

ENERJİ FİYATLARINDAKİ DEĞİŞİMİN HİSSE SENEDİ FİYATLARINA ETKİSİ: BİST ELEKTRİK ENDEKSİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA (*) (Araştırma Makalesi)

Fatih GÜRLEVİK (**)

Sümeysra GAZEL (***)

Öz

Bu çalışmada Borsa İstanbul’da işlem gören elektrik endeksi ile enerji fiyatları arasındaki etkileşim asimetrik ilişkileri de modele dâhil edebilen Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag – NARDL) ile incelenmiştir. Veri seti Mart 2010-Mart 2019 dönemi üçer aylık elektrik endeksi ve enerji fiyatlarından oluşmaktadır. Bağımlı değişken olarak BİST Elektrik Endeksi (XELKT), bağımsız değişken olarak elektrik fiyatları (EL), gaz fiyatları (GAS) ve brent petrol fiyatları (BR) alınmıştır. NARDL sınır testi sonuçlarına göre uzun dönemde BIST Elektrik Endeksi ile gaz fiyatları arasında negatif yönlü ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur. BIST Elektrik Endeksi ile elektrik fiyatları ve brent petrol fiyatları arasında ise uzun dönemde anlamlı bir ilişkiye rastlanamamıştır. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise uzun dönemli sonuçların aksine neredeyse tüm bağımsız değişkenler ile BİST Elektrik Endeksi arasında ilişki bulunmuştur. Kısa dönemde BİST Elektrik Endeksi (XELKT) ile elektrik fiyatlarının pozitif bileşenleri (EL⁺) ve BR arasındaki ilişki pozitif yöndedir. Kısa dönemde BİST Elektrik Endeksi (XELKT) ile elektrik fiyatlarının negatif bileşenleri (EL⁻) ve GAS değişkenlerinin ilişkisi ise gecikmelere bağlı olarak pozitif veya negatif yönde olabilmektedir.

Anahtar Kelimeler: BIST, Hisse Senedi, Elektrik Endeksi, Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (NARDL), Enerji fiyatları

JEL Sınıflandırması: C51, G19, E44

*) Bu çalışma “Enerji Fiyatlarındaki Değişimin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi: BİST Elektrik Endeksi Üzerine Bir Uygulama” başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

**) Öğr. Gör. Ağrı İbrahim Çeçen Üniversitesi Meslek Yüksek Okulu, Ulaştırma Hizmetleri Bölümü (e-posta: fgurlevik@agri.edu.tr) ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-7821-1575>

***) Dr. Öğr. Üyesi, Yozgat Bozok Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Muhasebe ve Finansman Ana Bilim Dalı (e-posta: sumeyra.gazel@bozok.edu.tr) ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-8687-0928>

Effect of Change in Energy Prices on Stock Prices: An Application on BIST Electricity Index

Abstract

In this study, the relationship between the electricity index traded on Istanbul Stock Exchange and energy prices are examined with Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL), which can include asymmetric relationships. As the data set, quarterly data between March 2010 and March 2019 were used. BIST Electricity Index (XELKT) was used as the dependent variable; electricity prices (EL), gas prices (GAS) and Brent oil prices (BR) were used as independent variables. According to the NARDL limit test results, there is a negative and significant relationship between BIST Electricity Index and gas prices in the long run. Relationship among BIST Electricity Index and electricity prices and Brent oil prices is not significant. According to the results of the error correction model, almost all independent variables are correlated with BIST Electricity Index contrary to the long run. In the short term, the relationship between the BIST Electricity Index (XELKT), positive component of electricity prices (EL⁺) and Brent petrol prices (BR) is positive. In the short term, the relationship between BIST Electricity Index (XELKT), negative component of electricity prices (EL⁻) and natural gas prices (GAS) variables may be positive or negative depending on delays.

Keywords: BIST, Stock, Electricity Index, Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model, Energy Price

JEL Classification: C51, G19, E44

1. Giriş

Küçük veya büyük çok sayıda tasarrufun bir araya getirilerek organize edilmesi, ülkelerin finansal kaynaklarının etkin kullanımı açısından stratejik bir önemdedir. Ülkeler bunu genelde sermaye piyasası mekanizmalarını kullanarak yaparlar. Bu sermaye piyasası araçlarından en fazla kullanılanları ise hisse senetleridir.

Hisse senedi fiyatlarının işletmelerin mali yapıları ve diğer durumları ile ilgili bilgiler taşıması, taşıdığı risk ve bununla ilişkili getiri oranlarının yüksek olması ve buna benzer sebepler hisse senedi fiyatlarını hangi faktörlerin etkilediği konusunu gündeme getirmiş ve bu konudaki araştırmalara yön vermiştir. Hisse senedi fiyatlarını pek çok faktör etkileyebileceği gibi enerji fiyatlarının da bu etkenler arasında olabileceği düşünülmektedir. Ülkemizde kullanılan enerji türleri arasında petrol, doğalgaz ve elektriğin çok yüksek bir paya sahip olması, enerjide dışa bağımlılığın makro ve mikro birçok ekonomik faktöre etkisi ve benzeri durumlar, hisse senedi fiyatlarına enerji fiyatlarının da etkisi olabileceği varsayımı ile uyumaktadır. Ülkemizde bu enerji türlerinin dışa bağımlılık oranı çalışmaya ayrı bir önem katmaktadır. Tüm bu yönleriyle çalışmanın, ülke ekonomisi içerisinde yer alan özellikle şirketler ve yatırımcılar açısından yol gösterici olabileceği düşünülmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümünde enerji fiyatları ve hisse senedi ilişkisine dair önceki çalışmalara kısaca değinilmiştir. Üçüncü bölümde ise çalışmada kullanılan ve çalışmanın ayırt edici yönlerinden birisi olan doğrusal olmayan ARDL modeli tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde yapılan araştırmadan elde edilen bulgular değerlendirilmiştir. Sonuç kısmında ise çalışma bütünüyle değerlendirilmiş ve çeşitli önerilere yer verilmiştir.

2. Literatür Taraması

Literatürde enerji fiyatlarının hisse senedi fiyatlarına etkisi pek çok çalışmaya konu olmuştur. Bu çalışmalarda enerji olarak daha çok petrol kullanılmıştır.

Huang, Faff ve Masulis (1996), VAR analizinde, günlük petrol vadeli işlem ve ABD hisse senedi verilerini kullanmışlardır. Günlük petrol vadeli işlemlerin, bazı petrol şirketlerinin hisse değerlerine etkisi olduğunu fakat hacimli piyasa endeksleri üzerinde çok etkili olmadığını sonucuna varmışlardır.

Faff ve Brailsford (1999), Avustralya sanayi sektörü ve petrol fiyatları aylık verileri ile yaptıkları analizde, petrol ve gaz endüstrisi hisse senedi değerleri ile petrol fiyatları arasında pozitif yönlü bir etkileşimin olduğu ortaya çıkmıştır.

