



JOEEP

e-ISSN: 2651-5318

Journal Homepage: <http://dergipark.org.tr/joeep>

Araştırma Makalesi • Research Article

Baltık Kuru Yük Endeksi ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki: G-7 Örneği

The Relationship Between the Baltic Dry Bulk Index and Stock Prices: The Case of G-7

Burcu Savaş Çelik ^{a,*} & Şükran Kahveci ^b

^a Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Gelişim Üniversitesi, İktisadi İdari Ve Sosyal Bilimler Fakültesi, 34310, İstanbul /Türkiye

ORCID: 0000-0002-3896-5858

^b Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Gelişim Üniversitesi, İktisadi İdari Ve Sosyal Bilimler Fakültesi, 34310, İstanbul /Türkiye

ORCID: :0000-0002-0086-3274

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 13 Ağustos 2024

Düzeltilme tarihi: 6 Ocak 2025

Kabul tarihi: 2 Mart 2025

Anahtar Kelimeler:

Baltık Kuru Yük Endeksi

G-7 ülkeleri

Hisse senedi fiyatları

ARDL

Granger

ARTICLE INFO

Article history:

Received: Aug 13, 2024

Received in revised form: Jan 6, 2025

Accepted: March 2, 2025

Keywords:

Baltic Dry Index

G-7 countries

Stock market prices

ARDL

Granger

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, Baltık Kuru Yük Endeksi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda, Baltık Kuru Yük Endeksi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki, G-7 ülkeleri için 2001:02-2024:8 dönemi ele alınarak Panel Veri Analizi ile test edilmiştir. Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerin Panel Otoregresif Ddağıtılmış Gecikme Modeli Ortalama Grup tahmincisi (ARDL-MG) ile analiz edildiği çalışmada ayrıca, hisse senedi fiyatları ile açıklayıcı değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Juodis-Karavias-Sarafidis (JKS) (2021) panel nedensellik testiyle araştırılmıştır. ARDL-MG analizine göre, uzun dönemde BDI'de yaşanan artışların hisse senedi getirilerini olumlu etkilediğini ortaya koymuştur. JKS Granger Nedensellik Testi, G-7 ülkeleri hisse senedi fiyatları ile Baltık Kuru Yük Endeksi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla ele alınan dönemde Baltık Kuru Yük Endeksi endeksinin güçlü performans gösterdiğini ve uzun dönemde hisse senedi getirilerini etkileyebilme potansiyeli olduğunu göstermektedir. Diğer taraftan çalışmada G-7 ülkeleri hisse senedi getirileri ile Baltık Kuru Yük Endeksi arasında çift yönlü nedenselliğin ele alınan ülkelerin finans piyasalarının yeterince güçlü ve sürdürülebilir olduğunu önemli kanıtlarını sunmaktadır.

ABSTRACT

The aim of this study is to investigate the relationship between the Baltic Dry Index and stock prices. For this purpose, the relationship between the Baltic Dry Index and stock prices is tested with Panel Data Analysis for the period 2001:02-2024:8 for G-7 countries. In the study where the short- and long-term relationships between the dependent and independent variables were analyzed with the Panel Autoregressive Distributed Lag Model Average Group Estimator (ARDL-MG), the causality relationship between stock prices and explanatory variables was also investigated with the Juodis-Karavias-Sarafidis (JKS) (2021) panel causality test. According to the ARDL-MG analysis, it was revealed that the increases in BDI positively affected stock returns in the long term. The JKS Granger Causality Test shows that there is a two-way causal relationship between stock prices in G-7 countries and the Baltic Dry Index. Therefore, it shows that the BDI index performed strongly in the period under consideration and has the potential to affect stock prices in the long run. On the other hand, the bidirectional causality between the stock prices of G-7 countries and the BDI provides important evidence that the financial markets of these countries are sufficiently strong and sustainable.

1. Giriş

Ülkelerin ekonomik performans göstergeleri ekonomilerin büyüme potansiyelini belirlemede önemli bir güçtür ve ekonomik performans göstergeleri ile uluslararası ticaret

ilişkisi çok yönlüdür. Uluslararası ticaret ülkelerin büyümesini çeşitli yönlerden etkilemektedir.

Uluslararası ticaretin önemli kollarından biri olan denizyolu taşımacılığı ülke ekonomilerine doğrudan etki etme

* Sorumlu yazar/Corresponding author.
e-posta: bsavas@gelisim.edu.tr

Atıf/Cite as: Savaş Çelik, B. & Kahveci, Ş. (2025). Baltık Kuru Yük Endeksi ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki: G-7 Örneği. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 10(1), 398-409.

This article is published under the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0) licence. Anyone may reproduce, distribute, translate and create derivative works of this article (for both commercial and non-commercial purposes), subject to full attribution to the original publication and authors.

potansiyeline sahip önemli ulaşım araçlarından biridir (Oğuz,2024). Denizyolu taşımacılığı uluslararası ulaşım maliyetlerini azaltarak istihdam olanaklarını artırmakta ve çeşitli alt yapı yatırımları yoluyla ekonomik büyümeyi teşvik etmektedir. Aynı zamanda denizyolu taşımacılığında kilit nokta olarak görülen Panama Kanalı gibi geçit noktalarında yaşanan çatışmalar, jeopolitik riskler belirsizlikler nakliye rotalarının değişmesine neden olarak tedarik zincir maliyetlerini artmasına ve ülkelerin ekonomik büyümesine engel olabilmektedir (UNCTAD,2024).

2020 yılında meydana gelen pandemi süreci denizyolu ticareti dâhil küresel ticarete daralmalara yol açmıştır. 2023 yılı itibari ile yük ticareti ve petrol ticaretinin tekrar canlanması (yaklaşık %7,8 oranında büyüme) küresel denizyolu taşımacılığının 12,3 milyar tona ulaşmasına ve küresel ticaretin yaklaşık %86'sı denizyolu taşımacılığı ile sağlanmasına neden olmuştur (Denizcilik Sektör Raporu, 2024).

Malların nakliye maliyeti de (navlun) ekonomik büyüme üzerinde önemli etkiye sahiptir (Emirkadı ve Balcı, 2023). Shanshan (2021) tarafından yapılan araştırmada navlun gelirinde yaşanan %1'lik artışın Çin'in GSYİH'da %0.954'lük artışa yol açtığı ifade edilmektedir.

1985 yılında faaliyete başlayan Baltık Navlun Endeksi (BFI) Londra Baltık Borsası'na kayıtlı kuru yük taşıyan gemilerin navlun bedelleri üzerinden hesaplanan bir endekstir (Eryüzlü, 2019). 1999 yılında Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) olarak isim değiştiren endeks günümüze kadar faaliyetlerine devam etmektedir ve yatırımcıların yatırım tercihlerine yön vermektedir.

