

Sürdürülebilirlik Bağlamında Kripto Paralar Ve Enerji Piyasaları İlişkisi¹

Dilara Genç²

Muhammet Özcan³

Özet

Bitcoin madenciliği, özellikle fosil yakıt kaynaklarından önemli miktarda enerji gerektiren bir dijital varlık oluşturma sürecidir ve bu da yüksek karbon emisyonlarına ve çevresel sürdürülebilirlik endişelerine yol açmaktadır. Madencilik için kullanılan enerji tüketiminin yüksek olması sürdürülebilirlik açısından sera gazı emisyonlarının büyük bir kısmını oluşturan karbon emisyonlarının artmasına neden olabileceği düşünülmektedir. Bitcoin madenciliğini hem finansal etkileri hem de sürdürülebilirlik üzerindeki etkisi açısından değerlendirmek çok önemlidir. Bu çerçevede Bitcoin madenciliğinin karbon emisyonu ve sürdürülebilirlik endeksi üzerinde bir etkiye neden olup olmadığı araştırılmıştır.

Çalışmada bağımlı değişken Bitcoin fiyatı (BTC), bağımsız değişkenler olarak Emisyon (CO₂) düzeyi ve Sürdürülebilirlik endeksine (MSCI) ait 01.01.2018 – 01.01.2023 zaman aralığını kapsayan aylık verilere ARDL Sınır Testi uygulanmıştır. Analiz sonuçlarına göre: Uzun dönemde MSCI değişkeni ile Bitcoin fiyatı arasında negatif yönlü bir ilişki saptanırken, Analiz sonuçlarına göre, emisyon değişkeni ile Bitcoin fiyatı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. MSCI endeksi ile Bitcoin fiyatı arasındaki negatif ilişki sürdürülebilirlik bağlamında hangi ülke borsasına, hangi hisse senedine yatırım yapıp yapılmayacağı konusunda yatırımcıları etkilemesi ve madencilik faaliyetlerinin sürdürülebilmesi için çevre dostu

- 1 Bu çalışma “Sürdürülebilirlik Bağlamında Kripto Paralar ve Enerji Piyasaları” isimli yüksek lisans tezinden türetilmiştir. Bu çalışma Atatürk Üniversitesi BAP birimi tarafından SYL-2022-10496 numaralı projeye desteklenmiştir.
- 2 Sorumlu Yazar, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme ABD Yüksek Lisans Öğrencisi, dilaraagncd@gmail.com, ORCID ID: 0000-0002-2628-1205
- 3 Doc. Dr. , Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, muhammetozcan@atauni.edu.tr, ORCID ID: 0000-0003-2083-2683

enerji kaynaklarının kullanımı, donanım iyileştirmeleri, madencilik merkezi yer seçimi ve ülkelerin destekleyici bazı yaptırımlar uygulaması hem enerji piyasaları hem de çevresel etkiler açısından daha anlamlı olacağı düşünülmektedir.

1. GİRİŞ

İnsanlık tarihinin en önemli buluşlarından biri olan “para” mal ve hizmetlerin elde edilmesi için kullanılan bir olgudur (Canbaz ve Berkun, 2021:100). Paranın tarihi uygarlık tarihi kadar eskilere dayanır (Şenbayram, 2019: 74). Günümüz Dünyasında ekonomik yaşamın vazgeçilmezi olan ve finansal sisteminde temeli olarak bilinen para, tarih boyunca çeşitli değişikliklere uğramış ve farklı zamanlarda farklı işlevleri yerine getirerek çeşitli şekillerde ifade edilmiştir (Bakır, 2021: 8).

20. yüzyılda, finansal teknoloji ve internet alanındaki gelişmeler, başta sanal ortamda ürün ve hizmetlerin alım satımı olmak üzere çeşitli parasal işlemleri kolaylaştırdı. Finansal teknolojideki gelişmiş uygulamalar, çeşitli para türleri hakkındaki tartışmayı, mevcut paranın sanal aleme aktarılmasının ötesine taşımıştır (Gökpinar, 2021: 212).

21.yüzyılın ilk çeyreğinde ortaya çıkan kripto paralar, paranın evriminin geldiği son nokta olarak adlandırılabilir. Dijital paranın alt bir kategorisini teşkil eden kripto paralar, 20. yüzyılın sonlarına doğru hız kazanan teknolojik gelişmelerin bir ürünü olarak ortaya çıkmıştır. Aynı zamanda kripto paralar yeni bir ekonomik ve finansal sisteminde doğuşuna neden olmaktadır.

Kripto para birimleri, 2008 yılında kimliği belirsiz bir kişi veya grup tarafından Satoshi Nakamoto takma adıyla ortaya konulan “Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System” başlıklı makale ile literatüre girmiştir. Kripto para birimleri, merkezi konumlar arasında takas edilebilen ve kriptografik teknikler kullanılarak güvenliği sağlanan bir tür dijital para birimidir. Kripto paraların fiziksel varlığı ve merkezi bir otoritesi bulunmamakta; buna karşılık, hızlı, düşük maliyetli ve güvenli para transferleriyle finansal işlemlerde avantaj sağlamaktadır (Evlimoğlu ve Gümüş, 2018: 172); (Şahin, 2018: 899, 900).

Bitcoin, ortaya çıkışından bu yana hızlı fiyat hareketleri, oluşturduğu volatilite ve spekülasyon yapısı nedeniyle türevi olan kripto paralar arasında en çok ilgi çeken ve kripto para piyasasında hakim durumda olması nedeniyle birçok yatırımcının ilgisini çekmiştir. Bitcoin değerinde meydana gelen hareketlilik, Bitcoin’e olan talebin artmasına neden olurken bu durum daha fazla Bitcoin üretilmesine yol açmıştır. Bitcoin üretimi madencilik süreci ile gerçekleşmektedir ve enerji yoğun bir süreçtir. Madenciler, yeni Bitcoin’leri

dolaşıma sokmak ve işlemleri doğrulamak için enerji kullanır. Bitcoin'in değeri yükseldikçe, madencilerin gelirleri de artar, bu da daha fazla kişiyi çekerek madencilik ekipmanlarına ve enerjiye yapılan yatırımların artmasını sağlar. Bu durumun doğal bir sonucu olarak da madencilik sürecinde kullanılan enerji tüketiminin artması beklenmektedir.

Bu çalışmanın temel amacı, Bitcoin madenciliği sonucunda ortaya çıkan enerji tüketiminin sürdürülebilirlik boyutuyla değerlendirilmesidir. Bu kapsamda, Bitcoin fiyatı, emisyon düzeyi ve sürdürülebilirlik endeksi (MSCI) arasındaki karşılıklı ilişkiler incelenmiş; 61 gözlemden oluşan aylık frekansta bir ekonometrik zaman serisi kullanılarak analiz gerçekleştirilmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde, paranın tanımı, tarihsel gelişimi ve para türleri üzerinde durulmuş, kripto paralar ayrıntılı biçimde ele alınmıştır. İkinci bölümde, kripto paraların temelini oluşturan blok zincir teknolojisi açıklanmıştır. Üçüncü bölümde, araştırmanın ana odağı olan kripto para madenciliğinin enerji tüketimi ve enerji piyasaları ile olan ilişkisi tartışılmıştır. Dördüncü bölümde ise çalışmanın amacı, kapsamı, önemi ve literatüre katkısı ortaya konulmuş; uygulamada kullanılan veri seti, değişkenler ve izlenen yöntem adım adım açıklanmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Koçoğlu ve diğerleri (2016) Bitcoin'in verimliliği, likiditesi ve oynaklığı üzerine yapmış oldukları "Bitcoin Piyasalarının Verimliliği, Likiditesi ve Oynaklığı" başlıklı makalelerinde, Bitcoin'in alınıp satıldığı sekiz farklı borsayı incelemişlerdir. Araştırma sonuçları, Bitfinex (USD), Bitstamp (USD) ve Btce (USD) Bitcoin borsalarının koentegrasyon sergilediğini, ancak Okcoin (CNY) borsasının bu özelliği söz konusu borsalarla paylaşmadığını göstermektedir. Ayrıca, Bitcoin piyasaları arasında herhangi bir bağlantı veya korelasyon bulunmadığını da belirlemişlerdir.

Azimov ve Alkan (2019) küresel ekonomiyi önemli ölçüde etkileyebilecek kapasiteye sahip ülkeler olan Çin ve Rusya'nın finansal göstergeleri ile finansal piyasalarda hem yatırım hem de ödeme için kullanılan başlıca kripto para birimi olan Bitcoin'in dolar cinsinden değeri arasındaki korelasyonu araştırdı. Bu ülkeler için Eylül 2013'ten Eylül 2018'e kadar aylık sıklıkta verilerle zaman serileri oluşturuldu ve eşbütünleşme testi ile incelemişlerdir. Sonuç olarak değişkenler arasında eş bütünleşik ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Şahin (2020) yılında yaptığı çalışmada, Altın ve ABD Dolarının yanı sıra Finansal Stres Endeksi ve Jeopolitik Risk Endeksi gibi küresel risklerin Bitcoin üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Çalışma, Ocak 2012'den Kasım

2019'a kadar aylık verileri ile MARS yöntemi kullanılarak yapılmıştır. Sonuç olarak ele alınan değişkenlerin belirli koşullarda Bitcoin değerini etkileyebileceği görülmüştür.

Öztürk, Arslan, Kayhan ve Uysal (2018) Yeni bir hedge enstrümanı olarak Bitcoin: Bitconomi adlı çalışmalarında, 2013 01 ve 2018 01 arasındaki verilerden yararlanılmıştır. Altın, Nasdaq, S&P 500, NIKKEI 225, Bloomberg Emtia Endeksi (BEE), Petrol (CrudeOil) ve ABD 10 Yıllık bono faizinin BTC/USD ile uzun dönemli ilişkisi Johansen Eşbütünleşme Testi ile tespit edilmeye çalışılmıştır. Bitcoin'in altın haricinde diğer geleneksel finansal ve emtia varlıklarından bağımsız bir hareket gösterdiği ortaya çıkmıştır.