Sadorsky (1999), VAR modeli ile yaptıkları tahminde ABD’de petrol şoklarının reel hisse getirilerini negatif yönde etkilediğini bulmuştur. Sadorsky bu çalışmada verileri iki dönem olarak ele almış ve 1986’dan itibaren devam eden dönemde etkinin daha fazla olduğunu ortaya çıkarmıştır.

Sadorsky (2003) 1986-1999 yılları, aylık Pasifik Borsa Teknolojisi 100 endeksi ve petrol fiyat verilerini ele alarak yaptığı çalışmasında petrol fiyat şoklarının hisse senedi değerlerini pozitif etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Basher ve Sadorsky (2006) çalışmalarında gelişmekte olan 21 borsanın günlük kapanış fiyatları ve Morgan Stanley Capital Uluslararası (MSCI) Dünya Endeksi verilerini kullanmışlar, petrol fiyat şoklarının hisse senedi fiyatları ile etkileşim içerisinde olduğunu belirtmişlerdir.

Akgün (2006) 1997-2004 yılları İMKB-100 endeksi ve petrol fiyat verileri ile yaptığı çalışmanın sonucunda endeks ile petrol fiyatlarının pozitif yönlü bir ilişkiye sahip olduklarını bulmuştur.

Gay (2008) 1999-2006 dönemleri için Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin borsaları ve petrol fiyat değişimlerini aylık olarak ele aldığı zaman serisi analizinde, petrol fiyatları ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı bir ilişki bulamamıştır.

Cong, Wei, Jiao ve Fan (2008) 1996-2007 yılları Çin verileri ile VAR uygulaması yapmışlardır. Analiz sonucunda petrol şoklarının petrol şirketleri ve diğer şirketlerin bazılarının hisse senedi değerlerini etkilediğini ortaya çıkarmışlardır. Diğer şirketlerde ise herhangi bir etkinin olmadığı sonucuna varmışlardır.

Eryiğit (2009) 2000-2008 yılları arası ele alınan veriler ile pek çok sektörün petrol fiyat değişimlerinden etkilendiği sonucuna ulaşmıştır.

Oberndorfer (2009) Avro Bölgesi'nde, Dow Jones Euro Stoxx Petrol ve Gaz Endeksi ve Dow Jones Euro Stoxx Kamu Hizmetleri Sektör Endekslerini kullandığı çalışmasında, hisse senedi değerlerine enerji piyasasındaki değişimlerin etkilerini ölçmüştür. Petrol fiyatlarındaki artış ile birlikte, yukarıda belirtilen ilk endeks pozitif yönlü bir ilişki içerisinde. Ancak gaz fiyatlarındaki değişimin enerji şirketlerinin hisse senedi fiyatlarını etkilediğine yönelik bir sonuç bulamamıştır.

Güler, Ramazan ve Orçun (2010), 2000-2009 yılları verileri için, Brent petrol fiyatlarında görülen değişimin hisse senedi değerleri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Sayılgan ve Süslü (2011), Türkiye'de dâhil 11 ülkenin 1999-2006 yılları üçer aylık verileri ile yaptıkları çalışmada, petrol fiyatları hisse senedi getirileri arasında bir etkileşime rastlamamışlardır.

Öztürk, Gümüş, Taşkın ve Çağlı (2013), petrol ve doğalgaz fiyatlarındaki değişimlerin, petrol ve plastik sektörü, imalat sektörü ve kimya endekslerine olabilecek etkilerini eş bütünleşme analizi ile incelemişlerdir. Bu eş bütünleşme analizinde yapısal kırılmalarda dikkate alınmıştır. Yapısal kırılmaları dikkate alan çalışmada petrol ve endekslerin ilişkili olduğu, yapısal kırılmaları dikkate almayan çalışmalarında ise doğalgaz ve petrol ile endeksler arasında eş bütünleşmeye rastlanmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Aktaş ve Akdağ (2013) 2008-2012 yılları aylık petrol ve BİST-100 endeksi olası etkileşimini araştırdıkları çalışmalarında çoklu regresyon analizi yapmışlardır. Ham petrol fiyatlarında ki değişimlerin endeks üzerinde etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Güngör ve Kaygın (2015) çalışmalarında petrol fiyatlarının yanında para arzı, sanayi üretim endeksi ve döviz kurunun hisse senedi fiyatlarına etkisini araştırmışlardır. Buna göre hisse senedi fiyatları ile bu değişkenler arasında pozitif, anlamlı bir ilişki bulunmuşlardır.

Dursun ve Özcan (2019) 25 OECD ülkesi için, üçer aylık elektrik, petrol ve doğalgaz fiyat endeksleri ile borsa endekslerini ele alarak yaptıkları çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizine göre uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisine rastlanmıştır. Nedensellik analizi sonuçları ise doğalgaz fiyatlarından borsa değişkenine, borsa değişkeninden petrol fiyatlarına, doğru nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Borsa değişkeni ile elektrik fiyatları arasında ise bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Türkiye için yapılan çalışmaların çoğunda enerji fiyatlarındaki değişimlerin BİST hisse senedi değerlerini etkilediği görülmektedir.

Literatürde petrol fiyatları ve gaz fiyatlarının BİST endeksleri üzerindeki etkisini araştıran oldukça fazla çalışmaya rastlamak mümkündür. Bu çalışmaların birçoğunda enerji fiyatlarındaki değişimlerin BİST hisse senedi değerleri üzerinde etkili olduğu görülmektedir. Elektrik fiyatlarının borsada işlem gören hisse senetleri üzerindeki etkisi ile ilgili yapılan çalışma çok azdır. Bu bağlamda çalışmanın üç önemli başlıkta

literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bunlardan birincisi, bağımlı değişken elektrik endeksinin (XELKT) enerji sektörü içerisindeki firmaları temsil etmesi, ikincisi ise literatürde, elektrik gibi kapsamlı bir kullanım alanı ile büyük yatırım ve maliyet harcamalarına konu alan bir enerji türü ile ilgili çalışmanın çok nadir olmasıdır. Üçüncüsü ise enerji fiyatlarının enerji hisse senetlerine etkisinin, ilk defa yeni bir yöntem olan ve kısıt içermeyen NARDL yöntemi ile araştırılmasıdır. Farklı seviyelerde durağan olan verileri de test edebilen bu yöntemin en önemli özelliklerinden biri olan ve onu ARDL yönteminden ayıran, bağımsız değişkenlerden birinin pozitif ve negatif şoklarını ayrı ayrı test edebilmesidir. Yapılan çalışmada bu özellik ayırt edici değişkenimiz olan elektrik (EL) üzerinde uygulanmıştır. Bu önemli enerji türünün enerji sektörüne etkisi ile ilgili çalışmaya literatür de rastlanmamıştır (Gürlevik, 2019, s. 59-60).

