

TÜRKİYE İÇİN J-EĞRİSİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

THE VALIDITY OF THE J-CURVE HYPOTHESIS FOR TURKEY: ARDL BOUND TEST APPROACH

Prof. Dr. Ramazan KILIÇ

Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ramazan.kilic@dpu.edu.tr, Kütahya/TÜRKİYE

Arş. Gör. Rabia İnci ÖZBEK

Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, rabiainci@dpu.edu.tr, Kütahya/TÜRKİYE

Arş. Gör. İsmail ÇİFÇİ

Dumlupınar Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ismail.cifci@dpu.edu.tr, Kütahya/TÜRKİYE

ÖZ

J-Eğrisi hipotezi, devalüasyon (veya ulusal paranın değer kaybı) sonrasında, dış ticaret dengesinin başlangıçta bozulacağı ancak belli bir dönem sonra dış ticaret dengesinin iyileşeceğini belirtmektedir. Bu çalışma Türkiye ekonomisinde J-Eğrisi hipotezinin geçerliliğini test etmeyi amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda hipotezin geçerliliği iki farklı veri seti kullanılarak ARDL Sınır Testi yaklaşımıyla araştırılacaktır. Çalışmada kullanılan birinci veri seti 1990-2015 yıllık verilerini, ikinci veri seti ise 1998:Q1-2016:Q3 çeyreklik verilerini kapsamaktadır. 1990-2015 yıllık verilerinin kullanıldığı ARDL Sınır Testi yaklaşımına göre Türkiye’de J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığı, ancak 1998:Q1-2016:Q3 çeyreklik verilerinin kullanıldığı ARDL Sınır Testi yaklaşımına göre hipotezin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Yıllık verilerin kullanıldığı modelde, J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmamasının nedeni, döviz kuruyla dış ticaret dengesindeki ayarlamaların 10 ile 12 ay içinde gerçekleşiyor olmasıdır. Nitekim bu çalışmada Türk Lirasındaki değer düşüşlerinin ilk dört dönemde (12 ay) dış ticaret dengesini bozduğu, sonraki dönemlerde ise iyileştirdiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak bu çalışmada 1998:Q1-2016:Q3 dönemi Türkiye ekonomisinde J-Eğrisi hipotezinin geçerli olduğu ARDL Sınır Testi yaklaşımı kullanılarak ispatlanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret Dengesi, Döviz Kuru, J-Eğrisi Hipotezi, ARDL

ABSTRACT

The J-Curve hypothesis states that, after devaluation (or depreciation of the national currency), the trade balance will initially deteriorate, but after a certain period the trade balance will improve. This study aims to investigate the validity of the J-Curve hypothesis in Turkish economy. In accordance with this purpose, the validity of the J-Curve hypothesis will be investigated by the ARDL Bound Test approach using two different data sets. The first dataset used in the study included 1990-2015 annual data, and the second dataset included 1998:Q1-2016:Q3 quarterly data. According to the ARDL bounds test approach using annual data 1990-2015 it has been determined that the J-Curve hypothesis is not valid for Turkey, but according to the 1998: Q1-2016: Q3 quarterly data J-Curve hypothesis is valid. In the model where the annual data are used, the reason why the J-Curve hypothesis is not valid is that adjustments in the foreign exchange and trade balance are made within 10 to 12 months. As a matter of fact, in this study, it has been determined that the depreciation of the Turkish Lira in the first four periods (12 months) deteriorate the trade balance and improved in the following periods. As a result, in this study J-Curve hypothesis has been proven by using ARDL bounds test approach for 1998:Q1-2016:Q3 quarterly data in Turkish economy.

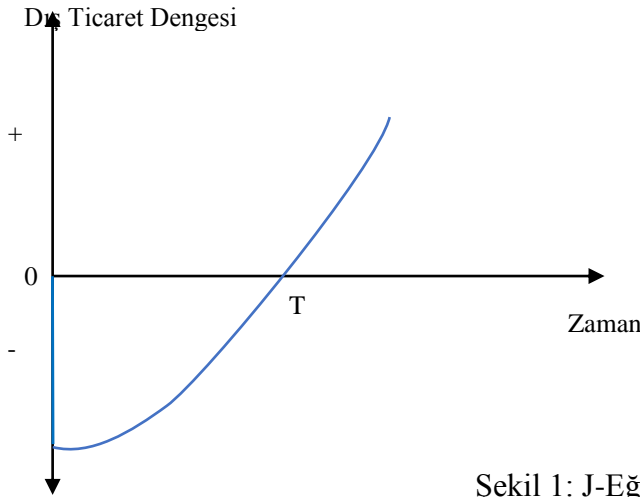
Keywords: Trade Balance, Exchange Rate, J-Curve Hypothesis, ARDL

1. GİRİŞ

İktisatta, kısa ve uzun dönem analizleri merkezi bir konuma sahiptir. Kısa dönemde esnekliklerinin (fiyat, gelir ve talep) uzun döneme göre daha düşük olduğu kabul edilmektedir. Esnekliklerin, kısa dönemde daha düşük olmasının hem talep hem de arz kaynaklı nedenleri vardır. Kısa dönemde esnekliklerin düşük olmasının temel nedenleri genel olarak üç başlık altında toplanabilir: a) Psikolojik Nedenler: İnsanlar alışkanlıkları nedeniyle fiyat veya gelirinin değişmesi sonucunda tüketim kalıplarını değiştirmezler. İnsanlar başlangıçta meydana gelen fiyat veya gelir değişimlerinin kalıcı olup olmadığına karar vererek tüketim kalıplarını değiştirmekte ve bu değişim de zaman almaktadır; b) Teknolojik Nedenler: Sermayenin emeğe göre fiyatının düştüğü bir durumda sermaye yatırımının yapılması zaman almakta (kuluçka dönemi) ayrıca sermaye fiyatındaki düşüşlerin kalıcı olup olmadığına karar verilerek yatırım yapılmaktadır. Yatırımcılar sermaye fiyatındaki düşüşlerin geçici olmasını bekliyorsa sermaye yatırımı yapmaktan çekineceklerdir, aksi durumda yatırım kararı vereceklerdir; c) Kurumsal Nedenler: Sözleşmelerden doğan yükümlülükler kısa dönemde esnekliklerin düşük olmasına neden olabilir. Örneğin sözleşmeler ücretlerin kısa dönemde sabit olmasını sağlamakta, işgücünün başka bir sektöre kaymasını engellemekte veya mal alım-satımında firmaların başka kaynaklara kaymasını engelleyebilir (Gujarati ve Porter, 2009: 622). Ancak belli bir zaman döneminden (gecikmeden) sonra hem bireyler hem firmalar yeni duruma uyum sağlayarak tüketim ve yatırım kararlarını gözden geçirerek yeniden şekillendirebilmektedir.

Söz konusu gecikmeler uluslararası iktisatta, özellikle de döviz kurları ile dış ticaret (ihracat ve ithalat) arasındaki ilişkide önemli bir konuma sahiptir. Reel döviz kurundaki değişimlerin dış ticaret dengesi hangi yönde etkileyeceğini açıklayan iki yaklaşım vardır. Bunlardan ilki Bickerdike (1920), Robinson (1947) ve Metzler (1948)'in BRM (Bickerdike-Robinson-Metzler) modeli, diğeri ise Marshall (1923) ve Lerner (1944) koşuludur. BRM modelinde kurların dış ticareti etkileme kanalında arz ve talep esneklikleri dikkate alınmakta, Marshall-Lerner koşulunda ise ithalat ve ihracat talep esnekliklerin toplamı dikkate alınmakta ve reel döviz kurundaki değişimlerin dış ticaret üzerindeki etkileri açıklanmaktadır (Duasa, 2007: 90; Vergil ve Erdoğan, 2009: 36). Her iki görüş de reel döviz kurundaki¹ düşüşlerin veya sabit kur sisteminde devalüasyonların, dış ticaret açığını düşürücü, kurdaki artışların veya revalüasyonların dış ticaret fazlalığını giderici etkide bulunacağını ifade etmektedir. Ancak Magee (1973) iktisattaki gecikmeler (tanıma, üretim, teslimat vb.) nedeniyle, kurdaki düşüşlerin (veya devalüasyonların), başlangıçta dış ticaret açığını arttırdığını, belli bir dönem sonra da dış ticaret açığının azalacağını ifade etmektedir. Döviz kurlarındaki düşüşün (ulusal paranın değer kaybetmesi) dış ticaret dengesini başlangıçta kötüleştirir, belli bir dönem sonra iyileştirmesinin nedeni dış ticaretteki hacim ve fiyat etkisidir. Dış ticarete ithalat ve ihracat siparişleri-anlaşmaları genellikle birkaç ay öncesinden yapıldığı için kısa dönemde kur değişimleri ticaret hacmini değiştirmez çünkü bu dönemde esneklikler düşüktür, kurdaki değişimler esneklikler yükseldikten yani birkaç ay sonra satın alma kararlarına yansımaktadır. Ancak dış ticaret hacmindeki gecikmelere karşılık, fiyat etkisi kur değişimiyle birlikte anlık olarak dış ticaret dengesini etkilemektedir. Kur düşüşüyle birlikte bir taraftan ithal malların fiyatı ulusal para cinsinden artarken, bir taraftan da ihraç mallarının dış fiyatı düşmektedir. Sonuç olarak döviz kurundaki düşüş başlangıçta dış ticaret açığını daha da arttırmaktadır. Eski ithalat ve ihracat sözleşmeleri yerine getirildikten sonra ithalat ve ihracatçılar yeni kurlara uyum sağlayarak yeni sözleşmeler yaparlar. Bu yeni sözleşmelerde ulusal paranın değeri düştüğü için ihraç malların talebi artarken, ithal malların talebi azalmakta ve sonuç olarak dış ticaret dengesi düzelmektedir (Krugman vd., 2012: 448; Salvatore, 2013: 519). Bu durum uluslararası iktisatta J-Eğrisi Hipotezi olarak ifade edilmekte ve Şekil 1'deki gibi gösterilmektedir.

