

## DÖVİZ KURUNUN FİRMALARIN PİYASA DEĞERİNE ETKİSİ: OECD ÜLKELERİ ÜZERİNE EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK ANALİZİ

Müslüm POLAT\*

Alınış Tarihi: 13 Temmuz 2017

Kabul Tarihi: 20 Aralık 2017

**Öz:** Çalışmanın amacı döviz kurunun firmaların piyasa değerine etkisini tespit etmektir. Bu amaçla OECD üyesi ülkelerin Ocak 2000 – Nisan 2016 dönemindeki aylık verileri ile panel veri analiz yöntemiyle bir çalışma yapılmıştır. Çalışmada değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra katsayı tahmini için ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını ve ülkelerin heterojen yapısını dikkate alan bir yaklaşım kullanılmıştır. Bu testin sonucunda, döviz kurunun hisse senedi üzerinde %10 önem düzeyinde pozitif bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir. Ülkelere ait birim etkiler incelendiğinde; 1 ülkeye ait etki anlamlı bulunmazken, 11 ülkeye ait pozitif ve 7 ülkeye ait negatif etkinin anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç döviz kurunun hisse senedi fiyatına etkisinin ülkeden ülkeye değiştiğini gösterdiği gibi literatürde farklı ülkeler için yapılan çalışmalardan farklı sonuçlar alınmasını da izah etmektedir. Çalışmada son olarak değişkenler arasında nedensellik ilişkisi araştırılmış ve çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Hisse Senedi, Döviz Kuru, Eşbütünleşme, Nedensellik

### THE EFFECTS OF EXCHANGE RATE INTO MARKET VALUES OF COMPANIES: COINTEGRATION AND CAUSALITY ANALYSIS IN OECD COUNTRIES

**Abstract:** The aim of this study is to determine the effect of the exchange rate on the market value of firms. For this purpose, the monthly data of OECD countries for January 2000 - April 2016 was conducted with panel data analysis method. Firstly, the cointegration relation between the variables was determined. Then, an approach was used that takes into account the cross-sectional dependency of countries and the heterogeneous structure of countries for coefficient estimates. As a result of this test, it was determined that the exchange rate had a positive effect on stocks at 10% significance level. While the effect of 1 country was not significant, it was found that the positive effect of 11 countries and the negative effect of 7 countries were significant by examining the unit effects of the countries. This result shows that the effect of the exchange rate on the price of the stock has changed from country to country. And this result also explains the different results obtained from studies done for different countries in the literature. Finally, the causality relation between the variables was investigated and there is a two-way causality was determined.

**Keywords:** Stock, Exchange Rate, Cointegration, Causality

---

\* Dr. Öğretim Üyesi, Bingöl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü

## I. Giriş

Hisse senedi piyasalarının gelişmesi ve derinleşmesi ile birlikte bu piyasaların hem ülke ekonomileri hem de bireysel yatırımcılar için önemi artmıştır. Ülkeler için ekonominin bir göstergesi olarak bu piyasalar önem arz ederken, bireysel yatırımcılar küçük tasarruflarını değerlendirme imkânına kavuştukları için bu piyasalara yönelmektedirler. Dolayısıyla hisse senedi piyasalarını etkileyen faktörlerin belirlenmesi hem ülkeler hem de bireysel yatırımcılar için son derece önemlidir. Etkin piyasalar hipotezine göre hisse senedi fiyatını etkileyen faktörler temelde ikiye ayrılmaktadır. Bunlardan birincisi, firmanın kendi iç dinamiklerinden kaynaklanan faktörler, ikincisi ise firma dışındaki makroekonomik faktörlerdir (Elmas ve Esen, 2011, s. 154). Makroekonomik faktörlerin hisse senedi fiyatına etkisi birçok çalışmada araştırılmakla birlikte bunların arasında en fazla üzerinde durulan faktörlerden birisi de döviz kuru olmuştur. 1970’li yıllarda sabit döviz kuru rejiminin kalkmasıyla döviz kurunun hisse sendi fiyatına etkisini ölçmek için başlayan çalışmalar, 1980 ve 1990’lı yıllarda ABD’nin yanı sıra Japonya ve bazı Avrupa ülkelerinde, hisse senedi fiyatlarındaki ani yükselişlerden sonra hız kazanmıştır (Kaya vd., 2013, s. 167).

Finans literatüründe döviz kurunun hisse senedi piyasalarını etkilediğini kabul eden çalışmaların büyük çoğunluğu, bu etkinin negatif olduğu ifade etmekte ve genel olarak bu etkiyi şöyle izah etmektedirler: Döviz kuru yükselmesi firmaların risk düzeylerini yükselttiği için firmaların net bugünkü değerlerini, dolayısıyla da firmaların değerlerini düşürmektedir. Ayrıca ülke parasının değer kaybetmesi, firmaların finansal durumlarını bozduğundan firma değerine olumsuz etki yapar. Döviz kurunun yükselmesi bütün ekonomiyi olumsuz etkilemekle birlikte uluslararası piyasalarda faaliyet gösteren firmaları daha fazla etkiler (Dizdarlar ve Derindere, 2008: 115).

Ayrıca hisse senediyle döviz kuru arasındaki ilişkiyi açıklamak için bazı modeller geliştirilmiştir. Bu modellerin başında “geleneksel yaklaşım” ile “portföy yaklaşımı” gelmektedir. Geleneksel yaklaşım, döviz kurunda ortaya çıkan bir değişimin hisse senedi fiyatında değişime neden olduğunu söylemektedir. Çünkü döviz kurundaki bir değişim işletmenin varlıklarının ve yükümlülüklerinin maliyetlerini değiştirdiğinden işletmenin karlılığı da değişmektedir. Dolayısıyla hisse senedi fiyatı da değişmektedir. Portföy yaklaşımı ise hisse senediyle döviz kuru arasındaki ilişkinin negatif olduğunu ileri sürmektedir. Fakat bu yaklaşımda daha çok hisse senedinden döviz kuru yönüne bir etkinin olduğu savunulmaktadır. Çünkü hisse senedi değerinin artması yatırımcıların gelecekte beklediklerini pozitif etkileyeceğinden yatırımcılar döviz yerine hisse senedine yönelirler. Bunun sonucunda hisse senedi fiyatı yükselirken döviz kuru düşer (Elmas ve Esen, 2011, s. 154,155).

Bununla birlikte teorik olarak finans literatüründe hisse senedi fiyatıyla döviz kuru arasındaki ilişkinin açıklanmasında ortak bir görüş olduğu söylenemez. (Ayvaz, 2006, s. 2) Çünkü bazı çalışmalar negatif sonuç bulurken

bazıları pozitif sonuç tespit etmişlerdir. Diğer bir kısmı ise anlamlı bir ilişki olmadığını ifade etmişlerdir. Bunun sebebi ülkelerin, döviz yönetimi ile ilgili farklı dönemlerde farklı politikalar kullanmaları olabileceği gibi çalışmaların farklı ülkelerde olması da olabilir. Çünkü yapılan çalışmaların büyük çoğunluğunda sadece bir ülke kullanılmıştır. Birden fazla ülke üzerine yapılan çalışmalarda kullanılan ülkeler genelde ekonomik olarak ya da coğrafik olarak birbirine yakın ülkeler olduğu görülmüştür. Bununla birlikte her ülke için elde edilen sonuçlar birbirinden farklı olabilmektedir. Ayrıca birden fazla ülke üzerine yapılan çalışmalarda her ülke ayrı ele alındığı için ortak bir kanıya varmak mümkün olmamaktadır.

Bu çalışmada daha önceki çalışmalardan farklı olarak birçok ülke bir arada analize tabi tutulmuştur. Dünyanın farklı yerlerinden üyesi bulunan OECD ülkelerinin ele alındığı bu çalışmada Ocak 2000 – Nisan 2016 dönemi panel veri analiz yöntemiyle incelenmiştir. Ayrıca diğer çalışmalardan farklı olarak ülkeler arasında bulunması muhtemel yatay kesit bağımlılığını ve ülkelerin heterojen yapısını dikkate alan bir yaklaşım kullanılmıştır.

