

Varlık Fiyat Balonları ve BIST 100 Volatilitesine Etkisi*

Reşat KARCIOĞLU**
Kübra AKYOL ÖZCAN ***

ÖZET

Günümüzde ekonomilerin, işletmelerin başarılı ve sürdürülebilir bir şekilde büyümesi için sermaye piyasaları önem arz etmektedir. USD, Euro, Bitcoin ve mevduat faizi alternatif yatırım araçları olmaları yönüyle hisse senedi piyasaları ile etkileşim içindedir. Dolayısıyla bu değişkenlerde oluşan balonların hisse senedi piyasaları ile ilişki içinde olması beklenmektedir.

Bu çalışmada 08:2010 ile 10:2022 arası aylık verilerle USD, Euro, Bitcoin, kredi risk primi ve mevduat faizi değişkenlerinde balon varlığı incelenmiştir. Ele alınan değişkenlerde balon oluşumunun varlığı durumunda bu balonların BIST 100 endeksi oynaklığına etkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Balonların varlığı Supremum Augmented Dickey-Fuller ve Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller testleri ile analiz edilirken, Threshold Autoregressive Conditionally Heteroscedastic ve Autoregressive Conditionally Heteroscedastic-Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic modelleri yardımıyla oynaklık belirlenmeye çalışılmıştır. USD, Euro, Bitcoin değişkeni için ele alınan dönem boyunca istatistiksel olarak önemli balon oluşumları söz konusu iken, CDS ve mevduat değişkeni için söz konusu dönemde istatistiksel olarak önemli bir balon oluşumu gözlemlenmemiştir. USD ve Euro değişkenlerinde meydana gelen balonların BIST 100 endeks getirisinde oynaklığı artırdığı söylenebilir. Ancak Bitcoin de yaşanan balonların istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: BIST, Fiyat Balonu, Oynaklık Modelleri

JEL Sınıflandırması: E44, G10, C58

Asset Price Bubbles and Its Effect On BIST 100 Volatility**ABSTRACT**

Nowadays, capital markets are necessary for the successful and sustainable growth of economies and enterprises. USD, Euro, Bitcoin and deposit interest interact with the stock markets as alternative investment instruments. Therefore, it is essential that the bubbles formed in these variables are in relation with the stock markets. For this study, the existence of a bubble in the dollar, euro, bitcoin, CDS, and deposit interest rate variables is analyzed using monthly data between 08:2010 and 10:2022. In the presence of bubble formation in the variables considered, it is aimed to examine the effects of these bubbles on the volatility of the BIST 100 index. The existence of bubbles is analyzed by SADF and GSADF tests, while volatility is determined by Threshold Autoregressive Conditionally Heteroscedastic ve Autoregressive Conditionally Heteroscedastic-Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic models. While there were statistically significant bubble formations for the USD, euro and bitcoin variables during the period under consideration, no statistically significant bubble formation was observed for the CDS and deposit variables during the relevant period. It can be said that the bubbles in USD and euro variables increase the volatility in the BIST 100 index return. On the other hand, it was observed that the bubbles in bitcoin did not have a statistically significant effect.

Keywords: BIST, Price Bubbles, Volatility Models

Jel Classification: E44, G10, C58

* Makale Gönderim Tarihi: 31.01.2023, Makale Kabul Tarihi: 07.04.2023, Makale Türü: Nicel Analiz

** Prof.Dr., Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, rkarcı@atauni.edu.tr, ORCID: 0000-0002-0903-3816.

*** Dr. Arş. Gör., Bayburt Üniversitesi, kubraakyol@bayburt.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1158-7017.

1. GİRİŞ

Balonlar, çöküşler ve finansal krizler ilk günlerden modern çağa kadar finansal piyasalarda tekrar eden olgular olmuştur (Brunnermeier ve Oehmke, 2013: 1222). Bir menkul kıymetin kendi değerinden bağımsız olarak spekülative hareketlere dayanan hızlı artışı balon olarak adlandırılmaktadır (Korkmaz vd., 2016: 30). Başka bir ifadeyle balon, bir veya bir dizi varlığın fiyatında sürekli olarak keskin bir artış olarak tanımlanmaktadır. Dolayısıyla ilk artış, daha fazla artış beklentileri yaratır ve yeni alıcıları çeker. Daha sonra bu yükselişi genellikle beklentilerin tersine dönmesi ve finansal krizle sonuçlanan keskin bir düşüş izler. Patlama ise balondan daha uzun ve yumuşak bir artıştır. Patlamayı bazen bir çöküş (veya panik) biçimini alan ya da alternatif olarak patlamanın krizsiz hafif bir şekilde azalması izleyebilir (Kindleberger, 1991: 20). Varlıkların temel (içsel) değerlerinde fiyatlanması gerektiğinden varlık fiyat balonları finansal piyasalar için önemlidir. Bazen varlık fiyatlarında dalgalanmalar, yükselmeler ve hızlı düşüşler yaşanabilir. Bu da balon adı verilen varlıkların temel değerlerinden ciddi sapmalara neden olmaktadır. Tarih boyunca varlık fiyatlarında temel göstergeler ile açıklanamayan fiyat artışları (balonlar), yatırımcılara servetlerini artırmaları için muazzam fırsatlar sunmuştur. Balon oluşumlarından sonra varlık fiyatlarında müteakip düşüşler de servette aşırı kayıplara yol açmıştır (Sertaş ve Uluöz, 2022: 144).

Finans tarihi birçok açıdan yükselişlerin, düşüşlerin ve balonların tarihi olarak adlandırılabilir. “Hollanda Lale Çılgınlığı” (1634-1637), “Fransız Mississippi Balonu” (1719-20), “Birleşik Krallık’taki Güney Denizi Balonu (1720)”, “Latin Amerika Kamu Borç Krizi” (1820’ler), Birleşik Krallık’taki (1840’lar) ve Amerika Birleşik Devletleri’ndeki (1870’ler) “Demiryolu Çılgınlıkları” ilk örneklerdir. Ayrıca 1929’da dünya borsalarının çöküşünün yol açtığı “Büyük Buhan”, 1980’ler ve 1990’larda ortaya çıkan gelişmekte olan ülke piyasalarındaki borsalarda yaşanan patlama ve düşüşler karşımıza çıkan diğer örneklerdir. 1990’ların sonunda hisse senedi fiyatlarında yaşanan artış çılgınlığı ve son olarak 2008 “Küresel Ekonomik Kriz” büyük varlık fiyat hareketlerinin finansal istikrara yönelik oluşturduğu tehditlere örnek olarak verilebilir (Jones, 2014: 5). Son küresel finans krizi politika yapımcıların, yatırımcıların ve araştırmacıların finansal çöküşün önlenmesine olanak tanıyan erken uyarı sinyallerini belirleyerek finansal piyasalarda biriken kırılmalıklara karşı alarm durumunda olmanın önemini ortaya koymuştur. Bu nedenle dünya çapında birçok kurum zamanında tepki verebilmek ve finansal krizin yıkıcı etkilerini hafifletmek için yaklaşan krizi tahmin etmeye yardımcı olabilecek değişkenlerdeki hareketleri izlemektedir. Birçok araştırmacı aşırı kredi büyümesi ve varlık fiyatlarındaki balonların bankacılık krizlerinin ana sebepleri arasında olduğu sonucuna varmıştır. Dolayısıyla belirli bir piyasadaki balonların başka varlıklara geçip geçmediğinin ve finansal sistemde zararlı bir ortam yaratıp yaratmayacağına incelenmesi büyük önem taşımaktadır (Dos Santos, 2020: 1).

Finansal balonlar, varlık fiyat balonları ve spekülative balonlardan oluşmaktadır. Varlık fiyat balonları yatırımcıların belirli bir varlık sınıfına akın etmesiyle oluşan ve emlak, borsa, petrol veya altın gibi çeşitli varlık sınıflarında görülebilen fiyat enflasyonlarıdır. Belirli bir varlık sınıfındaki düşük faiz oranları, bir ürün talebindeki ani artış veya piyasada belirli bir emtianın kıtlığı gibi balonların oluşumuna katkıda bulunan çeşitli faktörler bulunmaktadır. Ancak spekülative balonlar tamamen spekülasyon nedeniyle oluşmaktadır. Dolayısıyla varlık sınıfının finansal temelleri varlık enflasyonunu desteklememektedir (Çıtak, 2019:248). Literatürde ise balonlar üç farklı bakış açısıyla sınıflandırılmaktadır. İlk bakış açısı, balonların nedenlerini açıklamak için iç ve dış görüşleri vurgulamaktadır. Bu bakış açısına göre içsel

balonlar etkin bir piyasanın kaynaklarıyla ilişkili balonlara dayanmaktadır. Birinci boyutta, balonlardaki eksik ve heterojen bilgiden kaynaklanan verimsizlikler de farklı tipteki balonlar olarak belirlenmektedir. İkinci bakış açısı, balonların rasyonel ve irrasyonel olduğunu iddia etmektedir. Bu görüşe göre rasyonel balonlar rasyonel beklentiler tarafından yaratılırken, irrasyonel balonlar piyasa katılımcılarının irrasyonel düşünce ve davranışları tarafından tetiklenmektedir. Son bakış açısı ise balonları patlayıcı ve patlayıcı olmayan balonlar olarak ele almaktadır. Patlayıcı olmayan balonlar köpük gibi görünse de yanıcı değildir, patlayıcı baloncukların ise patlayıcı özellikleri yüksektir (Korkmaz vd., 2021: 1287).

Varlık fiyat balonları finansal ve makroekonomik istikrar için bir tehdit olarak görülmektedir. Ancak politika yapımcıların balonlarla nasıl başa çıkması gerektiği konusunda bir fikir birliği yoktur. Para politikasının balonlar karşısındaki rolü tartışmalıdır. Politika tartışmasında birbiriyle yakından ilişkili iki soru ortaya çıkmaktadır. Birincisi, para politikası varlık fiyatı balonlarını körüklemeye katkıda bulunuyor mu? İkincisi, para politikası balonları söndürebilir mi? Bu konuda literatürde birbirine zıt iki görüş vardır. Bir kısım araştırmacı genişletici para politikasının varlık fiyatı balonlarının ortaya çıkmasına katkıda bulunduğunu savunurken, kısıtlayıcı politikaların balonları azaltabileceğini düşünen “rüzgâra karşı yaslanma” yaklaşımından yanadır. Alternatif görüş ise balonlar ve finansal istikrar sorunları ile başa çıkmak için para politikası kullanılmasını ve makro ihtiyati araçlara güvenilmesini önermemektedir (Blot vd., 2017: 2).

