

Covid-19 Salgının Bitcoin ve Diğer Finansal Piyasalar ile İlişkisi Üzerine Bir İnceleme

(Araştırma Makalesi)

A Study on the Relationship of the Covid-19 Outbreak with Bitcoin and Other Financial Markets

Doi: 10.29023/alanyaakademik.735214

Nuri AVŞARLIGİL

Dr. Öğr. Üyesi, Akdeniz Üniversitesi, Bankacılık ve Finans Bölümü
nuriavsarligil@akdeniz.edu.tr

Orcid No: 0000-0002-4401-2236

Bu makaleye atıfta bulunmak için: Avşarlıgil, N. (2020). Covid-19 Salgının Bitcoin ve Diğer Finansal Piyasalar ile İlişkisi Üzerine Bir İnceleme. Alanya Akademik Bakış, 4(3), Sayfa No.665-682.

ÖZET

Anahtar kelimeler:

Covid-19,
Nedensellik,
Eşbütünleşme,
Korelasyon

Makale Geliş Tarihi:
10.05.2020
Kabul Tarihi:
07.09.2020

Bu çalışma ile 2019 Aralık ayında Çin Halk Cumhuriyeti'nde ortaya çıkan ve 13 Ocak 2020 tarihinde Covid-19 olarak tanımlanan virüsün tüm Dünya'yı etkilemesi sonucunda, finansal piyasalarda yaşanan kırıma ve değişikliklerin incelenmesi amaçlanmaktadır. Salgın öncesi dönemde yapılan eş bütünleşme analizi sonrası West Texas Ham Petrol fiyatı (WTI), Bitcoin (BTC) ve Euro/Dolar paritesi (EUR) değişkenlerinin aralarında eş bütünleşme ilişkisi olmadığı görülürken, salgın sonrası dönemde ise üç değişken arasında anlamlı bir eş bütünleşme hareketi olduğu belirlenmiştir. Yani, salgın öncesi aralarında eş bütünleşik bir hareket olmayan BTC, EUR ve WTI arasında ortak bir davranış şekli gelişmiş ve eş bütünleşik hareket etmeye başlamışlardır. Salgın öncesi ve sonrası seriler açısından ortalamaların önemli ölçüde değiştiği ve WTI'daki değişimin BTC'de değişimin bir nedeni olduğu, bunun yanı sıra EUR'daki değişiminde WTI fiyatının da bir değişikliğe neden olduğu görülmüştür. Ayrıca yapısal kırılmalı birim kök testlerinden Zivot-Andrews birim kök testi sonucunda, hem WTI hem BTC hem de EUR için covid-19 salgını başlangıcında her hangi bir yapısal kırılma olmadığı sonucuna varılmıştır. İlerleyen dönemde, söz konusu değişkenlerin birbirleriyle olan ilişkilerinin incelenmesi, gerçekleşen dönüşümün devamlılığını anlayabilmek açısından oldukça önemlidir.

ABSTRACT**Keywords:**

*Covid-19,
Causality,
Cointegration,
Correlation*

Jel Classifications

Codes: C58, F31,
F39, N20, Q41

The aim of this study is to examine the breaks and changes in the financial markets, which emerged in the Republic of China in December 2019 and identified as Covid-19 on January 13, 2020. After the cointegration analysis conducted in the pre-epidemic period, it was observed that the variables of West Texas Crude Oil price (WTI), Bitcoin (BTC) and Euro / Dollar parity (EUR) did not have a cointegration relationship between them. In the post-epidemic period, it was observed that there was a significant cointegration movement between the three variables, before the outbreak, a common behavior between BTC, EUR and WTI, which were not co-integrated among them, developed and co-integrated began to act. It has been observed that the averages have changed significantly in the series before and after the outbreak and that the change in WTI is a reason for the change in BTC. In addition, it was observed that the WTI price caused a change in the change in EUR. In addition, as a result of the Zivot-Andrews unit root test, one of the unit root tests with structural breakage, it was concluded that there was no structural break at the beginning of the covid-19 outbreak for both WTI, BTC and EUR. In the following period, examining the relationship of these variables with each other is very important in order to understand the continuity of the transformation that occurs.

1.GİRİŞ

2019 Aralık ayında Çin Halk Cumhuriyeti'nde ortaya çıkan ve 13 Ocak 2020 tarihinde Covid-19 olarak tanımlanan virüsün tüm Dünya'yı etkilemesi sonucunda, finansal piyasalarda yaşanan kırıma ve değişikliklerin incelenmesi gerekliliği ortaya çıkmıştır. Yaşanan salgının uluslararası finansal piyasayı ne kadar etkilediğinden ziyade, ilk olarak finansal yatırım araçlarının davranışlarının anlaşılması gerekmektedir. Yatırım araçlarının aralarındaki ilişkilerin ve fiyat hareketlerinin anlaşılabilmesi için salgının sebep olduğu virüsün tanımlandığı tarih olan 13/01/2020 tarihini içerisinde barındıran bir dönemin incelenmesi mantıklı olacaktır. Bu tarihten önce ve sonra olmak üzere sayısal incelemeler yapılabilir. Bu incelemeler sonucunda ortaya çıkan yönelimler ve değişiklikler yorumlanarak, salgının Dünya finansal sistemini nasıl etkilediği sorusuna kısmen cevap verilebilecektir. Yatırım araçlarının aralarındaki davranış ilişkileri ve korelasyonlar daha önceki dönemlerde de çoklukla incelenmiştir. Fakat yaşanan krizin belirli yatırım araçları üzerindeki etkisini ve varsa yaşanan dönüşümü incelemek finansal sistemin bundan sonraki davranış biçimini anlamamızda yardımcı olacaktır.

Dünya genelinde bir kriz ortaya çıkaran salgının finansal sistemi etkileyeceği öngörülebilir bir durumdur. Fakat Dünya çapında oldukça önemli bir talebi olan ham petrol, Dünya ticareti açısından rezerv para birimleri olan EUR/USD paritesi ve son yıllarda önemli bir işlem hacmine sahip olan kripto para birimi BTC/USD paritesi kullanılarak salgının öncesi ve sonrası finansal fiyat değişiklikleri ve değişkenlerin davranışları istatistiksel bir zemine oturtulmaya çalışılmıştır. Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde, daha önce bu konuyla ilgili yapılan çalışmaların bir taraması yapılarak, literatür taraması başlığıyla incelenecektir. Sonrasında ise değişkenler arasındaki ilişkilerin istatistiksel olarak ölçülmesinde kullanılan yöntemler ve araştırmanın metodolojisinden bahsedilecektir. Sonraki bölümde yapılan analizlerin sonuçları verilecektir. En son bölümde ise elde edilen sonuçlarla ilgili yorumlar yapılarak, tartışılacaktır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Finansal zaman serilerinin aralarındaki ilişkilerin ve davranış biçimlerinin incelenmesi üzerine birçok akademik çalışmanın yapıldığı görülmektedir. Fakat salgın gibi tüm dünyayı etkileyen bir krizin etkilerinin değişkenler arasındaki bir dönüşüme sebep olup olmaması üzerine bir çalışma yapılmamıştır. Ayrıca değişkenlerin fiyatları dolar cinsinden veri setine alınmıştır. Dolayısıyla literatürde Euro/Dolar paritesi veya sadece WTI ham petrol fiyatlarıyla ilgili bir çalışma bulunmamaktadır. Bitcoin fiyatları ile yapılmış çalışmalar literatür taramasının çoğunluğunu oluşturmaktadır.