## **II. Literatür Çalışması**

Günümüze kadar hisse senediyle döviz kuru arasında nasıl bir ilişki bulunduğu birçok çalışmaya konu olmasına rağmen literatürde ortak bir sonuca varılamamıştır. Bazı çalışmalarda herhangi bir etki bulunmazken bazı çalışmalarda anlamlı etki tespit edilmiştir. Anlamlı etki tespit eden çalışmaların da bir kısmı pozitif etki belirleyen bir kısmı negatif etki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu da bu konuda yapılan çalışmaların yoğun bir şekilde devam etmesine neden olmuştur. Bu konuda yapılan ilk çalışmalardan biri olan Franck & Young (1972) çok uluslu firmaların hisse senetlerinin döviz kurundan etkilenip etkilenmediğini araştırmışlardır. 1967 – 1971 yıllarına ait verilerle yaptıkları çalışmalarında anlamlı bir sonuç elde edememişlerdir. Bir diğer çalışma olan Bahmani-Oskooee & Sohrabian (1992) döviz kuru ile S&P 500 endeksi arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisini araştırmışlardır. Sonuç olarak değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme olmadığını ancak kısa dönemli nedensellik ilişkisi bulunduğunu belirlemişlerdir.

Kim (2003) çalışmasında Ocak 1974 – Aralık 1998 döneminde ABD’de sanayi üretim endeksi, döviz kuru, faiz oranı ve enflasyon oranının hisse senedi fiyatıyla ilişkisini araştırmış ve döviz kurunun hisse fiyatını negatif etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Tabak (2006) ise Brezilya’da yaptığı çalışmada döviz kuruyla hisse senedi fiyatı arasında uzun vadeli bir ilişki olmadığı gibi döviz kurundan hisse senedi fiyatına yönelik bir nedenselliğin de bulunmadığını belirlemiştir.

Ayvaz (2006) farklı dönemlere ait aylık verileri kullanarak yaptığı çalışmada BIST’teki endeksler ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuç olarak hizmet sektör endeksiyle döviz kuru arasında hiçbir ilişki bulunmadığını fakat mali sektör endeksi, ulusal 100 endeksi ve sanayi endeksi

ile aralarında uzun dönemli bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Dizdarlar & Derindere (2008) hisse senedi fiyatını hangi faktörlerin etkilediğini belirlemek amacıyla Ocak 2005 – Aralık 2007 döneminde 14 makroekonomik faktöre ait aylık veriler kullanarak yaptıkları çalışmada döviz kurunun hisse sendi fiyatlarını negatif etkilediği saptamışlardır.

Yau & Nieh (2009) Japonya ve Tayvan’da Ocak 1991 – Mart 2008 döneminde döviz kuruyla hisse senedi arasında nasıl bir ilişki olduğunu araştırmışlardır. Sonuç olarak uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu ancak kısa dönemli nedensellik bulunmadığını saptamışlardır. Rahman & Uddin (2009) Hindistan, Pakistan ve Bangladeş ülkelerinde Ocak 2003 – Haziran 2008 döneminde aylık verilerle yaptıkları çalışmada döviz kuruyla hisse sendi fiyatı arasında herhangi bir ilişki bulunmadığını saptamışlardır. Bunun aksine Halaç & Kurt Gümüş (2010) 1988 -2009 dönemindeki haftalık veriler kullanarak hisse senedi fiyatıyla döviz kuru arasında uzun dönemli ilişki bulmuşlardır.

Adjasi, Biekpe, & Osei (2011) Gana, Kenya, Mauritius, Mısır, G.Afrika, Uganda, Nijerya, Tunus ve Namibya üzerine eşbütünleşme ve VAR analiz yöntemleriyle yaptıkları çalışmada Tunus’ta döviz kuru ile hisse senedi arasında eşbütünleşme bulmuşlardır. Döviz kurundan gelen şokların hisse senedi getirilerini Mısır ve Güney Afrika’da arttırdığını, Gana, Kenya, Mauritius ve Nijerya’da ise azalttığını saptamışlardır. İşcan (2011), Euro ve Dolar döviz kurlarının IMKB 100 endeksini nasıl etkilediğini Aralık 2001- Aralık 2009 dönemindeki günlük verilerle araştırmış ve IMKB 100 endeksiyle bu kurlar arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığını belirlemiştir.

Elmas & Esen (2011) Almanya, Fransa, Hindistan, Rusya, Hollanda ve Türkiye’de hisse senedi fiyatlarıyla döviz kuru arasındaki ilişkiyi Ocak 1999 – Mart 2010 dönemindeki aylık veriler ile araştırmışlardır. Sonuç olarak Türkiye, Fransa, Hollanda ve Almanya’da hisse sendi fiyatlarının döviz kurundan etkilediği, Hindistan ve Rusya’da ise hisse senedi fiyatlarının döviz kurundan etkilenmediğini saptamışlardır. Naik & Padhi (2012) çalışmalarında beş makroekonomik faktörün borsa endeksine etkisini araştırmışlardır. Nisan 1994 – Haziran 2011 döneminde Hindistan ekonomisinde yapılan çalışmada döviz kuruyla borsa endeksi arasında anlamsız bir ilişki bulunduğunu tespit etmişlerdir.

Kaya, Çömlekçi & Kara (2013) üç makroekonomik faktörün yanı sıra döviz kurunun da hisse senedi fiyatına etkisini Ocak 2002 – Haziran 2012 dönemine ait aylık veriler kullanarak incelemişlerdir. Sonuç olarak döviz kurunun hisse senedi değerini negatif etkilediğini tespit edilmişlerdir. Bahmani-Oskooee & Saha (2015) ise döviz kurundaki değişimin hisse senedi fiyatı üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğunu saptamıştır. Fauziah, Moeljadi, & Ratnawati (2015) Endonezya, Singapur, Malezya, Tayvan, Hong Kong, Çin, Güney Kore, Japonya, Tayland ve Hindistan ülkelerinde Ocak 2009 – Aralık 2013 dönemi için yaptıkları çalışmada hisse senedi fiyatlarıyla döviz kuru

arasında hem uzun dönemli ilişki olduğunu hem de nedensellik ilişkisi bulunduğunu belirlemişlerdir.

Ampririk literatür, okuyucular tarafından özet halinde görülebilmesi için Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: *Ampirik Literatür Özeti*