Tunçel ve Gürsoy (2020), 2010–2020 dönemine ait günlük Bitcoin fiyatları, BIST100 endeksi ve VIX korku endeksi verilerini kullanarak değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, öncelikle serilerdeki olası yapısal kırılmaları dikkate alabilmek amacıyla Zivot–Andrews birim kök testi uygulanmış, ardından nedensellik ilişkilerini incelemek üzere Toda–Yamamoto nedensellik analizi gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular, Bitcoin fiyatları ile diğer değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi bulunmadığını göstermektedir. Buna karşın, VIX endeksinden BIST100 endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı ortaya konulmuştur.

Soyaslan (2020), 21 Nisan 2011–11 Şubat 2020 döneminde Bitcoin ile Borsa İstanbul endeksleri arasındaki ilişkileri incelemiştir. Bulgular, Bitcoin ile BIST100 arasında %5 düzeyinde uzun dönemli bir eşbütünleşme olduğunu, ancak BIST Bankacılık ve BIST Teknoloji endeksleriyle uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını göstermektedir. Kısa dönemde ise hiçbir endekisle anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir.

Dilek ve Furuncu (2019), “Bitcoin Madenciliği ve Çevresel Etkileri” başlıklı çalışmalarında Bitcoin madenciliği ve blok zincir teknolojisini çevresel perspektiften ele almışlardır. Çalışmada, Bitcoin madenciliğinin yüksek enerji tüketimiyle küresel ısınma ve iklim değişikliğini artırabileceği belirtilmiştir. Özellikle, kömür ve termik santrallerden elde edilen enerjinin kullanımının hidrokarbon tüketimini ve CO₂ emisyonlarını artırarak, küresel ısınmayı hızlandırdığı, hava kirliliğini artırdığı ve ölüm oranlarında yükselişe yol açabileceği belirtilmiştir. Sonuç olarak, Bitcoin madenciliğindeki artışın enerji tüketimini yükselterek çevresel ve sosyal maliyetleri beraberinde getirdiği ortaya konulmuştur.

Ren ve Lucey (2022) Temiz ve Kirli Kripto Piyasaları Farklı Mı Hareket Ediyor? Adlı çalışmalarında; Enerji kullanım seviyelerine göre kripto paralar “siyah/kirli” ve “yeşil/temiz” olarak kategorize edilmiş ve aralarındaki sürü davranışı araştırılmıştır. Sonuç olarak temiz kripto para birimlerine yapılan yatırımların, kirli kripto para birimleri ile birlikte sürü davranışı sergilediği iddia edilmiştir.

Felek, Karademir ve Ceylan (2023) 2017:01–2022:01 döneminde Bitcoin (BTC) ile Karbon Emisyonu (CO₂) arasındaki ilişkiyi doğrusal olmayan eşbütünleşme analiziyle incelemiştir. Bulgular, uzun dönemde BTC ile CO₂ arasında eşbütünleşme bulunduğunu ve Granger nedensellik testine göre Bitcoin’den CO₂’ye doğru tek yönlü nedensellik olduğunu göstermektedir.

Syzdykova (2023) yılında yaptığı çalışmasında; Bitcoin madenciliğinin güç tüketiminin ortaya konulması için ilgili literatür incelenerek Bitcoin madenciliğinin enerji tüketimi ve çevresel boyutları değerlendirilerek araştırmacı tarafından bazı önerilerde bulunulmuştur. Bitcoin madenciliği düşük karbonlu enerji kullanılarak gerçekleştirilir ve çevre dostu politikalarla eşleştirilirse Bitcoin madenciliğinin aslında yeşil olduğunu ileri sürmüştür. Bir diğer önerisi ise kripto para madencilik çiftliklerinden çevre vergisinin alınmasıdır.

Ji, Bouri, Roubaud ve Kristoufek (2019) Enerji, kripto para birimi ve büyük emtia piyasaları arasında karşılıklı bilgi bağımlılığı adlı çalışmalarında, önde gelen kripto para birimlerini (Bitcoin, Ethereum, Ripple, Stellar ve Litecoin) ve üç emtia grubunu (enerji, metaller ve tarımsal emtialar) kapsayan 15 Ağustos 2015 ile 27 Eylül 2018 aralığı günlük fiyat verilerini kullanmışlardır. Sonuç olarak kripto para birimlerinin emtia piyasaları ile pozitif bir ilişkisi olduğu ortaya konulmuştur.

Derbali, Jamel, Ltaifa ve Elnagar (2020) çalışmalarında, Bitcoin ve başlıca enerji emtiaları (Ham Petrol WTI, Brent Petrol ve Doğal Gaz) arasındaki yayılma etkilerini ampirik olarak ele almışlar. 18 Temmuz 2010 ile 30 Haziran 2018 arasındaki dönemde Bitcoin ve üç enerji emtiası arasındaki yayılma etkilerini incelemek için asimetrik çok değişkenli bir VAR-BEKK-AGARCH modeli kullanmışlardır. Ayrıca minimum varyans optimal portföyünde DCC’nin (dinamik koşullu korelasyonlar) ampirik portföy yönetimi etkilerinde ele almışlardır. Ampirik bulgularında, Bitcoin ve enerji emtia piyasaları arasında güçlü anlamlı DCC’ler olduğunu gösteriyor. Kısa süreli volatilité doğalgaz’dan Bitcoin’e sıçrarken, Bitcoin’in enerji endeksleri üzerinde uzun vadeli volatilité etkileri olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Kılıç, Gürsoy ve Ergüney (2021) Bitcoin elektrik tüketimi ile enerji piyasaları arasındaki volatilité yayılımı: seçili ülkelerden kanıtlar adlı çalışmalarında, Bitcoin madenciliği ele almış ve madenciliğin harcadığı enerjinin Bitcoin'in doğrudan ve dolaylı olarak elektrik tüketimini oluşturan faktörleri ortaya konulmuştur. Ayrıca, en fazla Bitcoin üreten üç ülkenin (Çin, Rusya ve ABD) enerji piyasalarını inceleyerek, bu ülkelerin elektrik kullanımının Bitcoin ile nasıl bir korelasyon gösterdiğini araştırmıştır. Araştırma, 22 Mayıs 2017'den 10 Şubat 2021'e kadar haftalık verileri kullanarak gerçekleştirildi. CCC-GARCH modelini kullanarak, Cambridge Bitcoin Elektrik Tüketim Endeksi'nin (CBECE) S&P 500, MOEX ve SSE enerji endekslerine göre volatilité değışikliklerini incelemişlerdir. CCC-GARCH model analizinden elde edilen bulgulara göre, MOEX enerji kurumu ve CBECE yönetimi arasında iki yönlü bir volatilité bağlantısı olduğu, S&P 500 ve SSE enerji endeksleri arasında ise tek yönlü bir volatilité ilişkisi olduğu gösterilmiştir. Sonuçlara göre, Rusya ve Çin'deki enerji şirketleri Bitcoin'in elektrik kullanımı nedeniyle daha düşük değerlemelere sahipken, ABD ve Rusya'daki enerji şirketleri Bitcoin kullanımı nedeniyle daha yüksek değerlemelere sahiptir.

Baur ve Oll (2019) 2009:01–2019:01 döneminde aylık verilerle Bitcoin fiyatları ile enerji göstergelerini üç gecikmeli VAR modeliyle incelemiştir. Bulgular, Bitcoin madenciliğinin enerji şirketleri üzerinden fiyatlara yansıdığını, Bitcoin ile kömür fiyatları arasında güçlü bir ilişki bulunduğunu, petrol ile ilişkinin ise zayıf ve çoğunlukla anlamsız olduğunu göstermektedir.

3. SÜRDÜRÜLEBİLİRLİK BAĞLAMINDA KRİPTO PARALAR VE ENERJİ PİYASALARI ARASINDAKİ İLİŞKİ

3.1. Yöntem ve Veriler

Bu çalışmada, Bitcoin (BTC) ile Emisyon (CO₂) düzeyi ve Sürdürülebilirlik endeksi (MSCI) arasında var olduğu düşünülen ilişkinin ARDL eş bütünleşme analizi ile araştırılmasıdır.

Bu araştırmanın önemi ise, Bitcoin'in enerji kullanımının çevresel etkilerinin ortaya konulması ve sürdürülebilirlik açısından finansal piyasalar üzerinde Bitcoin değeriindeki değışikliklerin bir etkiye sebep olup olmadığına dair çalışmalara ihtiyaç duyulmasıdır. Bu çalışmada analiz kapsamında sürdürülebilirlik bağlamında dünyanın önde gelen borsa endekslerinden MSCI endeksi seçilmiştir. Endeks seçilirken göz önünde bulundurulacak ölçüt, MSCI endeksinin, gelişmiş piyasalar, gelişmekte olan piyasalar ve öncü piyasalar dâhil olmak üzere çok çeşitli küresel hisse senedi piyasalarını kapsamasıdır. MSCI, dünyanın dört bir yanındaki yatırımcılar ve varlık

yöneticileri tarafından yatırım portföylerini ölçmek ve yönetmek için kıstas olarak yaygın bir şekilde kullanılan endekslerden biridir. MSCI ayrıca bir dizi portföy analitiği ve risk yönetimi araçları sunar. Bu araçlar, yatırımcıların ve varlık yöneticilerinin risk ve performansı analiz etmesine ve değerlendirmesine yardımcı olur. Çalışma kapsamında sürdürülebilirlik bağlamında ele alınan bir diğer değişken ise Emisyon (CO_2) düzeyidir. Bitcoin madenciliğinin yoğun bir şekilde enerji tüketmesi ve madencilik için kullanılan özel donanımların yüksek işlem gücüne ihtiyaç duyması ve donanımların sürekli çalışması, Bitcoin madenciliğinin sera gazı emisyonlarının büyük bir kısmını oluşturan karbon emisyonunun artmasına neden olabileceği ve bu süreçte ortaya çıkabilecek çevresel etkiler olabileceğini düşündürmektedir.

Kripto paraların seçiminde ise ortaya çıktığı günden beri hızlı fiyat hareketleri, oluşturduğu volatilité ve spekülâtif yapısı nedeniyle türevi olan kripto paralar arasında en çok ilgi çeken ve kripto para sektörüne hakim olan Bitcoin seçilmiştir.

Çalışmada kullanılacak veriler 2018-2023 yılları arasındaki günlük verilerle sınırlandırılmıştır. Analiz verilerinin tarih sınırı günlük veri olmak üzere 2018 1. Ayı ile 2023 1. Ayı şeklindedir. Çalışmada kullanılan veriler “tr.investing.com ve <https://ccaf.io/>” web sitelerinden elde edilmiştir.

