

TÜRKİYE'DE BİST 100 ENDEKS (FİYAT) DEĞERLERİ İLE FAİZ ORANI VE DÖVİZ KURLARI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİNİN JOHANSEN EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ İLE ANALİZİ

Sonat BAYRAM*

ÖZET

Bu çalışma Türkiye'de (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST), Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO), A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD) ve EURO (Efektif Alış)(EUR) arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı incelenmektedir. Johansen Eşbütünleşme Testi'nin sonuçları, ardından her bir değişken için oluşturulan regresyon denklemleri ve Hata Düzeltme Modeli (VECM) Katsayısı Eklenmiş Regresyon Denkleminin Sonuçları ile bulgular sağlanmaya çalışılmıştır. Teyit edilen bulgular temelinde, değişkenler arasındaki nedensellik Granger nedensellik testi (Wald) ve Etki-tepki grafikleri ile incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar ışığında, Türkiye'de Hisseye Yönelik Model (Stock-oriented models) veya Akıma Yönelik Model yaklaşımlarından hangisinin geçerli olduğuna ilişkin tespit yapılması hedeflenmektedir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin geçerli olup olmadığının, varsa nedenselliğin türünün, yönünün ve şiddetinin anlaşılmasının, portföy yönetim stratejilerinde kullanılacak yöntemlerin doğru tespit edilmesi konusunda faydalı olacağı ve kullanılan yöntemlerin başarı şansını arttıracığı değerlendirilmektedir.

Anahtar Kelimeler : Eşbütünleşme, Nedensellik, Borsa İstanbul, Döviz Kuru

JEL Sınıfı : O11, O15

ABSTRACT

In this study, presence of long-run relationship between (Price) BIST 100 Index Closing Prices (January 1986=1)(BIST), Weighted Average Interest Rate (AOFO), USA Dollar (Effective Buying)(USD) and Euro (Effective

* Nişantaşı Üniversitesi, İktisadi İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Sermaye Piyasaları ve Portföy Yönetimi Bölümü, Yrd.Doç.Dr.

Buying)(EUR) is examined in Turkey. Findings are trying to consolidate with the Johansen Cointegration test results, and then the regression equations which generated for each variable and results of the regression equation Coefficient Attached Vector Error Correction Model (VECM). The causality between the variables which are confirmed on the basis of the findings are examined with Granger causality test (Wald) and impulse-response graphs. In light of the results which obtained, planned to determination about which model is going to be valid in Turkey Flow-oriented models or Stock-oriented models. Whether valid cointegration relationship between variables, if there are any kind of causality, understanding of the direction and intensity of the causality would be useful for accurate detection of the method will use and considered to be increased to the success rate of the method used in the portfolio management Strategies.

Keywords : Cointegration, Causality, BIST Stock Exchange, Currency

JEL Classification : O11, O15

1. Giriş

Finansal piyasaların etkinliğinin artması ile birlikte, finansal piyasaların temel amaçlarından birisi olan bilgi elde etme maliyetinin düşmesi sayesinde, fiyat geçişkenlikleri artmakta ve bu etkileşim finansal ürünlerin fiyatlarına hızla yansımaktadır. Borsa İstanbul A.Ş. ile NASDAQ arasında 20.01.2014 tarihinde imzalanan stratejik işbirliği antlaşması kapsamında geliştirilen BISTECH sistemi gibi ortak işlem platformları sayesinde pay piyasalarının küresel entegrasyonu geliştirilmekte, bilgiye ulaşım ve işlem süreleri kısaltılmakta, işlem etkinliği ve standardizasyonu sağlanmaktadır. Bilgi kanallarının gelişmesi ile paralel olarak fiyat oluşturma konusunda piyasalar arasındaki etkileşim her geçen gün artmaktadır. Benzer şekilde Merkez Bankalarının faiz oranları hakkındaki kararları da ülkelerin içinde bulunduğu finansal koşullar, makro ekonomik göstergeler ve dünyadaki mevcut finansal kararlardan ve küresel sermaye maliyetinden etkilenmektedir. Bunun yanında, ülkelerin dış ticaretinde en önemli belirleyicilerden olan döviz kurları da günümüz ekonomilerinde (kontrollü döviz kuru, para kurulu

veya dolarizasyon uygulayan ülkeler hariç) faiz oranları, enflasyon, gelir düzeyleri, devlet kontrolleri ve beklentilerden etkilenmektedir.

Bretton Woods antlaşmasının 1973 yılında terkedilmesi ile birlikte döviz kurları dalgalanmaya bırakılmış, bunun sonucunda da ihracatta üstün olan ülkelerin para birimleri değerlenmiştir. Yerel paranın değerindeki düşüş ise ithalatın maliyetini arttırmakta, artan ithalat maliyeti enflasyonda artışa, artan enflasyonda ise talep ve üretim düşüşü ile birlikte hisse senetlerinin fiyatları üzerinde negatif bir baskıya neden olmaktadır. Yerel paranın diğer döviz kurları karşısındaki değeri ülkenin ihracatı ve ithalatı üzerinde önemli bir etkiye neden olmakta, yerel paranın devalüasyonu ihracatı olumlu etkilerken, revalüasyonu ise ithalata olumlu katkı yapmaktadır. Bu durumda, ithalat ağırlıklı üretim yapan firmalar değerli yerel para döneminde kârlarını arttırırken, ihracat ağırlıklı üretim yapan firmaların kârları ise düşmektedir. Tam tersi koşullarda ise değersiz yerel para ihracatı teşvik eden bir unsur olarak görülmektedir.

Faiz oranlarının belirlenmesinde de yine aynı faktörler benzer bir etki yapmakta ancak en önemli etki enflasyon ve beklentiler tarafından oluşturulmaktadır. Enflasyon üzerinde ülkenin üretim yapısı temelinde şekillenen döviz kurunun etkisi dikkate alındığında, enflasyonun da büyük oranda rekabet gücü, maliyetler, üretim düzeyi ve talep tarafından şekillendiği düşünüldüğünde, karşılıklı etkileşimin kaçınılmaz olacağı söylenebilir.

2. Literatür Taraması

Faiz oranlarının belirlenmesini ve dinamikleri, Dornbusch ve Fisher (1980) tarafından, varlık-hisse eşitliği çerçevesinde incelenmiş, faiz oranı dinamikleri makro ekonomik denge kapsamında formüle edilerek, mal ve varlık piyasalarındaki düzenlemelerin hızının ve bunlar hakkındaki beklentilerin kısa dönemli faiz oranı davranışını domine edeceği belirtilmiştir (Akıma Yönelik Model, Flow-oriented models). Söz konusu modelde, faiz oranının belirlenmesinde iki önemli faktör olarak ülkenin cari hesap ve ticaret dengesi gösterilmiştir.

Hisseye Yönelik Model (Stock-oriented models) olarak adlandırılan modelde ise sermaye hesabi faiz oranlarının temel belirleyicisi olarak adlandırılmaktadır. Bu kategoride, portföy denge modelleri ve parasal modeller

olmak üzere iki alt küme bulunmaktadır (Branson, 1981). Portföy denge modeli, hisse fiyatlarındaki yükselişin yerel kurların faiz oranlarını yukarı çekeceğini, bunun da sonuç olarak döviz kurundaki düşüşü etkileyeceğini varsaymaktadır. Diğer bir ifadeyle, hisse senetleri piyasasından döviz kurlarına doğru yaşanan baskının hisse fiyatlarını ve döviz kurlarını farklı yönlerde doğru hareket etmeye zorlayacağını belirtmektedir (Alagidede, Panagiotidis ve Zhang, 2010).

