

ALTIN FİYATLARI, DÖVİZ KURU VE BORSA İSTANBUL ARASINDAKİ İLİŐKİ

RELATIONSHIP BETWEEN GOLD PRICES, BIST AND EXCHANGE RATE

*Fatih CİNGÖZ**
*Selçuk KENDİRLİ***

ÖZ

Çalışmada güvenli yatırım aracı olarak düşünölen altının, fiyat hareketlerinde BİST 100 Hisse Senedi Endeksi ve dolar döviz kurundaki deęişimler ile olası ilişkisi incelenmiştir. Altın fiyatlarını temsilen BIST Altın Endeksi analize dahil edilmiş ve her bir deęişkenin 2006:01-2018:06 dönemindeki aylık ortalama fiyatlarının doğal logaritmaları alınarak veri seti oluşturulmuştur. İlk olarak deęişkenlerin getirileri regresyon analizi ile incelenmiş daha sonra ortalama fiyatları üzerinden çoęaltılmış Dickey-Fuller birim kök testi ile duraęanlık seviyeleri belirlenmiştir. Birinci derecede duraęanlığı belirlenen deęişkenlerin uzun dönem ilişkisini tespit etmek amacıyla Johansen Eşbütünleşme Testi uygulanmıştır. Deęişkenleri uzun vadede dengeye getiren bir tane eşbütünleşme vektörü bulunduğundan sonra, dengeden sapmaların tespiti için vektör hata düzeltme modelinden (VECM) yararlanılmıştır. Son olarak Granger Nedensellik testi ile deęişkenlerin kısa dönemli ilişkileri incelenmiştir. Altın fiyatlarına, BİST 100 hisse endeksi ve dolar kurundaki deęişimlerinin uzun dönemde anlamlı bir etkisi olabileceęi fakat kısa dönemde bu deęişkenlerin altın fiyatı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Altın, Borsa İstanbul, Döviz, Eşbütünleşme.

JEL Kodları: E37, F31, G10

ABSTRACT

In this paper, it is examined that whether Istanbul Stock Exchange and U.S. Dollar has effect on prices of gold which is considered as a safe investment instrument. BIST Gold Index represents the gold prices in this study. Data set was assigned by taking the natural logarithms of monthly average prices of each variables over the period of 2006:01-2018:06. Firstly, the returns of each variables was examined by regression analysis. Then stationary levels of variables were determined through the Augmented Dickey-Fuller unit root test using the monthly average prices of each. Since all variable are stationary at their first difference, Johansen Cointegration test was performed to define long term relationship among the variables. One cointegration vector was detected that brings the variables to the long-run equilibrium. Vector error correction model (VECM) was used for the detection of deviations from the equilibrium. Finally, the Granger Causality test was applied to examine the short-run relationship of variables. Due to the results, gold price is cointegrated with BIST100 and U.S. Dollar in the long run but there is no causality relationship between these variables in short term.

Keyword: Gold, Istanbul Stock Exchange, Exchange rate, Cointegration.

JEL Codes: E37, F31, G10

* Arş. Grv., Hitit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çorum-Türkiye, cingoz.fth@gmail.com

** Prof. Dr., Hitit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Çorum-Türkiye, selcukkendirli@hitit.edu.tr

1.GİRİŞ

Günümüzde, tasarruflular ve profesyonel yatırımcılar için sürekli yeni finansal yatırım araçları ortaya çıkmakta, teknoloji ve küreselleşme sayesinde bu finansal araçlara ulaşım daha hızlı ve kolay olmaktadır. Finansal piyasalara olan güven duygusu belli dönemlerde artsa da bireysel yatırımcılar için bu yeni yatırım araçlarına tasarruflarını yöneltmek kolay olmamaktadır. Özellikle ekonomideki belirsizlik arttığında dünyada ve bilhassa Türkiye’de yatırımcıların ilk yöneldiği tasarruf aracı altın olmaktadır. Piyasa katılımcısının yatırım tercihini psikolojik ve duygusal durumu belirlediğinden belirsizlik dönemlerinde altının, diğer yatırım araçlarından daha güvenli olduğu düşünülür.

