



REEL DÖVİZ KURUNUN İKİLİ DIŞ TİCARETE ETKİLERİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

THE EFFECTS OF REAL EXCHANGE RATE ON BILATERAL FOREIGN TRADE: THE CASE STUDY OF TURKEY

Orhan EREN*

Öz

Bu çalışmada; reel döviz kurlarının ikili ticarete etkileri, Türkiye ile Çin, Rusya ve Almanya özelinde, 2004:M01-2018:M11 dönemi verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Serilerin durağanlığı; ADF, PP ve Kapetanios (2005) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiş ve serilerin farklı düzeylerde durağan olduklarına karar verilmiştir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkileri Sınır Testi yöntemleriyle incelenmiş ve modellerde yer alan serilerin eşbütünleşik oldukları görülmüştür. Uzun ve kısa dönem analizleri ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Uzun dönem analizi sonucunda; reel kurdaki artışların Türkiye'nin Çin ve Almanya'ya karşı olan dış ticaret dengesini olumlu, Rusya'ya karşı olan dış ticaret dengesini olumsuz etkilediği belirlenmiştir. Kısa dönem analizinde; reel kurdaki artışların Türkiye'nin Çin ve Almanya'ya karşı olan dış ticaret dengesini yine olumlu, Rusya'ya karşı olan dış ticaret dengesini istatistiksel olarak anlamsız düzeyde etkilediği bulunmuştur. Modellerin hata düzeltme mekanizmaları çalışmaktadır. Türkiye ile Çin, Almanya ve Rusya arasındaki dış ticaret dengesinde J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı, Türkiye ile Çin ve Almanya arasındaki dış ticaret dengesinde pozitif eğimli, Türkiye ile Rusya arasındaki dış ticaret dengesinde ise negatif eğimli bir eğrinin söz konusu bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, İkili Ticaret, Dış Ticaret Dengesi, Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi, J Eğrisi Hipotezi.

Jel Kodları: O24, P45, Q27.

Abstract

In this study; effects of real exchange rates on bilateral trade of Turkey with China, Russia and Germany are analyzed by using 2004:M01-2018:M11 period data. Stationarity of the series is examined by ADF, PP and Kapetanios (2005) multiple structural break unit root test and it is decided that the series are stationary at different levels. Cointegration relationships between series are tested by Bounds Testing method and it is seen that the series included in the models are cointegrated. Long and short term analyzes are performed by ARDL method. In the long-term analysis; increases in the real exchange rate positively affect Turkey's foreign trade balance against China and Germany, while negatively affect its foreign trade balance against Russia. In the short term analysis; effects of increases in the real exchange rate on Turkey's foreign trade balance with China and Germany still positive, whereas the foreign trade balance against Russia is found to be statistically insignificant. Error correction mechanisms of the models operate. In the end, it is determined that J Curve Hypothesis is not valid in Turkey's trade balance with China, Germany and Russia, while there exists a positive slope curve in Turkey's trade balance with China and Germany. Moreover, a negative slope curve exists between Turkey and Russia.

Keywords: Real Exchange Rate, Bilateral Foreign Trade, Unit Root Test with Structural Breaks, J Curve Hypothesis.

Jel Codes: O24, P45, Q27.

1. GİRİŞ

Bir ülkenin makroekonomik rekabet gücünün en önemli göstergelerinden biri olan dış ticaret hacminin, döviz kurlarından ne kadar etkilendiği, uzun yıllardır üzerine çalışılan bir konu olup, günümüzde hala önemini devam ettirmektedir. Günümüzde ABD ve Çin arasında yaşanan kur savaşı da bu konunun önemini koruduğuna işaret etmektedir. Ülkeler yerel kur politikalarını belirlerken, dış ticaret dengelerini ve dış ticarete rekabet güçlerini büyük ölçüde ön plana almaktadırlar.

Literatürde, döviz kurlarının dış ticarete etkisinin daha doğru bir yansıması olarak döviz kurları yerine reel efektif döviz kurları kullanılmakta ve reel döviz kurundaki artışların, ülkelerin dış ticaret rekabet güçlerini arttıracığı ifade edilmektedir (Baek, Koo ve Mulik, 2009; Aktaş, 2012; Açıcı, 2016).

Türkiye'nin son yıllarda artan cari işlemler açığını ve bu açığın arkasında yatan dış ticaret açığını azaltma çabaları, ABD ile Çin arasında yaşanan dış ticaret açığı temelli kur savaşları, ABD ve AB ülkeleri arasındaki dış ticaret hacmini arttırmaya yönelik olarak imzalanması planlanan Transatlantik Serbest Ticaret Anlaşması, ABD'nin Kanada ve Meksika'ya karşı vermekte olduğu dış ticaret açığını azaltabilmek için bu

* Dr. Öğrencisi, İstanbul Ticaret Üniversitesi, İşletme Anabilim Dalı, orhaneren0@gmail.com

ülkelerle arasında var olan NAFTA anlaşmasını bozma, gümrük vergilerini artırma ve döviz kurunu, kendi lehine kullanma çabaları, bu konuyu güncel ve önemli hale getirmiştir.

Bu çalışmanın amacı; Türkiye ile Çin, Rusya ve Almanya arasındaki karşılıklı ikili ticarete reel döviz kurlarının etkilerini; 2004:M01-2018:M11 dönemi için ekonometrik olarak analiz etmektir. Ayrıca nüfus, kişi başına düşen milli gelir ve petrol fiyatları da modele kontrol değişkenleri olarak konulmuştur. Bu ülkelerin seçilmesinin nedeni; Türkiye'nin en önemli dış ticaret partnerleri olmalarıdır. Çalışmada ülke çeşitlendirmesi yapılırken; Rusya'dan yapılan ithalatın daha çok enerji ağırlıklı olması ve bu yönüyle ithalatta talep esnekliğinin çok düşük olması, Almanya'dan genellikle makine-teçhizat alınıyor olması, Çin'den ise ucuz ara malları ve nihai malların alınıyor olması da göz önünde bulundurulmuştur. Yine bu ülkelerden Çin aşırı kontrollü, Rusya kısmi kontrollü döviz kuru politikaları izlerken, Almanya serbest döviz kuru politikası izlemektedir. Bu yönüyle de ülke sepeti, ekonomideki farklı durumları gözlemleyebilmek için iyi bir örnek sunmaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde; dış ticaret ve reel döviz kuruyla ilgili kavramsal ve teorik çerçeve sunulmuş, üçüncü bölümünde; analize dâhil edilen ülke ekonomileri ve Türkiye ile olan ticaretleri hakkında bilgiler sunulmuştur. Dördüncü bölümde; konuyla ilgili literatür taraması sonuçları verilmiş, beşinci bölümde; ekonometrik analiz gerçekleştirilmiştir. Sonuç ve politika önerileri ile çalışma tamamlanmıştır. Çalışmada her bir ülke çifti için tarafımızdan hesaplanan reel kurlar kullanılarak, literatürdeki önemli bir boşluğun doldurulması hedeflenmiştir. Ayrıca bu çalışmada kullanılan yapısal kırılmalı ve zamanla değişen analiz yöntemleri, ikili dış ticaret ve reel kur literatürü için oldukça güncel ve farklı yöntemler olup, çalışmanın bu yönüyle de literatüre önemli bir katkı sağlaması beklenmektedir.

2. TEORİK ÇERÇEVE

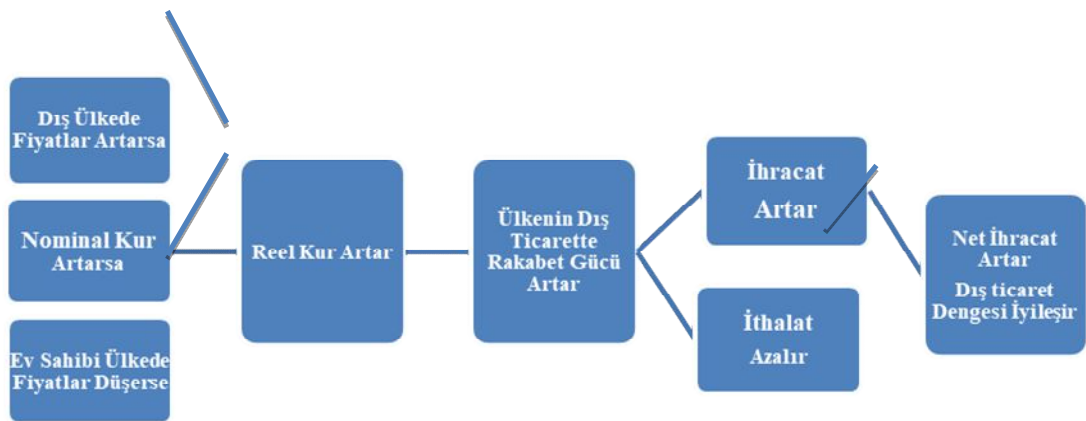
Ekonomi literatüründe dış ticaret denildiğinde; bir ülkedeki yerleşiklerin (ülkenin sınırları içinde yaşayan o ülke vatandaşı veya en az 10 aydır o ülkede yaşayan yabancı ülke vatandaşları) tarafından, diğer ülkelerdeki yerleşik kişi ya da kurumlarla yaptıkları her türlü mal, lisans, üretim hakkı, patent, şube açma hakkı, dijital materyaller (yazılım, bilgi paketi, veri bankası) alış verişi kastedilmektedir (Akbulut Bekar ve Terzi, 2016; Barak ve Naimoğlu, 2018).

Döviz kuru (Exchange Rate: ER) ise bir birim yabancı para karşılığında alınabilen ulusal para miktarını ifade ederken (Arslan, 2005, 32), bu kuru ülkeler arası fiyatlar genel düzeyi farklılıklarından arındırılmasıyla oluşan reel kur (RER) Denklem (1) yardımıyla hesaplanabilmektedir (Baek, Koo ve Mulik, 2009).

$$RER = ER * \frac{P^f}{P^d} \quad (1)$$

Burada ER; Nominal döviz kuru olup, 1 birim yabancı para karşılığında alınabilen ulusal para miktarını göstermektedir. P^f , yabancı (foreign) ülkedeki, P^d ; ev sahibi (domestic) ülkedeki fiyatlar genel düzeyini ifade etmektedir. Denklem (1)'de nominal döviz kurunun artması, ticari partner ülkede fiyatlar genel düzeyinin yükselmesi veya ev sahibi ülkede mal ve hizmetlerin fiyatlarının azalması, RER'i artıracak, bu da ev sahibi ülkenin dış ticaret yapmasını kolaylaştıracaktır (dış ticarete rekabet gücünü artıracaktır. Bu durum Şekil 1 yardımıyla görsel hale getirilebilir:

Şekil 1: Reel Kurdaki Artışların Dış Ticarete Etkileri



Kaynak: Mevcut literatür ve teorik bilgiler kullanılarak yazar tarafından oluşturulmuştur.



Şekil 1’den de görüldüğü üzere, reel kurlardaki artışlar, ev sahibi ülkenin dış ticarete rekabet gücünü artırır, net ihracatını yükseltir, dış ticaret dengesini iyileştirir. Ancak reel kurdaki artışların dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri kısa ve uzun dönemde farklı olabilmektedir. Bu durum, Miles (1979) tarafından gündeme getirilen ve daha sonra yapılan ampirik çalışmalarla desteklenen *J Hipotezinde*; bir ülkede devalüasyon yapıldığında mevcut dış ticaret sözleşmeleri gereği ihracat ve ithalat miktarlarının çok kısa sürede hemen değiştirilemeyeceği, hatta piyasaların yeni kurlara (yeni fiyat düzeylerine) uyumu sürecinde yaşanan kaotik durum nedeniyle, dış ticaret dengesinin kısa dönemde olumsuz bile etkilenebileceği, ancak uzun dönemde piyasaların yeni kurlara uyum sağlamasıyla birlikte dış ticaret dengesinin olumlu yönde etkileneceği şeklinde ifade edilmiştir (Ratha ve Bahmani-Oskooee, 2014). *J Hipotezinin* ülkeler açısından geçerliliğinin incelendiği çalışmalarda dış ticaret dengesi (Balance of Trade: BT), reel döviz kuru (RER), ülke içi milli gelir düzeyi (Y^d) ve karşı ülke milli gelir düzeyine (Y^f) bağlı olarak ifade edilmektedir:

$$BT = \beta_0 + \beta_1 RER + \beta_2 Y^d + \beta_3 Y^f \quad (2)$$

Bu denklem için yapılacak kısa dönem analizinde β_1 negatif ve istatistiksel olarak anlamlı, uzun dönem analizinde β_1 pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkarsa, o ülke çifti arasındaki ikili ticarete *J Eğrisi* Hipotezinin geçerli olduğuna karar verilmektedir (Bahmani-Oskooee ve Ratha, 2004a, 1382; Baek, Mulik ve Koo, 2006, 8; Nagpal, 2012, 8).

3. ÜLKE BİLGİLERİ

Analize konu edilen ülkelerden Türkiye 2018 yılı itibariyle nüfusu 82 milyon kişilik nüfusu, 784 Milyar Dolarlık milli geliri ve kişi başına düşen 9632 Dolarlık milli geliri ile dünyanın 19 büyük ekonomisi konumunda iken, Çin; 2017 yılı itibariyle 1.386 milyar kişilik nüfusu, 12.237 Trilyon Dolarlık milli geliri ve kişi başına düşen 8826 Dolarlık milli geliri ile dünyanın en büyük 2. ekonomisi durumundadır. Rusya; 2017 yılı itibariyle 141.1 milyon kişilik nüfusu, 1.577 Trilyon Dolarlık milli geliri ve kişi başına düşen 10743 Dolarlık milli geliri ile dünyanın en büyük 10. ekonomisidir. Almanya ise 2017 yılındaki 82.7 milyon kişilik nüfusu, 3.67 Trilyon Dolarlık milli geliri ve kişi başına düşen 44 bin Dolarlık milli geliri ile dünyanın 4. büyük ekonomisi konumundadır (World Bank, 2019a; 2019b; 2019c; 2019d).

