

Petrol Fiyatlarının BIST Ulaştırma Endeksi Üzerindeki Asimetrik Etkisi: NARDL Yaklaşımı

Lütfü SİZER¹, Kadir KARAGÖZ²

Öz

Doğrusal zaman serileri analizi ekonometrik analizlerde yaygın bir biçimde kullanılmaktadır. Fakat hem iktisadi hem de finansal modellerin tahmininde doğrusal yöntemlerin yetersiz kaldığı gözükmemektedir. Bu yüzden, doğrusal olmayan yöntemlerin kullanılması, değişkenlerin asimetrik etkilerinin belirlenmesinde daha gerçekçi sonuçlar verecektir.

Bu çalışmanın amacı; Türkiye için 2003M1-2021M10 dönemine ait aylık veriler kullanarak BIST ulaştırma endeksi ile petrol fiyatları arasındaki asimetrik ilişkiyi doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modeli yaklaşımıyla incelemektir. Ayrıca, çalışmada ARDL ve NARDL modelleri tahmin edilerek bu iki modele ait sonuçların da karşılaştırılması amaçlanmıştır. Doğrusal ARDL yaklaşımında BIST ulaştırma endeksi ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilemezken, doğrusal olmayan ARDL yaklaşımında BIST ulaştırma endeksi ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Doğrusal olmayan ARDL modelinde petrol fiyatlarındaki pozitif ve negatif değişimlere BIST ulaştırma endeksi kısa ve uzun dönemde asimetrik tepkiler verdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar kelimeler: Hisse Senedi Fiyatı, Petrol Fiyatları, ARDL, NARDL.

Jel kodları: C5, E3.

Asymmetric Effect of Oil Prices on BIST Transportation Index: NARDL Approach

Abstract

Linear time series models are frequently used in econometrics literature. However, linear methods seem to be insufficient in estimating both economic and financial models. Therefore, using nonlinear methods will give more realistic results in determining the asymmetric effects of variables.

The aim of this study; The aim is to examine the asymmetric relationship between the BIST transportation index and oil prices with the nonlinear ARDL (NARDL) model approach, using monthly data for the period 2003M1-2021M10 for Turkey. In addition, ARDL and NARDL models were estimated in the study and it was aimed to compare the results of these two models. In the linear ARDL approach, a long-term relationship could not be determined between the BIST transportation index and oil prices, while a long-term relationship was found

¹ **Sorumlu yazar/Corresponding author:** Dr. Lütfü Sizer, Dicle Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü lutfu.sizer@dicle.edu.tr, ORCID: 0000-0002-9605-4286

² Doç. Dr. Kadir Karagöz, Manisa Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, kadir.karagoz@cbu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4436-9235

between the BIST transportation index and oil prices in the non-linear ARDL approach. In the non-linear ARDL model, it was concluded that the BIST transportation index gave different responses to the positive and negative changes in oil prices in the short and long term.

Keywords: Stock Price, Oil Prices, ARDL, NARDL.

Jel codes: C5, E3.

1. Giriş

Günümüz dünyasının en stratejik enerji kaynaklarından birisi olan petrol, türev ürünleriyle enerji üretiminden ulaşıma, kimya sanayiinden inşaat sektörüne kadar birçok alanda yaygın bir biçimde kullanılmaktadır. Petrol birçok sektörün en önemli girdi kaynaklarından olması ülke ekonomilerini değişik seviyelerde petrole bağımlı hale getirmektedir. Ülkelerin enerji yönüyle petrole olan bağımlılıkları kadar petrol fiyatları da dünya ekonomik aktivitesine yön veren faktörlerden birisidir (Özcan & Karter, 2020: 106). Petrol fiyatları ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişki son yıllarda çok sayıda ampirik çalışmaya konu olmuştur birçokları arasında bkz. Bouri, 2015; Chou & Tseng, 2016; Creti vd., 2014; Hashmi & Chang, 2021; Joo & Park, 2017; Sukcharoen vd., 2014). Yapılan çalışmalar, söz konusu ilişkinin arkasında yatan temel sebebin, uluslararası petrol fiyatlarının nakit akışları ve kazançlar üzerindeki etkisinden kaynaklandığını belirtmektedirler (Arouri vd., 2012).

Ülke ekonomisi üzerinde önemli etkisi bulunan petrol fiyatları bir yandan reel sektörü etkilerken diğer yandan da hisse senetleri üzerinden finansal piyasaları etkilemektedir. Bu etkiyi birkaç farklı şekilde yorumlamak mümkündür. İlk olarak, petrol fiyatlarının artması üretim maliyetlerinin artmasına neden olmakta, bu da nakit akışının, kârlılığın ve hisse senedi fiyatlarının düşmesine yol açmaktadır (Jones & Kaul, 1996). İkinci olarak, petrol fiyatlarının artması enflasyonda bir artışa neden olmakta bu ise para politikası yoluyla faiz oranının yükselmesine yol açmaktadır. Böylece petrol fiyatları ilerideki nakit akışları için kullanılacak indirim oranı vesilesiyle hisse senedi fiyatlarının düşmesine yol açabilmektedir (Basher & Sadorsky, 2006: 225; Rafailidis & Katrakilidis, 2014:794-795). Üçüncü olarak, petrol piyasasında meydana gelen şoklar hisse senedi fiyatları üzerinde farklı yönlerde etkiler meydana getirmektedir. Küresel ekonomik büyümede ortaya çıkan pozitif gelişmelere dayalı olarak petrol fiyatları artışı, ekonomik büyüme ile aynı trende sahip olduğunda pozitif korelasyon var gibi görüntü oluşmaktadır. Öngörülemeyen petrol arz şoklarından dolayı oluşan talep fazlası sebebiyle petrol fiyatının artması hisse senedi fiyatları üzerinde olumsuz yönde etki oluşturmaktadır (Kilian & Park, 2009: 1267-1268). Son olarak, hisse senedi fiyatlarıyla petrol fiyatları arasındaki ilişki, ülkelerin petrol ithal/ihrac etme oranı ve endüstri yapılarına bağlı olarak değişebilmektedir. Literatürde yer alan çalışmalara bakıldığında; petrol fiyatlarında meydana gelen pozitif değişimler, net petrol ithalatçısı ülkelerde hisse senedi piyasasında negatif etkilere sebep olurken, petrolü ihraç eden ülkelerde ise pozitif etki oluşturmaktadır (Degiannakis vd., 2017: 5-6). Sektörlerin üretimde petrolü kullanma oranlarına göre petrol fiyatları hisse senedi piyasaları üzerinde farklı tepkiler göstermektedir. Petrolün üretimde girdi olarak kullanılması durumunda petrol fiyatlarında artış olması halinde maliyetlerde bir artış meydana getirecektir. Maliyetlerde yaşanan artışlar ise nakit akışlarını negatif etkilediğinden kârlılıkta düşüşe yol açacaktır. Böylece Dolaylı etkiler sebebiyle hisse senedi fiyatları düşecektir (Basher vd., 2012: 226).

Bu çalışmada, Türkiye’de petrol fiyatlarındaki değişimlerin hisse senedi fiyatı üzerindeki etkisi incelenmektedir. Net petrol ithalatçısı olan Türkiye’de yıllardır süre gelen cari açık sorununun en büyük bileşenlerinden birini ham petrol ithalatı oluşturmaktadır. Bu bakımdan, petrol fiyatları ile doğrudan ilişkili olabilecek sektörlerin başında gelen ulaştırma, lojistik ve seyahat sektörlerinden şirketleri barındıran BIST Ulaştırma Endeksinin petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara karşı hassas olabileceği düşünülmektedir. Bu noktadan hareketle çalışmada, BIST Ulaştırma Endeksi ile petrol fiyatları arasındaki simetrik ve asimetrik ilişkinin varlığı araştırılmaktadır. Uluslararası petrol

fiyatlarındaki dalgalanmalar karşısından oldukça kırılgan bir yapı arz eden Türkiye’de finansal piyasaların bu değişime tepkisinin ortaya koyulmasının politika yapıcılar, yatırımcılar ve diğer piyasa aktörleri için yol gösterici olacağı düşünülmektedir.

1.1. Literatür taraması

Hisse senedi fiyatlarıyla petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için son zamanlarda geniş bir literatür tarafından ele alınmaktadır. Uluslararası piyasada petrol fiyatlarının hisse senedi piyasası üstünde oluşturduğu etkiyi hem sektör bazında hem de piyasa bazında inceleyen pek çok çalışma vardır. Özellikle son zamanlarda, petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki şok ve volatilité araştırılırken, hisse senedi piyasalarının petrol fiyatlarında meydana gelen değişimlere asimetrik tepkiler gösterip göstermediği de araştırılmaktadır.

Kilian ve Park (2009), 1973:1–2006:12 dönemi için aylık verilerden yararlanarak ABD reel hisse senedi getirilerinin ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi analiz etmişler. Elde edilen sonuçlara göre, ABD reel hisse senedi getirilerinin bir petrol fiyat şokuna tepkisinin, petrol fiyatındaki değişimin petrol piyasasındaki talep veya arz şoklarından kaynaklanıp kaynaklanmadığına bağlı olarak büyük ölçüde farklılık gösterdiğini göstermişlerdir.

Jawadi vd. (2010), ABD, Fransa, Meksika ve Filipinler ülkelerine ait petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi doğrusal olmayan yöntemleri kullanarak bir karşılaştırma yapmışlar. İlk olarak, hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatları arasında uzun dönemli ilişki tespit etmişlerdir. Doğrusal olmayan yöntemler kullanılarak hisse senedi-petrol fiyat sapmaları için farklı rejimler belirlenmiş ve dengeye doğru fiyat sapmalarına göre artan bir ayarlama hızıyla rejim tarafından etkinleştirilen doğrusal olmayan bir ortalamaya dönme mekanizması tespit etmişler.

Abdioğlu ve Değirmenci (2014), Türkiye özelinde yapmış oldukları çalışmada Granger nedensellik testi yardımıyla Borsa İstanbul (BIST) kapsamındaki sektörlerle ilişkin hisse senedi piyasası ile petrol fiyatları arasındaki ve kısa ve uzun dönem ilişkisini 2005-2013 yılları arası günlük verileri kullanarak analiz etmişlerdir. Bulgular, çoğu alt sektörlerde hisse senedi fiyatlarından petrol fiyatlarına doğru bir nedensel ilişkisi tespit etmişler.

