

Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri İle Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi

Doç. Dr. Utku Altunöz*

Öz

Bu çalışma, Türkiye’de hisse senedi getirileriyle Dolar/TL kuru arasındaki ilişkiyi 2008-2018 periyodunda ARDL eş bütünleşme ve Granger nedensellik yaklaşımlarıyla analiz etmeyi amaçlamaktadır. Elde edilen sonuçlar hisse senedi fiyatı ile döviz kuru arasında döviz kurundan hisse senedine doğru ve ters yönlü uzun dönem eş bütünleşme ilişkisine işaret etmektedir. M3 para arzı (M3) değişkeni dışındaki değişkenler Borsa İstanbul 100 endeksi değişkenine negatif etki yapmaktadır. Sanayi Üretim Endeksi (SÜE) değişkeni istatistiksel olarak anlamsızdır. Diğer bir husus ise kukla 1 değişkeninin ifade ettiği finansal krizler ve kukla 2 değişkeninin ifade ettiği kur şoku, Borsa İstanbul 100 endeksi’ni (BİST) negatif olarak etkilemektedir. Sonuçlara göre M3 para arzı (M3) değişkeninde 1 birimlik artış Borsa İstanbul 100 endeksi (BİST) değişkenini arttırırken reel döviz kuru (REER) değişkenindeki artış BİST değişkenini azaltmaktadır. Tüketici fiyat endeksi (TÜFE) değişkenindeki artış Borsa İstanbul 100 endeksi (BİST) değişkenini azaltmaktadır. Bu yüzden Türkiye Ekonomisi için döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi açıklayan “geleneksel yaklaşım” teorisi geçerlidir.

Anahtar Kelimeler: Hisse Senedi Getirisi, ARDL Sınır Testi, Reel Döviz Kuru, Granger Nedensellik Testi

JEL Sınıflandırması: C22, F30, F31

Empirical Analysis of The Relationship Between The Stock Return And The Exchange Rate In Turkey

Abstract

This study aims to analyzes the relationship between the stock price index in Turkey and USD/TRY exchange rate over the periods 2008-2018 by ARDL cointegration and Granger causality approaches. The results indicate the long-term co-integration relationship between the stock price and the exchange rate from the exchange rate to the stock and backwards. Except M3 Money Supply (M3), variables have negative effect on Borsa İstanbul100 index (BİST) variable. The industry production index (SÜE) variable was statistically insignificant. On the other hand, the financial crises expressed by the dummy 1 variable and the exchange shock expressed by the dummy 2 variable negatively effect on Borsa İstanbul100 index (BİST). According to the results, increase in M3 Money Supply (M3) variable increases Borsa İstanbul100 index (BİST) variable while increase in real exchange rate (REER) variable decreases BİST variable. Increase in consumer price index (CPI) variable decreases Borsa İstanbul100 index (BİST) variable. So that explains the relationship between the exchange rate and stock for Turkey Economy "traditional approach" theory is valid

Keywords: Stock Return, ARDL Bound Test, Real Exchange Rate, Granger Causality Test

Jel Classification: C22, F30, F31

* Sinop Üniversitesi, Boyabat İİBF Öğretim Üyesi.

Makale Başvuru Tarihi:11/12/2019

<https://orcid.org/0000-0002-0232-3108>

Kabul Tarihi:03/02/2020

Giriş

Küreselleşme ve teknolojiadaki hızlı gelişimle birlikte ülke piyasalarının uluslararası piyasalarda etkileşimleri ve borsalara erişimleri hızlanmıştır. Bilhassa liberal politikaların benimsenmesi sonucu sermaye hareketlerinin önündeki engelleri kalkmış, döviz kurları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki daha da güçlenmiştir. 80'li yıllarda dolarda o zamana kadar görülmemiş bir volatilité(oynaklık) görülmüş olup sermaye hareketliliğinde ve dünya ticaret hacmindeki önemli artış döviz kurunu işletme kârlılığının ve hisse senedi fiyatlarının esas belirleyicilerinden biri yapmıştır (Kim, 2003). 90'lı yıllarla beraber birçok ekonomist, hisse senedi ile döviz kuru arasındaki ilişkileri hem teorik hem de ampirik bakımdan incelemek amacıyla bu alana yönelmiştir. (Nieh ve Lee, 2001,s.477-78).

Gelişmekte olan ülkeler kur politikalarına duyarlılık gösteren sektörlerle genişleyen kurumsal bir yapıya sahip olmalarından dolayı hisse senedi fiyatları ve döviz kurları söz konusu piyasaların gelişimini etkilemede önemli bir role sahiptir (Altunöz, 2016: 664). Son yıllarda yaygın bir hale gelen enflasyon hedeflemesi politikası, serbest kura dayalı uygulamalarda artışa ve gelişmekte olan ülke ekonomilerinin hisse senedi ve döviz kuru piyasalarının daha oynak bir yapıya dönüşmesine sebep olmuştur. Ayrıca Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, örtük enflasyon hedeflemesini 2006 yılında terk ederek açık enflasyon rejimini benimsemiştir. Böylelikle döviz piyasalarına müdahale şekli, piyasadaki oynaklığın yok edilmesi amacıyla genelde daha önce açıklandığı gibi sürdürülmesi döviz kurunun serbestlik özelliğini daha da arttırmıştır (Ceylan ve Şahin,2015:402). Bu bilgiler ışığında döviz kuru ile hisse senedi değişkenleri arasındaki ilişkinin analizi Türkiye gibi hem özel sektör dış boru/ GSYH oranının, hem de yüksek cari açık problemi olan ve sermaye hareketlerine oldukça duyarlı olan bir ülke açısından oldukça önemlidir.

Borsada hisse senedi fiyat hareketleri uzun vadede döviz kuruna göre daha fazla tepki vermektedir. Her ne kadar döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin varlığı ve yönü konusunda teorik fikir birliği sağlanamasa da genelde ters yönlü bir ilişkinin varlığı ve nedensellik yönünün hisse senedinden döviz kuruna doğru olduğu kabul edilmektedir (Ayvaz, 2006:5).

Çalışmada hisse senedi ile döviz kuru ilişkisinin teorik altyapısının analizinin ardından yerli ve yabancı literatür taranacaktır. Son bölümde Türkiye'deki hisse senedi ile döviz kuru arasındaki ilişki, en son veriler yardımıyla 2008-2018 periyodunda analiz edilecektir. Böylelikle Türkiye'de "geleneksel" yaklaşım mı "portföy dengesi" yaklaşımı mı geçerli sorusunun cevabına ulaşılacak ve bu sonuca göre politika önerilerinde bulunulabilecektir.

1.Hisse Senedi ile Döviz Kuru İlişkisinin Teorik Altyapısı ve Türkiye'deki Durum

Hisse senedi ile döviz kuru arasındaki ilişki ile ilgili literatüre bakıldığında tam bir görüş birliğine rastlanamamaktadır. Bu durumu Solnik (1987) kullanılan verilerin ölçüm hataları nedeniyle yetersiz olmasına bağlamaktadır. Literatürde genelde hisse senedi ile döviz kuru ilişkisi arasındaki ilişkinin varlığını açıklayan iki temel yaklaşım izlenmekte olup bunlar "geleneksel" ve "portföy dengesi" yaklaşımlarıdır. Yine bazı çalışmalarda bu iki temel yaklaşıma ilave olarak parasal yaklaşım, hisse senedi yaklaşımı ve varlık piyasası yaklaşımına rastlanabilmektedir.

Geleneksel yaklaşım, döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişkinin döviz kurundan borsaya doğru olduğunu kabul etmektedir. Piyasada herkesin piyasayla ilgili tüm bilgiyi bildiği varsayımının kabul gördüğü etkin piyasalar hipotezi, geleneksel yaklaşımın temelini oluşturmaktadır. Bununla birlikte etkin piyasalar hipotezi etkinliği zayıf, yarı güçlü ve güçlü olmak üzere üç farklı formda tanımlanmaktadır. Literatürde gelişmekte olan ülkelerin çoğunda finansal piyasaların zayıf ya da yarı güçlü formda olduğu görülmektedir. Yapılan birçok

ampirik çalışmada da BİST'te etkinlik seviyesinin zayıf ya da yarı güçlü olduğu ifade edilmektedir. Davranışçılar, yatırımcıların yatırım kararlarını alırken risk ve getiri dışında başka değişkenleri de gözettiklerini ve bütün değişkenlerin değerlendirilmesinin kusursuz bir süreç olmadığını, sonuç olarak da alınan kararların, faydayı maksimize eden değil, en iyi ihtimalle karar alıcının tatmin olduğu kararlar olduğunu öne sürerler. Bu durumda tasarruf yapanlar, BİST'teki fiyat hareketlerinin açıklanmasında etkinliği güçlendirecek yöntemlere başvurumaktadırlar. Temel ve teknik analizler zayıf formda etkinliği kaldırma anlamında tasarruf sahiplerinin başvurdukları araçlardır. Benzer şekilde önemli resmi ve özel kuruluşlarca hazırlanan finansal raporlar, aracı kurum raporları da zayıf ve yarı güçlü formda etkinliğin güçlendirilmesine yardımcı olmaktadır.

