



Article Info/Makale Bilgisi

✓Received/Geliş:02.05.2023 ✓Accepted/Kabul:11.10.2023

DOI:10.30794/pausbed.1291278

Research Article/Araştırma Makalesi

Kılıç, M., Gürbüz, A. ve Bekereci, N. E. (2023). "BRIC Ülkelerinde Bitcoin ile Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi, Enflasyon ve Geniş Para Arzı (M3) Arasındaki İlişkisi", *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı 59, Denizli, ss. 1-17.

BRIC ÜLKELERİNDE BİTCOİN İLE EKONOMİK POLİTİKA BELİRSİZLİK ENDEKSİ, ENFLASYON VE GENİŞ PARA ARZI (M3) ARASINDAKİ İLİŞKİSİ

Meltem KILIÇ*, Aydın GÜRBÜZ**, Nur Esra BEKERECİ***

Öz

Bu çalışmada, Bitcoin fiyatları ile ekonomik politika belirsizlik endeksi (EPU), geniş para arzı (M3) ve enflasyon arasındaki ilişki ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanarak araştırılmak istenmiştir. Bu bağlamda söz konusu değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisi BRIC (Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin) ülkeleri açısından Ağustos 2010-Aralık 2021 arası aylık veriler kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Ampirik analizler sonucunda Çin'in EPU endeksinin uzun ve kısa dönemde Bitcoin'i negatif etkilediğine ulaşılmıştır. Hindistan için EPU endeksinin uzun dönemde Bitcoin fiyatı üzerindeki etkisi negatif iken; kısa dönemli etkiye rastlanılmadığı görülmüştür. Rusya ve Brezilya içinse EPU endeksi Bitcoin üzerinde etkili bulunamamıştır. BRIC ülkelerinde enflasyonun Bitcoin üzerindeki etkisi uzun dönemde pozitiftir. M3'ün Bitcoin üzerindeki etkisi Hindistan için kısa dönemde pozitif yönlü çıkmıştır. Son olarak nedensellik sonuçlarına göre Hindistan ve Brezilya'da enflasyondan Bitcoin'e doğru tek yönlü nedensellik mevcuttur. Çin içinse enflasyondan Bitcoin'e; Bitcoin'den de ekonomik politika belirsizliğine doğru nedensellik ilişkisi söz konusudur. Elde edilen bulgular Bitcoin yatırımcılarının ve politika yapımcıların M3, enflasyon ve EPU'nun etkilerini göz önünde bulundurarak girişimde bulunmalarına ve Bitcoin'le ilgili düzenlemeler geliştirmelerine katkıda bulunacaktır.

Anahtar kelimeler: *Bitcoin, EPU, Para Arzı, Enflasyon.*

THE RELATIONSHIP BETWEEN BITCOIN AND ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY INDEX, INFLATION AND BROAD MONEY SUPPLY (M3) IN BRIC COUNTRIES

Abstract

In this study, it is aimed to investigate the relationship between Bitcoin prices and economic policy uncertainty (EPU), money supply (M3), and inflation using the ARDL bounds test and Toda-Yamamoto causality tests. In this context, the short- and long-term relationship between the mentioned variables was carried out for the BRIC (Brazil, Russia, India, and China) countries by using monthly data between August 2010 and December 2021. As a result of empirical analysis, it has been found that China's EPU index negatively affects Bitcoin in the long and short term. For India, the effect of the EPU index on the Bitcoin price in the long run is negative; no short-term effects were found. In Russia and Brazil, the EPU index was not found to be effective on Bitcoin. In the BRIC countries, the effect of inflation on Bitcoin is positive in the long run. The impact of M3 on Bitcoin turned out to be positive for India in the short term. Finally, according to the causality results, there is unidirectional causality from inflation to Bitcoin in India and Brazil. For China, from inflation to Bitcoin, there is a causal relationship between Bitcoin and economic policy uncertainty. The findings will contribute to Bitcoin investors and policy makers to take initiatives and develop regulations regarding Bitcoin by considering the effects of M3, inflation and EPU.

Keywords: *Bitcoin, EPU, Money Supply, Inflation.*

*Doç. Dr., Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İİBF, Uluslararası Ticaret ve Lojistik, KAHRAMANMARAŞ.

e-posta: meltem.kilic@hotmail.com, (<https://orcid.org/0000-0001-8978-9076>)

**Doktora Öğrencisi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, KAHRAMANMARAŞ.

e-posta: aydingurbuz46@gmail.com, (<https://orcid.org/0000-0002-2428-2327>)

***Dr., e-posta: bekereciesra@gmail.com, (<https://orcid.org/0000-0003-4625-5132>)

1. GİRİŞ

Yatırım amacıyla kullanılan finansal araçların sayısı ve çeşitliliği son yıllarda artmıştır. Bu araçlardan biri de para birimi olarak iddia edilen kripto paralardır. Kripto paralar, riskli ürünler olarak nitelendirilmekte, bunda fiyatlarda yaşanan aşırı dalgalanma nedeniyle son derece istikrarsız bir yapıya sahip olmaları ve ürüne olan güvensizliğin önemli rol oynadığı düşünülmektedir. Fakat aynı zamanda fiyatlardaki ani yükseliş ve düşüşler spekülasyoncular tarafından ilgi uyandırmaktadır. Dolayısıyla riskli yapılarına ve olumsuz özelliklerine rağmen sağladığı yüksek getiriler nedeniyle kripto paraların dünyada birçok kullanıcısı ve yatırımcısı olduğu söylenebilmektedir (Kanat, 2021: 321-322). Temelinde kriptografi algoritması kullanılarak oluşturulan, fiziksel bir varlığa sahip olmayan, merkezi bir otorite tarafından kontrol edilmeyen, düşük maliyetli, güvenli ve hızlı para transferi sağlayan bu paralardan (kripto) günümüzde en çok işlem göreni ve ilk olma özelliği taşıyan Bitcoin (Özkul ve Baş, 2020: 58) olmakta ve son yıllarda, fiyatlarında yaşanan büyük dalgalanmalar nedeniyle hızlı bir gelişme gösterdiği gözlemlenmektedir. Birçok yatırımcı varlıklarını Bitcoin veya diğer kripto para birimlerine yatırma kararı almakta ve bu sayede söz konusu finansal ürünün iyi bir yatırım aracı olup olmadığı fikri birçok tarafca araştırma konusu haline gelmektedir (Song vd., 2022: 1393). Bu konudaki rakamlar bize büyümenin dengesiz olmasına rağmen, son yıllarda istikrarlı bir yükseliş eğilimi sergilediğini göstermektedir. 2017'nin başlarında yalnızca 15 milyar ABD doları olan Bitcoin piyasa değerinin, pandeminin patlak vermesinden hemen önce 2020'de yaklaşık 300 milyar ABD dolara yükseldiği bildirilmektedir. Ayrıca Kasım 2022'de yaklaşık 3 trilyon ABD doları ile zirveye ulaşmasının beklendiği duyurulmaktadır. Dolayısıyla kripto varlık piyasalarının, 2009'daki başlangıcından bu yana hem özel sektörde hem de kamu sektöründe artan bir ilgiyle karşılandığı kaydedilmektedir (Carbó ve Gorjón, 2022: 7). İlk olarak 2009 yılında hayatımıza giren kripto para biriminin 13. yılına girdiğini belirten İçöz (2022), söz konusu ürünün 2009 ile 2013 yılları arasında pek çok teknoloji meraklısı tarafından ilgi gördüğünü ve 2013 Nisan ayında toplam değerinin 1 Milyar doları aştığını bildirmiştir. Aynı ay içinde hızlı bir düşüşle yüzde 60 değer kaybına uğrayan bu para biriminin 2013-Temmuz ayında hacker saldırıları, vergi problemleri, Çin'in Bitcoin'i yasaklaması gibi nedenlerle 1000 doların altına düştüğü görülmüştür. Fakat olumsuz gelişmelere rağmen, kullanıcılar ve girişimcilerin Bitcoin'e ilgilerinin 2014-2015 yıllında artış göstererek devam ettiği ve Bitcoin uygulamalarına getirilen yasaklarda geri adım atılması ve popüler bazı şirketlerin ödeme sistemlerinde Bitcoin'i tanıma girişimleri gibi nedenlerle tekrar yükselişe geçtiği gözlemlenmiştir. Bu yükselişin 2016'da bazı gelişmeleri de beraberinde getirdiği (Bitcoin girişimlerinin satışı, banka kartı ile Bitcoin alımı, Avustralya'da Bitcoin'in açık artırmaya çıkarılması) ve dolaşımdaki Bitcoinlerin piyasa değerinin 14 milyar doları geçtiği kaydedilmiştir. Sonrasında 2017 yılına güçlü bir başlangıç yapan Bitcoin'in rakibi Ethereum'a (çatlanma yani ikiye ayrılması) rağmen yükselişini Eylül ayına dek sürdürdüğüne tanıklık edilmiştir. Bir kez daha Çin yasakları ile düşüşe geçen Bitcoin'in aynı yılın Ekim ayında hızlı bir toparlanma ile önlenemez yükselişini devam ettirdiği, bu durumun İran, Türkiye ve Malezya'dan olumlu yaklaşımlar gördüğü ve Kasım 2017'de rekoruna rekorlar kattığı bildirilmiştir. 20 bin dolara dayanan değeri ile rekorlar kıran Bitcoin ani ve çok ciddi bir düşüşle yüzde 30'a yakın değer kaybı yaşayarak aralık ortasında 10.700 dolara kadar gerilese de 26 Aralık 2017 itibarıyla yine 16 bin dolar civarında işlem gördüğü belirtilmiştir. 2018'in ocak ayına gelindiğinde devletlerin yaklaşımları kendini belli etmiş, T. C. Başbakanlık Hazine Müsteşarlığı kripto paralara ilişkin düzenlemelerin geliştirilmesi için bir çalışma grubunun oluşturulmasına karar verdiklerini duyurmuştur. İnişli çıkışlı seyir izleyen kripto piyasaları bir kez daha Çin'in yasakları (hemen bütün büyük kripto paralarda) ve hacklenme haberi ile sert bir düşüş yaşamış olsa da 2018'in Nisan ayında yüzde 15.94'lük rekor bir yükselişle (neredeyse 45 dakika içerisinde) 8 bin dolar seviyesine erişmiş ve akabinde tırmanışını sürdürmüştür. 2019 yılı ise önceki yıllara nazaran daha sakin geçmiş, magazineller hiçbir gelişme Bitcoin'in yükselişine etki etmeyerek ancak 11 bin sınırına dayanabilmiştir. 2020'de 20 bin doları geçerek yeni bir rekora imza atan Bitcoin, 2021'in öne çıkan gelişmeleri ile tüm zamanların en yüksek seviyesi olan 68 bin dolara ulaşmıştır. Yukarıda da değinildiği gibi Carbó ve Gorjón (2022: 7)'a göre bu rakamın 2022'de yaklaşık 3 trilyon ABD dolarına ulaşması beklenmektedir. Bu gelişmeler ışığında kripto para biriminin aşırı fiyat oynaklığı göstermesi ve daha yüksek getiri sağlaması gibi belirsizlik arz eden özellikleriyle yatırımcıları cezbedtiği gibi, getiri ve oynaklığı analiz eden araştırmaların da çoğalmasına katkıda bulunduğu gözlemlenmektedir.

