

Faiz, Döviz Kuru, Altın Fiyatları ve BIST100 Endeksi İlişkisinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama

Sera ŞANLI¹, Tuba KONAK², Mehmet ÖZMEN³

Özet

Bu çalışmada BIST100 hisse senedi endeksinin faiz, döviz kuru ve altın fiyatları açısından duyarlılığının belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla 4 Ocak 2000-28 Haziran 2021 dönemini kapsayan günlük veriler kullanılarak tüm örneklem dönemine ilişkin değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin COVID-19 pandemi dönemi ile kıyaslandığında nasıl seyrettiği Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi, Granger nedensellik testi, varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri uygulanarak araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, eşbütünleşme analizi için bağımlı değişkenin BIST100 endeksi getirisi olduğu durumda değişkenler arasında bir uzun dönem ilişki bulunmuş olup; altın fiyatlarının BIST100 üzerinde anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Granger nedensellik analizi sonuçları ise ele alınan dönem için BIST 100 endeksi ile hem döviz kuru hem de faiz serisi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını saptarken, BIST100 endeksinden altın fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi ortaya koymuştur. COVID-19 dönemi ele alındığında %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında bir uzun dönem ilişkisi bulunamamış olup, %10 anlamlılık düzeyinde bulunan bir eşbütünleşik ilişki için ise hata düzeltme mekanizması yalnızca bağımlı değişkenin faiz oranları olduğu durumda çalışmıştır. Ayrıca bu dönemde genel dönemdeki kısa dönem ilişkilerinin tersine BIST100 endeksindeki değişimi serinin kendisinden sonra en çok açıklayan değişkenin altın fiyatları olduğu saptanmış olup, altın fiyatlarından BIST100'e doğru ve BIST100'den faiz oranlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkileri elde edilmiştir.

Anahtar kelimeler: BIST100, Altın Fiyatları, Johansen Eşbütünleşme, Granger Nedensellik, Etki-Tepki Analizi
Jel Kodu: C01, C22, C51, E31

Econometric Analysis of the Relationship Among Interest Rate, Exchange Rate, Gold Prices and ISE100 Index: An Application on Turkey

Abstract

In this study, it has been aimed to determine the sensitivity of the ISE100 stock index in terms of interest rate, exchange rate and gold prices. For this purpose, by applying Johansen-Juselius cointegration analysis, Granger causality test, variance decomposition and impulse-response analysis for daily data covering the period January 4, 2000-June 28, 2021; it has been investigated how the long and short term relationships regarding the entire sample among the variables follow a route when compared to the COVID-19 period. According to the findings, in case the dependent variable for the cointegration analysis is the ISE100 index return, a long-term relationship has been detected among the variables; however, no significant effect of gold prices on ISE100 has been found. Besides, Granger causality analysis reveals a unidirectional causality relationship from ISE100 to gold prices, while detecting the existence of a bidirectional causality relationship between the ISE100 index and both the exchange rate & the interest rate series for the period under consideration. Considering the COVID-19 period, no long-term relationship has been found at the 5% significance level and for a cointegrating relationship detected at 10% level, the error correction mechanism has only worked when the dependent variable is the interest rate. Additionally, in this period, contrary to the short-term relationships in the general period, the variable explaining the change in the ISE100 index the most after the series itself is the gold prices, and unidirectional causality relationships have been obtained from gold prices to ISE100 and from ISE100 to interest rates.

Keywords: ISE100, Gold Prices, Johansen Cointegration, Granger Causality Test, Impulse-Response Analysis
Jel Codes: C01, C22, C51, E31

ATIF ÖNERİSİ (APA): Şanlı, S., Konak, T., Özmen, M. (2021). Faiz, Döviz Kuru, Altın Fiyatları ve BIST100 Endeksi İlişkisinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *İzmir İktisat Dergisi*, 36(4). 929-948. Doi: 10.24988/ije.880784

¹ Arş. Gör. Dr., Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Sarıçam/ADANA, **EMAIL:** sanlis@cu.edu.tr, **ORCID:** 0000-0002-4827-1032

² Doktora Öğrencisi, Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Sarıçam/ADANA, **EMAIL:** tubaaknk@gmail.com, **ORCID:** 0000-0002-3290-9337

³ Prof. Dr., Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Sarıçam/ADANA, **EMAIL:** mozmen@cu.edu.tr, **ORCID:** 0000-0002-5668-9092

1. GİRİŞ

Küreselleşen finans piyasaları ile hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin ortaya konması bu değişkenlerin ülkelerin ekonomilerindeki gelişimini etkilemede önemli rol oynaması nedeniyle gerekli kılınmıştır. İyi işleyen bir hisse senedi piyasası firmalara sadece finansmanı arttırmaya yönelik değil, aynı zamanda daha bilgilendirici hisse senedi fiyatları ortaya koymaları bakımından da olanak sağlamalıdır. Hisse senedi fiyatlarının daha bilgilendirici olması, daha iyi bir yönetim ve daha etkin sermaye yatırımı kararları için bir teşvik unsurudur. Bununla birlikte, birçok gelişmekte olan ülkede firmalara ilişkin bilgi toplamanın maliyeti yüksektir; bu da özel bilgiye sahip yatırımcıların daha az ticaret yapmasıyla sonuçlanarak daha az bilgilendirici hisse senedi fiyatlarına yol açmaktadır (Claessens ve Laeven, 2006: xvii). Bu bakımdan hisse senedi piyasaları oldukça önemli olup, bu piyasalardaki herhangi bir değişim reel ekonomideki değişimlerle önemli ölçüde iç içedir. Reel ekonomideki anlamlı bir değişim hisse senedi fiyatlarının belirlenme sürecini sıklıkla etkileyebilir ve borsada bir rejim kayması meydana getirebilir (Sarkar, 2012: 7). Uluslararası piyasalarda yeni sermaye akımlarının ortaya çıkışı ile birlikte, sermaye giriş engellerinin ortadan kaldırılması ve esnek döviz kuru rejimine geçiş başta olmak üzere birçok ekonomik gelişme yaşanmıştır. Bu gelişmelerin bir sonucu olarak, hisse senedi piyasaları ile döviz kurları arasında güçlü ilişkiler ortaya çıkmaya başlamış ve bu ilişkiler ülkelerin ekonomik refahında önemli rol oynamıştır (Nieh ve Lee, 2001: 477-478). Uluslararası çeşitliliğin artmasıyla hisse senedi ve döviz piyasalarının birbirine bağımlı olmasında rolü olan bu ekonomik gelişmeler, yatırım fırsatlarındaki çeşitliliğin yanı sıra döviz kurlarının oynaklığı ile yatırım kararları ve portföy çeşitlendirme süreci riskini de arttırmıştır (Ansari ve Changle, 2015: 3).

Literatürde hisse senedi getirileri ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma mevcut olmakla birlikte, kullanılan verilerin ve zaman aralığının farklılığı yapılan çalışmaların bulgularında önemli farklılıklar ortaya koymaktadır. Hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi anlamak, siyasetçilerin bakış açısından ve yatırım topluluğunun risk düzeylerini etkin bir şekilde yönetmesi açısından oldukça önemlidir (Akel, Kandır ve Yavuz; 2016: 2257). Genel olarak yapılan çalışmalar incelendiğinde hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişkiye yönelik “geleneksel” ve “portföy dengesi” yaklaşımları olmak üzere iki farklı temel yaklaşım olduğu görülmektedir. Geleneksel yaklaşıma göre, döviz kurundaki değişimler ülkelerin uluslararası rekabeti, dış ticaret dengesi ve dolayısıyla borsa getirileri üzerinde etkili olmakla birlikte hisse senedi endeksleri ile döviz kuru arasında genellikle pozitif bir ilişki beklenmektedir (Dornbusch ve Fischer, 1980). Dolayısıyla Dornbusch ve Fischer (1980)’a göre mal piyasası yaklaşımlarında döviz kurlarındaki değişimler, döviz kurundaki dalgalanmalar kazancın değerini etkiledikçe bir firmanın rekabet gücünü ve birçok şirket faaliyetlerini finanse etmek için yabancı para cinsinden borçlandıkça firmanın fonlarının maliyetini ve dolayısıyla hisse senedi fiyatını etkilemektedir (Sarkar, 2012: 51). Portföy dengesi yaklaşımında ise hisse senedi fiyatlarının düşmesi ülkelere olan sermaye akımlarını azaltacak ve bu durum yerel yatırımcıların servetinde bir düşmeye neden olacaktır. Bununla birlikte bu durum para talebinin ve faizlerin düşmesine yol açarak sermaye çıkışlarına, dolayısıyla da döviz kurlarında artışa neden olmaktadır. Dolayısıyla bu yaklaşımda hisse senedi endeksleri ile döviz kuru arasında genellikle negatif bir ilişki beklenmektedir (Branson, 1983).

Borsa getirileri üzerinde döviz kurunun yanı sıra faiz oranlarındaki değişimlerin de birçok yönden etkisi bulunmaktadır. Faiz oranlarının hisse senedi fiyatları için neden bu kadar önemli olduğuna ilişkin üç sebep gösterilebilir. Birincisi, düşük faiz oranları şirketlerin daha az

borç para almasına olanak sağlayacağından şirket karları için iyidir. İkincisi, faiz oranlarındaki hareketler tahvilleri hisse senetlerine kıyasla daha fazla (veya daha az) cazip hale getirmektedir ve daha düşük oranlar tahvilleri daha az çekici hale getirerek insanların hisse senetlerine daha fazla yatırım yapmalarına neden olur. Ayrıca, daha fazla hisse senedi satın alma ve borçlanma maliyeti faiz oranları düşük olduğunda daha azdır ve dolayısıyla bu durum hisse senetleri için daha iyidir. Faiz oranı, hisse senedi fiyatlarını hesaplamak için kullanılan tüm kesirlerin paydalarına doğrudan girer ve düşük faiz oranlarına bağlı olarak payda daha küçük olur. Hisse senedi fiyatları için faiz oranlarının çok önemli olmasının nedeni, gerçeğe uygun değeri (fair value) hesaplamak için eklenen matematiksel terimler serilerinin paydalarında faiz oranlarının yer almasıdır. Kesirler hakkında genel bir bilgiyi hatırlarsak, payda küçüldüğünde (faiz oranları düşer) tüm kesir (böylece gerçeğe uygun değer) daha büyük olur. Payda büyüdüğünde ise terimler ve dolayısıyla gerçeğe uygun değer daha küçük olur. İşte bu husus faiz oranlarının neden bu kadar önemli olduğunu ortaya koymaktadır (McDonald, 2002: 63).