¹ Bu çalışmada döviz kurunun tanımlanmasında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın reel efektif döviz kuru kullanılmaktadır. $REER = \prod_{i=1}^N \left(\frac{P_{TUR}}{P_i \cdot e_{i,TUR}} \right)^{w_i}$ burada kurdaki düşüşler ulusal paranın reel olarak değer kaybettiğini, yani yerli malların yabancı mallar cinsinden fiyatının düştüğünü ifade etmektedir. TCMB, REER'in hesaplanmasına ilişkin ayrıntı için Kocakale ve Toprak (2015)'e başvurulabileceğini belirtmektedir.



Şekil 1: J-Eğrisi Etkisi

Yukarıdaki şekilde döviz kurundaki bir düşüşün (ulusal paranın değer kaybetmesi), fiyat etkisinin hacim etkisinden önce ortaya çıkması sonucunda dış ticaret dengesini başlangıçta bozduğu, ancak belli bir gecikmeden (T dönem) sonra dış ticaret dengesinin iyileştiği görülmektedir. Döviz kurlarındaki düşüşün dış ticaret dengesini başlangıçta bozduğu ve belli bir dönem sonra da iyileşmesi J harfine benzetildiği için bu etki literatürde J-Eğrisi Etkisi-Hipotezi olarak ifade edilmektedir.

Kısa ve uzun dönem esnekliklerinin birbirinden farklı olması dış ticarete gecikmelere neden olmakta dolayısıyla kur değişimleri kısa ve uzun dönemde dış ticaret dengesi üzerinde farklı etkilere yol açmaktadır. Dış ticarete kısa dönem esnekliklerinin düşük, uzun dönem esnekliklerin ise yüksek olmasının başlıca nedenlerini Junz ve Rhomberg (1973: 413) şöyle sıralamaktadır: a) Döviz kurundaki değişimi tanıma gecikmesi; b) Dış ticaret bileşenlerinin değişimine ya da yeni anlaşmaların yapılmasına ilişkin karar gecikmesi; c) Dağıtım veya teslimat gecikmesi; d) Stok ve malzemelerin yenilenme gecikmesi; e) Üretim gecikmesi. Junz ve Rhomberg (1973), bir ülkedeki kur değişimlerinin gecikme etkilerinin beş yıl sürdüğünü yani kurların değişiminden beş yıl sonrasına kadar ülkenin pazar payının değiştiğini göstermişlerdir. Devalüasyonun pazar payları üzerinde yarattığı %50'lik etki üç yıl içinde gerçekleşirken, dört ve beş yıl içinde ise etkilerin %90'ının gerçekleştiği tespit edilmiştir.

J-Eğrisi hipotezi literatürüne yapılan ilk katkılar Junz ve Rhomberg (1973), Magee (1973), Cooper (1971), Connolly ve Taylor (1972), Laffer (1974), Bahmani-Oskooee (1985), Rose ve Yellen (1989) tarafından yapılmış ve birçok yazar tarafından farklı ülkeler için farklı ekonometrik yöntemler kullanılarak hipotezin geçerliliği araştırılmıştır. Literatürde kur düşüşlerinin dış ticaret dengesini başlangıçta (kısa dönemde) bozduğu belli bir dönem sonra (uzun dönemde) iyileştirdiğine yani J-Eğrisi etkisinin geçerliliğine dair görüş birliği yoktur. Aşağıda literatürdeki belli başlı çalışmalar sunulmuştur.

Bahmani-Oskooee (1985), 1973-1980 çeyreklik verilerini kullanarak Hindistan, Kore, Tayland ve Yunanistan için J-Eğrisinin geçerliliğini Almon çok terimli model yardımıyla araştırmıştır. Tayland dışındaki ülkeler için J-Eğrisinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Rose ve Yellen (1989), çalışmalarında 1960-1985 dönemi çeyreklik veriler kullanarak, G-7 ülkeleri için J-Eğrisi hipotezinin geçerliliğini koentegrasyon ve hata düzeltme mekanizmasıyla araştırmıştır. Elde edilen sonuçlar söz konusu dönemde söz konusu ülkeler için J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığını ve değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin olmadığını göstermektedir.

Shirvani ve Wilbratte (1997), Bahmani-Oskooee (1985), Rose ve Yellen (1989) ve Rose (1991) metodolojisini kullanarak ABD ve diğer altı G-7 ülkesi için J-Eğrisi hipotezinin geçerliliğini koentegrasyon ve hata düzeltme mekanizmasıyla araştırmıştır. Elde edilen bulgular söz konusu ülkeler için Marshall-Lerner koşulunun gerçekleştiği yönüdeyken yani devalüasyonun dış dengeyi uzun dönemde iyileştirirken, kısa dönemde kurun dış denge üzerinde etkisinin olmadığı saptanmıştır.

Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), ARDL modeli yardımıyla 1973-1996 çeyreklik verileri kullanarak, ABD ve en büyük altı ticaret ortağı arasında döviz kurlarıyla dış denge arasında kısa ve uzun dönemi ilişkileri araştırmışlardır. Kısa dönemde J-Eğrisi hipotezini destekleyen kanıtlara ulaşılmazken, uzun dönemde ulusal paradaki değer düşüşlerinin dış dengesini olumlu yönde etkilediğini tespit etmişlerdir.

Anju ve Uma (1999), 1975-1996 dönemi çeyreklik veriler kullanarak Japonya için J-Eğrisi hipotezinin geçerliliğini etki-tepki fonksiyonları ve hata düzeltme modelini kullanarak araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlar söz konusu dönem için Japon ekonomisinde J-Eğrisi hipotezinin geçerli olduğu yönündedir.

Arora vd. (2003), Hindistan ve en büyük yedi ticaret ortağı arasında döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerinde kısa ve uzun dönemli etkileri 1977-1998 çeyreklik veriler kullanarak ARDL yöntemiyle araştırmıştır. Kısa dönem için J-Eğrisinin geçerliliğine dair bulgulara ulaşılmazken, uzun dönemde Hindistan para birimi rupinin Avusturalya, Almanya, İtalya ve Japon para birimi karşısında değer kaybetmesinin dış dengeyi düzelttiği bulgusuna ulaşılmıştır.

Akbostancı (2004), Goldstein ve Khan (1985) metodolojisini kullanarak, 1987-2000 dönemi çeyreklik verilerle vektör hata düzeltme modeli ve genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonlarını kullanarak Türkiye için J-Eğrisi hipotezinin geçerliliğini test etmiştir. Elde edilen bulgulara, uzun dönemde Marshall-Lerner koşulunun gerçekleşmediği yani Türk Lirasındaki değer düşüşlerinin dış ticaret açığını azaltmadığı, kısa dönemde de J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir. Genelleştirilmiş etki-tepki fonksiyonları, döviz kurundaki bir birimlik şokun, dış dengeyi başlangıçta iyileştirdiğini, sonra kötüleştirdiğini ve son olarak tekrar iyileştirdiğini göstermiştir. Akbostancı (2004) hem yurtiçi hem de yabancı gelir düzeyinin dış ticaret dengesi üzerinde etkisinin olmadığını tespit etmiştir. Ayrıca kısa dönemli analizde döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında geri bildirim olduğu ve dış dengenin döviz kurunu etkilediği ifade edilmiştir.

Peker (2008), Rose ve Yellen (1989) ve Rose (1991) metodolojisini kullanarak, Türkiye için reel döviz kuruyla dış ticaret dengesi arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri 1992-2006 dönemi çeyreklik verilerle araştırmıştır. Ulaşılan sonuçlar hem kısa dönemde hem de uzun dönemde reel döviz kurundaki bir artış (ulusal paranın değerinin düşmesi) dış ticaret dengesi negatif etkilemektedir. Dolayısıyla J-Eğrisi etkisinin geçerli olmadığı bulgusu elde edilmiştir.

Vergil ve Erdoğan (2009), Bahmani-Oskooee (1985) metodolojisini kullanarak, Türkiye için 1989-2005 çeyreklik verilerini kullanarak J-Eğrisi etkisinin geçerliliğini Almon çok terimli model yardımıyla araştırmıştır. Almon çok terimli model sonuçlarına göre Türk Lirasındaki bir değer düşüşünün bir yıl boyunca dış ticaret dengesini bozduğu, bir yıldan sonra ise dış dengede iyileşme olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca Vergil ve Erdoğan (2009), Türkiye için Marshall-Lerner koşulunun gerçekleştiğini ve ihracat ve ithal malları esneklikleri toplamını 3.47 olarak hesaplamışlardır.

2. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada 1990-2015 yıllık verileri kullanılarak Türkiye için J-Eğrisi hipotezinin geçerliliği Bahmani-Oskooee (1985), Rose ve Yellen (1989), Rose (1991), Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), Gupta-Kapoor ve Ramakrishnan (1999), Arora vd (2003), Çelik ve Kaya (2010), Bahmani-Oskooee ve Harvey (2008-2009), Bahmani-Oskooee ve Ratha (2007), Shirvani ve Wilbratte (1997)'in yaklaşımı dikkate alınarak, dış ticaret dengesinin reel efektif döviz kuru, yabancı gelir ve yurtiçi gelir düzeyiyle ilişkilendirildiği aşağıda kurulan zaman serisi modeli çerçevesinde araştırılacaktır.

$$\ln TB_t = a + \beta \ln REER_t + \gamma \ln Y_{Tur} + \delta \ln Y_f + \varepsilon_t \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemde $\ln TB_t$ Türkiye'nin dış ticaret bilançosunun doğal logaritmasını, $\ln REER_t$ reel efektif döviz kurunun doğal logaritmasını, $\ln Y_{Tur}$ Türkiye'nin kişi başına düşen reel gelirin doğal logaritmasını, $\ln Y_f$ yabancı kişi başına düşen reel gelirin doğal logaritmasını, a ve ε_t ise sırasıyla sabit terimi ve hata terimini göstermektedir. Mal ihracatı (X) ve ithalatı (M) arasındaki farkı ifade

eden dış ticaret dengesi (X-M) burada bu iki kalemin farkı yerine birbirlerine oranı ($TB = X/M$) olarak ele alınmıştır. Türkiye'nin 2010 yılı bazlı mal ihracatı ve ithalatı verileri Dünya Bankası Veri Tabanından alınmıştır.

