler ve Testler

Tablo 1'de analizde kullanılan serilere ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tabloya göre işlem günü farklılıklarından dolayı, dikkate alınan dönem içinde BIST100'de 588, Dolar/TL Kuru'nda 504, Altın'da 491, Ham Petrol'de 604, GVZ'de 607 ve OVX'de 607 kayıp gözlem mevcuttur.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler ve Durağanlık, Normallik Testleri

	BIST100	**Dolar/TL Kuru**	**Altın**	**Ham Petrol**	**GVZ**	**OVX**
Gözlem Sayısı	2332	2332	2332	2332	2332	2332
Kayıp Gözlem	588	504	491	604	607	607
Minimum	-7,0585	-4,2106	-6,0274	-9,0514	-22,1925	-43,9906
Maksimum	6,2379	3,7733	4,8387	11,2892	33,2447	29,6897

1.Kartil	-0,6930	-0,3899	-0,5124	-1,1098	-3,3657	-2,9629
3.Kartil	0,8487	0,4170	0,5604	1,0873	2,4131	1,8041
Ortalama	0,0363	0,0447	0,0035	0,0029	-0,2349	-0,3608
Medyan	0,0790	-0,0052	0,0000	0,0573	-0,8011	-0,5713
Toplam	63,2584	81,6402	6,3843	5,0855	-405,287	-622,454
Ort. için alt sınır	-0,0277	0,0115	-0,0434	-0,0965	-0,4800	-0,5747
Ort. için üst sınır	0,1002	0,0778	0,0504	0,1023	0,0101	-0,1470
Varyans	1,8532	0,5224	1,0535	4,4381	26,9285	20,5023
Standart Sapma	1,3613	0,7228	1,0264	2,1067	5,1893	4,5279
Çarpıklık	-0,2633	0,2466	-0,1535	0,2399	1,0067	0,3467
Basıklık	2,0579	2,2299	3,0281	2,9210	4,2815	9,3177

İncelenen dönem içinde 1 günde en yüksek getiriyi GVZ elde etmiştir. GVZ bir günde %33,2447 kazandırmıştır. Benzer şekilde 1 günde en fazla kayıp yaşatan da OVX' dir ve bir günde %43,9906 kaybettirmiştir. Dönem içinde ortalamada en iyi getiriyi sağlayan Dolar/TL kuru iken, en düşük ortalama getiriye sahip OVX' dir. Hatta bu dönemde OVX ortalamada %0,3608 kaybettirmiştir. Standart sapmalara baktığımızda GVZ en yüksek, Dolar/TL kuru ise en düşük riskli ürün olarak gözlemlenmiştir.

BIST100 endeksi, 1 günde en fazla %7,0585 kaybettirmiş iken 1 günde en fazla %6,2379 kazandırmıştır. Ortalama günlük getirisi %0,0363 ve standart sapması %1,3613 tür. Ayrıca BIST100 getirilerine ait çarpıklık katsayısı ve basıklık katsayısı sırası ile -0,2633, 2,0579 olduğundan dolayı getiri dağılımı sola çarpıktır ve kalın kuyrukludur.

Dolar/TL kuru, 1 günde en fazla %4,2106 kaybettirmiş iken 1 günde en fazla %3,7733 kazandırmıştır. Ortalama günlük getirisi %0,0447 ve standart sapması %0,7228 dir. Ayrıca Dolar/TL kuru getirilerine ait çarpıklık katsayısı ve basıklık

katsayısı sırası ile 0,2466, 2,2299 olduğundan dolayı getiri dağılımı sağa çarpıktır ve kalın kuyrukludur.

Altın, bahsi geçen dönemde 1 günde en fazla %6,0274 kaybettirmiş ve 1 günde en fazla %4,8387 kazandırmıştır. Ortalama günlük getirisi %0,0035 ve standart sapması %1,0264 tür. Ek olarak, Altın getirilerine ait çarpıklık katsayısı, -0,1535 ve basıklık katsayısı 3,0281 olarak gözlemlenmiştir. Bu nedenle, getiri dağılımı sola çarpıktır ve kalın kuyrukludur.

Ham Petrol, bahsi geçen dönemde 1 günde en fazla %9,0514 kaybettirmiş ve 1 günde en fazla %11,2892 kazandırmıştır. Ortalama günlük getirisi %0,0029 ve standart sapması %2,1067 dir. Ham Petrol getirilerine ait çarpıklık katsayısı 0,2399 ve basıklık katsayısı 2,9210 olarak gözlemlenmiştir. Bu nedenle, getiri dağılımı sağa çarpık ve kalın kuyrukludur.

GVZ endeksi, bahsi geçen dönemde 1 günde en fazla %22,1925 kaybettirmiş ve 1 günde en fazla %33,2447 kazandırmıştır. Ortalama günlük getirisi -%0,2349 ve standart sapması 5,1893 tür. GVZ endeksi getirilerine ait çarpıklık katsayısı 1,0067 ve basıklık katsayısı 4,2815 olarak gözlemlenmiştir. Bu nedenle, getiri dağılımı sağa çarpık ve kalın kuyrukludur.

OVX endeksi, bahsi geçen dönemde 1 günde en fazla %-43,9906 kaybettirmiş ve 1 günde en fazla %29,6897 kazandırmıştır. Ortalama günlük getirisi -%0,3608 ve standart sapması %4,5279 dur. GVZ endeksi getirilerine ait çarpıklık katsayısı 0,3467 ve basıklık katsayısı 9,3177 olarak gözlemlenmiştir. Bu nedenle, getiri dağılımı sağa çarpık ve kalın kuyrukludur.

Getiri serilerine ait Jarque-Bera Normallik testi test istatistiği ve olasılık değerleri Tablo 2.'de verilmiştir.

Tablo 2: Jargue-Berra Normallik Testi Sonuçları

	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
BIST100	224,1043	<0,01**
Dolar/TL Kuru	343,3075	<0,01**
Altın	649,3538	<0,01**
Ham Petrol	524,5174	<0,01**
GVZ	1222,1025	<0,01**
OVX	224,1043	<0,01**

Not: * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

Jarque-Bera testine ait hipotezler:

H_0= Seri normal dağılım izlemektedir.

H_1= Seri normal dağılım izlememektedir.

olarak oluşturulmuştur. Tablo2.'de yer alan olasılık değerleri $\alpha = 0{,}01$' den küçük olduğundan serilerin normal dağılım izlemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Analizde getiri serilerinin 1. derece serisel korelasyonu Ljung-Box testi ile test edilmiştir. Ljung-Box testine ait hipotezler aşağıda verildiği gibidir.

H_0= Serilerde serisel korelasyon yoktur.

H_1= Serilerde serisel korelasyon vardır.

Tablo3.'de Ljung-Box test istatistiği ve olasılık değerleri verilmiştir. Tabloya göre $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde BIST100, Dolar/TL Kuru, Altın, GVZ ve OVX getirileri serisel korelasyon içermezken, Ham Petrol getirileri 1. derece serisel korelasyon içermektedir.

Tablo 3: Serisel Korelasyon Ljung Box Testi Sonuçları

	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
BIST100	0,3084	0,5787
Dolar/TL Kuru	0,0010	0,9750
ALTIN	1,5888	0,2075
HAM PETROL	5,9456	0,0148*
GVZ	1,9693	0,1605
OVX	0,0818	0,7748

Not: * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

Analizde getiri serilerinin durağanlığı ADF ve PP testleri ile test edilmiştir. ADF ve PP testlerine ait hipotezler aşağıda verildiği gibidir.

H_0= Seri birim köke sahiptir. (Durağan değildir.)

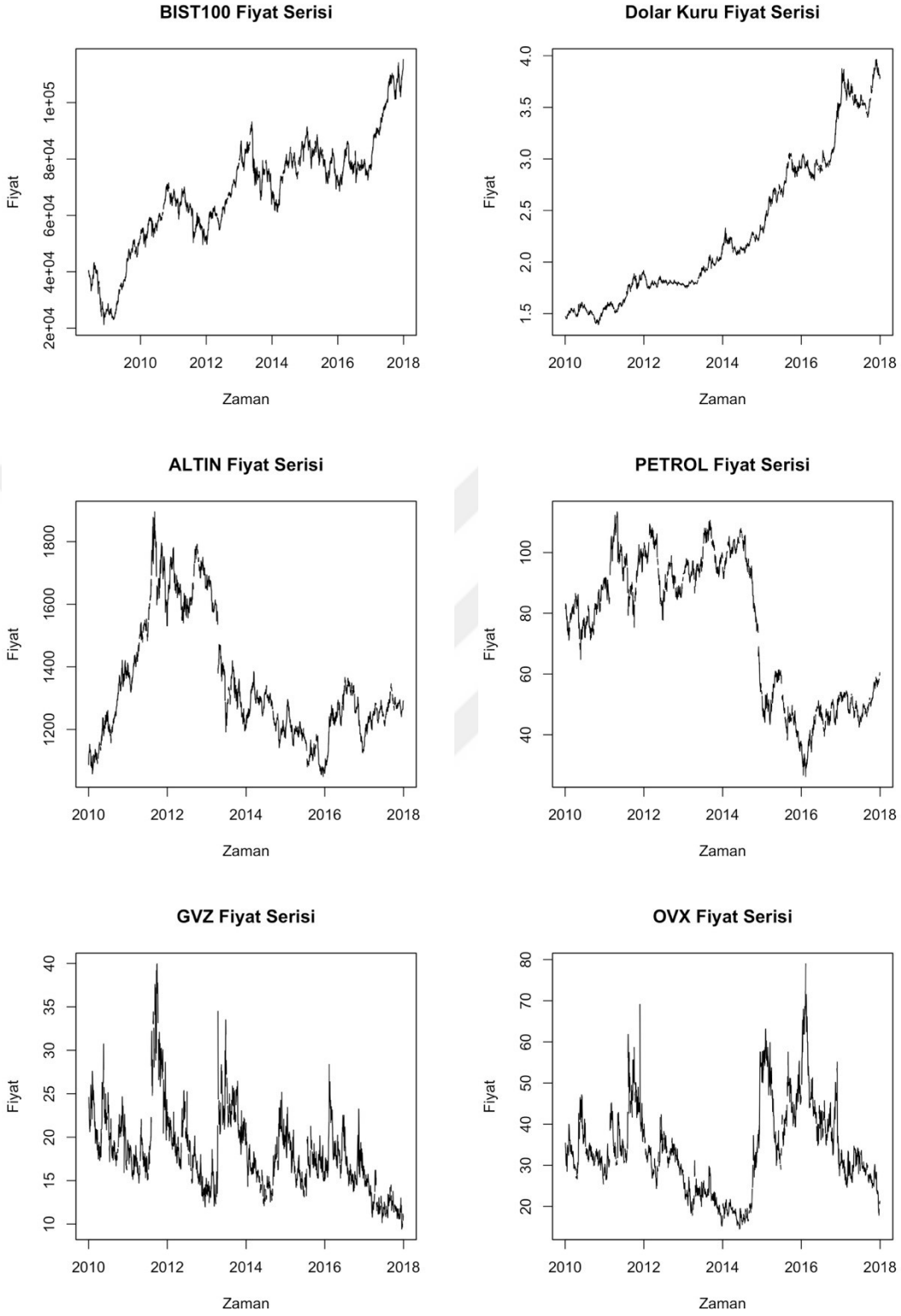
H_1= Seri birim köke sahip değildir. (Durağandır.)

Tablo 4: Getiri Serilerine Ait Birim Kök Test Sonuçları

	ADF Testi		PP Testi	
	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık
BIST100	-11,4080	<0,01**	-38,1394	<0,01**
Dolar/TL Kuru	-11,2089	<0,01**	-37,4589	<0,01**
ALTIN	-10,9985	<0,01**	-39,0153	<0,01**
HAM PETROL	-11,1970	<0,01**	-39,2657	<0,01**
GVZ	-12,8325	<0,01**	-39,3943	<0,01**
OVX	-11,5593	<0,01**	-38,8820	<0,01**

Not: * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

Tablo4.'de ADF ve PP test istatistikleri ve olasılık değerleri verilmiştir. Tabloya göre $\alpha = 0{,}05$ *ve* $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde tüm getiri serileri durağandır.



Şekil 3: Fiyat Serileri Zaman Grafikleri

Şekil 3’e göre aşağıdaki sonuçlara ulaşabiliriz.

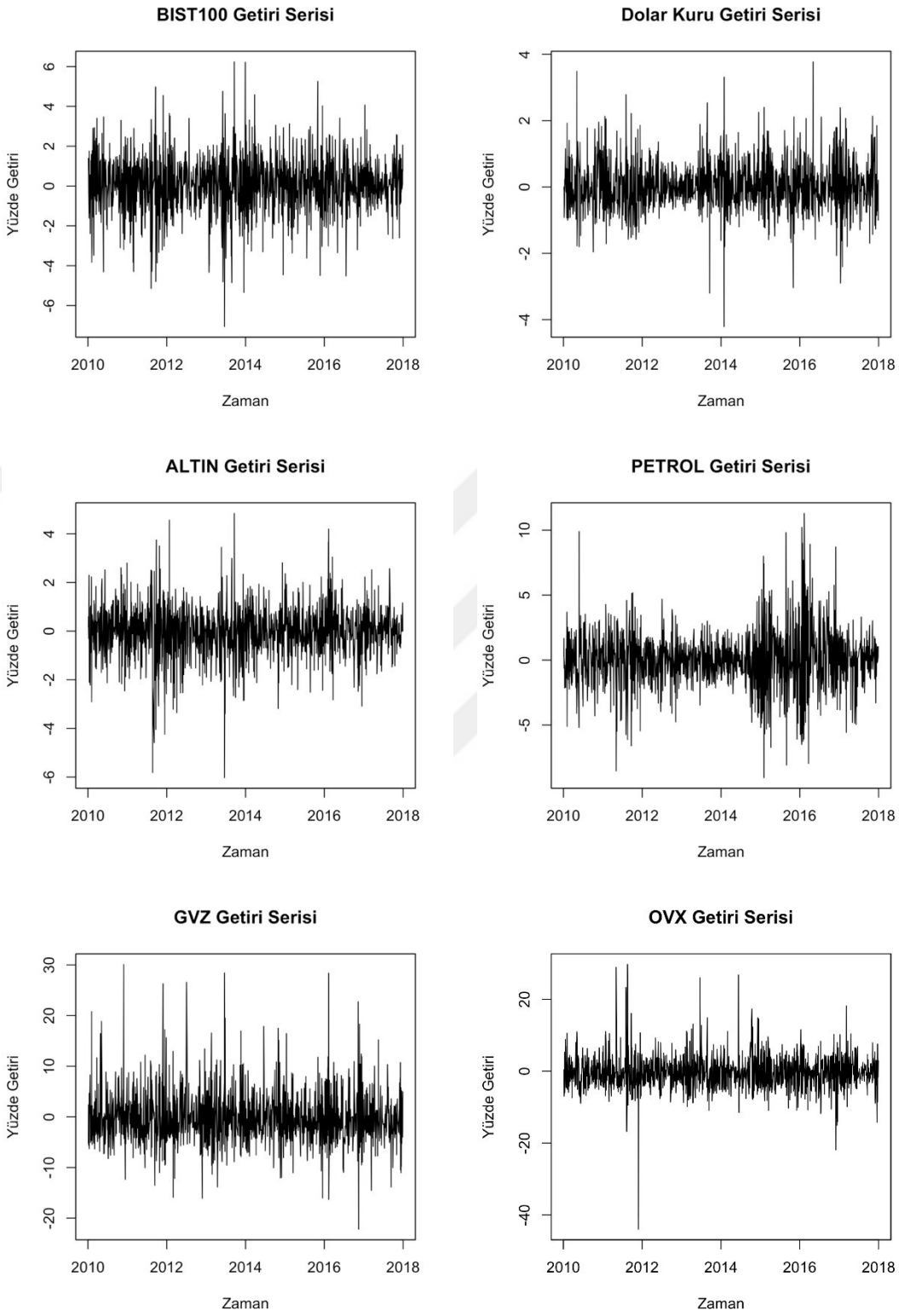
BIST100 ve Dolar/TL Kuru fiyat serilerinde artan trend gözlemlenmektedir.

Altın fiyatları, 2010-2012 döneminde artan bir trend gösterirken, 2012’den sonra düşüş eğilimi göstermiştir. 2016 başlarında taban fiyatı görmüş, 2016-2018 arasında ise belirli aralıkta dalgalanmaktadır.

Petrol fiyatları 2010-2014 döneminde hafif bir artan trend gösterirken, 2014 başlarından 2016’ya kadar ani düşüşler yaşamıştır. Bunun sebebi Irak, Libya ve Amerika’ nın petrol üretimini arttırması sonucu yaşanan 2014 Petrol Krizi’ dir. 2016-2018 döneminde yine artma eğilimindedir.

GVZ endeksi, 2010-2014 döneminde oldukça oynaktır. 2014-2017 döneminde durağan iken 2017 sonrası düşüş eğilimi sergilemiştir.

OVX endeksi, 2010-2012 döneminde ani artış ve azalışlar göstermiş, 2012-2015 döneminde ise düşüş eğilimi göstermiştir. 2015’den sonra ani çıkışlar sergilemişken, 2017-2018 döneminde düşüş eğilimdedir.



Şekil 4: Getiri Serileri Zaman Grafikleri

Şekil 4'e göre BIST100, Dolar/TL Kuru, Altın, Petrol, GVZ ve OVX getiri serilerinde sıfır ortalama etrafında trend ve oynaklık kümelenmeleri gözlenmekte olup oynaklığın birbirini takip ettiği, bazı dönemlerde oynaklığın yükseldiği, bazı dönemlerde ise düştüğü gözlenmektedir.

Şekle göre sıfır ortalama çevresinde en oynak seriler GVZ ve OVX serileridir. GVZ getirileri [-30,+30] ve OVX getirileri ise [-50, +30] aralığındadır. 2011 sonlarında OVX'de ani düşüş yaşanmıştır.

4.2. Doğrusal, Doğrusal Olmayan ve Asimetrik Nedensellik Testleri

Çalışmanın bu bölümünde yapılan analizlerde aşağıdaki aşamalar izlenmiştir.

Aşama 1. Eşbütünleşmenin Test Edilmesi.

Granger ve Hiemstra ve Jones Nedensellik testlerinde, öncelikle VAR analizi yapılması gerekir. Fakat VAR analizinde serilerin durağanlık varsayımı mevcuttur. Eğer durağanlık ihlal edilirse, VAR analizine hata düzeltme terimi eklenmelidir.

Analizde, eşbütünleşmenin tanımlanabilmesi için de ilk olarak fiyat serilerine birim kök testi uygulanmıştır. Daha sonra, herhangi bir hata düzeltme terimi eklemenin gerekliliğini test etmek amaçlı, durağan olmayan fiyat serileri arasındaki eşbütünleşme test edilmiştir.

Fiyat serilerine ait ADF ve PP test istatistikleri ve ilgili olasılık değerleri Tablo 5'de verilmiştir. Test sonuçlarına göre GVZ endeksi $I(0)$, diğer fiyat serileri ise $I(1)$'dir, yani 1. derece fark durağan serilerdir.

