

TÜRKİYE’DE DÖVİZ KURU POLİTİKALARININ OLASI ETKİLERİ*

Süreyya YILMAZ¹
Yelda BUGAY TEKGÜL²

ÖZ

Türkiye'nin dış ticaret hacmi son yıllarda önemli gelişmeler kaydetmekle birlikte ticaret açığında önemli artışlar yaşanmakta ve bu durum dış ticaretin döviz kurlarından etkilenip etkilenmediği sorusunu da gündeme getirmektedir. Bu çalışma, 1980 sonrası Türkiye ekonomisi için dış ticaret dengesi ile döviz kuru politikaları arasındaki ilişkinin yönünü ortaya koymayı amaçlamaktadır. Bu nedenle 1995 - 2015 yılları arası dış ticaret açığı, reel döviz kuru, Türkiye'nin ve OECD ülkelerinin yurt içi gayri safi hasıla değişkenlerine ait çeyrek dönemli veriler ile zaman serisi yöntemlerinden yararlanılmış ve uzun dönemli ilişkinin varlığı ARDL yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Elde edilen analiz sonuçları göstermektedir ki; dış ticaret dengesi ile reel döviz kuru için, Türkiye ve OECD ülkelerinin GSYİH'sı arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusu olmakla birlikte, reel döviz kurunun katsayısı istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Türkiye ve OECD ülkelerinin GSYİH katsayıları ise, istatistiksel olarak anlamlı ve iktisadi olarak ilişkinin yönü anlamlı bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret Açığı, Reel Döviz Kuru, ARDL Yaklaşımı

THE POSSIBLE EFFECTS OF EXCHANGE RATES POLICIES IN TURKEY

ABSTRACT

While Turkey's foreign trade volume has improved significantly in recent years, there has also been a significant increase in trade surplus, which also raises the question whether foreign trade is affected by foreign exchange rates. This study aims to reveal the relationship between foreign trade balance and exchange rate politics for the Turkish economy after 1980. For this reason, time series methods were used with foreign trade deficit, real exchange rate, quarterly returns of Turkey and OECD countries' gross domestic product (GDP) variables, and the long-term relationship was analyzed by the ARDL approach between 1995-2015. The obtained analysis shows that; for foreign trade balance and real exchange rate, Turkey and OECD countries have a long-term relationship between GDP and the coefficient of real exchange rate is statistically insignificant. The GDP coefficients of Turkey and OECD countries are statistically significant the direction of the economic relation is significant.

Keywords: Foreign Trade Deficit, Exchange Rate, ARDL Approach

* Bu çalışma Dr. Öğr. Üyesi Yelda Bugay Tekgül danışmanlığında hazırlanarak 2016 yılında Süreyya Yılmaz tarafından sunulmuş olan Yüksek Lisans tezinden türetilmiştir. Ayrıca çalışma *7th International Conference on Humanities and Social Sciences (2017)* adlı konferansta bildiri olarak sunulmuştur.

¹ Araştırma Görevlisi, Çığ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Finans ve Bankacılık Bölümü, Mersin, e-posta: sureyyayilmaz@cağ.edu.tr, ORCID: 0000-0003-4150-4101

² Dr. Öğr. Üyesi, Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Adana, e-posta: ttekgul@cu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3800-5427

* Bu çalışma Dr. Öğr. Üyesi Yelda Bugay Tekgül danışmanlığında hazırlanarak 2016 yılında Süreyya Yılmaz tarafından sunulmuş olan Yüksek Lisans tezinden türetilmiştir. Ayrıca çalışma *7th International Conference on Humanities and Social Sciences (2017)* adlı konferansta bildiri olarak sunulmuştur.

Received/Geliş: 17/07/2019 Accepted/Kabul: 16/09/2019, Research Article/Araştırma Makalesi

Cite as/Alıntı: Yılmaz, S. ve Bugay Tekgül, Y. (2019), "Türkiye’de Döviz Kuru Politikalarının Olası Etkileri", Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, cilt 28, sayı 3, s.170-181.

Giriş

Döviz kuru politikası, hükümetlerin uluslararası ödemelerini belirli bir düzen içinde gerçekleştirmek amacıyla dış ödeme dengesini etkilemek üzere döviz kuru ile ilgili aldıkları önlemleri ifade etmektedir. Döviz kuru politikası uygulamada birçok değişkenle bağlantılı olmakla birlikte, esasını ülkenin içinde bulunduğu ekonomik şartlar ya da daha genel bir ifadeyle ekonominin genel yapısı oluşturmaktadır. Uygulanan politikanın şekli kadar, amaçları da birbirinden farklı olabilmektedir. Bu nedenle ülkelerin gelişmişlik düzeyleri, uygulanacak politikayı ve döviz kuru kriterlerini belirleyen önemli bir etken olmaktadır. Gelişmiş ülke için amaç, piyasa şartlarıncı belirlenen kurun ne ölçüde orta vadede istikrarlı olup olmadığının anlaşılmasına yardımcı olmak iken; gelişmekte olan ülke için amaç, orta vadede sürdürülebilir ve seviyesi korunabilir gerçekçi ve istikrarlı bir kur oluşturmaktır (Ata ve Arslan, 2009: 52).