Döviz kurlarındaki değişimler, değişimin yaşandığı ülkedeki küresel ticaretin yansısı küresel rekabeti de etkilemektedir (Dornbush ve Fischer, 1980). Döviz kurunun değer kazandığı durumda yerel paranın değerinin düşmesine bağlı olarak ihracat artış kaydederken ithalat da azalmaktadır. Bu bağlamda ihracatı artıran firmaların borsada işlem görmeleri durumunda, firmaların kazanç ve kârlılıklarının artacağı beklentisi ile hisse fiyatları da değerlendirilmelidir. Eğer söz konusu ülke borsasında ağırlığı ithalatçı firmalar oluşturursa bu sefer değer kayıplarıyla karşılaşılma sorunu ortaya çıkacaktır. Özetle geleneksel yaklaşımçılara göre döviz kurunda yaşanacak bir değişim hisse senedi fiyatlarındaki değişimi beraberinde getirecektir. Böylece firmaların yükümlülükleri varlıkları, rekabet gücü ve girdi-çıktı maliyetleri bu durumdan etkilenecektir. Böylece firma kârlılığında değişiklikler meydana gelecek ve hisse senedi fiyatları bu durumdan doğrudan etkilenecektir (Granger, Haug ve Yang, 1998, s.340)

Portföy dengesi yaklaşımı ve parasal yaklaşımda ise döviz kuru ile hisse senedi ilişkisinin yönünün hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru ve ters yönlü (negatif) olduğunu iddia edilmektedir (Nath ve Samanta, 2003). Bu yaklaşımda piyasalarda riskleri azaltmaya ve hisse senedi getirilerini artırmaya yönelik gerçekleşen her türlü gelişme ve yatırımcıların gelecekle alakalı beklentilerin olumlu yönde değişmesi, ulusal paranın değerini artırıcı ve döviz kurunu düşürücü bir etki yapmaktadır. Bunun yanında hisse senetlerindeki fiyat düşüşleri sırasıyla paraya karşı olan talebi azaltıp faiz oranlarını düşürerek yurtiçinde yatırım yapmayı tercih eden yatırımcıların servetlerinin azalmasına neden olacaktır. Bu durumun sonucu olarak yatırımcılar portföylerinde daha düşük oranda yerli ve daha yüksek oranda yabancı varlık bulundurmaya eğilimine girecektir. Bununla da kalmayıp portföy yatırımları faiz oranı yüksek olan ülkeye transfer olacak sermaye çıkışı ve döviz kuru artışı ile sonuçlanacaktır. Sonuç olarak gerek portföy dengesi yaklaşımı gerekse parasal yaklaşımda döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasında negatif bir ilişki varlığı ve bu negatif ilişkinin hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu iddia etmektedir (Muhammad & Rasheed, 2004, s. 536). Ayrıca parasalcılar, faiz düşmesi sonucu bankalarda tasarruf edenlerin paralarını bankadan alarak dövizle ilgili yabancı varlıklara yatırma eğilimine gireceklerini öne sürmektedirler. Hisse senedi fiyatlarındaki azalma ulusal para değerinde düşüşü beraberinde getirecektir. Böylece döviz krizi riskinde artış meydana gelecektir.

Türkiye ekonomisinin en temel sorunlarından biri olan yüksek enflasyon oranları ve döviz kurunda istikrarsız ortam, döviz kuru politikalarının önemini artırmaktadır. Döviz kurundaki artış ya da azalışlar doğrudan ekonomik durumu etkilese de bu etki en fazla ithalat ve ihracat yapan sektörlerde kendini göstermektedir. Bilhassa döviz kurundaki devamlı oynaklık hali, ithalat ve ihracat yapan firmaları olumsuz yönde etkilemektedir. Benzer şekilde kurdaki devamlı yükseliş ulusal paranın değerini düşürerek borsada işlem gören hisse senetlerinin değerini de kayba uğratmaktadır. Her ne kadar hisse senedi ve döviz kuru birbirinin alternatifi yatırım aracı olarak görünüyorsa da tasarruf yapanların büyük bölümü hisse senedi fiyatları ve döviz kuru ile yakından ilişki içinde olan enstrümanlar arasında geçiş yapabilmektedirler. Şöyle ki faiz oranı ile tahvil fiyatları arasındaki ilişkinin ters yönlü olması,

yatırımcıları faiz oranlarının yükseldiği durumlarda tahvile yönlendirebilmektedir. Özellikle hisse senedi piyasasında ve kurda oynaklığın fazla olduğu dönemlerde yatırımcılar bono, fon gibi sabit getirili enstrümanlara ve TL cinsinden vadeli mevduatlara yönelebilmektedir. Kurun devamlı yükseliş eğiliminde olduğu durumlarda yatırımcılar hisse senedi ya da TL cinsinden vadeli mevduatlardan döviz tevdiat hesaplarına geçiş yapabilmektedir. Benzer şekilde ekonomide belirsizlik durumlarında hisse senedinden çıkan yatırımcı kendini güvende hissetmek adına döviz kuruna yönelebilmektedir. Ayvaz (2006)'a göre döviz kuru belirlemede ve uygulamada gelişmekte olan ülke piyasalarında, gelişmiş ülke piyasalarına göre daha tedbirli olunması gerekmektedir (Ayvaz,2006:8). Değersiz ulusal paradan dolayı artacak üretim maliyetleri, hisse senedi değerlerinde düşüşe ve kâr azalışlarına neden olacaktır. Böyle bir durumda hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişki ters yönlü olacaktır (Soenen and Hennigar, 1988: 7).

2. Literatür

Yapılan çalışmalarda birçok farklı ekonometrik yöntem görülmektedir. Bu çalışmada literatür yerli ve yabancı ayırımına gidilerek kronolojik sıralamayla sunulmaktadır.

Shapiro (1975) oligopolistik şirketlerin kâr maksimizasyonu stratejisini analiz ettiği çalışmada uluslararası şirketler için kur riskinin temel belirleyicilerinin yabancı satışların oranı, rekabetin yoğunluğu ve karşılaştığı yerel ve yabancı üretim faktörlerinin ikame derecesi olduğu sonucuna varmıştır. Jorion (1991) çalışmada ABD hisse senedi piyasasında kur riskinin fiyatlandırmasını iki faktörlü ve çok faktörlü arbitraj fiyatlama modelleri kullanarak incelemiştir. Söz konusu çalışma hisse senedi getirileri ile kurun değeri arasındaki ilişkinin endüstriler arasında sistematik olarak farklı olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Bununla birlikte ampirik sonuçlar borsada kur riskinin fiyatlandığını göstermemektedir. Abdalla ve Murinde (1997), hisse senedi-döviz kuru ilişkisini Pakistan, Kore, Filipinler dışındaki ülkeler için Filipinler ve Hindistan ekonomileri için analiz ettikleri çalışmalarında hisse senedinin nedeninin döviz kuru olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Filipinler'de ise tam tersi bir ilişkiyi tespit etmişlerdir. Granger vd.(1998),Tayland, Japonya, Singapur, Filipinleri Malezya, Kuzey Kore, Tayvan ve Endonezya ekonomileri için 1986-1997 yılları için kur-hisse senedi ilişkisinin eş bütünleşik olup olmadığını incelediği çalışmalarında tüm ülkeler için iki değişkenin eş bütünleşik olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Nydhal (1999) döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişkiyi 1990-1997 dönemi için İsveç'te faaliyet gösteren 47 firma özelinde analiz etmiştir. Çalışmada döviz kurları bağımlı değişken, şirketlerin hisse senetlerindeki haftalık getirileri de bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Çalışma sonucunda 46 firmadan 12 tanesinde değişkenler arasında ilişki olduğu, diğer bir ifadeyle 12 firmanın kur riskine açık olduğu anlaşılmıştır. Yang ve Doong (2004), dünyanın en güçlü ülkeleri olarak anılan G-7 ülkeleri için döviz kuru- hisse senedi ilişkisini inceledikleri çalışmalarında EGARCH modelini tercih etmişlerdir. Sonuç olarak hisse senedi fiyat değişimlerinin gelecekte gerçekleşmesi beklenen döviz kurlarındaki değişimleri etkileyeceği sonucuna ulaşmışlardır. Vygodina (2006) Amerikan ekonomisi için hisse senedi-döviz kuru ilişkisini analiz ettiği çalışmada günlük verileri kullanmıştır. 1987-2005 yıllarının analiz edildiği çalışmada Granger nedensellik testi tercih edilmiştir. Çalışma sonucunda incelenen dönemler için büyük ölçekli firmalara ait hisse senetleri ile döviz kuru arasında nedensellik ilişkisinin varlığına ulaşılmış fakat bu durum küçük ölçekli şirketler için geçerli olamamıştır. Koları vd. (2008), ABD hisse senedi getirileri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi 1973-2002 dönemleri için inceledikleri çalışmalarında kur riskine en duyarlı (mutlak değerde) hisse senetlerinin diğerlerine göre daha düşük getiri sağladığı sonucuna ulaşmışlardır. Adjasi vd. (2008), döviz kuru ve hisse senedi ilişkisini Gana ekonomisi için 1995-2005 yılları için EGARCH metodu ile sorgulamışlardır. Hem kısa dönemi hem de uzun dönemi ayrı ayrı inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında negatif ve döviz kurundan hisse senedine doğru ilişkinin varlığına ulaşmışlardır. Ayrıca çalışmada ulaşılan diğer bir sonuca göre uzun dönemde ulusal para da meydana gelecek değer kaybı hisse senedi fiyatlarını arttırırken kısa

