IJFBS
Finance & Banking Studies

Finans ve Bankacılık Çalışmaları Dergisi

IJFBS, CİLT 5 SAYI 2, Özel Sayı ISSN: 2147-4486

Contents available at *www.ssbfnet.com/ojs*

Doi: 10.20525/ijfbs.v5i2.269

Euro ve ABD Doları Kurları ile Pay Senedi Endeksleri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Borsa İstanbul Verileri Üzerine Ampirik Bir Çalışma

Examining the Relationship between Euro/TL, USD/TL and Equity Indexes: An Empirical Study on Borsa İstanbul

Hicabi ERSOY

Sorumlu Yazar: Asst. Prof. İstanbul Ticaret Üniversitesi, Bankacılık ve Finans, Tel- +90 444 0 413

Ayben KOY

İstanbul Ticaret Üniversitesi, Bankacılık ve Finans

Öz

Bu çalışmada Türkiye'de pay senetleri fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişki, VAR metodu (vektör oto regresyon modeli) kullanılarak araştırılmıştır. Döviz kurları ve pay senedi fiyatlarından oluşan değişkenler arasında doğrusal bir bağıntı olup olmadığının tespiti amacıyla bu model kullanılmıştır. Bu amaçla, döviz kurları, BİST Banka ve BİST Sınai endeksleri ele alınmıştır. Veriler Ocak 2011'den Aralık 2014'e kadar olan döneme ait günlük değişmeleri içermektedir. Türkiye'de en fazla işlem yapılan döviz kurları ABD doları ve Euro olduğu için, bu kurlar tercih edilmiştir.

Anahtar kelimeler: *Döviz Kuru, Pay Senedi Endeksi, Banka Endeksi, Sanayi Endeksi, Borsa İstanbul*

JEL Sınıflandırması: G10, G11.

Abstract

This paper examines the linkages between the exchange rates and equity indexes including the diversity of sector. We use VAR model (the vector auto regression model) which is an econometric model used to capture the linear interdependencies among variables, exchange rates and equity indexes. The sample of the study consists of USD/TL, Euro/TL, BIST Bank and BIST Industry. The data of the study includes the January 2011 and December 2014with daily data range.

Keywords: *Exchange Rates, Equity Index, Banks Equity Index, Industry Equity Index, Borsa Istanbul.*

JEL classification*: G10, G11.*

Giriş

Döviz kurları ve pay senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi araştıran çok sayıda çalışma bulunmakta, buna yönelik "geleneksel" ve "portföy dengesi" yaklaşımları olmak üzere iki yaklaşım bulunmaktadır. Geleneksel yaklaşıma göre döviz kurunun değişmesi firmaların kârlılığını etkileyerek pay senedi fiyatlarında bir değişmeye neden olmakta ve bu iki değişken arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Portföy dengesi yaklaşımında ise pay senedi fiyatlarının artması döviz kurunda azaltıcı bir etkiye ve negatif bir ilişkiye neden olmaktadır.

Bu çalışmada Ocak 2011-Aralık 2014 dönemi için Türkiye'de Dolar/TL ve Euro/TL döviz kurları ile BİST Sınai ve BİST Banka endeksleri arasındaki ilişki VAR yöntemi kullanılarak araştırılmaktadır. VAR yöntemi ile yapılan analizlerde, bir değişkendeki kısa vadeli değişimlerin diğer değişken üzerindeki etkisi karşılıklı olarak izlenebilmektedir. Hem döviz kurlarındaki değişimlerin kısa vadede sermaye piyasasını ne yönde etkilediğini sektör bazında görmek, hem de sermaye piyasasındaki değişimlerin kurlar üzerindeki etkisini incelemek için kurulan VAR modellerine Etki-tepki Analizi ve Varyans Ayrıştırma Analizi ile devam edilmiştir.

Literatür taraması

Döviz kurları ve pay senedi fiyatları arasındaki ilişkiye yönelik Dornbusch ve Fisher(1980) geliştirdikleri geleneksel modelde döviz kuru değişmelerinin ekonomide gelir ve üretim düzeyini etkilediğini ve bu şekilde pay senedi fiyatlarının da değişmesinde etkili olduğunu, Branson (1983) ise portföy dengesi modelinde pay senedi piyasalarındaki değişmelerin sermaye hesabı yoluyla döviz kurları üzerinde etkili olduğunu ortaya koymaktadır.

Cornell (1983) ve Wolf (1988)' a göre reel döviz kurunun düşmesi yabancı mallar karşısında ulusal malların rekabet gücünü arttırmakta ve ulusal toplam talep ve arz miktarını arttırmaktadır. İkinci olarak pay senetlerinin değerinin gelecekteki nakit akımlarını yansıttığı dikkate alınırsa, pay senedi fiyatları iktisadi aktiviteler ile de ilişkili bulunmaktadır (Schwert, 1990). Bu durumda reel döviz kurlarının artışı iktisadi aktivitelere etkisi yoluyla pay senedi fiyatlarını arttırıcı etki yapmaktadır. Bir başka deyişle firmanın yabancı para cinsinden varlık ve yükümlülüklerinin değişmesine neden olan döviz kuru değişiklikleri pay senedi fiyatları üzerinde de etkili olmaktadır. Dolayısıyla döviz kuru değişiklikleri firma karlılıklarını ve en nihayetinde firma değerini etkileyen faktörler arasında yer almaktadır.

Geleneksel yaklaşımda ulusal firmaların yanı sıra çok uluslu şirketlerin de portföylerinin değerini etkilemek suretiyle pay senedi fiyatlarında etkili olduğu görülmektedir. Jorion (1990)'a göre ihracatçı bir firma açısından o ülkede döviz kurları arttığında yani ulusal para birimi değer kaybettiği zaman firmanın satış gelirleri, karı ve pay senedi fiyatları artmaktadır. İthalat yapan bir ülkede ise yerel döviz kurunun değerlenmesi girdi maliyetlerini düşürmekte ve bu şekilde firma gelir ve karları artmakta ve pay senedi fiyatları yükselmektedir.

Sonuç olarak geleneksel modelde döviz kurlarındaki değişmelerin gerek ulusal iktisadi aktiviteler ve arz talep yapısının değişmesi ve gerekse uluslararası rekabet yapısının değişmesi ve dolayısıyla dış ticaret dengelerinin bozulması nedeniyle pay senedi fiyatlarına etki ettiği ortaya konulmaktadır (Dornbusch ve Fisher, 1980).

Ayrıca döviz kuru hareketleriyle ulusal paranın değer kaybı firmanın yabancı para cinsinden borç ödeme kabiliyetini olumsuz yönde etkileyeceğinden, firma riskini ve dolayısıyla değerini de etkilemektedir. Yani uluslararası ticaretin hızla geliştiği günümüzde yabancı para cinsinden yapılan ithalat ve ihracat işlemleri, firmanın/ülkenin dış ticaret dengesinde pozisyonunun net ithalatçı mı yoksa ihracatçı mı olduğu durumuna göre karıı ve gelirleri dolayısıyla pay senedi fiyatı ve nihayetinde şirket değeri etkilenecektir (Mishra, 2004). Diğer yandan pay senedi fiyatlarının düşmesi paraya olan talebi azaltmakta, bunun sonucunda faiz oranları düşmekte ve dolayısıyla yatırımcılarının serveti azalmaktadır. Diğer makroekonomik değişkenler sabit iken faiz oranlarının düşmesi ülkeden sermaye çıkışı nedeniyle ulusal paranın değer kaybına yol açacaktır. Portföy dengesi modeli olarak adlandırılan bu yaklaşımda döviz kurları ile pay senedi fiyatları arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığından da söz edilmektedir (Granger, Hwang ve Yang, 1982). Bu modelde yatırımcılar servetlerini ulusal para, ulusal menkul kıymetler ve yabancı menkul kıymetler arasında çeşitlendirmek suretiyle döviz kuru etkisi minimize edilmeye çalışılmakta, yatırımcıların varlıklara olan taleplerinin artması veya azalması döviz kurları üzerinde etkili olabilmektedir. Bu açıklamadan anlaşılabileceği gibi burada nedenselliğin yönü pay senetleri fiyatlarından döviz kurlarına doğru gerçekleşmektedir. Pay senedi fiyatları artmaya devam ederken ülkeye yabancı para girişleri artmakta, bu vesileyle ulusal paranın değeri artmakta döviz kurları düşmektedir. Kısacası portföy dengesi modelinde döviz kurlarının nedeni pay senedi fiyatlarıdır. Bu konuda oldukça fazla bilimsel çalışma bulunmakla ve bu tür çalışmaların sayısı gittikçe artmakla birlikte, gerek teorik gerekse ampirik literatürde döviz kurları ile pay senetleri fiyatları arasındaki ilişki ve bu ilişkinin yönü hakkında halen tam bir görüş birliği oluşmamıştır. Nitekim bazı çalışmalar değişkenler arasında uzun dönemli hiçbir ilişkinin bulunmadığını ortaya koyarken bazı çalışmalar pozitif, bazı çalışmalar negatif yönlü bir ilişkinin varlığından söz etmektedir.

