

TİCARET ESNEKLİKLERİ VE MARSHALL-LERNER KOŞULU ÜZERİNE: TÜRKİYE EKONOMİSİ İÇİN LİNEER OLMAYAN ARDL ANALİZİ Merter AKINCI¹

Gönderim tarihi: 22.06.2021 Kabul tarihi: 20.09.2021

Öz

Ülkelerin büyüme süreçleri üzerindeki en temel faktörlerden biri dış ticarettir. İleri dış ticaret seviyesi üretim ve tüketim seviyesinin yükselmesine olanak sağlamakta ve toplumsal refahı topyekûn artırmaktadır. Ancak, dış ticaretin toplumsal refah düzeyini artırabilmesi için döviz kuru seviyesinin optimum düzeyde belirlenmesi büyük bir önem taşımaktadır. Özellikle, dış ticarete ihracat ve ithalatın talep esneklerinin doğru tahmin edilerek dahil olunması, uzun dönemde ticaret kazançlarının maksimize edilmesine imkân tanıyabilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada, Marshall-Lerner Koşulu ve J-Eğrisi Etkisi'nin Türkiye ekonomisinde geçerli olup olmadığı 1992Q1-2019Q4 dönemi itibarıyla lineer olmayan ARDL analizi kullanılarak incelenmiştir. Analiz sonuçları, kısa dönemde ticaret esneklikleri toplamının 0.714 olduğunu ve Marshall-Lerner Koşulu'nun sağlanmadığını göstermiştir. Uzun dönemde ise ticaret esneklikleri toplamı 2.1 olarak tahmin edilmiş ve Marshall-Lerner Koşulu'nun sağlandığı gözlenmiştir. Döviz kurlarındaki artışların ilk altı ayda dış ticaret açığına yol açtığını gösteren sonuçlar, yedinci aydan itibaren dış ticaret fazlasının elde edildiğini ortaya koymuştur. Dolayısıyla bulgular, Türkiye ekonomisinde ilgili dönemde J-Eğrisi Etkisi'nin geçerli olduğunu yansıtmıştır.

Anahtar Kelimeler: Ticaret Esneklikleri, Marshall-Lerner Koşulu, J-Eğrisi Etkisi, NARDL Analizi, Türkiye Ekonomisi

JEL Sınıflaması: C32, F14, F31, F32, F41

ON THE TRADE ELASTICITIES AND THE MARSHALL-LERNER CONDITION: A NON-LINEAR ARDL ANALYSIS FOR TURKISH ECONOMY

Abstract

One of the most fundamental factors on growth and development processes of countries is foreign trade. The advanced level of foreign trade allows both production and consumption levels to increase and can raise social welfare. However, in order for foreign trade to increase social welfare level, it is of great importance to determine exchange rate level at an optimum level. Participation in foreign trade by correctly estimating the demand elasticities of exports and imports may allow for the maximization of trade gains in the long run. In this study, the validity of the Marshall-Lerner Condition and J-Curve Effect is investigated using non-linear ARDL analysis in the period 1992Q1-2019Q4 in Turkish economy. The analysis findings show that in the short term, the sum of trade elasticities is 0.714 and the Marshall-Lerner Condition is not met. However, in the long run, the sum of trade elasticities is estimated as 2.1 and the Marshall-Lerner Condition is met. Analysis findings showing that the increase in foreign exchange rates causes foreign trade deficit in the first six months reveal that foreign trade surplus can be reached beginning from the seventh month. Therefore, the analysis results reflect the validity of J-Curve Effect in the Turkish economy.

Keywords: Trade Elasticities, Marshall-Lerner Condition, J-Curve Effect, NARDL Analysis, Turkish Economy

JEL Classification: C32, F14, F31, F32, F41

¹ Doç. Dr., Ordu Üniversitesi Ünye İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Ünye/Ordu, makinci86@gmail.com, ORCID: 0000-0002-2951-8749

1. Giriş

Gelişmişlik düzeyi ne olursa olsun bütün ülkelerin ihtiyaç duyduğu ve ekonomi politikalarının şekillenmesinde temel rol oynayan kaynaklardan biri dövizdir. Sahip olunan döviz miktarının artırılması bir taraftan günümüzün geçerli kur sistemleri olan yönetimli ve müdahaleli dalgalanmaya yön verilmesi, diğer taraftan da ödemeler dengesinde ortaya çıkabilecek olan açıklara müdahale edilmesi gibi amaçlar dolayısıyla önem kazanmaktadır. Döviz kurlarına müdahale ederek özellikle rekabetçi kur avantajlarından yararlanılması, ihracat hacminin artırılması ve böylece ulusal gelir ile istihdam düzeylerinin yükseltilmesi hedeflenmekte ve dolayısıyla ödemeler dengesi açıkları da azaltılabilmektedir. Söz konusu döngüsel ilişkiler *komşunun zarara uğratılması* yoluyla ancak kendini gösterebilmekte ve böylece ticarete zarara uğrayan ülkeler rekabetçi kur politikaları yardımıyla kayıplarını azaltma yoluna gidebilmektedir. Tüm bu süreç, serbest piyasa ekonomisinin temel önermelerinden uzaklaşan ve misillemeler ile rekabetçi kur sistemlerinin etkin işletilmesine dayanan ticari ilişkilere doğru evrilebilmektedir.

Sabit döviz kuru sistemlerinde hükümetler tarafından alınan kararlarla ulusal paranın dış değerinin düşürülerek döviz kurlarının yükseltilmesi (devalüasyon) ya da müdahaleli dalgalanma sistemlerinde merkez bankalarının döviz kurlarını yükseltecek biçimde (nominal değer kaybı) döviz piyasalarına başta açık piyasa işlemleri olmak üzere çeşitli araçlar yardımıyla müdahale etmesi ticarete konu olan malların nispi fiyatlarının değişmesine neden olmaktadır. Ulusal paranın yabancı paralar karşısındaki nominal değer kaybı ya da devalüasyonunun ticaret dengesi üzerinde yarattığı etkiler üç faktör itibarıyla ayrıştırılabilir: **i)** Döviz kurlarındaki artış ithal mallarını ulusal para cinsinden pahalılaştırarak toplam ithalat miktarını ve dolayısıyla ithalat harcamalarını azaltmaktadır. **ii)** Döviz kurlarındaki artış ihraç mallarını yabancı para cinsinden ucuzlatarak toplam ihracat miktarını artırmaktadır. **iii)** Döviz kurlarının artmasına bağlı olarak ihraç edilen mal birimi başına elde edilecek döviz miktarı azalmakta ve ülkenin ihracat geliri düşmektedir. Hiç şüphesiz ki, ilk iki faktör ticaret dengesini pozitif yönlü, sonuncu faktör ise negatif yönlü olacak biçimde etkilemektedir (Caves vd., 1999: 296; Goldberg ve Tille, 2006: 4). Bu bağlamda döviz kurlarının yükseltilmesi, pozitif yönlü etkilerin baskın olması durumunda, ilgili ülkenin dış ticaret açığının azalmasına, kapanmasına ya da fazla verilmesine yardımcı olabilecektir.

Nominal değer kaybı ya da devalüasyonun ihraç edilen miktarını ne kadar artıracığı, buna karşın ithal edilen mal miktarını ise ne kadar azaltacağı ticaret esnekliklerine, bir diğer ifadeyle ihraç ve ithal edilen malların fiyat esnekliklerine bağlı olarak değişmektedir. Söz konusu bu olgu, Marshall (1923) ve Lerner (1944) tarafından yapılan öncü çalışmalar ile tanımlanarak literatüre kazandırılmış ve Marshall-Lerner Koşulu olarak yazında yer almıştır.

Genel bir ifadeyle belirtmek gerekirse, Marshall-Lerner Koşulu, nominal değer kaybı ya da devalüasyonun dış ticaret dengesini olumlu etkileyebilmesi için ihracat mallarının yurtdışı talep esnekliği ile ithal mallarının yurtiçi talep esnekliği toplamının birden büyük olması gerektiğini ifade etmektedir. İhracat mallarının yurtdışı talep esnekliği e_{EX} ve ithal mallarının yurtiçi talep esnekliği e_{IM} olmak üzere Marshall-Lerner Koşulu, $e_{EX} + e_{IM} > 1$ olarak yazılabilir. Bu noktada gözden kaçırılmaması gereken temel nokta, döviz kurunda meydana gelen artışların ticaret dengesini cari dönemde değil, belirli bir zaman gecikmesi ile etkileyeceğidir. Başlangıçta dış ticaret dengesini sağlamış ya da dış ticaret açığı olan bir ülkede döviz kurunun devalüasyon ya da değer kaybına bağlı olarak yükselmesini takiben dış ticaret açığı ortaya çıkmakta ya da mevcut ticaret açıkları daha da artmaktadır. Ancak belirli bir zaman gecikmesini takiben mevcut ticaret açıkları gittikçe azalmakta ve zamanın belirli bir anında kapanarak, dış ticaret fazlasına ulaşılmaktadır. Bu olgu, sahip olduğu grafik gösteriminden dolayı literatürde J-Eğrisi Etkisi olarak adlandırılmaktadır. Söz konusu etkinin ortaya çıkmasının temel sebebi, ihracatın yurtdışı talep esnekliği ile ithalatın yurtiçi talep esnekliklerinin kısa dönemde oldukça düşük ve dolayısıyla da Marshall-Lerner Koşulu'nun sağlanamamasıdır, $e_{EX} + e_{IM} < 1$. Ayrıca, hâlihazırda mevcut olan ihracat ve ithalat sözleşmelerinden dolayı döviz kurunun yükselmesine bağlı olarak ithalatın ulusal para bazında daha maliyetli ve ihracat kazançlarının ise daha düşük döviz girişlerine sebep olması J-Eğrisi Etkisi'nin ortaya çıkma nedenidir (Tragakes, 2012: 410-411).

Yaptığı çalışmada Marshall-Lerner Koşulu'na eleştirel bir bakış açısı sunan Alexander (1952), ticaret dengesinin sağlanmasında devalüasyon ve ticaret esnekliklerinin önemine atıfta bulunmakla birlikte ekonominin masnetme kapasitesinin ticaret dengesi üzerindeki etkilerine dikkat çekmiştir. Bu analizde masnetme terimi ile yurtiçindeki yerleşiklerin mal ve hizmetlere yaptığı toplam harcamalar ifade edilmiş ve ekonominin ticaret dengesinin, hâsılanın masnetme kapasitesinden büyük olması durumunda iyileşeceği vurgulanmıştır. Ayrıca bu analizde, yapılan devalüasyonun ticaret esneklikleri yardımıyla ticaret dengesini pozitif olarak etkileyebilmesi için en temel koşullardan birinin ekonominin tam istihdam seviyesinde olmaması, bir diğer ifadeyle eksik istihdam koşulları altında çalışması gerektiği de vurgulanmıştır. Alexander (1952), bir ekonominin tam istihdam seviyesinde çalışmasına bağlı olarak yapılan devalüasyonun toplam üretim ve dolayısıyla ihracat hacmi üzerinde bir etki yaratmayacağını, buna karşılık ithalat işlemlerinin sürdürülmesine bağlı olarak dış ticaret dengesinin olumsuz etkileneceğini belirtmiştir (Vines, 2008: 3). Bu bağlamda, devalüasyonun ticaret dengesi üzerindeki etkileri analiz edilirken sadece ticaret esneklikleri değil, aynı zaman ekonominin masnetme kapasitesinin ya da toplam hasıla düzeylerinin de dikkate alınması gerektiği ifade edilmiştir.