Yatırımcıların tasarruflarını değerlendirebileceği diğer yatırım alanları döviz piyasaları ve borsalardır. Bu piyasalarda volatilité daha yüksek olduğundan para kazanmak isteyen yatırımcılar bu piyasaları tercih ederler. Döviz piyasalarındaki artış yerli paranın değerini düşürecek ve yatırımcıların ellerinde daha fazla döviz tutma isteklerine neden olacaktır. Fakat döviz piyasalarında oluşan sürekli dalgalanma riskten kaçınan yatırımcıların bu piyasadaki kaçınmalarına da sebep olabilecektir. Aynı şekilde dalgalanmaların yüksek olduğu diğer yatırım araçları olan hisse senetlerinde de aynı durumlar gözlenebilir. Günümüzde altın, hisse senetlerinin ikamesi olarak görülmekte ve bu nedenle teorik olarak birinde meydana gelecek artışın diğerinde azalmaya sebep olacağı düşünülmektedir. Bu durumla ilgili yapılan çalışmalarda teoriyi destekler niteliktedir (Albeni ve Demir, 2005, S.7, akt: İpekten ve Aksu, 2009, s. 415).

Belirli dönemlerde riski azaltmak ve farklı yatırım araçlarının getirilerinden faydalanmak için portföy çeşitlendirmesi yoluna gidilir. Bu durumda portföyde yer alacak olan finansal ürünlerin birbirinden ne şekilde etkileyeceği önem kazanmaktadır. Bu amaçla çalışmamızda, altındaki fiyat değişimlerinin borsadaki ve döviz piyasasındaki değişimlerden ne derece etkilendiğini ve aralarında anlamlı bir ilişki olup olmadığı araştırılmıştır. Altın fiyatlarını temsilen, Dolar/Ons bazında gerçekleşen altın fiyatlarının günlük getirilerinin ölçülmesi amacıyla oluşturulmuş BIST Altın Endeksi kullanılmıştır. BIST Altın Endeksi, Borsa İstanbul Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasası’nda (KMTP) gerçekleşen altın işlemlerinin kapanış fiyatlarından hesaplanmaktadır¹. Hisse senetlerini temsilen BIST 100 Endeksi ve döviz kuru temsilen dolar döviz kuru analize dahil edilmiştir. Analizde bu finansal araçlara ait 2006:01 – 2018:06 dönemi aralığındaki aylık ortalama fiyat verileri kullanılmış olup logaritmik fiyat serileri oluşturulmuştur. Öncelikle verilerin Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi yardımı ile durağanlığı araştırılmış ve kurulan modeller üzerine eşbütünlük testleri yapılmıştır. Daha sonra elde edilmiş veriler üzerine vektör hata düzeltme modeli (VECM) ve Granger nedensellik testleri uygulanmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde altının portföy çeşitlendirme ve risk düzeyini azaltma amacıyla kullanılıp kullanılmayacağı birçok kez araştırılmıştır (Aksoy ve Topçu, 2013:64). Farklı zamanlarda ve değişik analiz modelleriyle altın, hisse senedi ve dolar kuru arasındaki ilişkiyi incelemek adına yapılan çalışmalara aşağıda değinilmiştir.

