

*Araştırma Makalesi/Research Article*

## BITCOIN FİYATLARINDA EŞİK DEĞER ETKİSİ

### THRESHOLD EFFECT IN BITCOIN PRICES

Eray GEMİCİ\*

Müslüm POLAT\*\*

#### Öz


Bu çalışma, Bitcoin'in fiyat davranışını otoregresif birim kökü olan iki rejimli bir TAR modeli kullanarak araştırmaktadır. Çalışmada, durağan dışılığı ve doğrusal olmamayı eş zamanlı olarak sınavan Caner ve Hansen (2001) tarafından geliştirilen yöntem kullanılmıştır. Bu amaçla, 16.07.2010 – 27.11.2018 dönemi için (3.056 adet günlük gözlem) Bitcoin kapanış fiyatlarına ait veri seti oluşturularak Bitcoin fiyatlarının etkin olup olmadığı incelenmiştir. Elde edilen bulgular, Bitcoin fiyatlarının tüm dönem dikkate alındığında zayıf formda etkin piyasalar hipotezini desteklemektedir. Ancak rejimler arası geçiş dikkate alındığında Bitcoin fiyat serisinde iki rejim olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Birinci rejimde zayıf forma etkin piyasalar hipotezinin geçerli olduğu, ancak ikinci rejimde geçerli olmadığı tespit edilmiştir.


**Anahtar Kelimeler:** Bitcoin, Eşik Değer, TAR Model, Etkin Piyasalar Hipotezi.

#### Abstract

This study investigates the price behavior of Bitcoin using a two-regime TAR model, which is an autoregressive unit root. In the study, the method developed by Caner and Hansen (2001) was used which simultaneously tested non-stationary and non-linearity. For this purpose, the data set of Bitcoin closing prices for 16.07.2010 - 27.11.2018 period (3.056 daily observations) has been created to determine whether Bitcoin prices are efficient or not. The findings support the hypothesis that Bitcoin prices are efficient in weak form for the whole period. However, considering the switching between the regimes, it was concluded that there are two regimes in the Bitcoin price series. In the first regime, the hypothesis of efficient markets in the weak form is valid, but not in the second regime.

**Keywords:** Bitcoin, Threshold Value, TAR Model, Efficient Market Hypothesis.

\*  Dr. Öğr. Üyesi, Gaziantep Üniversitesi İslahiye İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü gemici@gantep.edu.tr

\*\*  Dr. Öğr. Üyesi, Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü mpolat@bingol.edu.tr

## **EXTENDED SUMMARY**

### **Research Problem**

The aim of this study is to test the efficiency of Bitcoin with nonlinear tests developed in recent years.

### **Research Questions**

Does Bitcoin prices support the efficient market hypothesis based on nonlinear methods?

Does the efficiency of Bitcoin change when switching between regimes?

### **Literature Review**

In recent years, there are many studies on the literature to test the efficiency of Bitcoin.

While some of these studies have yielded results with the efficient market hypothesis, some have shown results that contradict with the efficient market hypothesis. However, in most of these studies, Bitcoin's price of efficiency has been tested by linear methods.

### **Methodology**

In order to test the efficiency hypothesis of Bitcoin, a data set of Bitcoin closing prices has been created for the period 16.07.2010 - 27.11.2018 (3,056 daily observations). In the study, a two-regime TAR (k) model with autoregressive unit root proposed by Caner and Hansen (2001) was used.

### **Results and Conclusions**

Considering the switching between the regimes, Bitcoin prices did not contain unit roots in the first regime, but they were found to contain unit roots in the second regime. As a result, it has been determined that there are two regimes in the Bitcoin price series, that the efficient market hypothesis in the first regime is valid, but that it is not valid in the second regime. As can be seen from the results of this study, it is more accurate to test the efficient market hypothesis with nonlinear methods. Therefore, in the following studies, testing the efficient market hypothesis with nonlinear methods will make it possible to obtain more realistic results.

## GİRİŞ

Son on yılda Bitcoin, Ethereum, Ripple gibi çok çeşitli sanal para birimleri ortaya çıkmıştır. Bunlar arasında medyanın ve ekonomik aktörlerin dikkatini en çok çeken 2009 yılında takma adı "Satoshi Nakamoto" olarak bilinen bir kişi veya grup tarafından yayımlanan bir makalede "kişiden kişiye nakit ödeme sistemi olarak" bahsedilen Bitcoin olmaktadır.

Bitcoin'lerin oluşturulmasında ve yapılan işlemlerin kaydedilmesinde açık kaynak kodlu yazılım algoritmasına dayalı olarak küresel internet ağı kullanılmaktadır. (Ciaian vd., 2016). Bu yönüyle Bitcoin'in temel özelliği dolaşımdaki birimlerin miktarının bir kişi, grup, şirket, merkezi yönetim veya hükümet tarafından değil, bir yazılım algoritması tarafından kontrol edilmesidir.

Bitcoin ile ilgili literatür incelendiğinde Bitcoin'in güvenlik, etik ve yasal yönleri üzerine yapılan çalışmaların yanı sıra özellikle son dönemlerde Bitcoin'i ekonomik açıdan da inceleyen çalışmalar görülmektedir. Bu çalışmalardan Hong (2017) yatırım aracı olarak Bitcoin'i, (Baeck ve Elbeck, 2015; Dwyer, 2015; Dyhrberg, 2016; Balcılar vd. 2017; Philip vd. 2018; Charles ve Darné, 2018; Ardia vd. 2018) Bitcoin'in volatilitesini; (Cheung vd. 2015; Cheah ve Fry, 2015; Corbet vd. 2018) Bitcoin balonunu; Aysan vd. (2019) Jeopolitik risklerin Bitcoin'in getirisi ve volatilitesi üzerindeki etkisini; (Branvold vd. 2015; Ciaian vd. 2016; Urquhart, 2017; Demir vd. 2018; Panagiotidis, 2018) Bitcoin'in fiyat keşfi ve formasyonuna ilişkin çalışma gerçekleştirmiştir. Diğer yandan literatürde Bitcoin'in etkinliğine yönelik yapılan çalışmalar da söz konusudur. Bu çalışmaların büyük bir kısmında Bitcoin'in fiyat etkinliği doğrusal yöntemler aracılığıyla test edilmiştir. Ancak finansal piyasalarda işlem gören birçok seri doğrusal olma özelliği göstermediğinden gerçekte doğrusal özellik göstermeyen bir seriyi doğrusal yöntemlerle test etmek elde edilen bulguların tutarlılığı açısından bir sakınca yaratabilmektedir. Bu çalışmada Bitcoin'in etkinliğini son yıllarda geliştirilen doğrusal olmayan testler ile analiz ederek literatürdeki bir boşluğun doldurulması amaçlanmıştır.