Tablo 5: Fiyat Serilerine Ait Birim Kök Test Sonuçları

	ADF Testi		PP Testi	
	Test İstatistiği	**Olasılık**	**Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100	-2,2153	0,4872	-2,2829	0,4585
Dolar/TL Kuru	-2,1074	0,5328	-1,9195	0,6124
Altın	-2,3447	0,4324	-2,3772	0,4186
Ham Petrol	-2,0587	0,5535	-1,9876	0,5836
GVZ	-4,0125	<0,01**	-5,8791	<0,01**
OVX	-2,6548	0,3011	-3,1394	0,0984

Not: * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

BIST100, Dolar/TL Kuru, Altın, Ham Petrol ve OVX serileri $I(1)$ olduğu için BIST100-Dolar/TL Kuru, BIST100-Altın, BIST100-Ham Petrol ve BIST100-OVX arasındaki eşbütünleşmenin varlığı Johansen Eşbütünleşme testi ile gerçekleştirilmiş ve bulgular Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Fiyat Serilerine Ait Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Özdeğerler		Özdeğer Test İstatistiği		Trace Test İstatistiği	
	Özdeğer 1	**Özdeğer 2**	$k \leq 0$	$k \leq 1$	$k \leq 0$	$k \leq 1$
BIST100-Dolar/TL	0,0049	0,0012	8,35	2,04	10,39	2,04
BIST100-Altın	0,0043	0,0002	7,34	0,27	7,61	0,27
BIST100-Ham Petrol	0,0022	0,0001	3,7	0,09	3,79	0,09
BIST100-OVX	0,0075	0,0002	12,88	0,35	13,22	0,35

Not: k: kointegrasyon denklem sayısı, * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

Tablo 6'da verilen Özdeğer ve Trace test istatistiklerine göre ilgili fiyat serileri arasında $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde eşbütünleşmeye rastlanılmamıştır. Bu nedenle, nedensellik analizinde hata düzeltme terimi eklemek gerekli değildir.

GVZ serisi $I(0)$ ve BIST100 ise $I(1)$ olduğundan dolayı bu iki seri arasındaki eşbütünleşmenin testi ARDL bazlı PSS (Pesaran, Shin ve Smith (2001)[87] sınır testi ile yapılabilmektedir. PSS Sınır testine ait hipotezler aşağıda verildiği gibidir.

H_0= Seriler arası eşbütünleşme yoktur.

H_1= Seriler arası eşbütünleşme vardır.

ARDL sınır testine ait test istatistiği ve teste ait kritik değerler Tablo 7'de verilmiştir. Tabloya göre BIST100 ile GVZ arasında eşbütünleşme yoktur ve bu nedenle, nedensellik analizinde hata düzeltme terimi eklemek gerekli değildir.

Tablo 7: PSS Sınır Testi Sonuçları

	F-İstatistiği	$\boldsymbol{\alpha = 0.01}$		$\boldsymbol{\alpha = 0.05}$	
		$\boldsymbol{I(0)}$	$\boldsymbol{I(1)}$	$\boldsymbol{I(0)}$	$\boldsymbol{I(1)}$
BIST100-GVZ	0,248	6,84	7,84	4,94	5,73

Not: * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

[87] Pesaran M. Hashem, Shin Yongcheol, Smith J. Richard, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Cilt 16, 2001, s. 289-326.

Aşama 2. Mevsimselliğin Test Edilmesi ve Serilerden Arındırılması

Hiemstra ve Jones (1994)'e göre serilerde mevcut olan herhangi bir mevsimsel etki nedensellik testlerinde yalancı pozitifliğe sebep olabilmektedir. Bu nedenle, nedenselliğin test edilmesinden önce serilerin, mevsimsel etkilerden arındırılması önerilmektedir. Yapılan çalışmalara göre, finansal serilerde gözlemlenen mevsimsel etkilerin genellikle, "Haftanın Günü Etkisi" ve "Yılın Ayı Etkisi" olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu nedenle, bu aşamada, getiri serilerindeki "Haftanın Günü Etkisi" ve "Yılın Ayı Etkisi" mevsimsel kuklalar yardımı ile araştırılmıştır.

Çalışmada, ilk olarak "Haftanın Günü Etkisi" araştırılmış ve Tablo 8'de "Haftanın Günü Etkisi" 'ne ait regresyon sonuçları verilmiştir. Tabloya göre BIST100, Altın ve Ham Petrol getiri serilerinde "Haftanın Günü Etkisi" tespit edilememiştir. Diğer taraftan, Dolar/TL Kuru getiri serisinde "Pazartesi günü etkisi", GVZ getiri serisinde "Cuma günü etkisi" ve OVX getiri serisinde "Perşembe ve Cuma günü etkisi" tespit edilmiş ve seriler bu mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Tablo 8: Getiri Serilerinde "Haftanın Günü Etkisi"

	Gün Adı	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
BIST100	**Pazartesi**	0,21934	0,11918	1,84	0,0659
	Salı	0,08383	0,07419	1,13	0,2587
	Çarşamba	0,02096	0,07047	0,297	0,7662
	Perşembe	0,04967	0,07139	0,696	0,4867
	Cuma	-0,12579	0,112	-1,123	0,2616
Dolar/TL Kuru	**Pazartesi**	0,143288	0,063856	2,244	0,025 *
	Salı	0,018556	0,039748	0,467	0,641
	Çarşamba	0,009553	0,037757	0,253	0,80
	Perşembe	0,050234	0,038252	1,313	0,189
	Cuma	-0,022033	0,060008	-0,367	0,714
ALTIN	**Pazartesi**	0,11686	0,08807	1,327	0,185
	Salı	0,01982	0,05482	0,361	0,718
	Çarşamba	-0,05047	0,05207	-0,969	0,333

	Perşembe	-0,03647	0,05276	-0,691	0,49
	Cuma	-0,07415	0,08276	-0,896	0,37
HAM PETROL	**Pazartesi**	-0,16308	0,18498	-0,882	0,378
	Salı	0,09249	0,11514	0,803	0,422
	Çarşamba	0,06324	0,10938	0,578	0,563
	Perşembe	-0,01118	0,11081	-0,101	0,92
	Cuma	0,12263	0,17384	0,705	0,481
GVZ	**Pazartesi**	0,39063	0,44107	0,886	0,37596
	Salı	-0,15694	0,27455	-0,572	0,56768
	Çarşamba	-0,00915	0,2608	-0,035	0,97202
	Perşembe	-0,23128	0,26421	-0,875	0,38153
	Cuma	-1,26176	0,41449	-3,044	0,00238 **
OVX	**Pazartesi**	0,6676	0,3921	1,703	0,0888
	Salı	-0,2735	0,2441	-1,12	0,2627
	Çarşamba	-0,2872	0,2318	-1,239	0,2157
	Perşembe	-0,5001	0,2349	-2,129	0,0334 *
	Cuma	-0,7797	0,3685	-2,116	0,0345 *

Not: * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

İkinci olarak, Dolar/TL Kuru, GVZ ve OVX'e ait "Haftanın Günü Etkisi"nden arındırılmış getiri serileri ve diğer ham getiri serileri kullanılarak "Yılın Ayı Etkisi" araştırılmıştır. "Yılın Ayı Etkisi"ne ait regresyon sonuçları Tablo 9'da verilmiştir. Tabloya göre, Dolar/TL Kuru, Altın, GVZ ve OVX getiri serilerinde "Yılın Ayı Etkisi" tespit edilememiş fakat BIST100 getiri serisinde Mart ve Ağustos ayı etkisi ve Ham Petrol getiri serisinde ise Nisan ayı etkisi tespit edilmiştir. BIST100 ve Ham Petrol getiri serileri "Yılın Ayı Etkisi "nden arındırılmıştır.

Tablo 9: Getiri Serilerinde "Yılın Ayı Etkisi"

	Ay Adı	**Katsayı Tahmini**	**Standart Hata**	**Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100	**Ocak**	0,05803	0,11531	0,503	0,6149
	Şubat	-0,02092	0,11491	-0,182	0,8555
	Mart	0,24588	0,10744	2,288	0,0223*
	Nisan	0,07577	0,14245	0,532	0,5949
	Mayıs	-0,069	0,14972	-0,461	0,645
	Haziran	0,13953	0,13816	1,01	0,3127

	Temmuz	0,05033	0,14555	0,346	0,7296
	Ağustos	-0,30963	0,14171	-2,185	0,0291*
	Eylül	0,2478	0,14801	1,674	0,0943
	Ekim	0,15342	0,14476	1,06	0,2894
	Kasım	-0,07321	0,11693	-0,626	0,5314
	Aralık	0,02874	0,10943	0,263	0,7929
Dolar/TL Kuru	**Ocak**	0,05879	0,06165	0,954	0,3405
	Şubat	-0,0167	0,06144	-0,272	0,7858
	Mart	-0,04071	0,05745	-0,709	0,4786
	Nisan	-0,05004	0,07616	-0,657	0,5113
	Mayıs	0,14754	0,08005	1,843	0,0655
	Haziran	-0,0794	0,07387	-1,075	0,2826
	Temmuz	-0,03088	0,07782	-0,397	0,6916
	Ağustos	0,14857	0,07577	1,961	0,0501
	Eylül	0,01065	0,07914	0,135	0,8929
	Ekim	-0,13554	0,0774	-1,751	0,0801
	Kasım	0,10341	0,06252	1,654	0,0983
	Aralık	0,07559	0,05851	1,292	0,1965
ALTIN	**Ocak**	0,07786	0,08519	0,914	0,361
	Şubat	0,14587	0,0849	1,718	0,086
	Mart	-0,05367	0,07938	-0,676	0,499
	Nisan	0,05771	0,10525	0,548	0,584
	Mayıs	-0,04842	0,11062	-0,438	0,662
	Haziran	-0,14016	0,10208	-1,373	0,170
	Temmuz	0,06569	0,10754	0,611	0,541
	Ağustos	0,1401	0,1047	1,338	0,181
	Eylül	-0,13383	0,10936	-1,224	0,221
	Ekim	-0,08383	0,10696	-0,784	0,433
	Kasım	-0,09233	0,08639	-1,069	0,285
	Aralık	-0,12253	0,08085	-1,516	0,130
HAM PETROL	**Ocak**	-0,16819	0,17909	-0,939	0,3478
	Şubat	0,05011	0,17847	0,281	0,7789
	Mart	0,08256	0,16687	0,495	0,6208
	Nisan	0,49049	0,22125	2,217	0,0268*
	Mayıs	-0,2743	0,23254	-1,18	0,2384
	Haziran	-0,04488	0,21458	-0,209	0,8344
	Temmuz	0,25284	0,22606	1,118	0,2636
	Ağustos	-0,10533	0,2201	-0,479	0,6323
	Eylül	0,22052	0,22988	0,959	0,3376
	Ekim	0,10904	0,22483	0,485	0,6277
	Kasım	-0,03759	0,18161	-0,207	0,8361
	Aralık	-0,01673	0,16996	-0,098	0,9216

GVZ	**Ocak**	0,0321	0,42713	0,075	0,9401
	Şubat	0,03527	0,42567	0,083	0,934
	Mart	-0,32957	0,39801	-0,828	0,4078
	Nisan	-0,45002	0,5277	-0,853	0,3939
	Mayıs	-0,01058	0,55462	-0,019	0,9848
	Haziran	0,24234	0,51179	0,474	0,6359
	Temmuz	-0,55741	0,53917	-1,034	0,3014
	Ağustos	0,32607	0,52494	0,621	0,5346
	Eylül	-0,9271	0,54829	-1,691	0,0911
	Ekim	0,54335	0,53623	1,013	0,3111
	Kasım	0,52219	0,43315	1,206	0,2282
	Aralık	-0,31903	0,40536	-0,787	0,4314
OVX	**Ocak**	0,24225	0,38029	0,637	0,524
	Şubat	-0,04774	0,37898	-0,126	0,9
	Mart	-0,2117	0,35436	-0,597	0,55
	Nisan	-0,42581	0,46982	-0,906	0,365
	Mayıs	0,56562	0,4938	1,145	0,252
	Haziran	-0,41533	0,45566	-0,911	0,362
	Temmuz	-0,26428	0,48004	-0,551	0,582
	Ağustos	0,61269	0,46737	1,311	0,19
	Eylül	-0,75495	0,48815	-1,547	0,122
	Ekim	-0,0659	0,47742	-0,138	0,89
	Kasım	-0,05643	0,38565	-0,146	0,884
	Aralık	-0,18791	0,3609	-0,521	0,603

Not: * $\alpha = 0{,}05$ ** $\alpha = 0{,}01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

Aşama 3. Değişen Varyansın Test Edilmesi ve Serilerin Değişen Varyans Etkisinden Arındırılması

Getiri serilerinde mevcut değişen varyans sorunu doğrusal olmayan nedensellik testlerinin sonuçlarını etkileyebilmektedir. Hiemstra ve Jones (1994)'e göre getiriler ARCH etkisi içeriyor ise koşullu ortalama modellendiğinde, yalancı doğrusal olmama problemi ile karşılaşılabilmektedir. Bu nedenle, nedensellik analizinden önce getiri serilerinin, ARCH etkisinden arındırılmış olması gerekmektedir.

Çalışmanın bu bölümünde, mevsimsel etkiden arındırılmış BIST100, Dolar/TL Kuru, Ham Petrol, GVZ ve OVX getiri serileri ile Altın getiri serisi kullanılarak ARCH etkisi araştırılmıştır. ARCH Testi için gecikme uzunluğu 20 olarak belirlenmiş ve Tablo 10'da

ARCH testi sonuçları sunulmuştur. Sonuçlara göre mevsimsel etkiden arındırılmış, BIST100, Dolar/TL Kuru, Ham Petrol, GVZ ve OVX getiri serilerinde ve ayrıca Altın getiri serisinde değişen varyans sorunu tespit edilmiştir.

Tablo 10: ARCH Testi Sonuçları

	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
BIST100	176,2431	<0,01**
Dolar/TL Kuru	367,5009	<0,01**
ALTIN	119,3032	<0,01**
HAM PETROL	2144,1590	<0,01**
GVZ	90,5740	<0,01**
OVX	35,1960	0,0191*

Not: * $\alpha = ,05$ ** $\alpha = 0,01$ anlamlılık düzeyinde anlamlı katsayıları göstermektedir.

Daha sonra ARCH etkisinin mevcut olduğu seriler için uygun koşullu varyans modeli seçilmiştir. Bu amaçla, GARCH, EGARCH, APARCH ve GJR-GARCH modelleri dikkate alınmış ve modeller, 8 farklı hata dağılımı varsayımı altında tahmin edilmiştir. Kullanılan dağılımlar;

1. Normal Dağılım (Norm)
2. Student-t Dağılımı (Std)
3. Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED)
4. Çarpık Normal Dağılım (SNorm)
5. Çarpık Student-t Dağılımı (SStd)
6. Çarpık Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (SGED)
7. Normal Ters Gauss Dağılımı (Nig)
8. Genelleştirilmiş Hiperbolik Dağılım (GHyp)

olarak belirlenmiştir. Ayrıca, modellerde, ARCH gecikmesi 1'den 5'e ve GARCH gecikmesi ise 1 olarak kabul edilmiştir. Model tahminlerine ait Akaike ve Schwarz Bilgi kriterleri değerleri Ek1'de Tablo A ve Tablo B'de sırasıyla sunulmuştur. Bilgi kriterlerine göre mevsimsel etkiden arındırılmış BIST100, Dolar/TL Kuru, Ham Petrol,

GVZ ve OVX getiri serileri ve Altın getiri serisi için en uygun modeller Tablo 11'de listelenmiştir.

Tablo 11: Model Seçimleri

	Akaike Bilgi Kriteri	Schwarz Bilgi Kriteri
BIST100	EGARCH(1,3)-SStd	EGARCH(1,1)-SStd
Dolar/TL Kuru	EGARCH(1,1)-SStd	EGARCH(1,1)-SStd
ALTIN	EGARCH(1,2)-GED	GARCH(1,1)-GED
HAM PETROL	EGARCH(1,2)-SStd	GJR-GARCH(1,1)-SStd
GVZ	GJR-GARCH(1,1)-SStd	GJR-GARCH(1,1)-SStd
OVX	GJR-GARCH(1,1)-SStd	GJR-GARCH(1,1)-SStd

Akaike bilgi kriterine göre mevsimsel etkiden arındırılmış BIST100 getiri serisi için en uygun model, EGARCH(1,3) ve Schwarz bilgi kriterine göre ise EGARCH(1,1)'dir. BIST100 için hata dağılımı ise Çarpık Student-t dağılımıdır. Mevsimsel etkiden arındırılmış Dolar/TL Kuru getiri serisi için EGARCH(1,1) modeli iki bilgi kriterine göre de en uygun modeldir. Hata dağılımı ise Çarpık Student-t dağılımıdır. Akaike bilgi kriterine göre Altın getiri serisi için en uygun model, EGARCH(1,2) ve Schwarz bilgi kriterine göre ise GARCH(1,1)'dir. İki kritere göre de hata dağılımı Genelleştirilmiş Hata Dağılımıdır. Mevsimsel etkiden arındırılmış, Ham Petrol getiri serisi için Akaike bilgi kriterine göre en uygun model, EGARCH(1,2) ve Schwarz bilgi kriterine göre ise GJR-GARCH(1,1)'dir. İki kritere göre de hata dağılımı Çarpık Student-t dağılımıdır. Mevsimsel etkiden arındırılmış GVZ ve OVX getiri serileri için GJR-GARCH(1,1) modeli iki bilgi kriterine göre de en uygun modeldir. Hata dağılımı ise Çarpık Student-t dağılımıdır.

Analizde, Schwarz kriteri baz alınmış ve bu kriter tarafından belirlenmiş koşullu varyans modelleri kullanılarak seriler standartlaştırılmıştır. Analizin devamında bu şekilde değişen varyans etkisinden arındırılmış seriler kullanılmıştır.

Aşama 4. Var ve Mackey-Glass Denklem Gecikme Uzunluk Seçimleri

VAR analizi uygulayabilmek için öncelikle modelde kullanılacak uygun gecikme uzunluğuna karar vermek gereklidir. VAR analizinde uygun gecikme uzunlukları Akaike ve Schwarz bilgi kriterinin büyüklüklerine göre tespit edilmektedir. Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre seçilen uygun gecikme uzunluklarına ait bilgi Tablo 12'de verilmiştir.

Tablo 12: VAR Gecikme Uzunluğu

	Akaike Bilgi Kriteri	**Schwarz Bilgi Kriteri**
BIST100-Dolar/TL Kuru	4	1
BIST100-ALTIN	1	1
BIST100-HAM PETROL	1	1
BIST100-GVZ	1	1
BIST100-OVX	1	1

Çalışmada, uygun gecikme uzunluğu Schwarz kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

MacKey Glass denklemlerinde VAR gecikme uzunlukları kullanılır. Fakat doğrusal olmayan terimler için kullanılacak olan τ_1 ve τ_2 gecikme uzunluklarına, VAR analizine benzer şekilde, tahminden önce karar verilmesi gereklidir. Çalışmada, $c_1 = 2$ ve $c_2 = 2$ alınarak MacKey Glass denklemlerine ait τ_1 ve τ_2 gecikme uzunlukları ilgili Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre karar verilmiştir. Kriterlere göre seçilen τ_1 ve τ_2 değerleri Tablo 13'de listelenmiştir

.

