

TÜRKİYE – AB DIŞ TİCARETİNDE J EĞRİSİ ETKİSİ: 1994-2016 DÖNEMİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR İNCELEME¹

THE J CURVE EFFECT IN TURKEY-EU TRADE: AN EMPIRICAL ANALYSIS FOR THE PERIOD 1994-2016

Levent KÖSEKAHYAOĞLU*, İkbal KARATAŞLI**

* Prof. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, leventkosekahyaoglu@sdu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-5466-5396>

** Dr.Öğr.Üyesi, Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Bankacılık ve Sigortacılık Bölümü, iyegen@kmu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-7847-4359>

ÖZ

Türkiye'nin en büyük ticari ortaklarından birisi olan Avrupa Birliği (AB) ile ticaretinde kur ayarlamaları yoluyla yapılan devalüasyonun kısa ve uzun dönemli etkilerinin bilinmesi, rekabet gücünü belirleyen fiyat ve dışı faktörlerin ortaya konulması açısından önemlidir. Bu çalışmanın temel amacı, 1994-2016 döneminde reel döviz kurundaki değişimlerin Türkiye-AB ticareti üzerindeki kısa ve uzun vadeli etkilerini J eğrisi analizini kullanarak analiz etmektir. Araştırma kapsamında, sırasıyla birim kök testleri, Johansen Eşbütünleşme Testi, Vektör Hata Düzeltme Modeli ve Granger Nedensellik Testi uygulanmıştır.

Çalışmanın bulguları, kurdaki reel değer kaybının hem kısa ve hem de uzun dönemde ticaret dengesi üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki bıraktığını göstermektedir. Bu durum J eğrisi analizi açısından kısa dönem etkisi ile uyumluysen, uzun dönem etkisi ile uyumlu değildir. Elde edilen bu bulgu, Türkiye'nin AB ile olan ticaretinde sadece devalüasyona ve fiyat rekabetine dayalı politikaların etkili olmayacağını ve fiyat dışı faktörlerin önemini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Avrupa Birliği, J Eğrisi, Türkiye.

Jel Kodları: B17, O24.

ABSTRACT

It is important to reveal the price and non-price factors that determine the competitiveness of Turkey. The short and long term effects of the devaluation made through exchange rate adjustments are crucial elements in terms of the price competitiveness. The main aim of the study is to examine the short- and long-run effects of the real exchange rate changes on Turkey-EU trade through the J Curve effect analysis in 1994-2016 period. Within the scope of the study, the unit root tests, Johansen Cointegration Test, Vector Error Correction Test and Granger Causality Test are applied respectively.

The findings reveal that the Turkey-EU trade is affected by the changes in the exchange rate. However, it is determined that a real decrease in the value of exchange rate has a negative and statistically significant effect of the balance of trade both in the short- and long-run. While these findings are compatible with the J curve analysis in the short-run effect, it is not compatible with the long-run effect. Consequently, the findings reveal that those policies based only on devaluation and price competition would not be efficient on Turkey-EU trade and that more emphasis should be given to the non-price factors.

Keywords: European Union, J Curve, Turkey.

Jel Codes: B17, O24.

¹ Bu çalışma Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde 2017 yılında kabul edilen "Türkiye – AB Dış Ticaretinde J Eğrisi Etkisi Üzerine Ampirik Bir İnceleme" adlı doktora tezinden üretilmiştir.

1. GİRİŞ

Ülkelerin uyguladıkları döviz kuru politikaları dış ödemeler dengesi üzerinde önemli ölçüde etkilidir. Ayrıca makroekonomik hedeflerin gerçekleştirilmesi ve dış piyasada rekabet gücünün artırılmasında da etkin bir politika olarak kullanılabilir. Bir ülkenin rekabet gücünün belirlenmesinde ‘fiyat’ ve ‘fiyat dışı’ olmak üzere iki faktör vardır. Bu faktörlerden fiyat etkisini belirlemek için kur ayarlamalarıyla yapılan devalüasyonun dış ticaret dengesindeki kısa ve uzun dönemli etkilerine bakılması önemlidir. Teorik olarak, reel döviz kurundaki değişimin ticaret dengesindeki kısa ve uzun dönemli etkisinin analizinde Marshall-Lerner (ML) koşulunun ima ettiği şekilde kısa dönemde ticaret dengesinin kötüleşmesinin ardından uzun dönemde iyileşmesine neden oluyorsa J eğrisi etkisi geçerli olmaktadır. Bulunan sonuca göre fiyat rekabetine dayalı bir politikanın yoksa fiyat dışı rekabetine dayalı bir politikanın etkili olup olmayacağı belirleyici olmaktadır. Türkiye’nin en büyük dış ticaret ortağı olan Avrupa Birliği ile 1 Ocak 1996 tarihinde imzaladığı Gümrük Birliği anlaşmasıyla birlikte geçen zamanda, ihracatının ve ithalatının büyük bir kısmı Birlik üyesi ülkelere oluştuğu görülmektedir. Buna göre, Türkiye’nin toplam ihracatının yaklaşık yarısı AB ülkelerine yapılırken, toplam ithalatın yaklaşık üçte birinin yine AB ülkelerinden yapılmakta olup Türkiye, Birliğin hem ihraç mallarını sağladığı bir pazarken, aynı zamanda ithal mallarını sağlayan arz kaynağı konumundadır. Bu kapsamda yapılan çalışmada, Türkiye’nin en büyük dış ticaret ortağı olan Avrupa Birliği (AB28) ile ticaretinde reel döviz kurundaki değişimlerin kısa ve uzun dönemli etkileri ele alınarak, J eğrisi etkisinin varlığı incelenmiştir. Böylece Türkiye’nin AB ile olan ticaretindeki rekabet gücünün belirlenmesinde fiyat ve dışı faktörlerin ortaya konulması sağlanarak Türkiye açısından etkin bir politika önerisi ortaya koymak hedeflenmektedir.

Çalışmada öncelikli olarak devalüasyon kavramı genel olarak tanımlanmış ve Türkiye tarihinde yapılan devalüasyonlar hakkında bilgi verilerek esneklikler yaklaşımı ele alınmıştır. Daha sonra J eğrisi etkisine dair literatür taraması yapılarak elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Konuyla alakalı ilgili teorik bilgilerde verildikten sonra, çalışmada kullanılan ekonometrik analizler ile veri ve yöntem tanımlanmıştır. Çalışma Türkiye ile AB (28) arasındaki ticarete J eğrisi etkisinin geçerliliğini araştırmayı amaçlamaktadır. 1994-2016 yıllarına ait çeyrek aylık verileri kullanılarak, birim kök testleri (ADF, KPSS ve PP) uygulanmış ve değişkenlerin durağanlık (stationarity) dereceleri tespit edilmiştir. Daha sonra uygulanan Johansen Eşbütünleşme Testi ile de değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını tespit edilmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin tespitiyle değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmasıyla birlikte bu ilişkinin yönünü belirlemek için Granger Nedensellik Testi uygulanarak, ne kadar süre sonra uzun dönemde dengeye geleceklerini belirlemek amacıyla, Hata Düzeltme Modeli kurulmuştur. Ayrıca kurdaki değişimlerden kaynaklanan şokların ticaret dengesinde yaratacağı etkiyi tespit etmek amacıyla Etki-Tepki Fonksiyonundan yararlanılmıştır. Yapılan analizle de, kur ayarlamalarıyla yapılan devalüasyonun Türkiye-AB (28) ticaret dengesinde J eğrisi analizinin öngörüldüğü gibi kısa dönemdeki bir kötüleşmenin ardından, uzun dönemde bir iyileşme meydana gelip gelmediği test edilmiştir.