Gelişmekte olan ülke grubunda yer alan Türkiye ise, ithal ikameye dayalı kapalı bir ekonomi politikası uygulamalarının son bulduğu 1980 yılı sonrasında ihracata dayalı dışa açık ekonomi politikası izlemiş ve bu politika değişikliğine dayalı çeşitli döviz kuru politikaları uygulamıştır. 24 Ocak kararları ile birlikte TL dolar karşısında % 33 oranında devalüe edilmiş, 1981 yılından itibaren de günlük ayarlamalarla TL dolar karşısında değer kaybetmiştir (Özçam, 2004: 8-9). Türkiye'de 1980-1989 dönemi ile 1989'daki tam konvertibilite sonrası dönem de birbirinden farklılık göstermektedir. 1989 yılında yabancı sermaye hareketlerinin de serbest bırakılması ile döviz kurlarının önemi daha da artmıştır. Sermaye hareketlerindeki bu değişim yapısal bir bozulmayı da beraberinde getirmiş Türkiye'nin finansal piyasaları kısa vadede spekülasyon kazançlar izleyen uluslararası sermaye hareketlerine hızla açılmıştır (Boratav, 2016: 187-188).

Türkiye'de, 1980-1989 döneminde, sık sık devalüasyonların yapıldığı sabit kur sistemi, 1989-1999 döneminde kontrollü serbest kur sistemi, 2000-2001 döneminde ise günlük artışların belirlendiği sabit kur sistemi uygulanmıştır. 2001 yılının ikinci yarısından günümüze kadar, TCMB müdahalelerinin sınırlandırıldığı bir serbest kur sistemi uygulanmaktadır. Döviz kurlarının dış ticarete avantaj sağlama aracı olarak kullanıldığı 1980-2001 döneminde kısmen, 2001 sonrasında ise gerçek anlamda ihracata dayalı büyüme modeli uygulamasına başlandığı söylenebilir (Barışık ve Demircioğlu, 2012: 72). Türkiye ekonomisi üzerinde uygulanan döviz kuru politikalarının önemli etkiler yarattığı ve özellikle yaşanan ekonomik krizlerin de önemli bir nedeni olduğu söylenebilir. Türkiye ekonomisinin 1990'lı yıllardan itibaren sıklaşan aralıklarda krizlerle karşı karşıya kalması, bu dönemde uygulanan döviz kuru politikaları ile yakından ilişkilendirilmektedir (Bilgin, 2004: 81).

1990'larda uygulanan politikalar sonucu Türkiye, sıcak para girişi ve spekülasyon atakları nedeniyle 1994'te önemli bir finansal kriz yaşamış ve TL dolar karşısında % 120 devalüe edilmiştir. 1994'te ihracat düzeyinde önemli bir artış gözlenmiş olsa da, 1995 ve sonraki yıllarda izlenen büyüme ve harcamaya yönelik politikalar nedeniyle, iç talep önemli ölçüde artmış ve TL'nin reel anlamda değer kazanması sonucu ithalat oranında artış gerçekleşmiştir (Boratav ve Yeldan, 2001).

Dünya ekonomisinin 1998-2001 yılları arasında yaşadığı bir dizi finansal krizin etkisi ile Türkiye'de 1998-1999, 2001 ve 2008-2009 yıllarında bu sürecin içerisinde çalkantılı dönemler geçirmiştir. 1999 yılında stand-by anlaşması çerçevesinde özel bir para ve kur politikası belirlenmiştir. Bu sistem, para kurulu esasına göre çalışan hareketli

çapa (crawling pag) sistemi olarak tanımlanabilir. 2000 yılının ortalarına kadar süren genelde ekonomide ve mali piyasalarda süren iyimser ortam yılsonunda ani bir bozulma göstermiştir. Kasım 2000 ve ardından Şubat 2001’de yaşanan finansal krizlerin ardından hareketli çapaya dayanan programdan vazgeçilmiştir (Özçam, 2004:12).

2001 krizi sonrasında uygulanan politika ile kurlar dalgalanmaya bırakılmış ve makroekonomik göstergelerin kalıcı ve sürdürülebilir biçimde düzelmesini hedefleyen yeni bir program uygulamaya konmuştur. Ancak Türk Lirası, 2003 yılından bu yana reel anlamda değer kazanmış, dış ticaret açığı artmıştır (Fisunoğlu ve Oransay, 2014: 3).

2008 yılına gelindiğinde, yaşanan küresel ekonomik krizin etkisiyle 2009 yılında Türkiye'nin ihracatı % 22 oranında düşmüş ve bunun üzerine ihracatçılar ve bazı ekonomi yetkilileri, döviz kurunu yükseltmesi amacıyla Merkez Bankası üzerinde baskı yaratmıştır. Bunun sonucunda Merkez Bankası'nın izlediği para politikaları ile 2008 yılında 1.300 TL civarında olan dolar, 2010’de 1.500 TL’ye, 2011’de 1.680 TL’ye ve 2012 yılında ise 1.800 TL’ye yükselmiştir. Bu süreçte ihracatta önemli artışlar yaşanmış ve 2012 yılında gerçekleştirilen 152,5 milyar dolarlık ihracat, o güne dek ulaşılan en yüksek değer olmuştur (Göçer ve Elmas, 2013:141-142).