Phylaktis ve Ravazzolo (2005) dış ticaretteki kısıtlamaların hisse senetleri ve döviz piyasaları arasındaki ilişkide önemli bir belirleyici olmadığını bulmuştur. Bu nedenle, iki piyasadaki liberalizasyon politikalarının etkisinin kolayca tespit edilemeyeceğini öne sürmektedir. Diğer bir ifadeyle, yabancı döviz kurlarına açıklık derecesi iki piyasa arasındaki ilişkiden önemli derecede etkilenmektedir. Bu durumda, liberalizasyon politikalarının etkinliğini kanıtlamış olmakta veya bunun tam tersi bir durumda geçerli olmaktadır. Örneğin, yabancı döviz kurları konusunda daha büyük esnekliğe sahip bir ülke iki piyasa arasındaki bağlantıyı sıkılaştırmak istediğinde, tekrardan liberalizasyon politikalarının daha etkili hale geleceğini veya bunun tam tersinin de geçerli olacağını belirtmektedir (Kuo, 2011).

Yabancı döviz kurları ile Çin'deki hisse senedi piyasalarının arasındaki dinamik ilişkiyi araştıran Zhao (2010), Ocak 2001'den Haziran 2009'a kadarki aylık datalarla yaptığı eşbütünleşme testi sonucunda RMB Reel Efektif Döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında istikrarlı uzun dönemli bir ilişki bulamamıştır.

Pan, Fok ve Liu (2007) tarafından yedi Asya ülkesi olan Hong Kong, Japonya, Kore, Malezya, Singapur, Tayvan ve Tayland'ın yabancı döviz ve hisse senedi piyasaları arasındaki dinamik ilişkiyi araştıran çalışmasında, 1997 Asya finansal krizi öncesinde Hong Kong Japonya, Malezya ve Tayland piyasalarında döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru nedensel bir ilişkinin bulunduğu gözlemlenmiş, aynı zamanda da Hong Kong, Kore ve Singapur için hisse senetleri piyasasından döviz piyasasına doğru nedensel bir ilişki bulunmuştur. Asya krizi sırasında, ülkelerden hiçbirisi için hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru nedensel bir ilişki gözlemlenmesine karşın Malezya hariç tüm ülkeler için döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru nedensel bir ilişki gözlemlenmiştir. Söz konusu bulgular bir varyans ayrıştırma analizi olan Granger nedensellik testi ve etki-tepki analizi gibi farklı istatistiksel test yöntemleri kullanılarak elde edilmiştir.

Nieh ve Lee (2001) tarafından yapılan çalışmada, hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki, varlığı diğer benzer çalışmalarda da iddia edilen kayda değer ilişki reddedilmiştir. G-7 ülkelerini kapsayacak şekilde yapılan çalışmada söz konusu iki finansal değişken arasındaki uzun dönemli ilişkinin olmadığı bulunmuştur. Söz konusu bulgular Engle-Granger (EG) iki aşamalı ve Johansen Çok varyasyonlu en büyük olasılık eşbütünleşmesi testlerinin her ikisi de uygulanarak ve ardından analiz eşit olmayan dönemlerin VECM (Hata Düzeltme Modeli) katsayılarının analiz edilmesi yoluyla sağlanmıştır. VECM (Hata Düzeltme Modeli) tahmin sonuçlarına göre elde edilen diğer bulgu da, gecikme uzunluğu iki olan değişkenin diğerini tahmin etmede nispeten düşük bir güce sahip olacaktır. Buda söz konusu iki değişkenin tahmin kapasitesinin ardışık iki işlem gününden daha uzun olmayacağı anlamına gelmektedir ve belirli G-7 ülkeleri için sadece bir günlük kısa süreli anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Örneğin, kısa vadede kur düşüşü Alman finans piyasalarındaki hisse senetlerini aşağıya çekmekte, bu durum Kanada ve İngiltere piyasalarına izleyen günde yansımaktadır. Diğer taraftan, hisse senedi fiyatlarında bugünkü artış İtalya ve Japonya'da ertesi gün kur düşüşüne neden olmaktadır. VECM (Hata Düzeltme Modeli) sonuçları ise G-7 ülkeleri arasında tüm test istatistikleri açısından (t -istatistikleri ve F istatistikleri) kayda değer sonuçlar göstermekle birlikte, U.S.A. herhangi bir kayda değer karşılıklı ilişki göstermemiştir. Bu durum hisse senedi fiyatları ile (Dow-Jones Industrial Average) ve dolar kuru değeri arasında A.B.D.'nin geleceğini tahmin etmek açısından kısa veya uzun vade bakımından herhangi bir bağımlılık ilişkisi kurulamayacağını göstermiştir.

Arfaoui ve Rejeb (2015)'in MENA (Ortadoğu ve Kuzey Afrika) ülkelerini kapsayan çalışmasında, hisse senedi ve döviz piyasaları arasında çift yönlü ilişki gözlemlenmiş ve hem Branson (1981)'un Hisseye Yönelik Modeli (Stock-oriented models) hem de Dornbusch ve Fisher (1980)'in Akıma Yönelik Modelinde (Flow-oriented models) belirtilen etkiler gözlemlenmiş ve hisse senedi piyasasındaki volatilitenin tüm piyasalar üzerinde sürekli etkisi görülürken, döviz piyasalarındaki volatilitenin sürekli etkileri sadece Körfez İşbirliği Ülkelerinde (GCC) görülmüştür.

Yang, Tu ve Zeng (2014) tarafından, Asya Ülkelerinin (Hindistan, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayvan ve Tayland) döviz kurları ve hisse senedi fiyatları üzerinden yapılan çalışmada, yüzdeler dilimlerin nedensel etkileri ile döviz kurları değişimleri ve hisse senedi getirilerinin yüzdeler dağılımlarının regresyonları temelinde, farklı

yüzdeler dilimlerin Granger nedensellik testi yapılmış ve bu yöntemle geleneksel en küçük kareler (LS) tahminine nazaran daha çok yüzdeler dilim ilişkisi bulunmuştur. Bu yüzdeler dilimlerin simetrisinin neden geleneksel en küçük kareler (LS) yönteminin döviz kuru değişimleri ve faiz oranı arasındaki nedensel etkileri tahmin etmede yetersiz kaldığını açıklamış, yüksek ve düşük yüzdeler dilimlerdeki karşılıklı pozitif ve negatif etkileşimin birbirlerini nötrlediğini belirtmiştir. Böylece, sadece ortalama üzerinden gerçekleştirilen geleneksel testlerin nedensel olmayan olarak gösterdiği sonuçların yanıltıcı olabileceğine vurgu yapmıştır.

Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992) tarafından Granger nedensellik testi ve Akaïke Bilgi Kriteri ve Chowtest kullanılarak yapılan çalışmada ise S&P 500 endeksi ve efektif dolar değişim oranı arasında en azından kısa dönemli ve çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuş, eşbütünlük yaklaşımı ile yapılan inceleme sonucunda ise iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır. Ingalhalli, Poormina ve Reddy (2016) tarafından yapılan çalışmada ise Hindistan'daki petrol, altın, döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Sonuç olarak, altın ve hisse senetleri fiyat endeksi arasında pozitif ve yüksek korelasyon içeren bir ilişki bulunmuş, bu durum altının Hindistan'da yatırım için güvenli liman olma özelliğine sahip olmadığı şeklinde yorumlanmış ve petrole olan artan talebin ise petrol fiyatları yüksek bir seviyede seyretse bile dövize olan talepte bir artışa neden olduğunu tespit etmiştir. Bu nedenle, petrolden döviz kuruna doğru pozitif bir nedensel ilişkinin mevcut olduğu belirtilmiştir. Petrol fiyatlarının aynı zamanda altın fiyatları üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu, bunun altında yatan nedenin ise enflasyon olduğu belirtilmiştir. Hisse senedi fiyat endeksi ile de döviz kuru arasında pozitif yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Mishra (2015) tarafından yapılan çalışmada, hisse senedi fiyatları, faiz oranları ve ham petrol fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Hisse senedi piyasası bağımsız değişken olarak alındığında, yabancı döviz kurları üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu, bağımlı değişken olduğunda ise ham petrol fiyatları üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Ayrıca Hindistan'da hisse senedi pazarının, petrol pazarına liderlik ettiği de görülmüştür. Rezitis (2015) tarafından yapılan çalışmada ise ham petrol fiyatları, A.B.D. Doları ve seçilmiş 30 tarımsal ürün ve bunların beş temel alt grubunun fiyatları arasındaki ilişki incelenmiştir. Granger nedensellik testi sonucunda; dünya petrol fiyatlarının ve A.B.D. dolarının de-

ğinin, tarımsal ürün fiyatları üzerinde etkisinin olduğu anlaşılmış ve elde edilen bulgular, Nazlıoğlu ve Soytaş (2012)'in çalışmasının sonuçlarını desteklemiştir.

3. Metodoloji

A. Birim Kök ve Eşbütünleşme Testi

Zaman serileri şeklinde derlenen veri setinin analiz edilmesinde, VAR analizi ve eşbütünleşme testi yapılarak, (Fiyat) BIST 100 Endeks. Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1), Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı, Euro Döviz Kuru (Efektif Alış) ve A.B.D. Doları (Efektif Alış) arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılmıştır.

Öncelikle veri setinin durağan (stationary) olup olmadığı Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller (ADF)) (Dickey ve Fuller, 1981) birim kök testi aracılığıyla sınanmış ve sahte regresyon probleminin önüne geçilmiştir. Verilerin durağan olduğu anlaşıldıktan sonra, uygun gecikme uzunluğu VAR gecikme uzunluğu seçim kriterlerine uygun olarak belirlenmiş, ardından Johansen Eşbütünleşme testi (Johansen ve Juselius, 1990) yapılarak veriler arasındaki uzun dönemli ilişki ortaya konmuştur. Trace ve Özdeğer (Eigenvalue) testleri ile en uygun regresyon denklemleri seçilmiş, hata düzeltme modeli (Vector Error Correction Estimates) yoluyla ise değerdeki bozulmanın miktarı ve uzun dönemde dengeye gelecek kısmı EViews 8.0 programı aracılığıyla tespit edilmiştir.

ADF Testi “t-istatistiği” ile ρ 'nin anlam derecesi aşağıdaki genel formül ile tahmin edilmiştir;

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \pi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1)

Otokorelasyon gözlemlenen seriler için alternatif ADF modeli ise aşağıdaki formül aracılığıyla hesaplanmıştır;

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Boş hipotez (H0) $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$ olarak ifade edildiğinde, $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$

olmaktadır. Genişletilmesi ($k > 0$) ise test istatistiğinin belirti vermeyen (asimptomatik) dağılımını etkilemeyecektir. Değişkenlerin birinci farkının alınması durumunda da $I(2)$ -ness test doğru sonuç vermektedir. Boş hipotez durumunda $\hat{\pi}$ ise sınırlı bir örnek negatif etki altına alınmış olacak, x_t devre dışı kalmaksızın, $H_0 : \pi = 0$ ($x_t \sim I(1)$) karşısında $H_a : \pi < 0$ ($x_t \sim I(0)$) konusunda karar verebilmek için sadece tek yönlü bir test gerekli olmaktadır. Bu durum modelde birtakım sınırlamalara neden olmakta, bu durumda gözlemlenen durağan olmayan serilerin açıklanması için ise alternatif bir hipoteze ihtiyaç duyulmakta, önem derecesinin pozitif olması durumunda ise alternatif hipotezin değerlendirmeye alınması anlamsızlaşmaktadır (Sjö, 2008).

B. Granger Nedensellik Testi

Değişkenler arası ilişkinin yönünü belirlemek üzere Granger nedensellik testi yapılmıştır. Granger testinin iki versiyonu olan standart Granger nedensellik testi ve Granger nedensellik testinin Hsiao versiyonu değişkenler arası eşitlik ilişkisi bulunmaması halinde, VECM yaklaşımı ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunması halinde uygulanmaktadır. Granger nedenselliği VAR çerçevesinde şu şekilde yazılabilir;

$$y_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_{1j} x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$x_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^m \beta_{2j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

α_i sabit terim, m gecikme uzunluğu, ε_{it} hata terimi olup, serinin sifir ortalama ve sınırlı kovaryans matrisi ile korelasyon içermediği varsayılmıştır. x 'ten y 'ye olan nedenselliği test etmek üzere, bos hipotez ($H01$) şu şekilde; $\delta_{1j}=0$ ($j=1, 2, \dots, m$), alternatif hipotez ise en az biri anlamlı ve sıfırdan farklı olmak üzere, şu şekilde ifade edilmektedir; δ_{1j} ($j=1, 2, \dots, m$) Benzer şekilde, $H02$ ile y 'den x 'e doğru olan nedensellik için $\delta_{2j}=0$ ($j=1, 2, \dots, m$) karşısında δ_{2j} 'nin en az birisinin sıfır olmaması gerekmektedir (Alagidede, Panagiotidis ve Zhang, 2010).