Finansal ürünler arasında yeni bir oluşum olan kripto paralar merak konusudur ve henüz netleşmemiş birçok soru barındırmaktadır. Gerçekten bir para birimi sayılıp sayılmadığı, değerinin nelerden etkilendiği, yatırımcıları kripto para birimleri konusunda neyin kararsız kıldığı gibi başlıca konular her zaman için tartışma konusudur

(Kanat, 2021: 321-322). Dolayısıyla, yatırımcıların kripto para birimleri ile ilgili olarak yaşadıkları belirsizlik düzeyini ve bunun motive edici faktörlerini ele almak adına politika ve fiyat belirsizliği endekslerinin yapısını ortaya koymak önemli görülmektedir (Lucey vd., 2022: 1). Bunun yanı sıra döviz kuru oynaklığı, döviz krizleri, itibari para birimindeki enflasyonist baskılar gibi yüksek belirsizliklerin yatırımcıları Bitcoin'e yönlendirdiği savunulmaktadır (Sarker ve Wang, 2022: 1). Bu ve benzer birçok etkenden dolayı Bitcoin'in kullanımının son zamanlarda arttığı ve birçok yatırımcıyı kendine çektiği gözlemlenmektedir. Hatta çeşitli merkez bankaları tarafından yasal ödeme aracı olarak ilan edildiği bildirilmektedir. Nihayetinde bu tür ikamelerin, geleneksel para biriminin hızını azaltarak, para arzını etkileyebileceği de vurgulanmaktadır (Wang vd., 2022: 2). Kısaca alan yazın ekonomik politika belirsizliğinin ve makroekonomik faktörlerin kripto para birimi oynaklığını önemli ölçüde etkileyebileceğini doğrulamaktadır (Yin vd., 2021: 251). Bu bağlamda çalışmada Bitcoin fiyatları ile ekonomik politika belirsizlik endeksi, para arzı (M3) ve enflasyon arasında ilişki olup olmadığı 2010:M8 ile 2021:M12 dönemi için ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanarak araştırılmıştır. Gelişmekte olan ülkelerin havale piyasasındaki popülaritesi nedeniyle kripto para birimlerinin en büyük kullanıcılarından biri olduğu ve bu ülkelerde daha fazla ilgi gördüğü düşünüldüğünden çalışmada BRIC ekonomileri olarak ifade edilen Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin ülkeleri örneklem seçilmiştir. Makalenin devam eden bölümlerinde şu sıralama takip edilmiştir: İkinci bölümde, konuyla ilgili yapılmış çalışmaların özet bilgilerine yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ülke grubundan elde edilen verilerle gerçekleştirilen analizler sunulmuş, dördüncü bölümde ise ekonometrik analizlerin ampirik sonuçları ve yorumlarına değinilmiştir. Son bölümde çalışmanın sonuçları tartışılarak birtakım önerilerde bulunulmuştur.

2. LİTERATÜR TARAMASI

İlk kez Bitcoin para birimi olarak ortaya çıkan kripto paralar, yatırımcılar için yeni bir yatırım aracı olarak düşünülmektedir. Özellikle son yıllarda yatırımcısına büyük getiri sağlayan Bitcoin piyasası politik istikrarsızlık ve ekonomik belirsizlikler ile sürekli etkileşim içindedir. Belirsizliğin arttığı dönemlerde bazı yatırımcılar için Bitcoin güvenli bir liman olarak görülürken; bazı yatırımcılar için risk faktörü olarak görülmektedir. Bundan dolayı Merkez bankalarının para politikaları, para arzı, enflasyon ve belirsizlik endeksinin Bitcoin fiyatları, getirisi ve volatilitesi ile ilişkisini inceleyen çalışmalar son yıllarda artmaktadır. Bitcoin ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi inceleyen bazı çalışmalardan elde edilen sonuçlar literatür kapsamında açıklanmaktadır.

Piyasalardaki belirsizlik ile Bitcoin piyasası arasındaki ilişkinin ilk kez Bouri vd. (2017) tarafından incelendiğine ulaşılmıştır. Bouri vd. (2017) çalışmalarında Bitcoin'in 14 gelişmiş ve gelişmekte olan hisse senedi piyasası Volatilite endekslerine karşı bir koruma işlevi olup olmadığını araştırmışlardır. Araştırmaları sonucunda Bitcoin'in belirsizliğe karşı koruma işlevi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu çalışma sonrasında Demir vd. (2018), ekonomik politika belirsizliği (EPU) endeksinin Bitcoin getirileri üzerindeki etkisini regresyon modelleri ile incelemişler ve EPU'nun Bitcoin getirisi üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, Bitcoin'in belirsizliğe karşı bir koruma aracı olarak hizmet edebileceği sonucuna ulaşmışlardır. Fang vd., (2019) çalışmalarında Bitcoin'in, küresel hisse senetlerinin, emtiaların ve tahvillerin uzun vadeli dalgalanmalarının küresel ekonomik politika belirsizliğinden etkilenip etkilenmediğini araştırmışlardır. Ampirik bulgular sonucunda EPU'nun Bitcoin-tahvil korelasyonu üzerinde negatif bir etkisi olduğuna; Bitcoin-hisse senetleri ve Bitcoin-emtia korelasyonları üzerinde ise pozitif bir etkisi olduğuna ulaşmışlardır. Kısacası Bitcoin'in ekonomik belirsizliğin olduğu durumlarda bir koruma görevi gördüğünü öne sürmüşlerdir. Fasanya vd., (2021), parametrik olmayan bir nicelik yaklaşımı kullanarak EPU, değerli metaller ve Bitcoin arasındaki bağlantıyı araştırmışlardır. Sonuçlara göre hem değerli metallerin hem de Bitcoin'in güvenli liman görevi görmediğini keşfetmişlerdir. Hernandez vd., (2021) çalışmalarında, ABD ekonomik politika belirsizliğinin Bitcoin, altın ve ABD borsa oynaklığı (VIX) üzerindeki kısa ve uzun dönem etkilerini araştırmışlardır. Ampirik sonuçlarında, EPU'nun Bitcoin'i önemli ölçüde olumsuz etkilediğine ulaşmışlardır. Mevcut literatürün aksine, EPU'nun Bitcoin getirileri üzerindeki etkisinin büyüklüğünün uzun dönemde zayıfladığını ifade etmişlerdir.

Wang vd., (2019), ekonomik politika belirsizliği (EPU) ile Bitcoin arasındaki risk yayılma etkisinin varlığını Granger nedensellik testini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmalarında Bitcoin'in EPU şoklarına karşı güvenli bir liman olduğunu ifade etmişlerdir. Matkovskyy vd., (2020), ekonomik politika belirsizliği ile Bitcoin ve geleneksel finans piyasaları arasındaki ilişkiyi analiz ettikleri çalışmalarında İngiltere, Avrupa, ABD ve Japonya'da EPU endeksi ile Bitcoin piyasasındaki oynaklığın anlamlı olduğunu, özellikle ABD'de EPU endeksinin Bitcoin piyasa oynaklığını