Çalışmada, reel döviz kurundaki değişmelerin dış ticaret açığı üzerindeki etkisi, 1995:1-2015:4 dönemine ait çeyrek dönemli verilerle incelenmiştir. Çalışmada ilk iki bölümde, literatür taraması yapılmış, üçüncü bölümde ise çalışmada kullanılan yöntem ve veri seti açıklanmıştır. Çalışmanın son bölümünde, ampirik bulgulara ve sonuca yer verilmiştir.

Literatür Taraması

Literatürde reel döviz kurlarının dış ticaret dengesi üzerine etkisini belirlemek üzere yapılan birçok çalışma yer almaktadır. Bu çalışmalardan biri olan Brada, Kutun ve Zhou (1997), 1969–1993 döneminde Türkiye ekonomisine ait reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Yapılan çalışmanın sonunda; dış ticaret dengesinin reel döviz kurundaki değişmelerden etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Fakat Kızıltan ve Ciğerlioğlu (2008) çalışmasında, reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada etkin şekilde kullanılamayacağı ve ithalatın azaltılmasına yönelik tedbirlerin ihracatı da olumsuz etkileyeceği sonucuna varmıştır.

Sivri ve Usta (2001) çalışmalarında; reel döviz kuru, ithalat ve ihracat arasındaki ilişkiyi 1994-2006 yılları için sınımış ve reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerinde etkisi olmadığı dolayısıyla reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağı sonucuna varılmaktadır. Gül ve Ekinci (2015), Türkiye’de reel döviz kurları ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi belirlemek amacıyla yaptıkları nedensellik analizinde ise; reel döviz kurları ile ihracat ve ithalat arasında anlamlı bir ilişki saptamışlardır. Bu ilişki, ihracat ve ithalattan reel döviz kuruna doğru tek yönlüdür. Kaya ve Yılmaz (2007) ve Aktaş (2010) ise çalışmalarında reel kurdaki herhangi bir değişimin, dış ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etki yapmadığı bulgusunu elde etmişlerdir. Analiz sonuçları, reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağı göstermektedir.

Akbostancı (2004), çalışmasında reel döviz kurunun dış ticaret dengesini hem kısa hem de uzun dönemde etkileyen tek değişken olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kasman ve Kasman (2005), reel efektif döviz kuruna dayalı dış ticaret reformunu araştırmış ve analiz sonucunda ihracat, nispi ihracat fiyatları, üretim kapasitesi ve ihracat ağırlıklı reel efektif

döviz kuru arasında sadece uzun dönem denge ilişkisi olduğu bulgusuna varmıştır. Tari ve Yıldırım'ın (2009) çalışmasında, Türkiye'de döviz kuru belirsizliği ve ihracat hacmi arasındaki ilişki 1989-2007 dönemi için araştırılmıştır. İncelenen dönem için döviz kuru belirsizliği uzun dönemde, ihracat hacmini negatif yönde etkilerken, kısa dönemde döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmi üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Arize (1994), 1971-1991 dönemi için Kore, Hindistan, Endonezya, Malezya, Pakistan, Filipinler, Singapur, Sri Lanka ve Tayland ekonomilerinde reel döviz kuru ile ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Yapılan çalışmanın sonucunda Hindistan ve Sri Lanka hariç tüm ülkelerde devalüasyonun uzun dönemde dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Wilson (2001) çalışmasında, Singapur, Kore ve Malezya'nın ABD ve Japonya ile karşılıklı ticareti için, reel döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi incelemiş ve Kore'nin ABD ile ticareti hariç, reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde önemli bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bahmani ve Alse (1994), 19 gelişmiş ve 22 az gelişmiş ülke için reel döviz kuru ile dış ticaret arasındaki uzun dönem ilişkisi 1971-1990 arası dönem kapsamında incelemiş ve 20 ülkeden sadece altısında ticaret dengesi ve reel döviz kurunun uzun dönemde ilişkili olduğunu belirlemiştir. Çalışmada pek çok ülkede bu iki değişkenin uzun dönemde ilişkili olmaması, devalüasyonların ticaret dengesi üzerine uzun dönem etkisinin olmadığı şeklinde açıklanmış iken, Hasan ve Khan (1994), 1972-1991 yılları arasında Pakistan üzerine yaptığı çalışmada devalüasyonun ihracat talebini artırıcı, ithalat talebini ise azaltıcı yönde etki yaptığını göstermiştir.

Peker (2008), reel efektif döviz kuru değişkeni ile ticaret dengesi arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri Türkiye için 1992-2006 dönemini temel alarak araştırmıştır. Çalışmada, uzun dönemde Türkiye'de döviz kurundaki yüzde birlik bir değişimin, ticaret dengesini negatif yönde etkilediği görülmüştür. Yukarıda incelenen literatürde yer alan çalışmalar göstermektedir ki; değişkenler arasında pozitif ilişki olduğunu iddia eden çalışmaların yanı sıra, negatif ilişki olduğunu veya herhangi bir ilişki bulunmadığını savunan çalışmalar da mevcuttur.