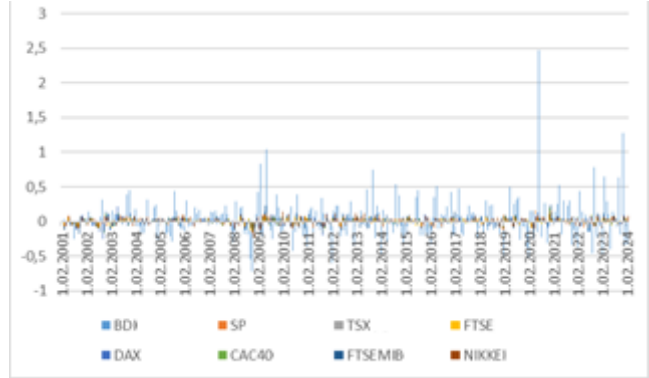
BDI Capesize Endeksi (BACI), Baltık Borsası Panamax Endeksi (BPNI) ve Baltık Borsası Supramax Endeksi (BSIS) olmak üzere üç farklı piyasa endeksinin ortalaması alınarak oluşturulmaktadır. Bu kapsamda toplam 600'den fazla şirket ve 26 rota verisi dikkate alınarak hesaplanmaktadır. Bu sayede BDI sadece denizcilik sektörü ve uluslararası ticaretin değil, aynı zamanda küresel ekonominin de bir barometresi olarak kabul edilen bir endeks türüdür (Bakshi, 2011).

Baltık Borsası üyeleri, gemi türüne ve her biri için önceden belirlenmiş nakliye rotalarına göre navlun oranı değişikliklerini izlemek için dünya çapında gemi brokerleri ile iletişime geçmektedir (Pepur, 2022). Dolayısıyla burada gerçekleşen arz ve talep hareketlerini (Höl vd., 2022) ve nakliye fiyatlarını doğrudan yansıttığı için ve ülkelerin hisse senedi piyasaları, ekonomik büyüme ve daralmaları konusunda birer gösterge niteliğinde olduğu düşünülmektedir (Ruan, vd., 2016: 278). Şekil 1'de BDI ve G-7 ülkelerinin hisse senedi fiyatları gösterilmektedir. Verilere bakıldığında 2008 Finansal Krizi öncesinde BDI'de ortalama ve trendde aşağı yönlü bir yapısal değişim saptanmış ve ardından küresel ekonomik kriz patlak vermiştir (Köseoğlu ve Mercangöz, 2012). Benzer şekilde 2020 yılında yaşanan pandemi nedeniyle BDI'nın %18.5 oranında azaldığı gözlemlenmektedir (Yurdakul ve Şipal,

2022).

BDI endeksinde meydana gelen değişimlerin ulusal ve uluslararası yatırımları etkileme gücünden dolayı pek çok yatırımcı yatırım ve ticaret kararı alabilmek için doğrudan BDI'yi en doğru şekilde takip etmeye çalışmaktadır. Ancak BDI'nın ülke ekonomilerine olan etkileri kısa sürede gerçekleşmemesinden ve endeksin oynaklığı nedeniyle küresel ekonomi için tahminlerin oldukça zorlayıcı olduğu görülmektedir.

Şekil 1: BDI ve G-7 ülkeleri hisse senedi getirileri



Kaynak: Yazarlar tarafından elde edilen veriler kullanılarak üretilmiştir.

Bu çalışma amacı Baltık Kuru Yük Endeksi ile G-7 ülkelerine ait hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi 2001:02-2024:8 analiz etmektir. Çalışmada G-7 ülkelerinin kullanılmasının en önemli nedeni IMF'nin 2022 yılında yayınladığı rapora göre küresel hisse senedi piyasasının %79'i G-7 ülkelerine ait olmasıdır (Dimson vd., 2022). Bu kapsamda G-7 ülkelerinin hisse senedi fiyatları ile BDI fiyatları arasındaki ilişkisi araştırılmak istenmektedir.

Çalışma beş aşamadan oluşmaktadır. İkinci kısımda Baltık Kuru Yük Endeksi ile çeşitli değişkenler arasındaki ilişkiyi gösteren çalışmalar mevcuttur. Üçüncü aşamada araştırmanın veri ve yöntemi hakkında bilgi verilmektedir. Dördüncü aşama ampirik sonuçları ortaya koymaktadır. Son kısımda ise sonuç ve tartışma kısmı yer almaktadır.

1. 2. Literatür

Mevcut çalışmalara bakıldığında BDI ile ilişkisi araştırılan pek çok ekonomik değişken olduğu görülmektedir. BDI ile ekonomik büyüme üzerindeki etkisini (Bildirici vd., 2015; Baltyn, 2016; Said ve Giouvris, 2019; Apergis & Payne 2013; Lin ve Sim, 2013; Sartorius et al., 2018) , petrol ile olan ilişkisi (Pepur vd. 2022; Chen vd., 2023; Höl vd., 2022; Ruan vd., 2016; Yıldız & Bucak, 2017; Choi & Kim, 2018; Kiracı ve Akan, 2020), enflasyon ve döviz kuruna olan etkisini (Sengupta ve Tam, 2009; Han vd., 2020) incelemişlerdir.

Bakshi (2011) tarafından MSCI bölgesel borsa endeksi, G-7 ülkeleri, diğer 12 gelişmiş ve 12 yükselen piyasa ekonomisindeki bireysel hisse senedi piyasaları ile BDI getirileri arasındaki ilişki test edilmiştir. Araştırma

sonucuna göre BDI'nın ekonomik büyümede öncü bir role sahip olduğu ortaya konulmuştur.

Barut vd. (2020) Amerika'da 2009 – 2019 dönemleri arasında BDI ile Dow Jones Demir-Çelik endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. ARDL analizi sonucu elde edilen bulgulara göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu belirlenmiştir.

Zeren ve Kahramaner (2019) İstanbul Navlun Endeksi ile BDI arasındaki ilişkiyi 2009 – 2019 dönemlerini kapsayacak şekilde ele almışlardır. Fourier Nedensellik testine göre BDI ile İstanbul Navlun Endeksi arasında uzun dönemli ilişki olduğu saptanmıştır.

Manoharan & Visalakshmi (2019) 2011 – 2015 dönem verilerini kullanarak Hindistan ile Çin borsaları ile BDI arasındaki ilişkiyi VAR Granger nedensellik analizi ile araştırmışlardır. Elde edilen sonuca göre BDI NIFTY borsasını oldukça etkilerken SSE borsasını ise hafif etkilediği saptanmıştır.

Lin et al. (2019) emtia vadeli döviz ve borsa ile BDI arasındaki ilişkiyi Çin kapsamında değerlendirmişlerdir. 2007 – 2018 dönemlerine ait veriler VAR, BEKK, GARCH-X yöntemleri ile analiz edilmiştir. Sonuca göre, 2008 – 2009 dönemlerinde BDI'nın önemli etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Choi & Kim (2019) tarafından 2007 – 2018 dönemleri arasında Kore hisse senedi piyasası ile BDI arasındaki ilişki analize tabi tutulmuştur. E-GARCH ve Granger Nedensellik analizine göre BDI'daki değişimlerin Kore hisse senedi piyasasının bir göstergesi olabileceği ileri sürülmüştür.

Giannarakis vd. (2017), DJSIW ve BDI arasındaki ilişkiyi incelemeyi amaçladıkları çalışmalarında veri setini 1999 - 2016 olarak belirlemişlerdir. GARCH analiz sonucuna göre, BDI'nın DJSIW'yi pozitif yönde etkilediğini ortaya konulmuştur. Deniz taşımacılığı maliyetinin sosyal sorumluluk sahibi şirketlerin hisse senedi getirilerini etkilediğini göstermektedir.