İyi yatırımcılar her zaman yatırım yapacakları etkin bir piyasa arayışındadırlar. Etkin olmayan bir piyasada insanların genelinde piyasaya ilişkin güven kayıplarının oluşması, az sayıda kişinin olağanüstü karlar elde etmesinin nedenini oluşturabilir. Böyle durumlarda bankalar tarafından mevduat sahiplerine ödenen faiz oranı arttıkça, insanlar sermayelerini hisse senedi piyasasından bankaya doğru yöneltirler. Böylece hisse senedinin talebi azalır ve fiyatında düşüş meydana gelir. Öte yandan, bankaların mevduat sahiplerine ödediği faiz oranı arttığında borç verme faiz oranı da artarak ekonomideki yatırımların azalmasına yol açmaktadır; ki bu da hisse senedi fiyatındaki düşüşün bir diğer nedenidir. Dolayısıyla, teorik açıdan bakıldığında hisse senedi fiyatı ve faiz oranı arasında ters yönlü bir ilişkinin olduğu söylenebilir (Alam ve Uddin, 2009: 43-44). Faiz

oranında yaşanan artışlar döviz ile yapılan tasarrufların yerli para cinsinden vadeli mevduat hesaplarına girmesine neden olarak borsa endeksinde bir düşüş meydana getirir. Faiz oranında meydana gelebilecek bir azalış ise, azalan yatırım maliyetleri ve genişleyen istihdam olanakları sayesinde ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki yaratır (Şentürk ve Dücan, 2014: 68) ve genellikle bu büyüme borsa endeksinde bir yükseliş meydana getirir. Diğer taraftan bir para politikası aracı olarak faiz oranı, döviz kurundaki beklenmedik dalgalanmalar ile başa çıkmada politika değişkenlerinin önemli bir bölümünü oluşturmaktadır (Muchiri, 2017: 1).

Dünya ekonomilerinin düşüşe geçtiği dönemlerde insanların en güvenilir yatırım araçlarından biri olarak gördüğü altına talep artmaktadır. Bu süreçlerde hem likiditesinin yüksek olması hem de hisse senetlerinin ikamesi olarak görülmesi yönü ile altın yatırımcıların tercihi olmaktadır. Altının hisse senedinin ikamesi olarak görülmesi sebebi ile birinin artarken diğerinin azalacağı beklentisi oluşur (İpekten ve Aksu, 2019). Bununla birlikte altın fiyatlarının artması ile yatırımcıların altına daha çok yatırım yapması ve borsa yatırımlarının düşecek olması sebebi ile altın fiyatları ve borsa endeksinin ters yönde hareket edeceği düşünülmektedir (Ray, 2013). Öte yandan borsanın yükselmesi sonucu yatırımcıların borsaya daha çok yatırım yapması sebebi ile altına talep azalır ve fiyatlarda düşüş meydana gelir. Bu sebeple de altın fiyatları ve borsa endeksinin ters yönlü hareket ettiği söylenebilir.

Verilen bilgiler göz önüne alınarak faiz oranları, döviz kurları ve altın fiyatlarının hisse senedi piyasası için önemi düşünüldüğünde; bu çalışmada Türkiye ekonomisi için 4 Ocak 2000–28 Haziran 2021 dönemini kapsayan günlük veriler kullanılarak faiz, döviz kuru, altın fiyatları ve şirketler için alternatif bir finansman kaynağı sağlamak ve sermaye tahsisine yol açacak talebi yaratmak açısından önemli bir kurum olan Borsa İstanbul'un endekslerinden BIST100 endeksi arasındaki

uzun ve kısa dönemli ilişkilerin ortaya konulması amaçlanmıştır. Çalışma beş bölümden oluşmaktadır: İkinci bölümde konuya ilişkin benzer literatür çalışmalarına yer verilecek, üçüncü bölümde analizde kullanılan yöntemlerden kısaca bahsedilecek, dördüncü bölümde analiz bulguları sunulacak ve son bölümde ise çalışmadan elde edilen sonuçlar kısaca özetlenecektir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde hisse senedi getirileri ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki konusunda birçok ulusal ve uluslararası ampirik çalışmaya yer verilmiştir. Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992) çalışmalarında Granger nedensellik testini ve eşbütünleşme yaklaşımını kullanarak 1973-1988 yıllarını kapsayan dönemde S&P 500 endeksi ile ölçülen hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Mok (1993) çalışmasında otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARIMA) ve Granger nedensellik testi yöntemlerini kullanarak 1986-1991 yıllarını kapsayan dönemde Hong Kong piyasasına ilişkin hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasında ilişki olup olmadığını incelemiştir. Çalışma sonucunda hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasında zayıf çift yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

Gjerde ve Sættem (1999) çalışmalarında vektör otoregresyon (VAR) analizini kullanarak 1974-1994 yıllarını kapsayan dönemde Norveç piyasasına ilişkin hisse senedi getirileri ile enflasyon ve faiz arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda hisse senedi getirilerinin enflasyondaki küçük farklılıkları açıklarken, faiz oranlarının enflasyondaki önemli bir kısmı açıkladığı sonucuna varılmıştır.

Koch ve Saporoschenko (2001) çalışmalarında GARCH modelini kullanarak 1986-1992 yıllarını kapsayan dönemde Japon piyasasına

ilişkin hisse senedi getirileri ile faiz oranları arasında bir ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda faiz oranı artışlarının hisse senedi getirilerini negatif yönde etkilediği sonucuna varılmıştır.

Dimitrova (2005) çalışmasında Granger nedensellik testini kullanarak 1990-2004 yıllarını kapsayan dönemde Amerika Birleşik Devletleri ve Birleşik Krallık piyasalarına ilişkin hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında bir ilişki olup olmadığını incelemiştir. Çalışma sonucunda döviz kurları ve hisse senedi getirileri arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Yau ve Nieh (2006) çalışmalarında Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik, etki tepki analizi ve varyans ayrıştırma yöntemlerini kullanarak 1991-2005 yıllarını kapsayan dönemde Tayvan ve Japonya piyasalarına ilişkin hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda kısa dönemde döviz kuru ve hisse senedi getirileri arasında hiçbir nedensellik ve eşbütünleşme ilişkisi saptanmamıştır.

Pan, Fok ve Liu (2007) çalışmalarında VAR analizi, Granger nedensellik ve Johansen eşbütünleşme testlerini kullanarak 1988-1998 yıllarını kapsayan dönemde Hong Kong, Japonya, Malezya ve Tayland piyasalarına ilişkin hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında bir ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda döviz kurları ve hisse senedi getirileri arasında nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Özmen (2007) çalışmasında Johansen eşbütünleşme ve Toda Yamamoto nedensellik testlerini kullanarak 1989-2006 yıllarını kapsayan dönemde döviz kuru ile borsa endeksi arasında ilişki olup olmadığını incelemiştir. Çalışma sonucunda 1989-1994 ve 1994-1999 dönemleri haricinde döviz kuru ve borsa endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik saptanmıştır.

Lean, Narayan ve Smyth (2011) çalışmalarında Granger nedensellik ve panel eşbütünleşme testlerini kullanarak 1991-2005 yıllarını

kapsayan dönemde 8 Asya piyasasına ilişkin hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda hisse senetleri fiyatları ve döviz kurları arasında eşbütünleşik ilişki bulunmuştur.

Chkili, Aloui ve Nguyen (2012) çalışmalarında tek değişkenli ve çok değişkenli GARCH tipi model kullanarak 1999-2010 yıllarını kapsayan dönemde hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda hisse senedi getirileri ve döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Pramod Kumar ve Puja (2012) çalışmalarında Johansen eşbütünleşme, vektör hata düzeltme (VEC) modeli ve Granger nedensellik testlerini kullanarak 1994-2011 yıllarını kapsayan dönemde Hindistan piyasasına ilişkin borsa endeksleri ve makroiktisadi değişkenler arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda eşbütünleşme testine göre döviz kuru ve kısa vadeli faiz oranları değişkenlerinin hisse senedi fiyatlarını belirlemede anlamlı bir etkisinin olmadığı saptanmış olup, sanayi üretim endeksi hariç borsa endeksleri ve diğer makroiktisadi değişkenler arasında hiçbir kısa dönem nedenselliği bulunamamıştır.

Paramati ve Gupta (2013) çalışmalarında VAR analizini ve Granger nedensellik testini kullanarak 1992-2011 yıllarını kapsayan dönemde Hindistan piyasasına ilişkin olarak hisse senedi getirileri, döviz kurları ve faiz oranları arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda döviz kuru ve faiz oranından hisse senedi getirisine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Şentürk ve Dücan (2014) çalışmalarında VAR modeli, etki tepki, varyans ayrıştırma ve Granger nedensellik testlerini kullanarak 1997-2013 yıllarını kapsayan dönemde borsa senedi getirileri, döviz kurları ve faiz oranları arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda döviz kurundan BIST100 borsa getirisine ve faiz oranından döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır.

Omorokunwa ve Ikponmwosa (2014) çalışmalarında GARCH modelini kullanarak 1980-2011 yıllarını kapsayan dönemde Nijerya piyasasına ilişkin döviz kuru ile faiz oranının hisse senedi fiyat oynaklığı üzerinde bir etkisinin olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda döviz kuru ile faiz oranının hisse senedi fiyat oynaklığı üzerinde zayıf bir etkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Nisha (2015) çalışmasında VAR analizi, Johansen eşbütünleşme ve VEC modeli testlerini kullanarak 2000-2015 yıllarını kapsayan dönemde Hindistan piyasasına ilişkin olarak hisse senedi fiyatı, sanayi üretim endeksi, tüfe, para arzı, faiz oranı, döviz kuru, altın fiyatı ve dünya fiyat endeksi değişkenleri arasında bir ilişki olup olmadığını incelemiştir. Çalışma sonucunda döviz kurları ile hisse senedi fiyat endeksi arasında negatif bir ilişki gözlenirken, faiz oranlarının hisse senedi fiyatı üzerinde oldukça büyük bir etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır.

Özmen, Karlılar ve Kırıl (2017) çalışmalarında Johansen eşbütünleşme, VEC modeli ve Granger nedensellik testi yaklaşımlarını kullanarak 1997-2017 yıllarını kapsayan dönemde BIST100 endeksi, faiz oranı ve döviz kuru arasında ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda döviz kurundan BIST100'e doğru tek yönlü, BIST100 ile faiz oranı ve faiz oranı ile döviz kuru değişkeni arasında ise çift yönlü nedensellik ilişkilerine rastlanmıştır. Barut, Karaoğlan ve Karabayır (2017) çalışmalarında Maki çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testini kullanarak 2004-2016 yıllarını kapsayan dönemde BIST100 endeksi getirisi, faiz oranı ve döviz kuru arasında bir ilişki olup olmadığını incelemişlerdir. Çalışma sonucunda BIST100 endeksi getirisi, faiz oranı ve döviz kuru arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