3. Araştırma Yöntemi ve Veri Seti

Uygulama Ocak 2010-Mart 2019 yılları arası üçer aylık veriler kullanılarak yapılmıştır. Bağımlı değişken olarak AKEN, AKSEN, AYEN, AKSU, ZOREN, ENJSA ve ODAS şirketlerinin bulunduğu BIST Elektrik Endeksi (XELKT) kapanış değerleri alınmıştır. Bağımsız değişken olarak brent petrol, doğalgaz ve elektrik fiyatları (USD) kullanılmıştır. Verilerin analizi EViews 9. programı kullanılarak yapılmıştır (Gürlevik, 2019, s. 68).

Modelde yer alan değişkenler ve bu değişkenlerin nereden elde edildikleri Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1. Model Değişkenleri

Model Değişkenleri	Kısaltma	Veri Kaynakları
BIST Elektrik Endeksi	XELKT	INVESTING
Elektrik Fiyatları	EL	EPIAS
Doğalgaz Fiyatları	GAS	MATIRKS VERİ TERMINALI
Brent Petrol Fiyatları	BR	MATIRKS VERİ TERMINALI

Bu çalışmada NARDL modeli kullanılarak değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişki araştırılmıştır. Çalışmada Pesaran, Shin ve Smith’in (2001) geliştirdiği ARDL modeline Shin, Yu ve Greenwood-Nimmo (2014) tarafından asimetrik ilişkilerin de eklenmesiyle ortaya konan NARDL (doğrusal olmayan) modeli kullanılmıştır.

Zaman serileri için kurulan modellerin tahmininde zaman kaynaklı birim kök içermelerinden dolayı gerçeği yansıtmayan sonuçlar ortaya çıkabilir. Zaman serilerinde birden fazla değişken olduğunda seri-

ler arasındaki uzun dönemli ilişkiye bakılabilmesi için ilgili serilerin aynı frekansta durağan olmaları şartı koşulur. Ancak bu şart her zaman sağlanamamakta ve geçmişteki şokların etkisi sonraki veriler içerisinde tekraren karşımıza çıkarak sağlıklı sonuçlar almamıza engel olacaktır. (Uslu'dan aktaran Gürlevik, 2019, s. 84). Serilerin bu etkilerden meydana gelen değişimlerini farklarını, logaritmalarını alarak veya başka yöntemlerle elimine ederek onları durağanlaştırdığımızda bu kalıcı etkilerin yanında seriler arasındaki uzun dönemli gerçek ilişkiyi de yok etmiş oluruz (Tarı'dan aktaran Gürlevik, 2019, s. 84). Bu şekilde serilerin arasında olabilecek gerçek ilişkiyi bize gösterebilecek veri kayıplarını önlemek için serinin eşbütünleşme analizi yapılabilir. Eğer seriler aynı dereceden eşbütünleşik ise fark almaya gerek kalmayacaktır. Çünkü birbirini etkileyip etkilemediği araştırılan bu serilerdeki trend iki seride de bütünlük yani aynı frekansta izlediği için buradaki ilişkinin birim köke dayalı sahte bir ilişki olmadığı anlaşılacaktır ve regresyonun sahteliği reddedilecektir (Ertok'ten aktaran Gürlevik, 2019, s. 84-85).

Bu sebeple literatürde sıklıkla yer alan Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) gibi eşbütünleşme testleri seriler aynı dereceden eşbütünleşik ise kullanılabilir.

Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen gecikmesi dağıtılmış otoregresif (ARDL) modelin bazı avantajları bulunmaktadır. Bu avantajlardan en önemlileri ise, daha az kısıt içermesi ve diğer modellerde aranan aynı dereceden durağan olma şartının aranmamasıdır (Akel ve Gazel, 2014, s. 30-31). ARDL sınır testinde ilk başta uzun dönemde bütünlüğün olup olmadığına, eğer eşbütünleşme varsa uzun dönem ve kısa dönem esnekliklerine bakılır (Narayan ve Smyth, 2006, s. 337).

EKK yöntemini temel alan bu yöntemde tüm değişkenlerin gecikmeli değerleri modele dâhil edilerek öncelikle eşbütünleşmenin varlığına bakılır. Bunun içinde model ARDL kısıtsız hata düzeltme modeline dönüştürülerek EKK tahmincisi ile tahmin edilmektedir. Burada F ve Wald sınır testi yapılmaktadır. Bu testin modeli aşağıda (Eşitlik 1) çalışma verilerine uyarlanmıştır (Özdamar, 2015, s. 84-85);

$$\begin{aligned} \Delta lnelx_t = & \alpha_0 + \alpha_1 lnelx_{t-1} + \alpha_2 el_{t-1} + \alpha_3 gas_{t-1} + \\ & \alpha_4 br_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{5i} \Delta lnelx_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{6i} \Delta el_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{7i} \Delta gas_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^k \alpha_{8i} \Delta br_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

Modeldeki değişkenler için ARDL modelini kullanabileceğimiz bir ilişki olmaması veya bazı değişkenler için asimetrik ilişkilerin söz konusu olması gibi durumlarda NARDL yöntemine başvurulabilir. Pesaran ve diğerleri (2001) ile öne sürülen ARDL yöntemindeki açıklayıcı değişkenlerden birinin barındırdığı şokların Shin ve diğerleri (2014) tarafından dâhil edildiği NARDL modelinde, bu şokları yapılarına göre negatif ve pozitif olarak ayırarak asimetriyi dikkate alan bir eşbütünleşme regresyonu elde edilir.

Eşitlik 2’ de kurduğumuz basit denkleminiz yer almaktadır.

“ELX, bağımlı değişkeni ve EL, GAS ve BR açıklayıcı değişkenleri ile kurduğumuz basit denkleminiz aşağıdaki gibi olacaktır;

ARDL modelinden farklı olarak NARDL basit modelinde elektrik fiyatlarının (EL) elektrik endeksine etkisi asimetrik olarak (EL⁺), (EL⁻) modele dâhil edilmiştir” (Gürlevik, 2019, s. 87).

$$\ln ELX_t = \delta_0 + \delta_1 EL^+ + \delta_2 EL^- + \delta_3 GAS + \delta_4 BR + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada EL⁺ ve EL⁻ aşağıda (eşitlik 3 ve 4) gösterildiği gibi elektrik fiyatlarında meydana gelen pozitif ve negatif değişmelerin ayrıştırılmış toplamlarıdır (Ceylan, Tüzün, Ekinci ve Kahyaoglu, 2016, s. 2346-2347).

$$el_t^+ = \sum_i^t \Delta el_t^+ = \sum_i^t \max(\Delta el \quad 0) \quad (3)$$

$$el_t^- = \sum_i^t \Delta el_t^- = \sum_i^t \min(\Delta el \quad 0) \quad (4)$$

Asimetrik olarak modele dâhil olan bağımsız değişkenin artış ve azalış gösterdiği yerler ayrıştırılarak bu şekilde modele dâhil edilmektedir. Kurulan hata düzeltme modelinde bağımlı değişken hem kısa hem de uzun dönemde dengeden sapmalara etkisi olabilecek bir değişken olarak modele dâhil edilmektedir. NARDL modeli uzun dönem etkilerin yanında (5) nolu modelde görüldüğü gibi değişim parametrelerinin tahmini toplamları ile kısa dönem etkileri de görmemize yardımcı olmaktadır. Kısa dönem etkilerde yine asimetrik olarak denkleme dâhil edilen değişkenlerin pozitif ve negatif ayrıştırılmış hali yer almaktadır (Karamelikli’den aktaran Gürlevik, 2019, s. 87).