dönemde düşürmektedir. Katechos(2011) 16 farklı para biriminin ilgili hisse senedi piyasalarıyla ilişkilerini araştırmıştır. GARCH modelinin kullanıldığı çalışmada döviz kurlarıyla hisse senedi piyasaları arasında güçlü bir ilişkinin varlığına ulaşılmıştır. Çalışma ayrıca yüksek getiri sağlayan dövizlerin hisse senedi piyasası ile aynı yönlü; düşük getirili dövizlerin ise hisse senedi piyasası ile ters yönlü ilişkiye sahip olduklarını göstermiştir. Sharma (2015) hisse senedi ile döviz kuru ilişkisini Hindistan ekonomisi için tüm sektörleri ele alarak araştırdığı çalışmada 2007-2005 periyodu için günlük verileri kullanmıştır. Johansen eş bütünleşme testi ile yapılan analiz sonuçlarına göre medya ve ilaç sektörü dışında tüm sektörlerde nedenselliğin yönünün döviz kurundan hisse senedi getirisine doğrudur. Bahmani vd. (2016) döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişkiyi Brezilya, Kanada, Şili, Endonezya, Japonya, Kore, Malezya, Meksika ve İngiltere için ARDL yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışmalarının sonucunda döviz kuru değişikliklerinin hisse senedi fiyatları üzerinde asimetric etkiye sahip olduğu ve bu etkinin kısa vadeli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yang (2017) çalışmada 1999-2016 dönemi için Asya-Pasifik ülkelerinden Singapur, Hong Kong, Tayvan ve Güney Kore'de para politikalarının hisse senedi piyasasını ve döviz kurlarını ne yönde etkilediğini araştırmıştır. Çalışmada üç farklı sonuca ulaşılmıştır. Birinci sonuca göre para politikası şoklarının hisse senedi fiyatı değişikliklerine etkisi dört ülke için de geçerli olmakla birlikte, hisse senedi fiyatı değişiklikleri Singapur ve Hong Kong'da Tayvan ve Güney Kore'den nispeten daha hızlı bir başlangıç noktasına yaklaşmaktadır. İkinci sonuca göre döviz kuru şokları Singapur ve Hong Kong borsalarında daha az kısa vadeli oynaklığa neden olmakla birlikte, dört ülkenin tamamında uzun vadede baz çizgiye yakınsama yaklaşık olarak eşit zaman almaktadır. Ulaşılan üçüncü sonuca göre döviz kuru şoku hisse senedi fiyatında ani bir değişikliğe neden olurken hisse senedi fiyatı şoku dört ülkenin tümünün döviz kurunda kademeli bir değişime yol açmaktadır. Delgado vd. (2018) Meksika ekonomisi için petrol fiyatları, döviz kuru ve hisse senedi fiyatları etkileşimini inceledikleri çalışmalarında VAR yöntemi ile 1992-2017 yıllarını analiz etmişlerdir. Elde ettikleri sonuçlar döviz kurunun borsa endeksi üzerinde olumsuz ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu durum döviz kurunun değerlendirilmesinin borsa endeksindeki artışla ilgili olduğu anlamına gelmektedir. Tüketici fiyat endeksinin de döviz kuru üzerinde olumlu, borsa endeksi üzerinde olumsuz etkisi olduğu tespit edilmiştir. Sonuçlar aynı zamanda petrol fiyatlarının döviz kuruna karşı istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ve petrol fiyatlarındaki artışın döviz kurunu yükselttiğini ortaya koymaktadır. Afshan vd. (2018) Pakistan ekonomisinde döviz kuru ile hisse senedi ilişkisini analiz ettikleri çalışmalarında dalgacık dönüşümü yöntemini tercih etmişlerdir. Elde edilen bulgular, Pakistan Rupisi'ne karşı neredeyse tüm döviz kurlarında 2005–2006 ve 2011-2012 yılları için 8-16 ve 16-32 haftalık dönemlerde hisse senedi fiyat baskınlığını ortaya koymaktadır. Uzun dönem boyunca neredeyse tüm incelenen dönemler için, iki seri arasındaki güçlü tutarlılık kanıtlamaktadır. Akbar ve Noor (2019) Pakistan ekonomisi için altın fiyatı, hisse senedi fiyatları, döviz kuru ve faiz oranları arasındaki dinamik bağlantıları inceledikleri çalışmalarında Bayesci yaklaşımı tercih etmişlerdir. 2001-2014 yıllarının incelendiği çalışma sonucuna göre Pakistan'da hisse senedi ve döviz piyasalarında dalgalanmaların fazla olduğu dönemlerde altın hem güvenli bir sığınak hem de alternatif bir yatırım aracı olarak kabul edilmektedir. Ayrıca analiz sonuçlarına göre hisse senedi fiyatlarındaki ve rupi değerindeki değişimlere Pakistan'daki para politikası otoriteleri olumsuz yönde tepki vermektedir. Çalışmanın analiz sonuçlarına göre Pakistan'da nominal faiz oranı ve döviz kuru arasındaki doğrudan ilişki, Fisher Etkisi Teorisi'ne uygundur. Kumar (2019) Hindistan ekonomisi için petrol fiyatları, döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki eş bütünleşme ve nedensellik ilişkisini doğrusal olmayan ARDL ve doğrusal olmayan Granger nedensellik yaklaşımları ile incelemiştir. Çalışma sonucunda petrol ile döviz kuru ve petrol ile hisse senedi fiyatları arasında güçlü ve çift yönlü doğrusal olmayan ilişkinin varlığına ulaşılmıştır. NARDL testinin sonuçları, bir önceki ay petrol fiyatlarındaki pozitif ve negatif şokların döviz kuru (hisse senedi fiyatları) üzerinde olumlu (negatif) anlamlı etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Singal vd. (2019) Meksika ekonomisi için uluslararası petrol fiyatları, uluslararası altın fiyatları, döviz kuru ve borsa endeksi arasındaki dinamik ilişkiyi 2006-2018 yılları için araştırdıkları çalışmalarında ARDL

yöntemini kullanmışlardır. Çalışmanın bulguları, uluslararası altın fiyatlarının Meksika'nın hisse senedi fiyatını olumlu etkilediğini, petrol fiyatının ise olumsuz etkilediğini göstermektedir. Kassouri ve Altıntaş (2020) çalışmalarında 2003-2018 periyodunda Türkiye'de hisse senedi fiyatlarının döviz kuru etkileşimi analiz etmişlerdir. Eşik modelinin sonuçları, Türkiye'deki hisse senedi ve yabancı döviz piyasaları arasında uzun vadeli (eşbütünleşme) bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Konuyla yapılan yerli çalışmalara bakıldığında yabancı literatürde olduğu gibi farklı yöntemlerin tercih edildiği görülmektedir. Çalışmaların bazıları sadece Türkiye ekonomisine odaklanırken bazı çalışmalarda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin de analizlere dahil edildiği izlenmektedir.

Kıran (2009) Türkiye ekonomisinde döviz kuru ile hisse senedi arasındaki eş bütünleşme ilişkisini 1990-2008 gibi geniş bir periyotta analiz ettiği çalışmasında ARDL yöntemini ve Toda Yamamoto (1995) nedensellik testini tercih etmiştir. Çalışmada periyodları 1990-1994 ve 2001-2008 şeklinde alt periyodlara da ayıran Kıran, 1990-1994 periyodu dışında uzun dönemde hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığına ulaşmıştır. Elmas ve Esen (2011) seçtikleri Asya ve Avrupa ülkeleri için (Almanya, Fransa, Hollanda, Rusya Türkiye ve Hindistan) döviz kuru ile hisse senedi endeksleri ilişkisini araştırdıkları çalışmalarında Granger ve Johansen eş bütünleşme testlerini ve Granger nedensellik testini kullanmışlardır. Ulaşılan sonuçlara göre Rusya ve Hindistan'da portföy yaklaşımı geçerliken diğer 4 ülkede Geleneksel yaklaşım geçerlidir. Doğru ve Recepoğlu (2013) Türkiye'de Euro/TL ve Dolar/TL döviz kurları ile hisse senedi fiyat endeksi ilişkisini test ettiği çalışmalarında doğrusal eş bütünleşme testi olarak ARDL Sınır testi yaklaşımını ve doğrusal olmayan eş bütünleşme analizi için Breitung rank testini tercih etmişlerdir. Elde ettikleri ampirik sonuçlara göre Türkiye'de iki değişken arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisi mevcut olup ilişki uzun dönemde pozitif kısa dönemde ise negatiftir. İlişkinin yönü döviz kurundan hisse senedine doğrudur. Diğer bir ifadeyle Geleneksel yaklaşım desteklenmektedir. Akel ve Gazel (2014) 2005-2013 yılları için reel döviz kuru ile BİST Sınai Endeksi, reel efektif döviz kuru endeksi, Euro/TL ve Dolar endeksi arasındaki kısa ve uzun dönemli denge ilişkilerini incelemişlerdir. Ulaşılan sonuçlara göre Sınai endeksi ile Dolar endeksi ve Euro/TL kuru arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca kısa dönemde Euro/TL ile Sınai endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu ortaya konulmuştur. Altunöz (2016) tarafından yapılan çalışmada gelişen ülkeler bağlamında Hindistan, Çin, Malezya, Endonezya, Filipinler, Şili, Brezilya, Meksika, Romanya ve Türkiye için hisse senedi-döviz kuru ilişkisi incelenmiştir. Sınır testi yönteminin kullanıldığı çalışmanın uzun dönem sonuçlarına göre Hindistan ve Meksika dışındaki tüm ülkeler istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermiştir. Ardından yapılan nedensellik testinde Türkiye, Endonezya, Şili, Hindistan ve Türkiye dışındaki ülkelerde nedensellik ilişkisine ulaşılmıştır. Belen ve Karamelikli (2016) ARDL yöntemi ile ABD doları kuru ile BİST 100 endeksi ilişkisini analiz ettikleri çalışmalarında döviz kurunun hisse senedi fiyatlarını negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmada ayrıca para arzının da beklentilere uygun olarak hisse senedi fiyatlarını pozitif yönde etkilediği gözlemlenmiştir. Söz konusu çalışmaya göre Türkiye'de geleneksel yaklaşım geçerlidir. Aydın (2017) gelişmekte olan ülkeler için (Çin, Türkiye, Endonezya, Meksika, Filipinler Arjantin, Brezilya) döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında simetrik ve simetrik olmayan nedensellik yöntemlerini tercih etmiştir. Elde edilen simetrik nedensellik sonuçlarına göre Türkiye, Endonezya, Meksika, Filipinler, Arjantin ve Brezilya'da nedenselliğin yönü hisse senedinden döviz kuruna doğrudur. Asimetrik nedensellik sonuçlarına göre ise hisse senedinden döviz kuruna doğru pozitif şoklarda Çin ve Brezilya, negatif şoklarda sadece Endonezya hem negatif hem pozitif şoklarda ise Filipinler, Meksika ve Türkiye için nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) çalışmalarında 2011-2016 dönemi için Borsa İstanbul endeksleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. BİST 100 Endeksi ve 23 sektöre ait hisse senedi endeksleri ile Dolar/TL ve Euro/TL döviz kurlarına

ilişkin günlük verilere ARDL modelinin uygulandığı çalışma sonucunda 24 endeksten sadece BIST Tekstil Deri endeksi ile Euro/TL döviz kuru arasında, Dolar/TL kuru ile ise BIST Tekstil Deri, Ticaret ve Teknoloji endeksleri arasında uzun dönem ilişki olduğu anlaşılmıştır.