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde Marshall-Lerner Koşulu'nun geçerliliği 1992Q1-2019Q4 dönemi itibariyle parametrik olmayan ARDL analizi kullanılarak incelenecektir. Ekonomi literatüründe Türkiye ekonomisi itibariyle döviz kurlarındaki değişim ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiler sıklıkla incelenmekle birlikte bu çalışmayı diğer çalışmalardan ayıran en temel özellik, çalışma döneminin nispeten uzun olması ve döviz kurlarındaki değişimin ticaret dengesi üzerinde ortaya çıkardığı asimetrik etkileri incelemesidir. Ayrıca, ekonomik kriz dönemlerinin kukla değişken olarak modelleme sürecine dâhil edilmesi, yapısal kırılmaların ticaret dengesi üzerindeki etkisinin görülebilmesi adına bu çalışmayı diğerlerinden ayırmaktadır. İlâveten, döviz kurlarındaki oynaklığın ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin araştırılması amacıyla kur volatilitésinin modellere eklenmesi, bu çalışmayı farklılaştırmaktadır. Son olarak, masetme yaklaşımının temel önermesinden hareketle gelir etkisinin ticaret dengesi üzerine olası yansımalarının da hesaplanması, bu çalışmanın özgün yanını tanımlamaktadır. Bu kapsam dahilinde çalışma beş bölümden oluşacaktır. İkinci bölümde, konu ile ilgili literatürde yer alan çalışmalara değinilecek, üçüncü bölümde ise uygulama kısmına konu olan analizler ile ilgili metodolojik bilgiler aktarılacaktır. Uygulama bulgularının sunulacağı dördüncü bölümü takiben bu çalışma, genel bir değerlendirmenin yapılacağı beşinci ve son bölüm ile sonlandırılacaktır.

2. Literatür Özeti

Ekonomi literatüründe Marshall-Lerner Koşulu'nun geçerliliğini sınanan çok sayıda çalışma mevcuttur. Bir kısım çalışmalar koşulun geçerliliğini test edebilmek adına hem ihracat hem de ithalat esneklik değerlerini hesaplamak suretiyle gerekli ekonometrik çalışmalara odaklanmış, diğer kısım çalışmalar ise koşulun geçerliliğinin sınanmasında doğrudan dış ticaret dengesine ait esneklik hesaplamaları üzerinde durmuştur. Sayıları az olmakla birlikte bir başka grup çalışmada ise sadece ihracat esneklikleri hesaplanarak Marshall-Lerner Koşulu'nun geçerli olup olmadığı sorgulanmıştır. Ayrıca, temel Marshall-Lerner Koşulu'nu yansıtan denklemlere bağımsız değişken olarak hem ev sahibi hem de yabancı ülkenin milli gelir düzeylerinin eklenmesiyle elde edilen ve genişletilmiş Marshall-Lerner Koşulu olarak tanımlanan çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalar, ulusal paranın devalüasyonunun ya da değer kaybının ticaret dengesi üzerinde olumlu sonuçlar yansıtabilmesi için sadece ticaret esnekliklerinin değil, aynı zamanda milli gelir esnekliklerinin de dikkate alınması gerektiğini salık vermişlerdir. İlâveten, Marshall-Lerner Koşulu'nun geçerliliğinin yanı sıra J-Eğiri Etkisi'nin varlığı da sorgulama konusu olan bir başka husus olarak literatürde yer almıştır. Bu bağlamda Tablo 1, hem ulusal hem de uluslararası düzeyde literatürde yer alan çalışmaların kısa bir özetini sunmaktadır.

Tablo 1: Literatür Özeti

Yazar(lar)	Ülke	Dönem	Yöntem	FX	FM	Sonuç
Yerli Literatür						
Akbozancı (2004)	Türkiye	1987Q1-2000Q4	VECM	-1.441		Analiz bulguları uzun dönemde ML Koşulu'nun geçerli olduğunu göstermiştir. Ancak analiz sonuçları, kısa dönemde J Eğrisi Etkisi'nin ortaya çıkmadığını yansıtmıştır.
Şimşek ve Kadirolar (2005)	Türkiye	1970-2002	ARDL	-1.68	0.67	ML Koşulu'nun geçerliliği kanıtlanmış ve ulusal paramın değer kayıplarına bağlı olarak yürütülen iktisat politikalarının dış ticaret dengesini pozitif yönlü olarak etkilediği bulunmuştur.
Peker (2008)	Türkiye	1992Q1-2006Q4	VECM	-0.026		Analiz sonuçları, hem uzun dönemde ML Koşulu'nun geçersizliğini hem kısa dönemde döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerinde anlamlı etkiler ortaya çıkarmadığını göstermiştir.
Halıcıoğlu (2008)	Türkiye	1980Q1-2005Q4	ARDL	2.068		Sonuçlar, uzun dönemde ML Koşulu'nun geçerli olduğunu göstermiş, ancak J Eğrisi Etkisi'nin ise sadece kısa dönemde ortaya çıktığını yansıtmıştır.
Vergil ve Erdoğan (2009)	Türkiye	1989-2005	ARDL ve Almon Modeli	-1.20	-0.18	Analiz sonuçları, genişletilmiş ML Koşulu'nun geçerli olduğunu ortaya koymuştur.
Bal ve Demiral (2012)	Türkiye	2002:01-2012:09	VECM	0.103		Bulgular, ticaret dengesinin reel döviz kuru esnekliğinin uzun dönemde pozitif olduğunu göstermiş ve ML Koşulu'nun kısa dönemde sağlanmadığına, böylece J-eğrisi ayarlarına sürecinin geçerli olduğuna işaret etmiştir.
Göçer ve Elmas (2013)	Türkiye	1989Q1-2012Q2	Yapısal Kırımlı Eşbütünlüğe Analizi	0.27	-0.12	Temel ML Koşulu'nun geçersiz, ancak genişletilmiş ML Koşulu'nun ise geçerli olduğu saptanmıştır.
Türkay (2014)	Türkiye	1980-2012	VECM	-0.13	-2.17	Analiz sonuçları ML Koşulu'nun geçerli olduğunu ve ulusal paramın değer kaybının ticaret dengesini iyileştirdiğini ortaya koymuştur.
Canbazoglu ve Güneş (2016)	Türkiye	2010:01-2014:12	ARDL	0.05	0.98	Analiz sonuçları ML Koşulu'nun uzun dönemde geçerli olduğunu ve ulusal paramın değer kaybının ticaret dengesini iyileştirdiğini göstermiştir.
Tuncay ve Üstüner (2017)	Türkiye	2001-2015	FGHS	-2.254		Analiz sonuçları, ulusal paradaki değer kayıplarının dış ticaret dengesini negatif yönlü olarak etkilediğini göstermiş ve ML Koşulu'nun geçersizliğini ortaya koymuştur.
Gül (2018)	Türkiye	2004:01-2016:12	Doğrusal Olmayan ARDL	-0.36	-	İhracatın Türk İhracatındaki değer kazancına esnekliğinin, değer kaybına esnekliğinden daha büyük olduğu bulunmuştur. Ayrıca, ihracatın gelir esnekliklerinin, reel kur esnekliklerinden mutlak anlamda daha büyük oldukları saptanmıştır. İlave olarak analiz sonuçları, Türk İhracatındaki değer kaybının kısa dönemde ihracatı azalttığını, uzun dönemde ise artırdığını göstermiştir.
Bakan ve Akkaya (2018)	Türkiye	1950-2000	Kernel Density ve Örnek Momentler Entegre Normal Kernel Density	-0.74	-0.30	Analiz sonuçları, ML Koşulu'nda sağlıklı bir devallasyonu gösteren ithal ve ihracat malları talep esnekliklerinin toplamının 1'den büyük durumunun zayıf bir şekilde geçirdiği göstermiş ve genel olarak ML Koşulu'nun geçerliliğini ortaya koymuştur.
Şıklar ve Çelik-Keçili (2018)	Türkiye	2003:01-2016:12	VECM	0.554		ML Koşulu'nun geçerli olduğu ve Türk Lirasında meydana gelen %1 değer kaybının dış ticaret dengesini %0.5 oranında olumlu etkilediği bulunmuştur.
Iossifov and Fei (2019)	Türkiye	1998Q1-2017Q3	Doğrusal Olmayan ARDL	-0.23	1.15	Döviz kurundaki değer kazançlarının ithalatı artırdığı, değer kayıplarının ise ihracatı artırarak ithalatı baskıladığı bulunmuştur.
Topcu ve Özdemir (2019)	Türkiye	2004-2017	AMG Tahmincisi	1.53	-0.69	Bulgular, mutlak değer olarak ihracat ve ithalat talebinin fiyat esnekliği toplamının birden büyük ve dolayısıyla ML Koşulu'nun geçerli olduğunu göstermiştir.