2. DEVALÜASYON

Devalüasyon, sabit kur sistemini uygulayan ülkelerin hükümet yetkilileri tarafından döviz kurunun yükseltilerek ulusal paranın değerinin düşürülmesidir (Seyidoğlu, 1992:154). Amaç, devalüasyon yapılan ülkenin mallarının ucuzlatılarak ihracatın artırılması ve ithalatın azaltılmasıdır. Böylece ülkeye döviz girişinin artırılarak dış ödemeler bilançosu dengesinin

sağlanmasıdır. Aynı zamanda ülkenin rekabet gücünün artırılması, ekonomik büyüme ve istikrarın sağlanması da diğer amaçlarıdır (Karagöz - Deniz, 2014:3).

Her ne kadar sabit kur sistemini uygulayan ülkeler için geçerli bir müdahale olarak tanımlansa da, esnek kur sisteminin uygulandığı ülkelerde de benzer etkilere yol açtığı görülmektedir. Fakat farklı olarak sabit kur sisteminde ulusal paranın değer kaybetmesi *devalüasyon*, değer kazanması ise *revalüasyon* olarak adlandırılırken, esnek kur sisteminde ise ulusal paranın değer kaybetmesi *depreciation*, değer kazanması ise *appreciation* olarak adlandırılmaktadır (Sever, 2004:118).

2.1. Türkiye’de Devalüasyon Uygulamaları

Devalüasyon uygulamaları Türkiye’de genellikle uygulamaya konulan istikrar programları çerçevesinde yapılmış olması hem ekonomik hem de politik açıdan tartışılabilir neden olmuştur. Tarihsel olarak bakıldığında 1931 yılı devalüasyonun ülkemiz tarihinin ilk devalüasyonu olduğu söylenebilir, 1929 Dünya Buhranı’nın sonrasında ekonomik gereklilik olarak kısa vadeli olarak Türk lirasının değerinin ayarlanmış olabileceği halen daha bir devalüasyon olup olmaması konusunda soru işaretlerine neden olmaktadır (Altınok - Çetinkaya, 2003:56). Türkiye 1946 yılında korumacı politikaları terk etmesiyle birlikte dış ticaret serbestleştirilmiştir (Ay, 1981:579). Bunun sonucunda 7 Eylül kararları olarak da adlandırılan 1946 yılı devalüasyonu %116 düzeyinde gerçekleştirilerek Cumhuriyet tarihinin ilk ve ağır devalüasyonu olarak tarihe geçmiştir (Şanlı, 2011:187). Yapılan bu devalüasyonun hem zamanının hem de kurun yeterli seviyede iyi ayarlanamaması sonucu beklentinin aksine dış ticaret açığının giderek büyümesine yol açarak başarısız olmasına yol açmıştır (Ay, 2007:71). Bu başarısızlık Türkiye’yi IMF ile anlaşmak zorunda bırakarak 4 Ağustos 1958 tarihinde “1958 İstikrar Tedbirlerinin” alınmasına yol açarak Cumhuriyet tarihinin ikinci ve ağır devalüasyonunun yapılmasına

neden olmuştur (Alkin, 1990:342). Fakat bu istikrar tedbirleriyle yapılan devalüasyonun da başarısızlıkla sonuçlanması ve akabinde 1970 yılında yaşanan petrol şokunun da etkisiyle ekonomik sistem darboğaza girmiştir. Türkiye, 10 Ağustos 1970 tarihinde IMF’yle yeni bir stand-by anlaşması imzalayarak “1970 İstikrar Tedbirlerinin” alınmasına yol açarak Türk Lirası devalüe edilmiştir (Ay, 2007:101-102). Yapılan bu devalüasyonun birinci nedeni, o dönemde iç fiyatların aşırı yüksek olmasının etkisiyle dış ödemeler bilançosu açığının giderek büyümesidir. İkinci nedeni de, devalüasyon yoluyla dış yardım alabilmektir (Öney, 1970:192). Yapılan devalüasyonun etkisiyle özellikle turizm gelirlerinde yaşanan artışların etkisiyle cari işlemler açığı 1973 yılında Cumhuriyet tarihinde ilk kez fazla vermiştir (Alkin, 1990:344). 1970’lerin sonunda “*kur ayarlamaları*” olarak adlandırılan devalüasyonlar sık aralıklarla yapılır hale gelmiştir. Bu dönemde artan borçlanmanın etkisiyle 24 Ocak 1980 kararları alınmış ve Türk lirası ABD doları karşısında %48,6 oranında devalüe edilmiştir (Ay, 2007:138). 1980 sonrasında ihracata dayalı büyüme modeline geçilmesiyle birlikte finansal sistemde serbestlik başlamıştır. Fakat 1994 yılında yaşanan krizin etkisiyle dış ödemeler bilançosu büyüyen Türkiye, IMF ile stand-by anlaşması yaparak 5 Nisan ekonomik istikrar programını uygulamaya başlamıştır. İstikrar programının etkisiyle dış ticaret açığı ve iç borç faizleri azalmış, aynı zamanda para piyasalarında güven ortamı sağlanmıştır. Fakat enflasyon bu olumlu gidişatın aksine %150 düzeyinde gerçekleşerek Cumhuriyet tarihinde gerçekleşen en yüksek seviyeye ulaşmıştır (Karluk, 2014:533-534). Son olarak 2001 yılı şubat krizinin etkisiyle ekonomik sistem çökmüş ve Merkez Bankası sabit kur sisteminden vazgeçerek dalgalı kur sistemini uygulamaya başlayacağını duyurmuştur. Ayrıca Merkez Bankası’nın döviz piyasalarındaki hareketliliği kontrol etmek amacıyla yapmaya başladığı döviz satım ihalelerinin yeterli olmayışı sonucu Türk Lirası %114 oranında devalüe

edilmiştir (Karagöz, 2009:16). Ülkemizde yapılan devalüasyonlar genel olarak değerlendirildiğinde, 1980 sonrasında öncesi olsun isterse sonrası olsun hiçbirinin farklılaştığı görülsün de ana amaçlarının dış istenilen ana amaca ulaşmadığı ödemeler bilançosu açığını kapatmak görülmektedir. Fakat ister 1980