Literatüre bakıldığında BDI ile çeşitli endeksler arasında ilişkilerin test edildiği görülmektedir. Bunun en önemli nedeni BDI gibi uluslararası ticarete yön veren büyük endekslerin diğer endekslere ve ülke ekonomilerine olan etkilerinin yansımalarıdır. Özellikle uluslararası ticaret yapan yatırımcılar ile finansal piyasalarda yer alan yatırımcıların geleceğe yönelik belirsizliklere karşı önceden önlem almak istemeleri bu denli büyük endeksleri takip etmelerini sağlamaktadır. Ayrıca büyük yatırımcıların bu endekslerde yer alması hem bu endekslerin işlem hacmi bakımından büyümesine hem de diğer ekonomilere etki etmelerine neden olabilmektedir. Bu nedenle BDI gelişmiş veya gelişmekte olan ülke ekonomileri ve yatırımcıları için büyük önem arz etmektedir.

Çalışmanın diğer çalışmalardan ayrılan en önemli yanı diğer çalışmaların BDI'nın getirileri üzerinden ilişki kurulmasıdır. İndeksler hem fiyat hem de getiri cinsinden hesaplanabilmektedir. Getiri cinsinden hesaplanan endeksin

bölen değerinde ödenen temettünün portföy dışına çıkarıldığı varsayımıyla düzeltme yapılmaktadır. Ancak endeksin fiyatı ele alındığında böyle bir düzeltmeye ihtiyaç duyulmamaktadır. Bu nedenle fiyat cinsinden yapılan çalışmaların daha doğru sonuçlar ortaya koyduğu söylenebilir. Bakshi (2011) tarafından yapılan G-7 ülkeleri ile BDI arasındaki ilişkiyi ele alan çalışma ile yapılan bu çalışma ile benzerlik göstermektedir (getiri – fiyat durumu hariç) ancak veri setinin farklı olması nedeniyle araştırma sonuçlarının farklılık göstermesi beklenmektedir. Ayrıca BDI endeksinin kısa ve uzun dönemde farklı etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu nedenle bu çalışma diğer çalışmalardan farklılık göstermektedir.

3. Veri Set Yöntem Ve Ampirik Bulgular

3.1. Veri Seti

Çalışmada, G-7 ülkeleri, aylık veriler ile 2001:02-2024:8 dönemi için Baltık Kuru Yük Endeksi ile hisse senedi fiyatları arasında ilişki panel veri analizi ile araştırılmıştır. Çalışmada ayrıca kontrol değişken olarak reel efektif döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve ekonomik büyüklük göstergesi olarak toplam imalat üretimine yer verilmiştir. Bu doğrultuda Baltık Kuru Yük Endeksinin ülkelerin hisse senedi fiyatlarına etkisini araştırmak için aşağıdaki model oluşturulmuştur:

$$PRICE = f(BDI, EXC, CPI, PROD) \quad (1)$$

1 numaralı denklemde yer alan eşitlik panel veri formatında 2 numaralı denklemde gösterilmiştir.

$$PRICE_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}BDI + \beta_{2i}EXC + \beta_{3i}CPI + \beta_{4i}PROD + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Denklemde yer alan (2) i, panel birimini (ülke), t, zaman periyodunu ve ε_{it} ise sabit varyans ve sıfır ortalamaya sahip hata terimini ifade etmektedir. Modelde kullanılan değişkenlere ait bilgiler Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1: Değişkenlere Ait Açıklamalar

Değişken	Açıklama	Kaynak
PRICE	Hisse Senedi Fiyatları	Investing.com
BDI	Baltık Kuru Yük Endeksi	Investing.com
EXC	Reel Efektif Döviz Kuru	OECD
CPI	Tüketici Fiyat Endeksi	OECD
PROD	Toplam İmalat Üretimi	OECD

Çalışmada açıklayıcı değişken olarak yer alan Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI), Londra merkezli Baltic Exchange tarafından günlük yayınlanan bir ekonomik gösterge olup adından yalnızca Baltık Denizi ülkeleriyle sınırlı değildir. BDI Endeksi Handysize, Supramax, Panamax ve Capesize dökme yük gemilerinin tonajları, sayıları, rotaları, taşıdıkları yük ve fiyatı göz önünde tutularak hesaplanan bir değerdir.

Hisse senedi fiyatları hisse senetlerinin performanslarını ölçmede önemli bir kriter olmasından dolayı yatırımcıların yatırım portföylerini oluşturma aşamasında önem verdikleri unsurdur. Çalışmada, EXC, CPI ve PROD olmak üzere

makroekonomik değişkenlere yer verilerek bağımlı değişken ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin daha doğru ve güvenilir şekilde tahmin edilmesi amaçlanmaktadır. Analizlerde aylık veriler kullanılması sebebiyle seriler mevsimsellikten arındırılmıştır.

3.2. Yöntem

Çalışmada G-7 ülkeleri için Baltık Kuru Yük Endeksi ile hisse senedi fiyatları arasında ilişki incelenirken ilk olarak yatay kesit bağımlılığın varlığı Breusch-Pagan (1980), Pesaran (2004) ve Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen yatay kesit bağımlılık testleri ile sınanmış ve ardından Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen delta testi ile homojenlik sınaması yapılmıştır. Serilerin durağanlığının tespiti için CIPS ve PANICCA ile yatay kesit bağımlılığı sorununa karşı robustlu t-istatistikleri uygulayabilen Breitung birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Serilerin farklı durağanlık seviyelerine sahip olmaları nedeniyle, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki panel otoregresif dağıtılmış gecikme modeli ortalama grup tahmincisi (ARDL-MG) ile tahmin edilmiştir. Ayrıca hisse senedi fiyatları ile açıklayıcı değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Juodis-Karavias-Sarafidis (JKS) (2021) panel nedensellik testiyle araştırılmıştır.

Yatay kesit bağımlılığın sınanmasında ilk olarak N sabit $T \rightarrow \infty$, $T > N$ durumunda uygulanan Breusch-Pagan LM (1980) testinden yararlanılmıştır. $N(N-1)/2$ serbestlik dereceli Kİ-kare dağılımına sahip olan test istatistiği 3 numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \quad (3)$$

Test istatistiğine ait H_0 ve alternatif hipotez;

$$H_0 = cov(u_{it}, u_{jt}) = p_{ij} = 0 \quad i \neq j \text{ için}$$

H_0 hipotezi yatay kesit bağımlılığın olmadığını ifade etmektedir (Tatoğlu, 2020: 238).

Yatay kesit bağımlılık sınaması için kullanılan bir diğer test olan Pesaran (2004) CD testi, ADF regresyonunun tahmininden elde edilen kalıntıları kullanarak geliştirilmiş olup, $N > T$ durumunda da kullanılabilir. Testte her bir birimin diğer tüm birimlerle korelasyonunun hesaplanmaktadır, böylece N birim boyutu için $N \times N-1$ korelasyon hesaplanmaktadır. Test istatistiği 4 numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij} \quad (4)$$

Test istatistiğine ait H_0 ve alternatif hipotez;

$$H_0 = p_{ji} = 0$$

$$H_1 = p_{ji} \neq 0 \text{ şeklinde kurulmaktadır.}$$

Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008), $N < T$ durumunda uygulanan Breusch Pagan (1980) LM testini, geliştirerek N ile T'nin büyük olduğu durumlarda uygulanabilen NLM

testini literatüre kazandırmışlardır. NLM test istatistiğine 5 numaralı denklemde yer verilmiştir.

$$NLM = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-K)\hat{p}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\vartheta_{Tij}} \quad (5)$$

Test istatistiğinin H_0 hipotezi “Yatay kesit bağımlılık yoktur” şeklindedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 244).

