

Araştırma Makalesi

BIST100 ve Bitcoin İşlem Hacmi Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi¹

Cointegration And Causality Relation Between Bist100 And Bitcoin Trading Volume

Dilek ÖZDEMİR Doç. Dr., Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü pdilek@atauni.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-8048-7730	Kerem Fırat COŞKUN Arş. Gör., Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü keremfirat.coskun@atauni.edu.tr https://orcid.org/0000-0001-9227-2414
---	---

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
17.10.2022	14.03.2023

Öz

Borsalar ülke ekonomileri için etkin yatırım araçları olarak kabul edilmektedir. Hem yatırımcılara hem de şirketlere maddi fayda sağlayarak ekonomilerin gelişmesine katkı sağlamaktadır. Yatırımcılar açısından finansal piyasaların gelişimi ile birlikte farklı yatırım araçlarına yönelimi söz konusudur. Bu alternatif yatırım araçlarından biri de kripto paralardır. Kripto para birimlerinin yüksek oynaklığı ve artan işlem hacimleri yatırımcıların ilgisini çekerek Borsa İstanbul'a alternatif oluşturup oluşturmadığı tartışılmaktadır. Bu sebeple BIST ile en fazla işlem hacmine sahip kripto paralardan Bitcoin arasındaki ilişkiyi saptamak önemlidir. Bu çalışmada BIST 100 Endeksi ve Bitcoin işlem hacmi arasındaki ilişkiler araştırılmıştır. 2014:10-2022:4 döneminde uzun dönemli ilişkinin varlığı Engle-Granger (1987) ve Tsong vd. (2016) eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Ayrıca Hacker-Hatemi-J (2006) simetrik ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi yapılmıştır. Analize konu olan BIST 100 ve Bitcoin işlem hacmi arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu saptanmıştır. Hacker-Hatemi-J simetrik ve asimetrik nedensellik sonuçlarına göre BIST100 ile Bitcoin işlem hacmi arasında çift yönlü ve tek yönlü nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre Borsa İstanbul ve Bitcoin piyasalarının birbirinin alternatifi olabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: BIST, Kripto Para, İşlem Hacmi, Eşbütünleşme, Nedensellik

Jel Kodları: G12, E44

Abstract

A Stock exchanges are recognised as effective investment tools for economies. They contribute to the development of economies by providing financial benefits to both investors and companies. As for investors, with the development of financial markets, there is a tendency toward other investment instruments. One of these alternative investment instruments is cryptocurrencies. It is discussed whether the high volatility and increasing trading volume of cryptocurrencies attract the attention of investors and create an alternative to Borsa Istanbul. For this reason, it is important to determine the relationship between BIST and Bitcoin, one of the cryptocurrencies with the highest transaction volume. In this study, the relationships between BIST 100 index and Bitcoin transaction volume were investigated. The existence of a long-term relationship over the period 2014:10-2022:4 was analyzed

¹ Bu çalışma "Uluslararası Uygulamalı İşletme, Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Sempozyumu'nda" 13.05.2022 tarihinde özet bildirisi olarak sunulmuştur.

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Özdemir, D. & Coşkun, K. F., 2023 BIST100 ve Bitcoin İşlem Hacmi Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 58(1), 901-916

by Engle-Granger (1987) and Tsong et al. (2016) using a cointegration test. In addition, causal relationships were established using the symmetric Hacker-Hatemi-J (2006) and the asymmetric Hatemi-J (2012) causality tests. It was found that there is a cointegration relationship between BIST 100 and bitcoin transaction volume, which is the subject of the analysis. According to the Hacker-Hatemi-J symmetric and asymmetric causality results, bidirectional and unidirectional causality relationships were found between BIST100 and bitcoin transaction volume. According to the findings, it has been concluded that Borsa Istanbul and Bitcoin markets can be alternatives to each other.

Keywords: BIST, Cryptocurrency, Trading Volume, Cointegration, Causality

Jel Codes: G12, E44

1.Giriş

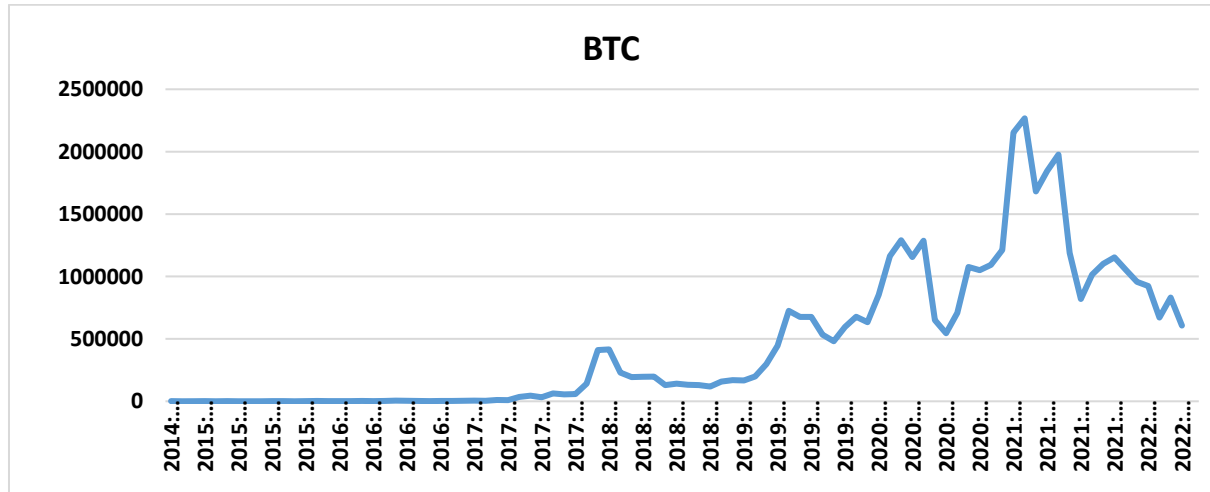
2008 Küresel finans krizinin ardından 2009 yılından itibaren blok zincir teknolojisi kullanan kripto paraların sayısı gün geçtikçe artmıştır. Merkezi olmayan yapıya sahip olması dolayısıyla kripto paralar birçok alanda geleneksel sistemleri değiştirme ve iş süreçlerinde değişim potansiyeline sahiptir. Kripto paraların ülkelerde yasal zeminin oturtulması, yasaklama, kısıtlama, vergilendirme ve kabul süreçleri gibi pek çok belirsizlik alanlarının olmasına rağmen özellikle 2017 yılından beri yatırımcılar tarafından ilgiyle takip edilmektedir. Kripto paralar yüksek getiri ve yüksek riske sahip yatırım araçları olarak kabul görmektedir. Yüksek oynaklığa sahip olması ve hukuki açıdan belirli kurallara tabi olmaması, yatırım aracı olarak kullanılan kripto paraların yatırımcı portföyüne etkisi, diğer yatırım araçlarına alternatif oluşturması ve etkileri hem bireysel hem de finansal gelişim açısından çok önemlidir.

Portföyünde kripto para bulundurmak isteyen yatırımcılar kripto para borsaları aracılığıyla bu işlemi gerçekleştirebilmektedir. Dünya genelinde yatırımcıların kripto para birimlerine ilgisinin artmasıyla birlikte kripto para borsalarının sayılarında da artış meydana gelmiştir (Turgut ve Uçan, 2021:147). Dolayısıyla da kripto para borsalarının işlem hacimleri de gün geçtikçe artmaktadır.