“Pesaran ve diğerleri (2001) ARDL hata düzeltme modeli (2) numaralı denklemden gösterilen asimetrik ilişkileri de içerecek şekilde düzenlenirse, Shin ve diğerleri (2014:289) tarafından önerilen NARDL modeli elde edilmektedir” (Gürlevik, 2019, s. 87):

$$\begin{aligned} \Delta \ln elx = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln elx_{t-1} + \alpha_2 el_{t-1}^+ + \alpha_3 el_{t-1}^- + \alpha_4 gas_{t-1} + \alpha_5 br_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^p \alpha_{6i} \Delta \ln elx_{t-i} + \sum_{i=i}^q \alpha_{7i} \Delta el_{t-i}^+ + \sum_{i=i}^m \alpha_{8i} \Delta el_{t-i}^- + \\ & \sum_{i=i}^n \alpha_{9i} \Delta gas_{t-i} + \sum_{i=i}^k \alpha_{10i} br_{t-i} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

Burada (p, q, m, n, k) gecikme uzunluklarıdır. (5) numaralı eşitlikte elektrik fiyatlarının elektrik endeksi üzerindeki uzun dönem asimetrik etkisini gösteren katsayıya δ_1 olarak kabul edersek bu katsayı yukarıda tahmin edilen ARDL modelindeki katsayılarla Eşitlik 6’daki gibi hesaplanmaktadır (Apaydın, Güngör ve Taşdoğan, 2019, s. 127);

$$\delta_1 = -(\alpha_2 / \alpha_1) \quad (6)$$

Diğer δ katsayıları da bu yöntemle ve kendi tahmin katsayıları ile hesaplanmaktadır.

NARDL modelinde de ARDL modelinde olduğu gibi aynı süreç işlemlerindedir. İlk başta serilerin durağanlık testleri yapılmalıdır çünkü ARDL modelinde olduğu gibi NARDL modeli de 2. derece ve daha ileri süreçlerde bütünlük olan model tiplerinde uygulanmaz (Çağlayan'dan aktaran Gürlevik, 2019, s. 88). Daha sonra kısıtsız hata düzeltme modeli (2 nolu model) tahmin edilir ve AIC bilgi kriterine göre uygun gecikme tespit edilir. Daha sonra uzun dönem eşbütünlük sınaması sınır testi (bound test) ile yapılır. Bu sınır testinde F ve Wald istatistiği kullanılır ve bağımlı ve bağımsız değişkenin fark değerlerine sıfır hipotezinde sıfır kısıtı ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$) uygulanır. Burada bulunan F istatistik değeri üst kritik değerden (asimptotik) büyükse uzun dönemli ilişkiye işaret eder ve katsayıların hesaplanması aşamasına geçilir (Apaydın'dan aktaran Gürlevik, 2019, s. 88).

3.1. Araştırmanın Etiği

Enerji Fiyatlarındaki Değişimin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi: BİST Elektrik Endeksi Üzerine Bir Uygulama adlı çalışmada bilimsel etik kuralları dikkate alınmıştır. Çalışmada Ocak 2010-Mart 2019 BIST Elektrik Endeksi (XELKT) değerleri ve Brent petrol, doğalgaz ve elektrik fiyatları (USD) verileri kullanılmıştır. Çalışmada yapılan atıflar doğru ve eksiksiz bir biçimde gösterilmiştir. Çalışma başka bir akademik yayına değerlendirilmesi için gönderilmemiştir.

4. Araştırma Bulguları

4.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Çalışmada birim kök testi olarak Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) testleri tercih edilmiştir. ADF birim kök testi sonuçları Tablo 2'de görülmektedir.

Tablo 2. Değişkenlere Ait Birim Kök Test Sonuçları (ADF)

	Sabitli Test İstatistiği Değeri	Sabitli ve Trendli Test İstatistiği Değeri
	Seviyede	
BR	-1.4156 (0.563)	-2.1316 (0.511)
GAS	-2.1704 (0.220)	-2.6770 (0.251)
EL	-0.8014 (0.806)	-4.9285 (0.001)
lnELX	-2.3158 (0.172)	-2.1960 (0.477)

	Birinci Farkta	
BR	-5.9418 (0.000)	-6.1232 (0.000)
GAS	-6.2004 (0.000)	-10.048 (0.000)
EL	-13.204 (0.000)	-13.102 (0.000)
lnELX	-6.1987 (0.000)	-6.1462 (0.000)

Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. Sabitli Model için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyeleri için sırasıyla -3.626, -2.945, -2.611 iken Sabit ve Trendli model için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyeleri için sırasıyla -4.234, -3.540, -3.202'dir.

Tablo 2 incelendiğinde seviyede ADF birim kök testinde her bir veri için ayrı ayrı kurulan H_0 : Serilerde birim kök yoktur, hipotezi BR, GAS ve ELX verilerinde reddedilerek bu değişkenlerin seviyesinde durağan olmadığı ancak H_0 : Serilerde birim kök yoktur, hipotezi reddedilemediği için EL değişkeninin sabit ve trendli modelde seviyesinde durağan olduğu görülmektedir. Bu seviyesinde durağan olma durumu Shin vd. (2014) NARDL eşbütünleşme testinin yapılabilmesi için engel teşkil etmemektedir. Çünkü NARDL modeli verilerin seviyesinde, birinci farkta olmak kaydıyla farklı derecelerden durağanlığına izin vermektedir. Değişkenlerin I(2) seviyesinde durağan olmaları ise bu modelin kullanımına engel teşkil eder. Değişkenlere birinci farklarında ADF birim kök testi uygulandığı ve BR, GAS, EL ve ELX değişkenlerinin birinci farklarında durağan oldukları gözlemlenmiştir. Burada H_0 : Serilerde birim kök yoktur, hipotezi reddedilememiş ve serilerin durağan olduğu anlaşılmıştır. Değişkenleri ADF testi ile bu şekilde sıradan sonra Phillips Perron (1989) birim kök testi ile birim kökün hangi derecede var olduğu daha tutarlı bir şekilde bulunmaya çalışılmadığıdır. Serilerin farklı derecelerde eşbütünleşik olabilmeleri ve ikinci seviyede durağan olmamaları [I(2)] şartı birim kök testine göre değişmemektedir. Bu nedenle değişkenlerin PP birim kök testleri yapılmıştır (Gürlevik, 2019, s. 89).