Yöntem ve Veri Seti

Bu çalışmada reel döviz kurundaki değişimler ile dış ticaret açığı arasındaki ilişkilerin incelenmesi amaçlanmıştır. Buna göre reel döviz kurundaki artış, yurt içi malların fiyatlarını nispi olarak düşürmekte olduğundan dolayı çalışmada yurt içi mallara yönelik dış talebin artmasıyla ülke ihracatında da artış beklenmektedir (Mishkin, 2004, s. 618; Felderer ve Homburg, 2010, s. 222).

Reel döviz kurunda (RER) yaşanacak bir artışın, ülkenin ihracatını artırıp ithalatını azaltacağı ve bu nedenle dış ticaret dengesi üzerinde pozitif bir etki yaratacağı; RER'de yaşanacak bir düşüşün ise tam tersi bir etkiye neden olacağı öngörülmektedir (Ertek, 2009, s. 526). Reel Döviz Kuru (1) numaralı denklemde yer alan şekliyle ifade edilecek olursa;

$$RER = E * (P_F / P_D) \quad (1)$$

denklemde; E , nominal döviz kurunu (birim yabancı para karşılığı ulusal para), P_F , yurtdışı fiyat düzeyini ve P_D , yurtiçi fiyat düzeyini ifade etmektedir. Çalışmada ele alınan reel döviz kuru da (1) numaralı denklemde tanımlandığı şekliyle kullanılmıştır.

Buna göre reel döviz kurundaki değişmelerin, dış ticaret açığı üzerindeki etkisinin uygulamalı olarak incelendiği çalışmada, Türkiye için, 1995:1–2015:4 dönemine ait verilerle zaman serisi modeli kullanılmıştır. Uygulamada yer alan değişkenler; Türkiye için veri döneminde Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (T_{GDP}), Reel Döviz Kuru (RER), İthalat (M) ve İhracat (X) ve OECD ülkelerinin Gayri Safi Yurtiçi Hasılası (O_{GDP})’dan oluşmaktadır.

Dış ticaret açığı ise, toplam ithalat ve ihracat değerlerinin, ithalat ve ihracat birim değer endeksinin reelleştirilmesi sonrası, toplam ithalattan toplam ihracatın çıkarılmasıyla elde edilmiştir. Tüm veriler ABD doları cinsinden ve “milyon dolar” olarak ifade edilmiştir. Veriler 2010 yılı sabit fiyatlarını (dolar) baz almakta olup, mevsimsellik içerdiğinden mevsimsel etkilerden arındırma yöntemi kullanılmıştır. Veriler; OECD Stats, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS), Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Kalkınma Bakanlığı veri tabanından elde edilmiş olup, çalışmadaki bütün analiz ve tahminlerde E-views 9.0 ve Microfit 5.0 paket programları kullanılmıştır.

Veri Seti

Bu çalışmada, bir ülkenin dış ticareti üzerinde önemli bir etken olan reel döviz kuru değişkenindeki değişmelerin, dış ticaret dengesi üzerinde yaratacağı etkiler Türkiye ekonomisi için 1995:1–2015:4 dönemi ele alınarak incelenmektedir. Söz konusu etkinin incelenmesinde, Brada, Kutan ve Zhou’nun (1997) çalışmasında kullandığı model yol gösterici olmaktadır. Bu modele göre;

$$DTA = DTA(RER, Y_{T_{GDP}}, Y_{O_{GDP}})$$

Modelde, DTA , Dış Ticaret Açığını; RER , Reel Döviz Kurunu; $Y_{T_{GDP}}$, Türkiye’nin GSYİH’nı ve $Y_{O_{GDP}}$ ise OECD ülkelerinin GSYİH’nı ifade etmektedir.

Zaman serisi analizlerinde serilerin durağan olması önem taşımaktadır. Bunun nedeni ise, durağan olmayan serilerin sahte regresyona sebep olmasıdır. Regresyonun sonucunun doğruluğunun, serinin durağan olup olmamasıyla ilişkisi oldukça güçlüdür (Gujarati, 2004, s.713-726). Zaman serilerinde, değişkenlerin iktisadi olarak yorumlanmasını kolaylaştırmak ve doğrusal serilerle çalışmak amacıyla serilerin logaritmaları alınmıştır.

Tablo 1. Modelin Değişkenleri

Değişkenler		
Dış ticaret açığı	$M-X$	$Ln(M-X)$
Reel döviz kuru	RER	$Ln(RER)$
Türkiye GSYİH	T_{GDP}	$Ln(T_{GDP})$
OECD GSYİH	O_{GDP}	$Ln(O_{GDP})$

Birim Kök Testleri

Serilerin durağanlık özelliğinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler, Dickey Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (1988) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleridir (Yılmaz ve diğerleri, 2017, s.422). Bu çalışmada serilerin durağanlığı, ADF birim kök testi ve KPSS birim kök testi yardımıyla incelenmiş ve gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır.