Bitcoin dışında kalan tüm kripto paralar “altcoin” olarak adlandırılrsa da Bitcoin’in alt versiyonu değil ona alternatif birer kripto para birimleridir. Avrupa Merkez Bankasının yaptığı sınıflandırmaya göre de kripto paralar dijital formatta bulunan herhangi bir düzenlemeye tabi olmayan sanal para birimleri olarak değerlendirilmektedir (Plassaras,2013).

Kripto paralar içerisinde işlem hacmi en yüksek ve en popüler olan Bitcoin’in 2014:10-2022:4 aralığında işlem hacminin seyri Grafik 1’de gösterilmiştir.

Grafik 1: Bitcoin İşlem Hacmi (Milyon ABD Doları)



Kaynak: Borsa İstanbul

Türkiye’de özellikle Bitcoin başta olmak üzere diğer kripto paralarında 2017 sonrasında yaygınlaşmaya başladığı söylenebilir. 2021:02 itibarıyla kripto para piyasasında Bitcoin’in işlem hacmi 2.267.152.936.675 Dolara ulaşmıştır. 2019 yılından itibaren Bitcoin hacminde yüksek oynaklıklar olduğu görülmektedir. Bitcoinin yüksek işlem hacmine ulaşmasının sebebi yatırımcıların bu yüksek oynaklık düzeylerini fırsata çevirme çabalarıdır. Fiyat değişimlerindeki kazanç fırsatları kripto paraların

yatırım veya spekülasyon aracı olarak görülmesine neden olmaktadır. Nüfusuna oranla en fazla kripto para kullanan ülkeler arasında üst sıralarda bulunan Türkiye kripto para yatırımcısı ile Avrupa da ilk sırada yer almaktadır (Investing.com (2021)).

Çalışmada BIST 100 endeksi ile işlem hacmi en yüksek kripto para olan Bitcoin işlem hacmi arasındaki ilişki araştırılmıştır. Giriş kısmıyla yatırımcılar için bir alternatif olarak görülen kripto paralar ve özelinde bitcoin ve işlem hacmi ile ilgili temel bilgiler verilirken, ikinci bölümde literatür taramasına yer verilerek, daha çok kripto para birimleri ile ülke borsaları arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar özetlenmiştir. Üçüncü bölümü oluşturan ampirik analiz kısmında veri seti, araştırmanın metodolojisi, analiz ve bulgular ortaya konulmuştur. Sonuç bölümüyle elde edilen bulgular tartışılarak çalışma sonlandırılmıştır.

Dünya da kripto para sahipliği açısından üst sıralarda bulunan Türkiye özelinde yapılan bu çalışmada BİST 100 endeksi ile Bitcoin işlem hacmi arasındaki uzun dönemli ilişkiler ve asimetric nedenselliklerin ortaya konulması literatüre katkı sağlayacaktır. Bu araştırmanın tüm aşamalarında araştırma ve yayın etiğine uyulmuştur.

2.Literatür Taraması

Kripto para birimlerinin volatilitésinin yüksek olması ve artan işlem hacimleri sebebiyle yatırımcıların ilgisini çekmektedir. Bu bağlamda kripto para piyasaları yatırımcılar açısından alternatif yatırım aracına dönüşmektedir. Bu konu araştırmacılarında ilgisini çekmekte ve ilgili literatürde yapılan çalışmaların sayısı gün geçtikçe artmaktadır. Bu bölümde sunulan literatür özetinde daha çok kripto para birimleri ile ülke borsaları arasındaki ilişkiyi konu alan çalışmalar özetlenmiştir.

Baek & Elbeck (2015) çalışmalarında Temmuz 2010- Şubat 2014 dönemini kapsayan günlük veriler ile Bitcoin'in yatırım aracı olup olmadığını incelemişlerdir. Bitcoin ile S&P500 endeksinin volatilitésini karşılaştırdıklarında Bitcoin'in, S&P500 endeksinden 26 kat daha fazla volatilitéye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca Bitcoin piyasa getirilerinin itici güçlerini belirlemek için temel ekonomik değişkenler (Tüketici fiyat endeksi, sanayi üretim endeksi, özel tüketim harcamaları, S&P500 endeksi, Hazine Bonosu, Euro döviz kuru, işsizlik) kullanılarak regresyon analizi yapılmıştır. Regresyon analizi sonucunda Bitcoin getirilerinin temel ekonomik faktörlerden etkilenmediği ve S&P500 endeksi arasında bir ilişki olmadığı ifade edilmiştir.

Georgula vd. (2015) 27 Ekim 2014-12 Ocak 2015 tarihlerini kapsayan günlük veriler ile Bitcoin fiyatları ve S&P500 endeksi arasındaki ilişkiyi en küçük kareler yöntemi kullanarak araştırmışlardır. Analiz sonucunda uzun dönemde Bitcoin fiyatı ve S&P 500 endeksi arasında negatif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Borsa endeksleri ve Bitcoin arasındaki ilişkiyi araştıran Dirican & Canöz (2017), bu ilişkiyi ARDL sınır testi yardımıyla incelemiştir. Çalışmada New York Borsası, Londra Borsası, Tokyo Borsası, Shangai Borsası, S&P500 endeksi ve Borsa İstanbul (BİST100) endeksi kullanılırken, veri seti 24 Mayıs 2013- 05 Kasım 2017 tarihleri arasında kapsamaktadır. Elde edilen bulgulara göre Bitcoin fiyatları ile ABD ve Çin borsa endeksleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenirken; Bitcoin fiyatları ile Londra, Tokyo ve İstanbul piyasaları arasında herhangi bir ilişkiye rastlanmadığı ifade edilmiştir.

Kılıç & Çütçü (2018) çalışmalarında 02 Şubat 2012- 06 Mart 2018 tarihleri arasında günlük verileri kullanarak Bitcoin fiyatları ile Bist 100 Endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmak için eşbütünleşme ve nedensellik analizini kullanmışlardır. Engle-Granger ve Gregory-Hansen eşbütünleşme testi sonuçlarına göre Bitcoin fiyatları ile Bist 100 Endeksi arasında orta ve uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. Toda-Yamamoto nedensellik analizine göre Bist 100 Endeksinden Bitcoin fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken, Hacker-Hatemi-J nedensellik analizine göre değişkenler arasında nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Kanat & Öget (2018) çalışmasında Bitcoin ile Türkiye ve G7 ülke borsaları (Fransa, Almanya, İngiltere, İtalya, Japonya, Amerika ve Kanada) arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 01 Ocak 2013- 26 Ocak 2018 tarihlerini kapsayan günlük veriler analize dahil edilmiştir. Analizde uzun dönemli ilişkiler Johansen eşbütünleşme analizi yardımıyla, kısa dönemli ilişkiler ise vektör hata düzeltme modeli (VECM) ve Granger nedensellik testi yardımıyla incelenmiştir. Analiz sonucunda Bitcoin ve ülke borsaları arasında uzun dönemli ilişki tespit edilememiştir. Kısa dönemli ilişkiler incelendiğinde ise İngiltere borsasından

Bitcoin'e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilirken, Bitcoin'den Amerika ve Kanada borsalarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

Gil-Alana vd. (2020) eşbütünleşik ve kesirli bütünleşik modellere dayalı uzun hafıza yaklaşımını kullanarak altı kripto para biriminin (Bitcoin, Ethereum, Litecoin, Ripple, Stellar ve Tether) hem kendi arasında hem de altı borsa endeksi arasındaki ilişkisini incelemiştir. Çalışma 07 Mayıs 2015- 05 Ekim 2018 tarihleri arasındaki günlük verileri kapsamaktadır. Analiz sonucunda kripto para birimlerinin kendi aralarında ve altı borsa endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucunu tespit etmişlerdir.