| Yazar(lar)                        | Ülke(ler)   | Dönem                            | Bulgular   |
|-----------------------------------|---|----------------------------------|--|
| Solnik (1987)                     | Kanada, Almanya, İsviçre, Hollanda, Japonya, ABD, İngiltere ve Fransa                               | 1973 -1983                       | Zayıf pozitif etki   |
| Abdalla ve Murinde (1997)         | Hindistan, Filipinler, Pakistan ve Güney Kore   | Ocak 1985 – Temmuz 1994          | Filipinler hariç döviz kurundan hisse sendi fiyatına doğru nedensellik                   |
| Ibrahim (1999)                    | Malezya   | Ocak 1977 – Haziran 1996         | Etki var   |
| Nieh ve Lee (2001)                | G7 ülkelerin  | 1 Ocak 1993 – 15 Şubat 1996      | Uzun dönemli bir ilişki yok kısa dönemli ilişki var                                      |
| Kim (2003)                        | ABD   | Ocak 1974 – Aralık 1998          | Negatif etki   |
| Dizdarlar ve Derindere (2008)     | Türkiye   | Ocak 2005 – Aralık 2007          | Negatif etki   |
| Pekkaya ve Bayramoğlu (2008)      | ABD ve Türkiye  | 1990-2007 dönemi günlük verileri | İMKB 100 endeksinde çift yönlü bir etki, S&P 500 endeksinden döviz kuruna tek yönlü etki |
| Gay (2008)                        | Rusya, Brezilya, Çin, ve Hindistan  | Mart 1999 – Haziran 2006         | Döviz kurunun hisse senedine etkisi anlamlı  |
| Yau ve Nieh (2009)                | Japonya ve Tayvan   | Ocak 1991 – Mart 2008            | Uzun dönemli ilişki var ancak kısa dönemli nedensellik yok                               |
| Rahman ve Uddin (2009)            | Hindistan, Pakistan ve Bangladeş  | Ocak 2003 – Haziran 2008         | İlişki yok   |
| Richards, Simpson ve Evans (2009) | Avusturya   | 2 Ocak 2003 – 30 Haziran 2006    | Pozitif ilişki   |
| Süslü (2010)                      | Şili, Ürdün, Meksika, Endonezya, Polonya, Rusya, Arjantin, Malezya, Brezilya, Türkiye ve Macaristan |                                  | Negatif ilişki   |
| İşcan (2011)                      | Türkiye   | Aralık 2001- Aralık 2009         | Uzun dönemli ilişki yok  |
| Elmas ve Esen (2011)              | Almanya, Fransa, Hindistan, Rusya, Hollanda ve Türkiye  | Ocak 1999 – Mart 2010            | Türkiye, Fransa, Hollanda ve Almanya’da etki var, Hindistan ve Rusya’da etki yok         |
| Naik ve Padhi (2012)              | Hindistan   | Nisan 1994 – Haziran 2011        | İlişki anlamlı değil   |
| Zakaria ve Shamsuddin (2012)      | Malezya   | Ocak 2000 – Haziran 2012         | İlişki anlamlı değil   |

|  |   |                          |   |
|--|---|--------------------------|---|
| Dođru ve Recepođlu (2013)              | Türkiye   | 1980- 2012               | Uzun dönemde pozitif, kısa dönemde negatif etki         |
| Kaya, Çömllekçi ve Kara (2013)         | Türkiye   | Ocak 2002 – Haziran 2012 | Negatif ilişki  |
| Fauziah, Moeljadi, ve Ratnawati (2015) | Endonezya, Singapur, Malezya, Tayvan, Hong Kong, Çin, Güney Kore, Japonya, Tayland ve Hindistan | Ocak 2009 – Aralık 2013  | Hem uzun dönemli ilişki hem de nedensellik ilişkisi var |
| Belen ve Karamelikli (2016)            | Türkiye   | Ocak 2006 – Aralık 2014  | Negatif ilişki  |
| Acar Boyacıođlu ve Çürük (2016)        | Türkiye   | 2006 – 2014              | Pozitif etki  |

Literatür incelendiğinde birçok çalışmanın sadece bir ülke üzerine yapıldığı, birden fazla ülke üzerine yapılan çalışmalarda da bu ülkelerin ayrı ayrı analiz edildiği görülmektedir. Birden fazla kesiti bir arada değerlendiren panel veri yöntemiyle yapılan çalışmaların çok az olduğu dikkat çekmektedir. Bu çalışma, panel veri analiz yönteminin yanı sıra ülkeler arası yatay kesit bağımlılığı ile ülkelere ait heterojen yapıyı dikkate alan bir yaklaşım kullanılarak diğer çalışmalardan ayrılmaktadır.

### III. Veri Seti ve Yöntem

#### A. Veri Seti

Bu çalışmada OECD ülkelerinde döviz kurunun hisse senedi fiyatına etkisi panel veri analizi ile araştırılmıştır. Bu amaçla ilgili ülkelerin Ocak 2000 – Nisan 2016 dönemine ait aylık verileri kullanılmıştır. Bütün veriler OECD'nin veri tabanından temin edilmiştir. OECD hisse senedi fiyatlarını, ilgili ülkenin borsasındaki endeks değerlerinden hesaplamakta ve baz yılı olarak 2010 yılını kullanmaktadır. Yani bütün ülkelerin hisse fiyatlarını aynı ölçü ile ifade edebilmek için ülkelerin endeks değerlerini 2010 yılında 100'e eşitlemektedir. Çalışmada bu borsa endekslerinin doğal logaritması alınmak suretiyle logaritmik hale getirilmiştir.

Döviz kuru olarak ülkelerin para birimi ile ABD Doları arasındaki nominal kur kullanılmıştır. Dolayısıyla ABD analize dahil edilmemiştir. OECD'ye kayıtlı 34 ülke olmasına rağmen bu ülkelerden bir kısmı aynı para birimi olan Euro'yu kullandıklarından bu ülkeler bir ülke gibi ele alınmıştır. Dolayısıyla panelde yatay kesit olarak, birisi Euro Bölgesi olmak üzere, 19 ülke kullanılmıştır. Zaman boyutu ise 196 aylık veriden oluştuğundan toplam veri sayısı 3724'tür. Analizde kullanılan ülkeler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 2: Çalışmada Kullanılan Ülkeler

| Ülkeler           | Ülkeler         | Ülkeler         |
|-------------------|-----------------|-----------------|
| 1 Avustralya      | 8 İsrail        | 14 Polonya      |
| 2 Kanada          | 9 Japonya       | 15 İsveç        |
| 3 Şili            | 10 Güney Kore   | 16 İsviçre      |
| 4 Çek Cumhuriyeti | 11 Meksika      | 17 Türkiye      |
| 5 Danimarka       | 12 Yeni Zelanda | 18 İngiltere    |
| 6 Macaristan      | 13 Norveç       | 19 Euro Bölgesi |
| 7 İzlanda         |                 |                 |

### B. Yöntem

Ekonometrik analizlerde üç çeşit veri kullanılmaktadır. Eğer gün, ay, yıl gibi zaman birimlerine göre serilerin aldığı değerlerin değişimi gösteriliyorsa bunlara zaman serisi, farklı birimlerin aynı zaman diliminde aldığı değerlerin gösterildiği serilere ise yatay kesit serisi denir. Bazı durumlarda hem zamana hem de yatay kesite göre değişim gösteren veriler elde etmek mümkündür. Bu verilere yani farklı birimlere ait değerlerin zaman içindeki değişiminin gösterildiği verilere karma veri denir. Karma verilerde yatay kesit birimleri değişmiyorsa yani aynı yatay kesit birimlerine ait veriler zamana göre değişiyorsa bu tür karma verilere panel veri denir (Güriş vd., 2011, s. 6,7). Yani Panel verinin iki boyutu bulunur. Bunlardan birisi zaman boyutu ve diğeri yatay kesit boyutudur (Hsiao, 2003, s. 7). Son zamanlarda birçok çalışmada zaman ve kesit veriler bir araya getirilerek oluşturulan panel verilerin kullanıldığı görülmektedir (Pazarlıoğlu ve Gürler, 2007, s. 37). Bunun bir nedeni olarak panel verilere ulaşma imkânının artması gösterilebilir (Paap vd., 2015, s. 2). Bir diğer sebebi olarak da panel veri analiziyle yapılan tahminlerin, yatay kesit ve zaman serisi analizlerine göre daha fazla bilgi yansıtmasıdır (İnci, 2014, s. 189).

Panel veri analizinin genel çerçevesini meydana getiren klasik regresyon modeli (1) nolu eşitlik yardımıyla ifade edilir (Ekinci, 2011).

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Bu eşitlikte  $Y_{it}$  bağımlı değişkeni,  $\alpha$  sabit değişim katsayısını,  $\beta$  eğim katsayısını,  $X_{it}$  açıklayıcı değişkenler setini ve  $\varepsilon_{it}$  hata terimleri vektörünü göstermektedir.  $i$  modelde bulunan kesit sayısını ( $i=1, \dots, n$ ) ve  $t$  her kesite ait zaman uzunluğunu ( $t=1, \dots, T$ ) ifade etmektedir.