Panel veri analizinde serilerin yatay kesit ve zaman serisi boyutlarının belirli bir zaman diliminde birbirini etkilemediğini veya zaman serisinde meydana gelen bir şokun yatay kesit birimlerini etkilediğini varsaymak (homojenlik varsayımı) doğru olmayacağından homojenlik sınaması yapılmalıdır. Çalışmada Pesaran ve Yamagata (2008), tarafından geliştirilen Delta Testinden yararlanılarak serilerin homojen olup olmadığının test edilmiştir. Test istatistiği N, $\rightarrow \infty$ ve küçük örneklem için sırasıyla 6 ve 7 numaralı denklemlerde gösterildiği şekilde hesaplanmaktadır.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\tilde{s}-k}{\sqrt{2k}} \quad (6)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}\tilde{s}-k}{\sqrt{Var(t,k)}} \quad (7)$$

$\tilde{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}_{adj}$ test istatistiklerine ait H_0 hipotezi “Katsayılar homojendir”, şeklinde olup alternatif hipotez katsayıların heterojen olduğunu belirtmektedir.

Çalışmada, serilerin durağanlık seviyesinin tespiti için yatay kesit bağımlılık sorununun varlığı durumunda kullanılabilen Breitung ve Das (2005) tarafından geliştirilen robustlu Breitung testine yer vermektedir. Breitung ve Das, hata terimlerinde görülen korelasyonu ele almak için genel en küçük kareler (GLS) t-istatistiği önererek, testin güvenilirliğini artırmışlardır. Ayrıca, kısa dönem otoregresif yapıların etkisini azaltmak için bir pre-whitening prosedürü geliştirmişlerdir (Breitung ve Das, 2005: 430).

$$\Delta y_t = \emptyset y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Δy_t , y_{t-1} ve ε_t $N \times 1$ vektör olup testin H_0 hipotezi EKK t-istatistiğine dayanmaktadır:

$$t_{ols} = \frac{\sum_{t=1}^T y'_{t-1} \Delta y_t}{\hat{\sigma} \sqrt{\sum_{t=1}^T y'_{t-1} \Delta y_{t-1}}} \quad (9)$$

GLS dönüşümü (10) numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$t_{gls} = \frac{\sum_{t=1}^T y'_{t-1} \Omega^{-1} \Delta y_t}{\sqrt{\sum_{t=1}^T y'_{t-1} \Omega^{-1} \Delta y_{t-1}}} \quad (10)$$

Durağanlığı sınamak için hipotezler:

$$H_0: \emptyset = 0$$

$$H_1: \emptyset < 0 \text{ şeklindedir.}$$

Kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve D-Shin (CIPS) panel birim kök testinden yararlanılmıştır. Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS testinde, birimler arası korelasyon sorununu yok etmek için bireysel serilerin gecikmeli düzeylerinin ve birinci farklarının yatay kesit

ortalamalarını Dickey Fuller (DF) ya da Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) regresyonunun gecikmeli yatay kesit ortalamaları ile genişletilmiş şekilde kullanılmaktadır. Oluşturulan regresyonun birinci farkı birimler arası korelasyonu yok etmektedir. Bu test Yatay Kesit Genişletilmiş Dickey Fuller (CADF) olarak adlandırılmaktadır.

Otokorelasyonun olmadığı durumda dinamik heterojen panel veri modeli, denklemde

$$Y_{it} = (1 - \varphi_i)\mu_i + \varphi_i Y_{i,t-1} + C \quad (11)$$

(11) numaralı gösterilmektedir ve f_t gözlenemeyen faktörler olmak üzere, u_{it} 'nin tek faktör yapısına sahip olması durumunda aşağıdaki şekildeki gibi ifade edilmektedir.

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it}$$

(11) numaralı denklem aşağıdaki gibi tekrar yazıldığında,

$$\Delta Y_{it} = a_i + p_i Y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Denklemde yer alan, $a_i = (1 - \varphi_i)\mu_i$, $p_i = -(1 - \varphi_i)$ ve $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{i,t-1}$ 'dir.

Pesaran (2007), Y_{it} 'nin yatay kesit ortalaması $\bar{Y}_t$ ve gecikmeli değerlerini $\bar{Y}_{t-1}, \bar{Y}_{t-2}, \dots$ ortak faktör f_t için araç değişken olarak kullanmıştır. u_{it} 'nin otokorelasyonsuz olduğu durumda $\Delta \bar{Y}_t$ ve $\bar{Y}_{t-1}$ değerleri gözlenemeyen ortak faktörün etkisini asimptotik olarak filtrelemekte yeterlidir. Otokorelasyon olmadığı durumda, CADF regresyonu,

$$\Delta Y_{it} = a_i + p_i^* Y_{i,t-1} + d_0 \bar{Y}_{t-1} + d_1 \Delta \bar{Y}_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

şeklinde ifade edilmektedir. CADF test istatistiği (14) numaralı denklemde gösterilmektedir.

$$t_i(N, T) = \frac{\Delta Y_{it}' \underline{M}_w Y_{i,t-1}}{\hat{\sigma}_i (Y_{i,t-1}' \underline{M}_w Y_{i,t-1})^{\frac{1}{2}}} \quad (14)$$

Durağanlığı sınamak için hipotezler:

$$H_0: p_i = 0 \text{ (tüm } i\text{'ler için)}$$

$$H_1: p_i < 0 \text{ (} i = 1, 2, 3, \dots, N_i \text{) ve } p_i = 0 \text{ (} i = N_{i+1}, N_{i+2}, \dots, N \text{) şeklindedir.}$$

IPS testinin yatay genişletilmiş türü olan CIPS test istatistiği (15) numaralı denklemde gösterilen CADF istatistiğinin ortalamasıdır.

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (15)$$

Genişletme derecesi, bir bilgi kriterleri ile ya da ardışık testlerle seçilebilmektedir. CADF regresyonu tahmin edildikten sonra CIPS, CIPS*, P ve Z istatistikleri elde edilmektedir. Çeşitli T ve N çiftleri için kritik değerler Pesaran (2007) çalışmasında yer almaktadır.

Çalışmada, serilerin durağanlık seviyesinin tespiti için amacıyla ayrıca Reese ve Westerlund (2016) tarafından geliştirilen PANICCA panel birim kök testinden yararlanılmıştır. Yatay kesit ortalamalarını dikkate alan PANICCA birim kök testi serilerin sadece seviyede

durağanlık analizine yer vermekte olup serilerin farklarında durağan olup olmadıklarına dair bir bulgu içermemektedir (Reese ve Westerlund, 2016: 971). Reese ve Westerlund (2016), Bai ve Ng'nin kalıntı ve faktörlerin durağanlığını ayrı ayrı test eden PANIC testini geliştirerek PANIC testinin küçük örnek özelliklerini geliştirmişlerdir.

Reese ve Westerlund (2016), Bai ve Ng'nin (16) numaralı denklemde yer alan ADF Te stini kullanmışlardır;

$$ADF_p = \frac{(\hat{f}_{-1}^p)' M_{p+1} M_W M_{p+1} \Delta \hat{f}^p}{\hat{\sigma}_n \sqrt{(\hat{f}_{-1}^p)' M_{p+1} M_W M_{p+1} \hat{f}_{-1}^p}} \quad (16)$$

PANICCA panel birim kök testinde kalıntıların durağanlığını sınamak için PANIC testinde de yararlanılan Pa, Pb ve PMSB testleri kullanılmaktadır. Birim kök testine ait H_0 hipotezi serilerin birim kök içerdiği yönündedir.

