

**TÜRKİYE ve TÜRKİYE’NİN DIŞ TİCARET ORTAKLARI  
ARASINDAKİ İKİ YANLI J-EĞRİSİ: 1996–2006 DÖNEMİ  
İNCELEMESİ<sup>φ</sup>**

**BILATERAL J-CURVES BETWEEN TURKEY and HER TRADING  
PARTNERS: 1996–2006**

*Onur Akkaya<sup>1</sup>*

**Öz**

Çalışmada, 1996 ile 2006 dönemi içinde çeyrekli veriler kullanılarak, Türkiye ve Türkiye’nin 13 farklı dış ticaret partneri arasındaki J eğrisinin kısa ve uzun dönemde ölçülmesi amaçlanmıştır. Yapılan analizlerde ele alınan ülke verileri için gerekli birim kök testleri kullanılmıştır. Ayrıca değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkinin belirlenmesi için Bounds Sınır testi uygulanmıştır. Çalışmanın bulgularında 13 farklı dış ticaret partneri ülkenin birim kökleri uygun olduğundan dinamik Bounds sınır testi tahminlemesi yapılmıştır. Test sonuçlarına göre; İngiltere, Belçika ve Kanada ile ilişkinin varlığı bulunamıştır. Finlandiya ile kısa dönem hata düzeltme mekanizmasının çalışmadığı görülmüştür. Geriye kalan 10 ülke için uzun dönem tahminlemesi yapılabilmektedir. Bu tahminlemeler içinde ise Fransa, Hollanda ve Almanya ile Türk lirasının reel değer kaybının dış ticareti pozitif yönde etkilediği görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret, J Eğrisi, Bound Testi, Birim Kök Testi, Eşbütünleşme

**Abstract**

In this paper we investigate the short-run and the long-run effects of real depreciation of the Turkish liras on the trade balance between and each of her 13 trading partners using quarterly data over the 1996Q1 between 2006Q4 period and recent advances in cointegration analysis. The results from bound testing (ARDL) approach for cointegration and error-correction modelling provides support for the J-curve phenomenon.

Key words: Foreign Trade, J Curve, Bound Test, Unit Root Test, Cointegration

---

<sup>φ</sup> Çalışmanın hazırlanmasındaki katkılarından dolayı Doç. Dr. Evrim Turgutlu ve Oktay Küçükkiiremetçi’ye teşekkür ederim.

<sup>1</sup> Dr., Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, İİBF, Kilis 7 Aralık Üniversitesi.

## GİRİŞ

Ülkelerin ulusal paralarının, dış ülke paralarına karşı tek taraflı olarak değer kaybettirilmesine “devalüasyon” denilmektedir. Devalüasyon, ülkedeki ekonomik şartlarda meydana gelen bozulmalara bağlı olarak kullanılan sabit kur sistemi içinde döviz kurunda meydana gelmektedir. Özellikle ülkelerin dış ticaret açıklarının sürdürülemez olduğu durumlarda yapılan devalüasyon ülkenin ithal ettiği mallar ile ihraç ettiği malların sahip oldukları esnekliklere bağlı olarak kısa dönemli düzelmelere sebep olabilmektedir. Gerçekleşen toparlanma süreçlerinde dış ticaret dengesinin negatiften pozitif çıkışı çeşitli şekillerle benzetilmektedir. Bu tanımlamaların ilki olan J eğrisi özellikle 1970’lerden sonra dünyada finansal sermayenin serbestleşmesi ve ülkelerin kullandığı döviz kuru sisteminin farklılaşmasının ülke ekonomilerinde meydana getirdiği değişmeden etkilenerek ortaya çıkmıştır.