Çalışmada ikili döviz kuru yerine Türkiye'nin en büyük ticaret ortakları dikkate alınarak ağırlıklandırılan 2010 yılı tüketici fiyatları endeksi bazlı reel efektif döviz kuru endeksi ($REER$) kullanılmıştır. $REER = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_{TUR}}{p_i * e_{i,TUR}} \right)^{w_i}$ burada p_{TUR} Türkiye'nin fiyat düzeyini, p_i yurtdışı fiyat düzeyini $e_{i,TUR}$ ise ikili nominal döviz kurunu, w_i ise ülkelerin Türkiye'nin dış ticaretindeki ağırlığını ifade etmektedir. Reel efektif döviz kuru endeksi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) veri tabanından alınmıştır. TCMB tarafından hesaplanan reel efektif döviz kuru dolaylı kotasyon olarak yorumlanır. Burada reel efektif döviz kurundaki düşüşler, ulusal paranın reel olarak değer kaybettiğini, yani yerli malların yabancı mallar cinsinden fiyatının düştüğünü ifade etmektedir. Buna göre J-Eğrisi hipotezi çerçevesinde reel efektif döviz kurundaki düşüşlere (ulusal paranın değer kaybetmesine) karşılık kısa dönemde dış ticaret dengesinin bozulması, uzun dönemde ise dış ticaret dengesinin iyileşmesi beklenmektedir. Diğer bir değişle kısa dönemde β katsayısının pozitif olması, uzun dönemde ise β katsayısının negatif olması beklenmektedir.

1 nolu denklemde modele dâhil edilen Türkiye'nin kişi başına düşen reel geliri $\ln Y_{Tur}$ ve yabancı kişi başına düşen reel geliri $\ln Y_f$ Dünya Bankası Veri Tabanından alınmıştır. Yabancı kişi başına düşen gelir $\ln Y_f$ Türkiye'nin en çok ihracat ve ithalat yaptığı 26 ülkenin aritmetik ortalaması alınarak elde edilmiştir. Tablo 1'de 2016 yılı için Türkiye'nin en çok dış ticaret yaptığı ülkeler verilmiştir.

Tablo 1: Türkiye'nin En Çok Ticaret Yaptığı Ülkeler

Ülkeler	İhracat (1000 \$)	%	Ülkeler	İthalat (1000 \$)	%
Almanya	14004847.98	9.82	Çin	25440453.72	12.81
İngiltere	11690649.52	8.20	Almanya	21473789.4	10.81
Irak	7640286.761	5.36	Rusya Federasyonu	15160961.01	7.63
İtalya	7583077.087	5.32	ABD	10867490.59	5.47
ABD	6627393.551	4.65	İtalya	10219003.3	5.15
Fransa	6024261.559	4.22	Fransa	7364554.765	3.71
BAE	5406223.535	3.79	Güney Kore	6384205.601	3.21
İspanya	4993383.053	3.50	Hindistan	5757155.716	2.90
İran	4968851.481	3.48	İspanya	5678903.446	2.86
Hollanda	3589552.515	2.52	İngiltere	5320623.604	2.68
Suudi Arabistan	3174965.424	2.23	İran	4699776.693	2.37
İsrail	2956450.559	2.07	Japonya	3943601.983	1.99
Mısır	2733143.175	1.92	BAE	3701152.23	1.86
İsviçre	2676396.012	1.88	Polonya	3244197.281	1.63
Romanya	2672005.29	1.87	Belçika	3200738.093	1.61
Polonya	2651895.95	1.86	Hollanda	3000194.685	1.51
Belçika	2548728.872	1.79	Çek Cumhuriyeti	2561650.267	1.29
Bulgaristan	2384116.179	1.67	Ukrayna	2547401.045	1.28
Çin	2329370.833	1.63	İsviçre	2502917.417	1.26
Cezayir	1736663.413	1.22	Romanya	2195672.128	1.11
Diğerleri	44213984.66	31.00	Diğerleri	53337490.78	26.86
Toplam	142606247.4	100.0	Toplam	198601933.7	100.0

Kaynak: TÜİK, <http://www.tuik.gov.tr/UstMenu.do?metod=temelist>

Tablo 1'de Türkiye'nin en büyük ticaret ortaklarıyla yaptığı ihracat ve ithalat değerleri ve bunların toplam ithalat ve ihracat içindeki payları verilmiştir. Tablodan görüleceği üzere analize dahil edilen ülkelerin Türkiye'nin ihracattaki payı %69 ithalattaki payı ise %73.14'tür. Çalışmada söz konusu ülkelerin kişi başına düşen reel gelirlerinin aritmetik ortalamaları ($\ln Y_f$) alınarak modele eklenmiştir.

$\ln Y_f$ ve $\ln Y_{Tur}$ değişkenlerindeki artışların hem kısa dönemde hem de uzun dönemde dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi ithal ve ihraç mallarının gelir esnekliğine bağlıdır. Normal şartlar altında

Türkiye'nin ticaret ortaklarının gelirlerinin artması durumunda Türkiye'nin ihraç ettiği mallara olan talebi artması ve dış ticaret dengesinin iyileşmesi beklenmektedir, ancak ticaret ortaklarının gelirlerinin artması ithal ikame üretiminin artmasına veya talebin farklı mallara kaymasına neden olursa ticaret dengesinin bozulması beklenir. Benzer yorumlar Türkiye'deki gelir artışları için de yapılabilir.

Reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki kısa ve uzun dönemli dinamiklerin oraya çıkarılmasında başvurulacak uygun yöntemlerden biri hata düzeltme modeli ve koentegrasyon analizidir. Bu çalışmada 1990-2015 döneminde Türkiye ekonomisinde J-Eğrisi hipotezinin geçerliliği Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (gecikmesi dağıtılmış otoregresif) sınır testi yaklaşımıyla araştırılacaktır. Çalışmada ARDL sınır testi yaklaşımının tercih edilmesinin nedeni aynı modelde hem koentegrasyonun hem de kısa ve uzun dönemli katsayıların tahmin edilmesidir. Ayrıca ARDL sınır testi yaklaşımının Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) gibi diğer koentegrasyon yöntemleriyle karşılaştırıldığında birçok avantaja sahiptir. ARDL sınır testi yaklaşımının avantajları şöyle sıralamak mümkündür: a) Sistemdeki tüm değişkenlerin aynı dereceden entegre ($I(0), I(1)$) olmaları gerekmez; b) Küçük örneklem ve değişkenlerin içsel olmaları durumunda bile etkin tahminciler elde eder; c) modeldeki değişkenlerin farklı gecikme uzunluğu almalarına imkan tanır; d) Bir tek indirgenmiş denklem kullanarak kısa ve uzun dönemli tahminler yapar (Öztürk ve Acaravcı, 2010: 263; Kılıç ve Akalin, 2017: 54).

ARDL modelinde değişkenlerden birinin $I(2)$ olması durumunda Pesaran vd. (2001) ve daha sonra Narayan (2005) tarafından geliştirilen kritik değerler geçerli olmayacağı için bu yöntem kullanılamaz. Bu nedenle ARDL modelinin tahmininden önce değişkenlerin birim kök analizinin yapılması gerekmektedir. ARDL modeli kısıtlanmamış hata düzeltme modeline dayanmakta ve yukarıdaki 1 nolu modele uyarlanarak şu şekilde modellenmektedir:

$$\Delta \ln TB_t = a_1 + \sum_{i=1}^n a_{2i} \Delta \ln TB_{t-i} + \sum_{j=0}^m a_{3j} \Delta \ln REER_{t-j} + \sum_{k=0}^s a_{4k} \Delta \ln Y_{Tur_{t-k}} + \sum_{r=0}^f a_{5k} \Delta \ln Y_{f_{t-r}} + \delta_1 \ln TB_{t-1} + \delta_2 \ln REER_{t-1} + \delta_3 \ln Y_{Tur_{t-1}} + \delta_4 \ln Y_{f_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada ε_t ve Δ sırasıyla beyaz gürültü hata terimini ve birinci fark operatörünü göstermektedir. ARDL modelinde uygun gecikme uzunlukları (n, m, s, f) Akaike veya Schwarz bilgi kriterlerine bağlı olarak belirlenmektedir. ARDL modelinde ilk aşamada değişkenler arasında koentegre ilişkinin olmadığı boş hipotezi 2 nolu denklemde değişkenlerin bir gecikmeli değerine sıfır kısıtı getirilerek $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$, değişkenler arasında koentegre ilişkinin olduğu $\delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0$ alternatif hipoteze karşı sınanır. Hesaplanan F veya Wald istatistiği standart normal dağılıma uymadığı için Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001), değişkenlerin $I(0), I(1)$ veya aynı dereceden entegre olmaları durumunda alt ve üst sınırları olan kritik değerler geliştirmişlerdir. Eğer hesaplanan F istatistikleri Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen üst kritik değer üzerinde kalırsa boş hipotez reddedilir ve değişkenler arasında koentegrasyonun olduğu kabul edilir. Eğer hesaplanan F istatistikleri alt kritik değer altında kalırsa boş hipotez kabul edilir ve koentegrasyonun olmadığına karar verilir. Son olarak hesaplanan F istatistikleri alt ve üst kritik değerlerin arasında kalırsa sonucun belirsiz olduğuna karar verilir (Bahmani-Oskooee ve Brooks, 1999: 159; Lopçu vd, 2012: 9). Narayan (2005), Pesaran vd. (2001)'in türettiği alt ve üst kritik değerlerin 500 ve 1000 gözlem ve sırasıyla 20000 ve 40000 iterasyona dayalı olduğunu, dolayısıyla bu kritik değerlerin küçük örneklemelerde kullanılmasının sapmalı sonuçlar vereceğini ifade etmektedir. Narayan (2005), Pesaran vd. (2001)'in Gauss kodlarını kullanarak 30-80 gözlem için yeni alt ve üst kritik değerler geliştirmiştir (Narayan, 2005: 1981). Bu çalışmada da gözlem sayısı 26 (1990-2015) olduğu için Pesaran vd. (2001)'in kritik değerleri yerine Narayan (2005) tarafından geliştirilen kritik değerler kullanılacaktır.

Değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin tespit edilmesi durumunda ikinci aşamada değişkenler arasındaki uzun dönemli katsayılar 3 nolu denklem yardımıyla, kısa dönemli katsayılar ise 4 nolu

denklem yardımıyla, ARDL modeli çerçevesinde Akaike veya Schwarz bilgi kriterlerine bağlı olarak belirlenen gecikme uzunlukları dikkate alınarak en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir:

$$\ln TB_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \ln TB_{t-i} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \ln REER_{t-j} + \sum_{k=0}^s \beta_{4k} \ln Y_{Tur,t-k} + \sum_{r=0}^f \beta_{5k} \ln Y_{f,t-r} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

$$\Delta \ln TB_t = \theta_1 + \sum_{i=1}^n \theta_{2i} \Delta \ln TB_{t-i} + \sum_{j=0}^m \theta_{3j} \Delta \ln REER_{t-j} + \sum_{k=0}^s \theta_{4k} \Delta \ln Y_{Tur,t-k} + \sum_{r=0}^f \theta_{5k} \Delta \ln Y_{f,t-r} + \psi ECT_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (4)$$

Burada ψ hata düzeltme teriminin (ECT_{t-1}) katsayısını göstermektedir. Hata düzeltme terimi veya mekanizması ise uzun dönem katsayıların elde edildiği 3 nolu denklemdeki hata teriminin bir gecikmeli değeridir (ε_{2t-1}) ve 5 nolu denklem kullanılarak elde edilir:

$$ECT_t = \ln TB_t - \beta_1 - \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \ln TB_{t-i} - \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \ln REER_{t-j} - \sum_{k=0}^s \beta_{4k} \ln Y_{Tur,t-k} - \sum_{r=0}^f \beta_{5k} \ln Y_{f,t-r} \quad (5)$$

Hata düzeltme terimi veya mekanizması kısa dönemde sisteme giren bir şokun hangi hızda dengeye ulaşacağını yani dengeden sapmaların hangi hızda dengeye yakınsayacağını göstermektedir. Hata düzeltme mekanizmasının çalışabilmesi için ψ katsayısının negatif işaretli ve istatistiki olarak anlamlı olması gerekmektedir. 4 nolu denklemdeki diğer katsayılar ($\theta_{1i}, \theta_{2i}, \theta_{3i}, \theta_{4i}, \theta_{5i}$) da değişkenler arasındaki kısa dönem katsayıları temsil etmektedir (Acaravcı ve Öztürk, 2010: 5415).

J-Eğrisi hipotezine göre kısa dönemde reel efektif döviz kurundaki düşüşlerin (Türk Lirasının değer kaybetmesinin) dış ticaret dengesini kötüleştirilmesi beklenmekte, belli bir dönem sonunda ise reel efektif döviz kurundaki düşüşlerin dış ticaret dengesini iyileştirmesi beklenmektedir. Diğer bir ifadeyle ARDL modelinde reel efektif döviz kurunun ($\ln REER$) kısa dönem katsayısı olan θ_{3j} 'nin pozitif işaretli olması, uzun dönem ($\ln REER$) katsayısı olan β_{3j} 'nin ise işaretinin negatif olması beklenmektedir.

3. UYGULAMA SONUÇLARI

İktisadi verilere ilişkin ekonometrik analiz yapılırken öncelikle model veya hipoteze konu olan değişkenlerin durağanlık derecelerinin tespitinin yapılması gerekmektedir. Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan seriler arasında kurulacak regresyon ilişkisinin sahte olabileceğini aslında olmayan ilişkilerin varmış gibi yorumlanmasına neden olacağını ifade etmektedir. Düzey değerlerde durağan olmayan ancak aynı dereceden entegre $I(d)$ seriler arasındaki doğrusal birleşim söz konusu serileri olasılıklı süreçten kurtarabileceği için bunlar arasında kurulacak regresyon da sahte olmaktan çıkabilir. Dolayısıyla ekonometrik çalışmalarda analize konu olan serilerin düzey değerlerde veya aynı dereceden durağan olmaları gerekmektedir. Ancak birbiriyle sıkı ilişkide olabilen iktisadi seriler farklı dereceden durağan olabilmekte dolayısıyla bu seriler arasında ekonometrik analizler sahte olabilmektedir. Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran vd. (2001), durağanlık dereceleri farklı olan seriler için koentegrasyon analizi, kısa ve uzun dönemli katsayıların tahminine dayanan ARDL sınır testi yaklaşımını geliştirmişlerdir. ARDL yaklaşımında serilerin $I(0)$ veya $I(1)$ olmalarına bakılmaksızın analizler yapılabilmektedir, ancak serilerin bir kısmının $I(0)$, $I(1)$ veya aynı dereceden entegre olmaları gerekmektedir aksi halde (serilerden birinin veya birkaçının $I(2)$ olması) ARDL sınır teste güvenilemez (Pesaran vd., 2001).

Çalışmada J-Eğrisi hipotezinin geçerliliği ARDL yöntemiyle araştırılmadan önce serilerin durağanlıkları otokorelasyon sorununu dikkate alan Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1981) birim kök testi ve değişen varyans sorununu dikkate alan Phillips-Perron (PP) (1988) birim kök testiyle araştırılmıştır. Tablo 2'de doğal logaritmaları alınmış dış ticaret dengesi ($\ln TB_t$), reel efektif döviz kuru ($\ln REER_t$), Türkiye kişi başına düşen gelir ($\ln Y_{Tur}$) ve yabancı kişi başına düşen gelir ($\ln Y_f$) değişkenlerinin birim kök sınaması sonuçları verilmiştir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Augmented Dickey-Fuller				Phillips-Perron			
	Düzye $I(0)$		Birinci Fark $I(1)$		Düzye $I(0)$		Birinci Fark $I(1)$	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
$\ln TB_t$	-4.10***	-4.44***	-	-	-4.10***	-4.44***	-	-
$\ln REER_t$	-1.37	-2.98	-7.10***	-6.94***	-1.37	-2.94	-7.15***	-6.99***
$\ln Y_{Tur}$	-0.31	-2.79	-5.34***	-5.21***	-0.21	-2.79	-5.34***	-5.21***
$\ln Y_f$	-0.51	-1.52	-4.09***	-4.04**	-0.54	-1.70	-4.05***	-4.04**

Not: Gecikme uzunlukları ADF testinde Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre belirlenmiş ve maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır. PP testinde Newey-West bant genişliği kullanılmış ve varyans düzeltmesi Bartlett kernel yöntemine göre yapılmıştır. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde serinin durağan olduğunu göstermektedir. $\ln TB_t$ değişkeni düzeyde durağan olduğundan birinci farklar için durağanlık araştırılmamıştır.

Tablo 2’de $\ln TB_t$, $\ln REER_t$, $\ln Y_{Tur}$ ve $\ln Y_f$ değişkenleri için hem sabit hem sabitli ve trendli model için düzey $I(0)$ ve birinci fark $I(1)$ değerlerde ADF ve PP birim kök test sonuçları verilmiştir. Tablo 2’de görüleceği üzere her iki birim kök testine göre (ADF, PP) $\ln TB_t$ değişkeni hem sabit hem sabitli ve trendli modelde %1 önem seviyesinde düzey değerinde durağandır $I(0)$. Diğer taraftan ADF ve PP birim kök testleri $\ln REER_t$, $\ln Y_{Tur}$ ve $\ln Y_f$ değişkenlerinin, düzey değerlerde sabitli ve sabitli ve trendli modelde birim kök içerdiğini gösterirken, değişkenlerin birinci farkları alındığında tüm değişkenlerin hem sabitli hem sabitli ve trendli modelde %1 önem seviyesinde fark durağan olduğu $I(1)$ görülmektedir. Sonuç olarak $\ln TB_t$ değişkenin $I(0)$, $\ln REER_t$, $\ln Y_{Tur}$ ve $\ln Y_f$ değişkenlerinin $I(1)$ olması analizde ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanabileceğini göstermektedir.

ARDL sınır testi yaklaşımında üç aşamalı bir yöntem uygulanmaktadır. İlk olarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin varlığı F istatistiğiyle belirlenir. Buna göre Akaike veya Schwarz bilgi kriterlerine bağlı olarak belirlenen model çerçevesinde 2 numaralı denkleme $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ kısıtı getirilerek koentegrasyonun olmadığı boş hipotezi sınanır. F istatistiği sonucunda değişkenler arasında koentegre ilişki tespit edilirse ikinci ve üçüncü aşamada sırasıyla uzun dönemli katsayı tahminleri ve kısa dönemli katsayı tahminleri yapılır. Tablo 3’te tahmin edilen ARDL modeli ve koentegrasyon sonuçları verilmiştir.