Rafailidis ve Katrakilidis (2014), yaptıkları çalışmada 1991:1-2013:11 dönemine ait aylık verileri kullanarak ABD hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatları arasındaki uzun ve kısa vadeli dinamikleri S&P 500 endeksi ve West Texas Intermediate spot petrol fiyatlarını kullanarak incelemişlerdir. Enders ve Siklos'un (2001) eşik otoregresif (TAR) ve momentum eşiği otoregresif (MTAR) yöntemleri kullanılarak elde edilen sonuçlara göre, Eşik Hata Düzeltme Modeli tahminleriyle birlikte dengeye yönelik asimetrik tepkilerin kanıtını sağlar. MTAR modelinde dengeye uyum sürecinde asimetri ilişki tespit edilmiştir. İlgili Eşik Hata Düzeltme Modelinden elde edilen sonuçlar, hisse senedi getirilerinin petrol fiyatı değişikliklerine yalnızca uzun vadeli dengeden bir eşik değerinin altındaki sapmalarda tepki verdiğini ortaya koymuştur.

Kendirli ve Çankaya (2016), 04.01.2000-30.04.2015 yılları arası günlük verileri kullanarak ham petrol fiyatları ile BIST 100 ve BIST Ulaştırma endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmışlardır. Elde edilen Granger nedensellik testi sonuçlarına göre BIST 100 endeksinden hem petrol fiyatlarına hem de BIST Ulaştırma endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuşken, BIST Ulaştırma endeksinden de petrol fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Zortuk ve Bayrak (2016), ADL eşik değerli eşbütünleşme testini kullanarak G-7 ülkeleri için 2002:M4-2014:M8 dönemi aylık verileri için ham petrol fiyat şokları ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemişler. Elde edilen bulgulara göre, ham petrol fiyatlarıyla hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunmuş. Ayrıca, uzun döneme dengeye yaklaşmanın asimetrik ayarlamaya uyduğu tespit edilmiştir.

Kisswani ve Elian (2017), çalışmalarında petrol fiyatları (Brent ve West Texas Intermediate (WTI)) ile Kuveyt Menkul Kıymetler Borsası (KSE) fiyatları arasındaki ilişkiyi sektör düzeyinde incelemişlerdir. NARDL modelini kullanarak Kuveyt'teki bazı sektörler için 3 Ocak 2000 - 9 Aralık 2015 dönemini bazıları için de 14 Mayıs 2012 - 9 Aralık 2015 arasındaki günlük veriler kullanılarak incelemişler. Elde edilen sonuçlara göre, petrol fiyatları ile bazı Kuveyt sektörel hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli asimetrik etkiler bulunmuştur. Bu sektörler için, ampirik sonuçlar, WTI fiyat ölçümü durumunda kısa vadeli asimetrik etki bulunurken, Brent fiyatı durumunda asimetri kanıtı bulunamamıştır.

Anaswah vd. (2018), yaptıkları çalışma ile Suudi Arabistan borsasının petrol fiyatlarındaki dalgalanmalara tepkisini sektörel düzeyde incelemeyi amaçlamışlar. Çalışma 2012-2015 yılları arası günlük verilerden oluşmaktadır. Çalışmada sektörel tepkilerin dinamiklerini araştırmak için Granger nedensellik ve regresyon analizleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları, Suudi Arabistan borsasının petrol fiyatlarına karşı asimetrik tepki sergilediğini göstermiştir.

Özcan ve Karter (2020), petrol fiyatlarıyla BIST100 endeksi arasındaki ilişkiyi 2001M1-2020M6 dönemine ait aylık verileri kullanarak incelemiştir. Balcılar vd. (2010) Bootstrap Rolling Window nedensellik testini kullanarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmışlardır. Elde edilen bulgulara göre hem petrol fiyatlarından hisse senedi fiyatlarına doğru hem de hisse senedi fiyatlarından petrol fiyatlarına doğru farklı dönemler itibariyle nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Yurdakul ve Akdaş (2020), Türkiye ekonomisi için 2003:01-2018:10 dönemine ait verileri kullanarak altın ve petrol fiyatlarını etkileyen makroekonomik değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini analiz etmişler. Engle-Granger ve Dinamik En Küçük Kareler (DEKK) yöntemlerini kullanarak elde ettikleri bulgulara göre hem altın fiyatlarıyla makroekonomik değişkenler arasında hem de petrol fiyatlarıyla makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişki elde edilmiştir. "Petrol fiyatları" ile "döviz kuru ve hisse senedi fiyatları" arasında negatif, "petrol fiyatları" ile "altın fiyatları, Dow-Jones Sanayi Endeksi ve FED faiz oranı" arasında pozitif birer ilişki bulunmuştur.

Kiracı (2020), BIST Ulaştırma endeksi ile dolar ve petrol fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini 03.01.2000-24.07.2018 dönemine ait aylık verileri kullanarak incelemiştir. Granger nedensellik testi ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinin kullanıldığı çalışmada, değişkenler arasında hem Granger nedensellik hem de asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Khan vd. (2021), petrol fiyatları ve makroekonomik faktörlerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini Pakistan için 1985-2017 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak yeni bir dinamik otoregresif dağıtılmış gecikme simülasyonları modeli kullanarak ampirik olarak incelemişlerdir. Ulaşılan sonuçlara göre, petrol fiyatları, havale girişi ve doğrudan yabancı yatırımları ile Pakistan hisse senedi fiyatları üzerinde pozitif bir etki oluştururken, döviz kurunun Pakistan hisse senedi fiyatları üzerinde negatif bir etki oluşturmaktadır.

Ben Cheikh vd. (2021), 2005:1-2019:12 dönemine ait aylık verileri kullanarak altı Körfez İşbirliği Konseyi (GCC) ülkesinde petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların hisse senedi getirileri üzerindeki asimetrik etkilerini incelemişlerdir. Elde edilen bulgulara göre, geleneksel yaklaşımların aksine petrol fiyatlarındaki değişimler GCC hisse senedi getirileri üzerindeki etkisi simetrik değildir. Petrol fiyatlarındaki değişimlerin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisi bazı GCC ülkeleri için simetrik iken bazı ülkeler içinde asimetrik etkiler göstermiştir.

Katsampoxakis vd. (2022), yaptıkları çalışmada Avrupa'da petrol ithal eden/ihraç eden ülkeler için hisse senedi getirileri ile ham petrol fiyatları arasındaki karşılıklı ilişkileri incelemişlerdir. 2019-2021 pandemi döneminde petrol fiyatlarındaki değişikliklere borsa tepkilerinin önemini tahmin etmek için vektör otoregresyon (VAR) modelini uygulamışlar. Ham petrol fiyatları ile Avrupa borsa endeksleri

arasındaki ilişkinin yönünü ve yoğunluğunu bulmak için Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Sonuçlar, istikrarlı dönemlerde, COVID-19 salgını öncesi ve aşılardan açıklanmasından sonra, ham petrol ile hisse senedi fiyatları arasında karşılıklı bağımlılığın olmadığını, yüksek oynaklık dönemlerinde ise borsalardan petrol fiyatlarına doğru nedenselliğin arttığını ve hem petrol ihraç eden hem de ithalat yapan ülkeler eşit derecede etkilendiğini göstermiştir.

Kılıç ve Sönmez (2022), 16.01.2005-24.10.2021 dönemine ait haftalık verileri kullanarak petrol fiyatları ile E7 ülkelerin borsaları arasındaki getiri yayılımını çok değişkenli GARCH modellerinden CCC-GARCH modeli ile analiz etmişlerdir. Bulgulara göre; Petrol fiyatlarıyla Türkiye, Brezilya, Endonezya, Rusya, Hindistan, Çin ve Meksika borsalarından volatilité kümelemesi oluşturduğu gözlenmiştir. Petrol fiyatları ile Türkiye, Brezilya, Hindistan ve Meksika borsaları arasında çift yönlü volatilité ilişkisi bulunmuştur. Petrol fiyatları ile Endonezya, Rusya ve Çin borsaları arasında tek yönlü volatilité ilişkisi bulunmuştur.

Yapılan çalışmalar incelendiğinde petrol fiyatlarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini inceleyen geniş bir literatür olduğu gözlemlenmektedir. Fakat Türkiye özelinde petrol fiyatlarının hisse senedinin alt sektörlerinden olan BIST ulaştırma endeksi üzerindeki asimetric uzun dönem ilişkisi üzerinde yapılan herhangi bir çalışmanın olmadığı gözükmektedir. Bundan dolayı ele alınan çalışmanın literatüre katkı sunması beklenmektedir.

2. Ekonometrik metodoloji

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin araştırılması politika belirleme ve karar alma açısından büyük önem taşımaktadır. Bu konu makroekonometrik zaman serileri analizi literatürünün de en dinamik alanlarından birini oluşturmaktadır. Engle ve Granger (1987) tarafından eşbütünleşme teorisinin geliştirilmesinden bu yana, serilerin farkını almaksızın durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin araştırılması mümkün hâle gelmiştir. Bunun için ön koşul, birinci dereceden bütünleşik seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olmasıdır. Literatürde uzun dönemli ilişkilerin varlığının araştırılmasında daha çok Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen çeşitli eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Engle-Granger yaklaşımı ikiden fazla değişken arasındaki çoklu eşbütünleşme denklemlerini tahmin konusunda zayıf kaldığından çok fazla tercih edilen bir yaklaşım değildir. Çok değişkenli ilişkilerde kullanılabilecek, VAR modeline dayalı daha uygun bir yöntem Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilmiştir. Söz konusu yöntemlerin ortak koşulu serilerin birinci dereceden homojen olmalarıdır. Her ne kadar iktisadi değişkenlerin çoğunluğu bu koşulu sağlasa da özellikle analizlerde yer verilen bazı iktisadi olmayan değişkenler ve büyüme formundaki seriler düzey değerleri itibariyle durağan davranış gösterebilmektedirler. Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) modeline dayalı eşbütünleşme testi yaklaşımı, farklı dereceden bütünleşik seriler arasındaki anlamlı uzun dönem ilişkilerinin varlığını araştırmak için güçlü bir araç sunmaktadır. Bu avantajının yanı sıra yöntemin küçük örneklerde ve yapısal kırılmaların olması halinde bile daha etkin tahminler verdiği yönünde bulgular elde edilmiştir (Narayan, 2004).