3. METODOLOJİ

3.1. Johansen eşbütünleşme testi

Engle ve Granger (1987) tarafından önerilen tek denklemlerli eşbütünleşme analizinin tersine

bir regresyon modelinde ikiden fazla değişken içerilmesi durumunda eşbütünleşik vektör sayısının birden fazla olması, başka bir deyişle birden fazla uzun dönem ilişkisinin saptanması olası bir durumdur. Bu nedenle Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından vektör otoregresif (VAR) sürece dayanan çok denklemlilik eşbütünleşme analizi geliştirilmiştir. Johansen (1988) tarafından modeldeki tüm değişkenlerin içsel olarak kabul edildiği maksimum olabilirlik tekniklerini esas alan bir eşbütünleşme yaklaşımı geliştirilmiştir. Bu durumda Y_t , X_t ve W_t 'yi üç içsel değişken olarak ele aldığımızda bu değişkenler $Z_t = (Y_t, X_t, W_t)'$ olmak üzere matris notasyonunda şu şekilde ifade edilir:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Buna bağlı olarak da vektör hata düzeltme modeli (VECM) şöyle ifade edilir:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=2}^p \Gamma_{i-1} \Delta Z_{t-i+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada Z_t vektörü üçten daha fazla sayıda da (durağan olmayan) değişken içerebilecek olup, bu değişkenlerin tümünün birinci dereceden bütünleşik yani I(1) olduğu varsayılarak; ΔZ_t , ΔZ_{t-1} , ..., ΔZ_{t-p+1} 'in her bileşeninin durağan olduğu söylenebilir. $i = 1, 2, 3, \dots, p-1$ için $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$ olmak üzere $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$ 'dir. Burada Π matrisi değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini temsil etmekte olup, iki bileşenli olarak şu şekilde yazılabilir: $\Pi = \alpha\beta'$. Π matrisi Z vektöründe dahil edilen k değişken sayısından küçük olacak şekilde r indirgenmiş rankına sahip olmalıdır ($r < k$) ve bu gösterimdeki tüm matrisler r rankına sahiptir. β' parametresi uzun dönem katsayısını ve α ise uzun dönem parametresinin ayarlanma hızını göstermektedir. Eşbütünleşme olmaması durumunda yani $r=0$ iken Π sıfır matristir. Test yöntemi kabaca şu şekilde belirtilebilir:

Adım 1: ΔZ_t (ve Z_{t-1}) üzerindeki kısa dönem dinamiklerinin etkisini, ΔZ_t 'yi (ve Z_{t-1} 'i) gecikmeli farkları üzerine regres ederek yok ettiğimizde, $R_0(t)(R_1(t))$ kalıntılarını ve S_{00} , S_{kk} ve S_{k0} moment matrislerini elde etmiş oluruz. Burada T gözlem sayısı ve $i, j \in \{0, 1\}$ olmak üzere, $S_{ij} = T^{-1} \sum_t R_i(t)R_j(t)'$ olarak verilir.

Adım 2: Özdeğer problemi olarak ifade edilen $|\lambda S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0$ denklemi çözülür. E, özdeğerler matrisi olsun. Bu durumda E, $E'S_{kk}E = I$ denklemi tarafından normalleştirilir (I: birim matristir).

Anlamli pozitif özdeğerlerin sayısı, eşbütünleşme uzayının r rankını belirler. Bu da iki farklı olabilirlik oran test yöntemini ortaya koyar:

Adım 3a: İz (trace) testinin hipotezleri kurulur.

H_0 : En fazla r tane eşbütünleşik vektör vardır.

H_A : r'den daha fazla eşbütünleşik vektör vardır.

Adım 4a: Test istatistiği hesaplanır:

$$Tr(r) = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (\lambda_i : \text{özdeğerler ve k boyutlu özvektörler, } i = 1, \dots, k).$$

Adım 3b: Maksimum özdeğer testinin hipotezleri kurulur.

H_0 : Tam olarak r tane pozitif özdeğer vardır.

H_A : Tam olarak r+1 tane pozitif özdeğer vardır.

Adım 4b: Test istatistiği hesaplanır:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Adım 5: k serbestlik dereceli ki-kare dağılımından kritik değer elde edilir.

Test serileri $r=0$ ile başlar ve sıfır hipotezinin reddedilemediği ilk ana kadar devam eder. Eşbütünleşme rankı, r'nin karşılık gelen değeridir. Sıfır hipotez, test istatistiğinin çok

büyük değerleri için reddedilir. Hesaplanan istatistik değerleri kritik değerlerden büyükse sıfır hipotez reddedilir, aksi durumda reddedilemez (Kirchgässner ve Wolters, 2007: 219-223; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 504-505; Cromwell vd., 1994: 29-30).

Eşbütünleşme (koentegrasyon), durağan olmayan serilerin doğrusal kombinasyonlarının durağanlığını belirterek serileri etkileyen kalıcı dışsal şoklara rağmen seriler arasındaki uzun dönemli bir denge ilişkisine işaret eder ve iki serinin düzey değerleri arasındaki regresyonun sahte olmadığı bir göstergesidir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin saptanması durumunda hata düzeltme modelinin (HDM) gösterimi mümkündür. Böylece, HDM ortalamadan sapmaların ne kadarının her dönemde dengeye geleceğini ortaya koyarak kısa dönem dinamiklerini analiz etmeye imkan sağlayacaktır (Tarı, 2012: 415-435). y_t ve x_t olmak üzere her ikisi de I(1) olan iki değişkenimizin olduğunu varsayarsak hata düzeltme modeli veya denge düzeltme modeli şu şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + u_t \quad (3)$$

Buradaki $y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$ ifadesi *hata düzeltme terimi* olarak bilinir. Burada β_2 sapmayı ifade eder ve uyarılma hızı olarak da adlandırılır, ayrıca y serisindeki kısa dönem dengesizliğinin ne oranda bir dönem sonra ortadan kalkacağını gösterir. β_2 'nin istatistiksel olarak anlamlı bulunması sapmanın varlığına işaret etmekte olup, pozitif çıkması dengeden uzaklaşma ve negatif çıkması ise uzun dönem değerine yaklaşma anlamına gelir. Hata düzeltme mekanizmasının çalışması için uyarılma hızının -1 ile 0 arasında değer alması gerekir (Brooks, 2002: 390; Tarı, 2012: 435-436; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 489).

3.2. Granger nedensellik testi

Regresyon analizi çerçevesinde değişkenler arasındaki bir ilişkinin varlığı nedenselliğin veya etkinin yönünün kanıtı değildir. Nedensellik kavramını tam olarak

tanımlayabilmek için iki değişkenli (Y_t, Z_t) VAR modelini ele alalım:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i Z_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$Z_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i Z_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Burada ε_{1t} ve ε_{2t} bozucu terimlerinin ilişkisiz olduğu varsayılır (Gujarati, 2003: 696-697). Doğrusal modeller için eğer geçmiş Y_t 'nin davranışı, Z_t 'nin davranışını Z_t 'nin yalnızca geçmiş değerlerinden daha iyi öngörebiliyorsa Y_t , Z_t 'ye Granger nedendir. Bunun tersi de doğrudur. Yukarıdaki iki denklemlilik model için Z_t , Y_t 'ye Granger neden ise o zaman Y_t denklemindeki Z_t 'nin geçmiş değerleri için katsayılar sıfırdan farklıdır ($i=1,2,\dots,p$ için $\beta_i \neq 0$). Benzer şekilde Z_t denkleminde Y_t , Z_t 'ye Granger neden ise o zaman da Y_t 'nin geçmiş değerleri için katsayılar sıfırdan farklıdır ($i=1,2,\dots,p$ için $\gamma_i \neq 0$). Dolayısıyla Granger nedensellik testi için sıfır hipotez H_0 : Granger nedensellik yoktur (Eğer, $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ ise Z_t , Y_t 'yi öngörmez) ve alternatif hipotez H_A : Granger nedensellik vardır (Eğer $\beta_1 \neq 0, \beta_2 \neq 0, \dots$, veya $\beta_p \neq 0$ ise Z_t , Y_t 'yi öngörür) şeklindedir. Burada alternatif hipotez bir F testi ya da olabilirlik oran testiyle uygulanabilir. Hesaplanan F istatistiği seçilen anlamlılık düzeyi için kritik değerden daha büyükse sıfır hipotez reddedilerek Z_t 'nin Y_t 'ye Granger neden olduğu sonucuna varılır (Brandt ve Williams, 2007: 32-34).

Granger nedenselliğin yanı sıra, bir vektör otoregresifin varyans ayrıştırması sistemdeki her bir değişkenin açıklamasındaki rassal değişikliklerin her birinin nispi önemi hakkında bilgi verir. Bu da her bir değişkenin tahmin hatası analiziyle yapılır (Watson ve Teelucksingh, 2002: 247) ve varyans ayrıştırmada şok süresince bir değişkendeki

değişimin yüzde kaçının kendisi, yüzde kaçının diğer değişkenler tarafından açıklandığı araştırılır. Eğer, bir değişkenin varyansındaki değişimin yüzde 100'e yakın bir değeri değişkenin kendisi tarafından açıklanıyorsa, o değişken 'dışsal değişken' olarak adlandırılır (Tarı, 2012: 469).

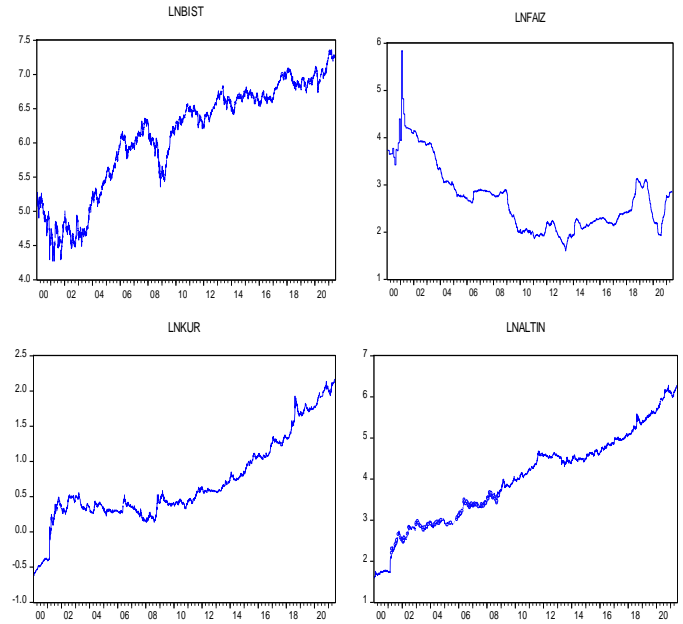
4. VERİ SETİ VE BULGULAR

Çalışma, 04.01.2000–28.06.2021 dönemine ilişkin günlük zaman serisi verilerini kapsamakta olup; ele alınan değişkenler hisse senedi getirileri olarak Borsa İstanbul 100 endeksi (BIST100), faiz oranları (FAIZ), döviz kuru (KUR-ABD Doları/TL kuru) ve altın fiyatları (ALTIN)'dır. Hisse senedi endeksleri finance.yahoo.com adresinden alınmıştır. Faiz değişkeni, para politikasını temsilen repo faiz oranı olarak alınmıştır ve veriler investing.com adresinden elde edilmiştir. Dolar kuruna ilişkin veriler, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (TCMB-EVDS) veri tabanından gün sonu satış değerleri olarak elde edilmiştir. Altın fiyatları (TL) ise investing.com adresinden ve TCMB-EVDS veri tabanından elde edilmiştir. Değişkenlerdeki üssel büyümeyi doğrusallaştırmak adına tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır ve LNBIST, LNKUR, LNFAIZ ve LNALTIN serileri sırasıyla; hisse senedi getirisi, döviz kuru, faiz ve altın fiyatları değişkenlerinin logaritmik dönüşümlerini temsil etmektedir. Ayrıca Δ 'lı değişkenler, birinci farkı alınmış serileri ifade etmektedir.

Logaritmik dönüşüm uygulanan serilerin zaman içindeki değişimlerinin grafiksel gösterimi Şekil 1'de sunulmuş olup; logaritmik serilere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir.

