

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI**

**ENERJİ FİYATLARINDAKİ OYNAKLIĞIN BORSA İSTANBUL
ŞİRKETLERİNİN PAY GETİRİLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN
ARAŞTIRILMASI**

Gözde ELBİR MERMER

DOKTORA TEZİ

ADANA / 2023

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI**

**ENERJİ FİYATLARINDAKİ OYNAKLIĞIN BORSA İSTANBUL
ŞİRKETLERİNİN PAY GETİRİLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN
ARAŞTIRILMASI**

Gözde ELBİR MERMER

Danışman: Prof. Dr. Serkan Yılmaz KANDIR
Jüri Üyesi: Prof. Dr. Yıldırım Beyazıt ÖNAL
Jüri Üyesi: Doç. Dr. Samet EVCİ
Jüri Üyesi: Dr. Öğr. Üyesi Fela ÖZBEY
Jüri Üyesi: Dr. Öğr. Üyesi İlker KEFE

DOKTORA TEZİ

ADANA / 2023

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürlüğüne;

Bu çalışma, jürimiz tarafından İşletme Ana Bilim Dalında DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Başkan: Prof. Dr. Serkan Yılmaz KANDIR
(Danışman)

Üye: Prof. Dr. Yıldırım Beyazıt ÖNAL

Üye: Doç. Dr. Samet EVÇİ

Üye: Dr. Öğr. Üyesi Fela ÖZBEY

Üye: Dr. Öğr. Üyesi İlker KEFE

ONAY

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.

.../.../20...

Prof. Dr. Serap ÇABUK
Enstitü Müdürü

NOT: Bu tezde kullanılan ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu'ndaki hükümlere tabidir.

ETİK BEYANI

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Kullanılan verilerde ve ortaya çıkan sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,

bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim. / / 2023

Gözde ELBİR MERMER

ÖZET

ENERJİ FİYATLARINDAKİ OYNAKLIĞIN BORSA İSTANBUL ŞİRKETLERİNİN PAY GETİRİLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN ARAŞTIRILMASI

Gözde ELBİR MERMER

Doktora Tezi, İşletme Ana Bilim Dalı, Finans Bölümü

Danışman: Prof. Dr. Serkan Yılmaz KANDIR

Haziran 2023, 78 sayfa

Enerji piyasaları, bir ülkenin ekonomik ve toplumsal gelişiminin önemli unsurlarından biridir. Enerji, yaşamın her alanında olduğu gibi tarım, imalat, ulaştırma, kamu hizmetleri gibi birçok ekonomik sektörde de yaygın olarak kullanılmaktadır. Enerji fiyatları, bir şirketin genel üretim maliyetlerini etkilemektedir. Üretim maliyetlerindeki değişikliğin ise şirketlerin pay fiyatlarını etkilediği varsayılmaktadır. Bu çalışmada birincil enerji kaynaklarından biri olan kömür enerjisi ile ikincil enerji kaynaklarından biri olan elektrik enerjisi ele alınmıştır. İmalat sektörü, enerji tüketiminde en fazla paya sahip sektörlerden biri olduğu için örneklem olarak seçilmiştir. Çalışmada elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın sanayi sektörü endeks getirileri üzerine etkileri araştırılmıştır.

Çalışmada yer alan veriler, Ocak 2009 ile Aralık 2020 yılları arasındaki dönemi kapsamaktadır. Bu çalışmada elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklık ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) sınıfı modeller ile modellenmiştir. BİST sanayi sektörü endeks getirilerinin bağımlı değişken olarak yer aldığı regresyon modelinde, elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı araştırılmıştır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST gıda ve içecek (XGIDA), BİST kimya petrol plastik (XKMYA) ve BİST tekstil ve deri (XTEKS) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modeller incelendiğinde elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST orman kağıt basım (XKAGT) ve BİST metal eşya, makine (XMESY) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modellerde ise elektrik fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu fakat kömür

fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduđu sonucuna ulařılmıştır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST taş toprak (XTAST) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduđu tespit edilmiştir. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal ana (XMANA) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren modelde kömür fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduđu fakat elektrik fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduđu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Oynaklık, ARCH sınıfı modelleri, kömür fiyatları, elektrik fiyatları, endeks getirileri



ABSTRACT**INVESTIGATION OF ENERGY PRICE VOLATILITY EFFECT ON STOCK
RETURNS OF BORSA ISTANBUL FIRMS****Gözde ELBİR MERMER****PhD Thesis, Department of Business, Finance****Supervisor: Prof. Dr. Serkan Yılmaz KANDIR****June 2023, 78 pages**

Energy markets are one of the most important factors of a country's economic and social development. As with all aspects of life, energy is widely used in many economic sectors such as agriculture, manufacturing, transport, public services. Energy prices affect the overall production costs of a company. It is assumed that the change in production costs affects companies' share prices. Electrical energy, one of the secondary energy sources, and coal energy, one of the primary energy sources, are both included in this study. The manufacturing industry is selected for the study because it is one of the sectors with the largest share in energy consumption. In this study, the effects of coal and electricity price volatility on manufacturing sector share indices are investigated.

Sample of the study spans from January 2009 to December 2020. In this study, volatility in electricity and coal prices are modeled with ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) class models. In the regression model including the BIST manufacturing sector index returns, it is investigated whether the electricity and coal price volatility coefficients are statistically significant. When the models showing the effect of electricity and coal price volatility on BIST food, beverage (XGIDA) index, BIST chemical, petrol, plastic (XKMYA) index and BIST textile, leather (XTEKS) index returns are examined, it is concluded that the coefficients of electricity and coal price volatility are statistically insignificant. When the models showing the effect of electricity and coal price volatility on BIST wood, paper, printing (XKAGT) index and BIST metal products, machinery. (XMESY) index returns are examined, it is concluded that the coefficient of electricity price volatility is statistically significant but the coefficient of coal price volatility is statistically insignificant. When the models showing the effect of electricity and coal volatility on BIST non-metal mineral product (XTAST) index return

is examined, it is concluded that the coefficients of electricity and coal volatility are statistically significant. When the models showing the effect of electricity and coal volatility on BIST basic metal (MANA) index return is examined, it is concluded that the coefficient of coal price volatility is statistically significant but the coefficient of electricity price volatility is statistically insignificant.

Keywords: Volatility, ARCH-class models, coal prices, electricity prices, indexes returns



ÖN SÖZ

Ekonomik büyüme ve gelişme için oldukça önemli olan enerji kaynakları, birçok üretim sürecinde kritik bir girdi olarak yer almaktadır. Bu nedenle enerji fiyatlarındaki oynaklığın, endeks getirileri üzerindeki etkisi araştırmacılar tarafından incelenen önemli konular arasındadır. Bu çalışmanın amacı, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul sanayi alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkilerinin araştırılmasıdır. Bu tez çalışmasının, finans literatürüne katkıda bulunması beklenmektedir.

Doktora tez çalışmamın her aşamasında birikim ve deneyimlerini benimle paylaşan, yapıcı yönde eleştirileri doğrultusunda tezimdaki eksikliklerin giderilmesinde yardımcı olan, desteğini ve özverisini esirgemeyerek tez çalışmamın daha da iyi olması için değerli zamanını ayıran, bu süreçte bana sabırla yol gösteren, çalışma disiplini ve çalışma etiğini örnek aldığım değerli tez danışmanım Prof. Dr. Serkan Yılmaz KANDIR'a teşekkürlerimi sunarım.

Tez İzleme Komitesinde yer alan Prof. Dr. Yıldırım Beyazıt ÖNAL'a ve Dr. Öğr. Üyesi Fela ÖZBEY'e tez yazım sürecinde, bana sabırla değerli zamanlarını ayırdıkları ve her zaman destek oldukları için teşekkürlerimi sunarım.

Tez jürimde yer alan Doç. Dr. Samet EVCI'ye ve Dr. Öğr. Üyesi İlker KEFE'ye değerli katkılarından dolayı teşekkürlerimi sunarım.

Tez yazım sürecim ile iş hayatını birlikte ilerlettiğim bu yolda bana her zaman destek oldukları için Prof. Dr. Mustafa BAŞARAN'a ve Dr. Öğr. Üyesi A. Gökhan SÖKMEN'e teşekkürlerimi sunarım. Değerli iş arkadaşım Öğr. Gör. Ayşegül KURTULGAN'a bana her zaman destek olduğu için teşekkür ederim.

Tez sürecim boyunca beni her zaman destekleyen, sabırla ve inançla daha ileriye bakmamı sağlayan ve akademik eğitim-öğretim yolunu birlikte yürüdüğüm çok değerli arkadaşım Servet ÖZORUÇ'a teşekkürlerimi sunarım.

Hayatımın her aşamasında almış olduğum bütün kararlarımda yanımda olan, eğitim-öğretim hayatım boyunca her zaman ihtiyaç duyduğum desteği veren ve bana inanmaktan hiçbir zaman vazgeçmeyen sevgili aileme sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Bu süreçte benim her zaman elimden tutan, bu yolda sabırla ve azimle ilerlememi sağlayan değerli eşim Volkan MERMER'e ve varlığıyla bana mutluluk veren canım oğlum Alparslan MERMER'e çok teşekkür ederim. İyi ki varsınız.

Bu tez, ukurova niversitesi Bilimsel Arařtırma Projeleri Birimi (BAP) tarafından desteklenmiř olup, proje kodu SDK-2019-12432'dur.

Gözde ELBİR MERMER

Adana / 2023



İÇİNDEKİLER

ÖZET	iv
ABSTRACT.....	vi
ÖN SÖZ	viii
KISALTMALAR	xii
TABLolar LİSTESİ	xiii
ŞEKİLLER LİSTESİ	xiv
EKLER LİSTESİ.....	xv

BÖLÜM I

GİRİŞ

1.1. Araştırma Problemi.....	3
1.2. Araştırmanın Amacı.....	3
1.3. Araştırmanın Önemi	4
1.4. Sınırlılıklar.....	4

BÖLÜM II

LİTERATÜR TARAMASI

BÖLÜM III

ENERJİ FİYATLARINDAKİ OYNAKLIĞIN SANAYİ SEKTÖRÜ ENDEKS GETİRİLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ

3.1. Araştırma Verileri ve Yöntemi	10
3.1.1. Araştırma Verileri.....	10
3.1.2. Araştırma Yöntemi	11
3.1.2.1. Durağanlık Testleri.....	12
3.1.2.1.1. ADF Testi	12
3.1.2.1.2. KPSS Testi.....	13
3.1.2.2. ARCH Modeli	14
3.1.2.3. GARCH Modeli	15
3.1.2.4. EGARCH Modeli.....	16

3.1.2.5. TGARCH Modeli	17
3.1.2.6. Kurulan Modeller ve Diagnostik Testler	17
3.1.2.6.1. Regresyon modeli	17
3.1.2.6.2. Normallik testi	19
3.1.2.6.3. Değişen Varyans Testi	19
3.1.2.6.4. Otokorelasyon testi	20
3.1.2.6.5. Ramsey Reset testi	21
3.2. Araştırma Bulguları: Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın Borsa İstanbul Şirketlerinin Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Analiz Edilmesi	21
3.2.1. Elektrik Fiyat Serisinin Oynaklığının Modellenmesi	25
3.2.2. Kömür Fiyat Serisinin Oynaklığının Modellenmesi	28
3.2.3. BİST100 (XU100) Serisinin Analizi	31
3.2.4. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Gıda ve İçecek (XGIDA) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi	31
3.2.5. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi	35
3.2.6. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi	39
3.2.7. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Ana (XMANA) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi	43
3.2.8. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Eşya, Makina (XMESY) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi	47
3.2.9. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Taş Toprak (XTAST) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi	50
3.2.10. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Tekstil ve Deri (XTEKS) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi	53
3.3. Genel Değerlendirme	57

BÖLÜM IV

SONUÇ

61

KAYNAKÇA	63
EKLER	69
ÖZGEÇMİŞ	78

KISALTMALAR

ADF: Geniřletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller)

ARCH: Otoregresif Kořullu Deęiřen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

BİST: Borsa İstanbul

DF: Dickey-Fuller

EGARCH: Üstel GARCH (Exponential GARCH)

EPİAŞ: Enerji Piyasaları İşletme Anonim Şirketi

GARCH: Genelleřtirilmiş Otoregresif Kořullu Deęiřen Varyans (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)

GÖP: Gün Öncesi Piyasası

IGARCH: Bütünleşik GARCH (Integrated GARCH)

İMKB: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası

KPSS: Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin

TGARCH: Eşiksel ARCH (Threshold ARCH)

VAR: Vektör Otoregresyon (Vector Autoregression)

WTI: West Texas Intermediate

TABLOLAR LİSTESİ

Sayfa

Tablo 1. Çalışmada Yer Alan Veriler	11
Tablo 2. Çalışmada Yer Alan Getiri Serilerine Ait Birim Kök Testi Sonuçları	22
Tablo 3. LNELEKTRİK Serisine Ait Birim Kök Testi Sonuçları	23
Tablo 4. Kömür Serisine Ait Birim Kök Testi Sonuçları.....	24
Tablo 5. Trendli ve Bir Gecikmeli LNELEKTRİK Serisi Üzerine Regresyon Analizi.	25
Tablo 6. LNELEKTRİK Serisi ARCH Sınıfı Modelleri.....	26
Tablo 7. Bir Gecikmeli Δ LNKÖMÜR Serisi Üzerine Regresyon Analizi	28
Tablo 8. Δ LNKÖMÜR Serisi ARCH Sınıfı Modelleri.....	29
Tablo 9. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Gıda ve İçecek (XGIDA) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi	33
Tablo 10. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi.....	36
Tablo 11. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi	40
Tablo 12. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Ana (XMANA) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi	44
Tablo 13. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Eşya, Makina (XMESY) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi.....	48
Tablo 14. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Taş Toprak (XTAST) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi	50
Tablo 15. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Tekstil ve Deri (XTEKS) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi	54
Tablo 16. Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Sanayi Alt Sektör Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisi	58

ŞEKİLLER LİSTESİ

Sayfa

Şekil 1. Elektrik fiyat serisi ve logaritması alınmış elektrik serisi (LNELEKTRİK).....	25
Şekil 2. Kömür fiyat serisi ve kömür fiyatlarındaki yüzde artış ($\Delta \text{LNKÖMÜR}$)	28
Şekil 3. Tahmin edilmiş olan (Carch1) ve tahmin edilmeye çalışılan (Cresidsq) seriler	31
Şekil 4. BİST100 fiyat endeksi ve BİST100 endeks getirisi	31
Şekil 5. XGIDA fiyat endeksi ve XGIDA endeksinin getirisi ($\Delta \text{LNXGIDA}$).....	32
Şekil 6. BİST gıda ve içecek modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual).....	33
Şekil 7. XKAGT fiyat endeksi ve XKAGT endeksinin getirisi	36
Şekil 8. BİST orman kâğıt basım modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual).....	37
Şekil 9. XKMYA fiyat endeksi ve XKMYA endeksinin getirisi	39
Şekil 10. BİST kimya petrol plastik modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual).....	40
Şekil 11. XMANA fiyat endeksi ve XMANA endeksinin getirisi	43
Şekil 12. BİST metal ana modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual).....	44
Şekil 13. XMESY fiyat endeksi ve XMESY endeksinin getirisi	47
Şekil 14. BİST metal eşya modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual).....	48
Şekil 15. XTAST fiyat endeksi ve XTAST endeksinin getirisi	50
Şekil 16. BİST taş toprak modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual).....	51
Şekil 17. XTEKS fiyat endeksi ve XTEKS endeksinin getirisi	53
Şekil 18. BİST tekstil ve deri modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual).....	55

EKLER LİSTESİ

	Sayfa
Ek A. LNELEKTRİK Serisi ARCH ve GARCH Modelleri	69
Ek B. LNELEKTRİK Serisi EGARCH Modelleri	70
Ek C. LNELEKTRİK Serisi TGARCH Modelleri	71
Ek D. ΔLNKÖMÜR Serisi ARCH ve GARCH Modelleri	72
Ek E. ΔLNKÖMÜR Serisi GARCH Modelleri	73
Ek F. ΔLNKÖMÜR Serisi EGARCH Modelleri	74
Ek G. ΔLNKÖMÜR Serisi EGARCH Modelleri	75
Ek H. ΔLNKÖMÜR Serisi TGARCH Modelleri	76
Ek İ. ΔLNKÖMÜR Serisi TGARCH Modelleri	77

BÖLÜM I

GİRİŞ

Bilim ve teknolojinin gelişmesiyle birlikte enerji; tarım, sanayi, kamu hizmetleri, ulaştırma gibi yaşamın her alanında ve tüm sektörlerde her türlü ürün ve hizmetlerin üretiminde kullanılmaktadır. Dünya genelinde enerji üretimi ve tüketimi, ülkelerin sanayileşmeye ve kalkınmaya yönelik gerçekleştirdikleri yatırımlarla birlikte artış göstermektedir (Koç ve Şenel, 2013, s.41).

Uluslararası Enerji Ajansı'nın (IEA-International Energy Agency) Türkiye 2021 Enerji Politikaları Genel Bakış adlı raporunda; 2018 yılındaki toplam tüketimin, petrol ve doğalgazdan sonra üçüncü sıradaki enerji kaynağını elektrik enerjisinin oluşturduğu belirtilmiştir ve tüm sektörlerde elektrik talebinin arttığı ifade edilmiştir. Elektrik tüketimi ise 2000 yılı sonrasında istikrarlı olarak artmıştır (IEA, 2021). Genel olarak talebin temel belirleyicilerinden birinin de fiyat olduğu ifade edilebilir. Ancak elektrik fiyatı ve talebi için durum farklıdır. Buna göre elektrik talebinin temel belirleyicisi olarak elektrik fiyatı yer almamaktadır. Türkiye'deki elektrik fiyatı bir tarife ile belirlenmektedir ve talebin fiyat esnekliği ise düşüktür. Bu nedenle, elektriğin fiyatı ne düzeyde olursa olsun tüketiciler, ikame edilmesi zor olan bu malı tüketmek durumunda kalmaktadır (Tezekici, 2005, s. 163). Elektrik fiyatlarında oluşan bu dalgalanmalar ise elektrik enerjisinin piyasa talebini sürekli olarak karşılaması gerektiğinden ve elektrik enerjisinin depolanamaz olmasından kaynaklanmaktadır (Tashpulatov, 2013, s. 82). Elektrik enerjisi tüm sektörlerde kullanıldığı için ortaya çıkan darboğazlardan da birçok kesim etkilenmektedir.

Sanayi sektörü en çok enerji tüketen sektör olarak belirlenmiştir. Sanayileşme ve nüfus artışına paralel olarak enerji talebinin artmasından dolayı, yeni kömür sahaları bulma ve mevcut madenlerin gelişimi hızlandırılmıştır. Kömür, Türkiye'de önemli bir enerji kaynağıdır ve kömür üretimi, son yıllarda artış göstermiştir. Türkiye, İran dışında komşuları arasında önemli kömür yataklarına sahip tek ülkedir. 2019 yılında toplam enerji üretiminin %39'unu kömür oluşturmuştur. 2019 yılında yerli kömür üretimi, toplam kömür arzının %71'ini oluştururken, toplam birincil enerji arzının %42'sini karşılamıştır. 2018 yılında tüketilen enerjinin %26'sını elektrik ve %18'ini kömür oluşturmaktadır. Ülkenin enerji ithalatına bağımlılığını sınırlamak için yerli kömür üretiminin daha da artırılması istenmektedir. (IEA, 2021).

Enerji fiyatları, tüm emtia fiyatları arasında en çok oynak (değişken) olanıdır. Enerji fiyatlarındaki oynaklığın ekonomik ve finansal etkileri vardır. Fiyatlardaki bu dalgalanmalar, üreticiler ve tüketiciler için belirsizlik yaratmaktadır (Omisakin, Adeniyi ve Omojolaibi, 2009, s.207; Hasan, Akhter ve Rabbi, 2013, s.373). Belirsizlik ölçülemez iken risk ölçülebilir niteliktedir. Belirsizlikler, riske maruz kalma nedeniyle yatırımcıların yatırım kararlarını etkilemektedir (Alsufyani ve Sarmidi, 2020, s.271). Çeşitli oynaklık modelleri kullanılarak, risk modellenmektedir. Bu durum, yatırımcıların gelecekte meydana gelebilecek riskleri değerlendirmelerinin yanı sıra kazanç ve kayıplarını karşılaştırmaları açısından da oldukça önemlidir. Literatürde enerji kaynaklarının (birincil ve ikincil enerjiler kaynakları) fiyatlarındaki oynaklığın belirlenmesi araştırmacılar tarafından devamlı çalışılan bir konudur ve önemli bir yeri kapsamaktadır. İncelenen değişkenlerden birinde meydana gelen değişimler çalışmaya dâhil olan diğer değişkenler üzerinde etkili olabilmektedir. Bu durumdan endeks getirileri de etkilenmektedir. Ekonomik belirsizlikler sonucunda ise oynaklık meydana gelmektedir. Yapılan çalışmalarda araştırmacılar enerji kaynakları fiyatlarındaki oynaklığı ve birçok değişkeni ele alarak inceleme yapmışlardır. Oynaklık hem uluslararası araştırmalarda hem de Türkiye’yi konu olan çalışmalarda araştırılmış olup oynaklığın modellenmesi için çeşitli ekonometrik modeller yaygın olarak kullanılmaktadır.

Bu çalışmada örneklem olarak sanayi sektörü seçilmiştir. Çünkü sanayi sektörü, Türkiye ekonomisi içinde oldukça önemli bir yere sahiptir. Ayrıca, birincil enerji kaynaklarından biri olan kömür enerjisi ile ikincil enerji kaynaklarından biri olan elektrik enerjisi incelenmiştir. Literatürde, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST sanayi sektörü endeks getirileri üzerindeki etkilerini analiz eden çalışmalar oldukça sınırlıdır. Bundan dolayı çalışmada elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın sanayi sektörü endeks getirileri üzerine etkisi araştırılmıştır.

Çalışmada dört bölüm yer almaktadır. Birinci bölümü, araştırmanın probleminin, amacının, öneminin ve sınırlılıkların açıklandığı giriş bölümü oluşturmaktadır. İkinci bölümde, konu ile ilgili literatür taraması yapılmıştır. Üçüncü bölüm, enerji fiyatlarındaki oynaklığın sanayi sektörü endeks getirileri üzerindeki etkisinin incelenmesi başlığı altında; araştırma yöntemi, analizde kullanılan veriler, araştırma bulguları ve genel değerlendirme bölümlerinden oluşmaktadır. Dördüncü bölümde ise sonuç bölümü yer almaktadır.

1.1. Araştırma Problemi

Enerji, birçok üretim sürecinde kritik bir girdi olarak yer almaktadır ve dolayısıyla ekonomik büyüme ve gelişme için oldukça önemlidir (Omisakin, Adeniyi ve Omojolaibi, 2009, s.207). Enerji fiyatlarındaki oynaklık göz önüne alındığında, hem tüketicilerin satın alma gücü hem de şirketlerin yatırım kararları fiyat oynaklığından etkilenebilir. Enerji fiyatlarındaki artışlar, üretim maliyetlerinde artışa yol açmakta ve bunun sonucunda şirketlerin üretiminde gerilemeler oluşmaktadır (Omisakin, Adeniyi ve Omojolaibi, 2009, s.207). Bu durum, şirketlerin pay getirilerini de etkilemektedir. Yatırımcıların piyasadaki oynaklığı analiz etmesi ve bu analiz sonucunda payları ne zaman alıp satacaklarına karar vermeleri gerekmektedir (As ve Bandi, 2021, s.1). Literatürde, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST sanayi sektörü endeks getirileri üzerindeki etkilerini analiz eden çalışmalar oldukça sınırlıdır. Bundan dolayı çalışmada elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın doğru modellenmesi ve elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul sanayi alt sektör endeks getirileri üzerindeki etkisinin araştırılması, araştırma probleminin temelini oluşturmaktadır. Bu tez çalışmasının ilgili alandaki eksikliği giderebileceği düşünülmektedir.

1.2. Araştırmanın Amacı

Finans literatüründe, enerji fiyatlarındaki oynaklığın pay getirileri üzerindeki etkisinin tespit edilmesi araştırmacılar tarafından çalışılan önemli konular arasında yer almaktadır. Enerji fiyatlarındaki oynaklığın doğru modellenmesi ve enerji fiyatlarındaki oynaklığın pay getirileri üzerinde etkisi olup olmadığının araştırılması amaçlanmaktadır. Yapılan literatür taraması sonucunda ulaşılan çalışmalarda, enerji fiyatlarındaki oynaklığın doğru modellenmesi için ARCH sınıfı modellerden yararlanıldığı görülmüştür.

Bu çalışmanın amacı elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul'da hesaplanan sanayinin alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkilerinin araştırılmasıdır. Yapılan literatür taraması sonucunda, Türkiye elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul sanayi alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkisini inceleyen oldukça sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmüştür. Bu nedenle, bu tez çalışmasının literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

1.3. Araştırmanın Önemi

Çalışma sonucunda, elektrik ve kömür fiyat oynaklığının bazı endeksler üzerinde etkisi olduğu bazılarının üzerinde ise etkisi olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca çalışmanın sonuçlarına göre kendi ihtiyacı olan enerjiyi üreten şirketlerin enerji fiyatlarındaki oynaklıktan daha az etkilendiği düşünülmektedir. Bu çalışmada ulaşılan sonuçların, yatırımcılara faydalı olması beklenmektedir. Yatırımcıların, herhangi bir karar vermeden önce enerji fiyatlarındaki oynaklığın endeks getirileri üzerindeki etkilerini değerlendirebilmelerine olanak sağlaması açısından bu çalışmanın yol gösterici nitelikte olduğu düşünülmektedir.

Literatür taraması sonucunda, Türkiye elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul sanayi alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkisini araştıran oldukça sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmüştür. Bundan dolayı, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığı ARCH sınıfı yöntemler kullanılarak ölçen bu tez çalışmasının finans literatürüne katkıda bulunması beklenmektedir. Bu çalışmada sanayinin alt sektörlerine ait endeks getirileri analize dâhil edilirken, yeni çalışmalarda firma bazında veya bölgesel olarak inceleme yapılabilir. Ayrıca bu çalışma, enerji fiyatlarındaki oynaklığın pay getirileri üzerindeki etkisini incelemek isteyen araştırmacılara örnek oluşturacaktır.

1.4. Sınırlılıklar

Bu çalışmada sınırlılıklar vardır. Çalışmada, Borsa İstanbul sanayi alt sektör endekslerinden olan BİST Gıda ve İçecek (XGIDA), BİST Tekstil ve Deri (XTEKS), BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT), BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA), BİST Taş Toprak (XTAST), BİST Metal Ana (XMANA), BİST Metal Eşya (XMESY) endeksleri ile BİST100 fiyat endeksine ilişkin aylık veriler yer almaktadır. Ayrıca birincil ve ikincil enerji kaynakları arasından çalışmaya sadece elektrik ve kömür enerjileri dahil edilmiştir. Araştırma verileri, Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemini kapsamaktadır.

BÖLÜM II

LİTERATÜR TARAMASI

Enerji, yaşamın her alanında olan, hayat kalitesini iyileştiren, ekonomik ve sosyal gelişmeyi sağlayan bir faktördür. Elektrik ve kömür enerjileri artan nüfus, hızlı şehirleşme ve güçlü ekonomik büyümeye bağlı olarak oldukça önemli enerji kaynakları arasında yer almaktadır. Literatürde, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın sanayi sektörü endeks getirileri üzerindeki etkilerini analiz eden çalışmalar sınırlı sayıdadır. Yapılan çalışmalarda araştırmacılar, enerji kaynaklarının fiyatlarındaki oynaklığın pay getirileri üzerindeki etkisini çeşitli yöntemler kullanarak araştırmışlardır. Bu çalışmalardan önemli bulunanları aşağıda özetlenmiştir.