4. Veriler

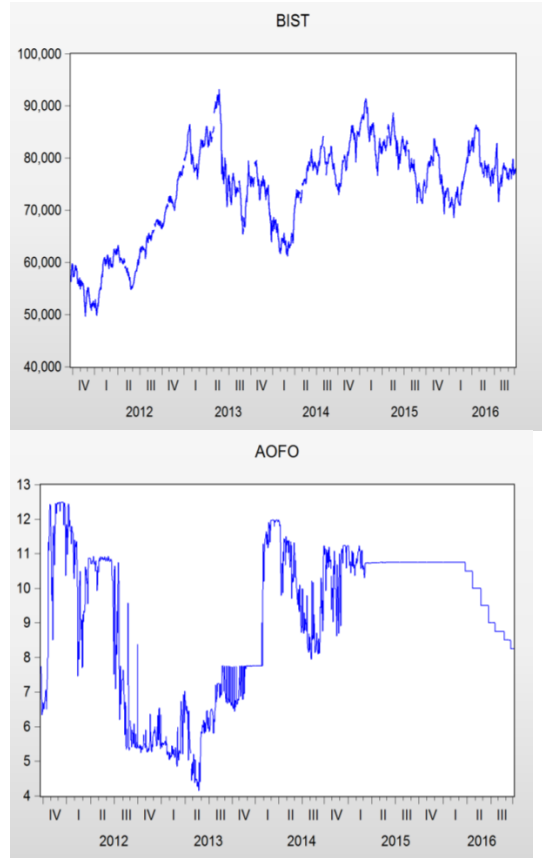
Araştırmada Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın 23.09.2011 ile 06.10.2016 tarihleri arasındaki, (Fiyat) BIST 100 Endeks. Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1) ile Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı, EURO (Efektif Alış) ve A.B.D. Doları (Efektif Alış) günlük işlem verileri kullanılmıştır (Merkez Bankası, 2016). Söz konusu verilerin tanımları, kısaltmaları ile birlikte Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Modelde Kullanılan Veriler ve Semboller.

Verinin Adı ve Açıklaması	Kısaltması
(Fiyat) BIST 100 Endeks. Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)	BIST
Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı	AOFO

EURO (Efektif Alış)	EUR
A.B.D. Doları (Efektif Alış)	USD

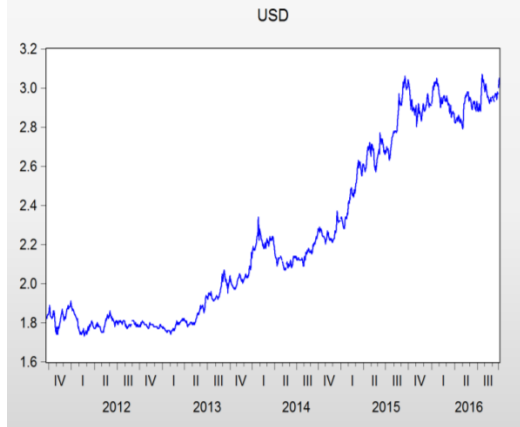
Analizi yapılan dönem itibariyle verilerin dağılım grafiği Şekil 1-4'te sunulmuştur. Borsa İstanbul'un 2011'den 2013'un ikinci çeyreğine kadar yükselişini sürdürdüğü, 2013'ten sonra ise 75.000 ile 85.000 aralığında yatay bir seyir izlediği görülmektedir (Bkz. Şekil 1).



Şekil 1. (Fiyat) BIST 100 Endeks. Kapanış **Şekil 2. Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı.**

Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1).

Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı'nın 2011 yılı üçüncü çeyreğinden itibaren hızla artış gösterdiği ancak 2012 yılı birinci çeyreğinden itibaren kademeli olarak düşerek, 2013 yılı ikinci çeyreğinde % 4'ler seviyesine gerilediği görülmüştür. Dip seviye olan %4'ten başlayan yükseliş, 2014 yılı ikinci çeyreğinde % 12'lere ulaşmış, buradan kademeli olarak düşerek 2016 yılında % 8 seviyelerine gerilemiştir (Bkz. Şekil 2).



**Şekil 3. EURO (Efektif Alış).
(Efektif Alış).**

**Şekil 4. A.B.D. Doları
(Efektif Alış).**

Euro'nun 2012'nin üçüncü çeyreğinden itibaren yükseliş trendine girdiği (Bkz. Şekil 3), A.B.D. Dolarının da benzer şekilde 2013 yılı birinci çeyreğinden itibaren aynı yükseliş trendine girdiği ve halen bu trendi sürdürdüğü gözlemlenmiştir (Bkz. Şekil 4).

5. Analiz ve Sonuçlar

Öncelikle serilerin durağanlık durumunun analizi Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller-ADF) test seviye değerleri ile yapılmış, regresyon eşitliğine dış kökenli sabit (intercept) değer ve trend ilave edilmemiştir.

ADF birim kök testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir;

H0 : Seride Birim Kök Sorunu Vardır

H1 : Seride Birim Kök Sorunu Yoktur

Sonuçlar incelendiğinde serilerin test seviye değerlerinde durağan olmadığı ($P > 0.05$ (H0 Kabul, H1 Red, Durağan Değil) görülmüştür. Serileri durağan hale getirmek için birinci farkları alınmış ve dış kökenli sabit (intercept) değer ile trend ilave edilmemiş, gecikme uzunluğu Schwartz Bilgi Kriterine göre otomatik olarak seçilmiştir. Yapılan birim kök sınaması sonucunda birinci farkları ile durağan hale gelen değişkenlere ait değerler Tablo 1’de sunulmuştur. Söz konusu tablolar incelendiğinde, P Olasılık Değerlerinin 0.05’ten küçük olması ($P < 0.05$ (H0 Red, H1 Kabul, Durağan) ayrıca ADF test istatistiği kritik değerlerinin %1, %5 ve %10 değerleri için t-istatistiği değerinden küçük olması nedeniyle, ADF birim kök testi sonucunda serilerin durağan olduğu görülmüştür (Bkz. Tablo 2).

	FARKAFO		FARKBIST		FARKEUR		FARKUSD	
	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri*	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri*	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri*	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri*

Augmented Dickey-Fuller test istatistik değerleri		-18.113.760	0.0000	-3.647.385	0.0000	-3.344.317	0.0000	-3.584.747	0.0000
Test kritik değerleri:	1% seviye	-2.566.810		-2.566.803		-2.566.803		-2.566.803	
	5% seviye	-1.941.076		-1.941.075		-1.941.075		-1.941.075	
	10% seviye	-1.616.529		-1.616.530		-1.616.530		-1.616.530	

Tablo 2: Augmented Dickey-Fuller Durağanlık Durumu Testi Sonuçları.

Durağanlık sınavından sonra VAR modeli kurularak, analiz için uygun gecikme uzunluğunun bulunması gerekmektedir. Bu nedenle, LR: ardışık düzeltilmiş LR test istatistiği (sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)), FPE: Son tahmin hata kriteri (Final prediction error) ile Akaike (AIC), Schwarz (SC), ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterlerine bakılarak en uygun gecikme uzunluğunun 2 olduğu (*) tespit edilmiştir (Bkz. Tablo 3).

Tablo 3. VAR Analizi Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri.