1930’lu yılların başlarından itibaren genellikle sabit kur rejimini benimseyen Türkiye, 22 Şubat 2001’den itibaren kontrollü dalgalı kur rejimi uygulamaktadır (Gedik (2014). 1949-1972 döneminde sabit kur rejimi uygulayan, ithalatı kısıtlayıp, ihracatı teşvik eden Çin, parasını 1974-1981 döneminde bir kur sepetine endekslemiş, 1981-1985 döneminde resmi kur ve iç piyasa kuru şeklinde iki farklı kur rejimini birlikte yürütmüş, 1985 sonrasında iç piyasa kurunun iptal etmiş ve iç piyasalarda swap mekanizmaları kurmuş, 2005 sonrasında ise dar aralıkta dalgalanan kur rejimini benimsemiştir (Gerede, 2016: 37-38). Kurulduğu 1992-1994 döneminde sabit kur kur politikası uygulayan Rusya, 1995-1998 döneminde band içinde dalgalı kur rejimi, 1999-2002 döneminde serbest kur, 2002-2005 döneminde sıkı denetimli kur rejimi, 2005-2009 döneminde kur sepetine bağlı sabit kur sistemi uygulamış ve 2009 sonrası dönemde serbest kur politikasını benimsemiştir (BIS, 2017). 1920-1930 döneminde savaş tazminatlarını ödeyebilmek için bol miktarda bastığı paralar nedeniyle hiper enflasyon altında yaşayan Almanya bu dönemde serbest kur politikası uygulamış, 1948-1971 döneminde Bretton Woods sistemine dahil olarak ABD Dolarına bağlı sabit kur rejimi, 1973-1999 döneminde dalgalı kur rejimi uygulamıştır. Almanya 1999 sonrasında Avrupa Birliği’ne (AB) üye 19 ülkeyle birlikte Euro kullanmaya devam etmektedir ve Euro, serbest dalgalanmaya bırakılmış durumdadır (Hetzl, 2002). Türkiye’nin dış ticaretindeki ilk 10 ülke Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1: Türkiye’nin Dış Ticaretindeki İlk 10 Ülke (Dış Ticaret Hacmi, Milyar \$)

Sıra No	Ülkeler	2017	2018	2017 Payı (%)	2018 Payı (%)
1	Almanya	36	37	9.4	9.4
2	Rusya Federasyonu	22	25	5.7	6.6
3	Çin	26	24	6.8	6.1
4	ABD	21	21	5.3	5.3
5	İtalya	20	20	5.1	5.1
6	İngiltere	16	19	4.2	4.8
7	Fransa	15	15	3.8	3.8
8	İspanya	13	13	3.3	3.4
9	Irak	11	10	2.7	2.5
10	İran	11	9	2.8	2.4
Toplam		387.6	387.1	100	100

Kaynak: Ticaret Bakanlığı (2019d)



Tablo 1'deki verilere göre Türkiye'nin 2018 yılı dış ticaret hacminde ilk 3 sırayı alan ülkeler Almanya, Rusya ve Çin olup, bu durum, bu tez çalışmasında bu ülkelerin seçilmiş olmasının da en önemli nedenini oluşturmaktadır.

4. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde yer alan çalışmalar; Türkiye dışındaki ülkeler için yapılan ve Türkiye için yapılan çalışmalar şeklinde iki alt başlıkta toplanmış, bu başlıklar altında da reel döviz kurundaki artışların, ülkeler arasındaki ikili dış ticareti olumlu etkilediği yönünde bulgulara ulaşanlar, olumsuz etkilediği yönünde bulgulara ulaşanlar ve net bir etki bulamayan çalışmalar şeklinde ek bir sınıflandırma daha gerçekleştirilmiştir. Her alt bölüm içinde çalışmalar, yayınlanma tarihi bakımından, eskiden yeniye doğru sıralanarak sunulmuştur.

4.1. Diğer Ülkeler İçin Yapılmış Çalışmalar

4.1.1. Olumlu Sonuç Bulan Çalışmalar

In ve Menon (1996), OECD ülkelerinden ABD, Almanya, Fransa, İngiltere, İtalya, Japonya ve Kanada'da dış ticaret hacmi ve reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi, her bir ülke için ayrı zaman serisi yöntemlerinden Granger nedensellik analizi, Engle ve Granger iki aşamalı eşbütünleşme testi, En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ve Vektör Hata Düzeltme (Vector Error Correction: VEC) Yöntemi ile inceledikleri çalışmada, ABD, Fransa, İngiltere, Japonya ve Kanada'da reel döviz kurlarından dış ticaret hacmine doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğunu tespit etmiştir.

Goldberg ve Klein (1998), Güney Asya ülkeleri ile Latin Amerika ülkeleri ile ABD ve Japonya arasında, doğrudan yabancı yatırımları, dış ticaret ve reel döviz kuru arasındaki ilişkileri panel veri analiziyle incelediği çalışmada; dış ticaretin doğrudan yabancı yatırımları etkilediğini, reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkilerinin ise göreceli fiyatlar üzerinden doğrudan, doğrudan yabancı yatırımlar üzerinden de dolaylı olarak etkilediğini tespit etmiştir.

Onafowora (2003), Tayland, Malezya ve Endonezya'nın, ABD ve Japonya ile olan ikili ticaretinde reel döviz kuru ve ülke milli gelirlerinin etkilerini kullanarak, 1980:Q1-2001:Q4 dönemi için bütün ülke çiftlerinde ayrı ayrı gerçekleştirdiği VAR analizlerinde; ülke çiftlerinde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi elde edilmiştir. Döviz kuruna verilen bir standart sapmalık değersizleştirici şoka (nominal döviz kurlarının yükselmesine) dış ticaret dengelerinin Malezya ve Endonezya'nın ABD ve Japonya'ya karşı olan dış ticaretinde J Eğrisine benzer biçimde, Tayland'ın Japonya ile olan dış ticaretinde ise reel döviz kurundaki artışlara karşılık dış ticaret dengesinin kısa dönemde de uzun dönemde de artış yönünde tepki verdiği tespit edilmiştir. Tayland'ın ABD ile olan dış ticaretinde ise J Eğrisi Hipotezinin geçerli olduğu görülmüştür.

Hacker ve Hatemi-J (2004), Polonya, Macaristan ve Çek Cumhuriyeti'nin Almanya ile 1993:M08-2001:M07 döneminde gerçekleşen dış ticaretinde J Eğrisi Hipotezinin geçerliliğini, VAR yöntemi ile araştırmıştır. Yapılan analizler sonucunda; bütün ülkelerin Almanya ile olan dış ticaretlerinde reel döviz kurundaki değer kayıplarına karşılık dış ticaret dengelerinin olumlu yönde tepki verdiği ve J Eğrisi hipotezinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Yaşanan nominal kur artışları sonrasında ekonomilerde yaşanan bozulmaların ortalama 4 dönem sürdüğü de ifade edilmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Ratha (2004b), ABD ile en önemli ticari partneri 18 ülke arasındaki ikili ticaret dengesinin dinamiklerini, ABD dolarındaki değer kayıplarına olan kısa ve uzun dönemli tepkilerini, ülkeler arasında farklılık göstermek şartıyla genel olarak, 1975:Q1-2000:Q2 dönemi verilerini kullanarak Sınır Testi ve ARDL yöntemleri yardımıyla, J Eğrisi Hipotezi çerçevesinde araştırmıştır. Çalışma sonucunda kısa dönemde, literatürde yer aldığı şekliyle bir J Eğrisi olgusuyla karşılaşılma, ancak uzun dönem analizlerinde ABD Dolarındaki değer kayıplarının, ABD'nin dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği doğrultusunda bulgular elde edilmiştir.

Narayan (2006), Çin'in ABD ile arasındaki ticaret dengesi ve reel döviz kurlarının bu denge üzerindeki dinamik etkilerini 1979:M11-2002:M09 dönemi için ARDL yaklaşımı ve VAR modeline dayalı etki-tepki fonksiyonları yardımıyla araştırdığı çalışmada; bu serilerin uzun dönemde eşbütünleşik oldukları, reel döviz kurundaki artışların (Çin ulusal para biriminin değer kaybetmesinin) Çin'in ABD'yle olan dış ticaret dengesini kısa dönemde de uzun dönemde de olumlu yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Ratha (2007), ABD'nin Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Endonezya, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Malezya, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Güney Afrika, İspanya, İsveç, İsviçre, Tayland ve İngiltere ile olan ikili ticaretinde, reel döviz kuru değişimlerinin etkilerini S Eğrisi Hipotezi çerçevesinde, 1975:Q1-1998:Q4 dönemi verilerini kullanarak, çapraz-korelasyon fonksiyonları yardımıyla analiz etmiştir. Çalışmada toplulaştırılmış (X+M) verilerle



yapılan analizlerde S Eğrisi Hipotezinin geçerliliğine ilişkin herhangi bir kanıtı rastlanamazken, ayrılaştırılmış (İhracat ve ithalat için ayrı ayrı yapılmış) analizlerde bu hipotezin geçerli olduğuna ilişkin güçlü kanıtlara ulaşılmıştır. Buna göre ABD'nin dış ticaret dengesi; ABD Dolarında yaşanan değer kayıplarını takip eden kısa dönemde bozulmakta, uzun dönemde iyileşmekte ve daha sonra tekrar bozulmaya başlamaktadır. Buda demektir ki sadece ulusal parasının değerini düşürerek dış ticaret açıklarını sürekli biçimde iyileştirmek mümkün değildir, daha sağlam politikalar geliştirilmelidir.

Berthou (2008), reel döviz kurlarındaki değişimlerin ikili ihracata etkilerini OECD üyesi 20 ülke ve gelişmekte olan 52 ülke için 1989-2004 dönemi verilerini kullanarak, panel veri analizi yöntemleriyle incelemiştir. Çalışmada, Baldwin ve Krugman (1989) çalışmasıyla uyumlu olarak, reel döviz kurlarında histeri hipotezinin geçerli olduğu, yani artan reel döviz kurlarının, o seviyede kalma eğiliminde olduğunu gören araştırmacılar, reel döviz kurundaki %10'luk değerlenmenin (ulusal paranın değer kaybetmesinin), ülkeler arasındaki ikili ihracatı %6.8 oranında artırdığını belirtmişlerdir.

Appuhamilage ve Alhayky, (2010), Sri Lanka'nın Çin ile 1993:Q1-2007:Q4 dönemindeki dış ticaretinde ikili reel döviz kurunun etkisini, toplam ihracat ve sektörel olarak, panel veri analizi yöntemiyle incelemişlerdir. Analiz sonucunda; Sri Lanka ve Çin'in karşılıklı reel döviz kurlarının, iki ülke ticaret hacmi ve sektörel ticaret hacmi üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tsen (2011), reel döviz kurlarının Malezya'nın ABD, Japonya ve Singapur ile olan ikili ticareti üzerindeki etkilerini ayrı ayrı zaman serileri ile incelediği çalışmasında; reel döviz kurundaki düşmelerin (devalüasyonların) Malezya'nın bu ülkelere karşı olan dış ticaretini olumlu yönde etkilediğini belirlemiştir. Çalışmada ayrıca Malezya'nın söz konusu ülkelerle olan dış ticaretinde J Eğrisi Hipotezinin geçerli olduğuna ilişkin de bir kısım deliller elde edilmiştir.

Yuen-Ling, Wai-Mun ve Geoi-Mei (2012), reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi Malezya'nın 1955-2006 dönemi verilerini kullanarak, Engle ve Granger eşbütünleşme testi ve VEC yöntemi yardımıyla incelemiş ve serilerin eşbütünleşik olduklarını, yani uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini belirlemiştir. Ayrıca; yurtiçi gelir düzeyinin, dış ticaret dengesi ile pozitif, partner ülke milli gelirinin ise negatif ilişkili olduğu belirlenmiş ki bunlar, ekonomi teorisinin zıddına olan durumlardır. Araştırmacılar reel döviz kurundaki artışların (devalüasyonun) Malezya'nın dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediğini, bu durumun Marshall-Lerner Koşulu ile tutarlı olduğunu, ancak bu ülkede J Eğrisi Hipotezinin geçerliliğine ilişkin kanıtlar bulunmadığını belirtmişlerdir.

Tandon (2014), dış ticaret dengesi ile reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi, çok ülkeli ve ikili şekilde, 1980-2010 dönemi için panel veri analizi yöntemiyle incelemiş ve döviz kurlarının, ülkelerin dış ticaret açıklarını kapatmada bir araç olarak kullanılabileceğini göstermiştir.

4.1.2. Olumsuz Sonuç Bulan Çalışmalar

Rose ve Yellen (1989), ABD'nin seçili ülkelerle olan ikili dış ticareti üzerinde reel döviz kurunun etkilerini Engle ve Granger (1987) eşbütünleşme testi ile analiz ettiği çalışmasında; değişkenler arasında eşbütünleşme bulamamıştır. Dolayısıyla J Eğrisi Hipotezinin geçerliliği konusunda da herhangi bir kanıtı rastlayamamışlardır.

Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), ABD'nin Fransa, Almanya, İtalya ve Japonya ile olan ikili ticaretinde reel kurların ve ülke milli gelirlerinin etkilerini ARDL yöntemiyle araştırmış ve ABD'nin bu ülkelerle olan dış ticaretinde J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığını belirlemiştir.