Analizdeki değişkenlerin normal dağılımlı olup olmadığını test etmek üzere Jarque-Bera (JB) normalite testi uygulanmıştır. Bu test bir büyük örneklem (asimptotik) testi olup, sırasıyla çarpıklık değerinin 0'a ve basıklık değerinin 3'e eşit olduğu ortak hipotezi test eder ve sıfır hipotez, serilerin normal dağılımdan geldiğini belirtir. Bu durumda JB istatistik değerinin sıfır olması beklenmektedir. Bilindiği üzere Jarque-

Bera istatistiği, 2 serbestlik dereceli (sd) ki-kare dağılımı sergilemektedir (Gujarati, 2003: 148).



Şekil 1: Modelde Kullanılan Değişkenlerin Logaritmik Düzey Değerlerine İlişkin Grafiksel Gösterimi

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

| | LNBIST | LNFAIZ | LNKUR | LNALTIN |
|---------------------------|-----------|----------|-----------|-----------|
| Ortalama | 6.195087 | 2.642454 | 0.759171 | 4.143880 |
| Ortanca | 6.468079 | 2.387845 | 0.578241 | 4.446591 |
| En Yüksek | 7.359086 | 5.840932 | 2.169019 | 6.282231 |
| En Düşük | 4.271053 | 1.603420 | -0.625225 | 1.577328 |
| Standart Sapma | 0.784075 | 0.702922 | 0.628756 | 1.142019 |
| Çarpıklık | -0.853407 | 1.191702 | 0.394297 | -0.365167 |
| Basıklık | 2.511297 | 4.322241 | 2.699063 | 2.491094 |
| Jarque-Bera (JB) Olasılık | 605.7179 | 1427.595 | 136.9077 | 152.2679 |
| Gözlem Sayısı | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| | 4612 | 4612 | 4612 | 4612 |

Olasılık değerleri incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde serilerin anlamlı olduğu sonucuna varılır. Bu durumda JB istatistik değerleri 2 sd'li ki-kare tablo değerlerinden büyüktür ve sıfır hipotez reddedilir. Dolayısıyla serilerin

hiçbirinin normal dağılımdan gelmediği sonucuna varılmıştır. LNBIST ve LNALTIN serileri sola, LNFAIZ ve LNKUR serileri ise sağa çarpıktır. Ayrıca LNBIST, LNKUR ve LNALTIN serileri 3'ten küçük bir basıklık değeri ile ince kuyruk özelliği göstermektedirler.

Birim kök testleri serilerin durağanlıklarının incelenmesi için kullanılmaktadır. Durağanlık, zaman serilerinin sabit ortalama ve varyans değerine sahip olup kovaryanslarının da sabit olması anlamına gelmektedir. Durağan olmayan serilerde geçici şokların etkileri sürekli hale gelebilmektedir. Durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde sahte regresyon

problemiyle karşılaşılabilen ve değişkenler arasındaki ilişkiler olduklarından farklı çıkabilmektedir. Buradan hareketle, ekonometrik analize başlarken ADF, PP ve KPSS birim kök testleri kullanılarak serilerin durağan oldukları seviyeler Tablo 2'de incelenmiştir. ADF ve PP test istatistikleri MacKinnon (1996) kritik değerleriyle karşılaştırılmıştır. Ayrıca, KPSS testi için asimptotik kritik değerler ise Kwiatkowski vd. (1992)'de verilmiş olup; bu değerler yalnızca sabit içeren model ele alındığında anlamlılık düzeylerine göre %1 için 0.739, %5 için 0.463 ve %10 için 0.347 iken; sabit ve trendli model ele alındığında %1 için 0.216, %5 için 0.146 ve %10 için 0.119'dur.

Tablo 2: Logaritmali Değişkenlerin ADF, PP ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları

| Değişkenler | DÜZEY | | | | | | Sonuç |
|-----------------|---------------------------|---------------------------|------------------|---------------------------|---------------------------|------------------|-------------|
| | Sabit | | | Sabit ve Trend | | | |
| | ADF | PP | KPSS | ADF | PP | KPSS | |
| LNBIST | -0.854 (0)[0.803] | -0.835 (9)[0.809] | 8.842*** (56) | -2.934 (0)[0.152] | -2.913 (7)[0.158] | 1.128*** (56) | I(1) |
| LNFAIZ | -1.663 (23)[0.450] | -2.039 (7)[0.270] | 5.521*** (57) | -1.177 (23)[0.914] | -2.013 (7)[0.594] | 1.839*** (57) | I(1) |
| LNKUR | -0.650 (2)[0.857] | -0.447 (15)[0.899] | 8.072*** (56) | -1.500 (2)[0.830] | -1.365 (14)[0.871] | 1.628*** (56) | I(1) |
| LNALTIN | 0.213 (1)[0.974] | 0.303 (14)[0.979] | 9.223*** (53) | -2.844 (1)[0.181] | -2.931 (14)[0.153] | 0.714*** (53) | I(1) |
| Değişkenler | BİRİNCİ FARK | | | | | | Sonuç |
| | Sabit | | | Sabit ve Trend | | | |
| | ADF | PP | KPSS | ADF | PP | KPSS | |
| ΔLNBIST | -72.259*** (0)[0.000] | -72.272*** (7)[0.000] | 0.038 (10) | -72.252*** (0)[0.000] | -72.265*** (7)[0.000] | 0.041 (10) | I(0) |
| ΔLNFAIZ | -21.895*** (22)[0.000] | -74.749*** (6)[0.000] | 0.109 (6) | -21.927*** (22)[0.000] | -74.751*** (6)[0.000] | 0.028 (6) | I(0) |
| ΔLNKUR | -54.108*** (1)[0.000] | -65.601*** (11)[0.000] | 0.197 (15) | -54.103*** (1)[0.000] | -65.594*** (11)[0.000] | 0.187 (15) | I(0) |
| ΔLNALTIN | -64.942*** (0)[0.000] | -64.939*** (14)[0.000] | 0.178 (14) | -64.944*** (0)[0.000] | -64.941*** (14)[0.000] | 0.075 (14) | I(0) |

Not: Parantez içinde verilen değerler ADF testi için Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen uygun gecikme uzunluğunu, PP ve KPSS testleri için ise Bartlett kerneli kullanılarak Newey West yöntemine göre belirlenen bant genişliğini göstermektedir. Köşeli parantez içinde verilen değerler ise olasılık değerlerini göstermekte olup; ***, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 2'de verilen analiz sonuçlarına göre LNBIST, LNFAIZ, LNKUR ve LNALTIN serilerinin düzey değerinde durağan olmadıkları; ancak %1, %5 ve %10 anlamlılık

düzeyleri için incelendiğinde birinci derece farkları alındığı zaman durağanlık seviyesine ulaştıkları sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla logaritmik seriler birinci dereceden (I(1))

bütünleşiktir. Analizde yer alan tüm değişkenlerin birinci dereceden farkları alındığında durağan olmaları, değişkenler arasında olası bir eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmasına imkan sağlamaktadır. Seriler arasındaki uzun dönem ilişkisinin araştırılması için Johansen (1988) ve Johansen & Juselius (1990) tarafından önerilen eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır. Johansen eşbütünleşme analizi öncesinde analizin ilk aşaması olan VAR (Vektör Otoregresif) modeli tahmin edilerek optimal gecikme uzunluğu belirlenmiştir.

Tablo 3: VAR Modeli Gecikme Derecesi Seçim Kriterleri

| Gecikme | AIC | SC | HQ |
|---------|------------------|------------------|------------------|
| 1 | -19.70214 | -19.64259 | -19.68020 |
| 2 | -19.88058 | -19.77339 | -19.84108 |
| 3 | -20.06774 | -19.91291 | -20.01068 |
| 4 | -20.11951 | -19.91704 | -20.04489 |
| 5 | -20.13386 | -19.88375 | -20.04168 |
| 6 | -20.13063 | -19.83288 | -20.02089 |
| 7 | -20.12580 | -19.78041 | -19.99850 |
| 8 | -20.12648 | -19.73345 | -19.98162 |
| 9 | -20.12864 | -19.68798 | -19.96623 |
| 10 | -20.12857 | -19.64027 | -19.94860 |
| 11 | -20.11947 | -19.58353 | -19.92194 |
| 12 | -20.11229 | -19.52870 | -19.89720 |
| 13 | -20.10715 | -19.47593 | -19.87450 |
| 14 | -20.09499 | -19.41613 | -19.84478 |
| 15 | -20.10253 | -19.37603 | -19.83476 |
| 16 | -20.10214 | -19.32800 | -19.81682 |
| 17 | -20.18375 | -19.36196 | -19.88086 |
| 18 | -20.18641 | -19.31699 | -19.86597 |
| 19 | -20.18804 | -19.27098 | -19.85004 |
| 20 | -20.18454 | -19.21985 | -19.82899 |

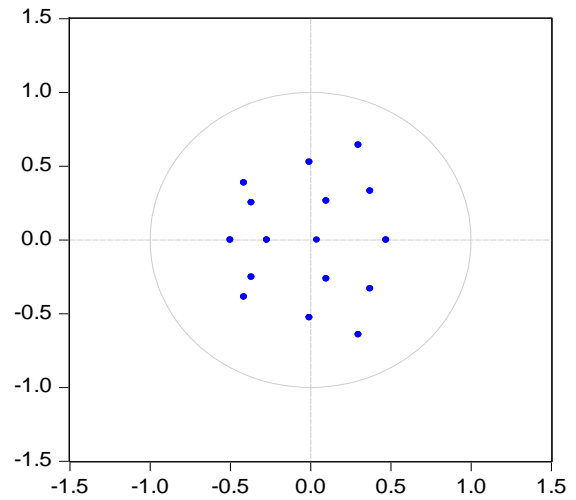
Not: AIC: Akaike Bilgi Kriteri, SC: Schwarz Bilgi Kriteri, HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri

Tablo 3'te yer alan gecikme derecesi seçim kriterleri sonuçlarına göre maksimum 20 gecikme ele alındığında optimal gecikme sayısı Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre 4 olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun 4 olarak belirlenmesinin ardından, bu gecikmede tahmin edilen VAR modelinin istikrarlılık koşulunu sağlayıp sağlamadığı kontrol edilmelidir. Bunun için AR karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çemberdeki konumuna bakılmalıdır. Eğer

ters kökler 1'den küçükse (birim çemberin içinde yer alıyorsa), modelin durağan olduğu sonucuna varılır.

Tablo 4: AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

| Kök | Modül |
|-----------------------|----------|
| 0.298401 - 0.642217i | 0.708157 |
| 0.298401 + 0.642217i | 0.708157 |
| -0.414013 - 0.386658i | 0.566490 |
| -0.414013 + 0.386658i | 0.566490 |
| -0.006017 - 0.527312i | 0.527346 |
| -0.006017 + 0.527312i | 0.527346 |
| -0.499405 | 0.499405 |
| 0.372494 - 0.331863i | 0.498884 |
| 0.372494 + 0.331863i | 0.498884 |
| 0.472083 | 0.472083 |
| -0.367551 - 0.252785i | 0.446087 |
| -0.367551 + 0.252785i | 0.446087 |
| 0.098993 - 0.263333i | 0.281325 |
| 0.098993 + 0.263333i | 0.281325 |
| -0.270813 | 0.270813 |
| 0.039583 | 0.039583 |



Şekil 2: AR Karakteristik Polinomunun Ters Köklerinin Birim Çember Konumu

Tablo 4'te AR karakteristik polinomunun ters köklerinin büyüklükleri verilmiş olup, Şekil 2'de ise ters köklerin birim çember konumuna yer verilmiştir. Buna göre AR karakteristik polinomunun tüm ters köklerinin modül değerleri 1'den küçüktür ve dolayısıyla tüm ters kökler birim çemberin içinde yer almaktadır. Bu sonuca bağlı olarak 4 gecikmeli VAR modelinin istikrarlı ve uygun bir model

olduğu söylenebilir. Ayrıca VAR(4) modelinin kararlılığını desteklemesi için modelde otokorelasyon sorunu olup olmadığını göstermesi adına model kalıntılarına tanısıl test olarak LM (lagrange multiplier) testi uygulanmıştır. Test sonucuna göre olasılık değeri 0.3830 bulunmuştur. Sonuç olarak belirtilen optimal gecikme uzunluğu için %5 anlamlılık düzeyinde modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır.