Pindyck (2004), çalışmasında Amerika Birleşik Devletleri doğal gaz ve petrol piyasalarındaki oynaklığı incelemiştir. Örneklem olarak, 2 Mayıs 1990 ile 26 Şubat 2003 arasındaki dönem seçilmiştir. Haftalık ve günlük getiriler ele alınarak doğal gaz ve petrol fiyatlarındaki oynaklığı hesaplamak için GARCH modeli kullanılmış ve regresyon denklemi kurularak analize devam edilmiştir. Çalışma sonucunda; petrol piyasası oynaklığı ve getirilerinin, doğal gaz piyasası oynaklığını ve getirilerini tahmin etme olanağı sağladığı ifade edilmiştir.

Hadsell, Marathe ve Shawky (2004), elektrik toptan satış fiyatına ait oynaklığı TARARCH modeli ile analiz etmişlerdir. Çalışmaya beş Amerika Birleşik Devletleri piyasası (California-Oregon Border, Palo Verde, Cinergy, Entergy ve Pennsylvania-New Jersey-Maryland) dâhil edilmiştir. Günlük veriler kullanılmış olup Mayıs 1996 ile Eylül 2001 arasındaki dönem ele alınmıştır. Bu beş piyasa için negatif ve istatistiksel olarak anlamlı sonuç elde edilmiştir. Ayrıca, oynaklık sürekliliğinde bölgesel farklılığın da etkisi olduğu belirtilmiştir.

Serletis ve Shahmoradi (2006), çalışmalarında doğal gaz ve elektrik fiyatlarındaki oynaklığı ölçmek amacıyla çok değişkenli GARCH-M modelini uygulamışlardır. 1 Ocak 1996 ile 9 Kasım 2004 arasındaki dönem örneklem olarak seçilmiştir. Doğal gaz ve elektrik fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin (bidirectional causality) var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Regnier (2007), petrol ve enerji fiyatlarındaki oynaklığı araştırmıştır. Ocak 1945 ile Ağustos 2005 arasındaki dönem örneklem olarak seçilmiştir ve oynaklığın ölçümünde fiyat farklılıklarının standart sapması kullanılmıştır. Ham petrol, rafine edilmiş petrol ve

doğal gaz fiyatlarının, Amerika Birleşik Devletleri'nde üretilen diğer ürünlere kıyasla daha çok oynak olduğu sonucuna varılmıştır.

Park ve Ratti (2008), çalışmalarında petrol fiyat şoklarının ve oynaklığının Amerika Birleşik Devletleri ve 13 Avrupa ülkesinin (Belçika, Birleşik Krallık, Avusturya, Finlandiya, Almanya, Fransa, İtalya, Yunanistan, Norveç, Hollanda, İspanya, Danimarka ve İsveç) pay getirileri üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Aylık petrol fiyat oynaklığı, günlük ham petrol fiyatının logaritmik farklarının karesinin toplamı (the sum of squared first log differences) olarak hesaplanmıştır. Ocak 1986 ile Aralık 2005 tarihleri arasındaki dönem çalışmaya dâhil edilmiş ve çok değişkenli VAR analizi uygulanmıştır. Petrol fiyat oynaklığının, 14 ülkenin dokuzunun pay getirileri üzerinde negatif etki oluşturduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Aydın (2010), çalışmasında Türkiye elektrik fiyat oynaklığını ARCH, GARCH, EGARCH, TGARCH ve PGARCH modellerini kullanarak analiz etmiştir. 1 Ağustos 2006 ile 31 Aralık 2008 yılları arasındaki dönem ele alınmış ve saatlik fiyatlar uygulamaya dâhil edilmiştir. Elektrik fiyat oynaklığını açıklayan en iyi modelin EGARCH olduğu tespit edilmiştir. Elektrik fiyatlarından oluşturulan grafiklerin ise hafta içi, hafta sonu, sabah, öğle, akşam ve mevsimlere (yaz, kış, ilkbahar, sonbahar) göre değişiklik gösterdiği belirlenmiştir.

Gianfreda (2010), Avrupa elektrik spot piyasasındaki oynaklık ve işlem hacmi etkilerini analiz etmiştir. Veriler Almanya, İspanya ve Hollanda için 1 Ocak 2001 ile 31 Temmuz 2005 arasındaki dönem için derlenmiştir. Fransa için 27 Kasım 2001 ile 24 Ağustos 2009 arasındaki dönem seçilmiş ve İtalya için ise 1 Nisan 2004 ile 31 Temmuz 2009 arasındaki dönem belirlenmiştir. ARCH sınıfı modelleri kullanarak elektrik fiyat oynaklığını analiz etmiştir. Çalışmasında elektrik fiyat oynaklığının nedenlerini araştırmıştır. Sonrasında mevsimsellik ve işlem hacminin elektrik fiyat oynaklığı ile arasındaki ilişkiyi test etmek için kukla değişkenlerin de olduğu modeller oluşturmuştur. Çalışma sonucunda elektrik fiyat oynaklığının işlem hacmi ve mevsimsellikten etkilendiği tespit edilmiştir.

Van Goor ve Scholtens (2014), Birleşik Krallık'ı ele alarak doğal gaz fiyat oynaklığını modellemişlerdir. Günlük veriler kullanılmış ve GARCH modeli uygulanmıştır. Örneklem, iki alt döneme ayrılmıştır. Ekim 2001 ile Eylül 2005 tarihleri arası birinci dönem; Ekim 2005 ile Eylül 2011 tarihleri arası ise ikinci dönem olarak belirlenmiştir. Analizlerin sonucuna göre, birinci dönem için mevsimselliğin oynaklık

üzerinde etkisi olduğu belirtilmiştir. Ancak ikinci dönemde mevsimselliğin oynaklık üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı ifade edilmiştir.

Efimova ve Serletis (2014), 2 Ocak 2001 ile 26 Nisan 2013 arasındaki dönemi ele alarak Amerika Birleşik Devletleri enerji piyasalarındaki (ham petrol, doğal gaz ve elektrik) oynaklığı araştırmışlardır. Çalışmada tek değişkenli (univariate) ve çok değişkenli (multivariate) GARCH modeli uygulanmıştır. Bu üç piyasa arasında önemli düzeyde etkileşimin var olduğu ifade edilmiştir.

Diaz, Molero ve DeGracia (2016), çalışmalarında petrol fiyat (WTI-Western Texas Intermediate ve Brent petrol) oynaklığındaki değişimin G7 (Fransa, Kanada, Almanya, Japonya, İtalya, ABD ve Birleşik Krallık) ülkeleri pay getirileri üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Ocak 1970 ile Aralık 2014 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Her ülkenin petrol fiyatı oynaklığına dair zaman serisini tanımlamak için GARCH (1,1) modeli kullanılmıştır. Petrol fiyat oynaklığının pay getirileri üzerindeki etkisini tespit etmek için çalışmada yer alan değişkenleri (faiz oranı, sanayi üretim endeksi, pay fiyatları ve petrol fiyat oynaklığı) içeren kısıtsız VAR (unrestricted VAR) modeli uygulanmıştır. Çalışma sonucunda, dünya petrol fiyatı oynaklığının pay piyasaları üzerinde yerel petrol fiyatı oynaklığından daha önemli bir etkiye sahip olduğu ve bu etkinin petrol ihraç eden ve ithal eden ülkeler arasında farklılık gösterdiği ifade edilmiştir.

Saltık, Değirmen ve Ural (2016), çalışmalarında ham petrol (WTI-West Texas Intermediate) ve doğal gaz (Henry Hub) fiyatlarındaki oynaklığı araştırmışlardır. Ocak 2009-Nisan 2014 ile Ocak 2010-Nisan 2014 olarak iki dönem ele alınmıştır. Uygulama, GARCH modeli ve versiyonları (IGARCH, GJGRACH, EGARCH, FIGARCH, FIAPARCH) ile yapılmıştır. Elde edilen bulgular sonucunda, ham petrol ve doğal gaz serilerinde yüksek düzeyde oynaklık görülmüştür.

Ulusoy ve Özdurak (2018), çalışmalarında petrol fiyatı oynaklığının seçilmiş şirketler (Exxon Mobil Şirketi, Chevron Şirketi, ConocoPhillips ve Hess Şirketleri) ve para birimleri (Türk Lirası (TRY), Meksika Pesosu (MXN) Rus Rublesi (RUB) ve Dolar Endeksi (DXY), Kanada doları (CAD), Euro (EUR), İsviçre Frangı (CHF), İngiliz Sterlini (GBP), Japon Yeni (JPY)) üzerindeki etkisini incelemişlerdir. 15 Eylül 2008 ile 9 Şubat 2017 arasındaki dönem örneklem olarak seçilmiştir. GARCH modeli, üssel GARCH (EGARCH-Exponential GARCH) modeli ve Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışma sonucunda petrol fiyatlarındaki oynaklık etkisinin, çalışmada yer alan şirketlerin pay fiyatlarında kalıcı olduğu belirtilmiştir. Ayrıca petrol fiyat oynaklığının örneklem

olarak seçilen para birimleri üzerindeki etkisinin bu ülkelerin petrol ihraç eden ve petrol ithal eden ülkeler arasında farklılık gösterdiği belirlenmiştir.

Akyüz (2018), çalışmasında Yunanistan'ın birincil enerji kaynaklarının, akaryakıt ve elektrik fiyat oynaklıkları üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Ocak 2008 ile Haziran 2017 arasındaki dönemde aylık veriler kullanılmıştır. Enerji kaynakları arasındaki etkinin ölçülmesi için oynaklık modellerinden (ARCH, ARCH-M, GARCH, GARCH-M, EGARCH, EGARCH-M) faydalanılmıştır. Çalışma sonucunda doğal gaz ithalatının ve fiyatının, akaryakıt ve elektrik fiyatları üzerinde etkili olduğu ifade edilmiştir. Bu etkinin akaryakıt ve elektrik fiyatlarındaki oynaklığı azaltıcı yönde etki sağladığı belirtilmiştir.

Ciarreta, Pizarro-Irizar ve Zarraga (2020) çalışmalarında, yenilenebilir enerji düzenlemeleri ile yapısal kırılmaları dikkate alarak İspanya elektrik fiyat oynaklığını analiz etmişlerdir. 7 Ocak 2002 ile 31 Aralık 2017 tarihleri arasındaki dönem seçilmiş ve GARCH modeli uygulanmıştır. Çalışma sonucunda iki yapısal kırılma tespit edilmiştir. İlk tarife garantisinin yürürlükten kaldırılması, diğeri ise yatırım ve işletme maliyetlerini temel alan pazar odaklı bir düzenleme oluşturulmasıdır. Ayrıca istikrarlı düzenleyici politikaların oynaklığı azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Lonka (2020), Nord Pool elektrik piyasasında (Norveç, İsveç, Finlandiya, Danimarka) gerçekleşen oynaklığı test etmişlerdir. 2008 ile 2018 yılları arasındaki dönemdeki saatlik elektrik spot fiyat verileri kullanılarak HAR-RV modeli (Heterogeneous autoregressive model of realized volatility) uygulanmıştır. Günlük gerçekleşen oynaklık, saatlik gün içi getiriler ile hesaplanmıştır. Bu model ile ulaşılan sonuçlar kullanılarak, ertesi günün saatlik fiyatları ve genel olarak günlük fiyatlar hakkında tahmin yapılabildiği tespit edilmiştir.

Marwanti ve Robiyanto (2021), çalışmalarında petrol (WTI ve Brent) ve altın fiyatlarındaki oynaklığın Endonezya'daki pay getirileri üzerindeki etkilerini, Covid-19 salgını öncesindeki ve salgın sürecindeki dönem olarak araştırmışlardır. Ocak 2019 ve Aralık 2019 tarihleri arasındaki dönem, Covid-19 salgını öncesi ve Ocak 2020 ile Ekim 2020 tarihleri arasındaki dönem ise Covid-19 salgını süreci olarak belirlenmiştir. GARCH(1,1) modeli kullanılmıştır. Petrol ve altın fiyat oynaklığının pay getirileri üzerinde etkisi olup olmadığını tespit etmek için regresyon modeli tahmin edilerek analize devam edilmiştir. Covid-19 salgını öncesinde ve salgın sürecinde, petrol ve altın fiyat oynaklığının pay getirileri üzerinde etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

BÖLÜM III

ENERJİ FİYATLARINDAKİ OYNAKLIĞIN SANAYİ SEKTÖRÜ ENDEKS GETİRİLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ

Enerji fiyatlarının doğrudan veya dolaylı olarak pay fiyatları üzerinde etkisi olabilir. Enerji, şirketler için önemli bir maliyet kalemidir. Bu nedenle enerji fiyatlarında meydana gelen bir artış, şirketlerin kar marjlarında düşüşe neden olabilir ve bu durum enerjinin pay fiyatları üzerinde doğrudan etkisi olarak ifade edilir. Enerjinin pay fiyatları üzerindeki dolaylı etkisi ise şirketlerin ekonomik faaliyetleri ile ilgilidir (Acaravcı, Öztürk ve Kandır, 2012, s.1646). Enerji fiyatları, bir şirketin genel üretim maliyetlerini etkilemektedir. Enerji fiyatlarındaki oynaklık etkisi üretim maliyetlerine yansımakta ve bu durum da üretimi etkilemektedir (Aminu, 2019, s. 487). Üretimdeki değişikliğin ise şirketlerin pay fiyatlarını etkilediği varsayılmaktadır (Acaravcı, Öztürk ve Kandır, 2012, s.1646). Ayrıca, enerji fiyatındaki değişikliğin pay fiyatları üzerindeki etkisi, şirketlerin o enerji kaynağının üreticisi veya tüketicisi olmasına bağlı olarak değişmektedir (Huang, Masulis ve Stoll, 1996, s. 5). Diğer bir ifade ile enerji fiyatlarındaki oynaklıktan etkilenme durumu sektörler arasında farklılık gösterebilir. Örneğin kendi faaliyet süreçleri için ihtiyaçları olan enerjiyi üreten şirketler enerji fiyatlarındaki oynaklıktan çok etkilenmeyebilir. Ancak enerji kaynakları konusunda tamamen dışa bağımlı olan şirketler enerji fiyatlarındaki oynaklıktan etkilenebilir.

Ulusal ve uluslararası finansal piyasalar, küreselleşme, teknolojik ilerlemeler, ekonomik, politik, sosyal ve kültürel unsurlar gibi birçok faktör tarafından etkilenmektedir (Andersen ve Bollerslev, 1998, s. 885). Enerji fiyatlarındaki oynaklık, enerji kaynağının fiyatında belirli bir dönemde meydana gelen dalgalanmaların bir dağılım ölçüsü olarak ifade edilebilir. Oynaklık tahminleri, birçok varlık fiyatlama modellerinde risk ölçümü olarak yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Yüksek oynaklık, üstlenilen riskin de yüksek olduğunu göstermektedir ve bundan dolayı oynaklığın risk ile doğru orantılı olduğu ifade edilebilir (Borsa İstanbul, 2014). Yatırımcıların bir enerji kaynağının fiyat oynaklığını ve bu oynaklığın inceledikleri pay getirilerini etkileyip etkilemeyeceğini ölçebilmesi, yatırımlarına yön vermeleri, kar sağlamaları ya da minimum seviyede kayıp yaşamaları açısından önemlidir. Fakat birçok araştırmacı oynaklığın modellenmesi konusunda farklı yaklaşımlara sahiptir ve incelenen literatür sonucunda yapılan çalışmalarda çeşitli yöntemler kullandığı görülmüştür.

Çalışmada elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın sanayi sektörü endeks getirileri üzerine etkisi araştırılmıştır. İncelenen literatür sonucunda, oynaklığın modellenmesinde ARCH ve GARCH modellerinin yaygın olarak kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmada elektrik ve kömür fiyatları kullanılarak ARCH tahmini ile oynaklık değişkenleri oluşturulmuş ve BİST sanayi sektörü endeks getirilerinin bağımlı değişken olarak yer aldığı regresyon modelinde, elektrik ve kömür fiyat oynaklığı katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığı araştırılmıştır. Ayrıca, modelin uygunluğunun test edilmesi için, normallik testi (Jarque ve Bera, 1987), değişen varyans testi (Breusch-Pagan-Godfrey), Ramsey Reset testi (Ramsey, 1969) ve otokorelasyon testi (Ljung ve Box, 1978) diagnostik testler olarak uygulanmıştır. Bu bölümde araştırma verileri ve çalışmada kullanılan araştırma yöntemleri sırasıyla açıklanmıştır.

3.1. Araştırma Verileri ve Yöntemi

Finansal piyasalarda yatırımcıların doğru yönde yatırım kararları alabilmesi için enerji fiyatlarındaki oynaklığın BİST pay getirileri üzerindeki etkilerini ölçebilmesinin faydalı olması beklenmektedir. Bu nedenle enerji fiyatlarındaki oynaklığın da doğru modellenmesi gerekmektedir. Bu çalışmada elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul'da hesaplanan sanayinin alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkilerinin araştırılması amaçlanmaktadır. Araştırmada kullanılan modele BİST100 getirisi de kontrol değişkeni olarak dâhil edilmiştir. Sanayinin alt sektörlerine ait endeks getirilerini etkileyen faktörlerden elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın seçilmesinin nedeni enerji kaynakları arasında önemli bir yere sahip olmalarıdır. Diğer nedeni ise incelenen literatürde bu konunun Türkiye'de oldukça sınırlı sayıda araştırılmış olmasıdır. Araştırma verileri ve yöntemi başlıklı bu bölümde, çalışmada yer alan veriler ve araştırma yöntemi ile ilgili açıklamalar yer almaktadır.

3.1.1. Araştırma Verileri

Çalışmada yer alan verilerin türü ve kaynakları, Tablo 1'de gösterilmiştir. Elektrik fiyatlarına ilişkin verilere EPIAŞ resmi sitesi içerisinde yer alan GÖP (Gün Öncesi Piyasası) sekmesinden ulaşılmıştır. Elektrik fiyatlarına ilişkin veriler Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemini kapsayan aylık veriler olarak kullanılmıştır. Ayrıca kömür fiyatlarına dair veriler de Ağustos 2009 ile Kasım 2020 arasındaki dönem için aylık olarak www.verikaynagi.com internet sitesinden elde edilmiştir.

Araştırmada kullanılan diğer veriler, Borsa İstanbul sanayi alt sektör endekslerinden olan BİST Gıda ve İçecek (XGIDA), BİST Tekstil ve Deri (XTEKS), BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT), BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA), BİST Taş Toprak (XTAST), BİST Metal Ana (XMANA), BİST Metal Eşya (XMESY) endeksleri ile BİST100 fiyat endeksine ilişkin aylık veriler FINNET 2000 Plus veri tabanından temin edilmiştir.

Tablo 1.

Çalışmada Yer Alan Veriler

Veriler	Veri Türü	Kaynak
BİST100 fiyat endeksi	Endeks	FINNET 2000 Plus
Elektrik fiyatları	Fiyat	EPİAŞ (Enerji Piyasaları İşletme A. Ş.)
Kömür fiyatları	Fiyat	www.verikaynagi.com
BİST Gıda ve İçecek (XGIDA)	Endeks	FINNET 2000 Plus
BİST Tekstil ve Deri (XTEKS)	Endeks	FINNET 2000 Plus
BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT)	Endeks	FINNET 2000 Plus
BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA)	Endeks	FINNET 2000 Plus
BİST Taş Toprak (XTAST)	Endeks	FINNET 2000 Plus
BİST Metal Ana (XMANA)	Endeks	FINNET 2000 Plus
BİST Metal Eşya (XMESY)	Endeks	FINNET 2000 Plus

3.1.2. Araştırma Yöntemi

Çalışmada yer alan BİST100 ve Borsa İstanbul sanayi alt sektör endeks getirileri, aşağıdaki formül yardımıyla logaritmik fark alınarak elde edilmiştir:

$$R_{i,t} = \ln(p_{i,t}) - \ln(p_{i,t-1})$$

$R_{i,t}$: i endeksinin t anındaki logaritmik getirisi

$p_{i,t}$: i endeksinin t anındaki kapanış fiyatı

$p_{i,t-1}$: i endeksinin t-1 anındaki kapanış fiyatı

Borsa İstanbul sanayi alt sektör endeks getirileri ve BİST100 getirisi oluşturulduktan sonra elektrik ve kömür fiyatlarının da dâhil olduğu çalışmada yer alan

tüm değişkenlere, durağanlığı test etmek için ADF ve KPSS testleri yapılmıştır. Durağanlık testlerinden sonra elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın modellenmesinde ARCH sınıfı modeller (ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH) kullanılmıştır. Yapılan literatür taraması sonucunda, finansal verilerin kullanıldığı oynaklık ölçümü çalışmalarında da ARCH sınıfı modellerinin yaygın olarak kullandığı görülmektedir. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST sanayi sektörü endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren regresyon modeli kurulmuştur. Bu modelin uygunluğu diagnostik testler ile test edilmiştir. Diagnostik testlerden; normallik testi (Jarque ve Bera, 1987), değişen varyans testi (Breusch-Pagan-Godfrey), Ramsey Reset testi (Ramsey, 1969) ve otokorelasyon testi (Ljung ve Box, 1978) yapılmıştır. Bu bölümde sırasıyla çalışmada kullanılan birim kök testlerinin, ARCH sınıfı modellerinin, kurulan regresyon modelinin ve uygulanan diagnostik testlerin açıklamaları yer almaktadır.

3.1.2.1. Durağanlık Testleri

Ekonometrik analizin ilk aşamasında araştırmacılar, serilerin stokastik veya deterministik trend içerip içermediğini tespit etmelidir. Bu durum, kullanılacak analiz yöntemini belirlemektedir. Finansal zaman serileri genellikle durağan olmadıkları için analizlerde serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamanla değişkenlik göstermektedir. Yapılan durağanlık testlerinin amacı, serinin stokastik veya deterministik trend içerip içermediğini test etmektir. Bu çalışmada ele alınan zaman serilerinin durağan bir süreçten gelip gelmediği yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF-Augmented Dickey-Fuller) birim kök testi ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin) testi ile test edilmiştir.

3.1.2.1.1. ADF Testi

Dickey ve Fuller (1981), durağanlığı test etmek için ADF testini önermiştir. ADF testinin boş ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir:

H_0 : Seride birim kök var. Seri durağan değil.

H_1 : Seride birim kök yok. Seri durağan.

ADF testi, serinin birim kök içerdiğini ve serinin durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezine karşılık, serinin birim kök içermediğini ve serinin durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotezini test etmektedir.

Burada Δ fark işlemci, s reel sayı ve ε_t ise sıfır ortalama ve normal dağılımlı beyaz gürültüden gelen rassal değişkendir. Bu modelin her iki tarafından y_{t-1} çıkartılarak model şu şekilde yazılabilir (Engle, 1982, s.987):

$$y_t - y_{t-1} = s y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = (s-1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Fark işlemcisi Δ ; hata terimini ise ε_t simgelemektedir. δ parametresi ise $(s-1)$ olarak ifade edilmektedir. ADF birim kök testi, otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için test denklemlerine gecikmeli fark terimlerini ekler. ADF birim kök denklemleri sırasıyla trendli ve sabitli (trend and intercept), sabitli (intercept), sabitsiz ve trendsiz (none) olarak aşağıda yer almaktadır:

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=1}^m c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

y_t durağan olup olmadığı incelenen değişkeni, a_0 sabiti, t ise deterministik trendi ve m ise gecikme uzunluğunu simgelemektedir.

Borsa İstanbul sanayi alt sektör endeks getirileri ve BİST100 endeks getirisi için ADF birim kök testi yapılmıştır. Çalışmada yer alan enerji fiyatlarından elektrik ve kömür fiyatları için Doldado, Jenkinson ve Sosvilla-Rivero (1990) tarafından önerilen ADF birim kök test prosedürü uygulanmıştır.

3.1.2.1.2. KPSS Testi

Çalışmada kullanılacak olan diğer test ise Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testi olacaktır. Bu test, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) tarafından önerilmiştir. KPSS testin boş hipotezi, ADF testinden farklıdır. ADF testinde H_0 hipotezi

birim kökün varlığını ve serinin durağan olmadığını sınarken KPSS testindeki H_0 hipotezi serinin durağan olduğunu ifade eder. KPSS testinin boş ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir:

H_0 : Seri durağan.

H_1 : Seri durağan değil.

KPSS testi, deterministik trend (t), beyaz gürültü (ε_t) ve rassal yürüyüş ($r_t = r_{t-1} + u_t$) içeren aşağıdaki modelden hareket etmektedir (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin, 1992, s.162):

$$y_t = r_t + \xi_t + \varepsilon_t$$

KPSS testi, serinin durağan olduğunu ifade eden sıfır hipotezine karşılık, serinin durağan olmadığını ifade eden alternatif hipotezi test etmektedir. LM test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin, 1992, s.163):

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{s}_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad t=1,2,\dots,T.$$

Kısmi toplam süreci $\hat{s}_t = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t$ hesaplanır. $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ ise ε_t 'nin varyans denklemdir.

3.1.2.2. ARCH Modeli

Engle 1982'de yayınlanan makalesinde, ARCH (Autoregressive conditional heteroscedasticity) sürecini tanımlamıştır. ARCH(q) modelinde koşullu ortalama ve varyans aşağıdaki gibi ifade edilir (Engle, 1982, s.994):

$$\begin{aligned} Y_t &= a + b'X_t + \varepsilon_t & Y_t | I_{t-1} &\sim N(b'X_t, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \end{aligned}$$

Yukarıda yer alan denklemde t , zaman indeksini; Y_t , koşullu ortalamayı; h_t , koşullu varyansı; I_{t-1} , $t-1$ dönemde var olan tüm bilgileri kapsayan bilgi setini; X_t , bağımsız değişken vektörünü; a ve α_0 sabit değerleri; α_i koşullu varyans üzerindeki ARCH etkisini; b , parametre vektörünü; ε_t , hata terimini; q , hata terimi karelerinin gecikme uzunluğunu simgelemektedir.

Koşullu varyans (h_t), sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı hata teriminin (ε_t) gerçekleşen tüm değerleri için pozitif olmalıdır. Bu koşulun sağlanması için $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$ ($i=1, \dots, q$) kısıtları gerçekleşmelidir (Kirchgassner ve Wolters, 2007, s.246). Ayrıca, sabit terim hariç α parametrelerinin toplamı aşağıda gösterildiği gibi 1'den küçük olmalıdır:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$$

Bu çalışmada ARCH etkisi, ARCH modeli uygulanmadan önce Ljung-Box (1978) Q test istatistiği ile test edilmiştir. Ljung-Box (1978) Q test istatistiği, ortalama modelinin hata karelerine uygulandığında ARCH etkisinin test edilmesini sağlamaktadır.

3.1.2.3. GARCH Modeli

Oynaklık ile ilgili literatür incelendiğinde Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelinin oynaklık sürecini açıklamak için sıklıkla kullanıldığı ifade edilebilir. GARCH modeli, Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiştir. GARCH (p, q) modelinde, “ p ” koşullu varyansın gecikmesini, “ q ” ise kaç tane hata kareleri gecikmesi olduğunu ifade etmektedir. Genel olarak bir GARCH (p, q) süreci aşağıdaki gibi gösterilir (Bollerslev, 1986, s. 309):

$$Y_t = a + b'X_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$$

Koşullu varyans üzerindeki ARCH etkisi α_i ile gösterilmektedir. β_j ise koşullu varyans üzerindeki GARCH etkisini simgelemektedir. h_{t-j} ise gecikmeli koşullu oynaklığı

simgelemektedir. GARCH modelinin, ARCH modelinden farklı olmasının nedeni, koşullu değişen varyansın geçmiş değerlerini de dikkate almasıdır. GARCH(p,q) modeli şu koşulları sağlamalıdır (Bollerslev, 1986, s.309):

$$p \geq 0, q > 0, a_0 > 0, \alpha_i \geq 0 \quad (i=1,2,\dots,q) \text{ ve } \beta_j \geq 0 \quad (j=1,2,\dots,p).$$

α_i ve β_j parametreleri, sıfırdan büyük veya sıfıra eşittir. Ayrıca $\alpha_i + \beta_j < 1$ olmalıdır. α_0 parametresi ise sıfırdan büyük bir sabittir yani koşullu varyans denkleminin sabit değerlerini göstermektedir. $p=0$ olursa ARCH(q) modeli elde edilir yani h_t , ARCH(q) süreci olarak ifade edilir. ARCH (q) sürecinde koşullu varyans, geçmiş örneklerin varyansı ile ilişkilendirilmekte olup; GARCH (p,q) süreci koşullu varyansın da tahmin sürecinde değerlendirilmesini sağlamaktadır. ARCH ve GARCH modellerinin temel özelliği, genellikle zaman serilerinin büyük çoğunluğunda görülen dönemler arası bağımlılık ile koşullu değişen varyansı modelleyebilmesidir.