Çalışma giriş, literatür, veri seti ve metodoloji, bulgular ve sonuç olmak üzere beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünde balonlar ve balon oluşumları hakkında genel bilgilere yer verilirken, literatür kısmında alan yazınından örnekler sunulmuştur. Veri ve metodoloji kısmı değişkenler, veri seti ve ekonometrik analiz yöntemleri hakkındaki bilgilerden oluşmaktadır. Çalışmanın dördüncü bölümü olan bulgular kısmında analiz sonuçları ve yorumları sunulmuştur. Son bölümde ise elde edilen analiz sonuçları ile ilgili genel değerlendirmeye yer verilmiştir. Çalışmada Dolar/TL, Euro/TL, Kredi risk primi (CDS) primi, mevduat faizi, Bitcoin fiyatı ve BIST 100 endeksinin 08:2010-10:2022 arası dönemde aylık verileri kullanılmıştır. Balon oluşumu Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF) ve Generalized SADF (GSADF) testleri yardımıyla test edilmiştir. Elde edilen analiz sonuçlarına göre balonların BIST 100 endeksinde oynaklığı sebep olup olmadığı Threshold Autoregressive Conditionally Heteroscedastic (TARCH) ve Autoregressive Conditionally Heteroscedastic (ARCH)-Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic (GARCH) modelleri aracılığıyla analiz edilmiştir.

2. LİTERATÜR

Narayan vd. (2013) çalışmalarında 01:01:1998 – 31:12:2008 dönemi için günlük zaman serisi verilerini kullanarak 589 firmanın hisse senedi fiyatlarında balon varlığını yatay kesit analizleriyle test etmişlerdir. New York Menkul Kıymetler Borsası’nda işlem gören 589 firmanın işlem hacminin ve hisse fiyatı oynaklığının varlık fiyatı balonları üzerinde istatistiksel olarak önemli etkilere sahip olduğuna dair kanıtlar elde edilmiştir. Ancak sektör bazlı hisse senetlerinden elde edilen kanıtlar farklı sonuçlar içermektedir. Elektrik, enerji, finans ve bankacılık sektörlerine ait firmalar ile küçük ölçekli firmalar için işlem hacminin balonlar üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılırken, diğer sektörler için anlamlı bir etki görülmemiştir.

Anderson ve Brooks (2014) çalışmalarında 01:1980-03:2012 arası toplam 4312 şirkete ait verilerle hisse senetlerinde balon oluşumunu test etmişlerdir. Daha büyük balonlar içeren hisse senetlerinin daha yüksek getiri sağladığı iddia edilmiştir. Sektör veya piyasanın aksine hisse senedindeki balon sapmasının standart piyasa riski, büyüklük ve değer faktörlerinden ayrı, fiyatlandırılmış bir risk kaynağı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hisse senedi getirilerindeki piyasa riskine atfedilebilecek yaygın varyasyonların çoğunun, temel unsurlar tarafından yönlendirilmek yerine balonların ortak hareketinden kaynaklandığı görülmüştür.

Asekome ve Agbonkhese (2015) çalışmalarında 1990-2013 arası yıllık verilerle Nijerya borsasında balona sebep olduğu düşünülen Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH), para arzı (M2), döviz kuru, kapasite kullanımı ve enflasyon değişkenlerinin etkisini “Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi” yardımıyla analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre GSYİH ve para arzı katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu fakat döviz kuru, kapasite kullanımı ve enflasyonun ise istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür.

Korkmaz vd. (2016) çalışmalarında altın, ABD doları/TL, Euro/TL, mevduat faizi ve BIST 100 endeksine ait 2002:01-2016:05 arası aylık verilerle ele alınan dönem içinde balon oluşumunun varlığını ve bu balonların BIST 100 endeksinde volatiliteye sebep olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışmada balonların varlığı SADF ve GSADF testleriyle analiz edilirken, oynaklık için TGARCH modeli kullanılmıştır. Çalışma sonucunda mevduat faizi ve Euro/TL’de balon olmadığı, altın, Dolar/TL ve BIST 100’de ise balonların oluştuğu görülmüştür. Altında oluşan balonların BIST 100’de volatilitiyi azalttığı, diğer yandan Dolar/TL’deki balonların ise herhangi bir anlamlı etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. BIST 100 endeksinde meydana gelen balonların endeksin volatilitisini artırdığı elde edilen bir başka sonuçtur.

Çağlı ve Evrim Mandacı (2017) çalışmalarında 11:2006-05:2016 arası dönemde haftalık BIST temettü verim oranlarına ait verileri ve oluşan balonların varlığını GSADF testi yardımıyla analiz etmişlerdir. Elde edilen analiz sonuçlarına göre ele alınan dönemde endeksin genelinde ve sektörel endekslerde balonların olduğu ve döviz kuru, reel kesim güven endeksi ile sanayi üretim endeksinin spekülative balon sayısı üzerinde anlamlı etkileri olduğu görülmüştür.

Tran (2017) çalışmasında öncelikle 1990–2009 arası dönem için Asya ve Latin Amerika’da gelişmekte olan hisse senedi piyasalarında periyodik olarak çöken hisse senedi fiyat balonlarının varlığını test etmiştir. Aylık fiyat endeksleri ve temettü verileri için RALS (Residuals-Augmented Least Squares) yöntemi ile geliştirilen yeni non-cointegration (eşbütünleşme) testi kullanılmıştır. İncelenen gelişmekte olan piyasaların çoğunda fiyat endekslerinin temettüleriyle eş bütünleşik olduğu, yani bu piyasalarda spekülative balonların bulunmadığı görülmüştür. Ayrıca Asya ve Latin Amerika bölgeleri için spekülative balonlar ile seçilen beş makroekonomik ve finansal faktör arasındaki korelasyon katsayıları hesaplanmıştır. Bulunan temel sonuç, hisse senedi piyasası açıklığının her iki bölgedeki spekülative balonlarla ilgili olarak önemli ölçüde pozitif olmasıdır. Ayrıca ticari açıklığın derecesi, Latin Amerika piyasalarındaki spekülative balonlarla negatif ve anlamlı bir şekilde ilişkili bulunurken, enflasyon Asya’daki spekülative balonlarla pozitif olarak ilişkili bulunmuştur. Kalan faktörler için spekülative balonlar ve aralarındaki ilişkilere dair kanıt elde edilememiştir.

Akkaya (2018) çalışmasında 01:2002-03:2017 arası aylık verileri kullanarak 25 farklı değişken ile BIST 100 endeks getirisi değişkeninde oluşan balonların ve bu balonların meydana gelmesine sebep olduğu düşünülen değişkenlerin belirlenmesi amacıyla Right Tailed Augmented Dickey-Fuller (RtADF), Lojistik Regresyon, Eş Bütünleşme ve Granger Nedensellik analizleri yapmıştır. BIST getiri endeksi balonları ile çalışmada yer alan değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Nedensellik analiz sonuçları incelendiğinde ihracat, reel döviz kuru, ABD doları aylık faizi ve yabancı portföylerin BIST getiri endeksi balonlarının nedeni olduğu görülmüştür.

Afşar vd. (2019) çalışmalarında 01:2005-11:2018 arası dönemde ABD doları/TL ve Euro/TL kuru verilerini ve döviz kurlarında oluşan balonların varlığını GSADF testi yardımıyla analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre ele alınan dönem içinde döviz kurlarında balon oluştuğu görülmüştür.

Çelik vd. (2019) çalışmalarında 01:2010-02:2019 arası günlük verilerle altın, gümüş ve paladyum fiyatlarında balon oluşumunun varlığını RtADF, SADF ve GSADF yöntemleriyle analiz etmişlerdir. Balonların varlığının belirlenmesinden sonra ele alınan piyasalar arası getiri ve oynaklık yayılımının varlığı VAR-EGARCH yöntemiyle test edilmiştir. Elde edilen analiz sonuçlarına göre ele alınan değişkenlerde oluşan fiyat balonlarının birbirini tetiklediği görülmüştür.

Kılıç (2020) çalışmasında 12:1994-03:2020 arası dönem için Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye borsa endekslerinde balonların varlığını GSADF testi yardımıyla analiz etmiştir. Elde edilen sonuçlara göre ele alınan ülkelerden sadece Çin borsa endeksinde üç dönemde balon tespit edilmiştir. Bu balonlardan en uzun süreni yaklaşık 270 gün olarak gerçekleştirmiştir.

Işıldak (2020) çalışmasında 06:2019-06:2022 arası günlük Bitcoin fiyat verilerini kullanarak SADF ve GSADF testleri yardımıyla kripto paralarda oluşan balon hareketlerini test etmiştir. SADF testi sonucunda 6 balon tespit edilirken, GSADF testi sonucunda 13 adet balonun varlığı belirlenmiştir. İki analiz sonucunda Bitcoin fiyatlarında 2019-2022 arası dönemde balonların varlığı görülmüştür.

Burks vd. (2021) çalışmalarında ABD ve Çin piyasalarında ortaya çıkan son üç finansal piyasa anomalisi sırasında varlık balonlarının, volatilité kümelenmesinin ve finansal bulaşmanın özelliklerini belirlemeyi amaçlamışlardır. Varlık balonlarını belirlemek için LPPL modelinden, oynaklık kümelenmesini ölçmek için DCC-GARCH modelinden ve finansal bulaşma seviyesini ölçmek için Diebold-Yılmaz oynaklık yayılma endeksi yönteminden yararlanılmıştır. S&P 500 Endeksi, SSE Bileşik Endeksi (Shanghai) ve SZSE Bileşik Endeksi (Shenzhen) günlük verileri ile yapılan analizde; Dot-Com Balonu¹ için 4 Ocak 1995 ile 30 Kasım 2004 arasındaki dönemi, Konut Balonu için 1 Aralık 2004 ile 16 Mart 2009 arasındaki dönemi ve 2015 Çin Balonu için 5 Mayıs 2014 ile 15 Eylül 2015 arasındaki dönemi kapsayan veriler kullanılmıştır. Dot-com Balonu sırasında S&P 500, Şangay ve Shenzhen Bileşik

¹ Dot-com balonu, 1990'ların sonundaki internet tabanlı şirketlere yapılan yatırımların körüklediği ABD teknoloji hisse senedi değerlerinde yaşanan hızlı yükseliştir. 1995 ile 2000 yılları arasında teknolojinin egemen olduğu Nasdaq endeksinin 1.000 puanın altından 5.000 puanın üzerine çıkmasıyla hisse senedi piyasalarının değeri bu dönemde katlanarak artış göstermiştir. (time.com, 2022)

Endeks'leri arasında çok sınırlı yayılma olduğu ve daha yakın tarihli iki krizde yani Konut krizi ve 2015 Çin Balonu'nda önemli ölçüde daha fazla yayılma etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Miao vd. (2022) çalışmalarında Q1:1990-Q4:2011 arası dönemde Meksika'da varlık balonlarını DSGE (Dinamik Stokastik Genel Denge) modeli ile analiz etmişlerdir. Varlık balonlarının güçlü bir genişleme ve yayma mekanizması sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Hisse senedi piyasasındaki yüksek oynaklığın hisse senedi piyasası ile reel ekonomi arasındaki ortak hareketi açıklamada önemli olduğu görülmüştür. Literatürde önemli bulunan uzun vadeli verimlilik şokuna ek olarak, yabancı faiz oranı şokunun Meksika ekonomisinde hisse senedi fiyatları ve makro miktar hareketlerini yönlendirmede önemli olduğunu göstermiştir. Yabancı faiz oranı şokunun Q1:1990-Q4:2011 dönemi için Meksika verilerinde borsadaki değişimin yaklaşık %20-30'unu açıkladığı sonucuna ulaşılmıştır.

3. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

Araştırmanın bu kısmında araştırmada kullanılan değişkenler, veri seti ve ekonometrik analiz yöntemleri hakkında bilgilere yer verilmektedir. Araştırma kapsamında 2010 8.ay ile 2022 10.ayını arasında Dolar, Euro, Bitcoin, CDS primi ve mevduat faizi değişkenlerinin balon oluşumları incelenip, söz konusu değişkenlerde balon oluşumu gözlemlenmesi durumunda, bu oluşumların BIST 100 Endeks Oynaklığına (Volatilite) etkilerinin incelenmesi amaçlanmaktadır. 2009 yılının küresel finans krizi sonrası dönem ve Bitcoin fiyatlarının başlangıcının 2010 Ağustos ayı olması nedeniyle veriler 2010 Ağustos ayından sonra ele alınmıştır. Bitcoin değişkeninde fiyat hareketlerinin genellikle oynak olması ve bu değişkenin borsalara alternatif yatırım aracı olarak görülmesinden dolayı modele dâhil edilmiştir. Ayrıca modeldeki diğer değişkenlerde de son dönemde aşırı fiyat hareketlerinin görülmesi ve alternatif yatırım aracı olmaları nedeniyle modele dâhil edilmişlerdir. Literatürde daha önce yapılmış olan çalışmalardan farklı olarak bu çalışmaya kripto paralar eklenmiştir. Ayrıca ele alınan dönem özellikle son 5 yıllık kısmında döviz ve CDS primlerinde ciddi artışların olması yönüyle önemlidir. Bu bağlamda ilk aşamada söz konusu değişkenler için balon oluşumları ADF (Augmented Dickey-Fuller) sağ kuyruk test türleri olan SADF ve GSADF testleri ile incelenmiştir.

Standart Dickey-Fuller Testi

Standart Dickey-Fuller testi denklem 1'deki rassal yürüyüş sürecinin birinci farkından yola çıkmaktadır. (Mert ve Çağlar, 2019: 99)

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

Denklem 1'in her iki tarafından y_{t-1} çıkarıldığında denklem 2 elde edilmektedir.

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

Denklem 3'teki tanımlamalar yapıldığında sabitsiz ve trendsiz ADF modeli olan denklem 4 elde edilmektedir.

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

Sabitsiz ADF modeli denklem 4'teki gibi ifade edilebilir.

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

Sabitli ve trendli modeller ise denklem 5 ve 6'daki gibidir.

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

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

Dolayısıyla birim kökün varlığında $\delta = \phi - 1 = 0$ olacaktır ($\phi=1$). Aksi durumda durağan olan seri için $\delta = \phi - 1 < 0$ olacaktır ($\phi < 1$). Sıfır hipotezi ve alternatif hipotez:

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

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

Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) Testi

Standart DF testi AR(1) sürecinden faydalanırken, seride daha yüksek mertebeden bir korelasyon olması durumunda hata terimleri (ε_t) temiz dizi özelliğini kaybetmektedir. ADF testi ise AR(1) sürecinden daha yüksek mertebeden korelasyonlar ile ilgili sorunu çözmek için AR(1) yerine AR(p) sürecinden faydalanarak denklemlere p . dereceden gecikmeli terimleri ekleyerek, denklem 4, 5 ve 6'daki sabitsiz, sabitli ve trendli modelleri sırasıyla denklem 7, 8 ve 9'daki gibi revize etmektedir. (Mert ve Çağlar, 2019: 100)

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

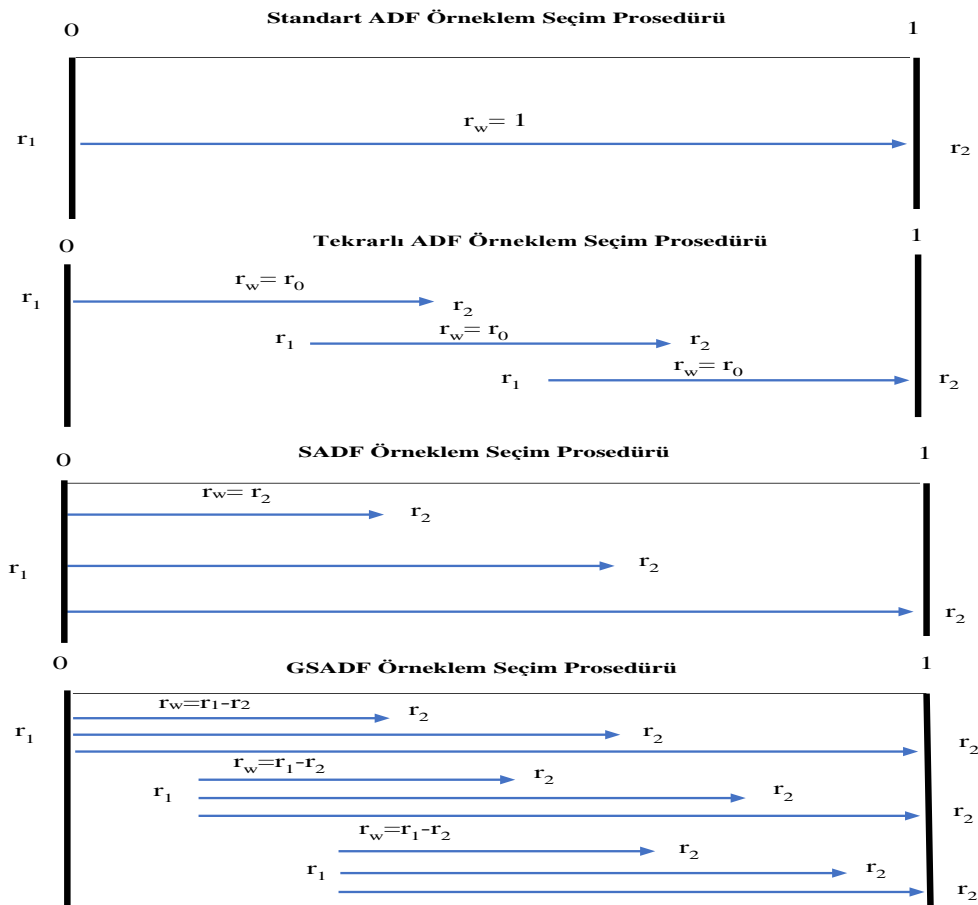
$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

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

ADF testi için birim kök hipotezleri Standart DF testi ile aynı olup, t_δ istatistiğinin asimptotik dağılım özellikleri denkleme eklenen gecikmeli fark terimlerinden etkilenmemektedir.

RADF (Rolling Augmented Dickey-Fuller), SADF(Supremum Augmented Dickey-Fuller) ve GSADF (Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller) Testleri

RADF, SADF ve GSADF testleri serilerdeki balon (Bubbles) oluşumlarını test etmeye olanak sağlayan, ADF testi prosedüründe yinelemeli sağ kuyruklu birim kök testleridir. Her üç testte de seçilen bir başlangıç noktasından seçilen bir uzunluktaki örnekleme yinelemeli şekilde uygulanan ADF sağ kuyruk testi söz konusuyken, örneklem seçim prosedürleri farklılaşmaktadır. Standart ADF testinde tüm örneklemden bir kere test istatistiği hesaplanırken, yinelemeli ADF testlerinde (RADF SADF, GSADF) veri seti zamansal boylamda kayan pencere olarak kullanılarak örneklem her yinelemede farklılaşmaktadır. Yinelemeli ADF testlerine ait örneklem seçim prosedürleri şekil 1 yardımıyla daha kolay anlaşılmaktadır. (Caspi, 2013: 6)



Şekil 1. ADF ve Tekrarlı ADF Testlerinde Örneklem Seçim Prosedürleri

Kaynak:(Philips ve Wu Y, 2011), (PCB, S, ve J, 2013)

Şekil 1 incelendiğinde Standart ADF testinde r_1 başlangıç noktasından r_2 bitiş noktasına kadar $r_w = 1$ şeklinde bir pencere boyutu ile tüm örneklem üzerinden hesaplanan bir ADF istatistiği söz konusudur. Tekrarlı örneklem ADF (RADF) testinde ise ilk gözlem (r_1)'den seçilen pencere boyutu ($r_w = r_0$) kadar ilerletilerek ulaşılan son gözlem (r_2)'ye kadar bir test istatistiğinin hesaplandığı, daha sonra her bir gözlem için kaydırılan pencerelerde söz konusu istatistik hesabının tekrarlandığı görülmektedir. SADF testinde RADF testi ile benzer şekilde pencere boyutu ($r_w = r_2$) kadar kayma söz konusu iken, test istatistiklerinin hesaplanması esnasındaki yinelemelerde örneklem (r_1) değişmemektedir. İlk örneklemden pencere boyutu

kadar ilerletilen örneklem her defasında ilk örneklemden başlatılmaktadır. GSADF testinde ise yine RADF testi ile benzer şekilde kayan pencere durumu söz konusu iken, ilk örnek her zaman sabit tutulmaktadır. Görüldüğü üzere GASDF testinde örneklem diğer testlere göre çok daha geniştir. (Baum ve Otero, 2020:8)

RADF test istatistiği denklem 10'daki gibi hesaplanmaktadır. (Caspi, 2016, s. 6)

$$\text{RADF}(r_1, r_2) = \text{Sup}\{\text{ADF}_{r_1, r_2}\} \quad (10)$$

SADF test istatistiği denklem 11'deki gibi hesaplanmaktadır. (Caspi, 2016, s. 6)

$$\text{SADF}(r_0) = \text{Sup}_{r_2 \in [r_0, 1]} \{\text{ADF}_{r_2}\} \quad (11)$$

GSADF test istatistiği denklem 12'deki gibi hesaplanmaktadır. (Caspi, 2016, s. 6)

$$\text{GSADF}(r_0) = \text{Sup}_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \{\text{BSADF}_{r_1}^{r_2}\} \quad (12)$$

Hesaplanan test istatistikleri kritik değerler ile karşılaştırıldığında balon oluşum dönemleri GSADF testi baz alınarak denklem 13'teki gibi tanımlanmaktadır (Caspi, 2016, s. 7).

$$f(\text{GSADF}) = \begin{cases} \text{Balon} = 1, \text{ Eğer } \text{BSADF}_{r_1}^{r_2} > \text{cv}_{r_2}^{\beta T_{r_2}} \\ \text{Balon} = 0, \text{ Eğer } \text{BSADF}_{r_1}^{r_2} < \text{cv}_{r_2}^{\beta T_{r_2}} \end{cases} \quad (13)$$

SADF ve GSADF test bulguları sonucunda balon oluşumu tespit edilen USD, EURO ve BITCOIN değişkenleri için GSADF test istatistikleri ve %90 güven düzeyi için hesaplanan Monte Carlo 1000 Tekrarlı Bootstrap sağ kuyruk testi kritik değerleri doğrultusunda denklem 13'teki gibi tanımlanan balon kuklaları BIST100 oynaklık serisi ile ilişkilendirilmek üzere simetrik koşullu değişen varyans modelleri olan ARCH-GARCH ve asimetrik koşullu değişen varyans modelleri olan TARARCH modellemelerine geçilmiştir.