Polat & Tuncel (2020) Bist100 endeksi ile Bitcoin fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında 24 Kasım 2013-23 Haziran 2019 tarihleri arasındaki haftalık verileri analize dahil etmişlerdir. Analizde kullanılan Johansen eşbütünleşme testine göre Bist 100 endeksi ile Bitcoin fiyatları arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmazken, Hatemi-J- Irandoust saklı eşbütünleşme testine göre Bist100 endeksi ile Bitcoin fiyatlarının pozitif ve negatif şoklarının hem kendi arasında hem de çapraz olarak eşbütünleşme ilişkisi içinde olduğu tespit edilmiştir.

Soyaslan (2020) Bitcoin ile Bist 100, Bist Banka ve Bist Teknoloji endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik analizi ile incelemiştir. Çalışmada 21 Mart 2011- 11 Şubat 2020 dönemini kapsayan günlük veriler kullanılarak analiz gerçekleştirilmiştir. Bitcoin fiyatları ile Bist 100 Endeksi arasında uzun dönemli ilişki bulunurken, Bist Banka ve Bist Teknoloji endeksleri arasında uzun dönemde ilişki olmadığı tespit edilmiştir. Kısa dönemde ise Granger nedensellik testine göre Bitcoin fiyatları ile Bist 100, Bist Banka ve Bist Teknoloji endeksleri arasında ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Münyas & Atasoy (2021) Ağustos 2010- Ocak 2021 dönemi veriler ile Hacker-Hatemi-J nedensellik testini kullanarak Bitcoin fiyatları ile gelişmiş ve gelişmekte olan ülke borsaları arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmışlardır. Gelişmiş ülke borsaları açısından DJIA (Dow Jones Industrial Average /Amerika Birleşik Devletleri Borsası) ve Bitcoin arasında çift yönlü, FCHI'dan (CAC40-Continuous Assisted Quotation/Fransa Borsası) Bitcoin'e tek yönlü ve Bitcoin'den N225'e (Nikkei 225/Japonya Borsası) doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilirken; DAX (Deutscher Aktienindex/Almanya Borsası) ve Bitcoin arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Gelişmekte olan ülke borsaları açısından ise Bitcoin fiyatlarının gelişmekte olan ülke borsalarının nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre Bitcoin'den gelişmekte olan ülke borsalarına (Bist (Borsa İstanbul/Türkiye), BVSP (Bolsa Official de Valores de Sao Paulo/Brezilya), MOEX (Moscow Exchange/Rusya), BSE (Bombay Stock Exchange/Hindistan)) doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Nguyen (2021) COVID-19 ve diğer belirsizlik dönemlerinde borsanın Bitcoin üzerindeki etkisini incelemiştir. Bitcoin ve S&P500 endeksinin 1 Ocak 2016- 1 Ocak 2021 tarihleri arasındaki haftalık verileri ile zaman serisi analizi yapılmıştır. Kantil regresyon sonuçlarına göre, borsa getirisinin yüksek belirsizlik dönemlerinde ve COVID-19'un ortaya çıkmasından sonra Bitcoin getirilerini önemli ölçüde etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca araştırmada borsadan Bitcoin'e yayılma etkisini araştırmak için VAR (1) – GARCH (1, 1) modeli uygulanmıştır. COVID-19 döneminde ve yüksek belirsizliğin olduğu diğer dönemlerde borsadan Bitcoin'e volatilité yayılma etkisi bulunmuştur.

Kripto para birimleri ile borsalar arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalardan da görüleceği gibi ilgili literatürde bu konuda fikir birliği bulunmamaktadır. Bitcoin ile Borsa İstanbul işlem hacimleri arasındaki ilişki ve bu iki piyasada gerçekleşen negatif ve pozitif şokların işlem hacimleri üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bu sayede iki piyasanın birbirinin alternatifi olup olmadığı ortaya konulmaya çalışılmıştır. Piyasaların işlem hacimleri üzerinden değerlendirilmesi ve piyasalar arasındaki asimetric etkinin ortaya konması açısından çalışmanın ilgili literatüre katkı sunacağı düşünülmektedir.

3.Ampirik Analiz

Çalışmanın ampirik analiz kısmında Bitcoin işlem hacmi ile Bist 100 endeksi işlem hacmi arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Bu değişkenlerin durağan olup olmadığı Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips- Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) gibi standart birim kök testlerinin yanında fourier fonksiyonları ile geliştirilmiş Foruier KPSS (FKPSS) ve Fourier ADF (FADF) birim kök testleri ile sınımlanmıştır. Uzun dönemli ilişkinin varlığı Engle-Granger eşbütünleşme testi ile Fourier Shin eşbütünleşme testi ile test edilmiştir. İki değişken arasındaki nedensellik analizi ise Hacker-

Hatemi-J (2006) simetrik ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testleri ile gerçekleştirilmiştir. Uygulanan analizler Eviews 10 ve Winrats 8.1 paket programları kullanılarak yapılmıştır.

3.1. Veri Seti

Çalışmada Ekim 2014- Nisan 2022 dönemini kapsayan Bitcoin ve Bist 100 endeksine ait işlem hacimleri Dolar cinsinden aylık veriler şeklinde kullanılmıştır. Bitcoin işlem hacmine ait veriler Yahoo Finance web sayfasından (<https://finance.yahoo.com/>), Bist 100 endeksi işlem hacmine ait veriler ise Borsa İstanbul web sayfasından (<https://www.borsaistanbul.com/tr/>) elde edilmiştir. Tablo 1’de değişkenlere ait açıklamalar gösterilmiştir.

Tablo 1: Değişkenlere Ait Açıklamalar

Değişkenlerin Kısaltmaları	Değişken Adları
XU100	Bist 100 Endeksi İşlem Hacmi
BTC	Bitcoin İşlem Hacmi
$\Delta XU100$	Bist 100 Endeksi İşlem Hacminin Birinci Farkı
ΔBTC	Bitcoin İşlem Hacminin Birinci Farkı

3.2. Metodoloji

Bu kısımda kullanılan analizlere dair bilgi verilmiştir.

3.2.1. Birim Kök Testleri

Dickey & Fuller (1979) birim kökün sınıandığı en basit testtir. DF testi incelenen serinin durağan AR(1) yapısında olduğunu varsayar.

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik 1’deki rassal yürüyüş sürecinin birinci farkı alınır;

$$y_t - y_{t-1} = \phi y_{t-1} - y_{t-1} + \epsilon_t, \delta = \phi - 1 \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Elde edilen Eşitlik 3 sabitsiz ve trendsiz model olmaktadır. Dickey- Fuller birim kök testi için sabitsiz, sabit terimli, sabitli ve trendli olmak üzere üç farklı denklem ortaya koymuştur. Bu denklemler Eşitlik 4,5 ve 6’da gösterilmektedir.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

DF testi için sıfır hipotezi ($H_0: \delta = 0$) durağan olmayan durumu ifade ederken, alternatif hipotez ise ($H_0: \delta < 0$) serinin durağan olduğunu göstermektedir.

DF testi eğer seri durağan ise AR (1) yapısındadır gibi katı bir varsayım içermektedir. Uygulamada analiz edilen seriler daha yüksek dereceli AR yapısında olma ihtimali oldukça yüksektir. Bu ihtimali de kapsayabilmek adına ADF testi geliştirilmiştir. Analiz edilen serilerin durağan AR(p) yapısında olmasına izin veren sabitsiz-trendsiz, sabitli ve sabitli-trendli ADF (1981) test modelleri şu şekildedir:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (9)$$

ADF birim kök testinde sıfır hipotezi $\delta = 0$ iken alternatif hipotez $\delta < 0$ şeklindedir. Testi gerçekleştirmek için t-istatistiği hesaplanır ve hesaplanan t-istatistiği mutlak değerce ilgili kritik değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilir.