Tablo 13: τ_1 **ve** τ_2 **Gecikme Uzunluğu**

	Akaike Bilgi Kriteri		**Schwarz Bilgi Kriteri**	
	τ_1	τ_2	τ_1	τ_2
BIST100-Dolar/TL Kuru	9	10	9	10
BIST100-ALTIN	9	8	9	8
BIST100-HAM PETROL	9	7	9	7
BIST100-GVZ	9	10	9	10
BIST100-OVX	9	3	9	3

Tabloya göre Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri aynı sonucu vermiştir. Sonuçlara göre BIST100'ün doğrusal olmayan terimine ait uygun gecikme uzunluğu, $\tau_1 = 9$ olarak tespit edilmiştir. Dolar/TL Kuru, Altın, Ham Petrol, GVZ ve OVX serilerine ait gecikme uzunlukları ise sırasıyla, $10, 8, 7, 10$ ve 3 olarak belirlenmiştir.

Aşama 5. Piyasalar arası Granger Doğrusal Nedensellik, Hiemstra ve Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik ve Kyrtsou ve Labys Doğrusal Olmayan Simetrik ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou Asimetrik Nedensellik Test sonuçları

Nedensellik analizinden önce serilerdeki doğrusal bağımlılık yapılarından serilerin ayrıca arındırılması gerekmektedir. Bu arındırma işlemi için Granger (1969), Hiemstra ve Jones (1994), vb. nedensellik analizleri VAR yöntemini önermekte, Kyrtsou ve Labys (2006) ise gürültülü Mackey-Glass denklemlerini önermektedir. Çalışmanın bu bölümünde ilk olarak mevsimsel ve değişen varyans etkilerine göre düzeltilmiş serilere ait VAR analizi sunulacaktır. Daha sonra hata serileri kullanılarak seriler arasındaki ikili nedensellik ilişkileri, Granger doğrusal nedensellik ve Hiemstra-Jones doğrusal olmayan nedensellik test edilecektir.

Son olarak, gürültülü Mackey-Glass denklemleri tahmin edilecek ve Kyrtsou ve Labys (2006) tarafından önerilen doğrusal olmayan ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou

(2008) tarafından önerilen asimetrik nedensellik testi uygulanarak seriler arasındaki ikili nedensellik ilişkileri araştırılacaktır.

Nedensellik testlerine ait hipotezler aşağıda verildiği gibidir.

H_0: x→y' e bir nedensellik ilişkisi yoktur.

H_1: x değişkeni y değişkeninin nedenidir.

4.2.1. BIST100-Dolar/TL Kuru Arasında Nedensellik Analizi

VAR analizine ait tahmin sonuçları Tablo 14'de verilmiştir.

Tablo 14: BIST100-Dolar/TL Kuru VAR Tahmini

Bağımlı Değişken		**SABİT**	**BIST100 (-1)**	**Dolar/ TL Kuru (-1)**
BIST100	**Katsayı Tahmini**	0,0289	-0,0234	-0,0479
	Standart Hata	0,0265	0,0275	0,0272
	Test İstatistiği	1,089	-0,85	-1,763
	Olasılık	0,2764	0,3957	0,0781
Dolar/TL Kuru	**Katsayı Tahmini**	0,0371	-0,1949	-0,0283
	Standart Hata	0,0264	0,0274	0,0271
	Test İstatistiği	1,404	-7,105	-1,044
	Olasılık	0,161	<0,01**	0,297

Sonuçlara göre, düzeltilmiş Dolar/TL kur getirileri, düzeltilmiş BIST100 getirilerinin 1. gecikmesine doğrusal bağımlıdır. Katsayıyı dikkate aldığımızda, BIST100 getirilerindeki hareketlerin Dolar/TL kurunu negatif yönde etkilediği

gözlemlenmektedir. İki seri arasında bu ilişki dışında herhangi bir doğrusal bağımlılık ilişkisi tespit edilememiştir.

VAR analizine bağlı Granger doğrusal nedensellik ve anlık nedensellik sonuçları Tablo 15'de verilmiştir.

Tablo 15: BIST100-Dolar/TL Kuru Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları

	Granger Doğrusal Nedensellik		**Anlık Nedensellik**	
	F-Test İstatistiği	**Olasılık**	**KiKare Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100→Dolar/TL Kuru	50,486	<0,01**	88,287	<0,01**
Dolar/TLKuru →BIST100	3,1087	0,07798	88,287	<0,01**

Tabloya göre, BIST100, Dolar/TL Kuru arasında tek yönlü bir Granger doğrusal nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Sonuçlara göre, BIST100, Dolar/TL Kurunun Granger nedenidir. Diğer taraftan, BIST100 ve Dolar/TL Kuru arasında anlık nedensellik ilişkisi mevcuttur. Bu sonuç, iki seri arasında korelasyon ilişkisinin olduğunu belirtir.

Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi için gecikme uzunluğu, 1'den 10'a kadar dikkate alınmıştır. Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi sonuçları Tablo 16'da verilmiştir.

Tablo 16: BIST100-Dolar/TL Kuru Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme	BIST100→Dolar/ TL Kuru		Dolar/TL Kuru →BIST100	
	TVAL	Olasılık	TVAL	Olasılık
1	3,6918	0,0001**	1,8475	0,0323*
2	3,7216	0,0001**	1,4284	0,0766
3	3,5707	0,0002**	1,5216	0,0641
4	3,2222	0,0006**	1,5690	0,0583
5	2,9833	0,0014**	1,1602	0,1230
6	2,4536	0,0071**	1,0454	0,1479
7	2,1887	0,0143*	0,9486	0,1714
8	2,0882	0,0184*	1,1462	0,1259
9	1,9523	0,0255*	1,3133	0,0945
10	1,5692	0,0583	0,9758	0,1646

Tabloya göre BIST100'den Dolar/TL kuruna doğru güçlü bir doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Dolar/TL kurundan BIST100'e doğru ise sadece 1 tane test istatistiği anlamlı çıkmıştır. Bu sonuç, Dolar/TL kurundan, BIST100'e doğru, doğrusal olmayan bir nedenselliğin varlığını belirtir.

BIST100 ile Dolar/TL kuruna ait Mackey Glass denklem tahmin sonuçları Tablo 17'de verilmiştir.

Tablo 17: BIST100-Dolar/TL Kuru Mackey Glass Denklemleri Tahmini

	Bağımlı Değişken							
	BIST100				Dolar/TL Kuru			
	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
BIST100*	-0,1772	0,0689	-2,5720	0,0102*	0,0760	0,0687	1,1070	0,2687
BIST100 (-1)	-0,0251	0,0276	-0,9110	0,3627	-0,1931	0,0275	-7,0250	<0,01**
Dolar/TL *	0,1093	0,0680	1,6070	0,1084	-0,1312	0,0678	-1,9350	0,0532
DOLAR/TL (-1)	-0,0484	0,0272	-1,7780	0,0757	-0,0306	0,0271	-1,1250	0,2606

Sonuçlara göre, düzeltilmiş BIST100 getirileri doğrusal olmayan bir şekilde kendi gecikmesine bağımlıdır. Ayrıca düzeltilmiş Dolar/TL kur getirileri, düzeltilmiş BIST100 getirilerinin 1. gecikmesine doğrusal bağımlıdır. VAR analizine benzer şekilde katsayıyı dikkate aldığımızda, BIST100 getirilerindeki hareketlerin Dolar/TL kurunu negatif yönde etkilediği gözlemlenmektedir.

Mackey Glass denklemlerine bağlı Kyrtsou ve Labys (2006) doğrusal olmayan simetrik nedensellik ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) doğrusal olmayan asimetrik nedensellik testlerine ait sonuçlar Tablo18'de verilmiştir.

Tablo 18: BIST100-Dolar/TL Kuru Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	Simetrik		Asimetrik Pozitif		Asimetrik Negatif	
	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık
BIST100→Dolar/TLKuru	1,2246	0,2687	0,5825	0,4458	8,8910	0,0031**
Dolar/TLKuru→BIST100	2,5812	0,1084	0,0028	0,9574	4,6336	0,0317*

Tabloya göre BIST100 ve Dolar/TL kuru arasında doğrusal olmayan simetrik bir nedensellik tespit edilememiştir. Fakat negatif getiriler arasında çift yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

4.2.2. BIST100-Altın Arasında Nedensellik Analizi

VAR analizine ait tahmin sonuçları Tablo 19'de verilmiştir.

Tablo 19: BIST100-Altın VAR Tahmini

Bağımlı Değişken		SABİT	BIST100 (-1)	ALTIN (-1)
BIST100	Katsayı Tahmini	0,0273	-0,0149	0,0253
	Standart Hata	0,0265	0,0269	0,0267
	Test İstatistiği	1,03	-0,551	0,95
	Olasılık	0,303	0,582	0,343
ALTIN	Katsayı Tahmini	-0,0076	-0,0138	-0,0236
	Standart Hata	0,0268	0,0272	0,0269
	Test İstatistiği	-0,284	-0,507	-0,878
	Olasılık	0,777	0,612	0,38

Sonuçlara göre, herhangi bir doğrusal bağımlılık ilişkisi tespit edilememiştir.

VAR analizine bağlı Granger doğrusal nedensellik ve anlık nedensellik sonuçları Tablo 20'da verilmiştir.

Tablo 20: BIST100-Altın Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları

	Granger Doğrusal Nedensellik		**Anlık Nedensellik**	
	F-Test İstatistiği	**Olasılık**	**KiKare Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100→Altın	0,2574	0,6120	27,4020	<0,01**
Altın →BIST100	0,9017	0,3424	27,4020	<0,01**

Tabloya göre, BIST100 ve Altın arasında herhangi bir doğrusal nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Fakat iki seri arasında anlık nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu nedenle, iki seri arasında korelasyon ilişkisi vardır.

Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi için gecikme uzunluğu, 1'den 10'a kadar dikkate alınmıştır. Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi sonuçları Tablo 21'de verilmiştir.

Tablo 21: BIST100-Altın Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme	BIST100→Altın		Altın →BIST100	
	TVAL	Olasılık	TVAL	Olasılık
1	1,8475	0,0323*	-1,2616	0,1035
2	1,4284	0,0766	-1,4871	0,0685
3	1,5216	0,0641	-1,9092	0,0281*
4	1,569	0,0583	-2,8525	0,0022**
5	1,1602	0,123	-2,6302	0,0043**
6	1,0454	0,1479	-2,5527	0,0053**
7	0,9486	0,1714	-2,6179	0,0044**
8	1,1462	0,1259	-3,0525	0,0011**
9	1,3133	0,0945	-2,5940	0,0047**
10	0,9758	0,1646	-2,3656	0,0090**

Tabloya göre Altın'dan BIST100'e doğru güçlü bir doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. BIST100'den Altın'a doğru ise 1 tane test istatistiği anlamlı çıkmıştır. Bu nedenle, BIST100 ve Altın arasındaki doğrusal olmayan nedensellik çift yönlüdür.

BIST100 ile Altın'a ait Mackey Glass denklem tahmin sonuçları Tablo 22'de verilmiştir.

Tablo 22: BIST100-Altın Mackey Glass Denklemleri Tahmini

	Bağımlı Değişken							
	BIST100				Altın			
	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
BIST100*	-0,1771	0,0689	-2,5710	0,0102*	0,0358	0,0695	0,5160	0,6060
BIST100(-1)	-0,0178	0,0270	-0,6610	0,5085	-0,0166	0,0272	-0,6100	0,5420
Altın*	-0,1207	0,0717	-1,6830	0,0925	-0,0914	0,0723	-1,2630	0,2070
Altın(-1)	0,0263	0,0268	0,9830	0,3258	-0,0233	0,0270	-0,8610	0,3900

Sonuçlara göre, düzeltilmiş BIST100 getirileri kendi gecikmesinin doğrusal olmayan bir fonksiyonuna bağımlıdır.

Mackey Glass denklemlerine bağlı Kyrtsou ve Labys (2006) doğrusal olmayan simetrik nedensellik ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) doğrusal olmayan asimetrik nedensellik testlerine ait sonuçlar Tablo23'de verilmiştir.

Tablo 23: BIST100-Altın Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	Simetrik		Asimetrik Pozitif		Asimetrik Negatif	
	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık
BIST100→Altın	0,2658	0,6063	4,3169	0,0394*	3,1026	0,0793
Altın →BIST100	2,8339	0,0925	0,7238	0,3955	6,2513	0,0130*

Tabloya göre BIST100 ve Altın arasında doğrusal olmayan simetrik bir nedensellik tespit edilememiştir. Fakat negatif getiriler arasında Altın'dan BIST100'e ve pozitif getirilerde BIST100'den Altın'a tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

4.2.3. BIST100-Ham Petrol Arasında Nedensellik Analizi

VAR analizine ait tahmin sonuçları Tablo 24'de verilmiştir.

Tablo 24: BIST100-Ham Petrol VAR Tahmini

Bağımlı Değişken		SABİT	BIST100 (-1)	Ham Petrol (-1)
BIST100	Katsayı Tahmini	0,0287	-0,0194	0,0606
	Standart Hata	0,0265	0,0269	0,0267
	Test İstatistiği	1,085	-0,723	2,272
	Olasılık	0,2782	0,4697	0,0233 *
Ham Petrol	Katsayı Tahmini	-0,0234	-0,0305	-0,0075
	Standart Hata	0,0267	0,0271	0,0269
	Test İstatistiği	-0,877	-1,126	-0,278
	Olasılık	0,381	0,26	0,781

Sonuçlara göre, BIST100 getirileri Ham Petrol getirilerinin 1. gecikmesine doğrusal bağımlıdır. Bunun dışında herhangi bir doğrusal bağımlılık ilişkisi tespit edilememiştir.

VAR analizine bağlı Granger doğrusal nedensellik ve anlık nedensellik sonuçları Tablo 25'de verilmiştir.

Tablo 25: BIST00-Ham Petrol Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları

	Granger Doğrusal Nedensellik		Anlık Nedensellik	
	F-Test İstatistiği	**Olasılık**	**KiKare Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100→Ham Petrol	1,2679	0,2603	25,10	<0,01**
Ham Petrol →BIST100	5,1608	0,0231*	25,10	<0,01**

Tabloya göre, BIST100 ve Ham Petrol arasında Ham Petrol'den BIST100'e doğru bir doğrusal nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Aynı zamanda iki seri arasında anlık nedensellik ilişkisi de vardır.

Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi için gecikme uzunluğu, 1'den 10'a kadar dikkate alınmıştır. Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi sonuçları Tablo 26'de verilmiştir.

Tablo 26: BIST100-Ham Petrol Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme	**BIST100→ Ham Petrol**		**Ham Petrol → BIST100**	
	TVAL	**Olasılık**	**TVAL**	**Olasılık**
1	0,5513	0,2907	1,8552	0,0318*
2	0,9308	0,1760	1,6399	0,0505
3	0,8536	0,1967	1,5049	0,0662
4	1,3636	0,0864	1,3624	0,0865
5	0,9914	0,1607	1,2264	0,1100
6	1,1175	0,1319	1,0937	0,1370

7	1,6100	0,0537	0,8891	0,1870
8	1,7316	0,0417*	0,8301	0,2032
9	1,9335	0,0266*	1,2234	0,1106
10	1,7671	0,0386*	1,2247	0,1103

Tabloya göre BIST100 ile Ham Petrol arasında çift yönlü bir doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

BIST100 ile Ham Petrol'e ait Mackey Glass denklem tahmin sonuçları Tablo 27'de verilmiştir.

Tablo 27: BIST100-Ham Petrol Mackey Glass Denklemleri Tahmini

	Bağımlı Değişken							
	BIST100				**Ham Petrol**			
	Katsayı Tahmini	**Standart Hata**	**Test İstatistiği**	**Olasılık**	**Katsayı Tahmini**	**Standart Hata**	**Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100*	-0,1718	0,0688	-2,4960	0,0127*	0,0586	0,0695	0,8420	0,3998
BIST100 (-1)	-0,0204	0,0269	-0,7590	0,4483	-0,0332	0,0272	-1,2240	0,2212
Ham Petrol*	-0,1097	0,0687	-1,5960	0,1107	-0,1375	0,0694	-1,9810	0,0478*
Ham Petrol(-1)	0,0571	0,0267	2,1360	0,0328*	-0,0104	0,0270	-0,3860	0,6997

Sonuçlara göre, düzeltilmiş BIST100 getirileri kendi gecikmesinin doğrusal olmayan bir fonksiyonuna ve Ham Petrol getirilerinin 1. gecikmesine doğrusal bağımlıdır. Ek olarak, düzeltilmiş Ham Petrol getirilerinin ise kendi gecikmesinin doğrusal olmayan bir fonksiyonuna bağımlı olduğu tespit edilmiştir.

Mackey Glass denklemlerine bağlı Kyrtsou ve Labys (2006) doğrusal olmayan simetrik nedensellik ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) doğrusal olmayan asimetrik nedensellik testlerine ait sonuçlar Tablo28'de verilmiştir.

Tablo 28: BIST100-Ham Petrol Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	Simetrik		Asimetrik Pozitif		Asimetrik Negatif	
	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık
BIST100→Ham Petrol	0,7095	0,3998	1,0441	0,3076	6,8541	0,0093**
HamPetrol→BIST100	2,5477	0,1107	0,8147	0,3674	0,3573	0,5505

Tabloya göre BIST100 ve Ham Petrol arasında simetrik doğrusal olmayan nedensellik tespit edilememiştir. Fakat negatif getiriler arasında BIST100'den Ham Petrol'e tek yönlü bir doğrusal olmayan nedensellik tespit edilmiştir.

4.2.4. BIST100-GVZ Arasında Nedensellik Analizi

VAR analizine ait tahmin sonuçları Tablo 29'da verilmiştir.

Tablo 29: BIST100-GVZ VAR Tahmini

Bağımlı Değişken		SABİT	BIST100 (-1)	GVZ (-1)
BIST100	**Katsayı Tahmini**	0,0271	-0,0184	-0,0506
	Standart Hata	0,0265	0,0269	0,027
	Test İstatistiği	1,022	-0,684	-1,873
	Olasılık	0,3069	0,4941	0,0612
GVZ	**Katsayı Tahmini**	-0,0006	-0,0099	-0,0271
	Standart Hata	0,0264	0,0268	0,0269
	Test İstatistiği	-0,023	-0,37	-1,007

	Olasılık	0,982	0,711	0,314

Sonuçlara göre, BIST100 ile GVZ arasında herhangi bir doğrusal bağımlılık ilişkisi tespit edilememiştir.

VAR analizine bağlı Granger doğrusal nedensellik ve anlık nedensellik sonuçları Tablo 30'da verilmiştir.

Tablo 30: BIST00-GVZ Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları

	Granger Doğrusal Nedensellik		**Anlık Nedensellik**	
	F-Test İstatistiği	**Olasılık**	**KiKare Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100→GVZ	0,1369	0,7114	27,8160	<0,01**
GVZ →BIST100	3,5089	0,0611	27,8160	<0,01**

Tabloya göre, BIST100 ve GVZ arasında herhangi bir doğrusal nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Diğer taraftan, iki seri arasında anlık nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi için gecikme uzunluğu, 1'den 10'a kadar dikkate alınmıştır. Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi sonuçları Tablo 31'de verilmiştir.