J eğrisinin oluşum süreci şu şekilde ele alınabilir; yerli ülkede dış ticaret için kullanılan döviz kurunun değer kazandığı bir durumda, (ihracat/ithalat) dengesine dayanan dış ticaret dengesinde yerli ülkenin yapacağı ihracat miktarı artarken, yerli ülkenin gerçekleştireceği ithalat miktarı azalacaktır. Bunun sonucunda ise dış ticaret dengesinin pozitif etkileyeceği ve dış ticarete var olan açığın kapanacağı söylenebilir. Bu bağlamda, çalışmada Türk Lirasının devalüe edilmesinin ticaret partneri ülkeler arasında kısa ve uzun dönemde yaptığı etki araştırılmıştır. Yapılan analizde Peseran ve Shin (1995) yılındaki makalelerinde bahsedilen “Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model” (ARDL) yöntemi kullanılmıştır. Türkiye ve Türkiye’nin 13\* farklı dış ticaret partneri arasındaki J eğrisinin 2000 ve 2001 krizi dikkate alınarak varlığının kısa ve uzun dönemde ölçülmesi amaçlanmıştır. J eğrisi üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında; Magee’nin (1973) CCA (Currency-Contract Analysis) yöntemini kullandığı çalışmada Amerika’da uzun dönemde devalüasyonun ticaret dengesine etki ettiği ve J eğrisinin ise tam anlamıyla olmasa da varlığı tespit edilmiştir. Bahmani-Oskooee’nin (1985–1989) ticaret dengesi denklemini kullanarak yaptığı çalışmada ise incelenen ülkelerden Yunanistan, Hindistan ve Kore’de J eğrisi tespit edilmiştir. Aynı çalışmada dış ticaret dengesi ile döviz kurları değişimi arasındaki uzun dönemli ilişkinin ise sadece incelenen ülkelerden Tayland için var olduğu bahsedilmektedir. Brissimis ve Laventankis’in (1989) ticaret dengesi yöntemini kullandıkları çalışmada ise Yunanistan için, J eğrisinin varlığı tespit edilirken, uzun dönem sonuçları Bahmai-Oskooee’nin (1985) yılındaki çalışmasında bulunduğu sonuçlara paralellik göstermiştir.

Bahmani-Oskooee ve Pourheyderian’ın (1991) Avustralya için yaptığı çalışmada “ertelenmiş J eğrisinin” varlığı saptanmıştır. Reel döviz kuru değişimlerinin ticaret dengesini etkilediği savunulmaktadır. Mahdavi ve Sohbebian’nın (1993) çalışmasında ise Amerika Birleşik Devletleri’nde “ertelenmiş J eğrisinin” varlığına işaret edilmiştir. İhracat ile reel ve nominal döviz kuru arasında güçlü ilişki bulunurken, ithalat ve reel ve nominal döviz kuru arasında ilişki bulunamamıştır. Zhang’ın (1996) çalışmasında Çin için J eğrisinin varlığına rastlanamamıştır. Bu durum Çin’in dış ticaret partnerleri arasındaki ticarete başka ticaret etkenlerinin baskın olduğunu işaret etmektedir. Shirvani ve Wilbratte’nin (1997) dış ticaret denklemini kullandığı çalışmasında ise Amerika Birleşik Devletleri ve 6 tane dış ticaret partneri arasında yapılan incelemede “L eğrisinin<sup>2</sup>” varlığına rastlanmıştır.

Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) yöntemi kullanarak yapılan çalışmalarda; Gupta-Kapok ve Ramakrishnan (1999)’da Japonya için J eğrisinin varlığı saptanmıştır. Bahmani-Oskooee ve

\* Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Belçika, Çin, Finlandiya, Fransa, Hollanda, Kanada, İspanya, İtalya, İngiltere, İsveç, Portekiz (Rusya olan ticarete ele alınan dönem için sağlıklı veri bulunamamıştır.)

<sup>2</sup> Dış ticaret açığının yerli parada yaşanan değer kaybı sonrasında keskin bir şekilde toparlanma hareketidir.

Gaskowi'nin (2003)'te ise Hindistan'ın dış ticaret partnerleri arasındaki ilişki ele alınmıştır. Çalışmaya göre Hindistan'ın, Avustralya, Almanya, İtalya ve Japonya ile olan ilişkilerde J eğrisi görülmüştür. Bahmani-Oskooee ve Ratha (2004)'te ise Amerika Birleşik Devletleri'nin 18 ticari ortağı ile olan ilişkisinin 7'sinde J eğrisi bulunmuştur.

J eğrisinin Türkiye ekonomisi üzerine yapılan çalışmalarda sınırlı bir alanda kalmaktadır. Erken yapılan çalışmalardan olan Rose (1990) ve Bahmani-Oskooee ve Malixi (1992)'de J eğrisi bulunamamıştır.