Gecikme (Lag)	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4.457.278	NA	0.014299	7.103.945	7.120.301	7.110.092
1	-4.334.845	2.438.900	0.012070	6.934.467	7.016.245	6.965.203
2	-4.271.28	126.217	0.011189*	6.858728	7.005929	6.9140

	1	6*		*	*	52*
--	---	----	--	---	---	-----

* Seçim kriterlerine göre en uygun gecikme uzunluğunu belirtmektedir

LR: ardışık düzeltilmiş LR test istatistiği (her bir test 5% seviyesinde)

FPE: Son tahmin hata kriteri

AIC: Akaike bilgi kriteri

SC: Schwarz bilgi kriteri

HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri

Dahili Değişkenler : FARKAOF0 FARKBIST FARKEUR FARKUSD

Harici Değişkenler : C Dahil Edilen Gözlem Sayısı: 1256

Ge-
cikme uzun-
luğunun
tespitinden
sonra eşbü-
tünleşme
(cointegra-
tion) testinin
yapılabil-

mesi için veriler arasında eşbütünleşme olan modelin türünün belirlenmesi ve seçilen model türü ile eşbütünleşme testinin yapılmasına ihtiyaç duyulmaktadır. Maksimum olasılık teorisi, sistematik olarak, stokastik değişkenlerin potansiyel olarak eşbütünleşik olduklarını varsayarak birinci türevi ile bütünleşmekte (veya I(1)) ve bu data üretim süreci bir bitirici Gaussian vektör otoregresyon modeli / veya bazı belirleyici elementler de içeren bir VAR(/) modeli olmaktadır. Eğer Z 1(1) değişkenlerinin çok boyutlu dikey bir vektörü anlamına gelirse, VAR modeli aşağıdaki gibi oluşturulabilmektedir (Mackinnon, Haug ve Michelis, 1999);

$$\Phi(L)Z_t - \mu - \gamma t = e_t \quad (3)$$

Mackinnon, Haug ve Michelis (1999)'un seçim kriterlerine göre yarıda yıldız olan * ve en düşük bilgi kriterine sahip model eşbütünleşme modeli olarak seçilmelidir. Bu durumda Tablo 4 incelendiğinde (2) no.lu modelin (Hiçbiri, Engelleyici, Trendsiz) altında bulunan Akaike bilgi krite-

rinin (6.867361*) Schwarz kriterinden (Schwarz = 7.130784*) daha düşük bir değere sahip olması nedeniyle (Bkz. Tablo 4) eşbütünleşme testinin tamamlanması için Model 2 seçilmiştir.

Data Trend:	Hiçbiri	Hiçbiri	Lineer	Lineer	Quadratic
Test Tipi	Engelleyici Yok	Engelleyici	Engelleyici	Engelleyici	Engelleyici
	Trendsiz	Trendsiz	Trendsiz	Trend	Trend
Trace İstatistiği	4	4	4	4	4
Max-Eig İstatistiği	4	4	4	4	4

Akaike Bilgi Kriteri Derecelendirme (satırlar) ve Model (sütunlar)					
4	6.868.925	6.867361*	6.867.361	6.872.378	6.872.378
Schwarz Bilgi Kriteri Derecelendirme (satırlar) ve Model (sütunlar)					
4	7.130784*	7.145.587	7.145.587	7.166.970	7.166.970

* MacKinnon-Haug-Michelis (1999) temelinde kritik değerler

Tablo 4. VAR Analizi Gecikme Uzunluğu Seçim Kriterleri.

Eşbütünleşme testinin sonuçları incelendiğinde (Tablo 5 ve Tablo 6) söz konusu eşitlikler için P Olasılık Değeri < 0.05 olduğu için (H0:Red) eşbütünleşmenin (coenteğrasyon) olduğu ve eşbütünleşme denkleminin ku-

rulabileceği anlamına gelmektedir. Bu nedenle, söz konusu verilerin uzun dönemde dengeye geldiği ve arasında ilişki olduğu söylenebilir. Uzun dönemde dengeye gelen değişkenlerde, değişkenlerin farklarının alınması nedeniyle yaşanabilecek değer kayıplarını önlemek maksadıyla Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model – VECM) kurularak, verilerde yaşanabilecek uzun dönemli değer kayıplarının önüne geçilmesi hedeflenmiştir. Böylece değişkenlerde uzun dönemli dengede yaşanacak sapmanın miktarı da belirlenmiş olacaktır. Verilerin arasındaki uzun dönemli ilişki söz konusu verilerin uzun dönemde eşbütünlük olmasından kaynaklanmaktadır.

Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model – VECM) aşağıdaki gibi gösterilebilir. Uzun dönemdeki denge değerine yakınlığa zorlayan hata düzeltme parametresi modelde λ ile gösterilmiştir. Bu parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olması halinde dengeden sapmanın söz konusu olduğu söylenebilir (Kıran, 2007).

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta Z_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Tablo 5. Sınırlandırılmamış Eşbütünlük Sıralama Testi (İz İstatistik Değeri-Trace).

Gecikme Uzunluğu (birinci fark): 1 2

H0: Eşbütünlük Yoktur H1: Eşbütünlük Vardır	Özdeğer	İz İstatistik Değeri	0.05 Kritik Değer	P Olasılık Değeri**	Sonuç
H0 : r=0 *	0.3894	1.769.936	5.407.904	1.0000	Eşbütünlük Vardır

	01				
H0 : $r \leq 1$ *	0.3362 72	1.150.8 26	3.519.275	0.0000	Eşbütünleşme Vardır
H0 : $r \leq 2$ *	0.2591 19	6.364.2 21	2.026.184	0.0001	Eşbütünleşme Vardır
H0 : $r \leq 3$ *	0.1871 38	2.600.2 78	9.164.546	0.0001	Eşbütünleşme Vardır

Max-eigenvalue testi eşitliklerde 0.05 seviyesinde 4 adet eşbütünleşmenin olduğunu göstermektedir

* 0.05 seviyesinde H0 hipotezinin reddedildiğini göstermektedir

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) P Olasılık Değerleri

Tablo 6. Sınırlandırılmamış Eşbütünleşme Sıralama Testi (Maximum Eigenvalue).

Gecikme Uzunluğu (birinci fark): 1 2

H0: Eşbütünleşme Yoktur H1: Eşbütünleşme Vardır	Özdeğer	Max-Eigen İz İstatistik Değeri	0.05 Kritik Değer	P Olasılık Değeri**	Sonuç
H0 : $r=0$ *	0.389401	6.191.106	2.858.808	0.0001	Eşbütünleşme Vardır
H0 : $r \leq 1$ *	0.336272	5.144.036	2.229.962	0.0000	Eşbütünleşme Vardır

H0 : r \leq 2 *	0.259119	3.763.943	1.589.210	0.0001	Eşbütünleşme Vardır
H0 : r \leq 3 *	0.187138	2.600.278	9.164.546	0.0001	Eşbütünleşme Vardır

Max-eigenvalue testi eşitliklerde 0.05 seviyesinde 8 adet eşbütünleşmenin olduğunu göstermektedir

* 0.05 seviyesinde H0 hipotezinin reddedildiğini göstermektedir

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) P Olasılık Değerleri

İz istatistik değeri (Tablo 5) ve Maximum Eigenvalue değerlerinin (Tablo 6) her ikisi içinde eşbütünleşmenin sağlandığı görülmektedir. Değişkenlerle oluşturulan regresyon denklemlerinde ise (P Olasılık değerinin 0.05'ten büyük olması nedeniyle) değişkenlerin anlamlı olmadıkları (sadece Euro ve A.B.D. Doları arasındaki ilişki anlamlı bulunmuştur) söz konusu bağımlı değişkenlerde meydana gelen değişimin, bağımsız değişkenlerdeki değişimle açıklanamayacağını göstermektedir (Bkz. Tablo 7-10).

Tablo 7. Regresyon Denklemi Sonuçları (Bağımlı Değişken: FARK-BIST).