Çalışmada, Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen ortalama grup tahmincisi (MG) yer verilerek değişkenlere ait kısa ve uzun dönem katsayılar tahmin edilmektedir. MG tahmincisi, her bir birim için ayrı uzun dönem katsayıları tahmin eder ve bu katsayıların ortalamasını alarak genel bir sonuç elde eder. Çalışmada yapılan Hausman testi, sabit etkiler (PMG) yerine rastgele etkiler (MG) modelinin kullanılmasını önermiştir. Bu durum, birimler arasındaki uzun dönem ilişkilerde heterojenliğin önemli olduğunu ve her birimin kendine özgü dinamiklerinin dikkate alınmasının daha uygun olduğunu göstermektedir.

Çalışmada ayrıca, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, Juodis-Karavias-Sarafidis (JKS) (2021) panel nedensellik testiyle analiz edilmiştir. Juodis-Karavias-Sarafidis (2021) nedensellik testi hem homojen hem de heterojen paneller için geliştirilmiştir (Juodis vd., 2021, 94). JKS testinde, havuzlanmış tahmincinin Nickell yanlılığını azaltmak için Dhaene ve Jochmans'ın H.P.J. (Half-Panel Jackknife) tekniği kullanılmaktadır. Ayrıca, JKS nedensellik testi, Dumitrescu ve Hurlin nedensellik testi ile karşılaştırıldığında $T < N$ durumunda nispeten daha güvenilir sonuçlar üretmektedir. Test aşağıdaki denkleme dayanmaktadır.

$$y_{i,t} = \phi_{0,i} + \sum_{p=1}^p \phi_{p,i} y_{i,t-p} + \sum_{q=1}^Q \beta_{q,i} x_{i,t-q} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

$$t = 1, \dots, T$$

$i = 1, \dots$ Burada $\phi_{0,i}$ birime özgü sabit etkileri, $\varepsilon_{i,t}$ ise t zamanında i birimi için yeniliği, $\phi_{p,i}$ heterojen otoregresif katsayıları ve $\beta_{q,i}$ heterojen geri besleme katsayılarını veya Granger nedensellik parametrelerini göstermektedir. Dolayısıyla, $y_{i,t}$ 'nin bir ARDL(P,Q) süreci izlediğini varsayarak daha genel olarak, $y_{i,t}$ ($y_{i,t}, x_{i,t}$) için ortak bir VAR modelinin denklemlerinden biri olarak düşünülebilir. Elde edilen sonuçlar doğrudan çok değişkenli sistemlere genişletilebilir olduğundan, bu tür iki değişkenli sistemler sunum kolaylığı açısından incelenmiştir (Juodis vd., 2021, 95). $x_{i,t}$ zaman serisinin $y_{i,t}$ zaman serisine Granger-neden olmadığı (doğrusal olarak) boş hipotezi ve alternatif hipotez;

$$H_0: \beta_{q,i} = 0, \text{ tüm } i \text{ ve } q \text{ için,}$$

$H_1 : \beta_{q,i} \neq 0$ tüm i ve q için,

şeklinde dir.

3.3. Ampirik Bulgular

G-7 ülkeleri için Baltık kuru yük endeksi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin incelendiği bu çalışmada, eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin incelenmesi öncesinde yatay kesit bağımlılığın ve homojenliğin araştırılması gerekmektedir.

Çalışmada kesitler arası bağımlılığın test edilmesi amacıyla değişkenlere uygulanan CD (2004) yatay kesit bağımlılığı testi ile modele uygulanan *LM*, *CD*, *LMadj* testleri Tablo 2’de yer almaktadır.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

	CD Test İstatistiği	P-değeri
PRICE	39,36	0,000
BDI	77,09	0,000
EXC	18,83	0,000
CPI	72,70	0,000
PROD	27,12	0,000
	Test İstatistiği	P-değeri
LM	442,4	0,000
NLM	619,6	0,000
CD	12,98	0,000

Tablo 3’teki sonuçlar incelendiğinde *LM*, *CDlm*, *LMadj* testlerinin olasılık değerlerinin anlamlılık düzeyi 0.01’ten küçük olduğu ve H_0 hipotezinin reddedilemeyeceği görülmektedir. Test sonuçlarına göre hem değişkenler hem de model için kesitler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle çalışmanın devamında yatay kesit bağımlılık sorununu dikkate alan CADF ve PANICCA birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Bir diğer husus olan homojenlik, kullanılacak eşbütünleşme ve nedensellik analizinin belirlenmesi açısından önem taşımaktadır. Bu nedenle Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen delta testinden yararlanılmış olup test sonuçları Tablo 3’te yer almaktadır.

Tablo 3 : Delta Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	P-değeri
$\tilde{\Delta}$	98,579	0,000
Δ_{adj}	99,641	0,000

Delta testi sonuçlarına göre “Katsayılar homojendir” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmektedir. Bu doğrultuda oluşturulan model heterojendir. Çalışmada, serilerin durağanlık seviyesinin tespiti için yatay kesit bağımlılık sorununun varlığı durumunda kullanılabilen Kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve D-Shin (CIPS), Breitung ve DAS (2005) tarafından geliştirilen Breitung ve Reese ve Westerlund (2016) tarafından geliştirilen PANICCA panel birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Tablo 4’te sırası ile CIPS ve Breitung Tablo 5’te Tablo 5’te PANICCA panel birim kök testlerine ait sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 4: CIPS ve Breitung Birim Kök Testi Sonuçları

		Sabitli		Sabitli+trendli	
Değişkenler		Test İstatistiği	P- değeri	Test İstatistiği	P-değeri
CIPS	PRICE	-3,304	0,000	-3,895	0,000
	BDI	2,610	1,000	1,700	1,000
	EXC	-2,612	0,008	-2,553	0,269
	CPI	-2,162	0,137	-2,944	0,031
	PROD	-2,254	0,086	-2,719	0,126
	ΔPRICE	-6,190	0,000	-6,420	0,000
	ΔBDI	2,610	1,000	1,700	1,000
	ΔEXC	-6,190	0,000	-6,420	0,000
	ΔCPI	-6,190	0,000	-6,420	0,000
	ΔPROD	-6,190	0,000	-6,420	0,000
BREITUNG	PRICE	-10,10,5	0,000	-9,885	0,000
	BDI	-2,931	0,002	-0,494	0,006
	EXC	0,753	0,774	0,0198	0,578
	CPI	13,302	1,000	5,941	1,000
	PROD	-3,374	0,000	-4,664	0,000
	ΔPRICE	-17,603	0,000	-26,018	0,000
	ΔBDI	-12,118	0,000	-14,242	0,000
	ΔEXC	-11,906	0,000	-14,621	0,000
	ΔCPI	-14,865	0,000	-18,313	0,000
	ΔPROD	-21,923	0,000	-20,932	0,000

Tablo 5: PANICCA Birim kök Testi Sonuçları

Değişken		Pa	Pb	PMSB
Sabit	PRICE	-28,114(0,000)	-6,253 (0,000)	-1,523 (0,063)
	BDI	-12,768 (0,000)	-4,383 (0,000)	-2,018 (0,021)
	EXC	-1,926 (0,027)	-1,421 (0,077)	-0,827 (0,204)
	CPI	1,056 (0,854)	1,855 (0,962)	4,530 (1,000)
	PROD	-0,995 (0,159)	-0,810 (0,210)	-0,563 (0,286)
Sabit+ Trend	PRICE	-12,368(0,000)	-4,776(0,000)	-1,724(0,042)
	BDI	-7,61 (0,000)	-4,037 (0,000)	-2,125(0,016)
	EXC	0,390 (0,651)	0,427 (0,665)	0,466 (0,679)
	CPI	1,579 (0,924)	2,394 (0,991)	3,626 (0,999)
	PROD	-3,815 (0,001)	-2,359 (0,009)	-1,423 (0,074)

() içerisindeki değerler p-değerini göstermektedir.