azalttığını bulgulamışlardır. Japonya’da ise belirsizliğin artmasının Bitcoin piyasa oynaklığında azalmaya neden olduğunu elde etmişlerdir. Mokni (2021)’de gelişmişlik düzeyi farklı olan ülkelerde EPU’dan Bitcoin getirilerine doğru nedensellik ilişkisinin olduğunu raporlamıştır. Ayrıca, Bitcoin getirisinin EPU seviyesindeki artış veya azalıştan kaynaklandığını vurgulamıştır. Umar vd., (2021)’de ABD’de EPU endeksi arttığında Bitcoin’in güvenli bir liman olduğunu ve aralarında bir ilişkinin olduğunu, bu ilişkininse kısa ve uzun dönemde değişebileceğini ifade etmişlerdir. Yen ve Cheng (2021) Çin’de EPU endeksindeki değişimlerin kripto para oynaklığı üzerinde etkisi olduğunu ifade ederken; ABD, Japonya ve Kore’de böyle bir etkinin olmadığını açıklamaktadırlar. Çin ve ABD’deki Bitcoin ile EPU endeksi arasındaki ilişkiyi inceleyen Nasreen vd., (2022) ise, kısa dönemde BTC ile EPU arasındaki olumlu ve karşılıklı bir etkinin olduğunu ancak, uzun dönemde bu etkinin azaldığını ifade etmektedirler. Wu vd., (2022), 1 küresel ve 21 ulusal düzeyde yayınlanan EPU endeksinin Bitcoin getirileri üzerindeki etkisini incelemektedirler. Birçok ülkede EPU endeksinin Bitcoin getirilerini artırdığını ifade etmektedirler. 21 ülke içerisinde Bitcoin faaliyetlerinin çok fazla gerçekleştirildiği Çin, Singapur ve Japonya’da Bitcoin getirilerini, ulusal EPU endeksinin küresel EPU endeksinden daha fazla açıkladığına ulaşmışlardır. Wang vd., (2022) ve Sarker ve Wang (2022) Bitcoin ile EPU endeksi, enflasyon ve geniş para arzı (M2) ilişkisini incelemişlerdir. Wang vd. (2022), Bitcoin fiyatlarının M2’yi etkilediğini ve bitcoin’in enflasyon, EPU endeksi ve M2 ile dinamik ara şoku paylaştığını bulgulamışlardır. Ayrıca, M2 ve EPU, Bitcoin fiyatlarını negatif etkilerken; enflasyonun kısa dönemde pozitif etkilediğini belirlemişlerdir. Doğrusal olmayan nedensellik analizleri sonucunda Bitcoin ile M2 arasında çift yönlü nedenselliğin olduğunu, enflasyon ve EPU ile nedensellik ilişkisinin olmadığını tespit etmişlerdir. Sarker ve Wang (2022), Birleşik Krallık ve Japonya’da kısa dönemde enflasyonun Bitcoin fiyatlarını olumlu etkilediğine ulaşılmıştır. EPU endeksi Bitcoin’i pozitif yönde etkilerken; M2 Bitcoin fiyatlarını negatif yönde etkilemektedir. Nedensellik analizi sonucunda Bitcoin ile enflasyon ve EPU endeksi arasında çift yönlü; Bitcoin’den M2’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemişlerdir. Sadece ekonomik politika belirsizlik endeksi değil finansal stres endeksinin Bitcoin getirileri ile ilişkisini inceleyen çalışmalar bulunmaktadır. Bouri vd., (2018)’de finansal stres endeksinin Bitcoin getirileri ile anlamlı bir ilişki içerisinde olduğunu ve küresel finansal strese karşı güvenli bir sığınak görevi gördüğünü açıklamışlardır.

Ekonomik politika belirsizliği dışında Bitcoin’i etkileyen önemli makroekonomik değişkenlerden birisi ise enflasyondur. Özellikle enflasyonun yüksek olduğu dönemler ülke parasının değer kaybetmesinin Bitcoin fiyatlarında artışa neden olduğu literatürde sıklıkla bahsedilmektedir. Narayan (2019), Endonezya’da Bitcoin fiyat artışının enflasyon artışına, para biriminin değer kazanmasına ve para hızında bir azalmaya yol açtığına ulaşmıştır. Şu anki enflasyonun Bitcoin üzerindeki etkisi olduğu kadar gelecekteki enflasyon beklentisinin Bitcoin fiyatları üzerinde bir etkisinin olduğu bilinmektedir. Koutmos vd., (2020) çalışmalarında, enflasyon beklentileri ile Bitcoin getirileri arasındaki ilişkinin negatif olduğunu tespit etmişlerdir. Enflasyon beklentileri arttıkça ve para birimlerinin değeri düştükçe Bitcoin getirisinin azalacağını bulgulamışlardır. Blau vd., (2021), yaptıkları Granger nedensellik analizi ile Bitcoin’in enflasyon beklentileri üzerinde etkili olduğuna ulaşmışlardır. Ayrıca, Bitcoin fiyatı üzerinde ortaya çıkan dışsal bir şokun enflasyon üzerinde kalıcı bir artışa neden olduğunu ifade etmişlerdir. Genel olarak Bitcoin fiyatlarındaki değişimler enflasyon beklentilerinde değişikliğe neden olduğundan, Bitcoin’in enflasyona karşı bir koruma olarak kullanılabilmesi fikrini desteklemektedirler. Mamedov ve Koç (2023), yükselen piyasa ekonomilerinde enflasyonun Bitcoin arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmalarında enflasyon ile Bitcoin arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğuna ancak panel bazında uzun dönem ilişkinin olmadığına ulaşmışlardır.

Bitcoin’in piyasadaki dolaşımının ve fiyatının artmasının geleneksel paranın dolaşım hızını ve para arzını azaltacağı düşünülmektedir. Bir ülkedeki mevcut parasal varlıkları ifade eden para arzı literatürde dar para arzı (M1), geniş para arzı (M2) ve en geniş para arzı olarak açıklanmaktadır. Para arzı ile Bitcoin arasındaki ilişki ise ülkelerin M2 ve M3 verileri ile incelenmiştir. Wang vd., (2022) ve Sarker ve Wang (2022), M2 ile Bitcoin arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Wang vd., (2022), ABD’deki 2010-2020 yılları arasındaki aylık para arzının Bitcoin fiyatlarını negatif yönde etkilediğini bulgulamışlardır. Ayrıca Bitcoin ile M2 arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğuna ulaşmışlardır. Sarker ve Wang (2022), Birleşik Krallık ve Japonya’da M2’nin Bitcoin fiyatlarını negatif yönde etkilediğini tespit etmişlerdir. İki değişken arasında Bitcoin’den M2’ye doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğunu belirlemişlerdir. Piru (2016) çalışmasında, analiz kapsamında yer alan ABD, Birleşik Krallık, Kanada, Rusya, Polonya ve Çekya’da en geniş para arzı olan M3’ün Bitcoin üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını tespit etmiştir.

Literatürde Bitcoin'in ekonomik politika belirsizliklerinden ve enflasyon artışlarından kaçış yolu olduğu ifade edilmektedir. Genel olarak çalışmalarda ya EPU'nun Bitcoin ile ilişkisine ya da enflasyonun Bitcoin ile ilişkisini incelenmiştir. Ekonomik politika belirsizliklerinin ve enflasyonu Bitcoin ile ilişkisini birlikte inceleyen çalışma sınırlıdır. Ayrıca çalışmalarda en geniş para arzı (M3) ve Bitcoin ilişkisini araştıran bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu çalışmada da dünya ekonomisinde giderek artan role sahip Coin ve blokzincir teknolojisini destekleyen BRIC ülkelerinde Bitcoin'in belirsizliklerden korunmada kullanılan bir yatırım aracı olup olmadığı incelenmektedir. Ayrıca literatürdeki diğer çalışmalardan farklı olarak belirsizlik göstergeleri EPU ve enflasyonun ve geniş para arzının Bitcoin fiyatı üzerindeki etkisi BRIC ülkelerinin her biri için ayrı ayrı analiz edilmiştir.

3. VERİ SETİ, MODEL VE METODOLOJİ

Bu çalışma Ağustos 2010'dan Aralık 2021'e kadar aylık veriler kullanılarak BRIC (Hindistan, Çin, Rusya ve Brezilya) ülkelerinde, Bitcoin fiyatları ile Barker vd., (2016) tarafından geliştirilen ekonomik politika belirsizlik endeksi (EPU), geniş para arzı (M3) ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) arasındaki ilişkinin incelenmesini amaçlamaktadır. Çalışmanın Ağustos 2010 ile Aralık 2021 arasındaki dönemi kapsamının nedeni Bitcoin fiyatının ilk kez 18 Temmuz 2010'da yayınlanması ve Rusya hariç diğer ülkelerin geniş para arzı verisine Aralık 2021'den sonra ulaşmamasıdır. Değişkenler Tablo 1'de açıklanmaktadır.

Çalışmada kapsamında Bitcoin'e yatırım yaparken ülkenin ekonomik belirsizliğine, enflasyonuna ve genişletilmiş para arzına önem verilmeli mi sorusuna cevap bulmak amaçlanmaktadır.

Tablo 1: Değişkenlerin Açıklanması

Değişkenlerin Gösterimi	Değişkenlerin Adı	Veri Kaynağı
lnBTC	Bitcoin Fiyatları	tr.investing.com
lnEPU	Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi	economicpolicyuncertainty.com
lnM3	Geniş Para Arzı	IMF
lnENF	Tüketici Fiyat Endeksi	OECD

Değişkenler Wang, vd., 2022; Sarker ve Wang, 2022 çalışmalarındaki modeller baz alınarak belirlenmiştir. Bu doğrultuda çalışmada kullanılan uygun serilerin doğal logaritması alınarak oluşturulan model şu şekildedir:

$$\ln BTC_t = \beta_0 + \beta_1 \ln EPU_t + \beta_2 \ln M3_t + \beta_3 \ln ENF_t + \beta_4 DUM2018_t + \mu_t \quad (1)$$

Modeldeki değişkenlerden BTC, Bitcoin fiyatlarını; EPU, ekonomik politika belirsizlik endeksini; M3, geniş para arzını; ENF, tüketici fiyat endeksini; DUM2018, daha önce literatürde açıklandığı gibi Bitcoin fiyatlarında meydana gelen ani düşüş yılını ve μ_t kendine özgü hata terimini temsil etmektedir. Çalışmaya ait verilerden Bitcoin BTC/USD fiyatı kullanılmış olup tr.investing.com web sayfasından elde edilmiştir. Geniş para arzı verileri IMF veri tabanından alınmıştır. Tüketici fiyat endeksi verilerini OECD veri tabanından ve Baker vd. (2016) tarafından geliştirilen ekonomik politika belirsizlik endeksi economicpolicyuncertainty.com sitesinden alınmıştır. Ayrıca, 2018 yılında meydana gelen kripto para çöküşünü modele dahil etmek için kukla değişken eklenmiştir.