Modelde kullanılan değişkenlerin farklı seviyede durağan olmasına imkan sağlaması ve diğer modelleme teknikleriyle karşılaştırıldığında kısa ve uzun dönem asimetric etkilerin modellenmesinde üstün avantajlarından ötürü çalışmada NARDL yaklaşımı tercih edilmiştir. Çalışmada hem değişkenler arasındaki ilişkinin doğasına ilişkin bilgiye ulaşmak hem de iki farklı fonksiyonel yapıyı karşılaştırma imkanı elde etmek amacıyla önce doğrusal ARDL yaklaşımından elde edilen bulgular verilmiş ardından da doğrusal olmayan ARDL modelinin bulguları sunulmuştur.

2.1. ARDL yaklaşımı ve sınır testi

Çalışmada dört farklı nedenden dolayı NARDL modeli tercih edilmiştir. İlk olarak, BIST Ulaştırma endeksi ile petrol fiyatları arasında var olabilecek eşbütünleşme ilişkisinin modellenmesine olanak sağlamasıdır. İkincisi, hem doğrusal hem de doğrusal olmayan eşbütünleşmeyi test etmeye izin vermesidir. Üçüncüsü, bağımsız değişkenden bağımlı değişkene kısa ve uzun dönemli etkileri dikkate almasıdır. Sonuncusu ise, ele alınan değişkenlerin entegrasyon derecesinin aynı olması gereken diğer hata düzeltme modellerinden farklı olarak, NARDL modelinin bu kısıtlamadan etkilenmemesi ve farklı entegrasyon derecesine sahip değişkenlere izin vermesidir.

Pesaran vd. (2001), yaptıkları çalışmada, eşbütünleşme ilişkisi için, analizde kullanılan değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmaları durumunda da sağlam sonuçlar veren ARDL modeline dayalı eşbütünleşme testini önermişlerdir. y_t bağımlı değişken, $x_{j,t}$ $j = 1, 2, \dots, k$ bağımsız değişkenler olmak üzere ARDL(p, q_1, \dots, q_k) modeli aşağıda verilmiştir.

$$y_t = a_0 + a_1 t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} x_{j,t-1_j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte; a_0 sabit terimi, a_1 doğrusal trend katsayısını, φ_i bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarını ($i = 1, \dots, p$), β_{j,l_j} k bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarını, ε_t ise hata terimini ifade etmektedir. Verilere uygun ARDL modelinin p, q_1, \dots, q_k gecikme sayılarına AIC, SIC, HQ veya düzeltilmiş R^2 değerleri yardımı ile karar verilmektedir. Ayrıca söz konusu bilgi kriterleri veya belirleme katsayısının gösterdiği modelde otokorelasyon, değişen varyans, spesifikasyon hatası ya da normallik sorunları olmamalı, parametre tahminlerinin istikrarlı olmasına dikkat edilmelidir. (1) nolu eşitlikte verilen ARDL denkleminde yola çıkarak (denklemdaki deterministik terimlere (a_0 ve a_1) kısıtlar verilerek veya bu terimler kullanılmadan) Pesaran vd. (2001), 5 farklı koşullu hata düzeltme modeli önermiş ve seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi sınır testi yaklaşımıyla bu modeller üzerinden sınanmıştır.

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + b_0 y_{t-1} + \sum_{j=1}^k b_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} c_{0,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=1}^{q_{j-1}} c_{j,l_j} \Delta x_{j,t-1_j} + \sum_{j=1}^k d_j \Delta x_{j,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Bu denklemden oluşturulan hata düzeltme denklemiyse, $EC_t = y_t - \sum_{j=1}^k \frac{b_j}{b_0} x_{j,t}$ biçiminde elde edilmektedir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoksa aşağıdaki hipotez reddedilmeyecektir:

$H_0: b_0 = b_j = 0, \forall j$ (eşbütünleşme yoktur)

Pesaran vd. (2001) yukarıdaki modele ait sıfır hipotezini sınamak için kısıtlı F istatistiğini hesaplamışlar. Ancak hesaplanan bu değer standart F dağılımına uymadığı için bütün değişkenlerin düzey değerlerinde durağan kabul edildiği ve alt sınır olarak varsayılan kritik değerler ($I(0)$) ile bütün değişkenlerin birinci farkta durağan olduğu kabul edildiği ve üst sınır olarak varsayılan kritik değerler ($I(1)$) çeşitli yanılma düzeyleri için gözlem sayısı asimptotik olarak sonsuza yaklaşırken elde edilmiştir. F-Sınır testi yaklaşımına göre hesaplanan test istatistik değeri alt sınır kritik değeri ($I(0)$)'dan küçük ise sıfır hipotezi reddedilemeyecek ve seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşılabilecektir. Hesaplanan F test istatistik değeri üst sınır kritik değeri ($I(1)$)'dan büyük ise sıfır hipotezi reddedilecek ve seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin

bulunduğu sonucuna ulaşılabacaktır. Üçüncü bir durum olarak; elde edilen F test istatistiği alt sınır kritik değeri ($I(0)$) ve üst sınır kritik değeri ($I(1)$)'in arasında ise seriler arasında bir eşbütünlüğün olup olmadığına ilişkin bir karar verilemeyecektir.

Narayan (2005), F-Sınır testi için Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından büyük gözlemler için üretilen alt ve üst sınır kritik değerlerini küçük örneklem için yeniden üretmişlerdir. Dolayısıyla uygulamalarda değişkenlerin gözlem sayılarının çok büyük olması durumunda Narayan tarafından elde edilen kritik değerler tercih edilmektedir.

2.2. Doğrusal olmayan ARDL yaklaşımı (NARDL)

NARDL yaklaşımı Shin vd. (2014) tarafından geliştirilmiştir. Bu yaklaşımda ARDL sınır testinde olduğu gibi değişkenlerin farklı dereceden ($I(0)$ veya $I(1)$) durağan olmalarına izin vermektedir. Ayrıca bu test diğer eşbütünlük testlerinden farklı istatistiksel çıktılar vermesiyle son yıllarda yaygın şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Özellikle uzun dönem pozitif ve negatif etkilerin elde edilmesi, asimetrik kısa ve uzun dönem etkiler araştırmacıların politika önerisi getirirken önem arz etmektedir. Bunlara ek olarak doğrusal olmayan ARDL testi hem simetrik hem de asimetrik eşbütünlük ilişkisine izin vermektedir. Dahası bu testin küçük örneklem özelliklerinin iyi olduğu yönünde kanıtlar elde edilmiştir (Shin vd., 2014: 285-286).

y_t ve x_t gibi $I(d)$ ($d = 0,1$) olma özelliği taşıyan iki değişken olsun. Bu değişkenler arasında asimetrik uzun dönem modeli aşağıda (3) nolu eşitlikte verilmiştir.

$$y_t = \gamma^+ x_t^+ + \gamma^- x_t^- + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3) numaralı denklemde γ^+ ve γ^- uzun dönem katsayılarını göstermektedir. Ayrıca x_t^+ ve x_t^- değişkenleri x_t 'de pozitif ve negatif değişimlerin kısmi toplamlarını göstermektedir. Bu eşitlikler aşağıda (4) numaralı denklem ile ifade edilmiştir.

$$x_t^+ = \sum_{k=1}^t \Delta x_k^+ = \sum_{k=1}^t (\Delta x_k, 0) \text{ ve } x_t^- = \sum_{k=1}^t \Delta x_k^- = \sum_{k=1}^t (\Delta x_k, 0) \quad (4)$$

(3) nolu eşitlikteki asimetrik uzun dönem modelinden hareketle elde edilen doğrusal olmayan hata düzeltme modeli (5) nolu denklemde verilmiştir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \vartheta^+ x_{t-1}^+ + \vartheta^- x_{t-1}^- + \sum_{k=1}^{p-1} \delta_k \Delta y_{t-k} + \sum_{k=0}^{q-1} (\pi_k^+ \Delta x_{t-k}^+ + \pi_k^- \Delta x_{t-k}^-) + u_t \quad (5)$$

(5) numaralı eşitlik kullanılarak x 'in y üzerindeki negatif ve pozitif değişimlerinin uzun dönem etkileri sırasıyla $\gamma^+ = -(\frac{\vartheta^+}{\rho})$ ve $\gamma^- = -(\frac{\vartheta^-}{\rho})$ biçimindedir.

(5) numaralı eşitlik NARDL modeli için tahmin edilen eşbütünlük denklemini göstermektedir. Model tahmin edildikten sonra eşbütünlük ilişkisinin bulunup bulunmadığına karar vermek için, Shin vd. (2014) tarafından iki farklı yaklaşım önerilmiştir. Bunlardan birincisi (Banerjee vd., 1998) tarafından kullanılan t_{BDM} istatistiğine dayalı t testi yaklaşımıdır. Burada sıfır hipotezinin reddedilmesi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu ifade eder. Bu yaklaşımla sınanan hipotez aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} H_0: \rho &= 0 \\ H_1: \rho &< 0 \end{aligned} \quad (6)$$

İkincisi ise, Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen ve F_{PSS} istatistiğine dayalı F testi yaklaşımıdır. Bu yaklaşımda sıfır hipotezinin reddedilmesi ise değişkenler arasındaki ilişkinin asimetrik olduğunu ifade eder. Bu yaklaşıma ait hipotez aşağıda (7) numaralı ifade de verilmiştir.

$$\begin{aligned} H_0: \rho &= \vartheta^+ = \vartheta^- = 0 \\ H_1: \rho &\neq \vartheta^+ \neq \vartheta^- \neq 0 \end{aligned} \quad (7)$$

Eşbütünleşme ilişkisi bulunması halinde, NARDL modeli için önemli çıktılar elde edilebilmektedir. Bunlardan ilki, uzun ve kısa dönem asimetriлерidir ve bunlar Wald testi yardımıyla araştırılmaktadır. Uzun dönem asimetriлерi için kullanılan hipotez:

$$H_0: \gamma^+ = \gamma^- \quad (8)$$

Kısa dönem asimetriлерi için aşağıdaki hipotezler kullanılmaktadır:

$$\text{tüm } j = 0, \dots, q-1 \text{ için } H_0: \pi_k^+ = \pi_k^- \text{ veya } H_0: \sum_{k=0}^{q-1} \pi_k^+ = \sum_{k=0}^{q-1} \pi_k^- \quad (9)$$

İkinci önemli çıktı ise, negatif ve pozitif uzun dönem katsayılarının elde edilmesidir. Burada pozitif ve negatif uzun dönem parametrelerinin sıfır hipotezleri sırasıyla $\gamma^+ = -\left(\frac{\vartheta^+}{\rho}\right)$ ve $\gamma^- = -\left(\frac{\vartheta^-}{\rho}\right)$ olarak belirlenmektedir (Shin vd., 2014291-292).