3.1.2.4. EGARCH Modeli

Üssel GARCH (EGARCH-Exponential GARCH) modeli, Nelson (1991) tarafından geliştirilmiştir. EGARCH modeli, kaldıraç etkisini modellemektedir. EGARCH modelinde, koşullu varyans logaritmik olarak tanımlanıp negatif değerler alması engellenmiştir. Ayrıca oluşturulan aynı denklemde, iyi ve kötü haberler karşısında verilen tepkilerin modellenmesini sağlamaktadır.

EGARCH modelinde varyansın oynaklık üzerindeki etkisi üsseldir. Hata terimleri, serilerde gözlenebilecek beklenmedik ve büyük oynaklıkların belirlenmesi amacıyla standartlaştırılmış durumdadır. Üssel GARCH modeli (Asteriou ve Hall, 2007, 268):

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \frac{|\varepsilon_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(h_{t-j})$$

Bu denklem, koşullu varyans için log-doğrusal formdadır. α_0 , α_i , β_j ve γ_i tahmin edilecek parametrelerdir. Kaldıraç etkisini (asimetrik etki) γ parametresi ölçmektedir.

$\ln(h_t)$ nin büyüklüğüne bakılmaksızın, h_t değerinin negatif olmayacağı ifade edilir. ε_{t-1}^2 'in (geçmiş dönemin hata terimlerinin kareleri) değerini kullanmak yerine, EGARCH modeli ε_{t-1} 'in standartlaştırılmış değerini kullanır. Eğer $\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}}$ pozitif olursa, koşullu varyans üzerindeki şok etkisi $\alpha + \gamma$ olur. Eğer $\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}}$ negatif olursa, koşullu varyans üzerindeki şok etkisi $\alpha - \gamma$ olacaktır (Enders, 2015, s.156). β ise koşullu varyans için şokların sürekliliğini simgelemektedir.

3.1.2.5. TGARCH Modeli

TGARCH modeli, kaldıraç etkisini modelleyen diğer bir yaklaşımdır. Glosten, Jaganathan, ve Runkle (1993) ile Zakoian (1994) tarafından geliştirilen eşiksel ARCH (TGARCH-Threshold ARCH) modeli, EGARCH modelinde olduğu gibi pozitif ve negatif şokların koşullu varyansı nasıl etkilediklerini incelemektedir. TGARCH modelinde kaldıraç etkisi ikinci dereceden olurken, EGARCH modelinde kaldıraç etkisi üstel olarak elde edilmektedir.

Glosten, Jaganathan, ve Runkle (1993) ile Zakoian (1994) tarafından geliştirilen TGARCH modelinin gösterimi aşağıdaki gibidir:

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

Burada D_{t-i} , kukla değişkenini simgelemektedir. Eğer $\varepsilon_{t-i} < 0$ ise $D_{t-i} = 1$ olur. Eğer $\varepsilon_{t-i} \geq 0$ ise $D_{t-i} = 0$ olur. γ_i parametresi istatistiksel olarak sıfırdan farklı ise veri seti, eşik etkisi içermektedir. Eğer $\gamma_i > 0$ ise, negatif şokların koşullu varyans üzerindeki etkisi pozitif şokların etkisinden daha fazla olacağı (kaldıraç etkisi) varsayımı yapılmaktadır (Enders, 2015, s.156).

3.1.2.6. Kurulan Modeller ve Diagnostik Testler

3.1.2.6.1. Regresyon modeli

Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST sanayi sektörü alt endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$R_{i,t} = a + b_1 \hat{h}_{t(\text{elektrik})} + b_2 \hat{h}_{t(\text{kömür})} + b_3 R_{BİST100,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$R_{i,t}$, i endeksinin t dönemdeki getirisini; a , sabit terimi; b , bağımsız değişkenlerin regresyon katsayıları; $\hat{h}_t$, tahmin edilen GARCH modelindeki oynaklık değişkenini; $R_{BİST100,t}$, BİST100 endeksinin t dönemdeki getirisini ve $\varepsilon_{i,t}$, hata terimini simgelemektedir.

Bu çalışma için oluşturulan regresyon modelinde BİST sanayi sektörü alt endeks getirileri bağımlı değişkendir. Ayrıca regresyon modelinde sabit terim, elektrik fiyat oynaklığı, kömür fiyat oynaklığı ve BİST100 endeks getirisi yer almaktadır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST sanayi sektörü alt endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modeller, regresyon modeli üzerinden oluşturulmuştur. Modeller için yapılan diagnostik test sonuçlarına göre gerekli olan modellere kukla değişkenler eklenmiştir ve bu bölümde eklenen kukla değişkenlerin nasıl belirlendiği açıklanmıştır.

Regresyon modelleri oluşturulduktan sonra normallik testi yapılmıştır. Normallik test sonucunda istatistiksel olarak anlamlı olmayan yani olasılık değeri %5 değerinden küçük olan modellere kukla değişken(ler) eklenmesi gerekmiştir. Hangi kukla değişkenlerin modele eklenmesi gerektiği standart hatalar (standardized residual) incelenerek tespit edilmiştir. Buna göre üç değeri üzerinde olan çıkıntılara özel kukla değişkenleri oluşturulmuş ve modele eklenmiştir. Bu kukla değişkenleri, tespit edilen gözlem sırası için 1, diğer gözlemler için 0 değeri verilerek oluşturulmuştur. Modelin standart hataları incelenerek oluşturulan kukla değişkenler de modele dâhil edildikten sonra normallik testi ile tekrar test edilmiştir. Kukla değişken(ler)in eklendiği regresyon modellerinde ise bu değişkenlerin hangi tarihler olduğu açıklanmıştır. Ayrıca, oluşturulan bazı modeller için Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihlerini içeren yapısal kırılma testi yapılmıştır. Bu testin yapılmasına karar vermek için oluşturulan modelin ilk olarak normallik test sonuçları incelenmiştir. Bu test ile modelin hatalarının normal dağılıma sahip olmadığı belirlenmiştir. Sonrasında model için yapısal kırılma testi yapılmıştır ve standart hatalara ait bulgular incelenmiştir. Ulaşılan bu bulgulara göre Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihlerini içeren kukla değişkenin de modele eklenmesine karar verilmiştir. Bu kukla değişken, Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasında 1, diğer dönemler için 0 değerini almaktadır.

Model tahmininden sonra modelin uygunluğunun test edilmesi için diagnostik testler yapılmıştır. Normallik testi (Jarque ve Bera, 1987), değişen varyans testi (Breusch-

Pagan-Godfrey), Ramsey Reset testi (Ramsey, 1969) ve otokorelasyon testi (Ljung ve Box, 1978) diagnostik testler olarak yapılmış ve bu bölümde yapılan diagnostik testler açıklanmıştır.

3.1.2.6.2. Normallik testi

Bu çalışmada hataların normal dağılıp dağılmadığının belirlenmesi için Jarque-Bera normallik testi yapılmıştır. Jarque-Bera normallik testinde hataların normal dağılım gösterdiğini ifade eden sıfır hipotezine (H_0) karşılık; hataların normal dağılım göstermediğini ifade eden alternatif hipotez (H_1) test edilmektedir.

Jarque-Bera normallik değeri aşağıdaki formül ile elde edilir (Jarque ve Bera, 1987, s. 165):

$$JB = \frac{T}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$$

Bu formülde T, gözlem sayısıdır. S, örneklem çarpıklık (skewness) katsayısını; K ise örneklem basıklık (kurtosis) katsayısını simgelemektedir. $S = \hat{l}_3 / \hat{l}_3^{3/2}$ ve $K = \hat{l}_4 / \hat{l}_2^2$ olarak elde edilmektedir. Burada $\hat{l}_j = \sum (\varepsilon)^j / T$ ($t=1, \dots, T$) olarak elde edilmektedir. JB test istatistiği 2 serbestlik derecesi ile χ^2 (Ki-kare) dağılımına sahiptir.

3.1.2.6.3. Değişen Varyans Testi

Modelde değişen varyans sorunu olup olmadığını test etmek için değişen varyans testi (Heteroskedasticity test) yapılmıştır. Değişen varyans testlerinden Breusch-Pagan-Godfrey (Breusch-Pagan, 1979, Godfrey, 1978) testi uygulanmıştır. Aşağıda k değişkenli bir regresyon modeli yer almaktadır:

$$Y_t = a + b_1 X_{1t} + b_2 X_{2t} + \dots + b_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad (t=1, 2, \dots, T)$$

İlk olarak, regresyon modeli tahmin edilir. Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testinde ele alınan bu regresyon modelinden $\hat{\varepsilon}_1, \hat{\varepsilon}_2, \dots, \hat{\varepsilon}_t$ hata terimleri bulunur. Hata terimi kareleri toplamı, gözlem sayısına bölünerek ($\sigma^2 = T^{-1} \sum \hat{\varepsilon}_t^2$) regresyonun varyans değeri bulunur (Breusch ve Pagan, 1979, s. 1288).

Hata terimi kareleri, regresyon varyansına bölünerek κ_t ($\kappa_t = \hat{\varepsilon}_t^2 / \sigma^2$) şeklinde simgelenen yeni bir değişken elde edilir. κ_t değişkeninin bağımlı değişken olarak yer aldığı ve Z değerleri üzerine yapılan regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$\kappa_t = g_1 + g_2 Z_{2t} + \dots + g_k Z_{kt} + e_t$$

Bu regresyon modelinden açıklanan kareler toplamı bulunur ve buradan $\Theta =$ (açıklanan kareler toplamı/2) istatistiği hesaplanır. Sabit varyans var ise ve örneklem (T) büyüklüğü sonsuza kadar artıyor ise ε_t 'nin normal dağıldığı varsayımında; Θ istatistiği, k serbestlik derecesiyle χ^2 (Ki-kare) dağılmaktadır (Gujarati ve Porter, 2009, s.385). Değişen varyans sorunu olmadığını ifade eden sıfır hipotezine karşılık ($g_2 = g_3 = \dots = g_k = 0$) sıfır hipotezine karşılık, en az birinin sıfırdan farklı olduğunu ($g_t \neq 0$ ($t = 1, 2, \dots, T$))) ifade eden alternatif hipotez test edilir (Breusch ve Pagan, 1979, s. 1288). Değişen varyans testi sonucunda ulaşılan sonuç, %5 kritik değerine göre anlamlı ise yani %5 kritik değerinden büyük ise sıfır hipotezi reddedilemez.

3.1.2.6.4. Otokorelasyon testi

Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST sanayi sektörü alt endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren regresyon modelinde otokorelasyon sorunu olup olmadığını test etmek için modelin hatalarına Q test istatistiği uygulanmıştır. Ljung-Box (1978) Q test istatistiği, ortalama modelinin hata karelerine uygulandığında ise ARCH etkisinin test edilmesini sağlamaktadır. Box ve Pierce (1970), aşağıda gösterilen Q test istatistiğini geliştirmişlerdir (Kirchgassner ve Wolters, 2007, s.17):

$$Q = T \sum_{i=1}^m \hat{\rho}_i^2$$

T örneklem büyüklüğünü (kullanılabilir gözlem sayısını), m gecikme sayısını ve ρ otokorelasyonu temsil etmektedir. Q test istatistiği, asimptotik olarak m serbestlik derecesinde χ^2 (Ki-kare) dağılır. Aşağıdaki formül, küçük örneklem için geliştirilmiştir (Ljung ve Box, 1978, s. 298):

$$Q^* = T(T + 2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{T - i}$$

3.1.2.6.5. Ramsey Reset testi

Modelin doğru kurulup kurulmadığı, Ramsey Reset testi (Ramsey, 1969) ile test edilmiştir. Model spesifikasyonun doğru olduğunu ifade eden sıfır hipotezine karşılık; model spesifikasyonun doğru olmadığını ifade eden alternatif hipotez test edilmektedir.

Regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = a + b_1X_{1t} + b_2X_{2t} + \dots + b_tX_{kt} + \varepsilon_t \quad (t=1,2,\dots,T)$$

Regresyon modeli tahmin edildikten sonra, Ramsey Reset test hipotezi test edilir. Bu modelden $\hat{Y}_t$ değişkeni (tahmin edilen Y_t 'ler) bulunur ve Ramsey Reset testi uygulanır. $\hat{Y}_t$ değişkeni, regresyon modelinde ek açıklayıcı değişkenler olarak eklenir. $\hat{Y}_t^n$ ($n=2,3,\dots$) açıklayıcı değişkenler olarak eklenerek model tekrar tahmin edilir:

$$Y_t = a + b_1X_{1t} + b_2X_{2t} + \dots + \theta_1\hat{Y}_t^2 + \theta_2\hat{Y}_t^3 + \varepsilon_t$$

Kurulan ilk regresyon modelinden ve yeni regresyon modelinden sırasıyla SSR_1 ve SSR_2 olarak hata karelerinin toplamalarına (sum of squared residuals) ulaşılır. Ramsey Reset testi sonucunda ulaşılan sonuç, %5 kritik değerine göre anlamlı ise yani %5 kritik değerinden büyük ise sıfır hipotezi reddedilemez. SSR_2 'deki artışın istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını anlamak için F testi ile test edilir (Gujarati ve Porter, 2009, s. 479-480):

$$F = \frac{(SSR_2 - SSR_1) / (\text{boş hipotezdeki kısıt sayısı})}{(1 - SSR_2) / (n - \text{kısıtsız modeldeki parametre sayısı})}$$

3.2. Araştırma Bulguları: Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın Borsa İstanbul Şirketlerinin Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Analiz Edilmesi

Finansal piyasalarda yatırımcıların doğru yönde yatırım kararları alabilmesi için piyasaların oynaklıklarının doğru modellenmesi gerekmektedir. Bu çalışmada Ağustos 2009 ile Kasım 2020 arasındaki dönem için elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın,

Borsa İstanbul'da Sanayi alt sektörlerine (XGIDA-BİST Gıda ve içecek, XKAGT-BİST Orman kağıt basım, XTEKS-BİST Tekstil ve deri, XKMYA-BİST Kimya petrol plastik, XMANA-BİST Metal ana, XTAST-BİST Taş toprak, XMESY-BİST Metal eşya) ait endeks getirileri üzerindeki etkilerinin analizi yapılmıştır. Araştırmada kullanılan modele BİST100 getirisi de kontrol değişkeni olarak dâhil edilmiştir. BİST100 endeks getirisi, piyasanın genel eğiliminin kontrol edilmesi amacıyla kontrol değişkeni olarak seçilmiştir.

Tablo 2.

Çalışmada Yer Alan Getiri Serilerine Ait Birim Kök Testi Sonuçları

Seri	Model	ADF	KPSS
		τ	LM
Δ LNBI100	Sabit	-12.40117***	0.131008
	Trendsiz ve sabitsiz	-12.28428***	
Δ LNKGIDA	Sabit	-13.91176***	0.161528
	Trendsiz ve sabitsiz	-13.65059***	
Δ LNKAGT	Sabit	-10.54907***	0.377628
	Trendsiz ve sabitsiz	-10.23590***	
Δ LNKMYA	Sabit	-12.53997***	0.052050
	Trendsiz ve sabitsiz	-12.11965***	
Δ LNKMANA	Sabit	-10.42313***	0.061108
	Trendsiz ve sabitsiz	-10.18998***	
Δ LNKMESY	Sabit	-12.53767***	0.094757
	Trendsiz ve sabitsiz	-11.99840***	
Δ LNXTAST	Sabit	-10.16761***	0.152818
	Trendsiz ve sabitsiz	-10.06049***	
Δ LNKTEKS	Sabit	-11.23802***	0.176657
	Trendsiz ve sabitsiz	-10.75436***	

Δ , fark alma işlemcisidir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde SIC bilgi kriteri kullanılmıştır. Maksimum 12 gecikmeye izin verilmiştir. ***, **, * sırası ile %1, %5, %10 önem düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 2'de çalışmada yer alan serilere ait birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Getiri serileri ile birim kök testleri yapıldığı için sabitli model ile trendsiz ve sabitsiz model test edilmiştir. Getiri serilerinin kullanılması, bu serilerin trendden arındırıldığını göstermektedir. Bundan dolayı trendli ve sabitli birim kök testi modeli tabloya dahil edilmemiştir. Getiri olarak tanımlanmış değişkenler (Δ LNKGIDA, Δ LNKAGT, Δ LNKMYA, Δ LNKMANA, Δ LNKMESY, Δ LNXTAST, Δ LNKTEKS ve Δ LNBI100) ile yapılan ADF testi sonucunda getirilerin durağan bir süreçten geldiği

tespit edilmiştir. Yapılan KPSS test sonuçları da getirilerin durağan bir süreçten geldiğini göstermektedir. Elektrik ve kömür serileri için birim kök testleri yapılırken test prosedürü, Doldado, Jenkinson ve Sosvilla-Rivero (1990)'da önerilen şekilde uygulanmıştır. Çalışmada yer alan getiri serileri trendden arındırılmış olduğu için bu serilerde Doldado vd. (1990) birim kök test prosedürü uygulanmamıştır. Elektrik ve kömür serileri için ulaşılan birim kök test sonuçlarına dair açıklamalar aşağıda yer almaktadır.

Tablo 3.

LNELEKTRİK Serisine Ait Birim Kök Testi Sonuçları

Seri	Model	ADF		KPSS
		τ	Trend	LM
LNELEKTRİK	Trend ve sabit	-6.984319***	TK: 0.003402	0.236030***
			t ist.: 5.116816 (0.0000)	

TK: trendin katsayısını ve t ist.: trendin t istatistik değerini simgelemektedir. Parantez içindeki değer ise trendin olasılık değerini göstermektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde SIC bilgi kriteri kullanılmıştır. Maksimum 12 gecikmeye izin verilmiştir. ***, **, * sırası ile %1,%5,%10 önem düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Logaritması alınmış elektrik fiyat serisi (LNELEKTRİK) için ADF birim kök testinde trend ve sabitli model tahmin edilmiştir. Burada stokastik trendin var olduğunu gösteren boş hipoteze karşılık, stokastik trendin olmadığını gösteren alternatif hipotez test edilmiştir. Değerlendirme yapılırken MacKinnon (1991) tarafından üretilen τ_t tablosu kullanılmıştır. Tablodaki sonuç, sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bu durumda deterministik trendin varlığı test edilir. Trendin katsayısının sıfıra eşit olduğunu gösteren boş hipoteze karşılık, trendin katsayısının sıfıra eşit olmadığını gösteren alternatif hipotez t dağılımı kullanılarak test edilmiştir. Burada trendin olasılık değeri $0.0000 < 0.05$ olduğu için boş hipotez reddedilmiştir ve bu serinin deterministik trend içerdiği sonucuna ulaşılmıştır. Yani, elektrik fiyat serisi trend durağandır. İlk olarak logaritması alınmış elektrik fiyat serisi ve trendin eklendiği model oluşturulmuş ve otokorelasyon testi yapılmıştır. Test sonucunda otokorelasyon sorunu olduğu görülmüştür. LNELEKTRİK trend ve diğer gecikmeleri için oluşturulan modellerde ise parametreler istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Sonrasında trendli ve bir gecikmeli seri üzerine regresyon yapılmıştır. Bu regresyon analizinde parametrelerin istatistiksel

olarak anlamlı olduğu ve otokorelasyon sorunu olmadığı görülmüştür. Bundan dolayı trendli ve bir gecikmeli LNELEKTRİK serisi üzerine regresyon analizi yapılmıştır.

Tablo 4.

Kömür Serisine Ait Birim Kök Testi Sonuçları

LNKÖMÜR				
Model	ADF		KPSS	
	τ	ϕ	z	LM
Trend ve sabit	-1.790932	1.994123		0.225699***
Sabit	0.355668	4.487130*	0.355668	1.373619***
Trendsiz ve sabitsiz	3.001178			
ALNKÖMÜR				
Model	ADF		KPSS	
	τ			LM
Sabit	-6.531528***			0.146506
Trendsiz ve sabitsiz	-5.648396***			

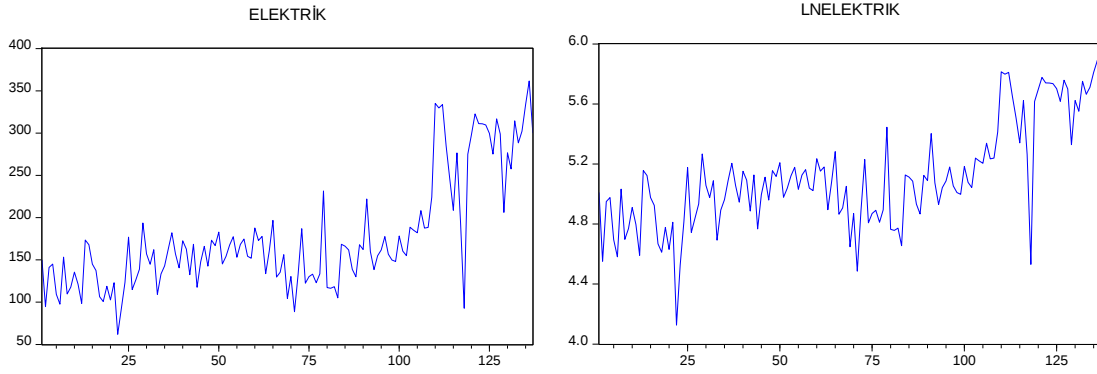
Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde SIC bilgi kriteri kullanılmıştır. Maksimum 12 gecikmeye izin verilmiştir. ***, **, * sırası ile %1, %5, %10 önem düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini göstermektedir. Δ , fark alma işlemcisidir.

Logaritması alınmış kömür serisi (LNKÖMÜR) için ADF birim kök testinde trend ve sabitli model tahmin edilmiştir. Burada stokastik trendin var olduğunu gösteren boş hipoteze karşılık, stokastik trendin olmadığını gösteren alternatif hipotez test edilmiştir. Test yapılırken MacKinnon (1991) tarafından üretilen τ_t tablosu kullanılmıştır. Tablodaki sonuç, sıfır hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir. Bir sonraki aşamada Wald testi kullanılır. Bu aşamada, modelde stokastik trend varken aynı zamanda deterministik trendin de var olup olmadığı araştırılır. Test, Dickey-Fuller (1981) tarafından önerilen Φ_3 dağılımı kullanılarak gerçekleştirilir. Yapılan test sonucunda, modelde deterministik trend olmadığı tespit edilmiştir. Modelden deterministik trend çıkarılarak sabitli modelde stokastik trendin varlığı tekrar test edilmiştir. Burada sıfır hipotezi reddedilemediği için Wald testi yapılmıştır ve stokastik trend var iken sürüklenmenin de var olup olmadığı Φ_1 dağılım tablosu ile test edilmiştir. Wald testinde ulaşılan sonuca göre bu hipotez, %10 önem düzeyinde reddedilmiştir. Bu sonuç doğrultusunda stokastik trendin varlığı standart normal dağılım (z) ile test edilmiştir. LNKÖMÜR serisinin durağanlık testi sonucunda stokastik trend içeren bir süreçten geldiği tespit edilmiştir. Wald testinde ulaşılan sonuç, %5 önem düzeyine göre değerlendirildiğinde ise hipotez reddedilememiştir. Bu sonuç doğrultusunda modelden sabit çıkarılarak trendsiz ve sabitsiz model test edilmiştir. Bu

model ile ulaşılan sonuç da serinin stokastik trend içeren bir süreçten geldiğini göstermektedir. Logaritması alınmış olan kömür serisinin farkı alınmış ve $\Delta \text{LNKÖMÜR}$ olarak kısaltılmıştır. Ayrıca $\Delta \text{LNKÖMÜR}$, kömür fiyatlarındaki yüzde (%) artışı simgelemektedir. Bu hali ile trendden arındırıldığı için trendli ve sabitli model test edilmemiştir ve bu seri için Doldado vd. (1990) birim kök test prosedürü uygulanmamıştır. $\Delta \text{LNKÖMÜR}$ için ADF testi, sabitli model ile trendsiz ve sabitsiz model için yapılmıştır ve bu testler sonucunda serinin durağan bir süreçten geldiği sonucuna ulaşılmıştır. Sabitli model için yapılan KPSS test sonucu da serinin durağan bir süreçten geldiğini göstermektedir. Durağanlık testlerinden sonra elektrik ve kömür fiyat oynaklıklarının modellenmesi ile analizlere devam edilmiştir.

3.2.1. Elektrik Fiyat Serisinin Oynaklığının Modellenmesi

Çalışmada kullanılan elektrik fiyat serisi ve logaritması alınmış elektrik serisi Şekil 1’de yer almaktadır. Bu serilerde Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında düzenli olmayan artış ve azalışlar görülmektedir. Serilerin belirli bir ortalama etrafında dalgalanmadığı görülmüştür. Durağanlığı test etmek için ADF ve KPSS birim kök testleri uygulanmıştır. Yapılan birim kök testleri sonucunda, logaritması alınan elektrik serisinin trend durağan olduğu tespit edilmiştir. Trendli ve bir gecikmeli seri üzerine regresyon analizi uygulanmıştır.



Şekil 1. Elektrik fiyat serisi ve logaritması alınmış elektrik serisi (LNELEKTRİK)

Tablo 5.

Trendli ve Bir Gecikmeli LNELEKTRİK Serisi Üzerine Regresyon Analizi

Değişkenler (Variable)	Katsayılar (Coefficient)	Std hatalar (Std error)	t istatistiği (t-statistic)	Olasılıklar (Prob)
Sabit	2.489669	0.359289	6.929424	0.0000

Trend	0.003402	0.000665	5.116816	0.0000
LNELEKTRİK_{t-1}	0.467765	0.076204	6.138315	0.0000
R ² = 0.612212		F= 104.9857	F(Olasılık)= 0.000000	
Diagnostik Test Sonuçları				
Q(1)	0.3227 (0.570)	Q²(1)	5.3523 (0.021)	
Q(4)	4.1292 (0.389)	Q²(4)	6.0105 (0.198)	
Q(12)	20.745 (0.054)	Q²(12)	10.878 (0.539)	
Q(14)	22.067 (0.077)	Q²(14)	12.803 (0.542)	
F_H	1.464916 (0.2348)			
F_R	11.83562 (0.0008)			
χ²_{JB}	20.56821 (0.000034)			

F_H Heteroscedasticity test istatistiğini, F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ^2_{JB} Jarque-Bera Normallik test istatistiğini simgelemektedir. $Q(1)$, $Q(4)$, $Q(12)$ ve $Q(14)$ ile $Q^2(1)$, $Q^2(4)$, $Q^2(12)$ ve $Q^2(14)$ ise sırasıyla hataların ve hata karelerinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış değerleridir. Parantez içindeki değerler ise olasılık (prob.) değerlerini göstermektedir.