Çalışmada, yatay kesit bağımlılığı sorununu dikkate alan üç farklı birim kök testinden yararlanılmış olup test sonuçlarına göre PRICE değişkeni her üç birim kök testine göre seviyesinde $I(0)$ durağan iken BDI değişkeni Breitung ve PANICCA birim kök testlerine göre seviyesinde $I(0)$ durağandır. PROD değişkeni, Breitung sonuçlarına göre seviyesinde $I(0)$ durağan iken CIPS testine göre sabitli modelinde PANICCA testine göre ise sabitli+trendli modelinde seviyesinde $I(0)$ durağandır. EXC ve CPI değişkenleri ise her üç birim kök testi sonucuna göre seviyesinde durağan değilken Breitung ve CIPS birim kök testine göre 1. farkında $I(1)$ durağandır. Modelde yer alan değişkenler farklı durağanlık mertebelerine sahip olduğundan bu koşullar altında eşbütünleşme analizine olanak sağlayan Panel ARDL yönteminden yararlanılmıştır. Panel ARDL eşbütünleşme analizinde, uygun gecikme uzunluğu (1,1,0,0,1) belirlendikten sonra kısa ve uzun dönem ilişkilerin tahmininde Havuzlanmış Ortalama Grup Tahmincisi (PMG) ve Ortalama Grup Tahmincisi (MG) arasında seçim yapmak için Hausman testinden

yararlanılmıştır.

Tablo 7: Hausman Test Sonuçları

	Katsayılar		Fark	S.e
	MG (b)	PMG (B)	b-B	
BDI	0,205	-0,017	0,222	.
BDI(-1)	-0,136	0,036	-0,173	.
EXC	-7,099	0,691	-7,790	5,190
CPI	2,337	3,613	-1,275	0,787
PROD	0,873	1,130	-0,257	.
PROD(-1)	-3,002	-3,365	-2,636	,
Ho: Katsayılarıdaki fark sistematik değildir.				
MG : H ₀ ve H _a altında tutarlıdır.				
PMG: H _a altında tutarsız, H ₀ altında etkindir.				
Chi2(1) = 43,80		P-değeri: 0,000		

Hausman testi sonuna göre, tahminciler arasındaki farkın sistematik olmadığını öne süren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu nedenle alternatif hipotez altında etkin olan Ortalama Grup Tahmincisi tercih edilmiştir. Değişkenler arasında kısa ve uzun dönem ilişkilerin tahmini için uygulanan Ortalama Grup (MG) tahmincisine ait sonuçlar Tablo 8 ve Tablo 9'da yer almaktadır.

Tablo 8: Ortalama Grup (MG) Tahmincisi Kısa Dönem Sonuçları

Kısa Dönem	Bağımlı değişken: PRICE		
	Katsayı	Standart Hata	P-değeri
ΔBDI	0,0005	0,157	0,068
ΔEXC	-1,034	0,035	0,101
ΔCPI	-2,852	6,276	0,650
ΔPROD	-0,032	0,035	0,365
Constant	11,651	8,328	0,162

Ortalama Grup tahmincisi kısa dönem sonuçlarına göre, Baltık kuru yük endeksine ait katsayı pozitif olup %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Modele dahil edilen tüketici fiyat endeksi ve reel efektif döviz kuru değişkenlerine ait katsayı negatif olup istatistiksel olarak anlamsızdır. Ayrıca toplam imalat üretimi katsayısı pozitif olup istatistiki olarak anlamsızdır.

Tablo 9: Ortalama Grup (MG) Tahmincisi Uzun Dönem Sonuçları

	Bağımlı değişken: PRICE		
	Katsayı	Standart Hata	P-değeri
ECT	-0,328	0,157	0,037
Uzun Dönem			
BDI	0,205	0,681	0,003
BDI(-1)	-0,136	0,089	0,129
EXC	-7,099	5,214	0,173
CPI	2,337	0,841	0,005
PROD	0,873	0,560	0,119
PROD(-1)	-3,002	1,053	0,004
Diagnostik Test		Test İstatistiği	P-değeri
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg Testi		3,04	0,0814
Wooldridge testi		1,702	0,239

Ortalama VIF 1,09

Tabloda yer alan hata düzeltme terimi (ECT) negatif ve 0 ile -1 arasında değerler almış olup %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum uzun dönemde hisse senedi fiyatları ve açıklayıcı değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını teyit etmektedir. Baltık kuru yük endeksine ait uzun dönem katsayısı incelendiğinde, katsayının pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bununla birlikte değişkenin 1 gecikmeli değerine ait katsayı negatif olup istatistiksel olarak anlamsızdır. Uzun dönemde endeks değerinde yaşanan %1'lik artış hisse senedi fiyatlarını %0,205 artırmaktadır. Reel efektif döviz kuruna ait uzun dönem katsayısı ise negatif olup istatistiksel olarak anlamsızdır. Tüketici fiyat endeksine ait katsayı pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Tüketici fiyat endeksine meydana gelen %1'lik artış hisse senedi fiyatlarını %2,337 düzeyinde artırmaktadır. Toplam imalat üretimine bakıldığında, değişkene ait katsayı pozitif ve istatistiksel olarak anlamsızken değişkenin 1 gecikmeli değerine ait katsayı negatif olup %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Tabloda ayrıca modelin güvenilirliğinin sınanması amacıyla uygulanan Breusch-Pagan/Cook-Weisberg değişen varyans testi, Wooldridge otokorelasyon testi ve çoklu doğrusal bağıntı sorununun tespiti için model ortalama varyans şişirme faktörü (VIF) değerine yer verilmiştir. Test sonuçlarına göre, H₀ hipotezi: değişen varyans yoktur şeklinde olan Pagan/Cook-Weisberg test istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. H₀ hipotezi: Birinci dereceden otokorelasyon yoktur şeklinde olan Wooldridge test istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Model ortalama VIF değeri 5'in altında olduğundan açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununa rastlanmamıştır.

Baltık Kuru Yük Endeksi'nde meydana gelen değişimlerin uzun dönemde G-7 ülkeleri hisse senedi fiyatları üzerinde etkiye sahip olmasının Baltık Kuru Yük Endeksi'nin işlem hacminin ne denli büyük olduğunu göstermektedir. Kısa dönemde oluşan değişimlere her ülkenin uygulamış olduğu yaptırımlar ve kısıtlamalar nedeniyle ani bir şekilde tepki verememesi nedeniyle uzun dönemde yatırımcıların yatırım kararlarını etkileyebilme gücüne sahip olduğunu ortaya konulmuştur.

Çalışmada ayrıca, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, Juodis-Karavias-Sarafidis (JKS) (2021) panel Granger nedensellik testiyle analiz edilmiştir. JKS (2021) Granger Nedensellik Testi Sonuçları Tablo 10'da yer almaktadır.