Bu yönüyle çalışma, literatüre iki yönden katkı yapmaktadır. Birincisi etkin piyasalar hipotezi rejimler arası geçişi dikkate alarak sınanmıştır. İkincisi ise Bitcoin fiyatının farklı rejimlerdeki durumu incelenmiştir.

Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde düzenlenmiştir: Birinci bölümde Bitcoin'in etkinliğine yönelik yapılan çalışmalar açıklanmıştır. İkinci bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve yöntemler açıklanmıştır. Üçüncü bölümde çalışmadan elde edilen bulguları tartışılmış ve çalışma sonuç bölümü ile sonlandırılmıştır.

## 1. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Fama (1970) tarafından geliştirilen ve fiyatların mevcut tüm bilgileri tam olarak yansıtması olarak tanımlanan etkin piyasa hipotezi (EMH), finansın önemli köşe taşlarından biridir. Fama (1970), yatırımcıların gelecekteki getirileri tahmin etmek için geçmiş bilgileri kullanmadıkları durumlarda, piyasanın zayıf bir şekilde etkin olduğunu ifade etmektedir.

Son yıllarda, Bitcoin'in etkinliğini sınamaya yönelik literatür incelendiğinde birçok çalışmanın (Urquhart, 2016; Koçoğlu vd., 2016; Nadarajah ve Chu, 2017; Bariviera, 2017; Tiwari vd., 2017; Almudaf, 2018; Vidal-Tomás ve Ibañez, 2018; Jiang vd., 2018; Kristoufek, 2018; Şensoy, 2018; Caporale, 2018; Al-Yahyee vd., 2018) olduğu görülmektedir. Bu çalışmaların bazılarında etkin piyasa hipotezi ile tutarı sonuçlar elde edilirken bazılarında etkin piyasa hipotezi ile çelişen sonuçlar elde edildiği görülmektedir.

Bitcoin piyasasının zayıf formda etkinliği inceleyen ilk çalışma Urquhart (2016) tarafından yapılmıştır. Urquhart (2016), 1 Ağustos 2010- 31 Temmuz 2016 dönemine ait Bitcoin'in dolar bazlı günlük kapanış fiyatlarını kullandığı çalışmada beş farklı test kullanmıştır. Bitcoin'in etkinliğini araştırmak için örneklem dönemini 1 Ağustos 2010- 31 Temmuz 2013 ve 1 Ağustos 2013- 31 Temmuz 2016 tarihleri arasında olmak üzere iki alt döneme ayırmış ve toplamda üç dönemde incelemiştir. Çalışma sonucunda tüm örneklem dönemi için Bitcoin getirilerinin etkin olmadığına ancak ikinci alt dönemde Bitcoin getirilerinin daha rassal bir yapı sergilediği sonucuna ulaşmıştır. Bu nedenle Bitcoin'in etkin bir piyasa özelliği gösterme yönünde bir süreç izlediğini ileri sürmüştür. Bu çalışmayı takiben aynı dönem ve veri seti üzerinden

Bitcoin'in dolar bazlı günlük kapanış fiyatlarını kullanarak Bitcoin piyasasının etkinliğini 8 farklı test ile inceleyen Nadarajah ve Chu (2017), Bitcoin piyasasının zayıf formda etkin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

18/08/2011-15/02/2017 dönemi için Bitcoin getirisinin zamanla değişen uzun hafıza davranışlarının Bitcoin ve volatilité üzerindeki etkisini Hurst üssel fonksiyonu iki metot ile inceleyen Bariviera (2017), çalışma sonucunda Hurs üssel fonksiyondan elde edilen ve yeniden ölçeklendirilmiş aralığı ifade eden (R / S) istatistiğinin, uzun hafızayı tespit etmeye eğilimli olduğu, trendden arındırılmış dalgalanma analizi (DFA) yönteminin ise, zaman içinde bilgisel etkinlikteki varyasyonların 2014 öncesi ve sonrası biçiminde daha açık bir şekilde ayırt edilebilir olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu açıdan 2014 öncesi için günlük getiriler kalıcı bir davranış sergilerken, 2014 sonrası için bu durum etkin piyasa hipotezi ile tutarlı davranışlar sergilemektedir. Ayrıca çalışmada günlük volatilitédeki uzun hafıza, günlük getirilere göre daha güçlü bulunmuştur. Etkin piyasalar hipotezini uzun hafıza metodu ile inceleyen diğer bir çalışma olan Caporale (2018), Dört ana kripto para için iki farklı uzun hafıza metodu kullanmış ve 2013-2017 döneminde kripto para piyasasının etkin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Bu anlamda trend işlem stratejilerine dayanarak anormal bir getirinin elde edilebileceğini ileri sürmüştür. Benzer bir şekilde Bitcoin piyasasındaki uzun hafızanın varlığını kayan pencereler yaklaşımı ile yeni bir etkinlik endeksi ile 1 Aralık 2010- 30 Kasım 2017 dönemi için inceleyen Jiang vd., (2018), Bitcoin piyasasının etkin olmadığı ve getiri serilerinin incelenen dönemde güçlü bir kalıcılık özelliği gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır. Tiwari vd., (2017), 18 Temmuz 2010- 16 Haziran 2017 dönemi için Bitcoin fiyat etkinliğini zaman değişimlerine izin veren uzun dönem bağımlılık tahmin edicileri ile incelemiştir. Elde edilen bulgular Jiang vd., (2018)'in çalışmasından farklı olarak Bitcoin piyasasının, Nisan-Ağustos 2013 ve Ağustos-Kasım 2016 dönemlerine kadar bazı istisnalar dışında etkin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Almudaf (2018), 4 Mayıs 2015- 18 Kasım 2016 dönemi için Bitcoin yatırım ortaklığının fiyat etkinliğini incelemiştir. Çalışmada Bitcoin fiyat sapması iskonto ve prim çerçevesinde incelenmiş ve piyasa fiyatlarının, Bitcoin'lerin belirlediği net aktif değerin ortalama %44'lük bir prim değerinde olduğunu tespit etmişlerdir. Bu sapmanın fiyat etkinsizliğine yol açtığını ve arbitraj için fırsat yarattığını belirtmişlerdir. Aynı yıl bu konuda yapılan diğer bir çalışma olan Vidal-Tomás ve Ibañez (2018), Bitstamp ve Mt.Gox pazarlarında işlem gören Bitcoin'in para politikasına ve Bitcoin olaylarına nasıl tepki verdiğini olay çalışması kullanarak incelemişler ve Bitcoin'in para politikası haberlerine karşı kayıtsız olduğu yani yarı güçlü formda etkin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Diğer yandan Bitcoin'in Bitstamp ve Mt.Gox piyasalarındaki olumsuz olaylara tepki verdiği gözlenirken, sadece Bitstamp piyasasındaki olumlu haberlere tepki verdiği gözlenmiştir.