Yaklaşık olarak 1600 türü olan kripto para birimlerinin yaklaşık olarak piyasa değeri 400 milyar dolardır. Bu pazarın % 36,33'ü Bitcoin'den oluşmaktadır (Coinmarketcap, 2020). Bu önemli enstrüman üzerine yapılmış çalışmalar oldukça yaygındır. Örneğin, Bouri ve arkadaşları 2016 yılında, Bitcoin günlük fiyat getirilerini, çeşitli para birimleriyle ifade eden bir veri seti kullanarak açıklamaya çalışmışlardır. 2013 yılındaki krizden önce ve sonra yaşanan durumu incelemişler, geçmiş şoklar ile krizden önceki dalgalanma arasında önemli bir negatif ilişki olduğunu geçmiş şoklar ile krizden sonraki dalgalanma arasında ise önemli bir ilişki olmadığını belirlemişlerdir. Ayrıca zımnı oynaklık endeksi VIX ile Bitcoin arasında da negatif bir ilişki olduğunu ifade etmişlerdir (Bouri, vd., 2016/a). Bouri ve arkadaşları 2016 yılındaki bir diğer çalışmalarında, Bitcoin'in başlıca dünya hisse senedi endeksleri, tahviller, petrol, altın, genel emtia endeksi ve ABD doları endeksi için güvenli bir liman olarak hareket edip edemeyeceğini incelemek için dinamik bir koşullu korelasyon modeli kullanmışlardır. Bitcoin'in zayıf bir hedge olduğunu ve yalnızca çeşitlendirme amaçları için uygun olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bitcoin sadece Asya hisse senetlerine karşı güvenilir olarak belirlenmiştir (Bouri, vd., 2016/b). Balcılar ve arkadaşları ise, Bitcoin işlem hacmi ve getiri volatilitesi arasındaki nedensellik ilişkisini ortaya koyabilmek için parametrik olmayan nedensellik analizini kullanarak, doğrusallığın önemli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca Bitcoin hacminin getiri oynaklığını etkilemediği sonucunu ortaya koymuşlardır (Balcılar, vd., 2017). Blau (2017) çalışmasında, spekülasyon ticaretin Bitcoin piyasasında fiyat oynaklığına neden olup olmadığını incelemiş ve oynaklığın tahmini için GARCH(1,1) modelini kullanmıştır. Sonuç olarak spekülasyon ticaretin, Bitcoin fiyatlarında anlamlı bir oynaklığa sebep olmadığını belirlemiştir (Blau, 2017). Bouri ve arkadaşları, Bitcoin'in dünya büyük hisse senetleri, petrol, altın, emtia endeksleri ve USD endeksi dahil olmak üzere çeşitli varlıklara karşı güvenilir bir yatırım aracı olma durumunu incelemişlerdir. 2011-2015 dönemi arasında günlük ve haftalık verileri kullanarak, iki değişkenli DCC-GARCH modelini kullanarak regresyona tabi tutmuşlardır. Bitcoin'in riskten korunmak için zayıf bir yatırım aracı olduğu ve sadece çeşitlendirme amacıyla kullanılması gerektiği sonucuna ulaşmışlardır (Bouri, vd., 2017/a). Bouri ve arkadaşları aynı yıl yaptıkları bir diğer çalışmalarında, Bitcoin'in güvenilir bir korunma aracı olma durumunu, enerji piyasası endeksi ve genel piyasa endeksi değişkenlerine karşı incelemişlerdir. DCC-GARCH modelini kullanarak, Bitcoin'in enerji sektörü için güvenilir bir liman olduğunu fakat enerji dışı ürünler için güvenilir olmadığını belirlemişlerdir (Bouri, vd., 2017/b). Evgenidis 2017 yılındaki çalışmasında, Bayesyen teknikler ile tahmin edilen bir VAR modeli kullanarak euro bölgesindeki petrol fiyatı şoklarının asimetrik etkilerini araştırmıştır. Artan fiyat belirsizliği dönemlerinde petrol fiyatı şoklarının, daha düşük bir belirsizlik dönemine kıyasla daha güçlü etkileri olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca petrol fiyatı iletim mekanizmalarında asimetrik yapının varlığını işaret etmektedir (Evgenidis, 2017). Chu 2017 yılında, en popüler yedi kripto para biriminin ilk GARCH modellemesini kullanmıştır. Her kripto para birimine on iki

adet GARCH modeli uygulamış ve modelleri beş kritere göre değerlendirmiştir (Chu, vd., 2017). Cermak 2017 yılında, Bitcoin'in en çok işlem gördüğü ülkelerin makroekonomik değişkenlerine göre analiz etmek için bir GARCH (1,1) modeli kullanmıştır. Bitcoin'in fiyat oynaklığından dolayı Çin hariç güvenilir bir liman olmadığını ortaya koymuştur (Cermak, 2017). Bouri ve arkadaşları 2018 yılında altın ve emtia endeksi fiyatlarının Bitcoin fiyatları üzerinde etkisini araştırmak için doğrusal olmayan ARDL modelini kullanarak emtia endeksi - bitcoin ve altın - bitcoin arasında doğrusal olmayan, asimetric bir kantil ilişkisi olduğunu belirlemişlerdir (Bouri, vd., 2018). Yine 2018 yılında, Tiwari ve arkadaşları, 2010-2017 dönemi için günlük fiyatları kullanarak bitcoin verimliliğini incelemişlerdir. Birçok farklı yöntem kullanarak uygulanan amprik bir çalışma sonucunda, bitcoin pazarının Nisan-Ağustos 2013 ve Ağustos-Kasım 2016 dönemlerinin dışında verimli olduğunu belirlemişlerdir. Peng 2018 yılında, günlük ve saatlik frekans verilerini aracılığıyla, Bitcoin, Ethereum ve Dash kripto paraları üzerine çeşitli GARCH modellerini kullanarak oynaklıklarını tahmin etmiştir. İncelenen üç değişkende de SVR-GARCH modeli, diğer modellere göre istatistiksel olarak daha anlamlı sonuç vermiştir (Peng, vd., 2018). Arı 2019 yılında, döviz kuru verilerinin oynaklığını modellemek için sürekli zamanlı bir GARCH modeli olan COGARCH modelini kullanarak öngöründe bulunmuştur. Ayrıca döviz kurları arasındaki eş bütünleşmeyi analiz etme fırsatı sunan ARDL modelini kullanmış ve nedensellik ilişkisini açıklamak için de Hacker-Hatemi-J testinden yararlanmıştır (Arı,2019). Arı 2020 yılındaki çalışmasında ise Nasdaq, NYSE, S&P 500 ve BIST 100 endeksleri kullanmak suretiyle, CCC-GARCH ve DCC-GARCH modellerini kullanarak volatilité incelemesi yapmıştır. Sonuç olarak koşullu korelasyon modellerinin tahminlemede ve yorumlamada daha kullanışlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kısacası çalışmanın tartışma bölümünde dinamik koşullu korelasyon GARCH modellerinin, sabit korelasyonlu GARCH modellerine göre daha gerçekçi olduğu ifade edilmiştir (Arı, 2020).