Bahmani-Oskooee ve Cheema (2009), Pakistan ile 13 ticari partneri arasındaki ikili dış ticaretin, reel döviz kuru ve ülke milli gelirlerine olan kısa ve uzun dönem duyarlılıklarını, J Eğrisi Hipotezi çerçevesinde, 1980:Q1-2003:Q4 dönemi için Sınır Testi, ARDL yöntemi, Johansen eşbütünleşme testi ve VEC yöntemleriyle incelemiş ve sadece Kanada, Hong Kong, Kuveyt, Birleşik Arap Emirlikleri ve İngiltere ile olan dış ticaretinde uzun dönemde ticaret dengesiyle döviz kurları arasında anlamlı bir ilişkinin var olduğunu, bu ülkelerin hiç biriyle olan iki yönlü dış ticaretinde J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığını belirlemiştir.

Shahbaz, Jalil ve İslam (2010), reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini, Pakistan için 1980:Q1-2006:Q4 dönemi verilerini kullanarak, ARDL yöntemiyle analiz etmiş ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu ancak reel döviz kurundaki artışların, Pakistan'ın dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin negatif olduğunu, bu nedenle söz konusu ülkede J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığını, politika yapıcıların, kur politikalarını belirlerken bu durumu dikkate almalarında yarar olacağını ifade etmişlerdir.

Kang (2016), nominal ve reel döviz kuru değişimlerinin dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini, Çekim Modeli yardımıyla, 72 tane ihracatçı ve 158 tane ithalatçı ülkenin 2001-2015 dönemi verilerini kullanarak analiz etmiş ve ülkelerin paralarının değerini düşürmesinin (devalüasyon), ihracat artışına



olumlu bir katkı sağlamadığını, paralarını daha değerli hale getiren ülkelerin (revalüasyon) ise ithalatlarının da ihracatlarının da arttığı sonucuna ulaşmıştır. Araştırmacılar, ülkelerin devalüasyona gitmelerinin, dünya dış ticaretinin büyüme hızını yavaşlattığını da ifade etmişlerdir.

4.1.3. Belirsiz sonuç bulan çalışmalar

Bahmani-Oskooee ve Wang (2006), Çin'in en önemli 13 ticari partneri ülke ile arasındaki dış ticaret dengesinin dinamikleri 1983:Q1-2002:Q1 dönemi için Sınır Testi yaklaşımı ve hata düzeltme modeli yardımıyla incelediği çalışmada; Çin'in ulusal parası Yuan'da yaşanan reel devalüasyonların, kısa dönemde bütün ülkelerle olan ticaret dengesinde önemli yararlar sağladığını, ancak bu etkilerin J Eğrisi Hipotezine uymadığını belirlemiştir. Ayrıca bu kısa dönemli olumlu etkilerin, ABD'nin de arasında bulunduğu 4 ticaret partneri hariç diğer ülkelerle olan dış ticaretinde uzun dönemde ortadan kalktığı tespit edilmiştir. Araştırmacılar elde ettikleri bu sonuçlara dayanarak; Çin'in en büyük ticaret partneri olan ABD ile iki yanlı ticaret dengesinde, ulusal parasının değerini düşürmesinin hala etkin bir yol olduğunu, ancak diğer ülkelerle olan dış ticareti için daha farklı politika çözümlerine ihtiyaç bulunduğunu belirtmişlerdir.

Bahmani-Oskooee, Goswami ve Talukdar (2008), reel döviz kurlarındaki değişimin, dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini, Kanada ile en önemli 20 ticari partneri ülke için, J Eğrisi Hipotezi çerçevesinde, 1973:Q1-2001:Q2 dönemi verilerini kullanarak, Sınır Testi yaklaşımı ve hata düzeltme modeline dayalı ARDL yöntemiyle araştırmıştır. Analiz sonucunda; Kanada'nın bu ülkelerden 11 tanesi ile olan dış ticaretinde J Eğrisi Hipotezinin geçerli olduğu, 9 tanesinde böyle bir etkinin olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Uzun dönem analizinde; reel döviz kurundaki artışların, Kanada'nın Avustralya, Fransa, Almanya, Hindistan, Japonya, Hollanda, Güney Kore, Singapur, İspanya, İsveç, İsviçre ve ABD ile olan ikili dış ticaretini olumlu yönde etkilediği, dolayısıyla bu ülkelere yönelik dış ticaret politikaları geliştirilirken, reel döviz kuruna özel bir yer verilmesinin yararlı olacağı belirlenmiştir.

Rahutami (2013), ASEAN (Association of Southeast Asian Countries: Güneydoğu Asya Uluslar Birliği) Örgütüne üye Uzak Doğu Ülkelerinde reel döviz kuru ve reel döviz kuru oynaklığının, bu ülkelerin uluslararası ticaretine olan etkilerini, 2001-2011 dönemi verilerini kullanarak, rassal etkiler ve sabit etkiler modelleri aracılığıyla analiz etmiştir. Analiz sonucunda; ev sahibi ülke milli gelirinin ithalat üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkisinin olduğu, ticari partner ülkenin milli gelirinin ihracat üzerinde sadece rassal etkiler modeline göre pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunduğu, reel döviz kurundaki artışların ülkelerin ihracatı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığı, ancak ithalatlarını azaltıcı yönde etkisinin olduğu ve son olarak reel döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisinin de istatistiksel olarak anlamsız olduğu tespit edilmiştir.

Miranda ve Mordecki (2015), reel döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkilerini, Brezilya, Şili, Yeni Zelanda ve Uruguay için 1990-2013 dönemi verilerini kullanarak, Johansen eşbütünleşme testi ile incelemiş ve reel döviz kuru oynaklığından ihracata doğru istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir etki tespit edememiştir.

4.2. Türkiye İçin Yapılmış Çalışmalar

4.2.1. Olumlu Sonuç Bulan Çalışmalar

Gümüştekin (2012), Türkiye ile Almanya arasındaki ikili dış ticaret üzerinde reel döviz kurlarındaki değişimlerin etkilerini, J Eğrisi Hipotezi çerçevesinde, 1989:Q1-2011:Q3 dönemi için 20 endüstri bazında, Sınır Testi yaklaşımı ve ARDL yöntemi yardımıyla incelemiştir. Analiz sonucunda; devalüasyon sonucunda hiçbir endüstride J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı, ancak reel döviz kuru, yurtiçi (Türkiye) milli gelir düzeyi ve yurtdışı (Almanya) milli gelir düzeyindeki değişimlerin kısa dönemde de uzun dönemde de bir çok endüstride Türkiye ile Almanya arasındaki ikili ticaret üzerinde etkili olduğunu tespit edilmiştir.

Başar ve Künü (2012), Türkiye'nin 34 ülke ile 2001-2011 döneminde gerçekleşen ikili dış ticaretinin belirleyicilerini, panel veri analizi yöntemiyle analiz etmiş ve partner ülkenin kişi başına düşen milli geliri ve reel döviz kurundaki artışların Türkiye'nin ihracatını artırdığı bulgusuna ulaşmıştır.

Bilman (2012), Türkiye'nin, 16 tane ticari partneri ülke ile olan iki yönlü dış ticaretinde reel döviz kurlarının etkisini, 1980-2010 dönemi için, J ve S Eğrisi Hipotezleri kapsamında, Harberger - Laursen - Metzler (HML) yöntemiyle analiz etmiş ve 9 ülke ile olan dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerli olduğunu ve HML etkisinin var olduğunu, 4 ülke ile olan dış ticarete ters J Eğrisi durumunun söz konusu olduğunu ve 3 ülke için ise gecikmiş J Eğrisi etkisinin geçerli olduğunu belirlemiştir. Çalışmada Türkiye'nin dış ticaretinde S Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı belirtilmiştir. Çalışmada ayrıca Türkiye'nin döviz kuru politikalarının, iki yanlı ticaret açıklarının

Demirtaş (2014), Türkiye ile Almanya arasındaki reel döviz kurunun, bu ülkeler arasındaki ikili dış ticaret üzerindeki etkilerini, 2002-2012 dönemi için Sınır Testi ve ARDL yöntemleriyle incelemiş ve Türk



Lirasındaki reel değer kaybının, kısa ve uzun dönemde Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesi üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca iki ülkenin milli gelirleri çalışmada sanayi üterim endeksleriyle temsil edilmiş ve sanayi üretim endeksinin, dış ticaret dengesi üzerinde beklentilere uygun etkiye sahip olduğunu belirlemişlerdir.

Yazıcı ve İslam (2014), Türkiye'nin AB üyesi 15 ülke (AB15) ile olan dış ticareti üzerinde reel döviz kurlarındaki değişimlerin etkilerini, ikili ülke çiftleri için 1982:Q1-2001:Q4 dönemi için Sınır Testi yaklaşımı ve ARDL modeli yardımıyla analiz etmiş ve Türkiye'de ilgili dönemde J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığını, ancak reel kurdaki değer kayıplarının (Türk Lirasının reel değerinin düşmesinin), Türkiye'nin Avusturya, Danimarka, Fransa, İrlanda, İtalya, İsveç ve İngiltere'ye karşı olan dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediğini tespit etmiştir.

Değer ve Demir (2015), reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasındaki ilişkileri, Türkiye'nin 1997:M01-2014:M12 dönemi verilerini kullanarak, Granger nedensellik testi ve Engle ve Granger eşbütünleşme testi yardımıyla analiz edilmiş ve reel efektif döviz kurundan dış ticaret hacmine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Araştırmacılar DOLS yöntemiyle yaptıkları uzun dönem analizinde ise REER'deki %1'lik artışın dış ticaret hacmini ortalama %3.75 oranında azalttığını belirlemişlerdir.

Açıcı (2016), Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkileri, 1997:M01-2014:M11 dönemi için Granger, Toda-Yamamoto ve Hacker-Hatemi-J bootstrap nedensellik testleriyle incelemiş ve reel döviz kurlarından dış ticaret verilerine doğru bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir.

Gültekin (2016), Çin'in uygulamakta olduğu döviz kuru ve diğer dış ticaret stratejilerinin, Türkiye - Çin ticari ilişkilerine olan etkilerini incelediği çalışmasında; Çin'in uyguladığı düşük kur ve düşük enflasyon siyaseti ile bütün dünya ülkelerine ve bu arada Türkiye'ye karşı önemli avantajlar elde ettiğini ifade etmiştir.

Gerede (2016) Çin ile ABD arasında süren kur savaşının, Çin - ABD ve Çin - Türkiye ikili ticaretine olan etkilerini, 1999:M01-2015:M12 dönemi için dört farklı model yardımıyla, Kapetanios yapısal kırılmalı birim kök testi, Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi, Toda-Yamamoto nedensellik testi ve DOLS yöntemi yardımıyla incelemiştir. Uzun dönem analizinde; Dolar/RMB kurundaki 1 birimlik artışın, ABD'nin Çin'e olan ihracatını %24 oranında azalttığını, Çin'in Sanayi Üretim Endeksindeki 1 birimlik artışın, ABD'nin Çin'e olan ihracatını %3 oranında artırdığını, döviz kurundaki ve ABD'nin Sanayi Üretim Endeksindeki 1 birimlik artışın ise, Çin'in ABD'ye olan ihracatını sırasıyla %25 ve %1 oranında artırdığını belirlemiştir. Araştırmacı Çin ile ABD arasındaki ticarete, kurdaki yükselmenin, yani devalüasyonun, Çin açısından olumlu, ABD açısından olumsuz etkilerinin bulunduğunu ortaya koymuştur. Diğer yandan Türkiye ile Çin arasındaki karşılıklı ticarete TL/RMB kurundaki 1 birimlik artışın, Türkiye'nin Çin'e olan ihracatını %11 oranında azalttığını, Çin'in Sanayi Üretim Endeksindeki 1 birimlik artışın, Türkiye'nin bu ülkeye olan ihracatını %3 oranında artırdığını belirlemiştir. Kurdaki ve Türkiye'nin Sanayi Üretim Endeksindeki 1 birimlik artışların da Çin'in Türkiye'ye olan ihracatını sırasıyla %10 ve %4 oranlarında artırdığı ortaya konulmuştur. Çin'in ABD ile olan ilişkilerine benzer şekilde, kurdaki yükselmelerin Çin için olumlu, Türkiye için olumsuz sonuçlara yol açtığı tespit edilmiştir.

Karakaş, İnce ve Kaya (2017), döviz kurlarının ve döviz kuru oynaklığının, Türkiye ile Rusya arasındaki ikili dış ticaret üzerindeki etkilerini, 2010:M01-2016:M09 dönemi için, araç para birimi yaklaşımıyla incelemiştir. Çalışmanın sonucunda; Rublenin değer kazanmasının, Türkiye'nin Rusya'dan ithalatını artırdığı görülmüş olup, genel ekonomi teorisine zıt bu durumun nedeninin, Türkiye'nin Rusya'dan yaptığı ithalatın enerji gibi fiyat esnekliği oldukça düşük ürünlerden oluşması olduğu belirtilmiştir. Ayrıca Rusya'daki tüketici fiyatları endeksinin düşmesinin (Rus mallarının ucuzlamasının) ve Türkiye'deki perakende satış endeksindeki artışların da Türkiye'nin bu Rusya'dan ithalatını artırdığı tespit edilmiştir. Öte yandan Rus para birimi Ruble 'deki oynaklığın da Türkiye'nin Rusya'dan ola ithalatını artırıcı etkilerinin olduğu görülmüştür.