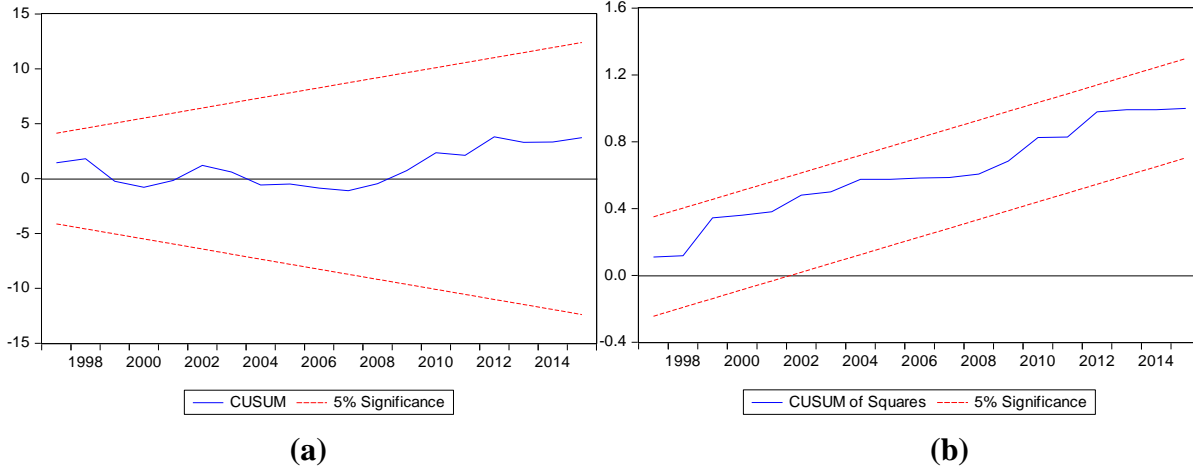
Tablo 3: Tahmin Edilen ARDL Modeli ve Koentegrasyon Test Sonuçları

ARDL Modeli (1,0,1,0)	F-istatistiği	%1 Alt ve Üst Kritik Değerleri	%5 Alt ve Üst Kritik Değerleri
$\ln TB_t / \ln REER_t, \ln Y_{Tur}, \ln Y_f$	7.4258***	4.614-5.966	3.272-4.306
Diagnostik Testler	χ^2 istatistiği		χ^2 istatistiği
Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon	2.801 [0.246]	Jarque-Bera Normallik	0.164 [0.921]
Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans	5.877 [0.318]	Ramsey Reset	0.136 [0.715]
R^2	0.8478	Hata Kareleri Toplamı	0.0440

Not: ARDL modeli için alt ve üst kritik değerler Narayan (2005: 1987)’den alınmıştır. Veriler yıllık olduğu için maksimum gecikme uzunlukları 2 olarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler test istatistiklerin olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 3’te Akaike bilgi kriteri kullanılarak en uygun modelin ARDL (1,0,1,0) modeli olduğu belirlenmiş ve ARDL (1,0,1,0) modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen ARDL modelinde bağımsız değişkenlerin bir gecikmeli değerine sıfır kısıtı getirilerek koentegrasyonun varlığını sınamak için F istatistiği hesaplanmıştır. Hesaplanan F istatistiği Narayan (2005: 1987)’in %1 üst kritik değerinden büyük olduğu için değişkenler arasında koentegrasyonun olmadığı boş hipotez reddedilerek koentegrasyonun varlığına %1 önem seviyesinde karar verilir. ARDL modelinden etkin ve sapmasız tahminler elde edebilmek için otokorelasyon, değişen varyans ve normallik problemlerinin olmaması gerekmektedir. Tablo 3’te söz konusu diagnostik test sonuçları da görülmektedir. Diagnostik testler incelendiğinde modelin sorunsuz olduğu görülmektedir. Breusch-Godfrey LM testi modelin hata terimlerinde otokorelasyonun olmadığını, Breusch-Pagan-Godfrey testi modelin hata terimlerinde değişen varyansın olmadığını, Jarque-Bera testi hataların normal dağıldığını, Ramsey Reset testi de modelde spesifikasyon hatasının olmadığını göstermektedir.

Türkiye ekonomisinde meydana gelen yapısal kırılmaların modelin parametrelerinde değişim meydana getirip getirmediğinin tespiti de ARDL modeli için önemlidir. Bu nedenle 1990-2015 döneminde meydana gelen yapısal kırılmaların modelin parametrelerini değiştirip değiştirmediği yani parametrelerin istikrarlılığı Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMSQ testleriyle araştırılmıştır. ARDL (1,0,1,0) modeline ilişkin CUSUM ve CUSUMSQ test sonuçları Şekil 2'de görülmektedir.



Şekil 2: Parametrelerin istikrarlılığı CUSUM ve CUSUMSQ Testleri

Şekil 2, (a) panelindeki deki CUSUM testi ardışık hataların kümülatif toplamına dayanırken, (b) panelindeki CUSUMSQ testi ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamına dayanır. Şekil 2'in hem (a) hem (b) panelinde ardışık hataların kümülatif toplamı %95 güven sınırlarının dışına taşmadığı için ARDL (1,0,1,0) modelindeki parametrelerin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılır. Kümülatif hataların toplamı %95 güven sınırının dışına taşması durumunda, yapısal kırılmaların etkileri kukla değişkenler kullanılarak ortadan kaldırılabilir.

ARDL sınır testi yaklaşımında değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin tespit edilmesi ve modelin diagnostik testlerinin başarıyla geçmesinden sonra katsayılara ilişkin kısa ve uzun dönemli katsayı tahminleri yapılabilir. Tablo 4'te ARDL modeline ilişkin kısa ve uzun dönemli katsayı sonuçları verilmiştir.

Tablo 4: ARDL (1,0,1,0) Modeli İçin Hesaplanan Uzun ve Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler	Uzun Dönem Katsayıları			Değişkenler	Kısa Dönem Katsayıları		
	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık		Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
$\ln REER_t$	-0.7260	-4.5968	0.0002	$\Delta \ln REER_t$	-0.6364	-5.5003	0.0000
$\ln Y_{Tur}$	-0.4088	-2.2314	0.0379	$\Delta \ln Y_{Tur}$	-1.4014	-4.9270	0.0001
$\ln Y_f$	1.7685	4.2591	0.0004	$\Delta \ln Y_f$	0.9982	1.5091	0.1477
α	-10.823	-3.8832	0.0010	ECT_{t-1}	-0.9410	-6.6848	0.0000

Bu çalışmadaki amaç dış ticaret dengesinin kısa ve uzun dönemde reel efektif döviz kuruna verdiği tepkileri araştırmaktır. Tablo 4'te, kurulan model doğrultusunda kısa ve uzun dönem katsayı sonuçları verilmiştir. Çalışmada kurulan model tam logaritmik formda olduğu için katsayılar aynı zamanda kısa ve uzun dönem esneklikleri ifade eder. Magee (1973)'nin iddia ettiği J-Eğrisi hipotezine göre kısa dönemde dış ticarete esneklikler düşük olduğu için dış ticaret dengesinin döviz kuruna verdiği tepkiler kısa ve uzun dönemde farklı olmaktadır. Kısa dönemde ulusal paranın değerindeki bir düşüş dış ticaret dengesini kötüleştirirken, uzun dönemde tüm uyarlamalar gerçekleştikten sonra rekabet gücündeki artış dolayısıyla dış ticaret dengesi iyileşir. Tablo 4'te ADRL sınır testi yaklaşımı kullanılarak dış ticaret dengesi ile reel döviz kuru arasındaki kısa ve uzun dönemli esneklikleri tahmin edilmiştir. Eğer J-Eğrisi hipotezi geçerliyse kısa dönemde $\ln REER_t$ katsayısının pozitif olması, uzun dönemde ise negatif olması gerekmektedir. Burada $\ln REER_t$ 'deki düşüşler Türk Lirasının değer kaybetmesini, $\ln REER_t$ 'deki artışlar ise Türk Lirasının değer kazanmasını ifade etmektedir.

Tablo 4'te ARDL sonuçları hem kısa dönemde hem uzun dönem $\ln REER_t$ katsayısının negatif olduğunu görülmektedir, yani hem kısa dönemde hem de uzun dönemde Türk Lirasının değer kaybetmesinin ($\ln REER_t$ 'deki düşüşlerin) dış ticaret dengesini iyileştirdiğini sonucuna ulaşılır. Kısa dönemde reel efektif döviz kurunda ($\ln REER_t$) meydana gelen %1'lik bir düşüş (ulusal paranın değer kaybetmesi) dış ticaret dengesini %0.6364 iyileştirirken, uzun dönemde %0.7260 iyileştirmektedir, söz konusu katsayılar %99 güven aralığında istatistiki olarak anlamlıdır. J-Eğrisi hipotezine göre kurdaki artışların kısa dönemde dış denge üzerindeki etkisinin pozitif olması, uzun dönemde ise etkinin negatif olması beklenmektedir. Bu koşul gerçekleşmediği için J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılır. Uzun dönemli diğer katsayılar incelendiğinde Türkiye'nin kişi başına gelirindeki %1'lik bir artışın dış ticaret dengesinde %0.4088 kadar bozulma meydana getirmektedir (ithal mal talebini arttırdığı için). Türkiye'nin dış ticaret ortaklarının gelirlerindeki artışın ise Türkiye'nin ihracat mallarına olan talebini arttırdığını, %1'lik yabancı gelirindeki artışın dış ticaret dengesini %1.7685 kadar iyileştirdiği tespit edilmiştir. Kısa dönem katsayılar incelendiğinde Türkiye'nin kişi başına gelirindeki %1'lik bir artışın dış ticaret dengesinde %1.4014 kadar bozulma meydana getirmektedir. Bu bulgu, Türkiye ithal malları gelir esnekliğinin kısa dönemde yüksek olduğunu göstermektedir. Kısa dönemde Türkiye'nin dış ticaret ortaklarının gelir katsayısı veya esnekliği 1'e yakın olmakla birlikte istatistiki olarak anlamsız çıkmıştır. Kısa dönemde meydana gelen bir dengesizliğin veya şokun hangi hızla dengeye geleceğini ifade eden hata düzeltme katsayısı (ECT_{t-1}) beklendiği gibi negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Kısa dönemde meydana gelen bir dengesizliğin %94'ü bir sonraki dönemde dengeye gelir. Dolayısıyla kısa dönemde meydana gelen dengesizlikler çok hızlı bir şekilde dengeye gelmektedir.