Tablo 2. ADF ve KPSS Düzey Değerlerinde Birim Kök Testi

Değişkenler	ADF			KPSS	
	Sabit	Sabit ve trend	Sabitsiz trendsiz	Sabit	Sabit ve trend
Ln(M-X)	-2.22 [0]	-3.75** [1]	0.42 [0]	1.01***	0.07
LnRER	-1.24 [0]	-2.05 [0]	-0.53 [0]	0.56**	0.24***
Ln(TGDP)	-0.46 [1]	-2.67 [1]	3.02 [1]	1.14***	0.09
Ln(OGDP)	-1.85 [2]	-1.94 [2]	3.00 [2]	1.11***	0.28***
Kritik Değerler					
%1(***)	-3.51	-4.07	-2.59	0.73	0.21
%5(**)	-2.89	-3.46	-1.94	0.46	0.14
%10(*)	-2.58	-3.15	-1.61	0.34	0.11

Not: Köşeli parantez içindeki değerler değişkenlerin AIC'ye göre belirlenmiş gecikme uzunluklarını göstermektedir. ve *** ifadeleri H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Uygulan modelde sabit ve trend düzeyleri sonuç kullanılmıştır. LM Test sonuçları: 1, 2 ve 4 gecikme için Ln (M-X) sırasıyla; 0. 1199, 0. 2196 ve 0. 5423'tür. Ayrıca (RER) için yapılan LM Test sonuçları ise; 0. 7156, 0. 9092 ve 0. 7355'dir.

Tablo 3. ADF ve KPSS Birinci Fark Değerlerinde Birim Kök Testi

Değişkenler	ADF			KPSS	
	Sabit	Sabit trend	Sabitsiz trendsiz	Sabit	Sabit ve trend
LnΔ(RER)	-9.56***[0]	-9.59*** [0]	-9.60*** [0]	0.19	0.06
LnΔ(TGDP)	-6.92***[0]	-6.88*** [1]	-5.93*** [0]	0.04	0.04
LnΔ(OGDP)	-4.28***[1]	-4.54*** [1]	-2.69*** [0]	0.33	0.05
Kritik Değerler					
%1(***)	-3.51	-4.07	-2.59	0.73	0.21
%5(**)	-2.89	-3.46	-1.94	0.46	0.14
%10(*)	-2.58	-3.15	-1.61	0.34	0.11

Not: Köşeli parantez içindeki değerler ise, değişkenlerin AIC' ye göre belirlenmiş gecikme uzunlukları göstermektedir. ** ifadesi % 5 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

ADF Birim kök testine ilişkin boş ve alternatif hipotezler oluşturulmaktadır. Boş hipotezi temsil eden H_0 , serilerin durağan olmadığını ifade etmektedir. Diğer bir ifade ile birim kök içermektedir. Alternatif hipotezi temsil eden H_1 ise, serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Yani, birim kök içermemektedir.

H_1 hipotezinin kabul edildiği sonuçlar, ADF-t istatistiğinin mutlak değerinin, Mac-Kinnon kritik değerlerinden daha büyük olduğu durumlardır. Tablo 1'de yer aldığı üzere, bağımlı değişken olan $Ln(M-X)$ 'in düzey değerlerinde, Mac-Kinnon kritik değerinden mutlak değer olarak büyük olduğu görülmekte, böylece serinin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Yani H_1 hipotezi kabul edilmektedir. Bağımsız değişkenlerin düzey değerlerinde ise, durağan olmadığı anlaşılmakta olup, H_1 hipotezi reddedilmektedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci farkları alındığında ise, tüm değişkenlerin durağan olduğu, yani Mac-Kinnon kritik değerinden mutlak değer olarak büyük oldukları görülmekte ve H_1 hipotezi kabul edilmektedir.

Kwiatkowski, Philips, Schmidt ve Shin (1992) serinin durağan olmadığı alternatif hipotezine karşın, durağan olduğu temel hipotezinin testi için Lagrange Çarpanı (LM) istatistiğini önermişlerdir. Kwiatkowski vd.'e göre birim kök ve durağanlık testleri birbirlerinin tamamlayıcısıdır. Literatüre KPSS olarak geçen durağanlık testi hipotezler H_0 ve H_1 'dir. Bu hipotezlere göre H_0 hipotezi serinin durağan olduğu ve birim kök içermediğini ifade etmekte olup, H_1 hipotezi serinin durağan olmadığını ve birim kök içerdiğini ifade etmektedir. Diğer bir ifade ile; KPSS testinde diğer birim kök testlerinden farklı olarak temel hipotez "birim kök yok" şeklindedir ve hipotezler $H_0 : \rho < 1$ ve $H_1 \rho = 1$ olarak kurulur. LM test istatistiği KPSS(1992) kritik değerleri ile karşılaştırılır (Çağlayan ve Saçaklı, 2006, s. 125).

KPSS birim kök testinde H_0 hipotezinin kabul edilmesi için; hesaplanan LM değerinin, kritik değerlerden küçük olması gerekmektedir. Tersi durumda ise, H_0 reddedilmektedir. Seriler incelendiğinde, $LnRER$ değişkeninin sabit terimde H_0 hipotezini % 1 düzeyinde kabul ettiği, aynı zamanda $Ln(M-X)$ ve $Ln(O_{TGDP})$ değişkeninde sabit ve trendde H_0 hipotezini kabul ettiği görülmektedir. Ayrıca diğer değişkenlerin H_0 hipotezini reddettiği görülmektedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci farkları alındığında ise, tüm değişkenlerin H_0 hipotezini kabul ettiği görülmektedir.

