

TÜRKİYE VE TÜRKİYE'NİN DIŞ TİCARET PARTNERLERİ ARASINDAKİ İKİ YANLI J EĞRİSİ: 1990–2002 DÖNEMİ İNCELEMESİ^φ

Onur Akkaya⁹

Özet

Çalışmada, 1990 – 2002 dönemi içinde çeyrekli veriler kullanılarak, Türkiye ve Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip olan ülkeler (Almanya, Fransa, Amerika Birleşik Devletleri, İngiltere, İtalya, vb.) arasındaki J eğrisinin kısa ve uzun dönemde ölçülmesi amaçlanmaktadır. Analizde kullanılan ülkeler seçilirken ülkelerin Türkiye ile olan dış ticaret ağırlıkları [j ülkesi (ithalat+İhracat) / Türkiye (ihracat+ithalat)] dikkate alınmıştır. Yapılan analizlerde ele alınan ülkelerin verileri için gerekli olan birim kök testleri kullanılacaktır. Ayrıca değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkinin belirlenmesi için Bounds Sınır testi kullanılacaktır.

Ayrıca yapılmak istenen çalışmada konu ile ilgili literatür taramasına, bulunan ampirik sonuçlara ve bulunan ampirik sonuçlara yer verilecektir.

Abstract

This paper aim that Turkey and Foreign Trade Partners of Turkey (Germany, USA, England, Italy, etc.) were relation in the economic area. Then they have J curve short and long terms. This date analyzed unit roots test. Valuable tested bounds test in the short and long economic terms.

This paper have J curve literature. Author write analyze results for Turkey. Economics. So he tell analyzed result. He tell future view of foreign trade balance of Turkey in this paper.

Giriş

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 miktarının azalacaktır. Bunun sonucunda ise dış ticaret dengesinin pozitif etkilenmesi sonucu ve dış ticarete var olan açığın kapanacağı söylenebilir.

^φ Çalışmanın hazırlanmasındaki katkılarından dolayı Yrd. Doç. Dr. Evrim Turgutlu ve Oktay Küçükiremetçi'ye teşekkür ederim.

⁹ Dokuz Eylül Üniversitesi, (İngilizce) İktisat Bölümü, Yüksek Lisans Öğrencisi, (onr.akkaya@gmail.com)

Literatür İncelemesi

J eğrisi üzerine yapılan çalışmalara bakıldığında; Magee'nin (1973) yaptığı çalışmada Amerika'da uzun dönemde devalüasyonun ticaret dengesine etki ettiğini ve J eğrisinin ise tam anlamıyla olmasa da varlığı tespit edilmiştir. Bahmani – Oskee'nin (1985–1989) 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) yaptıkları çalışmada ise Yunanistan için, J eğrisinin varlığını tespit edilirken, uzun dönem sonuçları Bahmai-Oskee'nin (1985) yılındaki çalışmasında bulunduğu sonuçlara paralellik göstermiştir. Rosenweig and Koch'un (1989) çalışmasında Amerika Birleşik Devletleri için "ertelenmiş etkili J eğrisi" varlığını tespit etmiştir. Noland'ın (1989) Japonya için yaptığı çalışmada ele alınan dönemler içinde Japonya için J eğrisinin varlığı tespit edilmiştir.