Çalışmamızda literatürdeki çalışmaları takip ederek aşağıdaki hipotezleri geliştirerek Bitcoin ile ekonomik politika belirsizlik endeksi, geniş para arzı (M3) ve Enflasyon arasındaki ilişkileri test etmekteyiz.

Wang vd., (2019) Bitcoin'in, EPU şokları altında güvenli bir liman veya çeşitlendirici olarak hareket edeceğini savunmuşlar ve ekonomik politika belirsizlik endeksi (EPU) ile Bitcoin arasındaki etkiyi incelemişlerdir. Bu bağlamda ilişkinin pozitif yönlü olduğunu ortaya koyan sonuçlar elde etmişlerdir (Matkovskyy vd., 2020; Umar vd., 2021). Diğer taraftan literatürde olumsuz sonuç elde eden çalışmalarda örnek edilmiştir (Wang vd., 2022). Demir vd. (2018) çalışmalarında, EPU'nun Bitcoin getirisi üzerinde zararlı bir etkisi olduğunu bulgulamış; aynı şekilde Fang vd., (2019) EPU'nun Bitcoin üzerinde negatif bir etkisi olduğu yönünde çıktılar elde etmişlerdir. Dolayısıyla söz konusu ilişki bağlamında kurulacak olan hipotez şu şekildedir

H₁: Ekonomik politika belirsizlik endeksi'nin Bitcoin fiyatları üzerinde olumsuz bir etkisi vardır.

Sarker ve Wang (2022), yatırımcılara ve kullanıcılara daha yüksek getiri ve geçiş kolaylığı sağlayan Bitcoin'i bir ekonomide alternatif para birimi ve finansal varlık olarak kullanmanın geniş para arzına olan ihtiyacı ortadan kaldıracak varsayımında bulunmuşlardır. Bu savdan hareketle Bitcoin'in fiyatı ve pazar payı arttıkça, geleneksel para biriminin (para arzının) dolaşımında düşüş yaşanacağı tahmin edilmektedir. Dolayısıyla kurulacak olan hipotez şu şekildedir.

H₂: M3 para arzının Bitcoin fiyatları üzerinde olumsuz bir etkisi vardır.

Paranın değeri düştükçe, kripto para biriminin değeri artmakta, bunun nedeni olarak insanların yerel para birimleri yükseldiğinde daha iyi bir değer deposu arama eğiliminde olmaları gösterilmektedir. Bu düşünceden hareketle literatürdeki ilişkinin enflasyonun yükselmesi durumunda, Bitcoin'in fiyatının düşme eğiliminde olacağı şeklindedir (Narayan 2019; Koutmos vd., 2020). Dolayısıyla enflasyon tahminleri yükseldikçe ve para birimlerinin değeri düştükçe Bitcoin getirilerinin düşeceği bulgusunu elde etmişlerdir. Bu savdan hareketle oluşturulan hipotez aşağıdaki gibidir;

H₃: Enflasyonun Bitcoin fiyatları üzerinde olumsuz bir etkisi vardır.

Çalışmada değişkenler arası uzun dönem ilişkisi Pesaran vd., (2001) aracılığıyla geliştirilen ARDL sınır testi yaklaşımı ile araştırılmıştır. Parametreler arası ilişkinin uzun dönem analizini gerçekleştirecek ekonometrik yöntemler yaygındır (Engle ve Granger, 1987; Johansen, 1988). Ancak, literatürdeki bu testlere göre, ARDL sınır testinin en büyük avantajı tüm değişkenlerin aynı seviyede durağan olduğuna bakılmaksızın, I(0) ve I(1) olmak üzere farklı seviyelerde bütünlük serileriyle çalışılmasına olanak tanımaktadır (Altuntaş ve Ayriçay, 2010: 83). Ayrıca, ARDL yönteminin klasik eşbütünlük yöntemleriyle karşılaştırıldığında bir diğer avantajı ise, kısıtsız hata modeli kullandığı için istatistiksel özellikler açısından daha sağlıklı ve verimli sonuçlar verebilmesidir (Narayan ve Narayan, 2005: 429).

Temel olarak 3 adımdan oluşan ARDL sınır testine ilk olarak, kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) oluşturularak başlanır. Ardından model için uygun gecikme uzunluğu Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi bilgi kriterleri vasıtasıyla belirlenir. Son olarak ise, eşbütünlük ilişkisinin yokluğunu ifade eden temel hipotezi, F testi kullanılarak test edilir (Karagöl vd., 2007: 76). Elde edilen F istatistiği Pesaran vd. (2001)'nin çalışması sonucu ortaya konan anlamlılık düzeyleri ile karşılaştırılır. Bu anlamlılık düzeyleri alt ve üst sınırlar olarak ifade edilen kritik değerleri göstermektedir. Dolayısıyla F istatistiği kritik değerden büyükse, eşbütünlük ilişkisinin varlığının olmadığını gösteren sıfır hipotezi reddedilmektedir. Ancak, bu değer kritik değerlerin altında ise, boş hipotez red edilemeyerek değişkenlerin eşbütünlük olmadığı sonucuna varılmaktadır. Son olarak, tahmin edilen değer alt ve üst sınırları arasında yer alırsa, karar kesin olmamaktadır (Tursoy, 2019: 5).

Bu çalışma için temel modeli gösteren (1) no'lu denklemi dikkate aldığımızda ARDL kısıtsız hata düzeltme modelinin çalışmamız açısından düzenlenmiş versiyonu (2) no'lu denklemdeki gibidir:

$$\ln BTC_t = a_0 + \sum_{t=1}^n \beta_1 \ln BTC_{t-1} + \sum_{t=1}^n \beta_2 \ln EPU_{t-1} + \sum_{t=1}^n \beta_3 \ln M3_{t-1} + \sum_{t=1}^n \beta_4 \ln ENF_{t-1} + \sum_{t=1}^n \beta_5 \ln DUM2018_{t-1} + \delta_1 \ln BTC_{t-1} + \delta_2 \ln EPU_{t-1} + \delta_3 \ln M3_{t-1} + \delta_4 \ln ENF_{t-1} + \delta_5 \ln DUM2018_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

(2) no'lu denklemde d , fark işlemini ve n uygun gecikme sayısını ifade etmektedir. Eşbütünlük ilişkisinin varlığını tespit etmek için F istatistiğinin hesaplanması gerçekleştirilir. Bu doğrultuda F testinin temel hipotezi şu şekildedir:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0 \text{ (Eşbütünlük ilişkisi yoktur)}$$

$$H_1 \neq \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0 \text{ (Eşbütünlük ilişkisi vardır)}$$

Burada modeldeki serilerin eşbütünlük olmadığını gösteren H₀ hipotezi, alternatif H₁ hipotezine karşı sınımlanmaktadır. Çalışmamızda modelin tahmini için uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteriyle belirlenmiştir.

Analizde ele alınan değişkenlerin nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik testi ile tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik testi, değişkenlerin aynı seviyede durağanlığına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Ayrıca, eşbütünlük ilişkisinin dikkate alınmaması bu testin bir diğer avantajıdır. Toda-Yamamoto testini kullanmak için ilk önce, standart VAR modeli kurulmalıdır. Daha sonra, VAR

modeli için uygun gecikme uzunluğu k ve değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi d_{max} eklenip $(k + d_{max})$ ikisi toplanarak VAR modeli belirlenmektedir. Bu testin hipotezi şu şekilde kurulabilir (Akar, 2008: 189):

$H_0 = X'$ den Y' ye doğru nedensellik ilişkisi yoktur.

$H_1 = X'$ den Y' ye doğru nedensellik ilişkisi vardır.

Temel hipotezin istatistik değeri Wald testi ile sınanmaktadır. Hesaplanan test istatistiği sonucu değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığına karar verilmektedir.

4. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın ilk aşamasında serilerin birim kök içerip içermediğine bakılması gerekmektedir. Çünkü modelde bazı değişkenlerin durağan olmaması durumunda t istatistiğinin anlamlılığını ifade eden değerler yanlış sonuçlar vermektedir. Ayrıca bu durum sahte regresyon olarak da adlandırılmakta ve elde edilen sonuçlar geçerli olmamaktadır (Sevüktekin ve Nargeleşkenler, 2007: 57). Bu doğrultuda, sahte regresyon sorunu ile karşılaşmamak ve serilerin durağanlık mertebesini belirlemek için literatürde sıkça kullanılan Phillips ve Perron (1988) birim kök testi ile durağanlık sınaması yapılmıştır. Sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2: Phillips ve Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Ülke	Değişkenler	Düzy Sabit	
		PP Değeri	Olasılık Değeri
Hindistan	lnBTC	-2.5631	0.1032
	lnEPU	-4.6224***	0.0002
	lnM3	-2.9074**	0.0471
	lnENF	-2.4582	0.1288
Çin	lnBTC	-2.5631	0.1032
	lnEPU	-2.8791***	0.0504
	lnM3	-5.1704***	0.0000
	lnENF	-3.2211**	0.0216
Rusya	lnBTC	-2.5631	0.1032
	lnEPU	-7.5480***	0.0000
	lnM3	-4.4176***	0.0004
	lnENF	-1.2291	0.6594
Brezilya	lnBTC	-2.5631	0.1032
	lnEPU	-5.8091***	0.0000
	lnM3	-2.0957	0.2468
	lnENF	-0.6072	0.9763
		Birinci Fark Sabit	
Hindistan	lnBTC	-8.9629***	0.0000
	lnENF	-7.5796***	0.0000
Çin	lnBTC	-8.9629***	0.0000
Rusya	lnBTC	-8.9629***	0.0000
	lnENF	-4.2929***	0.0008
Brezilya	lnBTC	-8.9629***	0.0000
	lnM3	-12.2739***	0.0000
	lnENF	-4.8813***	0.0001

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Tablo 2 her bir BRIC ülkesi için birim kök testi sonuçlarını içermektedir. Sonuçlara göre, Hindistan, Çin, Brezilya ve Rusya’da lnBTC değişkeninin p-değerleri %5’den büyük olduğundan dolayı durağan olmadığı belirten sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Bu nedenle de lnBTC değişkeninin düzeyde durağan olmadığı ancak birinci farkı alındığında durağan hale geldiği görülmektedir. lnEPU endeksinin BRIC ülkelerinin tamamında düzeyde durağan olduğu tespit edilmektedir. lnM3 değişkeni Hindistan, Çin ve Brezilya’da düzeyde durağan iken, Rusya’da birinci farkı alındığında durağan hale gelmektedir. Hindistan, Rusya ve Brezilya’da lnENF değişkeninin p- değeri %5 den büyük olduğundan dolayı düzeyde durağan olmadığı belirlenirken sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Bu nedenle lnENF değişkeninin birinci farkı alınarak durağan hale getirilmektedir. Çin’in lnENF birim kök sınavına bakıldığında %5 anlamlılık düzeyinde düzeyde durağan olduğu tespit edilmektedir.