ARMA Modeli

Koşullu değişen varyans modellerinde gerek duyulan ortalama denklem için ARMA modellemesine gidilmiştir. Ortalama denklemler için başka formların kullanımı da mümkün iken koşullu değişen varyansın modellenmesinde en etkin ortalama denklemlerin ARMA modellemesinden elde edilen optimal modeller olduğu bilinmektedir. (Çil, 2018: 425)

Serilerin kendi geçmiş şokları (AR) ve hareketli ortalamaları (MA) tarafından açıklanması prensibine dayalı ARMA modeli denklem 14'teki gibi ifade edilebilir.

$$r_t = \delta + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j} + \epsilon_t \quad (14)$$

Denklemdaki gecikmeler için optimal değerlerin belirlenmesi amacıyla Box-Jenkins yaklaşımı çerçevesinde en iyi bilgi kriteri, en az tahmin sapması, denklem karakteristik köklerinin birim çember içinde yer alması ve hata terimlerinin temiz dizi olması yönünden karşılaştırmalar yapılmıştır ve optimal model olarak ARMA(4, 4) seçilmiştir. (Box ve G.Jenkins, 1970)

TARCH Modeli

BIST100 getiri serisi için kurulan ARMA(4, 4) modelini ortalama denklem olarak kullanan ARCH modeline ait varyans denklem 15'teki gibi ifade edilebilir. (Engle, 1982)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (15)$$

GARCH modeline ait varyans denklemi ise denklem 16'daki gibidir. (Bollerslev, 1986)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (16)$$

Oynaklık ilişkisinde asimetriyi dikkate alan TARC modeli için varyans denklemi ise denklem 17'deki gibi gösterilir. (Glosten vd., 1993)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \mu_{t-k}^2 I_{t-k} \quad (17)$$

4. BULGULAR

Araştırmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Değişken Tanımlayıcı İstatistikleri

| İstatistik | BIST100 ² | USD | EURO | CDS | BITCOIN | MEVDUAT |
|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| Ortalama | 0.013 | 4.700 | 5.406 | 300.190 | 8610.414 | 12.372 |
| Medyan | 0.009 | 3.037 | 3.381 | 252.020 | 872.350 | 10.560 |
| Maksimum | 0.224 | 18.565 | 18.252 | 860.240 | 61309.600 | 24.310 |
| Minimum | -0.168 | 1.418 | 1.944 | 121.130 | 0.100 | 6.480 |
| Std. Sapma | 0.070 | 3.882 | 4.062 | 154.031 | 14560.280 | 4.340 |
| Çarpıklık (S) | 0.155 | 1.919 | 1.725 | 1.496 | 1.076 | 0.982 |
| Basıklık (K) | 3.025 | 6.427 | 5.366 | 5.019 | 6.380 | 2.958 |
| Jarque-Bera | 0.587 [0.746] | 161.069*** [0.000] | 106.459*** [0.000] | 79.224*** [0.000] | 174.308*** [0.000] | 23.489*** [0.000] |
| Gözlem Sayısı | 146 | 146 | 146 | 146 | 146 | 146 |

• *** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı simgeler.

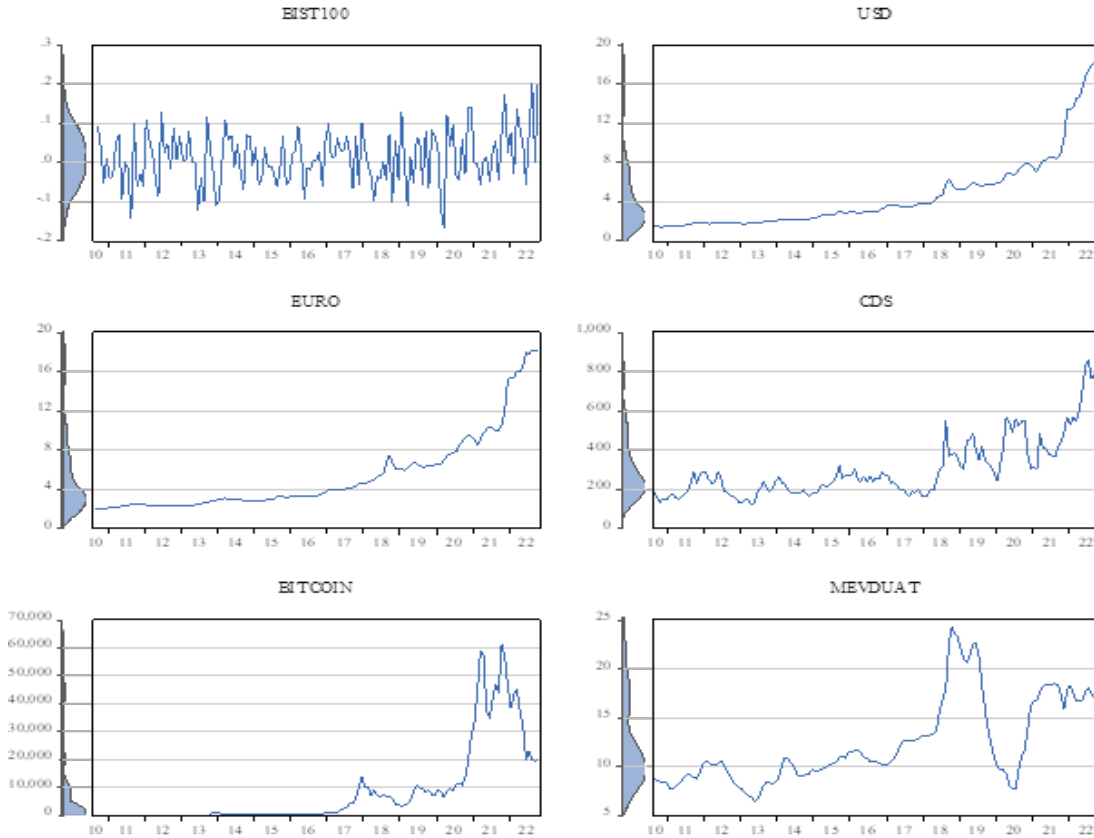
²r getiriyi simgelemek üzere BIST100 serisi için getiri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$r_{BIST100} = \ln(1 + R_{BIST100}) = \ln\left(\frac{BIST100_t}{BIST100_{t-1}}\right) = \ln BIST100_t - \ln BIST100_{t-1}$$

BIST100 getiri değişkeni minimum -0.168 ile maksimum 0.224 değerleri arasında 0.013 ortalama etrafında 0.07 standart sapma değeri ile normal dağılmaktadır (J.B=0.587, Sig.>0.10). USD değişkeni minimum 1.418 ile maksimum 18.565 değerleri arasında 4.7 ortalama etrafında 3.882 standart sapma değeri ile normale yakın dağılmaktadır (J.B=161.069, Sig.<0.10, |S|<2). EURO değişkeni minimum 1.944 ile maksimum 18.252 değerleri arasında 5.406 ortalama etrafında 4.062 standart sapma değeri ile normale yakın dağılmaktadır (J.B=106.459, Sig.<0.10, |S|<2). CDS değişkeni minimum 121.13 ile maksimum 860.24 değerleri arasında 300.19 ortalama etrafında 154.031 standart sapma değeri ile normale yakın dağılmaktadır (J.B=79.224, Sig.<0.10, |S|<2). BITCOIN değişkeni minimum 0.1 ile maksimum 61309.6 değerleri arasında 8610.414 ortalama etrafında 14560.28 standart sapma değeri ile normale yakın dağılmaktadır (J.B=174.308, Sig.<0.10, |S|<2). MEVDUAT değişkeni minimum 6.48 ile maksimum 24.31 değerleri arasında 12.372 ortalama etrafında 4.34 standart sapma değeri ile normale yakın dağılmaktadır. (J.B=23.489, Sig.<0.10, |S|<2).³

Değişkenlere ait zaman seyir grafikleri Grafik 1’de verilmiştir.

Grafik 1. Değişken Zaman Seyir Grafikleri



³ Literatürde mutlak değerce 2’den küçük çarpıklık katsayıları için manidar bir çarpıklık olmadığı ve normale yakın dağılım sağlandığı belirtilmektedir. (George & Mallery, 2010)

Grafikler incelendiğinde BIST100 getiri serisi için trendin olmadığı, USD, EURO, CDS, BITCOIN değişkenlerinde belirgin yukarı yönlü trendlerin olduğu ve MEVDUAT değişkeni için ise belirgin bir trendin olmadığı söylenebilir.

USD, EURO, CDS, BITCOIN ve MEVDUAT değişkenlerinde balon oluşumlarını incelemek amacıyla RADF, SADF ve GSADF yinelemeli sağ kuyruk testleri uygulanmıştır. Sağ kuyruk testleri için kritik değerler %90, %95 ve %99 için Monte Carlo 1000 Tekrarlı Bootstrap Sağ Kuyruk Testi Kritik Değerleri (RTMC) ve Vasilopoulos, Pavlidis, Spavound ve Martinez-Garcia (2020) Kritik Değerleri olmak üzere ayrı ayrı verilmiştir. Balon oluşumlarına ilişkin hipotez test kararları ise Monte Carlo 1000 Tekrarlı Bootstrap Sağ Kuyruk Testi Kritik Değerlerine %90, %95 ve %99 güven düzeyleri için ayrı ayrı verilmiştir. Diğer yandan dönemsel balon oluşumları için ise söz konusu dönemdeki GSADF istatistikleri dikkate alınmış olup, söz konusu dönemde GSADF test istatistiğinin %90 güven düzeyi için hesaplanan Monte Carlo 1000 Tekrarlı Bootstrap Sağ Kuyruk Testi Kritik Değerini aşması durumunda dönem için balon tanımı yapılmıştır. RADF, SADF ve GSADF Sağ Kuyruk Testi bulguları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. RADF, SADF ve GSADF Sağ Kuyruk Testi Bulguları⁴

| Değişken | Test | Test-İstatistiği | RTMC | | | TAB | | |
|----------|-------|------------------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|
| | | | 90% | 95% | 99% | 90% | 95% | 99% |
| USD | RADF | 3.3863** | 2.3318 | 2.7739 | 3.5761 | -0.4324 | -0.0803 | 0.7405 |
| | SADF | 3.7702** | 2.7017 | 3.1616 | 4.5521 | 1.0383 | 1.3560 | 1.9305 |
| | GSADF | 3.7702* | 3.6881 | 4.2186 | 5.2076 | 1.8057 | 2.1003 | 2.6317 |
| EURO | RADF | 2.4746*** | 1.4090 | 1.7544 | 2.4602 | -0.4324 | -0.0803 | 0.7405 |
| | SADF | 3.8986*** | 2.0884 | 2.5139 | 3.2174 | 1.0383 | 1.3560 | 1.9305 |
| | GSADF | 4.2029** | 3.3075 | 3.7787 | 4.9750 | 1.8057 | 2.1003 | 2.6317 |
| BITCOIN | RADF | -1.8192 | -0.4510 | -0.1509 | 0.6183 | -0.4324 | -0.0803 | 0.7405 |
| | SADF | 9.0600*** | 1.4061 | 1.8638 | 2.8317 | 1.0383 | 1.3560 | 1.9305 |
| | GSADF | 9.0600*** | 3.2742 | 3.8410 | 5.6361 | 1.8057 | 2.1003 | 2.6317 |
| CDS | RADF | -1.3152 | -0.4051 | -0.0194 | 0.8198 | -0.4324 | -0.0803 | 0.7405 |
| | SADF | -0.1356 | 1.2849 | 1.6523 | 2.4816 | 1.0383 | 1.356 | 1.9305 |
| | GSADF | 1.5816 | 2.4724 | 2.8702 | 3.9158 | 1.8057 | 2.1003 | 2.6317 |
| MEVDUAT | RADF | -2.4236 | -0.8261 | -0.5343 | -0.1068 | -0.4324 | -0.0803 | 0.7405 |
| | SADF | 1.4974 | 1.9675 | 2.3796 | 3.2849 | 1.0383 | 1.356 | 1.9305 |
| | GSADF | 3.5556 | 3.6716 | 4.2294 | 5.0665 | 1.8057 | 2.1003 | 2.6317 |