Bahmani-Oskee ve Pourheyderian'ın (1991) Avusturalya için yaptığı çalışmada "ertelenmiş J eğrisinin" varlığını saptanmıştır. Reel döviz kuru değişimlerinin ticaret dengesini etkilediği savunulmaktadır. Mahdavi ve Sohbebian'nın (1993) çalışmasında ise Amerika Birleşik Devletlerinde "ertelenmiş J eğrisinin" varlığına işaret etmiştir. İhracat ile reel ve nominal döviz kuru arasında güçlü ilişki bulunurken, ithalat ve reel ve nominal döviz kuru arasında ilişki bulunmamıştır. Bahmani-Oskee ve Alse'nin (1994) çalışmasında Kosta Rika, İrlanda, Hollanda ve Türkiye için J eğrisinin etkisi görülmüştür. Zhang'ın (1996) çalışmasında Çin için J eğrisinin varlığına rastlanamamıştır. Shirvani ve Willoretta'nın (1997) çalışmasında ise Amerika Birleşik Devletleri ve 6 tane dış ticaret partneri arasında yapılan incelemede "L eğrisinin" varlığına rastlanmıştır. Gupta-Kapok ve Romak Rishnan'ın (1999) Japonya için yapılan çalışmasında J eğrisinin varlığı saptanmıştır. Bahmani-Oskee'nin ve Kenitpong'un (2001) çalışmasında Tayland'ın, 5 dış ticaret partneri ile arasındaki ilişkilerinden 3 ülke arasında J eğrisi bulunmuştur. Arora, Bahmani-Oskee ve Gaskowi'nin (2003) çalışmasında 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-Oskee ve Ratha (2003) yılındaki çalışmasında ise Amerika Birleşik Devletlerinin 18 ticari ortağı ile olan ilişkisinin 7'sinde J eğrisi bulunmuştur.

Ekonometrik Model

Bahmani-Oskooee ve Brooks (1999) yılında yaptıkları çalışmada yapılan analizler denklem (1)'de gösterildiği şekilde ölçülmüştür.

$$\ln TB_{j,t} = a + b \ln GDP_{j,t} + c \ln GDPIN_{j,t} + d \ln RER_{j,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem (1)'e göre Türkiye ile dış ticaret partneri olan j ülkesi arasındaki ilişkinin ölçülmesinde kullanılan değişkenler; $TB_{j,t}$ değişkeni Türkiye ile j ülkesi arasındaki ihracat ve ithalat verilerine göre oluşturulan (ihracat / ithalat) zaman serisini tanımlamaktadır. $GDP_{j,t}$ değişkeni ise ele alınan dönemde Türkiye'nin dış ticaret partneri olan j ülkesinin gayri safi yurtiçi hasıla değerleri oluşmaktadır. $GDPIN_{j,t}$ 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 serisini tanımlamaktadır. Denklem (1)'de tahminlenen modelde ele alınan değişkenlerin logaritmik değerine çevrilerek kullanılmıştır.

Denklem (1)'e göre ele alınan değişkenlerin beklenen işaretleri bulunmaktadır. Literatüre göre b katsayısının pozitif olması beklenmektedir. Bu saplamanın ardında ticaret partneri olan j ülkesinin gayri safi yurtiçi hasılasının

^p "ertelenmiş etkili J eğrisi" : "delayed J curve"

artması sonucu Türkiye'den daha fazla ithalat yapması yatmaktadır. Değişkenlerden c 'nin ise negatif işaretli olması beklenmektedir. Buna göre Türkiye'deki gayri safi yurtiçi hasıla artışı yurtdışından yapılan ithalatın artmasına neden olması beklenir. Buna göre dış ticaret dengesi negatif yönde değişecektir. Denklemdeki d değişkenine göre ise reel döviz kurundaki değişimin dış ticaret dengesini pozitif yönde etkilemesi beklenir (Bahmani-Oskee; 1991).

Ele alınan analizde J eğrisinin görülebilmesi için denklem (1)'den oluşacak kısa dönemli modelin bulunması ve bu modeller arasındaki hata düzeltme mekanizmasının çalışması incelenmesi gerekmektedir. Peseran ve diğerleri tarafından (1996) yılında hazırlanan çalışmada bahsedilen "Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model" (ARDL) 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; Wald (F) istatistiğine dayanan yaklaşımını ileri sürmüşlerdir. Değişkenlerin arasında eşbütünleşmenin olmadığı boş hipotezi ve alternatif hipotez arasında sınama yapılmaktadır. Peseran ve diğerlerinin hazırladıkları tablo değerlerine göre F üst [I(1)] ve alt [I(0)] kritik tablosu çıkarılmıştır. Denklem (2)'de tahminlenen denklemin hesap F değeri bu iki kritik değerden büyükse değişkenler arasında eşbütünleşme vardır. Eğer hesaplanan F değeri, üst ve alt kritik tablo F değeri arasında ise eşbütünleşme belirsizdir. Eğer hesaplanan F değeri, alt F kritik tablo değerinden küçükse değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı kabul edilmektedir.