3. Ekonometrik Analiz, Veri Seti ve Metodoloji

Çalışmada hisse senedi ve döviz kuru ilişkisinin varlığını Türkiye ekonomisi için Borsa İstanbul'da işlem gören hisseler özelinde 2008-2018 yılları için analiz edilecektir. Değişkenler analize aylık olarak eklenecek olup borsada işlem gören hisseleri temsilen BİST100 endeks analize dahil edilecektir. Araştırmada incelenen dönemler için değişkenlerin bir kısmı aylık frekanslı raporlandırıldığı için analize aylık veriler üzerinden gerçekleştirilmektedir.

Ekonometrik analize konu olan değişkenler tablo 1'de görülmektedir.

Tablo 1: Analize Konu Olan Değişkenler, Sembolleri ve Kaynakları

Değişken Sembolü	Değişken	Kaynak
LBIST100	Borsa İstanbul 100 Endeksi	Borsa İstanbul
<i>LREER</i>	Reel Döviz Kuru (USD)	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
<i>LSÜE</i>	Sanayi Üretim Endeksi	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
<i>LM3</i>	M3 Para Arzı	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
<i>LTÜFE</i>	Tüketici Fiyat Endeksi	Türkiye İstatistik Kurumu
<i>DUM1</i>	2008 Krizi için kukla değişken	-
<i>DUM2</i>	2018 yılının Ağustos ayında ABD ile gerilen ilişkiler sonucu dövizdeki kur şoku	-

Çalışmada ele alınan dönemlerde iki olay Türkiye ekonomisinde önemli kırılma noktaları olmuş olup bu dönemlere kukla değişkenler eklenmiştir. Bu değişkenlerden ilki 2008 krizi, diğeri ise 2018 yılında ABD'nin Türkiye'den ithal edilen çelik ve alüminyuma gümrük vergilerinin iki katına çıkarılmasıyla dolardaki anormal yükseliştir. Analize konu olan tüm değişkenlerin varyanslarını stabilize ve standart sapmalarını azaltmak için doğal logaritmaları alınmıştır. Bu nedenle her bir değişkenin başında bulunan ln harfi logaritmalarının alındığını ifade etmektedir.

Analizde hisse senedi getirisi eşitlik (1) deki gibi hesaplanmıştır.

$$LBIST100 = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (1)$$

Denklem (1) de t zamandaki endeks değeri P_t ve t-1 zamandaki endeks değeri P_{t-1} ile ifade edilmektedir. Reel kur değişkeni ise denklem (2)'deki şekilde hesaplanmaktadır.

$$\ln(REER) = \ln nom + \ln T\ddot{U}FE^{ic} * \ln T\ddot{U}FE^{dis} \quad (2)$$

Eşitlik (2) de $\ln nom$, dolar kurunun nominal değerini ifade ederken $\ln T\ddot{U}FE^{ic}$, yurt içindeki tüketici fiyat endeksini ve $\ln T\ddot{U}FE^{dis}$ Amerika Birleşik Devletlerindeki tüketici fiyat endeksini göstermektedir. Amerika Birleşik Devletleri'nin tüketici fiyat endeksi Uluslararası Para Fonu'ndan (IMF) elde edilmiştir.

Çalışmada her ne kadar döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişki incelense de bu iki değişkenler doğrudan ilgili olan temel makroekonomik göstergeler de analize eklenerek analizin güvenilirliğinin artırılması amaçlanmıştır. Bu bağlamda Sevinç (2014) tarafından yapılan ve hisse senedi getirileri ile makro değişkenler arasındaki ilişkinin incelendiği çalışma ile Belen ve Karamelikli (2016) ve Delgado vd. (2018)'nin çalışmalarında kullanılan makroekonomik değişkenler analize dâhil edilmiştir. Sanayi sektörü üretimindeki değişimi gösteren ve gayrisafi yurt içi hasılanın en önemli bileşenlerinden biri olan sanayi üretim endeksi bu özelliği ile analize eklenmiştir. Döviz kurundaki artış ya da düşüşlerin sanayi sektörünü doğrudan etkiler nitelikte olması bu değişkenin analize katılmasında etkili olmuştur. Piyasanın genişleme ölçütlerinden biri olan para arzı en geniş tanımıyla (M3) analizde yer bulmuştur. Dolaşımdaki paranın artması ya da azalması ile döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasında doğrudan bir ilişki söz konusudur. Özellikle döviz kurunun düştüğü dönemlerde ellerinde döviz olanların TL ye dönerek dolaşımdaki para arzını azaltabilecektir. Ulusal paranın talebindeki artış ya da arzındaki azalış paranın değerini yükseltir. Kur ve enflasyon göstergelerinin birbirine uyumlu hareket etmesi ülke ekonomisi açısından oldukça önemlidir. Göstergelerden birinde meydana gelen olumlu veya olumsuz değişiklik diğerleri üzerinde de etkili olabilmektedir. Makro ekonomik açıdan bakıldığında, sağlıklı bir büyüme ve ekonomik denge için enflasyon ve dolar kuru artışlarının birbirine yakın fakat yüksek olmaması önemlidir. Bu bağlamda ülke ekonomisinde yaşanacak olumlu ya da olumsuz gelişmeler de yerli ve yatırımcılar açısından yakından takip edilmektedir. Özetle, analize dahil edilen diğer bir değişken olan tüketici fiyat endeksi de artışlarında hisse senetlerinin nominal değerlerini arttırdığı için modele dahil edilmiştir. Modelin belirlenmesinden önce değişkenler için birim kök testi yapılarak durağanlıkları test edilecektir. Ele alınacak yıllarda gerek 2008 küresel krizi gerekse 2018 Ağustos'ta yaşanan aşırı kur artışı göz önünde tutularak sadece geleneksel birim kök testlerinden değil Yapısal kırılmayı modele dâhil eden birim kök testlerinden de yararlanılacaktır.

3.1. Birim Kök Analizi

Ekonometrik analizlerde zaman serilerinin birim kök içermeleri sahte regresyon sorununa neden olmaktadır. Sahte regresyon tuzağına düşmemek için seriler durağan hale getirilmelidir (Kutlar, 2000:43). Birim kök testleri ile zaman serilerinin birim kök taşıyıp taşımadıklarının belirlenmesi için çeşitli yöntemler mevcuttur. Bu yöntemlerden en sık kullanılanı birim kök testleri olup, zaman serilerinin birim kök içerip içermediğine bakılarak durağan olup olmadıklarına karar verilebilmektedir. Bu çalışmanın analizine konu olan yıllar 2008 krizini ve 2018 yılında ABD ile gerilen ilişkiler sonucu meydana gelen kur şokunu içermesinden dolayı zaman serilerindeki yapısal kırılmanın analiz edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla geleneksel Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi yanında kırılmalara izin veren Zivot ve Andrews (ZA) ve Lumsdaine ve Papell (LP) testleri de tercih edilmektedir. ADF testi eşitlik (1) de görülmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + c \sum \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$H_0: \gamma = 0 \text{ ve } H_1: \gamma \neq 0$$

ADF birim kök testinde yokluk hipotezi reddedilirse Y serisinin seviyede durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bununla birlikte yokluk hipotezi reddedilemez ise Y serisinin durağan olmadığı ve birim kök taşıdığı anlaşılmaktadır. Böyle bir durumda fark alma yöntemi kullanılarak serilerin durağanlaştırılması sağlanmaktadır. Perron (1989) yapısal kırılmanın var olması durumlarında birim kökün varlığı yönünde kanıtlar güçlenmektedir. Bu duruma paralel olarak ulaşılan analiz sonuçları hatalı olabilmektedir.

Perron'un açıklamaları Zivot ve Andrews (1992) tarafından sorgulanmıştır. Zivot ve Andrews (1992), yapısal kırılma olduğu zamanlarda gerekli bilgiye ulaşamadığı varsayımından hareketle kırılma noktasını içsel olarak değerlendirmektedir. Zivot ve Andrews tarafından geliştirilen testte 3 farklı model tavsiye edilmiştir. Model A serinin düzeyde bir kerelik kırılma olacağını kabul etmekte ve sabit terim kukla değişkeni içermektedir. Model B ise trend fonksiyonunun eğiminde bir defalık kırılma öngörmekte ve eğim katsayısı kukla değişkeni kapsamaktadır. Model C'de ise hem eğim katsayısı hem de sabit katsayı kukla değişkeni içerip ilk iki modeli birleştirmektedir. Söz konusu durum eşitlik (2), (3) ve (4) de görülmektedir. (Zivot ve Andrews, 1992: 261).

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + B_t + \delta Y_{t-1} + \phi_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + B_t + \delta Y_{t-1} + \phi_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + B_t + \delta Y_{t-1} + \phi_1 DU(\lambda) + \phi_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Modellerde DU ve DT kukla değişkenler olup DU, seviyede, DT ise eğimde kırılmayı ifade etmektedirler.

$$DU(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & t < T_B \end{cases} \quad DT(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T_B \\ 0, & t < T_B \end{cases}$$

Burada, $t = 1, 2, \dots, T$ zamanı ifade ederken kırılma tarihi T_B ve kırılma noktasını $\lambda = \frac{T_B}{T}$ ifade etmektedir.