İlk zamanlarda döviz kuru ve pay senedi fiyatları ilişkisinin araştırıldığı ampirik çalışmasında Young (1972) değişkenler arasında anlamlı bir ilişkinin varlığını tespit edememiştir. Aggarwal (1981), ABD'de 1974-1978 dönemini incelediği çalışmada bu iki finansal değişken arasında pozitif bir ilişkinin varlığını tespit etmiştir. Solnik (1987), 8 sanayileşmiş ülkede 1973-1983 yılları arasını incelediği çalışmada, Soenen ve Hennigar (1988) ABD'de 1980-1986 yılları arasını incelediği çalışmasında döviz kurlarıyla pay senedi fiyatları arasında negatif bir korelasyonun bulunduğuna işaret etmişlerdir. Yine Ajayi ve Mougage (1996), 1985-1991 yılları arasında 8 sanayileşmiş ülke için yaptıkları araştırmada negatif bir ilişkinin varlığından söz etmişlerdir.

Aggarwal ve Soenen (1989) 1980-1987 yılları için 8 sanayileşmiş ülke verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada ve Ma ve Kao (1990) 1971-1983 yılları için 6 sanayileşmiş ülke verilerini kullanarak yaptıkları çalışmalarında değişkenler arasında pozitif ve negatif yönlü korelasyonlar bulunduğunu ortaya koymuşlardır. Jorion (1990) çalışmasında ABD için 1971-1987 yılları arasındaki dönemi incelediğinde döviz kurları-pay senedi fiyatları arasındaki korelasyonun yönünün pozitif olduğunu, yine Phylaktis ve Ravazzolo (2000) pasifik ülkeleri için 1980-1998 arasındaki dönemi inceledikleri çalışmada değişkenler arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığını tespit etmişlerdir. Abdalla ve Murinde (1997) yaptıkları çalışmada Hindistan, Kore, Pakistan ve Filipinler'de, 1985-1994 yılları için Hindistan ve Filipinler için eşbütünleşme bulunduğunu, Kore ve Pakistan için ise bulunmadığını, uyguladıkları Granger testi sonuçlarına göre ise döviz kurları ile pay senedi fiyatları arasında nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymuşlardır. Ajayi, Friedman ve Mehdian (1998), 1985-1991 yılları için 7 gelişmiş ülke için ve 1987-1991 yılları için 8 gelişmekte olan ülke için yaptıkları çalışmada döviz kurları ile pay senedi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuşlardır. Granger vd.(1998)'nin yaptıkları çalışmada 8 Asya Ülkesi incelenmiş, 1986-1997 yılları arasında bu ülkelerde döviz kurları ile pay senedi fiyatları arasındaki ilişkinin eşbütünleşik olduğunu ortaya koymuşlardır. Mishra (2004), 1982-2002 yılları için Hindistan çalışmalarında VAR testi uygulamışlar, yaptıkları çalışmalarda döviz kurları ile pay senedi fiyatları arasında bir ilişkinin varlığını tespit edememişlerdir.

İbrahim (2000)'in 1979-1996 yılları için Malezya'yı, Nieh ve Lee (2001)'nın 1993-1996 yılları için G-7 ülkelerini, Smith ve Nandha (2003)'nın 1995-2001 yılları için Bangladeş, Hindistan, Pakistan, Sri Lanka verilerini inceledikleri çalışmalarında eşbütünleşme olmadığını ortaya koymuşlardır. Muhammed ve Rasheed (2003), 1994-2000 yılları için 4 Güney Doğu Asya Ülkesi için, Tabak (2006), 1994-2002 yılları için Brezilya ve Pan, Fok, Liu (2007), 1988-1998 için 7 Doğu Asya Ülkesi için yaptıkları çalışmalarda nedensellik testi uygulamışlardır. Buna göre bu çalışmalarda 4 Güney Doğu Asya ülkesinden Pakistan ve Hindistan için nedensellik ilişkisinin bulunmadığı, Bangladeş ve Sri Lanka için çift yönlü nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu, yine Brezilya ve 7 Doğu Asya Ülkesi için çift yönlü nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye için yapılan çalışmalarda günlük veriler ile çalışan Kasman (2003), döviz kuru ile pay senedi endeksleri arasındaki uzun süreli ilişkiyi incelediği çalışmada nedensellik ilişkisinin yalnızca döviz kurundan sanayi endeksine doğru olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Pekkaya ve Bayramoğlu (2008) ise 1990-2007 yılları için pay senedi fiyatları ile döviz kurları arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu, öte yandan Kıran (2009) 1990-2008 yıllarını kapsayan sınır testi çalışmalarında değişkenlerin eşbütünleşik olduğu sonuçlarına ulaşmıştır. Ayvaz (2006) ve Ceylan ve Şahin (2015) çalışmalarında eşbütünleşme ve nedensellik ilişkileri aylık veriler ile test edilmiştir. Ayvaz (2006)'ın bulgularından biri, hizmet endeksi ile döviz kuru arasında ilişkiye rastlanmaması olarak dikkat çekerken, Ceylan ve Şahin (2015)'in bulgularına göre döviz kurundan pay senetleri fiyatlarına doğru güçlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmakta, pay senetlerinden döviz kurlarına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamaktadır. Savaş ve Can (2011)'ın 2000 Ocak- 2009 Temmuz aylık verileriyle yaptıkları çalışma sonucunda, Euro-Dolar Paritesi ve Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi'nin İMKB 100 Endeksi'ni % 77,5 oranında açıkladığı ve pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca Granger Nedensellik Testi sonucuna göre; İMKB 100 Endeksi'nden Euro-Dolar Paritesi ve Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi'ne doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Berke (2012), çalışmasında Borsa İstanbul Sınai Endeksi ile Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi, Euro/TL ve Dolar Endeksi arasında kısa ve uzun dönemli denge ilişkilerinin varlığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Ocak 2005-Aralık 2013 dönemindeki aylık verilerin olduğu çalışmada, ARDL Sınır Testi yaklaşımının sonuçlarına göre, SINAI Endeksi ile Dolar endeksi ve Euro/TL kuru arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir.

Araştırma ve Metodoloji

Çalışmada kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (T.C.M.B.)'nın internet sitesinden ve Pay Seendi Endeks verileri Borsa İstanbul'dan elde edilmiştir.

Hesaplama Yöntemi ve Borsa İstanbul Pay Senedi Endekslerinin Uyarlanması:

BIST Endeks verileri serbest piyasa fiyatları ile ağırlıklı ortalamaları alınmak suretiyle hesaplanmıştır.

Endeks hesaplamalarında aşağıdaki formül kullanılmaktadır:

$$E_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} F_{it} * N_{it} * H_{it} * K_{it}}{B_t}$$

Buna göre;

E_t = Endeksin t zamanındaki değerini,

n = İlgili pay senetlerinin sayısını,

F_{it} = "i" senedinin t zamanındaki fiyatını ,

N_{it} = "i" senedinin t zamanındaki paylarının toplam sayısını,

H_{it} = "i" senedinin endeks içindeki t zamanında kullanılan serbest oranını,

K_{it} = t zamanındaki endeks bölenini,

B_t = "i" senedinin t zamanındaki katsayısını,

ifade etmektedir.