Amprik Sonuçlar

Çalışmada kullanılan veri aralığı 1990Q1-2002Q4 yılları arasını kapsamaktadır. Çalışmadaki veriler IMF-2002, TCMB EVS ve Eurostat veri tabanlarından derlenmiştir. Çalışmada yapılan ekonometrik analizde Eviews-5,1 sürümü kullanılmıştır.

Çalışmada kullanılan değişkenler şu şekilde tanımlanmaktadır; $\text{TB}_{j,t}$: İhracat/İthalat oranı (Dış ticaret partneri ülke ile Türkiye arasında gerçekleşen ithalat ve ihracat miktarı), $\text{GDP}_{j,t}$: j ülkesinin gayrisafi yurtiçi hasılası, GDPTURKEY,t : Türkiye'nin gayrisafi yurtiçi hasılası, $\text{RER}_{j,t}$: TEFE bazlı reel efektif döviz kurudur^φ.

Tablo.1'de değişkenlerin ADF, PP ve KPSS birim kök testlerine göre bulunan değeri verilmiştir. ADF birim kök testinde parantez içindeki sayılar değişkenler için hesaplanmış optimum gecikme değerlerini göstermektedir. Optimum gecikme değerleri AIC (Akaike Bilgi Kriteri) değeri dikkate alınarak hesaplanmıştır.

Bütün birim kök testlerinde tüm değişkenler için hem sabitli hem de trendli model kullanılmıştır. Elde edilen birim kök sonuçlarına göre tahminlenecek modellerdeki değişkenlerin farklı birim kök düzeylerine sahip olduğu görülmektedir (Tablo-2).

^φ Kullanılan döviz kuru seri (YTL/USD) şeklinde hazırlanmıştır. Ancak döviz kurundaki değer kaybının etkisini analizde göre bilmek amacıyla (USD/YTL) şeklinde değiştirilmiştir.

Türkiye ve Türkiye'nin Dış Ticaret Partnerleri Arasındaki İki Yanlı J Eğrisi: 1990–2002 Dönemi İncelemesi

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 _{USA}	-2.9229 (4)	-5.4977* (4)	-2.7930	-5.6171*	0.1948	0.1632**
LnY _{İNGİLTERE}	-3.6815 ** (2)		-3.5596**		0.1974**	0.3175
LnY _{FRANSA}	-1.7584 (2)	-3.2929 *** (2)	-3.8532**		0.2274	0.1262**
LnY _{HOLLANDA}	-1.0224 (4)	-5.8799 * (4)	-1.1110	-6.0288*	0.2397	0.0905*
LnY _{ALMANYA}	-3.3356 (3)	-6.6640*(3)	-7.1669*		0.1923	0.1326**
LnY _{TÜRKİYE}	-1.9897 (4)	-3.7155 ** (4)	-1.9025	-14.6669*	0.1137**	0.3653
LnY _{İTALYA}	3,2068 (3) ***	-6,2129(3)*	-2,3818	-6,2838	0,0696	0,0495
LnY _{PORTEKİZ}	-2,2307(7)	-10,7113(7)*	-2,5205	-10,5844*	0,1923*	
LnY _{BELÇİKA}	-2,8861(4)	-34,3628(4)*	-9,9598*		0,1363**	
LnY _{ÇİN}	-1,7626(9)	-6,9781(9)*	-1,7767	-6,9844*	0,2029*	
LnY _{KANADA}	-2,1454(3)	-4,1246(3)**	-1,7647	-3,6709**	0,2200	0,0518***
LnY _{İSVEÇ}	—	—	-9,8122*		0,1537**	
LnY _{İSPANYA}	4,3983(5)**					
LnY _{FINLANDIYA}	-1,0443(5)	-5,0636(5)**	0,9091	-12,6675*	0,2303	0,0622***
LnTB _{USA}	—	—	-2,5414	-17,5215*	0,2133	0,1140**
LnTB _{İNGİLTERE}	3,6020(4)**					
LnTB _{FRANSA}	-4,8021 * (3)		-4,7642*		0,2022*	0,2672
LnTB _{HOLLANDA}	-3,6815 ** (2)		-3,5596 **		0,1974*	0,3175
LnTB _{ALMANYA}	-2,6523 (2)	-7,0793*(2)	-2,7514	-8,0091*	0,1724	0,1081***
LnTB _{İTALYA}	-3,1294 (3)	-7,2766* (3)	-5,0832*		0,1599	0,1328**
LnTB _{PORTEKİZ}	-3,6017** (2)		-3,6664**		0,0936***	
LnTB _{BELÇİKA}	-2,8864(3)	-6,4190(3)*	-2,7611	-8,9176	0,1834	0,1799*
LnTB _{ÇİN}	-2,8861 (2)	-11,4738* (2)	—		0,2244	0,1987*
LnTB _{KANADA}	—	—	4,2815**			
LnTB _{İSVEÇ}	-4,0420 (4)**		—		0,0759 ***	
LnTB _{İSPANYA}	-2,3100 (3)	-7,6650(3)**	-1,9180	-4,9810*	0,0949***	
LnTB _{FINLANDIYA}	-6,2862 (1)*		-6,2554*		0,1104*	
	-1,3703(3)	-10,3606(3)*	-2,1061	-14,3296*	0,1806**	
	-2,8413(7)	-8,4427(7)*	-2,9243	-8,4003*	0,1534**	
	-4,3673 (3)**		-4,4344**		01485*	