Sonuç olarak kurdaki düşüşler hem uzun dönemde hem kısa dönemde dış ticaret dengesini iyileştirdiği için Türkiye ekonomisi için 1990-2015 yıllık verileri kullanıldığında J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca kısa dönemde dış ticaretin yabancı gelir esnekliğinin uzun döneme göre daha yüksek olduğu, dış ticaretin yurtiçi gelir esnekliğinin ise uzun dönemde daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla Türkiye'deki gelir artışlarının kısa dönemde dış ticaret dengesini çok hızlı bir şekilde bozduğu ifade edilebilir. J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmamasının bir nedeni yıllık verilerle çalışılmasından kaynaklanıyor olabilir. Çünkü reel döviz kurlarıyla ihracat ve ithalat arasındaki etkileşim iki veya üç çeyrek dönemde (6-9 ay) içinde gerçekleşip ortadan kalkabilmektedir. Dolayısıyla yıllık verilerle analizler yapıldığında bir yıl içindeki çeyreklik veya aylık dönemler içinde meydana gelen etkilerin üstü örtülebilmektedir. Tablo 4'te döviz kurunun hem kısa hem uzun dönemde dış dengeyi aynı yönde etkilemesinin nedeni kısa dönemde (veriler yıllık olduğu için 1-3 yıl) 1 yıl içinde meydana gelen dengesizliklerin ortadan kalkmasıdır. Nitekim hata düzeltme mekanizması da dengesizliklerin yaklaşık olarak bir dönemde ortadan kalkacağını göstermektedir. J-Eğrisi hipotezinin yıllık verilerle analiz edilmesi beraberinde yukarıda sıralanan problemleri beraberinde getirir. Bu nedenle bu çalışmada Türkiye Ekonomisi için 1998Q1-2016Q3 çeyreklik verileri kullanılarak J-Eğrisi hipotezi tekrar test edilecektir. Yukarıda uygulanan ekonometrik model ve yöntem, burada da uygulanacaktır. Ancak yeni uygulamada yıllık veri seti yerine çeyreklik veriler kullanılacaktır. Yeni uygulamada 1 nolu denklemdeki gibi Bahmani-Oskooee (1985), Rose ve Yellen (1989), Rose (1991), Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), Gupta-Kapoor ve Ramakrishnan (1999), Arora vd (2003), Çelik ve Kaya (2010), Bahmani-Oskooee ve Harvey (2008-2009), Bahmani-Oskooee ve Ratha (2007), Shirvani ve Wilbratte (1997)'in yaklaşımı dikkate alınacak ancak Türkiye'nin dış ticaret ortaklarının çeyreklik verilerine ulaşamadığı için $\ln Y_f$ değişkeni modelden dışlanacaktır. Dolayısıyla aşağıdaki 6 nolu denklem ARDL sınır testi yaklaşımıyla araştırılacaktır.

$$\ln TB_t = a + \beta \ln REER_t + \gamma \ln Y_{Tur} + \varepsilon_t \quad (6)$$

6 nolu denklemdeki değişkenler 1 nolu denklemde tanımlanmıştır. Yeni modeldeki değişkenlerin verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası veri tabanından alınmış ve tüm değişkenler 2010 yılı tüketici fiyatları endeksi bazlıdır.

Burada da önceki uygulamada olduğu gibi başlangıçta değişkenlerin durağanlık analizi ADF ve PP birim kök testleriyle yapılacak, ikinci aşamada değişkenlere ilişkin koentegrasyon ARDL yaklaşımı çerçevesinde F istatistiği ile araştırılacak ve son olarak J-Eğrisi hipotezine ilişkin kısa ve uzun dönemli esneklikler tahmin edilecektir. Tablo 5'te doğal logaritmaları alınmış dış ticaret dengesi ($lnTB_t$), reel efektif döviz kuru ($lnREER_t$) ve Türkiye kişi başına düşen gelir (lnY_{Tur}) değişkenlerinin birim kök sınaması sonuçları verilmiştir.

Tablo 5: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Augmented Dickey-Fuller				Phillips-Perron			
	Düzye $I(0)$		Birinci Fark $I(1)$		Düzye $I(0)$		Birinci Fark $I(1)$	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
$lnTB_t$	-3.48***	-3.93***	-	-	-3.32**	-4.03***	-	-
$lnREER_t$	-2.66*	-2.65	-8.85***	-8.86***	-2.45	-2.45	-10.3***	-12.5***
lnY_{Tur}	-0.68	-3.77**	-3.64***	-3.31*	-1.70	-5.21***	-12.5***	-12.5***

Not: Gecikme uzunlukları ADF testinde Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre belirlenmiş ve maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır. PP testinde Newey-West bant genişliği kullanılmış ve varyans düzeltilmesi Bartlett kernel yöntemine göre yapılmıştır. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde serinin durağan olduğunu göstermektedir. $lnTB_t$ değişkeni düzeyde durağan olduğundan birinci farklar için durağanlık araştırılmamıştır.

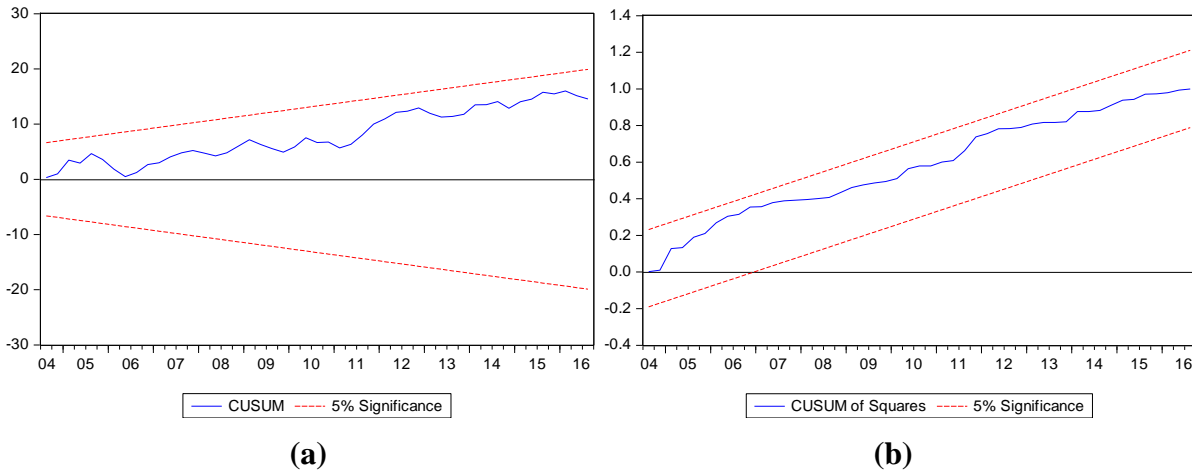
Tablo 5'te görüleceği üzere hem ADF hem PP birim kök testleri dış ticaret dengesi ($lnTB_t$) değişkeninin %1 önem seviyesinde durağan ($I(0)$) bir değişken olduğunu göstermektedir. Reel efektif döviz kuru ($lnREER_t$) değişkeninin ise ADF ve PP birim kök testine göre düzey değerlerde birim köke sahip olduğu, birinci farklarda ise durağanlaştığı ($I(1)$) görülmektedir. Türkiye kişi başına düşen gelir (lnY_{Tur}) değişkeni ise ADF birim kök testine göre %5 önem seviyesinde, PP birim kök testine göre ise %1 önem seviyesinde trend durağan ($I(0)$) olduğu ve değişkenin birinci farkı alındığında %1 önem seviyesinde hem sabitte hem sabit ve trendli modelde durağan olduğu ($I(0)$) görülmektedir. Tablo 5'teki sonuçlar Tablo 2'deki sonuçları kısmen desteklemektedir. Sonuç olarak $lnTB_t$ ve lnY_{Tur} değişkeninin $I(0)$, $lnREER_t$ değişkeninin ise $I(1)$ olması burada da ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanabileceğini göstermektedir. Tablo 6'da tahmin edilen ARDL modeli ve F istatistiğine dayalı koentegrasyon sonuçları verilmiştir.

Tablo 6: Tahmin Edilen ARDL Modeli ve Koentegrasyon Test Sonuçları

ARDL Modeli (1, 6, 8)	F-istatistiği	%1 Alt ve Üst Kritik Değerleri	%5 Alt ve Üst Kritik Değerleri
$lnTB_t / lnREER_t, lnY_{Tur}$	4.63**	4.398-5.463	3.243-4.043
Diagnostik Testler	χ^2 istatistiği		χ^2 istatistiği
Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon	13.247 [0.103]	Jarque-Bera Normallik	1.396 [0.497]
Breusch-Pagan-Godfrey Değişen Varyans	22.836 [0.154]	Ramsey Reset	0.022 [0.881]
R^2	0.886	Hata Kareleri Toplamı	0.1156

Not: ARDL modeli için alt ve üst kritik değerler Narayan (2005: 1987)'den alınmıştır. Veriler çeyreklik olduğu için maksimum gecikme uzunlukları 8 olarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler test istatistiklerinin olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 6'da Akaike bilgi kriteri kullanılmış ve en uygun modelin ARDL (1, 6, 8) modeli olduğu belirlenmiştir. Tahmin edilen ARDL (1, 6, 8) modelinde koentegrasyon sınaması için F istatistiği hesaplanmıştır. Hesaplanan F istatistiği Narayan (2005: 1987)'in %5 üst kritik değerinde büyük olduğu için değişkenler arasında koentegrasyonun olmadığı boş hipotez reddedilerek koentegrasyonun varlığına %5 önem seviyesinde karar verilir. ARDL modelinden güçlü sonuçlar elde edebilmek için otokorelasyon, değişen varyans ve normallik problemlerinin olmaması gerekmektedir. Tablo 6'da diagnostik test sonuçları kurulan modelde otokorelasyonun ve değişen varyansın olmadığı, hata terimlerinin normal dağıldığı ve model spesifikasyon hatasının olmadığını göstermektedir.



Şekil 3: Parametrelerin istikrarlılığı CUSUM ve CUSUMSQ Testleri

ARDL (1, 6, 8) modeline ilişkin CUSUM ve CUSUMSQ test sonuçları Şekil 3'te görülmektedir. Katsayıların istikrarlılığının tespiti için modele uygulanan CUSUM ve CUSUMSQ testinde ardışık hataların karelerinin kümülatif toplamının %95 güven sınırının içinde kaldığı dolayısıyla söz konusu modelde katsayıların istikrarlı olduğu tespit edilmiştir. Tablo 7'de ARDL (1, 6, 8) modeline ilişkin kısa ve uzun dönemli katsayı sonuçları verilmiştir.