Tablo 3. Değişkenlere Ait Birim Kök Test Sonuçları (PP)

	Sabitli	Sabitli ve Trendli
	Test İstatistiği Değeri	Test İstatistiği Değeri
	Seviyede	
BR	-1.4254 (0.559)	-2.1410 (0.5065)
GAS	-2.2948 (0.179)	-2.7816 (0.2128)
EL	-2.3087 (0.174)	-5.0891 (0.001)
lnELX	-2.3158 (0.172)	-2.1960 (0.4773)
	Birinci Farkta	
BR	-6.3532 (0.000)	-5.8860 (0.000)
GAS	-6.2004 (0.000)	-6.2888 (0.000)
EL	-14.033 (0.000)	-13.102 (0.000)
lnELX	-6.1987 (0.000)	-13.850 (0.000)

Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. Sabitli Model için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyeleri için sırasıyla -3.626, -2.945, -2.611 iken Sabit ve Trendli model için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyeleri için sırasıyla -4.234, -3.540, -3.202'dir

Tablo 3. incelendiğinde seviyede uygulanan PP birim kök testinde her bir veri için ayrı ayrı kurulan H_0 : Serilerde birim kök yoktur, hipotezi BR, GAS ve ELX verilerinde reddedilerek bu değişkenlerin seviyesinde durağan olmadığı ancak H_0 : Serilerde birim kök yoktur, hipotezi reddedilemediği için EL değişkeninin sabit ve trendli model için seviyesinde durağan olduğu görülmektedir. PP seviyede birim kök testi sonuçları da görüldüğü üzere ADF birim kök testi sonuçları ile uyum sağlamaktadır. Değişkenlere birinci farklarında PP birim kök testi uygulanmış ve H_0 : Serilerde birim kök yoktur, hipotezi reddedilememiş BR, GAS, EL ve ELX değişkenlerinin birinci farklarında serilerin durağan olduğu anlaşılmıştır. Bu aşamada birim kök testi sonuçlarının NARDL testi için engel teşkil etmediği anlaşılmıştır (Gürlevik, 2019, s. 90).

4.2. NARDL Sınır Testi Sonuçları

NARDL testi için ilk yapılması gereken AIC, SIC gibi bilgi kriterlerinden en düşük değeri veren model baz alınarak gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Çalışmada en uygun gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterine göre 4 olarak bulunmuştur. Testin uygulanabilmesi için F istatistik değerinin belirlenmesi gerekmektedir (Gürlevik, 2019, s. 91).

Bu testte “ H_0 : Değişkenler arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisi yoktur.” şeklinde sınama yapılır ve hipotezin kabulüne veya reddine F istatistik değerinin Pesaran vd. (2001) asimptotik değeri ile karşılaştırılması sonucu karar verilir. Burada F istatistik değeri kritik üst değerden büyükse H_0 reddedilir ve eşbütünleşmenin varlığı ortaya konur. Eğer kritik alt değerden küçükse H_0 kabul edilir ve eşbütünleşmenin olmadığı ortaya çıkarılır. F istatistik değeri alt ve üst sınır değerleri arasında ise red veya kabul için yeterli bilgiye sahip olunamadığı için başka eşbütünleşme testlerine gidilmesi gerekir (Pesaran ve diğerlerinden naklen Gürlevik, 2019, s. 91).

Tablo 4. NARDL Sınır Testi Sonuçları

Tahmin edilen denklem = $\ln ELX = f(EL^+, EL, GAS, BR)$		
F- İstatistiği	14.215 (0,001)	
Optimum gecikme uzunluğu	(3, 4, 4, 4, 4)	
Anlamlılık seviyesi	Kritik Değer	
	Alt sınır	Üst sınır
%1	3.29	4.37
%5	2.56	3.49
%10	2.2	3.09
Tanısal (Diagnostik) Testler		İstatistikler
R^2	0,949	
Düzeltilmiş R^2	0,805	
F – İstatistiği	6,566 (0,004)	
Breusch – Godfrey LM	3.331 (0,135)	
ARCH LM	0.136 (0.976)	
Jarque – Bera Normality	0.984 (0.611)	
Ramsey Reset	1.513 (0.174)	

Not: Gecikme uzunluğu AIC kriterine göre hesaplanmıştır. Sınır değerleri Pesaran ve diğerleri (2001) Tablo CI(iii)’ den alınmıştır. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 4 incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde F istatistik değeri (14.215) asimptotik sınırdan (3.49) daha büyük olduğu için H_0 reddedilerek eşbütünleşmenin olduğu yani BR, GAS, EL VE ELX değişkenleri arasında uzun dönemli ilişki olduğu anlaşılmıştır.

Tabloda diagnostik test verileri ele alındığında modelin otokolerasyon (Breusch-Godfrey LM Testi) ve değişen varyans problemi (ARCH LM) içermediği anlaşılmaktadır. Ayrıca hata terimlerinin normal dağılım koşuluna (Jarque – Bera Normality) uyduğu ve model kurma hatasının bulunmadığı (Ramsey Reset) ilgili testler sonucu anlaşılmaktadır (Gürlevik, 2019, s. 92).

“Uzun dönemli ilişkiyi eşbütünleşme testinde F istatistik ile sınyarak bulduktan sonra bu ilişkinin parametrelerinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi gerekmektedir” (Gürlevik, 2019, s.92).

4.3. NARDL Modelinin Tahmin Sonuçları

F istatistik ile sınyarak uzun dönemli ilişkiyi eşbütünleşme testinde bulduktan sonra bu ilişkinin parametrelerinin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi gerekmektedir. NARDL modelinin tahmin sonuçları aşağıda (Tablo 5) yer almaktadır.

Tablo 5. NARDL (3, 4, 4, 4) Modelinin Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: <i>lnELX</i>			
Değişkenler	Katsayı	t- istatistiği	Olasılık
lnELX(-1)	0.522	3.514	(0.007)
lnELX(-2)	0.091	0.524	(0.613)
lnELX(-3)	-0.184	-1.470	(0.179)
EL_POS	0.010	2.412	(0.042)
EL_POS(-1)	0.017	3.674	(0.006)
EL_POS(-2)	0.002	0.468	(0.651)
EL_POS(-3)	0.001	0.296	(0.774)
EL_POS(-4)	-0.010	-3.045	(0.015)
EL_NEG	0.009	2.470	(0.038)
EL_NEG(-1)	-0.007	-1.484	(0.175)
EL_NEG(-2)	-0.002	-0.450	(0.664)
EL_NEG(-3)	0.001	0.313	(0.762)
EL_NEG(-4)	0.014	4.626	(0.001)
GAS	-0.410	-6.613	(0.000)
GAS(-1)	-0.046	-0.697	(0.505)
GAS(-2)	0.271	5.356	(0.000)
GAS(-3)	0.042	0.733	(0.484)
GAS(-4)	-0.136	-2.745	(0.025)
BR	0.008	5.650	(0.000)

BR(-1)	0.001	0.786	(0.454)
BR(-2)	-0.004	-2.828	(0.022)
BR(-3)	-0.009	-4.533	(0.001)
BR(-4)	0.002	1.311	(0.226)
Sabit	4.564	4.824	(0.001)
Tanısal Testler			
R ²		0.975	
Düzeltilmiş R ²		0.905	
F – İstatistiği		13.871 (0.000)	
Breusch – Godfrey LM		3.331 (0.135)	
ARCH LM		0.136 (0.967)	
Jarque – Bera Normality		0.984 (0.611)	
Ramsey Reset		1.513 (0.174)	

Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

“Tablo 5 ile gösterilen NARDL (3,4,4,4,4) model tahmin sonuçlarına göre modelde otokolerasyon, değişen varyans problemi bulunmamaktadır. Hata terimleri normal dağılıma uygundur ve model kurma hatası bulunmamaktadır” (Gürlevik, 2019, s. 93).