Çalışmanın bir sonraki adımını modelde kullanılan seriler arasında uzun dönemdeki ilişkilerinin varlığının tespit edilmesi oluşturmaktadır. Bu amaçla muhtemel eşbütünlük ilişkisinin varlığını tespit etmek için kısa ve uzun dönem katsayıların belirlenmesinde ARDL sınır testi yaklaşımından faydalanılmıştır. Bu yaklaşımın en önemli avantajı modelde kullanılan değişkenlerin bütünlük derecelerine bakılmaksızın değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığını belirlemek mümkündür. Tablo 3’de BRIC ülkeleri için hesaplanan F istatistiği ve uygun model seçimi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3: Sınır Testi Sonuçları

Hindistan Modeli	Optimum gecikme uzunluğu	F-istatistiği		
lnBTC=f(lnEPU, lnM3,lnENF, dum2018)	(2, 0, 0, 0, 0)	4.6534***		
		Kritik sınır değerleri		
		%1	%5	%10
Alt sınır I (0)		3.29	2.56	2.2
Üst sınır I (1)		4.37	3.49	3.09

Çin Modeli	Optimum gecikme uzunluğu	F-istatistiği		
lnBTC=f(lnEPU, lnM3,lnENF, dum2018)	(2, 0, 0, 1, 1)	3.9577**		
		Kritik sınır değerleri		
		%1	%5	%10
Alt sınır I (0)		3.29	2.56	2.2
Üst sınır I (1)		4.37	3.49	3.09

Rusya Modeli	Optimum gecikme uzunluğu	F-istatistiği		
lnBTC=f(lnEPU, lnM3,lnENF, dum2018)	(2, 0, 0, 0, 0)	3.9506**		
		Kritik sınır değerleri		
		%1	%5	%10
Alt sınır I (0)		3.29	2.56	2.2
Üst sınır I (1)		4.37	3.49	3.09

Brezilya Modeli	Optimum gecikme uzunluğu	F-istatistiği		
lnBTC=f(lnEPU, lnM3,lnENF, dum2018)	(1, 0, 0, 0, 0)	3.2322*		
		Kritik sınır değerleri		
		%1	%5	%10
Alt sınır I (0)		3.29	2.56	2.2
Üst sınır I (1)		4.37	3.49	3.09

Not: Kritik değer Peseran vd. (2001) Tablo C(iii)’den alınmıştır.

ARDL sınır testi sonuçlarına göre, hesaplanan F istatistiği değerleri sırasıyla Hindistan için (4.65), Çin için (3.95), Rusya için (3.95) ve Brezilya için (3.23) olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan F istatistikleri Hindistan, Çin ve Rusya ülkeleri için %5 anlamlılık seviyesinde I(1) kritik değerinin üzerinde olduğu için hipotezi reddedilerek

değişkenlerin uzun dönemde beraber hareket ettikleri görülmektedir. Brezilya'nın F istatistik değeri ise %10 anlamlılık seviyesinde I(1) kritik değerinin üzerinde olduğundan dolayı hipotezi reddedilmektedir.

Çalışmada ele aldığımız değişkenlerin uzun dönemli ilişkilerinin ispatını gösterdikten sonra, modellerin kısa ve uzun dönem katsayı tahminci sonuçlarına geçilmiştir. Ancak, katsayı parametrelerini belirlemeden önce, modelin güvenilirliği için otokorelasyon, değişen varyans, hata terimlerinin normal dağılımı ve modelin doğru fonksiyonele sahip olup olmadığını gösteren teşhis testlerin yapılması gerekmektedir. Bu doğrultuda, ARDL kısa ve uzun dönem katsayı tahmin sonuçları ve yapılan teşhis sonuçları aşağıdaki tablolarda her ülke için ayrıntılı olarak gösterilmiştir. Tüm ülke modellerinde otokorelasyon (Breusch-Godfrey LM Testi) ve değişen varyans (ARCH LM Testi) sorununun bulunmadığı, hata terimlerinin normal dağılıma (Jarque-Bera Normallik Testi) sahip oldukları ve model kurulumunun (Ramsey Reset Testi) doğru fonksiyonele sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlara göre, her ülke modellerinde elde edilen sonuçların güvenilir olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca modellerdeki katsayıların istikrarlı olduğu CUSUM ve CUSUMQ grafiklerinde gösterilmiştir.

Uzun ve kısa dönem katsayılarını belirlemeden önce modellerin gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Çalışmada aylık veriler kullanıldığından dolayı her ülkenin ARDL modelleri için maksimum 12 gecikme uzunluğu kullanılmıştır. Ayrıca ARDL modellerinde uygun gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir.

Hindistan için tahmin edilen modele ait kısa ve uzun dönemli katsayı tahmini sonuçlar Tablo 4'de yer almaktadır.

Tablo 4: Hindistan ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

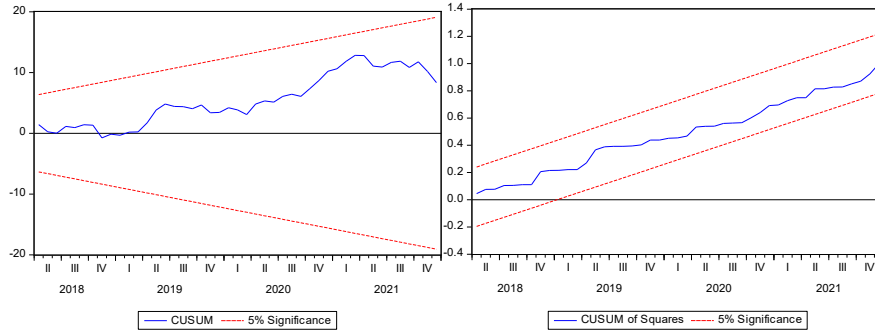
Değişkenler	Katsayı	Olasılık
Kısa dönem Katsayılar		
$\Delta \ln EPU$	-0.0932	0.1864
$\Delta \ln M3$	0.4873***	0.0141
$\Delta \ln ENF$	3.2684	0.2727
$\Delta DUM2018$	-0.4425**	0.0369
ECM(-1)	-0.1139***	0.0000
Uzun dönem Katsayılar		
$\ln EPU$	-0.9216*	0.0818
$\ln M3$	-0.6543	0.6142
$\ln ENF$	14.0967***	0.0000
DUM2018	-0.5590	0.5183
Tanısal testler		
F-istatistiği	F-istatistiği	Olasılık
Serial	1.2936	0.2779
White	0.9059	0.4267
Normality	0.4209	0.8186
Ramsey	0.1170	0.7328

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Hindistan için Tablo 4'deki ARDL modeli sonuçları incelendiğinde, kısa dönemde Bitcoin fiyatları üzerinde M3 değişkenin pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu etkinin boyutunu ifade edecek olursak, M3'de meydana gelecek %1'lik bir değişim Bitcoin fiyatlarında yaklaşık %0.48'lik bir değişime neden olmaktadır. Ayrıca kripto para çöküşünü temsil etmek için eklenen 2018 kukla değişkeninin Bitcoin değişkeni üzerinde negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuç ise, 2018 yılında kripto piyasasındaki ani çöküşün Bitcoin fiyatlarını kısa dönemde olumsuz etkileyerek uzun dönemde kaybolduğunu ifade edebiliriz. Uzun dönemli sonuçlar incelendiğinde, kısa dönemin aksine, EPU değişkeninin Bitcoin üzerinde negatif etkili ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Öte yandan, ENF değişkeninin Bitcoin fiyatları üzerinde etkisi pozitif ve istatistiki açıdan anlamlı bulunmuştur. Bu etkilerin büyüklüğüne bakıldığı zaman, EPU değişkeninde meydana gelecek %1'lik değişim, Bitcoin fiyatlarını %0.92 düzeyinde olumsuz etkilerken, ENF değişkeninde meydana gelen %1'lik bir değişimin Bitcoin fiyatlarını %14.09 oranında olumlu etkilediğini söyleyebiliriz. Tablo 4'den çıkarılacak bir

diğer sonuç ise, beklentiler doğrultusunda hata düzeltme katsayısının (ECM-1) negatif ve anlamlı olmasıdır. Bu durum kısa dönemde ortaya çıkan dengeden sapmanın uzun dönemde dengeye geleceğini ifade etmektedir. Bu katsayının tahmin değeri -0.11 olup kısa dönem şokun etkisi 1 dönem sonra %11 düzelerken yaklaşık 9 yıl sonra dengeye geleceğini göstermektedir.

Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMQ grafikleri sayesinde modeldeki hata terimi katsayılarında meydana gelecek yapısal kırılmanın var olup olmadığını gözlemleyebiliyoruz. Şekil 1’de Hindistan için CUSUM ve CUSUMQ test sonuçları yer almaktadır.