DF birim kök testinde süreç AR(1) yapısında olmadığı zaman otokorelasyon problemi ortaya çıkabilmektedir. DF birim kök testinin eksikliklerini gidermek için Phillips & Perron (1988) birim kök testi geliştirilmiştir. PP birim kök testinin regresyon denklemleri Eşitlik 10'daki gibidir.

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}y_{t-1} + \hat{\epsilon}_t \quad (10)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2}T \right) + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \tilde{\epsilon}_t \quad (11)$$

PP birim kök testinde test istatistiği kritik değerden büyük ise sıfır hipotezi reddedilir ve seri durağan olduğu sonucuna varılır.

Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök testi ADF ve PP birim kök testlerine göre ters hipotezleri sınamaktadır. Yani bu birim kök testinde sıfır hipotezi durağanlığı ifade etmektedir. KPSS testinde seriler deterministik trendin, rassal yürüyüş ve durağan bir hatanın toplamına ayrılabilirliği varsayılmaktadır.

$$y_t = \xi_t + r_t + \epsilon_t \quad (12)$$

r_t , bir rassal yürüyüş olmak üzere,

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (13)$$

$u_t \sim IID(0, \sigma_u^2)$ olmaktadır. Sıfır hipotezi $\sigma_u^2 = 0$ olarak gösterilir. ϵ_t 'nin durağan olduğu varsayıldığı için sıfır hipotezi altında y_t serisi trend durağan olmaktadır. KPSS test istatistiğinin hesaplanmasında ilk önce ϵ_t için kısmi süreç toplamı hesaplanır.

$$S_t = \sum_{i=1}^t \epsilon_i \quad (14)$$

Kısmi süreç toplamı hesaplandıktan sonra LM istatistiği Eşitlik 15'teki gibi elde edilmektedir.

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\epsilon^2} \quad (15)$$

$\hat{\sigma}_\epsilon^2$, ϵ_t 'nin varyansıdır. Kalıntılar otokorelasyonlu olabileceği için $\hat{\sigma}_\epsilon^2$ yerine tutarlı bir tahmincisi olan $s^2(l)$ kullanılabilir. Bu durumda nihai olarak elde edilecek KPSS test istatistiği Eşitlik 16'daki gibidir.

$$\hat{\eta}_\mu = \frac{\eta_\mu}{s^2(l)} = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(l) \quad (16)$$

Becker vd. (2006) Fourier fonksiyonunu kullanarak Kwiatkowski vd. (1992) birim kök testine dayanan yeni bir durağanlık testi geliştirmişlerdir. Bu birim kök testinde ani değişimler ile birlikte aynı zamanda yavaş değişimler de tespit edilebilmektedir. Yapısal kırılma(lar)ın sayısı, konumu ve biçimi önem arz etmemektedir. Bu testin fourier durağanlık testi olarak tanımlanmasının sebebi KPSS testinde olduğu gibi sıfır hipotezinde durağanlığın tanımlı olması, alternatif hipotez de ise birim kökün tanımlı olmasıdır. Böylece ilk aşamada test istatistiğini hesaplamak için aşağıdaki sabitli ve sabitli-trendli modeller En Küçük Kareler (OLS) yöntemi ile tahmin edilmektedir. Tahmin sonuçlarından modellere ait kalıntılar çekilmektedir.

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \epsilon_t \rightarrow \text{Sabitli model} \quad (17)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \epsilon_t \rightarrow \text{Sabitli ve tendli model} \quad (18)$$

π : pi sayısı, k: frekans sayısı, t: deterministik trendi ve T: gözlem sayısını ifade etmektedir. k frekans sayısının 5'e kadar olmasına izin verilmiştir. Bu modeller tahmin edilirken uygun frekans sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Bu modeller içerisinde en küçük kalıntı kareler toplamına sahip k hangi modelde ise o modeldeki k uygun frekans sayısı olarak belirlenmektedir. İkinci aşamada bu modelden elde edilen kalıntılara KPSS tipi test uygulanmaktadır. τ_μ : sabitli durum, τ_t : sabitli ve trendli durumu ifade etmektedir. Test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$\tau_{\mu}(k) \text{ veya } \tau_{\tau}(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t(k)^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (19)$$

Test sonucunda seri durağan bulunursa, bu durağanlık sonucunu kullanabilmek için fourier terimlerine ait parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olması gerekir (En az birinin anlamlı olması gerekir). Bu katsayıların anlamlılığını test etmek için bir F testi gerçekleştirilir. SSR kalıntı kareler toplamını ifade etmektedir. SSR₀ kısıtlı model ve SSR₁ kısıtsız modeldir. Yani fourier terimlerinin olduğu ve de olmadığı durumlardaki modeli tahmin ederek kısıtlı ve kısıtsız modelin kalıntı kareler toplamını dikkate alarak bir F test istatistiği belirlenir. Bu F test istatistiği istatistiksel olarak anlamlıysa durağanlık sonucu dikkate alınır. Fourier terimlerinin anlamlılığını sınavan F istatistiği Eşitlik 20'deki gibi hesaplanmaktadır.

$$F(k) = \left(\frac{SSR_0 - SSR_1(k)/2}{SSR_1(k)/(T-k)} \right) \quad (20)$$

Christopoulos & León-Ledesma (2010) fourier fonksiyona izin veren yeni bir Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) tipi birim kök testi geliştirmişlerdir. k frekans sayısının 5' e kadar olmasına izin verilmiştir. FKPSS birim kök testinde olduğu gibi bu modeller içerisinde en küçük kalıntı kareler toplamına sahip k hangi modelde ise o modeldeki k uygun frekans sayısı olarak belirlenmektedir. İlk aşamada analizde kullanılan veri seti fourier fonksiyonlar kullanılarak tahmin edilmektedir ve tahmin edilen modelden kalıntıları elde edilmektedir. İkinci aşamada ise elde edilen kalıntılara ADF birim kök testi uygulanmaktadır. Bu testte birim kökün varlığı sıfır hipotezinde tanımlanmıştır:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \epsilon_t \quad (21)$$

$$\hat{\epsilon}_t = \hat{y}_t - \hat{\alpha} - \hat{\gamma}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) - \hat{\gamma}_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (22)$$

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \delta \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta \hat{\epsilon}_{t-i} + v_t \quad (23)$$

Test sonucunda seri durağan bulunursa, bu durağanlık sonucunu kullanabilmek için fourier terimlerine ait parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olması gerekir. F test istatistiği istatistiksel olarak anlamlıysa durağanlık sonucu dikkate alınır.

3.2.2.Eşbütünleşme

Eşbütünleşme analizi değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını tespit etmek için kullanılır. Engle & Granger (1987) tarafından geliştirilen modelde değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiyi sınavabilmek için değişkenlerin birinci dereceden (I(1)) bütünsel olması gerekmektedir. Eşbütünleşme analizinin ilk aşamasında model en küçük kareler yöntemi ile Eşitlik 24'teki gibi tahmin edilir.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (24)$$

Eşitlik 24'teki kurulan regresyon uzun dönem ilişkisini gösteriyorsa bu regresyondan elde edilen hata teriminin durağan yapıda olması gerekmektedir. Bu sebeple regresyon modelinden elde edilen hata terimine ADF birim kök testi uygulanmaktadır.