Karamelikli ve Erkuş (2017), Türkiye ile Yunanistan arasındaki ikili reel döviz kurunun, bu ülkeler arasındaki dış ticaret olan etkilerini, 2003:Q1-2017:Q4 dönemi için doğrusal ve doğrusal olmayan ARDL yöntemleriyle ayrı ayrı incelemiş ve reel döviz kuru ile ikili ticaret arasında uzun dönemde asimetric bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Araştırmacılar uzun dönemde Euro'nun değer kaybetmesinin de değer kazanmasının da Türkiye ile Yunanistan arasındaki ikili ticareti, pozitif yönde etkilediğini belirlemişler ve Yunanistan'ın, Avrupa Para Birliği'nde yer almasının, reel döviz kurunun etkisini sınırladığını ifade etmişlerdir.

Kılıç, Özbek ve Çifçi (2018), ev sahibi ülke, partner ülke milli gelirleri ve reel döviz kurunun Türkiye'nin dış ticareti üzerindeki etkilerini, 1990-2015 dönemi yıllık verileri ve 1998:Q1-2016:Q3 dönemi



çeyreklik verilerini kullanarak, Sınır Testi ve ARDL yöntemleriyle araştırmış ve reel döviz kurundaki iyileşmelerin (Türk Lirasının değer kaybetmesinin) dış ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz, uzun dönemde olumlu yönde etkilediğini, yani bu yönüyle ilgili dönemde Türkiye ekonomisinde J Eğrisi Hipotezinin geçerli olduğunu belirlemiştir. Araştırmacılar bu çalışmada; reel kurdaki değişimler ile dış ticaret dengesi arasındaki uyarlama 10-12 ay arasında sürdüğünü ifade etmişlerdir.

Yaman (2018), döviz kurlarındaki değişimlerin dış ticaret üzerindeki etkilerini, Türkiye'nin 2005-2015 dönemi verilerini kullanarak, Granger nedensellik testi, Johansen eşbütünleşme testi ve VEC yöntemiyle analiz etmiş ve döviz kurlarındaki %1'lik artışın ihracatı %0.23 artırdığını, ithalatı ise %0.38 oranında azalttığını tespit etmiştir. Bu çalışmada ek olarak GSYH'deki %1'lik artışın da ithalatı %1.32 oranında artırdığı görülmüştür.

4.2.2. Olumsuz Sonuç Bulan Çalışmalar

Yılmaz ve Kaya (2007), reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkileri, Türkiye'nin 1990:M01-2004:M06 dönemi verilerini kullanarak, VAR modeli ve Granger nedensellik testi yardımıyla incelemiştir. VAR analizine dayalı gerçekleştirilen varyans ayrıştırması işlemi ve etki - tepki fonksiyonlarında; reel döviz kurundaki değişimlerin dış ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermiştir. Çalışmada ayrıca ithalattan ihracata doğru güçlü bir nedensellik ilişkisi tespit eden araştırmacılar, ülkede uygulanacak ithalat kısıtlamalarının ihracatı olumsuz yönde etkileyeceğini ifade etmişlerdir. Bu çalışmada genel olarak Türkiye'de J Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığına karar verilmiştir.

Aktaş (2010) çalışmasında reel döviz kurlarıyla Türkiye'nin ithalatı ve ihracatı arasındaki ilişkileri, 1989-2008 dönemi için üç aylık veriler kullanılarak VAR analizi yardımıyla araştırılmıştır. Bulgulara göre reel kurdaki herhangi bir değişimin, dış ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etki yapmadığını, reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Yurtoğlu (2017), reel döviz kuru ile ihracat arasındaki ilişkileri, Türkiye'nin 1997:M01-2015:M06 dönemi verilerini kullanarak, Granger nedensellik testi ile araştırmış ve reel döviz kuru ile ihracatı doğru bir nedensellik ilişkisi bulamamıştır.

Şimşek (2017), reel döviz kurundaki değişimlerin, Türkiye'nin tarım ürünleri ihracat ve ithalatına olan etkilerini, 1980-2015 dönemi için Granger nedensellik testi ile analiz etmiş ve reel döviz kuru ile tarım ürünleri ticaretine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edememiştir. Yazar sadece tarım ürünleri ihracatında, tarım ürünleri ithalatına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulabilmiştir.

4.2.3. Belirsiz Sonuç Bulan Çalışmalar

Halıcıoğlu (2008), Türkiye ile en önemli 13 ticari partneri ülke (Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Fransa, Almanya, Hollanda, İtalya, Japonya, İsveç, İsviçre, İngiltere ve ABD) arasındaki ikili ticaret üzerinde reel döviz kurlarının etkisini, J Eğrisi Hipotezi çerçevesinde, Sınır Testi ve ARDL yöntemleriyle araştırmıştır. Analiz sonucunda; Türkiye ile bu ülkeler arasındaki dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerliliğine ilişkin yeterli kanıt elde edilemezken, Türkiye açısından hesaplanan reel döviz kurundaki artışların kısa dönemde Türkiye'nin Belçika, Almanya ve İsviçre ile olan dış ticaret dengesini, uzun dönemde ise İngiltere ve ABD ile olan dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği belirlenmiştir. Uzun dönem analizinde diğer ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı bulgulara ulaşılamazken, İsviçre için negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir sonuca ulaşılmıştır.

Eren Sarioğlu (2013) reel döviz kuru belirsizliğinin, Türkiye'nin ihracatı üzerindeki etkilerini, 2003-2011 dönemi için Sınır Testi ve ARDL yöntemleriyle incelemiş ve Türkiye'nin ihracatı üzerinde önemli paya sahip olan kimya, otomotiv, elektrik-elektronik ve demir-çelik sektörlerinin ihracatlarını, döviz kuru belirsizliğinin istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilemediği sonucuna ulaşmıştır.

Barak ve Naimoğlu (2018), reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkilerini, kırılmalı beşli (Endonezya, Türkiye, Güney Kore, Kolombiya ve Meksika) için 2000-2014 dönemi verilerini kullanarak, Panel ARDL ve Granger nedensellik testi ile incelemiş ve reel döviz kuru ile dış ticaret arasında kısa dönemde de uzun dönemde de negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulmuştur. Öte yandan reel döviz kuru ile dış ticarete doğru istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edememişlerdir.

Uslu (2018), reel efektif döviz kuru, yurtiçi milli gelir düzeyi ve dünya milli gelir düzeyinin, Türkiye'nin ihracatı, ithalatı ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini, 1989:Q1-2018:Q1 dönemi için Sınır Testi ve ARDL yöntemleriyle analiz etmiş ve uzun dönemde reel efektif döviz kuru, yurtiçi milli gelir düzeyinin dış ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını, dünya milli gelirindeki %1'lik artışın Türkiye'nin dış ticaret dengesini %0.47 oranında iyileştirdiğini belirlemiştir. Yazar Toda-Yamamoto nedensellik testi ile yaptığı analizde ise reel efektif döviz kuru, yurtiçi milli gelir düzeyi ve dünya milli gelir

düzeyinden Türkiye'nin dış ticaret dengesine doğru nedensellik ilişkisi tespit ederken, Türkiye'de Marshall-Lerner Koşulu ve J Eğrisi Hipotezlerinin geçerli olmadığını tespit etmiştir.

Literatürde yer alan çalışmalarda; çoklu ülke gruplarına göre belirlenen reel efektif döviz kurlarının kullanımına karşılık, ikili ülke reel döviz kurları üzerinde yoğunlaşan çalışma sayısı daha sınırlı kalmaktadır. Bu çalışmada her bir ülke çifti için tarafımızdan hesaplanan reel kurlar kullanılarak, literatürdeki önemli bir boşluğun doldurulması hedeflenmiştir. Ayrıca bu çalışmada kullanılan doğrusal olmayan ARDL yöntemi de ikili dış ticaret ve reel kur literatürü için oldukça güncel ve farklı bir yöntem olup, çalışmanın bu yönüyle de literatüre önemli bir katkı sağlaması beklenmektedir.

5. EKONOMETRİK ANALİZ

5.1. Veri Seti

Bu çalışmada Türkiye ile Rusya, Almanya ve Çin'e ait 2004:M01-2018:M11 dönemi aylık dış ticaret dengesi (TB[†]), reel döviz kuru (RER[‡]), Kişi Başına Düşen Milli Gelir (GDPPC), Nüfus (POP) ve Petrol Fiyatları (Poil) verileri kullanılmıştır. Verilerin seçiminde literatürde yer alan Onafowora (2003); Gümüştekin (2012); Uslu (2018) çalışmaları temel alınmıştır. Veriler; TÜİK (2018), EVDS (2018a), Çin Merkez Bankası PBC (2018), Rusya Merkez Bankası CBRF (2019), World Bank (2019) Investing (2019) ve FRED (2019)'dan alınmış, logaritmik dönüşümleri yapılarak analizlerde kullanılmıştır. Ayrıca 2008 küresel ekonomik krizi de kukla değişkenle (K₂₀₀₈) analizlere dâhil edilmiştir.

5.2. Model

Çalışmada Denklem (2) temel alınmış, tarafımızdan POP, Poil ve GDPPC verileri de eklenerek Denklem (3)'e ulaşılmıştır.

$$BT^{TR} = f(RER, POP^d, POP^f, Poil, GDPPC^d, GDPPC^f, K_{2008}) \quad (3)$$

Burada RER; Türkiye ile partner ülke arasındaki, Türkiye açısından ikili reel döviz kurunu, POP^f; partner ülkenin nüfusunu, POP^d; Türkiye'nin nüfusunu, Poil; Brent petrolü ham petrol varil fiyatlarını, GDPPC^f; partner ülkede kişi başına düşen milli geliri, GDPPC^d; Türkiye'de kişi başına düşen milli geliri, ve BT; Türkiye açısından ilgili ülkeyle olan dış ticaret dengesini ifade etmektedir. Bu modelin ekonometrik formda yazılmış şekli:

$$\text{Model 1: } Ln(TB_t^{TR_CHN}) = \gamma_0 + \gamma_1 Ln(RER_t^{TR_CHN}) + \gamma_2 Ln(GDPPC_t^{TR}) + \gamma_3 Ln(GDPPC_t^{CHN}) + \gamma_4 Ln(Poil_t) + \gamma_5 Ln(POP_t^{TR}) + \gamma_6 Ln(POP_t^{CHN}) + \gamma_7 K_{2008} + e_t \quad (4)$$

$$\text{Model 2: } Ln(TB_t^{TR_RUS}) = \gamma_0 + \gamma_1 Ln(RER_t^{TR_RUS}) + \gamma_2 Ln(GDPPC_t^{TR}) + \gamma_3 Ln(GDPPC_t^{RUS}) + \gamma_4 Ln(Poil_t) + \gamma_5 Ln(POP_t^{TR}) + \gamma_6 Ln(POP_t^{RUS}) + \gamma_7 K_{2008} + e_t \quad (5)$$

$$\text{Model 3: } Ln(TB_t^{TR_GRM}) = \gamma_0 + \gamma_1 Ln(RER_t^{TR_GRM}) + \gamma_2 Ln(GDPPC_t^{TR}) + \gamma_3 Ln(GDPPC_t^{GRM}) + \gamma_4 Ln(Poil_t) + \gamma_5 Ln(POP_t^{TR}) + \gamma_6 Ln(POP_t^{GRM}) + \gamma_7 K_{2008} + e_t \quad (6)$$

5.3. Yöntem

Bu çalışmada serilerin durağanlığı ADF (Augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips-Perron) ve Kapetanios (2005) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi birim kök testiyle sınanmıştır. Modellerde yer alan seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı; Sınır Testi ile incelenmiştir. Modellere ait uzun ve kısa dönem analizleri ARDL (Autoregressive Distributed Lag: Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif) yöntemiyle gerçekleştirilecektir. Modellerde yer alan seriler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testiyle incelenmiştir.

5.4. Serilerin Durağanlığının Test Edilmesi

Serilerin durağanlığı ADF, PP, KPSS ve Kapetanios (2005) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle sınanmıştır. ADF ve PP birim kök testlerinin H₀ hipotezi: "Seri Durağan Değildir" şeklinde olup, bu testlerin sonuçları Tablo 2'de gösterilmiştir.

[†] TB verisi tarafımızdan TB=(X/M)*100 formülü ile hesaplanmıştır.

[‡] RER verisi de tarafımızdan RER=(ER*P^f)/(P^d) formülü ile hesaplanmıştır.



Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Testi		PP Testi	
	Düzye Değerleri	Birinci Farkları	Düzye Değerleri	Birinci Farkları
$Ln(X_{TR\ CHN})$	0.00***	-	0.00***	-
$Ln(X_{TR\ RUS})$	0.42	0.00***	0.45	0.00***
$Ln(X_{TR\ GRM})$	0.92	0.00***	0.00***	-
$Ln(M_{TR\ CHN})$	0.03**	-	0.00***	-
$Ln(M_{TR\ RUS})$	0.05*	-	0.02**	-
$Ln(M_{TR\ GRM})$	0.38	0.00***	0.00***	-
$Ln(TB_{TR\ CHN})$	0.80	0.00**	0.00***	-
$Ln(TB_{TR\ RUS})$	0.00***	-	0.00***	-
$Ln(TB_{TR\ GRM})$	0.12	0.00***	0.18	0.00***
$Ln(RER_{TR\ CHN})$	0.18	0.00***	0.21	0.00***
$Ln(RER_{TR\ RUS})$	0.19	0.00***	0.19	0.00***
$Ln(RER_{TR\ GRM})$	0.72	0.00***	0.58	0.00***
$Ln(GDPPC_{TR})$	0.73	0.02**	0.82	0.00***
$Ln(GDPPC_{CHN})$	0.42	0.54	0.79	0.00***
$Ln(GDPPC_{RUS})$	0.46	0.12	0.85	0.00***
$Ln(GDPPC_{GRM})$	0.29	0.00***	0.50	0.00***
$Ln(POP_{TR})$	0.90	0.82	0.90	0.82
$Ln(POP_{CHN})$	0.57	0.12	0.57	0.12
$Ln(POP_{RUS})$	0.07*	-	0.00	-
$Ln(POP_{GRM})$	0.99	0.15	0.99	0.00***
$Ln(Poil)$	0.30	0.00***	0.39	0.00***

Not: Tablodaki değerler olasılık değerleridir. İdeal gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri kullanılarak tespit edilmiştir. Düzye değerlerinde sabitli ve trendli, birinci farklarında ise sabitli modeller kullanılarak testler gerçekleştirilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 13 alınmıştır. ***, ** ve *; sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağanlığı göstermektedir. Düzye değerlerinde durağan olan seriler için birinci farkta tekrar birim kök testi yapılmamıştır.