Endeks Uyarlaması:

Aşağıda sıralanan olaylar nedeniyle endeks formülasyonunda herhangi bir değişiklik olması halinde, endeks değerindeki değişmelerin dengelenmesi amacıyla endeks böleni de bu duruma göre uyarlanmıştır. Uyarlanmış endeks böleni ise aşağıdaki formüle göre hesaplanmaktadır:

$$B_{t+1} = \left(1 + \frac{\Delta PD}{PD_t}\right) * B_t$$

Buradaki;

B_{t+1} = Ele alınan günden bir sonraki günün uyarlanmış endeks bölenini,

ΔPD = Pay senedinin aşağıdaki nedenlerle toplam ağırlıklı serbest piyasa fiyatındaki değişiklikleri,

PD_t= Pay senedinin "t" günündeki toplam ağırlıklı serbest piyasa değerini,

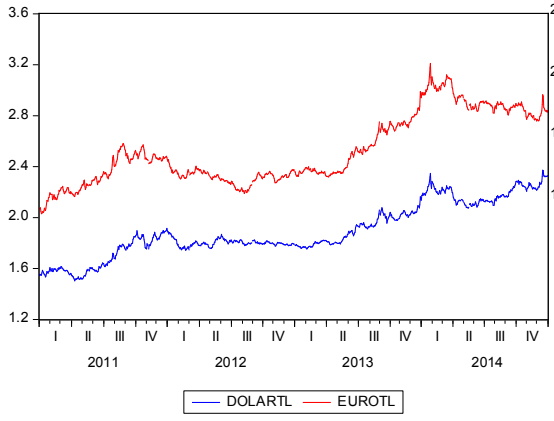
B_t = "t" günündeki endeks bölenini,

ifade etmektedir.

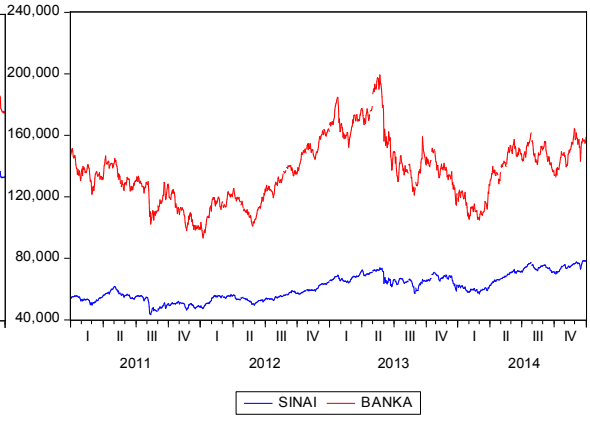
Eğer şirket sermaye artışına giderse ve/veya kar payı ödemeleri Türk Lirası veya Türk Lirasına endeksli olmayan başka bir para birimi üzerinden gerçekleştirilmişse, endeks uyarlamasında ilgili günden bir iş günü öncesinin döviz kurları ile hesaplanmaktadır.

1 numaralı şekilde 2011-2014 dönemine ait döviz kurlarına ait grafikler yer almaktadır. Dolar/TL ve Euro/TL kurlarındaki aralığın zaman zaman daraldığı ve genişlediği gözlemlenmekle beraber genel olarak benzer bir seyir izlediği göze çarpmaktadır.

2 numaralı şekilde BİST Banka ve BİST Sınai endeksleri yer almaktadır. Şekilde görüldüğü üzere BİST Banka endeksi, BİST Sınai endeksine göre daha değişken, volatilitesi yüksek bir zaman serisi görünümüne sahiptir.

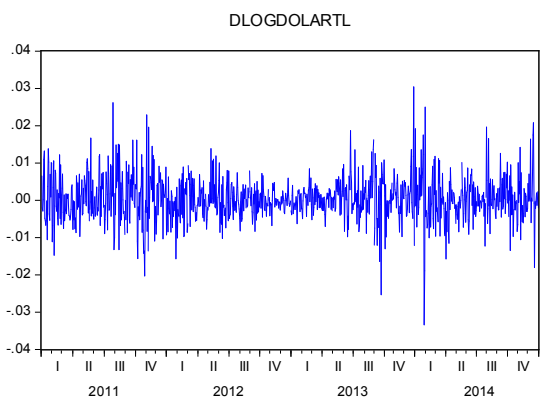


Şekil 1: Döviz Kurları (2011-2014)

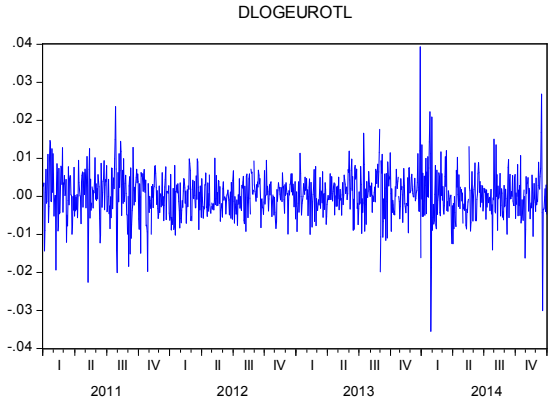


Şekil 2: Pay Senedi Sektör Endeksleri

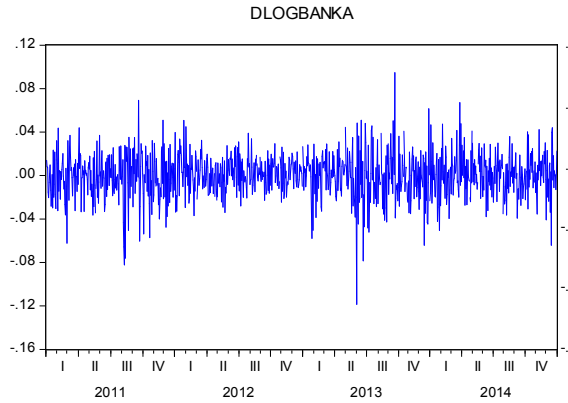
Günlük verilerin kullanıldığı çalışmada, serilerin durağanlık koşulunu sağlayabilmeleri için logaritmik farkları alınarak yeni zaman serileri oluşturulmuştur. 3., 4.,5. ve 6. şekillerde logaritmik farkları alınmış zaman serileri yer almaktadır. Şekillerde görüldüğü üzere bu seriler 0'ın etrafında kümelenmektedir.



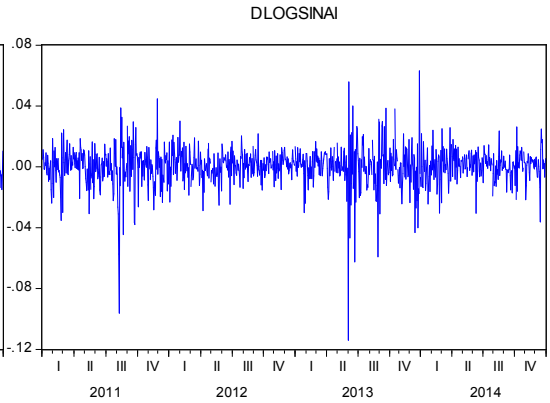
Şekil 3: Dolar/TL Logaritmik Fark Serisi



Şekil 4: Euro/TL Logaritmik Fark Serisi



Şekil 5: Dolar/TL Logaritmik Fark Serisi



Şekil 6: Euro/TL Logaritmik Fark Serisi

Tablo 1: Değişkenlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	SINAİ	BANKA	USD/TL	EURO/TL
Mean	61022.27	136248.9	1.893623	2.522202
Median	59592.85	136178.1	1.822900	2.423150
Maximum	78724.92	199253.5	2.371400	3.211000
Minimum	43396.42	93224.38	1.502700	2.029800
Std. Dev.	8388.262	20340.96	0.209410	0.270159
Skewness	0.200655	0.372470	0.298272	0.526461
Kurtosis	1.945512	2.911447	2.192793	1.996815
Jarque-Bera	53.35976	23.58973	42.22880	88.65470
Probability	0.000000	0.000008	0.000000	0.000000
Sum	61388404	1.37E+08	1904.984	2537.336
SumSq. Dev.	7.07E+10	4.16E+11	44.07197	73.35075
Observations	1006	1006	1006	1006

Metodoloji

Değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Durağan zaman serilerinde, seride ardı ardına gelen iki değer arasındaki fark, zamanın kendisinden kaynaklanmamakta, sadece zaman aralığından kaynaklanmaktadır. Serinin ortalamasının zamanla değişmeyeceği sonucuna dayanır. Oysa gerçek dünyadaki zaman serilerinin çoğu durağan değildir. Dolayısıyla serilerin ortalamaları zamanla değişmektedir. Seriler genellikle azalan ya da artan bir

trende sahiptirler. Bazen serilerdeki büyük dalgalanmalardan dolayı da durağanlık ortadan kalkabilir (Kutlar, 2000).