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta u_{t-i} + v_t \quad (25)$$

Sıfır hipotezi $\rho = 0$ şeklinde iken alternatif hipotez $\rho < 0$ şeklinde kurulmaktadır. Sıfır hipotezi reddedilemezse kalıntıların durağan olmadığı kabul edilir ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna varılmaktadır. Eğer sıfır hipotezi reddedilirse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılır. Seriler eşbütünsel bulunursa uzun dönemli ilişki olduğu anlaşılır.

Yapısal kırılmanın dahil edildiği eşbütünleşme testlerinde yapısal kırılma gölge değişken yardımıyla gösterilmektedir. Gölge değişken kullanılmasıyla bir ani değişim olduğu varsayılır. Ani değişimler yerine yumuşak değişimlerin dikkate alınmasından dolayı fourier eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir. Uzun dönem ilişkide kırılmanın sayısı, yeri, biçimi önemli olmamakla birlikte yumuşak geçiş yapısı dikkate alınmaktadır. Fourier Shin eşbütünleşme testi için eşbütünleşme regresyonu Eşitlik 26'deki gibi yazılabilir:

$$y_t = d_t + x_t' \beta + n_t, t = 1, 2, \dots, T, \quad (26)$$

$n_t = \gamma_t + v_{1t}$, $\gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t$, $\gamma_0 = 0$ ve $x_t = x_{t-1} + v_{2t}$ 'dir. Burada u_t , 0 ortalama ve σ_u^2 sabit varyans ile bağımsız benzer dağılım (iid) göstermektedir. γ_t ise 0 ortalama ile rassal yürüyüş sürecini ifade etmektedir. v_{1t} skaleri, v_{2t} p boyutlu vektörü, y_t ve x_t ise birinci farkında durağan süreci göstermektedir. Eğer $\sigma_u^2 = 0$ ve $n_t = v_{1t}$ ise durağan süreçtir, yani γ_t ve x_t eşbütünleşiktir. Sıfır hipotezi eşbütünleşme ilişkisini gösterirken ($H_0: \sigma_u^2 = 0$), alternatif hipotez ise eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını göstermektedir ($H_1: \sigma_u^2 > 0$).

Eşitlik 27'de d_t deterministik bileşenleri göstermekte olup $m=0$ olduğunda sadece sabit terimi, $m=1$ olduğunda ise hem sabit terimi hem de trendi içermektedir.

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (27)$$

Eşitlik 28'da fourier fonksiyonları gösterilmektedir.

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (28)$$

Burada k fourier frekans sayısını, t deterministik trendi, T gözlem sayısını ifade etmektedir. Fourier fonksiyonuyla genişletilmiş test istatistiğini elde edebilmek için Eşitlik 28, Eşitlik 29'daki gibi yazılabilir.

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (29)$$

Fourier Shin test istatistiği ise Eşitlik 30'de gösterilmektedir:

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (30)$$

$S_t = \sum_{t=1}^T \hat{v}_{1t}$ hata terimlerinin kısmi toplamını, $\hat{\omega}_1^2$ ise v_{1t} 'nin uzun dönem varyansının tutarlı tahmincisini göstermektedir. CI_f^m istatistiği kritik değerlerden küçük ise sıfır hipotezi reddedilemez ve yapısal kırılmalar ile birlikte koentegre ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Buraya kadar x_t 'nin dışsal olduğu varsayımına dayanmaktadır ve dışsallık varsayımı ihlal edildiğinde eşbütünleşme vektörünün tahmini tutarlı olmayacaktır. Bu yüzden modeli Dinamik En Küçük Kareler Yöntemine (DOLS) dayalı bir şekilde genişletecek olursak:

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + x_t' \beta + \sum_{i=-l}^l \psi_i \Delta x_{t-i}' + \epsilon_t \quad (31)$$

Δx 'e ait geçmiş ve gelecek değerler birlikte dikkate alındığından bu test regresyonunu klasik EKK ile tahmin edilemez, Eşitlik 31'deki gibi DOLS ile tahmin edilebilmektedir.

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{*-2} \sum_{t=1}^T S_t^{*2} \quad (32)$$

CI_f^m istatistiği kritik değerlerden küçük ise sıfır hipotezi reddedilemez ve yapısal kırılmalar ile birlikte koentegre ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Fourier bileşenlerinin yapısal kırılma altında eşbütünleşme modeline dahil edilip edilmeyeceği Eşitlik 33'teki Ftesti ile sınanmaktadır.

$$F(k) = \left(\frac{SSR_0 - SSR_1(k)/2}{SSR_1(k)/(T-k)} \right) \quad (33)$$

3.2.3. Nedensellik

Granger (1969) bir değişkendeki hareketlerin sistematik olarak başka bir değişkendeki hareketlerden önce gelip gelmediğini test etmek için bir test istatistiği geliştirmiştir. Granger nedensellik yaklaşımında zaman serilerinin durağan olması gerekmektedir. Sims vd. (1990) değişkenler eşbütünleşik olsa dahi nedenselliğin düzey seviyelerinde uygulanamayacağını göstermiştir. Toda & Yamamoto (1995) genişletilmiş VAR model ile birlikte değişkenlerin durağanlık derecelerinin aynı olup olmaması, karşılıklı olarak eşbütünleşik olup olmamalarından tamamen bağımsız olarak bir nedensellik analizi geliştirmişlerdir. Hacker & Hatemi- J (2006) ise Toda & Yamamoto'nun geliştirdiği nedensellik analizine dayanan bir test geliştirmiştir. Simetrik nedensellik testi olarak adlandırılan bu testin Toda Yamamoto'dan farkı kritik değerlerin bootstrap yöntemi ile elde edilmesidir.

$$y_t = \alpha + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (34)$$

Eşitlik 34’te bir VAR(p) modeli gösterilmektedir. Bu eşitlikte y_t , α ve u_t n boyutlu değişken vektörü, A ise parametre vektörüdür.

Toda & Yamamoto (1995) nedensellik analizinde VAR(p+d) denklemi Eşitlik 35’deki gibi ifade edilebilir.

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{A}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} y_{t-p-d} + \hat{u}_t \quad (35)$$

Kısıtsız regresyonun hata terimleri matrisi tahmin edilir ve hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisi hesaplanır. Buradan modifiye edilmiş MWald test istatistiği eşitlik 36’deki gibi gösterilmektedir.

$$MW = (C\beta)'[C((Z'Z)^{-1} \otimes S_U)C']^{-1}(C\beta) \quad (36)$$

$\otimes$ Kronecker çarpımı ve C $pxn(1 + n(p + d))$ matrisidir. C’nin her bir p satırı β katsayısının sıfıra eşit olup olmadığı kısıtlamasıyla ilgilidir. $H_0: C\beta = 0$ ise nedenselliği ifade eden sıfır hipotezidir.

Hatemi-J, 2006 yılında geliştirilen Hacker & Hatemi-J nedensellik testinden yola çıkarak değişkenlerin pozitif ve negatif şoklarına ayrıştırılmasıyla asimetrik nedensellik testini geliştirmiştir. Bu yöntemde de kritik değerler bootstrap yöntemiyle elde edilmektedir. y_{1t} ve y_{2t} şeklinde iki bütünleşik seri arasındaki nedensel ilişkileri Eşitlik 37 ve 38’deki gibi rassal yürüyüş süreci olarak tanımlanabilir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \epsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \epsilon_{1i} \quad (37)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \epsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \epsilon_{2i} \quad (38)$$

Eşitlik 37 ve 38’deki $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ başlangıç değerlerini gösterirken, ϵ_{1i} ve ϵ_{2i} hata terimlerini göstermektedir. Eşitlik 37 ve 38 değişkenlerin pozitif ve negatif şoklara ayrılmış şeklinde Eşitlik 39 ve 40’deki gibi yazılabilir.