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 Quinn 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 hemde trendli model analiz edilmiştir.

Tablo.2 Değişkenlerin Birim Kök Düzeyleri

Değişkenler	ADF	PP	KPSS
Ln _{RER}	I(1)	I(1)	I(0)
LnY _{USA}	I(1)	I(1)	I(1)
LnY _{İNGİLTERE}	I(0)	I(0)	I(0)
LnY _{FRANSA}	I(1)	I(0)	I(1)
LnY _{HOLLANDA}	I(1)	I(1)	I(1)
LnY _{ALMANYA}	I(1)	I(0)	I(1)
LnY _{TÜRKİYE}	I(1)	I(1)	I(0)
LnY _{İTALYA}	I(0)	I(1)	I(0)
LnY _{PORTEKİZ}	I(1)	I(1)	
LnY _{BELÇİKA}	I(1)	I(0)	I(0)
LnY _{ÇİN}	I(1)	I(1)	I(0)
LnY _{KANADA}	I(1)	I(1)	I(1)
LnY _{İSVEÇ}	I(0)	I(0)	I(0)
LnY _{İSPANYA}	I(1)	I(1)	I(1)
LnY _{FINLANDİYA}	I(0)	I(1)	I(1)
LnTB _{USA}	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB _{İNGİLTERE}	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB _{FRANSA}	I(1)	I(1)	I(1)
LnTB _{HOLLANDA}	I(1)	I(0)	I(1)
LnTB _{ALMANYA}	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB _{İTALYA}	I(1)	I(1)	I(0)
LnTB _{PORTEKİZ}	I(1)	I(0)	I(1)
LnTB _{BELÇİKA}	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB _{ÇİN}	I(1)	I(1)	I(0)
LnTB _{KANADA}	I(0)	I(0)	I(0)
LnTB _{İSVEÇ}	I(1)	I(1)	I(0)
LnTB _{İSPANYA}	I(1)	I(1)	I(0)
LnTB _{FINLANDİYA}	I(0)	I(0)	I(0)

ARDL modeline göre; Türkiye ile dış ticaret partnerleri ülkeler arasındaki eşbütünleşmenin bulunması için denklem (2)'nin tahminlenmesi gerekmektedir. Tablo.3'de optimum gecikme değerlerine göre tahminlenen denklem (2) modellerinin elde edilen F testi değerleri gösterilmektedir.

Tablo.3 Bounds Testi Sonucu Bulunan F-İstatistik Değerleri

Ticaret Partnerleri / Gecikme Sayısı	I(0)	I(1)	Fhesap	Değişkenler Arasında Eşbütünleşme Durumu
Fransa	2,86	4,01	7,22	Var
Amerika Birleşik Devletleri	2,86	4,01	9,28	Var
Hollanda	2,86	4,01	6,36	Var
İngiltere	2,86	4,01	2,40	Yok
Almanya	2,86	4,01	8,83	Var
İtalya	2,86	4,01	9,39	Var
Finlandiya	2,86	4,01	4,61	Var
İspanya	2,86	4,01	6,60	Var
Belçika	2,86	4,01	2,64	Yok
Portekiz	2,86	4,01	7,46	Var
Çin	2,86	4,01	36,35	Var
Kanada	2,86	4,01	3,80	Belirsiz
İsveç	2,86	4,01	7,57	Var

Not: Peseran, Shin veSmith (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.