Panel veri analizinde her bir yatay kesit birimi için aynı zaman periyodundaki bütün verilere ulaşılabiliriyorsa buna dengeli panel denir. Şayet aynı zaman periyodundaki bazı yatay kesit birimlerinin bazı verilerine ulaşamıyor ise buna dengesiz panel adı verilir (Wooldridge, 2003, s. 577).

Analizlerde panel veriler kullanılırken bazı önemli hususlara dikkat etmek gerekir. Bunlardan birisi serilerde birim kök olmamasıdır. Yani zaman boyutu olan veriler kullanılırken serilerin durağan olması gerekir. Çünkü seriler durağan olmazsa sahte regresyon problemi ortaya çıkabilir. Böyle bir durumda elde edilen tahmin sonuçları gerçek ilişkiyi gösteremez (Elmas ve Temurlenk, 2009, s. 6,7). Başka bir ifade ile modeldeki bazı değişkenlerin durağan olmaması durumunda normal dağılmış standart hatalar elde edilemeyeceğinden t istatistiğine binaen yapılan yorumlar geçerliliğini kaybedebilir (Tatlı, 2015, s. 150).

İkinci bir önemli husus seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesidir. Çünkü uzun dönemli ilişkiler araştırılırken, yatay kesit bağımlılığını varsayan ve varsaymayan testlerden hangilerinin kullanılacağına karar verebilmek için bu tespit önem arz etmektedir. Ayrıca serilerdeki birim kökü test etmek için de seriler yatay kesit bağımlılığının belirlenmesi gerekir. Çünkü eğer seriler yatay kesit bağımlılığı içermiyorsa serilerin durağanlığını birinci nesil birim kök testleriyle ölçmek daha doğru iken, aksine yatay kesit bağımlılığı içeriyorsa serilerin durağanlığını ikinci nesil birim kök testleriyle ölçmek daha tutarlı ve etkili tahminler yapmaya olanak verir (Çınar, 2010, s. 594).

Üçüncü bir önemli husus ise serilerin homojen mi yoksa heterojen mi olduğuna karar vermektir. Panel veri uygulamalarının birçoğu serilerin homojen olduğunu varsaymaktadır. Hâlbuki bu varsayım çok gerçekçi değildir (Yapraklı ve Kaplan, 2015, s. 18). Dolayısıyla bu varsayımında test edilmesi gerekir. Bu çalışmada homojenlik sınaması Peseran ve Yamagata (2008)'nin geliştirmiş oldukları Delta testi ile yapılmıştır.

Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirleyebilmek için kullanılan Westerlund ve Edgerton (2007) testi temelde McCoskey ve Kao (1998) tarafından hazırlanan Langrage çarpanı testine esas almaktadır. Bu test, kesitler arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate almakta ve küçük örnekler içinde iyi sonuçlar vermektedir. (Topallı, 2016, s. 199). Ayrıca eşbütünleşme denkleminde değişen varyans ve otokorelasyona izin vermekte ve olası içsellik probleminde engel olmaktadır. Bu testin H0 hipotezi, eşbütünleşme vardır şeklindedir ve teste ait olasılık değerleri bootstrap yöntemiyle hesap edilmektedir (Göçer, 2013, s. 232).

Eşbütünleşme analizinden sonra uzun dönem katsayılarını tahmin etmek için AMG (Arttırılmış Ortalama Grup tahmincisi, Augmented Mean Group estimator) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem; değişkenlerdeki ortak faktörleri ve ortak dinamik etkileri dikkate almakta (Göçer, 2013, s. 233) ve her kesite ait farklı bir katsayı hesaplamayı mümkün kılmaktadır (Acaravcı, Bozkurt, & Erdoğan, 2015, s. 125). Bu yöntem panelin homojen olması durumunda panel için bir katsayı hesapladığı gibi panelin heterojen olması durumunda ise bireysel katsayıları ve bu katsayıların ağırlaştırılmış

ortalamalarından grup ortalamasını hesaplamaktadır (Yaman Songur, 2017, s. 127).

Çalışmada son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) tarafından geliştirilen panel nedensellik testi ile incelenmiştir. Bu test, Toda-Yamamoto testinin panele uyarlanmış şekli olduğu için serilerin durağan olması gerekmemektedir (Zeren & Ergün, 2013, s. 234). Değişkenlerin durağan olması şart olmadığı gibi aynı derecede durağan olmaları da şart değildir. Yani değişkenlerin bir kısmı I(0) iken diğer bir kısmı I(1) olabilir. Ayrıca bu test aralarında eşbütünleşme tespit edilemeyen değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini de ölçmede kullanılabilir (Topallı, 2016, s. 199).

Döviz kurunun firmaların piyasa değerine etkisini tespit etmek için yapılan bu çalışmada kullanılan model şu şekildedir:

$$PAY = \alpha_i + \beta_1 DOVIZ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Bu formülde; PAY: Hisse senedini, DOVIZ: Döviz kurunu,  $\beta$  eğim katsayısını,  $\alpha_i$ : sabit katsayısı ve  $\varepsilon_{i,t}$ : hata payını ifade etmektedir.

#### IV. Analiz ve Bulgular

Bu kısımda öncelikle seriler hakkında açıklayıcı istatistiklere yer verilmiş, devamında serilerde ve modelde yatay kesit bağımlılığı test edilmiş, daha sonra modelin homojen mi yoksa heterojen mi olduğuna karar verilerek eşbütünleşme ve nedensellik analizlerine geçilmiştir. Seriler hakkında hesaplanan genel istatistik bilgileri Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: Değişkenler Hakkında Tanımlayıcı İstatistikler

|                | PD      | DÖVİZ    |
|----------------|---------|----------|
| Ortalama       | 4.4913  | 115.5049 |
| Medyan         | 4.5841  | 5.6789   |
| Maksimum       | 7.2524  | 1448.62  |
| Minimum        | 2.6524  | 0.4827   |
| Standart Sapma | 0.5637  | 274.0033 |
| Jarque-Bera    | 2100.58 | 14962.1  |
| Olasılık       | 0.0000  | 0.0000   |
| Gözlem Sayısı  | 3724    | 3724     |

Logaritması alınan serilere ait Tablo 3'te verilen istatistik bilgilerine göre döviz kurundaki oynaklık hisse senedindeki oynaklıktan daha fazladır. Ayrıca döviz kurunda maksimum değer 1'den yüksek ve minimum değer 1'den küçük olması bazı ülkelere ait para birimlerinin Dolardan daha değerli, bazılarının ise daha değersiz olduğunu göstermektedir.

Değişkenlerin durağanlığını birinci kuşak testlerle mi yoksa ikinci kuşak testlerle mi sınamanın doğru olacağına karar vermek için değişkenlerde yatay kesit bağımlılığının sınınamak gerekir. Bu sebeple değişkenlerde yatay kesit bağımlılığını sınınamak için; CDLM1 (Breusch ve Pagan, 1980), CDLM2 (Pesaran, 2004) ve CDLM-Adj (Pesaran, Ullah, ve Yamagata, 2008) testleri kullanılmış ve sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

| TESTLER              | Sabitli / Sabitli Trendli | PD                | DÖVİZ              |
|----------------------|---------------------------|-------------------|--------------------|
| CD <sub>LM1</sub>    | Sabitli                   | 808.856* (0.0000) | 4616.589* (0.0000) |
|                      | Sabitli ve Trendli        | 815.309* (0.0000) | 4640.588* (0.0000) |
| CD <sub>LM2</sub>    | Sabitli                   | 34.491* (0.0000)  | 240.39* (0.0000)   |
|                      | Sabitli ve Trendli        | 34.84* (0.0000)   | 241.688* (0.0000)  |
| CD <sub>LM-Adj</sub> | Sabitli                   | 57.216* (0.0000)  | 31.625* (0.0000)   |
|                      | Sabitli ve Trendli        | 57.454* (0.0000)  | 31.431* (0.0000)   |

Not: \*, %1 önem seviyesini ifade etmektedir.