Tablo 31: BIST100-GVZ Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme	BIST100→ GVZ		GVZ → BIST100	
	TVAL	Olasılık	TVAL	Olasılık
1	-0,3867	0,3495	0,5361	0,2960
2	-0,4751	0,3174	0,9386	0,1740
3	-0,1499	0,4404	1,5405	0,0617
4	0,4930	0,3110	1,6790	0,0466*
5	0,0606	0,4758	1,6763	0,0468*
6	0,6160	0,2690	1,6624	0,0482*
7	0,7424	0,2289	1,8072	0,0354*
8	0,0457	0,4818	1,5890	0,0560
9	-0,0539	0,4785	1,7359	0,0413*
10	-0,1282	0,4490	1,5501	0,0606

Tabloya göre GVZ'den BIST100'e tek yönlü bir doğrusal olmayan nedensellik tespit edilmiştir.

BIST100 ile GVZ'ye ait Mackey Glass denklem tahmin sonuçları Tablo 32'de verilmiştir.

Tablo 32: BIST100-GVZ Mackey Glass Denklemleri Tahmini

	Bağımlı Değişken							
	BIST100				GVZ			
	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
BIST100*	-0,1675	0,0690	-2,4280	0,0153 *	0,0471	0,0688	0,6840	0,4940
BIST100 (-1)	-0,0202	0,0270	-0,7490	0,4543	-0,0090	0,0269	-0,3350	0,7380
GVZ*	0,1047	0,0702	1,4930	0,1358	0,0725	0,0700	1,0360	0,3000
GVZ(-1)	-0,0512	0,0271	-1,8880	0,0593	-0,0274	0,0270	-1,0130	0,3110

Sonuçlara göre, düzeltilmiş BIST100 getirileri kendi gecikmesinin doğrusal olmayan bir fonksiyonuna bağımlıdır.

Mackey Glass denklemlerine bağlı Kyrtsou ve Labys (2006) doğrusal olmayan simetrik nedensellik ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) doğrusal olmayan asimetrik nedensellik testlerine ait sonuçlar Tablo33'de verilmiştir.

Tablo 33: BIST100-GVZ Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	Simetrik		**Asimetrik Pozitif**		**Asimetrik Negatif**	
	F-Test İstatistiği	**Olasılık**	**F-Test İstatistiği**	**Olasılık**	**F-Test İstatistiği**	**Olasılık**
BIST100→GVZ	0,4679	0,4941	0,4628	0,4968	0,1171	0,7324
GVZ →BIST100	2,2280	0,1358	0,6011	0,4389	0,0174	0,8953

Tabloya göre BIST100 ve GVZ arasında herhangi bir simetrik ya da asimetrik doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

4.2.5. BIST100-OVX Arasında Nedensellik Analizi

VAR analizine ait tahmin sonuçları Tablo 34'de verilmiştir.

Tablo 34: BIST100-OVX VAR Tahmini

Bağımlı Değişken		SABİT	BIST100 (-1)	OVX (-1)
BIST100	Katsayı Tahmini	0,0269	-0,0171	-0,0307
	Standart Hata	0,0265	0,0271	-0,0256
	Test İstatistiği	1,016	-0,631	-1,198
	Olasılık	0,310	0,528	0,231
OVX	Katsayı Tahmini	-0,0056	-0,449	-0,0469
	Standart Hata	0,028	0,0287	0,0271
	Test İstatistiği	-0,201	-1,567	-1,734
	Olasılık	0,8407	0,1173	-0,0832

Sonuçlara göre, BIST100 ile OVX arasında herhangi bir doğrusal bağımlılık ilişkisi tespit edilememiştir.

VAR analizine bağlı Granger doğrusal nedensellik ve anlık nedensellik sonuçları Tablo 35'de verilmiştir.

Tablo 35: BIST00-OVX Granger Doğrusal Nedensellik ve Anlık Nedensellik Testi Sonuçları

	Granger Doğrusal Nedensellik		Anlık Nedensellik	
	F-Test İstatistiği	Olasılık	KiKare Test İstatistiği	Olasılık
BIST100→OVX	2,4564	0,1172	44,743	<0,01**
OVX →BIST100	1,4354	0,2310	44,743	<0,01**

Tabloya göre, BIST100 ve OVX arasında herhangi bir doğrusal nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Diğer taraftan, iki seri arasında anlık nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi için gecikme uzunluğu, 1'den 10'a kadar dikkate alınmıştır. Hiemstra ve Jones doğrusal olmayan nedensellik testi sonuçları Tablo 36'da verilmiştir.

Tablo 36: BIST100-OVX Hiemstra Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları

Gecikme	BIST100→ OVX		OVX → BIST100	
	TVAL	Olasılık	TVAL	Olasılık
1	-0,2955	0,3838	0,5946	0,2760
2	-0,1119	0,4555	0,2669	0,3948
3	-0,2702	0,3935	0,2306	0,4088
4	-0,0875	0,4651	0,3752	0,3537
5	-0,0649	0,4741	0,6361	0,2624
6	-0,1684	0,4331	0,5657	0,2858
7	-0,1625	0,4354	0,5622	0,2870
8	-0,1120	0,4554	0,5271	0,2990
9	0,1505	0,4402	0,8284	0,2037
10	0,0771	0,4693	0,4915	0,3115

Tabloya göre BIST100 ile OVX arasında herhangi bir doğrusal olmayan nedensellik tespit edilememiştir.

BIST100 ile OVX'e ait Mackey Glass denklem tahmin sonuçları Tablo 37'de verilmiştir.

Tablo 37: BIST100- OVX Mackey Glass Denklemleri Tahmini

	Bağımlı Değişken							
	BIST100				OVX			
	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
BIST100*	-0,1739	0,0689	-2,521	0,0118	0,0294	0,0729	0,403	0,6872
BIST100 (-1)	-0,019	0,0272	-0,701	0,4835	-0,0406	0,0287	-1,415	0,1573
OVX*	-0,0655	0,0707	-0,926	0,3549	0,0449	0,0748	0,601	0,5482
OVX(-1)	-0,0318	0,0258	-1,233	0,2176	-0,0498	0,0772	-1,828	0,0678

Sonuçlara göre, mevsimsel ve değişen varyans etkisinden arındırılmış BIST100 getirileri kendi gecikmesinin doğrusal olmayan bir fonksiyonuna bağımlıdır.

Mackey Glass denklemlerine bağlı Kyrtsou ve Labys (2006) doğrusal olmayan simetrik nedensellik ve Hristu-Varsakelis ve Kyrtsou (2008) doğrusal olmayan asimetrik nedensellik testlerine ait sonuçlar Tablo38'de verilmiştir.

Tablo 38: BIST100-OVX Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	Simetrik		Asimetrik Pozitif		Asimetrik Negatif	
	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık	F-Test İstatistiği	Olasılık
BIST100→OVX	0,2126	0,6448	0,4965	0,4815	6,0540	0,0145*
OVX →BIST100	1,1680	0,2800	2,0493	0,1537	5,2050	0,023*

Tabloya göre BIST100 ve OVX arasında simetrik doğrusal olmayan nedensellik tespit edilememiştir. Fakat negatif getiriler arasında çift yönlü bir doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

4.3. DCC-GARCH Yöntemi İle Piyasalar Arası Dinamik Korelasyon Analizi

Piyasalar arasındaki etkileşimler araştırılırken basit korelasyon katsayısı ile analiz yeterli olmamaktadır. Bunun nedeni korelasyonların zamanın bir fonksiyonu olabilmesi ve kriz, yüksek oynaklık, vb. dönemlerde korelasyonların artmasıdır.

Bölüm 4.2.1-4.2.5'de uygulanan anlık nedensellik testi sonuçlarına göre BIST100-Dolar/TL Kuru, BIST100-Altın, BIST100-Ham Petrol, BIST100-GVZ ve BIST100-OVX arasında anlık nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç, incelenen seriler arasında korelasyon ilişkisinin varlığını göstermektedir. Çalışmanın bu bölümünde seriler arasındaki ikili korelasyonlar analiz edilecek ve DCC-GARCH yardımı ile modellenecektir.

Mevsimsel etkiden arındırılmış serilere ait koşulsuz korelasyon matrisi Tablo 39'da sunulmuştur. Sonuçlara göre, BIST100 ile incelenen diğer ürünlere ait koşulsuz korelasyonlar yüksek değildir.

Tablo 39: Mevsimsel Etkisi Düzeltilmiş Serilere Ait Koşulsuz Korelasyon Matrisi Sonucu

	BIST100	**Dolar/TL Kuru**	**Altın**	**Ham Petrol**	**GVZ**	**OVX**
BIST100	1	-0,2154	0,1417	0,1487	-0,1436	-0,2125
Dolar/TL Kuru	-0,2154	1	-0,1165	-0,0866	0,1123	0,1188
Altın	0,1417	-0,1165	1	0,0915	-0,1067	-0,0569
Ham Petrol	0,1487	-0,0866	0,0915	1	-0,2123	-0,4252
GVZ	-0,1436	0,1123	-0,1067	-0,2123	1	0,2578
OVX	-0,2125	0,1188	-0,0569	-0,4252	0,2578	1

4.3.1. BIST100-Dolar/TL Kuru'na ait DCC Model Tahmini

BIST100 ve Dolar/TL Kuru arasındaki korelasyonun dinamik yapısına ait model (69)'da verilmiştir.

$$
\begin{aligned}
r_t^{BIST100} &= \mu_{10} + \mu_{11} A_{3t} + \mu_{12} A_{8t} + \theta_{11} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{12} r_{t-1}^{Dolar/TL} + \epsilon_{1t}, \\
\epsilon_{1t} &= h_{1t}^{1/2} z_{1t}, \ \epsilon_{1t} \sim (0, h_{1t}) \\
\log h_{1t} &= w_1 + \alpha_1 \epsilon_{1\,t-1} + \gamma_1 (|\epsilon_{1t-1}| - E|\epsilon_{1t-1}|\ ) + \beta_1 \log h_{1t-1}, \\
\\
r_t^{Dolar/TL} &= \mu_{20} + \mu_{11} WD_{1t} + \theta_{21} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{22} r_{t-1}^{Dolar/TL} + \epsilon_{2t}, \\
\epsilon_{2t} &= h_{2t}^{1/2} z_{2t}, \qquad \epsilon_{2t} \sim (0, h_{2t}) \\
\log h_{2t} &= w_2 + \alpha_2 \epsilon_{2\,t-1} + \gamma_2 (|\epsilon_{2t-1}| - E|\epsilon_{2t-1}|\ ) + \beta_2 \log h_{2t-1}, \\
\\
q_{12t} &= (1 - a_{12} - b_{12}) \bar{q}_{12} + a_{12} z_{1t-1} z_{2t} + b_{12} q_{12t-1}
\end{aligned}
\tag{69}
$$

Burada, A_{it}, i. aya ait mevsimsel kuklayı, WD_{jt}, haftanın j. gününe ait mevsimsel kuklayı, q_{12t}, z_{1t} ve z_{2t} arasındaki koşullu korelasyonu, $\bar{q}_{12}$, z_{1t} ve z_{2t} arasındaki koşulsuz korelasyonu, h_{1t} ve h_{2t} sırasıyla, mevsimsellikten arındırılmış, BIST100 ve Dolar/TL kur getirilerine ait koşullu varyansı ve z_{1t} ve z_{2t}değişen varyans etkisinden arındırılmış standartlaştırılmış getirileri göstermektedir.

İki seri için de tahmin edilen koşullu varyans modeli, EGARCH (1,1) dir ve DCC modeline ait tahmin sonuçları Tablo 40'da sunulmuştur. Sonuçlara göre tüm koşullu varyans katsayıları $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Koşullu varyans katsayılarına baktığımızda β_1 ve β_2 katsayılarının anlamlı ve 1' e yakın olması BIST100 ve Dolar/TL Kuru serileri için oynaklığın yüksek kalıcılık sergilediğini gösterir. Diğer bir deyişle, bugünkü şokların etkisinin çok uzun dönemde bile

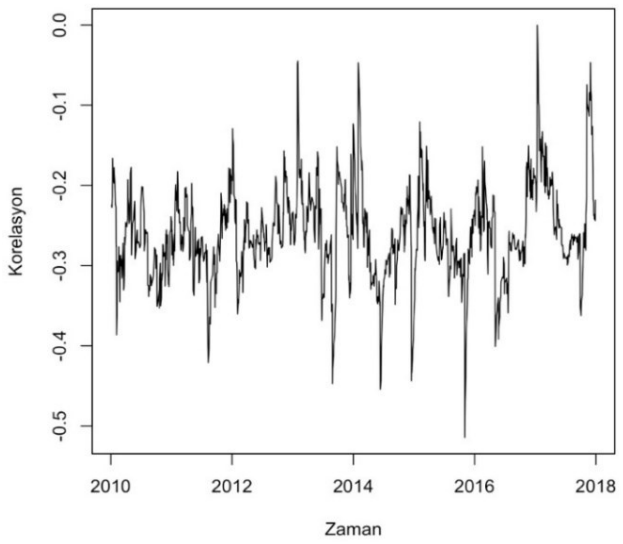
hissedileceğini söyleyebiliriz. Ayrıca, $\alpha_1 < 0$ olmasından dolayı BIST100 serisinin kaldıraç etkisi sergilediği söylenebilir.

Tablo 40: BIST100-Dolar/TL Kuru'na ait DCC Model Tahmini

	Katsayı Tahmini	**Standart Hata**	**Test İstatistiği**	**Olasılık**
w_1	0,0205	0,0033	6,2251	<0,01**
α_1	-0,075	0,016	-4,7	<0,01**
β_1	0,9643	0,0007	1478,88	<0,01**
γ_1	0,087	0,0064	13,668	<0,01**
w_2	-0,0307	0,0139	-2,2138	0,0268*
α_2	0,0438	0,0191	2,2879	0,0221*
β_2	0,9603	0,0173	55,4992	<0,01**
γ_2	0,1972	0,0498	3,9615	<0,01**
a_{12}	0,024	0,0135	1,7779	0,0754
b_{12}	0,889	0,0683	13,0139	<0,01**

Koşullu dinamik korelasyona ait katsayılardan, a_{12} $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamsız iken b_{12} anlamlıdır. Bu sonuç, BIST100 ile Dolar/TL kuru arasında dikkate alınabilir şekilde zamana bağlı çapraz hareketlerin varlığını işaret eder. Ayrıca, $a_{12} + b_{12} = 0{,}9130<1$ koşulu sağlanmaktadır. Bu nedenle, dinamik korelasyonların ortalamaya dönen bir hareket izlediği söylenebilir. Ek olarak, $a_{12} + b_{12}$'nin 1'e yakın olması korelasyonun yüksek oranda kalıcı bir yapı sergilediğini gösterir. Diğer bir deyişle, bugün yaşanan bir şokun etkisi, korelasyonda uzun dönemde bile gözlemlenebilir.

BIST100 ve Dolar/TL Kuru arasındaki koşullu korelasyonlara ait tahmin sonuçları Şekil 5'de sunulmuştur. Şekil 5'e göre incelenen dönem boyunca BIST100 ve Dolar/TL Kuru arasında negatif bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Korelasyon genele bakıldığında zayıf olarak nitelendirilebilir. Tanımlayıcı istatistiklere göre, ortalama -0,2544 ve incelenen dönemin %50' sinde [-0,2877-0,2199] arasındadır. Fakat 2011 yılı sonları ile 2016 yılları arasında 5 farklı zaman noktasında %40'ın üzerine çıkmıştır. Korelasyonun en fazla olduğu zaman 2015 yılı sonlarına rastlamaktadır ve korelasyon negatif yönde %51,42 olarak gözlemlenmiştir.



Minimum	-0,5142
Maksimum	-0,0003
1.Kartil	-0,2877
3.Kartil	-0,2199
Ortalama	-0,2544
Medyan	-0,2587
Ort. için alt sınır	-0,2576
Ort. için üst sınır	-0,2512
Varyans	0,0038
Standart Sapma	0,0613
Çarpıklık	0,1387
Basıklık	1,488

Şekil 5: BIST100 ve Dolar/TL Kuru Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler

4.3.2. BIST100-Altın'a Ait DCC Model Tahmini

BIST100 ve Altın arasındaki korelasyonun dinamik yapısına ait model (70)'de verilmiştir.

$$
\begin{aligned}
r_t^{BIST100} &= \mu_{10} + \mu_{11} A_{3t} + \mu_{12} A_{8t} + \theta_{11} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{13} r_{t-1}^{Altın} + \epsilon_{1t}, \\
\epsilon_{1t} &= h_{1t}^{1/2} z_{1t}, \ \epsilon_{1t} \sim (0, h_{1t}) \\
\log h_{1t} &= w_1 + \alpha_1 \epsilon_{1\,t-1} + \gamma_1 (|\epsilon_{1t-1}| - E|\epsilon_{1t-1}|\ ) + \beta_1 \log h_{1t-1}, \\
\\
r_t^{ALTIN} &= \mu_{30} + \theta_{31} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{32} r_{t-1}^{Altın} + \epsilon_{3t}, \\
\epsilon_{3t} &= h_{3t}^{1/2} z_{3t}, \qquad \epsilon_{3t} \sim (0, h_{3t}) \\
h_{3t} &= w_3 + \alpha_3 \epsilon_{3t-1}^2 + \beta_3 h_{3t-1},
\end{aligned}
\tag{70}
$$

$$q_{13t} = (1 - a_{13} - b_{13})\bar{q}_{13} + a_{13} z_{1t-1} z_{3t} + b_{13} q_{13t-1}$$

Burada, A_{it}, i. aya ait mevsimsel kuklayı, q_{13t}, z_{1t} ve z_{3t} arasındaki koşullu korelasyonu, $\bar{q}_{13}$, z_{1t} ve z_{3t} arasındaki koşulsuz korelasyonu, h_{1t} ve h_{3t} sırasıyla, mevsimsellikten arındırılmış, BIST100 ve Altın getirilerine ait koşullu varyansı ve z_{1t} ve z_{3t} değişen varyans etkisinden arındırılmış standartlaştırılmış getirileri göstermektedir.

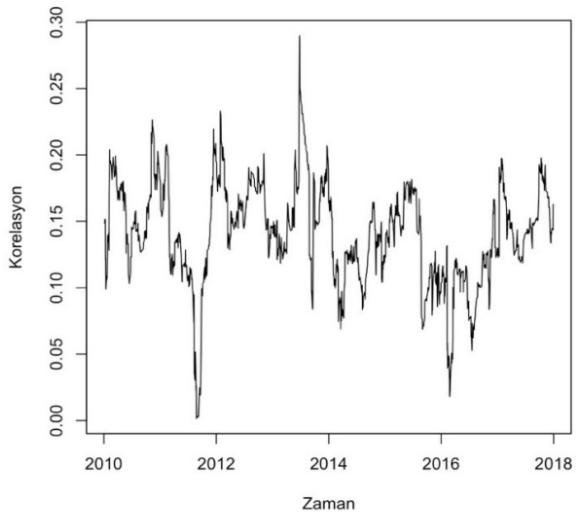
BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken Altın için tahmin edilen model GARCH (1,1)'dir. DCC modeline ait tahmin sonuçları Tablo 41'de sunulmuştur. Sonuçlara göre tüm koşullu varyans katsayıları $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Koşullu varyans katsayılarına baktığımızda β_1 ve β_3 katsayılarının anlamlı ve büyük olması BIST100 serisi için oynaklığın yüksek kalıcılık sergilediğini gösterir. Benzer şekilde α_3+β_3=0,9856<1 GARCH'ın durağanlık koşulunu sağlamasına rağmen toplamın 1'e yakın olması Altın serisi için de oynaklığın yüksek

kalıcılık sergilediğini gösterir. Diğer bir deyişle, iki seride de bugün piyasalarda karşılaşılan bir şokun etkisinin çok uzun dönemler sürdüğü söylenebilir. Ayrıca, $\alpha_1 < 0$ olmasından dolayı BIST100'ün kaldıraç etkisi sergilediği söylenebilir.