Tablo 5’de trendli ve bir gecikmeli LNELEKTRİK serisi üzerine regresyon analizinden elde edilen sonuçlar yer almaktadır. Sonuçlar incelendiğinde regresyon modelindeki değişkenlere ait olasılık değeri < %5 olduğu için modelin istatistik olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. F (Olasılık) değeri de modelin bütün olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. ARCH etkisinin olup olmadığını test edebilmek için öncesinde modelde otokorelasyon sorunu olup olmadığı test edilmiştir. Tablo 5’de hataların karesinin olasılık değerleri incelendiğinde, sadece birinci gecikmede (0.021) ARCH etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle trendli ve bir gecikmeli LNELEKTRİK serisinin regresyon modeli üzerinden ARCH sınıfı modelleri üç gecikmeye kadar test edilmiştir. Bu modeller parametrelerin anlamlı olması, R^2 , Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwartz bilgi kriteri (SIC) ve Loglikelihood değerleri bakımından değerlendirilmiştir. Ayrıca test edilen ARCH sınıfı modelleri için hataların ve hata karelerinin Q istatistiği ve olasılık (prob.) değerleri tabloda yer almaktadır. Üç gecikmeye kadar ulaşılan ARCH sınıfı modellerine ait sonuçlar ise Ekler (Ek A-B-C) bölümünde yer almaktadır.

Tablo 6.

LNELEKTRİK Serisi ARCH Sınıfı Modelleri

Değişkenler (Variable)	ARCH (1)	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	TGARCH (1,1)
Ortalama Modeli				

Sabit	1.915790 (0.0000)	1.895123 (0.0000)	2.386718 (0.0000)	2.178595 (0.0000)
Trend	0.002766 (0.0001)	0.002771 (0.0001)	0.003638 (0.0000)	0.003052 (0.0001)
LNELEKTRİK _{t-1}	0.588615 (0.0000)	0.592526 (0.0000)	0.485774 (0.0000)	0.533054 (0.0000)
Varyans Modeli				
Sabit	0.035880 (0.0000)	0.039305 (0.0122)	-0.923348 (0.0077)	0.018781 (0.1687)
ε_{t-1}^2	0.242654 (0.0476)	0.243924 (0.0446)		0.020465 (0.8254)
h_{t-1}		-0.073457 (0.8022)		0.454385 (0.1758)
$\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}}$			-0.101018 (0.5522)	
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$			-0.366467 (0.0011)	
$\ln(ht-1)$			0.683400 (0.0000)	
$\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$				0.226077 (0.2101)
R ²	0.604750	0.604181	0.610289	0.610020
AIC	-0.194929	-0.180608	-0.195551	-0.168200
SC	-0.087846	-0.052109	0.045635	-0.018284
Loglikelihood	18.25520	18.28137	20.29744	18.43763
Q(1)	3.1372 (0.077)	3.1221 (0.077)	0.1864 (0.666)	1.4707 (0.225)
Q(4)	5.1776 (0.270)	5.1008 (0.277)	3.0999 (0.541)	4.3083 (0.366)
Q(12)	18.849 (0.092)	19.004 (0.088)	18.721 (0.095)	17.267 (0.140)
Q(14)	20.361 (0.119)	20.470 (0.116)	20.584 (0.113)	18.993 (0.165)
Q ² (1)	0.0030 (0.957)	0.0065 (0.936)	0.7655 (0.382)	0.1073 (0.743)
Q ² (4)	0.7462 (0.946)	0.7710 (0.942)	1.8546 (0.762)	1.1458 (0.887)
Q ² (12)	5.8845 (0.922)	6.0776 (0.912)	8.7242 (0.726)	7.1747 (0.846)
Q ² (14)	7.3184 (0.922)	7.5669 (0.911)	10.387 (0.662)	8.4347 (0.865)

AIC, Akaike bilgi kriterini ve SC, Schwartz bilgi kriterini simgelemektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hata karelerinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış değerleridir. Parantez içindeki değerler, olasılık (prob.) değerlerini göstermektedir.

Tablo 6 ve Ekler (Ek A-B-C) incelendiğinde LNELEKTRİK Serisi için en uygun model; parametrelerin anlamlı olması, AIC ve SIC bilgi kriterlerinin küçük olması, R² ve Loglikelihood değerlerinin ise büyük olması dikkate alınarak belirlenmiştir. ARCH(1)

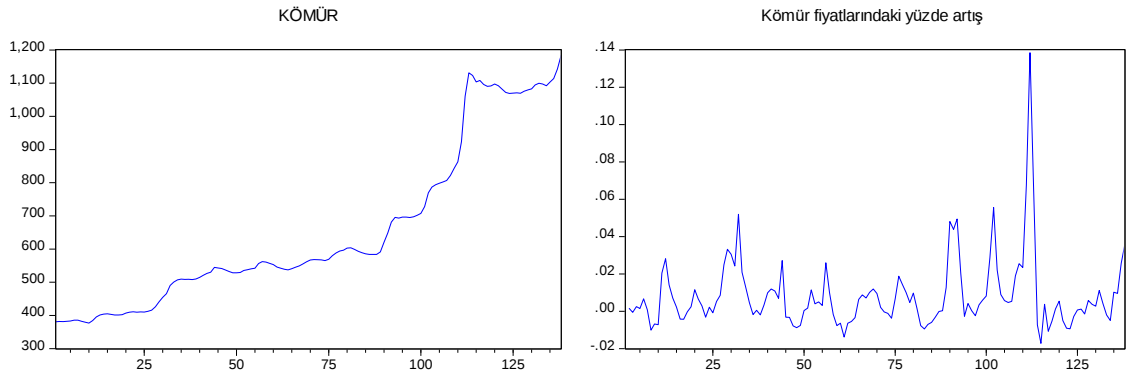
modelinin yapılan ARCH sınıfı modelleri içinde en uygun model olduğu görülmektedir. Ulaşılan sonuçlar, modelde otokorelasyon sorunu olmadığını göstermektedir. ARCH(1) modelinden oynaklık değişkeni (elarch1) oluşturulmuştur ve resid serisi (elresidsq) elde edilmiştir.

$$\text{LNELEKTRİK}_t = 1.916 + 0.0028t + 0.589 \text{LNELEKTRİK}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\widehat{h_{t(\text{elektrik})}} = 0.036 + 0.243\varepsilon_{t-1}^2$$

3.2.2. Kömür Fiyat Serisinin Oynaklığının Modellenmesi

Çalışmada kullanılan kömür fiyat serisi ve kömür fiyatlarındaki yüzde (%) artış ($\Delta\text{LNKÖMÜR}$) Şekil 2’de yer almaktadır. Kömür fiyat serisinde Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında düzenli olmayan artışlar ve azalışlar görülmektedir. Kömür fiyat serisinin belirli bir ortalama etrafında dalgalanmadığı görülmüştür. Kömür fiyatlarındaki yüzde (%) artışı gösteren serinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı görülmektedir. Logaritması alınan kömür serisi için yapılan ADF ve KPSS birim kök testleri sonucunda seri durağan çıkmamıştır. Bundan dolayı kömür fiyat serisinin logaritmasının farkı ($\Delta\text{LNKÖMÜR}$) alınmıştır. $\Delta\text{LNKÖMÜR}$ serisi için yapılan birim kök testleri sonucunda bu serinin durağan bir süreçten geldiği tespit edilmiştir.



Şekil 2. Kömür fiyat serisi ve kömür fiyatlarındaki yüzde artış ($\Delta\text{LNKÖMÜR}$)

Tablo 7.

Bir Gecikmeli $\Delta\text{LNKÖMÜR}_{t-1}$ Serisi Üzerine Regresyon Analizi

Değişkenler (Variable)	Katsayılar (Coefficient)	Std hatalar (Std error)	t istatistiği (t-statistic)	Olaslıklar (Prob)
$\Delta\text{LNKÖMÜR}_{t-1}$	0.722810	0.060888	11.87106	0.0000
Diagnostik Test Sonuçları				

Q(1)	4.3777 (0.036)	Q²(1)	20.453 (0.000)
Q(4)	13.185 (0.010)	Q²(4)	32.351 (0.000)
Q(12)	26.944 (0.008)	Q²(12)	34.748 (0.001)
Q(14)	28.238 (0.013)	Q²(14)	35.270 (0.001)
F_H	38.74007 (0.0000)		
F_R	8.629552 (0.0039)		
χ^2_{JB}	877.1662 (0.000000)		

F_H Heteroscedasticity test istatistiğini, F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ^2_{JB} Jarque-Bera Normallik test istatistiğini simgelemektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hata karelerinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış değerleridir. Parantez içindeki değerler ise olasılık (prob.) değerlerini göstermektedir.

Tablo 7’de bir gecikmeli Δ LNKÖMÜR serisinin üzerine yapılan regresyon analizinden ulaşılan sonuçlar yer almaktadır. Regresyon modelindeki değişkenlere ait olasılık değerleri <%5 olduğu için istatistik olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. ARCH etkisinin olup olmadığını test edebilmek için öncesinde modelde otokorelasyon sorunu olup olmadığı test edilmiştir. Tablo 7’deki diagnostik test sonuçları, ARCH etkisinin var olduğunu göstermektedir. Bir gecikmeli Δ LNKÖMÜR serisinin regresyon modeli üzerinden ARCH sınıfı modelleri üç gecikmeye kadar test edilmiştir. Bu modeller parametrelerin anlamlı olması, R², Akaike bilgi kriteri (AIC), Schwartz bilgi kriteri (SIC) ve Loglikelihood değerleri bakımından değerlendirilmiştir. Ayrıca test edilen ARCH sınıfı modelleri için hataların ve hata karelerinin Q istatistiği ve olasılık (prob.) değerleri de tabloda yer almaktadır. Üç gecikmeye kadar ulaşılan ARCH sınıfı modellerine ait sonuçlar ise Ekler (Ek D-E-F-G-H-İ) bölümünde yer almaktadır.

Tablo 8.

Δ LNKÖMÜR Serisi ARCH Sınıfı Modelleri

Değişkenler (Variable)	ARCH (1)	GARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	TGARCH (1,1)
Ortalama Modeli				
Δ LNKÖMÜR(-1)	0.851706 (0.0000)	0.327812 (0.0000)	0.701471 (0.0000)	0.678962 (0.0000)
Varyans Modeli				
Sabit	8.83E-05 (0.0000)	4.28E-05 (0.0000)	-2.847689 (0.0005)	2.84E-05 (0.0000)
ε_{t-1}^2	0.438498 (0.0008)	1.495635 (0.0000)		0.727729 (0.0000)
h_{t-1}		-0.010929 (0.6960)		0.490580 (0.0000)

$\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}}$			0.087817 (0.3936)	
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$			0.546908 (0.0000)	
$\ln(h_{t-1})$			0.708754 (0.0000)	
$\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$				-1.235706 (0.0000)
R^2	0.395301	0.232280	0.414197	0.412481
AIC	-6.094272	-6.159546	-6.229541	-6.328935
SC	-6.030022	-6.073880	-6.122458	-6.221852
Loglikelihood	417.4105	422.8492	428.6088	435.3676
$Q(1)$	1.2847 (0.257)	8.9141 (0.003)	2.0602 (0.151)	1.5702 (0.210)
$Q(4)$	4.1607 (0.385)	11.192 (0.024)	5.6834 (0.224)	3.6929 (0.449)
$Q(12)$	17.954 (0.117)	36.183 (0.000)	18.079 (0.113)	16.569 (0.167)
$Q(14)$	18.821 (0.172)	37.575 (0.001)	18.904 (0.169)	17.684 (0.222)
$Q^2(1)$	2.0032 (0.157)	0.2104 (0.646)	0.5659 (0.452)	0.0567 (0.812)
$Q^2(4)$	2.9438 (0.567)	1.0054 (0.909)	1.3081 (0.860)	1.1686 (0.883)
$Q^2(12)$	6.0508 (0.913)	21.139 (0.048)	5.0032 (0.958)	6.1477 (0.908)
$Q^2(14)$	7.0483 (0.933)	23.284 (0.056)	5.6752 (0.974)	7.4415 (0.916)

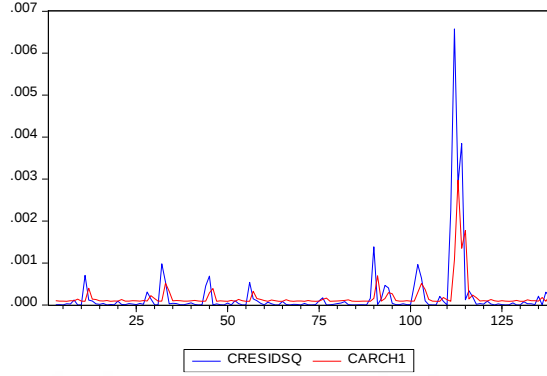
AIC, Akaike bilgi kriterini ve SC, Schwartz bilgi kriterini simgelemektedir. $Q(1)$, $Q(4)$, $Q(12)$ ve $Q(14)$ ile $Q^2(1)$, $Q^2(4)$, $Q^2(12)$ ve $Q^2(14)$ ise sırasıyla hataların ve hata karelerinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış değerleridir. Parantez içindeki değerler, olasılık (prob.) değerlerini göstermektedir.

ARCH sınıfı modelleri içinde en uygun model belirlenirken farklı kriterler kullanılmıştır. En düşük Akaike (AIC) ve Schwartz (SC) bilgi kriterine, en yüksek R^2 ve loglikelihood değerine sahip olan model, en uygun model olarak seçilmektedir. Tablo 8 ve Ekler (Ek D-E-F-G-H-İ) incelendiğinde, TGARCH modelinin en küçük bilgi kriterlerine (AIC ve SIC) ve en büyük loglikelihood değerine sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. R^2 değerleri incelendiğinde ARCH sınıfı modellerinden en yüksek R^2 değerlerine TGARCH modelinin sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca TGARCH tablosunda katsayı negatif olarak elde edilmiştir. Ancak tek tek kontrol edildiğinde örneklem aralığında bu katsayıların varyansı negatif yapmadığı görülmüştür. Bundan dolayı TGARCH modelinin en uygun model olduğu belirlenmiştir.

Buradan oynaklık değişkeni (carch1 serisi) oluşturulmuştur ve hataların karesi olarak ifade edilen ve tahmin edilmeye çalışılan seri (Cresidsq serisi) elde edilmiştir. Seriler, Şekil 3'de yer almaktadır.

$$\Delta \text{LNKÖMÜR}_t = 0.68 \Delta \text{LNKÖMÜR}_{t-1} + \varepsilon_t$$

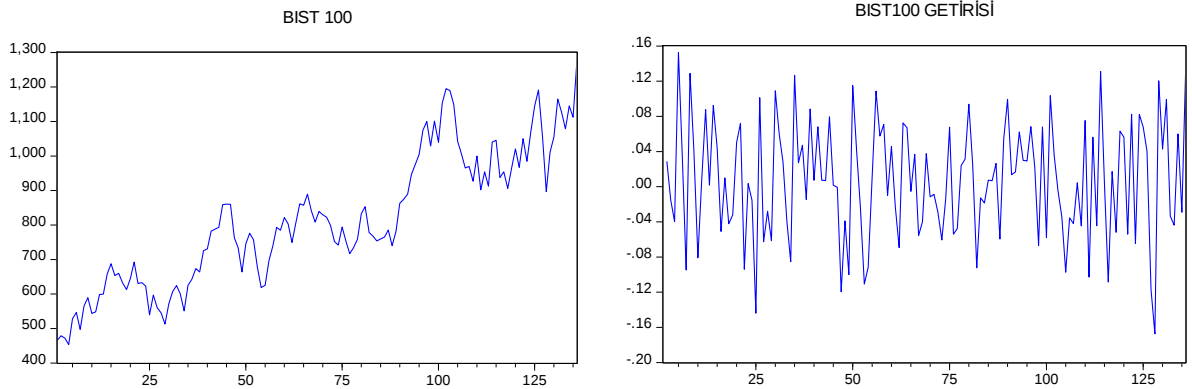
$$\hat{h}_{t(kömür)} = 0.00003 + 0.73\varepsilon_{t-1}^2 + 0.49 h_{t-1} - 1.24\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$$



Şekil 3. Tahmin edilmiş olan (Carch1) ve tahmin edilmeye çalışılan (Cresidsq) seriler

3.2.3. BİST100 (XU100) Serisinin Analizi

Çalışmada kullanılan BİST100 (XU100) fiyat endeksi ve endeks getirisi Şekil 4’de yer almaktadır. BİST100 fiyat endeksinde Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında düzenli olmayan artış ve azalışlar görülmektedir. BİST100 fiyat endeksi serisinin belirli bir ortalama etrafında dalgalanmadığı görülmüştür. BİST100 getiri serisinde ise bu serinin belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı görülmektedir.

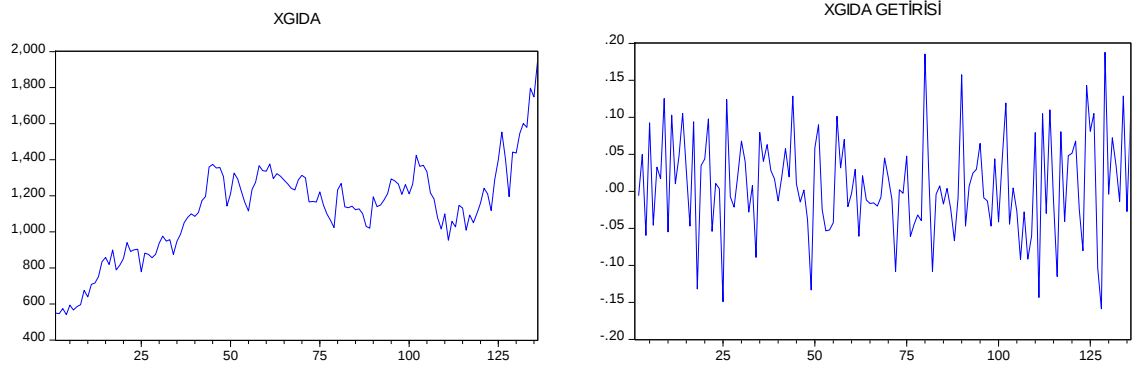


Şekil 4. BİST100 fiyat endeksi ve BİST100 endeks getirisi

3.2.4. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Gıda ve İçecek (XGIDA) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi

Çalışmada kullanılan BİST Gıda ve içecek (XGIDA) fiyat endeksi ve endeks getirisi, Şekil 5’de yer almaktadır. Ağustos 2009 ile Kasım 2020 tarihleri arasındaki bazı

dönemlerde BİST gıda ve içecek fiyat endeksi azalan bir seyir izlerken, bazı dönemlerde ise artan bir seyir izlemektedir. BİST gıda ve içecek getiri serisinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı görülmektedir.



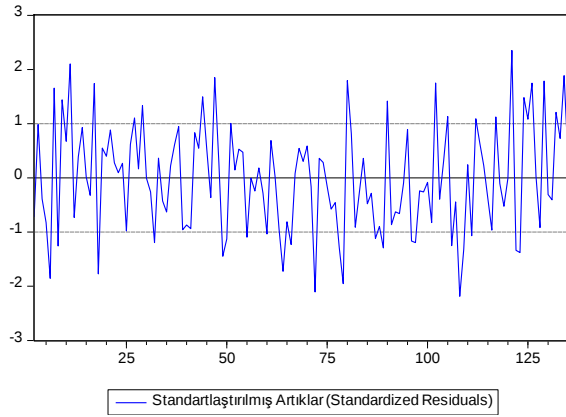
Şekil 5. XGIDA fiyat endeksi ve XGIDA endeksinin getirisi ($\Delta \ln XGIDA$)

Tablo 9.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Gıda ve İçecek (XGIDA) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi

$\Delta \text{LN} \text{XGIDA}$				
Değişken	Katsayı	Std. hata	t istatistiği	Olasılık
EFO	0.113428	0.073480	1.543664	0.1251
KFO	-5.539745	9.714993	-0.570226	0.5695
$\Delta \text{LNBIST100}$	0.757328	0.057609	13.14599	0.0000
AR(1)	-0.295126	0.087927	-3.356475	0.0010
SIGMASQ	0.001948	0.000281	6.944420	0.0000
Diagnostik Test Sonuçları				
Q(1)	0.0186	Q²(1)	0.3742 (0.541)	
Q(4)	0.2950 (0.961)	Q²(4)	2.0175 (0.733)	
Q(12)	9.9013 (0.539)	Q²(12)	4.9988 (0.958)	
Q(14)	12.319 (0.502)	Q²(14)	7.5925 (0.909)	
F_H	0.142056 (0.9346)			
F_R	0.026395 (0.8712)			
χ^2_{JB}	2.142834 (0.342523)			

EFO elektrik fiyatlarındaki oynaklığını, KFO kömür fiyatlarındaki oynaklığını, F_H Heteroscedasticity test istatistiğini; F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ^2_{JB} Jarque-Bera Normallik test istatistiğini; parantez içindeki değerler ise yapılan test istatistiklerinin olasılık değerlerini göstermektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hataların karesinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış Ljung-Box Q test istatistiği değerleridir.



Şekil 6. BİST gıda ve içecek modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual)

Tablo 9’da elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST gıda ve içecek (XGIDA) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modele ait analiz sonuçları yer almaktadır. Jarque-Bera normallik test sonuçlarına göre, olasılık değeri (0.342523)

%5'den büyük olduğu için bu modelin hatalarının normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda, bu modelde otokorelasyon sorunu olmadığı anlaşılmaktadır. BİST gıda ve içecek endeks getirisi için kurulan modele yönelik gerçekleştirilen değişen varyans testine ait sonuçlara göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Modelin doğru kurulup kurulmadığını test eden Ramsey Reset test sonuçları, bu modelin doğru kurulduğunu göstermektedir.

Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST gıda ve içecek (XGIDA) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde elde edilen elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklık gıda endeksini etkilememektedir. Aylık endeks değerleri belirli aralıklarla artış ve düşüş göstermektedir ve bu da endeksin oynaklığından kaynaklanmaktadır. BİST100 endeksi %1 arttığında BİST gıda ve içecek endeksi de %0.76 artmaktadır.

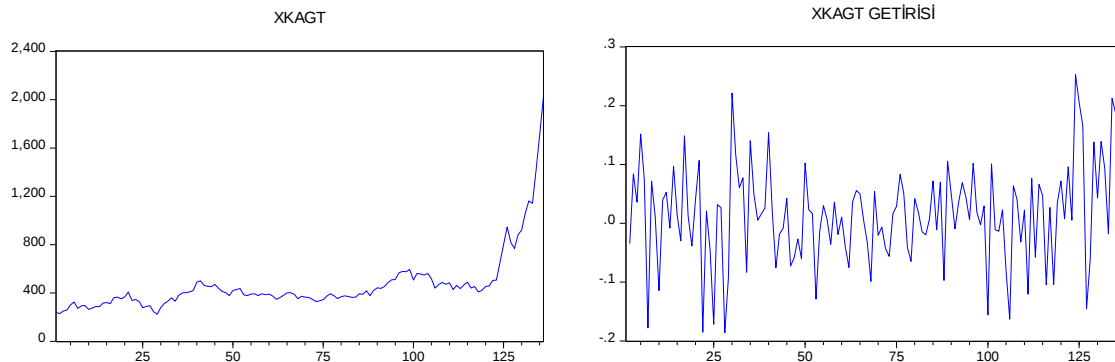
Pradella, Costa, Lima ve Silva (2017), son yıllardaki endüstriyel enerji fiyatlarındaki artış ve çevresel sürdürülebilirliğe olan eğilim nedeniyle enerji azaltmaya odaklanan öncelikli grubun gıda üreticileri olduğunu belirtmişlerdir. T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı 2021 yılı gıda ve içecek sektör raporunda gıda ve içecek sanayinde başlıca üretim maliyetlerinin hammadde, işçilik ve enerji giderlerinden oluştuğu belirtilmiştir.

BİST gıda ve içecek sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin XGIDA endeksi içerisindeki ağırlıklarının hesaplanması için gerekli olan veriler, Borsa İstanbul'dan e-posta yoluyla temin edilmiştir. Elde edilen veriler kullanılarak, BİST gıda ve içecek sektöründeki şirketlerinin bu endeks içerisindeki ağırlıkları tarafımda hesaplanmıştır. Yapılan hesaplama sonucunda şirketler, endeks içerisindeki ağırlıkları bakımından sıralanmıştır. Ayrıca endeks içerisindeki şirketlerin sürdürülebilirlik ve faaliyet raporları tarafımda incelenerek şirketlerin enerji tüketimi, üretimi, enerji tasarrufu gibi konular ile ilgili bilgilere ulaşmaya çalışılmıştır. Sürdürülebilirlik ve faaliyet raporları ise bu endeks içerisindeki şirketlerin internet sitelerinden ve Kamuyu Aydınlatma Platformundan (KAP) elde edilmiştir. BİST gıda ve içecek endeksi içerisindeki ağırlığı %8.55 oranı ile yirmi şirket arasından dördüncü sırada olan bir şirketin sürdürülebilirlik raporunda; enerji verimliliği projelerinin uygulanmakta olduğu belirtilmiştir. Bu sayede 2019 yılında karbondioksit sisteminin atıl enerjisinden yararlanılarak soğutma sisteminde kullanılması için ek enerji üretildiği belirtilmiştir. Yeni yatırımlar ile hem kapasitenin artırıldığı hem de daha verimli ekipmanlarla elektrik tasarrufunun sağlandığı ifade edilmiştir. BİST gıda

ve iecek endeksi ierisindeki ağırlığı bakımından ilk sıralarda yer alan bir řirketin enerji verimliliğı projeleri ile enerji tasarrufu saėlaması ve gıda üreticilerinin enerji kullanımında azaltmaya giden öncelikli grup olması elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST gıda ve iecek endeksini etkilememesinin nedenleri arasında gösterilebilir. Ayrıca enerji fiyatlarındaki artış ve azalışlar řirketlerin üretim giderlerine yansığı için ürünlerin maliyeti ve fiyatı üzerinde de etkili olması beklenmektedir. Bu endeksin getirisinin enerji fiyatlarındaki oynaklıktan etkilenmeme nedenleri arasında; gıda ve iecek sektörünün zorunlu ihtiyaçlar kategorisinde yer alması ve Covid-19 salgın döneminde de olduėu gibi tüketime devam etmesi olarak düşünülebilir. 2011-2020 yılı denge tablolarına ait verilere, T.C. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı tarafından Enerji İşleri Genel Müdürlüğü İstatistikler bölümünden ulaşılmıştır. Bu veriler kullanılarak BİST gıda ve iecek sektörünün elektrik ve kömür enerjileri tüketim oranları tarafınca hesaplanmıştır. Bu sektördeki işletmeler tarafından elektrik tüketiminin yaklaşık olarak %3 oranında gerçekleştiğı ve kömür tüketiminin ise %1-%4 arasındaki oranlarda gerçekleştiğı görülmektedir. Gıda ve iecek sektöründe elektrik ve kömür tüketim oranlarının yıllar itibariyle düşük olması, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST gıda iecek endeks getirisi üzerinde etkili olmamasının nedenleri arasında düşünülebilir.

3.2.5. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi

Çalışmada kullanılan BİST orman kâğıt basım (XKAGT) fiyat endeksi ve endeks getirisi, Şekil 7’de yer almaktadır. Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında BİST orman kâğıt basım fiyat endeksinde düzenli olmayan artış ve azalışlar görülmekte iken; BİST orman kâğıt basım getiri serisinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı görülmektedir.