Şekil 1: Hindistan CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri

CUSUM ve CUSUMQ grafikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırların (iki hat arası) dışına taşmıyorsa modeldeki katsayılarının istikrarlı olduğu anlamına gelmektedir (Sevüktekin, 1995: 314-315). Şekil 1’deki Hindistan CUSUM ve CUSUMQ test grafiği sonucuna göre, modelde herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı ve iki hat arasında kaldığı için değişkenler arasındaki katsayıların istikrarlı olduğunu ifade edebiliriz.

Tablo 5’de Çin için elde ettiğimiz kısa ve uzun dönem katsayı tahmini sonuçları verilmiştir.

Tablo 5: Çin ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

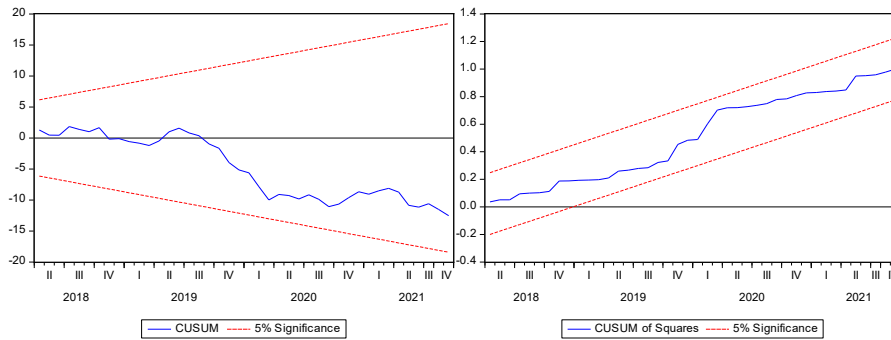
Değişkenler	Katsayı	Olasılık
Kısa Könem Katsayılar		
$\Delta \ln EPU$	-0.1611***	0.0082
$\Delta \ln M3$	-0.0013	0.9829
$\Delta \ln ENF$	1.5801	0.7382
$\Delta DUM2018$	-0.5832***	0.0088
ECM(-1)	-0.1143***	0.0000
Uzun Dönem Katsayılar		
$\ln EPU$	-1.0398**	0.0297
$\ln M3$	0.3657	0.4720
$\ln ENF$	8.2604***	0.0000
$DUM2018$	-3.5327	0.2794
Tanısal testler		
F-istatistiği		
Serial	0.2307	0.7943
White	0.8280	0.6753
Normality	1.4889	0.5694
Ramsey	0.0626	0.8027

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Tablo 5’deki kısa dönem sonuçlarına göre, EPU değişkeninin Bitcoin fiyatlarını negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilediği görülmektedir. Bu durumda kısa dönemde EPU endeksinde meydana gelen artışın Bitcoin fiyatlarını olumsuz etkilediği söyleyebiliriz. Diğer taraftan, kripto para çöküşünü temsil etmek için eklenen 2018 kukla değişkeninin Bitcoin değişkeni üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kukla değişkeninde meydana gelen bu sonuç, 2018'deki Bitcoin çöküşünü doğrularak Bitcoin fiyatları olumsuz etkilendiğini göstermektedir. Tablo 5'deki uzun dönemli sonuçlar incelendiğinde, modeldeki EPU değişkeni ile BTC değişkeni arasındaki ilişkinin yönü negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca ENF değişkeni ile BTC değişkeni arasındaki ilişkinin yönü pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı görülmüştür. Elde edilen sonuçlar, EPU değişkeninde meydana gelen artışın Bitcoin fiyatlarını azaltırken, ENF değişkeninde meydana gelen artış Bitcoin fiyatlarını artırdığı yönündedir. Ayrıca, geniş para arzını temsil eden M3 değişkeninin kısa ve uzun dönem katsayılarının istatistiksel açıdan anlamsız olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Son olarak, model için oluşturulan hata terimi katsayısı değerinin negatif işaretli ve istatistiksel olarak %1'de anlamlı olduğu görülmektedir. Herhangi bir şok ilk yıl içerisinde %11 oranında ayarlanmakta ve Çin'in uzun vadede sistem yakınsamalarının yaklaşık 9 yılda tekrar dengeye gelmektedir.

Çin modeline ait parametrelerin istikrarını gösteren CUSUM ve CUSUMQ Testinin grafikleri Şekil 2'de verilmiştir.



Şekil 2: Çin CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri

CUSUM ve CUSUMQ test istatistiklerinin Çin için %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde yer aldığı ve modeldeki değişkenlerin yapısal kırılmaya sahip olmadığı ve ayrıca parametrelerin istikrarlı olduğu Şekil 2'deki sonuçlardan anlaşılmaktadır.

Tablo 6'da Rusya modelinde kısa ve uzun dönemde elde edilen katsayı sonuçlarını vermekteyiz.

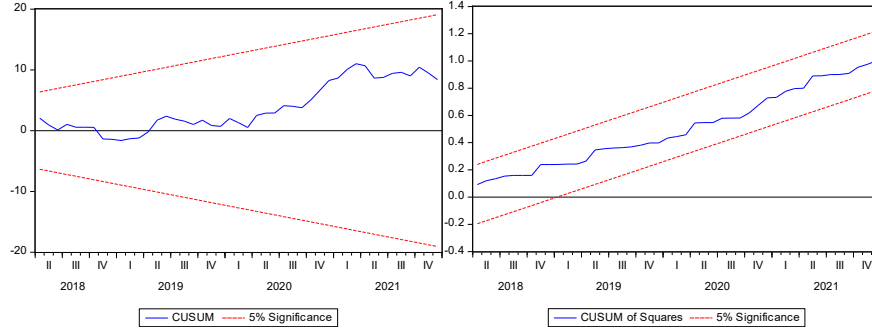
Tablo 6: Rusya ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Olasılık
Kısa Dönem Katsayılar		
$\Delta \ln EPU$	-0.0358	0.4557
$\Delta \ln M3$	-0.0030	0.9842
$\Delta \ln ENF$	0.2248	0.9462
$\Delta DUM2018$	-0.6102***	0.0091
$ECT(-1)$	-0.0715***	0.0001
Uzun Dönem Katsayılar		
$\ln EPU$	-0.4557	0.6014
$\ln M3$	-0.2893	0.7067
$\ln ENF$	5.6617***	0.0000
$DUM2018$	-5.7568	0.2678
Tanısal testler		
F-istatistiği		
Serial	1.4185	0.2460
White	1.7148	0.5014
Normality	3.9874	0.3678
Ramsey	0.7833	0.4349

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Rusya modelindeki kısa ve uzun dönemde elde edilen sonuçları incelediğimizde, kısa dönemde modeldeki değişkenler ile Bitcoin fiyatları arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. 2018 yılı için eklenen kukla değişkenin ise, katsayısının anlamlı ve etki yönünün negatif olduğu sonucuna varılmıştır. Uzun dönemli katsayı bulgularına göre, EPU ve M3 değişkenin katsayıları istatistiki olarak anlamlı bulunamazken, ENF değişkeni ile Bitcoin fiyatları arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı ilişkinin elde edildiği görülmektedir. Diğer taraftan, modeldeki hata düzeltme terimi negatif bir işaretle istatistiki açıdan anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla bu durum hata katsayısının %7 olan modelde oluşacak dengesizliklerin 14 yılda dengeye geleceğini göstermektedir.

Modeldeki kısa ve uzun dönemli ilişkiler incelendikten sonra Rusya için CUSUM ve CUSUMQ test sonuçlarına geçilmiştir. CUSUM ve CUSUMQ test grafikleri Şekil 3’de gösterilmiştir.



Şekil 3: Rusya CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri

Şekil 3’de verilen CUSUM ve CUSUMQ test grafikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde olduğu görülmektedir. Bu durumda, parametre katsayılarının istikrarlı ve yapısal kırılmanın olmadığı tespit edilmiştir.

Aşağıdaki Tablo 7’de Brezilya için tahmin edilen modelin kısa ve uzun dönemli katsayı sonuçları yer almaktadır.

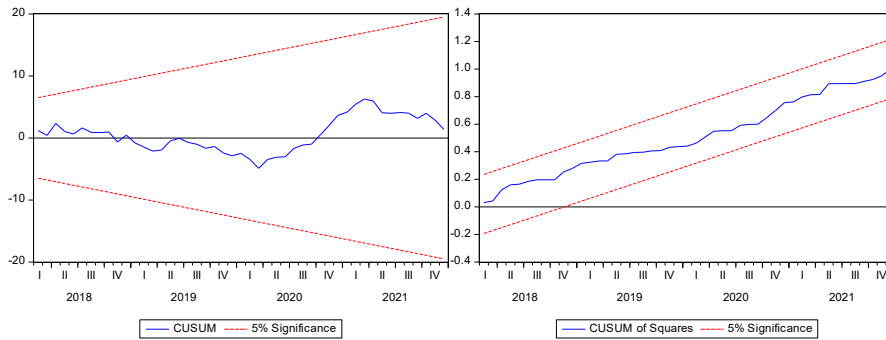
Tablo 7: Brezilya ARDL Modeli Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Olasılık
Kısa Dönem Katsayılar		
$\Delta \ln EPU$	-0.0542	0.5341
$\Delta \ln M3$	-0.2793	0.3450
$\Delta \ln ENF$	1.7807	0.8156
$\Delta DUM2018$	-0.2869**	0.0617
$ECT(-1)$	-0.1425***	0.0001
Uzun Dönem Katsayılar		
$\ln EPU$	-0.4296	0.4976
$\ln M3$	-0.5946	0.4604
$\ln ENF$	14.3680***	0.0000
$DUM2018$	-2.7029	0.4531
Tanısal testleri		
	F-istatistiği	Olasılık
Serial	1.3045	0.6014
White	1.4579	0.5418
Normality	2.7018	0.4789
Ramsey	0.2791	0.6430

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Brezilya için tahmin edilen kısa uzun dönemli katsayı sonuçları incelediğimizde, kısa dönemde EPU, M3 ve ENF değişkenleri ile Bitcoin fiyatları arasında anlamlı sonuçlara ulaşamamıştır. Ancak, modele dahil edilen 2018 kukla değişkeninin %5 önem seviyesinde anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Uzun dönemli katsayı sonuçlarını incelediğimizde, kısa dönemin aksine uzun dönemde ENF ile Bitcoin fiyatları arasında pozitif bir ilişkinin olduğu ve istatistiksel olarak anlamlı oldukları tespit edilmiştir. Bu durumda, Brezilya'daki enflasyon değişkeninin artırıcı bir etkisi bulunmaktadır şeklinde yorumlayabiliriz. Aynı zamanda modelin hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelde hata düzeltme katsayısının %14 olduğuna ulaşılmıştır. Elde edilen bu sonuç Brezilya'da yaşanan bir şokun birinci yıl %14 oranında ayarlanacağını, 7 yıl içerisinde ise dengeye geleceğini göstermektedir.