Halıcıoğlu (2008)'de Türkiye'nin 13 ticaret partnerini dikkate alarak dinamik J eğrisi tahminlemektedir. Çalışma, dönem olarak 1985-2005 yılları arasını incelemektedir. Çalışmada sınır eşbütünlük testi yaklaşımı kullanılmıştır. Bulgulara göre kısa dönemde J eğrisi etkisine rastlanılmamıştır. Ancak uzun dönemde, Türk lirasındaki reel devalüasyonun ticaret ortaklarıyla olan ticarete pozitif etkisi olduğu bulunmuştur. Çalışmada, uzun dönem dengesi CUSUM ve CUSUMQ denge testleri ile test edilmiştir. Çalışma bulguları, Bahmani-Oskooee ve Kutan (2009) ile paralellik göstermektedir. Yazıcı ve Klasra (2010) çalışması J eğrisi etkisinin Türkiye ekonomisinde olmadığını göstermektedir. Çelik ve Kaya (2010)'de ise Türkiye'nin 7 dış ticaret ortağını dikkate alarak J eğrisi etkisinin olmadığı görülmektedir. Durmaz (2014)'ın yaptığı çalışma, 1990-2012 yılları arasını kapsayan 58 farklı endüstri kolunu kapsamaktadır. Çalışmada, sınır eşbütünlük testi kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre 58 endüstri kolu içinde 13'ünün Türk lirasındaki reel devalüasyondan pozitif etkilendiği tespit edilmiştir.

## 2. Metodoloji

Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999) çalışmasında yer alan analizler denklem [1]'de gösterildiği gibidir:

$$\ln TB_{j,t} = a + b \ln GDP_{j,t} + c \ln GDP_{IN,t} + d \ln RER_{j,t} + \varepsilon_t \quad [1]$$

Denklem [1]'e göre Türkiye ile dış ticaret partneri olan j ülkesi arasındaki ilişkinin ölçülmesinde kullanılan değişkenlerden  $TB_{j,t}$  değişkeni Türkiye ile j ülkesi arasındaki ihracat ve ithalat verilerine göre oluşturulan ihracat-ithalat oranı (ihracat / ithalat) zaman serisini tanımlamaktadır.  $GDP_{j,t}$  değişkeni, ele alınan dönemde Türkiye'nin dış ticaret partneri olan j ülkesinin gayri safi yurtiçi hasıla değerlerinden oluşmaktadır.  $GDP_{IN,t}$  değişkeni ise ele alınan dönemde Türkiye'nin gayri safi yurtiçi hasıla verilerinden oluşmaktadır.  $RER_{j,t}$  değişkeni ise üretici fiyat endeksine göre düzeltilmiş reel döviz kuru değeri serisi olarak tanımlamaktadır. Denklem [1]'de tahminlenen modelde tüm değişkenler doğal logaritması alınarak modele dahil edilmiştir.

Denklem [1]'de yer alan değişkenlerin beklenen işaretleri bulunmaktadır. Literatüre göre  $b$  katsayısının pozitif olması beklenmektedir. Bu saptamanın ardında ticaret partneri olan j ülkesinin gayri safi yurtiçi hasılasının artması sonucu Türkiye'den daha fazla ithalat yapması yatmaktadır. Parametrelerden  $c$ 'nin ise negatif işaretli olması beklenmektedir. Buna göre Türkiye'deki gayri safi yurtiçi hasıla artışının yurtdışından yapılan ithalatın artmasına neden olması beklenir. Bu da dış ticaret dengesi negatif yönde değişecektir. Denklemdeki  $d$  parametresine göre ise reel döviz kurundaki değişimin dış ticaret dengesini pozitif yönde etkilemesi beklenir (Bahmani-Oskooee ve Pourheydarian; 1991).

Ele alınan analizde J eğrisinin görülebilmesi için kısa dönemli modelin bulunması ve bu modelin hata düzeltme mekanizmasının (ECM) çalışması gerekmektedir. Peseran ve Shin tarafından (1995) yılında hazırlanan

çalışmada bahsedilen “Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model” (ARDL)<sup>3</sup> yöntemine göre kısa dönemli model, denklem [2]’de gösterilmektedir.

$$\Delta \text{LnTB}_{j,t} = a + \delta_1 \text{LnGDP}_{j,t-1} + \delta_2 \text{LnGDP}_{IN,t-1} + \delta_3 \text{LnRER}_{j,t-1} + \delta_4 \text{LnTB}_{j,t-1} + \Omega \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta \text{LnTB}_{j,t-i} + \partial \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta \text{LnGDP}_{j,t-i} + \Psi \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta \text{LnGDP}_{IN,t-i} + \sum_{i=1}^k \eta_i \Delta \text{LnRER}_{j,t-i} + \mu_t \quad [2]$$

Peseran ve diğerleri (2001) yaptıkları çalışmada bahsedilen “Bounds Testi”ne göre; Değişkenlerin arasında eşbütünlüğün olmadığı boş hipotezine karşı olmadığını savunan alternatif hipotez test edilmektedir. Model [2]’de tahminlenen modelin hesap F değeri bu iki kritik değerden büyüğe değişkenler arasında eşbütünlük vardır. Eğer hesaplanan F değeri, üst ve alt kritik tablo F değeri arasında ise eşbütünlük belirsizdir. Eğer hesaplanan F değeri, alt F kritik tablo değerinden küçükse değişkenler arasında eşbütünlüğün olmadığı kabul edilmektedir.