3.2. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

Araştırmanın bu bölümünde, kullanılan araştırma modeli, modele dâhil edilen değişkenler ve veri analizinde başvuru olan ekonometrik zaman serisi yöntemlerine ilişkin ayrıntılı bilgilere yer verilmektedir.

3.2.1. Araştırma Modeli

Araştırma kapsamında çözümlenmesi amaçlanan ekonometrik model eşitlik 1’deki gibi ifade edilebilir.

$$\text{Log}(\text{BITCOIN}_t) = \alpha + \beta_1 \text{Log}(\text{EMİSYON}_t) + \beta_2 \text{Log}(\text{MSCI}_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik (1)’deki t alt indis, zaman boyutunu (aylık frekans) ifade etmektedir. α terimi denklemin sabitini, ε ise saf rassal yürüyüş süreci izlediği varsayılan hata terimini göstermektedir. Değişken adlarının başındaki “Log” ibaresi, bu değişkenlerin modele logaritmik dönüşümleriyle dâhil edildiğini belirtir.⁴ β_1

4 Farklı büyüklükte değişkenlerin aynı modelde yer alması tahmin parametrelerinin çok büyük veya çok küçük katsayılar ile hesaplanmasına neden olmaktadır. Bu sebeple söz konusu değişkenlerin doğal logaritmaları alınmak suretiyle dönemler arasındaki farkların yüzde (%) fark olması sağlanarak hesaplanan parametrelerin de % değişim olarak ifade edilebilmesi sağlanmıştır. (Wooldridge, 2013)

ve β_2 , modelde yer alan bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkilerini gösteren temel katsayılarıdır. Bu parametreler, ekonometrik analiz sürecinde tahmin edilmekte olup, her bir bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerinde yönünü (pozitif ya da negatif) ve büyüklüğünü (etki düzeyini) ortaya koymaktadır.

3.2.2. Değişkenler

Araştırmada kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlar ve veri kaynakları **Tablo 4.1**'de sunulmuştur. Tabloda yer alan BITCOIN değişkeni, kripto para piyasalarının en yüksek işlem hacmine sahip para birimi olan Bitcoin'in fiyatlarını temsil etmektedir. EMİSYON değişkeni, küresel ölçekte karbon salınımlarını ve enerji tüketimiyle ilişkili çevresel maliyetleri yansıtmaktadır. MSCI Sürdürülebilirlik Endeksi ise çevresel, sosyal ve yönetim (ESG) kriterlerine dayalı sürdürülebilirlik performansını ölçmektedir.

Tablo 4.1. Değişken Tanımları

Simge	Değişken	Kaynak
BITCOIN	Bitcoin Fiyatı	https://www.investing.com/
EMİSYON	Emisyon Düzeyi	https://www.investing.com/
MSCI	Sürdürülebilirlik Endeksi	https://ccaf.io/

Tablo 4.1'de yer alan değişkenlere ilişkin veriler, tabloda belirtilen kaynaklardan aylık frekansta derlenmiş ve 2018 Ocak dönemi ile 2023 Ocak dönemi arasını kapsayacak şekilde toplanmıştır. Bu kapsamda, toplam 61 gözlemden oluşan ekonometrik bir zaman serisi elde edilmiştir.

3.2.3. Veri Analizi

Araştırma kapsamında toplanan verilerin aylık frekansta olmaları sebebiyle ilk aşamada değişkenlerde ortaya çıkabilecek mevsimsel etkilerin incelenmesi amacıyla mevsimsel F testi ve Kruskal Wallis testleri gerçekleştirilmiştir. Zira frekanslı zaman serilerinde mevsimsel etkilerin sahte regresyon kuşkusu barındırdığı bilinmektedir (Yamak ve Erdem, 2017: 16).

Mevsimsel etki içeren EMİSYON değişkeni X-12 Census yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır (Phillips ve Wang, 2016).

Zaman serisi regresyon modellerindeki değişkenlerin durağanlık elde etmesi için belirli koşullar mevcuttur. İki veya daha fazla durağan olmayan değişken arasında oluşturulan bir regresyon modeli, sahte regresyon modeli olarak sınıflandırılır. Akyol Özcan, K. (2023, s. 159) Sahte regresyon

örneklerinde değerlendirilen modeller genellikle olumlu sonuçlar verir. Bununla birlikte, yüksek R2 ve istatistiksel olarak anlamlı parametrelere rağmen, hesaplanan parametreler çoğunlukla anlamlı değildir. Bunun temel nedeni, değişkenlerin birbirleriyle ilişkili olması değil, durağan olmayan değişkenlerin tesadüfen paralel hareket göstermesidir. Sahte regresyon, tamamen ilgisiz iki durağan olmayan değişken arasında olduğu kadar, ilişkili makroekonomik ve finansal serilerde de ortaya çıkabilir (Sevütekin ve Çınar, 2017: 559).

Değişkenlerin durağanlık düzeylerini tespit etmek amacıyla Augmented Dickey–Fuller (ADF) birim kök testi, Phillips–Perron (PP) testi ve yapısal kırılmaları dikkate alan ADF birim kök testi uygulanmıştır (Dickey ve Fuller, 1979: 427, 431; Phillips ve Perron, 1988). ADF testi, temelinde standart Dickey–Fuller testine dayanmaktadır ve serilerde otokorelasyon sorununu gidermek amacıyla modele gecikmeli fark terimleri eklenerek geliştirilmiştir.

Standart Dickey–Fuller yaklaşımı, aşağıda Denklem (2)’de gösterilen rassal yürüyüş sürecinin birinci farkına dayalıdır:

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

Eşitlik (2)’nin her iki tarafından y_{t-1} çıkarıldığında Denklem (3) elde edilir:

$$y_t - y_{t-1} = \phi y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem (3) yeniden düzenlendiğinde, sabitsiz ve trendsiz ADF modeli olan Denklem (4) ortaya çıkar:

$$\phi y_t = (\phi - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ ve } \delta = \phi - 1 \quad (4)$$

Dolayısıyla sabitsiz ADF modeli Denklem (5)’teki gibi ifade edilebilir:⁵

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

Sabit terimli ve trend terimli ADF modelleri ise sırasıyla Denklem (6) ve (7)’de gösterilmektedir:

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

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

5 DF regresyonlarında yer alan sabitsiz model zaman serisi ekonometrisi uygulamalarında genellikle kullanılmamaktadır. (Mert & Çağlar, 2019, s. 284)

Bu bağlamda, eğer seride birim kök mevcutsa $\delta = \phi - 1 = 0$ olacaktır. ($\phi = 1$ Aksi durumda, yani seri durağan ise $\delta = \phi - 1 < 0$ olarak tahmin edilmektedir. ($\phi < 1$). Dolayısıyla sıfır hipotezi ve alternatif bir hipotezi şu şekilde olacaktır;

H_0 : $\delta = 0$ (Seride birim kök vardır, seri durağan dışıdır.)

H_0 : $\delta < 0$ (Seride birim kök yoktur, seri durağandır.)

Standart DF testi AR(1) sürecini kullanır; ancak, seride daha yüksek dereceli korelasyonlar mevcut olduğunda hata terimleri (ε_t) durağanlıklarını kaybederler. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi, AR(p) sürecini kullanarak, p-dereceli gecikmeli terimleri denklemlerine dahil ederek ve denklem 8, 9 ve 10'daki sabit olmayan, sabit ve trend modellerini buna göre değiştirerek AR(1) süreciyle bağlantılı yüksek dereceli korelasyon sorununu ele alır.

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

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

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

ADF testinde kullanılan t_δ istatistiğinin asimptotik dağılımı, denkleme eklenen gecikmeli fark terimlerinden bağımsızdır. ADF birim kök testi için test hipotezleri Standart DF testi ile aynıdır. ADF testinde uygun gecikme uzunluğunun seçilmesinde önerile kriter “Schwarz Bilgi Kriterinden” faydalanılması önerilmektedir (Çil, 2018:296).

Phillips ve Perron (1988) birim kök hipotezlerinin sınanması esnasında serisel korelasyonu kontrol altında tutan parametrik olmayan bir yöntem önermektedirler. Phillips–Perron (PP) yöntemi 5, 6 ve 7'deki denklemlerin tahmininden sonra t_δ istatistiğinin denklem 11 yardımıyla modifiye edilmesi sayesinde asimptotik dağılımın serisel korelasyondan etkilenmemesini sağlamaktadır.

$$t_\delta = t_\delta \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \left(\frac{T(f_0 - \gamma_0) S_\delta}{2f_0^{1/2s}} \right) \quad (11)$$

Denkleimde yer alan $\hat{\delta}$ tahminci, t_{δ} standart test DF test istatistiği, S_{δ} standart hata, s test regresyonu standart hatası, γ_0 hata varyansının tahmincisi, f_0 sıfır frekansta kalıntı spektrumu tahmincisidir. (k bağımsız değişken sayısı olmak üzere $\gamma_0 = (T - k)S^2 / T$ şeklinde hesaplanmaktadır.)

Phillips–Perron (PP) birim kök testi için sıfır ve alternatif hipotezler Standart DF ve ADF testi ile aynıdır. PP testi için Kernel tabanlı yaklaşımlar ve band genişliğinin Newey-West istatistiği doğrultusunda belirlenmesi önerilmektedir (Mert ve Çağlar, 2019: 101).

Zaman serilerinde gözlemlenebilen yapısal kırılmaların, standart birim kök testlerinin sonuçlarını yanıltıcı hâle getirebileceği literatürde geniş biçimde vurgulanmaktadır. Bu nedenle, yapısal kırılma içeren seriler için geliştirilmiş yapısal kırılmalı birim kök testlerinin uygulanması önem arz etmektedir. Bu doğrultuda, ADF testine ek olarak yapısal kırılmaları dikkate alan DF testi de kullanılmıştır.