Kristoufek (2018), ABD doları ve Çin Yuanı endeksi Bitcoin piyasasının etkinliği incelediği çalışma sonucunda 2010- 2017 dönemi için her iki Bitcoin piyasasının etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Benzer şekilde Şensoy (2018), ABD doları ve Euro cinsinden Bitcoin fiyatlarında zamanla değişen zayıf formda etkinliği yüksek frekans seviyesinde permütasyon entropisini kullanarak incelemiştir. 1 Ocak 2013- 5 Mart 2018 dönemi için BTCUSD ve BTCEUR piyasasının 2016 yılı başından bu yana gün içi seviyesinde bilgisel olarak daha etkin hale geldiğini ve BTCUSD piyasasının ele alınan örneklem döneminden BTCEUR piyasasından daha etkin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bitcoin piyasasının etkinliğini altın, hisse senedi ve döviz piyasalarının etkinliği ile kıyaslayan Al-Yahyee vd., (2018), Bitcoin'in 2010 yılı ortasından 2017 yılı sonuna kadar 4 piyasa arasında en az etkin olan piyasa olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

## 2. YÖNTEM

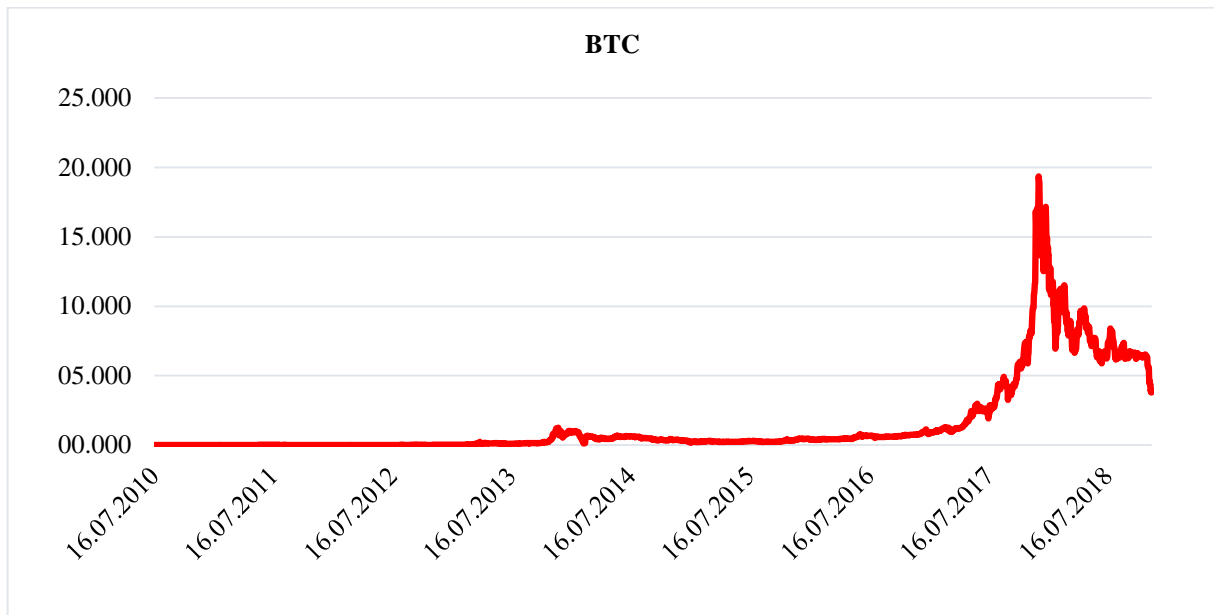
Bitcoin'in etkinlik hipotezini sınamak için 16.07.2010 – 27.11.2018 dönemi için (3.056 adet günlük gözlem) Bitcoin kapanış fiyatlarına ait veri seti oluşturulmuştur. Bitcoin fiyat verileri <https://finance.yahoo.com/quote/BTC-USD/> adresinden elde edilmiş ve parametrelerin tahmininde GAUSS 10 yazılımı kullanılmıştır. Tablo 1 Bitcoin fiyat serisine ilişkin tanımlayıcı istatistikleri göstermektedir. Bitcoin fiyat serisine ilişkin zaman yolu grafiği Grafik-1'de sunulmuştur.

**Tablo 1. Bitcoin fiyat serilerine ait tanımlayıcı İstatistikler**

İstatistikler	BTC
n	3056
Ortalama	1523.52
Std. Sapma	2984.974
Maksimum	19345.49
Minimum	0.04951
Çarpıklık	2.610323
Basıklık	10.01869
ADF	-1.913925
PP	-1.83091
JB Testi [p-değeri]	9743.175 [0.000]

Not: JB istatistiği sıfır hipotezin seri normal dağılır şeklinde kurulduğu Jarque-Bera normallik testini ifade etmektedir.

Tablo 1 incelendiğinde çalışmada ele alınan dönem kapsamında Bitcoin fiyatının gerçekleşen maksimum fiyatının 19345 dolar civarında olduğu, minimum fiyatının ise 0.049 dolar olarak gerçekleştiği görülmektedir. Ortalama fiyatın ise 1523 dolar olduğu görülmektedir. Fiyat serilerinin durağan olup olmadığı ADF ve PP birim kök testleri ile araştırılmış ve her iki birim kök testi sonucunda fiyat serilerinin durağan olmadığı tespit edilmiştir.



**Grafik 1:** Bitcoin kapanış fiyatları (16.07.2010 – 27.11.2018)

Grafik 1 incelendiğinde Bitcoin fiyatlarının 2013 sonuna kadar yatay bir seyir izlediği, 2013 yılı sonunda hafif bir kıvılcama gösterdiği ancak sonra 2017 yılının ortalarına kadar yatay seyrine devam ettiği anlaşılmaktadır. 2017 yılının ortasında ise çok hızlı bir yükselişle 20.000 Dolar seviyesine kadar çıktığı sonrasında tekrar inişe geçtiği görülmektedir.