Analizde kullanılacak diğer birim kök testi ise Lumsdaine ve Papell (1997) testidir. Süreleri uzun olan makro ekonomik serilerin birim kök sınamalarında tek kırılmaları birim kök testlerinin hatalara neden olabilmeleri ZA vb. testlerin güçlerini azaltmaktadır. Bu bağlamda daha güncel ve seride iki kırılmaya izin veren Lumsdaine ve Papell (1997) testi tercih edilmektedir. Lumsdaine- Papell (LP) testinde ZA testinin modelleri iki kırılmaya izin verip genişletilerek, Model AA ve Model CC şeklinde isimlendirilmiştir. Model AA yalnızca seviyede iki kırılmaya izin verirken, Model CC hem eğimde hem düzeyde iki kırılmaya izin vermektedir. Model (AA) ve model (CC) sırasıyla eşitlik (5) ve eşitlik (6) da görülmektedir.

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_1 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU1_t + \phi_2 DT1_t + \theta_2 DU2_t + \phi_1 DT2_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Birim kök test sonuçları tablo 2'de görülmektedir.

Tablo 2: ADF, ZA ve LP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Seviye	Model	ADF	ZA	LP
<i>lnBIST100</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	-1,11	-4,05	-6,14
<i>lnBIST100</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-9,19*	-5,80*	-6,21*
<i>lnBIST100</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit + trend</i>	-2,19	-3,80	-5,13
<i>lnBIST100</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit + trend</i>	-11,18*	-5,65*	-6,31**
<i>lnBIST100</i>	<i>seviye</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	0,98	-3,11	-3,14
<i>lnBIST100</i>	<i>ilk fark</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-10,67*	-5,08**	-4,90
<i>lnEER</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	-5,09	-4,90**	-6,11*
<i>lnEER</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-33,18	-9,09**	-7,78*
<i>lnEER</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit + trend</i>	-7,88	-6,80*	-7,98*
<i>lnEER</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit + trend</i>	-58,90	-8,12**	-8,19*
<i>lnEER</i>	<i>seviye</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	1,11	-4,11	-6,21
<i>lnEER</i>	<i>ilk fark</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-30,74**	-8,16*	-7,17*
<i>lnSÜE</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	0,65	-0,94	-5,18
<i>lnSÜE</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-8,09**	-9,19*	-11,80*
<i>lnSÜE</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit + trend</i>	-2,84	-3,65*	-6,32
<i>lnSÜE</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit + trend</i>	-10,90*	-9,19*	-10,05*
<i>lnSÜE</i>	<i>seviye</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	2,10	6,90	-2,00
<i>lnSÜE</i>	<i>ilk fark</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-3,28*	-2,78**	-9,90**
<i>lnM3</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	-2,18	-4,39	-4,12
<i>lnM3</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-11,18*	-31,11	-6,12*
<i>lnM3</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit + trend</i>	-4,11	-7,34	-5,87
<i>lnM3</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit + trend</i>	-9,80*	-44,81	-7,89*
<i>lnM3</i>	<i>seviye</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-0,46	1,90	-4,11
<i>lnM3</i>	<i>ilk fark</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-8,08*	-27,69**	-7,41

<i>lnTÜFE</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit</i>	-0,90	0,65	-6,15
<i>lnTÜFE</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit</i>	-9,19*	-8,09**	-8,33*
<i>lnTÜFE</i>	<i>seviye</i>	<i>sabit + trend</i>	-3,75*	-1,10	-7,12
<i>lnTÜFE</i>	<i>ilk fark</i>	<i>sabit + trend</i>	-9,09*	-9,99*	-4,44*
<i>lnTÜFE</i>	<i>seviye</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	6,90	-3,19	-3,13
<i>lnTÜFE</i>	<i>ilk fark</i>	<i>hiçbiri + trend</i>	-2,78**	-14,10*	-9,56*

Tablo 2'deki üç farklı birim kök sonuçlarına göre değişkenler sabit, sabit+trend ve hiçbir+trend olacak şekilde analiz edilmiştir. Zivot ve Andrews ile Lumsdaine- Papell (LP) kırılmanın yalnızca sabitte olduğu hem sabit hem trendde olduğu ve yalnızca trendde kırılma olduğunu inceleyen üç model kurulmuştur. Sonuçlara göre analize konu olan bütün değişkenlerin seviyede ya da birinci dereceden bütünleşik oldukları izlenmektedir. Bağımlı değişkenin de seviyede durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Böyle bir durumda en uygun modelin ARDL Sınır Testi Yaklaşımı olduğu söylenebilir.

Ekonometrik Modelin Belirlenmesi

Geleneksel eş bütünleşme testlerinde analize konu olan değişkenlerin tümünün aynı seviyede durağan olmaları gerekmektedir. Bununla birlikte ARDL Sınır Testi Yaklaşımı düzey ve birinci dereceden durağan olan değişkenlerin eş bütünleşme analizine izin vermektedir. ARDL yaklaşımının önemli bir kısıtı hiçbir değişkenin ikinci dereceden bütünleşik olmaması gerekmektedir (Pesaran vd., 2001). Ayrıca bağımlı değişkenin (BIST) seviyede durağan olmaması gerekmektedir. Birim kök analizi sonuçlarına göre ekonometrik analize en uygun modelin ARDL olduğuna karar verilmiştir. Yerli ve yabancı literatür incelendiğinde bazı çalışmalarda asimetrik etkilere de yoğunlaşıp ARDL yöntemiyle birlikte NARDL yönteminin kullanıldığı görülmektedir. Bununla birlikte söz konusu çalışmalarda asimetrik etkinin istatistiksel olarak oldukça düşük olduğu gözlemlenmiştir. Bu nedenle çalışmada asimetrik etkiler gözardı edilmiş olup ARDL yöntemi tercih edilmiştir. Kullanılacak ARDL uzun dönem modeli eşitlik (7) de izlenmektedir.

$$lnBIST_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnSÜE_t + \alpha_2 lnM3_t + \alpha_3 lnREER_t + \alpha_4 TÜFE_t \quad (7)$$

Denklem (7) deki uzun dönemli eşitlik hata düzeltme modeli (ECM) şeklinde eşitlik (8) deki gibi ifade edebiliriz.

$$\Delta lnBIST_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta lnBIST_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta lnSÜE_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta lnM3_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta lnREER_{t-j} + \sum_{j=0}^v \beta_{5j} \Delta lnTÜFE_{t-j} + \gamma_1 DUM_t + \gamma_2 DUM_t + \theta E_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Söz konusu yöntemle farklı gecikme uzunluğu kullanılmak suretiyle en uygun ARDL modeli olarak (3,1,2,3,1) seçilmiştir. Model belirlenirken AIC (Akaike Bilgi Kriteri) Schwarz Bilgi Kriteri kullanılmıştır. Söz konusu modele ait tahmin sonuçları tablo (3)'de görülmektedir. Kullanılacak kısıtsız hata düzeltme modelinde (UECM) m,gecikme sayısını ve t, trend değişkeni ifade etmektedir. Kullanılacak bilgi kriterlerinde en uygun gecikme uzunluğu kritik değer en küçük olduğu gecikme uzunluğudur. Bununla birlikte seçilen en küçük gecikme

uzunluğunda oto korelasyon problemi mevcutsa ikinci en küçük değerdeki gecikme uzunluğu seçilir. Oto korelasyon sorunu devam ederse sorun ortadan kalkana kadar işlem tekrarlanır. Uzun dönem hata düzeltme modelindeki değişkenler Tablo 3’de sunulmuştur. Tablo oluşturulurken Akaike bilgi kriteri ile Schwarz bilgi kriterinden yararlanılmıştır. Ayrıca oto korelasyon probleminin varlığı BREUSCH-GODFREY testi ile analiz edilmiştir.

Tablo 3: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

M	AIC	Schwarz	X ² BREUSCH-GODFREY
1*	2,309	5,531	5,132**(0,254)
2	3,312	7,654	7,450(0,277)
3	3,291	6,111	6,642**(0,311)
4	4,123	7,313	5,3120*(0,443)
5	3,6512	6,101	3,654*(0,410)
6	3,523	7,312	4,886*(0,145)
7	3,6718	7,312	2,785**(0,134)
8	4,1087	8290	1,6320**(0,227)
9	3,9081	7,090	3,399**(0,121)

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyesinde seçilen uygun gecikme uzunluğunu belirtmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerini ifade etmektedir.

En uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde maksimum uzunluk 9 olarak göz önünde bulundurulmuş ve en uygun gecikme uzunluğunun 1 olduğuna karar verilmiştir. ARDL yaklaşımının bir sonraki aşamasında Wald testi ile değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi test edilmelidir. Bu bağlamda modele dahil edilen katsayılar için eşitlik (9) ve (10)’daki hipotezler test edilmelidir.

$$H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad (9)$$

$$H_1: \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0 \quad (10)$$

Wald testiyle elde edilecek F istatistik değerleri Peseran, Smith ve Shin’de (2001) tarafından önerilen n kritik alt sınır ve üst sınır değerleriyle karşılaştırılmalıdır. Wald testlerinde ulaşılan F istatistik değerleri alt eşik değerinin altında ise eş bütünleşme ilişkisinin varlığından söz edilememektedir. Eğer F istatistik değeri alt sınır ile üst sınır arasında bir değeri alıyorsa bu durumda eş bütünleşme ilişkisi ile ilgili herhangi bir yorum yapılamamaktadır. Elde edilen F istatistik değeri üst sınır değerinin üzerinde ise eş bütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Wald testi sonuçları tablo 4’de görülmektedir.