Serilerdeki yapısal kırılmalar dört farklı biçimde ortaya çıkabilmektedir. Yapısal kırılmalı birim kök testinde ise kırılmanın türüne bağlı olarak dört temel model kullanılmakta olup, bu modeller Denklem (5), (6), (7) ve (8)'de gösterilmektedir. İlgili modeller şu şekilde özetlenebilir:

Model 0: Trendsiz seride seviye kırılması

$$y_t = \mu_0 + \theta DU_t(T_b) + y_t^* \quad (12)$$

Model 1: Trendli seride seviye kırılması

$$y_t = \mu_0 + \beta_t + \theta DU_t(T_b) + y_t^* \quad (13)$$

Model 2: Trendli seride trend ve seviye kırılması

$$y_t = \mu_0 + \beta_t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + y_t^* \quad (14)$$

Model 3: Trendli seride trend kırılması

$$y_t = \mu_0 + \beta_t + \gamma DT_t(T_b) + y_t^* \quad (15)$$

Burada $DU_t(T_b)$ kırılma zamanı için oluşturulmuş seviyede kırılma kukla değişkeni, $DT_t(T_b)$ kırılma zamanı için oluşturulmuş trend kırılması kukla değişkeni, y_t^* ise denklemlerin hata terimleri olup seriler trendden arındırılmış serilerdir. Yaklaşım iki aşamalıdır. Birincisi yukarıdaki eşitlikler yardımıyla seri trendden arındırılır. İkinci aşamada ise aşağıdaki test

denklemleri ile birim kökün varlığı araştırılır. (Yamak & Erdem, 2017, s. 101)

Model 0,1 ve 2 için;

$$y_t^* = \sum_{i=0}^k w_i D_{t-i} (T_b) + \alpha y_{t-i}^* + \sum_{i=0}^k c_i \Delta y_{t-i}^* + \mu_i \quad (16)$$

Model 3 için;

$$y_t^* = \alpha y_{t-i}^* + \sum_{i=0}^k c_i \Delta y_{t-i}^* + \mu_i \quad (17)$$

Yapısal kırılma içeren serilerde standart ADF birim kök testi ile kırılmalı birim kök testlerinin bulguları çeliştiğinde, rejim değişimlerini açıkça modele dâhil eden kırılmalı testlerin sonuçları daha güvenilir kabul edilir. Ayrıca, serilerde yapısal kırılma şüphesini gidermek amacıyla, kırılmalı birim kök testlerine dâhil edilen kırılma kuklalarının (dummy değişkenlerin) istatistiksel anlamlılıkları incelenebilir. Kırılma tarihleri dışsal olarak belirlenebileceği gibi, özellikle birden fazla kırılmanın söz konusu olduğu serilerde kırılma dönemlerinin seçimi için Dickey-Fuller “minimum t” yaklaşımı da kullanılabilir.

Uygulanan birim kök testleri sonucunda EMİSYON değişkeninin düzeyde durağan (I(0)) olduğu; diğer değişkenlerin ise düzeyde durağan olmayıp birinci farkları alındığında durağanlaştığı (I(1)) gözlenmiştir. Geleneksel yaklaşımda durağan olmayan serilerin farkları alınarak kullanılması yaygın olmakla birlikte, fark işlemi uzun dönem ilişkisine dair bilgiyi ortadan kaldırdığından bu tür bir kullanımın uzun dönem analizleri için uygun olmadığı erken dönemde ortaya konmuştur (Granger ve Newbold, 1977). Modern ekonometride ise durağan olmayan seriler arasındaki ilişkilerin eşbütünleşme analizleriyle incelenmesi önerilmektedir. Eşbütünleşme kavramı, Engle ve Granger tarafından literatüre kazandırılmış olup, iktisadi açıdan uzun dönemde denge ilişkilerini açıklamada önemli bir araçtır. Bu yaklaşıma göre, iki veya daha fazla zaman serisi ayrı ayrı durağan olmasa da, yani stokastik trend içerseler dahi, aralarındaki belirli bir doğrusal kombinasyon durağan olabilir. Böyle bir durumda seriler, uzun vadede ortak bir denge noktasına doğru birlikte hareket ederler. Dolayısıyla eşbütünleşme, kısa dönemde seriler arasında sapmalar olsa dahi, sistemin zaman içerisinde belirli bir dengeye yakınsadığını göstermektedir. Bu durum, ekonomik değişkenlerin uzun dönemde birbirine bağlı hareket ettiğini, farklı dinamiklere rağmen uzun dönemli bir ilişkiyi koruduğunu ifade etmektedir (Harris ve Sollis, 2003: 22).

Bu araştırmada gerek değişkenlerin farklı derecede durağan olmaları gerekse küçük örneklem etkinliğinin yüksek olması sebebiyle ARDL eş bütünlüşme yönteminden faydalanılmıştır.

ARDL sınır testi yaklaşımı iki aşamalı bir prosedürden oluşmaktadır. İlk aşamada, modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı sınanmaktadır. İkinci aşamada ise, uzun dönem eşbütünlüşme ilişkisine sahip olduğu tespit edilen serilerin kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmektedir. Yöntemin anlaşılabilirliğini artırmak amacıyla, iki değişkenli bir araştırma modeli çerçevesinde sınır testi yaklaşımında uzun dönem ilişkinin sınanması için aşağıdaki denklem tahmin edilmektedir (Pesaran ve Shin, 2001).

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (18)$$

Eşitlikteki;

p = bağımlı değişkendeki optimal gecikme sayısı

q = bağımsız değişkendeki optimal gecikme sayısı

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \delta_i$ ve λ_i katsayıları

Δ = Değişkenin farkını ifade eder.

Değişkenler arasındaki eş bütünlüşme ilişkisi için sıfır hipotezi şu şekildedir;

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = 0$$

Hesaplanan test istatistiği, belirlenen alt sınır değerinden küçük olduğunda, eşbütünlüşme ilişkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilemez. Buna karşılık, test istatistiği üst sınır değerini aştığında, sıfır hipotezi reddedilerek değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılır. Test istatistiğinin alt ve üst sınır değerleri arasında yer alması durumunda ise eşbütünlüşmenin varlığına veya yokluğuna dair kesin bir yargıya varılamamakta, karar belirsiz kalmaktadır.

Seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra, ARDL(p, q) modeli tahmin edilmektedir. ARDL(p, q) modelinin genel formu aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_i X_{t-i} + \mu_t \quad (19)$$

Bu modelde bağımsız değişkenlere ilişkin uzun dönem katsayıları şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\theta_i = \frac{\lambda_0 + \lambda_p + \dots + \lambda_p}{1 - \delta_1 + \delta_2 + \dots + \delta_q} \quad (20)$$

Uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesinin ardından, kısa dönem dinamiklerini elde edebilmek için Hata Düzeltme Modeli (ECM) kurulmaktadır:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (21)$$

Denklemdaki EC, hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene doğru nedensellik ilişkisinin varlığını sınamak için bu terimin istatistiksel olarak anlamlı ve 0 ile -2 aralığında yer alması gerekmektedir.⁶ Başka bir ifadeyle, hata düzeltme katsayısının anlamlı bulunması ve $[0, -2]$ aralığında değer alması, bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Ayrıca ARDL modelinin otoregresif kısmında temel varsayımların geçerliliği de test edilmiştir. Bu kapsamda, seride otokorelasyon bulunup bulunmadığını sınamak amacıyla Breusch–Godfrey Otokorelasyon Testi, sabit varyans varsayımını incelemek için ise White Heteroskedastisite Testi uygulanmıştır. Modeldeki fonksiyonel formun doğruluğunun testi için Ramsey Reset testi kullanılmıştır. Hata terimlerinin pür rastsal yürüyüş sürecine sahip olup olmadığının incelenmesi amacıyla hata terimleri ortalamaları ve Jarque-Berra normal dağılım test istatistikleri incelenmiş ve modelde herhangi bir varsayım sapmasına rastlanmamıştır. Son olarak modelde tahmin edilen katsayıların istikrar koşullarının incelenmesi amacıyla Cusum ve Cusum Kare testlerinden faydalanılmıştır.

3.2.4. Bulgular

Araştırmanın bu kısmında veri analizi sonucu elde edilen bulgular paylaşılmıştır.

6 Genel Hata Düzeltme Modellerinde, hata düzeltme teriminin -1 ile 0 aralığında olması beklenmektedir. Ancak ARDL modellerinde bu terim için kabul edilen aralık 0 ile -2 arasındadır. Hata düzeltme katsayısının 0 ile -1 arasında yer alması, denge sapmalarının periyodik bir biçimde düzeltilindiğini; -1 ile -2 aralığında olması ise sapmaların dalgali (oscillatory) bir şekilde uzun dönem dengeye yakınsadığını göstermektedir. (Alam & M.Quazi, 2003, s. 16-17)

3.2.4.1. Betimsel İstatistikler

Araştırmada yer alan değişkenler için hesaplanan betimsel istatistikler Tablo 4.2'deki gibidir.

Tablo 4.2. Değişken Betimsel İstatistikleri

İstatistik	BITCOIN	EMİSYON	MSCI
Ortalama	20288.180	30635.430	186.799
Medyan	10818.600	28396.000	196.820
Maksimum	61309.600	61325.000	255.460
Minimum	3437.200	2024.000	97.280
Standart Sapma	16805.490	15612.130	41.714
Çarpıklık (S)	0.213	0.079	-0.424
Basıklık (K)	1.859	2.108	2.203
Jarque-Bera	3.770	2.087	3.438
	[0.152]	[0.352]	[0.179]
Gözlem Sayısı	61	61	61

***(%1), **(%5), * (%10) anlamlılık düzeyinde anlamlılıkları ifade eder, Jarque-Bera Normal Dağılım Testi Logaritmik Değişkenler Üzerinden Gerçekleştirilmiştir.

BITCOIN değişkeni, minimum 3437.200 ve maksimum 61309.600 değerleri arasında değişmekte olup, 20288.180 ortalama etrafında 16805.490 standart sapma ile dağılmaktadır. Değişkenin logaritmik dönüşümü, Jarque-Bera testi sonuçlarına göre normal dağılıma uygunluk göstermektedir (J.B = 3.770, Sig. > 0.10). EMİSYON değişkeni ise minimum 2024.000 ile maksimum 61325.000 değerleri arasında yer almakta; 30635.430 ortalama ve 15612.130 standart sapma etrafında dağılmaktadır. Logaritmik formda yapılan Jarque-Bera testi, değişkenin normal dağılıma uygun olduğunu göstermektedir (J.B = 2.087, Sig. > 0.10). MSCI değişkeni, minimum 97.280 ve maksimum 255.460 değerleri arasında değişmekte olup, 186.799 ortalama etrafında 41.714 standart sapma ile dağılmaktadır. Logaritmik dönüşüm sonrası yapılan Jarque-Bera testi, değişkenin normal dağılım varsayımını sağladığını ortaya koymaktadır (J.B = 3.438, Sig. > 0.10).