1.1. ARDL Yaklaşımı

Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in geliştirdiği ARDL (Autoregressive Disturbed Lag) yaklaşımı; Johansen (1988) eş bütünleşme analizine göre farklılık göstermektedir. Johansen eş bütünleşme analizinin yapılabilmesi için, değişkenlerin aynı mertebeden durağan olması gerekmektedir. ARDL yaklaşımında ise serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan yani $I(0)$ ise bu testler ile eşbütünleşme ilişkisi araştırılmamaktadır. $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına imkân sağlamakla birlikte, bağımlı değişkenin yine $I(1)$ olması ve bağımsız değişkenlerin de $I(2)$ ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmaması gerekmektedir (Şimşek, 2004, s. 8).

Bu bağlamda sınır testi uygulamasından önce, gecikme sayısının belirlenmesi gerekmektedir. Analizde, uygun gecikme uzunluğu, Vektör Ardışık Bağlanım Modeli (VAR) kullanılmış ve Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan Quinn (HQ) Bilgi Kriteri dikkate alınarak uygun olan gecikme uzunluğu "2" olarak belirlenmiştir. Eş bütünleşme ilişkisinin varlığı incelenirken, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F istatistiği aracılığıyla bakılmaktadır. Bu test hipotezi ise; $H_0 = a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 0$ 'dir. Hesaplanan F değeri, Pesaran vd. (2001) tarafından hazırlanan üst kritik değerden büyük olması halinde, boş hipotez olan " H_0 : Seri eş-bütünleşik değildir" reddedilmekte, alternatif hipotez olan " H_1 : Seri eş-bütünleşiktir" kabul edilmektedir. Eğer hesaplanan F değeri Pesaran alt kritik değerinden küçük ise seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinden bahsedilememekte olup, son olarak hesaplanan F değeri alt ve üst kritik değeri arasındaysa kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eş bütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir (Özmen ve Koçak, 2012, s. 7). Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modeli kurulmaktadır. Tablo 4'de gösterilen analiz sonucunda, seriler için H_1 hipotezi (% 5) kabul edilmiş, seriler arasında uzun ve kısa dönemli bir ilişkinin varlığının tespiti için serilerin farklı dereceden gecikmeleri ile analiz yapılmıştır.

Tablo 4. Uzun Dönem İlişkinin Varlığı için F İstatistiği Sonuçları

F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler		
		Alt sınır	Üst sınır
7.5134	%5	3.3920	4.5723
	%10	2.8190	3.8899
R ² = 0.91	F ist. =0.64 (0.00)		DW = 2.10
Diagnostik testler	T-Değeri	P-Değeri	
Oto Korelasyon Testi	1.813	0.13	
Değişen Varyans Testi	3.012	0.08	

Tablo 4’ de görüldüğü üzere, hesaplanan F istatistiği % 5 düzeyinde, Pesaran vd.’nin (2001) yayınladığı üst kritik değeri aşması, eş bütünleşme ilişkinin varlığını ve çalışmada ele alınan değişkenlerin düzey değerleri ile yapılacak analizde sahte regresyon problemiyle karşılaşılmayacağı göstermektedir. ARDL modelinin uygulanması için oto korelasyon sorunu olmaması gerekmektedir ve Tablo 4’de görüldüğü üzere serilerde oto korelasyon sorunu bulunmamaktadır.

Uzun Dönem İlişkisi: ARDL Yaklaşımı

Uzun ve kısa dönemli ilişkinin varlığının belirlenmesi için, farklı gecikme uzunluklarına göre yeniden ARDL Yaklaşımı oluşturulmaktadır. Maksimum gecikme uzunluğunun SC’ye göre “1” olarak belirlendiği analiz sonucunda, ARDL (1, 0, 0, 1) modelinin tahmin edilmesine karar verilmiştir. ARDL (1, 0, 0, 1) modelinin sonuçları ve uzun dönem katsayıları aşağıda Tablo 5’de verilmiştir.

Tablo 5. ARDL (1, 0, 0, 1) Modeli Sonuçları ve Hesaplanan Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T- değeri	P-Değeri
C	7.979	5.292	1.507	(0.136)
Ln(M-X) (-1)	0.608	0.071	8.460	(0.000)
Ln(RER)	0.031	0.021	1.511	(0.135)
Ln(TGDP)	6.898	0.686	10.041	(0.000)
Ln(TGDP) (-1)	-5.638	0.711	-7.922	(0.001)
Ln(OGDP)	-1.354	0.560	-2.414	(0.018)
R ² = 0.97 F(p) =87.674(0.00) DW= 2.102				
ARDL ile Hesaplanan uzun dönem denklemi				
C	20.374	12.743	1.598	(0.114)
Ln(RER)	0.814	0.050	1.612	(0.111)
Ln(TGDP)	3.217	0.663	4.847*	(0.000)
Ln(OGDP)	-3.458	1.226	-2.821*	(0.006)
(*) % 5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.				