Türkiye ve Türkiye'nin Dış Ticaret Partnerleri Arasındaki İki Yanlı J Eğrisi: 1990–2002 Dönemi İncelemesi

Peseran ve diğerlerinin (1996) yılındaki çalışmasında tahminlenen modeldeki değişkenlerin arasındaki eşbütünleşmenin olduğunu kabul etmek için hesaplanan F-değerlerinin, F-tablo değerinden (I[1] için 4.01) büyük olması gerektiğini belirtmektedir.

Buna göre tablo.3'te incelenen ülkelerden İngiltere için hesaplanan F değerinin, F-tablo değerinden küçük bulunmuştur. Buna göre İngiltere ve Belçika için tahminlenen modelde hesaplanan F değerleri (sırasıyla; 2,40; 2,64), I[0] F tablo değerinde küçük olduğundan bahsedilen model için eşbütünleşimin olmadığı söylenebilir. Diğer taraftan Kanada için tahminden elde edilen F hesap değeri (3,80), I[0] ve I [1] için belirlenen kritik değerler arasında olduğu için eşbütünleşmenin varlığı belirsizlik taşımaktadır (Peseran vd; 2001).

Diğer ülkelerde hesaplanan F değerleri, belirlenen F-tablo değerinden büyük bulunmuştur. Fransa, Amerika Birleşik Devletleri, Hollanda, Almanya, İtalya, Finlandiya, İspanya, Portekiz, Çin ve İsveç ile Türkiye arasında tahminlenen modellerde eşbütünleşme bulunmaktadır.

Tablo.4 ARDL Yönteminde Kullanılan Optimum Gecikme Sayıları

	TB _{j,t}	GDP _{j,t}	GDP _{TURKEY,t}	RER _{j,t}
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 hesaplanacaktır. 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 işlerliğinin olabilmesi için hata düzeltme katsayısının negatif işaretli ve anlamlı bir t istatistik değerlerine sahip olması gerekmektedir (Bahmani-Oskooee, M. ve Swarnjit, A.; 2003). Ele alınan ülkeler içerisinde sadece Finlandiya için hesaplanan hata düzeltme mekanizmasının anlamlı olmadığı görülmektedir. Analiz edilen diğer ülkeler için hesaplanan hata düzeltme mekanizmaları %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde anlamlı görülmektedir. Kısa dönemleri modelleri tahminlenen ülkelerde ele alınan değişkenler arasında anlamlı bir tutarlılık düzeyi görülmemiştir. Tablo.6'da ülkelerin uzun dönem modellerinin sonuçları gösterilmektedir.

Tablo.6 Dış Ticaret Partnerleri İçin Hesaplanan Uzun Dönem Denklemleri

Ülke	c	LnGDP _{TURKEY,t}	LnGDP _{j,t}	LnRER _{j,t}
Fransa	0.706490 (2.807798)*	-0.000011 (-3.486460)*	0.000266 (3.763146)*	0,004848 (-2,6584)*
Amerika Birleşik Devletleri	-0.344793 (-1.136834)	-0.0000810 (-1.898355)*	0.000152 (9.468902)*	0,001104 (-0,4785)
Hollanda	1.139309 (3.784665)*	-0.000059 (-1.384042)	0.000474 (0.746506)	0,006000 (-2,2324)*
Almanya	0.822989 (3.034789)*	-0.000011 (-3.002229)*	0.000419 (1.677130)**	0,006163 (-2,2854)*
İtalya	0,281611 (1,3346)	-8,140006 (-2,8829)*	0,000200 (1,1435)	0,00220 (-0,1388)
Finlandiya	0,196383 (1,0488)	-2,079071 (-0,1037)	0,000492 (0,9696)	0,001680 (-1,0487)
İsveç	-0,029337 (-0,1500)	-3,410006 (-1,1382)	0,000129 (0,5255)	0,000202 (-0,1254)
Portekiz	2,055511 (0,2443)	-7,850005 (-3,4584)**	0,291203 (2,2386)**	0,011042 (-0,7956)
Çin	0,000110 (0,1910)	-1,960005 (-1,6163)	0,848038 (0,8388)	-0,000246 (0,0302)
İspanya	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, Almanya ve İspanya için reel döviz kuru değişkeni ile işaret istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca bu ülkelerin tahminlenen modelinde yer alan LnGDP_{TURKEY,t} ve LnGDP_{j,t} değişkenlerinin sahip olduğu işaretler, literatürdeki konu ile ilgili yapılan diğer çalışmalarda beklenen işaretlere paralellik göstermektedir.