3. VERİ VE METODOLOJİ

Çalışmada ilk olarak veri setindeki zaman serisi değişkenlerinin durağanlıkları incelenmiştir. Daha sonra ilgili değişkenlerle VAR modeli kullanılarak uygun gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunlukları kullanılarak Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Sonrasında, Johansen Eş bütünleşme analizi ile eş bütünleşme ilişkileri ölçülmüştür. Tüm bunların yanı sıra Covid-19 salgını ile ilgili değişkenlerde yapısal kırılma olup olmadığının incelenmesi için Zivot-Andrews birim kök testi yapılmıştır.

3.1. Birim Kök Testleri

Bir zaman serisinin sahip olması gereken önemli kriterlerden birisi olan durağanlık, serinin ortalamasının ve varyansının zamana bağımlı olmamasını ifade etmektedir. Yani durağan bir zaman serisinde, ortalama, varyans ve dolayısıyla kovaryans zaman içerisinde anlamlı bir şekilde değişmemektedir. Bu üç parametrenin zaman içerisinde sabit kalmasına ise zayıf durağanlık veya kovaryans durağanlık adı verilmektedir. Bazen bu durum ikinci mertebe durağanlık olarak da tanımlanmaktadır (Darnell, 1994: 386).

Zayıf durağanlığın ötesinde güçlü durağanlık ise, her hangi bir rassal serinin koşullu olasılık dağılımının zamandan bağımsız olması yani, zaman içerisinde anlamlı bir şekilde değişmemesi anlamına gelmektedir (Charemza-Deadman, 1993:118).

Zaman serilerinin durağanlığı, birim kök testleriyle incelenmektedir. Literatürde en yaygın kullanılan birim kök testleri, Augmented Dickey Fuller birim kök testi, Philips Perron birim kök testi ve KPSS testi olarak anılan Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin birim kök testleridir. Çalışmanın durağanlık analizinde, ADF Testi (Genişletilmiş Dickey Fuller) kullanılacaktır.

P'nci dereceden otoregressif bir süreç aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Patterson, 2000: 239-240);

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_{p-1} Y_{t-p+1} + \alpha_p Y_{t-p} + U_t$$

P'inci dereceden bir otoregressif süreç için Dickey Fuller testi kullanılabilir. Fakat modelin hata terimlerinin oto korelasyon sorunu taşıması halinde bu test kullanılamamaktadır. Bu sorun, modele hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin değişken olarak dahil edilmesiyle çözülebilmektedir. Gecikmeli değerlerin modele bağımsız değişken olarak eklenmesiyle bu test Genişletilmiş Dickey Fuller testi adını almaktadır. Bağımlı değişkenin modele dahil edilecek gecikmeli değerlerinin kaç tane olacağı ise Akaike bilgi kriteri (AIC) veya Schwarz bilgi kriteri (SIC) gibi kriterler kullanılarak uygun gecikme uzunluğunun hesaplanmasıyla belirlenebilmektedir (Enders, 1995;225).

3.2. Granger Nedensellik Analizi

Eğer iki değişken arasında zaman içerisinde belirli bir gecikme süresiyle bağlantılı olarak bir ilişki bulunuyorsa, bu ilişkinin neden kaynaklandığının veya ne yönlü bir ilişki olduğunun belirlenmesi isteniyorsa, kullanılacak testlerden bir tanesi Granger nedensellik testidir.

Gujarati, Granger nedenselliğini basit bir ifadeyle şu şekilde tanımlamaktadır; Eğer bir X değişkeni, bir Y değişkeninin değişiminde bir neden ise, X'de gerçekleşen değişimler, Y'de bir süre sonra meydana gelecek değişimlerin öncülüğünü yapacaktır. Yani, Y değişkeninin başka değişkenlerle kurulmuş regresyonuna, X değişkeni veya X değişkeninin gecikmeli değerleri eklendiğinde yapılan tahmin anlamlı bir şekilde iyileşiyorsa, X değişkeni Y değişkeninin Granger nedenidir (Gujarati, 2004: 697).

Nedensellik tanımıyla ilgili bir çok görüş olmasına rağmen değişkenler arasında bir neden-sonuç ilişkisi kurulması noktasında ortak bir görüş bulunmaktadır. Değişkenler arasında güçlü bir ilişki veya korelasyon bulunması nedenselliğin olmasını zorunlu kılmamaktadır. Örneğin regresyon analizi değişkenler arasında istatistiksel bir ilişki kurmaktadır ve neden-sonuç ilişkisiyle ilgilenmemektedir.

Bu bağlamda, Granger 1969 yılında değişkenler arasındaki neden-sonuç ilişkisinin ortaya çıkarılabilmesi için nispeten basit bir test geliştirmiştir. Granger'a göre her hangi bir Y değişkeninin tahmininde X bağımsız değişkeninin geçmiş değerlerinin modele dahil edilmesiyle birlikte tahminin başarısı artıyorsa X değişkeni Y değişkeninin bir nedenidir (Granger, 1969:431).

Granger nedensellik testi, doğrusal regresyon modelleri bağlamında ifade edilmektedir. Örneğin, X_1 ve X_2 gibi iki değişkenli doğrusal otoregresif bir model şeklinde tanımlanmaktadır. Matematiksel olarak aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir (Scholarpedia, 2020);

$$X_1(t) = \sum_{j=1}^p A_{11j}X_1(t-j) + \sum_{j=1}^p A_{12j}X_2(t-j) + E_1(t)$$

$$X_2(t) = \sum_{j=1}^p A_{21j}X_1(t-j) + \sum_{j=1}^p A_{22j}X_2(t-j) + E_2(t)$$

burada p, modele dahil edilen maksimum gecikmeli gözlem sayısını ifade etmektedir. A matrisi modeldeki değişkenlerin katsayılarını, ve E_1 ve E_2 ise her zaman serisi için ortaya çıkan artıkları (tahmin hataları) göstermektedir.