Yapılan yatay kesit bağımlılığı testleri sonucunda üç teste göre de bütün değişkenlerde, hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerde %1 önem seviyesinde yatay kesit bağımlılığı bulunduğu tespit edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığı belirlendikten sonra durağanlık sınınamasının, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve ikinci kuşak test olarak ifade edilen birim kök testleri ile yapılması gerekir. Bu sebeple birim kök sınınaması için ikinci kuşak testlerden Bai ve Ng (2004) tarafından geliştirilen PANIC testi ve Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF testleri kullanılmış ve sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5: Birim Kök Testi Sonuçları

|                           |                           | PD                | DOVİZ               |                   |
|---------------------------|---------------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
|                           |                           | <b>Seviye</b>     |                     |                   |
| PANIC                     | <b>Sabitli</b>            | PCe_Choi          | -1.5019 (0.9334)    | -1.5019 (0.9334)  |
|                           |                           | PCe_MW            | 24.9067 (0.9496)    | 24.9067 (0.9496)  |
|                           | <b>Sabitli ve Trendli</b> | PCe_Choi          | -2.7813 (0.9973)    | -2.7813 (0.9973)  |
|                           |                           | PCe_MW            | 13.7534 (0.9999)    | 13.7534 (0.9999)  |
|                           |                           |                   | <b>Birinci Fark</b> |                   |
|                           | <b>Sabitli</b>            | PCe_Choi          | 13.0767* (0.0000)   | 13.0767* (0.0000) |
| PCe_MW                    |                           | 152.000* (0.0000) | 152.000* (0.0000)   |                   |
| <b>Sabitli ve Trendli</b> | PCe_Choi                  | 13.0767* (0.0000) | 13.0767* (0.0000)   |                   |
|                           | PCe_MW                    | 152.000* (0.0000) | 152.000* (0.0000)   |                   |

Tablo 5'in Devamı: Birim Kök Testi Sonuçları

|                 | Sabitli            | Seviye       | -1.345 | -1.628 |
|-----------------|--------------------|--------------|--------|--------|
|                 |                    | Birinci Fark | -9.309 | -9.311 |
| CADF            | Kritik Değerler    | 1%           | -2.36  |        |
|                 |                    | 5%           | -2.20  |        |
|                 |                    | 10%          | -2.11  |        |
|                 | Sabitli ve Trendli | Seviye       | -1.632 | -1.91  |
|                 |                    | Birinci Fark | -9.414 | -9.379 |
|                 |                    | 1%           | -2.85  |        |
| Kritik Değerler | 5%                 | -2.70        |        |        |
|                 | 10%                | -2.61        |        |        |

Not: \*, %1 önem seviyesini ifade etmektedir.

Yapılan birim kök testleri sonucunda iki değişkeninde hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerin ikisinde de seviye değerleri ile birim kök içerdiği ancak birinci farkta %1 önem düzeyinde durağanlaştığı belirlenmiştir. Dolayısıyla bu değişkenler arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme analizi ile araştırmak yerinde olacaktır. Fakat eşbütünleşme analizi yapmadan önce modelde yatay kesit bağımlılığı olup olmadığını ve modelin homojen mi yoksa heterojen mi olduğuna karar vermek gerekir. Modelde homojenlik sınaması için Delta Tilde ve Delta Tildeadj testleri, yatay kesit bağımlılığı sınaması için ise CDLM1, CDLM2 ve CDLM-Adj testleri kullanılmıştır. Bu testlerden alınan sonuçlar Tablo 6'da görülmektedir.

Tablo 6: Modelde Homojenlik ve Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

|                         | TESTLER                    | İstatistik | p-değeri |
|-------------------------|----------------------------|------------|----------|
| Homojenlik              | Delta Tilde                | 187.878*   | 0.0000   |
|                         | Delta Tilde <sub>adj</sub> | 189.325*   | 0.0000   |
| Yatay Kesit Bağımlılığı | CD <sub>LM1</sub>          | 11544.56*  | 0.0000   |
|                         | CD <sub>LM2</sub>          | 615.012*   | 0.0000   |
|                         | CD <sub>LM-Adj</sub>       | 955.823*   | 0.0000   |

Not: \*, %1 önem seviyesini ifade etmektedir.

CDLM1, CDLM2 ve CDLM-Adj testleri %1 önem seviyesinde modelde yatay kesit bağımlılığı bulunduğunu ifade etmektedir. Yani döviz kuru ile menkul kıymetler borsası arasındaki ilişkiye dair bir ülkede meydana gelen bir şok diğer ülkeleri de etkilemektedir. Delta Tilde ve Delta Tildeadj testlerinde modelin homojen olduğunu iddia eden H<sub>0</sub> hipotezi %1 önem seviyesinde reddedilerek modelin heterojen olduğuna karar verilmiştir. Bu durum, döviz kurunda meydana gelen bir değişimin hisse senedi piyasasına etkisinin ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini ifade etmektedir.

Eşbütünleşme analizi için Westerlund ve Edgerton (2007) tarafından geliştirilen LM eşbütünleşme testi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 7'ye yerleştirilmiştir.

Tablo 7: *Westerlund-Edgerton LM Eşbütünleşme Testi Sonuçları*

|                    | t istatistiği | Boots. Olasılık | Asym. Olasılık |
|--------------------|---------------|-----------------|----------------|
| Sabitli            | 117.7420      | 0.0230          | 0.0000         |
| Sabitli ve Trendli | 67.8080       | 0.1300          | 0.0000         |

Not: Boots. Olasılık değerleri 10.000 bootstrap sayısı ile elde edilmiştir.

Bu testin H0 hipotezi eşbütünleşmenin var olduğunu iddia etmektedir. Ayrıca Westerlund-Edgerton t istatistiğinin anlamlılığı için; modelde yatay kesit olmadığı zaman Asym. Olasılık değerini, yatay kesit olması durumunda ise Boots. Olasılık değerini hesaplamıştır. Bootstrap olasılık değerlerini incelediğimizde sabitli modelde H0 hipotezi %1 önem seviyesinde kabul edilmesine rağmen %5 önem seviyesinde reddedilmektedir. Yani döviz kuru ile menkul kıymetler borsası arasında eşbütünleşme ilişkisi %5 önem seviyesinde reddilerken %1 önem düzeyinde kabul edilmiştir. Sabitli ve trendli modelde ise değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi bütün önem düzeylerinde kabul edilmiştir. Eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun dönem katsayı tahminine geçilmiştir. Katsayı tahmini için Eberhardt ve Bond (2009) tarafından geliştirilen ve kesitlere ait heterojenliği ve kesitler arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan AMG yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 8: *AMG Tahmin Sonuçları*

|    |                 | Katsayı   | Standart Hata | t istatistiği | Olasılık |
|----|-----------------|-----------|---------------|---------------|----------|
| 1  | Avustralya      | 0.0818*   | 0.0203        | 4.0200        | 0.0000   |
| 2  | Danimarka       | 0.1284*   | 0.0105        | 12.2100       | 0.0000   |
| 3  | Japonya         | 0.0139*   | 0.0007        | 19.3800       | 0.0000   |
| 4  | Güney Kore      | 0.0012*   | 0.0001        | 8.5900        | 0.0000   |
| 5  | Meksika         | 0.1316*   | 0.0108        | 12.1500       | 0.0000   |
| 6  | Yeni Zelanda    | 0.0740*** | 0.0378        | 1.9600        | 0.0510   |
| 7  | İsveç           | 0.1181*   | 0.0105        | 11.2200       | 0.0000   |
| 8  | İsviçre         | 0.6143*   | 0.0308        | 19.9300       | 0.0000   |
| 9  | Türkiye         | 0.3206*   | 0.0407        | 7.8700        | 0.0000   |
| 10 | İngiltere       | 0.7932*   | 0.1356        | 5.8500        | 0.0000   |
| 11 | Euro Bölgesi    | 1.3391*   | 0.0967        | 13.8500       | 0.0000   |
| 12 | İsrail          | -0.2227*  | 0.0236        | -9.4300       | 0.0000   |
| 13 | Norveç          | -0.0048   | 0.0085        | -0.5700       | 0.5690   |
| 14 | Polonya         | -0.1271*  | 0.0150        | -8.4600       | 0.0000   |
| 15 | Macaristan      | -0.0030*  | 0.0002        | -12.8400      | 0.0000   |
| 16 | İzlanda         | -0.0315*  | 0.0008        | -37.6100      | 0.0000   |
| 17 | Kanada          | -0.0896** | 0.0372        | -2.4100       | 0.0160   |
| 18 | Şili            | -0.0009*  | 0.0003        | -2.6300       | 0.0090   |
| 19 | Çek Cumhuriyeti | -0.0249*  | 0.0027        | -9.1000       | 0.0000   |
|    | <b>PANEL</b>    | 0.1638*** | 0.0860        | 1.9000        | 0.0570   |
|    | <b>Kriz2008</b> | 0.4976*   | 0.0544        | 9.1500        | 0.0000   |

Not: \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesini ifade etmektedir.