3.2.4.2. Mevsimsellik Testleri

Değişkenlerdeki mevsimsel etkilerin incelenmesi amacıyla yapılan F ve Kruskal Wallis testi bulguları tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 4.3. Mevsimsel Etki Testleri

Değişken	F Test	Kruskal Wallis Test	Sig. ⁷
BITCOIN	F(11, 49)=1.698	$\chi^2(11)=17.246$	Sig.=0.999
EMİSYON	F(11, 49)=2.433**	$\chi^2(11)=33.772^{**}$	Sig.=0.039
MSCI	F(11, 49)=0.873	$\chi^2(11)=10.876$	Sig.=0.873

***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı sonuçları ifade etmektedir.

Tablo incelendiğinde, BITCOIN değişkeni için ay ortalamalarının birbirine eşit olduğunu ifade eden sıfır hipotezinin ($\chi^2(11)=17.246$, Sig.>0.10) %10 anlamlılık düzeyinde reddedilemediği görülmektedir. Başka bir ifadeyle, BITCOIN değişkeninde istatistiksel olarak anlamlı bir mevsimsel etki bulunmamaktadır.

EMİSYON değişkeni için yapılan mevsimsel etki testleri incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde ay ortalamalarının eşit olduğu yönündeki sıfır hipotezinin reddedilip, en az bir ayın diğerlerinde manidar bir şekilde farklı ortalamaya sahip olduğu yönündeki alternatif hipotezin kabul edildiği görülmektedir. ($\chi^2(11)=33.772$, Sig.<0.05). Başka bir ifadeyle, söz konusu değişken için yapılan analizler sonucunda %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir mevsimsel etkinin mevcut olduğu ortaya konulmuştur. Buna karşılık, MSCI değişkeni için ay ortalamalarının birbirine eşit olduğu yönündeki sıfır hipotez ($\chi^2(11)=10.876$, Sig.>0.10) %10 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Diğer bir ifadeyle, MSCI değişkeninde istatistiksel olarak anlamlı bir mevsimsel etki bulunmamaktadır. EMİSYON değişkeni için saptanan mevsimsel etki X-12 Census yöntemi ile arındırmaya tabi tutulduktan sonra değişkenlerin logaritmaları alınarak analizlere devam edilmiştir.⁸

3.2.4.3. Birim Kök Testleri

Değişkenlerin durağanlık durumlarının incelenmesi amacıyla uygulanan ADF ve PP birim kök testlerine ait bulgular tablo 4'teki gibidir.

7 Anlamlılık değeri (Sig.) Kruskal Wallis testine aittir.

8 Değişkenlerin logaritmaları alınmadan önce mevsimselliklerinin incelenmesi gerekmektedir. Zira logaritmik dönüşüm sonucu mevsim endeksleri değişirken mevsimsellik testleri de yanılabilir. (Yamak & Erdem, 2017, s. 16)

Tablo 4.4. ADF ve PP Birim Kök Testi Bulguları

Değişken	ADF		PP	
	Sabit	Trend Ve Sabit	Sabit	Trend Ve Sabit
Log(BITCOIN)	-1.169 ⁽¹⁾ [0.681]	-1.771 ⁽¹⁾ [0.706]	-1.199 ⁽⁴⁾ [0.669]	-1.786 ⁽⁴⁾ [0.699]
Δ Log(BITCOIN)	-6.417 ^{(0)***} [0.000]	-6.361 ^{(0)***} [0.000]	-6.451 ^{(3)***} [0.000]	-6.396 ^{(3)***} [0.000]
Log(EMİSYON)	-4.629 ^{(0)***} [0.000]	-6.188 ^{(0)***} [0.000]	-4.694 ^{(3)***} [0.000]	-6.159 ^{(1)***} [0.000]
Log(MSCI)	-1.342 ⁽¹⁾ [0.605]	-1.179 ⁽⁰⁾ [0.906]	-1.305 ⁽²⁾ [0.622]	-1.135 ⁽¹⁾ [0.914]
Δ Log(MSCI)	-7.975 ^{(0)***} [0.000]	-8.171 ^{(0)***} [0.000]	-7.975 ^{(1)***} [0.000]	-8.171 ^{(1)***} [0.000]

*** (%1), ** (%5), * (%10) Anlamlılık Düzeyinde H_0 Hipotezlerinin Reddedildiğini İfade Etmektedir.

Tablo 4.4 incelendiğinde, Log(BITCOIN) değişkeni için ADF testinin sabitli ($t=-1.169$, Sig.>0.10) ve sabit-trendli ($t=-1.771$, Sig.>0.10) spesifikasyonlarında, %10 anlamlılık düzeyinde durağan olmayı ifade eden sıfır hipotezlerinin reddedilemediği görülmektedir. Benzer biçimde, PP testinde de sabitli ($t=-1.199$, Sig.>0.10) ve sabit-trendli ($t=-1.786$, Sig.>0.10) spesifikasyonlarda aynı sonuca ulaşılmıştır. Dolayısıyla, ADF ve PP testlerine göre Log(BITCOIN) değişkeni düzeyde durağan değildir. Ancak birinci farkı alındığında, ADF testi sabitli ($t=-6.417$, Sig.<0.01) ve sabit-trendli ($t=-6.361$, Sig.<0.01); PP testi ise sabitli ($t=-6.451$, Sig.<0.01) ve sabit-trendli ($t=-6.396$, Sig.<0.01) modellerde sıfır hipotezini %1 anlamlılık düzeyinde reddetmektedir. Bu bulgular, değişkenin birinci farkında durağanlaştığını göstermektedir (Log(BITCOIN) $\sim I(1)$).

Log(EMİSYON) değişkeni için uygulanan ADF testi, sabitli ($t=-4.629$, Sig.<0.01) ve sabit-trendli ($t=-6.188$, Sig.<0.01) spesifikasyonlarda sıfır hipotezini %1 düzeyinde reddetmiştir. PP testi de benzer şekilde sabitli ($t=-4.694$, Sig.<0.01) ve sabit-trendli ($t=-6.159$, Sig.<0.01) modellerde aynı sonucu vermektedir. Bu sonuçlar, Log(EMİSYON) değişkeninin düzeyde durağan olduğunu göstermektedir (Log(EMİSYON) $\sim I(0)$).

Log(MSCI) değişkeni için ADF testi, sabitli ($t=-1.342$, Sig.>0.10) ve sabit-trendli ($t=-1.179$, Sig.>0.10) modellerde sıfır hipotezini reddedememiştir. PP testinde de sabitli ($t=-1.305$, Sig.>0.10) ve sabit-trendli

($t=-1.135$, Sig.>0.10) spesifikasyonlarda benzer sonuçlar elde edilmiştir. Bu bulgulara göre, Log(MSCI) değişkeni düzeyde durağan değildir. Ancak birinci farkı alındığında, ADF testi sabitli ($t=-7.975$, Sig.<0.01) ve sabit-trendli ($t=-8.171$, Sig.<0.01); PP testi ise aynı şekilde sabitli ($t=-7.975$, Sig.<0.01) ve sabit-trendli ($t=-8.171$, Sig.<0.01) spesifikasyonlarda sıfır hipotezini reddetmektedir. Bu durum, değişkenin birinci farkında durağan hâle geldiğini göstermektedir ($\text{Log(MSCI)} \sim I(1)$).

Değişkenlerde görülen yapısal kırılmalar nedeniyle klasik birim kök testlerinde ortaya çıkabilecek tutarsızlıklar nedeniyle değişkenlerin durağanlık düzeylerinin yapısal kırılmaları dikkate alan yapısal kırılmalı ADF birim kök testi ile de incelenmesine karar verilmiştir. Yapısal kırılmalı ADF birim kök testi bulguları 4.5'teki gibidir.

Tablo 4.5. ADF And PP Unit Root Tests

Değişken	Yapısal Kırılmalı ADF Birim Kök Testi			
	Spesifikasyon			
	Sabit	Kırılma Spesifikasyonu		
		Trend Ve Sabit		
		Sabit	Trend	Sabit Ve Trend
Log(BITCOIN)	-3.076 ⁽¹⁾ [0.642]	-3.171 ⁽¹⁾ [0.856]	-3.232 ⁽¹⁾ [0.569]	-3.872 ⁽⁰⁾ [0.605]
Δ Log(BITCOIN)	-6.872 ^{(0)***} [0.000]	-7.266 ^{(0)***} [0.000]	-7.022 ^{(0)***} [0.000]	-7.523 ^{(0)***} [0.000]
Log(EMİSYON)	-6.786 ^{(0)***} [0.000]	-7.025 ^{(0)***} [0.000]	-6.593 ^{(0)***} [0.000]	-7.123 ^{(0)***} [0.000]
Log(MSCI)	-2.008 ⁽⁰⁾ [0.982]	-2.783 ⁽⁰⁾ [0.955]	-3.943 ⁽⁰⁾ [0.196]	-2.213 ⁽⁰⁾ [0.964]
Δ Log(MSCI)	-10.571 ^{(0)***} [0.000]	-10.366 ^{(0)***} [0.000]	-8.276 ^{(0)***} [0.000]	-10.345 ^{(0)***} [0.000]

*** (%1), ** (%5), * (%10) Anlamlılık Düzeyinde H_0 Hipotezlerinin Reddedildiğini İfade Etmektedir.

Tablo incelendiğinde Log(BITCOIN) değişkeni için sabitli modelde sabit kırılmalı ($t=-3.076$, Sig.>0.10), sabit ve trendli modelde sabit kırılmalı ($t=-3.171$, Sig.>0.10), sabit ve trendli modelde trend kırılmalı ($t=-3.232$, Sig.>0.10), sabit ve trendli modelde sabit ve trend kırılmalı ($t=-3.872$, Sig.>0.10) spesifikasyonların tümü için durağan dışılığı

ifade eden sıfır hipotezlerinin %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmediği görülmektedir. Değişken birinci farkı için ise sabitli modelde sabit kırılmalı ($t=-6.872$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde sabit kırılmalı ($t=-7.266$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde trend kırılmalı ($t=-7.022$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde sabit ve trend kırılmalı ($t=-7.523$, Sig.<0.01) tüm spesifikasyonlarda sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu sonuç, ADF ve PP birim kök testleriyle uyumlu olarak Log(BITCOIN) değişkeninin düzeyde durağan olmadığını, ancak birinci farkında durağanlaştığını göstermektedir. ($\text{Log}(\text{BITCOIN}) \sim I(1)$)