4.4. NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

NARDL (3,4,4,4,4) modelinden hem kısa hem de uzun dönem ilişkiye dair katsayılar elde edilebilmektedir. NARDL modeli için uzun dönem tahmin sonuçları aşağıda (Tablo 6) yer almaktadır.

Tablo 6. NARDL Modeli Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: <i>lnELX</i>		
Değişkenler	Katsayı	t- istatistiği
EL_POS	0.0374	1.694 (0.128)
EL_NEG	0.0258	1.424 (0.192)
GAS	-0.4886	-2.746(0.025)
BR	-0.0023	-0.402(0.697)
Sabit	8.0013	12.230(0.000)

Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

Tablo 6 uzun dönem tahmin ve katsayı verilerine göre EL_POS, EL_NEG ve BR değişkenlerinin katsayıları sırasıyla 0.037, 0.025, -0.002 ancak katsayılar istatistiksel olarak

anlamli değİllerdir. Diđer GAS değİşkeninin katsayısı ise -0.48 olup istatistiksel olarak anlamli bulunmuştur. Gaz fiyatlarındada meydana gelecek %1'lik bir değİşme BİST elektrik endeksinde (ELX) bağımlı değİşkeninde % 0.48' lik bir değİşime neden olacaktır. Katsayı işareti negatif olduğundan uzun dönemde Gaz fiyatlarında (GAS) %1'lik bir artış BİST elektrik endeksinde (ELX) % 0.48' lik bir azalışa, %1'lik bir azalış ise % 0.48' lik bir artışa neden olmaktadır. Uzun dönem tahminlerini yaptıktan sonra aşağıda CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle uzun dönem ilişkisinin kararlılık durumuna ayrıca kısa dönem tahmin sonuçlarına bakılmıştır (Gürlevik, 2019, s. 94).

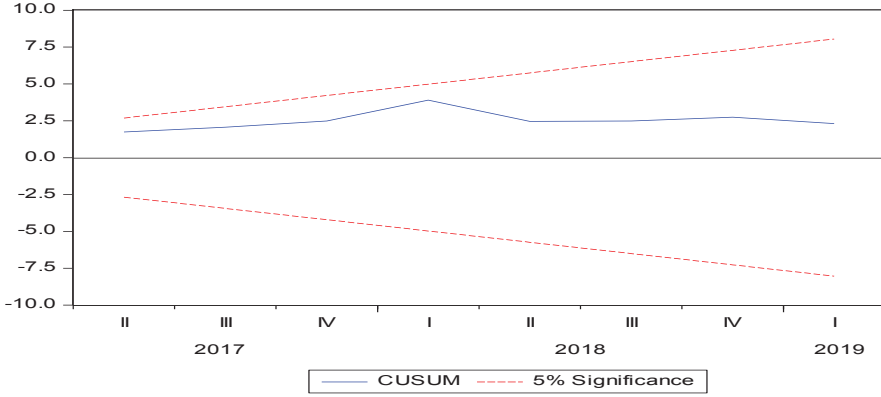
Bu çalışmada gaz fiyatlarının etkisinin anlamli tespit edilmesinden dolayı çalışmanın genel çıkarımlarından biri enerji fiyatlarının (gaz) hisse senedi değerlerini etkileyebileceđi doğrultusundadır. Çalışma bu yönüyle Jones ve Kaul (1996), Sadorsky (1999), Faff ve Brailsford (1999), Sadorsky, (2001), Sadorsky (2003), Basher ve Sadorsky (2006), Akgün (2006), Cong vd. (2008), Park ve Ratti (2008), Henriques ve Sadorsky (2008) ve diđer çalışmalarla özellikle petrol şoklarının sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Yapılan çalışma, Oberndorfer (2009), çalışması ile petrol fiyatlarının hisse senedi getirilerine etkisi konusunda benzerlik göstermekte ancak gaz fiyatlarının etkisi konusunda bu çalışma ile ters düşmektedir.

Uzun dönem tahminleri yapıldıktan sonra aşağıda CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle uzun dönem ilişkisindeki kararlılık durumuna ayrıca kısa dönemdeki tahmin sonuçlarına bakılmıştır.

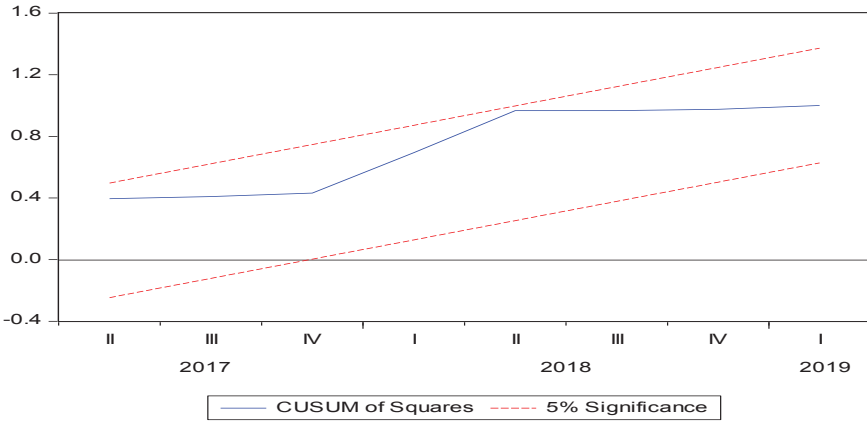
4.5. Cusum ve CusumSQ Grafikleri

NARDL modeli tahmin edildikten sonra modelin kararlılık gösterip göstermediđini incelemek için Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMSQ testleri uygulanmaktadır. Bu testler tahmin modelinin artıklarına uygulanmakta olup belirli bir parametreye dayanmamaktadırlar. (Brown ve diđerleri, 1975, s. 149-163).

Kısa dönemli katsayıların uzun dönemde istikrar gösterip göstermediđini test eden CUSUM ve CUSUMSQ testlerinin artıklarından biri yapısal kırılmanın ilk başta bilinmesinin gerekmemesidir. Yani yapısal kırılmayı dışsal değİşken olarak almamıza gerek yoktur. Tahmin edilen modelin artıkları ve artıklarının kareleri kullanılarak elde edilen eğri, %5 anlamlılıđı ifade eden kritik sınırlar içerisindeyse modelin uzun dönemde istikrarlı olduğunu anlatan H_0 hipotezi kabul edilecektir. Kritik sınırlar dışına taşıyorsa H_0 hipotezi reddedilecektir (Bayram ve Uca'dan naklen Gürlevik, 2019, s. 94).