Tablo 5: Johansen-Juselius Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

| İz (Trace) İstatistiği | | | | Maksimum Özdeğer İstatistiği | | | |
|------------------------|------------------|-------------------|----------|------------------------------|------------------|-------------------|----------|
| Sıfır Hipotez | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | Olasılık | Sıfır Hipotez | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | Olasılık |
| r = 0 | 51.47683 | 47.85613 | 0.0220 | r = 0 | 31.40546 | 27.58434 | 0.0153 |
| r ≤ 1 | 20.07136 | 29.79707 | 0.4181 | r = 1 | 13.79795 | 21.13162 | 0.3818 |
| r ≤ 2 | 6.273412 | 15.49471 | 0.6632 | r = 2 | 5.839624 | 14.26460 | 0.6339 |
| r ≤ 3 | 0.433788 | 3.841466 | 0.5101 | r = 3 | 0.433788 | 3.841466 | 0.5101 |

Tablo 6: Normalleştirilmiş Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları ve Eşbütünleşme Vektörü

| | Katsayı | t-istatistik |
|---------|-----------|--------------|
| LNKUR | -1.008763 | -2.64344 |
| LNFAIZ | 0.826225 | 4.70918 |
| LNALTIN | 0.198322 | 0.74526 |

$$LN_{BIST} = 1.008763LN_{KUR} - 0.826225LN_{FAIZ} - 0.198322LN_{ALTIN}$$

Tablo 6'da verilen normalleştirilmiş eşbütünleşme vektörüne göre, faiz ve döviz kuru değişkenlerine ait katsayıların t-istatistiklerine bakıldığında her ikisinin de %5 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir ve faiz oranları BIST100 değişkenini negatif yönde etkilerken, döviz kuru pozitif yönde etkilemektedir. Altın fiyatları değişkenine ait katsayının t-istatistiğine bakıldığında ise sıfır hipotezin reddedilemediği ve dolayısıyla altın fiyatlarının BIST100 üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna varılır; bu nedenle katsayı işareti negatif çıkmış olmasına rağmen katsayının yorumlanması uygun değildir. Döviz kuru ve altın fiyatlarında bir değişim yokken faiz oranlarındaki %1'lik bir artış BIST100 getirisini ortalama olarak yaklaşık %0.83

Belirlenen gecikme uzunluğu (k=4) kullanılarak elde edilen Johansen-Juselius eşbütünleşme analiz sonuçları Tablo 5'te verilmiştir. Tablo 5 sonuçlarına göre, analizde yer alan değişkenler arasında hem trace hem de maksimum özdeğer testleri baz alındığında %5 anlamlılık düzeyinde bir adet eşbütünleşme vektörü bulunmuştur.

azaltacaktır. Aynı şekilde ceteris paribus koşulu altında döviz kurundaki %1'lik bir artış BIST100 getirisini ortalama olarak yaklaşık %1 arttıracaktır.

Engle & Granger (1987) tarafından önerildiği gibi değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunması halinde en azından tek yönlü nedensel bir ilişki beklenmelidir ve bu nedensellik ilişkisi Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) yardımıyla incelenmiştir. VECM uzun dönemde meydana gelebilecek bilgi kayıplarını önler, farkı alınmış bağımsız değişkendeki gecikmeler aracılığıyla değişkenler arasındaki kısa dönem dinamiklerini belirleyerek nedensellik ilişkisini ortaya koyar ve eşbütünleşik denklemden elde edilen hata terimlerinin bir gecikmeli değerini ifade eden uyarlanma hızı katsayısı aracılığıyla da uzun dönem nedenselliğine ilişkin bilgi verir. Yani hata düzeltme mekanizmasının çalışması durumunda bu katsayı, ilgili değişkende meydana gelecek uzun dönem dengesinden sapmaların ne kadarının bir dönem içinde düzeltileceğini ortaya koymaktadır. Özetle; VECM, uzun ve kısa dönem nedensellikleri bir araya getirerek eşbütünleşik değişkenler

arasındaki neden sonuç ilişkisinin incelenmesinde kullanılan bir modeldir.

Bağımlı değişkenin ΔLNBIST olduğu durum için VECM, analizdeki tüm değişkenlerin farklarının gecikmeli değerlerini ve hata düzeltme teriminin (ECT) bir gecikmeli değerini içerecek şekilde şöyle oluşturulmuştur:

$$\begin{aligned} \Delta\text{LNBIST}_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \alpha_{11} \Delta\text{LNBIST}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{12} \Delta\text{LNFAIZ}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \alpha_{13} \Delta\text{LNKUR}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{14} \Delta\text{LNALTIN}_{t-i} \\ & + \beta_1 (\text{ECT})_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (6)$$

Burada k, optimal gecikme sayısını göstermekte olup; ΔLNFAIZ , ΔLNKUR ve $\Delta\text{LNALTIN}$ değişkenlerinin bağımlı değişken olduğu durumlarda oluşturulacak modeller şöyledir:

$$\begin{aligned} \Delta\text{LNFAIZ}_t = & \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \alpha_{21} \Delta\text{LNFAIZ}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{22} \Delta\text{LNBIST}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \alpha_{23} \Delta\text{LNKUR}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{24} \Delta\text{LNALTIN}_{t-i} \\ & + \beta_2 (\text{ECT})_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta\text{LNKUR}_t = & \alpha_3 + \sum_{i=1}^k \alpha_{31} \Delta\text{LNKUR}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{32} \Delta\text{LNBIST}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \alpha_{33} \Delta\text{LNFAIZ}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{34} \Delta\text{LNALTIN}_{t-i} \\ & + \beta_3 (\text{ECT})_{t-1} + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta\text{LNALTIN}_t = & \alpha_4 + \sum_{i=1}^k \alpha_{41} \Delta\text{LNALTIN}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{42} \Delta\text{LNBIST}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^k \alpha_{43} \Delta\text{LNFAIZ}_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{44} \Delta\text{LNKUR}_{t-i} \\ & + \beta_4 (\text{ECT})_{t-1} + \varepsilon_{4t} \end{aligned} \quad (9)$$

Tablo 7: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

| Bağımlı Değişken | Hata Düzeltme Parametresi | |
|------------------------|---------------------------|---------------|
| | Katsayı | t-istatistiği |
| ΔLNBIST | -0.005491* (β_1) | [-4.55167] |
| ΔLNFAIZ | 0.000751 (β_2) | [0.31914] |
| ΔLNKUR | 0.001501* (β_3) | [2.48435] |
| $\Delta\text{LNALTIN}$ | 0.002274* (β_4) | [2.73105] |

Not: *, %5 anlamlılık düzeyini ifade eder.

Analizde esas olarak eşbütünleşme analizi için bağımlı değişkenin BIST100 olduğu durum ele alınmış olsa da, Tablo 7'de tüm değişkenlerin bağımlı değişken oldukları durum için hata düzeltme modeli sonuçları kısaca verilmiştir. Buna göre bağımlı değişkenin ΔLNFAIZ , ΔLNKUR ve $\Delta\text{LNALTIN}$ olduğu durumlarda hata düzeltme mekanizması çalışmamaktadır. Bağımlı değişkenin ΔLNBIST olduğu durumda ise hata düzeltme parametresinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bulunması hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını, yani kısa dönemde meydana gelen sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığını göstermiştir. Ayrıca bağımlı değişkende uzun dönem denge değerinden sapmaların yaklaşık %0.55'i bir günde düzeltilmektedir ve BIST100 endeksi yaklaşık 182 gün sonra ($1/0.005491=182.1$) denge değerine ulaşacaktır. Dolayısıyla Denklem (6)'daki hata düzeltme katsayısının (β_1) istatistiksel olarak anlamlı bulunması, bu model için uzun dönem nedensellik etkisinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 8: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

| Nedenselliğin Yönü | F-İstatistik | Olasılık | Karar |
|--|--------------|----------|------------|
| $\Delta\text{LNFAIZ} \rightarrow \Delta\text{LNBIST}$ | 27.5260 | 1.E-22 | Var |
| $\Delta\text{LNBIST} \rightarrow \Delta\text{LNFAIZ}$ | 4.10695 | 0.0025 | Var |
| $\Delta\text{LNKUR} \rightarrow \Delta\text{LNBIST}$ | 4.84219 | 0.0007 | Var |
| $\Delta\text{LNBIST} \rightarrow \Delta\text{LNKUR}$ | 136.028 | 4.E-110 | Var |
| $\Delta\text{LNALTIN} \rightarrow \Delta\text{LNBIST}$ | 1.40033 | 0.2312 | Yok |
| $\Delta\text{LNBIST} \rightarrow \Delta\text{LNALTIN}$ | 2.46584 | 0.0430 | Var |
| $\Delta\text{LNKUR} \rightarrow \Delta\text{LNFAIZ}$ | 44.6911 | 7.E-37 | Var |
| $\Delta\text{LNFAIZ} \rightarrow \Delta\text{LNKUR}$ | 2.29592 | 0.0568 | Yok |
| $\Delta\text{LNALTIN} \rightarrow \Delta\text{LNFAIZ}$ | 0.30677 | 0.8736 | Yok |
| $\Delta\text{LNFAIZ} \rightarrow \Delta\text{LNALTIN}$ | 0.87128 | 0.4803 | Yok |
| $\Delta\text{LNALTIN} \rightarrow \Delta\text{LNKUR}$ | 121.149 | 2.E-96 | Var |
| $\Delta\text{LNKUR} \rightarrow \Delta\text{LNALTIN}$ | 5.44035 | 0.0002 | Var |

Tablo 8'de Granger nedensellik testi sonuçlarına yer verilmiştir. Buna göre, %5 anlamlılık düzeyi esas alındığında BIST100 endeksi ile hem döviz kuru hem de faiz oranları serisi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Dolayısıyla, BIST 100 endeksi döviz kurunu ve faiz oranlarını; döviz kuru ve

faiz oranları da BIST100 endeksini etkilemektedir. Altın fiyatlarından BIST100 endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamış olup, BIST100'den altın fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Ayrıca altın fiyatları ve faiz oranları arasında hiçbir kısa dönem nedensellik

ilişkisi bulunamazken, döviz kuru ve altın fiyatları arasında çift yönlü ve döviz kurundan faiz oranlarına doğru ise tek yönlü bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Öte yandan %10 anlamlılık düzeyi ele alınırsa, faiz oranlarından döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi bulunabilmektedir.