Şekil 7. XKAGT fiyat endeksi ve XKAGT endeksinin getirisi

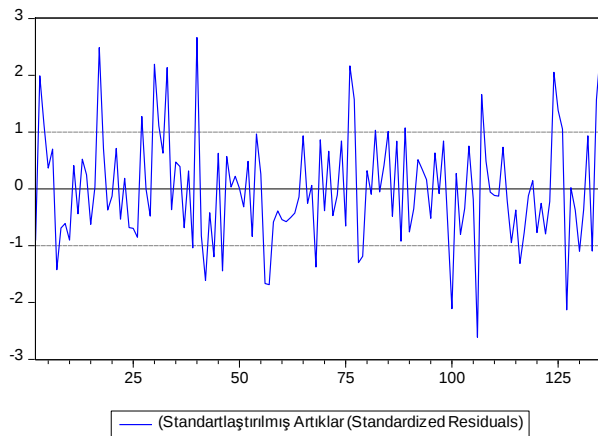
Tablo 10.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi

$\Delta \text{LN} \text{XKAGT}$				
Değişken	Katsayı	Std. hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.040283	0.011665	3.453164	0.0007
EFO	-0.792842	0.213838	-3.707672	0.0003
KFO	-11.98437	14.79950	-0.809782	0.4196
$\Delta \text{LNBIST100}$	0.827249	0.071876	11.50945	0.0000
D(t)	0.000513	0.000104	4.936742	0.0000
D _{11/2011}	-0.171010	0.055312	-3.091722	0.0024
Diagnostik Test Sonuçları				
Q(1)	0.0173 (0.895)	Q ² (1)	0.4193 (0.517)	
Q(4)	1.5324 (0.821)	Q ² (4)	2.1536 (0.708)	
Q(12)	7.2507 (0.841)	Q ² (12)	9.9188 (0.623)	
Q(14)	8.2542 (0.876)	Q ² (14)	10.113 (0.754)	
F _H	1.094100 (0.3669)			
F _R	0.374254 (0.5418)			
χ^2_{JB}	3.938835 (0.139538)			

EFO elektrik fiyatlarındaki oynaklığını, KFO kömür fiyatlarındaki oynaklığını, F_H Heteroscedasticity test istatistiğini; F_R Ramsey Reset test istatistiğini; χ^2_{JB} Jarque-Bera Normallik test istatistiğini; parantez içindeki değerler ise yapılan test istatistiklerinin olasılık değerlerini simgelemektedir. Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasındaki dönemi gösteren kukla değişken D(t) ve Kasım 2011 tarihli kukla değişken D_{11/2011} olarak simgelenmektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hata karelerinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış Ljung-Box Q test istatistiği değerleridir.

Şekil 8’de modelin tahmin sonuçlarından ulaşılan standartlaştırılmış hatalar yer almaktadır.



Şekil 8. BİST orman kâğıt basım modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual)

Tablo 10’da elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST orman kâğıt basım (XKAGT) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren model yer almaktadır. Jarque-Bera normallik test sonuçlarına göre, olasılık değeri (0.139538) %5’den büyük olduğu için bu modelin hatalarının normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda bu modelde otokorelasyon sorunu olmadığı anlaşılmıştır. BİST orman kâğıt basım endeks getirisi için kurulan modele yönelik gerçekleştirilen değişen varyans testine ait sonuçlara göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Modelin doğru kurulup kurulmadığını test eden Ramsey Reset test sonuçları, bu modelin doğru kurulduğunu göstermektedir.

Modelde yer alan kukla değişkenlerden biri Kasım 2011 tarihini simgelemektedir. Bu kukla değişken Kasım 2011 tarihli gözlem için 1, diğer gözlemler için 0 değerini almaktadır. BİST orman kâğıt basım endeksine ait aylık veriler incelendiğinde Kasım 2011 tarihinde düşüş görülmektedir. Aynı tarihte BİST100 endeksinde %3 oranında düşüş, elektrik fiyatında %39 oranında artış ve kömür fiyatında da %3 oranında artış görülmektedir. Başlıca büyük ihracatçı ülkelerin içinde Rusya hariç tüm ülkelerde 2011-2015 döneminde kâğıt ihracatında bir gerileme yaşanmıştır. Bu durum dünya kâğıt pazarında rekabetin daha da yoğunlaşacağını göstergesi olmuştur (İstanbul Kalkınma Ajansı, 2018, s. 154).

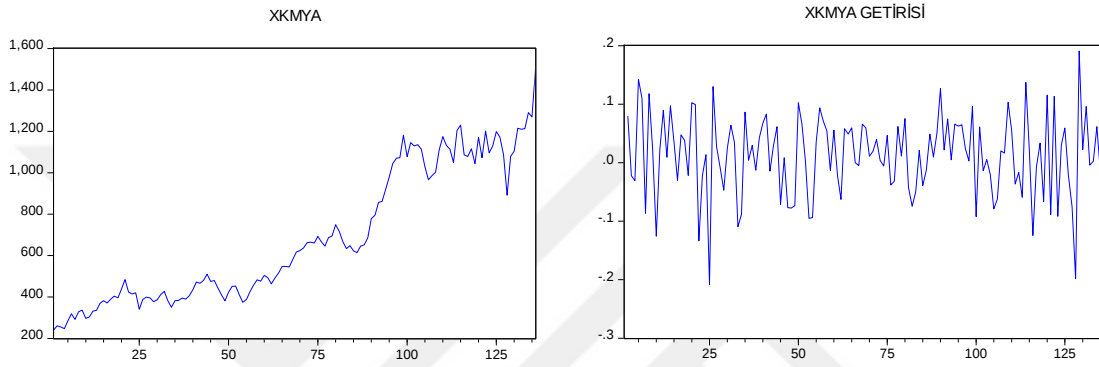
Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasındaki dönemi gösteren kukla değişken, $D(t)$ olarak simgelenmiştir ve bu kukla değişken için yapısal kırılma testi yapılmıştır. Bu değişken, dönem kukla değişkeni olarak ifade edilmektedir. Bu kukla değişken, Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasında 1, diğer dönemler için 0 değerini almaktadır.

Elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST orman kâğıt basım endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren modele ait analiz sonuçları incelendiğinde ulaşılan elektrik fiyatı oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu fakat kömür fiyatı oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir. Ulaşılan sonuca göre, elektrik fiyatlarındaki oynaklık BİST orman kâğıt basım endeksini etkilerken; kömür fiyatlarındaki oynaklık BİST orman kâğıt basım endeksini etkilememektedir. Diğer bir ifade ile elektrik fiyatlarındaki oynaklık ile BİST orman kâğıt basım (XKAGT) endeks getirisi arasında negatif doğrusal bir ilişki vardır. BİST100 endeksi %1 arttığında, BİST orman kâğıt basım endeksi %0.83 artmaktadır.

T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı 2020 yılı kâğıt sektörü raporunda, ülkemizin bu sektörde taşıdığı büyüme potansiyeli, gelişmekte olan iç pazar ve talep artışına rağmen, üretim açısından yeterli düzeyde olmadığını belirtmiştir. Bu durumun nedenleri hammaddeye erişim sıkıntısı, ham ve yardımcı maddelerin sadece ithalat ile edinilmesi ve üretim maliyetlerinde meydana gelen artışlardır (T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı Kağıt Sektörü, 2020, s.7). Ayrıca, COVID-19 salgını sürecinde genel itibariyle kâğıt ve kâğıt ürünleri üreten şirketlerde hasılat düşüklüğü görülmektedir. COVID-19 önlemleri kapsamında eğitimin yüz yüze olarak değil de uzaktan eğitim olarak devam etmesi, kâğıt ürünleri ile basılı materyallere yönelik talebin azalmasına neden olarak gösterilebilir (Yücel ve Durak, 2021, s. 118). Kâğıt üretimi; enerji, teknoloji ve sermaye temellidir. Bu üretim sürecinde, enerji kaynaklarından elektrik ve ısı enerjisi büyük oranlarda tüketilmektedir (EVÇED, 2020, s.15). Enerji giderleri, kâğıt üretiminin toplam maliyetinin %30'unu oluşturmaktadır. Elektrik fiyatlarının, yurt dışı ile kıyaslandığında oldukça pahalı olduğu ifade edilmektedir (Doğu Marmara Kalkınma Ajansı, 2020, s. 124). Yüksek maliyet haricinde, voltaj oynamaları büyük arızaların meydana gelmesi nedeniyle üretimin durmasına yol açmaktadır. Bu da üretim maliyetlerini ve sektörün rekabet gücünü olumsuz etkilemektedir (TOBB, 2012, s. 34). Bu sektörde faaliyet gösteren şirketlerin enerji yoğun üretim gerçekleştirmesi, elektrik fiyatlarındaki oynaklığın BİST orman kâğıt basım endeks getirisi üzerinde etkili olmasının nedenlerinden olabilir. Elektrik enerjisinin üretim sürecinde büyük oranlarda kullanılması, bu sektördeki şirketlerin üretim maliyetlerinin etkilenmesine ve üreticilerin de bunu ürün fiyatlarına yansıtmasına yol açabilir. 2011-2020 yılı denge tablolarına ait verilere, T.C. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı tarafından Enerji İşleri Genel Müdürlüğü İstatistikler bölümünden ulaşılmıştır. Bu veriler kullanılarak BİST orman kâğıt basım sektörünün kömür enerjisi tüketim oranları tarafımda hesaplanmıştır. Bu hesaplama sonucunda, kömür tüketiminin kâğıt ürünleri imalatı yapan işletmeler tarafından yaklaşık %0.04-%1 arasındaki oranlarda gerçekleştiği görülmektedir. Kâğıt sektöründe kömür tüketim oranlarının yıllar itibariyle düşük olması, kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST orman kâğıt basım endeks getirisi üzerinde etkili olmamasının nedenleri arasında düşünülebilir.

3.2.6. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi

Çalışmada kullanılan BİST kimya petrol plastik (XKMYA) fiyat endeksi ve endeks getirisi, Şekil 9'da yer almaktadır. BİST kimya petrol plastik fiyat endeksinde Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında düzenli olmayan artış ve azalışlar görülmektedir. BİST kimya petrol plastik getiri serisinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı belirlenmiştir.



Şekil 9. XKMYA fiyat endeksi ve XKMYA endeksinin getirisi

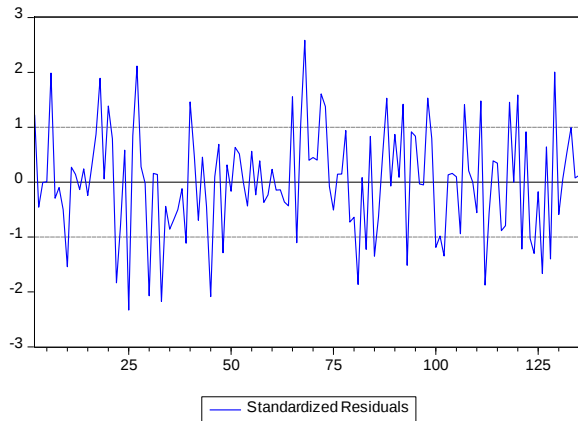
Tablo 11.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi

$\Delta \text{LN} \text{XKMYA}$				
Değişken	Katsayı	Std. hata	t istatistiği	Olasılık
EFO	0.132241	0.071412	1.851820	0.0663
KFO	-1.736717	9.753259	-0.178065	0.8589
$\Delta \text{LNBIST100}$	0.898196	0.048933	18.35568	0.0000
D _{08/2018}	0.138212	0.037702	3.665950	0.0004
D _{06/2019}	-0.143481	0.039139	-3.665922	0.0004
Diagnostik Test Sonuçları				
Q(1)	0.5759 (0.448)	Q ² (1)	1.8802 (0.170)	
Q(4)	2.0604 (0.725)	Q ² (4)	3.8149 (0.432)	
Q(12)	6.6424 (0.880)	Q ² (12)	11.331 (0.501)	
Q(14)	7.3073 (0.922)	Q ² (14)	13.883 (0.458)	
F _H	1.218741 (0.3040)			
F _R	0.908100 (0.3424)			
χ^2_{JB}	0.184163 (0.912031)			

EFO elektrik fiyatlarındaki oynaklığını, KFO kömür fiyatlarındaki oynaklığını, F_H Heteroscedasticity test istatistiğini; F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ^2_{JB} Jarque-Bera Normallik test istatistiğini; parantez içindeki değerler ise yapılan test istatistiklerinin olasılık değerlerini simgelemektedir. Ağustos 2018 tarihli kukla değişken D_{08/2018} olarak simgelenmektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hataların karesinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış Ljung-Box Q test istatistiği değerleridir.

Şekil 10'da modelin tahmin sonuçlarından ulaşılan standartlaştırılmış hatalar yer almaktadır.



Şekil 10. BİST kimya petrol plastik modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual)

Tablo 11’de elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST kimya petrol plastik (XKMYA) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modele ait analiz sonuçları yer almaktadır. Jarque-Bera normallik test sonuçlarına göre, olasılık değeri (0.928684) %5’den büyük olduğu için bu modelin hatalarının normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda, bu modelde otokorelasyon sorunu olmadığı anlaşılmıştır. BİST kimya petrol plastik endeks getirisi için kurulan modele yönelik gerçekleştirilen değişen varyans testine ait sonuçlara göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Modelin doğru kurulup kurulmadığını test eden Ramsey Reset test sonuçları, bu modelin doğru kurulduğunu göstermektedir.

Modelde yer alan kukla değişken Ağustos 2018 tarihini simgelemektedir. Bu kukla değişken, Ağustos 2018 tarihli gözlem için 1, diğer gözlemler için 0 değerini almaktadır. XKMYA endeksine ait aylık veriler incelendiğinde Ağustos 2018 tarihinde yükseliş görülmektedir. Aynı tarihte BİST100 endeksinde %4 oranında düşüş, elektrik fiyatında %49 oranında artış ve kömür fiyatında da %7 oranında artış görülmektedir. Ağustos 2018 tarihinde elektrik fiyatlarına beklenmeyen bir zam yapılmış olup sanayi sektörü de enerji fiyatlarındaki bu belirsizlikten etkilenmiştir (Afa Enerji Danışmanlık, 2019).

Elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST kimya petrol plastik (XKMYA) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. BİST100 endeksi %1 arttığında bu endeks de %0.88 artmaktadır.

Kimya sanayi, hem üretimde ve hem de dış ticarete önemli bir yere sahiptir. Çünkü birçok sektöre ara mal ve hammadde sağlayan bir sanayi dalıdır (Ticaret Bakanlığı, 2021, s. 1). Kimya sanayi; hayat standardını artıran, hastalıklara karşı önlem alınmasını ve hastalıkların tedavi edilmesini sağlayan, bir sanayi dalıdır. Ayrıca, giyinme ve beslenmede insanlığın ihtiyaçlarının giderilmesinde katkıda bulunmakta ve temizlik-hijyen konularında gerekli ihtiyacı karşılamaktadır (T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı Kimya Sektörü, 2021, s.25). Gerçekleştirilen sektörel çalışmalar ve değerlendirmeler, kimya sektörünün, COVID-19 salgını sürecinde dünya genelinde yaşanan küçülmeden etkilendiğini göstermektedir. Ancak, bu salgın sürecinde, Türkiye’de ve dünyada temizlik, hijyen, medikal ve ambalaj ürünlerine yönelik olan talepteki artışın, kimya sektörünün yaşadığı kaybı kısmi olarak telafi ettiği ifade edilmektedir (T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı Kimya Sektörü, 2021, s.59).

T.C. Enerji İşleri Genel Müdürlüğü İstatistikler bölümünde yayınlanan 2020 yılı denge tablosunda, elektrik tüketiminin yaklaşık %5'inin ve kömür tüketiminin %5'inin kimya petrol plastik imalatı yapan işletmeler tarafından gerçekleştirildiği görülmektedir. Kimya sektörü, temelde petrokimya sanayisine dayanması nedeniyle, enerji fiyatları ve sektör performansı ile hammadde önemli oranda paralellik göstermektedir (KPMG, 2020, s. 5). Bu durumda BİST kimya petrol plastik endeksinin enerji fiyat oynaklıklarından da etkilenmesi beklenmektedir fakat ulaşılan sonuç, bu beklentiden farklıdır.

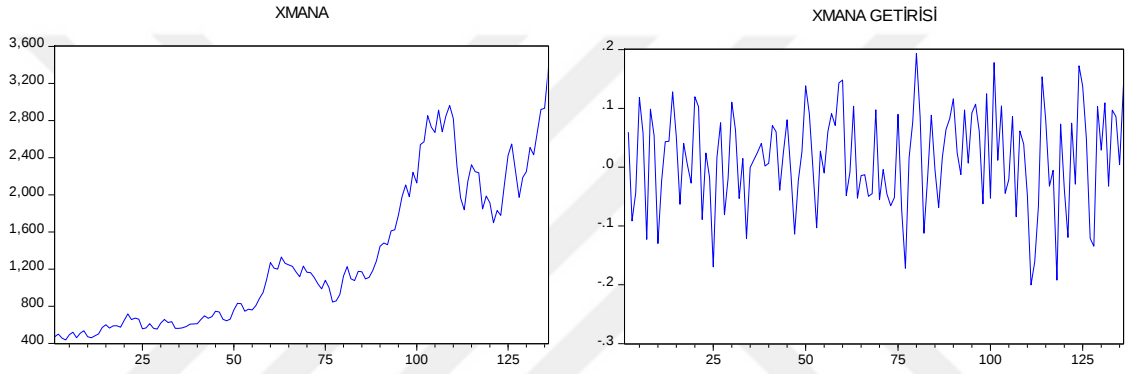
Kimya sektöründeki petrol ve petrole dayalı ürünler üreten şirketlerin ise COVID-19 salgın sürecinden olumsuz yönde etkilendiği görülmektedir. Hasılatında en çok artış meydana gelen şirketlerin ise COVID-19 tanı kitlerini üreten ve satan şirketler ile ambalaj üreten şirketler olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca hasılatı artan şirketlerin bir diğeri ise maske ve hijyen ürünleri üretmektedir (Yücel ve Durak, 2021, s. 119).

BİST kimya petrol plastik sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin XKMYA endeksi içerisindeki ağırlıklarının hesaplanması için gerekli olan veriler, Borsa İstanbul'dan e-posta yoluyla temin edilmiştir. Elde edilen veriler kullanılarak, BİST kimya petrol plastik sektöründeki şirketlerinin bu endeks içerisindeki ağırlıkları tarafımda hesaplanmıştır. Yapılan hesaplama sonucunda şirketler, endeks içerisindeki ağırlıkları bakımından sıralanmıştır. Ayrıca endeks içerisindeki şirketlerin internet sitelerinden ve Kamuyu Aydınlatma Platformundan (KAP) ulaşılan sürdürülebilirlik ve faaliyet raporları tarafımda incelenerek şirketlerin enerji tüketimi, üretimi, enerji tasarrufu gibi konuları hakkındaki açıklamaları incelenmiştir. BİST kimya petrol plastik endeksi içerisindeki ağırlığı %11.74 oranı ile yirmi dokuz şirket arasından üçüncü sırada yer alan bir şirketin faaliyet alanları kapsamında; elektrik enerjisi üretmek üzere üretim tesisi kurulması, elektrik ve ısı enerjisi üretilmesi, üretilen elektrik ve ısı enerjisinin tüketicilere satılması yer almaktadır. Endeks içerisindeki ağırlığı %4 oranı ile yedinci sırada olan bir şirketin faaliyet raporunda; üretilen elektrik enerjisinin kendi enerji ihtiyacını karşıladığı ve enerji fazlasının da piyasada satıldığı ifade edilmiştir. Endeks içerisindeki ağırlığı %3.89 oranı ile sekizinci sırada olan bir şirketin faaliyet raporu içerisinde; güneş enerjisi sistemi kurarak elektrik üretimi yapmakta olduğu belirtilmiştir. Bu şirket, gaz ve petrol ürünleri, elektrik ve diğer ürünler olarak çeşitli alanlarda faaliyet göstermektedir. BİST kimya petrol plastik endeksi içerisindeki ağırlığı bakımından ilk sıralarda yer alan elektrik üretimi yapan şirketlerin olması nedeniyle bu endeks getirisinin enerji fiyatları oynaklığından etkilenmediği düşünülebilir. Ayrıca kimya sanayi, birçok sektörün ara mal

ve hammadde ihtiyacını karşıladığı için bu sektörlerde faaliyet gösteren işletmelerin üretim süreçlerinin aksamadan devam etmesinde de önem arz etmektedir.

3.2.7. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Ana (XMANA) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi

Çalışmada kullanılan BİST metal ana (XMANA) fiyat endeksi ve endeks getirisi, Şekil 11’de yer almaktadır. Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında BİST metal ana fiyat endeksinde görülen artış ve azalış seyri düzenli değildir. BİST metal ana getiri serisinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı belirlenmiştir.



Şekil 11. XMANA fiyat endeksi ve XMANA endeksinin getirisi

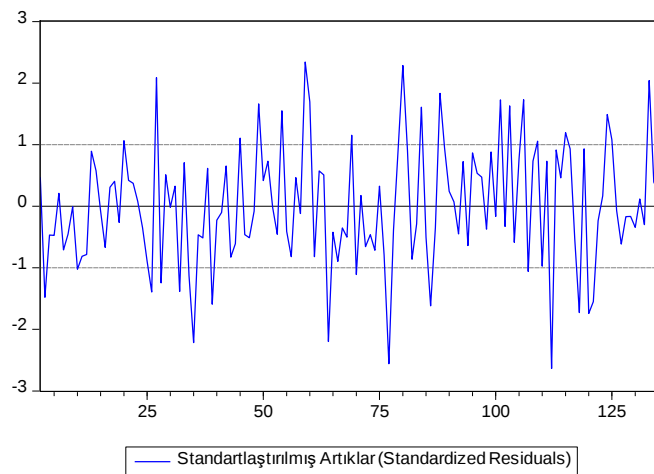
Tablo 12.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Ana (XMANA) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi

$\Delta \text{LN}XMANA$				
Değişken	Katsayı	Std. hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.039097	0.011994	3.259759	0.0014
EFO	-0.425889	0.219782	-1.937781	0.0548
KFO	-58.92524	15.27568	-3.857455	0.0002
$\Delta \text{LNBIST100}$	0.854806	0.074355	11.49630	0.0000
Diagnostik Test Sonuçları				
$Q(1)$	0.0156 (0.900)	$Q^2(1)$	0.2878 (0.592)	
$Q(4)$	0.3858 (0.984)	$Q^2(4)$	1.0533 (0.902)	
$Q(12)$	12.822 (0.382)	$Q^2(12)$	3.7481 (0.988)	
$Q(14)$	13.952 (0.453)	$Q^2(14)$	6.2398 (0.960)	
F_H	0.870973 (0.4580)			
F_R	0.000302 (0.9862)			
χ^2_{JB}	0.006092 (0.996959)			

EFO elektrik fiyatlarındaki oynaklığını, KFO kömür fiyatlarındaki oynaklığının, F_H Heteroscedasticity test istatistiğini; F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ^2_{JB} Jarque-Bera Normallik test istatistiğini; parantez içindeki değerler ise yapılan test istatistiklerinin olasılık değerlerini simgelemektedir. $Q(1)$, $Q(4)$, $Q(12)$ ve $Q(14)$ ile $Q^2(1)$, $Q^2(4)$, $Q^2(12)$ ve $Q^2(14)$ ise sırasıyla hataların ve hataların karesinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış Ljung-Box Q test istatistiği değerleridir.

Şekil 12’de modelin tahmin sonuçlarından ulaşılan standartlaştırılmış hatalar yer almaktadır.



Şekil 12. BİST metal ana modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual)

Tablo 12’de elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal ana (XMANA) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modele ait analiz sonuçları yer almaktadır. Jarque-Bera normallik test sonuçlarına göre, olasılık değeri (0.996959) %5’den büyük olduğu için bu modelin hatalarının normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda, bu modelde otokorelasyon sorunu olmadığı anlaşılmıştır. BİST metal ana endeks getirisi için kurulan modele yönelik gerçekleştirilen değişen varyans testine ait sonuçlara göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Modelin doğru kurulup kurulmadığını test eden Ramsey Reset test sonuçları, bu modelin doğru kurulduğunu göstermektedir.

Elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal ana (XMANA) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde ulaşılan kömür fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu; ancak elektrik fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğu belirlenmiştir. Kömür fiyatlarındaki oynaklık BİST metal ana endeksini etkilerken; elektrik fiyatlarındaki oynaklık BİST metal ana endeksini etkilememektedir. Kömür fiyatlarındaki oynaklık ile BİST metal ana (XMANA) endeks getirisi arasında negatif doğrusal bir ilişki vardır. Buna göre, kömür fiyatlarındaki oynaklık, BİST metal ana endeksini önemli biçimde etkilemektedir.

Demir-çelik sektörünün başını çektiği çelik boru, alüminyum, döküm, galvaniz, bakır sektörü aktörlerini de içeren ana metal sektörü; otomotiv, makine, elektronik, savunma, havacılık, madencilik, kimya ve ulaşım sektörlerine temel girdi ve hammadde temin etmektedir. Dünya Sağlık Örgütü tarafından salgın olarak ilan edilen COVID-19, ekonomik açıdan önemi olan metal ana sektörünü ve bu sektörün girdi olarak kullanıldığı sektörleri de olumsuz yönde etkilemiştir (T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı Demir-Çelik Sektörü, 2021, s.4).

Sanayi sektörü ele alındığında en büyük enerji tüketimini metal ana sanayi gerçekleştirmektedir. Metal ana sanayiinde birincil enerji kaynaklarından olan taşkömürü, doğalgaz ve kok tüketimi, ikincil enerji kaynaklarından olan elektrik tüketimi yüksektir (Yıldız, 2020). T.C. Enerji İşleri Genel Müdürlüğü İstatistikler bölümünde yayınlanan 2020 yılı denge tablosunda, elektrik tüketiminin yaklaşık %12’si ve kömür tüketiminin %15’i ana metal ürünleri imalatı yapan işletmeler tarafından gerçekleştirildiği görülmektedir.