Tablo 4 Wald Testi Sonuçları

<i>k</i>	<i>F İstatistiği</i>	<i>Kritik Değer</i>	
		<i>%10 Anlamlılık Seviyesi</i>	
		<i>Alt Sınır</i>	<i>Üst Sınır</i>
1	6,445	3,551	4,789

Tablo 4 sonuçlarına göre Elde edilen F istatistik değeri (6,44) üst sınır değeri olan (4,78)'in üzerinde olduğu için eş bütünleşme yoktur hipotezi reddedilmiş ve eş bütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Eş bütünleşme ilişkisinin ardından yapılan ARDL uzun dönem sonuçları tablo 5'de görülmektedir.

Tablo 5: ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları (3, 1, 2, 3, 1)

<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t – istatistiği</i>	<i>Olasılık</i>
<i>lnBIST</i> (-1)	0,38	-3,11	0,05
<i>lnBIST</i> (-2)	0,31	-3,00	0,00
<i>lnBIST</i> (-3)	-0,20	-2,11	0,05
<i>lnSÜE</i>	0,07	0,40	0,00
<i>lnSÜE</i> (-1)	0,07	0,99	0,02
<i>lnM3</i>	0,11	0,11	0,09
<i>lnM3</i> (-1)	0,13	1,11	0,01
<i>lnM3</i> (-2)	0,20	1,13	0,04
<i>lnREER</i>	-1,22	-8,10	0,01
<i>lnREER</i> (-1)	-0,80	-3,11	0,00
<i>lnREER</i> (-2)	-0,54	-3,11	0,00
<i>lnREER</i> (-3)	-0,44	-4,16	0,00
<i>TÜFE</i>	-1,23	-1,09	0,00
<i>TÜFE</i> (-1)	-1,66	-2,0	0,01
C	0,77	1,11	0,16
DUM1	-0,16	-3,11	0,00

DUM2	-0,14	-3,78	0,00
$R^2 = 0,74$		F İstatistiği: 7,18	0,00
Breusch – Pagan $F = 0,71$ Olasılık Değeri 0,45		$Jarque Bera$: 3,11	0,10

Tablo 5'te modelin Jarque Bera testi sonuçlarına göre normallik ve Breusch Pagan testi sonuçlarına göre değişen varyans sorunu olmadığı Tablo 5'den görülmektedir. R^2 değeri regresyon analizinde elde edilen denklemin bağımlı değişkeni ölçme gücünü göstermektedir. 1'den büyük çıkması beklenen bu değer, ne kadar büyük olursa denklemin bağımlı değişkeni ölçme gücü o derece yüksek olmaktadır. Elde edilen 0,74 rakamı bağımlı değişkenin ölçme gücünün yüksek olduğunu ifade etmektedir. Elde edilen uzun dönem katsayılarının istatistiksel anlamlılığına ve işaretinden yola çıkarak modele konu olan değişkenler için uzun dönem ilişkisi ifade edilmektedir. (3,1,2,3,1) modelinden hareketle belirlenen uzun dönem katsayıları Tablo 6'de sunulmuştur.

Tablo 6: ARDL Uzun Dönem Katsayıları

<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t – istatistiği</i>	<i>Olasılık</i>
SÜE	-0,10	-1,78	0,11
M3	0,07	0,28	0,00
REER	-0,15	-1,41	0,01
TÜFE	-0,11	0,66	0,04
DUM1	-0,09	-3,11	0,00
DUM2	-0,12	-3,78	0,00

Tablo 6'daki uzun dönem katsayılarına bakıldığında Borsa İstanbul 100 endeksi üzerinde M3 değişkeni dışında değişkenler Borsa İstanbul değişkeni üzerinde negatif etkiye sahiptir. Sonuçlarda dikkat edilecek nokta SÜE değişkeninin olasılık değeri (0,05)'den büyüktür. Bunun anlamı söz konusu değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız olmasıdır. Diğer bir husus ise 1 numaralı kukla değişkenin ifade ettiği finansal krizler ve 2 numaralı kukla değişkenin ifade ettiği kur şokunun BIST'i negatif olarak etkilemesidir. Sonuçlara göre M3 değişkeninde 1 birimlik artış BIST değişkenini 0,07 birim artırırken REER değişkenindeki 1 birimlik artış BIST değişkenini 0,15 birim azaltmaktadır. TÜFE değişkenindeki 1 birim artış BIST değişkenini 0,11 birim azaltmaktadır. 2008 krizini ifade eden DUM1 kukla değişkeni ve 2018 yılının ağustos ayında ABD ile gerilen ilişkiler sonucu dövizdeki kur şokunu ifade eden DUM2 kukla değişkeni sırasıyla BIST üzerinde 0,09 ve 0,12 birimlik değer düşüklüğüne neden olmaktadır. Ayrıca Breusch-Godfrey LM testi ile oto korelasyon problemi olup olmadığı incelenmiş olup sonuçlar tablo 7'de görülmektedir.

Tablo 7: Breusch – Godfrey Korelasyon LM Test sonuçları

Gecikme Uzunluğu	F İstatistiği	F Olasılık	n*R Kare	Ki-Kare Olasılık
1	0,04	0,78	0,04	0,82
2	0,18	0,75	0,27	0,80
3	1,23	0,26	3,18	0,67
4	0,90	0,28	3,90	0,44

Tablo 7'deki sonuçlara göre oto korelasyon olmadığına dair yokluk hipotezi reddedilememektedir. (Olasılık değeri, 0,05'den büyük). Bu sonuçlara göre herhangi bir oto korelasyon olmadığı anlaşılmaktadır. Kısa dönem sonuçlarına ulaşmak için eşitlik (8) tahmin edildiğinde Tablo 8'deki sonuçları elde edilmiştir.

Tablo 8: ECM Modelin Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	t – istatistiği	Olasılık
C	0,03	2,89	0,00
$DUM1$	-0,10	-3,34	0,00
$DUM2$	-0,09	-3,19	0,00
$ECM(-1)$	-0,20	-4,90	0,00
$\Delta \ln BIST(-1)$	-0,24	-3,02	0,00
$\Delta \ln BIST(-2)$	0,11	-3,42	0,00
$\Delta \ln BIST(-3)$	-0,10	-1,11	0,02
$\Delta \ln SÜE$	0,10	0,14	0,00
$\Delta \ln SÜE(-1)$	0,07	0,99	0,02
$\Delta \ln M3$	0,10	0,19	0,05
$\Delta \ln M3(-1)$	0,13	1,10	0,01
$\Delta \ln M3(-2)$	0,01	1,13	0,02
$\Delta \ln REER$	-1,22	-8,10	0,01
$\Delta \ln REER(-1)$	-0,78	-2,10	0,00
$\Delta \ln REER(-2)$	-0,48	-3,10	0,00

$\Delta \ln REER(-3)$	-0,44	-2,11	0,00
$\Delta T\ddot{U}FE$	-1,00	-1,06	0,00
$\Delta T\ddot{U}FE(-1)$	-1,66	-2,0	0,01
$R^2 = 0,70$		F İstatistiği: 8,18	0,00

Tablo 8'deki değişkenlere ait olasılık değerlerinin tümü (0,05) den küçük ve beklentilerle uyumludur. Hata düzeltme modeli (ECM) katsayısının beklentiler doğrultusunda 0 ile 1 arasında ve negatif bir değer aldığı izlenmektedir. Elde edilen (-0,20) sonucu kısa dönemli hataların 5 yıl gibi bir sürede uzun dönem dengesine ulaşacağını, diğer bir ifadeyle yüzde 20 oranında uzun dönem hatalarının düzeleceğini ifade etmektedir.

Tablo 9: ARDL Kısa Dönem Katsayıları

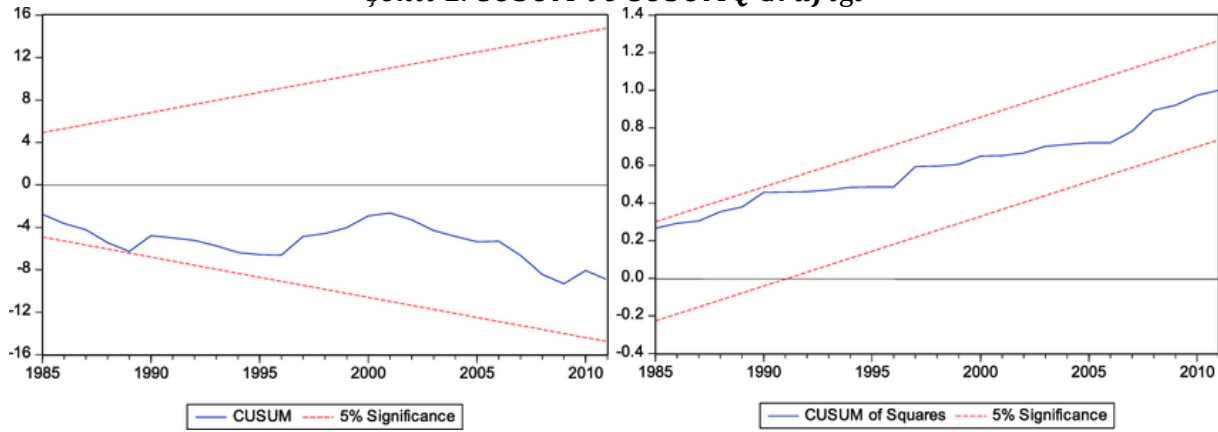
<i>Değişken</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t – istatistiği</i>	<i>Olasılık</i>
SÜE	-0,05	-1,66	0,19
M3	0,05	0,20	0,03
REER	-0,07	-1,37	0,00
TÜFE	-0,04	0,60	0,04
DUM1	-0,05	-3,08	0,00
DUM2	-0,08	-3,64	0,00