Bağımlı Değişken: FARKBIST					
Bağımsız Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri	Sonuç
FARKAOF0	-4.073.345	6.707.767	-0.607258	0.5438	Anlamlı Değil
FARKEUR	-8.247.381	2.043.798	-0.403532	0.6866	Anlamlı Değil
FARKUSD	1.234.590	2.475.899	0.498643	0.6181	Anlamlı Değil
C	4.902.767	6.106.049	0.802936	0.4222	Anlamlı Değil

@TREND	-0.051525	0.084062	-0.612943	0.5400	Anlamli Deęil
R-Kare	0.000782				
Prob(F-İstatistięi)	0.912745				

Tablo 8. Regresyon Denklemi Sonuęları (Baęimli Deęişken: FARKAOFO).

Baęimli Deęişken: FARKAOFO					
Baęimsız Deęişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistięi	P Olasılık Deęeri	Sonuę
FARKBIST	-7.22E-06	1.19E-05	-0.607258	0.5438	Anlamli Deęil
FARKEUR	-0.693826	0.860471	-0.806333	0.4202	Anlamli Deęil
FARKUSD	0.478759	1.042.610	0.459192	0.6462	Anlamli Deęil
C	0.006002	0.025718	0.233379	0.8155	Anlamli Deęil
@TREND	-8.59E-06	3.54E-05	-0.242574	0.8084	Anlamli Deęil
R-Kare	0.000856				
Prob(F-İstatistięi)	0.898335				

Tablo 9. Regresyon Denklemi Sonuçları (Bağımlı Değişken: FAR-KEUR).

Bağımlı Değişken: FARKEUR					
Bağımsız Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri	Sonuç
FARKAOFO	-0.000747	0.000927	-0.806333	0.4202	Anlamlı Değil
FARKBIST	-1.58E-07	3.90E-07	-0.403532	0.6866	Anlamlı Değil
FARKUSD	0.788418	0.025985	3.034.151	0.0000	Anlamlı
C	-0.000117	0.000844	-0.138926	0.8895	Anlamlı Değil
@TREND	1.91E-07	1.16E-06	0.164699	0.8692	Anlamlı Değil
R-Kare	0.424089				
Prob(F-İstatistiği)	0.000000				

Tablo 10. Regresyon Denklemi Sonuçları (Bağımlı Değişken: FARKUSD).

Bağımlı Değişken: FARKUSD					
Bağımsız Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri	Sonuç
FARKAOFO	0.000351	0.000765	0.459192	0.6462	Anlamlı Değil
FARKBIST	1.61E-07	3.22E-07	0.498643	0.6181	Anlamlı Değil
FARKEUR	0.537201	0.017705	3.034.151	0.0000	Anlamlı
C	0.000111	0.000697	0.159656	0.8732	Anlamlı Değil
@TREND	7.14E-07	9.59E-07	0.744388	0.4568	Anlamlı Değil
R-Kare	0.424161				
Prob(F-İstatistiği)	0.000000				

Regresyon denklemine eklenen hata terimlerinin düzey değerlerinde durağan olması istendiğinden, hata terimlerinin durağanlık sınaması yapılmış ve P Olasılık Değeri 0.05'ten küçük olduğu için H0 hipotezi reddedilmiş ve H1 hipotezi kabul edilmiş yani hata terimlerinin durağan olduğu görülmüştür (Tablo 8).

H0: Hata terimleri birim kök içerir ve durağan değildir

H1: Hata terimleri birim kök içermez ve durağandır

Tablo 11. Hata Terimlerinin Augmented Dickey-Fuller (ADF) Testi Durağanlık

Sınaması Sonuçları.

		t-İstatistiği	P Olasılık Değeri*
Augmented Dickey-Fuller test istatistiği		-3.641.757	0.0000
Test kritik değerleri:	1% seviye	-2.568.514	
	5% seviye	-1.941.309	
	10% seviye	-1.616.373	

Durağan değişkenler ve yine durağan olan hata düzeltme teriminin bir gecikmeli hali ile oluşturulan regresyon denklemi incelendiğinde (Tablo 12) modelde P Olasılık değerlerinin 0.05'ten büyük olması ve hata teriminin katsayısının -1 ile 0 arasında olmaması nedeniyle modelin anlamlı olmadığı ve modelde bir birimlik sapmanın % kaçının bir sonraki dönemde düzeldiğini açıklamada yetersiz olduğu görülmüştür.

Tablo 12. Hata Düzeltme Modeli (VECM) Katsayısı Eklenmiş Regresyon Denkleminin

Sonuçları.

Bağımlı Değişken: D(FARKBIST)					
Bağımsız Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	P Olasılık Değeri	Sonuç
D(FARKAOFO)	-1.458.507	4.454.693	-0.327409	0.7434	Anlamlı Değil
D(FARKEUR)	-5.541.131	1.445.636	-0.383300	0.7016	Anlamlı Değil

D(FARKUSD)	1.226.825	1.717.904	0.714141	0.4753	Anlamlı Değil
HATATERİMLERİ(-1)	-1.025.438	0.029368	-3.491.657	0.0000	Anlamlı Değil
C	-0.404584	3.051.749	-0.013257	0.9894	Anlamlı Değil
R-Kare	0.514968				
Prob(F-İstatistiği)	0.000000				

Söz konusu denklemin sonuçları yorumlandığında (Bkz. Tablo 12), Bağımlı Değişken olan (Fiyat) BIST 100 Endeks. Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST) ile Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO), EURO (Efektif Alış)(EUR) ve A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD)'in arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olmadığı görülmüştür.

Arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı Johansen eşbütünleşme testi ile görülen değişkenlere VAR analizi ile birlikte Granger (Wald) nedensellik testi uygulanarak, değişkenler arasında nedensel bir ilişkinin olup olmadığı sınanmıştır. Bunun için öncelikle değişkenler ile VAR analizi oluşturulmuş, analizde gecikme uzunluğu olarak daha önce Johansen testinde de kullanılan (2) gecikme uzunluğu (lag length) kullanılmıştır.

Granger nedensellik testi (Wald) sonuçları Tablo 13'te gösterilmiştir. Dört ayrı model ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi test edilmiş, birinci modelde bağımlı değişken olarak (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST), ikinci modelde bağımlı değişken olarak Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO), üçüncü modelde bağımlı değişken olarak EURO (Efektif Alış)(EUR) ve beşinci ise modelde bağımlı değişken olarak A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD) alınmıştır. Granger nedensellik test istatistiğine yönelik oluşturulan hipotezler aşağıda belirtilmiştir;

H0: Bağımsız değişkenler bağımlı değişkenin nedeni değildir

H1: Bağımsız değişkenler bağımlı değişkenin nedenidir

Tablo 12. VAR Granger (Causality/Block Exogeneity Wald) Testi Sonuçları.