Tablo 41: BIST100-Altın'a ait DCC Model Tahmini

	Katsayı Tahmini	**Standart Hata**	**Test İstatistiği**	**Olasılık**
w_1	0,0203	0,0033	6,0909	<0,01**
α_1	-0,0743	0,0155	-4,7978	<0,01**
β_1	0,9648	0,0008	1282,2	<0,01**
γ_1	0,0882	0,0067	13,1963	<0,01**
w_3	0,0143	0,0063	2,2853	0,0223*
α_3	0,0356	0,0078	4,588	<0,01**
β_3	0,95	0,008	118,16	<0,01**
a_{13}	0,0081	0,0093	0,8711	0,3837
b_{13}	0,9583	0,0609	15,7366	<0,01**

Koşullu dinamik korelasyona ait katsayılardan, a_{13} $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamsız iken b_{13} anlamlıdır. Bu sonuç, BIST100 ile Altın arasında dikkate alınabilir şekilde zamana bağlı çapraz hareketlerin varlığını işaret eder. Ayrıca, $a_{13} + b_{13} = 0{,}9664<1$ koşulu sağlanmaktadır. Bu nedenle, dinamik korelasyonların ortalamaya dönen bir hareket izlediği söylenebilir. Ek olarak, $a_{13} + b_{13}$'nin 1'e yakın olması korelasyonun yüksek oranda kalıcı bir yapı sergilediğini gösterir. Diğer bir deyişle, bugün yaşanan bir şokun etkisi, korelasyonda uzun dönemde bile gözlemlenebilir.



Minimum	0,0016
Maksimum	0,2897
1.Kartil	0,1177
3.Kartil	0,1704
Ortalama	0,1415
Medyan	0,1421
Ort. için alt sınır	0,1395
Ort. için üst sınır	0,1435
Varyans	0,0015
Standart Sapma	0,0383
Çarpıklık	-0,3414
Basıklık	0,7246

Şekil 6: BIST100 ve Altın Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler

BIST100 ve Altın arasındaki koşullu korelasyonlara ait tahmin sonuçları Şekil 6'da sunulmuştur. Şekil 6' ya göre incelenen dönem boyunca BIST100 ve Altın arasındaki korelasyonların pozitif olduğu yani iki seri arasında aynı yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Korelasyon genele bakıldığında zayıf olarak nitelendirilebilir. Tanımlayıcı istatistiklere göre, ortalama 0,1415 ve incelenen dönemin %50' sinde [0,1117-0,1704] arasındadır. İncelenen dönem içinde korelasyon grafiği 3 farklı zaman noktasında tepe yapmıştır. 2012 sonlarına doğru iki seri arasındaki korelasyon neredeyse 0'lanmış ve %0,0016 olarak gözlemlenmiştir. En yüksek korelasyon 2013 sonlarındadır ve değeri %28,97'dir.

4.3.3. BIST100-Ham Petrol'e Ait DCC Model Tahmini

BIST100 ve Ham Petrol arasındaki korelasyonun dinamik yapısına ait model (71)'de verilmiştir.

$$\begin{aligned} r_t^{BIST100} &= \mu_{10} + \mu_{11} A_{3t} + \mu_{12} A_{8t} + \theta_{11} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{14} r_{t-1}^{Ham\ Petrol} + \epsilon_{1t}, \\ \epsilon_{1t} &= h_{1t}^{1/2} z_{1t}, \qquad \epsilon_{1t} \sim (0, h_{1t}) \\ \log h_{1t} &= w_1 + \alpha_1 \epsilon_{1\,t-1} + \gamma_1 (|\epsilon_{1t-1}| - E|\epsilon_{1t-1}|\ ) + \beta_1 \log h_{1t-1}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r_t^{Ham\ Petrol} &= \mu_{40} + \mu_{41} A_{4t} + \theta_{41} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{42} r_{t-1}^{Ham\ Petrol} + \epsilon_{4t}, \\ \epsilon_{4t} &= h_{4t}^{1/2} z_{4t}, \qquad \epsilon_{2t} \sim (0, h_{4t}) \\ h_{4t} &= w_4 + (\alpha_4 \epsilon_{4t-1}^2 + \gamma_4 D_{4t} \epsilon_{4t-1}^2) + \beta_4 h_{4t-1}, \end{aligned} \tag{71}$$

$$q_{14t} = (1 - a_{14} - b_{14})\bar{q}_{14} + a_{14} z_{1t-1} z_{4t} + b_{14} q_{14t-1}$$

Burada, A_{it}, i. aya ait mevsimsel kuklayı, q_{14t}, z_{1t} ve z_{4t} arasındaki koşullu korelasyonu, $\bar{q}_{14}$, z_{1t} ve z_{4t} arasındaki koşulsuz korelasyonu, h_{1t} ve h_{4t} sırasıyla, mevsimsellikten arındırılmış, BIST100 ve Ham Petrol getirilerine ait koşullu varyansı, ve z_{1t} ve z_{4t} değişen varyans etkisinden arındırılmış standartlaştırılmış getirileri göstermektedir.

BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken Ham Petrol için tahmin edilen model GJR-GARCH (1,1)' dir. DCC modeline ait tahmin sonuçları Tablo 42'de sunulmuştur. Sonuçlara göre w_4 hariç tüm koşullu varyans katsayıları $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Koşullu varyans katsayılarına baktığımızda β_1 katsayısının anlamlı ve büyük olması BIST100 serisi için oynaklığın yüksek kalıcılık sergilediğini gösterir. Diğer taraftan, negatif getiriler için, α_4+β_4 + γ_4=1,0281 ve pozitif getiriler için α_4+$\beta_4 = 0{,}9579$ olmasından dolayı oynaklık yüksek kalıcılık göstermektedir. Ayrıca, $\alpha_1 < 0$ ve olmasından dolayı BIST100'ün kaldıraç etkisi sergilediği söylenebilir ve γ_4' ün pozitif olmasından dolayı Ham Petrol serisinde kaldıraç etkisi olduğu söylenebilir.

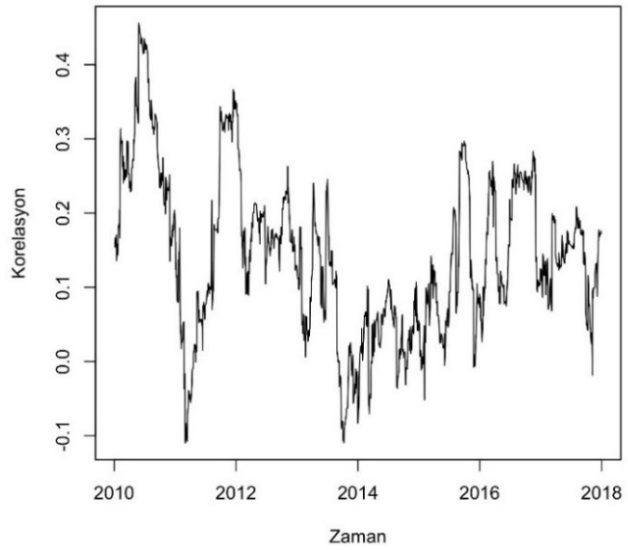
Tablo 42: BIST100-Ham Petrol'e ait DCC Model Tahmini

	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
w_1	0,0180	0,0032	5,7112	<0,01**
α_1	-0,0713	0,0159	-4,4781	<0,01**
β_1	0,9687	0,0014	713,4242	<0,01**
γ_1	0,0788	0,0367	2,1488	0,0317*
w_4	0,0333	0,0190	1,7569	0,0789
α_4	0,0420	0,0170	2,4798	0,0131*
β_4	0,9159	0,0209	43,9236	<0,01**
γ_4	0,0702	0,0245	2,8650	<0,01**
a_{14}	0,0203	0,0074	2,7321	<0,01**
b_{14}	0,9621	0,0145	66,3939	<0,01**

Koşullu dinamik korelasyona ait katsayılar, a_{14} ve b_{14} $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuç, BIST100 ile Ham Petrol arasında dikkate alınabilir şekilde zamana bağlı çapraz hareketlerin varlığını işaret eder. Ayrıca, $a_{14} + b_{14} = 0{,}9824<1$ koşulu sağlanmaktadır. Bu nedenle, dinamik korelasyonların ortalamaya dönen bir hareket izlediği söylenebilir. Ek olarak, $a_{14} + b_{14}$'nin 1'e yakın olması korelasyonun yüksek oranda kalıcı bir yapı sergilediğini gösterir. Diğer bir deyişle, bugün yaşanan bir şokun etkisi, korelasyonda uzun dönemde bile gözlemlenebilir.

BIST100 ve Ham Petrol arasındaki koşullu korelasyonlara ait tahmin sonuçları Şekil 7'de sunulmuştur. Şekil 7'ye göre incelenen dönem boyunca BIST100 ve Ham Petrol arasında genellikle ilişkinin pozitif yönlü olduğu fakat bazı dönemlerde ilişkinin negatife döndüğü tespit edilmiştir. Korelasyon genele bakıldığında zayıf olarak nitelendirilebilir. Tanımlayıcı istatistiklere göre, ortalama 0,1358 ve incelenen dönemin %50' sinde [-0,0584-0,2086] arasındadır. Fakat 2010 yılı başlarında korelasyonun

arttığı ve %40'ların üzerine çıktığı gözlemlenmektedir. Korelasyon en fazla pozitif yönde %46,67 olarak gözlemlenmiştir.



Minimum	-0,1171
Maksimum	0,4667
1.Kartil	0,0584
3.Kartil	0,2086
Ortalama	0,1358
Medyan	0,1274
Ort. için alt sınır	0,1302
Ort. için üst sınır	0,1415
Varyans	0,0117
Standart Sapma	0,1081
Çarpıklık	0,3376
Basıklık	-0,1098

Şekil 7: BIST100 ve Ham Petrol Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler

4.3.4. BIST100-GVZ'ye Ait DCC Model Tahmini

BIST100 ve GVZ arasındaki korelasyonun dinamik yapısına ait model (72)'de verilmiştir

$$
\begin{aligned}
r_t^{BIST100} &= \mu_{10} + \mu_{11} A_{3t} + \mu_{12} A_{8t} + \theta_{11} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{15} r_{t-1}^{GVZ} + \epsilon_{1t}, \\
\epsilon_{1t} &= h_{1t}^{1/2} z_{1t}, \qquad \epsilon_{1t} \sim (0, h_{1t}) \\
\log h_{1t} &= w_1 + \alpha_1 \epsilon_{1\,t-1} + \gamma_1 (|\epsilon_{1t-1}| - E|\epsilon_{1t-1}|\,) + \beta_1 \log h_{1t-1},
\end{aligned}
$$

$$\begin{aligned} r_t^{GVZ} &= \mu_{50} + \mu_{51} WD_{5t} + \theta_{51} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{52} r_{t-1}^{GVZ} + \epsilon_{5t}, \\ \epsilon_{5t} &= h_{5t}^{1/2} z_{5t}, \qquad \epsilon_{5t} \sim (0, h_{5t}) \\ h_{5t} &= w_5 + (\alpha_5 \epsilon_{5t-1}^2 + \gamma_5 D_{5t} \epsilon_{5t-1}^2) + \beta_5 h_{5t-1}, \end{aligned} \tag{72}$$

$$q_{15t} = (1 - a_{15} - b_{15})\bar{q}_{15} + a_{15} z_{1t-1} z_{5t} + b_{15} q_{15t-1}$$

Burada, A_{it}, i. ait mevsimsel kuklayı, WD_{jt}, haftanın j. gününe ait mevsimsel kuklayı, q_{15t}, z_{1t} ve z_{5t} arasındaki koşullu korelasyonu, $\bar{q}_{15}$, z_{1t} ve z_{5t} arasındaki koşulsuz korelasyonu, h_{1t} ve h_{5t} sırasıyla, mevsimsellikten arındırılmış, BIST100 ve GVZ getirilerine ait koşullu varyansı ve z_{1t} ve z_{5t} değişen varyans etkisinden arındırılmış standartlaştırılmış getirileri göstermektedir.

BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken GVZ için tahmin edilen model GJR-GARCH (1,1) dir. DCC modeline ait tahmin sonuçları Tablo 43'de sunulmuştur. Sonuçlara göre tüm koşullu varyans katsayıları $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Koşullu varyans katsayılarına baktığımızda β_1 katsayısının anlamlı ve büyük olması BIST100 serisi için oynaklığın yüksek kalıcılık sergilediğini gösterir. Diğer taraftan, negatif getiriler için, α_5+$\beta_5 + \gamma_5$= 0,0912 olmasından dolayı negatif getiriler için oynaklık kalıcılık göstermemektedir. Fakat pozitif getiriler için α_5+$\beta_5 = 0{,}8888$ olmasından dolayı oynaklık, yüksek kalıcılık göstermektedir. Ayrıca, $\alpha_1 < 0$ ve olmasından dolayı BIST100'ün kaldıraç etkisi sergilediği söylenebilir ve γ_5' ün negatif olmasından dolayı GVZ serisinde asimetri etkisi olmasına rağmen kaldıraç etkisi olmadığı söylenebilir.

Tablo 43: BIST100-GVZ'ye ait DCC Model Tahmini

	Katsayı Tahmini	Standart Hata	Test İstatistiği	Olasılık
w_1	0,0250	0,0035	7,0783	<0,01**
α_1	-0,08011	0,0157	-5,1154	<0,01**
β_1	0,9617	0,0002	4898,1171	<0,01**
γ_1	0,0906	0,0045	20,0084	<0,01**
w_5	0,6721	0,2576	2,6088	<0,01**
α_5	0,0677	0,0207	3,2697	<0,01**
β_5	0,8211	0,0567	14,4904	<0,01**
γ_5	-0,7976	0,3408	-2,3401	0,0193*
a_{15}	0,0000	0,0003	0,0000	1,00
b_{15}	0,9338	0,5148	1,8139	0,0697

Koşullu dinamik korelasyona ait katsayılar, a_{15} ve b_{15} $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamsızdır. Bu sonuç, BIST100 ile GVZ arasındaki ilişkinin dinamik değil sabit olduğunu gösteririr. Sabit korelasyon -0,1432'dir.

4.3.5. BIST100-OVX'e Ait DCC Model Tahmini

BIST100 ve OVX arasındaki korelasyonun dinamik yapısına ait model (73)'de verilmiştir.

$$
\begin{aligned}
r_t^{BIST100} &= \mu_{10} + \mu_{11} A_{3t} + \mu_{12} A_{8t} + \theta_{11} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{16} r_{t-1}^{OVX} + \epsilon_{1t}, \\
\epsilon_{1t} &= h_{1t}^{1/2} z_{1t}, \qquad \epsilon_{1t} \sim (0, h_{1t}) \\
\log h_{1t} &= w_1 + \alpha_1 \epsilon_{1\,t-1} + \gamma_1 (|\epsilon_{1t-1}| - E|\epsilon_{1t-1}|\,) + \beta_1 \log h_{1t-1},
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
r_t^{OVX} &= \mu_{60} + \mu_{61} WD_{4t} + \mu_{62} WD_{5t} + \theta_{61} r_{t-1}^{BIST100} + \theta_{62} r_{t-1}^{OVX} + \epsilon_{6t}, \\
\epsilon_{6t} &= h_{6t}^{1/2} z_{6t}, \qquad \epsilon_{6t} \sim (0, h_{6t}) \\
h_{6t} &= w_6 + (\alpha_6 \epsilon_{6t-1}^2 + \gamma_6 D_{6t} \epsilon_{6t-1}^2) + \beta_6 h_{6t-1},
\end{aligned}
\tag{73}
$$

$$q_{16t} = (1 - a_{16} - b_{16})\bar{q}_{16} + a_{16} z_{1t-1} z_{6t} + b_{16} q_{16t-1}$$

Burada, A_{it}, i. aya ait mevsimsel kuklayı, WD_{jt}, haftanın j. gününe ait mevsimsel kuklayı, q_{16t}, z_{1t} ve z_{6t} arasındaki koşullu korelasyonu, $\bar{q}_{16}$, z_{1t} ve z_{6t} arasındaki koşulsuz korelasyonu, h_{1t} ve h_{6t} sırasıyla, mevsimsellikten arındırılmış, BIST100 ve OVX getirilerine ait koşullu varyansı, ve z_{1t} ve z_{6t} değişen varyans etkisinden arındırılmış standartlaştırılmış getirileri göstermektedir.

BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken OVX için tahmin edilen model GJR-GARCH (1,1)dir. DCC modeline ait tahmin sonuçları Tablo 44'de sunulmuştur. Sonuçlara göre γ_1 ve w_6 hariç tüm koşullu varyans katsayıları $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. γ_1'in anlamsız olması BIST100 ile OVX arasındaki VAR analizi sonucu elde edilen hatalarda, BIST100'ün EGARCH yerine standart GARCH modeline daha uygun olduğu sonucuna varılabilir. Koşullu varyans katsayılarına baktığımızda β_1 katsayısının anlamlı ve büyük olması BIST100 serisi için oynaklığın yüksek kalıcılık sergilediğini gösterir. Diğer taraftan, negatif getiriler için,

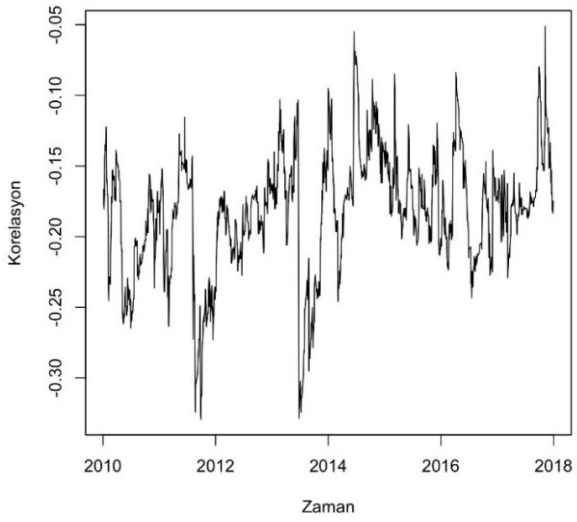
α_6+$\beta_6 + \gamma_6$= 0,7641 ve pozitif getiriler için α_6+$\beta_6 = 0{,}8984$ olmasından dolayı oynaklık yüksek kalıcılık göstermektedir. Ayrıca, $\alpha_1 < 0$ ve olmasından dolayı BIST100'ün kaldıraç etkisi sergilediği söylenebilir ve γ_6' nın negatif olmasından dolayı OVX serisinde asimetri olmasına rağmen kaldıraç etkisi olmadığı söylenebilir.