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \epsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \epsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \epsilon_{1i}^- \quad (39)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \epsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \epsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \epsilon_{2i}^- \quad (40)$$

Pozitif ve negatif şoklar sırasıyla $\epsilon_{1i}^+ = maks(\epsilon_{1i}, 0)$, $\epsilon_{2i}^+ = maks(\epsilon_{2i}, 0)$, $\epsilon_{1i}^- = min(\epsilon_{1i}, 0)$, $\epsilon_{2i}^- = min(\epsilon_{2i}, 0)$ şeklinde gösterilmektedir. y_{1t} ve y_{2t} için kümülatif pozitif ve negatif şoklar ise $y_{1i}^+ = \sum_{i=1}^t \epsilon_{1i}^+$, $y_{1i}^- = \sum_{i=1}^t \epsilon_{1i}^-$, $y_{2i}^+ = \sum_{i=1}^t \epsilon_{2i}^+$, $y_{2i}^- = \sum_{i=1}^t \epsilon_{2i}^-$ şeklinde tanımlanabilir. Buradan hareketle p gecikmeli bir VAR modeli kullanılarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri incelenebilmektedir. Hatemi-J, gecikme uzunluğunun belirlenmesinde HJC bilgi kriterini geliştirerek temel almıştır.

3.3.Bulgular

ADF, PP ve KPSS birim kök testleri sonuçları Tablo 2’de, fourier fonksiyonlarını dikkate alarak geliştirilen FKPSS ve FADF birim kök testleri sonuçları Tablo 3’te gösterilmektedir.

Tablo 2: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

ADF			PP			KPSS	
Sabitsiz - Trendsiz	Sabitli	Sabitli - Trendli	Sabitsiz - Trendsiz	Sabitli	Sabitli - Trendli	Sabitli	Sabitli - Trendli
XU100							
-0,7609 (-2,5909)	-2,1824 (-3,5047)	-2,8336 (-4,0632)	-0,7693 (-2,5909)	-2,2359 (-3,5047)	-2,9729 (-4,0632)	0,7264 (0,4630)	0,1243 (0,1190)
BTC							
-1,1268 (-2,5909)	-1,7331 (-3,5047)	-2,6243 (-4,0632)	-1,0864 (-2,5909)	-1,7286 (-3,5047)	-2,6243 (-4,0632)	0,9717 (0,7390)	0,1541 (0,1460)
ADF			PP			KPSS	

ΔXU100							
-9,3739*	-9,3265*	-9,2762*	-9,3740*	-9,3260*	-9,2751*	0,0377*	0,0354*
(-2,5912)	(-3,5055)	(-4,0644)	(-2,5912)	(-3,5055)	(-4,0644)	(0,7390)	(0,2160)
ΔBTC							
-8,4609*	-8,4283*	-8,3923*	-8,4122*	-8,3652*	-8,3145*	0,0685*	0,0673*
(-2,5915)	(-3,5064)	(-4,0657)	(-2,5912)	(-3,5055)	(-4,0644)	(0,7390)	(0,2160)

Not: * ve ** ise sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler ADF, PP ve KPSS testleri için kritik değerleri ifade etmektedir.

XU100 ve BTC değişkenlerinin ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre sabitsiz - trendsiz, sabitli ve sabitli – trendli modellere göre test istatistikleri kritik değerlerden büyük olması durumunda birim kökü ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. KPSS testi sonucuna göre sabitli ve sabitli – trendli modelde test istatistikleri kritik değerden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilerek serilerin birim köklü olduğu görülmektedir. Düzey seviyelerinde birim köklü olarak bulunan değişkenlerin birinci farklarında durağan olup olmadığını sınamak için serilere birinci fark uygulanarak birim kök testleri yapılmıştır. Serilerin birinci farkı alınarak gerçekleştirilen ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde serilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Tablo 3: FKPSS ve FADF Birim Kök Testi Sonuçları

FKPSS					
Sabitli			Sabitli - Trendli		
Test ist.		F ist.	Test ist.		F ist.
XU100					
k=1	0,18030** (0,1720)	33,533* (6,730)	k=3	0,19876** (0,1423)	16,027* (6,873)
BTC					
k=1	0,39651* (0,2699)	82,721* (6,730)	k=1	0,06334** (0,0546)	20,561* (6,873)
FADF					
Sabitli			Sabitli - Trendli		
Test ist.		F ist.	Test ist.		F ist.
XU100					
k=1	-3,22224* (-4,43)	33,533* (6,730)	k=3	-3,66862* (-4,50)	16,027* (6,873)
BTC					
k=1	-3,64813* (-4,43)	82,721* (6,730)	k=1	-3,93121* (-5,11)	20,561* (6,873)

Not: * ve ** ise sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler FKPSS ve FADF testleri için kritik değerleri ifade etmektedir.

FKPSS birim kök testi sonucuna göre XU100 serisinin k ile ifade edilen frekans sayısı sabitli modelde 1 olarak bulunmuştur. %5 anlamlılık düzeyinde test istatistiği kritik değerden büyük olduğu için durağanlığı ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Sabitli ve trendli modelde ise frekans sayısı 3 bulunarak, %5 anlamlılık düzeyinde XU100 serisinin birim köklü olduğu görülmektedir. BTC serisinin

FKPSS birim kök testi sonuçlarında hem sabitli hem de sabitli-trendli modelde frekans sayısı 1 olarak bulunmuştur ve %1 anlamlılık düzeyinde serilerin düzey seviyelerinde birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tablo 3'te gösterilen FADF birim kök testi sonuçlarında ise XU100 serisinin frekans sayısı sabitli model 1 iken sabitli – trendli modelde 3 olduğu görülmektedir. %1 anlamlılık düzeyinde mutlak değerce test istatistikleri kritik değerlerden küçüktür ve bu durumda birim kökü ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. BTC serisinin FADF birim kök testi sonuçlarında ise frekans sayısı sabitli ve sabitli – trendli modelde 1 olarak bulunmuş ve her iki modelde de %1 anlamlılık düzeyinde serinin birim köklü olduğu tespit edilmiştir.

Bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelemek için yapılan Engle-Granger eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 4'te, FSHin eşbütünleşme sonuçları ise Tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 4: Engle-Granger Eşbütünleşme Testi

Bağımlı Değişken XU100			Bağımlı Değişken BTC		
ADF Test İst.		Kritik Değer	ADF Test İst.		Kritik Değer
-4,0639*		-2,5912	-4,0126*		-2,5912
Uzun Dönem Denklemi FMOLS			Uzun Dönem Denklemi FMOLS		
	Katsayı	Prob.		Katsayı	Prob.
BTC	0,0341	0,000	XU100	20,4067	0,000

Not: *, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Engle-Granger eşbütünleşme testinde uzun dönem denklemleri “Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi” (FMOLS) ile tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modelden elde edilen kalıntılara ADF birim kök testi yapılarak eşbütünleşme ilişkisi için gerekli olan kalıntıların durağan olup olmadığı sınanmıştır. Kalıntılara yapılan birim kök testi sonucuna göre test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğu için kalıntılar durağan olarak bulunmuştur. Dolayısıyla seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Bağımlı değişkenin XU100 olduğu durumda uzun dönemli ilişkiler değerlendirildiğinde, BTC’de meydana gelen bir birimlik artış XU100’ü 0.03 artırmaktadır. Bağımlı değişkenin BTC olduğu durum ise XU100’de meydana gelen bir birimlik artış BTC’yi 20.40 birim artırmaktadır.