Sjaastad (2008), altın fiyatları ve dolar kuru arasındaki ilişkiyi, 1991 ve 2004 yılları arasındaki günlük verileri kullanarak tahmin hata verileriyle değerlendirmiş ve dolar kurunun altın fiyatları üzerinde etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Mishra ve diğ. (2010), 1991:01-2009:12 dönemlerini kapsayan çalışmada, altın fiyatları ve Hindistan hisse senedi endeksi (BSE 100 index) arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ve vektör hata düzeltme modeli ile test etmişler ve değişkenler arasında iki yönlü Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Balı ve Cinel (2011), 1995:08-2011:03 dönemlerini kapsayan çalışmada altın fiyatlarının İMKB 100 endeksi üzerindeki etkisini panel veri analizi yöntemiyle çalışmış ve altın fiyatlarının endeks üzerinde doğrudan bir etkisinin olmadığını belirlemiştir.

Wang ve Chueh (2013), 1989:01-2007:12 aralığını kapsayan günlük verilerle altın, faiz oranı, dolar kuru, petrol fiyatları arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkiyi, eşbütünlük ve nedensellik testleriyle incelemiş, altın ve petrol fiyatları arasında pozitif, dolar kuru ve faiz oranı ile altın fiyatları arasında ise negatif korelasyon bulunduğunu belirtmişlerdir.

¹ <http://www.borsaistanbul.com/duyurular/2018/06/28/bist-altin-endeksi-kurallari-yayimlandi-2018-258>

Aksoy ve Topçu (2013), 2003:01-2011:12 dönemi aralığında aylık veriler ile altın ile hisse senedi, DİBS, ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişkiyi test etmiş ve analiz sonucunda altın ve hisse senedi getirileri arasında negatif ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Öncü vd. (2015), BIST 100 endeksi, altın ve dolar kuru arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik analizi ile incelemiş, altının BIST 100 endeksinin ve dolar kurunun Granger nedeni olduğunu tespit etmişlerdir.

Coşkun ve Ümit (2016), 2001:01-2014:07 dönemine ait aylık verilerle BIST100 endeksi ile döviz kuru, altın fiyatı, faiz oranı ve reel konut fiyat endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi eşbütünleşme modelleriyle test etmiş ve Maki testi sonucunda seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığını gözlemlemiştir.

Açıkalın ve Başçı (2016), 2002:08-2015:03 tarihlerini kapsayan günlük kapanış verileriyle BIST Altın Piyasa Endeksi (GOLD) ve BIST 100 endeksi (BIST) arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını tespit etmeye çalışmışlardır. Çalışma sonucunda BIST ve GOLD endeksleri arasında uzun dönemli eşbütünleşme ve BIST endeksinden GOLD endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Raheem ve Vveinhardt (2018), 2000-2016 yıllarını baz alarak Pakistan hisse senetleri piyasası (KSE100 Endeksi) ile altın fiyatları arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile incelemiştir. Çalışmasını üç farklı döneme ayırmıştır ve günlük veriler kullanmıştır. Her üç dönemde de farklı sonuçlara ulaşan Raheem ve Vveinhardt, uzun dönemli eşbütünleşmenin her dönem için tutarlı ve anlamlı olmadığı bulgusuna ulaşmıştır.

Küçükçolak vd. (2019), Türkiye’de altın ve hisse senetleri piyasaları arasındaki uzun dönemli ilişkiyi eşbütünleşme testleriyle incelemiş ve aralarında negatif korelasyon olduğu sonucuna ulaşmışlardır. 2009-2017 yıllarını kapsayan çalışmada ortaya çıkan bulguların portföy çeşitlendirilmesinde kullanılabilirliği ve dalgalanmalardan daha az etkilenmek adına hisse senetleri portföyüne altın emtiasının eklenmesi gerektiği yorumunda bulunmuşlardır.

Kharusi ve Başçı (2019), 2010-2016 yıllarını kapsayan çalışmalarında altın fiyatları ile Körfez Arap Ülkeleri İşbirliği Konseyinin kapsadığı ülkelerin hisse senedi piyasalarının arasındaki ilişkiyi günlük verilerle incelemişlerdir. Çalışmada eşbütünleşmenin varlığı tespit edilmiş ve farklı hisse senetleri piyasaları arasında Granger nedenselliğinin kanıtları bulunmuştur.