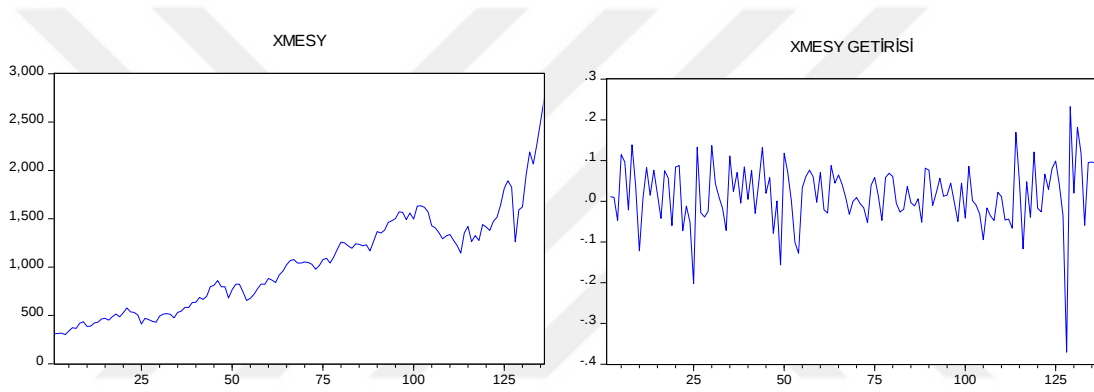
BİST metal ana sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin XMANA endeksi içerisindeki ağırlıklarının hesaplanması için gerekli veriler, Borsa İstanbul’dan e-posta yoluyla temin edilmiştir. Elde edilen veriler kullanılarak, BİST metal ana sektöründeki

şirketlerinin bu endeks içerisindeki ağırlıkları tarafımca hesaplanmıştır ve şirketler, endeks içerisindeki ağırlıkları bakımından sıralanmıştır. Ayrıca endeks içerisindeki şirketlerin sürdürülebilirlik ve faaliyet raporları tarafımca incelenerek, şirketlerin enerji tüketimi, üretimi, enerji tasarrufu gibi konular ile ilgili yaptığı açıklamalara ulaşılmıştır. BİST metal ana endeksi içerisindeki ağırlığı %47.11 oranı ile yirmi şirket arasından ilk sırada yer alan bir şirket ile endeks içerisindeki ağırlığı %33.76 oranı ile ikinci sırada yer alan başka bir şirketin faaliyet alanları içerisinde elektrik ve ısı enerjisi ihtiyacının karşılanması için üretim tesisi kurulması, elektrik ve ısı enerjisi üretilmesi gibi uygulamalar yer almaktadır. Ayrıca, üretim fazlası olması halinde üretilen elektrik ve ısı enerjisi tüketicilere satılmaktadır. BİST metal ana endeksi içerisindeki ağırlığı %3.85 oranı ile üçüncü sırada yer alan bir şirketin sürdürülebilirlik raporu içerisinde ise; tükettikleri elektrik enerjisinin %55'inin proses gazlarından geri kazanılarak üretildiği açıklanmıştır. Türkiye Çelik Üreticileri Derneği tarafından yapılan açıklamada, şirketlerde enerjinin, girdi maliyetleri içerisindeki payının çok yüksek olduğu ifade edilmiştir. Üretim süreçleri sırasında açığa çıkan gaz çeşitleri (kok gazı, çelikhane konverter gazı, yüksek fırın gazı) yakıt olarak sınıflandırılmaktadır. Bu gazların üretimleri ve anlık tüketimleri anında; ihtiyaç fazlası olması durumunda atık gazlar olarak buhar ve elektrik elde edilmektedir. Şebekeden her ay satın alınmakta olan elektrik miktarının toplam tüketime oranı %60 olurken, santralin devreye alınması sonrasında bu oran %20'lere gerilemiştir (Türkiye Çelik Üreticileri Derneği). Bu çalışmada yapılan analiz sonuçları, BİST metal ana endeks getirisinin elektrik fiyat oynaklığından etkilenmediğini göstermektedir. BİST kimya petrol plastik sanayide olduğu gibi BİST metal ana endeksi içerisindeki ağırlığı bakımından ilk sıralarda yer alan bu şirketlerin elektrik üretimi yapması ve fazlasını satması, elektrik fiyatlarındaki oynaklığın bu endeksi etkilememesinin nedenleri arasında düşünülebilir. Ayrıca Türkiye Çelik Üreticileri Derneği tarafından yapılan açıklama doğrultusunda da şebekeden satın alınan elektrik miktarının toplam tüketime oranındaki düşüş de elektrik fiyatlarındaki oynaklığın bu endeksi etkilemediği sonucunu desteklemektedir. 2020 yılı denge tablosuna ait verilere, T.C. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı tarafından Enerji İşleri Genel Müdürlüğü İstatistikler bölümünden ulaşılmıştır. Bu veriler kullanılarak BİST metal ana sektörünün kömür enerjisi tüketim oranları tarafımca hesaplanmıştır ve kömürün %15'inin ana metal ürünleri imalatı yapan şirketler tarafından tüketildiği tespit edilmiştir. Ulaşılan bu sonuç, sektörde kömür enerjisi kullanımının yaygın olduğunu göstermektedir.

Bu durum, kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal ana endeks getirileri üzerinde etkili olmasının bir nedeni olarak düşünülebilir.

3.2.8. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Eşya, Makina (XMESY) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi

Çalışmada kullanılan BİST metal eşya, makina (XMESY) fiyat endeksi ve endeks getirisi, Şekil 13’de yer almaktadır. BİST metal eşya, makina fiyat endeksinde Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında düzenli olmayan artış ve azalışlar görülmektedir. BİST metal eşya, makina getiri serisinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı belirlenmiştir.



Şekil 13. XMESY fiyat endeksi ve XMESY endeksinin getirisi

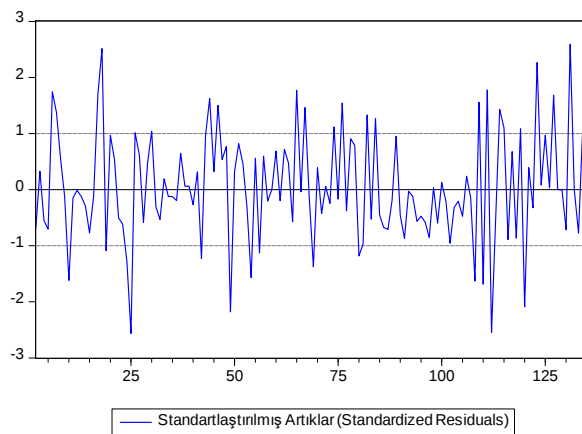
Tablo 13.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Metal Eşya, Makina (XMESY) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi

ΔLNXMESY				
Değişken	Katsayı	Std. hata	t istatistiği	Olasılık
EFO	0.188158	0.064317	2.925469	0.0041
KFO	-8.942810	8.995394	-0.994154	0.3220
ΔLNBIST100	0.866169	0.046994	18.43129	0.0000
D _{03/2020}	-0.231385	0.035777	-6.467409	0.0000
D _{07/2020}	0.139308	0.034943	3.986785	0.0001
D _{04/2020}	0.118217	0.035361	3.343179	0.0011
D _{10/2020}	0.114445	0.034915	3.277760	0.0013
Diagnostik Test Sonuçları				
Q(1)	3.4504 (0.063)	Q ² (1)	0.4262 (0.514)	
Q(4)	5.3207 (0.256)	Q ² (4)	1.3991 (0.844)	
Q(12)	15.833 (0.199)	Q ² (12)	15.911 (0.195)	
Q(14)	18.615 (0.180)	Q ² (14)	19.493 (0.147)	
F _H	1.482134 (0.1793)			
F _R	0.019986 (0.8878)			
χ _{JB} ²	0.360881 (0.834903)			

EFO elektrik fiyatlarındaki oynaklığını, KFO kömür fiyatlarındaki oynaklığını, F_H Heteroscedasticity test istatistiğini; F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ_{JB}² Jarque-Bera Normallik test istatistiğini; parantez içindeki değerler ise yapılan test istatistiklerinin olasılık değerlerini simgelemektedir. D_{03/2020} Mart 2020, D_{07/2020} Temmuz 2020, D_{04/2020} Nisan 2020 ve D_{10/2020} Ekim 2020 tarihli kukla değişkenlerini simgelemektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hataların karesinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış Ljung-Box Q test istatistiği değerleridir.

Şekil 14’de modelin tahmin sonuçlarından ulaşılan standartlaştırılmış hatalar yer almaktadır.



Şekil 14. BİST metal eşya modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual)

Tablo 13’de elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal eşya, makina (XMESY) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modele ait analiz sonuçları yer almaktadır. Jarque-Bera normallik test sonuçlarına göre, olasılık değeri (0.834903) %5’den büyük olduğu için bu modelin hatalarının normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda, bu modelde otokorelasyon sorunu olmadığı anlaşılmaktadır. BİST metal eşya, makina endeks getirisi için kurulan modele yönelik gerçekleştirilen değişen varyans testine ait sonuçlara göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Modelin doğru kurulup kurulmadığını test eden Ramsey Reset test sonuçları, bu modelin doğru kurulduğunu göstermektedir.

Modelde yer alan kukla değişkenler sırası ile Mart 2020, Nisan 2020, Temmuz 2020 ve Ekim 2020 tarihlerini ifade etmektedir. BİST Metal Eşya, Makina endeksine ait aylık veriler incelendiğinde Mart 2020 tarihinde düşüş; Nisan 2020, Temmuz 2020 ve Ekim 2020 tarihlerinde ise artış görülmektedir. Mart 2020 tarihinde BİST100 endeksinde %15 oranında düşüş, elektrik fiyatında %31 oranında düşüş ve kömür fiyatında da %0.28 oranında artış görülmektedir. Nisan 2020 tarihinde BİST100 endeksinde %13 oranında artış, elektrik fiyatında %34 oranında artış ve kömür fiyatında da %1 oranında artış görülmektedir. Temmuz 2020 tarihinde BİST100 endeksinde %3 oranında düşüş, elektrik fiyatında %8 oranında düşüş ve kömür fiyatında da %0.49 oranında artış görülmektedir. Ekim 2020 tarihinde BİST100 endeksinde %3 oranında düşüş, elektrik fiyatında %8 oranında artış ve kömür fiyatında da %3 oranında artış görülmektedir.

Elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal eşya, makina endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde ulaşılan elektrik fiyat oynaklık katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunurken; kömür fiyat oynaklık katsayısı istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Elektrik fiyatlarındaki oynaklık BİST metal eşya endeksini etkilerken; kömür fiyatlarındaki oynaklık BİST metal eşya endeksini etkilememektedir. BİST100 endeksi %1 arttığında bu endeks de %0.87 artmaktadır.

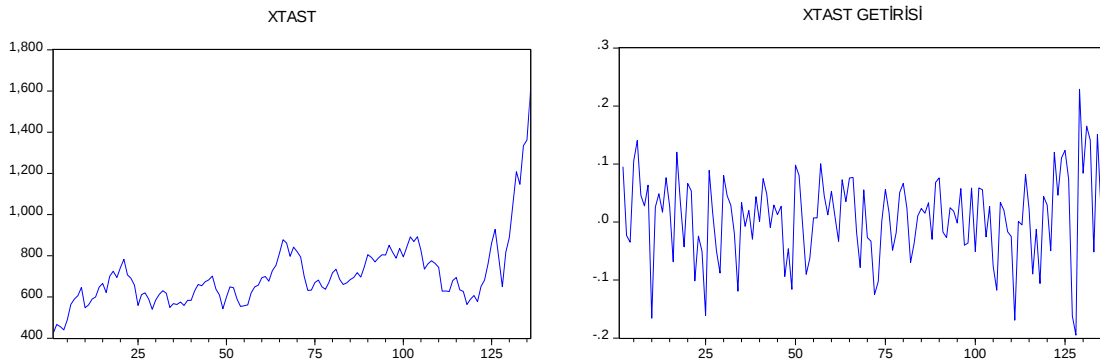
Mart 2020 tarihinde meydana gelen COVID-19 salgınında metal eşya, makine sektöründeki şirketlerden hasılatı düşen ve hasılatında artış olan şirket sayısı birbirine yakındır. Otomotiv şirketleri, hasılatı düşen şirketlerin çoğunluğunu oluştururken, beyaz eşya ve benzeri ürünler üreten şirketler de hasılatı artan şirketlerin çoğunluğu oluşturmaktadır (Yücel ve Durak, 2021, s. 120).

BİST metal eşya sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin XMESY endeksi içerisindeki ağırlıklarının hesaplanması için gerekli olan veriler, Borsa İstanbul’dan e-posta yoluyla temin edilmiştir. Elde edilen veriler kullanılarak, BİST metal eşya

sektöründeki şirketlerinin bu endeks içerisindeki ağırlıkları tarafımca hesaplanmıştır ve şirketler, endeks içerisindeki ağırlıkları bakımından sıralanmıştır. Ayrıca endeks içerisindeki şirketlerin sürdürülebilirlik ve faaliyet raporları tarafımca incelenmiştir. BİST metal eşya endeksi içerisinde yer alan otuz şirket arasından altı şirketin sürdürülebilirlik ve faaliyet raporları içerisinde; çeşitli yatırımlar ve verimlilik çalışmaları ile elektrik tasarrufu sağlandığı belirtilmiştir. Şirketlerden bazıları kullandıkları elektrik enerjisini, yenilenebilir enerji kaynaklarından sağlanmakta olduğunu ifade etmiştir. Bu çalışmada ulaşılan sonuçlar ise elektrik fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal eşya endeks getirisi üzerinde etkisi olduğunu göstermektedir. BİST metal eşya sanayinde şirketlerin bazılarında yapılmakta olan elektrik tasarrufuna yönelik çalışmaların, endeks genelini etkilemediği düşünülebilir. BİST metal eşya endeksi içerisinde yer alan bu şirketlerin, BİST kimya petrol plastik sanayi ve BİST metal ana sanayideki elektrik üretimi ile birlikte ihtiyaç fazlasının satışını yapan şirketler kadar endeks genelinde etkili olmadığı ifade edilebilir.

3.2.9. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Taş Toprak (XTAST) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi

Çalışmada kullanılan BİST taş toprak (XTAST) fiyat endeksi ve endeks getirisi, Şekil 15’de yer almaktadır. BİST taş toprak fiyat endeksinde Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında bu serinin belirli bir ortalama etrafında dalgalanmadığı görülmüştür. BİST taş toprak getiri serisinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı belirlenmiştir.



Şekil 15. XTAST fiyat endeksi ve XTAST endeksinin getirisi

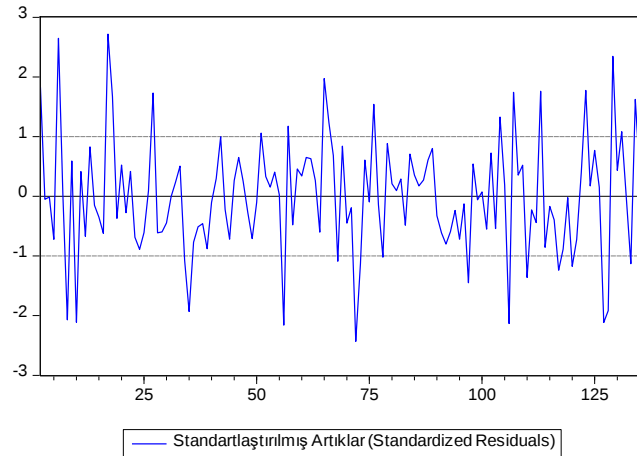
Tablo 14.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Taş Toprak (XTAST) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi

ΔLNXTAST				
Değişken	Katsayı	Std. hata	t istatistiği	Olasılık
Sabit	0.016678	0.008749	1.906351	0.0588
EFO	-0.336564	0.161569	-2.083091	0.0392
KFO	-24.07254	11.11968	-2.164859	0.0323
ΔLNBİST100	0.885222	0.054492	16.24485	0.0000
D(t)	0.000237	7.99E-05	2.966567	0.0036
D_{07/2020}	0.141022	0.042476	3.320029	0.0012
D_{02/2010}	0.142125	0.042106	3.375400	0.0010
Diagnostik Test Sonuçları				
Q(1)	0.0374 (0.847)	Q²(1)	0.2809 (0.596)	
Q(4)	1.9879 (0.738)	Q²(4)	4.8832 (0.299)	
Q(12)	9.6213 (0.649)	Q²(12)	12.367 (0.417)	
Q(14)	10.534 (0.722)	Q²(14)	15.387 (0.352)	
F_H	0.580561 (0.7453)			
F_R	2.523644 (0.1146)			
χ_{JB}²	1.616160 (0.445713)			

EFO elektrik fiyatlarındaki oynaklığını, KFO kömür fiyatlarındaki oynaklığını, F_H Heteroscedasticity test istatistiğini; F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ_{JB}² Jarque-Bera Normallik test istatistiğini; parantez içindeki değerler ise yapılan test istatistiklerinin olasılık değerlerini simgelemektedir. Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasındaki dönemi gösteren kukla değişken D(t), Temmuz 2020 kukla değişken D_{07/2020} ve Şubat 2010 tarihli kukla değişken D_{02/2010} olarak simgelenmektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hataların karesinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış Ljung-Box Q test istatistiği değerleridir.

Şekil 16’da modelin tahmin sonuçlarından ulaşılan standartlaştırılmış hatalar yer almaktadır.



Şekil 16. BİST taş toprak modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual)

Tablo 14’de elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST taş toprak (XTAST) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modele ait analiz sonuçları yer almaktadır. Jarque-Bera normallik test sonuçlarına göre, olasılık değeri (0.445713) %5’den büyük olduğu için bu modelin hatalarının normal dağılım gösterdiği

belirlenmiştir. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda, bu modelde otokorelasyon sorunu olmadığı anlaşılmaktadır. BİST taş toprak endeks getirisi için kurulan modele yönelik gerçekleştirilen değişen varyans testine ait sonuçlara göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Modelin doğru kurulup kurulmadığını test eden Ramsey Reset test sonuçları, bu modelin doğru kurulduğunu göstermektedir.

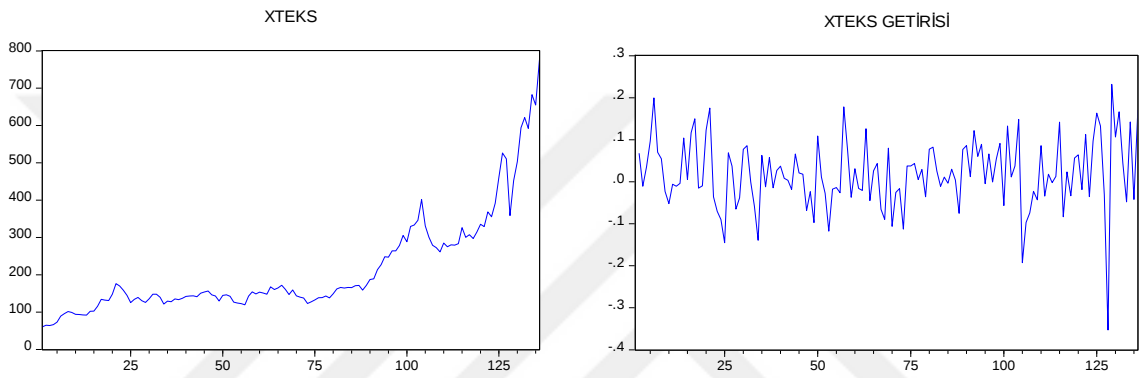
Modelde yer alan diğer kukla değişkenleri sırası ile Şubat 2010 ve Temmuz 2020 tarihlerini göstermektedir. Diğer kukla değişken için ise yapısal kırılma testi yapılmıştır. $D(t) = \text{Dum10} * @trend$ olarak ifade edilmektedir. $D(t)$, Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasındaki dönemi göstermektedir ve dönem kukla değişkeni olarak ifade edilmektedir. Bu kukla değişken Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasında 1, diğer dönemler için 0 değerini almaktadır. Kukla değişken olarak ifade edilen Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri, COVID-19 salgın dönemini göstermektedir. BİST Taş Toprak endeksine ait aylık veriler incelendiğinde Şubat 2010 ve Temmuz 2020 tarihlerinde artış görülmektedir. Şubat 2010 tarihinde BİST100 endeksinde %9 oranında düşüş, elektrik fiyatında %28 oranında düşüş ve kömür fiyatında da %1 oranında düşüş görülmektedir. Temmuz 2020 tarihinde BİST100 endeksinde %3 oranında düşüş, elektrik fiyatında %8 oranında düşüş ve kömür fiyatında da %0.49 oranında düşüş görülmektedir.

Elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST taş toprak endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklık, BİST taş toprak endeksini etkilemektedir. Diğer bir ifade ile elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklık ile BİST taş toprak endeks getirisi arasında negatif doğrusal bir ilişki vardır. BİST100 endeksi %1 arttığında bu endeks de %0.89 artmaktadır.

BİST taş toprak endeksi içerisindeki ağırlığı %16.98 oranı ile on altı şirket arasından ikinci sırada yer alan bir şirketin faaliyet raporu içerisinde; atık ısıdan elektrik üretim tesisine sahip olduğu ve elektrik tüketiminin yaklaşık %20'sinin bu şekilde sağlandığı ifade edilmiştir. Sektörün maliyetlerinin büyük bir bölümünün yakıtlar ve elektrik enerjisi tarafından oluştuğu belirtilmiştir. Bu çalışmadaki analiz sonuçları, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST taş toprak endeksini etkilediğini göstermektedir. BİST taş toprak sanayi içerisinde kendi elektrik üretimini yapan şirket sayısının çok olmaması ve enerji yoğun bir sektör olduğu için maliyetlerinin çoğunluğunu enerji giderlerinin oluşturması da elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklıktan etkilenmesine sebep olabilir.

3.2.10. Enerji Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Tekstil ve Deri (XTEKS) Endeks Getirisi Üzerine Etkisi

Çalışmada kullanılan BİST tekstil ve deri (XTEKS) fiyat endeksi ve endeks getirisi, Şekil 17’de yer almaktadır. BİST tekstil ve deri fiyat endeksinde, Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemleri arasında düzenli olmayan artış ve azalışlar görülmektedir. Bu serinin, belirli bir ortalama etrafında dalgalanmadığı görülmüştür. BİST tekstil ve deri getiri serisinin ise belirli bir ortalama etrafında dalgalandığı belirlenmiştir.



Şekil 17. XTEKS fiyat endeksi ve XTEKS endeksinin getirisi

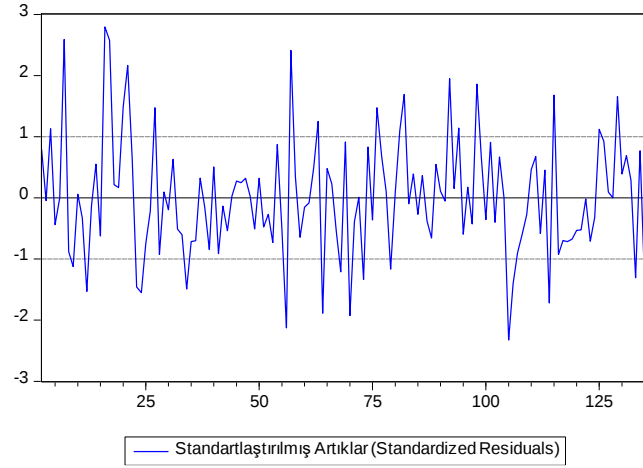
Tablo 15.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Tekstil ve Deri (XTEKS) Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisinin Modellenmesi

ΔLN_{XTEKS}				
Değişken	Katsayı	Std. hata	t istatistiği	Olasılık
Log(EFO)	-0.003409	0.012359	-0.275855	0.7831
Log(KFO)	0.000638	0.004313	0.147889	0.8827
ΔLNBIST100	0.755232	0.072087	10.47667	0.0000
D(t)	0.000378	0.000103	3.657757	0.0004
D_{03/2020}	-0.279714	0.056560	-4.945438	0.0000
D_{03/2018}	0.169032	0.053878	3.137292	0.0021
D_{01/2010}	0.168665	0.053816	3.134109	0.0021
Diagnostik Test Sonuçları				
Q(1)	0.1024 (0.749)	Q²(1)	3.1882 (0.074)	
Q(4)	0.9443 (0.918)	Q²(4)	6.1763 (0.186)	
Q(12)	8.5244 (0.743)	Q²(12)	10.435 (0.578)	
Q(14)	10.262 (0.743)	Q²(14)	10.969 (0.688)	
F_H	0.598618 (0.7561)			
F_R	0.451295 (0.5029)			
χ_{JB}²	4.878109 (0.087243)			

EFO elektrik fiyatlarındaki oynaklığını, KFO kömür fiyatlarındaki oynaklığını, F_H Heteroscedasticity test istatistiğini; F_R Ramsey Reset test istatistiğini, χ_{JB}² Jarque-Bera Normallik test istatistiğini; parantez içindeki değerler ise yapılan test istatistiklerinin olasılık değerlerini simgelemektedir. Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasındaki dönemi gösteren kukla değişken D(t), Mart 2020 kukla değişkeni D_{03/2020}, Mart 2018 kukla değişkeni D_{03/2018} ve Ocak 2010 tarihli kukla değişkeni D_{01/2010} olarak simgelenmektedir. Q(1), Q(4), Q(12) ve Q(14) ile Q²(1), Q²(4), Q²(12) ve Q²(14) ise sırasıyla hataların ve hataların karesinin 1., 4., 12. ve 14. gecikmeleri için hesaplanmış Ljung-Box Q test istatistiği değerleridir.

Şekil 18’de modelin tahmin sonuçlarından ulaşılan standartlaştırılmış hatalar yer almaktadır.



Şekil 18. BİST tekstil ve deri modeli için standartlaştırılmış hatalar (Standardized Residual)

Tablo 15’de elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST tekstil ve deri (XTEKS) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modele ait analiz sonuçları yer almaktadır. Tabloda yer alan modelde hataların normal dağılmasını sağlamak için serilerin logaritması alınmıştır. Öncelikle açıklayıcı değişken olarak koşullu varyanslar eklenmiştir ve normallik varsayımı sağlanamamıştır. Jarque-Bera normallik test sonuçlarına göre, olasılık değeri (0.087243) %5’den büyük olduğu için bu modelin hatalarının normal dağılım gösterdiği belirlenmiştir. Yapılan otokorelasyon testi sonucunda, bu modelde otokorelasyon sorunu olmadığı anlaşılmaktadır. BİST tekstil ve deri endeks getirisi için kurulan modele yönelik gerçekleştirilen değişen varyans testine ait sonuçlara göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Modelin doğru kurulup kurulmadığını test eden Ramsey Reset test sonuçları, bu modelin doğru kurulduğunu göstermektedir.

Modelde yer alan kukla değişkenleri sırası ile Ocak 2010, Mart 2018 ve Mart 2020 tarihlerini göstermektedir. BİST Tekstil ve Deri endeksine ait aylık veriler incelendiğinde Ocak 2010 ve Mart 2018 tarihlerinde artış; Mart 2020 tarihinde ise düşüş görülmektedir. Ocak 2010 tarihinde BİST100 endeksinde %3 oranında artış, elektrik fiyatında %57 oranında artış ve kömür fiyatında da %1 oranında düşüş görülmektedir. Türkiye tekstil ihracatı, 2010 yılı Ocak-Temmuz döneminde artış göstermiştir. (İTKİB, 2010, s. 1). Mart 2018 tarihinde BİST100 endeksinde %3 oranında düşüş, elektrik fiyatında %2 oranında düşüş ve kömür fiyatında da %0.47 oranında artış görülmektedir. Mart 2020 tarihinde BİST100 endeksinde %15 oranında düşüş, elektrik fiyatında %31 oranında düşüş ve kömür fiyatında da %0.28 oranında artış görülmektedir. Şubat 2019 ile Kasım 2020

tarihleri arasındaki dönemi gösteren kukla değişkeni, $D(t)$ olarak simgelenmiştir ve bu kukla değişken için yapısal kırılma testi yapılmıştır. Bu değişken, dönem kukla değişkeni olarak ifade edilmektedir. Bu kukla değişken, Şubat 2019 ile Kasım 2020 tarihleri arasında 1, diğer dönemler için 0 değerini almaktadır.

Elektrik ve kömür aylık fiyatlarındaki oynaklığın BİST tekstil ve deri (XTEKS) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. BİST100 endeksi %1 arttığında bu endeks de %0.76 artmaktadır.

Tekstil sektörü birçok sektör ile etkileşim halindedir. Sentetik elyaflar aracılığıyla petrokimya sanayi ile doğal elyaflar (pamuk, yün gibi) aracılığıyla tarım ve hayvancılık sektörü ile etkileşim içindedir. Boya kimyasallarından dolayı kimya sanayi ile etkileşimde olan tekstil sektörü, hazır giyim ve konfeksiyonda aksesuar sanayi ile etkileşim halindedir. Bununla birlikte, bu sektörler inşaat, otomotiv, tıp ve ağır sanayi gibi birçok sektör ile teknik bakımdan etkileşimde bulunmaktadır (T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı Tekstil, Hazır Giyim ve Deri Ürünleri Sektörü, 2021, s.15).

2020 yılı denge tablolarına ait verilere, T.C. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı tarafından Enerji İşleri Genel Müdürlüğü İstatistikler bölümünden ulaşılmıştır. Bu veriler kullanılarak tekstil ve deri sektörünün elektrik ve kömür enerjileri tüketim oranları tarafımda hesaplanmıştır. Ulaşılan sonuçlar, elektrik tüketiminin yaklaşık %7'sinin ve kömür tüketiminin %3'ünün tekstil ve deri ürünleri imalatı yapan işletmeler tarafından gerçekleştirildiğini göstermektedir. Metal ana sektöründe olduğu gibi COVID-19 döneminde Tekstil ve Deri sektöründeki şirketlerin genelini hasılatı olumsuz yönde etkilenmiştir (Yücel ve Durak, 2021, s. 117). Salgından dolayı Mart-Haziran 2020 dönemi arasında büyük kayıplar yaşayan tekstil sektöründe Ağustos 2020 tarihinden itibaren bir toparlanma yaşandığı görülmektedir (T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı Tekstil, Hazır Giyim ve Deri Ürünleri Sektörü, 2021, s.27).