Tablo 1: Literatür Özeti (Devam)

Yazar(lar)	Ülke	Dönem	Yöntem	ϵ_{xy}	ϵ_{yx}	Sonuç
Yabancı Literatür						
Breuss (1985)	9 Ülke	1959-1976	OLS	-1.11	-0.88	Analiz sonuçları ML Koşulu'nun geçerli olduğunu, ancak söz konusu koşulun küçük dışa açık ülkelerde daha beskin olabileceğini göstermiştir.
Bahmani-Oskooee ve Nitrooand (1998)	27 Ülke	1960-1992	Johansen Eşbütünlüşme Analizi	-0.49	-0.97	İhracat ve ithalat talep esnekliklerinin kısa dönemde inelastik, ancak uzun dönemde elastik olduğunu vurgulayan yazarlar, devalüasyonun ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz, fakat uzun dönemde ise olumlu olarak etkilediğini belirtmişlerdir.
Boyd vd. (2001)	8 OECD Ülkesi	1975:Q1-1996:Q4	Johansen Eşbütünlüşme Analizi ve ARDL	-1.460		Sonuçlar, ML Koşulu'nun uzun dönemde geçerliliğini konduğunu ve kısa dönem itibarıyla de J Eğrisi Etkisi'nin ortaya çıktığını göstermiştir.
Mahmud vd. (2004)	6 Gelişmiş Ülke	1966:Q1-1998:Q4	LLS	-0.87	-0.16	Bulgular, alt dönemler itibarıyla ML Koşulu'nun sadece kısmen karşılandığını yansıtmıştır. Ayrıca yazarlar, sabit döviz kuru sistemlerinde koşulun çok daha net olarak ortaya çıkacağını da belirtmişlerdir.
Hooy ve Chan (2008)	Çin ve Malezya	1990:01-2008:01	ARDL	-0.80	0.84	Analiz sonuçları, uzun dönemde ML Koşulu'nun geçerli olduğunu ve ulusal paradaktaki reel değer kayplarının dış ticaret dengesini iyileştirdiğini yansıtmıştır.
Caporale vd. (2012)	Kenya	1996:Q1-2011:Q4	OLS	1.516		Analiz sonuçları, ödemeler dengesi ile döviz kurları arasında eşbütünlüşlik ilişkilerinin olduğunu ve uzun dönemde ML Koşulu'nun sağlandığını göstermiştir.
Jamilov (2013)	Azerbaycan ve Euro Alanı Ülkeleri	2006:01-2009:12	VECM	0.520		ML Koşulu'nun uzun dönemde geçerli olduğunu yansıtan analiz bulguları, J Eğrisi Etkisi'nin ulusal param devalüasyonuna bağlı olarak ortaya çıktığını göstermiştir.
Etila (2013)	Namibya	1991-2011	VECM	0.44	-0.90	Döviz kurlarındaki değişime ihracat ve ithalatın anlamlı olarak tepki verdiğini gösteren analiz sonuçları, ML Koşulu'nun geçerliliğini ortaya koymuştur.
Pandey (2013)	Hindistan	1993-2011	VECM	0.54	1.03	Bulgular, Hindistan'ın dış ticaret dengesinin ulusal paramın değer kaybına bağlı olarak düzeldiğini ve dolayısıyla da ML Koşulu'nun geçerli olduğunu ortaya koymuştur.
Sek ve Har (2014)	Malezya ve 5 Partner Ülke	1980-2012	OLS ve FMOLS	-0.864		Analiz sonuçları, ML Koşulu'nun geçerli olmadığını ve dolayısıyla ulusal paramın devalüasyonunun ticaret dengesi üzerinde olumlu bir etki yaratmadığını göstermiştir.
Bahmani-Oskooee ve Baek (2015)	Kore ve ABD	1991:Q1-2012:Q4	ARDL	-1.05	-1.17	İki ülke arasındaki ticaretteki dört endüstri dalında ML Koşulu'nun geçerli olduğu tespit edilmiş ve bu dört endüstrinin toplam ticaret hacmi içindeki payının yaklaşık %65 olduğu belirtilmiştir.
İqbal vd. (2015)	Pakistan ve 10 Partner Ülke	1980-2013	Johansen Eşbütünlüşme Analizi	-4.01	-1.23	Bulgular, Pakistan ile altı ticaret partneri arasındaki ticari ilişkilerde ML Koşulu'nun geçerli olduğunu, buna karşın geri kalan diğer ülkelere olan ticari ilişkilerde ise koşulun sağlanmadığını göstermiştir.
Shahzad vd. (2017)	7 Güney Asya Ülkesi	1993-2010	REM	-0.29	0.181	Analiz sonuçları ML Koşulu'nun geçerli olmadığını ve ulusal paramlardaki değer kayıplarına ticaret dengesinin tepki vermediğini göstermiştir.
Chena ve Bosnic (2017)	Arjantin	1993-2013	Johansen Eşbütünlüşme Analizi	0.931		Yazarlar, döviz kurlarındaki artışların ticaret dengesi üzerinde anlamlı değişimler ortaya çıkarmadığını ve dolayısıyla ML Koşulu'nun geçerli olmadığını belirtmiş, ancak iktisadi yoğunlaşma düzeyinin artmasına bağlı olarak ticaret dengesinin artışların ticaret dengesini olumlu etkilediğini ve ML Koşulu'nun sağlandığını vurgulamışlardır.
Ogboma (2018)	Nijerya	1981-2017	VECM	-2.524		Eldir edilen ticaret esneklik katsayıları her ne kadar ML Koşulu'nu sağlamış gibi görünsede de istatistikî olarak anlamsız olmaları, koşulun hem kısa hem de uzun dönemde geçerli olmadığını ve J Eğrisi Etkisi'nin ortaya çıkmadığını kanıtlamıştır.

3. Veri Seti, Metodoloji ve Ekonometrik Model

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde Marshall-Lerner Koşulu'nun geçerliliği 1992Q1-2019Q4 dönemi itibarıyla parametrik olmayan ARDL (NARDL) analizi kullanılarak incelenecektir. Bu amaç dâhilinde çalışmanın bağımlı değişkenleri Amerikan doları bazında *ihracat* ve *ithalat değerleridir*. Söz konusu veriler, IMF Direction of Trade Statistics'ten elde edilmiştir. Bağımsız değişkenlerden ilki olan döviz kurunu temsilen *reel döviz kuru* değişkeni kullanılmış ve bu değişken eP^*/P formülü yardımıyla hesaplanmıştır. Bu formülde yer alan e , P^* ve P sırasıyla nominal dolar kuru, dış fiyat düzeyi ve iç fiyat düzeyini temsil etmektedir. Nominal dolar kurları TCMB'nin resmi internet sayfasından elde edilmiştir. Fiyat düzeyleri tüketici fiyat endeksleri olarak tanımlanmış ve dış dünyanın tüketici fiyat endeksi ise ABD'nin tüketici fiyat endeksiyle temsil edilmiştir. Tüketici fiyat endeksi verileri FRED-Federal Reserve Economic Data'dan alınmıştır. Çalışmanın diğer bağımsız değişkenleri ise *yurtiçi* ve *yurtdışı gelir* düzeyleridir. Yurtiçi gelir olarak Türkiye'nin gayri safi yurtiçi hâsılası kullanılmış, yurtdışı gelirini temsilen ABD'nin gayri safi yurtiçi hâsılası gösterge olarak ele alınmıştır. Yurtiçi gelir düzeyi, ortalama dolar kuru kullanılarak dolar bazında tanımlanmıştır. Dış ticaret ve milli gelir serileri mevsimsel etkilerden arındırılarak analizlere dâhil edilmiştir. Söz konusu serileri oluşturan verilere TÜİK ve Bureau of Economic Analysis'in resmi internet sitelerinden ulaşılmıştır. Ayrıca, gerek Türkiye gerek dünya ekonomisinde ortaya çıkan *iktisadi krizler* bağımsız değişken olarak modelleme sürecine dâhil edilmiş ve krizlerin dış ticaret üzerindeki etkileri tespit edilmeye çalışılmıştır. Afonso vd. (2013)'ni takiben krizlerin başladığı ve devam ettiği dönemler “kriz dönemleri” ve krizlerin sona erdiği dönemler de “normal dönemler” olarak ele alınmıştır. Kriz dönemlerinin seçiminde iktisadi büyüme rakamlarının negatife döndüğü ve olumsuz sürecin devam ettiği periyodlar ele alınırken, normal dönemlerin seçiminde ise büyüme rakamlarının pozitif bir ivmeyle devam ettiği periyodlar dikkate alınmıştır. Dolayısıyla Türkiye ekonomisinde gerçekleşen veya dünya ekonomisinde gerçekleşip de Türkiye ekonomisine yansıyan 1994 krizi, 1998-1998 krizi, 2000-2001 krizi ve 2008 krizleri kukla değişkenlerinin oluşturulmasında ele alınmıştır. Bu bağlamda, iktisadi kriz dönemleri için “1” ve normal dönemler için “0” verileri kullanılarak kukla değişken veri seti oluşturulmuştur. Son olarak, Gül (2018) tarafından yapılan çalışmayı takiben, *döviz kuru volatilitésinin* dış ticaret üzerindeki etkisinin ölçülebilmesi amacıyla döviz kuru oynaklığı veri seti oluşturulmuştur. Bu veri seti, Türk lirasının Amerikan doları cinsinden nominal değerine GARCH(1,1) modeli uygulanarak elde edilmiştir. İlgili dönemin dikkate alınmasının temel nedeni, verilere ulaşılabilme imkânından kaynaklanmıştır.

Bağımsız değişken olarak kullanılan bir makroekonomik göstergenin bağımlı değişken üzerinde yarattığı etkiler sadece lineer bir formda gerçekleşmemektedir. Bağımsız değişkenin değerinde meydana gelen artış ve azalışların bağımlı değişken üzerinde ortaya çıkardığı etkiler gerçek dünyada lineer-olmayan, bir diğer ifadeyle asimetric bir formda kendini gösterebilmektedir. Asimetrik ilişkilerin söz konusu olabileceği iktisadi ilişkilerde ise lineer formların dikkate alınması, ekonomik gözlemlere ilişkin gerçek sonuçlara ulaşılabilmesi anlamına gelebilecektir (Akıncı vd., 2020: 228). Bu çalışma bağlamında irdelendiğinde, ulusal paranın değer kaybına bağlı olarak teoride ihracatın belirli bir oranda artması, ancak ulusal paranın değer kazanması durumunda ise ihracatın azalması beklenmektedir. Fakat değişen kur hareketleri, ihracatın artma düzeyi ile azalma düzeyi arasında mutlaka belirli bir farklılığın ortaya çıkacağını kuvvetle öngörmektedir. Benzer öngörüler ithalat için de söz konusu olabilmektedir. Dolayısıyla, döviz kurundaki ile dış ticaret arasındaki ilişkilerin lineer bir kalıpla incelenmesi, gerçek dünya gözlemlerinden uzak kalınması anlamına gelebilecektir. Bu nedenle çalışmamızda, lineer olmayan ilişkilere ait ekonometrik bir yöntem olan NARDL analizi dikkate alınmıştır.

Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen NARDL analizi, standart ARDL analizinin genişletilmiş bir formu olup, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli lineer-olmayan ilişkilerin incelenmesine olanak sağlamakta ve bunu yaparken de bağımsız değişkenleri pozitif ve negatif kısmi toplamlar bazında dekompoze etmektedir. Durağan olmayan değişkenlerin zayıf içsellik koşullarında bile kurulacak ekonometrik modellerin sağlam (robust) sonuçlar vermesine olanak tanıyan NARDL analizi, otokorelasyon problemi olmayan uygun gecikme uzunluklarıyla kurulan modellerin gerçek dünya deneyimlerini yansıtabileceğini öngörmektedir (Akıncı vd., 2020: 229). Bu bağlamda, NARDL analizi kapsamında ihracat ve ithalat modelleri genel olarak,

$$\ln X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \ln RER_{t-i}^+ + \beta_i^- \ln RER_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln M_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i \ln M_{t-i} + \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \ln RER_{t-i}^+ + \beta_i^- \ln RER_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (2)$$

yazılabilir. (1) ve (2) numaralı eşitliklerde yer alan X ve M sırasıyla ihracat ve ithalat miktarları; RER , reel döviz kuru; $\ln$, ilgili değişkenin doğal logaritması; t , zaman periyodu; i , gecikme sayısı ve ε ise hata terimidir. Diğer taraftan $\ln RER_t$, $\ln RER_t = \ln RER_0 + \ln RER_t^+ + \ln RER_t^-$ şeklinde tanımlanan $k \times 1$ boyutlu regresör vektörlerini yansıtmaktadır. Bu eşitlikte yer alan $\ln RER^+$ ve $\ln RER^-$, $\ln RER_t$ ’de meydana

gelen pozitif ve negatif değişimlerin kısmi toplam süreçlerini vurgulamaktadır. Bir diğer ifadeyle,

$$\ln RER^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \ln RER_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln RER_i, 0)$$

$$\ln RER^- = \sum_{i=1}^t \Delta \ln RER_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln RER_i, 0)$$

olarak gösterilebilir. Bu bağlamda β_i^+ ve β_i^- parametreleri, gecikmesi asimetrik olarak dağıtılmış parametreler olarak adlandırılmaktadır. İlave bağımsız değişkenler ile birlikte (1) ve (2) numaralı ihracat ve ithalat eşitlikleri Pesaran vd. (2001) tarafından ortaya konan genel ARDL modelinin NARDL formu olacak şekilde,

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \ln Y_{t-i}^f + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta \ln Fluc_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta \ln RER_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta \ln RER_{t-i}^-) + \alpha_4 \ln X_{t-1} + \alpha_5 \ln Y_{t-1}^f \\ & + \alpha_6 \ln Fluc_{t-1} + \alpha_7 \ln RER_{t-1}^+ + \alpha_8 \ln RER_{t-1}^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t = & \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_{2i} \Delta \ln Y_{t-i}^d + \sum_{i=0}^m \gamma_{3i} \Delta \ln Fluc_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m (\beta_i^+ \Delta \ln RER_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta \ln RER_{t-i}^-) + \gamma_4 \ln M_{t-1} + \gamma_5 \ln Y_{t-1}^d \\ & + \gamma_6 \ln Fluc_{t-1} + \gamma_7 \ln RER_{t-1}^+ + \gamma_8 \ln RER_{t-1}^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

yazılabilir. (3) ve (4) numaralı eşitliklerde yer alan Y_t^f ve Y_t^d sırasıyla yabancı ve yerli milli gelir düzeylerini temsil etmektedir. $Fluc_t$ ise döviz kuru dalgalanmalarını göstermektedir. NARDL analizi kapsamında (3) ve (4) numaralı regresyon eşitlikleri önce EKK yöntemiyle tahmin edilmekte ve “n” ile “m” olarak gösterilen gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Gecikme uzunlukları belirlenirken AIC, SBC, FPE ve HQ gibi bilgi kriterlerinden yararlanılmakta ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu, model için en uygun gecikme değeri olarak seçilmektedir. Ayrıca, F testinin sağlıklı sonuç vermesi için hata terimlerinde otokorelasyon olmaması da gerekmektedir. Bu işlemlerden sonra uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi, (3) ve (4) numaralı modellerdeki

seviye düzeyindeki gecikmeli değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek test edilmektedir. (3) ve (4) numaralı modellerdeki değişkenlerin seviye değerlerine ait katsayılar, F testi ile $(H_0 : \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = 0)$ ve $(H_0 : \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = \gamma_7 = \gamma_8 = 0)$ hipotezleri dikkate alınarak test edilmektedir. Hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran vd. (2001)'nin çalışmasında verilen alt ve üst kritik değerlerle karşılaştırılır. Hesaplanan F istatistiği üst kritik değerin üzerindeyse seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna, alt değerlerin altında kalmasında ise eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir. Hesaplanan F istatistiğinin alt ve üst kritik değerlerinin arasına düşmesi durumunda eşbütünleşme hakkında kesin bir yorum yapılamamaktadır (Taban, 2008: 157; Akıncı ve Yılmaz, 2012: 12-13; Akıncı vd., 2020: 231).

NARDL analizi yardımıyla değişkenlerin kısa ve uzun dönem katsayıları da hesaplanabilmektedir. Kısa dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin cari dönem farklarına ait katsayılarıdır. NARDL analizinde değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmaktadır. Bu bağlamda kısa dönem katsayıları,

$$\begin{aligned} \Delta \ln X_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \ln Y_{t-i}^f + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta \ln Fluc_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \left(\beta_i^+ \Delta \ln RER_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta \ln RER_{t-i}^- \right) + \alpha_4 EC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t = & \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \Delta \ln M_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_{2i} \Delta \ln Y_{t-i}^d + \sum_{i=0}^m \gamma_{3i} \Delta \ln Fluc_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \left(\beta_i^+ \Delta \ln RER_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta \ln RER_{t-i}^- \right) + \gamma_4 EC_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

eşitlikleri yardımıyla hesaplanmaktadır. (5) ve (6) numaralı eşitliklerde yer alan EC_{t-1} değişkeni, eşbütünleşme ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değerini temsil etmektedir. Uzun dönem katsayıları ise, (3) ve (4) numaralı eşitliklerde yer alan bir dönem gecikmesi alınmış bağımsız değişkenlerin katsayılarının, bağımlı değişkenin bir dönem gecikmesi alınmış katsayısına oranı şeklinde hesaplanmaktadır. Örnek vermek gerekirse, uzun dönemde döviz kurunda meydana gelecek %1 oranındaki değişimin ihracat hacminde % kaç oranında değişim yaratacağı (3) numaralı model dikkate alındığında α_7 / α_4 yardımıyla hesaplanmaktadır. Bir başka ifadeyle, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri,

$$\ln X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \ln Y_{t-i}^f + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \ln Fluc_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{1i} \ln RER_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \ln RER_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\ln M_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \ln M_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_{2i} \ln Y_{t-i}^d + \sum_{i=0}^m \gamma_{3i} \ln Fluc_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_{1i} \ln RER_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^m \beta_{2i} \ln RER_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (8)$$

eşitlikleri kullanılarak hesaplanmaktadır.

NARDL modelinde gecikme uzunluklarının tespitinde SIC kullanılmış ve maksimum gecikme uzunluğu 12 alınarak her gecikme için SIC hesaplanmıştır. Gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Kamas ve Joyce (1993) tarafından belirtilen yöntem esas alınmıştır. Buna göre, ilk önce belirlenen en büyük gecikme uzunluğu üzerinden bağımlı değişkenin sadece kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu gerçekleştirilmiş ve en küçük SIC değerine sahip olan gecikme sayısı seçilmiştir. Daha sonra bağımlı değişkenin seçilen gecikme sayısı sabit tutulup, birinci bağımsız değişkenin tüm gecikmeleri ile regresyon oluşturularak en küçük SIC değeri bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı olarak atanmıştır. Aynı süreç, diğer değişkenler için de yapılmıştır (Akıncı ve Yılmaz, 2012: 13-14; Akıncı vd., 2020: 232).

4. Uygulama Bulguları

Zaman serisi analizleri genellikle değişkenlerin durağan olup olmadıklarının sınındıkları çeşitli birim kök testleri ile başlamaktadır. Durağan olmayan iktisadi verilerin kullanılmasıyla elde edilecek regresyon tahminleri sahte regresyon problemlerine yol açabileceğinden dolayı birim kök testlerinin yapılması oldukça önemlidir. Ayrıca, NARDL analizinin yürütülebilmesi için analizlerde kullanılacak değişkenlerin farklı düzeylerde durağan olması da beklenmektedir. Bu bağlamda Tablo 2, değişkenlerin durağanlık sınamalarının yapıldığı ADF birim kök testi sonuçlarını yansıtmaktadır.

Tablo 2: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli		Sabitli-Trendli		Sabitli-Trendsiz	
	Seviye	Birinci Fark	Seviye	Birinci Fark	Seviye	Birinci Fark
LnX	-1.337(3)	-4.312(2)***	-1.613(3)	-4.415(2)***	2.389(3)	-3.391(2)***
LnM	-1.193(4)	-6.123(3)***	-1.197(4)	-6.158(3)***	2.006(4)	-5.651(3)***
LnY^d	-1.424(3)	-3.008(2)**	-1.552(3)	-3.202(2)*	1.269(3)	-2.671(2)***
LnY^f	-2.052(1)	-6.555(0)***	-3.008(1)	-6.881(0)***	3.723(2)	-1.912(1)*
$LnRER$	-2.738(1)*	-	-3.293(1)*	-	-1.778(1)*	-
$LnFluc$	-2.783(2)*	-	3.427(2)*	-	1.774(3)*	-
Kritik	* : -2.606	* : -2.606	* : -3.198	* : -3.198	* : -1.611	* : -1.611
Değerler	** : -2.936	** : -2.936	** : -3.533	** : -3.533	** : -1.949	** : -1.949
	*** : -3.605	*** : -3.605	*** : -4.219	*** : -4.219	*** : -2.624	*** : -2.624

Not: ADF testinde parantez içindeki değerler ilgili değişkenin optimum gecikme uzunluğunu yansıtmış ve bu değerler maksimum 12 gecikme uzunluğu üzerinden Schwarz Bilgi Kriteri'ne göre elde edilmiştir. *, ** ve *** ilgili değişkenin sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 2'de gösterilen ADF birim kök testi sonuçları, $LnRER$ ve $LnFluc$ değişkenlerinin seviye düzeyinde $I(0)$, diğer değişkenlerin ise birinci fark düzeyinde durağan $I(1)$ olduğunu ortaya koymuştur.