2.3. Asimetrik dinamik çarpanlar

x_t^+ ve x_t^- bağımsız değişkenlerdeki bir birim değişikliğin y_t üzerindeki asimetrik kümülatif dinamik çarpan etkisi aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t-1}}{\partial x_t^+}, m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t-1}}{\partial x_t^-}, h = 0,1,2, \dots \quad (10)$$

Bu denklemlerdeki $h \rightarrow \infty$ iken $m_h^+ \rightarrow \gamma^+$ ve $m_h^- \rightarrow \gamma^-$ olmaktadır. Ayrıca $\gamma^+ = -\left(\frac{\vartheta^+}{\rho}\right)$ ve $\gamma^- = -\left(\frac{\vartheta^-}{\rho}\right)$

3. Ampirik bulgular

3.1. Model ve veri seti

Türkiye özelinde gerçekleştirilen bu çalışmada analizleri yapmak 2003:M1- 2021:M10 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Tablo 1' de analize dâhil edilen değişkenlere ait ayrıntılı bilgiler yer almaktadır. Uygulamada kullanılan değişkenlerin doğal logaritmaları alındıktan sonra analizler gerçekleştirilmiştir. Uygulama kısmında "EViews 12" paket programı kullanılarak analizler yapılmıştır.

Tablo 1: Çalışmada yer alan değişkenlere özet bilgiler

Değişken	Açıklama	Verinin Kaynağı
XULAS	BIST100 Endeksi Kapanış Fiyatı	https://tr.investing.com/indices/ise-transportation
PETROL	Brent Petrol Varil Fiyatları Doğal Logaritması (Alış Fiyatı)	https://www.investing.com/commodities/brent-oil

Analizde yer alan değişkenlere ait bilgiler aktarıldıktan sonra kullanılan model ile ilgili bilgiler verilebilir. XULAS'ın bağımlı değişken, PETROL'ün de bağımsız değişken olarak yer aldığı regresyon modeli (11) numaralı denklem ile sunulmuştur.

$$XULAS_t = \beta_0 + \beta_1 PETROL_t \quad (11)$$

Pesaran vd. (2001)'nin geliştirdiği sınır testinde, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini tespit etmek için ilk önce bağımlı değişkene göre düzenlenmiş sınırlandırılmamış bir hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir. Bu çerçevede (11) numaralı denklem yeniden yazılarak aşağıdaki (12) numaralı ARDL(m,p) modeli elde edilmiştir.

$$\Delta XULAS_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 XULAS_{t-1} + \alpha_3 PETROL_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1,i} \Delta XULAS_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2,i} \Delta PETROL_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

(12) numaralı denklemde (m,p) uygun gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü, t deterministik trendi, α_0 sabit terimi, α_2, α_3 parametreleri uzun dönem katsayılarını ve β_1, β_2 parametreleri ise kısa dönem katsayılarını, ε_t hata terimini göstermektedir. Eğer ARDL sınır testinden elde edilen sonuçlara göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunursa kısa ve uzun dönem katsayı tahminleri gerçekleştirilebilir. Son aşamadaysa (13) numaralı denklemle ifade edilen ARDL(m,p) modeline ait hata düzeltme modeli tahmin edilir.

$$\Delta XULAS_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \beta_{1,i} \Delta XULAS_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2,i} \Delta PETROL_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

(13) numaralı denklemde yer alan β_1, β_2 katsayıları modelin dengeye ulaşmasını sağlayan kısa dönem katsayılarını göstermektedir. λ , ayarlama hızını ifade etmektedir. Burada λ 'nın hem negatif hem de istatistiksel bakımdan anlamlı çıkması beklenmektedir.

(11) numaralı denklem BIST Ulaştırma endeksi ile petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırırken bağımsız değişken olarak kullanılan petrol fiyatlarının pozitif ve negatif yönlü hareketlerinin hisse senedi fiyatları üzerinde eşit etkilerinin bulunduğu varsayımı üzerine kurulmuştur. Fakat literatür incelendiğinde pek çok çalışmada hisse senedi piyasası; petrol fiyatlarındaki gelişmelere asimetric tepkiler verdiğine dair ampirik kanıtlar ortaya koymaktadır. Bu çalışmada petrol fiyatlarının hisse senedi fiyatları üzerindeki kısa ve uzun dönem asimetric etkileri araştırıldığından dolayı Shin vd. (2014) tarafından önerilen veri ayrıştırma yönteminden faydalanılarak bağımsız değişkenler asimetric yapıda modele dâhil edilmiştir. (11) numaralı denklemdeki bağımsız değişken Shin vd. (2014)'nin çalışmasındaki gibi pozitif ve negatif kümülatif toplamları cinsinden yeniden düzenlenirse aşağıdaki (14) numaralı denklemde ifade edilen model elde edilmiş olur.

$$XULAS_t = \beta_0 + \beta_1 PETROL_t^+ + \beta_2 PETROL_t^- + \varepsilon_t \quad (14)$$

Yukarıdaki (14) numaralı modelin tahmin edilmesinde uzun ve kısa dönem etkisini dikkate alan bir hata düzeltme modelinden yararlanılacaktır. Bunun için Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen asimetrik etkileri göz önünde bulunduran NARDL modelinden faydalanılacaktır. Shin vd. (2014)'nin geliştirdiği asimetrik yapıya uyarlanmış NARDL(m,p) modeli aşağıda gösterilen bir şekilde verilmiştir:

$$\begin{aligned} \Delta XULAS_t = & \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho XULAS_{t-1} + \theta_1^+ PETROL_t^+ + \theta_1^- PETROL_t^- \\ & + \sum_{i=1}^m \varphi_i \Delta XULAS_{t-i} + \sum_{i=0}^p (\pi_1^+ \Delta PETROL_{t-i}^+ + \pi_1^- \Delta PETROL_{t-i}^-) \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

(15) numaralı denklemde yer alan pozitif ve negatif etkiler aşağıda görülen şekilde oluşturulmuştur:

$$\begin{aligned} PETROL_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta PETROL_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta PETROL_i, 0) \\ PETROL_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta PETROL_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta PETROL_i, 0) \end{aligned} \quad (16)$$

Pesaran vd. (2001) çalışmasında yer alan sınır testi yöntemi ile kritik tablo değerleri (15) numaralı NARDL modeli için de geçerli sayılmaktadır.

3.2. Betimleyici istatistikler

Tablo 2'de çalışmada kullanılan petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endekisi değişkenlerine ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tablo 2'de değişkenlere ait standart sapmalar incelendiğinde BIST ulaştırma endeksine ait oynaklık petrol fiyatlarındaki oynaklıktan daha fazladır. Her iki değişkene ait çarpıklık değeri normal dağılımın çarpıklık katsayısı olan sifıra yakın fakat azda olsa sağa çarpıktır. Basıklık değerleri ise normal dağılımın basıklık katsayısı olan 3'e göre kıyaslandığında, her iki değişkenin basıklık katsayısı 3'ten küçük yani ince kuyrukludur. Son olarak Jarque-Bera test istatistiği olasılık değerlerine bakıldığında her iki serinin de %5 anlamlılık düzeyinde normal dağılıma uymadığı gözükmektedir.

Tablo 2: Tanımlayıcı istatistikler

	XULAS	PETROL
Ortalama	5.911	4.175
Maksimum	7.585	4.899
Minimum	4.008	3.225
Standart Sapma	1.103	0.400
Çarpıklık	-0.127	-0.315
Basıklık	1.627	2.473
Jarque-Bera	18.346	6.366
Olasılık	0.000	0.041

3.3. Birim Kök Testi Sonuçları

Hem ARDL hem de NARDL sınır testi yaklaşımının gerçekleştirilebilmesi için gerekli olan şart modeldeki değişkenlerin ikinci dereceden durağan olmamasıdır. Bu yüzden birim kök testi yardımıyla modelde kullanılan değişkenlerin ikinci dereceden durağan olup olmadığına karar vermek gerekmektedir. Bu vesileyle ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinden yararlanarak, değişkenlerin durağanlık seviyeleri belirlenmeye çalışılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 3, 4 ve 5'te verilmiştir.