Tablo 9: Varyans Ayrıştırması Sonuçları

| ΔLNBIST Değişkeni İçin Varyans Ayrıştırması | | | | | ΔLNFAİZ Değişkeni İçin Varyans Ayrıştırması | | | |
|--|----------|----------|----------|----------|---|----------|----------|----------|
| Period | ΔLNBIST | ΔLNFAİZ | ΔLNKUR | ΔLNALTIN | ΔLNBIST | ΔLNFAİZ | ΔLNKUR | ΔLNALTIN |
| 1 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.536390 | 99.46361 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 99.51846 | 0.232175 | 0.197960 | 0.051407 | 1.011113 | 98.81344 | 0.052094 | 0.123356 |
| 3 | 97.36733 | 2.375612 | 0.206434 | 0.050626 | 1.046633 | 98.69569 | 0.132171 | 0.125509 |
| 4 | 95.94151 | 3.758966 | 0.204079 | 0.095441 | 1.283138 | 98.45463 | 0.136704 | 0.125528 |
| 5 | 95.47696 | 4.184074 | 0.203336 | 0.135632 | 1.307848 | 98.42760 | 0.136774 | 0.127777 |
| 6 | 95.46384 | 4.188525 | 0.203383 | 0.144250 | 1.314606 | 98.41974 | 0.137824 | 0.127831 |
| 7 | 95.45810 | 4.192715 | 0.204627 | 0.144553 | 1.315873 | 98.41798 | 0.137930 | 0.128219 |
| 8 | 95.45708 | 4.193265 | 0.205042 | 0.144612 | 1.315878 | 98.41739 | 0.138058 | 0.128671 |
| 9 | 95.45538 | 4.194528 | 0.205312 | 0.144778 | 1.315870 | 98.41737 | 0.138076 | 0.128688 |
| 10 | 95.45527 | 4.194522 | 0.205395 | 0.144811 | 1.315915 | 98.41724 | 0.138092 | 0.128751 |
| ΔLNKUR Değişkeni İçin Varyans Ayrıştırması | | | | | ΔLNALTIN Değişkeni İçin Varyans Ayrıştırması | | | |
| Period | ΔLNBIST | ΔLNFAİZ | ΔLNKUR | ΔLNALTIN | ΔLNBIST | ΔLNFAİZ | ΔLNKUR | ΔLNALTIN |
| 1 | 0.312402 | 0.024494 | 99.66310 | 0.000000 | 1.773701 | 0.007693 | 2.297354 | 95.92125 |
| 2 | 2.835889 | 0.258916 | 86.67381 | 10.23138 | 1.927614 | 0.076758 | 2.291847 | 95.70378 |
| 3 | 8.569726 | 0.376191 | 79.64764 | 11.40645 | 1.938259 | 0.118259 | 2.346498 | 95.59698 |
| 4 | 8.765067 | 0.371035 | 79.41457 | 11.44933 | 1.945477 | 0.118602 | 2.893474 | 95.04245 |
| 5 | 8.745949 | 0.369178 | 79.24622 | 11.63865 | 2.076640 | 0.141828 | 2.893081 | 94.88845 |
| 6 | 8.795901 | 0.401073 | 79.19760 | 11.60542 | 2.120975 | 0.142869 | 2.919226 | 94.81693 |
| 7 | 8.791936 | 0.402720 | 79.14724 | 11.65811 | 2.123424 | 0.144416 | 2.932001 | 94.80016 |
| 8 | 8.791422 | 0.403235 | 79.14691 | 11.65843 | 2.123334 | 0.145714 | 2.932965 | 94.79799 |
| 9 | 8.791068 | 0.407669 | 79.14065 | 11.66061 | 2.124234 | 0.145726 | 2.935141 | 94.79490 |
| 10 | 8.791584 | 0.407642 | 79.13872 | 11.66205 | 2.124249 | 0.145744 | 2.935135 | 94.79487 |

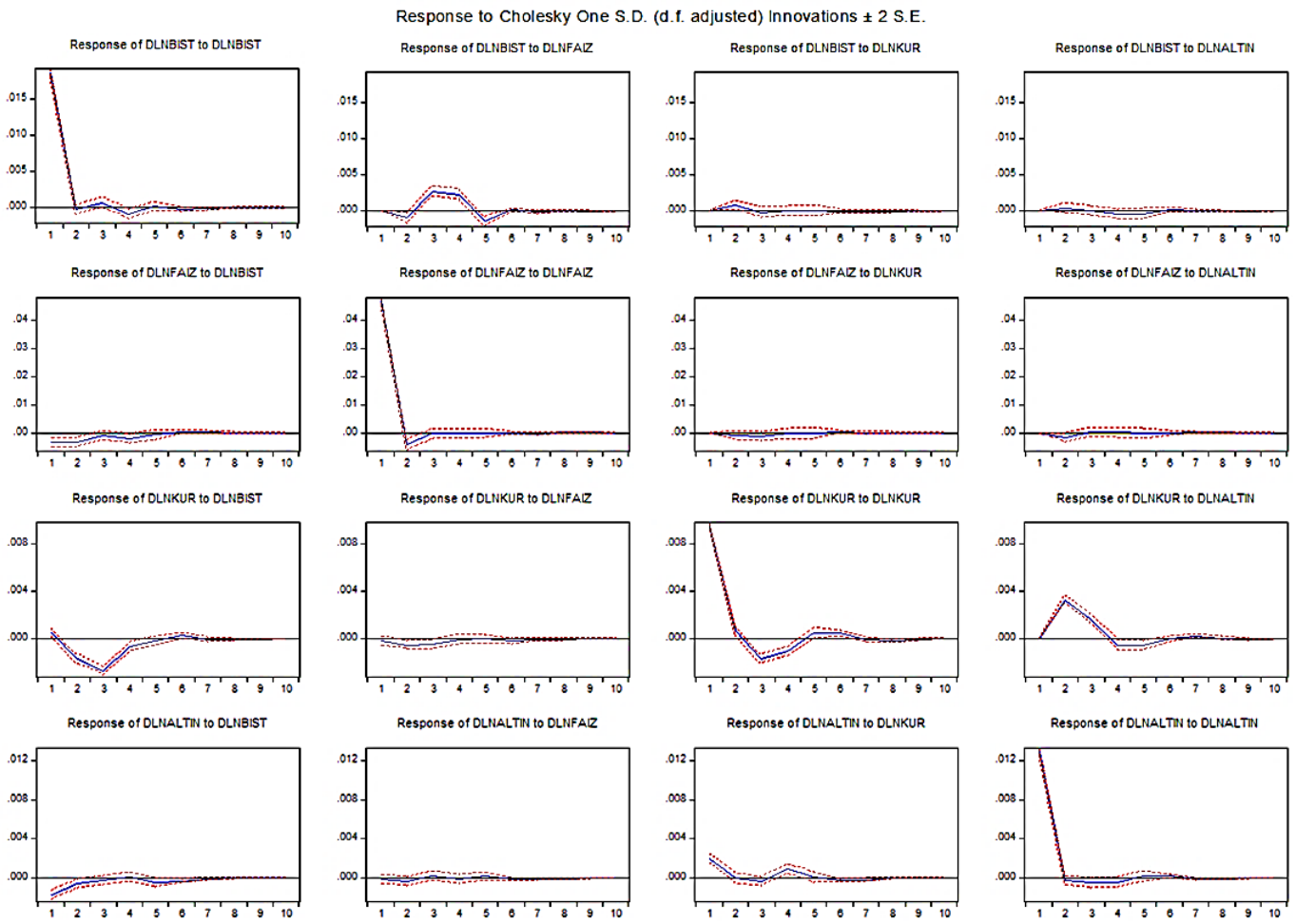
Tablo 9'da varyans ayrıştırması analizi sonuçları verilmiştir. Buna göre, 1. dönemde ΔLNBIST serisindeki değişimin %100'ü kendisi tarafından açıklanmaktadır ve bu sonuç değişkenin dışsal olduğunu göstermektedir. 10. döneme kadar ΔLNBIST serisindeki değişimin büyük bir yüzdesi yine serinin kendisi tarafından açıklanmakta olup; 10. dönemde ΔLNFAİZ değişkeninin ΔLNBIST değişkeninde-

ki değişime katkısı (%4.19), ΔLNKUR ve ΔLNALTIN değişkenlerinden daha fazladır. ΔLNBIST serisindeki değişime en az katkı altın fiyatlarından gelmiştir. ΔLNFAİZ serisindeki değişimin 1. dönemde yaklaşık %99.46'sının kendisi tarafından açıklandığı ve geri kalan %0.54'ünün ise ΔLNBIST değişkeni tarafından açıklandığı görülmektedir. 10. döneme gelindiğinde yine kendisindeki değişimin

büyük bir yüzdesini açıklayan Δ LNFAIZ değişkeninin katkısı azalmakta olup, kendisinden sonra en büyük katkıyı sağlayan değişken Δ LNBIŞT (%1.32) ve en az katkıyı sağlayan değişken Δ LNALTIN (%0.13)'dir. Ayrıca Δ LNBIŞT, Δ LNKUR ve Δ LNALTIN değişkenlerinin Δ LNFAIZ'deki değişime katkılarının kayda değer büyüklükte olmasa da 10. döneme doğru giderek arttığını söyleyebiliriz.

Δ LNKUR'daki değişimi değerlendirecek olursak, 1. dönemde bu değişimin yaklaşık

%99.66'sının değişkenin kendisi tarafından açıklandığını; 10. dönemde ise Δ LNKUR değişkenine ait öngörü hata varyansının %79.14 gibi büyük bir yüzdesinin yine değişkenin kendisi tarafından açıklanırken, %11.66'sının Δ LNALTIN, %8.79'unun Δ LNBIŞT ve %0.41 gibi çok küçük bir yüzdesinin ise Δ LNFAIZ tarafından açıklandığını söyleyebiliriz. Öte yandan Δ LNALTIN'daki değişime en az katkıyı sağlayan Δ LNFAIZ değişkeni olmuştur (%0.15).



Şekil 3: Etki-Tepki Analizi Sonuçları

Şekil 3'te BIST100, faiz oranları, döviz kuru ve altın fiyatlarına ilişkin 10 dönemlik (günlük) etki-tepki analizi grafikleri sunulmuştur. Etki-tepki analizi, değişkenlerin herhangi birinde meydana gelecek bir standart sapmalı şoka karşı ilgili değişkenin kendisinin ve diğer değişkenlerin nasıl tepki vereceğini analiz etmektedir. Mavi çizgiler etki-tepki

fonksiyonlarını göstermekte olup, kesikli kırmızı çizgiler 2 standart hatalık güven aralıklarını temsil etmektedir. Bulgulara göre, BIST100 değişkeninde bir standart sapmalı şok meydana geldiğinde değişkenin kendisinin bu şoka verdiği tepki 1. dönemde pozitif olup, 2. döneme kadar şokun etkisi belirgin bir hızla azalarak 2. dönemde negatife dönmüştür.