### 3. Değişkenler, Veri ve Ampirik Sonuçlar

Çalışmada kullanılan değişkenler şu şekilde tanımlanmaktadır;

- TB<sub>j,t</sub>: İhracat/İthalat oranı (Dış ticaret partneri ülke ile Türkiye arasında gerçekleşen ithalat ve ihracat miktarı),
- GDP<sub>j,t</sub>: j ülkesinin gayrisafi yurtiçi hasılası,
- GDPTURKEY<sub>t</sub>: Türkiye’nin gayrisafi yurtiçi hasılası,
- RER<sub>j,t</sub>: TEFE bazlı reel efektif döviz kurudur<sup>φ</sup>.

Kullanılan veri aralığı 1996Q1-2006Q4 dönemini kapsamaktadır. Çalışmadaki veriler IMF–2002, TCMB EVS ve Eurostat veri tabanlarından derlenmiştir. [Tablo.1] ve [Tablo.2]’de çalışmada kullanılan değişkenlerin, çalışmanın analiz yöntemi olan ARDL modelinde değişkenlere birim kök testi yapılmasına gerek olmamasına rağmen, birim kök testi sonuçları gösterilmektedir.

**Tablo.1 Değişkenlerin Hesaplanan Birim Kök Testi Değerleri**

Değişkenler	ADF		PP		KPSS	
	Düzye Değeri	Birinci Farklar	Düzye Değeri	Birinci Farklar	Düzye Değeri	Birinci Farklar
LnRER	—3.2808 (3)	—5.6927* (3)	—2.9955	—11.5750*	0.1965 *	0.2480
LnY <sub>USA</sub>	—2.9229 (4)	—5.4977* (4)	—2.7930	—5.6171*	0.1948	0.1632**
LnY <sub>İNGİLTERE</sub>	—3.6815 ** (2)		—3.5596**		0.1974**	0.3175
LnY <sub>FRANSA</sub>	—1.7584 (2)	—3.2929 *** (2)	—3.8532**		0.2274	0.1262**
LnY <sub>HOLLANDA</sub>	—1.0224 (4)	—5.8799 * (4)	—1.1110	—6.0288*	0.2397	0.0905*

<sup>3</sup> ARDL, yönteminin benzer diğer yöntemlere göre temel katkılarından biri; birden fazla eşbütünlük vektörünü tanımlamasıdır. Ayrıca, eşbütünlük dereceleri farklı olan serilerin eşbütünlükmesine olanak tanımaktadır. Böylece birim kök testi zorunluluğu ortadan kalkmaktadır.

<sup>φ</sup> Kullanılan döviz kuru serisi (YTL/USD) şeklinde hazırlanmıştır. Ancak döviz kurundaki değer kaybının etkisini analizde görebilmek amacıyla (USD/YTL) şeklinde değiştirilmiştir.