Tablo 3: ADF birim kök testi sonuçları

Değişkenler	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer
XULAS	-0.863 (0)	-2.874	-2.631 (0)	-3.429
PETROL	-2.856 (1)	-2.874	-2.831 (1)	-3.430
Δ XULAS	-14.205** (0)	-2.874	-14.173** (0)	-3.430
Δ PETROL	-9.620** (0)	-2.874	-9.604** (0)	-3.430

Not:**, %5 önem düzeyi için anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisinde yer alan değerler, Schwarz (SIC) bilgi kriterine göre belirlenmiş uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo 4: PP birim kök testi sonuçları

Değişkenler	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer
XULAS	-0.942 (5)	-2.874	-3.113 (6)	-3.429
PETROL	-2,532 (3)	-2.874	-2.471 (3)	-3.429
Δ XULAS	-14.290** (5)	-2.874	-14.260 ** (5)	-3.430
Δ PETROL	-8.917** (15)	-2.874	-8.870** (15)	-3.430

Not: **, %5 önem düzeyi için anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisinde yer alan değerler de, Newey-West Bandwidth kriterlerince belirlenmiş uygun Bandwidth gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo 5: Düzey değerleri için KPSS birim kök testi sonuçları

Değişkenler	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer
XULAS	1.891** (11)	0.463	0.079 (11)	0.146
PETROL	0.342 (11)	0.463	0.324** (11)	0.146
Δ XULAS	0.030 (5)	0.463	0.029 (5)	0.146
Δ PETROL	0.101 (6)	0.463	0.058 (4)	0.146

Not: **, %5 önem düzeyi için anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisinde yer alan değerler de, Newey-West Bandwidth kriterlerince belirlenmiş uygun Bandwidth gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo 3, 4 ve 5'te düzey değerleri için uygulanan ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Elde edilen sonuçlara göre, BIST Ulaştırma endeksi ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinde sabitli ve trendli modelde hesaplanan t istatistik değerleri mutlak değerce kritik tablo

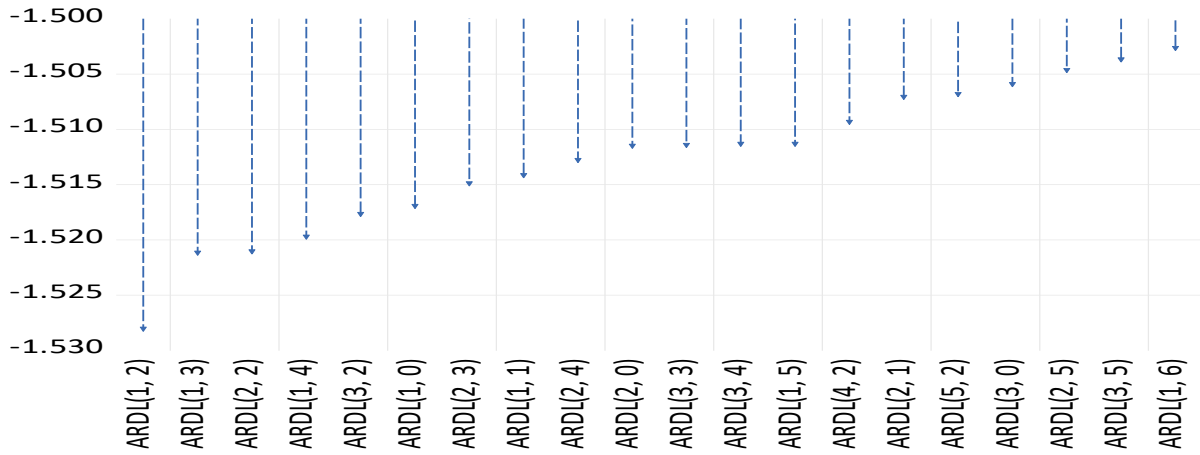
değerlerinden büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilmektedir. Yani BIST ulaştırma endeksi ADF ve PP birim kök testlerine göre sabitli ve trendli modelde seviyede durağanken, KPSS birim kök testine göre seviyede durağan çıkmamıştır. Ayrıca faiz oranlarına ait seri ADF ve PP birim kök testlerinde sabitli model için hesaplanan t istatistik değerleri mutlak değerce kritik tablo değerlerinden büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde reddedilirken, KPSS birim kök testi sonucuna göre reddedilmektedir. Yani faiz oranları her üç birim kök testi sonuçlarına göre sabitli modelde seviyede durağan çıkmıştır. Bunun dışında altın ve dolar serileri her üç birim kök testi sonuçlarına göre seviyede durağan çıkmamaktadır. Serilerin birinci farklarının alınmasından sonra uygulanan birim kök testi sonuçları aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

3.4. Eşbütünleşme analizi sonuçları

Yapılan birim kök testi sonuçlarına göre modelde kullanılan değişkenlerin I(2) olmadığı belirlendikten sonra hem ARDL hem de NARDL sınır testi yöntemin uygulanması ile ilgili durağanlık analizi bakımından herhangi bir kısıt gözükmemektedir. Çalışmada ARDL sınır testi ile NARDL sınır testi sonuçlarını karşılaştırmak amaçlandığından öncelikle ARDL sınır testi sonuçları, sonrasında da NARDL sınır testi sonuçları verilmiştir.

3.5. ARDL sınır testi sonuçları

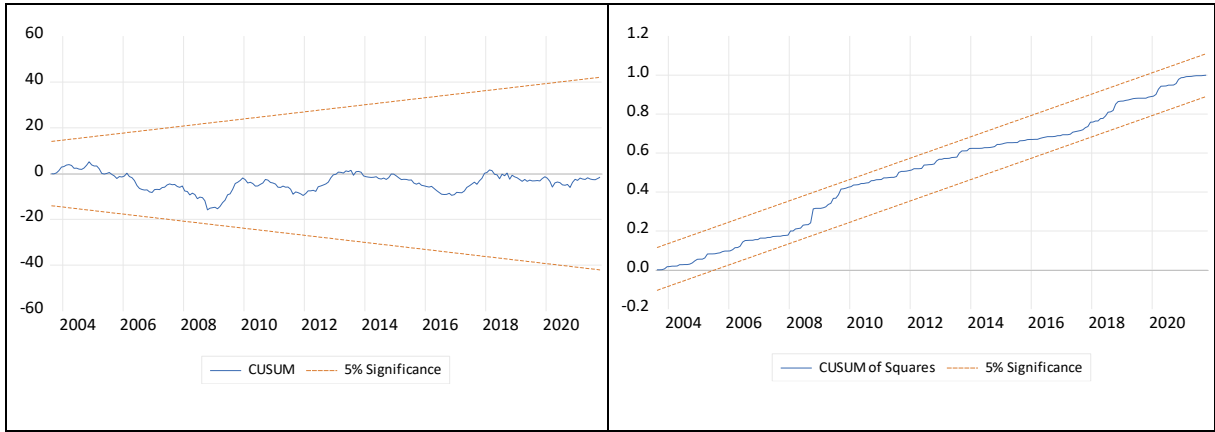
Sınır testi yaklaşımında öncelikle uygun gecikme uzunluğu belirlenmesi gerekmektedir. Bunun için, Akaike Bilgi Kriteri kullanılmış ve olabilecek 156 model içerisinde en uygun modelin ARDL (1,2) modeli olduğuna karar verilmiştir. Burada XULAS değişkeninin 1 gecikmeli değeri, PETROL değişkeninin ise 2 gecikmeli değeri modelde kullanılmıştır. En uygun modele karar verilirken genelden özele yaklaşımından faydalanarak en küçük AIC değerine sahip sabitli model tercih edilmiştir. Aşağıda Şekil 1'de AIC'ye göre en uygun 20 model sıralanmıştır.



Şekil 1: ARDL modeline ait akaike bilgi kriterlerine göre en iyi 20 model

Tablo 6'da ARDL (1,2) modeline ait tahmini sonuçları verilmiştir. İlk olarak Panel C'de yer alan ARDL (1,2) modeline ait tanınal test sonuçlarına bakmak daha doğru olacaktır. Öncelikle tahmin edilen modele ait $R^2 = 0.98$ olarak hesaplanmıştır. Bu değere bakıldığında modelin oldukça yüksek bir açıklama gücüne sahip olduğunu göstermektedir. Modelin normal dağılıp dağılmadığına karar verebilmek için Jarque-Bera test istatistiğine bakmak gerekmektedir. Modele ait Jarque-Bera olasılık

değeri $0.282 > 0.05$ olduğundan sıfır hipotezi reddedilemeyecektir yani hata terimleri normal dağılmaktadır. Ayrıca değişen varyans sorununun olup olmadığına karar verebilmek için Breusch-Pagan-Godfrey testine bakılmaktadır. Breusch-Pagan-Godfrey testine ait olasılık değeri $0.008 < 0.05$ çıkmıştır. Yani değişen varyans sorunu bulunmaktadır. Bu durumda kovaryans matrisi olarak Huber-White yöntemi kullanılarak dirençli standart hatalar elde edilerek sorun ortadan kaldırılmıştır. Modele ait otokorelasyon sorununun bulunup bulunmadığına bakmak için Breusch-Godfrey test istatistik değerine bakmak gerekmektedir. Hesaplanan Breusch-Godfrey test istatistiğine ait olasılık değeri $0.325 > 0.05$ bulunmuştur. Yani hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilemeyecektir. Dolayısıyla modele ait otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Ayrıca tahmin edilen parametrelerin istikrarlı olup olmadığına karar vermek için Şekil 2’te CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri verilmiştir. Burada kesikli kırmızı çizgiler %95 güven sınırlarını, düz mavi çizgiyse parametre tahminlerini ifade etmektedir. Şekil 2’teki grafiklerde parametre tahminleri güven sınırlarının dışına çıkmadığından yapılan tahminler istikrar koşulunu sağlamaktadır.