Tablo 7: ARDL (1, 6, 8) Modeli İçin Hesaplanan Uzun ve Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler	Uzun Dönem Katsayıları			Kısa Dönem Katsayıları			
	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık	Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık
$\ln REER_t$	-0.7002	-3.3543	0.0015	$\Delta \ln REER_t$	-0.5223	-4.8750	0.0000
$\ln Y_{Tur}$	-0.0745	-0.8075	0.4232	$\Delta \ln REER_t(-1)$	0.2991	2.6193	0.0117
α	4.2238	3.3827	0.0014	$\Delta \ln REER_t(-2)$	0.2972	2.4096	0.0198
				$\Delta \ln REER_t(-3)$	-0.0976	-0.8344	0.4081
				$\Delta \ln REER_t(-4)$	0.2652	2.3060	0.0254
				$\Delta \ln REER_t(-5)$	0.4392	3.9810	0.0002
				$\Delta \ln Y_{Tur}$	-0.6283	-3.2048	0.0024
				$\Delta \ln Y_{Tur}(-1)$	-0.4704	-2.1157	0.0395
				$\Delta \ln Y_{Tur}(-2)$	-0.6370	-3.0966	0.0032
				$\Delta \ln Y_{Tur}(-3)$	-0.8579	-3.9090	0.0003
				$\Delta \ln Y_{Tur}(-4)$	0.2452	1.2839	0.2052
				$\Delta \ln Y_{Tur}(-5)$	0.3710	1.9373	0.0585
				$\Delta \ln Y_{Tur}(-6)$	-0.1123	-0.6198	0.5383
				$\Delta \ln Y_{Tur}(-7)$	0.6615	3.7671	0.0004
				ECT_{t-1}	-0.3906	-4.4357	0.0001

Tablo 7'de çeyreklik veriler kullanarak 6 nolu denklemde kurulan ARDL (1, 6, 8) modelinin kısa ve uzun dönem katsayı sonuçları verilmiştir. Tablo 7'deki uzun dönem katsayıları incelendiğinde, yıllık verilerle tahmin edilen ve sonuçları Tablo 4'te, verilen uzun dönem katsayılarının buradaki sonuçları desteklediği görülmektedir. Hem Tablo 4, hem Tablo 7'de %1 önem seviyesinde, uzun dönemde reel efektif döviz kurundaki %1'lik bir azalışın (TL'nin değer kaybetmesi) dış dengeyi yaklaşık olarak %0.70 iyileştirdiği görülmektedir. Tablo 7'de, Türkiye'deki kişi başına gelirdeki artışın dış denge üzerinde negatif etkisi olduğu, ancak elde edilen katsayının istatistiki olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Uzun dönemde Türk Lirasının değer kaybetmesinin ($\ln REER_t$ deki düşüşlerin) dış ticaret dengesini iyileştirdiği, reel efektif döviz kurunda ($\ln REER_t$) meydana gelen %1'lik bir düşüşün (ulusal paranın değer kaybetmesi) dış ticaret dengesini uzun dönemde %0.7002 iyileştirdiği, dolayısıyla uzun dönemli katsayılarının J-Eğrisi hipotezi lehine sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

Tablo 7'de kısa dönemli katsayılar incelendiğinde, hata düzeltme mekanizması ECT_{t-1} katsayısının beklentilere uygun olarak negatif işaretli ve istatistiki olarak %1 önem düzeyinde anlamlıdır. Hata düzeltme terimi kısa dönemde meydana gelecek olan dengesizliklerin %39'unun bir sonraki dönemde

kapanacağını, yaklaşık olarak 2.5 dönemde yani 10 ayda sisteme giren bir şokun etkisinin ortadan kalkacağını göstermektedir. Bu bulgu J-Eğrisi gibi döviz kuru dış ticaret ilişkisini inceleyen çalışmaların yıllık veriler yerine aylık veya çeyreklik veriler kullanılmasının gerekliliğini göstermektedir, aksi halde yıllık veriler kullanıldığında kurun dış denge üzerindeki etkileri bir dönemin içinde gerçekleşip kaybolacağı için gerçek etkiler maskelenecektir. Türkiye’de kişi başına düşen gelir artışlarının dış ticaret dengesi üzerindeki kısa dönemli etkileri veya esneklikleri incelendiğinde, gelir artışlarının beş dönem dış dengeyi bozduğu, gelirin beşinci ve yedinci gecikmeli değerinde ise gelir artışlarının dış ticaret dengesini iyileştirdiği görülmektedir.

J-Eğrisi hipotezine göre kısa dönemde reel döviz kurunun dış ticaret dengesi üzerindeki etkisinin pozitif olması yani Türk Lirasındaki değer düşüşlerinin başlangıçta dış dengeyi kötüleştirir beklenmektedir. Tablo 7’de kısa dönemli $lnREER_t$ değişkeninin gecikmeli katsayıları incelendiğinde kurun gecikmeli dört katsayısının beklentilere uygun olarak pozitif olduğu son katsayının ($\Delta lnREER_t$) ise negatif olduğu görülmektedir. Bu bulgu Türk Lirasındaki değer düşüşlerinin (reel efektif döviz kurundaki artışların) dört dönem boyunca dış ticaret dengesini kötüleştirdiğini, beşinci dönemde ise beklentiler doğrultusunda dış dengenin iyileşmeye başladığını göstermektedir. Tablo 7’deki kısa dönem $lnREER_t$ değişkeninin gecikmeli katsayıları kullanılarak Türk Lirasındaki değer düşüşlerinin dış ticaret dengesi üzerindeki etkileri şekle döküldüğünde J-Eğrisi hipotezine uygun olarak aşağıdaki Şekil 4 elde edilir.



Not: Şekil 4, Tablo 7’deki veriler kullanılarak tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekil 4: Dış Ticaret Dengesinin TL’deki Değer Düşüşlerine Verdiği Tepkiler

Sonuç olarak J-Eğrisi hipotezinin Türkiye için 1990-2015 yıllık veriler kullanıldığında geçerli olmadığı, hem kısa dönemde hem uzun dönemde TL’deki değer düşüşlerinin dış ticaret dengesini iyileştirdiği tespit edilmiştir. Ancak yıllık verilerle analiz yapıldığında bir yıldan kısa sürelerde ortaya çıkıp yine bir yıldan kısa sürede dengeye ulaşacak ilişkilerin çeyreklik veya aylık verilerle analiz edilmesi gerektiği ifade edilmiş ve bu doğrultuda Türkiye ekonomisi için 1998Q1-2016Q3 çeyreklik veriler kullanarak J-Eğrisi hipotezi test edilmiştir. Elde edilen bulgular J-Eğrisi hipotezine uygun olarak kısa dönemde TL’deki değer düşüşlerinin dış ticaret dengesini kötüleştirdiği, uzun dönemde ise dış ticaret dengesini iyileştirdiği tespit edilmiştir. TL’deki değer düşüşleri dört dönem dış dengeyi kötüleştirirken beşinci dönemden sonra dış dengede iyileşmeler meydana gelmektedir.

4. SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için J-Eğrisi hipotezinin geçerliliği hem yıllık verilerinin kullanıldığı 1990-2016 dönemi hem çeyreklik verilerin kullanıldığı 1998:Q1-2016:Q3 dönemi için ARDL Sınır Testi yaklaşımıyla araştırılmıştır. Çalışmada döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiler dört aşamalı bir yöntemle araştırılmıştır. Yıllık verilerin kullanıldığı birinci modelde ilk aşamada değişenlerin durağanlık durumları ADF ve PP birim kök testleriyle incelenmiştir. Dış ticaret dengesinin ($lnTB_t$) düzey değerinde durağan olduğu, reel efektif döviz kuru ($lnREER_t$), Türkiye kişi

başına düşen gelir ($\ln Y_{Tur}$) ve yabancı kişi başına düşen gelir ($\ln Y_f$) değişkenlerinin ise birinci farklarda durağan oldukları tespit edilmiştir. İkinci aşamada değişkenler arasındaki koentegrasyonun varlığı ARDL Sınır Testi yaklaşımıyla araştırılmış ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Uygulamanın üçüncü ve dördüncü aşamasında sırasıyla değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli katsayı tahminleri ARDL yaklaşımıyla yapılmıştır. Buradan elde edilen sonuçlar yıllık verilerin kullanıldığı modelde, J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

J-Eğrisi hipotezinin geçerli olmaması, yıllık verilerin kullanılıyor olmasından kaynaklanabilir. Döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki dengesizliğin bir dönemden (bir yıldan) daha kısa bir sürede dengeye gelebileceği, bu yüzden yıllık verilerin kullanılması durumunda, dengeye gelme sürecinde değişkenler arasındaki ilişkiler maskelenebilir. Çalışmanın uygulama kısmında yıllık veriler için yapılan benzer aşamalar, çeyreklik verilerin kullanıldığı 1998:Q1-2016:Q3 dönemi için de yapılmış ve J-Eğrisi hipotezinin tekrar test edilmiştir. Çeyreklik verilerin kullanıldığı ikinci modelde ilk aşamada değişkenlerin durağanlık durumları ADF ve PP birim kök testleriyle araştırılmıştır. $\ln TB_t$ ve $\ln Y_{Tur}$ değişkenlerinin düzey durağan, $\ln REER_t$ değişkeninin ise fark durağan olduğu tespit edilmiştir. İkinci aşamada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin varlığı araştırılmış ve değişkenlerin eşbütünlük olduğu tespit edilmiştir. Üçüncü aşamada ARDL modeli çerçevesinde uzun dönemli katsayı tahminleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre uzun dönemde Türk Lirasının değer kaybetmesinin ($\ln REER_t$ 'deki düşüşlerin) dış ticaret dengesini iyileştirdiği, reel efektif döviz kurunda ($\ln REER_t$) meydana gelen %1'lik bir düşüşün (ulusal paranın değer kaybetmesi) dış ticaret dengesini uzun dönemde %0.7002 iyileştirdiği, dolayısıyla uzun dönemli katsayılarının J-Eğrisi hipotezi lehine sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. Dördüncü aşamada kısa dönemli katsayılar tahmin edilmiştir. Kısa dönemli katsayılar incelendiğinde, hata düzeltme mekanizması döviz kurunda meydana gelen bir şokun etkisinin 10 ay içinde ortadan kalkacağını göstermektedir. Bu bulgu J-Eğrisi gibi döviz kuru dış ticaret ilişkisini inceleyen çalışmaların yıllık veriler yerine aylık veya çeyreklik veriler kullanılmasının gerekliliğini göstermektedir, aksi halde yıllık verilerle çalışıldığında kurun dış denge üzerindeki etkileri bir dönemin içinde gerçekleşip kaybolacağı için kur ve dış ticaret arasındaki etkiler görülmeyecektir. Kısa dönemli reel döviz kuru ($\ln REER_t$) değişkeninin katsayıları incelendiğinde reel efektif döviz kurundaki artışların (Türk Lirasındaki değer düşüşlerinin) dört dönem boyunca dış ticaret dengesini kötüleştirdiğini, beşinci dönemde ise beklentiler doğrultusunda dış dengenin iyileşmeye başladığını göstermektedir. Bu bulgu 1998:Q1-2016:Q3 dönemi Türkiye ekonomisinde J-Eğrisi hipotezinin geçerli olduğunu ispatlamaktadır. Çalışmada Türkiye'nin kısa dönemde ihracat ve ithalat dış talep esnekliklerinin 1'den küçük, uzun dönemde ise esnekliklerin 1'den büyük olduğu dolayısıyla J-Eğrisi hipotezinin geçerliliği kanıtlanmıştır.