Yapılan uzun dönemli analiz sonucunda; Türk lirasının incelenen dönem içinde yaşadığı devalüe hareketi, Fransa, Hollanda, Almanya ve İspanya ile olan dış ticaret dengesini pozitif olarak etkilemiştir.

Türkiye ve Türkiye'nin Dış Ticaret Partnerleri Arasındaki İki Yanlı J Eğrisi: 1990–2002 Dönemi İncelemesi

Sonuç

Çalışmada Türk lirasının devalüe edilmesinin ticaret partneri ülkeler arasındaki kısa ve uzun dönemde yaptığı etki araştırılmıştır. Yapılan analizlerde Peseran ve diğerlerinin (1995) ve (1996) yılındaki makalelerinde bahsedilen, ARDL yöntemi, eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır.

Elde edilen sonuçlara göre; 1990Q1-2002Q4 dönemi için Türkiye ve on üç dış ticaret partneri ülke arasında yapılan analizde, belirtilen dönem içinde J eğrisinin varlığına ilişkin bir sonuca ulaşılamamıştır. Ancak uzun dönemde; Türk lirasının incelenen dönem içinde yaşadığı devalüe hareketi, Fransa, Hollanda, Almanya ve İspanya ile olan dış ticaret dengesini pozitif olarak etkilemiştir.

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. (1989a) Devaluation and the J-curve: some evidence from LDC's: errata, *The Review of Economics and Statistics*, **71**, 553–4.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Alse, J. (1994) Short-run versus long-run effects of devaluation: error correction modeling and cointegration, *Eastern Economic Journal*, **20**(4), 453–64
- Bahmani-Oskooee, M. ve Brooks, T. J. (1999) bileteral J-curve between US and her trading partners, *Weltwirtschaftliches Archiv*, **135**, 156–65
- Bahmani-Oskooee, M. ve Goswani, 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 Ratha, A. (2004) The J-curve: a literature review, *Applied Economics*, **36**, 1377–1398.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Swarnjit, A. (2003) Bilateral J-Curve between India and her trading partners, *Applied Economics*, **35**, 1037–1041.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Tatchawan, K. (2001) Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners, *Journal of Economic Development*, **26**, 107–17.
- 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.
- Elif Akbostancı (2002), Dynamics of The Trade Balance: The Turkish J-Curve, *ERC Working Papers in Economics*, November, 1–20.
- Gupta-Kapoor, A. ve Ramakrishnan, U. (1999) Is There a J-curve? A new estimation for Japan, *International Economic Journal*, **13**, 71–9.
- Magee, S. P. (1973) Currency contracts, pass through and devaluation, *Brooking Papers on economic Activitiy*, **1**, 303–25.
- Mahdavi, S. ve Sohrabian, A. (1993) The Exchange value of the dolar and the US trade balanace: an empirical investigation based on cointegration and Granger causality tests, *Quarterly Review of Economics and Finance*, **33**(4), 343–58.
- Noland, M. (1989) Japanese trade elasticities and J-curve, *Review of Economics and Statistics*, **71**, 175–9.
- 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. And Smith, R. J. (2001) Bounds testing approaches to analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, **16**, 289–326.
- Rosensweig, J. A. ve Koch, P. D. (1988) The US dolar and the 'Delayed J-curve' *Economic Review*, **7/8**, Federal Reserve of Atlanta.
- 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.
- 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.