Çalışmada SETAR tipi birim kök testi olan ve Caner ve Hansen (2001) tarafından önerilen otoregresif birim kökü olan iki rejimli bir TAR (k) modeli kullanılmıştır.

SETAR tipi modeller için iki rejim arasındaki geçiş, serinin gecikmeli değerine bağlı olarak spesifik bir eşik değer almaktadır (Şahin, 2013: 42).

Eşik değerli otoregresif model;

Eşik değerli otoregresif model;

$$\Delta \text{BTC}_t = \theta'_1 x_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + \theta'_2 x_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Burada;

BTC;  $t = 1, \dots, T$ , olmak üzere Bitcoin fiyat serisini göstermektedir,

$$x_{t-1} = (\text{BTC}_{t-1} r'_t \Delta \text{BTC}_{t-1} \dots \Delta \text{BTC}_{t-k})';$$

$1_{\{\cdot\}}$ : gösterge fonksiyonunu,

$\varepsilon_t$ : Bağımsız ve özdeş dağılan hata terimini;

$Z_t = BTC_t - BTC_{t-m}$  bazı gecikme parametrelerini;

$m \geq 1$ , eşik değer değişkenini;

$r_t$ : kesme ve olası zaman trendini içeren deterministik bileşenler vektörü

$k \geq 1$ : otoregresif dereceyi göstermektedir.

Eşik değeri gösteren ( $\lambda$ ) bilinmemektedir ve bu değer  $\lambda \in \Lambda = [\lambda_1, \lambda_2]$ , aralığında  $P(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0$  ve  $P(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1$  olasılıkları ile değerler almaktadır.

$\pi_1$  ve  $\pi_2$ ;  $\pi_2 = 1 - \pi_1$  olmak üzere simetrik bir yapıyı ifade etmektedir.

$\theta_1$  ve  $\theta_2$  terimleri,

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix}, \quad \theta_2 = \begin{pmatrix} \rho_2 \\ \beta_2 \\ \alpha_2 \end{pmatrix},$$

şeklinde ifade edilebilir.  $\rho_1$  ve  $\rho_2$ ,  $BTC_{t-1}$ 'in eğim parametrelerini ifade etmektedir.

$\beta_1$  ve  $\beta_2$  deterministik bileşenlerin eğim parametrelerini ifade etmektedir.

$\alpha_1$  ve  $\alpha_2$  ise iki rejimde yer alan ( $\Delta BTC_{t-1} \dots \Delta BTC_{t-k}$ )'in eğim parametreleridir.

TAR model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Her bir  $\lambda \in \Lambda$ , için denklem 1 EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Şöyle ki;

$$\Delta BTC_t = \hat{\theta}'_1(\lambda) x_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + \hat{\theta}'_2(\lambda) x_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda). \quad (2)$$

Eşik değeri ( $\lambda$ )'nin en küçük kareler ile tahmini hata terimleri varyansını minimize edilmesiyle elde edilmiştir;

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \sigma^2(\hat{\lambda}) \quad (3)$$

Eşitlik 1'de yer alan TAR modelin tahmininde, hem eşik değeri etkisinin olup olmadığını hem de  $BTC_t$ 'nin durağan olup olmadığını araştırabiliriz.

Model tahmini bu şekilde yapıldıktan sonra önemli olan nokta öncelikle doğrusal modele karşı doğrusal olmayan modelin test edilmesidir. Yani doğrusal olmamanın belirlenmesidir.

Eşik değeri etkisinin olmadığını ileri süren boş hipotez (sürecin doğrusal olması)  $H_0 = \theta_1 = \theta_2$  ve sürecin doğrusal bir yapı sergilediğini ileri süren alternatif hipotezin sınanması için Caner ve Hansen tarafından önerilen;

$$W_T = W_T(\hat{\lambda}) = \sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\hat{\lambda})$$

Standart wald istatistiği kullanılmaktadır.

$\sup_{\lambda \in \Lambda} W_T(\hat{\lambda})$  standart olmayan asimtotik bir dağılıma sahip olduğundan asimtotik kritik değerleri ve p değerlerini hesaplamak için özyineleme (bootstrap) yöntemi kullanılmaktadır.

Boş hipotez ret edilemediğinde seride eşik değeri etkisinin olmadığını ve iki rejim arasında ( $\theta_1 = \theta_2$ ) için  $\theta$  katsayısı vektörlerinin türdeş olduğunu söyleyebiliriz.

Sürecin durağanlığı,  $BTC_t$ 'nin gecikmeli değerleriyle ilişkili olarak  $\rho_1$  ve  $\rho_2$  parametrelerine bağlı olmaktadır. Bu nedenle,  $\rho_1$  ve  $\rho_2$  parametreleri,  $BTC_t$ 'nin durağanlığını kontrol ettikleri için özellikle önemlidir. Sürecin durağanlığı,  $BTC_t$ , iki şekilde sağlanabilir. İlk durumda, boş hipotez  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$  şeklindeyken alternatif hipotez  $H_1: \rho_1 < 0$  ya da  $\rho_2 < 0$  şeklindedir. Eğer  $H_0$  kabul edilirse, Bitcoin fiyatlarının her iki rejimde de durağan olduğunu ileri süren alternatif hipoteze karşı Bitcoin fiyatlarının her

iki rejimde için birim köklü olduğunu söyleyebiliriz. Diğer durumda ise  $H_0$  ve  $H_1$  arasında kalan  $H_2$ :  $\rho_1 < 0$  ve  $\rho_2 = 0$  ya da  $\rho_1 = 0$  ve  $\rho_2 < 0$  durumlarını içeren kısmi birim kök durumudur.  $H_2$  altında, süreç durağan değildir, ancak klasik bir birim kök işlemi değildir. Eğer  $H_2$  kabul edilirse, süreç durağan dışıdır ancak bu durağan dışı süreç geleneksel anlamda birim köklü bir süreç değildir. Bu durumda,  $BTC_t$  süreci bir rejimde birim köklü bir süreç, diğer rejimde durağan bir süreç gibi davranırdı.