Grafik 1. Cusum Grafiği



Grafik 2. Cusum SQ Grafiği

“Grafik 1 ve 2 incelendiğinde NARDL (3,4,4,4,4) tahmin modelinin %5 anlamlılık düzeyinde uzun dönemde herhangi bir kırılma içermediği yani istikrarlı olduğu görülmektedir” (Gürlevik, 2019, s.95).

4.6. NARDL Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Uzun dönemli ilişki sonuçlarına göre sadece ELX bağımlı değişkenini etkileyen bağımsız değişkenlerden sadece GAS değişkeninin katsayısı anlamlı çıkarken, tablo 3.9’da görülen kısa dönemli ilişki sonuçlarına göre çok az bir değişken dışında tüm değişkenler anlamlı çıkmıştır. Örneğin, Brent petrolün birinci derece fark değerinde $BR(-1)$ değişkeninde meydana gelen %1’lik bir değişim BİST Elektrik endeksi değerlerinde % (0.01)’lik bir artışa neden olur. Diğer taraftan elektrik fiyatlarında ki negatif asimetric değişimlerin birinci dereceden farkında meydana gelen ($EL_NEG(-1)$) %1’lik bir artış BİST Elektrik

endeksi değerlerinde % 0.01'lik bir azalışa neden olmaktadır. Hata düzeltme katsayısı ECM(-1) (-0.570) ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu kısa dönemde görülen sapmalar uzun dönemde yeniden denge eğilimine gireceklerini göstermektedir. Kısa dönemde uğradığı şokların uzun dönemde oluşturduğu dengesizliklerin ertesi dönem %57'si onarılmaktadır ve denge sürecine girmektedir. Bu dengesizliklerden arınma oranı hızlıya yakın bir orandır. Katsayının negatif olması bu geri dengeye gelme sürecini ifade etmektedir (Gürlevik, 2019, s. 96).

Tablo 7. NARDL (2, 3, 3, 3, 3) Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: $\Delta \ln ELX$			
Değişken	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
$\Delta (\ln ELX(-1))$	0.0929	1.0961	0.304
$\Delta (\ln ELX(-2))$	0.1849	2.1674	0.062
$\Delta (EL_POS)$	0.0102	4.9643	0.001
$\Delta (EL_POS(-1))$	0.0062	2.3097	0.049
$\Delta (EL_POS(-2))$	0.0087	2.7606	0.024
$\Delta (EL_POS(-3))$	0.0103	4.6106	0.001
$\Delta (EL_NEG)$	0.0092	3.7486	0.005
$\Delta (EL_NEG(-1))$	-0.0129	-4.7544	0.001
$\Delta (EL_NEG(-2))$	-0.0152	-5.4629	0.000
$\Delta (EL_NEG(-3))$	-0.0140	-7.3560	0.000
$\Delta (GAS)$	-0.4101	-10.948	0.000
$\Delta (GAS(-1))$	-0.1778	-5.5635	0.000
$\Delta (GAS(-2))$	0.0941	3.7189	0.005
$\Delta (GAS(-3))$	0.1362	4.0917	0.003
$\Delta (BR)$	0.0086	7.7868	0.000
$\Delta (BR(-1))$	0.0118	8.8204	0.000
$\Delta (BR(-2))$	0.0072	5.8731	0.000
$\Delta (BR(-3))$	-0.0023	-2.1652	0.062
ECM(-1)	-0.5705	-11.772	0.000
R ²		0.949	
Düzeltilmiş R ²		0.880	
F-istatistiği		14.215	

5. Sonuç

Bu çalışmada, Borsa İstanbul Elektrik Endeksi (XELKT) ile Elektrik fiyatları (EL), Gaz Fiyatları (GAS) ve Petrol Fiyatları (BR) arasındaki ilişki kısa ve uzun vadede NARDL modeli ile saptanmaya çalışılmıştır. Ayrıca elektrik fiyatlarındaki değişim asimetric ola-

rak (doğrusal olmayan) EL^- ve EL^+ şeklinde negatif ve pozitif değişimleri yansıtacak şekilde modele dâhil edilmiştir. Uygulamada ilgili değişkenlerin 3 Mart 2010- 29 Mart 2019 tarihleri arasında ki üçer aylık verileri kullanılarak analizler yapılmıştır. NARDL sınır testi sonuçları bize XELKT, EL^- , EL^+ , GAS ve BR arasında uzun dönemli bir ilişki olabileceğini gösterse de bunlardan sadece XELKT ve GAS değişkenleri arasındaki ilişki uzun dönemde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmaktadır. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre ise neredeyse tüm değişkenler arasında kısa vadeli bir ilişkinin varlığı ortaya çıkmış olup bunlardan EL^+ ve BR arasındaki ilişki pozitif yönde EL^- ve GAS değişkenlerinin ilişkisi ise gecikmelere bağlı olarak pozitif veya negatif yönde olabilmektedir. Hata düzeltme katsayısı $ECM(-1)$, **-0.570** ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu kısa dönemde görülen sapmalar uzun dönemde yeniden denge eğilimine gireceklerini göstermektedir. Kısa dönemde uğradığı şokların uzun dönemde oluşturduğu dengesizliklerin ertesi dönem %57' si onarılmaktadır ve denge sürecine girmektedir. Bu dengesizliklerden arınma oranı hızlıya yakın bir orandır. Sonuçlar değerlendirildiğinde karar alıcı mekanizmaların özellikle kısa vadede enerji fiyatlarının enerji şirketleri üzerinde etkisi olabileceğini göz ardı etmemeleri gerekmektedir (Gürlevik, 2019, s. 97).

Çalışmada, doğalgaz fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında bulunan ilişkinin negatif olmasının temel sebebi literatürdeki izahı bu enerji kaynağının üretimde girdi maliyetlerini artırarak enflasyon ve buna bağlı faiz oranlarını artırmaktadır. Bu ardışık olayların ekonomide oluşturduğu negatif etkilerin sonucunda azalan nakit akımları ve karlar hisse senedi değerlerini olumsuz etkileyebilmektedir şekildedir

Enerji fiyatlarındaki değişimin etkilerinin başka sektör bazlı çalışmalara da uygulanabileceğini gösteren bu çalışma kıyaslama ve politika üretme açısından Türkiye benzeri ülkelere de uygulanabilir veya veri hacmi geliştirilerek daha kapsamlı dönem aralıklarına uygulanabilir.