Brezilya için oluşturulan modeldeki katsayıların istikrarını gösteren CUSUM ve CUSUMQ test grafikleri sonucu Şekil 4'de gösterilmiştir.



Şekil 4: Brezilya CUSUM ve CUSUMQ Grafikleri

CUSUM ve CUSUMQ test grafiklerine göre parametrelerin kritik sınırları içerisinde yer aldığı görülmektedir. Bu nedenle modelde yapısal kırılmanın olmadığı ve parametrelerin istikrarlı olduğu söylenebilmektedir.

Çalışma kapsamında her ülke için elde ettiğimiz ampirik bulgularımızı genel olarak literatürdeki diğer çalışmalarla değerlendirecek olursak; Hindistan ve Çin ülkeleri için yapılan analizde EPU endeksinin Bitcoin fiyatları üzerinde negatif bir etkisinin olduğudur. Bu sonuç (Demir vd. 2018; Yen ve Cheng 2021; Wang vd. 2022) çalışmalarındaki EPU endeksinin Bitcoin fiyatlarını olumsuz etkilediğini iddia ettikleri sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir. Buradan çıkarılacak sonuç ise, bu ülkelerdeki kripto para yatırımcılarının yatırımlarını yapmadan önce ekonominin mevcut var olan yaklaşımlardan etkilenip etkilenmeyeceğine karar vererek yatırımın yapılmasını daha sağlıklı kılacaktır. Ancak, sonuçlarımız literatürdeki (Shaikh 2020; Nasreen vd., 2022) çalışmalarıyla farklılık gösterdiğini ifade edebiliriz. Diğer taraftan, literatürde makroekonomik değişkenlerin Bitcoin fiyatları üzerindeki etkisini inceleyen çalışmaların yok denecek kadar az olması çalışmamızdaki sonuçları ilgili literatürle karşılaştırmamızı zorlaştırmaktadır. Ancak her ne kadar olsa da birkaç çalışma sonuçlarımızı desteklemektedir. Çalışmamızın sonucundaki ENF değişkeninin Hindistan, Çin, Rusya ve Brezilya ülkelerinde Bitcoin fiyatlarını olumlu yönde etkilemektedir. Bu sonuç ise, ilgili literatürdeki Sarker ve Wang (2022) Enflasyonun Bitcoin fiyatlarını olumlu etkileyeceği sonucuna vardıkları çalışmasıyla desteklenir niteliktedir. Ayrıca çalışmamızın bir diğer önemli sonucu ise, kukla değişkeninin etkisinin negatif olmasıdır. Bu durumun sebebi 2018 yılında meydana gelen ve dünya da kripto para çöküşü olarak ifade edilen Bitcoin fiyatlarının ani şekilde düşmesidir. Elde ettiğimiz sonuç ise bu durumu doğrulayarak Bitcoin fiyatlarını olumsuz etkilemektedir.

Çalışmada kullandığımız değişkenlerin farklı dereceden bütünleşik olmasından dolayı değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile test edilmiştir. Her ülke modeli için $=2$ ve $=0$ veya 1 olarak serilerin bütünleşme seviyelerine göre belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 8'de gösterilmiştir.

Tablo 8: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Hindistan		Çin	
lnEPU ≠ lnBTC	1.1666 (0.7610)	lnEPU → lnBTC	8.4310** (0.0376)
lnM3 ≠ lnBTC	2.9375 (0.4014)	lnM3 ≠ lnBTC	1.5392 (0.6732)
lnENF → lnBTC	15.1047*** (0.0017)	lnENF → lnBTC	11.1754*** (0.0108)
lnBTC ≠ lnEPU	2.8473 (0.4158)	lnBTC → lnEPU	6.1841* (0.0618)
lnBTC ≠ lnM3	2.6021 (0.4571)	lnBTC ≠ lnM3	3.2350 (0.3568)
lnBTC ≠ lnENF	2.9876 (0.3935)	lnBTC ≠ lnENF	5.1841 (0.1588)

Rusya		Brezilya	
lnEPU ≠ lnBTC	0.0081 (0.9960)	lnEPU ≠ lnBTC	1.2304 (0.5405)
lnM3 ≠ lnBTC	1.3118 (0.5190)	lnM3 ≠ lnBTC	0.0984 (0.9519)
lnENF → lnBTC	5.7788* (0.0556)	lnENF → lnBTC	7.2416** (0.0267)
lnBTC → lnEPU	7.0453** (0.0295)	lnBTC ≠ lnEPU	2.7022 (0.2590)
lnBTC ≠ lnM3	0.0338 (0.9832)	lnBTC ≠ lnM3	3.2284 (0.1990)
lnBTC ≠ lnENF	1.5175 (0.4682)	lnBTC ≠ lnENF	0.3983 (0.8194)

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Tablo 8'deki Toda-Yamamoto nedensellik sonuçlarını incelediğimizde, Hindistan'da enflasyondan Bitcoin fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu görülmektedir. Çin'de EPU ile Bitcoin arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca enflasyondan Bitcoin'e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ulaşılmıştır. Brezilya'da ise enflasyondan Bitcoin fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu görülmektedir. Rusya'da enflasyondan Bitcoin'e doğru ve Bitcoin'den ekonomik politika belirsizliğine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlar, literatürdeki (Hernandez vd., 2021; Wang vd., 2022; Piru 2016; Sarker ve Wang 2022) çalışmalarca desteklenir niteliktedir.

5. SONUÇLAR

Bu çalışmada, Ağustos 2010'dan Aralık 2021'e kadar aylık veriler kullanılarak BRIC (Hindistan, Çin, Rusya, Brezilya) ülkelerinde Bitcoin fiyatları ile ekonomik politika belirsizlik endeksi, enflasyon ve geniş para arzı (M3) arasındaki ilişki ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizleri ile test edilmiştir. Ayrıca çalışmada 2018 yılındaki kripto para piyasası çöküşünü temsil etmek için modele kukla değişken eklenmiştir. Çalışmadaki sonuçları her ülke için değerlendirecek olursak, ARDL testi sonuçlarına göre, Hindistan'da kısa dönemde geniş para arzının Bitcoin fiyatlarına pozitif bir etkisi olurken, uzun dönemde ekonomik politika belirsizlik endeksinin negatif etkisi söz konusudur. Ayrıca bu ülke için enflasyonun Bitcoin üzerinde pozitif etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Çin için kısa dönemde ekonomik politika belirsizlik endeksinin Bitcoin fiyatları üzerine negatif bir etkisi olurken, uzun dönemde ise, Bitcoin fiyatları üzerine ekonomik politika belirsizlik endeksinin negatif ve enflasyonun pozitif bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Rusya ve Brezilya'da kısa dönemde değişkenler arasında herhangi bir ilişki tespit edilememiştir. Uzun dönemde ise Brezilya'da pozitif bir etkisinin olduğu ulaşılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarını yine her ülke için incelediğimizde, Hindistan için enflasyondan, Bitcoin fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ortaya konulmuştur. Çin için enflasyondan Bitcoin fiyatlarına doğru

tek yönlü ve Bitcoin fiyatları ile ekonomik politika belirsizlik endeksine arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Brezilya’da enflasyondan Bitcoin fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulgusuna ulaşılmıştır. Rusya’da ise enflasyondan Bitcoin’e ve Bitcoin’den ekonomik politika belirsizlik endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğuna ulaşılmıştır.