Çalışmamızda durağan serilere VAR modeli (vector autoregressive model) uygulanmıştır. Yukarıda belirtildiği gibi VAR modeli zaman serileri arasında doğrusal bağlantı olup olmadığının tespiti amacıyla kullanılan bir ekonometrik modeldir. Brooks'a göre araştırmacılar tarafından hangi değişkenlerin içsel hangi değişkenlerin dışsal değişken olduğunun belirlenmesi gerekliliğinin bulunmadığı durumlarda vektör otoregresyon modeli kullanılabilmektedir.

Analiz Sonuçları

Çalışmada, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Philips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testleri ile durağanlıkları test edilmiştir. Tablo 2'de birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Birim kök testi sonuçlarına göre, çalışmamızda birinci dereceden logaritmik fark alınmış zaman serilerinin durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Peer-reviewed Academic Journal published by SSBFNET with respect to copyright holders.

Tablo 2: Birim Kök Testleri

	ADF										**PhilipsPerron**			**KPSS**	
	Schwarz			**Akaike**			**Fixed**								
	Lag	**T-stat.**	**Prob.**	**Lag**	**T-stat.**	**Prob.**	**Lag**	**T-stat.**	**Prob.**	**Bandwidth**	**T-stat.**	**Prob.**	**Bandwidth**	**L-M Stat.**	
Banka	0	-33.06282	0.0000	0	-33.06282	0.0000					4	-33.03679	0.0000	6	0.086649
Sınai	0	-31.38918	0.0000	8	-11.68139	0.0000	0	-31.38918	0.0000		8	-31.40420	0.0000	8	0.066942
DolarTL	0	-30.77502	0.0000	0	-30.77502	0.0000					3	-30.76844	0.0000	4	0.056093
EuroTL	1	-23.04959	0.0000	1	-23.04959	0.0000					2	-26.97356	0.0000	6	0.115159

Tablo 3'te Dolar/TL ve BİST Banka logaritmik fark serileri için en uygun VAR modeli seçilmiştir. En uygun VAR modelinin dört gecikme ile gerçekleştiği sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3: VAR Gecikme Sayısı Seçimi (DOLAR/TL – BİST BANKA)

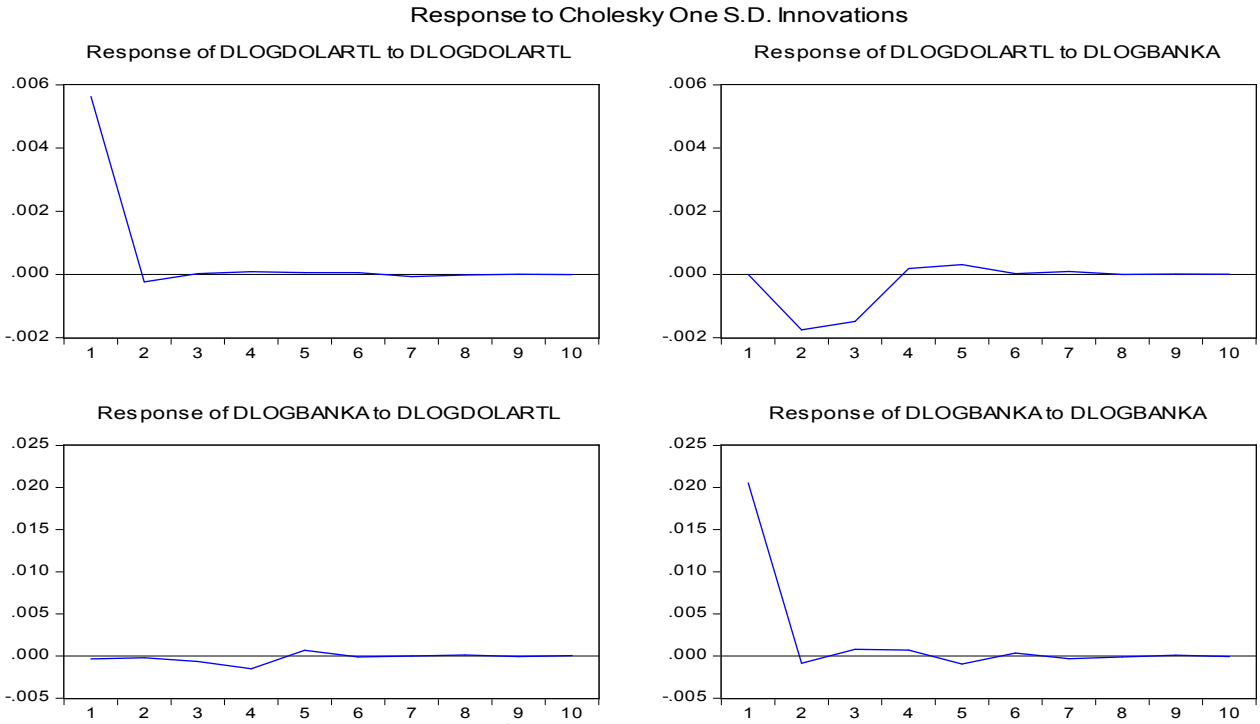
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	6145.439	NA	1.56e-08	-12.29918	-12.28935	-12.29544
1	6185.093	79.07001	1.45e-08	-12.37056	-12.34109	-12.35936
2	6223.709	76.84617	1.36e-08	-12.43986	-12.39074*	-12.42119*
3	6226.229	5.004390	1.36e-08	-12.43689	-12.36813	-12.41076
4	6231.948	11.33412*	1.36e-08*	-12.44034*	-12.35193	-12.40673
5	6234.834	5.708435	1.36e-08	-12.43811	-12.33005	-12.39703
6	6238.671	7.574097	1.36e-08	-12.43778	-12.31008	-12.38924

Dolar/TL ve BİST Banka arasında kurulan VAR Modeli:

DLOGDOLARTL = - 0.0469053297839*DLOGDOLARTL(-1) - 0.00551338967895*DLOGDOLARTL(-2) + 0.0028338626792*DLOGDOLARTL(-3) - 0.0200471381724*DLOGDOLARTL(-4) - 0.0853348820091*DLOGBANKA(-1) - 0.0799589159372*DLOGBANKA(-2) + 0.00506138329284*DLOGBANKA(-3) + 0.0216124977872*DLOGBANKA(-4) + 0.000437017397161