Tablo 5: FSHIN Eşbütünleşme Testi

Bağımlı Değişken XU100			Bağımlı Değişken BTC		
Frekans Sayısı	Test İst.	F İst.	Frekans Sayısı	Test İst.	F İst.
k=1	0,079* (0,198)	5,745** (4,066)	k=1	0,094* (0,198)	9,592* (5,774)
Uzun Dönem Denklemi DOLS			Uzun Dönem Denklemi DOLS		
	Katsayı	t-ist.		Katsayı	t-ist.
BTC	0,04874	3,033	XU100	11,59864	3,216

Not: Gecikme uzunluğu Schwert’in $(n/100)^{1/4} * 12$ formülü ile hesaplanarak 3 olarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler kritik değerleri göstermektedir. * ve ** ise %1 ve %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Bağımlı değişkenin XU100 ve BTC olduğu her iki durumda da k frekans sayısı 1 olarak bulunmuştur. Eşbütünleşme analizine ait test istatistikleri kritik değerlerden küçük olduğu için eşbütünleşmenin varlığını gösteren sıfır hipotezi reddedilemez. Seriler eşbütünleşik bulunduğu için fourier terimlerinin anlamlılığını sınamak için F testi gerçekleştirilmiştir. F istatistikleri kritik değerden büyük olduğu için fourier terimleri anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Model DOLS ile tahmin edildiği için uzun dönem katsayılarının anlamlılığı t-tablo değerleri ile karşılaştırılmıştır. Katsayılar ait t-istatistikleri 1.96 t-tablo

değerinden büyük olduğu için katsayılar istatistiksel olarak anlamlıdır. Bağımlı değişkenin XU100 olduğu durumda uzun dönemli ilişkiler değerlendirildiğinde, BTC’de meydana gelen bir birimlik artış XU100’ü 0.04 artırmaktadır. Bağımlı değişkenin BTC olduğu durum ise XU100’de meydana gelen bir birimlik artış BTC’yi 11.59 birim artırmaktadır.

Simetrik ve asimetrik nedensellik testi sonuçları Tablo 6’da gösterilmektedir.

Tablo 6: Nedensellik Testi Sonuçları

Hacker-Hatemi-J Nedensellik Testi					
	Mwald Test İst.	Bootstrap Kritik Değerler			Nedensellik
		%1	%5	%10	
BTC → XU100	3,280***	7,503	4,215	2,877	Var.
XU100 → BTC	3,089***	7,532	3,820	2,722	Var.
Hatemi-J Nedensellik Testi					
	Mwald Test İst.	Bootstrap Kritik Değerler			
		%1	%5	%10	
BTC⁺ → XU100⁺	13,882	33,662	22,369	18,001	Yok.
BTC⁺ → XU100⁻	18,902**	26,387	16,746	13,078	Var.
BTC⁻ → XU100⁺	29,150**	33,925	22,447	17,983	Var.
BTC⁻ → XU100⁻	36,329*	32,413	21,763	17,611	Var.
XU100⁺ → BTC⁺	13,489	28,563	19,495	15,652	Yok.
XU100⁺ → BTC⁻	25,071**	31,114	21,068	17,046	Var.
XU100⁻ → BTC⁺	18,450**	27,339	17,857	14,256	Var.
XU100⁻ → BTC⁻	24,386**	25,567	16,664	12,782	Var.

Not: Optimal gecikme uzunluğu HJC ile belirlenmiştir. Bootstrap 10000 alınmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu VAR modeli tahmin edilip 8 olarak bulunmuştur. Entegrasyon derecesi (dmax) ise 1 alınmıştır. *, ** ve *** ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Hacker-Hatemi-J nedensellik testi sonucuna göre test istatistikleri %10 seviyesindeki bootstrap kritik değerlerinden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilerek BTC ile XU100 serileri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu bulunmuştur. Hatemi-J asimetrik nedensellik analizine göre ise XU100 serisinin negatif şoklarından BTC serisinin negatif şoklarına, XU100 serisinin negatif şoklarından BTC serisinin pozitif şoklarına, XU100 serisinin pozitif şoklarından BTC serisinin negatif şoklarına doğru nedensellik ilişkisi tespit edilirken, BTC serisinin negatif şoklarından XU100 serisinin negatif şoklarına, BTC serisinin negatif şoklarından XU100 serisinin pozitif şoklarına ve BTC serisinin pozitif şoklarından XU100 serisinin negatif şoklarına doğru nedensellik tespit edilmiştir. Ancak XU100 serisinin pozitif şoklarından BTC serisinin pozitif şoklarına doğru ve BTC serisinin pozitif şoklarından XU100 serisinin pozitif şoklarına doğru nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

4.Sonuç

Çalışmada Bist100 endeksi işlem hacmi ile Bitcoin işlem hacmi arasındaki uzun dönemli ilişki ve nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Değişkenlerin durağan olup olmadığı geleneksel birim kök testlerinden ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ile fourier fonksiyonlarıyla geliştirilmiş FADF ve FKPSS birim kök testleri ile sınanmıştır. Birim kök testi sonuçlarına göre XU100 ve BTC serilerinin düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olup olmadıkları ise Engle Granger ve FSHIN eşbütünleşme testleri ile sınanmıştır. Her iki eşbütünleşme testine göre de serilerin eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Engle Granger eşbütünleşme testine göre bağımlı değişkenin XU100 olduğu durumda BTC’de meydana gelen bir birimlik artış XU100’ü daha küçük

miktarda (0.03) artırırken, bağımlı değişkenin BTC olduğu durum ise XU100’de meydana gelen bir birimlik artış BTC’yi daha büyük miktarda (20.40) artırmaktadır. FSHIN eşbütünleşme testi sonuçları da Engle Granger eşbütünleşme test sonuçlarıyla paralellik gösterirken bağımlı değişkenin XU100 olduğu durumda BTC’de meydana gelen bir birimlik artış XU100’ü 0.04 artırmaktadır. Bağımlı değişkenin BTC olduğu durum ise XU100’de meydana gelen bir birimlik artış BTC’yi 11.59 artırmaktadır. Kısa dönemli ilişkilerin incelendiği Hacker-Hatemi-J simetrik nedensellik testi sonuçlarına göre serileri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Asimetrik nedensellik sonuçlarına göre ise XU100 serisinin negatif şoklarından BTC serisinin negatif şoklarına, BTC serisinin negatif şoklarından XU100 serisinin negatif şokları ile XU100 serisinin pozitif şoklarından BTC serisinin negatif şoklarına doğru, BTC serisinin negatif şoklarından XU100 serisinin pozitif şoklarına doğru çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca BTC serisinin pozitif şoklarından XU100 serisinin negatif şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Analiz sonucunda elde edilen bulgulara göre Borsa İstanbul ve Bitcoin piyasalarının birbirinin alternatifi olabileceği söylenebilir.

Pek çok yatırım uzmanının hem fikir olduğu “yumurtaların hepsini aynı sepete koyma” ilkesinden hareketle riskin yayıldığı sepetlerden birinde de bitcoin olabilir. Dolayısıyla artık bitcoin gibi kripto para birimlerini herhangi bir yatırım aracı olarak görmek mümkündür.