BIST100'ün tepkisi 5. dönemden sonra giderek zayıflamış ve şok etkisini kaybetmiştir. Faiz oranlarında meydana gelen bir şoka BIST100 serisi 6. döneme kadar anlamlı tepkiler vermiş olup, bu dönemden sonra şok etkisini kaybetmektedir ve BIST100 endeksinin faiz oranlarındaki bir şoka vermiş olduğu tepki, altın fiyatları ve döviz kuru değişkenlerinde meydana gelen şoklara karşı vermiş olduğu tepkilerden daha fazladır. Bu bulgu, varyans ayrıştırması analizinde bulmuş olduğumuz "ΔLNBIŞT'teki değişime değişkenin kendisinden sonra en çok katkıyı sağlayan değişkenin ΔLNFAİZ olduğu" sonucuyla tutarlılık göstermektedir. Öte yandan, döviz kurunun BIST100'deki bir şoka tepkisi 1. dönemde pozitifken, 5. döneme kadar negatif ve 6. dönemde ise tekrar pozitif olmuştur. 6. dönemden sonra döviz kurunun verdiği tepki zayıflamış ve şokun etkisi azalmıştır. Döviz kurunun altın fiyatlarındaki bir şoka tepkisi ise genel anlamda pozitif seyrederek, döviz kuru en az tepkiyi faiz oranlarında meydana gelecek bir şoka karşı göstermiştir. Faiz oranlarının BIST100'deki bir şoka tepkisi ise 5. döneme kadar genellikle negatif olmakla birlikte, 6. dönemden sonra şokun etkisi kaybolmaktadır. Altın fiyatları da en az tepkiyi faiz oranlarında meydana gelecek bir şoka karşı göstermiştir. Genel olarak ifade etmek gerekirse, tüm değişkenlerin kendilerinde meydana gelecek olan bir şoka tepkileri 2. döneme kadar hızla azalmıştır ve 6. dönem sonrası tepkiler azalarak şokların etkisi kaybolmaya başlamıştır. Tüm bulguları değerlendirdiğimizde, varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizi sonuçlarının genel anlamda Granger nedensellik analizi sonuçlarını desteklediğini söylemek mümkündür.

Bu çalışmada Ocak 2000-Haziran 2021 dönemi için değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkiler ortaya konmuş olup; ele alınan değişkenler arasında 1 eşbütünleşik ilişki saptanmıştır ve çeşitli nedensellik ilişkileri bulunmuştur. Ele alınan bu örneklem döneminin, tüm dünyayı yalnızca sağlık boyutunda değil; aynı zamanda ekonomik ve finansal açıdan da derinden etkileyen COVID-

19 salgını dönemini içermesi dolayısıyla ve bu salgının da analizde yer alan değişkenler arasındaki ilişkiler üzerine etkisini görebilmek amacıyla genel örneklem dönemi (04.01.2000-28.06.2021), 04.01.2000-10.03.2020 (pandemi öncesi dönem) ve 11.03.2020-28.06.2021 (pandemi dönemi) olmak üzere iki döneme ayrılmıştır. Pandemi döneminin 11.03.2020 tarihinden başlamasının nedeni, bu tarihin Türkiye'deki ilk COVID-19 vakasının görüldüğü tarih olmasıdır. Bu iki dönemin bulguları çalışmada fazla yer kaplamaması açısından ayrıntılı olarak ele alınmayacak olup, bulgulardan kısaca bahsedilecektir.

Pandemi öncesi dönem bulguları, çıkarım açısından genel örneklem dönemi bulgularıyla neredeyse aynıdır. Özetlemek gerekirse, 04.01.2000-10.03.2020 dönemi için VAR modelinin optimal gecikme derecesi maksimum 20 gecikme arasından 4 olarak belirlenmiştir (SC= -19.84163, HQ= -19.97781).

Tablo 10: Pandemi Öncesi Dönem İçin Johansen-Juselius Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

| İz (Trace) İstatistiği | | | |
|------------------------------|------------------|-------------------|----------|
| Sıfır Hipotez | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | Olasılık |
| r = 0 | 55.58242 | 47.85613 | 0.0080 |
| r ≤ 1 | 19.87200 | 29.79707 | 0.4315 |
| r ≤ 2 | 7.442368 | 15.49471 | 0.5268 |
| r ≤ 3 | 1.648467 | 3.841466 | 0.1992 |
| Maksimum Özdeğer İstatistiği | | | |
| Sıfır Hipotez | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | Olasılık |
| r = 0 | 35.71042 | 27.58434 | 0.0036 |
| r = 1 | 12.42964 | 21.13162 | 0.5059 |
| r = 2 | 5.793900 | 14.26460 | 0.6398 |
| r = 3 | 1.648467 | 3.841466 | 0.1992 |

Tablo 10'da COVID-19 pandemisi öncesi döneme ilişkin sunulan Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre; hem iz (trace) hem de maksimum özdeğer testleri, analizdeki değişkenler arasında %5 anlamlılık düzeyi için 1 eşbütünleşik ilişkinin varlığını ortaya koymuştur.

Tablo 11'de yer alan pandemi öncesi dönem için eşbütünleşme katsayıları, Tablo 6'da yer alan genel örneklem dönemindekilerle

karşılaştırıldığında; her iki dönemde de %5 anlamlılık düzeyi için altın fiyatlarının BIST100 üzerinde anlamlı bir etkisinin olmaması ve ayrıca kur & faiz değişkenlerinin katsayılarının t-istatistiklerine göre anlamlı olması bakımından sonuçların aynı olduğu söylenebilir. Hata düzeltme modeli yalnızca bağımlı değişkenin Δ LNBIŞT olduğu durumda çalışmıştır (hata düzeltme katsayısı=-0.005205, t-istatistiği=-4.21064). Ayrıca genel dönem bulgularıyla aynı doğrultuda olarak, pandemi öncesinde de BIST100 değişkeni ile hem döviz kuru hem de faiz oranları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. BIST100'den altın fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi ise yalnızca %10 anlamlılık düzeyinde saptanmıştır.

Tablo 11: Pandemi Öncesi Dönem İçin Normalleştirilmiş Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları ve Eşbütünleşme Vektörü

| | Katsayı | t-istatistiği |
|---------|-----------|---------------|
| LNKUR | -1.170306 | -3.196334 |
| LNFAIZ | 0.909696 | 5.289545 |
| LNALTIN | 0.280663 | 1.095227 |

$$LNBIŞT_t = 1.170306LNKUR_t - 0.909696LNFAIZ_t - 0.280663LNALTIN_t$$

Tablo 12: Pandemi Dönemi Johansen-Juselius Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

| İz (Trace) İstatistiği | | | |
|------------------------------|------------------|-------------------|----------|
| Sıfır Hipotez | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | Olasılık |
| r = 0 | 42.28127 | 47.85613 | 0.1510 |
| r ≤ 1 | 16.96822 | 29.79707 | 0.6424 |
| r ≤ 2 | 6.271414 | 15.49471 | 0.6634 |
| r ≤ 3 | 0.401578 | 3.841466 | 0.5263 |
| Maksimum Özdeğer İstatistiği | | | |
| Sıfır Hipotez | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | Olasılık |
| r = 0 | 25.31305 | 27.58434 | 0.0950 |
| r = 1 | 10.69681 | 21.13162 | 0.6775 |
| r = 2 | 5.869836 | 14.26460 | 0.6300 |
| r = 3 | 0.401578 | 3.841466 | 0.5263 |

Pandemi dönemi (11.03.2020-28.06.2021) bulgularını özetlemek gerekirse, VAR modelinin optimal gecikme derecesi maximum 20 gecikme arasından 2 olarak belirlenmiştir (SC=-22.31644, HQ=-22.80519).

Tablo 12'de COVID-19 pandemi dönemine ilişkin sunulan Johansen-Juselius eşbütünleşme

analizi sonuçlarına göre; hem iz (trace) hem de maksimum özdeğer testleri %5 anlamlılık düzeyi için analizdeki değişkenler arasında hiçbir eşbütünleşik ilişkinin varlığını ortaya koymazken, %10 anlamlılık düzeyinde maksimum özdeğer testine göre değişkenler arasında bir adet eşbütünleşik ilişki bulunmuştur. Ancak %10 anlamlılık düzeyindeki eşbütünleşme bulgusu dikkate alınacak olursa; hata düzeltme modelinin, genel örneklem dönemindeki durumun tersine bağımlı değişkenin Δ LNBIŞT olduğu durumda çalışmamakta olup (hata düzeltme katsayısı=-0.004152, t-istatistiği=-1.56569), yalnızca bağımlı değişkenin Δ LNFAIZ olduğu durumda çalıştığı (hata düzeltme katsayısı=-0.007284, t-istatistiği=-2.73165) söylenebilir. Bu durumda bağımlı değişkenin Δ LNBIŞT olduğu model için %10 düzeyinde saptanabilecek bir uzun dönem ilişkisi tutarlı olmayacaktır. COVID-19 pandemi döneminde %5 anlamlılık düzeyi için BIST100 ve diğer değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri dikkate alındığında, BIST100 değişkeninden faiz oranlarına doğru ve (genel örneklem döneminin tersine) altın fiyatlarından da BIST100'e doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığından söz edilebilir. Öte yandan pandemi öncesi dönemde olduğu gibi, pandemi döneminde de döviz kuru ve BIST100 değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Varyans ayrıştırma analizine göre ise pandemi döneminde Δ LNBIŞT'teki değişimi, değişkenin kendisinden sonra en çok açıklayan değişken altın fiyatları olmuştur (10. dönemde %3.29). Δ LNFAIZ'deki değişime ise değişkenin kendisinden sonra en çok katkıda bulunan değişken Δ LNBIŞT olmuştur (%4.34). Öte yandan Δ LNKUR'daki değişimi kendisinden sonra en çok açıklayan iki değişken sırasıyla Δ LNBIŞT (%20.27) ve Δ LNALTIN (%12.52)'dir. Dolayısıyla varyans ayrıştırması analizi sonuçları, Granger nedensellik testi bulgularını destekler niteliktedir.

5. SONUÇ VE TARTIŞMA

Bu çalışmada BIST100 endeksinin faiz, döviz kuru ve altın fiyatları açısından

duyarlılıklarının belirlenmesi amaçlanmış olup; Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi, vektör hata düzeltme modeli, Granger nedensellik testi, varyans ayrıştırma ve etki tepki analizlerinden yararlanılmıştır. ADF, PP ve KPSS birim kök test sonuçlarına bakıldığında değişkenlerin tamamının birinci farklarda durağan oldukları anlaşılmıştır. Genel dönem için yapılan analizde %5 anlamlılık düzeyi için Johansen-Juselius eşbütünleşme test sonuçları BIST100 endeksi ile faiz oranı, döviz kurları ve altın fiyatları arasında bir adet eşbütünleşik ilişki saptayarak serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Bu uzun dönem ilişkisinin varlığı COVID-19 pandemisine bağlı olarak ortaya çıkmamış olup, genel dönemde saptanan koentegrasyon ilişkisi ağırlıklı olarak pandemi öncesi dönemin etkisini göstermektedir. Dolayısıyla genel dönem için elde edilen bulguların ağırlıklı olarak pandemi öncesi dönemi yansıttığını söyleyebiliriz. Pandemi öncesi dönemde yalnızca $\Delta \text{LNBIŞT}$ 'in bağımlı değişken olduğu modelde çalışan hata düzeltme mekanizması, bu model için uzun dönem nedensellik etkisinin varlığına işaret etmektedir. Ayrıca BIST100 değişkeni için genel örneklem döneminde uzun dönem denge değerinden sapmaların yaklaşık %0.55'i bir günde düzeltilmektedir. Yani, bağımlı değişkenin $\Delta \text{LNBIŞT}$ olduğu durumda hata düzeltme modeli, uzun dönem dengesinden sapmaların yaklaşık olarak 182 gün gibi bir sürede tekrar dengeye geleceğini göstermektedir. Pandemi öncesi dönem içinse, sapmaların yaklaşık %0.52'si bir günde düzeltilmektedir. Genel örneklem dönemine bakıldığında uzun dönem ilişkisi için altın fiyatlarının BIST100 üzerinde anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Öte yandan ceteris paribus koşulu altında döviz kurundaki %1'lik bir artış (azalış) BIST100 getirisini ortalama olarak yaklaşık %1 arttırırken (azaltırken), faiz oranlarındaki %1'lik bir artış (azalış) BIST100 getirisini ortalama olarak yaklaşık %0.83 azaltmaktadır (arttırmaktadır). Bankaların mevduat faizlerini yükseltmesi ile yatırımcılar sermayelerini borsadan bankaya doğru yönlendirirler. Bunun sonucunda hisse

senedine talep azalır ve hisse senedinin fiyatında düşüş meydana gelir. Bu durum faiz oranlarının BIST100 endeksini neden negatif yönde etkilediğini açıklamaktadır. Genel dönemin eşbütünleşme vektöründe döviz kurunun katsayısının işaretinin pozitif çıkmış olması ise Dornbusch ve Fisher (1980)'in geliştirdiği geleneksel yaklaşım ile tutarlıdır.