3. VERİ SETİ VE ARAŞTIRMA YÖNTEMİ

3.1. Veri Seti

Çalışmada 2006:01-2018:06 dönemine ait aylık veriler kullanılarak BIST 100 hisse senedi endeksi ve dolar kurunun altın fiyatları üzerindeki etkisi ve aralarındaki nedensel ilişki araştırılmıştır. Çalışmaya dahil edilen veriler söz konusu finansal araçların belirlenen dönemlerdeki aylık ortalama fiyatları olup Thomson Reuters Eikon veritabanı ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir.

Çalışmada ilk önce ortalama fiyatlar üzerinden logaritmik tabanda getirileri hesaplanmış, tanımlayıcı istatistikler ve korelasyon oranları bulunup yorumlanmıştır. Finansal araçların getirileri logaritmik tabanda aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır:

$$r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$$

r_t = finansal varlığın aylık getirisi,

p_t = finansal varlığın t ayındaki ortalama fiyatı,

p_{t-1} = finansal varlığın $t-1$ ayındaki ortalama fiyatını temsil etmektedir.

Daha sonra ise uzun dönemli ilişkilerin analiz edilmesi için verilere ait ortalama fiyatların logaritmik tabanda durağanlık testleri yapılmıştır. Verilerin durağanlık derecesi belirlendikten sonra model üzerine Johansen eşbütünleşme testleri uygulanmış ve eşbütünleşmenin varlığına dayalı vektör hata düzeltme modeli tahmin edilmiş ve Granger nedensellik testleri uygulanmıştır. Analizde verilerin doğal logaritmik halleri dikkate alınmış olup kullanılan temel model aşağıdaki denklemde belirtilmiştir:

$$\ln \text{altin} = \alpha + \beta_1 \ln \text{bist100}_{t-i} + \beta_2 \ln \text{dolar}_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modelde *altın*; altın fiyatlarını, *bist100*; BIST100hisse senedi endeks değerini, *dolar* ise dolar döviz kurunu temsil etmektedir.

Tablo 1’de değişkenlerin getirilerine ait tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, ilgili dönem içerisinde en yüksek ortalama getiriye sahip finansal varlığın BIST 100 hisse senedi endeksi olduğu görülmektedir. En düşük ortalama getiriye sahip enstrüman ise altın olarak göze çarpmaktadır. Yine en büyük ve en küçük değerlerin BIST 100 endeksine ait olduğu görülmektedir. Bu sonucu destekler nitelikte, varlıkların standart sapmalarına bakıldığında da BIST100 endeksine ait volatilitenin daha yüksek olduğu görülmektedir. Her üç varlığın çarpıklık değerleri dağılımının normale yakın olduğunu göstermektedir.

3.1.1 Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon

Tablo 1. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>Altın</i>	<i>Bist100</i>	<i>Dolar</i>
<i>Ortalama</i>	0.003845	0.011219	0.009659
<i>Ortanca</i>	0.002608	0.007875	0.010076
<i>En büyük</i>	0.109411	0.205785	0.085103
<i>En Küçük</i>	-0.072564	-0.143907	-0.060698
<i>Standart Sapma</i>	0.036171	0.066097	0.028089
<i>Çarpıklık</i>	0.293323	0.128970	0.236153

Tablo 2 ‘ye bakıldığında altın ve BIST 100 endeks getirilerinin düşük ama pozitif korelasyon içinde olduğu, dolar kuru getirilerinin ise hem BIST 100 hem de altın getirileri ile negatif ilişki içinde olduğu görülmektedir.

Tablo 2. Değişkenlere Ait Korelasyon Değerleri

Korelasyon	GALTIN	GBIST100	GDOLAR
GALTIN	1.000000		
GBIST100	0.090238	1.000000	
GDOLAR	-0.124235	-0.464312	1.000000

3.1.2 Serilerin Durağanlık Testleri

Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadığını görebilmek için literatürde yaygın olarak kullanılan yöntemlerden biri olan ve Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen (1981) Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testinden faydalanılmıştır.