JKS (2021) Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, Baltık kuru yük endeksi, hisse senedi fiyatlarının nedeni değildir şeklindeki H₀ hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bununla birlikte Hisse senedi fiyatları nedeni değildir Baltık Kuru Yük Endeksi şeklinde olan H₀ hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Ayrıca, tüketici fiyat endeksi, hisse senedi fiyatlarının

nedeni değildir şeklindeki H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bununla birlikte JKS Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, reel efektif döviz kuru ve toplam imalat üretimi ile hisse senedi fiyatları arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Buna göre G-7 ülkeleri için ele alınan dönem itibarıyla hisse senedi fiyatları ile Baltık Kuru Yük Endeksi arasında iki yönlü, hisse senedi ile tüketici fiyat endeksi arasında ise tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Tablo 10: JKS (2021) Granger Nedensellik Testi Sonuçları

H_0 Hipotezi	H.P.J. Wald Testi	P-değeri
BDI $\nrightarrow$ PRICE	7,075	0,007
PRICE $\nrightarrow$ BDI	2,957	0,085
EXC $\nrightarrow$ PRICE	0,193	0,660
PRICE $\nrightarrow$ EXC	0,002	0,926
CPI $\nrightarrow$ PRICE	5,849	0,015
PRICE $\nrightarrow$ CPI	0,021	0,882
PROD $\nrightarrow$ PRICE	0,001	0,947
PRICE $\nrightarrow$ PROD	0,360	0,548

4. Sonuç

Bu çalışmanın amacı, BDI'nın G-7 ülkeleri hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini araştırmaktır. Son yıllarda yatırımcılar ve diğer kuruluşlar yatırımlarının daha rasyonel ve dünya ile entegre olması amacıyla uluslararası piyasaları yakından takip etmeye başlamışlardır. Özellikle COVID-19 sürecinden sonra taşımacılık ve gıda sektörü ile yakından ilişkili olan yatırımcıların yatırım tercihleri yeniden şekillenmeye başlamıştır. Dolayısıyla bu çalışmanın en önemli katkısı dünya ticaret hacminin önemli bir payını elinde bulunduran G-7 ülkelerinin ekonomik, sürdürülebilir kalkınma politikalarını ne kadar yakından takip etmeye çalıştığını ortaya koymaktadır.

BDI ile G-7 ülkelerinin hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi ele alan bu çalışmada örneklem veri setini 2002:01-2024:8 dönemi oluşturmaktadır. Çalışmada kontrol değişken olarak reel efektif döviz kuru, tüketici fiyat endeksi ve toplam imalat üretimine yer ver verilmiştir. Değişkenler arasındaki ilişki Panel ARDL-MG Tahmincisi ve JKS Granger Nedensellik Testi ile incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, Baltık Kuru Yük Endeksi ile hisse senedi fiyatları arasında kısa ve uzun dönemde pozitif bir ilişki olduğunu ve aynı zamanda JKS Granger nedensellik testine göre değişkenler arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Hisse senedi fiyatları ile Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) arasında tespit edilen pozitif ilişkinin birkaç nedeni vardır. Öncelikle, BDI'da meydana gelen artış, genellikle küresel ticaret hacminin ve ekonomik aktivitenin yükseldiğini göstermektedir. Bu durum şirketlerin kar beklentilerini artırarak hisse senedi fiyatlarını olumlu etkilemektedir. Ayrıca, yüksek BDI, yatırımcı güveninin artmasına yol açabilir ve bu durum hisse senedi piyasasında alım satım faaliyetlerini artırarak fiyatları yükseltebilir. Analiz sonucu Zeren & Kahramaner (2019),

Yılmaz & Emir (2021) tarafından yapılan çalışmanın sonucu ile benzerlik göstermektedir.

Çalışmada, yer verilen kontrol değişkenlerin G-7 ülkeleri hisse senedi fiyatlarına etkisine bakıldığında, uzun dönemde tüketici fiyat endeksi ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif, toplam imalat üretimi ile negatif yönlü bir ilişki tespit edilmiş olup JKS Granger nedensellik testine göre tüketici fiyat endeksinden hisse senedi fiyatları doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. G-7 ülkeleri için ele alınan dönem itibarıyla reel efektif döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasında herhangi bir ilişkiye rastlanmamıştır. Hisse senedi fiyatları ile Tüketici Fiyat Endeksi arasında tespit edilen pozitif ilişkinin ardında yüksek enflasyon dönemlerinde, şirketlerin mal ve hizmet fiyatlarını artırması, bu durumun karlılıklarını olumlu etkilemesi sonucunda hisse senedi fiyatlarının yükselmesi, artan enflasyon ile enflasyonun yatırımcıların hisse senetlerine yönelmesi gibi nedenler yer alabilmektedir. Çalışmada elde edilen sonuçları toplam imalat üretiminin uzun dönemde hisse senedi fiyatlarını negatif etkilediğini göstermiştir. Bu durumun ortaya çıkmasında ekonomik büyüme dönemlerinde yatırımcıların aşırı üretim veya arz fazlası nedeniyle ve buna bağlı olarak üretim maliyetlerinde meydana gelen artış ile şirket karlılıklarının düşmesi, imalat sektöründe yaşanan dalgalanmalar ve belirsizlikler nedeniyle güvenini sarsılan yatırımcıların hisse senetlerinden kaçınmaları etkili olabilir.

Hisse senedi fiyatları ile BDI arasındaki tespit edilen anlamlı ilişki göz önünde bulundurulduğunda;

- Politika yapımcılar, küresel ekonomik faaliyetin önde gelen bir göstergesi olan ve gelecekteki piyasa hareketlerine ilişkin önemli tahminler sağlayan BDI, politika yapımcılar tarafından yakından izlenmelidir.
- BDI, çeşitli okyanus rotaları boyunca kuru yük taşımacılığının ortalama maliyetini yansıtan, küresel ticaret ve ekonomik faaliyet için önemli bir göstergedir. Bu bakımdan, deniz ticareti dinamiklerini geliştirmek için liman altyapısına yatırımlar, kolaylaştırılmış gümrük süreçleri ve nakliyyede teknolojik gelişmeler önceliklendirilmelidir.
- Küçük ve orta büyüklükteki yatırımcılar için geleceği belirlemede önemli bir yol gösterici niteliğinde olmasından dolayı BDI endeksinin takip edilmesi ilerleyen dönemlerde yaşanabilecek olumsuzlukların önüne geçilmesini sağlayacaktır.

Çalışmada bazı kısıtlarla karşı karşıya kalınmıştır. Ampirik analizlerde yer verilen değişkenlerin farklı durağanlık $I(0)$ ve $I(1)$ seviyelerinde durağan olmaları nedeniyle ekonometrik analizlerde kısıtlı yöntemlere yer verilebilmiştir. İlerleyen çalışmalarda daha farklı ülkeler ile BDI arasındaki ilişki incelenip BDI'nın ülke ekonomilerine olan yansımaları zaman boyutunda ele

alınabilir.