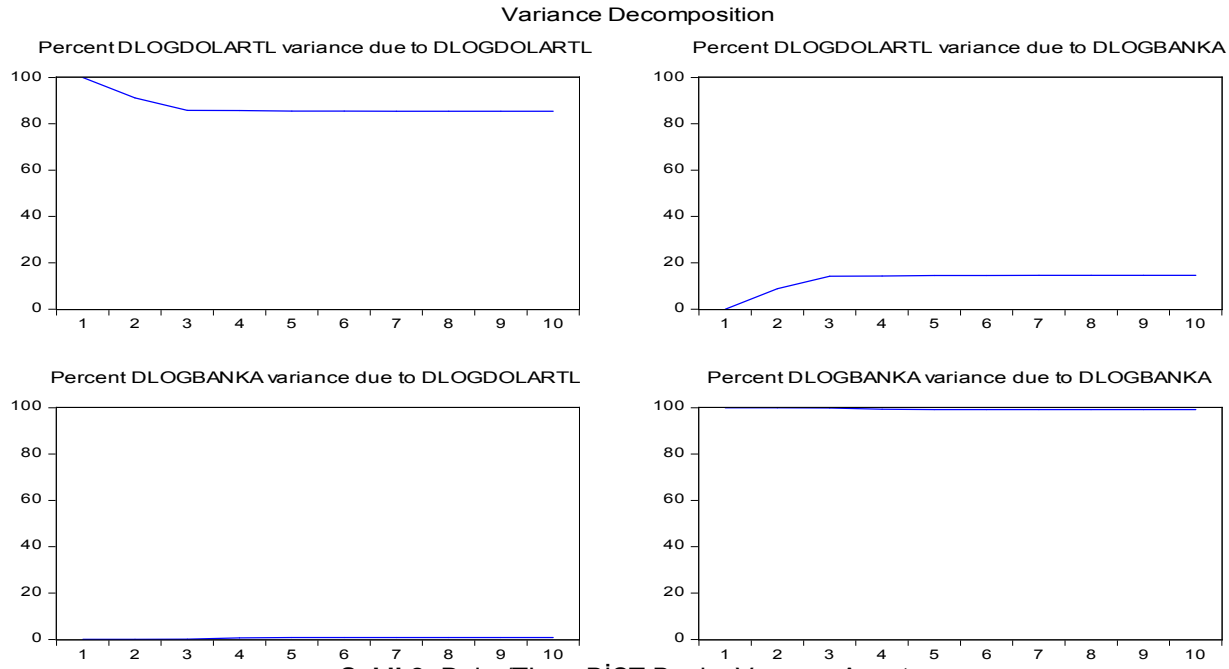
DLOGBANKA = - 0.0385674015192*DLOGDOLARTL(-1) - 0.11638625133*DLOGDOLARTL(-2) - 0.27399832302*DLOGDOLARTL(-3) + 0.0990140324702*DLOGDOLARTL(-4) - 0.0419844476868*DLOGBANKA(-1) + 0.0338183585871*DLOGBANKA(-2) + 0.0242116160231*DLOGBANKA(-3) - 0.076217402612*DLOGBANKA(-4) + 0.000198688375921

4 gecikmeli VAR modeli kurulmasının ardından BİST Banka Endeksi ile DOLAR/TL arasında etki tepki analizleri yapılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, BİST Banka Endeksine bir standart sapmalık şok uygulandığında, DOLAR/TL kuru 2. Günün ortasına kadar düşmekte, dördüncü günde tepki sıfıra yaklaşmaktadır. Diğer taraftan DOLAR/TL üzerine bir standart sapmalık şok uygulandığında BİST Banka Endeksinde ani bir değişiklik olmamakta, üçüncü günden itibaren çok küçük bir düşüş gerçekleşmekte, dördüncü günde ise tepki kaybolmaktadır.



Şekil 7: Dolar/TL ve BİST Banka Etki Tepki Analizi Sonuçları

Sekizinci şekilde Dolar/TL ve BİST Banka endeksinin varyans ayrıştırma testi sonuçları yer almaktadır. Dolar/TL'nin varyansının yaklaşık %20'si BİST Banka tarafından açıklanırken Bist Banka'nın varyansı sadece kendi varyansı ile açıklanmaktadır.



Şekil 8: Dolar/TL ve BİST Banka Varyans Ayrıştırması

Dördüncü tabloda Euro/TL ve BİST Banka Endeksi için uygun VAR gecikmesi yer almaktadır. Sonuçlar en uygun modelin iki gecikmeli model olduğunu göstermektedir.

Tablo 4: VAR Gecikme Sayısı Seçimi (EURO/TL – BİST BANKA)

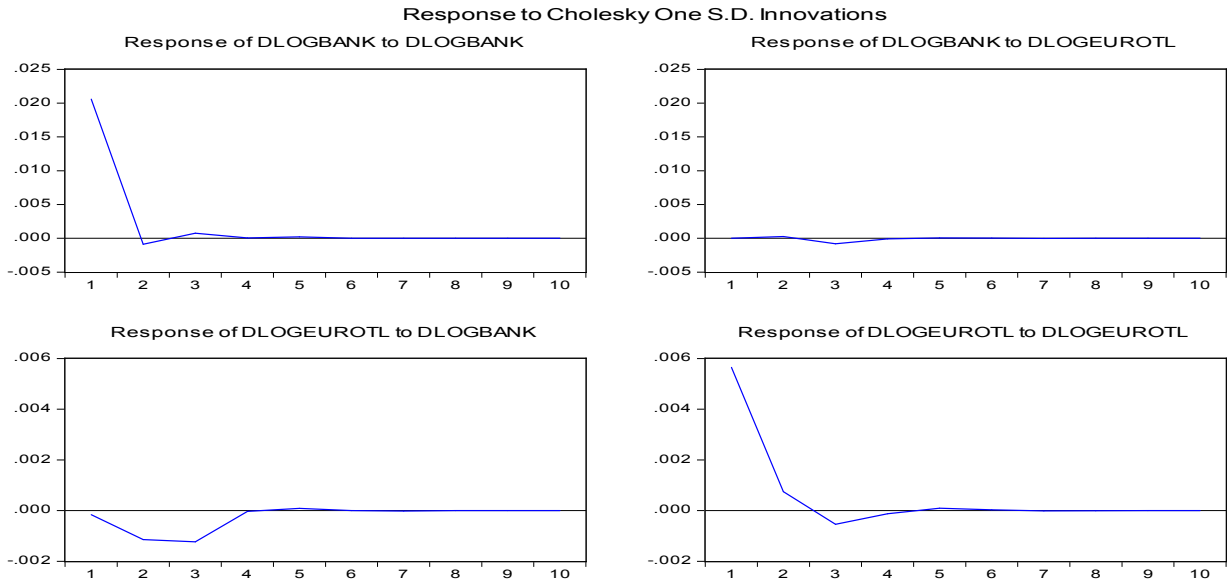
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	6165.388	NA	1.50e-08	-12.33911	-12.32929	-12.33538
1	6194.981	59.00963	1.43e-08	-12.39035	-12.36088	-12.37915
2	6222.116	53.99847*	1.36e-08*	-12.43667*	-12.38755*	-12.41800*
3	6223.612	2.969706	1.37e-08	-12.43166	-12.36289	-12.40552
4	6225.837	4.410851	1.37e-08	-12.42810	-12.33969	-12.39450
5	6229.297	6.842612	1.37e-08	-12.42702	-12.31896	-12.38595
6	6230.430	2.238303	1.38e-08	-12.42128	-12.29358	-12.37274

Euro/TL ve BİST Banka arasında kurulan VAR Modeli

DLOGBANKA = - 0.0422739575772*DLOGBANKA(-1) + 0.0364769463971*DLOGBANKA(-2) + 0.0449268835642*DLOGEUROTL(-1) - 0.147596497127*DLOGEUROTL(-2) + 8.70488290441e-05

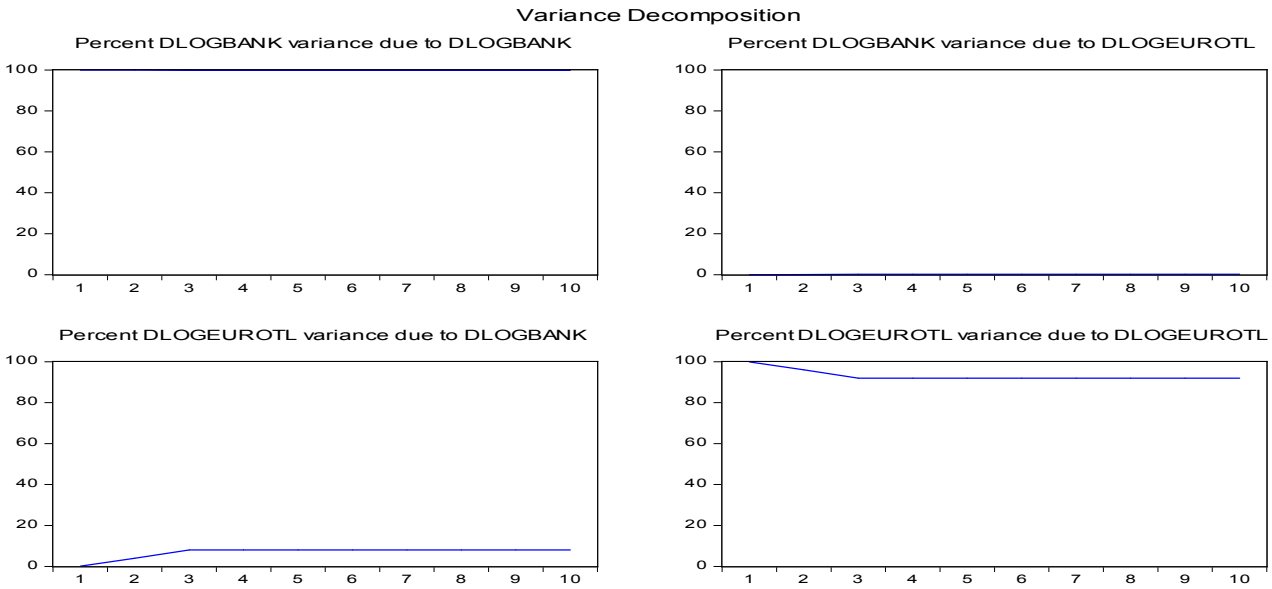
DLOGEUROTL = - 0.0545935974004*DLOGBANKA(-1) - 0.0557645244045*DLOGBANKA(-2) + 0.132713702917*DLOGEUROTL(-1) - 0.111419137786*DLOGEUROTL(-2) + 0.000304937937134