- *** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı simgeler. Testler: ADF (DF, 1976), SADF (PWY, 2011), GSADF (PSY, 2015) RTMC: Monte Carlo 1000 Tekrarlı Bootstrap Sağ Kuyruk Testi Kritik Değerleri, TAB: Vasilopoulos, Pavlidis, Spavound and Martinez-Garcia (2020) Kritik Değerleri

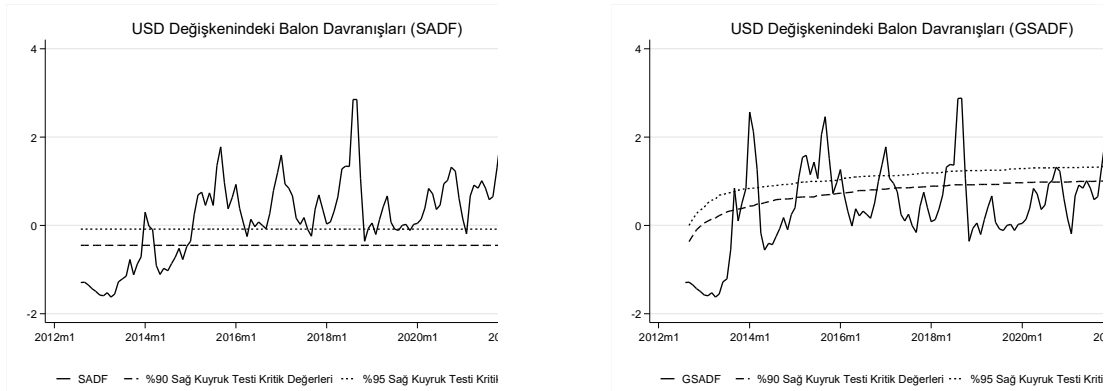
Tablo incelendiğinde USD değişkeni için RADF istatistiğine göre %95, SADF istatistiğine göre %95 ve GASDF istatistiğine göre %90 güven düzeyinde balon oluşumu olmadığı yönündeki sıfır hipotezleri reddedilmektedir. Daha açık bir ifade ile değişken için ele

⁴ Pencere genişliği $r_0 = 0.01 + 1.8\sqrt{T} = 21.76$ formülü çerçevesinde 22 olarak belirlenmiştir. (Baum & Otero, 2020, s. 12)

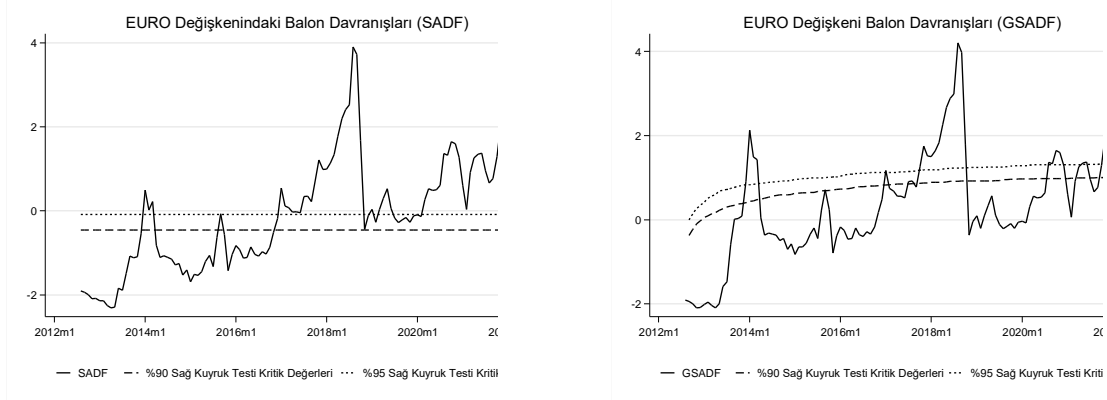
alınan dönem boyunca istatistiksel olarak önemli balon oluşumları söz konusudur. EURO değişkeni için RADF ve SADF testlerine göre %99, GSADF testine göre ise %95 güven düzeyinde balon oluşumu olmadığı yönündeki sıfır hipotezleri reddedilmektedir. Daha açık bir ifade ile değişken için ele alınan dönem boyunca istatistiksel olarak önemli balon oluşumları söz konusudur. BITCOIN değişkeni için RADF testine göre %90 güven düzeyinde balon oluşumu olmadığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilemez iken, SADF ve GSADF testlerine göre %99 düzeyinde balon oluşumu olmadığı yönündeki sıfır hipotezleri reddedilmektedir. Daha açık bir ifade ile değişken için ele alınan dönem boyunca istatistiksel olarak önemli balon oluşumları söz konusudur. CDS değişkeni için RADF, SADF ve GSADF testlerine göre %90 güven düzeyinde dahi balon oluşumu olmadığı yönündeki sıfır hipotezleri reddedilememektedir. Daha açık bir ifade ile değişken için söz konusu dönemde istatistiksel olarak önemli bir balon oluşumu gözlemlenmemektedir.

MEVDUAT değişkeni için RADF, SADF ve GSADF testlerine göre %90 güven düzeyinde dahi balon oluşumu olmadığı yönündeki sıfır hipotezleri reddedilememektedir. Daha açık bir ifade ile değişken için söz konusu dönemde istatistiksel olarak önemli bir balon oluşumu gözlemlenmemektedir. USD değişkeni için SADF ve GSADF yaklaşımları çerçevesinde yakalanan balon dönemleri Grafik 2’de gösterilmiştir.

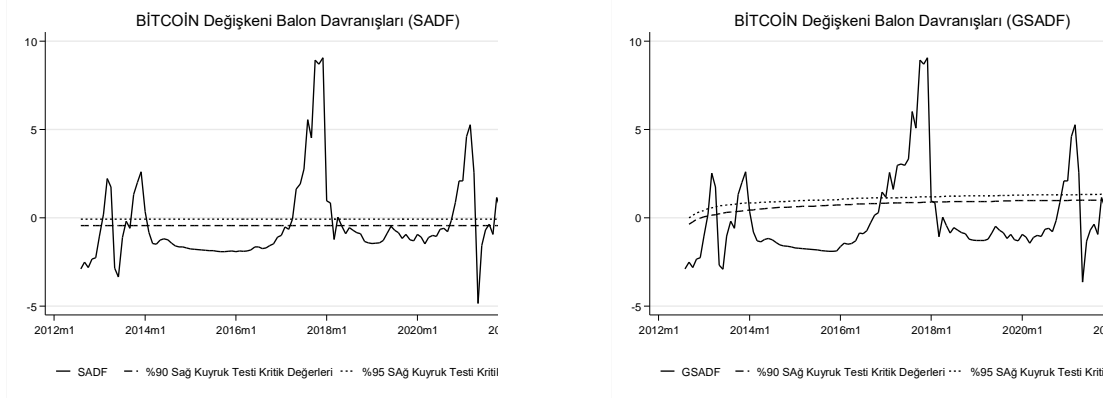
Grafik 2. USD Değişkenindeki Balon Oluşumları



USD değişkeni için GSADF yaklaşımı çerçevesinde %90 güven düzeyi kritik değerler dikkate alındığında 46 dönem (ay) balon oluşumları söz konusudur. %95 güven düzeyi için ise balon gözlenen dönem sayısı 34 dönemdir. EURO değişkeni için SADF ve GSADF yaklaşımları çerçevesinde yakalanan balon dönemleri Grafik 3’te gösterilmiştir.

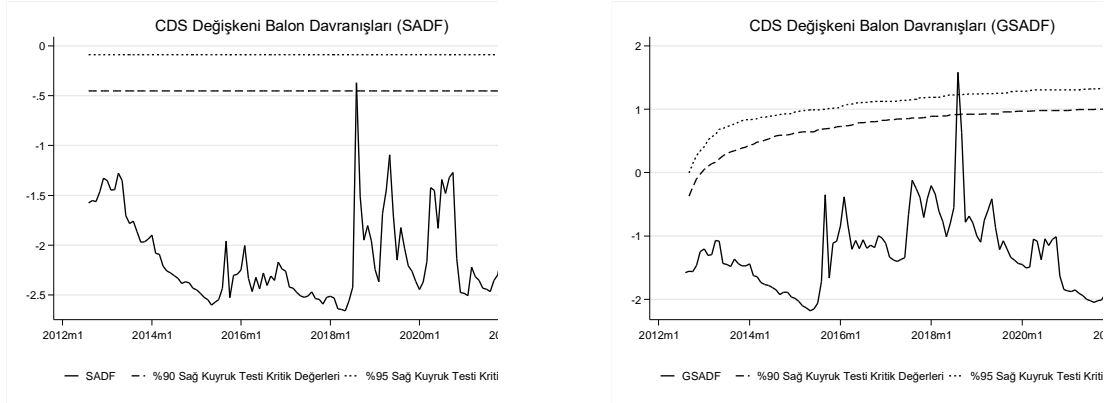
Grafik 3. EURO Değişkenindeki Balon Oluşumları

EURO değişkeni için GSADF yaklaşımı çerçevesinde %90 güven düzeyi kritik değerler dikkate alındığında 42 dönem (ay) balon oluşumları söz konusudur. %95 güven düzeyi için ise balon gözlenen dönem sayısı 42 dönemdir. BITCOIN değişkeni için SADF ve GSADF yaklaşımları çerçevesinde yakalanan balon dönemleri Grafik 4'te gösterilmiştir.