İlk olarak düzeyde uygulanan ADF birim kök testi sonuçlarına göre tüm değişkenlerin maksimum 12 gecikme uzunluğunda ve %1 anlam düzeyindeki test istatistik değerleri kritik değerlerin altında çıkmış, olasılık değerleri de 0.05 değerinin üstünde kalmıştır. Bu durumda, düzeyde değişkenlerin birim kök içerdiğini temsil eden sıfır hipotezi kabul edilmiştir. Daha sonra serilerin birinci farkları alınmış ve Tablo 4'teki değerlerden görüleceği üzere seri I(1) düzeyinde durağan hale gelmiştir.

Tablo 3. Birim Kök Testi (Düzye)

Değişkenler		Sabitli		Sabit ve Trendli	
		<i>ADF Test İstatistiği</i>	<i>P Değeri</i>	<i>ADF Test İstatistiği</i>	<i>P Değeri</i>
ALTIN		-2.525.201	0.1116	-1.520.254	0.8185
BIST100		-1.136.199	0.7006	-2.796.011	0.2012
DOLAR		1.166.829	0.9979	-1.931198	0.6332
<i>Kritik Değerler</i>	1%	-3.474.567		-4.020.822	
	5%	-2.880.853		-3.440.263	
	10%	-2.577.147		-3.144.585	

Tablo 4. Birim Kök Testleri (1.Fark)

Değişkenler		Sabitli		Sabit ve Trendli	
		<i>ADF Test İstatistiği</i>	<i>P Değeri</i>	<i>ADF Test İstatistiği</i>	<i>P Değeri</i>
ALTIN		-11.47827	0.0000	-11.75261	0.0000
BIST100		-11.87784	0.0000	-11.84620	0.0000
DOLAR		-8.564808	0.0000	-8.873635	0.0000
<i>Kritik Değerler</i>	1%	-3.474.567		-4.020.822	
	5%	-2.880.853		-3.440.263	
	10%	-2.577.147		-3.144.585	

3.2. MODEL

3.2.1. Eşbütünleşme Testleri

Tüm değişkenler, I(1) düzeyinde durağan oldukları için her bir değişkenin kendisinin ve gecikmeli değerlerinin yer aldığı vektör otoregresyon modeline dayanan, Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

Tablo 5'te tüm kriterlerin tutarlı olarak 2 gecikme için minimum değer aldığı görülmektedir. İlerleyen aşamalarda modelde kullanılmak üzere AIC kriteri dikkate alınmış ve gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Modelimiz, belirlenen bu gecikme uzunluğu üzerinde kurulacağından otokorelasyon veya değişen varyans sorunlarını taşıyıp taşımadığı aşağıdaki tablolarda yer alan testlerle değerlendirilmiştir.

Tablo 6'dan da anlaşılacağı üzere belirlenen uygun gecikme seviyesinde olasılık değerleri 0.05'den büyük çıkmıştır. Bu durumda, 2 gecikme seviyesinde kurulan modelde otokorelasyon sorununun olmadığı görülmektedir.

Modeldeki değişkenlerin uzun vadeli hareketlerinde ortak faktörlerin varlığına ilişkin uygulanan Johansen eşbütünleşme testine ait iz istatistiği ve en büyük özdeğer istatistiği değerleri Tablo 7'de görülmektedir.

Johansen yönteminde VAR yöntemi kullanıldığından Engle-Granger yönteminin tersine birden fazla eşbütünleşme ilişkisi bulunabilir. Gecikme uzunluğunun 2, model seçiminin 2 (sabitsiz ve trendsiz) olarak yapıldığı yukarıdaki testlerin sonuçları incelendiğinde, ilk durum için istatistik değerlerinin kritik değerleri aştığından ve olasılık değerlerinin 0.05'den aşağıda olduğundan sıfır hipotezi yani eşbütünleşmenin olmaması durumu reddedilmektedir. Bu durumda değişkenleri uzun vadede dengeye ulaştıran bir eşbütünleşme vektörü bulunduğu görülmektedir. Bu durum bize değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi olduğunu ifade edebilir.