Tablo 44: BIST100-OVX'e ait DCC Model Tahmini

	Katsayı Tahmini	**Standart Hata**	**Test İstatistiği**	**Olasılık**
w_1	0,0185	0,0077	2,3955	<0,01**
α_1	-0,0712	0,0286	-2,4895	0,0128
β_1	0,9677	0,0090	107,9117	<0,01**
γ_1	0,0828	0,1359	0,6097	0,5420
w_6	3,3797	2,0563	1,6436	0,1003
α_6	0,1900	0,0737	2,5768	<0,01**
β_6	0,7084	0,1377	5,1465	<0,01**
γ_6	-0,1343	0,0669	-2,0081	0,0446*
a_{16}	0,0111	0,0099	1,1293	0,2588
b_{16}	0,9319	0,0324	28,8027	<0,01**

Koşullu dinamik korelasyona ait katsayılardan, a_{16} $\alpha = 0{,}05$ anlamlılık düzeyinde anlamsız iken b_{16} anlamlıdır. Bu sonuç, BIST100 ile OVX arasında dikkate alınabilir şekilde zamana bağlı çapraz hareketlerin varlığını işaret eder. Ayrıca, $a_{16} + b_{16} = 0{,}943$<1 koşulu sağlanmaktadır. Bu nedenle, dinamik korelasyonların ortalamaya dönen bir hareket izlediği söylenebilir. Ek olarak, $a_{16} + b_{16}$'nın 1'e yakın olması korelasyonun yüksek oranda kalıcı bir yapı sergilediğini gösterir. Diğer bir deyişle, bugün yaşanan bir şokun etkisi, korelasyonda uzun dönemde bile gözlemlenebilir.

BIST100 ve OVX arasındaki koşullu korelasyonlara ait tahmin sonuçları Şekil 8'de sunulmuştur. Şekil 8'e göre incelenen dönem boyunca BIST100 ve OVX arasında negatif bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Korelasyon genele bakıldığında zayıf olarak nitelendirilebilir. Tanımlayıcı istatistiklere göre, ortalama -0,1812 ve incelenen dönemin %50' sinde [-0,2042-0,1551] arasındadır. Fakat 2011 yılı ile 2013 yılları sonlarında korelasyonun negatif yönde arttığı söylenebilir. Korelasyon en fazla negatif yönde %32,93 olarak gözlemlenmiştir.



Minimum	-0,3293
Maksimum	-0,0511
1.Kartil	-0,2042
3.Kartil	-0,1551
Ortalama	-0,1812
Medyan	-0,1774
Ort. için alt sınır	-0,1834
Ort. için üst sınır	-0,1790
Varyans	0,0018
Standart Sapma	0,0423
Çarpıklık	-0,4366
Basıklık	0,7804

Şekil 8: BIST100 ve OVX Arasında Dinamik Koşullu Korelasyon Grafiği ve Tanımlayıcı İstatistikler

SONUÇ

Altın ve petrol ülkelerin finansal aktivitelerinde önemli yer tutmaktadır. Bu ürünlerin fiyatlarındaki değişimler ülkelerin üretim faaliyetlerini etkilemekte ve buna bağlı olarak finansal piyasaların da etkilenmesine yol açmaktadır. Ayrıca bu ürünlerin fiyat hareketleri, hisse senedi fiyatlarının belirlenmesinde de doğrudan etkilidir. Petrol, altın ve bunun yanında hisse senetlerinin fiyatlarındaki değişimleri anlayabilmek ve küresel anlamda hisse senetleri piyasası ile bu ürünler arasındaki ilişkilerin analiz edilip doğru bir şekilde yorumlanması özellikle yatırımcılar açısından oldukça önemlidir.

Piyasalardaki petrol, altın, hisse senedi gibi finansal ürünler arasında ve buna benzer diğer ürünler arasındaki ilişkiler piyasalar arası korelasyonların artmasına neden olmuştur. Bunun yanında finansal ürünlerin uluslararası düzeyde ulaşılabilir olması da bu artışa neden olan sebepler arasındadır.

Literatür incelendiğinde finansal ürünlerin arasındaki doğrusal, doğrusal olmayan ve asimetrik ilişkileri analiz eden çalışmaların az sayıda olduğu görülmektedir. Bu çalışma iki yönden oldukça güçlüdür: Birincisi, bilgimiz dahilinde çalışmada bahsi geçen oynaklık endeksleri ile BIST100 ilişkisini araştıran ender çalışmalardan bir tanesidir. İkincisi ise kullanılan yöntemler açısından güncel ve özgün bir çalışmadır.

Bu bağlamda çalışmada, finansal ürünler arasındaki etkileşimlerin güncel modeller ile ele alınması amaçlanmıştır. Bu çalışmada, küresel altın ve küresel petrol fiyatları ve bu fiyatlardaki oynaklıkların birer göstergesi olan Altın Oynaklık Endeksi ve Ham Petrol Oynaklık Endeksi ile Türk hisse senedi fiyat endeksi arasındaki doğrusal, doğrusal olmayan ve asimetrik ilişkiler ve bu ilişkilerin yönleri araştırılmıştır. Ayrıca uluslararası bu ilişkilerin bir diğer belirleyicisi olan döviz kurunun da etkisini görmek amaçlı, Dolar/Türk Lirası ($/₺) kurunun da bu değişkenler ile etkileşimi analize dahil edilmiştir. Bahsi geçen ilişkiler ve ilişki yönlerinin belirlenebilmesi için 01.01.2010-

01.01.2018 dönemlerini içeren 2332 günlük fiyat verisi kullanılmıştır. Çalışmada, kullanılan altın ve ham petrol fiyatları dolar para birimi ile ifade edilmektedir. Yapılan analizler, getiri serileri kullanılarak gerçekleştirilmiş ve yüzde logaritmik getiri serileri hesaplanmıştır.

Çalışmada kullanılan Dolar/TL Kuru, BIST100, Altın, Petrol, GVZ, OVX serilerine Granger ile Hiemstra ve Jones Nedensellik testleri uygulayabilmek için VAR analizi yapılması gerektiğinden ilk önce VAR analizi yapılıp serilerin durağanlıklarına bakılmıştır. VAR analizi sonucunda fiyat serilerine uygulanan ADF ve PP birim kök testlerine göre GVZ endeksinin düzeyde durağan, diğer serilerin ise 1. dereceden fark durağan olduğu gözlemlenmiştir. Bu nedenle BIST100-Dolar/TL Kuru, BIST100-Altın, BIST100-Ham Petrol ve BIST100-OVX arasındaki ilişkileri incelemek için Johansen Eşbütünleşme testi yapılmış ve ilgili fiyat serileri arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır. Daha sonra ARDL temelli Pesaran, Shin ve Smith (2001) sınır testi yapılmış olup yine BIST100 ile GVZ arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanılmamıştır. Sonrasında Hiemstra ve Jones testinin yanıltıcı sonuçlar vermemesi için mevsimsel etki test edilmiş ve seriler bu etkiden arındırılmıştır. Serilerin bir başka problem olan değişen varyans etkisinden de arındırılması amacıyla ARCH etkisinin mevcut olduğu seriler için GARCH, EGARCH, APARCH ve GJR-GARCH modelleri dikkate alınmış ve modeller, 8 farklı hata dağılımı varsayımı altında tahmin edilmiştir. Bu koşullu varyans modelleri kullanılarak seriler standart hale getirilmiştir. Daha sonra doğrusal olmayan terimler için MacKey Glass denklemleri kullanılarak uygun gecikme uzunlukları belirlenmiş ve hata serileri kullanılarak serilere ikili olarak Granger Doğrusal Nedensellik, Hiemstra ve Jones Doğrusal Olmayan Nedensellik, Kyrtsou ve Labys Doğrusal olmayan Simetrik ve Hristu ve Varsakelis Asimetrik Nedensellik testleri uygulanmıştır. Uygulanan bu nedensellik testleri sonucu incelenen seriler arasında korelasyon ilişkisinin varlığını gösterdiğinden seriler arasında ikili korelasyonlar analiz edilmiş ve DCC-GARCH ile modellenmiştir.

Sonuç olarak, VAR analize göre, BIST100 getirilerindeki hareketlerin Dolar/TL kurunu negatif yönde etkilediği gözlemlenmiştir. BIST100, Dolar/TL Kuru

arasında tek yönlü bir Granger doğrusal nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer taraftan, BIST100 ve Dolar/TL Kuru arasında anlık nedensellik ilişkisi de mevcuttur. Bu sonuç, iki seri arasında korelasyon ilişkisinin olduğunu belirtir. Hiemstra ve Jones testine göre, BIST100'den Dolar/TL kuruna doğru güçlü bir doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiş olup Dolar/TL kurundan da BIST100' e doğru doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi mevcuttur. MacKey Glass denklemlerine bağlı Kyrtsou - Labys ve Hristu- Varsakelis ve Kyrtsou testlerine göre, BIST100 ve Dolar/TL kuru arasında doğrusal olmayan simetrik bir nedensellik tespit edilememiş olup negatif getiriler arasında çift yönlü bir asimetrik nedensellik tespit edilmiştir. DCC-GARCH sonuçlarına göre ise iki seri için de tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) olup, oynaklık yüksek kalıcılık göstermektedir. Ayrıca BIST100 serisi kaldıraç etkisine sahiptir ve incelenen dönem boyunca BIST100 ve Dolar/TL Kuru arasında negatif bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

BIST100 ile Altın arasındaki nedensellik ilişkilerinin sonucunda, VAR analizi ve Granger nedensellik analizine göre seriler arasında herhangi bir doğrusal bağımlılık ve nedensellik ilişkisi görülmezken iki seri arasında anlık ilişki tespit edilmiştir. Hiemstra ve Jones testi sonucuna göre, BIST100 ve Altın arasında çift yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Kyrtsou ve Labys testi sonucuna göre ise BIST100 ve Altın arasında doğrusal olmayan simetrik bir nedensellik tespit edilememiştir. Fakat negatif getiriler arasında Altın'dan BIST100'e ve pozitif getirilerde BIST100'den Altın'a tek yönlü bir asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. DCC-GARCH sonucuna göre, BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken Altın için GARCH (1,1)' dir, BIST100 serisinde kaldıraç etkisi gözlemlenmiştir ve her iki seride de oynaklık yüksek kalıcılık etkisine sahiptir. Bunun sonucunda bugün piyasalarda karşılaşılan bir şokun etkisinin çok uzun dönemler sürdüğü söylenebilir.

BIST100 ile Ham Petrol serileri arasındaki incelenen nedensellik analizleri sonucuna göre, seriler arasında beklenenin aksine bir sonuç çıkmıştır. Türkiye petrol tüketiminde oldukça üst sıralarda bir ülke olmasına rağmen Ham Petrol'den BIST100' e

doğru tek yönlü doğrusal Granger nedensellik ilişkisi olduğu gözlemlenmiştir. Hiemstra ve Jones testine göre, seriler arasında çift yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Kyrtsou ve Labys testine göre ise, BIST100 ve Ham Petrol arasında simetrik doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Fakat negatif getiriler arasında BIST100'den Ham Petrol'e tek yönlü bir doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. DCC-GARCH sonuçlarına göre, BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken Ham Petrol için tahmin edilen model GJR-GARCH (1,1)' dir ve iki seride de kaldıraç etkisi gözlemlenir.

BIST100 ile GVZ serileri arasında herhangi bir doğrusal Granger nedensellik ilişkisi söz konusu değil anlık ilişkiler mevcuttur. Hiemstra ve Jones testine göre, GVZ'den BIST100'e tek yönlü bir doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca seriler arasında herhangi bir simetrik veya asimetrik doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir. DCC-GARCH sonucuna göre, BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken GVZ için tahmin edilen model GJR-GARCH (1,1) olup BIST100' de kaldıraç etkisi gözlemlenirken GVZ' de asimetri etkisi olmasına rağmen kaldıraç etkisi gözlemlenmemektedir. Negatif getiriler için oynaklık kalıcılık göstermezken pozitif getiriler için oynaklık yüksek kalıcılık göstermektedir. Ayrıca seriler arasında dinamik değil sabit ilişkiler olduğu tespit edilmiştir.

BIST100 ile OVX serileri incelendiğinde, doğrusal Granger nedensellik ilişkisi olmadığı sadece anlık ilişkilerin var olduğu gözlemlenmiştir. Ayrıca Hiemstra ve Jones testi sonucuna göre de seriler arasında doğrusal olmayan ilişkilere rastlanmamıştır. Kyrtsou ve Labys testine göre, BIST100 ve OVX arasında simetrik doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Fakat negatif getiriler arasında çift yönlü bir doğrusal olmayan asimetrik nedensellik tespit edilmiştir. DCC-GARCH analizine göre, BIST100 için tahmin edilen koşullu varyans modeli EGARCH (1,1) iken OVX için tahmin edilen model GJR-GARCH (1,1)'dir. BIST100 serisi kaldıraç etkisine sahipken OVX serisinde asimetri olmasına rağmen kaldıraç etkisi gözlenmemektedir.

KAYNAKÇA

Ajmi Ahdi.Noomen, Montasser El Ghassen ve Nguyen Duc Khuong., "Testing the Relationships between Energy Consumption and Income in G7 Countries with Nonlinear Causality Tests", *Economic Modelling,* Elsevier, Cilt 35, 2013, s.126-133.

Alexander Carol, *Practical Financial Econometrics,* John Wiley&Sons, Cilt 2, 2008, s.131.

Asimakopoulos Ioannis, Ayling David ve Mahmood Wan. Mansor, "Non-linear Granger causality in the currency futures returns," *Economics Letters*, Cilt 68, 2000, s. 28.

Baek E.G.-Brock A.W. , "A General Test for Non-Linear Granger Causality: Bivariate Model", Kore Geliştirme Enstitüsü, Wisconsin-Madison Üniversitesi, 1992.

Baur Dirk G., "Asymmetric Volatility in the Gold Market", *The Journal of Alternative Investments,*Cilt14, Avustralya, 2012, s. 26-38.

Bhatia Vaneet, Das Satyasiba ve Mitra Subrata, "Crude oil hedging with precious metals: A DCC-GARCH Approach", *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, London, United Kingdom, 2018.

Bildirici Melike ve Türkmen Ceren, "Nonlinear Causality between Oil and Precious Metals", *Resources Policy*, Elsevier, 2015, s. 202-211.

Bollerslev Tim, Engle Robert ve Wooldridge M. Jeffrey, "A Capital Asset Pricing Model with Time- varying Covariances", *Journal of Political Economy,* Cilt 96, 1980, s. 119.

Bollerslev Tim, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedacity", *Journal of Econometrics*, Cilt 31, No: 3, 1986, s. 307-327.

Bollerslev Tim, "A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", *The Review of Economics and Statistics,* Cilt 69, 1987, s. 543-544.

Bollerslev Tim, "Modelling The Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model", The MIT Press, Cilt 72, 1990, s.499.

Brock W., Hsieh D. ve LeBaron B., "A test of Nonlinear Dynamics, Chaos, and Instability: Statistical Theory and Economic Evidence," *Cambridge, MA: MIT Press*., 1991.

Brooks Chris, *Introductory Econometrrics for Finance*, Cambridge Üniversitesi Yayınları, 3. Baskı, New York, 2014, s. 416.;

Butler Cormac, *Mastering Value at Risk, A Step-By-Step Guide to Understanding and Applying Var,* Financial Times Pitman, Londra, 1999, s.190.

Campbell John.Y., Lo Andrew.W.ve MacKinlay A.Craig., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton Universitesi Yayınları, 1997,s.9.

Cont Rama, “Empirical Properties of Asset Returns: Stylized Facts and Statistical Issues”, *Quantitative Finance*, 2001, s. 223-226.;

Davidian M.ve Carroll R.J, “Variance Function Estimation”, İstatistik Bölümü, Kuzey Carolina Üniversitesi, 1987.

Denielsson Jon, *Financial Risk Forecasting*, Wiley Finance, 2011, s. 51-52.

Diks Cees ve Panchenko Valentyn, “A new Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing”, *Journal of Economic Dynamic& Control,* Elsevier, 2006, s. 1655-1656.

Ding Ding, *Modeling of Market Volatility with APARCH Model*, Uppsala Üniversitesi Matematik Bölümü Proje Bildirisi, 2011, s.6.

Ding Zhuanxin., Granger Clive .W.ve Engle Robert F., “A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model”, *Journal of Empirical Finance,* Elsevier, Cilt 1, 1993, s. 83-106.

Engle Robert F., “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica,* Cilt 50, 1982, s. 988-989.

Engle Robert F., Lilien David M. ve Robins Russell P., “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”, *Econometrica*, Cilt 55, No: 2, 1987, s. 391-407.

Engle Robert F.ve Kroner K.F., “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, *Econometric Theory*, Cilt 11, 1995, s. 124-125.

Engle Robert F.ve Sheppard Kevin, "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH", *NBER Working Papers*, 2001.

Engle Robert F., "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model", *Journal of Business&Economic Statistics*, 2002.

Fabozzi Frank J., Focardi Sergio M.ve Rachev Svetlozar T., Arshanapalli Bala G., *The Basics of Financial Econometrics; Tools, Concepts and Asset Management Applications*, John Wiley&Sons, 2014,s.344.

Fan Jianqing, *Asset Returns*, Ders Notları, Bölüm 1, Princeton Üniversitesi, 2018, s. 1-30.

Fan Ying, Zhang Yue-Jun, Tsai Hsien-Tang ve Wei Yi-Ming, "Estimating Value at Risk of Crude Oil Price and its Spillover Effect using the GED-GARCH Approach", *Energy Economics,* Elsevier, 2008,s.3159-3160.

Fernandez Carmen ve Stell Mark, "On Bayesian Modeling of Fat Tails and Skewness", *Journal of Amerikan Statistical Association*, 1998, 359-371.

Ghulam Ali, "EGARCH, GJR- GARCH, TGARCH, AVGARCH, NGARCH, IGARCH and APARCH Models for Pathogens at Marine Recreational Sites", *Journal of Statistical and Econometric Methods,* Cilt 2, 2013, s.60-62.

Glosten Lawrance R, Jagannathan Ravi ve Runkle David E, "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *The Journal of Finance*, Cilt 48, 1993,s.1779-1801.

Granger Clive W. J. ve Yoon Gawon, "Hidden Cointegration", Kaliforniya Üniversitesi, *Economics Working Paper*, 2002, Makale No. 2002-02.

Granger C.W.J., "Testing for Causality: A Personal Viwpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control,* 1980,s.345.

Gujarati, Damodar N. *Basic Econometrics,*4. Baskı, New York 2004,s.698.

Hao Jinji ve Zhang, Jin.E.,"Garch Option Pricing models,the CBOE VIX, and Variance Risk Premium"*Journal of Financial Econometrics*, 2013, s.556-580

Hatemi-J Abdulnasser, Gupta Rangan, Kasongo Axel, Mboweni Thabo, Netshitenzhe Ndivhuho, *Are there Asymmtric Causal Relationship between Tourism and Economic Growth in a Panel of G-7 Countries*, Pretoria Üniversitesi Ekonomi Bölümü Çalışma Notları Dizisi,2014, s. 6-7.

Hiemstra Craig ve Jones Jonathan D., "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price Volume Relation",*The Journal of Finance The American Finance Association*,1994, s. 1639-1664.