Şekil 2: ARDL (1,2) modeline ait CUSUM ve CUSUMQ grafiği

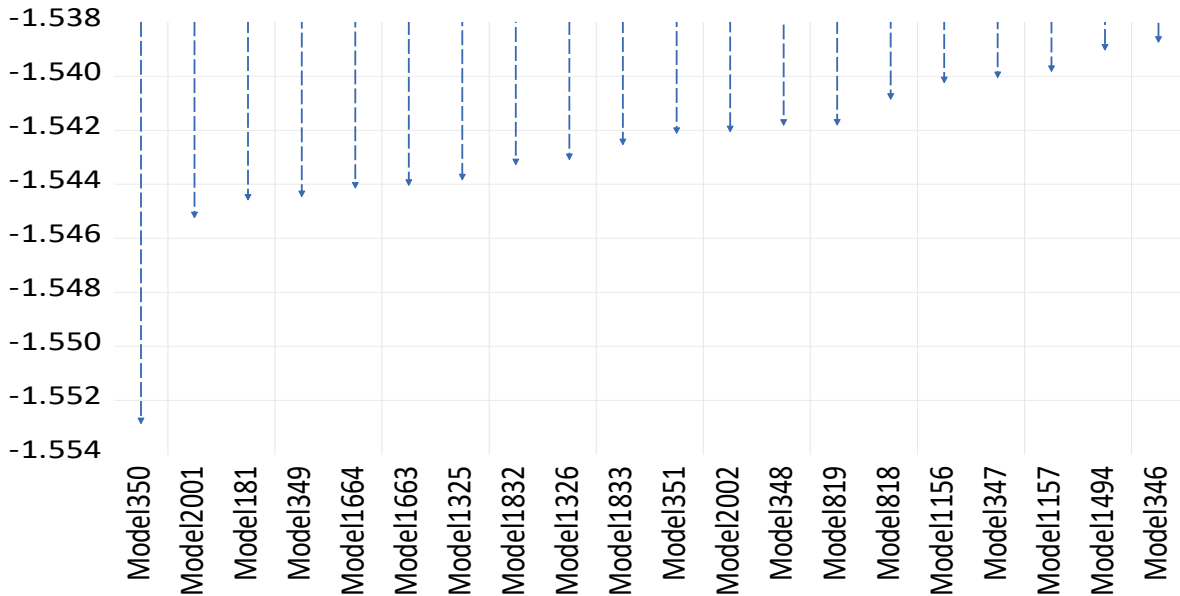
Sınır testi, değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmede kullanılmaktadır. Bu yüzden Tablo 6’da bulunan Panel B’deki F-istatistik değeri incelenerek eşbütünleşme ilişkisine karar verilmiştir. Burada F-istatistik değeri 0.419 olarak hesaplanmıştır. Bu ise %5 önem düzeyinde üst sınır değeri olan 5.93’den küçük çıktığı için yokluk hipotezi reddedilemeyecektir. Yani, ARDL(1,2) modeline göre petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi elde edilemediği için uzun dönem ve kısa dönem katsayı yorumlarına bakılamamaktadır.

Tablo 6: ARDL (1,2) modeli tahmin sonuçları

Panel A: Uzun Dönem Tahminler				
Bağımlı	Değişken:			
Δ XULAS	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	P değeri
PETROL	-0.881822	3.784548	-0.233006	0.8160
Panel B: Sınır Testi Sonuçları				
H_0 : Eşbütünlük yoktur.				
		α	I(0)*	I(1)*
F=0.419642		%10	4.135	4.895
k=1		%5	5.06	5.93
		%1	7.095	8.26
*: n=80 için Narayan (2005)'in üretmiş olduğu kritik değerlerdir				
Panel C: Tanısal Test Sonuçları				
$R^2 = 0.98$				
$DW = 1.907$				
Otokorelasyon (Breush-Godfrey): F=1.128 (p=0.325)				
Normallik (Jarque-Bera): JB=2.526 (p=0.282)				
Değişen Varyans (Breush-Pagan-Godfrey): F=3.543 (p=0.008)				

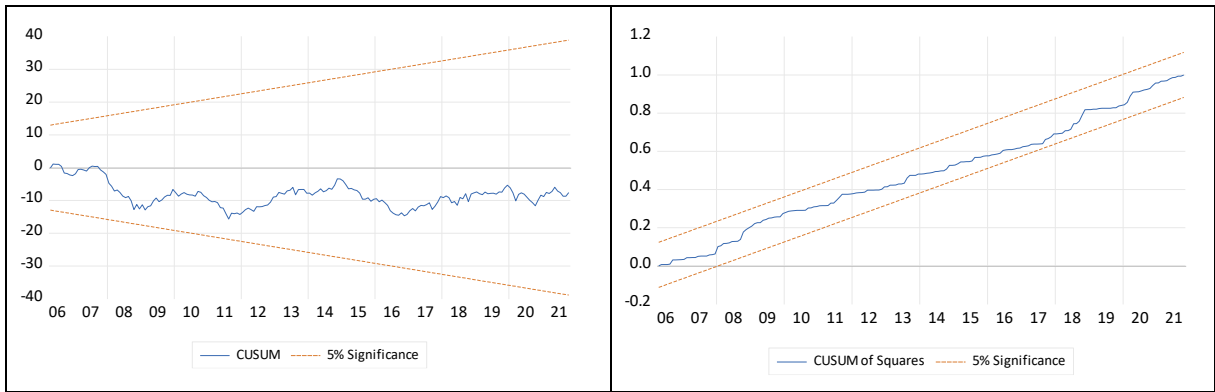
3.6. NARDL sınır testi sonuçları

ARDL modeline benzer bir biçimde NARDL modelinde de sınır testini yapabilmek için öncelikle uygun gecikme uzunluğu belirlenmelidir. Bunun için AIC kriteri kullanılarak olası 2028 model içerisinde NARDL(10,12,1) modeline karar verilmiştir. En uygun modele karar verilirken genelden özele yaklaşımından faydalanarak en küçük AIC değerine sahip sabitli model tercih edilmiştir. Aşağıda Şekil 3’de AIC’ye göre en uygun 20 model sıralanmıştır.



Şekil 3: NARDL modeline ait akaike bilgi kriterlerine göre en iyi 20 model

Tablo 7’de NARDL(10,12,1) modeline ait tahmini sonuçları verilmiştir. İlk olarak Panel D’de yer alan NARDL(10,12,1) modeline ait tanısal test sonuçlarına bakmak daha doğru olacaktır. Modelin normal dağılıp dağılmadığına karar verebilmek için Jarque-Bera test istatistiğine bakmak gerekmektedir. Modele ait Jarque-Bera olasılık değeri $0.726 > 0.05$ olduğundan sıfır hipotezi reddedilemeyecektir yani hata terimleri normal dağılmaktadır. Ayrıca değişen varyans sorununun olup olmadığına karar verebilmek için Breusch-Pagan-Godfrey testine bakılmaktadır. Breusch-Pagan-Godfrey testine ait olasılık değeri $0.0261 < 0.05$ çıkmıştır. Yani değişen varyans sorunu bulunmaktadır. Bu durumda kovaryans matrisi olarak Huber-White yöntemi kullanılarak dirençli standart hatalar elde edilerek sorun ortadan kaldırılmıştır. Modele ait otokorelasyon sorununun bulunup bulunmadığına bakmak için Breusch-Godfrey test istatistik değerine bakmak gerekmektedir. Hesaplanan Breusch-Godfrey test istatistiğine ait olasılık değeri $0.701 > 0.05$ bulunmuştur. Yani hata terimlerinin otokorelasyona sahip olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilemeyecektir. Dolayısıyla modele ait otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Ayrıca tahmin edilen parametrelerin istikrarlı olup olmadığına karar vermek için Şekil 4’te CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri verilmiştir. Şekillerde yer alan kırmızı kesikli çizgiler %95 güven sınırlarını, düz çizgi ise parametre tahminlerini göstermektedir. Şekil 4’deki grafiklerde tahminler güven sınırları içerisinde kaldığından parametre tahminleri istikrar koşulunu sağladığı söylenebilir.



Şekil 4: NARDL(10,12,1) modeline ait CUSUM ve CUSUMSQ grafiği

Tanısal testler kontrol edildikten sonra sınır testi sonuçlarına bakılabilir. Panel C kısmında bulunan eşbütünleşme ilişkisinin bulunup bulunmadığına karar vermek için F-sınır testi sonuçlarına bakmak gerekmektedir. Elde edilen sonuçlara bakıldığında $F=8.650$ olarak bulunmuştur. Bu değer %1 yanılma düzeyi olan (5.534) üst kritik değerden büyük çıktığı için sıfır hipotezi reddedilir, yani değişkenler arasında doğrusal olmayan bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisi elde edildikten sonra petrol fiyatları değişkenine ait pozitif ve negatif değişimlerin BIST ulaştırma endeksi üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerine bakılabilmektedir.

Tablo 7: NARDL(10,12,1) modeline ait tahmin sonuçları

Panel A: Uzun Dönem Tahminler				
Bağımlı Değişken: $\Delta XULAS$	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	p değeri
$PETROL^+$	-0.288124	0.142035	-2.028542	0.0598
$PETROL^-$	0.364689	0.140864	2.588947	0.0104
Panel B: Kısa Dönem Tahminler				
Bağımlı Değişken:	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	p değeri
$\Delta XULAS$				
C	0.761961	0.132763	5.739275	0.0000
$\Delta XULAS_{t-1}$	0.107689	0.068512	1.571843	0.1177
$\Delta XULAS_{t-2}$	0.120654	0.068101	1.771694	0.0781
$\Delta XULAS_{t-3}$	0.060232	0.068741	0.876215	0.3820
$\Delta XULAS_{t-4}$	0.144020	0.068280	2.109263	0.0363
$\Delta XULAS_{t-5}$	0.125677	0.069503	1.808233	0.0722
$\Delta XULAS_{t-6}$	0.005591	0.069826	0.080069	0.9363
$\Delta XULAS_{t-7}$	0.159332	0.069784	2.283214	0.0235
$\Delta XULAS_{t-8}$	0.074657	0.070982	1.051775	0.2943
$\Delta XULAS_{t-9}$	0.180427	0.070677	2.552818	0.0115
$\Delta PETROL_t^+$	-0.066295	0.195701	-0.338755	0.7352
$\Delta PETROL_{t-1}^+$	-0.448638	0.187264	-2.395748	0.0176
$\Delta PETROL_{t-2}^+$	-0.197986	0.188392	-1.050927	0.2946
$\Delta PETROL_{t-3}^+$	0.044132	0.186889	0.236141	0.8136
$\Delta PETROL_{t-4}^+$	-0.374324	0.189764	-1.972577	0.0500
$\Delta PETROL_{t-5}^+$	0.068919	0.191111	0.360620	0.7188
$\Delta PETROL_{t-6}^+$	0.005438	0.188846	0.028794	0.9771
$\Delta PETROL_{t-7}^+$	-0.505098	0.188783	-2.675548	0.0081
$\Delta PETROL_{t-8}^+$	-0.183929	0.188722	-0.974605	0.3310
$\Delta PETROL_{t-9}^+$	-0.046556	0.186517	-0.249605	0.8032
$\Delta PETROL_{t-10}^+$	-0.168717	0.186387	-0.905196	0.3665
$\Delta PETROL_{t-11}^+$	-0.491962	0.184402	-2.667881	0.0083
$\Delta PETROL_t^-$	0.220673	0.135024	1.634326	0.1039
EC_{t-1}	-0.159768	0.028423	-5.621027	0.0000
t-Sınır Testi		α	I(0)	I(1)
t=-5.621		%10	-2.57	-3.21
		%5	-2.86	-3.53
		%2.5	-3.13	-3.8
		%1	-3.43	-4.1
Panel C: Sınır Testi Sonuçları				
F-Sınır Testi				
H_0 : Eşbütünleşme yoktur.		α	I(0)*	I(1)*
F=8.650		%10	2.683	3.807
k=6		%5	3.107	4.343
		%1	4.07	5.534
*: n=70 için Narayan (2005) tarafından üretilen kritik değerlerdir				
Panel D: Tanısal Test Sonuçları				
		$\bar{R}^2 = 0.98$		
		DW = 1.97		
Otokorelasyon (Breush-Godfrey): F=0.355 (p=0.701)				
Normallik (Jarque-Bera): JB=0.637 (p=0.726)				
Değişen Varyans (Breush-Pagan-Godfrey): F=1.694 (p=0.026)				