Birçok ekonometrist, standart birim kök testlerinin yapısal değişimlere maruz kalacak değişkenler için uygun olmadığını belirtmiştir. Dolayısıyla, yapısal değişimlerin söz konusu olduğu durumlarda ADF ve PP gibi temel durağanlık analizlerinin birim kök hipotezini reddedememe eğilimi içinde olacağı vurgulanmış ve bu bağlamda değişkenlerin durağan olup olmadıklarının yalnızca standart birim kök test sonuçlarına bağlı olarak karar verilmesinin yanıltıcı bulgular ortaya çıkarabileceği ifade edilmiştir. Söz konusu bu eksikliği giderebilmek amacıyla Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen birim kök testi (ZA), trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya izin veren alternatif hipoteze dayanmaktadır. ZA testinde yapısal kırılmanın içsel olarak kabul edilmesi, bu testin diğer yapısal kırılmalı birim kök analizlerine kıyasla üstünlüğünü ortaya koymaktadır (Çil-Yavuz, 2006: 165; Akıncı ve Yılmaz, 2016: 44). Üç ayrı denklem itibarıyla hesaplanabilen ZA testinde, ardışık ADF test yöntemi ile örnek içindeki mümkün olan her kırılma noktası için regresyon denklemi tahmin edilmekte ve tahmin edilen parametreler için t istatistiği hesaplanmaktadır. ZA testinde model A, ortalamadaki kırılmayı; model B, eğimdeki kırılmayı ve model C ise yapısal bir değişimin hem ortalama ve hem de eğimi değiştiren bir kırılmayı vurgulayan denklemi ifade etmektedir. Ancak ilgili üç modelin hangisinin daha üstün olduğu konusunda fikir birliği olmaması nedeniyle genellikle A ve C modelleri kullanılmaktadır. Diğer

tarafından, bu çalışma dikkate alınan değişkenler arasında hem kısa hem de uzun dönemli ilişkileri içerdiğinden dolayı yapısal kırılmalara izin veren birim kök testlerinin yapılması da gerekmektedir. Bu bağlamda Tablo 3, ZA yapısal kırılmalı birim kök test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 3: ZA Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Model A		Model C	
	Minimum Test İstatistiği	Kırılma Tarihi	Minimum Test İstatistiği	Kırılma Tarihi
LnX	-3.326(4)***	2006:Q2	-3.039(4)**	2006:Q2
LnM	-3.265(3)**	2006:Q2	-3.472(3)**	2010:Q4
LnY^d	-2.388(3)*	2009:Q2	-2.402(3)*	2011:Q4
LnY^f	-2.673(3)*	2014:Q2	-4.567(3)***	2008:Q4
$LnRER$	-3.010(0)***	2002:Q4	-3.996(0)***	2006:Q4
$LnFluc$	-1.722(2)**	2004:Q4	-1.996(2)**	2016:Q1
Kritik Değerler				
	***: %1	***: %1	***: %1	***: %1
	**: %5	**: %5	**: %5	**: %5
	*: %10	*: %10	*: %10	*: %10
	-5.34	-4.93	-5.57	-5.08
				-4.82

Not: Parantez içindeki değerler, maksimum 12 gecikme uzunluğu dikkate alınarak Schwarz Bilgi Kriteri'ne göre belirlenen optimum gecikme uzunluklarını yansıtmaktadır.

Tablo 3'de gösterilen ZA birim kök testi sonuçlarına göre her iki model itibarıyla ilgili değişkenlere ait minimum test istatistikleri çeşitli önem düzeyindeki kritik değerlerden küçük olduklarından dolayı ilgili değişkenler için belirlenen tarihte meydana gelen kırılmayla durağan oldukları hipotezi reddedilmekte ve dolayısıyla da kırılma olmadan seride birim kökün varlığını gösteren temel hipotez kabul edilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi itibarıyla dış ticaret esneklikleri lineer-olmayan ARDL modeli kullanılarak inceleneceğinden dolayı analizler kapsamında dikkate alınan değişkenlerin lineerlik özelliklerinin öncelikle tespit edilmesi gerekmektedir. Bu bağlamda, veri setinin lineerlik özelliklerinin belirlenmesinde BDS Bağımsızlık Testi (BDS Independence Test) kullanılmıştır. Ekonometri literatürüne Broock vd. (1996) tarafından kazandırılan BDS Bağımsızlık Testi, ekonometrik analizlerde kullanılan değişkenlere ait verilerin lineer olup olmadıklarının belirlenebilmesine olanak tanımaktadır. Veri setlerinin bağımsız benzer dağılım özellikleri gösterip göstermediğini inceleyen BDS Bağımsızlık Testi, standart tahmin modellerinin hata terimlerine uygulanmakta ve buradan hareketle de tahminlerin hata kalıntılarının bağımlılık yapısını ve ihmal edilebilen lineer-olmayan kısmının tahminine odaklanmaktadır. Test istatistiklerinin hesaplanmasında zaman serisi ve-

rilerini m boyutlu bir vektöre dönüştüren ve böylece m sayılarını belirleyen bu analiz tekniği, $\chi_{N-m}^m = (\chi_{N-m}, \chi_{N-m+1}, \chi_{N-m+2}, \dots, \chi_N)$ şeklindeki dizi vektörünü oluşturmaktadır. Bu dizi vektöründen hareketle BDS test istatistiği,

$$BDS_{\varepsilon, m} = \frac{\sqrt{N \left[C_{\varepsilon, m} - (C_{\varepsilon, 1})^m \right]}}{\sqrt{V_{\varepsilon, m}}} \sim N(0, 1)$$

formülü kullanılarak hesaplanmaktadır (Sezgin-Alp ve Kırkbeşoğlu, 2015: 253-254). Elde edilen rest istatistiği, lineerliğin olmadığı sıfır hipotezi dikkate alınarak yorumlanmakta ve lineer-olmayan bağımlılık yapısı incelenmektedir. Dolayısıyla alternatif hipotez, lineer bir kalıpla bağımlılık ilişkisinin geçerliliğini vurgulamaktadır (Fischer ve Koller, 2001: 5). Bu açıklamalar dahilinde Tablo 4, ihracat ve ithalat modelleri için tahmin edilen BDS Bağımsızlık Testi sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 4: Standart EKK BDS Bağımsızlık Test Sonuçları

İhracat Modeli BDS Bağımsızlık Testi Sonuçları						
ε						
0.5			0.7		1	
m	BDS İst.	Prob.	BDS İst.	Prob.	BDS İst.	Prob.
2	0.0057	0.957	0.0104	0.762	0.03226	0.535
3	0.0095	0.598	0.0174	0.526	0.0385	0.343
4	0.0141	0.372	0.0364	0.263	0.0576	0.207
5	0.0175	0.211	0.0514	0.106	0.0728	0.101
6	0.0240	0.113	0.0554*	0.061	0.0779**	0.042
İthalat Modeli BDS Bağımsızlık Testi Sonuçları						
ε						
0.5			0.7		1	
m	BDS İst.	Prob.	BDS İst.	Prob.	BDS İst.	Prob.
2	0.0156	0.824	0.0184	0.726	0.0311	0.506
3	0.0187	0.681	0.0323	0.461	0.0536	0.258
4	0.0204	0.424	0.0419	0.313	0.0620	0.110
5	0.0143	0.112	0.0506	0.139	0.0644*	0.051
6	0.0114*	0.056	0.0552*	0.066	0.0672**	0.023

Not: * ve ** işaretleri ilgili katsayının sırasıyla %10 ve %5 önem düzeyinde istatistiki bakımdan anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4’de hem ihracat hem de ithalat modellerine ait olan BDS Bağımsızlık Testi sonuçları, veri setlerinin bağımsız lineer dağılım özelliği göstermediğini, bir diğer ifadeyle veri setlerinin lineer-olmayan bir bağımlılık ilişkisiyle hareket ettiğini göstermektedir. Bu sonuçlar, ticaret esnekliklerinin hesaplanmasında lineer-olmayan ARDL (NARDL) modelinin kullanılabileceğini yansıtmaktadır.

Değişkenlerin farklı derecelerde durağan olmaları, uzun dönemli ilişkilerin geçerli olup olmadığının sınanabilmesi için farklı durağanlık düzeylerine imkân tanıyan NARDL analizinin kullanılabileceğini göstermektedir. Bu analizde ilk olarak optimum gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmanın veri seti çeyreklik dönemlerden oluştuğu için maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve her gecikme için SIC değerleri hesaplanmıştır. Tahminlerin güvenilir sonuç verebilmesi için hata terimlerinde ardışık bağımlılık bulunup bulunmadığı da Breusch-Godfrey otokorelasyon sınaması ise test edilmiştir. Bu bağlamda Tablo 5, uygun gecikme uzunluklarının tespiti için hesaplanan SIC değerleri ile otokorelasyon test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5: Optimum Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

(3) Numaralı Model						(4) Numaralı Model					
n	SIC	BG	n	SIC	BG	m	SIC	BG	m	SIC	BG
1	-1.768	0.027**	7	-1.866	0.530	1	-1.092	0.011**	7	-1.240	0.088*
2	-1.815	0.035**	8	-2.080	0.454	2	-1.269	0.578	8	-1.406	0.095*
3	-1.865	0.700	9	-1.845	0.090*	3	-1.236	0.228	9	-1.232	0.381
4	-2.008	0.943	10	-1.898	0.005***	4	-1.249	0.005***	10	-1.391	0.256
5	-1.835	0.091*	11	-1.988	0.443	5	-1.336	0.310	11	-1.223	0.198
6	-1.763	0.128	12	-2.166	0.048**	6	-1.216	0.195	12	-1.491	0.087*

Not: n ve m terimleri sırasıyla (3) ve (4) numaralı regresyon modellerindeki gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. SIC ve BG ise sırasıyla Schwarz Bilgi Kriteri ve Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon Testi’dir. *, ** ve *** işaretleri ilgili gecikme uzunluğundaki regresyon modellerinde sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde otokorelasyon olduğunu yansıtmaktadır.

Tablo 5’de gösterilen analiz sonuçları, (3) numaralı model için 8 gecikme uzunluğunun ve (4) numaralı model içinse 10 gecikme uzunluğunun optimum olduğunu göstermiştir. Söz konusu gecikme uzunluklarında otokorelasyonun olmaması, ilgili gecikme uzunluklarına dayanarak yapılacak olan eşbütünleşme analizinin güvenilir sonuçlar verebileceğinin bir göstergesi olarak değerlendirilebilir. Bu bağlamda, optimum gecikme uzunluklarının belirlenmesini takiben NARDL yaklaşımıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi araştırılmış ve analiz bulguları Tablo 6’da gösterilmiştir.

Tablo 6: NARDL Eşbütünleşme Test Sonuçları

(3) Numaralı Model						(4) Numaralı Model					
<i>k</i>	<i>F</i> İstatistiği	%5 Kritik Değerler		%1 Kritik Değerler		<i>k</i>	<i>F</i> İstatistiği	%5 Kritik Değerler		%1 Kritik Değerler	
		Alt	Üst	Alt	Üst			Alt	Üst	Alt	Üst
		Sınır	Sınır	Sınır	Sınır			Sınır	Sınır	Sınır	Sınır
5	4.021	2.62	3.79	3.41	4.68	5	3.899	2.62	3.79	3.41	4.68

Not: *k*, (3) ve (4) numaralı regresyon denklemlerindeki bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001)'in çalışmasında yer alan Tablo CI(iii)'den alınmıştır.