Bu çalışmadan elde edilen bulgular, Türkiye ve Dünyadaki diğer ülkeler için yapılan çalışmalarla kıyaslandığında; Bahmani-Oskooee (1985), Anju ve Uma (1999), Vergil ve Erdoğan (2009), Bal ve Demiral (2012), Çelik ve Kaya (2010), Bahmani-Oskooee ve Harvey (2009, 2010)'in çalışmalarını desteklerken, Rose ve Yellen (1989), Shirvani ve Wilbratte (1997), Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999), Arora vd. (2003), Akbostancı (2004) ve Peker (2008)'in çalışmalarını desteklememektedir. Literatürde J-Eğrisi hipotezinin testine yönelik farklı sonuçlar elde edilmesinin nedeni olarak ülke seçimi, veri seti (çeyreklik, yıllık vb.) ve yöntem farklılıklarının olduğu düşünülmektedir. Bu çalışmada, Türkiye ekonomisi için J-Eğrisi hipotezinin geçerliliği araştırılırken, yıllık verilerin yanında çeyreklik verilerin de kullanılması ve Türkiye'nin en büyük ticaret ortaklarını dikkate alması bakımından literatürdeki diğer çalışmalardan farklılaşmaktadır.

Devalüasyon veya ulusal paranın değer kaybı, bir ülkenin rekabet gücünü arttırmak ve dış ticaret açığını kapatmanın yollarından biridir. Ancak politika yapıcıların düşük kur politikasına başvururken, J-Eğrisi etkilerini (değer kaybının kısa dönemde (10 Ay) dış ticaret dengesini kötüleştireceği, sonrasında ise iyileştireceği) dikkate alması ve kısa dönemde gerçekleşecek olan dış ticaret açığını hafifletecek önlemler alması önemlidir. Türk ihracat mallarının yüksek oranda (%43) ithal girdi içerdiği (Küçükaksoy vd. (2015: 713)) ve Türkiye'de meydana gelen %1'lik gelir artışının dış ticaret

dengeğini %1.40 oranında bozduđu dikkate alındığında, Bal ve Demiral (2012)'in da işaret ettiđi gibi, politika yapıcılarının bir taraftan ithal girdi bağımlılıđını azaltan ve yurtiçi mal tüketimini özendiren politikalar izlemesi, diđer taraftan da dış ticaret hadlerini Türkiye lehine çeviren yüksek teknoloji, Ar-Ge ve beşeri sermaye içeren sermaye yoğun malların üretim ve ihracatını desteklemesi, J-Eđrisindeki olumsuz etkilerin hafifletilmesini sağlayacak ve dış ticaret açığı sorununa kalıcı çözüm getirecektir.

TEŞEKKÜR

Bu makalenin önceki taslađına yapılan öneri ve yapıcı yorumlar için iki anonim hakeme teşekkür ederiz. Makalede kalan eksiklik ve kusurlar bizim sorumluluđumuzdadır.

KAYNAKÇA

- Akbostancı, E. (2004). "Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J-Curve", *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5): 57-73.
- Anju, G. K. & Uma, R. (1999). "Is There A J Curve? A New Estimation for Japan", *International Economic Journal*, 13(4), 71-79.
- Arora, S.; Bahmani-Oskooee M. & Goswami, G. (2003). "Bilateral J-Curve Between India And Her Trading Partners", *Applied Economics*, 35(9), 1037-1041.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence From LDCs." *The review of Economics and Statistics*, 500-504.
- Bahmani-Oskooee, M. & Brooks. T. J. (1999). "Bilateral J-Curve Between US and her Trading Partners", *Review of World Economics*, 135(1): 156-165.
- Bahmani-Oskooee, M. & Ratha, A. (2004). "The J-Curve: A Literature Review", *Applied Economics*, 36(13): 1377-1398.
- Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2009). "The J-Curve: Indonesia vs. Her Major Trading Partners", *Journal of Economic Integration*, 765-777.
- Bahmani-Oskooee, M. & Harvey, H. (2010) "The J-Curve: Malaysia Versus Her Major Trading Partners", *Applied Economics*, 42(9): 1067-1076.
- Bal, H. & Demiral, M. (2012). "Reel Döviz Kuru ve Ticaret Dengesi: Türkiye'nin Almanya ile Ticareti Örneđi (2002.01-2012.09)", *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2): 45-64.
- Bickerdike, C. F. (1920), "The Instability of Foreign Exchanges", *The Economic Journal*, March.
- Brown, R. L.; Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time", *Journal of the Royal Statistical Society*, 149-192.
- Connolly, M. & Taylor, D. (1972). "Devaluation in Less Developed Countries", Prepared for a Conference on Devaluation Sponsored by the Board of Governors, Federal Reserve System, Washington, D.C., December 14-15.
- Cooper, R. N. (1971). *An Assessment of Currency Devaluation in Developing Countries*, Essays in International Finance, No. 86. New Jersey, Princeton University.
- Çelik, S. & Kaya, H. (2010). "Real Exchange Rates and Bilateral Trade Dynamics of Turkey: Panel Cointegration Approach" *Applied Economics Letters*, 17(8): 791-795.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Duasa, J. (2007). "Determinants of Malaysian Trade Balance: An ARDL Bound Testing Approach", *Global Economic Review*, 36(1): 89-102.

- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, And Testing", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Goldstein, M. & Khan, M. S. (1985). "Income and Price Effects in Foreign Trade." In *Handbook of International Economics*, vol. 2, ed. R.W. Jones and P.B. Kenen, pp. 1041– 1105. Amsterdam: North-Holland.
- Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*, The McGraw-Hill, Fifth Edition, New York.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics And Control*, 12(2-3): 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- Junz, H. B., & Rhomberg, R. R. (1973). "Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries", *The American Economic Review*, 63(2): 412-418.
- Kılıç, R. & Akalın, G. (2016). "Türkiye'de Çevre ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(2): 49-60.
- Kocakale, Y. & Toprak, H. H. (2015). *Türkiye'nin Reel Efektif Döviz Kuru Endekslerinin Güncellenmesi*. No. 15/06. Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Krugman, P. R. & Obstfeld, M. & Melitz, M.J. (2012). *International Economics: Theory & Policy*, Ninth Edition. Addison-Wesley, Boston.
- Küçükaksoy, İ., Çifçi, İ., & Özbek, R. İ. (2015). "İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi: Türkiye Uygulaması", *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 691-720.
- Laffer, A. B. (1974) "Exchange Rates, the Terms of Trade, and the Trade Balance," in *Effects of Exchange Rate Adjustments*. Washington: Treasury Dept., OASIA Res.
- Lerner, A. P. (1944). *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*, The Macmillan Company, New York.
- Lopcu, K.; Burgaç, A. & Dülger, F. (2012). "Balassa Samuelson Hipotezi: Türkiye Ekonomisi İçin Bir Sınama", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt: 12(4): 1-22.
- Magee, S. P. (1973). "Currency Contracts, Pass-Through, And Devaluation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 303-325.
- Marshall, A. (1923). *Money, Credit and Commerce*, Macmillan. London.
- Metzler, L. (1948). "The Theory of International Trade" *A Survey of Contemporary Economics* (Editör: Howard S. Ellis) The American Economic Association, Homewood.
- Narayan, P. K. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests", *Applied Economics*, 37(17): 1979-1990,
- Ozturk, I. & Acaravci, A. (2013). "The Long-Run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emissions in Turkey", *Energy Economics*, 36: 262-267.
- Peker, O. (2008). "Reel Döviz Kurunun Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2): 33-43.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). "An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis", *Econometric Society Monographs*, 31:371-413.

- Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Robinson, J. (1947), *Essays in the Theory of Employment*, Basil Blackwell, Oxford.
- Rose, A. K. (1991). "The Role of Exchange Rates in A Popular Model of International Trade: Does The 'Marshall-Lerner' Condition Hold?", *Journal of international economics* 30(3-4): 301-316.
- Rose, A. K., & Yellen, J. L. (1989). "Is There a J-Curve?" *Journal of Monetary Economics*, 24(1): 53-68.
- Seyidođlu, H. (2009). *Uluslararası İktisat*, 17. Baskı Güzem Can Yayınları, İstanbul.
- Shirvani, H. & Wilbratte, B. (1997). "The Relationship Between The Real Exchange Rate and The Trade Balance: An Empirical Reassessment", *International Economic Journal*, 11(1): 39-50
- Türkiye İstatistik Kurumu, <http://www.tuik.gov.tr/UstMenu.do?metod=temelist> (Erişim Tarihi: 05.07.2017).
- Vergil, H. & Erdoğan, S. (2012). "Döviz Kuru-Ticaret Dengesi İlişkisi: Türkiye Örneđi", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi* 5.9 (2012): 35-57.