Panel A'da uzun döneme ait tahmin sonuçları yer almaktadır. Burada petrol fiyatlarında meydana gelen yükseliş ve düşüşlerin uzun dönemde BIST ulaştırma endeksi üzerindeki etkisini gösteren $PETROL^+$ ve $PETROL^-$ değişkenlerine ait katsayılara bakıldığında $PETROL^+$ değişkenine ait katsayı %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı çıkarken, $PETROL^-$ değişkenine ait katsayı %1 önem düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Bu durumda uzun dönemde petrol fiyatlarında %1 artış meydana geldiğinde veya pozitif bir şok oluştuğunda BIST ulaştırma endeksi %0.288 düşerken, petrol fiyatlarında %1'lik düşüş olması durumunda ya da negatif bir şok meydana geldiğinde BIST ulaştırma endeksi %0.364 artmaktadır. Ulaşılan sonuçların teoriyi desteklediği gözükmemektedir yani, petrol fiyatlarının artması maliyetlerde bir artış meydana getirmekte, bu da fiyatların artmasına neden olmaktadır. Fiyatların artması talebi düşürmekte ve reel karlılığı azaltmaktadır. O halde uzun dönemde petrol fiyatlarında yaşanan artışların BIST ulaştırma endeksi üzerinde meydana getirdiği etki, petrol fiyatlarında yaşanan düşüşlerin BIST ulaştırma endeksi üzerindeki etkisinden daha azdır.

Petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasındaki kısa dönem ilişkisini araştırmak için hata düzeltme modeline ait NARDL modeli tahmin sonuçları Panel B'de yer almaktadır. Hata düzeltme terimine ait katsayı incelendiğinde elde edilen katsayı beklentilere uygun bir biçimde negatif olarak hesaplanmıştır. Ayrıca tahmin edilen katsayıya ait t istatistik değeri $t = -5.621$ bulunmuştur. Hata düzeltme katsayısının anlamlı olup olmadığına karar verebilmek için t-sınır testine bakmak gerekmektedir. Panel B'de t-sınır testine ait sonuçlara bakıldığında %1 önem düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Buna göre, kısa dönemde meydana gelecek bozulmaların yaklaşık %16'sı bir ay sonra dengeye ulaşacaktır. Bir diğer ifade ile kısa dönemde meydana gelecek şokun etkisi, yaklaşık olarak $1/0.16 \cong 6$ ay sonra düzelterek uzun dönem dengesine gelecektir.

ARDL sınır testi ile NARDL sınır testine ait sonuçlar karşılaştırıldığında dikkate değer sonuçlar tespit edilmiştir. Petrol fiyatlarının BIST ulaştırma endeksi üzerindeki etkisinin simetrik olduğu ARDL modelinde uzun dönemli ilişki tespit edilemez iken, bu etkilerin asimetrik olduğu NARDL modelinde anlamlı bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Yani, petrol fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasında asimetrik bir ilişki olduğu görülmüştür. Buda NARDL modeline ait sonuçların ARDL modeline ait sonuçlarla kıyaslandığında daha gerçekçi sonuçlar verdiği söylenebilir.

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi tespit edildikten sonra değişkenler arasındaki asimetrik etkileri tespit etmek amacıyla kısa ve uzun dönem dinamik asimetrik tahminleri Wald testi kullanılarak hesaplanmıştır.

Tablo 8: NARDL(10,12,1) modeline ait Wald testi sonuçları

	χ^2 - değeri	p-değeri
$W_{SR-PETROL}$	8.572	0.00
$W_{LR-PETROL}$	0.827	0.39

Not: $W_{SR-PETROL}$: petrol fiyatlarının pozitif ve negatif kısa dönem parametrelerine ait Wald test istatistiği,

$W_{LR-PETROL}$: petrol fiyatlarının pozitif ve negatif uzun dönem parametrelerine ait Wald test istatistiği

Tablo 7'de hesaplanan Wald test istatistiklerine göre petrol fiyatlarının kısa dönem negatif ve pozitif katsayılarının birbirlerine eşit olduğunu kabul eden sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Yani kısa dönemde petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında asimetrik bir ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca petrol fiyatlarının uzun dönem negatif ve pozitif katsayılarının birbirlerine eşit olduğunu kabul eden sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Yani uzun dönemde petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında asimetrik bir ilişki tespit edilememiştir.

4. Tartışma ve sonuç

Ekonomik ve finansal teorilerin modellenmesinde ve analiz edilmesinde son zamanlarda güncel ekonometrik metotlar geliştirilmektedir. Bu metotların kullanılmasıyla daha gerçekçi ve güvenilir sonuçlar elde edilmektedir.

İktisat teorisinde pek çok iktisadi ve finansal değişken asimetric davranışlar sergilemektedir. Bu yüzden bu değişkenler arasındaki ilişkinin modellenmesinde doğrusal olmayan yöntemler tercih edildiğinde daha gerçekçi sonuçlar elde edilmektedir. Bu kapsamda, günümüz dünyasında karşılaşılan şoklara karşı piyasaların gösterecekleri tepkiler de farklılık gösterebilmektedir. Dolayısıyla şokların piyasa üzerindeki etkisi farklı olacağından şokların negatif ve pozitif biçimde ayrılarak analiz edilmesi daha uygun olmaktadır.

Çalışmada petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada 2003M1-2021M10 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın uygulama kısmında öncelikle ARDL modelinin uygulanabilmesi için ADF, PP ve KPSS birim kök testleri yardımıyla modelde kullanılan değişkenlerin hiç birinin I(2) olmadığı belirlenmiştir. Ardından, ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunup bulunmadığı test edilmiştir. ARDL modeline göre Türkiye’de petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında uzun dönemde anlamlı eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.

NARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında asimetric eşbütünleşme ilişkisi bulunup bulunmadığı test edilmiştir. Bulgular, NARDL modeline göre Türkiye’de petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında uzun dönemde anlamlı asimetric eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. NARDL modeline ait uzun dönem tahmin sonuçlarında petrol fiyatlarındaki pozitif ve negatif etkilerin BIST ulaştırma endeksi üzerindeki etkilerini gösteren $PETROL^+$ ve $PETROL^-$ değişkenlerine ait katsayılar incelendiğinde hem $PETROL^+$ hem de $PETROL^-$ değişkenine ait katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani uzun dönemde petrol fiyatlarında meydana gelen %1’lik artış ya da pozitif bir şok sonucunda BIST ulaştırma endeksi %0.288 azalırken, petrol fiyatlarında meydana gelen %1’lik düşüş veya negatif bir şok sonucunda BIST ulaştırma endeksi %0.364 artmaktadır. Dolayısıyla uzun dönemde petrol fiyatlarında meydana gelen artışların BIST ulaştırma endeksi üzerinde meydana getirdiği etki, petrol fiyatlarında meydana gelen düşüşlerin BIST ulaştırma endeksi üzerindeki etkisinden daha düşüktür. Elde edilen bulgular (Zortuk & Bayrak, 2016), (Rafailidis & Katrakilidis, 2014), (Abdioğlu & Değirmenci, 2014) ve (Jawadi vd., 2010) çalışmalarındaki sonuçlarla benzerlik göstermektedir.

Ayrıca NARDL modeline ait kısa dönem hata düzeltme modeli tahmin sonuçlarına göre hata düzeltme katsayısı beklenildiği gibi negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Elde edilen sonuçlara göre, kısa dönemde meydana gelen sapmaların %16’sı bir ay sonra dengeye dönecektir. Bir başka ifadeyle dengeden sapmalar yaklaşık 6 ay sonra düzelterek uzun dönem dengesine ulaşacaktır.

Hem ARDL hem de NARDL sınır testi sonuçları karşılaştırıldığında dikkate değer sonuçlar elde edilmiştir. Petrol fiyatlarının BIST ulaştırma endeksi üzerindeki etkisinin simetric olduğu ARDL modelinde uzun dönemli ilişki tespit edilemezken, bu etkilerin asimetric olduğu NARDL modelinde anlamlı bir uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Bu durum, petrol fiyatlarının hisse senedi fiyatları üzerinde asimetric etkisinin olduğunu göstermektedir. Bu da doğrusal olmayan ARDL modelinin doğrusal ARDL modeline göre daha gerçekçi sonuçlar verdiğinin göstergesi olduğu söylenebilir.

NARDL modelinde kullanılan değişkenlerin pozitif ve negatif kısmı toplamlarının kısa ve uzun dönem simetric ve asimetric ilişkilerini test etmek için Wald test istatistikleri hesaplanmıştır. Kısa dönemde petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında asimetric bir ilişkinin olduğu fakat uzun dönemde petrol fiyatları ile BIST ulaştırma endeksi arasında simetric bir ilişki tespit edilmiştir. Elde

edilen bulgular (Kisswani ve Elian, 2017), Hashmi vd. (2021) çalışmalarında elde edilen sonuçlarla paralellik göstermektedir.