Grafik 4. BITCOIN Değişkenindeki Balon Oluşumları

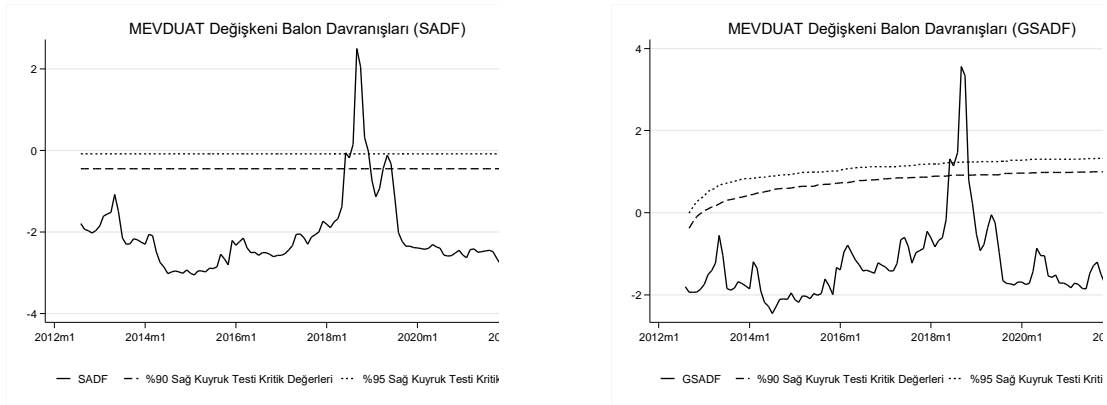
BITCOIN değişkeni için GSADF yaklaşımı çerçevesinde %90 güven düzeyi kritik değerler dikkate alındığında 26 dönem (ay) balon oluşumları söz konusudur. %95 güven düzeyi için ise balon gözlenen dönem sayısı 23 dönemdir. CDS değişkeni için SADF ve GSADF yaklaşımları çerçevesinde yakalanan balon dönemleri Grafik 5'te gösterilmiştir.

Grafik 5. CDS Değişkenindeki Balon Oluşumları



CDS değişkeni için SADF ve GSADF testleri doğrultusunda %90 güven düzeyinde dahi istatistiksel olarak önemli bir balon oluşumu söz konusu değildir. (Tablo 3) Buna rağmen 1 dönemlik (ay) bir süre için GSADF test istatistiklerinin %90 ve %95 güven düzeyi kritik değerlerini aştığı görülmektedir. SADF ve GSADF testleri doğrultusunda istisna sayılabilecek söz konusu dönemin balon olarak tanımlanması doğru olmayacaktır. MEVDUAT değişkeni için SADF ve GSADF yaklaşımları çerçevesinde yakalanan balon dönemleri Grafik 6'daki gibidir.

Grafik 6: MEVDUAT Değişkenindeki Balon Oluşumları



MEVDUAT değişkeni için SADF ve GSADF testleri doğrultusunda %90 güven düzeyinde dahi istatistiksel olarak önemli bir balon oluşumu söz konusu değildir (Tablo 2). Buna rağmen %90 güven düzeyi için 5, %95 güven düzeyi için 4 dönemlik (ay) bir süre için GSADF test istatistiklerinin % kritik değerlerini aştığı görülmektedir. SADF ve GSADF testleri doğrultusunda istisna sayılabilecek söz konusu dönemin balon olarak tanımlanması doğru olmayacaktır. GSADF yaklaşımı çerçevesinde %90 güven düzeyinde tespit edilen balon dönemleri için oluşturulan kukla değişkenlerin BIST100 oynaklığı üzerindeki etkilerinin incelenmesi amacıyla ARCH-GARCH ve Asimetrik ARCH-GARCH modellemesinin yapılması amaçlanmaktadır. Bu bağlamda ARCH-GARCH ve Asimetrik ARCH-GARCH

modellerinin ortalama denklemi için BIST100 serisi ARIMA modellemesinin yapılmasına karar verilmiştir. Zira simetrik ve asimetrik koşullu değişen varyans modelleri için en iyi ortalama denklemlerin serilerin kendi geçmiş hareketli ortalamaları ve şoklarından meydana gelen ARIMA modelleri olduğu bilinmektedir. (Çil, 2018: 425)

ARIMA modellemesi öncesi BIST100 değişkeninin durağanlık durumunun incelenmesi amacıyla yapılan ADF birim kök testi bulguları Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3. BIST100 ADF Birim Kök Testi Bulguları

| Değişken | ADF | |
|----------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| | Sabit | Sabit Ve Trend |
| BIST100 | -11.643 ^{(0)***} [0.000] | -12.028 ^{(0)***} [0.000] |

- *** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeylerinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Birim kök testleri için H_0 : Seri birim kök içermektedir. (Seri durağan değildir.) Δ : Değişkenin birinci devresel farkını ifade etmektedir. []: Köşeli parantez içindeki değerler test anlamlılık değerini içerir. (): Parantez içindeki değerler optimal gecikme (Lag) değerlerini içermekte olup maksimum 8 gecikmeye kadar olan gecikmeler arasından Schwarz Bilgi Kriteri doğrultusunda belirlenmiştir.

Tablo incelendiğinde BIST100 getiri değişkeninin düzeyde durağan bir değişken olduğu görülmektedir. Bu durumda temel denklem için yapılacak modellemenin ARIMA değil, ARMA yapısında olduğu söylenebilir.⁵

ARMA modellemesi amacıyla ARMA(1,1) ile ARMA(4,4) arasındaki 16 farklı spesifikasyon Box-Jenkins yaklaşımı çerçevesinde değerlendirilmiş en iyi bilgi kriteri, en az tahmin sapması, denklem karakteristik köklerinin birim çember içinde yer alması ve hata terimlerinin temiz dizi olması yönünden karşılaştırılarak ARMA(4,4) modelinin optimal model olduğu görülmüştür. (Box & G.Jenkins, 1970) Box-Jenkins yaklaşımı çerçevesinde yapılan karşılaştırmalar eklerde sunulmuştur. Tahmin edilen ARMA (4, 4) modelinin ortalama denklem olarak kullanılıp simetrik ve asimetrik ARCH-GARCH modelleri sınanarak, modellerin gereklilikleri sağlayıp sağlamadığı ile ARCH, GARCH, simetri türü ve derecelerinin belirlenmesi amacıyla model karşılaştırmaları yapılmıştır. Karşılaştırılan tüm modellerde balon kukla değişkenleri ayrı modellerde olmak üzere regresör olarak kullanılmıştır. Optimal modellere dair bulgular sunulmuştur.

Model 1 olarak adlandırılan USD değişkenindeki balonların açıklayıcı değişken olarak eklendiği TARARCH modellerinin tamamında asimetri katsayılarının anlamsız olduğunun görülmesi üzerine oynaklık etkisinde asimetri olmadığına karar verilerek, simetrik koşullu varyans modelleri olan ARCH-GARCH modellerine yönelinmiştir. Optimal model olan GARCH (1,2)'ye ait bulgular Tablo 4'te verilmiştir.

⁵ ARMA modellemesinde değişkenin I(1) olması durumunda ARIMA modeli elde edilmektedir.

Tablo 4. Model 1 GARCH (1, 2) Bulguları

| Değişken | Katsayı | Standart Hata | z | p |
|--------------------------|-----------------|---------------|-----------|-------|
| Ortalama Denklemi | | | | |
| δ | 0.019 | 0.006 | 3.166*** | 0.002 |
| ϕ_1 | -0.278 | 0.152 | -1.825* | 0.068 |
| ϕ_2 | -0.793 | 0.197 | -4.026*** | 0.000 |
| ϕ_3 | -0.067 | 0.144 | -0.470 | 0.639 |
| ϕ_4 | -0.463 | 0.180 | -2.570** | 0.010 |
| Θ_1 | 0.322 | 0.174 | 1.854* | 0.064 |
| Θ_2 | 0.954 | 0.238 | 4.006*** | 0.000 |
| Θ_3 | -0.120 | 0.171 | -0.700 | 0.484 |
| Θ_4 | 0.342 | 0.285 | 1.202 | 0.229 |
| Varyans Denklemi | | | | |
| α_0 | 0.004 | 0.001 | 4.715*** | 0.000 |
| α_1 | 0.198 | 0.070 | 2.828*** | 0.005 |
| α_2 | 0.239 | 0.111 | 2.153*** | 0.002 |
| β_1 | 0.628 | 0.144 | 3.666*** | 0.000 |
| Ω | 0.002 | 0.001 | 1.710* | 0.087 |
| GED | 1.937 | 0.563 | 3.441*** | 0.001 |
| ARCH LM Test | F(1, 114)=0.479 | | p=0.492 | |

- *** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. Varyans denklemi $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \Omega(\text{USDBALON}) + \varepsilon_t$ ve $i=1, j=2$

TARCH modelindeki asimetri katsayısının anlamsız olması üzerine kurulan ARCH-GARCH modelleri karşılaştırılarak seçilen GARCH(1, 2) modeli için ARCH ve GARCH katsayıları incelendiğinde tamamının sıfırdan farklı olduğu sonucu, varyansın pozitif olması koşulunu yerine getirmektedir. ($\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$) Diğer yandan ARCH ve GARCH parametre toplamlarının 1'den küçük olması ise varyansın sonlu olma gerekliliğinin sağlandığını göstermektedir. ($\sum_{i=1}^{\max(p,q)} \alpha_i + \beta_j < 1$) Modelde oynaklık etkisinin giderilip giderilmediğini test etmek üzere yapılan ARCH LM testi sonucunda modeldeki ARCH etkisinin sıfıra eşit olduğu yönündeki sıfır hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. (F(1, 114)=0.479, p>0.10)

Modelde ARCH etkisini temsil eden katsayıların pozitif olduğu görülmektedir. Bu durumda BIST100 endeks getirisi değişkeni için şokların oynaklığı artırdığı söylenebilir. Diğer yandan ARCH 2.mertebe katsayısının anlamlı ve pozitif olması ise şokların oynaklık üzerindeki etkisinin yapışkan olduğu şeklinde yorumlanabilir. USD değişkeninde oluşan balonlar için oluşturulan kukla değişkenin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. ($\Omega=0.002, p<0.01$) Daha açık bir ifade ile ele alınan dönem boyunca Dolar kurundaki balon oluşumlarının BIST 100 endeks getirisi oynaklığını artırdığı söylenebilir.