Log(EMİSYON) değişkeni için sabitli modelde sabit kırılmalı ($t=-6.786$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde sabit kırılmalı ($t=-7.025$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde trend kırılmalı ($t=-6.593$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde sabit ve trend kırılmalı ($t=-7.123$, Sig.<0.01) spesifikasyonların tümünde sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Dolayısıyla, ADF ve PP testleriyle uyumlu şekilde Log(EMİSYON) değişkeninin düzeyde durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. ($\text{Log}(\text{EMİSYON}) \sim I(1)$)

Log(MSCI) değişkeni için sabitli modelde sabit kırılmalı ($t=-2.008$, Sig.>0.10), sabit ve trendli modelde sabit kırılmalı ($t=-2.783$, Sig.>0.10), sabit ve trendli modelde trend kırılmalı ($t=-3.943$, Sig.>0.10), sabit ve trendli modelde sabit ve trend kırılmalı ($t=-2.213$, Sig.>0.10) spesifikasyonların tümü için durağan dışılığı ifade eden sıfır hipotezlerinin %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmediği görülmektedir. Değişken birinci farkı için ise sabitli modelde sabit kırılmalı ($t=-10.571$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde sabit kırılmalı ($t=-10.366$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde trend kırılmalı ($t=-8.276$, Sig.<0.01), sabit ve trendli modelde sabit ve trend kırılmalı ($t=-10.345$, Sig.<0.01) tüm spesifikasyonlarda sıfır hipotezi %1 düzeyinde reddedilmiştir. Bu sonuç, ADF ve PP testleriyle paralel olarak Log(MSCI) değişkeninin düzeyde durağan olmadığını, ancak birinci farkında durağan hale geldiğini göstermektedir. ($\text{Log}(\text{MSCI}) \sim I(1)$)

3.2.4.4. Korelasyon Ve Saçılım Grafikleri

Değişkenler arasındaki korelasyon matrisi tablo 4.6'daki gibidir.

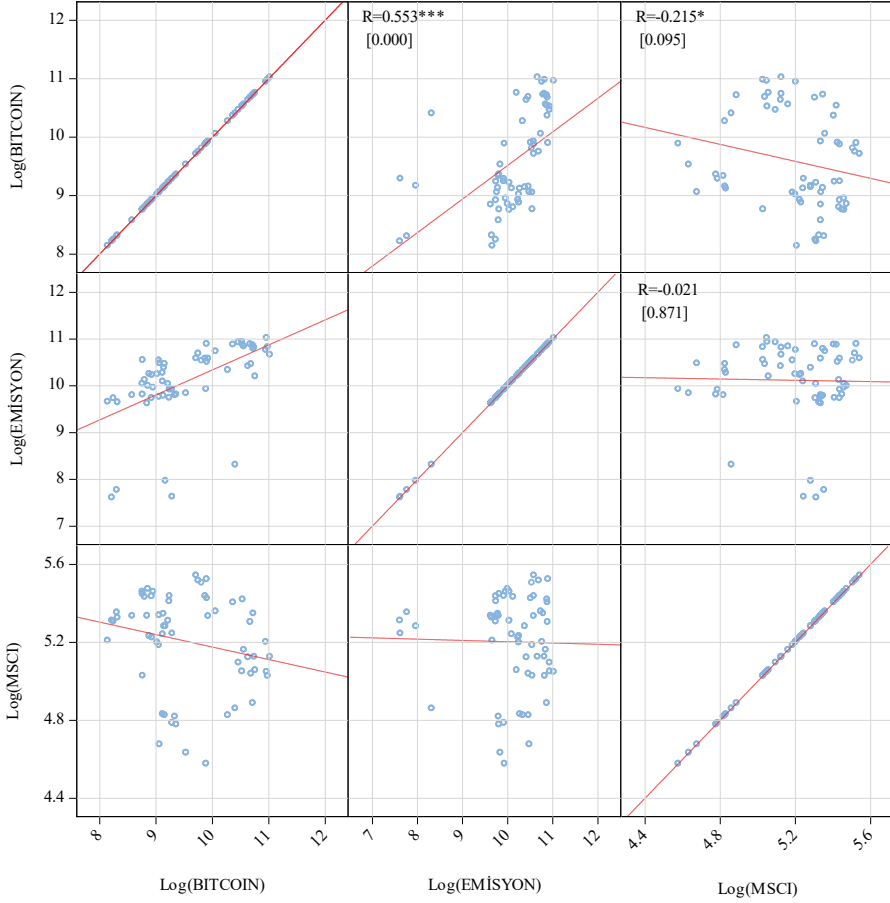
Tablo 4.6. Değişkenler Arası Korelasyon Matrisi

	Log(BITCOIN)	Log(EMISYON)	Log(MSCI)
Log(BITCOIN)	1.000 -		
Log(EMISYON)	0.553*** [0.000]	1.000 -	
Log(MSCI)	-0.215* [0.095]	-0.021 [0.870]	1.000 -

***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. [Köşeli parantezler ise ilgili katsayıların anlamlılık (olasılık) değerlerini göstermektedir.]

Tablo 4.6'ya göre, Log(BITCOIN) ile Log(EMISYON) arasında %1 düzeyinde anlamlı, orta derecede pozitif bir korelasyon bulunmaktadır ($0.5 < R_{XY} < 0.7$, Sig. < 0.01). Buna karşılık, Log(BITCOIN) ile Log(MSCI) arasında %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı, negatif yönlü ve düşük düzeyde bir korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir ($0.2 < R_{XY} < 0.4$, Sig. < 0.10). Öte yandan, Log(EMISYON) ile Log(MSCI) arasında istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir korelasyon ilişkisine rastlanmamıştır (Sig. > 0.10).

Değişkenler arası saçılım grafiği Grafik 4.2'deki gibidir.



Grafik 4.2. Değişkenler Arası Saçılım Grafiği

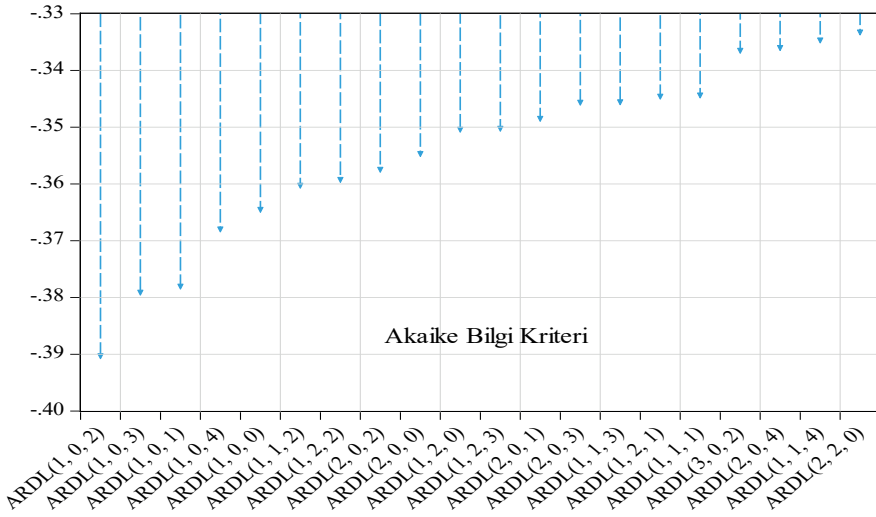
Grafik incelendiğinde Log(BITCOIN)ile Log(EMİSYON) arasındaki pozitif orta düzeyde korelasyon ve Log(BITCOIN)ile Log(MSCI) arasındaki negatif düşük korelasyonlar dikkat çekerken Log(EMİSYON) ile Log(MSCI) arasında doğrusal veya doğrusala yakın bir ilişki gözlemlenmemektedir.

3.2.4.5. Model Tahminleri

Araştırma modellerinde yer alan değişkenlerin tamamının durağan olmaması sebebiyle eş bütünleşme analizlerinin yapılmasına karar verilmiştir. Diğer yandan değişkenlerden bir tanesinin düzeyde durağan diğerlerinin ise düzeyde durağan olmayan fakat birinci devresel farkında durağanlaşan bir değişken olması üzerine farklı derecede durağan olan değişkenler arasındaki eş

bütünleşme ilişkilerinin incelenmesine olanak sağlayan ARDL eş bütünleşme yönteminin kullanılmasına karar verilmiştir. ARDL eş bütünleşme analizinin bir diğer avantajı ise küçük örneklem etkinlik özelliklerinin diğer eş bütünleşme analizlerine göre daha iyi olduğu bilinmesidir.

ARDL eş bütünleşme analizi otoregresif denklem tahmininde yer alan değişkenler gecikmelerinin seçimi amacıyla farklı gecikmelerdeki Akaike Bilgi Kriterleri karşılaştırılmış optimal (en küçük) Akaike Bilgi Kriterine sahip otoregresif model seçilmiştir. Akaike Bilgi Kriteri karşılaştırmalarını içeren grafik grafik 3'teki gibidir.



Grafik 4.3. Optimal Gecikmeler İçin Akaike Bilgi Kriteri Karşılaştırmaları

Grafik incelendiğinde en düşük Akaike bilgi kriterine sahip modelin ARDL(1,0,2) olduğu görülmektedir. Yani, bağımlı değişken Log(BITCOIN) için 1 gecikme, bağımsız değişken Log(EMİSYON) için gecikmesiz, Log(MSCI) için ise 2 gecikmeli model optimaldir. ARDL model için otoregresif model ile kısıtlı ve kısıtsız hata düzeltme modellerine dair açıklamalar ekte sunulmuştur.

ARDL model bulguları 4.7'deki gibidir.