LnY <sub>ALMANYA</sub>	-3,3356 (3)	-6,6640*(3)	-7,1669*		0,1923	0,1326**
LnY <sub>TÜRKİYE</sub>	-1,9897 (4)	-3,7155 ** (4)	-1,9025	-14,6669*	0,1137**	0,3653
LnY <sub>İTALYA</sub>	3,2068 (3) ***	-6,2129(3)*	-2,3818	-6,2838	0,0696	0,0495
LnY <sub>PORTEKİZ</sub>	-2,2307(7)	-10,7113(7)*	-2,5205	-10,5844*	0,1923*	
LnY <sub>BELÇİKA</sub>	-2,8861(4)	-34,3628(4)*	-9,9598*		0,1363**	
LnY <sub>ÇİN</sub>	-1,7626(9)	-6,9781(9)*	-1,7767	-6,9844*	0,2029*	
LnY <sub>KANADA</sub>	-2,1454(3)	-4,1246(3)**	-1,7647	-3,6709**	0,2200	0,0518***
LnY <sub>İSVEÇ</sub>	-4,3983(5)**		-9,8122*		0,1537**	
LnY <sub>İSPANYA</sub>	-1,0443(5)	-5,0636(5)**	0,9091	-12,6675*	0,2303	0,0622***
LnY <sub>FİNLANDIYA</sub>	-3,6020(4)**		-2,5414	-17,5215*	0,2133	0,1140**
LnTB <sub>USA</sub>	-4,8021 * (3)		-4,7642*		0,2022*	0,2672
LnTB <sub>İNGİLTERE</sub>	-3,6815 ** (2)		-3,5596 **		0,1974*	0,3175
LnTB <sub>FRANSA</sub>	-2,6523 (2)	-7,0793*(2)	-2,7514	-8,0091*	0,1724	0,1081***
LnTB <sub>HOLLANDA</sub>	-3,1294 (3)	-7,2766* (3)	-5,0832*		0,1599	0,1328**
LnTB <sub>ALMANYA</sub>	-3,6017** (2)		-3,6664**		0,0936***	
LnTB <sub>İTALYA</sub>	-2,8864(3)	-6,4190(3)*	-2,7611	-8,9176	0,1834	0,1799*
LnTB <sub>PORTEKİZ</sub>	-2,8861 (2)	-11,4738* (2)	-4,2815**		0,2244	0,1987*
LnTB <sub>BELÇİKA</sub>	-4,0420 (4)**		-4,1122**		0,0759 ***	
LnTB <sub>ÇİN</sub>	-2,3100 (3)	-7,6650(3)**	-1,9180	-4,9810*	0,0949***	
LnTB <sub>KANADA</sub>	-6,2862 (1)*		-6,2554*		0,1104*	
LnTB <sub>İSVEÇ</sub>	-1,3703(3)	-10,3606(3)*	-2,1061	-14,3296*	0,1806**	
LnTB <sub>İSPANYA</sub>	-2,8413(7)	-8,4427(7)*	-2,9243	-8,4003*	0,1534**	
LnTB <sub>FİNLANDIYA</sub>	-4,3673 (3)**		-4,4344**		0,1485*	

Not: 1 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) tablo değerleri kullanılmıştır.  
2. PP testi için Barlett Kemel ve Newey West'in gösterdikleri gecikme 3'tür.  
3. MacKinnon (1996) tablo değerleri kullanılmıştır.  
4.ADF testinde Akaike bilgi, Schwarz Bayesian ve Hannan Ouinn kriterleri dikkate alınarak ele alınan gecikme sayısı gösterilmektedir. Kullanılan tablo değerleri MacKinnon (1996) tablo değerleri kullanılmıştır.  
5. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeyinde red edilen boş hipotezleri göstermektedir.  
6. Testlerde hem sabitli hem de trendli model analiz edilmiştir.

[Tablo.1]'de, değişkenlerin Augmented-Dickey-Fuller (ADF), Philips-Peron (PP) ve KPSS birim kök testlerine göre elde edilen değerleri sunulmuştur. ADF birim kök testinde parantez içindeki sayılar değişkenler için hesaplanmış optimum gecikme değerlerini göstermektedir. Optimum gecikme değerleri Akaike Bilgi Kriteri (AIC) değeri dikkate alınarak hesaplanmıştır. Bütün birim kök testlerinde tüm değişkenler için hem sabitli hem de trendli model kullanılmıştır. [Tablo.1]'e göre değişkenlerin birim kök düzeyleri farklılık göstermektedir

**Tablo.2 Değişkenlerin Birim Kök Düzeyleri**

Değişkenler	ADF	PP	KPSS
LnRER	I(1)	I(1)	I(0)
LnY <sub>USA</sub>	I(1)	I(1)	I(1)
LnY <sub>İNGİLTERE</sub>	I(0)	I(0)	I(0)
LnY <sub>FRANSA</sub>	I(1)	I(0)	I(1)
LnY <sub>HOLLANDA</sub>	I(1)	I(1)	I(1)
LnY <sub>ALMANYA</sub>	I(1)	I(0)	I(1)
LnY <sub>TÜRKİYE</sub>	I(1)	I(1)	I(0)