Bu durumları ayırt edebilmek amacıyla kısıtsız alternatif hipoteze karşı ( $\rho_1 \neq 0$  ya da  $\rho_2 \neq 0$ )  $H_0$  için Wald istatistiği;

$$R_{2T} = t_1^2 + t_2^2$$

Alternatif hipotezler  $H_1$  ve  $H_2$  'nin tek yönlü olması nedeniyle, Caner ve Hansen, iki yönlü istatistiklerin, tek yönlü istatistiklere karşı düşük güce sahip olabileceğini ve basit tek yönlü Wald istatistiğini önermektedir.

Dolayısıyla durağanlık için  $H_0$  'ı tek yönlü alternatif hipoteze ( $\rho_1 < 0$  ve  $\rho_2 < 0$ ) karşı sınavan Wald istatistiği;

$$R_{1T} = t_1^2 1_{\{\hat{\rho}_1 < 0\}} + t_2^2 1_{\{\hat{\rho}_2 < 0\}}$$

$R_{1T}$  istatistiksel olarak anlamlı ise, birim kök durağanlık lehine reddedilebilir. Ancak bu,  $H_1$  'in durağanlık durumu ve  $H_2$  'nin kısmi durağanlık durumu arasına ayırım yapamaz. Bu durum için Hansen (2001)  $\hat{\rho}_1$  ve  $\hat{\rho}_2$  için en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilen 2 nolu denklemden elde edilen bağımsız  $t$  istatistiklerinin ( $t_1$  ve  $t_2$ ) sınavmasının gerektiğini ileri sürmüştür. Burada test istatistiklerinin büyük değerleri için reddedileceği durumunu sağlamak için  $t$  istatistiklerinin negatif olduğu durumu ( $-t_1$  ve  $-t_2$ ) dikkate almışlardır. Eğer  $-t_1$  veya  $-t_2$  'den sadece biri istatistiksel olarak anlamlıysa, bu  $H_0$ ,  $H_1$  ve  $H_2$  arasında ayırım yapmamıza izin veren kısmi birim kök durumu  $H_2$  ile tutarlı olacaktır.

### 3. BULGULAR

Çalışmada öncelikle doğrusal birim kök testlerinden Augmented Dickey - Fuller (ADF) ile sınav yapılmış ancak kabul gören anlamlılık düzeylerinde  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Yani serinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Fakat ADF testi serinin doğrusal olduğunu varsaymaktadır. Bu nedenle serinin doğrusal olup olmadığı sınamak gerekir. Serinin doğrusal bir özellik gösterip göstermediğini sınamak için Hansen (1999) testi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 2' de verilmiştir.

**Tablo 2. Doğrusallık Sınaması (Hansen Testi Sonuçları)**

	Test İstatistiği	Özyineleme (Bootstrap) Olasılık
1vs2	19.3895	0.0095
1vs3	19.7302	0.1545

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 Bootstrap denemesi ile elde edilmiştir.

Hansen (1999) testinde doğrusallık, iki ve üç rejime karşı sıvanır. Buradaki testlerden elde edilen sonuçlarda; birinci satırda iki rejime karşı doğrusallık sıvanmış ve doğrusallığın varlığını kabul eden  $H_0$  hipotezi reddedilerek serinin iki rejimli olduğuna karar verilmiştir. İkinci satırda ise üç rejime karşı doğrusallık sıvanmış ve doğrusallığın varlığını kabul eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla üç rejimi iki rejime karşı sınavmaya gerek kalmadan serinin iki rejimli olduğu kabul edilmiştir.

Serinin doğrusal olmadığı belirlendikten sonra seride birim kökün varlığını doğrusal olmayan testlerle sınamak gerekir. Ayrıca Hansen (1999) testi SETAR tipi bir test olduğu için birim kök testi de SETAR tipi olmalıdır. Bu sebeple birim kök sınavması Caner ve Hansen (2001) testi ile yapılmıştır. Bu testte öncelikle serilerin doğrusallığı Wald testi ile sıvanmaktadır. Wald testi sonuçları Tablo 3' te sunulmuştur.

**Tablo 3. Eşik Değer Testi, Kısıtlanmamış Model**

M	W <sub>T</sub>	Özyineleme (Bootstrap) kritik değerler			Bootstrap p-değeri
		10%	5%	1%	
1	1050	56.7	62.9	78.9	0.000
2	440	57.4	64.3	84.5	0.000
3	653	56.9	63.6	85.7	0.000
4	873	57.5	64.3	86.7	0.000
5	985	56.9	63.9	84	0.000
6	763	57.2	63.5	83.2	0.000
7	791	57.2	65.1	81.6	0.000
8	612	56.9	64.5	81.7	0.000
9	583	57.1	63.5	84	0.000
10	628	56.8	63.5	84.1	0.000
11	986	56.9	64	83.8	0.000
12	859	57.1	63.7	84.4	0.000
13	817	56.9	63.1	85.1	0.000
14	666	56.5	63	83.6	0.000
15	727	55.9	61.8	80.9	0.000
16	728	55.9	62.2	80.6	0.000
17	709	55.9	62.1	79.3	0.000
18	639	55.4	62	78.1	0.000
19	649	55.3	62	79.5	0.000
20	545	55.1	61.8	78.7	0.000
21	585	55.3	61.8	77.4	0.000
22	495	55.3	61.3	77.3	0.000
23	582	55.2	61.1	77.1	0.000
24	574	55.1	60.8	75.2	0.000
25	533	54.8	60.3	75.5	0.000
26	507	54.5	60.2	74	0.000
27	372	54.6	60.3	73.8	0.000
28	388	53.7	59.9	72.7	0.000

Notlar:

1. Bootstrap olasılık değerleri 5.000 bootstrap denemesi ile elde edilmiştir.
2. Maksimum gecikme uzunluğu  $12 * \left(\frac{T}{100}\right)^{0.25}$  formülü ile 28 olarak hesaplanmıştır.
3. Tabloda M, gecikme uzunluğunu ve W<sub>T</sub>, Wald istatistiğini ifade etmektedir.