Tablo 5. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-30.01228	NA	0.000317	0.458504	0.520375	0.483645
1	755.5308	1527.445	6.57e-09	-10.32682	-10.07933	-10.22625
2	780.1947	46.92996	5.29e-09*	-10.54437*	-10.11127*	-10.36838*
3	786.2888	11.34174	5.51e-09	-10.50401	-9.885300	-10.25260
4	788.1876	3.454863	6.08e-09	-10.40538	-9.601060	-10.07855
5	791.5002	5.888896	6.59e-09	-10.32639	-9.336453	-9.924136
6	802.3737	18.87776*	6.44e-09	-10.35241	-9.176862	-9.874735

Tablo 6. Otokorelasyon LM Testi

Gecikme Uzunluğu	Lm Test İstatistiği	Olasılık değeri
1	6.902348	0.6473
2	8.684017	0.4670

3.2.2 Vektör Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler uzun dönemde dengeye gelmektedir fakat serilerin birinci farkları alındığından sonuçları olumsuz etkileyebilecek değer kayıpları oluşmaktadır. Bu etkilerden arındırmak için hata düzeltme modellerine ihtiyaç duyulmaktadır. Öncelikle hata terimlerinin düzeyde durağan olup olmadığı test edilmiştir. Daha sonra oluşturulan modelde düzeltme parametrelerinin yönü ve istatistiksel olarak anlamlılık dereceleri incelenmiştir. Aşağıdaki tablo incelendiğinde dolar kuru için hata düzeltme modelinin anlamlı ve negatif sonuç verdiği görülmektedir. Bu durum, kurdaki fiyat değişimlerinin uzun dönemde altın fiyatlarıyla dengeye geleceğini göstermektedir. Dolar kurunda yaşanan %1'lik bir artış altın fiyatlarını yaklaşık olarak %0,32 oranında arttırmaktadır. BIST100 için model, istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermemiştir.

Tablo 7. Johansen Eşbütünlüme Testi

	Özdeğer	İz İstatistiği	Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok*	0.201187	52.40725	35.19275	0.0003
En Fazla 1	0.083978	19.38688	20.26184	0.0656
En Fazla 2	0.043207	6.492723	9.164546	0.1560
	Özdeğer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok*	0.201187	33.02038	22.29962	0.0011
En Fazla 1	0.083978	12.89415	15.89210	0.1399
En Fazla 2	0.043207	6.492723	9.164546	0.1560

Tablo 8. Vektör Hata Düzeltme Tahmini

	<i>D(altın_ln)</i>	<i>D(bist100_ln)</i>	<i>D(dolar_ln)</i>
Katsayı	1	-0.026269	-0.318209
Standart hata		0.050008	0.110705
T-istatistiği		-0.525286	-2.874.379

3.2.3. Granger Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisini araştırmak için Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır. İki regresyon tahminine dayanan bu test aşağıdaki gibi formulize edilmektedir:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j Y_{t-j} + u_{2t}$$

Denklemlerdeki Y'nin bağımlı değişken olup diğer değişkenlerle regresyon denklemleri kurulduğunda, X'in geçmiş ve gecikmeli verileri bu denklemler içinde yer tutuyor ve Y değişkeninin beklenen değerini anlamlı bir şekilde etkiliyorsa, X, Y değişkeninin Granger nedeni olarak tanımlanabilir (Bilgili ve Erginbay, 2007, s.141).

Test sonuçları incelendiğinde dolar kuru ile BIST 100 hisse senedi endeksi arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğu, altın ile diğer değişkenler arasında çift yönlü veya tek yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmadığı görülmektedir.