Tablo 6'da gösterilen NARDL eşbütünleşme test sonuçları, her iki model bazında hesaplanan *F-istatistik* değerlerinin %5 kritik değerin üst sınırından büyük olduğunu ve dolayısıyla da her iki model için %5 önem düzeyinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin kendini gösterdiğini ortaya koymuştur. Bu bağlamda, seriler arasındaki kısa ve uzun dönem katsayılarının belirlenmesinde NARDL analizinin kullanılabileceği söylenebilir.

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkileri (5) ve (6), uzun dönem ilişkileri ise (7) ve (8) numaralı regresyon denklemlerinin NARDL yöntemiyle çözümlenmesine bağlı olarak tahmin edilmiş ve modellere iktisadi krizler kukla değişkeni de eklenmiştir. Analiz sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7: Kısa ve Uzun Dönem NARDL Test Sonuçları

(5) Numaralı Kısa Dönem NARDL(4, 0, 2, 0, 0) Modeli Sonuçları			(6) Numaralı Kısa Dönem NARDL(5, 0, 0, 0, 0) Modeli Sonuçları		
Değişken	Katsayı	t-İstatistik (Prob)	Değişken	Katsayı	t-İstatistik (Prob)
Sabit	0.215	0.224 (0.876)	Sabit	0.184	0.346 (0.902)
$\Delta \ln X(-1)$	0.024	0.269 (0.787)	$\Delta \ln M(-1)$	0.122*	1.822 (0.071)
$\Delta \ln X(-2)$	0.046	0.546 (0.586)	$\Delta \ln M(-2)$	0.120*	1.813 (0.072)
$\Delta \ln X(-3)$	-0.122	-1.507 (0.135)	$\Delta \ln M(-3)$	-0.132**	-2.109 (0.037)
$\Delta \ln X(-4)$	0.354***	4.566 (0.000)	$\Delta \ln M(-4)$	0.364***	5.647 (0.000)
$\Delta \ln Y^i$	0.257*	1.679 (0.096)	$\Delta \ln M(-5)$	-0.185***	-2.731 (0.007)
$\Delta \ln \text{Fluc}$	-0.009***	-4.221 (0.000)	$\Delta \ln Y^d$	0.269***	3.799 (0.000)
$\Delta \ln \text{Fluc}(-1)$	-0.024*	-1.684 (0.095)	$\Delta \ln \text{Fluc}$	-0.001	-0.209 (0.834)
$\Delta \ln \text{Fluc}(-2)$	0.050	0.838 (0.404)	$\Delta \ln \text{RER}^+$	0.335***	2.859 (0.005)
$\Delta \ln \text{RER}^+$	0.379***	3.545 (0.000)	$\Delta \ln \text{RER}^-$	0.765***	4.624 (0.000)
$\Delta \ln \text{RER}^-$	-0.076*	-1.636 (0.098)	Kriz	-0.218*	-1.801 (0.076)
Kriz	-0.206**	-2.338 (0.034)	EC(-1)	-0.273***	-3.850 (0.000)
EC(-1)	-0.434***	-5.398 (0.000)			
Modele Ait İstatistikler			Modele Ait İstatistikler		
R ² : 0.794 F (prob): 11.152*** (0.000) DW: 1.923 BG(4): 0.745 (0.387) ARCH(4): 0.886 (0.229)			R ² : 0.816 F (prob): 17.774*** (0.000) DW: 1.976 BG(3): 0.881 (0.296) ARCH(3): 0.934 (0.134)		
(7) Numaralı Uzun Dönem NARDL(2, 0, 1, 0, 0) Modeli Sonuçları			(8) Numaralı Uzun Dönem NARDL(3, 0, 2, 0, 0) Modeli Sonuçları		
Değişken	Katsayı	t-İstatistik (Prob)	Değişken	Katsayı	t-İstatistik (Prob)
Sabit	3.074	1.054 (0.294)	Sabit	8.242***	2.834 (0.005)
$\ln X(-1)$	0.038	0.254 (0.795)	$\ln M(-1)$	0.136*	1.847 (0.062)
$\ln X(-2)$	0.064	0.587 (0.564)	$\ln M(-2)$	0.144*	1.868 (0.054)
$\ln Y^i$	0.592*	1.794 (0.075)	$\ln M(-3)$	0.032	1.029 (0.448)
$\ln \text{Fluc}$	-0.021*	-1.816 (0.072)	$\ln Y^d$	0.685*	2.012 (0.056)
$\ln \text{Fluc}(-1)$	-0.034*	-1.848 (0.067)	$\ln \text{Fluc}$	-0.003	-0.207 (0.836)
$\ln \text{RER}^+$	0.873***	6.671 (0.000)	$\ln \text{Fluc}(-1)$	-0.008	-0.212 (0.831)
$\ln \text{RER}^-$	-0.175*	-1.711 (0.085)	$\ln \text{Fluc}(-2)$	-0.006	-0.209 (0.833)
Kriz	-0.301***	-3.446 (0.000)	$\ln \text{RER}^+$	-1.227***	-2.953 (0.004)
			$\ln \text{RER}^-$	0.409**	2.341 (0.031)
			Kriz	-0.356***	-5.586 (0.000)
Modele Ait İstatistikler			Modele Ait İstatistikler		
R ² : 0.806 F (prob): 18.119*** (0.000) DW: 2.084 BG(3): 0.942 (0.126) ARCH(3): 0.912 (0.141)			R ² : 0.818 F (prob): 20.553*** (0.000) DW: 1.983 BG(2): 0.902 (0.208) ARCH(2): 0.933 (0.237)		

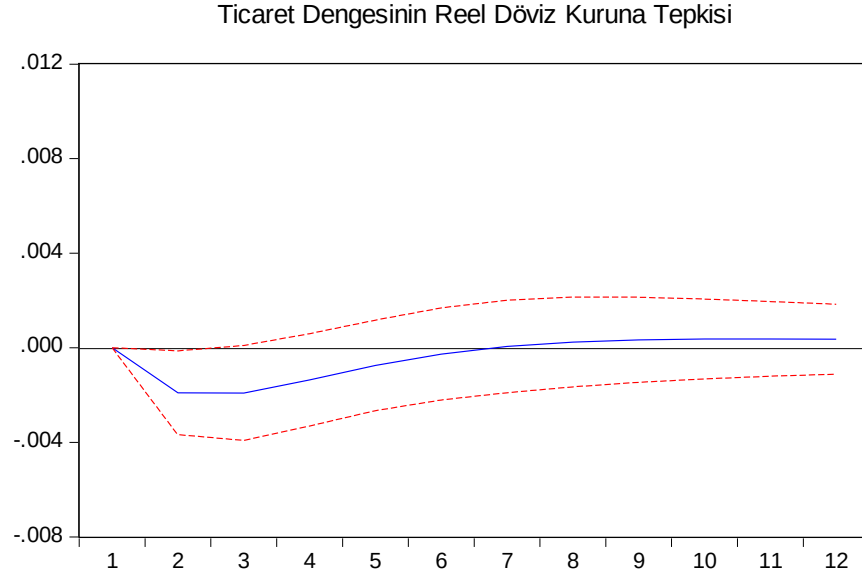
Not: Δ işareti, ilgili değişkene ait fark operatörüdür. Model tahminlerinde değişkenlerin yanında bulunan parantez içindeki değerler ilgili değişkene ait gecikme uzunluklarını temsil etmektedir. Model tahminleri, maksimum 12 gecikme uzunluğu üzerinden SIC kriteri dikkate alınarak çözümlenmiştir. BG, Breusch-Godfrey otokorelasyon testini ve ARCH ise White değişen varyans testini ifade etmekte ve bu test istatistiklerine ait parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir. EC, eşbütünleşme tahmininden elde edilen hata düzeltme mekanizmasıdır. *, ** ve *** işaretleri ilgili değişkenin sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyinde istatistiki bakımdan anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 7’de gösterilen (5) ve (6) numaralı kısa dönem ihracat ve ithalat analiz bulguları, yurtdışı gelirden meydana gelen %1’lik değişimin toplam ihracatı aynı yönlü olarak %0.257, yurtiçi gelirden meydana gelen %1’lik değişimin ise toplam ithalatı aynı yönlü olarak %0.269 oranında değiştirdiğini göstermektedir. İthalatın yurtiçi gelir esnekliğinin ihracatın yurtdışı gelir esnekliğine kıyasla daha fazla olması ($0.269 > 0.257$), gelir değişimlerine bağlı olarak kısa dönemde dış ticaret açığının verilmesine neden olabilmektedir. Diğer taraftan, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların toplam ihracatı kısa dönemde düşürüp, toplam ithalatı ise istatistikî olarak anlamlı etkilememesi, kısa dönemde dış ticaret açıklarının artabilme ihtimalini güçlendirmektedir. İlave, kısa dönemde reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik artış toplam ihracatı %0.379 oranında artırırken, reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik azalış ise toplam ihracatı %0.076 oranında azaltmaktadır. Reel döviz kurunda meydana gelen artışların ihracatı artırma etkisinin, reel döviz kurunda meydana gelen azalışların ihracatı azaltma etkisine kıyasla daha fazla olması ($0.379 > -0.076$), reel döviz kurlarının kısa dönemli değişimlerinin dış ticaret dengesini pozitif yönlü olarak etkileyebileceğini ortaya koymaktadır. Ancak bu konuda net bir yorumun yapılabilmesi için ithalat esneklikleri de dikkate alınmalıdır. Kısa dönemde reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik artış toplam ithalatı %0.335, reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik azalış ise toplam ithalatı %0.765 oranında artırmaktadır. Reel döviz kurundaki artışların kısa dönemde ihracatı artırma etkisinin ithalatı artırma etkisine kıyasla daha fazla olması ($0.379 > 0.335$), reel döviz kuru artışlarının dış ticaret dengesini pozitif yönlü olarak etkileyebileceğinin bir göstergesidir. Diğer taraftan, reel döviz kurundaki azalışların kısa dönemde ihracatı azaltma etkisinin ithalatı artırma etkisine kıyasla düşük olması ise ($-0.076 < 0.765$) ise reel döviz kuru azalışlarının dış ticaret dengesini negatif yönlü olarak etkileyebileceğinin bir göstergesidir. Bu bağlamda, kısa dönemde reel döviz kurundaki asimetrik değişimlerin neden olduğu ihracat ve ithalat değişimlerine bakıldığında, ithalatın reel kur değişimleri karşısında mutlaka artış gösterdiği, ancak ihracatın ise kur artarken arttığı, buna karşın kur azalırken azaldığı görülmektedir. Dolayısıyla, kısa dönemde reel kur değişimlerine bağlı olarak toplam ithalat artışlarının toplam ihracat değişimlerine kıyasla çok daha fazla olduğu görülebilmektedir. Söz konusu sonuç, kısa dönemde ihracat ve ithalat esneklikleri toplamının Marshall-Lerner Koşulu’na uymadığının ($0.379 + 0.335 < 1$) bir göstergesi olarak değerlendirilebilmekte ve kısa dönemde reel kur değişimlerine bağlı olarak dış ticaret dengesinin açık verme olasılığının yüksek olduğunu işaret etmektedir. Diğer taraftan, hata düzeltme mekanizmasına ait katsayıların beklentileri karşılar biçimde negatif ve istatistikî olarak anlamlı olması, kısa dönemde ihracat ve ithalat dolayısıyla ortaya çıkabilecek olan dengesizliklerin uzun dönemde giderilebileceğini yansıtmaktadır.