Kaynakça

- Akel, V., Gazel, S. (2014). Döviz kurları ile BİST sanayi endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi: Bir ARDL sınır testi yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 44, 23- 42.
- Akgün, A. (2006). *Petrol fiyatlarındaki değişimlerin İMKB-100 endeksine etkisi*. Yayımlanmamış yüksek lisans tezi, Konya: Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Aktaş, M., Akdağ, S. (2013). Türkiye’de ekonomik faktörlerin hisse senedi fiyatları ile ilişkilerinin araştırılması. *International Journal of Social Science Research*, 2(1), 50-67.
- Apaydın, Ş. (2019). Türkiye’de sermaye akımlarının ekonomik büyüme üzerindeki asimmetrik etkileri. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 1-16.
- Apaydın, Ş., Güngör, A. & Taşdoğan, C. (2019). Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki asimmetrik etkileri. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6 (1), 117-134. Doi: 10.30798/Makuiibf.505104

- Basher, S. A., Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, 17(2), 224-251.
- Bayram, O., Uca, H. (2019). Türkiye’de para talebi fonksiyonunun belirlenmesi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (59), 1-12.
- Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of The Royal Statistical Society B*, 37, 149- 163.
- Ceylan, F., Tüzün, O., Ekinci, R., Kahyaoglu, H. (2016). Tüketici kredileri ile paranın dolanım hızı arasındaki asimetrik ilişki: türkiye üzerine bir uygulama. *İnsan Ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 5(7), 2342-2357.
- Cong, R.G., Wei, Y.M., Jiao, J.L., Fan, Y. (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from china. *Energy Policy*, (36), 3544-3553.
- Çağlayan, E. (2006). Enflasyon, faiz oranı ve büyümenin yurtiçi tasarruflar üzerindeki etkileri. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 21(1), 423-438.
- Dursun, A., Özcan, M. (2019). Enerji fiyat değişimleri ile borsa endeksleri arasındaki ilişki: OECD ülkeleri üzerine bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (82), 177-198.
- Engle, R. F., Granger C. W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-76.
- Ertek T. (1996). Ekonometriye giriş, İstanbul: Beta Yayınları, 62, *İşletme-Ekonomi Dizisi*, 64.
- Eryiğit, M. (2009). Effects of oil price changes on the sector indices of Istanbul stock exchange. *International Research Journal of Finance And Economics*, 25, 209-216.
- Faff, R.W., Brailsford T.J. (1999). Oil price risk and the australian stock market. *Journal of Energy Finance and Development*, (4), 69-87.
- Gay, R. D. (2008). Effect of macroeconomic variables on stock market returns for four emerging economies: brazil, russia, india and china. *International Business and Economics Research Journal*, 7(3), 1-8.
- Güler, S., Ramazan, T. , Orçun, Ç. (2010). Petrol fiyat riski ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin belirlenmesi: Türkiye’de enerji sektörü üzerinde bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(4), 297-315.
- Güngör, B., Kaygın, C. Y. (2015). Dinamik panel veri analizi ile hisse senedi fiyatını etkileyen faktörlerin belirlenmesi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(9), 149-168.
- Gürlevik, F. (2019). Enerji fiyatlarındaki değişimin hisse senedi fiyatlarına etkisi: BİST elektrik endeksi üzerine bir uygulama. *Yozgat: Yozgat Bozok Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*.
- Hamilton, J. D. (2009). Causes and consequences of the oil shock of 2007-08. *National Bureau of Economic Research*, 215-283.
- Henriques I., Sadorsky, P. (2008). Oil prices and the stock prices of alternative energy companies. *Energy Economics*, 30, 998-1010.

- Huang, R.D., Faff R.W., Masulis, H.R. (1996). Stoll energy shocks and financial markets, *Journal of Futures Markets*, 16, 1-27
- Johansen, S., (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Jones, C. M., Kaul G. (1996). Oil and the stock markets. *Journal of Finance*, 51, 463-491.
- Karamelikli, H. (2018). Dolaylı ve dolaysız vergilerin ekonomik aktiviteler üzerindeki simetrik ve asimetric etkileri. *Maliye Finans Yazıları*, 95-110.
- Narayan, P. K., Smyth R. (2006). What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of fiji-u.s. migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342.
- Oberndorfer, U. (2009). Energy prices, volatility, and the stock market: Evidence From The Eurozone. *Energy Policy*, 37(12), 5787-5795
- Özdamar, G. (2015). Türkiye ekonomisinde döviz kuru geçiş etkisi: ardl-sınır testi yaklaşımı bulguları. *Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(32), 66-97.
- Öztürk, M. B., Gümüş, G. K., Taşkın, F. D., Çağlı, E. Ç. (2013). Petrol ve doğalgaz fiyatları ile imalat ve kimya-petrol-plastik sektörlerinin endeksleri arasındaki ilişki. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(2), 64-74.
- Park, J., Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 european countries. *Energy Economics*, 30, 2587-2608.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469.
- Sadorsky, P. (2001). Risk factors in stock returns of canadian oil and gas companies. *Energy Economics*, 23(1), 17-28.
- Sadorsky, P. (2003). The macroeconomic determinants of technology stock price volatility. *Review of Financial Economics*, 12(2), 191-205.
- Sayılgan, G., Süslü, C. (2011). Makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerine etkisi: Türkiye ve gelişmekte olan piyasalar üzerine bir inceleme. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar* 5(1), 73-96.
- Shin, Y., Yu, B., Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ardl framework. In: Horrace, W.C. & Sickles, R.C. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer Science & Business Media (281-314), New York (NY).
- Tarı R. (1999). *Ekonometri*, İstanbul: Alfa Yayınları-609, *İktisat Dizisi No:032*.
- Uslu, E. (2011). Bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin birim kök özellikleri: 1925 - 2008 Türkiye örneği. *Dicle Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 1(2), 86-97.

Ek 1: Araştırmanın Kabulü



T.C.
BOZOK ÜNİVERSİTESİ
Sosyal Bilimler Enstitüsü

ENSTİTÜ YÖNETİM KURULU TOPLANTI TUTANAĞI

Toplantı Tarihi	Toplantı Sayısı	Karar Sayısı
24.01.2018	2018/2	1.2.3.

Enstitü Yönetim Kurulu Doç. Dr. Yunus ÖZGER başkanlığında toplanarak gündemdeki konular üzerinde görüşüldü.

KARAR NO: 2018/02-01:

Enstitümüzde ders dönemini başarıyla tamamlayan öğrencilerin tez konusu ve tez önerisinin, Bozok Üniversitesi Lisansüstü Eğitim-Öğretim ve Sınav Yönetmeliği'nin 30. maddesi uyarınca aşağıdaki şekilde kabulüne,

İŞLETME ANABİLİM DALI BAŞKANLIKLARI YÜKSEK LİSANS PROGRAMI			
ÖĞRENCİLERİN			
ADI SOYADI	Numarası	TEZ KONUSU	DANIŞMANI
Fatih GÜRLEVİK	80110115012	Enerji Fiyatlarındaki Değişimin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama	Yrd. Doç. Dr. Sümeyra GAZEL

ASLI GİBİDİR

Yakup ARIKAN
Enstitü Sekreteri