Tablo 2'deki bulgulara göre bu serilerin bazıları düzye değerlerinde durağan iken, bazıları düzye değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Analiz döneminde 2008 küresel ekonomik krizi gibi önemli bir faktör de yer aldığı için çalışma Kapetanios (2005) çoklu birim kök testi ile de genişletilmiştir. Bu testin H_0 hipotezi: "Seri Durağan Değildir" şeklinde olup, elde edilen sonuçlar Tablo 3'te gösterilmiştir.

Tablo 3: Kapetanios Yapısal Kırımlı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	τ - istatistiği	Kritik Değerler			Yapısal Kırılma Tarihleri
		%1	%5	%10	
$Ln(TB_{TR\ CHN})$	-4.33	-6.59	-6.11	-5.84	2008:M11; 2012:M03
$Ln(TB_{TR\ RUS})$	-3.94	-6.59	-6.11	-5.84	2006:M11; 2010:M11
$Ln(TB_{TR\ GRM})$	-8.68***	-6.59	-6.11	-5.84	2007:M11; 2010:M11
$Ln(RER_{TR\ CHN})$	-5.52	-6.59	-6.11	-5.84	2007:M012; 2010:M11
$Ln(RER_{TR\ RUS})$	-6.12**	-6.59	-6.11	-5.84	2010:M11; 2014:M09
$Ln(RER_{TR\ GRM})$	-3.94	-6.59	-6.11	-5.84	2009:M11; 2014:M03
$Ln(GDPPC_{TR})$	-3.20	-6.59	-6.11	-5.84	2009:M09; 2014:M12
$Ln(GDPPC_{CHN})$	-3.42	-6.59	-6.11	-5.84	2007:M03; 2010:M02
$Ln(GDPPC_{RUS})$	-3.18	-6.59	-6.11	-5.84	2008:M03; 2011:M08
$Ln(GDPPC_{GRM})$	-5.94*	-6.59	-6.11	-5.84	2008:M01; 2011:M02
$Ln(POP_{TR})$	-14.47***	-6.59	-6.11	-5.84	2008:M08; 2012:M12
$Ln(POP_{CHN})$	-5.07	-6.59	-6.11	-5.84	2009:M11; 2012:M10
$Ln(POP_{RUS})$	-3.88	-6.59	-6.11	-5.84	2007:M12; 2014:M01
$Ln(POP_{GRM})$	-10.84***	-6.59	-6.11	-5.84	2008:M01; 2010:M12
$Ln(Poil)$	-4.41	-6.59	-6.11	-5.84	2008:M07; 2014:M09
$\Delta Ln(TB_{TR\ CHN})$	-16.11***	-5.01	-4.50	-4.14	2008:M07
$\Delta Ln(TB_{TR\ RUS})$	-16.34***	-5.01	-4.50	-4.14	2008:M02
$\Delta Ln(RER_{TR\ CHN})$	-10.19***	-5.01	-4.50	-4.14	2015:M01
$\Delta Ln(RER_{TR\ GRM})$	-10.75	-5.01	-4.50	-4.14	2009:M12
$\Delta Ln(GDPPC_{TR})$	-5.80***	-5.01	-4.50	-4.14	2008:M09
$\Delta Ln(GDPPC_{CHN})$	-4.02	-5.01	-4.50	-4.14	2014:M12
$\Delta Ln(GDPPC_{RUS})$	-4.96**	-5.01	-4.50	-4.14	2014:M12
$\Delta Ln(POP_{CHN})$	-3.68	-5.01	-4.50	-4.14	2009:M12
$\Delta Ln(POP_{RUS})$	-3.05	-5.01	-4.50	-4.14	2012:M05
$\Delta Ln(Poil)$	-10.32***	-5.01	-4.50	-4.14	2014:M11

Not: Düzye değerlerinde sabitli ve trendli, birinci farklarında ise sabitli modeller kullanılarak testler gerçekleştirilmiştir. ***, ** ve *; ilgili serinin sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde durağanlığı göstermektedir. Δ ; ilgili serinin birinci

dereceden farkının alındığını göstermektedir. Düzey değerlerinde durağan olan seriler için birinci farkta tekrar birim kök testi yapılmamıştır.

Tablo 3'teki bulgulara göre de bu serilerin bazıları düzey değerlerinde durağan iken, bazıları düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir.

5.5. Eşbütünleşme Testi

Seriler farklı derecelerde durağan olduğu için modellerde yer alan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Sınır Testi yöntemi ile sınanmıştır. Y ve X şeklindeki iki değişkenli basit bir modelde Sınır Testi yapmak için kullanılması gereken model:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_{1k} \Delta Y_{t-k} + \sum_{k=0}^n \alpha_{2k} \Delta X_{t-k} + \alpha_3 Y_{t-1} + \alpha_4 X_{t-1} + e_t \quad (7)$$

Burada m ve n ; optimum gecikme uzunlukları olup, "Akaike Bilgi Kriteri" kullanılarak belirlenmiştir. Sınır Testi yapılırken; Denklem (72) tahmin edilmekte, serilerin düzey değerlerinin bir dönem gecikmeli değerlerine (Y_{t-1} ve X_{t-1}) kısıt konulmakta ve bir F testi yapılmaktadır (Wong ve Hook, 2018). Elde edilen F istatistiği; Pesaran, Shin ve Smith (2001) çalışmasında yer alan üst sınır değerinden büyük olduğunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna, alt sınır değerinden küçük olduğunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir. Elde edilen F istatistiği, alt ve üst sınır değerleri arasında kaldığında ise eşbütünleşmenin varlığı konusunda kesin bir karar verilememektedir (Frimpong ve Oteng-Abayie, 2006). Sınır Testinin H_0 hipotezi: "Seriler arasında eşbütünleşme yoktur" şeklindedir. Bu çalışmada, her bir model için ayrı ayrı Sınır Testi yapılmış ve ulaşılan bulgular Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 1: Sınır Testi Sonuçları

	F-istatistiği	k	Kritik Değerler					
			Alt Sınır			Üst Sınır		
			10%	5%	1%	10%	5%	1%
Model 1	5.19***	6	1.99	2.27	2.88	2.94	3.28	3.99
Model 2	7.47***	6	1.99	2.27	2.88	2.94	3.28	3.99
Model 3	4.52***	6	1.99	2.27	2.88	2.94	3.28	3.99

Not: *** ve *, %1 ve %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşmenin var olduğunu göstermektedir. Optimum gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir.

Tablo 4'teki bulgulara göre; Sınır Testi yakşamıyla yapılan eşbütünleşme testinde, bütün modellerde yer alan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilmiştir. Yani bu seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler ve bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizlerde sahte regresyon problemiyle karşılaşmayacaktır.

5.6. Uzun Dönem Analizi

Bu çalışmada uzun dönem analizleri, ARDL (yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Y ve X şeklinde iki değişkenli bir uzun dönem ARDL modeli:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_{1k} Y_{t-k} + \sum_{k=0}^n \alpha_{2k} X_{t-k} + e_t \quad (8)$$

şeklindedir. Burada m ve n ; ideal (optimum) gecikme uzunlarıdır. Çalışmada uzun dönem analizleri her bir model için ayrı ayrı ARDL yöntemiyle yapılmış ve elde edilen bulgular Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 2: Uzun Dönem Analizi Sonuçları

Değişken	Model 1	Model 2	Model 3
$Ln(RER_{TR\ CHN})$	0.15*** (0.00)	-	-
$Ln(RER_{TR\ RUS})$	-	-0.01* (0.09)	-
$Ln(RER_{TR\ GRM})$	-	-	0.03*** (0.00)
$Ln(GDPPC_{TR})$	0.37** (0.04)	0.21*** (0.00)	-0.11*** (0.00)
$Ln(GDPPC_{CHN})$	-0.27 (0.38)	-	-
$Ln(GDPPC_{RUS})$	-	-0.08*** (0.00)	-
$Ln(GDPPC_{GRM})$	-	-	0.33*** (0.00)
$Ln(POIL)$	-0.01 (0.27)	0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
$Ln(POP_{TR})$	-1.71 (0.61)	1.48*** (0.00)	0.64*** (0.00)
$Ln(POP_{CHN})$	18.78*** (0.00)	-	-
$Ln(POP_{RUS})$	-	-6.63*** (0.00)	-
$Ln(POP_{GRM})$	-	-	-0.59*** (0.00)
K_{2008}	-0.02* (0.07)	-0.004*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
Sabit Terim	-	27.26*** (0.00)	-0.67 (0.17)



R^2	0.98	0.98	0.97
\bar{R}^2	0.98	0.98	0.97
F İstatistiği	516.90 (0.00)	747.25 (0.00)	294.58 (0.00)
DW	1.96	2.06	2.10
χ^2_{BG}	5.54 (0.06)	3.10 (0.21)	2.54 (0.28)
χ^2_{BPG}	18.90 (0.52)	14.01 (0.29)	14.55 (0.93)

Not: *** ve *, ilgili katsayının sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeyinde güvenilir olduğunu göstermektedir.

Tablo 5'in alt panelinde yer alan model doğrulama testleri sonuçları, elde edilen bulguların güvenilir olduğunu ortaya koymaktadır. Model 1'e ait sonuçlara bakıldığında; Türkiye'nin Çin ile olan dış ticaret dengesini; reel kurdaki %1'li artışın %0.15 iyileştirdiği görülmekte olup, bu sonuç politika yapımcılar için önemlidir. Zira Türkiye'nin reel döviz kurları rekabetçi düzeylerde tutulabildiğinde, Çin'e karşı olan dış ticaret dengesi iyileştirilebilecektir. Türkiye'de kişi başına düşen milli gelirdeki %1'lik artışların, Türkiye'nin Çin ile olan dış ticaret dengesini %0.37 iyileştirdiği görülmüş olup, bu sonuç Türkiye'nin Çin'den üretim için gerekli aramaları ithalatının faydalarına işaret etmektedir. Petrol fiyatlarındaki ve Türkiye'nin nüfusundaki artışların, Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret dengesine etkileri istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Çin'deki nüfusun %1 artmasının, Türkiye'nin Çin ile olan dış ticaret dengesini %18.78 iyileştirdiği görülmüştür. Tabi bu durum Türkiye açısından dışsal bir konudur. Çin'in nüfusu azaltıcı politikalar uyguladığı da düşünülecek olursa, bu sonuç, üzerine politika inşa edilecek bir alan değildir. 2008 küresel ekonomik krizinin de Türkiye'nin Çin ile olan dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemiştir.

Model 2'ye ait sonuçlara bakıldığında; Türkiye'nin Rusya ile olan dış ticaret dengesini; reel kurdaki %1'li artışın %0.01 oranında bozduğu görülmektedir. Türkiye'de kişi başına düşen milli gelirdeki %1'lik artışların, Türkiye'nin Rusya ile olan dış ticaret dengesini %0.21 iyileştirdiği görülmüş olup, bu sonuç Türkiye'nin Rusya'dan üretim için gerekli enerji alıyor olmasının yararına işaret etmektedir. Rusya'daki kişi başına düşen milli gelir %1 arttığında, Türkiye'nin Rusya karşısındaki dış ticaret dengesinin %0.08 oranında olumsuz etkilendiği belirlenmiştir. Petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın Türkiye'nin Rusya karşısındaki dış ticaret dengesini %0.01 oranında olumlu yönde etkilediği görülmektedir ki bu sonuç önsel beklentilerimizle uyumlu değildir. Türkiye'nin nüfusundaki %1'lik artışın, Türkiye'nin Rusya karşısındaki dış ticaret dengesini %1.48 oranında iyileştirdiği belirlenmiştir. Bu durum, Türkiye'nin Rusya'ya emek yoğun ürünler ihraç ettiğini düşündürmektedir. Rusya'nın nüfusun %1 artmasının ise Türkiye'nin Rusya ile olan dış ticaret dengesini %6.63 oranında bozduğu görülmüştür. 2008 küresel ekonomik krizinin de Türkiye'nin Rusya ile olan dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemiştir.

Model 3'e ait sonuçlara bakıldığında; Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesini; reel kurdaki %1'li artışın %0.03 oranında artırdığı görülmektedir. Bu sonuç önsel beklentilerimizle uyum içindedir. Türkiye'de kişi başına düşen milli gelirdeki %1'lik artışların, Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesini %0.11 oranında bozduğu görülmektedir. Bunun nedeninin; Türkiye'nin Almanya'dan nihai malları yoğun biçimde alıyor olması olduğu değerlendirilmektedir. Almanya'daki kişi başına düşen milli gelir %1 arttığında, Türkiye'nin Almanya karşısındaki dış ticaret dengesinin %0.33 oranında olumlu yönde etkilendiği belirlenmiştir. Petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın Türkiye'nin Almanya karşısındaki dış ticaret dengesini %0.01 oranında bozduğu görülmektedir ki bu sonuç önsel beklentilerimizle uyumludur. Zira artan petrol fiyatları, Türkiye'nin üretim ve taşıma maliyetlerine zarar vererek, dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemiştir. Türkiye'nin nüfusundaki %1'lik artışın, Türkiye'nin Almanya karşısındaki dış ticaret dengesini %0.64 oranında iyileştirdiği belirlenmiştir. Bu durum, Türkiye'nin Almanya'ya emek yoğun ürünler ihraç ettiğini düşündürmektedir. Almanya'nın nüfusun %1 artmasının ise Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesini %0.59 oranında bozduğu görülmüştür. 2008 küresel ekonomik krizinin de Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemiştir.