Kaynakça

- Bakshi, G., Panayotov, G., & Skoulakis, G. (2010). The Baltic Dry Index as a predictor of global stock returns, commodity returns, and global economic activity. *Commodity Returns, and Global Economic Activity (October 1, 2010)*.doi:10.2139/ssrn.1747345
- Baltyn, P. (2016). Baltic Dry Index as economic leading indicator in the United States. In *Managing Innovation and Diversity in Knowledge Society Through Turbulent Time Proceedings of the Make Learn and TIIM Joint International Conference* (pp. 25-27).
- Barut, A., Görgün, M.R. ve Erdoğan, A. (2020). Baltık Kuru Yük Endeksi ve Dow Jones Demir-Çelik Endeksi arasındaki ilişki. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 9(3), 3019-3033. doi:10.15869/itobiad.700223..
- Bildirici, M., Kayıkcı, F. and Onat, I.Ş. (2016). BDI, gold price and economic growth. *Procedia Economics and Finance*, 38, 280-286. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(16\)30200-3](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)30200-3).
- Breitung, J., and Das, S. (2005). Panel unit root tests under cross-sectional dependence. *Statistica Neerlandica*, 59(4), 414-433.
- Breusch, T. S. and Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. The review of economic studies. 47(1). 239-253.
- Chen, Y., Xu, J., & Miao, J. (2023). Dynamic volatility contagion across the Baltic dry index, iron ore price and crude oil price under the COVID-19: A copula-VAR-BEKK-GARCH-X approach. *Resources Policy*, 81, 103296.
- Choi, K.H. and Kim, D.Y. (2019). The effect of Baltic Dry Index on the Korean stock price volatility. *Journal of Korea Port Economic Association*, 35(2), 61-76. Retrieved from <https://www.koreascience.or.kr/>
- Cihangir, Ç.K. (2018). Küresel risk algısının küresel ticaret üzerindeki etkisi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 6(1), 1-10. Erişim adresi: <http://www.isletmeiktisat.com>.
- Dimson, E., Marsh, P., and Staunton, M. (2022). *Credit Suisse Global Investment Returns Yearbook 2022 (Summary Edition)*. Zurich: Credit Suisse Research Institute.
- Eryüzlü, H. (2019). Dünya Deniz Ticareti ve Türkiye Dış Ticareti İlişkileri: Ekonometrik Bir Analiz. *The Journal of Social Science*, 3 (5), 152- 162. <https://doi.org/10.30520/tjsosci.524826>
- Giannarakis, G., Lemonakis, C., Sormas, A. and Georganakis, C. (2017). The effect of Baltic Dry Index, gold, oil and USA trade balance on Dow Jones Sustainability Index World. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(5), 155. Retrieved from <https://www.econjournals.com/>.
- Han, L., Wan, L., and Xu, Y. (2020). Can the Baltic Dry Index predict foreign exchange rates. *Finance Research Letters*, 32:101157-. doi: 10.1016/J.FRL.2019.04.014
- Höl, A. Ö., Akyıldırım, E., Kılıçaslan, Ş., & Çınar, K. (2022). Baltık Kuru Yük Endeksi, Petrol, Altın, Dolar, MSCI Dünya Endeksi Arasındaki Volatilité Yayılımı. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(2), 386-406. Doi: 10.30784/epfad.1089836
- information and predictive content of the Baltic Dry Index. *International Journal of Financial Studies*, 1(3), 62-80. <https://doi.org/10.3390/ijfs1030062>.
- Juodis A, Karavias Y, Sarafidis V. A homogeneous approach to testing for granger non-causality in heterogeneous panels. *Empirical Economics*. 2021;60(1):93–112. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01970-9>.
- Kıracı, K. ve Akan, E. (2020). Baltık Kuru Yük Endeksi (BDI) ile seçilmiş makroekonomik değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi. C. Kartal ve M. Kamışlı (Ed.), *İşletme ve Finans Yazıları-IV* (s. 260-276). İstanbul: Beta Basım Yayın Dağıtım.
- Köseoğlu, S. D., & Mercangöz, B. A. (2012). 2008 KÜRESEL FİNANSAL KRİZİNİN KÜÇÜK TONAJ GELİRLERİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN YAPISAL KIRILMA TESTİ İLE ARAŞTIRILMASI. *Dokuz Eylül Üniversitesi Denizcilik Fakültesi Dergisi*, 4(1), 25-38. Erişim Yeri: <https://dergipark.org.tr/en/pub/deudfd/issue/4582/62743>
- Lin, A.J., Chang, H.Y. and Hsiao, J.L. (2019). Does the Baltic Dry Index drive volatility spillovers in the commodities, currency, or stock markets? *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 127, 265-283. <https://doi.org/10.1016/j.tre.2019.05.013>.
- Lin, F., & Sim, N. C. (2013). Trade, income and the baltic dry index. *European Economic Review*, 59, 1-18.
- Manoharan, M. and Visalakshmi, S. (2019). The interrelation between Baltic Dry Index a practical economic indicator and emerging stock market indices. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting*, 9(2), 213-224. doi:10.1504/AAJFA.2019.099483.
- Pepur, P., Peronja, I., & Laća, S. (2022). Global market factors that impact Baltic Dry Index. *Pomorstvo*, 36(2), 242-248.
- Pesaran, M. H., and Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113.
- Pesaran, H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross

- Section Dependence in Panels”, University of Cambridge, Faculty of Economics. Cambridge Working Papers in Economics. No. 0435.
- Pesaran, M. H. and Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*.142. 50-93.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross - Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265 - 312.
- Reese, S., & Westerlund, J. (2016). Panicca: Panic on cross-section averages. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 961-981.
- Ruan, Q., Wang, Y., Lu, X. and Qin, J. (2016). Cross-correlations between Baltic Dry Index and crude oil prices. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 453, 278-289. doi:10.1016/j.physa.2016.02.018.
- Said, H., & Giouvris, E. (2019). Oil, the Baltic Dry index, market (il) liquidity and business cycles: evidence from net oil-exporting/oil-importing countries. *Financial Markets and Portfolio Management*, 33, 349-416.
- Sartorius, K., Sartorius, B. and Zuccollo, D. (2018). Does the Baltic Dry Index predict economic activity in South Africa? A review from 1985 to 2016. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 21(1), 1-9. <https://doi.org/10.4102/sajems.v21i1.1457>.
- Sengupta, R., & Tam, Y. M. (2009). National Economic Trends. Erişim Yeri:<https://research.stlouisfed.org/publications/economic-synopses/2009/03/06/recent-movements-in-the-baltic-dry-index>
- UNCTAD (2024). Review of Maritime Transport. Erişim Yeri:<https://unctad.org/publication/review-maritime-transport-2024>
- Westerlund, J. 2007. Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69: 709-748.
- Yerdelen Tatoğlu F. (2020). Panel Zaman Serileri Analizi Stata Uygulamalı. (3. Baskı). İstanbul. Beta Basım Yayın Dağıtım.
- Yıldız, B. and Bucak, U. (2017). Determinants of freight rates: A study on the Baltic Dry Index. *İstanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(ICEFM Special Issue), 17-32. <https://doi.org/10.17336/igusbd.317006>.
- Yılmaz, T., & Emir, S. (2021). Petrol Fiyatları ve Baltık Kuru Yük Endeksinin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi: Ekonometrik Bir Araştırma. *Uluslararası İşletme, Ekonomi ve Yönetim Perspektifleri Dergisi (IJBEMP)*, 5(2), 861-876.
- Yurdakul, E. M., & Şipal, Y. Z. (2022). Deniz Yoluyla İhracat, Baltık Kuru Yük Endeksi Ve Ham Petrol Fiyatları İlişkisi: Türkiye Örneği. *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (44), 351-368. Erişim Yeri: <https://dergipark.org.tr/en/pub/sbe/issue/73856/1113294>
- Zeren, F. ve Kahramaner, H. (2019). Baltık Kuru Yük Endeksi ile İstanbul Navlun Endeksi arasındaki etkileşimin incelenmesi: Ekonometrik bir uygulama. *Journal of International Management Educational and Economics Perspectives*, 7(1), 68-79. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/jimeep/>.