Tablo 1: Türkiye Tarihindeki Devalüasyon Uygulamaları

Tarihler	Karar Öncesi Kur	Karar Sonrası Kur	Devalüasyon Oranı (%)	Sebebi	Sonucu
7 Eylül 1946	1.29	2,80	116	IMF'e girişten önce kendi başına kur artışı yapmak	Olumlu sonuç alınmadı – ihracat beklenildiği gibi artmadı
4 Ağustos 1958	2,80	9,00	330	IMF isteği	Durgunluk aşıldı
10 Ağustos 1970	9,0	15,00	66,6	Ekonomik durgunluk	Olumlu sonuç alındı
1 Mart 1978	19,25	25,00	29,9	Dış ödemeler bilançosu açığı	Sonuç alınmadı
10 Haziran 1979	26,50	47,10	77,7	Dış ödemeler bilançosu açığı	Sonuç alınmadı
24 Ocak 1980	47,10	70,00	48,6	Kriz ve Dış ödemeler bilançosu açığı	Etkisi 1 yıl sonra oldu
5 Nisan 1994	23,031	31,988	38,9	Döviz talebini önlemek	Erken seçim olumlu sonuçları etkiledi

Kaynak: (Altınok - Çetinkaya, 2003:61)

3. ESNEKLİKLER YAKLAŞIMI

Bickerdike (1920), Robinson (1947) ve Metzler (1948)'in geliştirdikleri esneklikler yaklaşımı, devalüasyonun dış ödemeler bilançosu üzerindeki etkisini göstermektedir (Altıntaş - Çetin, 2008:33). Bu yaklaşımın temel varsayımı, ülkenin ihraç ve ithal mallarının arz esnekliğinin sonsuz olmasıdır. Buna göre, dış denge nispi fiyat hareketlerine bağlı olarak arz ve talebin fiyat esnekliğine bağlı olarak belirlenmektedir.

3.1. Marshall-Lerner Koşulu

Marshall-Lerner koşulu, hem ithal hem de ihraç mallarının taleplerinin fiyat esnekliğine bağlı olarak dış ödemeler bilançosu açıklarının kapatılabileceğini söylemektedir (Göçer - Elmas, 2013:139). Bu koşula göre, kurun yükselmesi yerel para birimini değer kaybettirmekte ve

böylece denge sağlanmaktadır. Fakat bu durumun sağlanması için gerekli şart şöyledir;

$$e_m + e_x \geq 1$$

e_m = İthal mallarının yurtiçi talep esnekliği,

e_x = İhraç mallarının yurtdışı talep esnekliğidir.

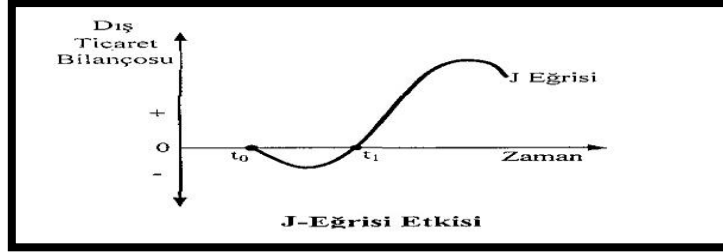
Buna koşula göre, dış ödemeler bilançosu açığının kapatılabilmesi ithal mallarının yurtiçi talep esnekliği artı ihraç malları yurtdışı talep esnekliğinin 1'e eşit veya büyük olmasına bağlıdır. (Karluk, 2013:632). Bu toplam 1'den ne ölçüde büyük olursa, reel döviz kurundaki bir değişimin dış ödemeler açığını azaltması da o derece artacaktır (Karagöz - Doğan, 2005:220).

3.2. J Eğrisi Etkisi

Bir ülkenin ulusal parasının değer kaybetmesiyle birlikte ticaret dengesinin ilk olarak kötüleşmesinin ardından iyileşme olmakta ve J harfi şeklini almaktadır (Beşer, 2011:3). J eğrisi etkisine göre, kısa dönem esnekliklerin uzun dönem esnekliklerine göre düşük olması sonucu, kısa dönemde Marshall-Lerner koşulunun sağlanmamasına yol açmaktadır. Bunun nedeni ise, ulusal paradaki değer kaybına üreticilerin ve tüketicilerin hemen adapte olamamasından kaynaklanmaktadır. Çünkü üreticilerin, yaptıkları ticari işlemlerin sözleşmeye dayalı olması tüketicilerin ise,

yaşam tarzı ve alışkanlıklarını değiştirmeleri kısa sürede yapabilmeleri zordur (Karluk, 2013:634). Bu doğrultuda, ulusal paradaki değer kaybı ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz etkilerken uzun dönemde olumlu etkileyerek J harfi şeklini ortaya çıkarmaktadır. Bahsi geçen bu husus Grafik 1’de gösterilmiştir. Grafikte, t_0 dönemi ile yapılan devalüasyonla birlikte ticaret dengesi belirli bir süre açık vermekte ve kötüleşmektedir. Bu dönem Marshall-Lerner koşulunun sağlanamamasından kaynaklanmakta olup t_1 döneminden itibaren sağlanmasıyla birlikte ticaret dengesi fazla vermeye başlamakta ve iyileşmektedir.

Grafik 1: J Eğrisi Etkisi



Kaynak: (Seyidoğlu, 2015:491)

4. TEORİK ÇERÇEVE

Bu çalışmada amaç, 1994-2016 yılları arası çeyrek aylık veriler kullanılarak Türkiye ile AB (28) arasındaki ticarete J eğrisi etkisinin geçerliliğini test ederek kur ayarlamaları yoluyla yapılan devalüasyonun AB ile olan ticarete bir politika aracı olup olmayacağını belirlemektir. Bu doğrultuda teorik beklentimiz, Türkiye ile AB arasındaki ticarete J eğrisi etkisinin geçerli olmadığına yöneliktir. Bunun nedeni ise, Türkiye'nin ihracatının büyük kısmının ithalata bağlı olması ve AB'den katma değerleri yüksek olan ürünler ithal ederken, tersine katma değeri düşük ürünler ihraç etmesidir. Bu durum beklenen etkinin gerçekleşmesini engellemektedir.

4.1. Diğer Çalışmalardan Elde Edilen Bulgular

J eğrisi etkisinin ülkelerin dış ticaret dengesinde geçerliliği halen daha

tartışılmaktadır. Günümüzde yapılan çalışmalara bakıldığında tekli ülke analizinden daha çok ikili ülke ya da ülke grubu karşılaştırması ya da sektörel ya da endüstriler boyutunda olduğu görülmekte ve bulunan sonuçların bazılarında J eğrisi etkisine rastlanırken bazılarında rastlanmamaktadır. Buna göre; Karamelikli (2016), NARDL yöntemini kullanarak Türkiye’de J-Eğrisi etkisinin geçerliliğini üç aylık ve aylık veriler kullanılarak ayrı ayrı analiz etmiştir. Analiz sonucu, J-Eğrisi etkisine rastlanmamasına rağmen aylık verilerin daha sağlıklı sonuç verdiği tespit edilmiştir. Hepaktan (2016), Türkiye’nin dış ticaret dengesinde J-Eğrisi etkisini yapısal kırılmaları hesaba katarak 1990-2016 dönemi çeyrek aylık verileri kullanarak araştırmıştır. Maki Eşbütünleşme Testi ve Toda-Yamamoto Nedensellik analizi yöntemi kullanılarak