Kaynakça

- Baek, C., & Elbeck, M. (2015). Bitcoins as an investment or speculative vehicle? A first look. *Applied Economics Letters*, 22(1), 30-34.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.
- Christopoulos, D. K., & León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Dirican, C., & Canöz, İ. (2017). Bitcoin fiyatları ile dünyadaki başlıca borsa endeksleri arasındaki eşbütünleşme ilişkisi: ardl modeli yaklaşımı ile analiz. *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 4(4).
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Gil-Alana, L. A., Abakah, E. J. A., & Rojo, M. F. R. (2020). Cryptocurrencies and stock market indices. Are they related?. *Research in International Business and Finance*, 51, 101063.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Hatemi-j, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- <https://finance.yahoo.com/> (Erişim Tarihi: 25.04.2022)
- <https://www.borsaistanbul.com/tr/> (Erişim Tarihi: 25.04.2022)
- Kanat, E., & Öget E. (2018). Bitcoin ile Türkiye ve g7 ülke borsaları arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkilerin incelenmesi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi (FESA)*, 3(3), 601-614.

- Kılıç, Y., & Çütü, İ. (2018). Bitcoin fiyatları ile borsa istanbul endeksi arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 13(3), 235-250.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Munyas, T., & Atasoy, F. (2021). An empirical investigation of the relationship between Bitcoin and developed and developing country stock markets.
- Nguyen, K. Q. (2021). The correlation between the stock market and Bitcoin during COVID-19 and other uncertainty periods. *Finance Research Letters*, 102284.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Plassaras, N. A. (2013). Regulating digital currencies: bringing Bitcoin within the reach of IMF. *Chi. J. Int'l L.*, 14, 377.
- Polat, M., & Tuncel, F. B. (2020). Borsa İstanbul ve kripto paralar arasında saklı eşbütünleşme ilişkisi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 57(654), 119-137.
- Soyaslan, E. (2020). Bitcoin fiyatları ile BİST 100, BİST Banka ve BİST Teknoloji Endeksi arasındaki ilişkinin analizi. *Fiscaoeconomia*, 4(3), 628-640.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tsong, C. C., Lee, C. F., Tsai, L. J., & Hu, T. C. (2016). The Fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 51(3), 1085-1113.
- Turgut, E., & Okay U. (2021). Kripto para ve blockchain teknolojisi ekonometrik zaman serisi analizi. *Hiperyayın*, İstanbul.

Research Article

BIST100 ve Bitcoin İşlem Hacmi Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi

Cointegration And Causality Relation Between Bist100 And Bitcoin Trading Volume

Dilek ÖZDEMİR Doç. Dr., Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü pdilek@atauni.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-8048-7730	Kerem Fırat COŞKUN Arş. Gör., Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü keremfirat.coskun@atauni.edu.tr https://orcid.org/0000-0001-9227-2414
---	---

Extensive Summary

After the 2008 global financial crisis, the number of cryptocurrencies using blockchain technology has increased day by day since 2009. Due to its decentralized structure, cryptocurrencies have the potential to change traditional systems and change business processes in many areas.

Cryptocurrencies are accepted as investment instruments with high return and high risk. The fact that it has high volatility and is not subject to certain legal rules, the effect of cryptocurrencies used as investment tools on the investor portfolio, its alternative to other investment instruments and its effects are very important in terms of both individual and financial development. Investors who want to keep cryptocurrency in their portfolio can do this through cryptocurrency markets. With the increasing interest of investors in cryptocurrencies around the world, the number of cryptocurrency markets has also increased (Turgut and Uçan, 2021: 147). Therefore, the trading volumes of cryptocurrency markets are increasing everyday.

It can be said that other cryptocurrencies, especially Bitcoin, started to become widespread in Turkey after 2017. As of 2021:02, the trading volume of Bitcoin in the cryptocurrency market reached \$2,267.152,936.675. It has been observed that there has been high volatility in Bitcoin trading volume since 2019. The reason for Bitcoin's high trading volume is the efforts of investors to turn these high volatility levels into opportunities. Earning opportunities in price changes cause cryptocurrencies to be seen as an investment or speculation tool. Turkey, which is among the countries that use the most cryptocurrency in proportion to its population, ranks first in Europe with its cryptocurrency investor (Investing.com (2021)).

In the study, the relationship between the BIST 100 index and the trading volume of Bitcoin, which is the highest trading volume, was investigated. In the introduction part, basic information about cryptocurrencies, which is seen as an alternative for investors, and in particular Bitcoin and trading volume, is given, while in the second part, literature review is given and studies that deal with the relationship between cryptocurrencies and country stock markets are summarized. In the empirical analysis section, which constitutes the third part, the data set, the methodology of the research, analysis and findings are presented. In the conclusion part, the findings were discussed and the study was concluded.

In studies examining the relationship between cryptocurrencies and stock markets, there is no consensus in the relevant literature. The relationship between Bitcoin and Borsa Istanbul trading volumes and the effect of negative and positive shocks in these two markets on trading volumes are examined. In this way, it has been tried to reveal whether the two markets are alternatives to each other. It is thought that

the study will contribute to the relevant literature in terms of evaluating the markets over the trading volumes and revealing the asymmetric effect between the markets.

In the empirical analysis part of the study, the relationship between Bitcoin trading volume and Bist 100 index trading volume is investigated. Whether these variables are stationary or not, standard unit root tests such as Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) are tested, as well as Foruier KPSS (FKPSS) and Fourier ADF (FADF) developed with fourier functions tested with unit root tests. The existence of a long-term relationship was tested with the Engle-Granger cointegration test and the Fourier Shin cointegration test. The causality analysis between the two variables was carried out with Hacker-Hatemi-J (2006) symmetric and Hatemi-J (2012) asymmetric causality tests. The applied analyzes were made using EvIEWS 10 and Winrats 8.1 package programs. In the study, the trading volumes of Bitcoin and Bist 100 index covering the period of October 2014-April 2022 were used as monthly data in Dollars. Data on Bitcoin trading volume was obtained from Yahoo Finance website (<https://finance.yahoo.com/>), and data on Bist 100 index trading volume was obtained from Borsa Istanbul website (<https://www.borsaistanbul.com/tr/>).

According to the results of both the ADF, PP and KPSS unit root tests, which are traditional unit root tests, and the FADF and FKPSS unit root tests developed with the fourier functions, it has been determined that the XU100 and BTC series are not stationary at the level. Whether the series are cointegrated in the long run or not is tested with Engle Granger and FSHIN cointegration tests, and it is concluded that the series are cointegrated according to both cointegration tests. According to the Engle Granger cointegration test, when the dependent variable is XU100, a one-unit increase in BTC increases XU100 by a smaller amount (0.03), while a one-unit increase in XU100 increases BTC in a larger amount (20.40) when the dependent variable is BTC. While the results of the FSHIN cointegration test are in line with the Engle Granger cointegration test results, when the dependent variable is XU100, a one-unit increase in BTC increases XU100 by 0.04. In the case where the dependent variable is BTC, a one-unit increase in XU100 increases BTC by 11.59. According to the asymmetric causality results, a causal relationship was determined from the negative shocks of the XU100 series to the negative shocks of the BTC series, from the negative shocks of the XU100 series to the positive shocks of the BTC series, from the positive shocks of the XU100 series to the negative shocks of the BTC series; from the negative shocks of the BTC series to the negative shocks of the XU100 series, from the negative shocks of the BTC series to the positive shocks of the XU100 series, from the positive shocks of the BTC series to the negative shocks of the XU100 series. However, no causal relationship was found from the positive shocks of the XU100 series to the positive shocks of the BTC series and from the positive shocks of the BTC series to the positive shocks of the XU100 series. According to the findings obtained as a result of the analysis, it can be said that Borsa İstanbul and Bitcoin markets may be alternatives to each other.