Tablo 5’deki ARDL modeli sonuçları ve hesaplanan uzun dönem katsayı sonucuna göre ARDL (1, 0, 0, 1) model denklemi şöyledir:

$$\ln(M-X) = 20.374 + 3.217 \ln(T_{GDP}) - 3.458 \ln(O_{GDP}) + 0.814 \ln(RER) \quad (2)$$

Tablo 5’de görüldüğü üzere, uzun dönem denkleminde Türkiye’nin ve OECD ülkelerinin GSYİH oranı istatistiksel olarak anlamlı, reel döviz kurunun değeri ise anlamsız olarak bulunmuştur. OECD ülkelerinin GSYİH oranında bir birimlik artışın, dış ticaret açığını 3.45 birim azalttığı gözlenmektedir. Eğer, OECD ülkelerinin GSYİH oranında bir artış yaşanır, ihracatta artış gözlenecek; ithalatta ise azalma olacağı için bu durum bu iki değişken arasındaki negatif ilişkinin varlığını kanıtlar nitelikte olacaktır. Türkiye’nin GSYİH oranı için ise durum tam tersi olup, dış ticaret açığıyla arasında pozitif bir ilişki görülmektedir.

Tablo 5’e göre sabit terim katsayısının yüksek çıkması ise, dış ticaret açığı üzerinde bağımsız değişkenler dışında diğer faktörlerin de etkili olduğu sonucunu göstermektedir. Bu olası faktörler; AR-GE yatırımları, reel faiz oranları, doğrudan yabancı yatırımlar, politik istikrar, tarifeler, vergiler ve teşvikler, rekabet gücü, doğal kaynaklar ve toplam faktör verimliliği şeklinde sıralanabilir.

Kısa Dönem İlişkisi

ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeliyle, değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Tablo 6’da verilen $ECM_{(t-1)}$ değerinin uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimi serisinin bir dönem gecikmeli değerini göstermektedir. Bu katsayı ise, kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının, bir sonraki dönemde dengeye geleceğini göstermektedir. Kısa dönemde kullanılan model, uzun dönemde kullanılan ARDL(1, 0, 0, 1) şeklinde olmuştur.

Tablo 6. ARDL (1, 0, 0, 1) Modeline Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T- Değeri	P- Değeri
DlnRER	0.031	0.021	1.511	0.135
dLnTGDP	6.898	0.686	10.041	0.000*
dLnOGDP	-1.354	0.560	-2.414	0.018*
$ECM_{(t-1)}$	-0.391	0.071	-5.446	0.000*
R ² =0.62 F(p) =66.53 (0000) DW=2.352				
(*) % 5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.				

Tablo 6’da yer alan hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, $ECM_{(t-1)}$ değişkeninin ifade ettiği hata düzeltme katsayısı, -0.39 olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme teriminin beklenen şekilde -1 ve 0 aralığında çıkması, iktisadi bakımdan anlamlı bir durumdur. $ECM_{(t-1)}$ değeri, kısa dönemdeki dengesizliğin yaklaşık % 40’nın bir sonraki dönemde düzeleceğini ifade etmektedir.

Sonuç

Yapılan çalışmada, döviz kuru ve dış ticaretin temel kavramlarından hareketle, kur değişikliklerinin, Türkiye için, belirlenen dönemler itibari ile ithalat ve ihracata olan

etkileri saptanmaya çalışılmaktadır. Bu amaçla 1995:1-2015:4 yılları arası Türkiye'ye ait çeyrek dönemli veriler ile yapılan ARDL Sınır Testi sonucunda, Türkiye ekonomisi açısından reel döviz kuru değişkeninin istatistikî açıdan anlamsız olduğu sonucu elde edilmiştir. Elde edilen bu sonuca göre, reel döviz kurlarındaki değişimler mal ve hizmet hareketlerini kontrol edememektedir. Bir anlamda Türkiye'nin dış ticaretine yönelik politikalarda, reel döviz kurunu artırarak ihracatı teşvik etmeye çalışmak ve dolayısıyla dış ticaret açıklarını azaltmaya yönelik iktisadi politikalar uygulamak çok etkin olmayacaktır. Ancak ithalat üzerinde gelir etkisinin güçlü olduğu yorumu yapılabilir. Nitekim modele dâhil edilen değişkenlerden Türkiye'nin GSYİH değerindeki bir birimlik artış Türkiye'nin dış ticaret açığını 3,21 birim artırırken, OECD ülkelerinde GSYİH değerindeki bir birimlik artış, Türkiye'nin dış ticaret açığını 3,45 birim azaltmaktadır. Karşılıklı etkiler birbirini nötralize ederken, karşılıklı ticarete Türkiye'nin marjinal ithalat eğiliminin OECD ülkelerine oranla bir miktar düşük olduğu ileri sürülebilir. Türkiye'nin ve OECD ülkelerinin GSYİH değeri için elde edilen katsayı hem istatistikî açıdan hem de işaret açısından teoride öngörülen beklentilerle uyum içerisindedir.