Model 2 olarak adlandırılan EURO değişkenindeki balonların açıklayıcı değişken olarak eklendiği ARCH-GARCH ve TARCH modelleri arasında yapılan karşılaştırmalarda TARCH(1,1) modelinin optimal olduğu ve söz konusu modeldeki asimetri teriminin

istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Model 2'ye ait TARCH (1, 1) bulguları Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. Model 2 TARCH (1, 1) Bulguları

| Değişken | Katsayı | Standart Hata | z | p |
|--------------------------|-----------------|---------------|----------|-------|
| Ortalama Denklemi | | | | |
| δ | 0.008 | 0.005 | 1.453 | 0.146 |
| ϕ_1 | -0.322 | 0.546 | -0.590 | 0.555 |
| ϕ_2 | -0.575 | 0.322 | -1.786* | 0.074 |
| ϕ_3 | 0.049 | 0.341 | 0.145 | 0.885 |
| ϕ_4 | -0.207 | 0.189 | -1.093 | 0.274 |
| Θ_1 | 0.358 | 0.561 | 0.638 | 0.523 |
| Θ_2 | 0.670 | 0.342 | 1.959* | 0.050 |
| Θ_3 | -0.243 | 0.432 | -0.562 | 0.574 |
| Θ_4 | 0.021 | 0.276 | 0.077 | 0.939 |
| Varyans Denklemi | | | | |
| α_0 | 0.002 | 0.001 | 2.445** | 0.015 |
| α_1 | 0.179 | 0.095 | 1.897* | 0.058 |
| γ | 0.293 | 0.139 | 2.105** | 0.035 |
| β_1 | 0.285 | 0.302 | 0.944** | 0.045 |
| Ω | 0.004 | 0.002 | 2.193** | 0.028 |
| GED | 2.047 | 0.561 | 3.649*** | 0.000 |
| ARCH LM Test | F(1, 114)=0.661 | | p=0.418 | |

- *** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. Varyans denklemi $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \mu_{t-k}^2 I_{t-k} + \Omega(\text{EUROBALON}) + \varepsilon_t$ ve $j=1, i=1, k=1$

Tablo incelendiğinde ARCH ve GARCH katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu ($\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$) ve toplamalarının 1'den küçük olduğu görülmektedir. ($\sum_{i=1}^{\max(p,q)} \alpha_i + \beta_j < 1$) Daha açık bir ifade ile koşullu değişen varyans modeli için varyansın pozitif ve sonlu tanımlanabildiği söylenebilir. Modelde oynaklık etkisinin giderilip giderilmediğini test etmek üzere yapılan ARCH LM testi sonucunda modeldeki ARCH etkisinin sıfıra eşit olduğu yönündeki sıfır hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. (F(1, 114)=0.661 p>0.10)

Modeldeki koşullu değişen varyans asimetrisine işaret eden asimetri teriminin de istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. ($\gamma=0.293, p<0.05$) Bu durumda kaldıraç etkisinin olduğu ($\gamma > 0$) ve başka bir ifade ile negatif şokların (kötü haber) oynaklık üzerindeki etkisinin pozitif şoklardan (iyi haber) daha fazla olduğu söylenebilir. Modelde ARCH etkisini temsil eden katsayıların pozitif olduğu görülmektedir. Bu durumda BIST100 endeks getirisi değişkeni için şokların oynaklığı artırdığı söylenebilir. EURO değişkeninde oluşan balonlar için oluşturulan kukla değişkenin %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. ($\Omega=0.004, p<0.01$) Daha açık bir ifade ile ele alınan dönem boyunca Euro kurundaki balon oluşumlarının BIST 100 endeks getirisi oynaklığını artırdığı söylenebilir.

Model 3 olarak adlandırılan BITCOIN değişkenindeki balonların açıklayıcı değişken olarak eklendiği TARCH modellerinin tamamında asimetri katsayılarının anlamsız olduğunun

görülmesi üzerine oynaklık etkisinde asimetri olmadığına karar verilerek simetrik koşullu varyans modelleri olan ARCH-GARCH modellerine yönelinmiştir. Optimal model olan GARCH(1,1)'e ait bulgular Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6: Model 3 GARCH(1, 1) Bulguları

| Değişken | Katsayı | Standart Hata | z | p |
|--------------------------|-----------------|---------------|------------|-------|
| Ortalama Denklemi | | | | |
| δ | 0.010 | 0.006 | 1.666* | 0.096 |
| ϕ_1 | -0.794 | 0.164 | -4.848*** | 0.000 |
| ϕ_2 | -0.239 | 0.051 | -4.672*** | 0.000 |
| ϕ_3 | -1.030 | 0.043 | -24.216*** | 0.000 |
| ϕ_4 | -0.740 | 0.145 | -5.094*** | 0.000 |
| Θ_1 | 0.921 | 0.131 | 7.025*** | 0.000 |
| Θ_2 | 0.208 | 0.066 | 3.125*** | 0.002 |
| Θ_3 | 0.996 | 0.028 | 35.302*** | 0.000 |
| Θ_4 | 0.804 | 0.098 | 8.239*** | 0.000 |
| Varyans Denklemi | | | | |
| α_0 | 0.001 | 0.000 | 1.469** | 0.042 |
| α_1 | 0.112 | 0.057 | 1.964** | 0.012 |
| β_1 | 0.814 | 0.056 | 14.536*** | 0.000 |
| Ω | 0.001 | 0.001 | 0.927 | 0.354 |
| GED | 21.814 | 43.115 | 0.506 | 0.613 |
| ARCH LM Test | F(1, 114)=0.444 | | p=0.506 | |

- *** (%1), ** (%5), * (%10) anlamlılık düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. Varyans denklemi $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \Omega(\text{BITCOINBALON}) + \varepsilon_t$ ve $i=1, j=1$

TARCH modelindeki asimetri katsayısının anlamsız olması üzerine kurulan ARCH-GARCH modelleri karşılaştırılarak seçilen GARCH (1, 1) modeli için ARCH ve GARCH katsayılarının sıfırdan farklı olduğu ($\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$), ARCH ve GARCH parametre toplamalarının 1'den küçük olduğu görülmektedir. ($\sum_{i=1}^{max(p,q)} \alpha_i + \beta_j < 1$) Daha açık bir ifade ile koşullu değişen varyans modeli için varyansın pozitif ve sonlu tanımlanabildiği söylenebilir. Modelde oynaklık etkisinin giderilip giderilmediğini test etmek üzere yapılan ARCH LM testi sonucunda modeldeki ARCH etkisinin sıfıra eşit olduğu yönündeki sıfır hipotezinin reddedilemediği görülmektedir. (F(1, 114)=0.444, p>0.10) Modelde ARCH etkisini temsil eden katsayıların pozitif olduğu görülmektedir. Bu durumda BIST100 endeks getirisi değişkeni için şokların oynaklığı artırdığı söylenebilir. BITCOIN değişkeninde oluşan balonlar için oluşturulan kukla değişkenin %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi saptanamamıştır. ($\Omega=0.001$, p>0.10)

5. SONUÇ

Hisse senedi piyasalarında balonlar, bir varlığın temel fiyatından sistematik sapmalar olarak tanımlanmaktadır. Bir varlığın denge fiyatındaki dalgalanmaların, karşılık gelen piyasa temellerindeki değişiklikleri yansıttığı düşünülmektedir. Buna göre borsa yükselişleri, bunalımları ve çöküşleri gelecekteki temettü akışının beklenen bugünkü değeri olarak tanımlanan hisse senedi fiyatı temelleri ile açıklanabilir. Ancak piyasa katılımcılarının rasyonel

davranışlara ve rasyonel beklentilere sahip oldukları durumlarda bile hisse senedi fiyatlarının, bu temeller tarafından belirlenen yollardan sapmasının mümkün olduğu da gözden kaçmamalıdır. Bu tür sapmalara eğer kendi kendini gerçekleştiren beklentiler neden oluyorsa, bunlar spekülâtif balonlar olarak adlandırılmaktadır. Spekülâtif balonların önemli reel etkileri olduğundan balonların varlıkları ve etkileri ekonomistleri ilgilendiren konuların başında yer almaktadır.

Bu çalışmada 2010 yılı Ağustos ayı ile 2022 yılı Ekim ayı arası aylık verilerle Dolar, Euro, Bitcoin, CDS ve Mevduat faizi değişkenlerinin balon oluşumları SADF ve GSADF testleri ile incelenirken, ele alınan değişkenlerde balon oluşumunun varlığı durumunda bu balonların BIST 100 endeksi oynaklığına etkilerinin belirlenmesi amacıyla T-GARCH modeli kullanılmıştır. USD, EURO, BITCOIN değişkeni için ele alınan dönem boyunca istatistiksel olarak önemli balon oluşumları söz konusu iken, CDS ve MEVDUAT değişkeni için söz konusu dönemde istatistiksel olarak önemli bir balon oluşumu gözlemlenmemiştir. Malhotra ve Maloo (2014) Bitcoin’de, Afşar vd. (2019) USD ve EURO’da, ve Yıldırım vd. (2022) ise dolar kurunda balon oluşumunu tespit etmiştir. USD ve EURO değişkenlerinde meydana gelen balonların BIST 100 endeks getirisinde oynaklığı artırdığı söylenebilir. Korkmaz vd. (2016) dolar kurundaki balonun borsada oynaklığa sebep olmadığını ifade ederken, Kennedy ve Nourzad (2016) döviz fiyatlarındaki oynaklığın hisse senedi piyasalarında oynaklığa sebep olduğunu tespit etmiştir. Asekome ve Agbonkhese (2015) Nijerya borsa balonu ile döviz kuru arasında anlamlı ilişki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Ancak Bitcoin’de yaşanan balonların istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüştür.

ABD doları, Euro ve Bitcoin de ele alınan dönemlerde oluşan balonlar, bu finansal varlıklarda olağandışı yüksek fiyat hareketleri yaşandığı anlamına gelmektedir. Dolar/TL kuru 2008 finansal krizi sonrası dönemde TL dönemsel olarak ciddi değer kaybına uğramıştır. Aynı durum Euro kuru için de söylenebilir. Bitcoin ile ilgili olarak ise kripto paralarda özellikle Covid-19 pandemisi döneminde yaşanan ilgi artışı ve spekülâtif fiyat hareketleri balon oluşumlarına neden olarak gösterilebilir. Türkiye’nin risk primi ve mevduat faiz oranında ele alınan dönemde olağandışı yükseliş olarak gösterebileceğimiz balon hareketleri gözlenmemiştir. Finansal varlıklarda yaşanan ABD doları ve Euro balonlarının borsa endeksinde oynaklığı artırıcı etkisi olduğu, diğer taraftan Bitcoin’deki balonların herhangi bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Dövizde yaşanan balon hareketlerinin borsa endeksinde oynaklığa neden olması, Türkiye’de döviz kurlarının yatırım aracı olarak değerlendirilmesi ve yükseliş dönemlerinde yatırımcıların dövizde yönelmesi nedeniyle olabilir. Bir başka neden ise Türkiye’nin gelişmekte olan ülke olmasından dolayı borsada yabancı yatırımcı oranının yüksek oluşu gösterilebilir. BIST yatırımcılarının döviz hareketlerini takip ederek yatırım yapmaları oynaklık nedeniyle yaşanabilecek kayıplardan korunma sağlayacaktır. Politika yapıcıların ise döviz fiyat hareketlerini kontrollü bir düzeyde tutmaları Türkiye’deki borsa endeksinin daha istikrarlı bir yapıya kavuşması açısından önemlidir. Bundan sonra yapılacak çalışmalarda benzer ülke gruplarında finansal varlık balonlarının borsa endekslerinin volatilitesi ile ilişkisi araştırılabilir.