Pandemi dönemi ele alındığında %5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında herhangi bir uzun dönem ilişkisi saptanamamış olup, %10 anlamlılık düzeyi için maksimum özdeğer testine göre analizdeki seriler arasında bir eşbütünleşik ilişki bulunmuştur. Genel dönemde döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin pozitif olması beklense de çalışmada yer tutmaması açısından konulmayan pandemi dönemi normalleştirilmiş eşbütünleşme vektöründe (%10 anlamlılık düzeyi için), ceteris paribus koşulu altında döviz kurunun BIST100'ü negatif yönde etkilediği ve dolayısıyla döviz kuru değişkenindeki artışın hisse senedi getirilerini düşürdüğü gözlenmiştir. Pandemi dönemindeki bu negatif ilişki, belirtilen dönemde enflasyonist düzensizlik ortamının varlığına işaret edebilir. Çünkü enflasyon artışı yerel para biriminin değerini düşüreceğinden döviz kurunu arttıracaktır ve yüksek enflasyon beklentileri altında yatırımcılar daha yüksek risk primi ve daha yüksek getiri talep etmeye yönelecektir. Bu durum ise hisse senedi fiyatlarını düşürecektir (Wu, 2000). Ancak hata düzeltme mekanizması çalışmadığı için bağımlı değişkenin $\Delta \text{LNBIŞT}$ olarak ele alındığı modelde bulunan uzun dönem ilişkisi tutarlı değildir ve buna bağlı olarak elde edilen normalleştirilmiş eşbütünleşme vektörünü yorumlamak doğru olmayacaktır. Analizde pandemi dönemi için hata düzeltme mekanizması yalnızca bağımlı değişkenin $\Delta \text{LNFAİZ}$ olduğu modelde çalışmıştır. Böylece bu model için hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunması, uzun dönem nedensel etkilerin varlığını ortaya koymaktadır.

Birinci dereceden farkı alınmış durağan değişkenlere uygulanan Granger nedensellik testi ve varyans ayrıştırma analizi bulguları değerlendirildiğinde ise, %5 anlamlılık düzeyi için genel dönemde (4 Ocak 2000-28 Haziran 2021) BIST 100 endeksi ile döviz kuru ve faiz oranları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuş olup, BIST100'den altın fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Nitekim uzun dönemde de eşbütünleşme vektörüne bağlı olarak altın fiyatlarının BIST100 üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı söylenebilir. Varyans ayrıştırması analizi ise 10. dönem için Δ LNBIŞT'teki değişimi kendisinden sonra en çok faiz oranlarının açıkladığını (%4.19) ve altın fiyatlarının bu değişime önemli bir katkı sağlamadığını (%0.14) diğer değişkenler arasındaki en düşük yüzde ile ortaya koymaktadır. Pandemi öncesi dönemi bulgularıyla genel dönem bulguları neredeyse aynı olmakla birlikte, pandemi öncesi dönemde genel dönemden farklı olarak BIST100'den

altın fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisine yalnızca %10 anlamlılık düzeyinde rastlanmaktadır. Pandemi döneminde ise 10. dönem için Δ LNFAIZ'deki değişime, değişkenin kendisinden sonra en çok katkı Δ LNBIŞT değişkeninden gelmektedir (%4.34). Böylelikle, Granger nedensellik analizinde BIST100'den faiz oranlarına doğru belirlenen tek yönlü nedensellik ilişkisi bu varyans ayrıştırma analizi bulgusunu destekler niteliktedir. Öte yandan pandemi döneminde genel dönemin tersine, altın fiyatlarından BIST100 endeksine doğru bir kısa dönem nedensellik ilişkisi saptanırken, BIST100'den altın fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusu değildir ve Δ LNBIŞT'teki değişime 10. dönemde değişkenin kendisinden sonra en çok katkı altın fiyatlarından gelmiştir (%3.29). Ayrıca genel dönemde olduğu gibi, COVID-19 pandemi döneminde de BIST100 ve döviz kuru arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır.

KAYNAKÇA

Akel, V., Kandır, S. ve Yavuz, Ö. S. (2016). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates in emerging markets: Evidence from fragile five economies. *International Business: Concepts, Methodologies, Tools, and Applications*, IGI Global, USA, 2257-2273.

Alam, M. D. ve Uddin, G. (2009). Relationship between interest rate and stock price: Empirical evidence from developed and developing countries. *International Journal of Business and Management*, 4(3), 43-51.

Ansari, S. ve Changle, R. (2015). A study measuring impact of major currencies exchange rates on Nifty. *Quality Management Practices for Global Excellence*, (Eds. A. Bansal, Y. Phatak & R. K. Sharma), Allied Publishers Pvt. Ltd., New Delhi, 3-8.

Bahmani-Oskooee, M. ve Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4), 459-464.

Barut, A., Karaođlan, S. ve Karabayır, M. E. (2017). Faiz oranı-döviz kuru ve BİŞT 100 etkileşimi: Maki eşbütünleşme analizi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(16), 503-523.

Brandt, P. T. ve Williams, J. T. (2007). *Multiple time series models* (No. 148). Sage.

Branson, W. H. (1983). *Macroeconomic determinants of real exchange rate risk. Managing Foreign Exchange Risk*, (Ed. R. J. Herring), Cambridge University Press.

Brooks, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press, UK.

Chkili, W., Aloui, C. ve Nguyen, D. K. (2012). Asymmetric effects and long memory in dynamic volatility relationships between stock returns and exchange rates. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 738-757.

Claessens, S. ve Laeven, L. (Eds.) (2006). A reader in international corporate finance (C.2). Dünya Bankası Yayınları.

Cromwell, J. B., Hannan, M. J., Labys, W. C. ve Terraza, M. (1994). Multivariate tests for time series models (Seri No. 07-100). Thousand Oaks, CA: Sage.

Dimitrova, D. (2005). The relationship between exchange rates and stock prices: Studied in a multivariate model. *Issues in Political Economy*, 14(1), 3-9.

Dornbusch, R. ve Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *American Economic Review*, 70(5), 960-971.

Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.

Gjerde, Ø. ve Sættem, F. (1999). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9, 61-74.

Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics*, (4. baskı). McGraw-Hill, New York.

İpekten, O. B. ve Aksu, H. (2019). Alternatif yabancı yatırım araçlarının İMKB indeksi üzerine etkisi. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(1), 413-423.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. ve Juselius, K. (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.

Kirchgässner, G. ve Wolters, J. (2007). *Introduction to modern time series analysis*. Springer-Verlag, New York.

Koch, T. W. ve Saporoschenko, A. (2001). The effect of market returns, interest rates, and exchange rates on the stock returns of

Japanese horizontal Keiretsu financial firms. *Journal of Multinational Financial Management*, 11(2), 165-182.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.

Lean, H. H., Narayan, P. ve Smyth, R. (2011). Exchange rate and stock price interaction in major asian markets: Evidence for individual countries and panels allowing for structural breaks. *The Singapore Economic Review*, 56(02), 255-277.

Mackinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.

Mcdonald, M. (2002). *Predict market swings with technical analysis* (C.157). John Wiley & Sons Inc., New York.

Mok, H. M. (1993). Causality of interest rate, exchange rate and stock prices at stock market open and close in Hong Kong. *Asia Pacific Journal of Management*, 10(2), 123-143.

Muchiri, M. (2017). Effect of inflation and interest rates on foreign exchange rates in Kenya. A Research Project Submitted in Partial Fulfilment of the Requirements for the Award of the Degree of Master of Business Administration, School of Business, University of Nairobi.

Nieh, C. ve Lee, C. (2001). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477-490.

Nisha, N. (2015). Impact of macroeconomic variables on stock returns: Evidence from Bombay stock exchange (BSE). *Journal of Investment and Management*, 4(5), 162-170.

Omorokunwa, O. G. ve Ikponmwosa, N. (2014). Macroeconomic variables and stock price

volatility in Nigeria. *Annals of the University of Petroşani, Economics*, 14(1), 259-268.

Özmen, M. (2007). Farklı döviz kuru rejimleri altında hisse senetleri fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(1), 519-538.

Özmen, M., Karlılar, S. ve Kıral, G. (2017). Türkiye için döviz kuru, faiz ve enflasyonun hisse senedi getirileri üzerine etkileri. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 107-120.

Pan, M. S., Fok, R. C. W. ve Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(4), 503-520.

Paramati, S. R. ve Gupta, R. (2013). An empirical relationship between exchange rates, interest rates and stock returns. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, (56), 168-181.

Pramod Kumar, N. ve Puja, P. (2012). The impact of macroeconomic fundamentals on stock prices revisited: An evidence from Indian data (No. 38980). University Library of Munich, Germany.

Ray, S. (2013). Causal nexus between gold price movement and stock market: Evidence

from Indian stock market. *Econometrics*, 1(1), 12-19.

Sarkar, A. (2012). Functional instability or paradigm shift?: A characteristic study of Indian stock market in the first decade of the New Millennium. Springer Science & Business Media.

Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2010). Ekonometrik zaman serileri analizi – Eviews uygulamalı (3. baskı). Nobel yayıncılık.

Şentürk, M. ve Dücan, E. (2014). Türkiye’de döviz kuru-faiz oranı ve borsa getirisi ilişkisi: ampirik bir analiz. *Business and Economics Research Journal*, 5, 67-80.

Tarı, R. (2012). Ekonometri (8. baskı). Kocaeli: Umuttepe Yayınları.

Watson, P. K. ve Teelucksingh, S. S. (2002). A practical introduction to econometric methods: Classical and modern. University of West Indies Press.

Wu, Y. (2000). Stock prices and exchange rates in VEC model—The case of Singapore in the 1990s. *Journal of Economics and Finance*, 24(3), 260-274.

Yau, H. Y. ve Nieh, C. C. (2006). Interrelationships among stock prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen exchange rate. *Journal of Asian Economics*, 17(3), 535-552.