Tablo 7’de sunulan (7) ve (8) numaralı uzun dönem ihracat ve ithalat analiz bulguları, kısa döneme benzer şekilde, yurtdışı gelirden meydana gelen %1’lik değişimin toplam ihracatı aynı yönlü olarak %0.592, yurtiçi gelirden meydana gelen %1’lik değişimin ise toplam ithalatı aynı yönlü olarak %0.685 oranında değiştirdiğini göstermektedir. İthalatın yurtiçi gelir esnekliğinin ihracatın yurtdışı gelir esnekliğine kıyasla daha fazla olması ($0.685 > 0.592$), uzun dönemde de gelir değişmelerine bağlı olarak dış ticaret açığının kendini göstermesine neden olabilmektedir. İlave olarak, döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmaların toplam ihracatı kısa dönemde olduğu gibi uzun dönemde de düşürüp, toplam ithalatı ise istatistikî olarak anlamlı etkilememesi, uzun dönemde dış ticaret açıklarının yükselme olasılığını güçlendirmektedir. Buna karşın, kısa ve uzun dönem itibarıyla ekonomide yaşanan iktisadi ve finansal krizlerin ithalat hacmini ihracat hacmine kıyasla daha fazla düşürmesi, kriz dönemlerinde ekonomide dış ticaret fazlası verilmesine neden olabilmektedir ki, bu durum ekonominin yapısal dengesizlik içinde bulunduğunun bir kanıtı niteliğindedir. Diğer taraftan, uzun dönemde reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik artış toplam ihracatı %0.873 oranında artırırken, reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik azalış ise toplam ihracatı %0.175 oranında azaltmaktadır. Reel döviz kurunda meydana gelen artışların ihracatı artırma etkisinin, reel döviz kurunda meydana gelen azalışların ihracatı azaltma etkisine kıyasla daha fazla olması ($0.873 > -0.175$), reel döviz kurlarının uzun dönemli değişimlerinin dış ticaret dengesini pozitif yönlü olarak etkileyebileceğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, kısa dönemden uzun döneme geçildiğinde reel döviz kurlarında meydana gelen artışların ihracatı artırıcı etkisinin ($0.873 > 0.379$), reel döviz kurlarında meydana gelen azalışların ihracatı azaltıcı etkisine ($-0.175 > -0.076$) kıyasla daha baskın olması, dış ticaret açıklarının kapatılmasında ihracat esnekliklerinin sahip olduğu önemi göstermektedir. Ancak bu konuda net bir yorumun yapılabilmesi için ithalat esneklikleri de dikkate alınmalıdır. Uzun dönemde reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik artış toplam ithalatı %1.227 oranında azaltırken, reel döviz kurunda meydana gelen %1’lik azalış ise toplam ithalatı %0.409 oranında artırmaktadır. Reel döviz kurundaki artışların uzun dönemde ihracatı artırıp, ithalatı azaltması ($0.873 > -1.227$), reel döviz kuru artışlarının uzun dönemde dış ticaret dengesini pozitif yönlü olarak etkileyebileceğinin bir kanıtı niteliğindedir. Ayrıca, kısa dönemden uzun döneme geçildiğinde reel döviz kurlarında meydana gelen artışların ithalatı azaltıcı etkisinin ($-1.227 < 0.335$), reel döviz kurlarında meydana gelen azalışların ithalatı artırıcı etkisine ($0.409 < 0.765$) kıyasla daha baskın olması, dış ticaret açıklarının kapatılmasında ithalat esnekliklerinin sahip olduğu önemi göstermektedir. Bu bağlamda, reel kur değişimlerine bağlı olarak toplam ihracatın artıp toplam ithalatın azalması, kısa dönemde ortaya çıkan dış ticaret açıklarının uzun dönemde kapatılmasına ve hatta ticaret fazlası verilmesine neden olabilmektedir. Söz konusu sonuç, uzun dönemde ihracat ve ithalat esnek-

likleri toplamının Marshall-Lerner Koşulu'na tam bir uyum sağladığının $(0.873+|-1.227|>1)$ bir göstergesi olarak değerlendirilebilmekte ve uzun dönemde reel kur değişimlerine bağlı olarak dış ticaret dengesinin iyileşme olasılığının yüksek olduğunu işaret etmektedir.

Reel döviz kurlarına meydana gelen değişimlerin kısa dönemde dış ticaret dengesini olumsuz, ancak uzun dönemde ise olumlu etkilemesi J-Eğrisi Etkisi'nin ilgili dönemde geçerli olduğunun bir göstergesi olup, Şekil 1'de sunulmaktadır.



Şekil 1: J-Eğrisi Etkisi

Şekil 1, reel döviz kurunda meydana gelen bir standart hatalık şoka dış ticaret dengesinin verdiği tepkiyi göstermektedir. Reel döviz kurunda meydana gelen artış ilk altı ayda dış ticaret dengesinin bozulmasına neden olmakta ve dolayısıyla Marshall-Lerner Koşulu'nun sağlanmadığını ortaya koymaktadır. Yedinci ayda dış ticaret dengesinin sağlandığını gösteren Şekil 1, bu aydan itibaren reel döviz kurunda meydana gelen artışların dış ticaret dengesinde fazla verilmesine neden olduğunu ve dolayısıyla Marshall-Lerner Koşulu'nun sağlandığını yansıtmaktadır.

5. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde Marshall-Lerner Koşulu'nun geçerliliği ve J-Eğrisi Etkisi 1992Q1-2019Q4 dönemi itibarıyla NARDL analizi kullanılarak incelenmiştir. Genel olarak belirtmek gerekirse analiz sonuçları, kısa dönem itibarıyla Marshall-Lerner Koşulu'nun sağlanmadığını, ancak uzun döneme geçildiğinde ticaret esnekliklerinin artmasına bağlı olarak Marshall-Lerner Koşulu'nun geçerli hale geldiğini göstermiştir. Bu bağlamda, kısa dönemde döviz kurlarının artmasına bağlı olarak dış ticaret dengesi düşük ticaret esneklikleri dolayısıyla bozulmakta, ancak uzun dönemde ise artan ticaret esneklikleri ticaret dengesindeki bozulmaların düzeltilmesine yardımcı olmaktadır. Daha spesifik olarak, döviz kurunda meydana gelen artışların ilk altı ayda dış ticaret dengesindeki açıkları artırdığı, yedinci aydan itibaren ise kur artışlarının ticaret dengesini pozitif yönlü olarak etkilediği söylenebilir. Bu bağlamda, ilgili dönemde Türkiye ekonomisinde uzun dönemde Marshall-Lerner Koşulu'nun sağlandığı ve J-Eğrisi Etkisi'nin de ortaya çıktığı vurgulanabilir.

Analiz sonuçları bir bütün olarak değerlendirildiğinde, yurtdışı gelir esnekliğinin yurtiçi gelir esnekliğine kıyasla daha düşük olmasına bağlı olarak kendini gösterebilecek olan dış ticaret açıklarının ürün ve ülke yoğunlaşmasının azaltılmasıyla çözülebileceği söylenebilir. Dış ticaretin yoğunlukla sürdürüldüğü Avrupa kıtasının yanı sıra ticaret yapılan bölgelerin artırılması ve günün koşullarına uygun olarak teknoloji yoğunluğu yüksek olan malların ihrac pazarlarına sunulması gelir esneklikleri dolayısıyla uğranılacak ticaret açıklarının azaltılmasında faydalı olabilir. Bu bağlamda, Ar-Ge desteklerinin ölçeğinin genişletilmesi ve teknoloji-yoğunluğu yüksek olan malların üretilmesi için milli gelirden ilgili sektörlerle ayrılan payların artırılması önem kazanmaktadır. Diğer taraftan, geleceği belirsizleştirerek ihracat hacminin düşmesine ve dolayısıyla dış ticaret açıklarını artmasına neden olan döviz kuru oynaklıklarının azaltılabilmesi için optimum para politikalarının uygulanması ve para politikaları uygulamalarına eşgüdüm sağlayabilecek olan maliye politikalarının da devreye sokulması gerekmektedir. Bu bağlamda, özellikle merkez bankası para politikalarının güvenilirliğine ve şeffaflığına zarar vermeyecek uygulamaların hayata geçirilmesi, para ve döviz piyasalarını doğrudan etkileyebilecek önlemlerden ziyade dolaylı uygulamalarla piyasaların etki altına alınmaya çalışılmaması, merkez bankasının siyasal erkten uzaklaştırılarak bağımsızlığının tam olarak sağlanması ve dolayısıyla uygulanacak politika tedbirlerine doğrudan kendisinin karar vermesi ve sahip olunan döviz rezervlerinin piyasa hareketleriyle uyumlu olarak kullanılması büyük bir önem arz etmektedir. Söz konusu süreç döviz kurlarına istikrar kazandırarak geleceğin öngörülebilmesine yardımcı olabilecek ve belirsizlikten doğan dış ticaret açıklarının azaltılmasına yardımcı olabilecektir. Ayrıca, iktisadi kriz dönemlerinde dış ticaret açıklarının kapatılarak cari dengede pozitif bir bakiyeye ulaşılması,

ekonomideki yapısal problemlerin bir göstergesi olarak değerlendirilebilir. Hukuktan demokrasiye, işgücü piyasalarından döviz piyasalarına kadar ekonomiyi doğrudan ya da dolaylı olarak ilgilendirebilecek unsurları dikkate almayan bir ekonomi politikası yapısal sorunlarla mücadele etmeye mahkûm olacağından, uygulanacak politika tedbirlerinden verim alınması mümkün olmayacaktır. Analiz sonuçlarından da görüleceği üzere, döviz kurlarında meydana gelecek olan artışlar her ne kadar uzun dönemde ticaret dengesini iyileştirse de, ithalatın yurtiçi gelir esnekliği ile kur volatilitésinin yüksek olması reel kur artışlarından kaynaklanan pozitif ticaret kazançlarını sekteye uğratabilmektedir. Ayrıca, ticarete rekabeti sağlayabilecek olan kur düzeyinin belirlenmesi ve kurun yarattığı ticaret esnekliklerinin tam olarak tahmin edilebilmesi ticaret kazançlarının artırılmasında başat bir faktör konumunda olabilecektir. Ayrıca, kur düzeyinin ticaret dengesini sağlayabilecek seviyesinin üzerinde tutulması ya da döviz kurlarına gerektiğinde etkin biçimde müdahale edilememesi özellikle enflasyondan kaynaklanan iç piyasa dengesizliklerinin ortaya çıkmasına neden olabilecektir ki, bu durum Türkiye ekonomisinde sürdürülmesi oldukça zor olan ticaret dengesinin gittikçe bozulmasına ve kararlı dengenin yeniden tesis edilmesinin güçleşmesine yol açabilecektir.