LnY <sub>ITALYA</sub>	I(0)	I(1)	I(0)
LnY <sub>PORTEKİZ</sub>	I(1)	I(1)	
LnY <sub>BELÇİKA</sub>	I(1)	I(0)	I(0)
LnY <sub>ÇİN</sub>	I(1)	I(1)	I(0)
LnY <sub>KANADA</sub>	I(1)	I(1)	I(1)
LnY <sub>İSVEÇ</sub>	I(0)	I(0)	I(0)
LnY <sub>İSPANYA</sub>	I(1)	I(1)	I(1)
LnY <sub>FİNLANDİYA</sub>	I(0)	I(1)	I(1)
LnTB <sub>USA</sub>	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB <sub>İNGİLTERE</sub>	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB <sub>FRANSA</sub>	I(1)	I(1)	I(1)
LnTB <sub>HOLLANDA</sub>	I(1)	I(0)	I(1)
LnTB <sub>ALMANYA</sub>	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB <sub>İTALYA</sub>	I(1)	I(1)	I(0)
LnTB <sub>PORTEKİZ</sub>	I(1)	I(0)	I(1)
LnTB <sub>BELÇİKA</sub>	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB <sub>ÇİN</sub>	I(1)	I(1)	I(0)
LnTB <sub>KANADA</sub>	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB <sub>İSVEÇ</sub>	I(1)	I(1)	I(0)
LnTB <sub>İSPANYA</sub>	I(1)	I(1)	I(0)

[Tablo.2]'de değişkenlerin sahip olduğu birim kök düzeyleri gösterilmektedir. Buna göre değişkenlerin sahip olduğu birim kök düzeyleri farklılık göstermektedir. ARDL modeline göre; Bounds testi sonucu Türkiye ile dış ticaret partnerleri ülkeler arasındaki eşbütünlüğün bulunması için model [2]'nin tahminlenmesi gerekmektedir. [Tablo.3]'de her bir dış ticaret partneri ülke için farklı gecikme değerlerinde hesaplanan F testi değerleri gösterilmektedir.

**Tablo.3 Bounds Testi Sonucu Bulunan F-statistik Değerleri**

Ticaret Partnerleri / Gecikme Sayısı	Değişkenler Arasında Eşbütünlüşme Durumu	
	F <sub>hesap</sub>	
Fransa	7,22	Var
Amerika Birleşik Devletleri	9,28	Var
Hollanda	6,36	Var
İngiltere	2,40	Yok
Almanya	8,83	Var
İtalya	9,39	Var
Finlandiya	4,61	Var
İspanya	6,60	Var
Belçika	2,64	Yok
Portekiz	7,46	Var
Çin	36,35	Var
Kanada	3,80	Belirsiz
İsveç	7,57	Var

Not: Peseran, Shin ve Smith (2001) 'e göre Table CI(iii) modeline göre %5'e göre I[0] ile I[1] kritik F tablo değeri sırasıyla ( **2,86; 4,01** ) 'dir.

Peseran ve Shin (1995) yılındaki çalışmasına göre, değişkenler arasındaki eşbütünleşmenin olduğunu kabul etmek için hesaplanan F-değerlerinin, F-tablo değerinden (I[1] için 4.01) büyük olması gerekmektedir. Tablo.3'e göre incelenen ülkelerden İngiltere ve Belçika için hesaplanan F değerleri, F-tablo değerinden küçük bulunmuştur. Kanada için hesaplanan değer ise alt ve üst değer arasında kaldığı için eşbütünleşmenin belirsiz olduğuna işaret etmektedir.

Diğer ülkelerde hesaplanan F değerleri, belirlenen F-tablo değerinden büyük olduğu için bahsedilen ülkeler ile Türkiye arasında eşbütünleşme bulunmaktadır [Tablo.3].

**Tablo.4 ARDL Yönteminde Kullanılan Optimum Gecikme Sayıları**

	TB <sub>j,t</sub>	GDP <sub>j,t</sub>	GDP <sub>TURKEY,t</sub>	RER <sub>j,t</sub>
Fransa	2	2	2	4
Amerika Birleşik Devletleri	2	2	2	3
Hollanda	2	2	2	2
İtalya	2	2	2	4
Almanya	2	2	2	4
Finlandiya	2	2	2	4
İsveç	2	2	2	3
Portekiz	2	2	2	5
Çin	2	2	2	3
İspanya	2	2	2	2

Eşbütünleşmenin bulunmasından sonra [Tablo.4]'de gösterilen optimum gecikme değerlerine göre kısa ve uzun dönem modelleri ve hata düzeltme mekanizması değerleri hesaplanmıştır. Optimum gecikme değerleri ise AIC değeri dikkate alınarak hesaplanmaktadır.