yapılan analiz sonucunda J-Eğrisi etkisine rastlanmamıştır. Karagöz ve Deniz (2014), 1995-2004 dönemi aylık veriler kullanılarak Türkiye’de nominal devalüasyonun reel devalüasyona dönüşüp dönüşmediğini belirlemek amacıyla ARDL yöntemi ve hata düzeltme modelinden yararlanılmıştır. Analiz sonucunda, kısa dönemde gerçekleştirilen devalüasyonun dış ticaret açığı üzerindeki olumlu etkisi kısa süreli olurken, orta ve uzun dönemde bu etkinin kaybolduğu ve Marshall-Lerner koşulunun Türkiye için güçlü olmadığı yönündedir. Vergil ve Erdoğan (2009), Türkiye’de J Eğrisi etkisinin geçerliliğini 1989-2005 dönemi çeyrek aylık veriler kullanılarak araştırmışlardır. ARDL ve Almon modeli yöntemi kullanılarak yapılan analiz sonucunda, Marshall-Lerner koşulunun sağlanarak J eğrisi etkisine rastlanmıştır. Ay ve Özşahin (2007), Türkiye’yi 1995-2007 dönemi aylık verilerle VAR yöntemi, etki tepki analizleri ve nedensellik analizini kullanarak analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuç, döviz kurunun hem ihracat hem de ithalat fiyat endekslerini açıklamada önemli olduğu ve ithalatın ihracattan önemli ölçüde etkilendiğidir. Bahmani-Oskooee (1985), Hindistan, Kore, Tayland ve Yunanistan’da J eğrisi etkisinin varlığını 1973-1980 dönemi üçer aylık verilerden yararlanarak Almon tipi gecikmesi dağıtılmış model kullanarak analiz etmişlerdir. Sonuç olarak, analiz edilen dört gelişmekte olan ülkede “Ters J Eğrisi” etkisi olduğu bulunmuştur. Kamoto (2006), Malawi ve Güney Afrika’da J eğrisi etkisinin varlığının tespiti için 1976-2003 dönemi çeyrek aylık verilerle VECM yöntemini kullanılmıştır. Analiz sonucunda, Güney Afrika’da J eğrisi etkisine dair kanıtlar bulunurken, Malavi de böyle bir etki bulunamamıştır. Narayan ve Narayan (2004), Fiji için J eğrisi etkisinin varlığını tespiti için 1970-2002 dönemi çeyrek aylık verilerle ARDL yöntemi uygulanmıştır. Analiz sonucunda, J eğrisi etkisinin varlığına dair kanıtlar bulunmuştur.

Ayrıca literatürde yer alan ikili ülke veya ülke gruplarına ait çalışmalar da şu

şekildedir; Baba ve Yazıcı (2016), Nijerya ile AB ve Nijerya ile AB(15) ülkelerini 1999-2012 dönemi çeyrek aylık verilerle ARDL yöntemi kullanılarak analiz etmişlerdir. Sonuç olarak, Nijerya ile AB arasındaki ticarete ne J eğrisi etkisine ne de ML koşulunun geçerliliğine dair bir kanıt bulunamamıştır. Fakat Nijerya ile Avusturya, Danimarka, Almanya ve İtalya arasındaki ikili ticarete J eğrisi etkisine rastlanırken, sadece Lüksemburg ile olan ticarete ML koşulunun sağlandığı bulunmuştur. Yazıcı ve İslam (2014), 1982-2001 dönemi çeyrek aylık veriler kullanılarak Türkiye ile AB (15) ülkeleri arasındaki ticarete J eğrisi etkisini Sınır Testi Yöntemi ile test etmişlerdir. Analiz sonucunda, kısa vadede J eğrisi etkisine dair hiçbir kanıt bulunamazken uzun vadede Avusturya, Danimarka, Fransa, İrlanda, İtalya, İsveç ve İngiltere ile Türkiye’nin ticaret dengesinde J eğrisi etkisine rastlanmıştır. Demirtaş (2014), Türkiye ve Almanya arasında J eğrisi etkisini varlığını 2002-2012 dönemi aylık veriler kullanılarak ARDL yöntemiyle analiz edilmiştir. Sonuç olarak, hem kısa hem de uzun dönemde Türk Lirasındaki reel değer kaybının ticaret dengesini olumlu etkilediği ve J eğrisi etkisinin sadece uzun dönemde geçerli olduğu tespit edilmiştir. Yazıcı ve İslam (2011), Türkiye ile AB (15) ülkeleri arasında J eğrisi etkisi varlığını 1982-2001 dönemi çeyrek aylık verilerle ARDL testi ile analiz etmişlerdir. Türkiye ile Gümrük Birliği anlaşması olan AB ülkelerinin seçilerek yapılan analizde, J eğrisi etkisine rastlanmamıştır. Bal ve Demiral (2012), Türkiye ile Almanya arasında J eğrisi etkisi varlığını 2002-2012 dönemi aylık verileri kullanarak Johansen – Juselius Eşbütünleşme Testini ve Hata Düzeltme Modelini kullanarak test etmişlerdir. Sonuç olarak, J eğrisi etkisinin geçerli olduğuna dair kanıt bulunmuştur. Akkaya (2008), J eğrisi etkisini tespit etmek amacıyla Türkiye ve Türkiye’nin önemli dış ticaret ortakları olan 13 ülkenin seçildiği analiz kapsamında 1990-2002 dönemi çeyrek aylık veriler kullanılarak ARDL testi uygulanmıştır. Sonuç olarak, analiz edilen ülkeler arasında J eğrisi etkisine dair kanıt

bulunmamıştır. Bahmani-Oskooee ve diğerleri (2006), J eğrisi etkisinin varlığını araştırmak amacıyla İngiltere'nin yirmi büyük ticaret partneri arasındaki ikili ticareti 1973-2001 dönemi çeyrek aylık verilerle ARDL yöntemini kullanarak analiz etmişlerdir. Sonuç olarak, çoğu ülkede kısa vadede J eğrisi etkisini destekleyen kanıtlar bulunamazken, uzun vadede ise destekleyen kanıtlar sadece beş ülkede görülmektedir. Hacker ve Hatemi-J (2004), J eğrisi etkisinin varlığını üç Merkezi Doğu Avrupa ülkesi olan Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Polonya'yı Almanya ile olan ticaretlerini 1993-2002 dönemi aylık verilerle analiz etmişlerdir. Sonuç olarak, J eğrisi etkisini destekleyen kanıtlar bulunmuştur. Halıcıoğlu (2007), Türkiye'nin 13 ticaret ortağı ile olan ticaretinde J eğrisi etkisinin varlığını 1985-2005 dönemini ARDL yöntemini kullanarak test etmişlerdir. Sonuç olarak, kısa dönemde J eğrisi etkisine rastlanmazken, uzun dönemde destekleyen kanıtlar bulunmuştur. Bahmani-Oskooee ve diğerleri (2005), Avustralya'nın yirmi üç ticaret ortağı ile olan ticaretinde J eğrisi etkisinin varlığını 1973-2001 dönemini ARDL testiyle analiz etmişlerdir. Sonuç olarak, J eğrisi etkisinin varlığına dair kanıtlar bulunamamıştır. Kimbugwe (2007), Türkiye'nin dokuz büyük ticaret ortağı ile olan ticarete J eğrisi etkisinin varlığını 1960-2000 dönemi verileriyle ARDL ve Hata Düzeltme Modeli kullanarak test etmişlerdir. Sonuçta, bazı durumlarda sadece uzun dönemde J eğrisi etkisinin geçerlilik kazandığına dair kanıtlar bulunurken genel olarak geçersiz olduğu tespit edilmiştir. Hsing (2009), J eğrisi etkisinin varlığını Hırvatistan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Slovakya, Slovenya ve ABD arasında incelemiştir. Eşbütünleşme Testi ve Hata Düzeltme Modeli sonuçlarına dayanan genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu kullanılarak yapılan analizde, Çek Cumhuriyeti hariç, diğer beş ülke için uzun vadede J eğrisi etkisinin geçersiz olduğu ve ticaret dengelerinin kötüleştiği tespit edilmiştir.