MODEL 1

Bağımlı Değişken: FARKBIST

Harici Değerler	Ki-kare	d f	P Olasılık Değeri
FARKAOF	1.969.188	2	0.3736
FARKEUR	2.874.534	2	0.2376
FARKUSD	0.224468	2	0.8938
Tümü	5.512.031	6	0.4800

MODEL 2

Bağımlı Değişken: FARKAOF

Harici Değerler	Ki-kare	d f	P Olasılık Değeri
FARKBIST	2.991.611	2	0.2241
FARKEUR	0.448262	2	0.7992
FARKUSD	0.397328	2	0.8198
Tümü	3.636.079	6	0.7258

MODEL 3

Bağımlı Değişken: FARKEUR

Harici Değerler	Ki-kare	d f	P Olasılık Değeri
FARKBIST	1.553.762	2	0.0000
FARKAOF	0.541547	2	0.7628
FARKUSD	1.132.553	2	0.5676

MODEL 4

Bağımlı Değişken: FARKUSD

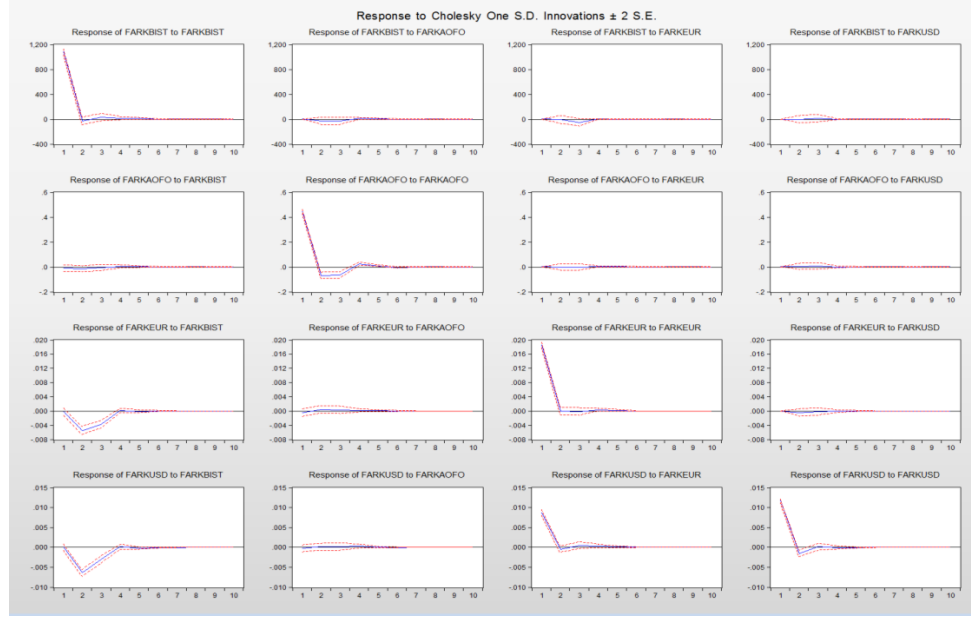
Harici Değerler	Ki-kare	d f	P Olasılık Değeri
FARKBIST	3.063.663	2	0.0000
FARKAOF	0,067326	2	0,9669
FARKEUR	2.296.595	2	0,3172

Tümü	1.581.45 2	6	0.0000	Tümü	3.111.07 6	6	0.0000
------	---------------	---	--------	------	---------------	---	--------

Kapsadığı Dönem: 9/23/2011 Dahil Edilen Gözlem Sayısı : 1256
10/06/2016

Granger nedensellik testi sonuçları incelendiğinde (Bkz. Tablo12); Model 1’de H0 alternatifin kabul edildiği ($P>0,05$), Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO), EURO (Efektif Alış)(EUR) ve A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD)’in (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST)’nin nedeni olmadığı görülmüştür. Model 2’de benzer şekilde H0 alternatifin kabul edildiği ($P>0,05$), (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST), EURO (Efektif Alış)(EUR) ve A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD)’nin Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO)’nin nedeni olmadığı görülmüştür. Model 3’te (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST) değişkeni için H0 alternatifin reddedildiği ($P<0,05$) yani EURO (Efektif Alış)(EUR)’nun nedeni olduğu, A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD) ve Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO) için ise H0 alternatifin kabul edildiği ($P>0,05$) yani nedeni olmadığı görülmüştür. Model 4’te de benzer şekilde (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST) değişkeni için H0 alternatifin reddedildiği ($P<0,05$) yani A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD)’nin nedeni olduğu, EURO (Efektif Alış)(EUR) ve Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO) için ise H0 alternatifin kabul edildiği ($P>0,05$) yani nedeni olmadığı görülmüştür.

Söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisine bakıldıktan sonra, özellikle birbirinin nedeni olduğu görülen değişkenler için VAR analizi (2 gecikme ile) yapılarak, 10 dönemlik (gün), tepki standart hataları analitik (asymptotik) olacak şekilde ve etki durumu cholesky (dof adjusted) metodu ile oluşturulan etki-tepki çoklu grafikleri aracılığıyla, söz konusu etkinin yönü ve şiddeti hakkında öngörülebilir bulunmak mümkün olacaktır (Şekil 5).



Şekil 5. Etki-Tepki Grafikleri.

Etki-tepki grafikleri bir anlamda artık değerlerdeki (residual) bir standart sapmaya (şok etkisi), diğer değişkenin verdiği tepki ve bu tepkinin gerçekleşme zamanı konusunda açıklayıcı bir veri sunmaktadır. Bu nedenle grafiklerin her iki yönden de (etki ve tepki) incelenmesi sonucunda, Model 4 ve Model 5'te varlığı kanıtlanan, (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST)'dan A.B.D. Doları (Etkif Alış)(USD) ve EURO (Etkif Alış)(EUR)'na doğru olan nedenselliğin şiddeti tahmin edilmeye çalışılmıştır. Etki-tepki analizleri incelendiğinde, (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST)'te yaşanan bir standart sapmaya EURO (Etkif Alış)(EUR)'nun ilk iki işlem günü negatif tepki verdiği ve tepkinin dördüncü işlem gününde normale döndüğü, benzer şekilde (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST)'te yaşanan bir standart sapmaya A.B.D. Doları (Etkif Alış)(USD)'nun ilk iki işlem günü negatif tepki verdiği ve tepkinin dördüncü işlem gününde normale döndüğü gözlemlenmiştir.

5. Tartışma ve Sonuç

Yapılan analiz neticesinde, Türkiye’de (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST), Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı (AOFO), A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD) ve EURO (Efektif Alış)(EUR) arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır.

Sınırlandırılmamış Johansen Eşbütünleşme Sıralama Testinin sonuçları uzun dönemli ilişkiyi anlamlı bulmamıştır. Ardından her bir değişken için regresyon denklemleri oluşturulmuş ve regresyon denklemleri sonuçlarından da ilişkinin anlamlı olmadığı sonucu elde edilmiştir. Hata Düzeltme Modeli (VECM) Katsayısı Eklenmiş Regresyon Denkleminin Sonuçları ile bulgular sağlaştırılmış, uzun dönemli ilişkisizlik teyit edilmiştir. Söz konusu bulgular, Nieh ve Lee (2001) tarafından G-7 ülkelerini kapsayacak şekilde yapılan çalışmada elde edilen sonuçlarla paralellik göstermektedir. Nieh ve Lee (2001)’nin G-7 ülkelerini kapsayacak şekilde yapılan çalışmasında da hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki, varlığı diğer benzer çalışmalarda iddia edilen kayda değer ilişki reddedilmiş ve iki finansal değişken arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığı bulunmuştur. Teyit edilen bulgular paralelinde, değişkenler arasındaki nedensellik Granger nedensellik testi (Wald) ile sınanmış ve (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST) ile A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD) ve EURO (Efektif Alış)(EUR) arasında kısa dönemli nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Etki-tepki grafikleri ile kısa dönemli nedenselliğin yönü ve şiddeti incelendiğinde, (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST)’de yaşanan şoklara A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD) ve EURO (Efektif Alış)(EUR)’nun ilk iki işlem gününde negatif yönlü (yaklaşık -0.007 düzeyinde) bir tepki verdiği ancak tepkinin ikinci işlem gününden sonra kırılarak, dördüncü işlem gününde normal düzeyine geri döndüğü görülmüştür (Bkz. Şekil 5).