E_1 'in varyansı, X_2 terimi 1.denkleme dahil edildiğinde azalıyor, X_1 'in X_2 'nin Granger nedeni olduğu anlaşılmaktadır. Aynı şekilde, E_2 'in varyansı, X_1 terimi 2.denkleme dahil edildiğinde azalıyor, X_2 'nin X_1 'in Granger nedeni olduğu anlaşılmaktadır. Başka bir deyişle, A_{12} 'deki katsayılar birlikte sıfırdan önemli derecede farklıysa X_2 X_1 'in Granger nedeni olmaktadır. Bu durum, X_1 ve X_2 için kovaryans durağanlığı varsayımı kabul edildiğinde, $A_{12} = 0$ olan H_0 hipotezinin F testi yapılarak anlaşılabilir. Bir Granger nedensellik ilişkisinin büyüklüğü ise karşılık gelen F-istatistiği değerinin logaritması alınarak ölçülmektedir. Uygun gecikme sayısını belirlemek için ise Hannan-Quinn Bilgi Kriteri (HQ), Schwartz Bilgi Kriteri (SIC) veya Akaike Bilgi Kriteri (AIC) gibi seçim kriterleri kullanılabilir.

3.3. Johansen Eş Bütünleşme Analizi

Johansen'ın metodolojisi aşağıdaki denklemde gösterildiği gibi, başlangıç noktası olarak p gecikmeli vektör otoregresyon modelini ele almaktadır (Hjalmarsson and Österholm, 2007).

$$Y_t = \mu + A_1Y_{t-1} + \dots + A_pY_{t-p} + \varepsilon_t$$

Johansen 1988 yılında, durağan olmayan zaman serilerinin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde durağan olacağını ve uzun dönemli olan bu ilişkinin modellenerek tahmin edilebileceğini ileri sürmüştür (Akel, 2015:83).

Johansen eş bütünleşme analizi özdeğer ve öz vektörlere dayanarak hesaplamaların yapıldığı bir analiz türüdür. Testin uygulama aşamalarında ilk olarak zaman serisi şeklinde sunulmuş değişkenlerin durağanlık seviyeleri incelenmektedir. Aynı seviyede durağan oldukları belirlenen seriler için uygun olan gecikme sayıları belirlenmektedir. Gecikme sayısının belirlenebilmesi için ilk olarak Vektör otoregresyon (VAR) modeli kurulmaktadır. Sonrasında, Akaike bilgi kriteri, Schwarz bilgi kriteri ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri kullanılarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmektedir (Ekolar, 2020).

Johansen eş bütünleşme analizinin başlangıç noktasını oluşturan temel vektör otoregresyon denkleminin birinci farkı alındığında aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir;

$$\Delta Y_t = \pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t$$

Birinci farkın alındığı bu denklemde eş bütünleşme hipotezi $\pi = \alpha\beta'$ şeklinde ifade edilmektedir. α ve β' (kxr) gibi bir boyuta sahip ve rankı τ olan katsayılar matrislerini ifade etmektedir. τ eş bütünleşme sayısını, β' modeldeki değişkenlerin eş bütünleşme ikişikisini ifade eden vektörü, α ise hata düzeltme modelinde kullanılan modelin oyarlanma hızını ifade etmektedir (Doğan, vd., 2015:12).

Eş bütünleşme ilişkisinin incelenmesi için kullanılan diğer yöntemlere göre Johansen analizinin avantajının, analizde uzun dönem ilişkisi ölçmek için zaman serilerinin düzey değerlerinin de kullanılabilmesidir. Johansen eş bütünleşme analizinin en önemli kısıtının ise incelenecek zaman serilerinin aynı düzeyde durağan olması zorunluluğu olduğu görülmektedir (Johansen, 1988).

3.4. Zivot Andrews Testi

1992 yılında Zivot ve Andrews tarafından geliştirilen yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi, 1989 yılında Perron tarafından ileri sürülen dış kaynaklı kırılmalar olabileceği varsayımına bir eleştiri şeklinde ortaya çıkmıştır. Zivot-Andrews birim kök testi belirli hipotezler altında kırılmaların dışsal değil, trend fonksiyonunda yer alan bir kırılma şeklinde gerçekleşebileceğini ortaya koymuşlardır. Birinci model düzeyde tek kırılmaya izin veren, ikinci model eğimde tek kırılmaya izin veren ve üçüncü model ise hem düzeyde hem de eğimde tek kırılmaya izin veren bir biçimde aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992);

$$\text{Model 1: } Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model 2: } Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model 3: } Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modelde yer alan DU değişkeni düzeydeki kukla değişkenini, DT ise eğimdeki kukla değişkenini ifade etmektedir.

4. BULGULAR

Çalışmanın uygulama bölümünde, ilk olarak veri setinin kırılma tarihi olarak kabul edilen 13/01/2020 gününden önceki dönem ile sonraki dönemin tanımlayıcı istatistikleri verilecektir. Daha sonra yine önceki dönem ve sonraki dönem şeklinde birim kök analizleri, devamında Granger nedensellik analizi sonuçları açıklanacaktır. Son aşamada ise Johansen eş bütünleşme analizi kullanılarak, önceki dönem ve sonraki dönem arasındaki dinamikler incelenecektir.

Tablo 1. Salgın Öncesi Tanımlayıcı İstatistikler

Sample: 1 528	BTC_BEFORE	EUR_BEFORE	WTI_BEFORE
Mean	7.034.730	1.149.931	6.093.409
Median	7.112.950	1.137.100	6.086.000
Maximum	12876.00	1.250.800	7.618.000
Minimum	3.281.600	1.090.100	4.285.000
Std. Dev.	2.413.024	0.041372	6.685.437

Skewness	0.142920	0.919545	0.026736
Kurtosis	2.043.545	2.778.194	2.363.822
Jarque-Bera	2.192.324	7.549.195	8.966.782
Probability	0.000017	0.000000	0.011295
Sum	3714337.	6.071.637	32173.20
Sum Sq. Dev.	3.07E+09	0.902037	23554.30
Observations	528	528	528

Tablo 1’de verilen salgın öncesi istatistikler incelendiğinde, Bitcoin’in ortalama fiyatının 7.034 \$, Euro’nun 1.146 \$ ve WTI’nin ise 60.93 \$ olduğu görülmektedir. Volatilitenin anlaşılabilmesi için değişkenlerin standart hataları incelendiğinde ise, Bitcoin’in standart hatasının 2.413 \$, Euro’nun 0.041 \$ ve WTI’nin ise 6.68 \$ olduğu anlaşılmaktadır. Bir diğer önemli istatistik olan değişim katsayıları ise, Bitcoin 0.34, Euro 0.035 ve WTI 0.109 olarak hesaplanmıştır.