4.2. Ekonometrik Analiz

4.2.1. Veri ve Yöntem

Reel döviz kurunun dış ticaret dengesine kısa ve uzun dönemli etkilerini analiz etmek amacıyla 1994:Q1-2016:Q4 dönemine ait çeyrek aylık veriler kullanılmıştır. Türkiye ile AB (28) ülkelerinin toplulaştırılmış verileri kullanılarak yapılan analizde bağımlı değişken olarak dış ticaret dengesi seçilmiştir. Fakat dış ticaret dengesi (TB) geleneksel olarak toplam ihracattan (X) toplam ithalatın (M) çıkarılmasıyla elde ediliyor olmasına rağmen bu çalışmada iki ülke veya ülke grubu arasında gerçekleşen ticareti en iyi gösteren değişken olan ihracatın ithalata oranı (X/M) tercih edilmiştir. Bu değişkenin tercih edilmesinin nedeni, Narayan (2006)'ında belirttiği gibi, negatif bir değer almadığı için logaritmik olarak ifade edilebilir olması ve katsayıların esnekliklerini yorumlarken kolaylık sağlamasıdır (Narayan, 2016:508). Ayrıca, Türkiye gibi ülkelerde geleneksel yöntemle hesaplanan dış ticaret dengesinin negatif olmasından dolayı da tercih edilmiştir. Çalışmada kullanılan bağımsız değişkenler reel efektif döviz kuru, Türkiye GSYİH'sı ve AB (28) GSYİH'sıdır. Bu değişkenlerden reel efektif döviz kuru, ulusal paranın değerini en iyi simgeleyen ve ülkelerin dış ticaretlerindeki rekabet güçlerinin ölçülmesinde kullanılan önemli bir değişken olması dolayısıyla seçilmiştir (Karagöz - Deniz, 2014:2). Analizde kullanılan bağımsız değişkenlerden Türkiye GSYİH'sı ve AB (28) GSYİH'sı modelin açıklama gücünü arttırmak amacıyla analize dâhil edilmiştir. Ayrıca yapısal kırılmaları dikkate alınarak yapılan analizler daha güvenilir sonuçlar vermesinden dolayı yapısal kırılmaları hesaba katmak ve etkilerini ortadan kaldırmak amacıyla analize bir de kukla değişken eklenmiştir. Analize dâhil edilerek kullanılan değişkenlerden ihracatın ithalata oranı, Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TUİK) resmi web sitesinden, reel efektif döviz kuru ve GSYİH verileri AB'nin resmi istatistik kurumu olan EUROSTAT'dan elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerin zaman serisi olmasından dolayı, durağanlıklarının tespit edilmesi yapılan analizlerin regresyon sonuçlarının güvenilirliği açısından önemlidir. Literatürde durağanlığın tespit edilmesinde daha çok Dickey-Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi (ADF) kullanılmaktadır. Fakat buna ek olarak sıklıkla kullanılan diğer birim kök testleri de Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron birim kök testi (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) tarafından geliştirilen Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin birim kök testi (KPSS)'dir. Bununla birlikte zaman serileri analizinde J eğrisi etkisinin varlığını test etmek için çeşitli testler mevcuttur. Bu testler kısa ve uzun dönemli analizler şeklinde yapılmaktadır. Ekonometrik olarak iki veya daha fazla değişkenin uzun dönemde dengeye gelip gelmediği genellikle eşbütünlüşme analizi ile tespit edilmektedir. Bu doğrultuda modelde tüm değişkenleri içsel (endojen) olarak kabul eden Johansen Eşbütünlüşme Testi, eşbütünlüşme ilişkisini tespit etmek amacıyla geliştirilen testlerden biridir (Sevüktekin - Nargeleçekenler, 2010:505). Bu eşbütünlüşme testi ile değişkenlerin uzun dönemde dengeye gelip gelmediği maksimum öz değer ($\lambda_{(max)}$) ve iz ($\lambda_{(iz)}$) istatistiklerinden yararlanarak elde edilmektedir. Eğer hesaplanan bu istatistik sonuçları kritik değerden büyükse, boş hipotez reddedilerek eşbütünlüşme ilişkisi olduğu tespit edilirken tersi durumda ise, eşbütünlüşme ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılır (Sevüktekin - Nargeleçekenler, 2010:511-513). Bu test sonucunda eşbütünlüşme ilişkisinin tespit edilmesiyle birlikte bir sonraki adım hem ortaya çıkan ilişkinin yönünü tespit etmek hem de ne kadar süre sonra dengeye geleceklerini tespit etmektir. Bu kapsamda Engle ve Granger tarafından ortaya çıkarılan Vektör Hata Düzeltme Modeli (Gujarati - Porter, 2012:764) ve Granger Nedensellik Testi uygulanmıştır. Vektör hata düzeltme modeli, VAR modelinin içsel değişkenler eklenmiş hali olan modelin denklemi şu şekildedir;

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{j=1}^p B_j \Delta Z_{t-j} + \varepsilon_t$$

Denklemden yer alan, Z_t içsel değişkenleri içerirken Π bileşeni ise uzun dönem katsayısını ve uyarılma katsayısını içermektedir.

Granger Nedensellik Analizi ise, iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisini ve bu ilişkinin yönünü tayin etmede kullanılmaktadır. Bu kapsamda analizin denklemleri şu şekildedir (Granger, 1969:431):

$$x_t = \sum_{j=1}^m a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \sum_{j=1}^m c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j y_{t-j} + \eta_t$$

Buradan hareketle, ilk denklemden b_j katsayısının sıfırdan farklı olması, X_t 'nin Y_t 'nin nedeni olduğunu, ikinci denklemden c_j katsayısının sıfırdan farklı olması da Y_t 'nin X_t 'nin nedeni olduğunu göstermektedir. X_t ve Y_t arasında iki yönlü nedensellik oluşması her iki katsayının sıfırdan farklı olması durumunda gerçekleşirken değişkenler arasında nedensellik olmaması ise katsayıların sıfırdan farklı olmamasına bağlıdır.