BİST tekstil ve deri sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin XTEKS endeksi içerisindeki ağırlıklarının hesaplanması için gerekli olan veriler, Borsa İstanbul'dan e-posta yoluyla temin edilmiştir. Elde edilen veriler kullanılarak, BİST tekstil ve deri sektöründeki şirketlerinin endeks içerisindeki ağırlıkları tarafımda hesaplanmıştır ve şirketler, endeks içerisindeki ağırlıkları bakımından sıralanmıştır. Ayrıca endeks içerisindeki şirketlerin sürdürülebilirlik ve faaliyet raporları tarafımda incelenerek şirketlerin enerji tüketimi, üretimi, enerji tasarrufu gibi konular ile ilgili bilgilere ulaşılmıştır. BİST tekstil ve deri endeksi içerisindeki ağırlığı %27.18 oranı ile on dokuz

şirket arasından birinci sırada yeralan bir şirket, Enerjisa'dan Uluslararası Yenilenebilir Enerji Sertifikası (I-REC) alımı yapılarak 75.912 MWh elektrik tüketimini yenilenebilir enerji kaynaklarından sağladığını belirtmiştir. Ayrıca, endeks içerisindeki ağırlığı %4.41 oranı ile altıncı sırada yeralan bir şirket, fabrikalarında 1 MW gücünde Güneş Enerji Sistemi Projesi (GES) ile ihtiyaç duyulan enerjinin %50 daha fazlasını ürettiklerini ifade etmiştir. Bu endeks içerisindeki ağırlığı %2.34 oranı ile on birinci sırada yeralan bir şirket ise faaliyetleri kapsamında 2020 yılı itibariyle tedarik ettiği elektrik enerjisinin %100'ünü I-REC sertifikalı yenilenebilir enerji kaynaklarından temin ettiğini ifade etmiştir. Bu açıklamalar doğrultusunda, BİST tekstil ve deri endeksi içerisindeki bazı şirketlerin enerji üretimlerini yenilenebilir enerji kaynaklarından sağlamaları, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın bu endeksi etkilememesinin nedenleri arasında düşünülebilir. Ayrıca, BİST tekstil ve deri sektörünün birçok sanayi dalının üretim sürecini etkilemesi, enerji fiyatlarındaki oynaklığın bu sektör üzerinde etkisi olmamasının nedenleri arasında gösterilebilir.

3.3. Genel Değerlendirme

Enerji, üretimi tamamlayan girdilerden biri olduğu için ekonomik büyüme üzerinde etkili bir unsurdur (Aminu, 2019, s.487). Enerji fiyatları, önemli bir maliyet kalemidir ve sanayi şirketleri üzerindeki etkisi oldukça fazladır. Ancak söz konusu etkinin alt sektörler itibariyle farklılık gösterip göstermediğinin tespiti de ayrıca önemlidir (Taylor, 2005, s.189; Gregoriou, 2009, s.4). Enerji fiyatlarındaki artışlar, işletme maliyetlerini etkileyebilir. Şirketlerin maliyetlerindeki artışlar, ekonomik faaliyetleri; ekonomik faaliyetler ise pay fiyatlarını etkileyebilir. (Acaravcı, Öztürk ve Kandır, 2012, s.1648). Belirli bir zaman periyodu içinde fiyat değişkenliğinin ölçümü olarak tanımlanan oynaklık, finansal piyasaların ve akademik araştırmaların merkezinde yer almaktadır.

Borsa İstanbul sanayi alt sektör endeks getirileri ve BİST100 getirisi oluşturulduktan sonra elektrik ve kömür fiyatlarının da dâhil olduğu çalışmada yer alan tüm değişkenlere, durağanlığı test etmek için ADF ve KPSS testleri yapılmıştır. Durağanlık testlerinden sonra, ARCH sınıfı modeller (ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH) elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın modellenmesinde kullanılmıştır. Oynaklığın modellenmesi, ulusal ve uluslararası birçok çalışmanın konusunu oluşturduğu için araştırmacıların ve akademisyenlerin üzerinde durduğu alanlardan biridir. Çalışmanın devamında elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST sanayi sektörü

endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren regresyon modeli kurulmuştur ve diagnostik testler (normallik testi, değişen varyans testi, Ramsey Reset testi ve otokorelasyon testi) ile modelin uygunluğu test edilmiştir. Çalışmada kurulan modeller sonrasında yapılan diagnostik testlerin sonuçlarına göre; kurulan modellerde BreuschPagan-Godfrey testi uygulanarak değişen varyans sorununun olmadığı, Jarque-Bera normallik testi uygulanarak hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu, Ramsey Reset testi kullanılarak model kurma hatasının olmadığı ve yapılan otokorelasyon testi sonucunda modelde otokorelasyon sorunu olmadığı tespit edilmiştir.

Tablo 16.

Elektrik ve Kömür Fiyatlarındaki Oynaklığın BİST Sanayi Alt Sektör Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisi

BİST Endeks Getirileri	Elektrik	Kömür
BİST Gıda ve İçecek (XGIDA) Endeks Getirisi	X	X
BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT) Endeks Getirisi	✓	X
BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA) Endeks Getirisi	X	X
BİST Metal Ana (XMANA) Endeks Getirisi	X	✓
BİST Metal Eşya, Makina (XMESY) Endeks Getirisi	✓	X
BİST Taş Toprak (XTAST) Endeks Getirisi	✓	✓
BİST Tekstil ve Deri (XTEKS) Endeks Getirisi	X	X

✓: BİST sanayi alt sektör endeks getirileri için elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ifade eden simgedir. X: BİST sanayi alt sektör endeks getirileri için elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğunu ifade eden simgedir.

Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul'da hesaplanan sanayinin alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren sonuçlar, Tablo 16'da yer almaktadır. Analiz sonucunda ulaşılan bulgular değerlendirildiğinde, BİST gıda ve içecek (XGIDA), BİST kimya petrol plastik (XKMYA), BİST metal ana (XMANA) ve BİST tekstil ve deri (XTEKS) endeks getirileri için elektrik fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu dört endeks içerisinde yer alan ve kendi ihtiyaçları olan elektrik enerjisini üreten şirketlerin, elektrik fiyatlarındaki oynaklıktan daha az etkilendiği düşünülmektedir. BİST orman kâğıt basım (XKAGT), BİST metal eşya, makine (XMESY) ve BİST taş toprak (XTAST) endeks getirileri için

elektrik fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu endeksler içerisinde yer alan şirketlerin enerji yoğun üretim gerçekleştirmesi ve maliyetlerinin büyük bir kısmının elektrik enerjisi tarafından oluşması, bu endekslerin elektrik fiyatlarındaki oynaklıktan etkilenmesinin nedenleri arasında gösterilebilir. Tablo 16'da yer alan sonuçlar, BİST metal ana (XMANA) ve BİST taş toprak (XTAST) endeks getirileri için ise kömür fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu göstermektedir. BİST metal ana (XMANA) endeksinde yer alan şirketlerin faaliyetlerinde kömür enerjisi kullanımının yaygın olması ve BİST taş toprak (XTAST) endeksindeki şirketlerin enerji yoğun üretim gerçekleştirmeleri bu endekslerin kömür fiyatlarındaki oynaklıktan etkilenmesinin nedenleri arasında düşünülebilir. BİST gıda ve içecek (XGIDA), BİST orman kâğıt basım (XKAGT), BİST kimya petrol plastik (XKMYA), BİST metal eşya, makine (XMESY) ve BİST tekstil ve deri (XTEKS) endeks getirileri için kömür fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Park ve Ratti (2008) ve Diaz, Molero ve DeGracia (2016) çalışmalarında ele aldığı enerji fiyatlarındaki oynaklığın pay getirileri üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Diaz, Molero ve DeGracia (2016) çalışmasında ele aldığı petrol fiyat oynaklığının pay getirileri üzerindeki etkisinin petrol ihraç ve ithal eden ülkeler arasında değişiklik gösterdiği sonucuna ulaşmıştır. Marwanti ve Robiyanto (2021) petrol fiyat oynaklığının pay getirileri üzerinde etkisini analiz etmiştir ve petrol fiyat oynaklığının pay getirileri üzerinde etkisi olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Bu tez çalışmasında ulaşılan sonuçlar da elektrik ve kömür fiyat oynaklığının bazı endeksler üzerinde etkisi olduğunu bazılarının üzerinde ise etkisi olmadığını göstermiştir. Özellikle endeks içerisinde yer alan şirketlerden kendi elektrik enerjisini üreten şirketler var ise, bu endeks getirilerinin elektrik fiyat oynaklıklarından etkilenmediği sonucuna ulaşılmıştır. Enerji yoğun üretimin yapıldığı endeks getirilerinin ise kömür fiyat oynaklığından etkilendiği tespit edilmiştir.

Dünya Sağlık Örgütü tarafından 11 Mart 2020 tarihinde ilan edilen COVID-19 salgını, birçok sektörü faaliyetleri açısından çeşitli düzeyde etkilemiştir. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) İstatistik Veri Portalı'ndan ulaşılan sanayi üretim endeksine ait veriler incelendiğinde COVID-19 salgının başladığı Mart ayı itibariyle üç ay boyunca sanayi üretim endeksinde azalma olmuş, Haziran ayı itibariyle tekrardan artış gerçekleşmiştir. Bu süreç, gıda sektörü hariç diğer tüm sektörlerde de ekonomik faaliyetlerin yavaşlamasına neden olmuştur. Özellikle, COVID-19 önlemleri arasında yer alan sokağa

ıkma yasaklarından dolayı toplumun oğunluğunda gıda stoğuna yapma eğilimi görölmüşür. İhtiyaçtan fazla gıda satın alınması nedeni ile bu salgından gıda ve içecek sektörü olumsuz yönde etkilenmemiştir (Yücel ve Durak, 2021, s.119).



BÖLÜM IV

SONUÇ

Bu çalışmanın amacı elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul'da hesaplanan sanayinin alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkilerinin araştırılmasıdır. Elektrik fiyatlarına ilişkin veriler, Ağustos 2009 ile Kasım 2020 dönemini kapsayan aylık veriler olarak Enerji Piyasaları İşletme A. Ş.'nin resmi internet sitesi içerisinde yer alan Gün Öncesi Piyasası sekmesinden elde edilmiştir. Kömür fiyatlarına dair verilere Ağustos 2009 ile Kasım 2020 arasındaki dönem için aylık olarak www.verikaynagi.com internet sitesinden ulaşılmıştır. Borsa İstanbul sanayi alt sektör endekslerinden olan BİST Gıda ve İçecek (XGIDA), BİST Tekstil ve Deri (XTEKS), BİST Orman Kağıt Basım (XKAGT), BİST Kimya Petrol Plastik (XKMYA), BİST Taş Toprak (XTAST), BİST Metal Ana (XMANA), BİST Metal Eşya (XMESY) endeksleri ile BİST-100 fiyat endeksine ilişkin aylık veriler FINNET 2000 Plus veri tabanından temin edilmiştir.

Çalışma sonucunda, elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST gıda ve içecek (XGIDA), BİST kimya petrol plastik (XKMYA) ve BİST tekstil ve deri (XTEKS) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modeller incelendiğinde elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST orman kâğıt basım (XKAGT) ve BİST metal eşya, makine (XMESY) endeks getirileri üzerindeki etkisini gösteren modellerde ise elektrik fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu fakat kömür fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST taş toprak (XTAST) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren model incelendiğinde elektrik ve kömür fiyat oynaklık katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın BİST metal ana (XMANA) endeks getirisi üzerindeki etkisini gösteren modelde kömür fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olduğu fakat elektrik fiyat oynaklık katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı belirlenmiştir.

Yapılan literatür taraması sonucunda, Türkiye elektrik ve kömür fiyatlarındaki oynaklığın Borsa İstanbul sanayi alt sektörlerine ait endeks getirileri üzerindeki etkisini inceleyen oldukça sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmüştür. Bu bağlamda, elektrik ve

kömür fiyatlarındaki oynaklığı ARCH sınıfı yöntemler kullanılarak ölçen bu tez çalışmasının finans literatürüne katkıda bulunması beklenmektedir. Ayrıca, çalışmada araştırılmış olan elektrik ve kömür fiyat oynaklığının ele alınan endeks getirileri üzerindeki etkisine dair sonuçların, yatırımcılara faydalı olması beklenmektedir. Yatırımcıların, herhangi bir karar vermeden önce enerji fiyatlarındaki oynaklığın endeks getirileri üzerindeki etkilerini değerlendirebilmelerine olanak sağlaması açısından bu çalışmanın yol gösterici nitelikte olduğu düşünülmektedir. Ayrıca çalışmanın sonuçlarına göre kendi ihtiyacı olan enerjiyi üreten şirketlerin enerji fiyatlarındaki oynaklıktan daha az etkilendiği düşünülmektedir. Buna göre, elektrik fiyatlarına olan duyarlılığın azaltılabilmesi için şirketlerin kendi bünyelerinde enerji üretimini artırmaları önerilebilir. Yeni çalışmalarda, farklı enerji kaynakları analize dâhil edilebilir. İlave olarak, bu çalışmada sanayinin alt sektörlerine ait endeks getirileri analize dâhil edilirken, yeni çalışmalarda firma bazında veya bölgesel olarak inceleme yapılabilir.

KAYNAKÇA

- Acaravci, A., Ozturk, I., & Kandir, S. Y. (2012). Natural gas prices and stock prices: Evidence from EU-15 countries. *Economic Modelling*, 29(5), 1646-1654.
- Afa Enerji Danışmanlık. 2019. Ağustos 2018 Tarihinde Tüketicilere Yansıtılan Elektrik ve Doğal Gaz Zamları. <https://www.afaenerji.com/blog/2019/10/14/agustos-2018-tarihinde-tuketicilere-yansitilan-elektrik-ve-dogal-gaz-zamlari/>. Erişim tarihi: 22.11.2021.
- Akyüz, B. E. (2018). Birincil enerji kaynaklarının fiyat oynaklığı üzerindeki etkisi: Yunanistan çalışması. Yüksek lisans tezi, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- Alsufyani, M., & Sarmidi, T. (2020). The inter-relationship between commodity energy prices and stock market volatility in Saudi-Arabia. *Journal of Nusantara Studies (JONUS)*, 5(1), 270-293.
- Aminu, N. (2019). Energy prices volatility and the United Kingdom: Evidence from a dynamic stochastic general equilibrium model. *Energy*, 172, 487-497.
- Andersen, T. G. & Bollerslev, T. (1998). Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 884-905
- As, M. S., & Bandi, D. S. (2021). Volatility modelling for Nifty energy index stocks listed in NSE. *International Journal of Advanced Research in Management and Social Sciences*. 1-10.
- Asteriou, D., & Hall, S. (2007). *Applied econometrics*. New York: Palgrave Macmillan.
- Aydın, K. (2010). Türkiye elektrik piyasasında fiyat değişimlerinin analizi. Doktora tezi, Sakarya Üniversitesi, Sakarya.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 307-327.
- Borsa İstanbul. (2014). Borsa İstanbul risk kontrol endekslerini hesaplamaya başladı. <https://www.borsaistanbul.com/duyurular/2014/05/22/borsa-istanbul-risk-kontrol-endekslerini-hesaplamaya-basladi>
- Borsa İstanbul Data Store. Endeks Verileri. <https://datastore.borsaistanbul.com/basket>. Erişim tarihi: 09.12.2022.

- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1287-1294.
- Ciarreta, A., Pizarro-Irizar, C., & Zarraga, A. (2020). Renewable energy regulation and structural breaks: An empirical analysis of Spanish electricity price volatility. *Energy Economics*, 1-11.
- Diaz, E. M., Molero, J. C. & De Gracia, F. P. (2016). Oil price volatility and stock returns in the G7 economies. *Energy Economics*, 417-430.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Doldado, J., Jenkinson, T. & Sosvilla-Rivero, S. (1990). Co –integration and Unit Roots. *Journal of Economic Surveys*, 1-13.
- Doğu Marmara Kalkınma Ajansı. Kâğıt Sektör Raporu. 2020. <https://www.kalkinmakutuphanesi.gov.tr/assets/upload/dosyalar/kagit-raporu.pdf>. Erişim tarihi: 11.10.2021.
- Efimova, O. & Serletis, A. (2014). Energy markets volatility modelling using GARCH. *Energy Economics*, 264-273.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*, Forth Edition, United States of America: Wiley Pres.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *The Econometric Society*, 986-1007.
- EVÇED-Enerji Verimliliği ve Çevre Dairesi Başkanlığı. (2020). Kojenerasyon Değerlendirme Raporu. https://kojenturk.org/uploads/dokumanlar/EVCED_Kojenerasyon_Degerlendirme_Raporu_Subat%202020.pdf. Erişim tarihi: 01.04.2023.
- Gianfreda, A. (2010). Volatility and volume effects in European electricity spot markets. *Economic Notes*, 47-63.

- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- Gregoriou, G. N. (2009). *Stock Market Volatility*. Taylor & Francis Group.
- Gujarati, D. N. ve Porter D. C. (2009). *Basic Econometrics* 5th Edition. McGraw-Hill International Edition, Boston.
- Hadsell, L., Marathe, A. & Shawky, H. A. (2004). Estimating the volatility of Wholesale electricity spot prices in the US. *The Energy Journal*, 25(4), 23-40.
- Hasan, M. Z., Akhter, S., & Rabbi, F. (2013). Asymmetry and persistence of energy price volatility. *International Journal of Finance and Accounting*, 2(7), 373-378.
- Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures markets*, 16(1), 1-27.
- IEA-International Energy Agency. (2021). Turkey 2021 Energy Policy Review. https://iea.blob.core.windows.net/assets/cc499a7b-b72a-466c-88de-d792a9daff44/Turkey_2021_Energy_Policy_Review.pdf. Erişim Tarihi: 11.10.2021.
- İstanbul Kalkınma Ajansı. 2018. Türkiye Kağıt Sektörü ve Rekabet Gücünün Değerlendirilmesi. <https://l24.im/xPTp6>. Erişim tarihi: 11.10.2021.
- İstanbul Tekstil ve Konfeksiyon İhracatçı Birlikleri (İTKİB). 2010. İstanbul Tekstil ve Konfeksiyon İhracatçı Birlikleri. <https://www.itkib.org.tr/Home/KbDownload/tekstil-Ihracat-degerlendirme-notu-temmuz-2010>. Erişim tarihi: 21.11.2021.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, 163-172.
- Kamuyu Aydınlatma Platformu. <https://www.kap.org.tr/tr/>. Erişim tarihi: 10.06.2021.
- Kirchgassner, G. & Wolters, J. (2007). Introduction to modern time series analysis. German: Springer Berlin Heidelberg New York.
- Koç, E., & Şenel, M. C. (2013). Dünyada ve Türkiye’de enerji durumu-genel değerlendirme. *Mühendis ve Makina*, 54(639), 32-44.
- KPMG. (2020). *Kimya Sektörel Bakış*. <https://l24.im/02YCFu>. Erişim tarihi: 10.11.2021.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 159-178.
- Ljung, G. M. & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.
- Lonka, P. P. (2020). *Forecasting realized volatility in Nord Pool electricity market*. University of Vaasa. Finland.
- MacKinnon, J. G. (1991). Critical values for cointegration tests. In Eds., *Long-Run Economic Relationship: Readings in Cointegration*.
- Marwanti, M. M., & Robiyanto, R. (2021). Oil and gold price volatility on indonesian stock market in the period of Covid-19 pandemic. *Jurnal Manajemen dan Kewirausahaan*, 23(2), 129-137.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- Omisakin, O., Adeniyi, O., & Omojolaibi, A. (2009). A vector error correction modelling of energy price volatility of an oil dependent economy: The case of Nigeria. *Pakistan Journal of Social Sciences*, 6(4), 207-213.
- Park, J., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the US and 13 European countries. *Energy Economics*, 30(5), 2587-2608.
- Pindyck, R. S. (2004). Volatility in natural gas and oil markets. *The Journal of Energy and Development*, 1-19.
- Pradella, A. M., da Costa, S. G., de Lima, E. P., & da Silva, W. V. (2017). Energy efficiency indicators in the food industry: A systematic review. *DEStech Transactions on Engineering and Technology Research*, (icpr).
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 31(2), 350-371.
- Regnier, E. (2007). Oil and energy price volatility. *Energy Economics*, 405-427.
- Saltık, O., Değirmen S. ve Ural, M. (2016). Volatility modelling in crude oil and natural gas prices. *Procedia Economics and Finance*, 476-491.
- Serletis, A. & Shahmoradi, A. (2006). Measuring and testing natural gas and electricity markets volatility: Evidence from Alberta's deregulated markets. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 1-18.

- Taylor, S. J. (2005). *Asset price dynamics, volatility and prediction*. United States of America: Princeton University Press.
- Tashpulatov, S. N. (2013). Estimating the volatility of electricity prices: The case of the England and Wales wholesale electricity market. *Energy Policy*, 60, 81-90.
- T.C. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı - T.C. Enerji İşleri Genel Müdürlüğü. Ulusal Enerji Denge Tabloları. <https://enerji.gov.tr/eigm-raporlari>. Erişim tarihi: 21.11.2022.
- T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı. 2021. Gıda ve İçecek Sektörü Raporu 2021. <https://www.sanayi.gov.tr/plan-program-raporlar-ve-yayinlar/sektor-raporlari/mu0111011413>. Erişim tarihi: 10.10.2021.
- T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı. 2020. Kâğıt Sektörü Raporu 2020. <https://www.sanayi.gov.tr/plan-program-raporlar-ve-yayinlar/sektor-raporlari/mu0111011413>. Erişim tarihi: 10.10.2021.
- T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı. 2021. Kimya Sektörü Raporu 2021. <https://www.sanayi.gov.tr/plan-program-raporlar-ve-yayinlar/sektor-raporlari/mu0111011413>. Erişim tarihi: 10.10.2021.
- T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı. 2021. Demir Çelik Sektörü Raporu 2021. <https://www.sanayi.gov.tr/plan-program-raporlar-ve-yayinlar/sektor-raporlari/mu0111011413>. Erişim tarihi: 10.10.2021.
- T.C. Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı. 2021. Tekstil, Hazır Giyim ve Deri Ürünleri Sektörü Raporu 2020. <https://www.sanayi.gov.tr/plan-program-raporlar-ve-yayinlar/sektor-raporlari/mu0111011413>. Erişim tarihi: 10.10.2021.
- T.C. Ticaret Bakanlığı. Kimya Sektörü. 2021. <https://www.sanayi.gov.tr/plan-program-raporlar-ve-yayinlar/sektor-raporlari/mu0110011408>. Erişim tarihi: 10.11.2021.
- Tezekici, S. (2005). Türkiye’de Enerji Sektörü ve Elektrik Enerjisi Talep Projeksiyonu (Kaynaklar-Politikalar). İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Basılmamış Doktora tezi, İstanbul.
- TSKB-Türkiye Sınai Kalkınma Bankası A.Ş. (2019). Sektörel Görünüm. <https://www.tskb.com.tr/uploads/file/enerji-sektor-gorunumu-2019.pdf>. Erişim Tarihi: 02.06.2022.

- Türkiye Çelik Üreticileri Derneği. Demir Çelik ve Enerji Verimliliği. <https://celik.org.tr/cemtas-celik-makina-sanayi-ve-ticaret-a-s/>. Erişim tarihi: 21.11.2021.
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) İstatistik Veri Portalı. <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=Sanayi-114>. Erişim tarihi: 10.03.2022.
- Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği (TOBB). 2012. Türkiye Kâğıt ve Kâğıt Ürünleri Sektörü Raporu. <https://l24.im/R6gBXE>. Erişim tarihi: 11.10.2021.
- Türkiye Sınai Kalkınma Bankası (TSKB). 2021. Enerji Görünümü. <https://www.tskb.com.tr/i/assets/document/pdf/enerji-sektor-gorunumu-2021.pdf>. Erişim tarihi: 10.04.2022.
- Ulusoy, V. ve Özdurak, C. (2018). The impact of oil price volatility to oil and gas company stock returns and emerging economies. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 144-158.
- Van Goor, H. & Scholtens, B. (2014). Modeling natural gas price volatility: The case of the UK gas market. *Energy*, 126-134.
- Yıldız, T. 2020. Tüketim Verileri Temelinde Bir Girdi Olarak Enerji Kaynaklarının İncelenmesi. <http://bilimveaydinlanma.org/tuketim-verileri-temelinde-bir-girdi-olarak-enerji-kaynaklarinin-incelenmesi/>. Erişim tarihi: 10.11.2021.
- Yücel, S., & Durak, İ. (2021). COVID-19'un BIST imalat sektörü firmalarına olan finansal etkilerinin finansal oranlar ve istatistiksel tekniklerle incelenmesi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (90), 101-126.
- Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and control*, 18(5), 931-955.