Tablo 9'daki kısa dönem katsayılarına bakıldığında uzun dönem katsayılarına benzer sonuçların elde edildiği görülmektedir. Uzun dönemde olduğu gibi SÜE değişkeni istatistiksel olarak anlamsız sonuç vermiştir. 2008 krizini ifade eden DUM1 kukla değişeni ve 2018 yılının ağustos ayında ABD ile gerilen ilişkiler sonucu dövizdeki kur şokunu ifade eden DUM2 kukla değişkeni sırasıyla BİST üzerinde 0,05 ve 0,08 birimlik değer düşüklüğüne neden olmaktadır. REER değişkenindeki 1 birimlik artış BİST değişkenini 0,07 oranında azaltmaktadır. Benzer şekilde TÜFE değişkenindeki 1 birimlik artış BİST değişkeni üzerinde 0,04 oranında düşüşe neden olmaktadır. Bu sonuçlarda dikkat çekici nokta kısa dönemde kukla değişkenlerin etkisi daha zayıfken uzun dönemde daha güçlüdür. Benzer şekilde analize konu olan diğer değişkenlerin de kısa dönemde Borsa İstanbul değişkeni üzerindeki etkisi zayıfken uzun dönemce etki kuvvetlenmektedir. Bu sonuçlar uzun dönemde geleneksel yaklaşımı desteklese de kısa dönemdeki zayıf etki, Türkiye'de kurlar ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin yatırımcı davranışları açısından ele alınmasını gerekli kılmaktadır. Türkiye'de yatırımcılar yüksek risk algısından dolayı tasarruflarını hisse senetlerine yatırmaktan çekinmektedir. Dolayısıyla Türkiye'de hisse senedi piyasası daha çok kurumsal yatırımcıların ilgi duyduğu yatırım alanı haline gelmiştir. Ayrıca Türkiye'de hisse senedi yatırımcı profiline bakıldığında büyük oranda yabancı yatırımcının varlığı görülmektedir. Türkiye'de hisse senedine yatırım yapan yabancı yatırımcılar genelde Türk Lirası değer kaybettiğinde düşük fiyattan hisse senedi almakta ve kazançlarını arttırmaktadır. Her ne kadar kurlardaki artış

neticesinde hisse senedi fiyatlarında düşüşler görülse de yabancı yatırımcıların beklentilerinde büyük bozulmalar olmadıkça, bu durum onlara daha düşük seviyelerden alım yapmak için elverişli bir fırsat sunmaktadır. Kur kaynaklı olarak nitelenebilecek düşüşlerden bir süre sonra yabancı alımlarıyla endeks genelde tekrar yükselmektedir. Bu bağlamda finansal krizler, beklentilerdeki olumlu ya da olumsuz değişiklikler, jeopolitik gelişmeler ve bunların açtığı önemli yapısal kırılmalar durumunda sözü edilen gecikmeli alım hareketi aksamakta ve uzun dönem ile kısa dönem arasında fark meydana gelmektedir. Analizde 2008 krizini ifade eden DUM1 kukla değişeni ve 2018 yılının ağustos ayında ABD ile gerilen ilişkiler sonucu meydana gelen kur şokunu ifade eden DUM2 kukla değişeni sırasıyla BIST üzerinde 0,05 ve 0.08 birimlik değer düşüklüğüne neden olması bu durumun göstergesidir.

Laidler (1993), kısa dönem dinamiklerinde yapılan eksik modellemelerin, istikrarsızlık sorununun bir kısmından sorumlu olduğunu iddia etmektedir. Bundan dolayı uzun dönem parametrelerindeki istikrarı anlayabilmemiz için kısa dönem dinamiklerinin de göz önünde bulundurulması zorunludur. Çalışmada hata düzeltme terimine ulaşılmasında kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının ölçülmesinde Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMQ analizlerinden faydalanılmaktadır. CUSUM ve CUSUMQ grafikleri şekil 1 de görülmektedir.

Şekil 1: CUSUM ve CUSUMQ Grafiği



Şekil 1'deki CUSUM (soldaki grafik) ve CUSUMQ (sağdaki grafik) iki çizgi arasında kalıyorsa, diğer bir ifade ile yüzde 5 anlam seviyesinde kritik sınırlar içindeyse yapılan ARDL modelinin istikrarlı olduğunu iddia eden yokluk hipotezi kabul edilecektir (Bahmani-Oskooee, Ng, 2002). Sonuçlar grafiklerin iki çizgi arasında olduğunu göstermektedir. Bu bağlamda yapılan ARDL modeli istikrarlıdır. Ekonometrik analizin son bölümünde hisse senedi ile döviz kuru arasındaki ilişkinin nedensellik yönü analiz edilecektir.

Ekonometrik analizlerde değişkenlerin arasındaki ilişki incelenirken genelde bu ilişkilerin negatif-pozitif ya da güçlü-zayıf olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu nedenle değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi konusunda bilgi elde edilememektedir. Bu bağlamda geliştirilen nedensellik testlerinden biri Granger (1969) nedensellik testi olup söz konusu testin yapılabilmesi için serilerin durağanlıklarının sağlanması zorunludur. Bununla birlikte Granger nedensellik testi için aynı dereceden durağanlık zorunlu değildir (Tari, 2015:437). Granger testi için eşitlik (11) ve (12)'daki VAR denkleminde yararlanılmaktadır.

$$p_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i p_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i I_{t-i} + u_i \quad (11)$$

$$I_t = b_0 + \sum_{i=1}^m b_i I_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i p_{t-1} + u_i \quad (12)$$

Eşitlik (11)'de I dan P ye nedensellik analizi yapılırken eşitlik (12)'de P den I ya nedensellik analizi yapılmaktadır. Ayrıca nedensellik testi için ulaşılan f değeri tablodan ulaşılan f değerinden daha küçükse ise I , P 'nin nedeni değildir hipotezi kabul edilir; büyük ise hipotez reddedilerek, I , P 'nin nedenidir şeklindeki alternatif hipotezi kabul edilir. Granger nedensellik sonuçları tablo (10)'da görülmektedir.

Tablo 10: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı değişken	LBIST	LREER	P Değeri	H_0	H_1
LBIST	-	1,66	0,75	Kabul	Ret
LREER	3,9	-	0,03	Ret	Kabul

Geleneksel yaklaşım, döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişkinin döviz kurundan borsaya doğru olduğunu kabul etmektedir. Tablo 10'daki nedensellik testi sonuçlarına göre borsadan reel döviz kuruna olan nedensellik ilişkisinde ilişkinin varlığını kabul eden alternatif hipotez red edilmiş olup ilişkinin reel döviz kurundan borsaya olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgular gerek ARDL sonuçlarıyla gerekse geleneksel yaklaşım varsayımlarıyla birebir uyumaktadır.

Sonuç

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için hisse senedi ile döviz kuru arasındaki ilişkinin belirlenmesi ve sonuçların gerek para politikası yapımcıları için gerekse konuyla ilgili araştırma yapan araştırmacılar için referans olması amaçlanmıştır. Yapılan yerli ve yabancı literatür taramasında söz konusu konuyla ilgili analizlerin çoğunun VAR ve GARCH yöntemlerinde kümelendiği görülmektedir. Bu nedenle çalışmaya özgünlük katmak bakımından ARDL yönteminin kullanılması uygun bulunmuştur. Literatürde ARDL yönteminin kullanıldığı sınırlı çalışmaların bir kısmında asimetrik etkilerin de anlaşılması için NARDL yöntemi analizlere dahil edilmiş fakat çalışmaların çoğunda asimetrik etkilerin oldukça düşük seviyelerde kaldığı görülmüştür. Bu nedenle bu çalışmada asimetrik etkiler göz ardı edilmiştir. Çalışmanın özgünlüğü yerli literatürde az sayıda ARDL yöntemine yer verilmesidir. Çalışmaya özgünlük katan diğer bir unsur ise Türkiye ekonomisinde son dönemde meydana gelen gelişmelerin ve 2018'de yaşanan kur şokunun analizlere dahil edildiği çalışmanın olmayışdır. Özellikle yerli literatürde yapılan çalışmaların en günceli 2017 periyoduna kadarki dönemi analiz etmektedir.

Çalışmada her ne kadar döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişki incelense de bu iki değişkenle doğrudan ilgili olan temel makroekonomik göstergeler de analize eklenerek analizin güvenilirliğinin artırılması amaçlanmıştır. Bu bağlamda sanayi sektörü üretimindeki değişimi gösteren ve gayrisafi yurt içi hasılanın en önemli bileşenlerinden biri olan sanayi üretim endeksi bu özelliği ile analize eklenmiştir. Döviz kurundaki artış ya da düşüşlerin sanayi sektörünü doğrudan etkiler niteliğinde olması bu değişkenin analize katılmasında etkili olmuştur. Piyasanın genişleme ölçütlerinden biri olan para arzı en geniş tanımıyla ($M3$) analizde yer bulmuştur. Kur ve enflasyon göstergelerinin birbirine uyumlu hareket etmesi ülke ekonomisi açısından oldukça önemlidir. Göstergelerden birinde meydana gelen olumlu veya olumsuz değişiklik diğerleri üzerinde de etkili olabilecektir. Bu nedenle tüketici fiyat endeksi (TÜFE) değişkeni de analize dahil edilmiştir.