4.2.2. Ampirik Sonuçlar

Bu bölümde, Türkiye ile AB (28) arasındaki ticarete J eğrisi etkisinin varlığını tespit etmek amacıyla analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Analiz kapsamında ilk olarak, değişkenlerin gerçek değerlerinde doğrusal olmaması logaritmik değerlerinde doğrusal olmasından (Işığışık, 1994:48) dolayı her bir değişkenin logaritmaları alınmış ve daha sonra birim kök testleri gerçekleştirilmiş ve sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: Durağanlık Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Birim Kök Testi		PP Birim Kök Testi		KPSS Birim Kök Testi	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
LTB	-3,173	-3,518	-3,175	-3,524**	0,448	0,120
LTURGDP	-0,600	-3,246	-0,704	-4,200***	1,174	0,099
LAB28GDP	-2,078	-1,765	-2,214	-4,159***	1,295	0,300
LREDK	-2,200	-3,739	-1,335	-3,331**	1,224	0,263
1% level	-3,503	-4,062	-3,503	-4,062	0,739	0,216
5% level	-2,893	-3,459	-2,893	-3,459	0,463	0,146
10% level	-2,583	-3,156	-2,583	-3,156	0,347	0,119
Birinci Farklar						
Δ LTB	-5,113	-5,094	-12,838	-12,972***	0,094	0,096
Δ LTURGDP	-5,374	-5,331	-12,382	-12,244	0,111	0,111
Δ LAB28GDP	-3,631	-4,067	-20,334	-27,019	0,382	0,104
Δ LREDK	-7,757	-8,018	-13,497	-18,337***	0,183	0,153
1% level	-3,503	-4,062	-3,503	-4,062	0,739	0,216
5% level	-2,893	-3,459	-2,893	-3,459	0,463	0,146
10% level	-2,583	-3,156	-2,583	-3,156	0,347	0,119

ADF ve PP testinde maksimum gecikme uzunluğu 5 olarak alınırken optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğu belirlenirken, ayrıca, hata terimlerinde otokorelasyon sorunu olmaması göz önünde bulundurulmuştur. PP ve KPSS testinde “Quadretic spectral kernel” yöntemi kullanılırken, bant genişliği (bandwidth) “Newey West bandwidth” yöntemine göre belirlenmiştir. Tablodaki *, ** ve ***; işaretleri sırasıyla yüzde 1, 5 ve 10 anlamlılıkları ifade etmektedir.

Serilerin durağan olup olmadıklarının üç birim kök testiyle (ADF, PP ve KPSS) analiz edildiği çalışmada, tüm değişkenler sabit ve trendli bir şekilde incelendikten sonra %1 anlamlılık düzeyinde I(1) yapısına sahip olduklarına dair kanıtlar elde edilmiştir. Daha sonra modele DU kukla değişkeni de eklenerek daha önce belirtildiği gibi, uzun dönemli ilişkiyi tespit

etmek için Johansen Eşbütünleşme Testi, kısa dönemli ilişkiyi tespit etmek için Hata Düzeltme Modeli ve ayrıca ilişkinin yönünü tespit etmek için Granger Nedensellik Testi uygulanmıştır. İlk aşamada uygulanan Johansen Eşbütünleşme Testine göre elde edilen max-özdeğer ve iz istatistiğine ait sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Hipotez	İz İstatistiği	Kritik Değer	Olasılık Değeri	Max-Özdeğer İstatistiği	Kritik Değer	Olasılık Değeri
$H_0: \tau=0, H_1: \tau=1$	139,941*	88,803	0,000	81,679*	38,301	0,000
$H_0: \tau \leq 1, H_1: \tau=2$	58,262	63,876	0,135	27,282	32,118	0,174
$H_0: \tau \leq 2, H_1: \tau=3$	30,980	42,915	0,445	15,655	25,823	0,575
$H_0: \tau \leq 3, H_1: \tau=4$	15,324	25,872	0,547	8,870	19,387	0,737
$H_0: \tau \leq 4, H_1: \tau=5$	6,453	12,517	0,404	6,453	12,517	0,404

Olasılık (p-value) değerleri MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Test sonuçlarına göre, birinci hipotezde hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistiklerinden elde edilen sonuçlar %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerlerden büyük olduğu için H_0 hipotezi

reddedilerek seriler arasında en az bir tane eş bütünleşme ilişkisi olduğu yani değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (Fully

Modified Ordinary Least Squares: FMOLS) eşbütünleşme vektörü tahmin edilmiş ve yöntemi kullanılarak seriler arasındaki sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3: Uzun Dönem Analiz Sonuçları

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık Değeri
LREDK	-0,49	-2,90	0,004
LAB28GDP	2,27	4,55	0,000
LTURGDP	-0,36	-4,16	0,000
DU	0,39	5,87	0,000
Sabit Terim	-23,343	-3,673	0,000
	$R^2=0,55$	$\check{R}^2=0,53$	$SSR=0,69$

FMOLS testinde “Quadretic Spectral Kernel” yöntemi kullanılırken bant genişliği (bandwith) “Newey West bandwith” yöntemine göre belirlenmiştir.

Uygulanan FMOLS yönteminden elde edilen sonuçlara göre, değişkenler istatistiksel olarak anlamlıdır. Fakat uzun dönemde reel döviz kuru değişkenin katsayısı negatif bulunmuştur. Bunun anlamı reel döviz kurunda meydana gelen %1’lık bir artışın ticaret dengesini %0,49

oranında azaltmaktadır. Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise Tablo 4’de verilmiştir. Buna göre, kurulan hata düzeltme modeli ile değişkenlerin ne kadar süre sonra uzun dönemde dengeye geldiği tespit edilmiştir.

Tablo 4: Kısa Dönem Analiz Sonuçları

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık Değeri
ECTt-1	-0,59	-5,98	0,000
D(LREDK)	-0,38	-2,50	0,014
D(LAB28GDP)	0,01	0,03	0,973
D(LTURGDP)	-0,52	-5,00	0,000
DU	-0,035	-1,372	0,174
Sabit terim	0,064	2,516	0,014
	$R^2=0,58$	$\check{R}^2=0,54$	$SSR=0,39$

Hata düzeltme teriminin (ECTt-1) katsayısı istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. Bulunan bu sonuç modelin hata düzeltme mekanizmasının doğru çalıştığını ve yapılan uzun dönemli analizlerin güvenilirliğini göstermektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı (-0,59)’dır. Bu değer bir birimlik sapmanın %59’unun bir sonraki dönem düzelmekte ve kısa dönemdeki dengesizliklerin bu şekilde kapandığını göstermektedir. Aynı zamanda kısa dönemde de reel döviz kuru değişkenin katsayısı negatif bulunmuştur. Bunun anlamı reel döviz kurundaki %1’lık bir artış ticaret dengesini %0,38 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç, Türkiye’nin AB (28) ile ticaretinin döviz kurundan

etkilendiği ve kısa dönemde J eğrisi etkisinin geçerli olduğunu göstermektedir. Ayrıca hata düzeltme modelinin katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olabileceğini göstermektedir. Bu doğrultuda değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek amacıyla Granger Nedensellik Testi uygulanarak sonuçlar Tablo 5’de verilmiştir.