Tablo 4.7. ARDL Model Bulguları

Otoregresif Model				
Değişken	β	S.H	t	Sig.
Log(BITCOIN _{t-1})	0.847	0.055	15.375***	0.000
Log(EMİSYON _t)	0.050	0.045	1.102	0.276
Log(MSCI _t)	0.163	0.286	0.571	0.570
Log(MSCI _{t-1})	-0.232	0.378	-0.616	0.541
Log(MSCI _{t-2})	-0.378	0.306	-1.234	0.223
Sabit Terim	3.185	0.859	3.709***	0.001
TREND	0.003	0.002	1.323	0.192
Tanısal İstatistikler				
White		F(28, 30)=0.442		Sig.=0.987
LM		F(2, 49)=0.749		Sig.=0.488
Ramsey Reset		F(1, 50)=0.050		Sig.=0.945
Hata Terimleri		J.B=0.105		Sig.=0.948
F Sınır Testi (H_0 : Eş Bütünleşme Yoktur.)				
		Anlamlılık	I(0)	I(1)
F=6.210**		%1	7.057	8.243
		%5	5.190	6.200
		%10	4.350	5.283
Uzun Dönem Katsayıları				
Değişken	β	S.H	t	Sig.
Log(EMİSYON)	0.325	0.285	1.140	0.260
Log(MSCI)	-2.923	1.108	-2.638**	0.011
Hata Düzeltme Modeli Ve Kısa Dönem Katsayıları				
Değişken	β	S.H	t	Sig.
Sabit Terim	3.185	0.724	4.399***	0.000
TREND	0.003	0.002	1.945*	0.057
Δ Log(MSCI _t)	0.163	0.270	0.606	0.548
Δ Log(MSCI _{t-1})	0.378	0.296	1.277	0.207
ECM _{t-1}	-0.153	0.035	-4.403***	0.000

*** (%1), **(%5), *(%10) anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddini ifade eder,

Tabloda otoregresif model üzerinden test edilen tanısal istatistikler incelendiğinde White değişen varyans testine göre ($F(28, 30)=0.442$, Sig.>0.10) %10 anlamlılık düzeyinde değişen varyans sorunu olmadığı, LM otokorelasyon testine göre ($F(2, 49)=0.749$, Sig.>0.10) ise yine %10 anlamlılık düzeyinde 2.dereceden otokorelasyon sorununa rastlanmadığı söylenebilir. Modelin fonksiyonel formunun doğruluğuna dair yapılan Ramsey Reset Testi doğrultusunda modelde herhangi bir fonksiyonel form hatasına rastlanmamıştır. ($F(1, 50)=0.050$, Sig.>0.10). Son olarak hata

terimleri incelendiğinde sıfır ortalama ile normal dağılım gösteren pür rastsal yürüyüş sürecinde sahip oldukları görülmüştür. ($\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$)

Otoregresif model üzerinden gerçekleştirilen varsayım sınamalarında herhangi bir varsayım sapması görülmediğinden uzun dönem eş bütünleşme ilişkisinin incelenmesi amacıyla F sınır testi istatistikleri incelenmiştir. Hesaplanan F istatistiği ($6.200 < F = 6.210 < 8.243$) değerlendirildiğinde, %1 düzeyinde eşbütünleşme hipotezi reddedilemezken, %5 düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Daha açık bir ifade ile değişkenler arasında %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak önemli bir uzun dönem dengesi saptanmıştır.

Uzun dönem denge ilişkisinin istatistiksel olarak anlamlı olması üzerinde uzun dönem katsayılarının incelenmesine geçilmiştir.

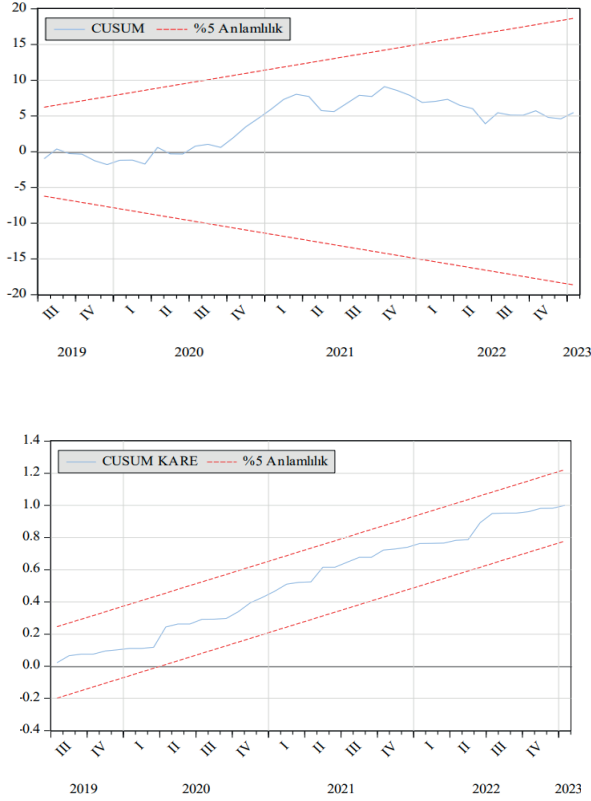
Log(EMİSYON) için hesaplanan uzun dönem katsayısının %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak önemsiz olduğu görülmüştür. ($\beta = 0.325$, Sig. > 0.10). Daha açık bir ifade ile ele alınan dönem boyunca Log(EMİSYON) değişkeninin Log(BITCOIN) değişkeni üzerinde bir etkisi saptanamamıştır.

Log(MSCI) değişkenin Log(MSCI) değişkeni üzerindeki uzun dönem etki tahmin katsayısının ise %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olduğu görülmektedir. ($\beta = -2.923$, Sig. < 0.05). Daha açık bir ifade ile çalışma dönemi için uzun dönemde Log(MSCI) değişkeninin artması Log(BITCOIN) değişkeninin azalmasına, azalması ise artmasına neden olmaktadır.

Hata düzeltme mekanizmasının işlevselliği incelendiğinde hata düzeltme teriminin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı negatif ve mutlak değerce 1'den küçük olduğu görülmektedir. ($ECM = -0.153$, Sig. < 0.01). Daha açık bir ifade ile hata düzeltme mekanizmasının periyodik bir şekilde işlevsel olduğu ve uzun dönem denge sapmalarının dönemler boyunca periyodik olarak tekrar dengeye getirildiği söylenebilir. Uyarlama katsayısı olarak da isimlendirilen katsayı büyüklüğü incelendiğinde uzun dönem sapmalarının yaklaşık 7 dönem (ay) sonra tamamen tekrar hata terimleri tarafında dengeye getirildiği söylenebilir. ($1/0.153 = 6.54$)

Kısa dönem katsayıları incelendiğinde optimal regresif modelde gecikme içermeyen Log(EMİSYON) değişkeni için kısa dönem katsayılarının hesaplanmadığı, Log(MSCI) için hesaplanan kısa dönem katsayılarının ise %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. (Sig. > 0.10). Daha açık bir ifade ile değişkenler arasında kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin saptanamadığı söylenebilir.

Modelde hesaplanan katsayıların istikrar koşullarını sağlayıp sağlamadığının incelenmesi amacıyla Cusum ve Cusum Kare testlerinden faydalanılmıştır. Cusum testi istatistikleri grafik 4.4'teki gibidir.



Grafik 4.4. Cusum ve Cusum Kare Test İstatistikleri

CUSUM ve CUSUM Kare test istatistiklerinin tüm dönemler için %5 anlamlılık sınırları içerisinde kaldığı tespit edilmiştir. Başka bir ifadeyle, bu testlerin sonuçlarına göre modelde tahmin edilen katsayıların %5 anlamlılık düzeyinde istikrar koşulunu karşıladığı ve modelin yapısal açıdan güvenilir olduğu söylenebilir.

4. SONUÇ

Çalışmada elde edilen bulgular sonucunda, MSCI endeksi arttığında Bitcoinin bundan olumsuz etkilendiği ortaya çıkmıştır. Bunun da temel sebebinin çevresel kaygıların artması sonucunda yatırımcıların MSCI endeksine ilgisinin artmış olabileceği ve bu durumunda Bitcoin değerini

olumsuz yönde etkiliyor olması düşünülebilir. Aynı zamanda MSCI endeksinin sürdürülebilirlik bağlamında hangi ülke borsasına veya hangi hisse senedine yatırım yapıp yapılmayacağı konusunda güçlü bir referans noktası oluşturması MSCI endeksinden yararlanmak isteyen BTC yatırımcılarının yatırım yaparken MSCI endeksine bakarak yatırım yapıp yapmama kararı vermelerine yardımcı olabilir.

Çalışmada elde edilen bir diğer sonuç ise Emisyon (CO₂) düzeyi ile Bitcoin arasında bir ilişkinin varlığından söz edilememesidir. Bunun da asıl sebebi bir sistemin ne kadar enerji tükettiği ve ne kadar emisyon ortaya çıkardığını hesaplamanın gerçekte o kadar da kolay olmamasıdır. Kripto varlık analisti Nic Carter'in yazdığı haber yazısında bu durum şu şekilde ele alınmıştır; Bitcoin madenciliği yapan bilgisayarların kullandığı enerji tüketimini belirlemek nispeten daha kolay olsa da enerji karışımının yani enerjinin kaynağının belirlenmesi o kadar da kolay değildir. Bitcoin'in enerji tüketimini tahmin etmeye çalışırken sadece hashrate'ine (yani, Bitcoin madenciliği ve işlemleri işlemek için kullanılan toplam birleşik hesaplama gücüne) bakılarak bulunabileceğini ama Emisyon düzeyinin bu kadar basit bir yolla bulunamadığını ifade etmiştir.⁹ Cambridge Alternatif Finans Merkezi (CCAF) madenci konumlarının anonimleştirilmiş bir veri kümesini bir araya topladığı bilirse de bu verilere dayanarak, CCAF madencilerin ülkelere ve bazı durumlarda illere göre kullandıkları enerji kaynaklarını tahmin edebilir. Ancak veri kümeleri tüm madencilik havuzlarını içermediği ve güncel olmadığı için, bu da bizi Bitcoin'in gerçek enerji karışımı hakkında hala büyük ölçüde karanlıkta bıraktığı sonucunu ortaya koyabilir. Aynı zamanda New Mexico Üniversitesi'nden Benjamin A. Jones'in "Kripto madenciliğin çevreye etkisi" üzerine yaptığı çalışmada çoğunlukla fosil yakıtların kullanıldığını ancak ülkeden ülkeye mevsimden mevsime çevreye olan etkinin değişiklik gösterdiğini söylemiş ve bu nedenle birbirinden çok farklı tahminler çıktığını belirtmiştir.¹⁰ O yüzden Bitcoin'in fiyatının Emisyon düzeyi ile ilişkisinin net bir şekilde ortaya konulabilmesi için enerjinin kaynağının net bir şekilde ayrıştırılması ve Bitcoin madenciliğinin enerji tüketimini etkileyen diğer faktörlerinde analiz kapsamına alınıp daha detaylı veriler ışığında analiz edilmesi gerektiği düşünülmektedir.