AMG ile yapılan katsayı tahminlerine göre döviz kurunun menkul kıymetler borsasına etkisi %10 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Etkinin yönünün pozitif olduğu ve döviz kurundaki bir puanlık artışın firmaların piyasa değerine ait endekste %0,16'lık bir artışa neden olduğu belirlenmiştir. Analizin yapıldığı dönemde meydana gelen 2008 küresel krizinin etkisi kukla değişken yardımı ile dikkate alınmış ve kukla değişkenin etkisinin %1 önem seviyesinde anlamlı olduğu saptanmıştır. Tablo 8'de verilen ülkelere ait birim etkilerden; döviz kurunun menkul kıymetler borsasına etkisinin, 11 ülkede pozitif 8 ülkede negatif olduğu görülmektedir. Pozitif etki tespit edilen birimlerden birisi Euro bölgesidir. Bu 11 ülkeden sadece Yeni Zelanda'ya ait etkinin %10 önem seviyesinde anlamlı olduğu, diğer ülkelere ait etkilerin %1 önem seviyesinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Pozitif en yüksek etkinin Euro bölgesinde olduğu ve bunu sırasıyla İngiltere ve İsviçre'nin takip ettiği, en az etkinin ise Güney Kore'de bulunduğu belirlenmiştir. Negatif etkilenen 8 ülkeden Norveç'e ait etkinin istatistiki açıdan anlamlı olmadığı, Kanada'da %5, diğer 6 ülkede ise %1 önem seviyesinde anlamlı olduğu saptanmıştır. Bu ülkelerden negatif en yüksek etkinin sırasıyla İsrail, Polonya ve Kanada'da olduğu en düşük etkinin ise Şili'de olduğu belirlenmiştir. Çalışmada nedensellik ilişkisi Emirmahmutoglu-Kose (2011) nedensellik testi ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 9'da sunulmuştur.

Tablo 9: Emirmahmutoglu-Kose Nedensellik Testi Sonuçları

|    | Ülkeler      | DÖVİZ → PD |               |          | PD → DÖVİZ |               |          |
|----|--------------|------------|---------------|----------|------------|---------------|----------|
|    |              | U.G.U.     | t istatistiği | Olasılık | U.G.U.     | t istatistiği | Olasılık |
| 1  | Avusturalya  | 2          | 2.714         | 0.257    | 2          | 0.310         | 0.856    |
| 2  | Kanada       | 2          | 0.643         | 0.725    | 2          | 5.728***      | 0.057    |
| 3  | Şili         | 2          | 1.733         | 0.420    | 2          | 3.240         | 0.198    |
| 4  | Çek Cumhur.  | 8          | 6.013         | 0.646    | 8          | 9.979         | 0.267    |
| 5  | Danimarka    | 7          | 3.317         | 0.854    | 7          | 8.606         | 0.282    |
| 6  | Macaristan   | 2          | 0.128         | 0.938    | 2          | 2.206         | 0.332    |
| 7  | İzlanda      | 7          | 11.779        | 0.108    | 7          | 66.972*       | 0.000    |
| 8  | İsrail       | 5          | 11.969**      | 0.035    | 5          | 1.810         | 0.875    |
| 9  | Japonya      | 2          | 2.525         | 0.283    | 2          | 3.358         | 0.187    |
| 10 | Güney Kore   | 10         | 11.864        | 0.294    | 10         | 29.235*       | 0.001    |
| 11 | Meksika      | 8          | 13.795***     | 0.087    | 8          | 8.779         | 0.361    |
| 12 | Yeni Zelanda | 10         | 31.741*       | 0.000    | 10         | 9.883         | 0.451    |
| 13 | Norveç       | 2          | 0.017         | 0.992    | 2          | 5.936***      | 0.051    |
| 14 | Polonya      | 5          | 9.977***      | 0.076    | 5          | 10.780***     | 0.056    |
| 15 | İsveç        | 5          | 2.995         | 0.701    | 5          | 11.824**      | 0.037    |
| 16 | İsviçre      | 9          | 16.988**      | 0.049    | 9          | 13.214        | 0.153    |
| 17 | Türkiye      | 2          | 0.665         | 0.717    | 2          | 5.320***      | 0.070    |
| 18 | İngiltere    | 2          | 1.644         | 0.440    | 2          | 24.568*       | 0.000    |
| 19 | Euro Bölgesi | 9          | 10.524        | 0.310    | 9          | 13.928        | 0.125    |
|    | <b>PANEL</b> |            | 59.421**      | 0.015    |            | 145.216*      | 0.000    |

Not: Maksimum gecikme uzunluğu 12 alınmıştır. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesini, U.G.U.: uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 9'daki sonuçlar incelendiğinde döviz kurundan hisse senedi fiyatına doğru %5, hisse sendi fiyatından döviz kuruna doğru ise %1 önem seviyesinde nedensellik olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla döviz kuru ile menkul kıymetler borsası arasında %5 önem seviyesinde çift yönlü nedensellik olduğu söylenebilir. Ülkelere ait birim etkiler incelendiğinde ise %10 önem seviyesinde 7 ülkede iki değişken arasında nedensellik ilişkisi bulunmadığı, 4 ülkede döviz kurundan hisse senedine doğru tek yönlü nedensellik, 7 ülkede hisse senedinden döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik ve 1 ülkede ise çift yönlü nedensellik bulunduğu tespit edilmiştir. Çift yönlü ilişki tespit edilen tek ülke Polonya'dır. Döviz kurundan hisse senedine doğru tek yönlü nedensellik tespit edilen ülkeler; İsrail, Meksika, Yeni Zelanda ve İsviçre'dir. Hisse senedinden döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik saptanan ülkeler ise; Kanada, İzlanda, Güney Kore, Norveç, İsveç, Türkiye ve İngiltere şeklindedir.