H1: Reel döviz kuru ticaret dengesinin nedenidir.

Ho: Reel döviz kuru ticaret dengesinin nedeni değildir.

Tablo 5 : Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Ki-kare İstatistiği	Df	Olasılık Değeri, P	Karar
LTB => LREDK	1,939	5	0,857	Ho KABUL
LTB => LTURGDP	12,314	5	0,030	Ho RED
LTB => LAB28GDP	8,382	5	0,136	Ho KABUL
LREDK => LTB	12,717	5	0,026	Ho RED
LREDK => LTURGDP	15,290	5	0,009	Ho RED
LREDK => LAB28GDP	12,088	5	0,033	Ho RED
LTURGDP => LTB	8,085	5	0,151	Ho KABUL
LTURGDP => LREDK	3,961	5	0,554	Ho KABUL
LTURGDP => LAB28GDP	5,496	5	0,358	Ho KABUL
LAB28GDP=> LTB	7,031	5	0,218	Ho KABUL
LAB28GDP=> LREDK	4,297	5	0,507	Ho KABUL
LAB28GDP=> LTURGDP	7,450	5	0,189	Ho KABUL

Tablo 5'deki analiz sonuçları incelendiğinde, ticaret dengesinden reel döviz kuruna doğru bir nedensellik söz konusu değilken reel döviz kurundan ticaret dengesine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bunlara ek olarak döviz kuru değişkeninin politika aracı

olarak kullanılabilirliğini test etmek amacıyla Genelleştirilmiş Etki Tepki Fonksiyonundan yararlanılmıştır. Vektör Hata Düzeltme Modelinden hareketle elde edilen analiz sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

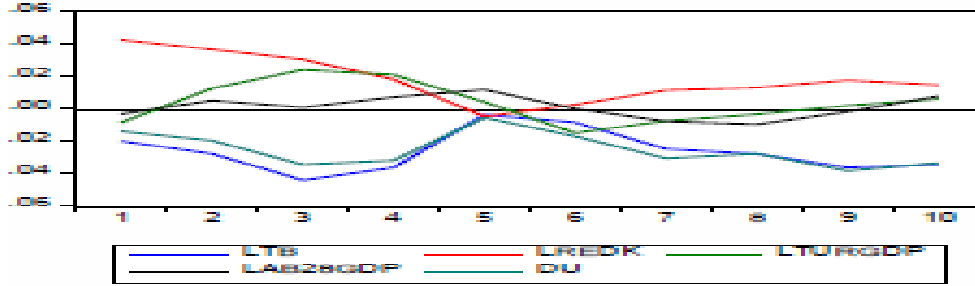
Tablo 6: Reel Döviz Kurunun Etki Tepki Fonksiyonu Sonuçları

Dönem	LTB	LTURGDP	LAB28GDP	LREDK
1	-0,019734	-0,008233	-0,002968	0,042838
2	-0,027530	0,012890	0,005358	0,036881
3	-0,043845	0,024390	0,001076	0,030852
4	-0,036189	0,021333	0,007473	0,018475
5	-0,003409	0,004391	0,012115	-0,004552
6	-0,008141	-0,014691	0,000306	0,002799
7	-0,024494	-0,007217	-0,007406	0,011635
8	-0,027704	-0,003114	-0,009330	0,013409
9	-0,035980	0,002176	-0,001559	0,017924
10	-0,034381	0,006338	0,008039	0,015013

Döviz kurunda meydana gelen şokların ticaret dengesinde yaratacağı tepkiyi gösteren sonuçlara göre, reel döviz kurundaki % 1'lik sapma üçüncü döneme kadar azalmaktadır. Dördüncü dönemden bu azalış azalmaya başlamasına rağmen

yedinci dönemden sonra tekrar azalış artmaya başlamıştır. Bu durum Grafik 2'de verilen genelleştirilmiş etki-tepkilerin kombine grafiği incelendiğinde de görülmektedir.

Grafik 2 Etki-Tepkilerin Kombine Grafiklerle Gösterimi



5. SONUÇ

Çalışmada, J eğrisi etkisinin Türkiye-AB ticaretindeki geçerliliği 1994-2016 dönemi çeyrek aylık verileri dikkate alınarak Johansen Eşbütünlüme Testi, Vektör Hata Düzeltme Modeli ve Granger Nedensellik Testi kullanılarak analiz edilmiştir. Eşbütünlüme analizinde, ticaret dengesi ile söz konusu diğer değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olduğu ortaya konulurken, bu ilişkinin yönünün negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Kısa dönemli ilişkiyi tespit etmek amacıyla kurulan hata düzeltme modelinde ise, hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuç uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalktığını göstermektedir. Aynı zamanda yapılan analizde, kısa dönem reel döviz kuru değişkeninin katsayısı da negatif bulunmuştur. Uzun dönemli ilişkinin yönünü tayin etmek amacıyla yapılan

nedensellik analiz sonucu, reel döviz kurundan ticaret dengesine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğuna yöneliktir. Ayrıca Genelleştirilmiş Etki Tepki Fonksiyonu sonuçlarına göre de, Türkiye ile Avrupa Birliği arasındaki ticaret dengesinin sağlanmasında döviz kurunun bir politika aracı olarak kullanılamayacağı tespit edilmiştir. Bulunan sonuçlar, J eğrisi etkisi hipotezinin kısa dönemli etkisi ile uyumlu iken uzun dönemli etkisiyle uyumlu olmadığı yönündedir. Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu sonuçlarından hareketle reel döviz kurundaki şokların kısa dönemde ticaret dengesini kötüleştirdiği fakat belirli bir süre sonra iyileşme yaşamıyor gibi görünse de bu etkinin belirli bir süre sonra kaybolduğuna yöneliktir. Bu kapsamda çalışmadan elde edilen en temel politika önerisi, AB karşısında Türkiye'nin izlemesi gereken dış ticaret stratejisinin “fiyat rekabetine” dayalı değil, “fiyat dışı rekabete” dayalı olması gerektiğidir.

KAYNAKÇA

1. AKKAYA, O. (2008) “Türkiye ve Türkiye'nin Dış Ticaret Partnerleri Arasındaki İki Yanlı J Eğrisi: 1990-2002 dönemi incelemesi”, 2. Ulusal İktisat Kongresi, Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İzmir.
2. ALKİN, E. (1990). Uluslararası Ekonomik İlişkiler, Filiz Kitabevi, İstanbul.
3. ALTINOK, S. ve ÇETİNKAYA, M. (2003). “Devalüasyon ve Türkiye’de Devalüasyon Uygulamaları ve Sonuçları”, Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9: 47-63.
4. ALTINTAŞ, H. ve ÇETİN R. (2008). “Türkiye’de Dış Ticaret Dengesi Belirleyicilerinin Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1989–2005”, Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi, 63(4): 29-64.