Kaynakça

- AKBOSTANCI, Elif; (2004), “Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J-Curve”, *Emerging Markets Finance & Trade*, 40(5), pp. 57-73.
- AFONSO, Oscar., Ana L. ALBUQUERQUE and Alexandre ALMEIDA; (2013), “Wage Inequality Determinants in the European Union”, *Applied Economics Letters*, 20, pp. 1170-1173.
- AKINCI, Merter and Ömer YILMAZ; (2012), “Validity of the Triple Deficit Hypothesis in Turkey: Bounds Test Approach”, *ISE Review*, 13(50), pp. 1-27.
- AKINCI, Merter and Ömer YILMAZ; (2016), “Enflasyon-Faiz Oranı Takası: Fisher Hipotezi Bağlamında Türkiye Ekonomisi İçin Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi”, *Sosyoekonomi*, 24(27), ss. 33-55.
- AKINCI, Merter, Demet EROĞLU SEVİNÇ ve Gönül YÜCE AKINCI; (2020), “Finansal Piyasaların Kara Mart’ı: Covid-19 Pandemisinin Borsa İstanbul Üzerindeki Etkilerinin Lineer Olmayan ARDL Analizi Yardımıyla İncelenmesi”, *Iğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Ek Sayı, ss. 215-243.
- ALEXANDER, Sidney S.; (1952), “Effects of Devaluation on a Trade Balance”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 2, pp. 263-278.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen and Farhang NIROOMAND; (1998), “Long-Run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited”, *Economics Letters*, 61, pp. 101-109.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen and Jungho BAEK; (2015), “The Marshall-Lerner Condition at Commodity Level: Evidence from Korean-U.S. Trade”, *Economics Bulletin*, 35(2), pp. 1136-1147.
- BAKAN, Sumru ve Onur AKKAYA; (2018), “Marshall-Lerner Koşulunun Türkiye Ekonomisinde İncelenmesi: 1950-2000 Dönemi”, *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6, ss. 325-331.
- BAL, Harun ve Mehmet DEMİRAL; (2012), “Reel Döviz Kuru ve Ticaret Dengesi: Türkiye’nin Almanya ile Ticareti Örneği (2002.01-2012.09)”, *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2), ss. 45-64.
- BOYD, Derick, Guglielmo M. CAPORALE and Ron SMITH; (2001), “Real Exchange Rate Effects on the Balance of Trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition”, *International Journal of Finance and Economics*, 6(3), pp. 187-200.

- BREUSS, Fritz; (1985), “Generalized Robinson and Marshall-Lerner Conditions with Positive Import Content of Exports: The Case of Two Countries”, *WIFO Working Paper*, No. 13, pp. 1-28.
- BROOCK, W. A., J. A. SCHEINKMAN, W. D. DECHERT and B. LEBARON; (1996), “A Test for Independence Based on the Correlation Dimension”, *Econometric Review*, 15(3), 197-235.
- CAMBAZOĞLU, Birgül and Sevcan GÜNEŞ; (2016), “Marshall-Lerner Condition Analysis: Turkey Case”, *Economics, Management, and Financial Markets*, 11(1), pp. 272-283.
- CAPORALE, Guglielmo M., Luis GIL-ALANA and Robert MUDIDA; (2012), “Testing the Marshall-Lerner Condition in Kenya”, *Brunel University Economics and Finance Working Paper*, No. 12-22, pp. 1-26.
- CAVES, Richard E., Jeffrey A. FRANKEL and Ronald W. JONES; (1999), *World Trade and Payments: An Introduction*, 8th Ed., Addison-Wesley Publishing, USA.
- CHENA, Pablo I. and Carolina BOSNIC; (2017), “Economic Concentration and International Trade: The Marshall-Lerner Condition in Argentina (1993-2013)”, *Cuadernos de Economia*, 36(71), pp. 379-403.
- ÇİL-YAVUZ, Nilgün; (2006), “Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171.
- EITA, Joel H.; (2013), “Estimation of the Marshall-Lerner Condition for Namibia”, *International Business & Economics Research Journal*, 12(5), pp. 511-518.
- FISCHER, Manfred M. and Wolfgang KOLLER; (2001), “Testing for Non-Linear Dependence in Univariate Time Series: An Empirical Investigation of the Austrian Unemployment Rate”, *41st Congress of the European Regional Science Association*, 29 August-1 September, Zagreb-Croatia.
- GOLDBERG, Linda and Cedric TILLE; (2006), “The Internalization of the Dollar and Trade Balance Adjustment”, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 255, pp. 1-31.
- GÖÇER, İsmet ve Bekir ELMAS; (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 Dergisi*, 7(1), ss. 137-157.

- GÜL, Selçuk; (2018), “Türkiye’de Reel Kur Hareketlerinin İhracat Üzerindeki Asimetrik Etkisi”, *TCMB Çalışma Tebliği*, No. 18/12, ss. 1-37.
- HALICIOĞLU, Ferda; (2008), “The J-Curve Dynamics of Turkey: An Application of ARDL Model”, *MPRA Working Paper*, No. 6824, pp. 1-13.
- HOOY, Chee W. and Tze H. CHAN; (2008), “Examining Exchange Rates Exposure, J-Curve and the Marshall-Lerner Condition for High Frequency Trade Series between China and Malaysia”, *MPRA Working Paper*, No. 10916, pp. 1-12.
- IOSSIFOV, Plamen, Xuan FEI and Donald MCGETTIGAN; (2019), “Real Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment: The Case of Turkey”, *IMF Working Paper*, No. WP/19/131, pp. 1-38.
- IQBAL, Javed, Misbah NOSHEEN, Rabbia TARIQ and Samia MANAN; (2015), “Testing for Marshall-Lerner Condition: Bilateral Trade between Pakistan and its Major Trading Partners”, *Forman Journal of Economic Studies*, 11, pp. 1-14.
- JAMILOV, Rustam; (2013), “J-Curve Dynamics and the Marshall-Lerner Condition: Evidence from Azerbaijan”, *Transition Studies Review*, 19, pp. 313-323.
- KAMAS, Linda and Joseph P. JOYCE; (1993), “Money, Income and Prices Under Fixed Exchange Rates: Evidence from Causality Tests and VARs”, *Journal of Macroeconomics*, 15(4), pp. 747-768.
- LERNER, Abba P.; (1944), *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*, The MacMillan Company, New York.
- MAHMUD, Syed F., Aman ULLAH and Eray YÜCEL; (2004), “Testing Marshall-Lerner Condition: A Non-Parametric Approach”, *Applied Economic Letters*, 11, pp. 231-236.
- MARSHALL, Alfred; (1923), *Money, Credit and Commerce*, MacMillan, London.
- OGBONNA, Bigben C.; (2018), “Marshall-Lerner Condition and J Curve Phenomenon: Evidence from Nigeria”, *IOSR Journal of Humanities and Social Science*, 23(12), pp. 77-84.
- PANDEY, Ritesh; (2013), “Trade Elasticities and the Marshall Lerner Condition for India”, *Global Journal of Management and Business Studies*, 3(4), pp. 423-428.
- PEKER, Osman; (2008), “Reel Döviz Kurunun Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2), ss. 33-43.

- PESARAN, Hashem H., Yongcheol SHIN and Richard J. SMITH; (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.
- SEK, Siok K. and Wai M. HAR; (2014), “Testing for Marshall-Lerner Condition: Bilateral Trades between Malaysia and Trading Partners”, *Journal of Advanced Management Science*, 2(1), pp. 23-28.
- SEZGİN-ALP, Özge ve Erdem KIRKBEŞOĞLU; (2015), “Sigorta Endeksi Getirisinin Doğrusal Olmayan Yapısı”, *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 7(13), 245-260.
- SHAHZAD, Adnan A., Bilal NAFEES and Nazar FAIRD; (2017), “Marshall-Lerner Condition for South Asia: A Panel Study Analysis”, *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 11(2), pp. 559-575.
- SHIN, Yongcheol, Byungchul YU and Matthew GREENWOOD-NIMMO; (2014), “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework”. SICKLES R. and HORRACE W. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, Springer, New York, pp. 281-314
- ŞIKLAR, İlyas and Merve ÇELİK-KEÇİLİ; (2018), “Estimation of the Marshall-Lerner Condition and J Curve Dynamics for Turkey”, *International Journal of Economics and Financial Research*, 4(5), pp. 125-130.
- ŞİMŞEK, Muammer ve Cem KADILAR; (2005), “Türkiye’nin İhracat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yöntemi ile Eşbütünleşme Analizi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 6(1), ss. 144-152.
- TABAN, S.; (2008), “Türkiye’de Enflasyon-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, *TİSK Akademi*, 3(5), ss.144-167.
- TOPCU, Mert ve Salih ÖZDEMİR; (2019), “Türkiye ve Avro Bölgesi Arasındaki İkili Ticaretin Analizi: Marshall-Lerner Koşulu Geçerli Mi?”, *İzmir İktisat Dergisi*, 34(4), ss. 481-489.
- TRAGAKES, Ellie; (2012), *Economics for the IB Diploma*, 2nd Ed., Cambridge University Press, Cambridge.
- TUNCAY, Özhan ve Türkü Su ÜSTÜNER; (2017), “Gelişmekte Olan Ülkelerde Dış Ticaret Dengesini Belirleyen Faktörlerin Marshall-Lerner Koşulu Çerçevesinde Analizi”, *Journal of Social and Humanities Sciences Research*, 4(12), ss. 956-964.

- TÜRKAY, Hakan; (2014), “The Validity of Marshall-Lerner Condition in Turkey”, *Theoretical and Applied Economics*, 21(10), pp. 21-32.
- VERGİL, Hasan ve Salih ERDOĞAN; (2009), “Döviz Kuru-Ticaret Dengesi İlişkisi: Türkiye Örneği”, *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(9), ss. 35-57.
- VINES, David; (2008), “Absorption Approach to the Balance of Payments”, DURLAUF, S. N. and BLUME, L. E. (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Palgrave Macmillan, London.
- ZIVOT, Eric and Donald W. K. ANDREWS; (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.