Analizin sonuçları itibarıyla, Hisseye Yönelik Model (Stock-oriented models) olarak adlandırılan (Branson, 1981), hisse fiyatlarındaki yükselişin yerel kurların faiz oranlarını yukarı çekeceğini, bunun da sonuç olarak döviz kurundaki düşüşü etkileyeceğini, diğer bir ifadeyle, hisse senetleri piyasasından döviz kurlarına doğru yaşanan baskının hisse fiyatlarını ve döviz kurlarını farklı yönlerde doğru hareket etmeye zorlayacağını belirten portföy denge modeli (Alagidede, Panagiotidis ve Zhang, 2010) Türkiye hisse senedi piyasaları açısından da doğrulanmıştır.

Bulgular ile varlığı ispatlanan kısa dönemli nedensellik ilişkisinin sebepleri üzerine düşünüldüğünde, BIST (Borsa İstanbul)'da halen uygulanan pay piyasası takas esasları ve İstanbul Takas ve Saklama Bankası A.Ş.(Takasbank)'ın Borsa İstanbul bünyesinde mevcut piyasalarda gerçekleşen menkul kıymetler ile ilgili işlemlerin nakit ve menkul kıymet takasında, işlemi izleyen ikinci iş gününün (T+2 şeklinde) takas günü olarak belirlenmesi sebebiyle, (Fiyat) BIST 100 Endeks Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=1)(BIST)'de yaşanan şoklara, A.B.D. Doları (Efektif Alış)(USD) ve EURO (Efektif Alış)(EUR)'nun ilk iki işlem gününde negatif yönlü ilk tepkilerinin dengelenmesi ancak ikinci işlem gününden itibaren olmakta ve söz konusu etki dördüncü işlem gününde nötr hale gelmektedir. Elde edilen sonucun para ve sermaye piyasalarının çalışma şeklinin anlaşılması ve piyasa etkinliğinin sağlanması bakımından önemli olduğu düşünülmektedir.

Gelecek çalışmalarda, Borçlanma Araçları ile BIST 100 Endeks ve Döviz Kurları arasındaki ilişkinin incelenmesinin literatür açısından faydalı olacağı değerlendirilmektedir.

Kaynaklar

Alagidede, Paul, Theodore Panagiotidis ve Xu Zhang, “Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates”, Stirling Economics Discussion Paper 2010-05, February 2010, pp.2-21, s.2-6-7, <http://www.economics.stir.ac.uk>, (Erişim Tarihi: 9 Ekim 2016)

Arfaoui, Mongi ve Aymen Ben Rejeb, “Return Dynamics and Volatility Spillovers Between FOREX and Stock Markets in MENA Countries: What to Remember for Portfolio Choice?”, International Journal of Management and Economics No. 46, April–June 2015, pp. 72–100, s.87

- Bahmani-Oskooee, Mohsen ve Ahmad Sohrabian, “Stock prices and the effective exchange rate of the dollar”, *Applied Economics*, 1992, 24, pp.459-464, s.463
- Branson, William H., “Macroeconomic Determinants of Real Exchange Rates”, *Research Papers in Economics Publications, Working Paper No: 801, National Bureau of Economic Research, November 1981*, pp.1-55
- Dickey, David A. ve Wayne A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, The Econometric Society, 49/4, July, 1981, pp.1057-1072.
- Dornbusch, Rudi ve Fischer, Stanley, “Exchange Rates and the Current Account”, *American Economic Review*. Dec. 1980, Vol. 70, pp.960-971
- Granger, C.J.W., “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”, *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, Vol.37, No.3, July 1969, pp.424–438, s.427
- Ingalhalli, Varsha, Poormina B. G. ve Y.V. Reddy, “A Study on Dynamic Relationship Between Oil, Gold, Forex and Stock Markets in Indian Context”, *Paradigm*, Jun. 2016, Vol. 20, Issue 1, pp.83-91, s.89
- Johansen, Soren ve Katarina Juselius, “Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with application to the demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, 1990, pp.169–210
- Kuo, Chen Yin, “Is the liberalization policy effective on improving bivariate cointegration of current accounts, foreign exchange, stock prices? Further evidence from Asian markets”, *Springer, Quality & Quantity*, June 2013, Volume 47, Issue 4, pp.1923–1941, s.1924
- Mackinnon, James G., Alfred A. Haug, Leo Michelis, “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, 9/1/1999, Vol. 14, Issue 5, pp.563-577
- Mishra, Shekhar, “An Econometric Investigation of Long and Short Run Relationship among Global Crude Oil Price, Exchange Rate and Stock Price

in India: An ARDL-UECM Approach”, Vilakshan: The XIMB Journal of Management. Dec. 2015, Vol. 12 Issue 2, pp.1-20, s.17

Nazlıoğlu, Şaban ve Uğur Soytaş, “Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis”, Volume 34, Issue 4, July 2012, pp.1098-1104

Nieh, Chien-Chung ve Cheng-Few Lee, “Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries”, Elsevier, The Quarterly Review of Economics and Finance 41, 2001, pp.477–490, s.487

Pan, Ming-Shiun Pan, Robert Chi-Wing Fok ve Y. Angela Liu, “Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets”, International Review of Economics and Finance 16, 2007, pp.503–520, s.519

Phylaktis, Kate ve Fabiola Ravazzolo, “Stock prices and exchange rate dynamics”, Elsevier, Journal of International Money and Finance 24, 2005, pp.1031-1053

Rezitis, Anthony N., “The relationship between agricultural commodity prices, crude oil prices and US dollar exchange rates: a panel VAR approach and causality analysis”, International Review of Applied Economics, 2015, 29:3, pp.403-434, s.432

Sjö, Bo, “Testing for Unit Roots and Cointegration”, Aug 2008, s.4, <https://www.iei.liu.se/nek/ekonometrisk-teori-7-5-hp-730a07/labbar/1.233753/dfdistab7b>

.pdf, (Erişim Tarihi: 12 Eylül 2016)

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Servisi, <http://evds.tcmb.gov.tr>, (Erişim Tarihi: 6 Eylül 2016)

Yang, Zheng, Anthony H. Tu ve Yong Zeng, “Dynamic linkages between Asian stock prices and exchange rates: new evidence from causality in quantiles”, Applied Economics, 2014, Vol. 46, No. 11, pp.1184–1201, s.1200

Trakya Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi E-Dergi
Temmuz 2016 Cilt 5 Sayı 2

Zhao, Hua, "Dynamic relationship between exchange rate and stock price:
Evidence from China", Elsevier, Research in International Business and
Finance 24, 2010, pp.103-112, s.110