Dokuzuncu şekilde BİST Banka ve Euro/TL kuruna ait etki-tepki analizleri yer almaktadır. Euro/TL kuruna bir standart sapmalık şok uygulandığında Banka endeksi üçüncü gün çok küçük bir tepki vermektedir. Euro/TL kuru ise BİST Banka'daki şoka ilk iki gün düşen, dördüncü gün kaybolan bir tepki vermektedir.



Şekil 9: Euro/TL ve BİST Banka Etki Tepki Analizi Sonuçları

Şekil 10'da Euro/TL döviz kuru ve BİST Banka'nın varyans ayrıştırma test sonuçları yer almaktadır. Döviz kurunun varyansının BİST Banka'nın varyansında açıklayıcı bir rolü yok iken Euro/TL'nin varyansının yaklaşık %10'u BİST Banka tarafından açıklanmaktadır.



Şekil 10: Euro/TL ve BİST Banka Varyans Ayrıştırması

Tablo 5'te Dolar/TL ve BİST Sınai endeksinin uygun VAR modeli seçimi sonuçları yer almaktadır. Sonuçlara göre uygun model 6 gecikme ile kurulmuştur.

Tablo 5: VAR Gecikme Sayısı Seçimi (Dolar/TL – BİST SINAİ)

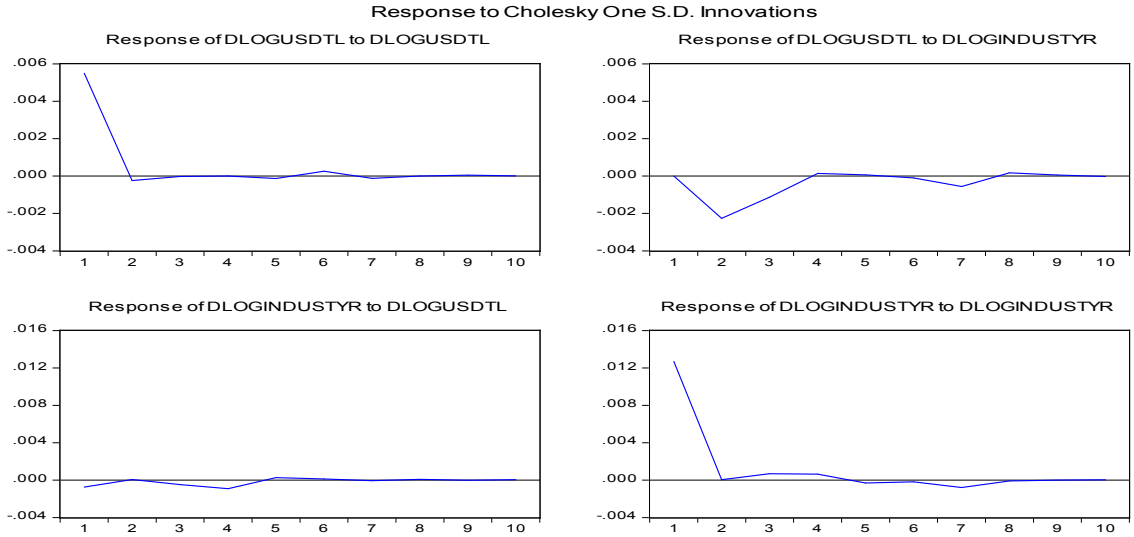
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	6612.940	NA	5.96e-09	-13.26166	-13.25183	-13.25792
1	6683.036	139.7704	5.22e-09	-13.39425	-13.36474	-13.38303
2	6707.147	47.98037	5.02e-09	-13.43460	-13.38540*	-13.41590*
3	6709.622	4.915590	5.03e-09	-13.43154	-13.36267	-13.40536
4	6713.060	6.812285	5.04e-09	-13.43041	-13.34186	-13.39675
5	6717.539	8.860891	5.03e-09	-13.43137	-13.32314	-13.39023
6	6724.383	13.50853*	5.01e-09*	-13.43708*	-13.30917	-13.38846
7	6725.469	2.138600	5.03e-09	-13.43123	-13.28365	-13.37513
8	6726.712	2.445074	5.06e-09	-13.42570	-13.25844	-13.36212

Dolar/TL ve BİST Sınai arasında kurulan VAR Modeli

DLOGUSDTL = - 0.0680384974427*DLOGUSDTL(-1) - 0.0178171580135*DLOGUSDTL(-2) - 0.0132181256168*DLOGUSDTL(-3) - 0.061271561706*DLOGUSDTL(-4) + 0.0322957563543*DLOGUSDTL(-5) - 0.0124248636426*DLOGUSDTL(-6) - 0.177988266466*DLOGSINAİ(-1) - 0.100397376068*DLOGSINAİ(-2) + 0.0115506135704*DLOGSINAİ(-3) + 0.0157312289145*DLOGSINAİ(-4) - 0.0193205056831*DLOGSINAİ(-5) - 0.0502172096235*DLOGSINAİ(-6) + 0.000553086525366

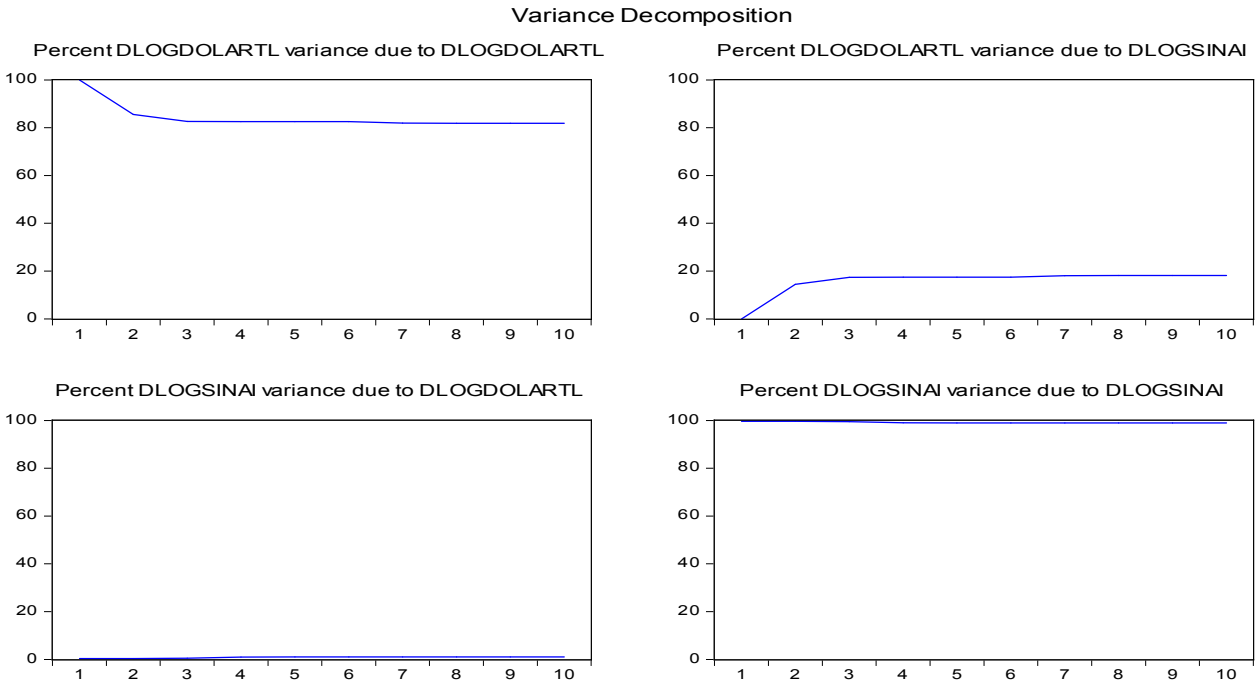
DLOGSINAİ = 0.0130241821828*DLOGUSDTL(-1) - 0.0800134906793*DLOGUSDTL(-2) - 0.164006125371*DLOGUSDTL(-3) + 0.0389676565596*DLOGUSDTL(-4) + 0.0351277426491*DLOGUSDTL(-5) - 0.02052887812*DLOGUSDTL(-6) + 0.00371553958936*DLOGSINAİ(-1) + 0.0560822503533*DLOGSINAİ(-2) + 0.0365519125104*DLOGSINAİ(-3) - 0.0640135130987*DLOGSINAİ(-4) - 0.0261514962908*DLOGSINAİ(-5) - 0.0473911713582*DLOGSINAİ(-6) + 0.000445642500852