5.7. Kısa Dönem Analizi

Bu çalışmada kısa dönem analizleri, her bir model için ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Y ve X şeklindeki iki değişkenli kısa dönem ARDL modeli:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_{1k} \Delta Y_{t-k} + \sum_{k=0}^n \alpha_{2k} \Delta X_{t-k} + \alpha_3 ECT_{t-1} + e_t \quad (9)$$

Bu denklemde yer alan ECT_{t-1} , hata düzeltme terimidir (Error Correction Term). Bu terimin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı çıktığında; modelin hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı anlaşılmaktadır (Banerjee, Dolado ve Mestre, 1998). Yani bu durum, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığını ve serilerin tekrar uzun dönem denge ilişkisine yakınsadığını göstermektedir. Böyle olması, yapılan uzun dönem analizinin güvenilir olduğunu



göstermektedir. Ayrıca ECT_{t-1} 'nin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması, modelde yer alan bağımsız değişkenden, bağımlı değişkene doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisinin var olduğunu göstermektedir (Hamdi ve Sbia, 2012: 11). Çalışmada kısa dönem analizi de ARDL yöntemiyle yapılmış ve bulgular Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: Kısa Dönem Analizi Sonuçları

Değişken	Model 1	Model 2	Model 3
$\Delta \ln(RER_{TR_CHN})$	0.10*** (0.00)		
$\Delta \ln(RER_{TR_RUS})$	-	0.03 (0.10)	
$\Delta \ln(RER_{TR_GRM})$	-		0.08*** (0.00)
$\Delta \ln(GDPPC_{TR})$	0.006 (0.96)		
$\Delta \ln(GDPPC_{CHN})$	0.04 (0.92)		
$\Delta \ln(GDPPC_{RUS})$	-		
$\Delta \ln(GDPPC_{GRM})$	-		1.26*** (0.00)
$\Delta \ln(Po\tilde{il})$	0.01* (0.09)	-0.006 (0.58)	0.009 (0.29)
$\Delta \ln(POP_{TR})$	0.88 (0.91)	-	3.12*** (0.00)
$\Delta \ln(POP_{CHN})$	15.37 (0.51)	-	
$\Delta \ln(POP_{RUS})$	-	59.71* (0.08)	
$\Delta \ln(POP_{GRM})$	-		3.12*** (0.00)
ΔK_{2008}	-0.01** (0.03)		0.01 (0.13)
Sabit Terim	-47.90*** (0.00)		
ECT_{t-1}	-0.37*** (0.00)	-0.58*** (0.00)	-0.78*** (0.00)
R^2	0.98	0.50	0.61
\bar{R}^2	0.98	0.48	0.56
F İstatistiği	516.90 (0.00)	747.25 (0.00)	294.58 (0.00)
DW	1.96	2.06	2.04
χ^2_{BG}	5.54 (0.06)	3.10 (0.21)	2.54 (0.28)
χ^2_{BPG}	18.90 (0.52)	14.01 (0.29)	14.55 (0.93)

Not: ***, ** ve * ilgili katsayının sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak güvenilir olduğunu göstermektedir.

Tablo 6'nın alt panelinde yer alan model doğrulama testleri sonuçları, elde edilen bulguların güvenilir olduğunu ortaya koymaktadır. ECT_{t-1} 'in katsayısı istatistiksel olarak anlamlı olduğu için modellerin hata düzeltme mekanizmaları çalışmaktadır. Yani uzun dönemde birlikte harekete eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge ilişkisine yakınsamaktadırlar. ECT_{t-1} 'in katsayısı istatistiksel olarak anlamlı olmasından hareketle; modellerde yer alan açıklayıcı değişkenlerden, bağımlı değişkenlere doğru uzun dönemli bir nedensellik ilişkisinin var olduğu da söylenebilir.

Model 1 için yapılan tahmin sonucunda; reel kurdaki artışların Türkiye'nin Çin'e karşı olan dış ticaret dengesini kısa dönemde de artırdığı görülmüştür. Bu sonuç, uzun dönem analizinde elde edilen sonuçla bir arada değerlendirildiğinde; Türkiye ile Çin arasındaki ikili dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı ortaya çıkmaktadır. Bunun yerine pozitif eğimli bir eğri söz konusudur. Burada sevindirici olan durum; reel kur yükseltilebildiğinde, Çin'e karşı olan dış ticaret dengesinin kısa dönemde de uzun dönemde de iyileşme göstereceğidir. Bu sonuç politika yapıcılar açısından çok önemlidir. Türkiye'nin Çin'e karşı olan dış ticaret dengesini iyileştirebilmek için reel kur önemli bir politika aracı olabilecektir.

Model 2 için yapılan tahmin sonucunda; reel kurdaki artışların Türkiye'nin Rusya'ya karşı olan dış ticaret dengesini iyileştirdiği, ancak bu etkinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Bu sonuç, uzun dönem analizinde elde edilen sonuçla bir arada değerlendirildiğinde; Türkiye ile Rusya arasındaki ikili dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı ortaya çıkmaktadır. Bunun yerine negatif eğimli bir eğri söz konusudur. Türkiye'nin Rusya ile olan dış ticaret dengesi genel olarak bozulma eğilimindedir. Politika yapıcıların bu noktada acil önlem almalarında fayda vardır.

Model 3 için yapılan tahmin sonucunda; reel kurdaki artışların Türkiye'nin Almanya'ya karşı olan dış ticaret dengesini kısa dönemde de artırdığı görülmüştür. Bu sonuç, uzun dönem analizinde elde edilen sonuçla bir arada değerlendirildiğinde; Türkiye ile Almanya arasındaki ikili dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı ortaya çıkmaktadır. Bunun yerine pozitif eğimli bir eğri söz konusudur. O halde Türkiye'nin Almanya'ya karşı olan dış ticaret dengesini iyileştirebilmek için reel kur önemli bir politika aracı olabilecektir.

5.8. Nedensellik Testi

Nedensellik testleri; değişkenler arasında bir etkileşimin var olup olmadığını belirlemek amacıyla ekonometride yaygın biçimde kullanılan testlerdir. Bu amaçla geliştirilen ilk test; Granger (1969) yöntemi

olup, seriler aynı seviyede durağan olduklarında bu yöntem kullanılmaktadır (Uzunöz ve Akçay, 2012). Seriler farklı düzeylerde durağan olduğunda Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin kullanılması gerekmektedir (Gazel, 2017).

X ve Y şeklindeki iki değişken arasındaki nedensellik ilişkilerini araştırmak için Toda ve Yamamoto (1995) testi aşağıdaki eşanlı denklem sistemi yardımıyla gerçekleştirilmektedir:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{2i} X_{t-i} + u_t \quad (10)$$

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{2i} Y_{t-i} + v_t \quad (11)$$

Burada p ; optimum gecikme uzunluğunu, d_{max} ; serilerin maksimum entegre olma derecesini (kaçıncı defa fark alındığında durağan hale geldiğini) göstermektedir. Bu modeller tahmin edildikten sonra d_{max} 'tan gelen katsayılar kısıtlar konularak bir modifiye edilmiş WALD testi uygulanır (Umar ve Dahalan, 2016: 421). Burada Denklem (10); X 'ten Y 'ye, Denklem (11); Y 'den X 'e doğru nedensellik ilişkilerinin varlığını sınamaktadır. Yani Denklem (10) için sınanan H_0 hipotezi: " X 'ten Y 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur" şeklindedir. Çalışmada her bir modele Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin yapılabilmesi için ideal gecikme uzunluğu, Akaike bilgi kriterine göre 2 olarak belirlenmiş, $d_{max}=1$ olarak alınmış[§] ve $p + d_{max} = 3$ kullanılarak Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi yapılmıştır. Bu testin sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7: Model 1'de Yer Alan Değişkenler İçin Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

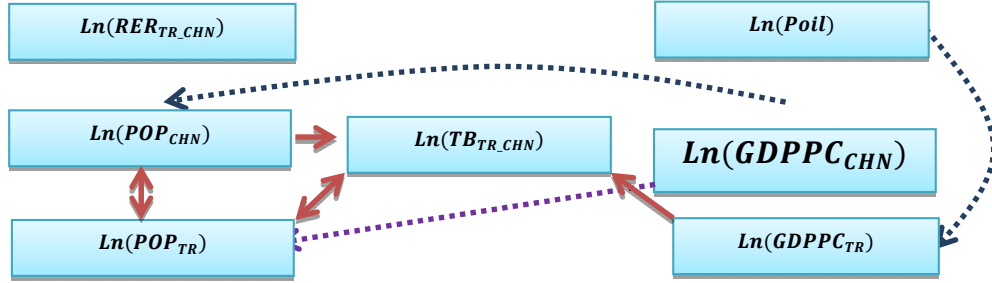
H_0 Hipotezi	Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$\ln(TB_{TR_CHN}) \leftrightarrow \ln(RER_{TR_CHN})$	1.11	0.29
$\ln(TB_{TR_CHN}) \leftrightarrow \ln(GDPPC_{CHN})$	0.52	0.46
$\ln(POP_{CHN}) \leftrightarrow \ln(TB_{TR_CHN})$	21.75***	0.00
$\ln(POP_{TR}) \leftrightarrow \ln(TB_{TR_CHN})$	4.93*	0.02
$\ln(TB_{TR_CHN}) \leftrightarrow \ln(POP_{TR})$	8.16***	0.00
$\ln(GDPPC_{CHN}) \leftrightarrow \ln(RER_{TR_CHN})$	4.25**	0.03
$\ln(GDPPC_{TR}) \leftrightarrow \ln(RER_{TR_CHN})$	3.17*	0.07
$\ln(POP_{CHN}) \leftrightarrow \ln(RER_{TR_CHN})$	1.68	0.19
$\ln(RER_{TR_CHN}) \leftrightarrow \ln(POP_{CHN})$	5.00**	0.02
$\ln(POP_{TR}) \leftrightarrow \ln(RER_{TR_CHN})$	0.26	0.60
$\ln(GDPPC_{CHN}) \leftrightarrow \ln(GDPPC_{TR})$	2.42	0.11
$\ln(Poil) \leftrightarrow \ln(GDPPC_{CHN})$	0.03	0.85
$\ln(GDPPC_{CHN}) \leftrightarrow \ln(POP_{CHN})$	17.14***	0.00
$\ln(GDPPC_{CHN}) \leftrightarrow \ln(POP_{TR})$	192.99***	0.00
$\ln(Poil) \leftrightarrow \ln(GDPPC_{TR})$	35.51***	0.00
$\ln(POP_{CHN}) \leftrightarrow \ln(POP_{TR})$	284.45***	0.00
$\ln(POP_{TR}) \leftrightarrow \ln(POP_{CHN})$	73.65***	0.00

Not: \leftrightarrow ; Birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedildiği ve birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin var olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 7'deki seriler arasında tespit edilen nedensellik ilişkileri ok diyagramı haline getirilmiş ve Şekil 2'de sunulmuştur.

[§] Serileri en fazla bir defa farkları alındığında durağan hale geldiği için $d_{max}=1$ olmaktadır.

Şekil 2: Model 1’de Yer Alan Seriler Arasındaki Nedensellik İlişkileri



Şekil 2’de de görüldüğü üzere Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret dengesi; iki ülke nüfusları tarafından ve Türkiye’deki kişi başına düşen milli gelir tarafından etkilenmektedir. Burada ilginç olan; reel kur, Çin’deki kişi başına düşen milli gelir ve petrol fiyatlarından, Türkiye ile Çin arasındaki ticaret dengesine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisinin tespit edilememiş olmasıdır.

Model 2’de yer alan değişkenler arasındaki Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin yapılabilmesi için, Akaike bilgi kriterine göre belirlenen 3 ideal gecikme uzunluğu, olarak alınmış, buna $d_{max}=1$ eklenmiş ve $p + d_{max}=4$ kullanılarak Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi yapılmıştır. Bu testin sonuçları Tablo 8’de sunulmuştur.