Wald testi ile 1'den 28'e kadar gecikme parametresi için hesaplanmış Wald istatistik değerleri bütün gecikme uzunluklarında %1 anlamlılık düzeyindeki kritik bootstrap değerlerinden daha yüksek olduğundan AR model TAR model lehine reddedilmiştir. Burada m'nin belirsiz olmasına yapılan eleştirilerden kaçınmak için Caner ve Hansen (2001) kalıntı kareler toplamını minimum yapan m gecikme uzunluğunun alınmasını önermektedir. Wald istatistiği kalıntı kareler toplamının bir fonksiyonu olduğundan, Wald istatistik değerini maksimize eden m gecikme uzunluğu ile kalıntı kareler toplamını minimum eden m gecikme uzunluğu aynıdır. Burada Wald istatistik değerini (W<sub>T</sub> = 1050) maksimum yapan gecikme uzunluğu 1'dir. Dolayısıyla uygun model olarak bu model (m=1) seçilmiş ve yeniden yapılan tahminde 1. gecikme uzunluğunda bootstrap olasılık değeri %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç Hansen (1999) sonuçlarını destekleyerek serinin doğrusal olmadığına karar verilmiştir. Serinin eşik değerli olduğuna karar verdikten sonra R1T, R1T, t1 ve t2 birim kök istatistikleri 1'den 28'e kadar her bir gecikme uzunluğu için hesaplanarak elde edilen sonuçlara ait özyineleme (Bootstrap) ve Asimetrik olasılık değerleri Tablo 4'de sunulmuştur.



Tablo 4. Birim Kök Testi

m	R <sub>1T</sub>		R <sub>2T</sub>		t <sub>1</sub>		t <sub>2</sub>	
	Özyineleme	Asimetrik	Özyineleme	Asimetrik	Özyineleme	Asimetrik	Özyineleme	Asimetrik
1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.892	0.954
2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
3	0.105	0.202	0.005	0.006	0.038	0.102	1.000	0.062
4	0.107	0.211	0.113	0.232	0.900	0.950	0.036	0.108
5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.403	0.760
6	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.908	0.944
7	0.091	0.184	0.102	0.212	0.090	0.264	0.259	0.588
8	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.358	0.713
9	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.252	0.572
10	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000
11	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000
12	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
13	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
14	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.194	0.463
15	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.674	0.936
16	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004	0.007	0.003	0.005
17	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
18	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.563	0.888
19	0.001	0.000	0.001	0.001	0.004	0.009	0.044	0.101
20	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.732	0.951
21	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.089	0.225
22	0.015	0.022	0.017	0.027	0.015	0.038	0.242	0.539
23	0.085	0.152	0.093	0.176	0.142	0.362	0.163	0.383
24	0.556	0.770	0.585	0.831	0.250	0.562	0.766	0.957
25	0.223	0.386	0.239	0.434	0.088	0.234	0.715	0.947
26	0.353	0.557	0.315	0.541	0.135	0.348	0.946	0.909
27	0.032	0.054	0.003	0.003	0.009	0.024	1.000	0.128
28	0.968	0.996	0.978	1.000	0.896	0.950	0.741	0.953

Not: Özyineleme (Bootstrap) olasılık değerleri 5.000 bootstrap denemesi ile elde edilmiştir.

Uygun gecikme sayısı 1 olarak bulunduğu birim kök için bu gecikme uzunluğundaki olasılık değerlerine bakmak gerekir. Tablo 4'te 1 gecikme uzunluğundaki olasılık değerleri incelendiğinde tek taraflı (R1T) ve çift taraflı (R2T) olasılık değerleri incelendiğinde %1 önem düzeyinde H<sub>0</sub> hipotezinin reddedildiği ve serinin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Birinci rejimdeki birim kökü sınamak için kullanılan t<sub>1</sub> istatistik değerine ait olasılık değerinden birinci rejimde de %1 önem düzeyinde H<sub>0</sub> hipotezinin reddedildiği görülmektedir. İkinci rejim için birim kök sınamasında kullanılan t<sub>2</sub> istatistik değerlerinin olasılık değerlerinden ise ikinci rejim için H<sub>0</sub> hipotezinin reddedilemediği ve bu rejimde serinin birim kök içerdiği belirlenmiştir.

Tablo 5. TAR modeli Sonuçları

Açıklayıcı	Eşik Değer ( $\lambda$ ) = 20	Katsayıların eşitliliği testi
------------	-------------------------------	-------------------------------

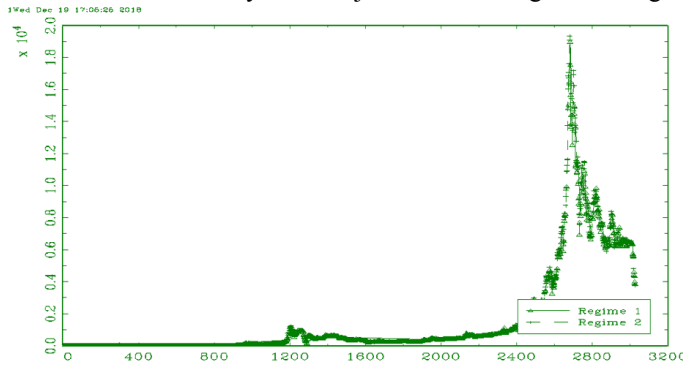
değişkenler	$Z_{t-1} < \hat{\lambda}$ (2610 - %86.2)		$Z_{t-1} \geq \hat{\lambda}$ (417- %13.8)		Wald istatistikleri	Özyineleme olasılık değerleri
	Katsayı	St. Hata	Katsayı	St. Hata		
Sabit	6.800	2.086	2.680	0.225	0.112	0.801
$Y_{t-1}$	-0.012	-6.524	0.001	0.313	18.000	0.000
$\Delta Y_{t-1}$	-0.118	-3.598	0.036	1.041	10.500	0.005
$\Delta Y_{t-2}$	0.017	0.735	-0.136	-5.211	19.400	0.004
$\Delta Y_{t-3}$	-0.078	-3.585	0.326	11.685	131.000	0.000
$\Delta Y_{t-4}$	-0.137	-5.394	0.055	2.280	30.000	0.001
$\Delta Y_{t-5}$	-0.017	-0.615	0.297	13.439	76.600	0.000
$\Delta Y_{t-6}$	0.117	4.398	-0.031	-1.301	17.300	0.001
$\Delta Y_{t-7}$	0.008	0.351	-0.084	-2.675	5.650	0.059
$\Delta Y_{t-8}$	0.060	2.222	0.032	1.326	0.590	0.491
$\Delta Y_{t-9}$	0.014	0.534	0.071	3.052	2.760	0.137
$\Delta Y_{t-10}$	-0.094	-3.715	0.163	7.026	55.800	0.000
$\Delta Y_{t-11}$	-0.086	-3.895	0.043	1.578	13.600	0.004
$\Delta Y_{t-12}$	-0.094	-4.150	-0.073	-2.676	0.363	0.585
$\Delta Y_{t-13}$	-0.070	-3.004	-0.048	-1.843	0.391	0.557
$\Delta Y_{t-14}$	-0.103	-4.578	0.102	3.709	33.400	0.000
$\Delta Y_{t-15}$	-0.117	-5.065	0.174	6.905	72.400	0.000
$\Delta Y_{t-16}$	-0.156	-6.240	-0.038	-1.508	11.100	0.014
$\Delta Y_{t-17}$	0.112	4.891	-0.027	-1.007	15.400	0.002
$\Delta Y_{t-18}$	0.002	0.074	0.128	4.689	12.400	0.008
$\Delta Y_{t-19}$	0.016	0.703	0.122	5.191	10.200	0.014
$\Delta Y_{t-20}$	0.114	5.044	0.190	7.393	4.950	0.060
$\Delta Y_{t-21}$	-0.121	-5.602	0.182	6.920	78.800	0.000
$\Delta Y_{t-22}$	0.005	0.207	0.059	2.257	2.480	0.177
$\Delta Y_{t-23}$	-0.049	-2.084	0.062	2.472	10.400	0.015
$\Delta Y_{t-24}$	-0.110	-4.783	0.019	0.730	13.700	0.008
$\Delta Y_{t-25}$	0.093	3.485	-0.035	-1.477	12.900	0.007
$\Delta Y_{t-26}$	0.074	3.153	-0.119	-4.779	31.700	0.000
$\Delta Y_{t-27}$	-0.051	-2.052	-0.148	-6.116	7.800	0.032
$\Delta Y_{t-28}$	-0.189	-7.778	0.090	3.892	68.800	0.000