Tablo 9. Granger Nedensellik Testi

<i>Bağımlı Değişken: Altın_In</i>	<i>Ki-Kare</i>	<i>Olasılık</i>
<i>Bist100_In</i>	0.187846	0.9104
<i>dolar_In</i>	0.109875	0.9465
<i>Bağımlı Değişken: Bist100_In</i>	<i>Ki-Kare</i>	<i>Olasılık</i>
<i>Altın_In</i>	5.066.568	0.0794
<i>dolar_In</i>	1.030.990	0.0058*
<i>Bağımlı Değişken: dolar_In</i>	<i>Ki-Kare</i>	<i>Olasılık</i>
<i>Altın_In</i>	0.010908	0.9946
<i>Bist100_In</i>	2.719.537	0.0000*

4.SONUÇ

Teknolojide gerçekleşen sürekli yenilikler finansal piyasalar ve yatırım araçları üzerinde de etki yaratmaktadır. Bunun sonucunda finansal serbestleşme artmakta ve yatırımların internet üzerinden piyasalarda rahatça dolaşabilme imkanı daha da kolaylaşmaktadır. Fakat bu aynı zamanda yatırım araçlarını bireysel yatırımcılar için karmaşık hale getirmektedir. Dolayısıyla hane halkının büyük çoğunluğu, yatırımlarını halen altın ve döviz kurları üzerinden gerçekleştirmektedir. Bu çalışmada diğer yatırım araçlarından daha güvenli olduğu düşünülen altın fiyatlarının Borsa İstanbul hisse senedi endeksi ve dolar döviz kuru ile etkileşimi araştırılmıştır.

Altın fiyatlarını temsilen BIST Altın Endeksi, hisse senetlerini temsilen BIST 100 Endeksi ve döviz kurunu temsilen dolar döviz kuruna ait aylık ortalama fiyat verileri, 2006:01-2018:06 dönemini kapsayacak şekilde analize dahil edilmiştir. Yapısal kırılmaları dikkate almayan genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi ile serilerin durağanlık seviyeleri incelenmiş ve birinci derecede durağan oldukları belirlenmiştir. Bu sonuçlar çerçevesinde modelin tutarlılığı açısından yapısal kırılmaları dikkate almayan Johansen Eşbütünleşme testine başvurulmuş ve değişkenler arasında bir tane eşbütünleşme vektörü bulunmuştur. Değişkenler arasındaki kısa dönemdeki etkileşimin incelenmesi için Granger Nedensellik testi uygulanmış ve altın ile diğer değişkenler arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Dolar kuru ve BİST 100 endeksi arasında ise birbirlerinin Granger nedeni olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu veriler sonucunda altın fiyatlarına, BİST 100 hisse endeksi ve dolar kurundaki değişimlerinin uzun dönemde anlamlı bir etkisi olabileceği fakat kısa dönemde bu değişkenlerin altın fiyatı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKÇA

AÇIKALIN, Süleyman ve BAŞÇI, Eşref Savaş (2016). Cointegration and causality relationship between BIST 100 and BIST Gold indices (BİST 100 ve BİST Altın Endeksleri arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi). Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 23 (2), 565-574.

AHMED, Rizwan Raheem ve VVEINHARDT, Jolita (2018). Estimation of Causal Relationship between World Gold Prices and Kse 100 Index: Evidence from Johansen Cointegration Technique, Acta Oeconomica, Akadémiai Kiadó, Hungary. 68(1), 51-77.

AKSOY, Mine ve TOPÇU, Nuraydın (2013). Altın ile hisse senedi ve enflasyon arasındaki ilişki. Atatürk Üniv. İİBF Dergisi. 1 (27), 59-78.