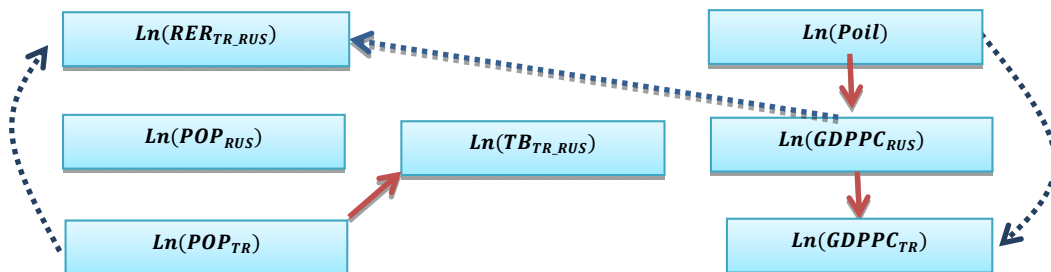
Tablo 8: Model 2’de Yer Alan Değişkenler İçin Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

H_0 Hipotezi	Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$Ln(TB_{TR_RUS}) \rightarrow Ln(RETR_{RUS})$	3.84	0.42
$Ln(TB_{TR_RUS}) \rightarrow Ln(GDPPC_{RUS})$	3.12	0.53
$Ln(POP_{RUS}) \rightarrow Ln(TB_{TR_RUS})$	6.27	0.17
$Ln(POP_{TR}) \rightarrow Ln(TB_{TR_RUS})$	12.20**	0.01
$Ln(TB_{TR_RUS}) \rightarrow Ln(POP_{TR})$	2.65	0.61
$Ln(GDPPC_{RUS}) \rightarrow Ln(RETR_{RUS})$	8.14*	0.08
$Ln(GDPPC_{TR}) \rightarrow Ln(RETR_{RUS})$	4.46	0.34
$Ln(POP_{RUS}) \rightarrow Ln(RETR_{RUS})$	7.71	0.10
$Ln(RETR_{RUS}) \rightarrow Ln(POP_{RUS})$	2.57	0.63
$Ln(POP_{TR}) \rightarrow Ln(RETR_{RUS})$	14.14***	0.00
$Ln(GDPPC_{RUS}) \rightarrow Ln(GDPPC_{TR})$	13.14**	0.01
$Ln(Poil) \rightarrow Ln(GDPPC_{RUS})$	24.89***	0.00
$Ln(GDPPC_{RUS}) \rightarrow Ln(POP_{RUS})$	6.41	0.16
$Ln(GDPPC_{RUS}) \rightarrow Ln(POP_{TR})$	0.90	0.92
$Ln(Poil) \rightarrow Ln(GDPPC_{TR})$	34.69***	0.00
$Ln(POP_{RUS}) \rightarrow Ln(POP_{TR})$	2.43	0.65
$Ln(POP_{TR}) \rightarrow Ln(POP_{RUS})$	3.05	0.54

Not: \rightarrow ; Birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedildiği ve birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin var olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 8’deki seriler arasında tespit edilen nedensellik ilişkileri ok diyagramı haline getirilmiş ve Şekil 3’te sunulmuştur.

Şekil 3: Model 2’de Yer Alan Seriler Arasındaki Nedensellik İlişkileri



Şekil 3'te de görüldüğü üzere Türkiye ile Rusya arasındaki dış ticaret dengesinin sadece Türkiye'nin nüfusundan etkilendiği, iki ülke arasındaki reel kurun; Türkiye'nin nüfusundan ve Rusya'daki kişi başına düşen milli gelirden, Rusya'nın kişi başına düşen milli gelirinin petrol fiyatlarından, Türkiye'deki kişi başına düşen milli gelirin ise petrol fiyatları ve Rusya'daki kişi başına düşen milli gelirden etkilendiği görülmektedir.

Model 3'te yer alan değişkenler arasındaki Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin yapılabilmesi için, aynı model için Granger nedensellik testinde belirlenen gecikme uzunluğu olan 3 ideal gecikme uzunluğu, olarak alınmış, buna $d_{max}=1$ eklenmiş ve $p + d_{max}=4$ kullanılarak Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi yapılmıştır. Bu testin sonuçları Tablo 9'da sunulmuştur.

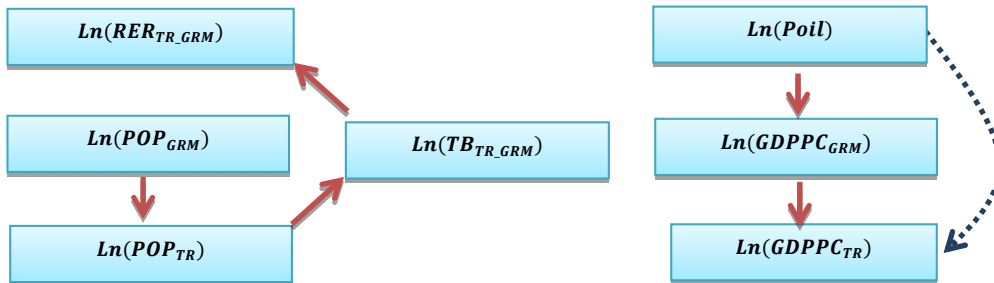
Tablo 9: Model 3'te Yer Alan Değişkenler İçin Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

H_0 Hipotezi	Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$Ln(TB_{TR_GRM}) \rightarrow Ln(RER_{TR_GRM})$	8.87*	0.06
$Ln(TB_{TR_GRM}) \rightarrow Ln(GDPPC_{GRM})$	5.54	0.23
$Ln(POP_{GRM}) \rightarrow Ln(TB_{TR_GRM})$	7.24	0.12
$Ln(POP_{TR}) \rightarrow Ln(TB_{TR_GRM})$	8.53*	0.07
$Ln(TB_{TR_GRM}) \rightarrow Ln(POP_{TR})$	3.79	0.43
$Ln(GDPPC_{GRM}) \rightarrow Ln(RER_{TR_GRM})$	4.52	0.33
$Ln(GDPPC_{TR}) \rightarrow Ln(RER_{TR_GRM})$	6.69	0.15
$Ln(POP_{GRM}) \rightarrow Ln(RER_{TR_GRM})$	0.50	0.97
$Ln(RER_{TR_GRM}) \rightarrow Ln(POP_{GRM})$	3.73	0.44
$Ln(POP_{TR}) \rightarrow Ln(RER_{TR_GRM})$	3.63	0.45
$Ln(GDPPC_{GRM}) \rightarrow Ln(GDPPC_{TR})$	13.09**	0.01
$Ln(Poil) \rightarrow Ln(GDPPC_{GRM})$	31.45***	0.00
$Ln(GDPPC_{GRM}) \rightarrow Ln(POP_{GRM})$	0.36	0.98
$Ln(GDPPC_{GRM}) \rightarrow Ln(POP_{TR})$	2.34	0.67
$Ln(Poil) \rightarrow Ln(GDPPC_{TR})$	33.78***	0.00
$Ln(POP_{GRM}) \rightarrow Ln(POP_{TR})$	10.53**	0.03
$Ln(POP_{TR}) \rightarrow Ln(POP_{GRM})$	2.86	0.58

Not: \rightarrow ; Birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezinin reddedildiği ve birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru nedensellik ilişkisinin var olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 9'daki seriler arasında tespit edilen nedensellik ilişkileri ok diyagramı haline getirilmiş ve Şekil 4'te sunulmuştur.

Şekil 4: Model 3'da Yer Alan Seriler Arasındaki Nedensellik İlişkileri



Şekil 4'ten de görüldüğü üzere Türkiye ile Almanya arasındaki dış ticaret dengesi; sadece Türkiye'nin nüfusu tarafından etkilenirken, diğer faktörler tarafından etkilenmemiştir. Ayrıca Türkiye ve Rusya'da kişi başına düşen milli gelirin; petrol fiyatlarındaki değişimlerden etkilendiği görülmektedir.

SONUÇ VE ÖNERİLER



Bu çalışmada; reel döviz kurlarının ikili ticaret üzerindeki etkileri, Türkiye ile Çin, Rusya ve Almanya özelinde, 2004:M01-2018:M11 dönemi verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada bağımlı değişken olarak; Türkiye'nin bu ülkelere karşı yaşadığı dış ticaret dengesi (X/M) kullanılmış, bu değişkenlerde meydana gelen değişimleri açıklayabilmek için tarafımızdan hesaplanan Türkiye ile bu ülke çiftleri arasındaki reel döviz kuru serisi, Türkiye'deki ve bu ülkelerdeki kişi başına düşen milli gelir, nüfus ve uluslararası ham petrol varil fiyatları serileri kullanılmıştır. Ayrıca analiz döneminde yer alan 2008 küresel ekonomik krizi de kukla değişkenle modellere dahil edilmiş ve bu suretle 3 farklı ekonometrik model kurulmuştur.

Serilerin durağanlığı; ADF, PP ve Kapetanios çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle serilerin farklı düzeylerde durağan olduklarına karar verilmiştir. Seriler arasındaki eşbütünlük ilişkileri; Sınır Testi yöntemiyle araştırılmış ve modellerde yer alan serilerin eşbütünlük oldukları görülmüştür. Regresyon analizleri; ARDL yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Uzun dönem analizi sonucunda; reel kurdaki %1'li artışın Türkiye'nin Çin ile olan dış ticaret dengesini %0.15, Almanya ile olan dış ticaret dengesini %0.03 iyileştirdiği, Rusya ile olan dış ticaret dengesini ise %0.01 oranında bozduğu görülmüştür. Türkiye'de kişi başına düşen milli gelirdeki %1'lik artışların, Türkiye'nin Çin ile olan dış ticaret dengesini %0.37, Rusya ile olan dış ticaret dengesini %0.21 iyileştirdiği, Almanya ile olan dış ticaret dengesini ise %0.11 oranında bozduğu bulunmuştur. Son ilişkinin nedeninin; artan gelirle birlikte Almanya'dan artan ithal nihai tüketim malı talebi olduğu değerlendirilmektedir. Petrol fiyatlarındaki artış; Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret dengesini istatistiksel olarak anlamlı düzeyde etkilemezken, petrol fiyatlarındaki %1'lik artışın Türkiye'nin Rusya karşısındaki dış ticaret dengesini %0.01 oranında iyileştirdiği, Türkiye'nin Almanya karşısındaki dış ticaret dengesini %0.01 oranında bozduğu görülmüştür. Burada artan petrol fiyatlarının, Türkiye-Rusya ticaret dengesini iyileştirmesinin nedeni; Rusya'nın artan petrol fiyatlarıyla birlikte Türkiye'den alacağı ithalat gelirlerinin artması ve bu gelirlerin bir kısmının Türkiye'den yeni mal ithalatında kullanılmasıdır. Artan petrol fiyatlarının Türkiye-Almanya arasındaki dış ticaret dengesini olumsuz etkilemesinin nedeni ise artan üretim ve transfer maliyetleridir. Türkiye'nin nüfusundaki artışların, Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret dengesine etkisi istatistiksel olarak anlamsız bulunurken, Türkiye ile Rusya arasındaki dış ticaret dengesini %1.48, Türkiye ile Almanya arasındaki dış ticaret dengesini %0.64 oranında iyileştirdiği tespit edilmiştir. Çin'deki nüfusun %1 artmasının, Türkiye'nin Çin ile olan dış ticaret dengesini %18.78 iyileştirdiği, Rusya'nın nüfusun %1 artmasının ise Türkiye'nin Rusya ile olan dış ticaret dengesini %6.63 oranında bozduğu, Almanya'nın nüfusun %1 artmasının ise Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesini %0.59 oranında bozduğu bulunmuştur. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar, literatürde yer alan Onafowora (2003); Demirtaş (2014); Açıcı (2016) ve Uslu (2018) çalışmalarıyla uyumludur.

Kısa dönem analizi sonucunda; reel kurdaki artışların Türkiye'nin Çin'e ve Almanya'ya karşı olan dış ticaret dengesini kısa dönemde de artırdığı görülmüştür. Bu sonuç, uzun dönem analizinden elde edilen sonuçla bir arada değerlendirildiğinde; Türkiye ile Çin ve Türkiye ile Almanya arasındaki ikili dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı, bunun yerine pozitif eğimli eğrilerin söz konusu olduğu ortaya çıkmıştır. Reel kurdaki artışların Türkiye'nin Rusya'ya karşı olan dış ticaret dengesini iyileştirdiği, ancak bu etkinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmüştür. Bu sonuç, uzun dönem analizinden elde edilen sonuçla bir arada değerlendirildiğinde; Türkiye ile Rusya arasındaki ikili dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığı, bunun yerine negatif eğimli bir eğrinin söz konusu olduğuna karar verilmiştir.

Kısa dönem analizlerinden elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde; reel döviz kurundaki artışların kısa dönemde Türkiye'nin ihracatını da ithalatını da artırdığı, dış ticaret dengesini pozitif etkilediği görülmüş olup, bu sonuçlar uzun dönem analizi sonuçları ile birlikte değerlendirildiğinde; Türkiye ile Çin, Rusya ve Almanya arasındaki ikili dış ticarete J Eğrisi Hipotezinin geçerli olmadığına karara verilmiştir. Türkiye'deki kişi başına düşen milli gelir arttığında, Türkiye'nin ithalatının arttığı, Almanya'daki kişi başına düşen milli gelir arttığında, Türkiye'nin Almanya'ya karşı dış ticaret dengesinin olumlu yönde etkilendiği görülmüştür. Petrol fiyatlarındaki artışın, Türkiye'nin Çin karşısındaki dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği tespit edilmiştir. Türkiye'nin nüfusunda yaşanan artışların, Almanya'ya karşı dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği görülmüştür. Benzer şekilde Rusya ve Almanya'da yaşanan nüfus artışlarının da Türkiye'nin bu ülkeler karşısındaki dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği belirlenmiştir.

Seriler arasındaki nedensellik ilişkileri; Toda-Yamamoto nedensellik testiyle incelenmiş ve Türkiye ile Çin arasındaki dış ticaret dengesinin; Çin'in nüfusundan ve Türkiye'nin nüfusundan, Türkiye ile Rusya arasındaki dış ticaret dengesinin; Rusya'nın nüfusundan, Türkiye ile Almanya arasındaki dış ticaret dengesinin ise Türkiye'nin nüfusundan etkilendiği bulunmuştur.