Tablo 2. Salgın Sonrası Tanımlayıcı İstatistikler

Sample: 1 528	BTC_AFTER	EUR_AFTER	WTI_AFTER
Mean	8.172.715	1.101.276	44.07.532
Median	8.804.250	1.102.650	50.02.000
Maximum	10338.00	1.144.600	59.36.000
Minimum	4.873.100	1.069.100	20.10.000
Std. Dev.	1.723.094	0.015585	13.16.765
Skewness	-0.461051	0.044523	-0.679730
Kurtosis	1.709.972	2.870.322	1.886.467
Jarque-Bera	6.495.643	0.063927	7.977.557
Probability	0.038859	0.968542	0.018522
Sum	506708.3	6.827.910	2.732.670
Sum Sq. Dev.	1.81E+08	0.014817	10576.60
Observations	62	62	62

Tablo 2’deki salgın sonrası durum ifade edilirse, Bitcoin’in ortalama fiyatının 8.172 \$’a yükseldiği, Euro’nun 1.101 \$’a düştüğü ve WTI’nin ise 44.04 \$’a gerilediği görülmektedir. Değişkenlerin standart hataları ise, Bitcoin’in 1.723 \$’a düşmüş, Euro’nun 0.015 \$’a yükselmiş ve WTI’nin standart hatası ise 13.16 \$’a yükselmiştir. Değişim katsayıları ise, Bitcoin 0.34’dan 0.21’e düşmüş yani oynaklığı azalmış, Euro 0.035’ten 0.0136’ya düşmüş yani volatilitesi azalmış ve WTI ise 0.109’dan 0.298’ye yükselmiştir. WTI volatilitenin neredeyse 3 kat arttığı görülmektedir.

Tablo 3. Salgın Öncesi Birim Kök Testi (Düzy)

Group unit root test: Summary				
Series: BTC_BEFORE, EUR_BEFORE, WTI_BEFORE				
Sample: 1 528				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.20454	0.4190	3	1563
Null: Unit root (assumes individual unit root)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.10896	0.5434	3	1563
ADF - Fisher Chi-square	3.73955	0.7119	3	1563
PP - Fisher Chi-square	3.96354	0.6816	3	1581

Tablo 3’de görüldüğü üzere salgın öncesi dönemde düzey değerlerinde ortak birim kökün olduğunu varsayan Levin, Lin & Chu t testinin sonucunda, H_0 hipotezi % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Yani ortak birim kök vardır, serilerin durağan olmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 3’e göre değişkenlerin bireysel birim köke sahip olduğunu varsayan, Im-Pesaran- Shin W-stat, Augmented Dickey Fuller ve Philips Perron testlerinin sonucunda da % 10 anlamlılık seviyesi için H_0 hipotezleri reddedilememektedir. Yani, serilerin bireysel olarak durağan olmadıkları anlaşılmaktadır.

Tablo 4. Salgın Öncesi Birim Kök Testi (1. Fark)

Group unit root test: Summary				
Series: BTC_BEFORE, EUR_BEFORE, WTI_BEFORE				
Sample: 1 528				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root)				
Levin, Lin & Chu t*	-35.4836	0.0000	3	1562
Null: Unit root (assumes individual unit root)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-27.4062	0.0000	3	1562
ADF - Fisher Chi-square	351.130	0.0000	3	1562
PP - Fisher Chi-square	504.116	0.0000	3	1578

Tablo 4 incelendiğinde, salgın öncesi dönemde serilerin 1. Fark seviyelerinde, ortak birim kökün olduğunu varsayan Levin, Lin & Chu t testinin sonucunda, H_0 hipotezi % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Yani ortak birim kök sorunu yoktur, serilerin durağanlaştığı anlaşılmaktadır.

Tablo 4’e göre değişkenlerin 1. Fark seviyelerinde, bireysel birim köke sahip olduğunu varsayan, Im-Pesaran- Shin W-stat, Augmented Dickey Fuller ve Philips Perron testlerinin

sonucunda da % 10 anlamlılık seviyesi için H_0 hipotezleri reddedilmektedir. Yani, serilerin bireysel olarak da durağanlaştıkları görülmektedir.

Tablo 5. Salgın Sonrası Birim Kök Testi (Düzy)

Group unit root test: Summary				
Series: BTC_BEFORE, EUR_BEFORE, WTI_BEFORE				
Sample: 1 528				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.33700	0.3681	3	175
Null: Unit root (assumes individual unit root)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.40634	0.3422	3	175
ADF - Fisher Chi-square	7.95680	0.2413	3	175
PP - Fisher Chi-square	5.16031	0.5234	3	183

Tablo 5'te görüldüğü üzere salgın sonrası dönem için düzey değerlerinde ortak birim kökün olduğunu varsayan Levin, Lin & Chu t testinin sonucunda, H_0 hipotezi % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Yani salgın öncesi durumda olduğu gibi ortak birim kök vardır ve seriler durağan değildir.

Tablo 5'e göre değişkenlerin bireysel birim köke sahip olduğunu varsayan, Im-Pesaran- Shin W-stat, Augmented Dickey Fuller ve Philips Perron testlerinin sonucunda da % 10 anlamlılık seviyesi için H_0 hipotezleri yine reddedilememektedir. Kısacası, serilerin bireysel olarak durağan olmadıkları anlaşılmaktadır.

Tablo 6. Salgın Sonrası Birim Kök Testi (1. Fark)

Group unit root test: Summary				
Series: BTC_BEFORE, EUR_BEFORE, WTI_BEFORE				
Sample: 1 528				
Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root)				
Levin, Lin & Chu t*	-11.9496	0.0000	3	173
Null: Unit root (assumes individual unit root)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.5649	0.0000	3	173
ADF - Fisher Chi-square	94.1295	0.0000	3	173
PP - Fisher Chi-square	115.175	0.0000	3	180

Tablo 6'ya bakıldığında, salgın sonrası dönem için serilerin 1. Fark seviyelerinde, ortak birim kökün olduğunu varsayan Levin, Lin & Chu t testinin sonucunda, H_0 hipotezi % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Yani ortak birim kök sorunu yoktur, seriler durağanlaşmıştır.

Değişkenlerin 1. Fark seviyelerinde, bireysel birim köke sahip olduğunu varsayan, Im-Pesaran- Shin W-stat, Augmented Dickey Fuller ve Philips Perron testlerinin sonuçlarına bakıldığında da % 10 anlamlılık seviyesi için H_0 hipotezleri reddedilmektedir. Yani, serilerin bireysel olarak da durağanlaştıkları görülmektedir.

Kısacası hem salgın öncesi, hem de salgın sonrası dönem için değişkenlerimiz düzey değerlerinde durağan değildir. Fakat 1. Farkları alınarak seriler oluşturulduğunda, hem ortak durağanlığa hem de bireysel durağanlığa sahip olmaktadır.