EKLER

Ek A. LNELEKTRİK Serisi ARCH ve GARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	ARCH (2)	ARCH (3)	GARCH (2,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,2)	GARCH (1,3)	GARCH (3,3)
Ortalama Modeli							
Sabit	1.893120 (0.0000)	1.961322 (0.0000)	1.976063 (0.0000)	1.644443 (0.0000)	2.097501 (0.0000)	1.984116 (0.0000)	2.421834 (0.0000)
Trend	0.002762 (0.0001)	0.002857 (0.0001)	0.002889 (0.0001)	0.002806 (0.0000)	0.003452 (0.0000)	0.003435 (0.0000)	0.003684 (0.0000)
LNELEKTRİK(-1)	0.593044 (0.0000)	0.578586 (0.0000)	0.575344 (0.0000)	0.643826 (0.0000)	0.548000 (0.0000)	0.570305 (0.0000)	0.479279 (0.0000)
Varyans Modeli							
Sabit	0.036550 (0.0000)	0.035814 (0.0000)	0.035195 (0.2255)	0.001503 (0.2445)	0.001799 (0.5096)	0.075191 (0.0000)	0.052520 (0.0000)
ε_{t-1}^2	0.243750 (0.0452)	0.224395 (0.0516)	0.206839 (0.0546)	0.202605 (0.2110)	0.038689 (0.6881)	0.247750 (0.0341)	0.045909 (0.3571)
ε_{t-2}^2	-0.015928 (0.8296)	-0.013966 (0.8468)		-0.290293 (0.0652)	-0.175363 (0.0098)	0.132914 (0.3625)	-0.051753 (0.3725)
ε_{t-3}^2		0.025533 (0.7912)				0.007168 (0.9051)	0.120345 (0.0060)
h_{t-1}			-0.124994 (0.7156)	1.047147 (0.0000)	0.534848 (0.0916)	-1.030743 (0.0000)	0.482806 (0.0065)
h_{t-2}			0.158619 (0.7516)		0.544875 (0.0790)		0.019886 (0.9315)
h_{t-3}							-0.836881 (0.0000)
R ²	0.604135	0.605830	0.606140	0.592354	0.601623	0.597956	0.609673
AIC	-0.180641	-0.167112	-0.168110	-0.280321	-0.278734	-0.271547	-0.271256
SC	-0.052141	-0.017196	-0.018194	-0.130405	-0.107402	-0.100214	-0.057090
Loglikelihood	18.28359	18.36364	18.43148	26.06183	26.95394	26.46520	28.44537
Q(1)	3.1481 (0.076)	2.8186 (0.093)	2.6732 (0.102)	4.1131 (0.043)	0.6553 (0.418)	2.2783 (0.131)	0.0247 (0.875)
Q(4)	5.1221 (0.275)	4.9214 (0.295)	4.8142 (0.307)	5.0586 (0.281)	2.2584 (0.688)	5.4116 (0.248)	4.2934 (0.368)
Q(12)	19.045 (0.087)	18.383 (0.105)	18.472 (0.102)	23.945 (0.021)	24.546 (0.017)	22.142 (0.036)	27.281 (0.007)
Q(14)	20.520 (0.115)	19.824 (0.136)	19.867 (0.134)	24.945 (0.035)	26.115 (0.025)	23.359 (0.055)	27.746 (0.015)
Q ² (1)	0.0062 (0.937)	0.0189 (0.891)	0.0516 (0.820)	0.2644 (0.607)	0.1623 (0.687)	0.4724 (0.492)	0.3413 (0.559)
Q ² (4)	0.7866 (0.940)	0.5007 (0.973)	0.4492 (0.978)	4.7313 (0.316)	1.7250 (0.786)	0.8752 (0.928)	1.3304 (0.856)
Q ² (12)	6.0586 (0.913)	5.9628 (0.918)	6.0469 (0.914)	19.381 (0.080)	20.138 (0.065)	6.5267 (0.887)	7.1429 (0.848)
Q ² (14)	7.5391 (0.912)	7.3800 (0.919)	7.4922 (0.914)	20.567 (0.113)	21.505 (0.089)	6.5543 (0.951)	7.6368 (0.907)

Ek B. LNELEKTRİK Serisi EGARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	EGARCH (2,2)	EGARCH (1,2)	EGARCH (1,3)	EGARCH (3,2)	EGARCH (3,1)	EGARCH (2,3)
Ortalama Modeli						
Sabit	2.338251 (0.0000)	2.132835 (0.0000)	2.483458 (0.0000)	2.195728 (0.0000)	2.275797 (0.0000)	2.318593 (0.0000)
Trend	0.003078 (0.0000)	0.003479 (0.0000)	0.004179 (0.0000)	0.003053 (0.0000)	0.003581 (0.0000)	0.003849 (0.0000)
LNELEKTRİK(-1)	0.506612 (0.0000)	0.538716 (0.0000)	0.461353 (0.0000)	0.534418 (0.0000)	0.509777 (0.0000)	0.498771 (0.0000)
Varyans Modeli						
Sabit	-0.986881 (0.0000)	-1.365759 (0.0124)	-4.586083 (0.0000)	-0.717369 (0.0000)	-1.724566 (0.0000)	-3.514102 (0.0004)
$\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0.659317 (0.0000)	0.183524 (0.4787)	0.202924 (0.3399)	-0.510481 (0.0018)	-0.075557 (0.6874)	0.191714 (0.4154)
$\frac{ \varepsilon_{t-2} }{\sqrt{h_{t-2}}}$	0.787915 (0.0000)	-0.692474 (0.0073)	-0.618762 (0.0455)	0.619950 (0.0005)		-0.580285 (0.0437)
$\frac{ \varepsilon_{t-3} }{\sqrt{h_{t-3}}}$			-0.777254 (0.0000)			-0.785728 (0.0000)
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	-0.049822 (0.5890)	-0.276607 (0.0200)	-0.265917 (0.0592)	-0.115621 (0.1955)	-0.309799 (0.0024)	-0.259325 (0.0704)
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}}}$	-0.051960 (0.5763)	-0.437558 (0.0368)	-0.862693 (0.0001)	0.008206 (0.9277)		-0.817815 (0.0006)
$\frac{\varepsilon_{t-3}}{\sqrt{h_{t-3}}}$			-0.734300 (0.0000)			-0.703714 (0.0004)
$\ln(h_{t-1})$	1.539354 (0.0000)	0.456075 (0.0128)	-0.696761 (0.0000)	1.831311 (0.0000)	0.688685 (0.0000)	-0.551452 (0.0004)
$\ln(h_{t-2})$	-0.799338 (0.0000)			-1.288828 (0.0000)	0.524434 (0.0376)	0.208042 (0.3188)
$\ln(h_{t-3})$				0.275283 (0.0000)	-0.763351 (0.0000)	
R ²	0.606253	0.605416	0.603520	0.605727	0.607508	0.603892
AIC	-0.414075	-0.235744	-0.269294	-0.430270	-0.273763	-0.265629
SC	-0.199909	-0.042995	-0.033712	-0.194688	-0.081014	-0.008630
Loglikelihood	38.15709	25.03062	29.31200	40.25837	27.61591	30.06276
Q(1)	0.9113 (0.340)	0.9843 (0.321)	0.2769 (0.599)	0.2320 (0.630)	0.1887 (0.664)	0.0437 (0.834)
Q(4)	5.4073 (0.248)	3.6339 (0.458)	4.6011 (0.331)	3.7651 (0.439)	5.4258 (0.246)	3.4079 (0.492)
Q(12)	24.169 (0.019)	18.988 (0.089)	21.914 (0.038)	21.620 (0.042)	20.773 (0.054)	17.757 (0.123)
Q(14)	25.462 (0.030)	20.287 (0.121)	23.711 (0.050)	22.628 (0.067)	22.930 (0.061)	19.025 (0.164)
Q ² (1)	1.3085 (0.253)	3.3911 (0.066)	0.0439 (0.834)	0.2166 (0.642)	0.0413 (0.839)	0.0075 (0.931)
Q ² (4)	2.3190 (0.677)	4.2953 (0.368)	0.4949 (0.974)	1.5609 (0.816)	5.8210 (0.213)	2.9651 (0.564)
Q ² (12)	6.7228 (0.875)	9.4783 (0.662)	8.4375 (0.750)	6.2235 (0.904)	11.745 (0.466)	7.4289 (0.828)
Q ² (14)	8.5091 (0.861)	11.503 (0.646)	10.750 (0.706)	8.4454 (0.865)	12.817 (0.541)	8.9328 (0.835)

Ek C. LNELEKTRİK Serisi TGARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	TGARCH (1,2)	TGARCH (1,3)	TGARCH (2,2)	TGARCH (3,3)	TGARCH (3,1)	TGARCH (2,3)	TGARCH (3,2)
Ortalama Modeli							
Sabit	2.430931 (0.0000)	2.500421 (0.0000)	2.470005 (0.0000)	2.497025 (0.0000)	2.007215 (0.0000)	2.495016 (0.0000)	2.366650 (0.0000)
Trend	0.003267 (0.0000)	0.003468 (0.0000)	0.003418 (0.0000)	0.003509 (0.0000)	0.003572 (0.0000)	0.003484 (0.0000)	0.003470 (0.0000)
LNELEKTRİK(-1)	0.487209 (0.0000)	0.473096 (0.0000)	0.479039 (0.0000)	0.474258 (0.0000)	0.570458 (0.0000)	0.474137 (0.0000)	0.499084 (0.0000)
Varyans Modeli							
Sabit	0.012614 (0.0018)	0.020937 (0.1531)	0.014698 (0.0000)	0.022938 (0.0471)	0.030548 (0.0000)	0.022415 (0.1499)	0.021400 (0.0431)
ε_{t-1}^2	0.181809 (0.2153)	-0.010373 (0.9304)	0.096269 (0.4829)	0.012272 (0.9034)	-0.092245 (0.0413)	0.005727 (0.9648)	-0.071283 (0.4589)
ε_{t-2}^2	-0.313844 (0.0088)	-0.218891 (0.0000)	-0.269629 (0.0063)	-0.241111 (0.0000)		-0.225170 (0.0000)	-0.193290 (0.0203)
ε_{t-3}^2		-0.083896 (0.4453)		-0.077278 (0.5168)		0.094634 (0.6313)	
$\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$	0.183170 (0.2700)	0.265872 (0.0849)	0.201447 (0.1831)	0.229405 (0.1443)	0.107681 (0.0467)	0.199190 (0.2434)	0.246516 (0.0345)
$\varepsilon_{t-2}^2 D_{t-2}$	0.181484 (0.0997)	0.102667 (0.5500)	0.227162 (0.1378)	0.170561 (0.3272)		0.164260 (0.4077)	0.194293 (0.2664)
$\varepsilon_{t-3}^2 D_{t-3}$		0.169585 (0.3016)		0.182302 (0.2843)		0.1617484 (0.3049)	
h_{t-1}	0.642836 (0.0000)	0.485529 (0.2105)	0.722428 (0.0000)	0.458651 (0.4415)	0.784969 (0.0000)	0.422768 (0.6504)	0.416746 (0.2673)
h_{t-2}			-0.148213 (0.5400)	0.084695 (0.8874)	0.600275 (0.0000)	0.019303 (0.9810)	0.485571 (0.0883)
h_{t-3}				-0.1316141 (0.6093)	-0.918788 (0.0000)		-0.414836 (0.0203)
R ²	0.603878	0.597021	0.597638	0.596830	0.574877	0.596248	0.596460
AIC	-0.203201	-0.194362	-0.209435	-0.169099	-0.232914	-0.178596	-0.195288
SC	-0.010451	0.041220	0.004731	0.109316	0.040165	0.078403	0.040294
Loglikelihood	22.81763	24.21664	24.24155	24.49876	24.83818	24.14453	24.27958
Q(1)	0.2989 (0.585)	0.0799 (0.777)	0.1797 (0.672)	0.0681 (0.794)	0.2727 (0.602)	0.0974 (0.755)	0.2291 (0.632)
Q(4)	2.6200 (0.623)	3.5647 (0.468)	3.3477 (0.501)	3.7063 (0.447)	5.9070 (0.206)	3.5700 (0.467)	3.6495 (0.456)
Q(12)	17.687 (0.126)	17.581 (0.129)	17.998 (0.116)	16.714 (0.161)	21.621 (0.042)	17.609 (0.128)	17.499 (0.147)
Q(14)	19.221 (0.157)	18.955 (0.167)	19.387 (0.151)	17.801 (0.216)	23.818 (0.048)	18.889 (0.169)	19.492 (0.147)
Q ² (1)	0.3620 (0.547)	0.0150 (0.903)	0.2119 (0.645)	0.0311 (0.860)	0.4747 (0.491)	0.0012 (0.972)	0.0953 (0.757)
Q ² (4)	0.9753 (0.914)	0.2465 (0.993)	0.6780 (0.954)	0.1219 (0.998)	5.7058 (0.222)	0.1519 (0.997)	0.3955 (0.983)
Q ² (12)	7.0616 (0.854)	6.4427 (0.892)	7.5224 (0.821)	7.0053 (0.857)	14.619 (0.263)	5.6208 (0.934)	5.7275 (0.929)
Q ² (14)	8.8600 (0.840)	7.9922 (0.890)	9.1494 (0.821)	8.6104 (0.855)	15.664 (0.334)	7.0984 (0.931)	6.9089 (0.938)

Ek D. Δ LNKÖMÜR Serisi ARCH ve GARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	ARCH (2)	ARCH (3)	GARCH (2,1)	GARCH (1,2)	GARCH (2,2)
Ortalama Modeli					
Δ LNKÖMÜR(-1)	0.840497 (0.0000)	0.707014 (0.0000)	0.496853 (0.0000)	0.790564 (0.0000)	0.462073 (0.0000)
Varyans Modeli					
Sabit	8.71E-05 (0.0000)	5.62E-05 (0.0000)	4.64E-05 (0.0000)	2.92E-06 (0.0026)	2.36E-05 (0.0125)
ε_{t-1}^2	0.429949 (0.0007)	0.508289 (0.0002)	0.940675 (0.0000)	0.400611 (0.0186)	1.314632 (0.0000)
ε_{t-2}^2	0.016020 (0.8571)	-0.011788 (0.9029)		-0.497650 (0.0073)	-0.696638 (0.0403)
ε_{t-3}^2		0.394279 (0.0004)			
h_{t-1}			0.255224 (0.0358)	1.082081 (0.0000)	0.619293 (0.0002)
h_{t-2}			-0.094421 (0.1289)		-0.071950 (0.1048)
R ²	0.398533	0.414437	0.355025	0.409361	0.335231
AIC	-6.080878	-6.096995	-6.166177	-6.286916	-6.180408
SC	-5.995212	-5.989912	-6.059094	-6.179833	-6.051908
Loglikelihood	417.4997	419.5956	424.3000	432.5103	426.2677
Q(1)	1.5447 (0.214)	3.7463 (0.053)	6.3269 (0.012)	0.0717 (0.789)	5.3764 (0.020)
Q(4)	4.2261 (0.376)	4.5807 (0.333)	7.4359 (0.068)	5.6950 (0.223)	6.1803 (0.186)
Q(12)	18.666 (0.097)	22.545 (0.032)	24.547 (0.017)	25.657 (0.012)	25.041 (0.015)
Q(14)	19.523 (0.146)	23.988 (0.046)	25.470 (0.030)	24.770 (0.028)	26.583 (0.022)
Q ² (1)	2.0812 (0.149)	1.4111 (0.235)	0.0239 (0.877)	0.7967 (0.372)	0.1425 (0.706)
Q ² (4)	2.9784 (0.562)	1.6477 (0.800)	1.4873 (0.829)	2.1490 (0.708)	1.7592 (0.780)
Q ² (12)	6.3514 (0.897)	12.027 (0.444)	14.304 (0.282)	20.248 (0.063)	16.453 (0.171)
Q ² (14)	7.3597 (0.920)	13.753 (0.468)	17.175 (0.247)	21.644 (0.086)	19.551 (0.145)

Ek E. Δ LNKÖMÜR Serisi GARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	GARCH (1,3)	GARCH (3,3)	GARCH (2,3)	GARCH (3,1)	GARCH (3,2)
Ortalama Modeli					
Δ LNKÖMÜR(-1)	0.412032 (0.0000)	0.499359 (0.0000)	0.853058 (0.0000)	0.503292 (0.0000)	0.491303 (0.0000)
Varyans Modeli					
Sabit	2.06E-05 (0.0621)	4.60E-05 (0.1144)	8.99E-05 (0.0002)	4.29E-05 (0.0001)	4.57E-05 (0.0000)
ε_{t-1}^2	1.315815 (0.0000)	0.540437 (0.0001)	0.633230 (0.0009)	0.649088 (0.0000)	0.629944 (0.0001)
ε_{t-2}^2	-0.736071 (0.0191)	-0.105889 (0.7378)	0.122308 (0.3119)		-0.112530 (0.7480)
ε_{t-3}^2	-0.055656 (0.3492)	0.017337 (0.9522)	0.446359 (0.0000)		
h_{t-1}	0.603513 (0.0039)	0.423321 (0.3406)	-0.194261 (0.1907)	0.399637 (0.0479)	0.420706 (0.3322)
h_{t-2}		0.009191 (0.9827)	-0.223230 (0.0006)	-0.005479 (0.9736)	0.020388 (0.8997)
h_{t-3}		-0.088245 (0.4158)		-0.075787 (0.2921)	-0.084752 (0.2397)
R ²	0.301788	0.356342	0.394891	0.358379	0.352025
AIC	-6.178742	-6.137095	-6.153112	-6.159403	-6.167211
SC	-6.050243	-5.965763	-6.003196	-6.030904	-6.017295
Loglikelihood	426.1545	425.3225	425.4116	424.8394	426.3704
Q(1)	6.8239 (0.009)	8.2369 (0.004)	0.4881 (0.485)	7.5968 (0.006)	9.2730 (0.002)
Q(4)	7.8971 (0.095)	9.5179 (0.049)	2.0295 (0.730)	8.4663 (0.076)	9.6523 (0.047)
Q(12)	29.298 (0.004)	30.016 (0.003)	17.200 (0.142)	28.592 (0.005)	30.633 (0.002)
Q(14)	30.937 (0.006)	31.564 (0.005)	18.636 (0.179)	30.557 (0.006)	3.821 (0.004)
Q ² (1)	0.1100 (0.740)	1.7620 (0.184)	0.3328 (0.564)	0.9604 (0.327)	1.2940 (0.255)
Q ² (4)	1.5810 (0.812)	2.5840 (0.630)	1.1886 (0.880)	2.4796 (0.648)	2.2619 (0.688)
Q ² (12)	17.276 (0.140)	9.7447 (0.638)	6.5290 (0.887)	10.050 (0.612)	9.3758 (0.671)
Q ² (14)	20.181 (0.125)	12.357 (0.578)	8.0873 (0.885)	13.122 (0.517)	12.234 (0.588)

Ek F. Δ LNKÖMÜR Serisi EGARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	EGARCH (2,1)	EGARCH (2,2)	EGARCH (1,2)	EGARCH (1,3)
Ortalama Modeli				
Δ LNKÖMÜR(-1)	0.790214 (0.0000)	0.764484 (0.0000)	0.342663 (0.0000)	0.792447 (0.0000)
Varyans Modeli				
Sabit	-2.370380 (0.0000)	-2.407492 (0.0031)	-1.386724 (0.0000)	-4.784053 (0.0000)
$\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.047292 (0.5177)	-0.748978 (0.0015)	1.127974 (0.0000)	0.714977 (0.0005)
$\frac{ \varepsilon_{t-2} }{\sqrt{h_{t-2}}}$		-0.943763 (0.0013)	-1.535047 (0.0000)	-1.159616 (0.0000)
$\frac{ \varepsilon_{t-3} }{\sqrt{h_{t-3}}}$				1.049067 (0.0000)
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.313960 (0.0000)	0.120028 (0.4769)	0.157489 (0.2828)	0.133288 (0.4093)
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}}}$		0.856362 (0.0000)	0.347682 (0.0589)	0.925225 (0.0000)
$\frac{\varepsilon_{t-3}}{\sqrt{h_{t-3}}}$				-0.261927 (0.1188)
$\ln(h_{t-1})$	1.464288 (0.0000)	0.308306 (0.1226)	0.834542 (0.0000)	0.551066 (0.0000)
$\ln(h_{t-2})$	-0.710411, (0.0000)	0.440806 (0.0072)		
R ²	0.409416	0.412698	0.245741	0.409058
AIC	-6.295603	-6.321420	-6.229027	-6.335142
SC	-6.167103	-6.150087	-6.079111	-6.142393
Loglikelihood	434.1010	437.8565	430.5739	439.7897
Q(1)	1.2437 (0.265)	0.5083 (0.476)	6.2508 (0.012)	0.2842 (0.594)
Q(4)	1.8953 (0.755)	4.1495 (0.386)	10.666 (0.031)	2.2862 (0.683)
Q(12)	23.129 (0.027)	15.991 (0.192)	26.912 (0.008)	21.049 (0.050)
Q(14)	23.378 (0.054)	16.595 (0.278)	28.210 (0.013)	21.165 (0.050)
Q ² (1)	1.1559 (0.282)	0.0038 (0.951)	0.0915 (0.762)	0.3898 (0.532)
Q ² (4)	3.2477 (0.517)	0.1813 (0.996)	0.4194 (0.981)	1.0729 (0.899)
Q ² (12)	4.3498 (0.976)	4.9433 (0.960)	10.507 (0.572)	6.8221 (0.869)
Q ² (14)	5.1386 (0.984)	5.7476 (0.972)	12.767 (0.545)	7.0237 (0.934)

Ek G. ΔLNKÖMÜR Serisi EGARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	EGARCH (3,1)	EGARCH (2,3)	EGARCH (3,3)	EGARCH (3,2)
Ortalama Modeli				
ΔLNKÖMÜR(-1)	0.417585 (0.0000)	0.846266 (0.0000)	0.849820 (0.0000)	0.848391 (0.0000)
Varyans Modeli				
Sabit	-6.751944 (0.0000)	-3.537549 (0.0086)	-0.666362 (0.1199)	-1.117503 (0.0002)
$\frac{ \varepsilon_{t-1} }{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.564439 (0.0027)	0.499266 (0.0375)	0.715757 (0.0005)	0.715308 (0.0004)
$\frac{ \varepsilon_{t-2} }{\sqrt{h_{t-2}}}$		-0.985308 (0.0016)	-1.421762 (0.0000)	-1.069790 (0.0000)
$\frac{ \varepsilon_{t-3} }{\sqrt{h_{t-3}}}$		0.726442 (0.0097)	0.546868 (0.1532)	
$\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$	0.722253 (0.0000)	0.275620 (0.1401)	0.125911 (0.4467)	0.082563 (0.6198)
$\frac{\varepsilon_{t-2}}{\sqrt{h_{t-2}}}$		1.058545 (0.0000)	1.167153 (0.0000)	1.120549 (0.0000)
$\frac{\varepsilon_{t-3}}{\sqrt{h_{t-3}}}$		-0.296663 (0.2373)	-0.435994 (0.1159)	
$\ln(h_{t-1})$	-0.279548 (0.0000)	0.384143 (0.1183)	0.492581 (0.0768)	0.148862 (0.4336)
$\ln(h_{t-2})$	0.023178 (0.7432)	0.275553 (0.2112)	0.186557 (0.3081)	0.384773 (0.0006)
$\ln(h_{t-3})$	0.582624 (0.0000)		0.251558 (0.0491)	0.340678 (0.0034)
R ²	0.305787	0.396906	0.395865	0.396287
AIC	-6.211598	-6.326999	-6.362973	-6.363515
SC	-6.061682	-6.112833	-6.127391	-6.170766
Loglikelihood	429.3887	440.2359	443.6822	441.7190
Q(1)	10.135 (0.001)	0.1176 (0.732)	0.5430 (0.461)	0.5155 (0.473)
Q(4)	15.263 (0.004)	2.9082 (0.573)	6.6455 (0.156)	6.1474 (0.188)
Q(12)	31.710 (0.002)	19.392 (0.080)	22.778 (0.030)	22.559 (0.032)
Q(14)	33.455 (0.002)	19.412 (0.150)	22.900 (0.062)	22.707 (0.065)
Q ² (1)	0.0676 (0.795)	0.5687 (0.451)	0.5848 (0.444)	0.0057 (0.940)
Q ² (4)	1.5349 (0.820)	1.3145 (0.859)	0.9259 (0.921)	0.2163 (0.995)
Q ² (12)	7.3729 (0.832)	6.0931 (0.911)	8.3862 (0.754)	6.4572 (0.891)
Q ² (14)	8.6593 (0.852)	6.3297 (0.957)	8.8500 (0.841)	6.8916 (0.939)

Ek H. Δ LNKÖMÜR Serisi TGARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	TGARCH (1,2)	TGARCH (1,3)	TGARCH (2,1)	TGARCH (2,2)	TGARCH (3,3)
Ortalama Modeli					
Δ LNKÖMÜR(-1)	0.677945 (0.0000)	0.679963 (0.0000)	0.671874 (0.0000)	0.679758 (0.0000)	0.680093 (0.0000)
Varyans Modeli					
Sabit	-2.68E-05 (0.0000)	2.71E-05 (0.0171)	2.96E-05 (0.0000)	2.68E-05 (0.0000)	2.42E-05 (0.1488)
ε_{t-1}^2	0.722172 (0.0004)	0.782557 (0.0009)	0.760963 (0.0001)	0.618842 (0.0004)	0.604119 (0.0002)
ε_{t-2}^2	-0.020196 (0.8595)	-0.041051 (0.8609)		0.043958 (0.8351)	0.081218 (0.8449)
ε_{t-3}^2		-0.012726 (0.9444)			-0.119829 (0.7580)
$\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$	-1.224940 (0.0000)	-1.275212 (0.0000)	1.262328 (0.0000)	-1.120951 (0.0000)	-1.161656 (0.0000)
$\varepsilon_{t-2}^2 D_{t-2}$	0.015204 (0.9093)	0.084097 (0.8052)		-0.074743 (0.8011)	-0.143087 (0.8436)
$\varepsilon_{t-3}^2 D_{t-3}$		-0.032615 (0.8794)			0.364544 (0.5926)
h_{t-1}	0.514174 (0.0000)	0.497947 (0.0354)	0.448906 (0.0004)	0.496996 (0.0211)	0.524646 (0.4165)
h_{t-2}			0.012248 (0.6903)	0.016476 (0.9211)	0.282168 (0.7014)
h_{t-3}					-0.213036 (0.4362)
R^2	0.412375	0.412582	0.411695	0.412562	0.412595
AIC	-6.301700	-6.279101	-6.323519	-6.277027	-6.270850
SC	-6.151784	-6.086352	-6.195020	-6.105694	-6.035267
Loglikelihood	435.5156	435.9789	435.9993	434.8378	437.4178
Q(1)	1.8886 (0.169)	2.6587 (0.103)	2.8010 (0.094)	2.2020 (0.138)	2.2784 (0.131)
Q(4)	4.2263 (0.376)	5.5985 (0.231)	5.1108 (0.276)	4.5231 (0.340)	4.4274 (0.351)
Q(12)	18.145 (0.111)	17.492 (0.132)	16.999 (0.150)	18.887 (0.091)	18.827 (0.093)
Q(14)	19.211 (0.157)	18.884 (0.169)	18.078 (0.203)	19.731 (0.139)	19.835 (0.135)
$Q^2(1)$	0.0603 (0.806)	0.0032 (0.955)	0.0348 (0.852)	0.1708 (0.679)	0.4300 (0.512)
$Q^2(4)$	1.0954 (0.895)	1.0733 (0.898)	1.2794 (0.865)	1.2126 (0.876)	1.6682 (0.796)
$Q^2(12)$	6.4826 (0.890)	5.3759 (0.944)	6.5260 (0.887)	6.6106 (0.882)	7.5197 (0.821)
$Q^2(14)$	7.7506 (0.902)	6.6310 (0.948)	7.7836 (0.900)	7.8539 (0.897)	8.8824 (0.839)

Ek İ. ΔLNKÖMÜR Serisi TGARCH Modelleri

Değişkenler (Variable)	TGARCH (3,1)	TGARCH (2,3)	TGARCH (3,2)	TGARCH (3,1)
Ortalama Modeli				
$\Delta\text{LNKÖMÜR}(-1)$	0.679917 (0.0000)	0.679830 (0.0000)	0.682199 (0.0000)	0.679917 (0.0000)
Varyans Modeli				
Sabit	2.76E-05 (0.0000)	1.90E-05 (0.0046)	1.82E-05 (0.0000)	2.76E-05 (0.0000)
ε_{t-1}^2	0.745541 (0.0001)	0.568566 (0.0011)	0.520744 (0.0005)	0.745541 (0.0001)
ε_{t-2}^2		-0.103502 (0.7025)	-0.130988 (0.4905)	
ε_{t-3}^2		-0.056541 (0.7486)		
$\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$	-1.269724 (0.0000)	-1.146455 (0.0000)	-1.089568 (0.0000)	1.269724 (0.0000)
$\varepsilon_{t-2}^2 D_{t-2}$		0.364342 (0.1512)	0.389794 (0.1824)	
$\varepsilon_{t-3}^2 D_{t-3}$		0.010745 (0.9563)		
h_{t-1}	0.497554 (0.0014)	0.891857 (0.0000)	1.026295 (0.0000)	0.497554 (0.0014)
h_{t-2}	0.050596 (0.7784)	-0.187812 (0.1001)	-0.335696 (0.0108)	0.050596 (0.7784)
h_{t-3}	-0.039545 (0.6558)		0.014352 (0.7783)	-0.039545 (0.6558)
R ²	0.412578	0.412569	0.412672	0.412578
AIC	-6.313204	-6.277439	-6.293660	-6.313204
SC	-6.163288	-6.063273	-6.100910	-6.163288
Loglikelihood	436.2979	436.8658	436.9688	436.2979
Q(1)	1.6269 (0.202)	2.4343 (0.119)	2.3413 (0.126)	1.6269 (0.202)
Q(4)	4.2622 (0.372)	5.3960 (0.0249)	4.3204 (0.364)	4.2622 (0.372)
Q(12)	17.812 (0.122)	19.308 (0.081)	18.605 (0.099)	17.812 (0.122)
Q(14)	19.426 (0.149)	20.723 (0.109)	19.671 (0.141)	19.426 (0.149)
Q ² (1)	0.0301 (0.862)	0.4700 (0.493)	0.6562 (0.418)	0.0301 (0.862)
Q ² (4)	1.0770 (0.898)	1.5749 (0.813)	1.8200 (0.769)	1.0770 (0.898)
Q ² (12)	5.6059 (0.935)	7.1331 (0.849)	6.6300 (0.881)	5.6059 (0.935)
Q ² (14)	6.8324 (0.941)	8.4499 (0.865)	8.0006 (0.889)	6.8324 (0.941)