Ayrıca, çalışmada elde etmiş olduğumuz sonuçlar politika yapımcılar için önemli çıkarımlar sağlamaktadır. İlk olarak, BRIC ülkelerinde enflasyon oranı arttıkça para birimlerinin değeri düşmekte buda Bitcoin’i daha cazip hale getirerek değer kazandırmaktadır. İnsanların enflasyonun artış gösterdiği dönemlerde genellikle değerini zaman içinde koruyan varlıklara yatırım yaparak kendilerini korumaya aldıkları görülmektedir. Kripto paralarda, son yıllarda bu anlamda popüler bir alternatif haline gelmiştir. Ancak Bitcoin’in enflasyondan korunma aracı olarak görülmesi yerine istikrarlı bir fiyat düzeyine sahip olması spekülasyon atakları yaşanmaması adına önemli bir hadisedir. Yeterli sayıda işletme, ekonomi veya birey paralarının önemli bir kısmını Bitcoin’e aktarırlarsa Bitcoin fiyat istikrar kazanacak ve yalnızca enflasyonun şiddetlendiği zamanlarda Bitcoin’e dönme riski azalacaktır. Diğer taraftan, kripto paralara yatırım yapmak isteyen yatırımcıların ülkelerindeki ekonomi politikalarını ve politika belirsizliklerini de göz önüne almaları gerekmektedir. Belirsizliğin ekonomi üzerinde çeşitli etkileri vardır. Belirsizlik, yatırımcıların geleceğe yönelik öngörülemez koşullar nedeniyle yatırım kararlarını ertelemelerine ve insanların gelecek kaygısının artmasına neden olmaktadır. Hükümetlerin bu bağlamda politika belirsizliğini kontrol altında tutabilmek adına bazı özel politika önlemleri almaları gerekebilmektedir. Nitekim, ekonominin sağlığı büyük ölçüde makroekonomik istikrara ve dahası finansal sistem istikrarına bağlıdır. Hükümet, netlik ve düzenleme sağlama ihtiyacını ne kadar çabuk anlarsa, finansal sistem o kadar istikrarlı olacaktır. Son olarak, para ikamesi olarak düşünülen Bitcoin’in piyasadaki dolaşımının artması geleneksel paranın dolaşımını etkileyecektir. Diğer bir ifadeyle Bitcoin artık birçok ülke için geleneksel yatırım/tasarruf aracı haline geldiği kabul edilebilir bir gerçektir. Bu bağlamda ekonomide alternatif para birimi ve finansal varlık olarak Bitcoin’in geleneksel para biriminin yerini almaya başlayacağı ve itibari paranın hızını değiştirerek veya itibari paraya olan isteği azaltarak para arzı üzerinde değişikliğe neden olabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Altıntaş, H., ve Ayriçay Y. (2010). Türkiye’de Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkinin Sınır Testi Yaklaşımıyla Analizi:1987-2007. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(2), 71- 98.
- Akar, C. (2008). Hisse Senedi Fiyatlarıyla Yabancı İşlem Hacmi Arasındaki Nedensellik: Toda-Yamamoto Yaklaşımı. *Muhasebe ve Finans Dergisi*, 37, 185-191.
- Baker, S. R., Bloom, N., ve Davis, S.J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4) 1593–1636, <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>.
- Balua, B.M., Griffith, T.G. ve Whitby, R.J. (2021). Inflation and Bitcoin: A Descriptive Time-series Analysis. *Economics Letters*, 203, 1-5. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109848>.
- Bouri, E. Gupta, R. Lau, C.K.M., Roubaud, D. ve Wang, S. (2018). Bitcoin and Global Financial Stress: A Copula-based Approach to Dependence and Causality in the Quantiles. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 69, 297-307. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.04.003>.
- Bouri, E., Gupta, R. Tiwari, A.K., Roubaud, D. (2017). Does Bitcoin Hedge Global Uncertainty? Evidence From wavelet-based quantile-in-quantile regressions. *Finance Research Letters*. 23, 87-95.
- Brown, R. L., Durbin, j., ve Evans, j.M. (1975). Techniques For Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
- Carbó, J. M. ve Gorjón, S. (2022). Application of Machine Learning Models and Interpretability Techniques to Identify the Determinants of the Price of Bitcoin. *Banco de Espana, Documentos de Trabajo*, No:2215, 1-35.
- Demir, E., Gozgor, G., Lau, C.K.M., ve Vigne, S.A. (2018). Does Economic Policy Uncertainty Predict the Bitcoin Returns? An Empirical Investigation. *Finance Research Letters*, 26, 145-149. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.01.005>.
- Engle, R. F., ve Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 66, 251-276.

- Fang, L., Bouri, E., Gupta, R., ve Roubaud, D. (2019). Does Global Economic Uncertainty Matter for the Volatility and Hedging Effectiveness of Bitcoin? *International Review of Financial Analysis*, 62, 29-36. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.12.010>.
- Fasanya, I. O., Oliyide, J. O., Adekoya, O. B., ve Agbatogun, T. (2021). How Does Economic Policy Uncertainty Connect With the Dynamic Spillovers Between Precious Metals and Bitcoin Markets? *Resources Policy*, 72, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102077>.
- Hernandez, J. A., Hassan, M. Z., ve McIver, R.P. (2021). Bitcoin, Gold, and the VIX: Short and Long-term Effects of Economic Policy Uncertainty. *Applied Economics Letters*, <https://doi.org/10.1080/13504851.2021.2018125>.
- İçöz, T. (2022). Bitcoin 13 yaşında: Geçmişten Günümüze Bitcoin'in Dönüm Noktaları <https://webrazzi.com/2022/01/04/bitcoin-gecmisten-gunumuze/>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Kanat, E. (2021). Küresel Ekonomik Politika Belirsizliği ve Kripto Paralar: Bootstrap Panel Nedensellik Analizi. *Journal of Research in Business*, 6(2), 319-331. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/1721090>.
- Karagöl, E., Erbaykal, E., ve Ertuğrul, M.H. (2007). Türkiye'de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), 72-80.
- Koutmos, D. (2020). Market Risk and Bitcoin Returns. *Annals of Operations Research*, 294, 453-477. <https://doi.org/10.1007/s10479-019-03255-6>.
- Lucey, B. M., Vigne, S. A., Yarovaya, L. ve Wang, Y. (2022). The Cryptocurrency Uncertainty Index. *Finance Research Letters*, 45, 102147.
- Mamedov, N. ve Koç, S. (2023). Bitcoin ile Borsa Endeksleri İlişkisi: Yükselen Piyasa Ekonomileri için Panel Veri Analizi Uygulaması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 19(1), 34-60. <http://dx.doi.org/10.17130/ijmeh.1176842>.
- Matkovskyy, R., Jalan, A., ve Dowling, M. (2020). Effects of Economic Policy Uncertainty Shocks on the Interdependence Between Bitcoin and Traditional Financial Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 77, 150-155. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.02.004>.
- Mokni, K. (2021). When, Where and How Economic Policy Uncertainty Predicts Bitcoin Returns and Volatility? A Quantiles-Based Analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 65-73.
- Nasreen, S., Tiwari, A. K., Jiang, Z., ve Yoon, S.M. (2022). Dependence Structure Between Bitcoin and Economic Policy Uncertainty: Evidence From Time-Frequency Quantile-Dependence Methods. *International Journal Finance Stud*, 10(49).
- Narayan, P. K., ve Narayan, S. (2005). Estimating Income and Price Elasticities of Imports For Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modelling*, 22(3), 423-438.
- Narayan, P. K., Narayan, S., Rahman, R. E. ve Setiawan, I. (2019). Bitcoin Price Growth and Indonesia's Monetary System. *Emerging Market Review*, 38, 364-376. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.11.005>.
- Özkul, F. ve Ece, B. A. Ş. (2020). Dijital Çağın Teknolojisi Blokzincir ve Kripto Paralar: Ulusal Mevzuat ve Uluslararası Standartlar Çerçevesinde Mali Yönden Değerlendirme. *Muhasebe ve Denetim Bakış*, 20(60), 57-74.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., ve Perron, P. (1988). Testing For a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Piru, V. (2016). Decrypting Bitcoin Prices and Adoption Rates Using Google Search, CMC Senior Theses. Paper 1418. http://scholarship.claremont.edu/cmc_theses/1418.
- Sarker, P. K., ve Wang, L. (2022). Co-movement and Granger Causality Between Bitcoin and M2, Inflation and Economic Policy Uncertainty: Evidence From the U.K. and Japan. *Heliyon*, 8, <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11178>.
- Shaikh, I. (2020). Policy Uncertainty and Bitcoin Returns. *Borsa Istanbul Review*, 20(3), 257-268.

- Song, Y., Sun, J., Zheng, S. ve Zou, W. (2022). Whether Cryptocurrency is a Tool of Investment?. *in 2022 7th international conference on financial innovation and economic development (ICFIED 2022)*, 1393-1399. Atlantis Press.
- Sevüktekin, M. (1995). Model Karlılığının Belirlenmesi İçin Alternatif Bir Test: CUSUM ve CUSUMQ Testi. *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 10(2), 313-321.
- Sevüktekin, M., Ve Nargeleçekenler M. (2007). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı. 2. Basım, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara.
- Tursoy, T. (2019). The Interaction Between Stock Prices and Interest Rates in Turkey: Empirical Evidence From ARDL Bounds Test Cointegration. *Financial Innovation* 5(7), 1-12, <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0124-6>.
- Umar, M., Su, C-W, Rizvi, S.K.A., ve Shao, X-F. (2021). Bitcoin: A Safe Haven Asset and a Winner Amid Political and Economic Uncertainties in the US?. *Technological Forecasting & Social Change*, 167, 1-13, <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120680>.
- Yen, K. C., ve Cheng, H. P. (2021). Economic Policy Uncertainty and Cryptocurrency Volatility. *Finance Research Letters*, 38, 1-7, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101428>.
- Yin, L., Nie, J., ve Han, L. (2021). Understanding Cryptocurrency Volatility: The Role of Oil Market Shocks. *International Review of Economics & Finance*, 72, 233-253.
- Wang, G. J., Xie, C., Wen, D., ve Zhao, L. (2019). When Bitcoin Meets Economic Policy Uncertainty (EPU): Measuring Risk Spillover Effect From EPU to Bitcoin. *Finance Research Letters*, 31, 489-497. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.12.028>.
- Wang, L., Sarker, P. K., ve Bouri, E. (2022). Short and Long Term Interactions Between Bitcoin and Economic Variables: Evidence From the US. *Computational Economics*.
- Wu, C. C., Ho, S. L., ve Wu, C. C. (2022). The Determinants of Bitcoin Returns and Volatility: Perspectives on Global and National Economic Policy Uncertainty. *Finance Research Letters*, 45, 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102175>.

Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)

1. Bu çalışmanın yazarları, araştırma ve yayın etiği ilkelerine uyduklarını kabul etmektedirler (The authors of this article confirm that their work complies with the principles of research and publication ethics).
2. Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the authors).
3. Bu çalışma, intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir (This article was screened for potential plagiarism using a plagiarism screening program).