Yazar beyanları/ Author statements

“Veriler etik onay gerektirmeyen kaynaklardan toplandığı için, çalışma etik kurul izni gerektirmemektedir. Makale araştırma ve yayın etiğine uygun olarak hazırlanmıştır. Yazarlar, araştırmaya eşit oranda katkı sağlamıştır. Yazarlar arasında her hangi bir çıkar çatışması bulunmamaktadır.”

Kaynakça

- Abdioğlu, Z., & Değirmenci, N. (2014). Petrol Fiyatları-Hisse Senedi Fiyatları İlişkisi: BIST Sektörel Analiz. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(8), 1–24.
- Anaswah, M., Hamdan, A., Khamis, R., & Anasweh, M. (2018). Oil Prices and Stock Market Returns in Oil Exporting Countries: Evidence from Saudi Arabia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(3), 301–306. <http://www.econjournals.com>
- Arouri, M. E. H., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2012). On the impacts of oil price fluctuations on European equity markets: Volatility spillover and hedging effectiveness. *Energy Economics*, 34(2), 611–617. <https://doi.org/10.1016/J.ENECO.2011.08.009>
- Banerjee, A., Dolado, J. J., & Mestre, R. (1998). Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267–283. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091>
- Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1), 227–240. <https://doi.org/10.1016/J.ENECO.2011.10.005>
- Basher, S. A., & Sadorsky, P. (2006). Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal*, 17(2), 224–251. <https://doi.org/10.1016/J.GFJ.2006.04.001>
- Ben Cheikh, N., Ben Naceur, S., Kanaan, O., & Rault, C. (2021). Investigating the asymmetric impact of oil prices on GCC stock markets. *Economic Modelling*, 102, 1–16. <https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2021.105589>
- Bouri, E. (2015). Return and volatility linkages between oil prices and the Lebanese stock market in crisis periods. *Energy*, 89, 365–371. <https://doi.org/10.1016/J.ENERGY.2015.05.121>
- Chou, K. W., & Tseng, Y. H. (2016). Oil prices, exchange rate, and the price asymmetry in the Taiwanese retail gasoline market. *Economic Modelling*, 52, 733–741. <https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2015.10.012>
- Creti, A., Ftiti, Z., & Guesmi, K. (2014). Oil price and financial markets: Multivariate dynamic frequency analysis. *Energy Policy*, 73, 245–258. <https://doi.org/10.1016/J.ENPOL.2014.05.057>
- Degiannakis, S., Filis, G., & Arora, V. (2017). Oil prices and stock markets. <https://5y1.org/download/47c4d45e675616cc3b7f91c87a6697b6.pdf>
- Hashmi, S. M., & Chang, B. H. (2021). Asymmetric Effect Of Macroeconomic Variables On The Emerging Stock Indices: A Quantile Ardl Approach. *International Journal of Finance and Economics*, 1–19. <https://doi.org/10.1002/IJFE.2461/FORMAT/PDF>
- Jawadi, F., El, M., Arouri, H., & Bellalah, M. (2010). Nonlinear Linkages between Oil and Stock Markets in Developed and Emerging Countries. *INTERNATIONAL JOURNAL OF BUSINESS*, 15(1), 19–31.
- Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463–491. <https://doi.org/10.1111/J.1540-6261.1996.TB02691.X>
- Joo, Y. C., & Park, S. Y. (2017). Oil prices and stock markets: Does the effect of uncertainty change over time? *Energy Economics*, 61, 42–51. <https://doi.org/10.1016/J.ENECO.2016.10.017>

- Katsampoxakis, I., Christopoulos, A., Kalantonis, P., & Nastas, V. (2022). Crude Oil Price Shocks and European Stock Markets during the COVID-19 Period. *Energies* 2022, 15(11), 1–14. <https://doi.org/10.3390/EN15114090>
- Kendirli, S., & Çankaya, M. (2016). Ham Petrol Fiyatlarının BIST 100 Ve BIST Ulaştırma Endeksleri İle İlişkisi. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(2), 136–141. <https://dergipark.org.tr/en/pub/iibfdkastamonu/issue/29623/318074>
- Khan, M. I., Teng, J. Z., Khan, M. K., Jadoon, A. U., & Khan, M. F. (2021). The impact of oil prices on stock market development in Pakistan: Evidence with a novel dynamic simulated ARDL approach. *Resources Policy*, 70, 1–10. <https://doi.org/10.1016/J.RESOURPOL.2020.101899>
- Kilian, L., & Park, C. (2009). THE IMPACT OF OIL PRICE SHOCKS ON THE U.S. STOCK MARKET*. *International Economic Review*, 50(4), 1267–1287. <https://doi.org/10.1111/J.1468-2354.2009.00568.X>
- Kıracı, K. (2020). BIST Ulaştırma Endeksi ile Dolar Endeksi ve Petrol Fiyatları Arasındaki İlişkinin Ampirik Olarak Analizi. *Dergisi, Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar*, 12(22), 180–189. <https://doi.org/10.14784/marufacd.688344>
- Kisswani, K. M., & Elian, M. I. (2017). Exploring the nexus between oil prices and sectoral stock prices: Nonlinear evidence from Kuwait stock exchange. *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1–17. <https://doi.org/10.1080/23322039.2017.1286061>
- Kılıç, E., & Sönmez, Y. (2022). CCC -GARCH Modeli İle Petrol ve E7 Ülkelerinin Borsaları Arasındaki Volatilite Etkileşimi. *Erciyes Akademi*, 36(1), 124–137.
- Özcan, G., & Karter, Ç. (2020). Türkiye’de Petrol Fiyatları ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Bootstrap Rolling Window Yaklaşımı. *Pamukkale Journal of Eurasian Socioeconomic Studies*, 7(2), 105–114.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/JAE.616>
- Rafailidis, P., & Katrakilidis, C. (2014). The relationship between oil prices and stock prices: a nonlinear asymmetric cointegration approach. *Applied Financial Economics*, 24(12), 793–800. <https://doi.org/10.1080/09603107.2014.907476>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281–314. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Sukcharoen, K., Zohrabyan, T., Leatham, D., & Wu, X. (2014). Interdependence of oil prices and stock market indices: A copula approach. *Energy Economics*, 44, 331–339. <https://doi.org/10.1016/J.ENERCO.2014.04.012>
- Yurdakul, F., & Akdaş, S. B. (2020). Türkiye Ekonomisinde Altın ve Petrol Fiyatlarının Makroekonomik Değişkenlerle İlişkisi. *Ankara Hacı Bayram Veli University Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences, Özel Sayı*, 22–37. <https://dergipark.org.tr/en/pub/ahbvuibfd/issue/55755/708244>
- Zortuk, M., & Bayrak, S. (2016). Ham Petrol Fiyat Şokları-Hisse Senedi Piyasası İlişkisi: ADL Eşik Değerli Koentegrasyon Testi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11(1), 7–22.

Summary

Recently, current econometric methods have been developed for modeling and analyzing economic and financial theories. By using these methods, more realistic and reliable results are obtained. In economic theory, many economic and financial variables exhibit asymmetrical behavior. Therefore, more realistic results are obtained when nonlinear methods are preferred in modeling the relationship between these variables. In this context, the reactions of the markets to the shocks encountered in the real world may also differ. Therefore, since the impact of shocks on the market will be different, it is more appropriate to analyze shocks by separating them as negative and positive. In the study, the relationship between oil prices and BIST transportation index was examined. Monthly data for the period 2003M1-2021M10 were used in the study. In the application part of the study, it was

determined that none of the variables used in the model were $I(2)$ with the help of ADF, PP and KPSS unit root tests in order to apply the ARDL model. Then, using ARDL bounds test approach, it was tested whether there is a cointegration relationship between oil prices and BIST transportation index. Findings, according to the ARDL model, no significant long-term cointegration relationship was found between oil prices and BIST transportation index in Turkey. In addition, using the NARDL boundary test approach, it has been tested whether there is an asymmetric cointegration relationship between oil prices and BIST transportation index. The findings show that there is a significant long-term asymmetric cointegration relationship between oil prices and BIST transportation index in Turkey according to the NARDL model. When the coefficients of the $PETROL^+$ and $PETROL^-$ variables, which show the effects of the positive and negative effects of oil prices on the BIST transportation index, in the long-term estimation results of the NARDL model, the coefficients of both $PETROL^+$ and $PETROL^-$ variables were found to be statistically significant. In other words, as a result of a 1% increase in oil prices or a positive shock in the long term, the BIST transportation index decreases by 0.288%, while the BIST transportation index increases by 0.364% as a result of a 1% decrease in oil prices or a negative shock. Therefore, the effect of long-term increases in oil prices on the BIST transportation index is lower than the impact of decreases in oil prices on the BIST transportation index. The findings are similar to the results of the studies (Zortuk & Bayrak, 2016), (Rafailidis & Katrakilidis, 2014), (Abdioğlu & Değirmenci, 2014) and (Jawadi et al., 2010). In addition, according to the estimation results of the short-term error correction model of the NARDL model, the error correction coefficient was found to be negative and statistically significant as expected. According to the results obtained, 16% of the short-term deviations will return to the balance after one month. In other words, the deviations from the balance will improve after about 6 months and reach the long-term balance. Remarkable results were obtained when the results of both ARDL and NARDL margin tests were compared. While the long-term relationship could not be determined in the ARDL model, where the effect of oil prices on the BIST transportation index was symmetrical, a significant long-term relationship was found in the NARDL model, where these effects were asymmetrical. In other words, it shows that oil prices have an asymmetric effect on stock prices. It can be said that this is an indication that the nonlinear ARDL model gives more realistic results than the linear ARDL model. Wald test statistics were calculated to test the short- and long-term symmetrical and asymmetrical relationships of the sums of the positive and negative parts of the variables used in the NARDL model. It has been determined that there is an asymmetrical relationship between oil prices and BIST transportation index in the short run, but a symmetrical relationship between oil prices and BIST transportation index in the long run. Findings' (Kisswani and Elian, 2017), Hashmi et al. (2021) show parallelism with the results obtained in their studies.