5. AY, A. ve ÖZŞAHİN, Ş. (2007). “J Eğrisi Hipotezinin Testi: Türkiye Ekonomisinde Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi”, Uludağ Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 26(1): 1-23.
6. AY, A. (2007). Türkiye’de Dış Ticaret ve Kur Politikaları Uygulamaları, Çizgi Kitabevi, Konya.
7. AY, A. (1981). “Prof.Dr.Akif Erginay’a 65 Yaş Armağanı”, Ankara Üniversitesi Hukuk Fakültesi Yayınları, Ankara.
8. BABA, A. K. ve YAZICI, M. (2016). “The J-Curve Hypothesis: An Investigation Of Bilateral Trade Between Nigeria and European Union”, Journal of International and Global Economic Studies, 9(1): 46-74.
9. BAHMANİ-OSKOOEE, M., ECONOMIDOU, C. ve GOSWAMI, G. G. (2006). “Bilateral J-Curve Between the UK vis-à-vis her Major Trading Partners”, Applied Economics, 38(8): 879-888.
10. BAHMANİ-OSKOOEE, M. (1985). “Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs”, The Review of Economics and Statistics, 67(3): 500-504.
11. BAHMANİ-OSKOOEE, M. et al. (2005). “The Bilateral J-Curve: Australia Versus Her 23 Trading Partners”, Ausuralian Economic Papers, 44(2): 110-120.
12. BAL, H. ve DEMİRAL, M. (2012). “Reel Döviz Kuru ve Ticaret Dengesi: Türkiye’nin Almanya ile Ticareti Örneği”, Çukurova Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 16(2): 45-64.
13. BEŞER, M. K. (2011). Türkiye Dış Ticaretinde J-Eğrisi ve S-Eğrisi Dinamiklerinin Etkisi, Ekin Yayınevi, Bursa.
14. DEMİRTAŞ, G. (2014). “Türkiye ve Almanya Arasındaki Dış Ticaret Dengesinin Sınır Testi Yaklaşımıyla İncelenmesi”, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 43: 83-106.
15. GÖÇER, İ. ve ELMAS, B. (2013). “Genişletilmiş Marshall-Lerner Koşulu Çerçevesinde Reel Döviz Kuru Değişimlerinin Türkiye’nin Dış Ticaret Performansına Etkileri: Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi”, BDDK, Bankacılık ve Finansal Piyasalar, 7(1): 137-157.
16. GRANGER, C. W. J. (1969). “Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, Econometrica, 37(3): 424-438.
17. GUJARATI, D. N. ve PORTER, D. C. (2012). Temel Ekonometri, (Çev.) ŞENESEN, Ü., Literatür Yayınları, İzmir.
18. HACKER, R. S. ve HATEMI-J, A. (2004). “The Effect of Exchange Rate Changes on Trade Balances in The Short and Long Run Evidence from German Trade with Transitional Central European Economies”, Economics of Transition, 12(4): 777-799.
19. HALICIOĞLU, F. (2007). “The Bilateral J-Curve: Turkey versus her 13 Trading Partners”, MPRA Paper, No:3564, <<https://mpra.ub.uni-muenchen.de/3564/>>
20. HEPAKTAN, E. (2016). “Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye’de J Eğrisinin Analizi”, Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 14(4): 75-102.
21. HSING, Y. (2009). “Test of the J-Curve for Six Selected New EU Countries,” International Journal of Economic Policy in Emerging Economies, 2(1): 76-85.
22. IŞIĞIÇOK, E. (1994). Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi, Uludağ Üniversitesi Basım Evi, Bursa.
23. KAMOTO, E. B. (2006). “The J-Curve Effect on the Trade Balance in Malawi and South Africa”, The Faculty of the

- Graduate School, Thesis, The University of Texas at Arlington.
24. KARAGÖZ, M. ve DOĞAN, Ç. (2005). “Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği” Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 15(2): 219-228.
25. KARAGÖZ, H. (2009). “Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi”, Konya Ticaret Odası, Konya, http://www.kto.org.tr/d/file/dovizkuru_rapor.pdf, 12.05.2017.
26. KARAGÖZ, K. ve DENİZ, N. (2014). “Devalüasyonların Kısa ve Uzun Dönemli Etkinliği: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz”, Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 12(2): 1-12.
27. KARAMELİKLİ, H. (2016). “Türkiye’nin Dış Ticaret Dengesinde J-Eğrisi Etkisi”, İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 5(3): 389-402.
28. KARLUK, R. (2013). Uluslararası Ekonomi, Teori-Politika, Beta Yayınları, 9. Baskı, İstanbul.
29. KARLUK, R. (2014). Türkiye Ekonomisi-Cumhuriyet’in İlanından Günümüze Yapısal Dönüşüm, Beta Yayınevi, İstanbul.
30. KIMBUGWE, H. (2007). “The Bilateral J-Curve Hypothesis Between Turkey and Her 9 Trading Partners”, MPRA Paper No. 4254, posted 26.
31. NARAYAN P. K. ve NARAYAN, S. (2004). “The J-Curve: Evidence from Fiji,” International Review of Applied Economics, 18(3): 369-380.
32. 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.
33. Öney, E. (1970). “Devalüasyon ve İhracatımızı Arttırma Olanakları” Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, 25(4): 190-225.
34. ŞANLI, B. (2011). “ Türkiye’de Uygulanan Kur Politikaları”, İktisat Fakültesi Mecmuası, 49(0): 183-200.
35. SEVER, E. (2004). “Döviz Kuru Rejimleri ve Ekonomik Etkileri Bakımından Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Politikalarının Analizi”, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), İstanbul.
36. SEVÜKTEKİN, M. ve NARGELEÇEKENLER, M. (2010). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviws Uygulamalı, Nobel Yayınevi, İstanbul.
37. SEYİDOĞLU, H. (1992). Ekonomik Terimler Sözlüğü, Güzem Can Yayınları, İstanbul.
38. SEYİDOĞLU, H. (2015). Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama, Güzem Can Yayınları, 20. Baskı, İstanbul.
39. VERGİL H. ve ERDOĞAN, S. (2009). “Döviz Kuru-Ticaret Dengesi İlişkisi: Türkiye Örneği”, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi, 5(9): 35-57.
40. YAZICI M. ve ISLAM, M. Q. (2014). “Exchange Rate and Bilateral Trade Balance of Turkey with EU(15) Countries”, Journal of Business, Economics and Finance, 3(3): 341-356.
41. YAZICI M. ve ISLAM, M. Q. (2011). “Impact of Exchange Rate and Customs Union on Trade Balance of Turkey with EU(15)”, International Journal of Business and Social Science, 2(9): 250-253.
42. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), <http://www.tuik.gov.tr/Start.do?jsessionid=K41qZrKKsSypVSjnvVhQ7P3hs1Q57Rp0hgyMpjy13hNRQ4PjftLK!-903306467>, 08.09.2017.
43. Avrupa İstatistik Ofisi (EUROSTAT), <http://epp.eurostat.ec4.europa.eu>, 08.09.2017