Tablo 7. Salgın Öncesi Korelasyon Katsayıları

Covariance Analysis: Ordinary			
Included observations: 528			
Correlation	BTC_BEFORE	EUR_BEFORE	WTI_BEFORE
BTC_BEFORE	1.000		
EUR_BEFORE	-0.4301	1.000	
WTI_BEFORE	-0.4915	0.5028	1.000

Tablo 7’de yer alan değişkenlerimizin salgın öncesi korelasyonları incelendiğinde, Bitcoin ile Euro arasında % 43 oranında negatif bir korelasyon bulunduğu görülmektedir. Ayrıca Bitcoin ile WTI arasında da % 49 oranında yine negatif bir korelasyon olduğu göze çarpmaktadır. Fakat Euro ile WTI ham petrol fiyatları arasında % 50 oranında pozitif bir korelasyon olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 8. Salgın Sonrası Korelasyon Katsayıları

Covariance Analysis: Ordinary			
Included observations: 528			
Correlation	BTC_BEFORE	EUR_BEFORE	WTI_BEFORE
BTC_BEFORE	1.000		
EUR_BEFORE	-0.1883	1.000	
WTI_BEFORE	0.8301	0.0771	1.000

Tablo 8’de gösterilen, salgın sonrasında değişkenler arasındaki korelasyonlara bakıldığında, Bitcoin ile Euro arasındaki korelasyonun yönü değişmemiz fakat gücü azalmıştır. Yaklaşık olarak aralarında % 19 oranında negatif bir korelasyon bulunmaktadır. Bitcoin ile WTI ham petrol fiyatları arasındaki korelasyon tamamen değişmiştir. Kırılmadan sonra aralarındaki korelasyon pozitif yönlü ve % 83 gibi güçlü bir oranda karşımıza çıkmaktadır. Euro ile WTI ham petrol fiyatı arasındaki korelasyon ise salgın öncesi döneme göre yönünü değiştirmemiz olsa da % 7,71 seviyelerine düşmüştür.

Kısaca özetlemek gerekirse, salgın finansal araçların ve emtiaların aralarındaki ilişkilerin önemli ölçüde dönüşüme uğramasına sebep olmuştur.

Tablo 9. Salgın Öncesi Granger Nedensellik Sonuçları

Pairwise Granger Causality Tests	
Sample: 1 528	
Lags: 1	

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
EUR_BEFORE does not Granger Cause BTC_BEFORE	527	0.01924	0.8897
BTC_BEFORE does not Granger Cause EUR_BEFORE		108.744	0.2975
WTI_BEFORE does not Granger Cause BTC_BEFORE	527	129.641	0.2554
BTC_BEFORE does not Granger Cause WTI_BEFORE		634.727	0.0121
WTI_BEFORE does not Granger Cause EUR_BEFORE	527	308.558	0.0796
EUR_BEFORE does not Granger Cause WTI_BEFORE		0.33558	0.5626

Veri setini oluşturan Bitcoin, Euro ve WTI ham petrol fiyatları arasındaki salgın öncesi nedensellik ilişkilerine bakabilmek için Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Tablo 9’da görüldüğü gibi uygun gecikme uzunluğu 1 olarak bulunmuş ve nedensellik sonuçları elde edilmiştir. Tablodan da anlaşılacağı üzere salgın öncesi değişkenlerden, Bitcoin’den WTI ham petrol fiyatlarına, WTI ham petrol fiyatlarından da Euro’ya doğru bir nedenselliğin varlığından bahsedilebilmektedir. Yani % 10 anlamlılık düzeyinde salgın öncesi, Bitcoin fiyatları, WTI ham petrol fiyatlarının bir Granger nedenidir, WTI ham petrol fiyatları da Euro fiyatının bir Granger nedenidir şeklinde ifade edilebilir.

Tablo 10. Salgın Sonrası Granger Nedensellik Sonuçları

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1 528			
Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
EUR_BEFORE does not Granger Cause BTC_BEFORE	54	135.979	0.2461
BTC_BEFORE does not Granger Cause EUR_BEFORE		157.181	0.1669
WTI_BEFORE does not Granger Cause BTC_BEFORE	54	747.256	7.E-06
BTC_BEFORE does not Granger Cause WTI_BEFORE		0.97703	0.4689
WTI_BEFORE does not Granger Cause EUR_BEFORE	54	125.973	0.2938
EUR_BEFORE does not Granger Cause WTI_BEFORE		345.601	0.0045

Tablo 10’a bakıldığında salgın sonrası dönemde nedensellik analizi için uygun gecikme uzunluğunun 8 olduğu görülmektedir. Salgın sonrası nedensellik ilişkilerinin terse döndüğü de söylenebilir. Salgın öncesi Bitcoin’den WTI ham petrol fiyatına doğru bir nedensellik varken, salgın sonrası WTI ham petrol fiyatından Bitcoin fiyatına doğru bir nedensellik olduğu sonucuna varılmıştır. Bunun yanı sıra salgın öncesi, WTI ham petrol fiyatları Euro fiyatlarının bir Granger nedeni iken salgın sonrası Euro fiyatları, WTI ham petrol fiyatlarının bir granger nedeni sonucuna varılmıştır. Kısacası salgın, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini de önemli ölçüde etkilemiştir.

Tablo 11. Salgın Öncesi Johansen Eş Bütünleşme Analizi Sonuçları

Sample (adjusted): 3 528				
Included observations: 526 after adjustments				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: BTC_BEFORE EUR_BEFORE WTI_BEFORE				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)		Trace	0.05	
	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.021975	1.577.303	2.427.596	0.3962
At most 1	0.006375	4.085.198	1.232.090	0.6986
At most 2	0.001370	0.721291	4.129.906	0.4543

Tablo 11’de salgın öncesi dönemde değişkenler arasındaki eş bütünleşme analizinin sonuçları gösterilmektedir. Sonuçları incelemeye önce ilgili veri seti için kullanılacak gecikme uzunluğunun bilinmesi gerekmektedir. Salgın öncesi dönem için kurulmuş VAR modeli sonucunda uygun gecikme uzunluğunun 1 olduğu daha önce belirlenmiştir. Belirlenen bu gecikme uzunluğu Granger nedensellik analizinde de kullanılmıştır. Ayrıca Johansen eş bütünleşme analizi için kullanılabilir 5 farklı model bulunmaktadır. Uygulama işlemi sırasında E-views uygun modelin belirlenebilmesi için bir seçenek sunmaktadır. Bu modül kullanılarak salgın öncesi dönem için uygun model 2. Model yani kesişimin olduğu fakat trend eğiliminin olmadığı model olarak belirlenmiştir. Analizin sonucunda tablo 11’de görüldüğü gibi hem düzey değerlerinde hem en fazla 1 gecikme değerlerinde hem de en fazla 2 gecikme değerlerinde her hangi bir eş bütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır. Bu sonuca bahsedilen 3 durumda da probability değerlerinin % 10 anlamlılık düzeyinden daha büyük olması neticesinde ulaşılmıştır. Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığını ileri süren H_0 hipotezi % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilememiştir. Kısacası salgın öncesi dönemde değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi yoktur.