**Tablo.5 Hesaplanan Hata Düzeltme Değerleri**

Ticaret Partnerleri / Gecikme Sayısı	EC(-1)
Fransa	-1,031097 (-4,8015)*
Amerika Birleşik Devletleri	-1,755607 (2,9417)*
Hollanda	-0,772275 (-1,7265)**
Almanya	-1,435026 (-6,1185)*
İtalya	-1,131587 (-5,8507)*
Finlandiya	-0,801832 (0,1217)
İspanya	-1,072339* (-7,6672)
Portekiz	-0,852100** (-3,5851)
Çin	-0,952261** (-4,6433)
İsveç	-1,468617* (-10,5995)

Not: ( ) içindeki değerler değişkenler için bulunan t-istatistiklerini göstermektedir.  
\* ve \*\* işaretli olan değerler t-istatistik değerlerinden sırasıyla %5 ve %10 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

[Tablo.5]'te modellerin hesaplanan hata düzeltme mekanizması değerleri gösterilmektedir. Hata düzeltme mekanizmasının negatif işaretli ve anlamlı bir t istatistik değerlerine sahip olması gerekmektedir. Tabloya göre analize konu olan tüm ülkeler için hesaplanan hata düzeltme mekanizması negatif işaretli ve anlamlı t istatistiğine sahip olduğu görülmektedir. Hata terimlerinin anlamlı çıkması F testine dayanan eşbütünleşim sonuçlarını desteklemektedir.

**Tablo.6 Dış Ticaret Partnerleri İçin Hesaplanan Uzun Dönem Denklemleri**

Ülke	c	LnGDP <sub>TURKEY,t</sub>	LnGDP <sub>j,t</sub>	LnRER <sub>j,t</sub>
<b>Fransa</b>	0.706490 (2.807798)*	-0.000011 (-3.486460)*	0.000266 (3.763146)*	0,004848 (-2,6584)*
<b>Amerika Birleşik Devletleri</b>	-0.344793 (-1.136834)	-0.0000810 (-1.898355)*	0.000152 (9.468902)*	0,001104 (-0,4785)
<b>Hollanda</b>	1.139309 (3.784665)*	-0.000059 (-1.384042)	0.000474 (0.746506)	0,006000 (-2,2324)*
<b>Almanya</b>	0.822989 (3.034789)*	-0.000011 (-3.002229)*	0.000419 (1.677130)**	0,006163 (-2,2854)*
<b>İtalya</b>	0,281611 (1,3346)	-8,140006 (-2,8829)*	0,000200 (1,1435)	0,00220 (-0,1388)
<b>Finlandiya</b>	0,196383 (1,0488)	-2,079071 (-0,1037)	0,000492 (0,9696)	0,001680 (-1,0487)
<b>İsveç</b>	-0,029337 (-0,1500)	-3,410006 (-1,1382)	0,000129 (0,5255)	0,000202 (-0,1254)
<b>Portekiz</b>	2,055511 (0,2443)	-7,850005 (-3,4584)**	0,291203 (2,2386)**	0,011042 (-0,7956)
<b>Çin</b>	0,000110 (0,1910)	-1,960005 (-1,6163)	0,848038 (0,8388)	-0,000246 (0,0302)
<b>İspanya</b>	0,118596 (0,3375)	-7,330006 (-1,6486)***	7,720007 (0,1390)	0,006766 (-2,0016)**

Not: ( ) içindeki değerler değişkenler için bulunan t-istatistiklerini göstermektedir. \*, \*\*, \*\*\* işareti ile gösterilen değişkenler sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

[Tablo.6]'da ülkeler için hesaplanan uzun dönem denklemlerinde; Fransa, Hollanda ve Almanya için reel döviz kuru değişkeni ile işareti istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Uzun dönemde; Türk lirasında yaşanan reel değer kaybı, Fransa, Hollanda ve Almanya ile olan dış ticaret dengesini pozitif yönde etkilemektedir.

## SONUÇ

Çalışmada Türk Lirasının devalüe edilmesinin ticaret partneri ülkeler arasında kısa ve uzun dönemde yaptığı etki araştırılmıştır. Böylece Türk lirasının yaşadığı reel değer kaybının pozitif etkisinin gösterilmesi amaçlanmıştır. Yapılan analizde Peseran ve Shin (1995) yılındaki makalelerinde bahsedilen “Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model” (ARDL) yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre 13 ülkenin ele aldığı veri seti içinde; İngiltere, Belçika ve Kanada ile eşbütünleşme bulunamamıştır. Ayrıca, Finlandiya ile kısa dönem hata düzeltme mekanizmasının çalışmadığı tespit edilmiştir. Geriye kalan 9 ülke için uzun dönem model tahminlemesi yapılmıştır. Bu tahminleme sonucunda, Türk lirasının yaşadığı reel değer kaybindan pozitif olarak etkilenen dış ticaret partnerleri Fransa, Almanya ve Hollanda olarak bulunmuştur. Bu üç ülke arasında en yüksek etki Almanya içi ve en az etki Fransa için tespit edilmiştir. Buna göre, bu ülkeler için J eğrisi etkisinin görüldüğünü söylenebilir.