KAYNAKLAR

- Afşar, M. - Afşar, A. - Doğan, E. (2019), "Döviz Balonlarının Tespitine Yönelik Bir Analiz: Türkiye Örneği", Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, (54), ss. 447-460.
- Akkaya, M. (2018). "Borsa İstanbul Hisse Senedi Getirilerinde Balon Oluşumu Üzerine Bir Uygulama", Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 19(1), ss. 188-200.
- Anderson, K. - Brooks, C. (2014), "Speculative Bubbles And The Cross-Sectional Variation In Stock Returns", International Review of Financial Analysis, (35), pp. 20-31.
- Asekome, M. O. - Agbonkhese, A. O. (2015), "Macroeconomic Variables, Stock Market Bubble, Meltdown and Recovery: Evidence From Nigeria", Journal of Finance and Bank Management 3(2), pp. 25-34.
- Baum, C. F. - Otero, J. (2020), Unit Root Tests For Explosive Behaviour, Colombia: Universidad del Rosario.
- Blot, C. - Hubert, P. - Labondance, F. (2017), Does monetary policy generate asset price bubbles. Observatoire Francais des Conjonctures Economiques (OFCE).
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics, pp. 307-327.
- Box, G.- G.Jenkins (1970), Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco: Holden-Day.
- Brunnermeier, M. K. - Oehmke, M. (2013), Chapter 18 - Bubbles, Financial Crises, and Systemic Risk. In G. M. Constantinides, M. Harris, R. M. Stulz (Eds.), Handbook of the Economics of Finance, Elsevier, Vol. 2, pp. 1221-1288.
- Burks, N. - Fadahunsi, A. - Hibbert, A. M. (2021), "Financial Contagion: A Tale of Three Bubbles". Journal of Risk and Financial Management, 14 (5), 229.
- Caspi, I. (2013), "Rtadf:Testing for Bubbles with EViews", Israel: Munich Personal RePEc Archive.
- Çağlı, E. Ç. - Evrim Mandacı, P. (2017), "Borsa İstanbul'da Rasyonel Balon Varlığı: Sektör Endeksleri Üzerine Bir Analiz", Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar, (629), ss. 63-76.
- Çelik, I. - Akkuş, H. T. - Gülcan, N. (2019), "Investigation of Rational Bubbles And Volatility Spillovers In Commodity Markets: Evidences From Precious Metals", Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 6(3), pp. 936-951.
- Çil, N. (2018), Finansal Ekonometri, İstanbul: DER yayınları.
- Çıtak, F. (2019), "An Empirical Investigation Of Bubble In The Turkish Stock Market", International Journal of Economics and Innovation, 5(2), pp. 247-262.
- Dos Santos, D. V. (2020), "Bubble Detection and Contagion: An Analysis by Segments of the US Stock", Real Estate, and Credit Markets.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, pp. 987-1007.

- George, D. - Mallery, M. (2010), "SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference, 17.0 update" (10a ed.). Boston: Pearson.
- Glosten, L. - R.Jagannathan, - Runkle, D. (1993), "Relationship Between The Expected Value And Volatility Of The Nominal Excess Returns On Stocks", *Journal of Finance*, pp. 1779-1802.
- Işıldak, M. S. (2020), "Kripto Para Piyasasında Spekülatif Balonlar: Bitcoin'den Kanıtlar", *Business Economics and Management Research Journal*, 5(3), ss. 209-219.
- Jones, B. (2014), "Identifying speculative bubbles: A two-pillar surveillance framework", *International Monetary Fund*.
- Kennedy, K. - Nourzad, F. (2016), "Exchange Rate Volatility and its Effect on Stock Market Volatility", *Economics Faculty Research and Publications*.
- Kılıç, Y. (2020), "Finansal Piyasalarda Balon Varlığının Test Edilmesi: BRICS-T Ülkeleri Örneği", *Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi*, 4(9), ss. 11-22.
- Kindleberger, C. P. (1991), "Bubbles". In J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman (Eds.), *The World of Economics*, Palgrave Macmillan UK. pp. 20-22
- Korkmaz, Ö.- Bari, B.- Adalı, Z. (2021), "An Empirical Comparison Of Stock Market Bubbles", *Business & Management Studies: An International Journal*, 9(4), pp. 1286-1299.
- Korkmaz, Ö.- Deniz, E.- Elif, E. (2016), "Alternatif Yatırım Araçlarında Ortaya Çıkan Balonlar Türkiye Hisse Senedi Piyasasını Etkiliyor Mu? BİST 100 Üzerine Bir Uygulama", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 10(2), ss. 29-61.
- Malhotra, A. - Maloo, M. (2014), "Bitcoin – is it a Bubble? Evidence from Unit Root Tests", *SSRN Electronic Journal*. 10.2139/ssrn.2476378.
- Mert, M. - Çağlar, A. E. (2019), "Eviews ve Gaus Uygulamalı Zaman Serileri Analizi", Ankara: Detay Yayıncılık.
- Miao, J. - Wang, P. - Zhou, J. (2022), "Asset Bubbles and Foreign Interest Rate Shocks". *Review of Economic Dynamics*, 44, pp. 315-348. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.red. \(2021.03.005\)](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.red. (2021.03.005))
- Narayan, P. K. - Mishra, S. - Sharma, S. - Liu, R. (2013), "Determinants of Stock Price Bubbles", *Economic Modelling*, 35, pp. 661-667.
- PCB, P.- S, S.- J, Y. (2013), *Testing for Multiple Bubbles 1: Historical Episodes of Exuberance and Collapse in the S&P 500*, Research Collection School Of Economics
- Philips, P., & Wu Y, Y. J. (2011), "Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When Did Exuberance Escalate Asset Values?", *International Economic Review*, 52(1), pp. 201-226.
- Serttaş, F. Ö. - Uluöz, D. (2022), "Testing and Analyzing the Price Bubbles in Turkish EDAM", *Third Sector Social Economic Review*, 57(1), pp. 143-159.
- Time (2022), "What Did We Learn From the Dotcom Stock Bubble of 2000. <https://time.com/3741681/2000-dotcom-stock-bust/> (30.12.2022).

Tran, T. B. N. (2017). "Speculative Bubbles In Emerging Stock Markets And Macroeconomic Factors: A New Empirical Evidence For Asia And Latin America". *Research in International Business and Finance*, 42, pp. 454-467, [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ribaf. \(2016.02.004\)](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.ribaf. (2016.02.004))

Yildirim, H.- Akdag, S. - Alola, A.A. (2022), "Is There A Price Bubble İn The Exchange Rates Of The Developing Countries? The Case Of BRICS And Turkey", *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 27 (54), pp. 247-261.

EK 1. Box-Jenkins Yaklaşımı Model Karşılaştırmaları

| | ARMA | | | | | | | |
|---------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| Model | (1,1) | (2,1) | (1,2) | (2,2) | (3,1) | (1,3) | (3,2) | (2,3) |
| δ | 0.014906** | 0.014971** | 0.015027* | 0.014832** | 0.014291** | 0.014240** | 0.014039** | 0.014612** |
| Φ_1 | 0.161895 | -0.266685 | -0.311848 | -0.358144*** | 0.137660 | 0.135087 | 0.310939*** | -0.300818** |
| Φ_2 | | 0.073049 | | -0.742667*** | 0.043652 | | -0.807543*** | -0.730151*** |
| Φ_3 | | | | | -0.156420 | | -0.133261 | |
| Φ_4 | | | | | | | | |
| Θ_1 | -0.123178 | 0.300731 | 0.365493 | 0.472028 | -0.111597 | -0.121119 | -0.317075* | 0.355048* |
| Θ_2 | | | 0.148361 | 0.999998 | | 0.161490* | 0.997318 | 0.942737*** |
| Θ_3 | | | | | | -0.211080 | | -0.108411 |
| Θ_4 | | | | | | | | |
| AR | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | |
| MA | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | |
| ε | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | |
| R^2 | 0.001431 | 0.005235 | 0.010513 | 0.137930 | 0.023574 | 0.035415 | 0.135333 | 0.138871 |
| AIC | -2.423588 | -2.410804 | -2.415846 | -2.499029 | -2.412346 | -2.423727 | -2.478978 | -2.487728 |
| SIC | -2.331165 | -2.295275 | -2.300318 | -2.360395 | -2.273712 | -2.285093 | -2.317238 | -2.325988 |
| RMSE | 0.069702 | 0.069967 | 0.069654 | 0.069915 | 0.070205 | 0.069634 | 0.070027 | 0.069915 |
| MAE | 0.055633 | 0.055977 | 0.055557 | 0.055814 | 0.056089 | 0.055475 | 0.055931 | 0.055832 |
| | ARMA | | | | | | | |
| Model | (3,3) | (4,1) | (1,4) | (4,2) | (2,4) | (4,3) | (3,4) | (4,4) |
| δ | 0.013934** | 0.013945** | 0.013945** | 0.014577** | 0.014533*** | 0.013850** | 0.013798** | 0.014231** |
| Φ_1 | 0.563981 | -0.699851*** | -0.819876*** | -0.409256*** | -0.314085** | -0.665459*** | -0.457984*** | -0.919988*** |
| Φ_2 | -0.910377*** | 0.063282 | | -0.790389*** | -0.711170*** | -0.539549*** | -0.425827*** | -0.371880*** |
| Φ_3 | 0.087221 | -0.115644 | | -0.087240 | | -0.903840*** | -0.800594*** | -0.923218*** |
| Φ_4 | | -0.258773** | | -0.036023 | | -0.176164 | | -0.991334*** |
| Θ_1 | -0.576487 | 0.730794*** | 0.880848*** | 0.465420*** | 0.369608* | 0.685169 | 0.479081 | 0.949090** |
| Θ_2 | 1.079708 | | 0.182168 | 0.986467*** | 0.899735*** | 0.682347 | 0.542380 | 0.354475** |
| Θ_3 | -0.263744 | | -0.036961 | | -0.114959 | 0.995616 | 0.851390 | 0.912696*** |
| Θ_4 | | | -0.288771** | | -0.042279 | | -0.210067 | 0.972723* |
| AR | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 |
| MA | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 | <1 |
| ε | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ | $\varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ |
| R^2 | 0.137013 | 0.065236 | 0.083605 | 0.135179 | 0.135767 | 0.168143 | 0.167746 | 0.202215 |
| AIC | -2.464224 | -2.437345 | -2.452097 | -2.471830 | -2.472030 | -2.470145 | -2.469801 | -2.495290 |
| SIC | -2.279378 | -2.275605 | -2.290357 | -2.286984 | -2.287185 | -2.262193 | -2.261849 | -2.264233 |
| RMSE | 0.070016 | 0.070302 | 0.069466 | 0.070398 | 0.069920 | 0.070128 | 0.069840 | 0.068354 |
| MAE | 0.055911 | 0.056350 | 0.055332 | 0.056404 | 0.055834 | 0.056221 | 0.055778 | 0.055212 |