Şekil 11'de Dolar/TL ve BİST Sınai ile kurulan VAR modelinin etki-tepki analiz sonuçları yer almaktadır. BİST Sınai endeksine bir standart sapmalık şok uygulandığında Dolar/TL kuru ikinci günün ortasına kadar düşmekte, tepki 4. güne kadar azalarak sıfırlanmaktadır. Dolar/TL kuruna bir standart sapmalık şok uygulandığında Sınai endeksinde önemli bir değişiklik olmamaktadır.



Şekil 11: Dolar/TL ve BIST Sınai Etki Tepki Analizi Sonuçları

Şekil 12'de Dolar/TL ve BİST Sınai'nin varyans ayrıştırma testi sonuçları yer almaktadır. Dolar/TL'nin varyansının yaklaşık %20'si BİST Sınai ile açıklanırken BİST Sınai'nin varyansında Dolar/TL nin açıklayıcı gücü yoktur.



Şekil 12: Dolar/TL ve BİST Sınai Varyans Ayrıştırması

Altıncı tabloda Euro/TL ve BİST Sınai'nin içine olduğu VAR modelinin uygun gecikme sayısı 2 olarak belirlenmiştir.

Tablo 6: VAR Gecikme Sayısı Seçimi (Euro/TL – BİST SINAİ)

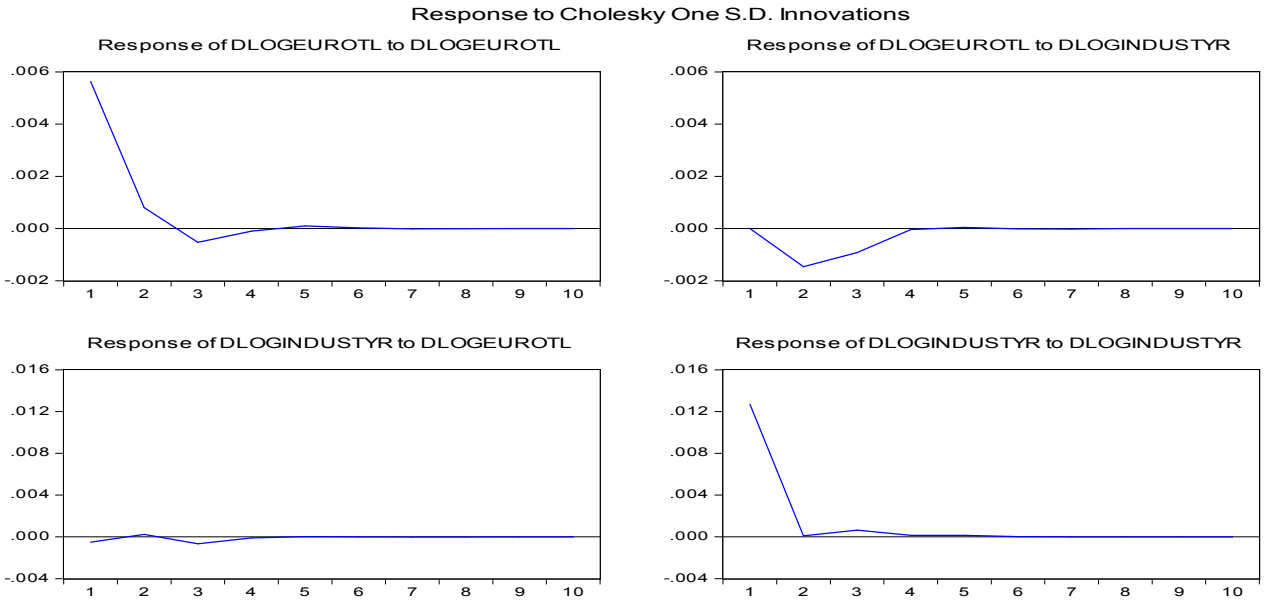
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	6631.229	NA	5.75e-09	-13.29835	-13.28851	-13.29461
1	6674.463	86.20677	5.31e-09	-13.37706	-13.34754	-13.36584
2	6691.280	33.46655*	5.18e-09*	-13.40277*	-13.35357*	-13.38407*
3	6692.532	2.485567	5.21e-09	-13.39726	-13.32838	-13.37108
4	6694.345	3.593329	5.23e-09	-13.39287	-13.30432	-13.35921
5	6699.050	9.305790	5.22e-09	-13.39428	-13.28605	-13.35314
6	6701.332	4.505851	5.24e-09	-13.39084	-13.26293	-13.34222
7	6702.953	3.193101	5.27e-09	-13.38606	-13.23848	-13.32996
8	6703.922	1.903634	5.30e-09	-13.37998	-13.21272	-13.31640

Euro/TL ve BİST Sınai arasında kurulan VAR Modeli

DLOGEUROTL = 0.131960493304*DLOGEUROTL(-1) - 0.113041338727*DLOGEUROTL(-2) - 0.114920190812*DLOGSINAİ(-1) - 0.0562147390037*DLOGSINAİ(-2) + 0.000363506937953

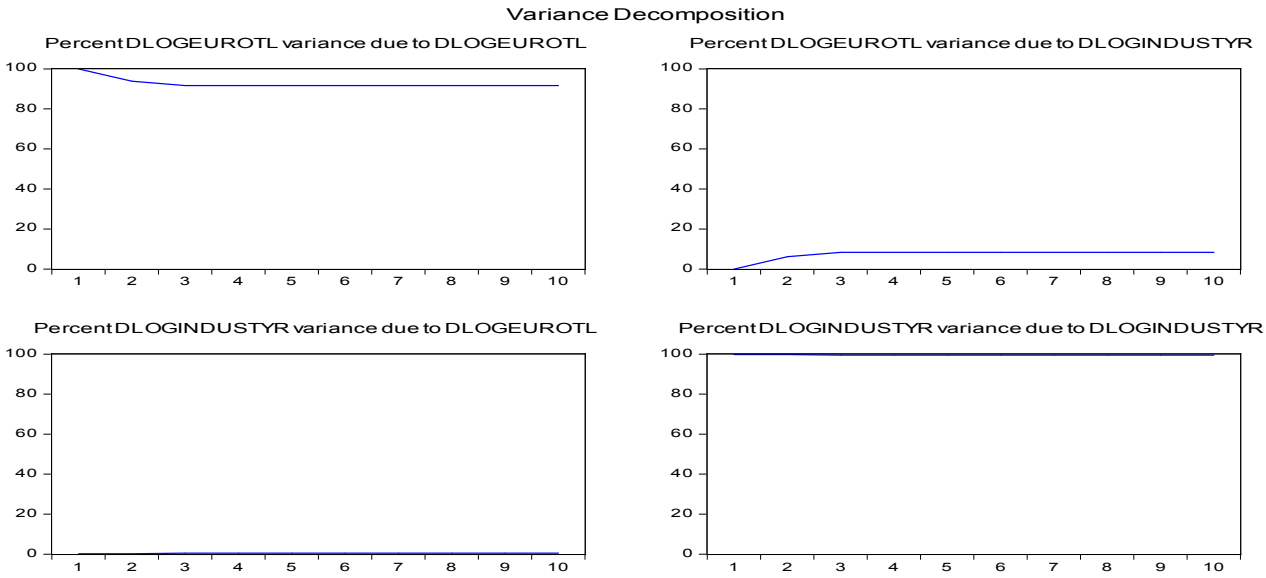
DLOGSINAİ = 0.0419548798315*DLOGEUROTL(-1) - 0.11941460798*DLOGEUROTL(-2) + 0.00824492376334*DLOGSINAİ(-1) + 0.0551238420712*DLOGSINAİ(-2) + 0.00036222383174