Uzun dönem sonuçlarına göre SUE değişkeni istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Diğer bir husus ise 1 numaralı kukla değişkenin ifade ettiği finansal krizler ve 2 numaralı kukla değişkenin ifade ettiği kur şokunun BİST'i negatif olarak etkilemesidir. Sonuçlara göre M3 değişkeninde 1 birimlik artış BİST değişkenini 0,07 birim arttırırken REER değişkenindeki 1 birimlik artış BİST değişkenini 0,15 birim azaltmaktadır. TÜFE değişkenindeki 1 birim artış BİST değişkenini 0,11 birim azaltmaktadır. 2008 krizini ifade eden DUM1 kukla değişeni ve 2018 yılının ağustos ayında ABD ile gerilen ilişkiler sonucu dövizdeki kur şokunu ifade eden DUM2 kukla değişkeni sırasıyla BİST üzerinde 0,09 ve 0.12 birimlik değer düşüklüğüne neden olmaktadır. Kısa dönem sonuçlarında ise uzun dönemde olduğu gibi SUE değişkeni istatistiksel olarak anlamsız sonuç vermiştir. 2008 krizini ifade eden DUM1 kukla değişeni ve 2018 yılının ağustos ayında ABD ile gerilen ilişkiler sonucu dövizdeki kur şokunu ifade eden DUM2 kukla değişkeni sırasıyla BİST üzerinde 0,05 ve 0.08 birimlik değer düşüklüğüne neden olmaktadır. REER değişkenindeki 1 birimlik artış BİST değişkenini 0,07 oranında azaltmaktadır. Benzer şekilde TÜFE değişkenindeki 1 birimlik artış BİST değişkeni üzerinde 0,04 oranında düşüşe neden olmaktadır. Bu sonuçlarda dikkat çekici nokta kısa dönemde kukla değişkenlerin etkisi daha zayıfken uzun dönemde daha güçlüdür.

Çalışmada Türkiye'de hisse senedi getirileri ile döviz kurları (dolar) arasında uzun dönemli negatif bir eş bütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle dolar doğrudan hisse senedi fiyatlarını etkilemektedir. Bu sonuç Türkiye ekonomisi için geleneksel yaklaşımın varlığına işaret etmektedir. Modele eklenen diğer değişkenlerden TÜFE değişkenindeki artışın hisse senedi düşüşüne katkıda bulunması beklenen bir durumdur. Ülkede enflasyonun arttığı dönemlerde TL'nin diğer yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi, kurda artışa neden olmakta ve kur ile borsanın ters yönlü ilişkiye sahip olması nedeniyle endeks ve hisse senetleri üzerinde negatif etkiye neden olmaktadır. Ayrıca analize dahil edilen değişkenlerden en geniş para arzını temsil eden M3 para arzı hisse senetlerini pozitif yönde etkilemektedir. Piyasada TCMB politikaları ve yabancı sermaye hareketleriyle (doğrudan yatırımlar ve portföy yatırımları şeklinde) paranın bollaşması, hisse senedine aktarılacak fon anlamında hisse senedi piyasalarına olumlu etki yapmaktadır. Çalışmaya genel olarak bakıldığında Türkiye'de döviz kurundan hisse senedine doğru bir nedensellik ilişkisi mevcuttur ve "geleneksel yaklaşım" geçerlidir sonucuna varılmaktadır.

Kaynakça

- Abdalla, I. and Murinde, V. (1997), "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and Philippines", *Applied Financial Economics*, 7,1, pp. 25-35.
- Adjasi, C. K. D., Harvey, S. K. and Agyapong, D. A. (2008) Effect of Exchange Rate Volatility on the Ghana Stock Exchange (December 28, 2008). *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research*, 3, 3.
- Afshan, S., Sharif, A., Loganathan, N., and Jammazi, R. (2018). "Time–Frequency Causality Between Stock Prices And Exchange Rates: Further Evidences From Cointegration And Wavelet Analysis," *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Elsevier, vol. 495(C), 225-244.
- Akbar, M., Iqbal, F., & Noor, F. (2019). Bayesian Analysis Of Dynamic Linkages Among Gold Price, Stock Prices, Exchange Rate and Interest Rate In Pakistan. *Resources Policy*, 62, 154-164
- Akel, V. & Gazel, S. (2014). Döviz kurları ile BİST sanayi endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi: bir ARDL Sınır Testi yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- Altunöz,U.(2016) Döviz Kuru ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi:Gelişen Ülkeler Örneği, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, ICAFR 16 Özel Sayısı,663-671.
- Aydın,M.(2017). Gelişmekte Olan Ülkelerde Borsa ile Döviz Kurları Arasındaki İlişki: Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizi, *Ekonometri ve İstatistik* 27, 1-15.

- Ayvaz, Ö. (2006). Döviz Kuru Ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi, Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi 8/2 (2006). 1 – 14
- Bahmani-O., M. ve Raymond, C. W,NG. (2002). Long-run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model, International Journal of Business and Economics, 1(2), pp. 147–155.
- Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2016) “Do Exchange Rate Changes Have Symmetric Or Asymmetric Effects On Stock Prices?” Global Finance Journal, 31, 57-72.
- Belen,M. Ve Karamelikli,H.(2016) Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi, Cilt 45, Sayı: 1, 34-42.
- Brown, R.,L, James D. ve Jonathan M. E. (1975). Tech-niques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, Journal of the Royal Statistical Society, 37(2), 149-192.
- Ceylan, S. ve Şahin, B.Y. (2015), "Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru İlişkisi", The Journal of Academic Social Science Studies,37, 400-408.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of American Statistical Association,74(366), 427-431.
- Doğru,B. ve Recepoğlu, M.(2013). Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Eş Bütünleşme İlişkisi, Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi EYİ 2013 Özel Sayısı, 18-24.
- Dornbush, Rudiger; Fischer, Stanley (1980), “Exchange Rates and the Current Account”, American Economic Review, 70, 5: 960-971.
- Elmas, B. ve Esen,Ö.(2011). Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi; Farklı Ülke Piyasaları İçin Bir Araştırma, Muhasebe ve Finansman Dergisi, 153-170.
- Eyüboğlu,S. ve Eyüboğlu,K.(2018). Borsa İstanbul Sektör Endeksleri ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi, ARDL Modeli, Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi Yıl: Ocak 2018 11(1), 8-28
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, 37, 424-438.
- Granger, Clive W.J., - Huang, Bwo Nung – Yang, Chin Wei, (2000),“A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu”, The Quarterly Review of Economics and Finance, 40, 3, 337-354.
- Granger C.W.J., Bwo-Nung H., Yang C., (2000). A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence From Recent Asia Flu, The Quarterly Review of Economics and Finance, 40, 337-354
- Jorion, P.(1991). The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 26, 3, 363-376
- Kıran, B., (2009). Türkiye’de Döviz Kuru ve Hisse Senedi Fiyatlarının Sınır Testi Analizi, İktisat İşletme ve Finans, 24(275), 66-88.
- Kim, K (2003). Dollar Exchange Rate And Stock Price: Evidence From Multivariate Cointegration And Error Correction Model, Review of Financial Economics, 12, 3, 301-313
- Katechos, G.(2011). "On The Relationship Between Exchange Rates And Equity Returns: A New Approach," Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Elsevier, 21(4), 550-559.
- Kolari, James W. and Moorman, Theodore C. and Sorescu, Sorin M., (2008). Foreign Exchange Risk and the Cross-Section of Stock Returns. Journal of International Money and Finance, 27, 7, 1074-1097.

- Kassouri, Y., Altıntaş, H. (2020) Threshold cointegration, Nonlinearity, And Frequency Domain Causality Relationship Between Stock Price And Turkish Lira, *Research in International Business and Finance*, 52, 1-17.
- Kumar, Satish, 2019. "Asymmetric Impact of Oil Prices On Exchange Rate and Stock Prices," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, 72(C), 41-51.
- Kutlar, A. (2000). "Ekonometrik Zaman Serileri", Ankara: Gazi.
- Laidler, E. W. D. (1993) *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*, 4. Edition, Harper Collins College Publishers, New York.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Muhammad, Naeem- Rasheed, Abdul, (2002), "Stock Prices and Exchange Rates: Are they Related? Evidence from South Asian Countries", *The Pakistan Development Review*, 41, 4, 535-550.
- Nath, Golaka C.- Samanta, G. P., (2003), "Dynamic Relation between Exchange Rate and Stock Prices – A Case for India", 39th Annual Conference paper of Indian Econometric Society also published in NSE News.
- Nieh, C. ve L, C. (2001), "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477-490.
- Nydhal, S. (1999), "Exchange Rate Exposure, Foreign Involvement and Currency Hedging of Firms: Some Swedish Evidence", *European Financial Management*, 5, 2, 241-257.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships. *Journal Of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Sevinç, E. (2014). Makroekonomik Değişkenlerin, BIST-30 Endeksinde İşlem Gören Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkilerinin Arbitraj Fiyatlama Modeli Kullanarak Belirlenmesi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 43(2), 271-292.
- Shapiro, A.C. (1975). "Exchange Rate Changes, Inflation and the Value of Multinational Corporations", *Journal of Finance*, 30: 485-502.
- Sharma, Nishi (2015), "Causal Relation between Stock Return and Exchange Rate: Evidence from India", *Global Journal of Management and Business Research*, 15, 11: 27-32.
- Singhal, S, Choudhary, S. ve Biswal, P. C. (2019). "Return And Volatility Linkages Among International Crude Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and Stock Markets: Evidence from Mexico," *Resources Policy*, Elsevier, 60(C), 255-261.
- Soenen, L. and Hennigar, E. (1988), "An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: The U.S. Experience Between 1980 and 1986", *Akron Business and Economic Review*, 19, 4, 7-16.
- Tarı, R. (2015). *Ekonometri*, 11. Baskı, Kocaeli: Umuttepe Yayınları,, 425- 437-439.
- Vygodina, Anna (2006), "Effects of Size And International Exposure Of The US Firms On The Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates", *Global Finance Journal*, 17: 214-223.
- Yang, Sheng-Yung- Doong, Shuh-Chyi, (2004), "Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries", *International Journal of Business and Economics*, 3, 2, 139-153.
- Yang, Sheng-Ping, 2017. "Exchange rate dynamics and stock prices in small open economies: Evidence from Asia-Pacific countries," *Pacific-Basin Finance Journal*, Elsevier 46(PB), 337-354
- Zivot, E. ve Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business-Economic Statistics*, 10, 3, 251-270.