Bu çalışmadan elde edilen bulgulara dayanarak; reel döviz kurlarının Türkiye'nin dış ticaretinin önemli bir belirleyicisi olduğu, ancak reel kurun dış ticaret üzerindeki etkisinin partner ülkeye göre değişebildiği söylenebilir. Türkiye, Çin'in ABD karşısından yaptığına benzer şekilde reel döviz kurlarını rekabetçi düzeyde tutabilirse, bundan kârlı çıkabilecektir. Ancak sadece ulusal parasının değerini düşürerek dış ticaret dengesini sürekli biçimde iyileştirmek mümkün değildir. Bunun yerine üretim ve tüketimde ithalata bağımlılığın azaltılması, Ar&Ge ve inovasyona önem verilerek, katma değeri yüksek ürünler üretilip ihraç edilmesi, daha gerçekçi bir çözüm yolu olacaktır. Ayrıca dış ticaretle ilgili karar verilirken, politikalar belirlenirken; Türkiye'deki ve partner ülkedeki kişi başına düşen milli gelirlerin, ülke nüfuslarının ve petrol fiyatlarındaki değişimlerin de göz önünde bulundurulmasının yararlı olacağı ifade edilebilir.

KAYNAKÇA

- Aççı, Y. (2016). Türkiye'de Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret İlişkisinin VAR Analizi ile İncelenmesi. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 8(14), 41-53.
- Akbulut Bekar, S. ve Terzi, H. (2016). Dış Ticaret Haddi'nin Dış Ticaret Dengesine Etkisi: Türkiye'deki Endüstriler İçin "S Eğrisi Yaklaşımı"nın Geçerliliği". *Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31(2), 95-114.
- Aktaş, C. (2012). Türkiye'de Reel Döviz Kuru ile İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin VAR Tekniğiyle Analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 6(11), 123-140.
- Appuhamilage, K.S.A. and Alhayky, A.A.A. (2010). Exchange Rate Movements' effect on Sri Lanka-China Trade. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 3(3), 254-267.
- Baek, J., Mulik, K. and Koo, W.W. (2006). The J-Curve Phenomenon: Myth or Reality? *American Agricultural Economics Association Annual Meeting*, Long Beach, California, July 23-26.
- Baek, J., Koo, W. W. and Mulik, K. (2009). Exchange Rate Dynamics and the Bilateral Trade Balance: The Case of U.S. Agriculture. *Agricultural and Resource Economics Review*, 38(2), 213-228.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2004a). The J-Curve: A Literature Review. *Applied Economics*, 36(13), 1377-1398.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2004b). The J-Curve Dynamics of U.S. Bilateral Trade. *Journal of Economics and Finance*, 28 (1), 32-38.
- Bahmani-Oskooee, M. and Brooks, T. J. (1999). Bilateral J-Curve between US and Her Trading Partners. *Weltwirtschaftliches Archives*, 135(1), 156-165.
- Bahmani-Oskooee, M. and Wang, Y. (2006). The J Curve: China Versus Her Trading Partners. *Bulletin of Economic Research*, 58 (4), 323-43.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2007). The S-Curve Dynamics of U.S. Bilateral Trade. *Review of International Economics*, 15(2), 430-439.
- Bahmani-Oskooee, M., Goswami, G.G. and Talukdar, B.K. (2008). The Bilateral J-Curve: Canada Versus Her 20 Trading Partners. *International Review of Applied Economics*, 22(1), 93-104.
- Bahmani-Oskooee, M. and Cheema, J. (2009). Short-Run and Long-Run Effects of Currency Depreciation on the Bilateral Trade Balance between Pakistan and Her Major Trading Partners. *Journal of Economic Development*, 34 (1), 19-46.
- Banerjee, A., Dolado, J. and Mestre, R. (1998). *Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in Single Equation Framework*. Universidad Carlos III de Madrid, Open Access Publications from Universidad Carlos III de Madrid.
- Barak, D. ve Naimoğlu, N. (2018). Reel Döviz Kurunun Dış Ticaret üzerindeki Etkisi: Kırılgan Beşli Örneği. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(2), 82-95.
- Başar, S. ve Künü, S. (2012). Türkiye'nin Ticaret Ortaklarına İhracatının Nedenleri. *Kafkas Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(4), 189-205.
- Berthou, A. (2008). An Investigation on The Effect of Real Exchange Rate Movements on OECD Bilateral Exports. *European Central Bank Working Paper Series*, No. 920.
- Bilman, M.E. (2012). *Türkiye'nin İki Yanlı Ticaretindeki J ve S Eğrisi ve Harberger-Laursen-Metzler Etkilerinin Analizi*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, İzmir.
- BIS (2017). The History of the Bank of Russia's Exchange Rate Policy. <https://www.bis.org/publ/bppdf/bispap73u.pdf>, (Erişim Tarihi: 07 Mart 2019).
- CBRF (2019). The Central Bank of the Russian Federation. <https://www.cbr.ru/eng/>, (Erişim Tarihi 2 Ocak 2019).
- Değer, O. ve Demir, M., (2015). Reel Efektif Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 52(604), 7-21.
- Demirtaş, G. (2014). Türkiye ve Almanya Arasındaki Dış Ticaret Dengesinin Sınır Testi Yaklaşımıyla İncelenmesi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 43, 83-106.
- FRED (2019). Consumer Price Index: All Items for Russian Federation. <https://fred.stlouisfed.org/series/RUSCPIALLMINMEI>, (Erişim Tarihi: 3 Ocak 2019).
- Frimpong, J.M. and Oteng-Abayie, E.F. (2006) The Impact of External Debt on Economic Growth in Ghana: A Cointegration Analysis. *Journal of Science and Technology*, 26, 122-131.
- Gazel, S. (2017). BİST Sınai Endeksi ile Çeşitli Metaller Arasındaki İlişki: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(52), 287-299.
- Gerede, C. (2016). *Çin-ABD Kur Savaşı ve Türkiye'ye Etkileri*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Aydın.
- Goldberg, L. and Klein, M. (1998). Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Developing Countries, *Managing Capital Flows and Exchange Rates: Perspectives from the Pacific Basin*, editor Reuven Glick (Cambridge University Press) pp.73-100.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Gültekin, S. (2016). Uluslararası Ticarete Çin Faktörü ve Türkiye'nin Dış Ticaretine Yansımaları. *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(28), 139-151.
- Gümüştekin, B. (2012). *Endüstri Seviyesinde J Eğrisi: Türkiye ve Almanya Arasındaki İkili Ticaretin Bir İncelemesi*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ortadoğu Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Ankara.
- Hacker, R. S. ve Hatemi-J, A. (2004). The Effect of Exchange Rate Changes on Trade Balances in the Short and Long Run. *Economics of Transition*, 12(4), 777-99.
- Halıcıoğlu, F. (2008). The Bilateral J-Curve: Turkey Versus Her 13 Trading Partners. *Journal of Asian Economics*, 19, 236-243.
- Hamdi, H. and Sbia, R. (2012). Modeling Causality Between Electricity Consumption and Economic Growth in BICS Countries. *MPRA Paper*, N.49909, 1- 18.
- Hetzl, R. L. (2002). German Monetary History in the Second Half of the Twentieth Century: From the Deutsche Mark to the Euro. <https://pdfs.semanticscholar.org/e5af/e08bcfb3dc6172a431fac4bf413b638e0f83.pdf>, (Erişim Tarihi: 07 Mart 2019).



- In, F. ve Menon, J. (1996). The Long Run Relationship between the Real Exchange Rate and Terms of Trade in OECD Countries. *Applied Economics*, 28, 1075-1080.
- Investing (2019). USD/RUB Geçmiş Verileri. <https://tr.investing.com/currencies/usd-rub-historical-data>, (Erişim Tarihi: 03 Ocak 2019).
- Kang, J.W. (2016). International Trade and Exchange Rate. *ADB Economics Working Paper Series*, No. 498.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-Root Testing Against The Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Karakaş, M., İnce, H. ve Kaya, A.E. (2017). Türk-Rus İkili Ticaretinde Döviz Kurları Oynaklığı Etkisi: Araç Para Birimi Yaklaşımı. *Maliye Dergisi*, 173, 421-438.
- Karamelikli, H. ve Erkuş, S. (2017). Döviz Kurunun Türkiye ile Yunanistan İkili Ticaretine Asimetrik Etkileri. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, ICMEB17 Özel Sayısı*, 928-938.
- Kılıç, R., Özbek, R.İ. ve Çifçi, İ. (2018). Türkiye İçin J-Eğrisi Hipotezinin Geçerliliği: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *International Journal of Disciplines Economics & Administrative Sciences Studies*, 4(7), 112-128.
- Miranda, R. and Mordecki G. (2015). Real Exchange Rate Volatility Impact on Exports: A Comparative Study 1990-2013. *Instituto de Economía – FCEyA, Serie Documentos de Trabajo*, DT 18/2015.
- Nagpal, M. (2012). The J-Curve Phenomenon: Myth or Reality? – An Analysis for India. <https://www.econ-jobs.com/research/18594-The-J-Curve-Phenomenon--Myth-or-Reality-.pdf>, (Erişim Tarihi: 16.04.2018).
- Narayan, P. K. (2006). Examining the Relationship between Trade Balance and Exchange Rate: The Case of China's Trade with the USA. *Applied Economics Letters*, 13, 507-510.
- Onafowora, O. (2003). Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: Is There a J Curve? *Economics Bulletin*, 5(18), 1-13.
- PBC (2018). People's Bank of China, Currencies, <http://www.pbc.gov.cn/english/130437/index.html>, (Erişim Tarihi: 03 Ocak 2019).
- Pesaran, M., Shin Y, and Smith, R., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Rahutami, A.I. (2013). Real Exchange Rate Volatility and International Trade: ASEAN Experience towards ASEAN Economic Community. http://www.ru.nl/publish/pages/718686/exchange_rate_and_trade_nsm_conference.pdf, (Erişim Tarihi: 02 Mayıs 2018).
- Ratha, A. and Bahmani-Oskooee, M. (2014). The J-Curve: A Literature Review. *Applied Economics*, 36(13), 1377-1398.
- Rose, A. K. and Yellen, J. (1989). Is There A J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, 24(1), 53-68.
- Eren Sarıoğlu, S. (2013). Reel Döviz Kuru Belirsizliğinin Türkiye'nin İhracatına Etkisi: Farklı Sektörler Üzerine Bir Analiz. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(1), 77-92.
- Shahbaz, M., Jali, A. and İslam, F. (2010). Real Exchange Rate Changes and Trade Balance in Pakistan: A Revisit. *MPRA, Munich Personal RePEc Archive*, No: 276-31.
- Şimşek, E. (2017). Türkiye'de Reel Döviz Kuru, Tarımsal İhracat ve Tarımsal İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Türk Tarım ve Doğa Bilimleri Dergisi* 4(2), 109-118.
- Tandon, S. (2014). Trade Balance and the Real Exchange Rate: An Empirical Analysis of Multilateral and Bilateral Relationship. *Foreign Trade Review*, 49(2) 117-139.
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tsen, W.H. (2011). Bilateral Trade Balances: Evidence from Malaysia. *Asian Economic Journal*, <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1467-8381.2011.02055.x>, (Erişim Tarihi: 02 Mayıs 2018).
- TÜİK (2018). Dış Ticaret İstatistikleri Veri Tabanı, Aylar İtibariyle Ülkelere Göre Dış Ticaret. <https://biruni.tuik.gov.tr/disticaretapp/disticaret.zul?param1=4¶m2=0&sitcrev=0&isicrev=0&sayac=5808>, (Erişim Tarihi: 3 Ocak 2019).
- Umar, M. and Dahalan, J. (2016). An Application of Asymmetric Toda-Yamamoto Causality on Exchange Rate-Inflation Differentials in Emerging Economies. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(2), 420-426.
- Uslu, H. (2018). Marshall-Lerner Koşulu Çerçevesinde Reel Döviz Kuru Değişimlerinin Türkiye'nin Dış Ticaret Performansına Etkileri: Yapısal Kırımlı Bir Analiz. *Uluslararası Bilimsel Araştırmalar Dergisi (IBAD)*, 3(2), 792-820.
- Uzunöz, M. ve Akçay, Y. (2012). Türkiye'de Büyüme ve Enerji Tüketimi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1970-2010. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 3(2), 1-16.
- Wong, K. and Hook, L. S. (2018). *Bound Test and ARDL Cointegration Test*. Universiti Putra Malaysia.
- World Bank (2019a). GDP per capita, PPP (current international \$), <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.PP.CD?view=chart>, (Erişim Tarihi: 3 Ocak 2019).
- World Bank (2019b). GDP (current US\$). <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?view=chart>, (Erişim Tarihi: 06 Mart 2019).
- World Bank (2019c). Merchandise exports (current US\$). <https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.MRCH.CD.WT?view=chart>, (Erişim Tarihi: 06 Mart 2019).
- World Bank (2019d). Merchandise imports (current US\$). <https://data.worldbank.org/indicator/TM.VAL.MRCH.CD.WT?view=chart>, (Erişim Tarihi: 06 Mart 2019).
- Yaman, H. (2018). Türkiye'de Döviz Kurunun Dış Ticaret Üzerine Etkileri (2005-2015). *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi (DEAS)*, 4(1), 45-69.
- Yazıcı, M. ve İslam, M.Q. (2014). Exchange Rate and Bilateral Trade Balance of Turkey with EU (15) Countries. *Journal of Business, Economics & Finance*, 3(3), 341-356.
- Yılmaz, Ö. ve Kaya, V. (2007). İhracat, İthalat ve Reel Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye İçin bir VAR Modeli. *İktisat İşletme ve Finans*, 22(250), 69-84.
- Yuen-Ling, N., Wai-Mun, H. and Geoi-Mei, T. (2012). Real Exchange Rate and Trade Balance Relationship: An Empirical Study on Malaysia. *International Journal of Business and Management*, 3(8), 130-137.
- Yurtoğlu, Y. (2016). *Türkiye'nin İhracat Yapısı VE Reel Döviz Kuru ile İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği (1997-2015)*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, Ankara.