### **V. Sonuç**

Bireysel yatırımcılar tasarruflarını değerlendirebildikleri ve firmalar ise fon ihtiyacını karşılayabildikleri hisse senedi piyasaları hem firmalar hem de yatırımcılar için son derece önem arz etmektedir. Dolayısıyla bu piyasalara etki eden unsurların anlaşılması oldukça önemlidir. Bu piyasaları etkileyen faktörlerden birisi olan döviz kuru bugüne kadar birçok çalışmaya konu olmakla birlikte döviz kurunun hisse senedine etkisiyle ilgili elde edilen sonuçlar farklılık göstermektedir. Bazı çalışmalar bu değişkenler arasında anlamlı bir ilişki olmadığını iddia ederken bazıları ilişkinin anlamlı olduğunu belirtmiştir. Anlamlı olduğunu iddia eden çalışmaların bir kısmı negatif ilişki tespit ederken diğer bir kısmı pozitif ilişki saptamıştır. Ayrıca yapılan çalışmaların çok kapsamlı ve derinlemesine olmadığı görülmüştür. Çünkü birçok çalışmanın tek ülke üzerine yapıldığı, birden fazla ülke üzerine yapılan çalışmalarda da bu ülkelerin ayrı ayrı ele alınarak incelendiği dikkat çekmiştir. Birden fazla kesiti bir arada değerlendiren panel veri çalışmaları çok az olmakla birlikte çalışmaların genelde ülkeler arası heterojenliği ve yatay kesit bağımlılığını dikkate almadığı görülmüştür. Halbuki ülkeler arası etkileşim arttıkça ülkelerin birindeki bir şokun diğer ülkeyi etkilememesi mümkün değildir. Dolayısıyla yatay kesit bağımlılığının olmadığını varsayan bir yöntemle yapılacak bir tahmin sağlıklı sonuç vermeyecektir. Ayrıca ülkelere ait farklı durumlarında göz önünde bulundurulması gerekir. Dolayısıyla ülkelerin homojen olduğu varsayımı da gerçekçi değildir. Bu çalışma, hem ülkeler arası yatay kesit bağımlılığının hem de ülkelere ait heterojenliğin dikkate alındığı bir yöntem kullanılarak diğer çalışmalardan ayrılmaktadır. Ayrıca çalışma, sadece bir ülke ya da birbirine benzer bir kaç ülke ile sınırlandırılmayıp OECD'ye kayıtlı geniş bir kitle ele alınmıştır.

Çalışmada öncelikle birimler arasındaki yatay kesit bağımlılığı belirlenmiş, sonra yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci kuşak birim kök testleri ile serilerin birinci farkta durağan oldukları tespit edilmiştir. Devamında modellerde yatay kesit bağımlılığı olduğu ve modellerin heterojen olduğu saptanmıştır. Bu ön testlerden sonra yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Westerlund ve Edgerton (2007) eşbütünleşme testiyle döviz kuru ile firmaların piyasa değeri arasındaki ilişki araştırılmış ve sabitli modelde; Tabak (2006), Yau ve Nieh (2009), Rahman ve Uddin (2009), Naik ve Padhi (2012) çalışmalarındaki gibi anlamlı ilişki çıkmamasına rağmen sabitli ve trendli modelde; Halaç ve Kurt Gümüş (2010), Gay (2008), Ayvaz (2006) ve Fauziah vd. (2015) çalışmaları ile benzer şekilde değişkenlerin eşbütünleşik oldukları tespit edilmiştir.

Eşbütünleşme analizinden sonra uzun dönem katsayıları için modelde yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği dikkate alan AMG yöntemi kullanılmıştır. AMG panel sonuçlarından %10 önem seviyesinde döviz kurunun firmaların piyasa değerini pozitif etkilediği saptanmıştır. Bu sonuçlar literatürde negatif ilişki tespit eden Kim (2003), Dizdarlar ve Derindere (2008), Süslü (2010) gibi çalışmalarla farklılık göstermekte, pozitif etki tespit eden Acar Boyacıoğlu ve Çürük (2016), Doğru ve Recepoğlu (2013), Solnik (1987) ve Richards, Simpson ve Evans (2009) gibi çalışmalar ile örtüşmektedir. Ülkelere ait bitrim etkiler incelendiğinde ise döviz kurunun hisse senedi fiyatını; birisi Euro bölgesi olmak üzere 11 ülkede pozitif, 8 ülkede negatif etkilediği belirlenmiştir. Pozitif etkilenen ülkelerden Yeni Zelanda hariç diğer 10 ülkede bu etki %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Yeni Zelanda'da ise %10 önem seviyesinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Pozitif etki tespit edilen birimlerden, menkul kıymetler borsası döviz kurundan en fazla etkilenen birimin Euro bölgesi olduğu, en az etkilenen ülkenin ise Güney Kore olduğu saptanmıştır. Diğer taraftan negatif etkilenen 8 ülkeden altısında bu etki %1, Kanada'da %5 önem seviyesinde anlamlı iken Norveç'te anlamlı olmadığı belirlenmiştir. Bu negatif etkinin en fazla İsrail'de, en az ise Şili'de olduğu ortaya konmuştur. Çalışmadaki ülkelerde farklı sonuçlar elde edilemsi daha önce yapılan ve ülkelere ait farklı sonuçlar buluan Elmas ve Esen (2011), Pekkaya ve Bayramoğlu (2008) ile Adjasi vd. (2011) çalışmaları ile paralellik göstermektedir.

Ülkelerin neredeyse tamamında etkinin %1'de anlamlı olmasına rağmen panel sonucunun %10'da anlamlı olmasının nedeni döviz kurunun firmaların piyasa değerine bazı ülkelerde pozitif, bazı ülkelerde negatif etkiliyor olmasıdır. Dolayısıyla ülkelerin buldukları ekonomik koşullara ve uyguladıkları politikalara göre döviz kurunun firmaların piyasa değerine etkisinin farklılık gösterdiği söylenebilir. Ayrıca bu çalışma ile daha önce yapılan çalışmalarda farklı sonuçlar bulunmasını da izah edilebilir.

Firmaların piyasa değeri ile döviz kuru arasında teoride de bir fikir birliği bulunmamaktadır. Bu konuda ileri sürülen geleneksel yaklaşım bu iki değişken arasında pozitif ilişki olduğunu savunurken portföy yaklaşımı negatif ilişki olduğunu ileri sürmektedir. Döviz kurunun firmanın piyasa değerine dair panel sonucu bulunan pozitif etki, ilgili dönemde ele alınan ülkeler bazında genel olarak geleneksel yaklaşımın geçerli olduğunu göstermektedir. Geleneksel yaklaşımda döviz kurunun yükselmesi firmaların ihracatlarını arttıracığından ve rekabet gücünü yükselteceğinden dolayı firmaların değerini ve hisse sendi fiyatlarını yükselteceğini iddia etmektedir. Ülkelere ait birim etkiler incelendiğinde yine 11 ülke için bu yaklaşımın geçerli olduğu söylenebilir. Buna karşılık portföy yaklaşımı hisse senedi fiyatlarının yükselmesi yatırımcıları daha fazla yerel varlıklara yönlendireceğinden yerel paranın değerinin artacağını yani döviz kurunun düşeceğini iddia etmektedir. Dolayısıyla bu yaklaşıma göre döviz kuru ile hisse senedi fiyatı arasında negatif ilişki vardır. Çalışmada negatif anlamlı etki tespit edilen diğer 7 ülke için bu yaklaşımın geçerli olduğu ifade edilebilir.

Çalışmada son olarak, Emirmahmutoglu-Kose nedensellik testi kullanılarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bu test sonucuna göre döviz kuru ile firmaların piyasa değeri arasında çift yönlü nedensellik olduğu %1 önem seviyesinde kabul edilmiştir. Bu sonuç bu iki değişken arasında nedensellik bulunmadığını iddia eden Tabak (2006) ile Yau ve Nieh (2009) çalışmalarından farklılık göstermekte ancak Abdalla ve Murinde (1997), Pekkaya ve Bayramoğlu (2008) ile Fauziah vd. (2015) çalışmaları ile benzerlik göstermektedir. Fakat ülkelere ait birim etkiler incelendiğinde bazı ülkelerde nedensellik bulunmadığı, bazılarında tek yönlü nedensellik bulunduğu, Polonya'da ise çift yönlü nedensellik olduğu ortaya çıkarılmıştır.

#### Kaynaklar

- 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(1), ss.25-35.
- Acar Boyacıoğlu, M., ve Çürük, D. (2016), "Döviz Kuru Değişimlerinin Hisse Senedi Getirisine Etkisi: Borsa İstanbul 100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (70), ss.143-156.
- Acaravcı, A., Bozkurt, C., & Erdoğan, S. (2015). MENA Ülkelerinde Demokrasi-Ekonomik Büyüme İlişkisi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 3(4), 119-129.
- Adjasi, C. K., Biekpe, N. B., & Osei, K. A. (2011). Stock prices and exchange rate dynamics in selected African countries: a bivariate analysis. *African Journal of Economic and Management Studies*, 2(2), 143-164.