Tablo 12. Salgın Sonrası Johansen Eş Bütünleşme Analizi Sonuçları

Sample (adjusted): 9 62				
Included observations: 54 after adjustments				
Trend assumption: Quadratic deterministic trend				
Series: BTC_BEFORE EUR_BEFORE WTI_BEFORE				
Lags interval (in first differences): 1 to 7				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)		Trace	0.05	
	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None*	0.656780	8.184.213	3.501.090	0.0000
At most 1*	0.292302	2.409.534	1.839.771	0.0071
At most 2*	0.095589	5.425.476	3.841.466	0.0198

Tablo 12’de ise salgın sonrası dönemde değişkenler arasındaki eş bütünleşme analizinin sonuçları gösterilmektedir. Salgın sonrası dönem için kurulmuş VAR modeli sonucunda uygun gecikme uzunluğunun 8 olduğu belirlenmiştir. Ayrıca uygun modelin seçimi için yazılımdan faydalanılmış ve salgın sonrası dönem için uygun model 5. Model yani hem kesişimin hem de trend eğiliminin olduğu model olarak belirlenmiştir. Analizin sonucunda tablo 12’de görüldüğü gibi hem düzey değerlerinde hem en fazla 1 gecikme değerlerinde hem de en fazla 2 gecikme değerlerinde eş bütünleşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca bahsedilen 3 durumda da probability değerlerinin % 10 anlamlılık düzeyinden daha küçük olması neticesinde ulaşılmıştır. Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığını ileri süren H_0 hipotezi % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Yani salgın sonrası dönemde değişkenler arasında anlamlı bir eş bütünleşme ilişkisi vardır.

Tablo 13. WTI Zivot-Andrews Testi Sonucu

Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 09/03/20 Time: 16:09		
Sample: 1 590		
Included observations: 590		
Null Hypothesis: WTI has a unit root with a structural break in both the intercept and trend		
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 4)		
Chosen break point: 307		
	t-Statistic	Prob.
Zivot-Andrews test statistic	-4.317.218	0.010342
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

Tablo 13’de görüldüğü üzere, WTI’nin hem düzeyde hem de eğimde yapısal kırılmalı birim köke sahip olduğunu ileri süren H_0 hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Ayrıca yapısal kırılma noktası olarak veri setindeki 307. günün seçildiği görülmektedir. Bu kırılma noktası ise Covid-19 salgınından çok daha önceki günleri işaret etmektedir.

Tablo 14. BTC Zivot-Andrews Testi Sonucu

Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 09/03/20 Time: 16:09		
Sample: 1 590		
Included observations: 590		
Null Hypothesis: BTC has a unit root with a structural break in both the intercept and trend		
Chosen lag length: 1 (maximum lags: 4)		
Chosen break point: 221		

	t-Statistic	Prob.
Zivot-Andrews test statistic	-4.459.545	1.96E-06
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

Tablo 14 incelendiğinde, BTC'nin hem düzeyde hem de eğimde yapısal kırılmalı birim köke sahip olduğunu ileri süren H_0 hipotezi % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde reddedilmiştir. Ayrıca yapısal kırılma noktası olarak veri setindeki 221. günün belirlendiği görülmektedir. Bu kırılma noktası ise Covid-19 salgınından çok daha önceki günlerde Bitcoin'in yapısal bir kırılma yaşadığını ifade etmektedir. Yani Covid-19 salgınının Bitcoin üzerinde önemli ve yapısal bir etki yaratmadığı söylenebilir.

Tablo 15. EUR Zivot-Andrews Testi Sonucu

Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 09/03/20 Time: 16:09		
Sample: 1 590		
Included observations: 590		
Null Hypothesis: EUR has a unit root with a structural break in both the intercept and trend		
Chosen lag length: 0 (maximum lags: 4)		
Chosen break point: 437		
	t-Statistic	Prob.
Zivot-Andrews test statistic	-4.999.389	0.000667
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

Son olarak tablo 15'e bakıldığında, EUR'nun hem düzeyde hem de eğimde yapısal kırılmalı birim köke sahip olduğunu ileri süren H_0 hipotezi % 1 ve % 5 anlamlılık düzeylerinde reddedilmiştir. Yapısal kırılma noktası olarak veri setindeki 437 günün belirlendiği görülmektedir. Bu sonuç ise Covid-19 salgınından çok daha önceki günlerde Euro'nun yapısal bir kırılma yaşadığını ifade etmektedir. Kısacası Covid-19 salgınının Euro üzerinde önemli ve yapısal bir etki yaratmadığı söylenebilir.

5. SONUÇ

Covid-19 salgınının Bitcoin, West Texas Ham Petrol ve Euro fiyatları ve davranış şekillerindeki değişiklikleri ortaya koyabilmek amacıyla, 03/04/2020-11/01/2018 tarihleri arasında BTC/USD, EUR/USD ve WTI günlük fiyatları kullanılarak incelemeler yapılmıştır. Virüsün tanımlandığı tarih olan 13/01/2020 tarihi kırılma noktası olarak ele alınmış ve Covid-19 öncesi dönem ile sonrası dönem arasında karşılaştırmalar yapılmıştır. Veri setini oluşturan serilerin durağanlıkları incelenmiş ve iki serinin de 1 farkları seviyesinde durağan olduğu görülmüştür. Yapılan Granger nedensellik analizi sonucu, salgın öncesi dönemde Bitcoin'den WTI ham petrol fiyatlarına, WTI ham petrol fiyatlarından da Euro'ya doğru bir nedenselliğin varlığından bahsedilebilmektedir. Yani % 10 anlamlılık düzeyinde salgın öncesi, Bitcoin

fiyatları, WTI ham petrol fiyatlarının bir Granger nedenidir, WTI ham petrol fiyatları da Euro fiyatının bir Granger nedenidir. Fakat salgın sonrası dönemdeki nedensellik ilişkileri incelendiğinde, salgın öncesi Bitcoin'den WTI ham petrol fiyatına doğru bir nedensellik varken, salgın sonrası WTI ham petrol fiyatından Bitcoin fiyatına doğru bir nedensellik olduğu sonucuna varılmıştır. Bunun yanı sıra salgın öncesi, WTI ham petrol fiyatları Euro fiyatlarının bir Granger nedeni iken salgın sonrası Euro fiyatları, WTI ham petrol fiyatlarının bir granger nedenidir. Yani salgın, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini de önemli ölçüde etkilemiştir. Değişkenlerimizin salgın öncesi korelasyonları incelendiğinde, Bitcoin ile Euro arasında % 43 oranında negatif bir korelasyon bulunduğu görülmektedir. Ayrıca Bitcoin ile WTI arasında da % 49 oranında yine negatif bir korelasyon olduğu göze çarpmaktadır. Fakat Euro ile WTI ham petrol fiyatları arasında % 50 oranında pozitif bir korelasyon olduğu anlaşılmaktadır. Salgın sonrasında değişkenler arasındaki korelasyonlara bakıldığında, Bitcoin ile Euro arasındaki korelasyonun yönü değişmemiz fakat gücü azalmıştır. Yaklaşık olarak aralarında % 19 oranında negatif bir korelasyon bulunmaktadır. Bitcoin ile WTI ham petrol fiyatları arasındaki korelasyon tamamen değişmiştir. Salgın sonrası aralarındaki korelasyon pozitif yönlü ve % 83 gibi güçlü bir oranda karşımıza çıkmaktadır. Euro ile WTI ham petrol fiyatları arasındaki korelasyon ise salgın öncesi döneme göre yönünü değiştirmemiz olsa da % 7,71 seviyelerine düşmüştür. Yani salgın finansal araçların ve emtiaların aralarındaki ilişkileri önemli ölçüde dönüşüme uğramasına sebep olmuştur. Salgın öncesi dönemde yapılan Johansen eş bütünleşme analizi sonrası üç değişkeninde aralarında eş bütünleşme ilişkisi olmadığı görülürken, salgın sonrası dönemde ise 3 değişken arasında anlamlı bir eş bütünleşme hareketi olduğu belirlenmiştir. İncelenen 3 adet finansal değişken olan WTI, BTC ve EUR için yapılan Zivot-Andrews birim kök analizi sonucunda yapısal kırılmalı bir birim köke sahip olmadıkları görülmüştür. Kendi trend fonksiyonları içinde önemli kırılmaların yaşandığı tarihler incelendiğinde ise Covid-19 salgınından daha önceki günlerde gerçekleştikleri görülmektedir. Yani Covid-19 salgını ilgili değişkenlerimiz üzerinde yapısal bir değişime ve kırılmaya sebep olmamıştır. Dünya genelinde bir kriz ortaya çıkaran salgının finansal sistemi etkileyeceği öngörülebilir bir durumdur. Bu çalışma ile Dünya çapında oldukça önemli bir talebi olan ham petrol, Dünya ticareti açısından rezerv para birimleri olan Euro ve son yıllarda önemli bir işlem hacmine sahip olan kripto para birimi Bitcoin fiyatları kullanılarak salgın öncesi ve sonrası fiyat değişiklikleri ve değişkenlerin davranışları istatistiksel bir zemine oturtulmaya çalışılmıştır.