Şekil 13'te Euro/TL ve BİST Sınai arasında kurulan VAR modelinin etki-tepki analiz sonuçları yer almaktadır. BİST Sınai'ye bir standart sapmalık şok uygulandığında Euro/TL ikinci güne kadar düşmekte, dördüncü gün tepki kaybolmaktadır. Euro/TL'ye bir standart sapmalık şok uygulandığında Sınai endeksi çok küçük bir tepki vermektedir.



Şekil 13: Euro/TL ve BIST Sınai Etki Tepki Analizi Sonuçları

Şekil 14'te BİST Sınai Endeksi ile Euro/TL'nin varyans ayrıştırma testi sonuçları yer almaktadır. Euro/TL nin varyansının yaklaşık %10'u BİST Sınai'nin varyansı ile açıklanmaktadır. BİST Sınai'nin varyansının tümü kendi varyansı ile açıklanmaktadır.



Şekil 14: Euro/TL ve BİST Sınai Varyans Ayrıştırması

Sonuç

Analiz sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, döviz kurlarındaki kısa vadeli değişimlerde pay piyasasının etkisinin önemli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. BİST Banka endeksinin BİST Sınai endeksine göre değişkenliği yüksek bir endeks olmasına rağmen döviz kurları üzerindeki etkisi BİST Sınai ile benzerlik göstermektedir.

BİST Banka endeksindeki değişimler hem Dolar/TL hem de Euro/TL kurunu negatif yönde etkilemekte, bu etki 2. günün ortasına kadar artarak devam etmektedir. BİST Banka endeksindeki şokun döviz kurlarındaki etkisi 4. gün kaybolmaktadır. BİST Sınai endeksindeki değişimler de BİST Banka endeksinde olduğu gibi,

hem Dolar/TL hem de Euro/TL kurunu negatif yönde etkilemekte, bu etki 2. günün ortasına kadar artarak devam etmektedir. BİST Sınai endeksindeki şokun döviz kurlarındaki etkisi yine 4. gün kaybolmaktadır.

Varyans ayrıştırma test sonuçları incelendiğinde BİST Banka endeksinin ve BİST Sınai endeksinin döviz kurlarının varyanslarındaki açıklama gücü benzerlik göstermektedir. BİST endekslerinin her ikisinin de varyansı döviz kurlarının varyansı ile açıklanamazken, Dolar/TL'nin varyansının %20'si, Euro/TL'nin varyansının %10'u iki modelde de BİST endekslerinin varyansı ile açıklanmaktadır. Çalışmamıza göre bu sonuçlar, Dolar/TL ve Euro/TL'deki değişimlerin bir nedeninin endeksteki değişimler olduğunun kanıtı olarak değerlendirilmiştir.

USD ve Euro para birimlerinin her ikisi de pay piyasasındaki dalgalanmalardan aynı yön ve şekilde etkileniyor görünmekle beraber varyans ayrıştırma testlerine göre, Dolar/TL kurunun varyansı Euro/TL kuruna göre daha yüksek oranda sermaye piyasası tarafından açıklanmaktadır. Bu durum, Dolar/TL kurundaki değişimlerde sermaye piyasasının etkisinin Euro/TL kurundaki değişimlerdekine göre daha yüksek olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmamızda yer alan analiz sonuçları genel olarak portföy dengesi yaklaşımını destekler nitelikte bulunmakta, bununla birlikte Ceylan ve Şahin (2015) ile Savaş ve Can (2011)'ın sonuçları ile uyuşmamaktadır.

Referanslar

Abdalla, I.S. ve Murinde, V. (1997). Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. Applied Financial Economics, 7, 25-35.

Aggarwal, R. (1981). Exchange Rates and Stock Prices: A Study of US Capital Markets Under Floating Exchange Rates. Akron Business and Economics Review, 12, 7-12.

Aggarwal, R. ve Soenen, L. (1989). Financial Prices as Determinants of Changes in Currency Values. 25th Annual Meetings of Eastern Finance Association Philadelphia.

Ayvaz, Ö, (2006). Döviz Kuru ve Pay Senetleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi. Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi, C:8, S:2, ss.1-14.

Berke, B. (2012). Döviz Kuru ve İMKB100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test1. Maliye Dergisi, S. 163, 243-257.

Brooks, C..(2010), Introductory Econometrics for Finance, Cambridge University Press.

Ceylan S. and Yılmaz Şahin, B. (2015). Relationship between Stock Prices and Exchange Rate. International Journal of Social Science. 37, pp.399-408. (/10.9761/JASSS2963)

Cornell, B. (1983). The Money Supply Announcement Puzzle: Review and Interpretation. American Economic Review, 73, 644-657.

Dornbusch, R. ve Fisher, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account. American Economic Review, 70(5), 960-971.

Granger, C.W.J., Huang, B. ve Yang, C.W. (1998). A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu. University of California, San Diego.

Jorion, P. (1990). The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 26, 363-376.

Kasman, S. (2003). The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: A Causality Analysis. Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 5(2), 70-79.

Kıran, B. (2009). Türkiye'de Döviz Kuru ve Pay Senedi Fiyatlarının Sınır Testi Analizi. 25(275), İktisat, İşletme ve Finans, 66-88.

Kutlar, A. (2000). Ekonometrik Zaman Serileri. Ankara, Gazi Kitabevi.

Ma, C.K. ve Kao, G.W. (1990). On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions. Journal of Business Finance&Accounting, 17, 441-449.

Mishra, A.K. (2004). Stock Market and Foreign Exchange Market in India: Are They Related?. South Asia Economic Journal, 5(2), 209-232.

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.

Pan, M.S., Fok, R.C. ve Liu, Y.A. (2007). Dynamic Linkages between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from East Asian Markets. International Review of Economics and Finance, 16(4), 503-520.

Pekkaya, M. ve Bayramoğlu, M.F. (2008). Pay Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB100 ve S&P500 Üzerine Bir Uygulama. MUFAD Journal, 38, 163-176.

Savaş, İ., ve Can İ. (2011). Euro-Dolar Paritesi ve Reel Döviz Kuru'nun İMKB 100 Endeksi'ne Etkisi. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, Nisan 2011, 6(1), 323-339.

Schwert, G.W. (1990). Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence. Journal of Finance, 45, 1237-1257.

Soenen, L.A. ve Hennigar, E.S. (1988). An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: The US Experience between 1980 and 1986. Akron Business and EconomicReview, 19(4), 71-76.

Solnik, B. (1987). Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note. The Journal of Finance, 42, 141-149.

Tabak, B.M. (2006). The Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence for Brazil. Banco Central Do Brazil Working Paper Series, 124.

Wolf, C.C.P. (1988). Exchange Rates, Innovations and Forecasting. Journal of International Money and Finance, 7, 49-61.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (T.C.M.B.), http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TCMB+TR/TCMB+TR/Main+Menu/Istatistikler/Doviz+Kurlari/

Borsa İstanbul, http://www.borsaistanbul.com/

Peer-reviewed Academic Journal published by SSBFNET with respect to copyright holders.