- Aydođdu Karaaslan, İ. (2001), "Hisse Senedi Getiri Deđişikliklerinin Döviz, Altın Ve Faiz Getiri Deđişiklikleri İle Açıklanmasına Yönelik Bir Çoklu Regresyon Analizi, İzmir: Ege Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi).
- Ayvaz, Ö. (2006), "Döviz Kuru ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi", Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 8(2), ss.1 14.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Saha, S. (2015), "On The Relation Between Stock Prices And Exchange Rates: A Review Article", Journal of Economic Studies, 42(4), ss.707 732.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Sohrabian, A. (1992), "Stock Prices And The Effective Exchange Rate Of The Dollar", Applied Economics, 24(4), ss.459 464.
- Bai, J., & Ng, S. (2004). A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127–1177.
- Belen, M., & Karamelikli, H. (2016). Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 45(1), 34-42.
- Breusch, T., & Pagan, A. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specifications in Econometrics. *Reviews of Economics Studies*, 47, 239-253.
- Çınar, S. (2010), "OECD Ülkelerinde Kişi Başına GSYİH Durađan Mı? Panel Veri Analizi", *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 29(2), ss.591 601.
- Dizdarlar, H. I. ve Derindere, S. (2008), "Hisse Senedi Endeksini Etkileyen Faktörler: İMKB 100 Endeksini Etkileyen Makro Ekonomik Göstergeler Üzerine Bir Araştırma", *Yönetim Dergisi*, 19(61), ss.113 124.
- Dođru, B., & Receptođlu, M. (2013). Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasında Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Eş Bütünleşme İlişkisi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Özel Sayı, 17-34.
- Eberhardt, M., & Bond, S. (2009). Cross-section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator. Munich: MPRA Paper, No. 17870.
- Ekinci, A. (2011), "Sermaye Hareketleri Büyüme İlişkisi: OECD Ülkeleri Örneđi", Paper Presented at EconAnadolu 2011: Anadolu International Conference in Economics II. Eskişehir.
- Elmas, B. ve Esen, Ö. (2011). Hisse Senedi Fiyatları İle Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi; Farklı Ülke Piyasaları İçin Bir Araştırma", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (52), ss.153 170.
- Elmas, B. ve Temurlenk, M. S. (2009), "Hisse Senedi Fiyatı-İşlem Hacmi Arasındaki Granger Nedensellik: İMKB’de Hisse Bazlı Bir Analiz", *İMKB Dergisi*, 11(43), ss.1 16.

- Emirmahmutoglu, F., & Kose, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28, 870-876.
- Fauziah, F., Moeljadi, M. ve Ratnawati, K. (2015), "Dynamic Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices in Asia, 2009-2013", *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 2(1), ss.124 134.
- Franck, P., ve Young, A. (1972), "Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignment", *Financial Management*, 1(3), ss.66 73.
- Gay, R. D. (2008), "Effect Of Macroeconomic Variables On Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China" *International Business & Economics Research Journal*, 17(3), ss.1 8.
- Göçer, İ. (2013). Ar-Ge Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Maliye Dergisi*(165), 215-240.
- Güriş, S., Çağlayan, E., ve Güriş, B. (2011), *Eviews ile Temel Ekonometri*, İstanbul: Der Yayınları.
- Halaç, U., ve Kurt Gümüş, G. (2010), "Hisse Senedi Piyasası ve Döviz Kuru İlişkisinin Eşbütünlük Analizi: Yapısal Kırımların Önemi" *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 47(548), ss.65 75.
- Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data (Second Edition)*, New York: Cambridge University Press.
- Ibrahim, M. H. (1999), "Macroeconomic Variables And Stock Prices In Malaysia: An Empirical Analysis", *Asian Economic Journal*, 13(2), ss.219 231.
- İnci, C. (2014), "Finansal Yönetim Kararlarının Firmanın Karlılığı ve Piyasa Değeri Üzerindeki Etkileri: BIST'deki Sanayi Şirketleri Üzerine Bir Panel Veri Uygulaması" Zonguldak: Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (Yayımlanmamış Doktora Tezi).
- İşcan, E. (2011), "Döviz Kurları ve Hisse Senedi Piyasası Arasındaki Etkileşim: Türkiye Örneği (Aralık 2001-Aralık 2009)", *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(35), ss.237 251.
- Kaya, V., Çömlekçi, İ. ve Kara, O. (2013), "Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Değişkenler 2002-2012 Türkiye Örneği", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (35), ss.167 176.
- Kim, K. H. (2003), "Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model", *Review of Financial Economics*, 12(3), ss.301 313.
- Nieh, C.-C. ve Lee, C.-F. (2001), "Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates For G-7 Countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), ss.477 490.
- Paap, R., Wang, W. ve Zhang, X. (2015), To Pool or not to Pool: What is a Good Strategy? <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Wendun-Wang.pdf>

- Pazarlıoğlu, M. V. ve Gürler, Ö. K. (2007), "Telekomünikasyon Yatırımları ve Ekonomik Büyüme Panel Veri Yaklaşımı", *Finans Politik& Ekonomik Yorumlar*, 44(508), ss.35 43.
- Pekkaya, M. ve Bayramoğlu, M. F. (2008), "Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB 100 ve S&P 500 Üzerine Bir Uygulama", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (38), ss.163 176.
- Pesaran, H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. Cambridge: University of Cambridge Working Paper.
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265–312.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A Bias-adjusted LM Test of Error Cross-section Independence. *Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Rahman, M. L. ve Uddin, J. (2009) "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Three South Asian Countries", *International Business Research*, 2(2), ss.167 174.
- Richards, N. D., Simpson, J., & Evans, J. (2009). The Interaction between Exchange Rates and Stock Prices: An Australian Context. *International Journal of Economics and Finance*, 1(1), 3-23.
- Solnik, B. (1987). Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note. *The Journal of Finance*, 42(1), 141-149.
- Süslü, C. (2010), "Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Bir İnceleme", Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü (Yayımlanmamış Doktora Tezi).
- Tabak, B. M. (2006), The Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence for Brazil, Banco Central Do Brazil Working Paper Series 124: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps124.pdf> adresinden alınmıştır
- Tatlı, H. (2015), "Çok Değişkenli Bir Üretim Modeli ile Toplam Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği", *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(4), ss.135 157.
- Topallı, N. (2016). G20 Ülkelerinde İhracat, Beşeri Sermaye Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Nedensellik. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(29), 193-206.
- Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A Panel Bootstrap Cointegration Test. *Economics Letters*, 97, 185–190.
- Wooldridge, J. M. (2003), *Econometric Analysis Of Cross Section And Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.

- Yaman Songur, D. (2017). Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Dış Ticaret'in Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Üzerine Etkisi: Avrasya Ülkeleri Örneği. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 2(2), 117-133.
- Yapraklı, S. ve Kaplan, F. (2015), "Dışa Açıklık ve Reel Döviz Kuru Oynaklığı: Yükselen Piyasa Ekonomilerine İlişkin Bir Panel Veri Analizi", *İktisat İşletme ve Finans*, 30(356), ss.9 28.
- Yau, H.-Y. ve Nieh, C.-C. (2009), "Testing For Cointegration With Threshold Effect Between Stock Prices And Exchange Rates İn Japan And Taiwan", *Japan and the World Economy*, 21(3), ss.292 300.
- Zakaria, Z. ve Shamsuddin, S. (2012), "Empirical Evidence on the Relationship between Stock Market Volatility and Macroeconomics Volatility in Malaysia", *Journal of Business Studies Quarterly*, 4(2), ss.61 71.
- Zeren, F., & Ergün, S. (2013). Ticari Açıklık ve Kamu Büyüklüğü İlişkisi: Panel Nedensellik Testi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(4), 229-240.