Not: Özyineleme (Bootstrap) olasılık değerleri 5.000 bootstrap denemesi ile elde edilmiştir.

En küçük kareler tahmincisine ait sonuçlar Tablo 5’te verilmiştir. Hesaplanan eşik değer noktası 20’dir. Bu, regresyonun TAR modelini bu noktanın altı ve üstü şeklinde ikiye ayırdığını göstermektedir. Eşik değer altı birinci rejimi ifade etmektedir. Birinci rejim, Bitcoin fiyatlarındaki günlük artış 20 Doların altında olduğu durumda geçerlidir ve serideki 2610 gözlem (%86.2) bu rejimde kalmaktadır. İkinci rejim ise Bitcoin fiyatlarındaki günlük artışın 20 doların üstünde olduğu durumdur ve 417 (%13.8) gözlemin bu rejimde olduğu görülmektedir. Ayrıca  $\Delta Y_{t-1}$ ’den  $\Delta Y_{t-28}$ ’e kadar bazı katsayıların anlamsız olmasıyla birlikte birçoğunun anlamlı olduğu görülmektedir.

Grafik 2’de Bitcoin fiyatına ait verilerin iki rejime ayrıldığı görülmektedir. Bu grafik, Bitcoin fiyatının genel seyrinin yatay olduğunu, ancak 2017 yılının ortasındaki hızlı yükselme ve sonrasındaki hızlı düşüşün genelde ikinci rejimde olduğunu göstermektedir.

**Grafik 2:** Bitcoin Fiyatının Rejimlere Göre Dağılım Grafiği



Not: Grafikte yatay eksen gözlem sayısını ve dikey eksen Bitcoin fiyatını göstermektedir.

## SONUÇ

Son dönemlerde alternatif bir ödeme aracı olarak ortaya çıkan dijital paralardan en önemlisi ve piyasa değeri açısından en yükseği olan Bitcoin, yatırımcılar açısından oldukça önemsenmektedir. Özellikle 2017 yılının ikinci yarısındaki yükselişi ile bütün dikkatleri üzerine çekmeyi başarmıştır. Fakat bu yükselişle yatırımcılarını mutlu ettiği kadar devamındaki düşüşle de büyük bir hayal kırıklığına uğratmıştır. Bitcoin, bir taraftan yatırımcıların servetini katlayan bir yatırım aracı olarak görünürken diğer taraftan servetlerini tüketen bir kumar olarak algılanmaktadır. Bu sebeple yatırımcılar Bitcoin piyasaları hakkında daha fazla bilgi sahibi olmak istemektedirler. Bu bağlamda Bitcoin piyasalarının etkinliğinin bilinmesi yatırımcılar açısından son derece önem arz etmektedir.

Bu çalışmada Bitcoin'in etkin piyasalar hipotezi bağlamında geçerliliği sınanmıştır. Çalışmalarda etkin piyasalar hipotezi genellikle doğrusal yöntemlerle sınanmaktadır. Ancak gerçek hayatta ekonomik veriler çoğu zaman doğrusal özellik taşımazlar. Bu çalışmanın başında da ADF ve PP birim kök testleri ile serilerin durağanlığına bakılmış ve serilerin birim kök içerdikleri belirlenmiştir. Serinin doğrusallığı Hansen (1999) testi ile sınanmış ve serinin iki rejimli olduğu saptanmıştır. Devamında uygulanan Caner ve Hansen (2001) birim kök testi de serinin doğrusal olmadığını teyit etmiştir. Bu testten elde edilen sonuçlara göre seri bir bütün olarak ele alındığında birim kök içermediği; ayrı rejimler şeklinde ele alındığında ise birinci rejimde birim kök içermemesine rağmen ikinci rejimde birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Serideki eşik değer 20 Dolar olarak belirlenmiştir. Yani serideki günlük değişim 20 doların altında olduğunda seri birinci rejimde, üstünde olduğunda ise ikinci rejimdedir. Serideki gözlemlerin %86.2'si (2610) birinci rejimde, %13.8'i (417) ise ikinci rejimde yer almaktadır. Dolayısıyla Bitcoin fiyatlarındaki artış 20 doların altında olduğu dönemlerde Bitcoin piyasasının zayıf formda etkin olduğu ancak artışın 20 Doları geçtiği zaman etkin olmadığı anlaşılmaktadır. Grafik 2'de görüldüğü üzere serinin patlama yaptığı 2017 yılında gözlemlerin genelde ikinci rejimde olduğu, sair dönemlerde ise genelde birinci rejimde olduğu anlaşılmaktadır. Buradan hareketle etkin piyasalar hipotezinin seri patlama yaptığı yılda geçerli olmadığı ancak diğer yıllarda geçerli olduğu ifade edilebilir.