Kaynaklar

- Akbostancı, E. (2004). Dynamics Of The Trade Balance: The Turkish J-Curve, *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5), 57-73.
- Aktaş, C. (2010). Türkiye'de Reel Döviz Kuru İle İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin VAR Tekniğiyle Analizi, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 6 (11), 123-140.
- Arize, A. C. (1994). Cointegration Test Of A Long-Run Relation Between The Real Effective Exchange Rate and The Trade Balance, *International Economic Journal*, 8 (3), 1-9.
- Ata, H. A. ve Arslan, İ. (2009). Döviz Kuru ve Piyasa Dinamikleri İlişkisi (Türkiye Ekonomisi İçin Ampirik Bir Çalışma), *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (34), 51-67.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Alse, J. (1994). Short-Run Versus Long-Run Effects Of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration, *Eastern Economic Journal*, 20 (4), 453-464.
- Barışık, S. ve Demircioğlu, E. (2012). Türkiye'de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilete, İhracat-İthalat İlişkisi (1980-2001), 17. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 2 (3), 71-84.
- Bilgin, H. M. (2004). Döviz Kuru İşsizlik İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir İnceleme, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8 (2), 80-94.
- Boratav, K. ve Yeldan, E. (2001). Financial Liberalization, Macroeconomic (In) Stability, and Patterns of Distribution, *Working Paper, Bilkent University*.
- Boratav, K. (2016). *Türkiye İktisat Tarihi 1908-2009*, 22.Baskı, Ankara: İmge.
- Brada, J. C., Kutan, A. M. ve Zhou, S. (1997). The Exchange Rate and The Balance Of Trade: The Turkish Experience, *The Journal of Development Studies*, 33 (5), 675-692.
- Çağlayan, E. ve Saçaklı, İ. (2006). Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri İle İncelenmesi, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20(1), 121-137.

- Felderer, B. ve Homburg, S. (2010). *Makro İktisat ve Yeni Makro İktisat* (Çev. Osman Aydoğuş ve N. Oğuzhan Altay), Ankara: Efil.
- Fisunoğlu, M. ve Oransay, G. (2014). Cari Açığın Sürdürülebilirliğinde Varlık Talebi Yaklaşımı, *International Conference On Eurasian Economies*
- Göçer, İ. ve Elmas, B. (2013). Genişletilmiş Marshall-Lerner Koşulu Çerçevesinde Reel Döviz Kuru Değişimlerinin Türkiye'nin Dış Ticaret Performansına Etkileri: Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 7 (1), 137-157.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. New York: McGraw Hill.
- Gül, E. ve Ekinci, A. (2015). Türkiye'de Reel Döviz Kuru İle İhracat ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1990-2006, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16 (16).
- Hasan, M. A. ve Khan, A. H. (1994). Impact of Devaluation on Pakistan's External Trade: An Econometric Approach, *The Pakistan Development Review*, 33 (4), 1205-1217.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2), 231-254.
- Kasman, A. ve Kasman, S. (2005). Exchange Rate Uncertainty In Turkey and Its Impact On Export Volume, *METU Studies in Development*, 32 (1), 41.
- Kızıltan, A. ve Çiğirlioğlu, O. (2008), Türkiye'de Reel Döviz Kuru Değişmelerinin İhracat ve İthalata Etkisi, *EKEV Akademi Dergisi*, 36, 49-50.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt ve Y. Shin (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Mishkin, F. S. (2004). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. USA, Pearson Addison Wesley.
- Özçam, M. (2004). Döviz Kuru Politikaları ve Türkiye'de Döviz Kuru Oynaklığının Etkileşimleri, *Sermaye Piyasası Kurulu, Araştırma Raporu*.
- Özmen, M. ve Koçak, F. İ. (2012). Enflasyon, Bütçe Açığı ve Para Arzı İlişkisinin ARDL Yaklaşımı İle Tahmini: Türkiye Örneği, *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(1).
- Peker, O. (2008). Reel Döviz Kurunun Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22 (2).
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships, *Journal Of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Sivri, U. ve Usta, C. (2001). Reel döviz kuru, ihracat ve ithalat arasındaki ilişki, *Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi*, 19(4), 1-9.
- Şimşek, M. (2004). Türkiye'de Reel Döviz Kurunu Belirleyen Uzun Dönemli Etkenler, *C.Ü İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, ISSN 1303-1279, Cilt.5, Sayı.2
- Tarı, R. ve Yıldırım, Ç. D. (2009). Döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama, *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*. 16 (2), 95-105.
- Wilson, P. (2001). Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies: Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia and Korea? *Open Economies Review*, 12(4), 389-413.

Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 28, Sayı 3, 2019, Sayfa 212-223

- Yılmaz, Ö. ve Kaya, V. (2007). İhracat, ithalat ve reel döviz kuru ilişkisi: Türkiye için bir VAR modeli, *İktisat İşletme ve Finans*, 22 (250), 69-84.
- Yılmaz, S., Özyaytürk, İ. ve Oransay, G. (2017). Testing the Hypothesis of J Curve for Turkish Economy. *Chinese Business Review*, 16(9), 419-428