ALBENİ, Mesut ve DEMİR, Yusuf (2005). Makro ekonomik göstergelerin mali sektör hisse senedi fiyatlarına etkisi (İMKB uygulamalı). Muğla Üniversitesi SBE Dergisi. Bahar 14, 1-18.

ARTAR, Okşan Kibritçi (2011). Türkiye’de para politikası kararlarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi: Vektör otoregresyon (VAR) analizi. Marmara Sosyal Araştırmalar Dergisi. 1, 1-14.

BALİ, Selçuk. ve CİNEL, Mehmet Ozan (2011). Altın fiyatlarının İMKB 100 Endeksi’ne etkisi ve bu etkinin ölçülmesi. Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi. 3-4 (25), 45-63.

BAUR, Dirk G. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. The Financial Review. 45, 217-229.

BİLGİLİ, Faik ve UĞURLU Erginbay (2007). Büyüme, doğrudan yabancı sermaye yatırımları ve yurtiçi yatırımlar arasındaki etkileşim. Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi. 23, 127-151.

CAPIE, Forrest, TERENCE C. Mills ve GEOFFREY Wood (2005). Gold as a hedge against the dollar. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money. 15, 343-352.

COŞKUN, Yener ve ÜMİT, Öznur (2016). Türkiye’de hisse senedi ile döviz, mevduat, altın, konut piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkilerinin analizi. Business and Economics Research Journal. 1 (7), 47-69.

DICKEY, David Alan ve FULLER, Wayne Arthur (1981). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Econometrica. 49, 1057-72.

ENGLE, Robert Fry ve GRANGER, Clive William John (1987). Co-Integration and error correction: Representation, estimation, and testing. Econometrica. 5 (2),251-276.

İPEKTEN, O. Berna ve AKSU, Hayati. (2019). Alternatif yabancı yatırım araçlarının İMKB İndeksi üzerine etkisi. Atatürk Üniv. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi. 13 (1), 413-423.

JOHANSEN, Søren (1998). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Econometric Theory. 14 (4), 517-524.

JOHANSEN, Søren and KATARINA Juselius (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 52 (2), 169-210.

KHARUSI, Sami Al ve BAŞÇI, Eşref Savaş (2019). Cointegration and causality between the GCC stock indices and gold indices. Business and Economic Horizons. 15 (1), 60-69.

KÜÇÜKÇOLAK Ali, BÜYÜKAKIN, Figen ve KÜÇÜKÇOLAK Necla (2019). Cointegration of Equity and Gold Markets: Evidence from Turkey. International Journal of Economics and Financial Issues, 9(2), 32-40.

MISHRA, Pramod Kumar, DAS, J. R. ve MISHRA, Santosh Kumar (2010). Gold price volatility and stock market returns in India. American Journal of Scientific Research. 9, 47-55.

ÖNCÜ, Mehmet Akif, ÇÖMLEKÇİ, İstemi, YAZGAN, Halil İbrahim ve BAR, Mehtap (2015). Yatırım araçları arasındaki eşbütünleşme (BİST100, altın, reel döviz kuru). AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi. 1 (15), 43-55.

SJAASTAD, Larry A. (2008). The price of gold and the exchange rates: Once again. Resources Policy. 33 (2), 118-124.

WANG, Yu Shan & CHUEH, Yen Ling (2013). Dynamic transmission effects between the interest rate, the US dollar, and gold and crude oil prices. Economic Modelling. C (30), 792-798.

İnternet Kaynakları

Thomson Reuters, Erişim Tarihi : 04.05.2018,
<<https://financial.thomsonreuters.com/en/products/data-analytics/market data.html>>.

TCMB, Erişim Tarihi : 02.03.2018, <<https://evds2.tcmb.gov.tr/>>.

Borsa İstanbul A.Ş., Erişim Tarihi : 02.03.2018,
<<http://www.borsaistanbul.com/duyurular/2018/06/28/bist-altin-endeksi-kurallari-yayimlandi-2018-258>>.