Bitcoin'in fiyatı düşünüldüğünde günlük 20 Dolarlık bir değişim normal kabul edilebilir. Ancak 20 Doları geçen artışlar piyasada spekülasyon veya manipülatif hareketlerin bulunabilme ihtimalini güçlendirmektedir. Fiyatlardaki oynaklığın arttığı dönemlerde geleceği tahmin etmek daha güç olmaktadır. Bu sebeple birinci rejimden farklı olarak ikinci rejimde piyasanın etkin olmadığı belirlenmiştir.

Bu çalışmadan elde edilen sonuçlardan anlaşıldığı üzere etkin piyasalar hipotezinin doğrusal olmayan yöntemlerle sınanması daha doğru sonuçlar vermektedir. Dolayısıyla bundan sonraki çalışmalarda etkin piyasalar hipotezini doğrusal olmayan yöntemlerle sınamak daha gerçekçi sonuçlar almayı mümkün kılacaktır.

**KAYNAKLAR**

- AL-YAHYAEE, K. H., MENSİ, W., YOON, S. M. (2018), Efficiency, multifractality, and the long-memory property of the Bitcoin market: A comparative analysis with stock, currency, and gold markets. *Finance Research Letters*, 27, 228-234.
- ALMUDHAF, F. (2018), Pricing efficiency of Bitcoin trusts. *Applied Economics Letters*, 25(7), 504-508.
- ARDIA, D., BLUTEAU, K., RUEDE, M. (2019), Regime changes in Bitcoin GARCH volatility dynamics. *Finance Research Letters*, 29, 266-271.
- AYSAN, A. F., DEMİR, E., GÖZGÖR, G., LAU, C. K. M. (2019), Effects of the geopolitical risks on Bitcoin returns and volatility. *Research in International Business and Finance*, 47, 511-518.
- BAEK, C., ELBECK, M. (2015), Bitcoins as an Investment or Speculative Vehicle? A first look. *Applied Economics Letters*, 22(1), 30-34.
- BALCILAR, M., BOURI, E., GUPTA, R., ROUBAUD, D. (2017), Can volume predict Bitcoin returns and volatility? A quantiles-based approach. *Economic Modelling*, 64, 74-81.
- BARIVIERA, A. F. (2017), The inefficiency of Bitcoin revisited: A dynamic approach. *Economics Letters*, 161, 1-4.
- BRANDVOLD, M., MOLNÁR, P., VAGSTAD, K., VALSTAD, O. C. A. (2015), Price discovery on Bitcoin exchanges. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 36, 18-35.
- CANER, M., HANSEN, B. E. (2001), Threshold autoregression with a unit Root. *Econometrica*, 69(6), 1555-1596.
- CAPORALE, G. M., GIL-ALANA, L., PLASTUN, A. (2018), Persistence in the cryptocurrency market. *Research in International Business and Finance*, 46, 141-148.
- CHARLES, A., DARNÉ, O. (2018), Volatility estimation for bitcoin: Replication and extension. *International Economics*.
- CHEAH, E. T., FRY, J. (2015), Speculative bubbles in Bitcoin markets? An empirical investigation into the fundamental value of Bitcoin. *Economics Letters*, 130, 32-36.
- CHEUNG, A., ROCA, E., SU, J. J. (2015), Crypto-currency bubbles: an application of the Phillips–Shi–Yu (2013) methodology on Mt. Gox bitcoin prices. *Applied Economics*, 47(23), 2348-2358.
- CIAIAN, P., RAJCANIOVA, M., KANCS, D. A. (2016), The economics of BitCoin price formation. *Applied Economics*, 48(19), 1799-1815.
- CORBET, S., LUCEY, B., YAROVAYA, L. (2018), Datestamping the Bitcoin and Ethereum bubbles. *Finance Research Letters*, 26, 81-88.
- DEMİR, E., GÖZGÖR, G., LAU, C. K. M., VIGNE, S. A. (2018), Does economic policy uncertainty predict the Bitcoin returns? An empirical investigation. *Finance Research Letters*, 26, 145-149.
- DYHRBERG, A. H. (2016), Bitcoin, gold and the dollar—A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters*, 16, 85-92.
- DWYER, G. P. (2015), The economics of Bitcoin and similar private digital currencies. *Journal of Financial Stability*, 17, 81-91.
- FAMA, E. F. (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- HANSEN, B. (1999), Testing for linearity. *Journal of economic surveys*, 13(5), 551-576.
- HONG, K. (2017), Bitcoin as an Alternative Investment Vehicle. *Information Technology and Management*, 18(4), 265-275.
- JIANG, Y., NIE, H., RUAN, W. (2018), Time-varying long-term memory in Bitcoin market. *Finance Research Letters*, 25, 280-284.
- KOÇOĞLU, Ş., ÇEVİK, Y. E., TANRIÖVEN, C. (2016). Bitcoin piyasalarının etkinliği, likiditesi ve oynaklığı. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 8(2), 77-97.
- KRISTOUFEK, L. (2018), On Bitcoin markets (in) efficiency and its evolution. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 503, 257-262.
- NADARAJAH, S., CHU, J. (2017), On the inefficiency of Bitcoin. *Economics Letters*, 150, 6-9.
- PANAGIOTIDIS, T., STENGOS, T., VRAVOSINOS, O. (2018), On the determinants of bitcoin returns: A LASSO approach. *Finance Research Letters*, 27, 235-240.
- PHILLIP, A., CHAN, J. S., PEIRIS, S. (2018), A new look at Cryptocurrencies. *Economics Letters*, 163, 6-9.

- ŞAHİN, A. (2013), Estimating money demand by a TAR model: Evidence from Turkey. *Kamu-İş Hukuku ve İktisat Dergisi*, 13(2), 35-70.
- ŞENSOY, A. (2019), The inefficiency of Bitcoin revisited: A high-frequency analysis with alternative currencies. *Finance Research Letters*, 28, 68-73.
- TIWARI, A. K., JANA, R. K., DAS, D., ROUBAUD, D. (2018), Informational efficiency of Bitcoin—An extension. *Economics Letters*, 163, 106-109.
- URQUHART, A. (2016), The inefficiency of Bitcoin. *Economics Letters*, 148, 80-82.
- URQUHART, A. (2017), Price clustering in Bitcoin. *Economics letters*, 159, 145-148.
- VIDAL-TOMÁS, D., IBAÑEZ, A. (2018), Semi-strong efficiency of Bitcoin. *Finance Research Letters*, 27, 259-265.