Sonuç olarak, salgın öncesi aralarında eş bütünleşik bir hareket olmayan Bitcoin, Euro ve WTI ham petrol fiyatları arasında ortak bir davranış şekli gelişmiş ve eş bütünleşik hareket etmeye başlamışlardır. Bundan sonraki dönemin takip edilmesi ve analizlerin tekrarlanması ile bu ilişkiler dinamik hale getirilmelidir. İncelenen değişkenler çeşitlendirilerek finansal sistem açısından daha doğru yorumlar elde edilebileceği ve literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- AKEL, V. (2015), “Kırılgan Beşli Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme Analizi”, Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 11:24.
- ARI, Y., (2019), The Impact Of The Cogarch Filtered Forex Volatility On B1st-100 Index, VI International Conference on Applied Economics and Finance & Extended With Social Sciences, November 16-17, 2019 / Burhaniye / Balıkesir (Turkey)

- ARI, Y., (2020), Volatility Transmission Model Using DCC-GARCH Representation, Studies at the Crossroads of Management & Economics, Book Chapter/18, İstanbul, Türkiye
- BALCILAR, M., BOURI, E., GUPTA, R., ve D. ROUBAUD, (2017), “Can volume predict Bitcoin returns and volatility?” A quantiles-based approach, *Econ. Model.* 64, 74–81.
- BLAU, B.M. (2017), “Price dynamics and speculative trading in bitcoin”, *Res. Int. Bus. Finance* 41, 493–499.
- BOURI, E., AZZI, G., and DYHRBERG, A. H., (2016/a), “On the Return-volatility Relationship in the Bitcoin Market Around the Price Crash of 2013”, Discussion Paper No. 2016-41 | October 04
- BOURI, E., GUPTA, R., LAHIANI A. ve M. SHAHBAZ, (2018), “Testing for Asymmetric Nonlinear Short-and Long-Run Relationships Between Bitcoin, Aggregate Commodity and Gold Prices”, *Resources Policy*
- BOURI, E., GUPTA, R., TIWARI, A.K. ve D. ROUBAUD, (2017/a), “Does Bitcoin hedge global uncertainty? Evidence from wavelet-based quantile-in-quantile regressions”, *Finance Res. Lett.* 23, 87–95.
- BOURI, E., JALKH, N., MOLNÁR, P. ve D. ROUBAUD, (2017/b), “Bitcoin for energy commodities before and after the 2013 crash: diversifier, hedge or safe haven?” *Appl. Econ.* 49 (50), 5063–5073.
- BOURI, E., MOLNÁR, P., AZZI, G., ROUBAUD, D., HAGFORS, L. I., 0 (2016/b), “On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier?”, *Finance Research Letters* 1–7
- CERMAK, V., (2017), “Can Bitcoin Become a Viable Alternative to Fiat Currencies? An Empirical Analysis of Bitcoin's Volatility Based on a GARCH Model” *SSRN Electronic Journal*, January, doi: 10.2139/ssrn.2961405
- CHAREMZA, W. ve DEADMAN, D.F. (1993), *New Directions in Econometric Practice*. England: Edward Elgar Publishing Limited
- CHU, J., CHAN, S., NADARAJAH S. and OSTERRIEDER, J. (2017),” GARCH Modelling of Cryptocurrencies” *Journal of Risk and Financial Management*, October 2017
- coinmarketcap.com (Erişim tarihi 25 Mart 2020)
- DARNELL, A.C.A. (1994), *Dictionary of Econometrics*, Printed and Bound in Great Britain by Hartnolls Limited. England: Bodmin-Cornwall.
- DOĞAN, B., EROĞLU, Ö. Ve O. DEĞER, (2016), “Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği”, *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, <http://dx.doi.org/10.18074/cnuibf.258>
- doi: 10.1016/j.eswa.2017.12.004
- ENDERS, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Son, Inc. USA.
- EVGENIDIS, A. (2017), “Do all oil price shocks have the same impact? Evidence from the Euro Area, *Finance Research Letters*”, doi: 10.1016/j.frl.2017.12.013

- GRANGER, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods” *Econometrica*, 37(3), 424. doi:10.2307/1912791
- GUJARATI, D.N. (2004), *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill.
- HJALMARSSON E. ve P. ÖSTERHOLM, (2007), “Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated”, IMF Working paper, Western Hemisphere Division/07/141
- <http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2016-41>
- <http://www.ekolar.com/johansen-esbutunlesme-analizi/> Erişim tarihi: 07/05/2020
- http://www.scholarpedia.org/article/Granger_causality Erişim tarihi: 08/05/2020
- JOHANSEN, S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors.” *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12(2-3), 231–254
- PATTERSON, K. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, New York, Great Britain.
- PENG, Y., ALBUQUERQUE, P. H. M., CAMBOÏM DE S. J. M., PADULA, A. J. A. and MONTENEGRO, M. R., (2017), “The best of two worlds: Forecasting High Frequency Volatility for cryptocurrencies and traditional currencies with Support Vector Regression”, *Expert Systems With Applications*
- TIWARI, A.K., JANA, R.K., DAS, D. ve D. ROUBAUD, (2018) “Informational efficiency of Bitcoin—An extension”, *Econom. Lett.* 163, 106–109.
- ZIVOT, E. and ANDREWS, D. W. K. (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”. *Journal of Business & Economic Statistics* 10(3):251-270.