Bitcoin madenciliği, küresel ölçekte gerçekleştirilebilmekle birlikte genellikle ucuz ve bol enerji kaynaklarına sahip ülkelerde yoğunlaşmaktadır. Uzun yıllar boyunca Çin, düşük maliyetli enerji arzı nedeniyle madencilik faaliyetlerinin merkezinde yer almıştır. Ancak son dönemde Çin hükümetinin

9 Yılmaz, E. (2021). Yeşil Haber.

10 T24, (11. 10. 2021).

Bitcoin madenciliğine yönelik kısıtlayıcı politikaları, bu tabloyu önemli ölçüde değiştirmiştir.

Çalışmamızın bulgularıyla birlikte değerlendirildiğinde, emisyon düzeyi ile Bitcoin fiyatı arasındaki ilişkinin nötr olması, Çin'in aldığı önlemlerin piyasalarda özellikle Çin merkezli madencilik faaliyetleri açısından olumsuz yansımalar doğurabileceğini düşündürmektedir. Bu durum, hem bölgesel enerji tüketim dengelerini hem de küresel kripto para piyasalarının coğrafi dağılımını etkileyebilecek potansiyele sahiptir. Çünkü her yeni teknolojik atılım ülkeler ve piyasalar açısından yeni bir etkinin ortaya çıkacağını bir göstergesidir. Bitcoin piyasasının ortaya çıkması da ülkeler ve piyasalar açısından özellikle enerji piyasaları açısından farklı etkilerin ortaya çıkmasına sebep olacaktır. Bu durumu bir örnek ile açıklayacak olursak, Bitcoin piyasasına en yakın ve en çok referans verilen gerçek dünya analogu "altın piyasası" dır. Altın piyasasında altının çıkarılması yani madenciliği için harcanan elektrik enerjisi ile Bitcoin madenciliği için harcanan elektrik enerjisi ortak tüketim özellikleri gösterirler ve harcanan enerji birbirine yakın seyreder. Bunun gibi aslında çevresel etkisi olan birçok sektör bulunmaktadır. Bitcoin piyasasının sürdürülebilirliğini ve madencilik faaliyetlerinin devamını sağlamak için, Bitcoin madenciliğinin aşırı enerji tükettiği iddialarından kaynaklanan yaptırımları önlemek çok önemlidir. Bu, yenilenebilir enerji gibi çevre dostu enerji kaynaklarına geçerek ve daha iyi enerji verimliliği için donanımı iyileştirerek başarılabılır. Ayrıca, madencilik merkezleri, doğal soğutmayı kullanmak ve enerji tüketimini azaltmak için soğuk iklim bölgelerinde veya bol enerji kaynaklarına sahip bölgelerde kurulmalıdır. Son olarak, Bitcoin protokolü ve altyapısındaki iyileştirmeler ülkeler tarafından desteklenmelidir, çünkü bu hem enerji piyasaları hem de öne sürülen iddialar açısından daha iyi olacaktır. Bu sayede, enerji tüketimi ve çevresel etkiler daha dengeli bir şekilde dağıtılabilir.

Gelecekte yapılacak çalışmalarda daha geniş veya farklı bir veri dönemi ile Kripto para piyasasını temiz ve kirli kripto paralar olarak ayrıştıran ve çevresel etkilerin daha detaylı bir analizini ortaya koyan çeşitli göstergelerin kullanıldığı bir çalışma yapılması önerilebilir.

5.KAYNAKÇA

- Akyol Özcan, K. (2023). Nato Üyesi Ülkelerde Askeri Harcamaya Büyüme ve Nüfusun Etkisi: Panel Ardl Testi. İnsan Ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 12(1), 151-176. <https://doi.org/10.15869/itobiad.1212119>
- Azimov, J., & Alkan, U. (2019). Bitcoin Fiyatları İle Çin Ve Rusya'nın Seçilmiş Finansal Göstergeleri Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Açından İncelenmesi. Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 6(10), 165-187.
- Bakır, E. (2021). *Covid-19 Pandemisi Sürecinde Kripto Para Birimleri ile Ekonomik Göstergeler Arasındaki İlişki*, (Master's thesis), Balıkesir: Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Baur, Dirk G. and Oll, Josua, The (Un-)Sustainability of Bitcoin Investments (April 4, 2019). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3365820> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3365820>
- Canbaz, M. F. & Berkun, G. (2021). "Kripto Para Teknolojisi Ve İslami Finans Açısından Meşruiyeti". *Uluslararası Bankacılık Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4 (1) , 98-133 . DOI: 10.52736/ubeyad.958699
- Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: DER yayınları.
- D.Dickey, & W.A.Fuller. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 427-431.
- Derbali, A., Jamel, L., Ben Ltaifa, M., Elnagar, A. K., & Lamouchi, A. (2020). Fed and ECB: which is informative in determining the DCC between bitcoin and energy commodities?. *Journal of Capital Markets Studies*, 4(1), 77-102.
- Dilek, Ş., & Furuncu, Y. (2019). Bitcoin Mining and Its Environmental Effects. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 33(1), 91-106.
- Evlimoğlu, U., & Gümüş, U. T. (2018). "İtibari Paranın Kullanımdan Kaldırılmasına Yönelik Teorik Bir Değerlendirme". *LAÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(2), 167-183.
- Felek, Ş., Karademir, C., & Ceylan, R. (2023). "Bitcoin ile Karbon Emisyonu İlişkisi: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi". *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 8(1), 141-162.
- Gökpinar, S. (2021). Blok zinciri teknolojisinin geleceği: Kripto para birimleri ve ötesi. *Dicle Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (28), 211-231.
- Güleç, Ö. F. (2018). Bitcoin İle Finansal Göstergeler Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(2), 18-37.
- Granger, C., & P.Newbold. (1977). *Forecasting Ekonomik Time Series*. London: Akademik Press.

- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series*. John Wiley & Sons.
- Ji, Qiang & Bouri, Elie & Roubaud, David & Kristoufek, Ladislav, 2019. "Information interdependence among energy, cryptocurrency and major commodity markets," *Energy Economics*, Elsevier, vol. 81(C), pages 1042-1055.
- Kılıç, E., Gürsoy, S., & Ergüney, E. B. (2021). Bitcoin elektrik tüketimi ile enerji piyasaları arasında volatilité yayılımı: seçili ülkelerden kanıtlar. *Yasar Üniversitesi E-Dergisi*, 16(64), 1592-1604.
- Koçoğlu, Ş., Çevik, Y. E., & Tanrıöven, C. (2016). "Bitcoin Piyasalarının Etkinliği, Likiditesi ve Oynaklığı". *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 8(2), 77-97.
- Mert, M., & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gaus Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Pesaran, M., & Y.Shin. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Econometrica*, s. 289-326.
- Phillips, K. R., & Wang, J. (2016). Seasonal Adjustmen of Hybrid Time Series: An Application to US Regional Jobs Data. *Journal of Economic and Social Measurement*, 191-202.
- Phillips, P. B., & P.Perron. (1988). Testing for unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 335-346.
- Ren, B. ve Lucey, B. (2022). "Temiz ve kirli kripto para piyasaları farklı şekilde mi hareket ediyor?", *Finans Araştırma Mektupları*, 47, 102795.
- Sevütekin, M., & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Basın Yayın Dağıtım Ltd. Şti.
- Soyaslan, E. (2020). Bitcoin Fiyatları ile BİST 100, BİST Banka ve BİST Teknoloji Endeksi Arasındaki İlişkinin Analizi. *Fiscaoeconomia*, 4(3), 628-640. <https://doi.org/10.25295/fsecon.774221>
- Syzdykova, A. (2023) Bitcoin Madenciligi ve Bitcoin'in Enerji Tüketimi. C.10, S. 19, *Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, ss. (1-15)
- Şahin, O. N. (2018). "TMS & TFRS ışığında muhasebe, vergi ve denetim açısından Bitcoin ve diğer kripto para birimleri". *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 20(4), 898-923.
- Şahin, E. E. (2020). Bitcoin Fiyatına Etki Eden Faktörlerin Mars Metodu İle Belirlenmesi. *Uluslararası Ekonomi İşletme ve Politika Dergisi*, 4(1), 171-184. <https://doi.org/10.29216/ueip.657407>
- Şenbayram, E. A. (2019). "Paranın Geldiği Uç Nokta: Bitcoin". *Econharan*, 3(4), 72-92.
- Tunçel, M. B., & Gürsoy, S. (2020). Korku Endeksi (Vix), Bitcoin Fiyatları Ve Bist100 Endeksi Arasındaki Nedensellik İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Uygulama. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(76), 1999-2011. <https://doi.org/10.17755/esosder.712702>

- Öztürk, M. B., Arslan, H., Kayhan, T., Uysal, M. (2018). Yeni Bir Hedge Enstrumanı Olarak Bitcoin: Bitconomi. Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 11(2), 217-232. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.415713>
- Rehman, M. U., & Kang, S. H. (2021). A time–frequency comovement and causality relationship between Bitcoin hashrate and energy commodity markets. Global Finance Journal, 49, 100576.
- T24, (11. 10. 2021), “*Bitcoin, birçok ülkeden daha fazla elektrik tüketiyor; bu nasıl mümkün?*”. <https://t24.com.tr/haber/bitcoin-bircok-ulkeden-daha-fazla-elektrik-tuketiyor-bu-nasil-mumkun,977991> (Erişim Tarihi: 08.10.2023).
- Yamak, R., & Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı Zaman Serisi Analizi*. Trabzon: Celepler Yayın ve Dağıtım.
- Yılmaz, E. (30.05.2021). “*Bitcoin’de Karbon Ayak İzine Karşı Yenilenebilir Enerji Çözümü*”. Yeşil Haber. <https://yesilhaber.net/bitcoinde-karbon-ayak-izine-karsi-yenilenebilir-enerji-cozumu/> (Erişim Tarihi: 08. 04.2023).