Özetle, ele alınan dönem itibariyle Türkiye'nin Gümrük Birliği'ne yeni üye olması ve buna bağlı olarak Avrupa Birliği ile olan güçlü bir ticaret bağının oluşması bu etkinin üç Avrupa ülkesinde toplanmasını açıklayabilir. Yine alınan dönem içinde Almanya ve Fransa'nın Türkiye'nin ihracatında en büyük sahip ülkelerden olması da bulunan ilişkinin anlamlandırılmasına yardımcı olabilir.

## KAYNAKÇA

- Bahmani-Oskooee, M. (1985) Devaluation and the J-curve: some evidence from LDC's, *The Review of Economics and Statistics*, **67**, 500–504.
- Bahmani-Oskooee, M. (1989) Devaluation and the J-curve: some evidence from LDC's: errata, *The Review of Economics and Statistics*, **71**, 553–4.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Brooks, T. J. (1999) bilateral J-curve between US and her trading partners, *Weltwirtschaftliches Archiv*, **135**, 156–65
- Bahmani-Oskooee, M. ve Goswami, G. G. (2003) A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Japan vs. her major trading partners, *Journal of Economics and Finance*, **27**, 102–13.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Pourheydarian, M. (1991) The Australian J-curve: a reexamination, *International Economic Journal*, **5**, 49–58.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Malixi, M. (1992) More evidence on the J-curve from LDCs, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 14 No. 5, pp. 641-53.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Ratha, A. (2004) The J-curve: a literature review, *Applied Economics*, **36**, 1377–1398.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Kutun, A.M. (2009) The J curve in the emerging economies of Eastern Europe, *Applied Economics*, Vol. 41 No. 20, pp. 2523-2532.
- Brissimis, S. N. ve Leventakis, J. A. (1989) The effectiveness of devaluation: a general equilibrium assesment with reference to Greece, *Journal of Policy Modeling*, **11**(2), 247–71.
- Çelik, S. ve Kaya, H. (2010) Real exchange rates and bilateral trade dynamics of Turkey: panel cointegration approach, *Applied Economic Letters*, Vol. 17 No. 8, pp. 791-795.
- Durmaz N. (2014) Industry level J-curve in Turkey, *Journal of Economic Studies*, Vol. 42 No. 4, 2015, pp. 689-706
- Gupta-Kapoor, A. ve Ramakrishnan, U. (1999) Is There a J-curve? A new estimation for Japan, *International Economic Journal*, **13**, 71–9.
- Halıcıoğlu F. (2008) The bilateral J-curve: Turkey versus her 13 trading partner, *Journal of Asian Economics*, 19 (2008) 236–243.
- Kwiatkowski D., Philips P.C.B., Schmidt P. ve Shin K. (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root ?, Cowles Foundation Discussion Paper, No.979.
- MacKinnon G.J. (1996) Critical Values for Cointegration Tests, Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.
- Magee, S. P. (1973) Currency contracts, pass through and devaluation, *Brooking Papers on economic Activity*, **1**, 303–25.
- Mahdavi, S. ve Sohrabian, A. (1993) The Exchange value of the dolar and the US trade balance: an empirical investigation based on cointegration and Granger causality tests, *Quarterly Review of Economics and Finance*, **33**(4), 343–58.
- Peseran, M. H. ve Shin, Y. (1995) An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis, in Centennial Volume of Rangar Frisch (Eds) S. Storm, A. Holly, and P. Diamond , Cambridge University Pres, Cambridge.
- Peseran, M. H. ve Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001) Bounds testing approaches to analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, **16**, 289–326.
- Rose, A.K. (1990) Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries, *Economics Letters*, Vol. 34 No. 3, pp. 271-275.
- Shirvani, H. ve Wilbratte, B. (1997) The relation between the real Exchange rate and the trade balance; an empirical reassessment, *International Economics Journal*, **11**(1), 39–49.
- Yazıcı, M. ve Klasra, M.A. (2010) Import-content of exports and J-curve effect, *Applied Economics*, Vol. 42 No. 6, pp. 769-776.

Zhang, Z. (1996) The Exchange value of the rRenminbi and China's balance of trade: an empirical study, *NBER Working papers Series, Working Paper, 5771*.