Jain Anshul ve Biswal P.C."Dynamic Linkages Among Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and Stock Market in India", *Reseurces Policy,* Elsevier, Cilt 49, 2016, s. 179-185.

Jun Zhang Dai, Wei Chen ve Meng Na Hou, "CSI 300 Stock Index Futures To Launch An Emprical Research On A-Share Of The Spot Market Pricing Efficiency And Operating Efficiency Influence", *Beşinci Uluslararası İş Zekâsı ve Finansal Mühendislik Konferansı*

Kyrtsou Catherine ve Labys C. Walter, "Evidence for chaotic dependence between US inflation and commodity prices", *Journal of Macroeconomics, Elsevier, 2006*, s. 256-266.

Lambert P.ve Laurent S., "Modelling Skewness Dynamics in Series of Financial Data using Skewed Location-Scale Distributions", *Discussion Paper*, İstatik Enstitüsü, Louvain Üniversitesi, Belçika, 2001, s. 01-19.

Leandro Dias Daumas, Fernando Antonio Lucena Aiube ve Tara Keshar Nanda Baidya, "Hedging Stocks Through Commodity Indexes: a DCC-GARCH Approach", *Mathematics & Finance: Research in Options*, Brezilya, 2017.

Mandelbrot Benoit, "The Variation of Certain Speculative Prices", *The Journal of Business*, Bölüm36, 1963, s. 394-419.

Mighri Zouheir ve Mansouri Faysal, "Dynamic Conditional Correlation Analysis of Stock Market Contagion: Evidence from the 2007-2010 Financial Crises", *International Journal Of Economics And Fınancial Issues*, Econ Journals, 2013, s. 637-661.

Mohammadi Hassan ve Tan Yuting, "Return and Volatility Spillovers across Equity Markets in Mainland China, Hong Kong and the United States", *Econometrics*, Econ Journals, 2015, s. 1-18.

Mollick Andre ve Sakaki Hamid, "Exchange Rates, Oil Prices and World Stock Returns", *SSRN*, 2018, ID: 3127547.

Moyer R.C., McGuigan J.ve Kretlow W., *Contemporary Financial Management*, Cengage Learning, Amerika, 2008, s.30.

Nelson Daniel B.,"Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach", *Econometrica*, 1991, Cilt 59,Sayı 2, s. 347-370.

Norbert Wiener, *Nonlinear Prediction and Dynamics. Proceedings of the Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Cilt 3, Kaliforniya Üniversitesi Baskıları, 1956, s. 247-252.

Ozdemir Zeynel Abidin, Olgun Hasan ve Saracoglu Bedriye, "Dynamic Linkages between the Center and Periphery in International Stock Markets", *Research in International Business and Finance*, Elsevier 2009, s. 46-53.

Patra Suresh Kumar ve Sofi Arfat Ahmad, "Causal Nexus between Growth and Savings in Indıa: Using Nonlinear Causality Approach", *International Journal of Research&Methodology in Social Science,*2016, s. 15.

Pesaran M. Hashem, Shin Yongcheol ve Smith J. Richard, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Cilt 16, 2001, s. 289-326.

Rashid Abdul, "Stock Prices and Trading Volume: An Assessment for Linear and Nonlinear Granger Causality", *Journal of Asian Economics,* Cilt18, 2007, s. 595-612.

Silvapulle Param ve Choi Jong-Seo, "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Pricevolumerelation: Korean Evidence*," The Quarterly Review of Economics and Finance*, 1999, s. 72.

Suleman Sarwar, Rabeh Khalfaoui, Rida Waheed ve Hamidreza Ghorbani Dastgerdi, "Volatility spillovers and hedging: Evidence from Asian oil-

importing countries", *Resources Policy*, Elsevier, 2018, DOI: 10.1016/j.resourpol.2018.04.010.

Syllignakis N.Manolis ve Kouretas P. Georgios, "Dynamic Correlation Analysis of Financial Contagion: Evidence from the Central and Eastern European Markets", *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, 2011, s. 717-732.

Tse Y. K.ve Tsui Albert K. C., "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model with Time-Varying Correlations", *Journal of Business&Economic Statistics,*2002.

Varsakelis D. Hristu ve Kyrtsou Catherine, "Evidence for Nonlinear Asymmetric Causality in US Inflation, Metal, and Stock Returns", *Discrete Dynamics in Nature and Society*, Yunanistan, 2008, Makale ID 138547, 6 sayfa.

Yürükoğlu Özge, *Dcc-Garch Modellemesi ile Hacim ve Volatilite Düzeltmeli l-rmd*, (Yeditepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Finansal İktisat Anabilim Dalı, Doktora Tezi), İstanbul 2016.

Zakoian J.M., "Threshold Arch Models", *CREST DP,* 1991.

Zivot Eric ve Wang Jiahui, *Modeling Financial Time Series with S-Plus*, Ronin Capital LLC, Chicago, 2005, s. 230-231.

Zivot Eric, *Return Calculations*, Ders Notları, Bölüm 1, Washington Üniversitesi, 2014, s. 135.;

EKLER

EK1: Bilgi Kriterleri

Tablo A. Koşullu Varyans Modelleri Akaike Bilgi Kriteri Değerleri

Akaike Bilgi Kriteri								
Varyans Modeli	**p**	**q**	**Dağılım**	**BIST100**	**Dolar/TL Kuru**	**ALTIN**	**HAM PETROL**	**GVZ**
GARCH(p,q)	1	1	norm	3,4405	2,1431	2,8145	4,1006	6,1155
GARCH(p,q)	1	1	std	3,4003	2,1125	2,7429	4,0709	5,9840
GARCH(p,q)	1	1	ged	3,4072	2,1220	2,7345	4,0750	6,0067
GARCH(p,q)	1	1	snorm	3,4375	2,1222	2,8140	4,0967	6,0315
GARCH(p,q)	1	1	sstd	3,3966	2,0933	2,7429	4,0676	5,9361
GARCH(p,q)	1	1	sged	3,4033	2,1024	2,7353	4,0709	5,9441
GARCH(p,q)	1	1	nig	3,3970	2,0964	2,7383	4,0683	5,9573
GARCH(p,q)	1	1	ghyp	3,3980	2,0978	2,7368	4,0697	5,9390
GARCH(p,q)	1	2	norm	3,4403	2,1446	2,8080	4,1021	6,0955
GARCH(p,q)	1	2	std	3,4009	2,1140	2,7424	4,0724	5,9854
GARCH(p,q)	1	2	ged	3,4077	2,1235	2,7330	4,0765	6,0081
GARCH(p,q)	1	2	snorm	3,4373	2,1237	2,8076	4,0983	6,0329
GARCH(p,q)	1	2	sstd	3,3970	2,0948	2,7425	4,0691	5,9375
GARCH(p,q)	1	2	sged	3,4035	2,1039	2,7338	4,0725	5,9456
GARCH(p,q)	1	2	nig	3,3975	2,0979	2,7374	4,0698	5,9390
GARCH(p,q)	1	2	ghyp	3,3985	2,0993	2,7356	4,0712	5,9404
GARCH(p,q)	1	3	norm	3,4417	2,1461	2,8092	4,1036	6,0969
GARCH(p,q)	1	3	std	3,4023	2,1155	2,7437	4,0738	5,9995
GARCH(p,q)	1	3	ged	3,4091	2,1250	2,7344	4,0780	6,0095
GARCH(p,q)	1	3	snorm	3,4387	2,1252	2,8088	4,0998	6,0344
GARCH(p,q)	1	3	sstd	3,3984	2,0963	2,7437	4,0706	5,9389
GARCH(p,q)	1	3	sged	3,4049	2,1054	2,7351	4,0739	5,9469
GARCH(p,q)	1	3	nig	3,3989	2,0994	2,7387	4,0712	5,9404
GARCH(p,q)	1	3	ghyp	3,3999	2,1008	2,7369	4,0726	5,9418
GARCH(p,q)	1	4	norm	3,4431	2,1476	2,8104	4,1051	6,0969
GARCH(p,q)	1	4	std	3,4036	2,1169	2,7450	4,0753	5,9882
GARCH(p,q)	1	4	ged	3,4105	2,1265	2,7357	4,0794	6,0109
GARCH(p,q)	1	4	snorm	3,4401	2,1266	2,8101	4,1013	6,0358
GARCH(p,q)	1	4	sstd	3,3998	2,0977	2,7450	4,0721	5,9402
GARCH(p,q)	1	4	sged	3,4063	2,1068	2,7364	4,0754	5,9483
GARCH(p,q)	1	4	nig	3,4003	2,1008	2,7400	4,0727	5,9417
GARCH(p,q)	1	4	ghyp	3,4013	2,1022	2,7382	4,0741	5,9431
GARCH(p,q)	1	5	norm	3,4445	2,1489	2,8116	4,1067	6,0986
GARCH(p,q)	1	5	std	3,4050	2,1183	2,7462	4,0768	5,9896
GARCH(p,q)	1	5	ged	3,4118	2,1278	2,7369	4,0809	6,0123
GARCH(p,q)	1	5	snorm	3,4415	2,1280	2,8113	4,1028	6,0372

GARCH(p,q)	1	5	sstd	3,4011	2,0990	2,7463	4,0735	5,9416
GARCH(p,q)	1	5	sged	3,4077	2,1082	2,7377	4,0769	5,9497
GARCH(p,q)	1	5	nig	3,4016	2,1021	2,7413	4,0741	5,9431
GARCH(p,q)	1	5	ghyp	3,4026	2,1035	2,7394	4,0756	5,9445
EGARCH(p,q)	1	1	norm	3,4334	2,1311	2,8209	4,0841	-
EGARCH(p,q)	1	1	std	3,3944	2,1038	2,7473	4,0613	-
EGARCH(p,q)	1	1	ged	3,4023	2,1132	2,7390	4,0643	-
EGARCH(p,q)	1	1	snorm	3,4304	2,1144	2,8200	4,0793	-
EGARCH(p,q)	1	1	sstd	3,3892	2,0868	2,7471	4,0578	-
EGARCH(p,q)	1	1	sged	3,3975	2,0961	2,7397	4,0597	-
EGARCH(p,q)	1	1	nig	3,3906	2,0904	2,7424	4,0580	-
EGARCH(p,q)	1	1	ghyp	3,3914	2,0918	2,7412	4,0594	-
EGARCH(p,q)	1	2	norm	3,4249	2,1295	2,8005	4,0829	-
EGARCH(p,q)	1	2	std	3,3879	2,1039	2,7370	4,0585	-
EGARCH(p,q)	1	2	ged	3,3962	2,1127	2,7284	4,0627	-
EGARCH(p,q)	1	2	snorm	3,4209	2,1146	2,7997	4,0786	-
EGARCH(p,q)	1	2	sstd	3,3820	2,0870	2,7367	4,0552	-
EGARCH(p,q)	1	2	sged	3,3908	2,0962	2,7289	4,0583	-
EGARCH(p,q)	1	2	nig	3,3835	2,0910	2,7317	4,0560	-
EGARCH(p,q)	1	2	ghyp	3,3843	2,0925	2,7304	4,0574	-
EGARCH(p,q)	1	3	norm	3,4228	2,1253	2,7972	4,0833	-
EGARCH(p,q)	1	3	std	3,3875	2,1045	2,7381	-	-
EGARCH(p,q)	1	3	ged	3,3955	2,1116	2,7292	4,0639	-
EGARCH(p,q)	1	3	snorm	3,4183	2,1123	2,7966	4,0788	-
EGARCH(p,q)	1	3	sstd	3,3815	2,0880	2,7377	-	-
EGARCH(p,q)	1	3	sged	3,3900	2,0959	2,7297	4,0593	-
EGARCH(p,q)	1	3	nig	3,3827	2,0920	2,7328	4,0570	-
EGARCH(p,q)	1	3	ghyp	3,3836	2,0933	2,7313	4,0584	-
EGARCH(p,q)	1	4	norm	3,4255	2,1276	2,7984	5,0827	-
EGARCH(p,q)	1	4	std	3,3901	2,1068	2,7399	-	-
EGARCH(p,q)	1	4	ged	3,3981	2,1140	2,7309	4,0651	-
EGARCH(p,q)	1	4	snorm	3,4208	2,1141	2,7982	4,0800	-
EGARCH(p,q)	1	4	sstd	3,3839	2,0898	2,7398	-	-
EGARCH(p,q)	1	4	sged	3,3925	2,0979	2,7315	4,0605	-
EGARCH(p,q)	1	4	nig	3,3852	2,0939	2,7348	4,0579	-
EGARCH(p,q)	1	4	ghyp	3,3860	2,0952	2,7333	4,0593	-
EGARCH(p,q)	1	5	norm	3,4272	2,1296	2,7928	4,0827	-
EGARCH(p,q)	1	5	std	3,3919	2,1078	2,7392	-	-
EGARCH(p,q)	1	5	ged	3,4001	2,1157	2,7298	4,0647	-
EGARCH(p,q)	1	5	snorm	3,4229	2,1161	2,7921	4,0778	-
EGARCH(p,q)	1	5	sstd	3,3860	2,0914	2,7389	4,0567	-
EGARCH(p,q)	1	5	sged	3,3948	2,0999	2,7303	4,0598	-
EGARCH(p,q)	1	5	nig	3,3874	2,0957	2,7339	4,0574	-
EGARCH(p,q)	1	5	ghyp	3,3882	2,0970	2,7322	4,0588	-
Aparch(p,q)	1	1	norm	3,4306	2,1337	2,8122	4,0832	6,0811

Aparch(p,q)	1	1	std	3,3937	2,1055	2,7440	4,0605	5,9841
Aparch(p,q)	1	1	ged	3,4013	2,1151	2,7356	4,0636	6,0037
Aparch(p,q)	1	1	snorm	3,4272	2,1177	2,8119	4,0777	6,0171
Aparch(p,q)	1	1	sstd	3,3888	2,0890	2,7442	4,0567	5,9330
Aparch(p,q)	1	1	sged	3,3964	2,0985	2,7364	4,0585	5,9387
Aparch(p,q)	1	1	nig	3,3898	2,0926	2,7397	4,0569	5,9381
Aparch(p,q)	1	1	ghyp	3,3905	2,0940	2,7381	4,0583	5,9400
Aparch(p,q)	1	2	norm	3,4309	2,1362	2,8079	4,0861	6,0830
Aparch(p,q)	1	2	std	3,3947	2,1082	2,7441	4,0633	5,9857
Aparch(p,q)	1	2	ged	3,4020	2,1177	2,7349	4,0664	6,0063
Aparch(p,q)	1	2	snorm	3,4281	2,1203	2,8074	4,0806	6,0199
Aparch(p,q)	1	2	sstd	3,3899	2,0917	2,7441	4,0595	5,9359
Aparch(p,q)	1	2	sged	3,3976	2,1012	2,7356	4,0613	5,9415
Aparch(p,q)	1	2	nig	3,3913	2,0953	2,7392	4,0597	5,9367
Aparch(p,q)	1	2	ghyp	3,3923	2,0967	2,7375	4,0611	5,9378
Aparch(p,q)	1	3	norm	3,4337	2,1357	2,8103	4,0890	6,0838
Aparch(p,q)	1	3	std	3,3969	2,1101	2,7462	4,0661	5,9906
Aparch(p,q)	1	3	ged	3,4044	2,1187	2,7373	4,0693	6,0079
Aparch(p,q)	1	3	snorm	3,4306	2,1228	2,8100	4,0835	6,0213
Aparch(p,q)	1	3	sstd	3,3928	2,0943	2,7462	4,0623	5,9383
Aparch(p,q)	1	3	sged	3,4000	2,1035	2,7380	4,0642	5,9441
Aparch(p,q)	1	3	nig	3,3936	2,0979	2,7413	4,0626	5,9394
Aparch(p,q)	1	3	ghyp	3,3945	2,0993	2,7397	4,0640	5,9403
Aparch(p,q)	1	4	norm	3,4363	2,1380	2,8130	4,0918	6,0957
Aparch(p,q)	1	4	std	3,3998	2,1125	2,7489	4,0690	5,9876
Aparch(p,q)	1	4	ged	3,4073	2,1212	2,7400	4,0722	6,0079
Aparch(p,q)	1	4	snorm	3,4337	2,1245	2,8124	4,0864	6,0248
Aparch(p,q)	1	4	sstd	3,3950	2,0968	2,7489	4,0652	5,9410
Aparch(p,q)	1	4	sged	3,4029	2,1060	2,7407	4,0671	5,9465
Aparch(p,q)	1	4	nig	3,3964	2,1005	2,7440	4,0654	5,9417
Aparch(p,q)	1	4	ghyp	3,3974	2,1019	2,7424	4,0668	5,9427
Aparch(p,q)	1	5	norm	3,4385	2,1408	2,8154	4,0942	6,0898
Aparch(p,q)	1	5	std	3,4026	2,1151	2,7517	4,0716	5,9910
Aparch(p,q)	1	5	ged	3,4099	2,1239	2,7426	4,0747	6,0131
Aparch(p,q)	1	5	snorm	3,4360	2,1271	2,8151	4,0884	6,0264
Aparch(p,q)	1	5	sstd	3,3978	2,0992	2,7516	4,0677	5,9440
Aparch(p,q)	1	5	sged	3,4057	2,1085	2,7434	4,0695	5,9494
Aparch(p,q)	1	5	nig	3,3993	2,1028	2,7466	4,0678	5,9447
Aparch(p,q)	1	5	ghyp	3,4002	2,1048	2,7451	4,0692	5,9459
GjrGarch (p,q)	1	1	norm	3,4339	2,1327	2,8248	4,0818	6,0807
GjrGarch (p,q)	1	1	std	3,3955	2,1043	2,7498	4,0591	5,9818
GjrGarch (p,q)	1	1	ged	3,4030	2,1139	2,7413	4,0622	6,0023
GjrGarch (p,q)	1	1	snorm	3,4307	2,1162	2,8240	4,0764	6,0159
GjrGarch (p,q)	1	1	sstd	3,3902	2,0876	2,7496	4,0553	5,9316
GjrGarch (p,q)	1	1	sged	3,3982	2,0970	2,7420	4,0572	5,9373

GjrGarch (p,q)	1	1	nig	3,3916	2,0912	2,7447	4,0556	5,9324
GjrGarch (p,q)	1	1	ghyp	3,3924	2,0926	2,7435	4,0570	5,9336
GjrGarch (p,q)	1	2	norm	3,4367	2,1354	2,8154	4,0828	6,0835
GjrGarch (p,q)	1	2	std	3,3983	2,1070	2,7525	4,0594	5,9847
GjrGarch (p,q)	1	2	ged	3,4016	2,1167	2,7392	4,0630	6,0052
GjrGarch (p,q)	1	2	snorm	3,4336	2,1188	2,8151	4,0772	6,0187
GjrGarch (p,q)	1	2	sstd	3,3889	2,0903	2,7523	4,0554	5,9345
GjrGarch (p,q)	1	2	sged	3,4010	2,0997	2,7447	4,0578	5,9401
GjrGarch (p,q)	1	2	nig	3,3908	2,0939	2,7437	4,0558	5,9353
GjrGarch (p,q)	1	2	ghyp	3,3952	2,0953	2,7462	4,0572	5,9364
GjrGarch (p,q)	1	3	norm	3,4343	2,1336	2,8180	4,0857	6,0861
GjrGarch (p,q)	1	3	std	3,3966	2,1087	2,7515	4,0622	5,9864
GjrGarch (p,q)	1	3	ged	3,4043	2,1171	2,7418	4,0659	6,0072
GjrGarch (p,q)	1	3	snorm	3,4364	2,1189	2,8177	4,0801	6,0216
GjrGarch (p,q)	1	3	sstd	3,3915	2,0922	2,7513	4,0582	5,9373
GjrGarch (p,q)	1	3	sged	3,4002	2,1009	2,7425	4,0606	5,9428
GjrGarch (p,q)	1	3	nig	3,3934	2,0958	2,7461	4,0587	5,9382
GjrGarch (p,q)	1	3	ghyp	3,3980	2,0972	2,7443	4,0601	5,9393
GjrGarch (p,q)	1	4	norm	3,4371	2,1362	2,8121	4,0884	6,0878
GjrGarch (p,q)	1	4	std	3,3994	2,1113	2,7497	4,0650	5,9877
GjrGarch (p,q)	1	4	ged	3,4072	2,1197	2,7400	4,0686	6,0088
GjrGarch (p,q)	1	4	snorm	3,4349	2,1214	2,8129	4,0827	6,0238
GjrGarch (p,q)	1	4	sstd	3,3944	2,0948	2,7497	4,0609	5,9396
GjrGarch (p,q)	1	4	sged	3,4030	2,1035	2,7408	4,0633	5,9452
GjrGarch (p,q)	1	4	nig	3,3962	2,0984	2,7446	4,0613	5,9404
GjrGarch (p,q)	1	4	ghyp	3,3972	2,0998	2,7427	4,0627	5,9415
GjrGarch (p,q)	1	5	norm	3,4385	2,1390	2,8139	4,0902	6,0908
GjrGarch (p,q)	1	5	std	3,4018	2,1140	2,7513	4,0672	5,9908
GjrGarch (p,q)	1	5	ged	3,4094	2,1225	2,7419	4,0707	6,0118
GjrGarch (p,q)	1	5	snorm	3,4378	2,1230	2,8145	4,0847	6,0267
GjrGarch (p,q)	1	5	sstd	3,3972	2,0953	2,7519	4,0637	5,9426
GjrGarch (p,q)	1	5	sged	3,4058	2,1047	2,7431	4,0661	5,9481
GjrGarch (p,q)	1	5	nig	3,3988	2,1009	2,7461	4,0633	5,9434
GjrGarch (p,q)	1	5	ghyp	3,3987	2,1022	2,7445	4,0647	5,9445

Tablo B. Koşullu Varyans Modelleri Schwarz Bilgi Kriteri Değerleri

Schwarz Bilgi Kriteri								
Varyans Modeli	**p**	**q**	**Dağılım**	**BIST100**	**Dolar/TL Kuru**	**ALTIN**	**HAM PETROL**	**GVZ**
GARCH(p,q)	1	1	norm	3,4516	2,1543	2,8256	4,1117	6,1266
GARCH(p,q)	1	1	std	3,4152	2,1274	2,7578	4,0858	5,9989
GARCH(p,q)	1	1	ged	3,4221	2,1369	2,7494	4,0899	6,0216
GARCH(p,q)	1	1	snorm	3,4524	2,1371	2,8289	4,1116	6,0464

GARCH(p,q)	1	1	sstd	3,4152	2,1120	2,7616	4,0862	5,9547
GARCH(p,q)	1	1	sged	3,4219	2,1211	2,7539	4,0896	5,9628
GARCH(p,q)	1	1	nig	3,4157	2,1150	2,7569	4,0869	5,9759
GARCH(p,q)	1	1	ghyp	3,4204	2,1202	2,7592	4,0920	5,9613
GARCH(p,q)	1	2	norm	3,4552	2,1595	2,8229	4,1171	6,1104
GARCH(p,q)	1	2	std	3,4195	2,1327	2,7610	4,0910	6,0040
GARCH(p,q)	1	2	ged	3,4263	2,1422	2,7517	4,0951	6,0267
GARCH(p,q)	1	2	snorm	3,4559	2,1423	2,8262	4,1170	6,0516
GARCH(p,q)	1	2	sstd	3,4193	2,1172	2,7648	4,0915	5,9598
GARCH(p,q)	1	2	sged	3,4259	2,1263	2,7562	4,0948	5,9679
GARCH(p,q)	1	2	nig	3,4198	2,1203	2,7598	4,0921	5,9613
GARCH(p,q)	1	2	ghyp	3,4246	2,1254	2,7616	4,0973	5,9665
GARCH(p,q)	1	3	norm	3,4603	2,1648	2,8278	4,1223	6,1156
GARCH(p,q)	1	3	std	3,4246	2,1379	2,7661	4,0962	6,0219
GARCH(p,q)	1	3	ged	3,4315	2,1474	2,7567	4,1003	6,0319
GARCH(p,q)	1	3	snorm	3,4610	2,1475	2,8312	4,1222	6,0568
GARCH(p,q)	1	3	sstd	3,4245	2,1224	2,7698	4,0967	5,9650
GARCH(p,q)	1	3	sged	3,4310	2,1315	2,7612	4,1000	5,9730
GARCH(p,q)	1	3	nig	3,4250	2,1254	2,7648	4,0973	5,9664
GARCH(p,q)	1	3	ghyp	3,4297	2,1306	2,7667	4,1025	5,9716
GARCH(p,q)	1	4	norm	3,4655	2,1699	2,8328	4,1275	6,1193
GARCH(p,q)	1	4	std	3,4297	2,1430	2,7711	4,1014	6,0142
GARCH(p,q)	1	4	ged	3,4366	2,1525	2,7618	4,1055	6,0370
GARCH(p,q)	1	4	snorm	3,4662	2,1527	2,8362	4,1274	6,0619
GARCH(p,q)	1	4	sstd	3,4296	2,1275	2,7749	4,1019	5,9700
GARCH(p,q)	1	4	sged	3,4362	2,1367	2,7663	4,1052	5,9781
GARCH(p,q)	1	4	nig	3,4301	2,1306	2,7698	4,1025	5,9715
GARCH(p,q)	1	4	ghyp	3,4348	2,1357	2,7717	4,1077	5,9767
GARCH(p,q)	1	5	norm	3,4705	2,1750	2,8377	4,1327	6,1247
GARCH(p,q)	1	5	std	3,4348	2,1481	2,7761	4,1066	6,0194
GARCH(p,q)	1	5	ged	3,4417	2,1576	2,7667	4,1107	6,0421
GARCH(p,q)	1	5	snorm	3,4713	2,1578	2,8411	4,1327	6,0671
GARCH(p,q)	1	5	sstd	3,4347	2,1326	2,7798	4,1071	5,9752
GARCH(p,q)	1	5	sged	3,4413	2,1417	2,7712	4,1104	5,9832
GARCH(p,q)	1	5	nig	3,4352	2,1357	2,7748	4,1077	5,9766
GARCH(p,q)	1	5	ghyp	3,4399	2,1408	2,7767	4,1128	5,9818
EGARCH(p,q)	1	1	norm	3,4483	2,1460	2,8358	4,0991	-
EGARCH(p,q)	1	1	std	3,4131	2,1224	2,7659	4,0799	-
EGARCH(p,q)	1	1	ged	3,4209	2,1318	2,7576	4,0829	-
EGARCH(p,q)	1	1	snorm	3,4490	2,1331	2,8386	4,0979	-
EGARCH(p,q)	1	1	sstd	3,4115	2,1091	2,7695	4,0801	-
EGARCH(p,q)	1	1	sged	3,4199	2,1185	2,7621	4,0820	-

EGARCH(p,q)	1	1	nig	3,4130	2,1128	2,7647	4,0804	-
EGARCH(p,q)	1	1	ghyp	3,4175	2,1179	2,7673	4,0855	-
EGARCH(p,q)	1	2	norm	3,4472	2,1519	2,8228	4,1052	-
EGARCH(p,q)	1	2	std	3,4140	2,1299	2,7631	4,0846	-
EGARCH(p,q)	1	2	ged	3,4223	2,1388	2,7545	4,0888	-
EGARCH(p,q)	1	2	snorm	3,4470	2,1407	2,8258	4,1047	-
EGARCH(p,q)	1	2	sstd	3,4118	2,1168	2,7665	4,0850	-
EGARCH(p,q)	1	2	sged	3,4206	2,1260	2,7587	4,0881	-
EGARCH(p,q)	1	2	nig	3,4133	2,1209	2,7615	4,0858	-
EGARCH(p,q)	1	2	ghyp	3,4178	2,1260	2,7640	4,0909	-
EGARCH(p,q)	1	3	norm	3,4526	2,1551	2,8270	4,1131	-
EGARCH(p,q)	1	3	std	3,4210	2,1380	2,7716	-	-
EGARCH(p,q)	1	3	ged	3,4290	2,1451	2,7627	4,0975	-
EGARCH(p,q)	1	3	snorm	3,4518	2,1458	2,8301	4,1124	-
EGARCH(p,q)	1	3	sstd	3,4187	2,1253	2,7750	-	-
EGARCH(p,q)	1	3	sged	3,4273	2,1332	2,7669	4,0966	-
EGARCH(p,q)	1	3	nig	3,4200	2,1293	2,7701	4,0943	-
EGARCH(p,q)	1	3	ghyp	3,4246	2,1343	2,7723	4,0994	-
EGARCH(p,q)	1	4	norm	3,4628	2,1649	2,8357	5,1200	-
EGARCH(p,q)	1	4	std	3,4311	2,1478	2,7809	-	-
EGARCH(p,q)	1	4	ged	3,4391	2,1550	2,7719	4,1061	-
EGARCH(p,q)	1	4	snorm	3,4618	2,1551	2,8392	4,1210	-
EGARCH(p,q)	1	4	sstd	3,4286	2,1345	2,7845	-	-
EGARCH(p,q)	1	4	sged	3,4372	2,1426	2,7763	4,1052	-
EGARCH(p,q)	1	4	nig	3,4299	2,1387	2,7796	4,1026	-
EGARCH(p,q)	1	4	ghyp	3,4345	2,1436	2,7818	4,1078	-
EGARCH(p,q)	1	5	norm	3,4719	2,1743	2,8376	4,1274	-
EGARCH(p,q)	1	5	std	3,4404	2,1563	2,7876	-	-
EGARCH(p,q)	1	5	ged	3,4486	2,1641	2,7782	4,1132	-
EGARCH(p,q)	1	5	snorm	3,4714	2,1646	2,8405	4,1262	-
EGARCH(p,q)	1	5	sstd	3,4381	2,1436	2,7911	4,1088	-
EGARCH(p,q)	1	5	sged	3,4470	2,1521	2,7825	4,1120	-
EGARCH(p,q)	1	5	nig	3,4395	2,1478	2,7861	4,1096	-
EGARCH(p,q)	1	5	ghyp	3,4441	2,1529	2,7881	4,1147	-
Aparch(p,q)	1	1	norm	3,4493	2,1523	2,8308	4,1018	6,0997
Aparch(p,q)	1	1	std	3,4161	2,1279	2,7664	4,0829	6,0064
Aparch(p,q)	1	1	ged	3,4236	2,1374	2,7579	4,0859	6,0260
Aparch(p,q)	1	1	snorm	3,4495	2,1400	2,8342	4,1000	6,0394
Aparch(p,q)	1	1	sstd	3,4149	2,1151	2,7703	4,0828	5,9591
Aparch(p,q)	1	1	sged	3,4225	2,1245	2,7625	4,0845	5,9648
Aparch(p,q)	1	1	nig	3,4159	2,1187	2,7658	4,0830	5,9642
Aparch(p,q)	1	1	ghyp	3,4203	2,1238	2,7679	4,0881	5,9698

Aparch(p,q)	1	2	norm	3,4569	2,1623	2,8340	4,1122	6,1091
Aparch(p,q)	1	2	std	3,4245	2,1380	2,7739	4,0931	6,0155
Aparch(p,q)	1	2	ged	3,4318	2,1476	2,7647	4,0962	6,0361
Aparch(p,q)	1	2	snorm	3,4579	2,1501	2,8372	4,1104	6,0497
Aparch(p,q)	1	2	sstd	3,4235	2,1252	2,7777	4,0930	5,9695
Aparch(p,q)	1	2	sged	3,4311	2,1347	2,7692	4,0949	5,9750
Aparch(p,q)	1	2	nig	3,4249	2,1288	2,7727	4,0932	5,9702
Aparch(p,q)	1	2	ghyp	3,4295	2,1339	2,7747	4,0984	5,9751
Aparch(p,q)	1	3	norm	3,4673	2,1692	2,8439	4,1225	6,1173
Aparch(p,q)	1	3	std	3,4342	2,1473	2,7835	4,1034	6,0279
Aparch(p,q)	1	3	ged	3,4417	2,1560	2,7746	4,1066	6,0452
Aparch(p,q)	1	3	snorm	3,4679	2,1601	2,8473	4,1208	6,0585
Aparch(p,q)	1	3	sstd	3,4338	2,1353	2,7872	4,1033	5,9793
Aparch(p,q)	1	3	sged	3,4410	2,1445	2,7790	4,1052	5,9851
Aparch(p,q)	1	3	nig	3,4346	2,1389	2,7823	4,1036	5,9804
Aparch(p,q)	1	3	ghyp	3,4392	2,1440	2,7845	4,1087	5,9850
Aparch(p,q)	1	4	norm	3,4773	2,1789	2,8540	4,1328	6,1367
Aparch(p,q)	1	4	std	3,4445	2,1572	2,7936	4,1137	6,0323
Aparch(p,q)	1	4	ged	3,4520	2,1659	2,7847	4,1169	6,0526
Aparch(p,q)	1	4	snorm	3,4784	2,1692	2,8572	4,1311	6,0695
Aparch(p,q)	1	4	sstd	3,4435	2,1453	2,7973	4,1136	5,9894
Aparch(p,q)	1	4	sged	3,4513	2,1544	2,7892	4,1155	5,9949
Aparch(p,q)	1	4	nig	3,4449	2,1489	2,7925	4,1139	5,9901
Aparch(p,q)	1	4	ghyp	3,4495	2,1541	2,7946	4,1190	5,9949
Aparch(p,q)	1	5	norm	3,4869	2,1893	2,8638	4,1426	6,1383
Aparch(p,q)	1	5	std	3,4548	2,1672	2,8038	4,1237	6,0432
Aparch(p,q)	1	5	ged	3,4621	2,1761	2,7948	4,1269	6,0653
Aparch(p,q)	1	5	snorm	3,4882	2,1793	2,8672	4,1406	6,0786
Aparch(p,q)	1	5	sstd	3,4537	2,1551	2,8075	4,1236	5,9999
Aparch(p,q)	1	5	sged	3,4616	2,1644	2,7993	4,1254	6,0053
Aparch(p,q)	1	5	nig	3,4552	2,1587	2,8025	4,1237	6,0006
Aparch(p,q)	1	5	ghyp	3,4598	2,1644	2,8047	4,1288	6,0056
GjrGarch (p,q)	1	1	norm	3,4488	2,1476	2,8397	4,0967	6,0956
GjrGarch (p,q)	1	1	std	3,4142	2,1229	2,7685	4,0777	6,0004
GjrGarch (p,q)	1	1	ged	3,4217	2,1326	2,7600	4,0808	6,0209
GjrGarch (p,q)	1	1	snorm	3,4494	2,1349	2,8426	4,0950	6,0345
GjrGarch (p,q)	1	1	sstd	3,4126	2,1100	2,7719	4,0777	5,9540
GjrGarch (p,q)	1	1	sged	3,4206	2,1194	2,7644	4,0795	5,9596
GjrGarch (p,q)	1	1	nig	3,4139	2,1136	2,7670	4,0779	5,9548
GjrGarch (p,q)	1	1	ghyp	3,4185	2,1187	2,7696	4,0831	5,9597
GjrGarch (p,q)	1	2	norm	3,4591	2,1577	2,8377	4,1052	6,1059
GjrGarch (p,q)	1	2	std	3,4244	2,1331	2,7786	4,0855	6,0107

GjrGarch (p,q)	1	2	ged	3,4277	2,1428	2,7653	4,0891	6,0312
GjrGarch (p,q)	1	2	snorm	3,4596	2,1449	2,8411	4,1032	6,0448
GjrGarch (p,q)	1	2	sstd	3,4187	2,1201	2,7821	4,0852	5,9643
GjrGarch (p,q)	1	2	sged	3,4308	2,1296	2,7745	4,0876	5,9699
GjrGarch (p,q)	1	2	nig	3,4206	2,1237	2,7736	4,0856	5,9651
GjrGarch (p,q)	1	2	ghyp	3,4288	2,1288	2,7797	4,0908	5,9700
GjrGarch (p,q)	1	3	norm	3,4641	2,1634	2,8479	4,1155	6,1159
GjrGarch (p,q)	1	3	std	3,4301	2,1422	2,7851	4,0958	6,0199
GjrGarch (p,q)	1	3	ged	3,4379	2,1506	2,7754	4,0994	6,0407
GjrGarch (p,q)	1	3	snorm	3,4699	2,1525	2,8513	4,1136	6,0552
GjrGarch (p,q)	1	3	sstd	3,4288	2,1295	2,7886	4,0955	5,9745
GjrGarch (p,q)	1	3	sged	3,4374	2,1382	2,7798	4,0979	5,9801
GjrGarch (p,q)	1	3	nig	3,4307	2,1331	2,7834	4,0959	5,9754
GjrGarch (p,q)	1	3	ghyp	3,4390	2,1382	2,7853	4,1011	5,9803
GjrGarch (p,q)	1	4	norm	3,4743	2,1734	2,8494	4,1257	6,1251
GjrGarch (p,q)	1	4	std	3,4404	2,1523	2,7907	4,1060	6,0287
GjrGarch (p,q)	1	4	ged	3,4482	2,1607	2,7810	4,1096	6,0498
GjrGarch (p,q)	1	4	snorm	3,4759	2,1624	2,8539	4,1237	6,0648
GjrGarch (p,q)	1	4	sstd	3,4391	2,1395	2,7944	4,1056	5,9843
GjrGarch (p,q)	1	4	sged	3,4477	2,1483	2,7855	4,1080	5,9899
GjrGarch (p,q)	1	4	nig	3,4410	2,1431	2,7893	4,1060	5,9852
GjrGarch (p,q)	1	4	ghyp	3,4456	2,1482	2,7912	4,1111	5,9900
GjrGarch (p,q)	1	5	norm	3,4832	2,1837	2,8586	4,1349	6,1355
GjrGarch (p,q)	1	5	std	3,4502	2,1625	2,7998	4,1156	6,0393
GjrGarch (p,q)	1	5	ged	3,4578	2,1710	2,7904	4,1191	6,0602
GjrGarch (p,q)	1	5	snorm	3,4862	2,1714	2,8630	4,1331	6,0751
GjrGarch (p,q)	1	5	sstd	3,4494	2,1475	2,8040	4,1159	5,9948
GjrGarch (p,q)	1	5	sged	3,4580	2,1569	2,7953	4,1183	6,0003
GjrGarch (p,q)	1	5	nig	3,4510	2,1531	2,7982	4,1154	5,9956
GjrGarch (p,q)	1	5	ghyp	3,4546	2,1581	2,8004	4,1206	6,0004