



Türkiye'nin Dış Ticaret Dengesinde J-Eğrisi Etkisi

Hüseyin KARMELIKLI
Yrd. Doç. Dr., Karabük Üniversitesi, İİBF
huseyinkarmelikli@karabuk.edu.tr

Öz

J-Eğrisi teorisine göre döviz kurlarında meydana gelen bir artış, kısa dönemde dış ticaret açığını arttırmakta sonrasında ise azaltmaktadır. Bu konu ile ilgili birçok çalışma yapılmış olmasına rağmen makroekonomik değişkenler arasındaki asimetric ilişkiler çoğunlukla göz ardı edilmiştir. Bu çalışmada Türkiye'nin dış ticaret dengesi simetrik ve asimetric modeller ile analiz edilmiştir. Bu amaçla aylık ve üçer aylık verilerin kullanıldığı iki model oluşturulmuştur. Üçer aylık verilere dayalı analiz sonucuna göre değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi ve J-eğrisi varlığına rastlanmamıştır. Ancak aylık veriler ile oluşturulan model sonuçlarına göre, kısa dönemde simetrik, uzun vadede ise asimetric bir ilişki ve eşbütünlük mevcuttur. Hem üç aylık verilerle hem de aylık verilerle yapılan tahminlerde ise J-Eğrisi etkisi gözlemlenmemiştir. Sonuç olarak sadece kısa dönemde geçerli olması beklenen J-eğrisi için aylık verilerin kullanılması daha sağlıklı sonuçlar ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret Dengesi, ARDL, NARDL, J-Eğrisi Etkisi

J-Curve Effect on Turkey's Foreign Trade Balance

Abstract

According to J-Curve Theory, an increase in exchange rates causes a decrease in trade balance in the short run and then causes to increase in it. Although there are a lot of studies in this subject, the asymmetrical relationships among macroeconomic variables have been mostly ignored. In this study, Turkey's foreign trade balance was analyzed by the symmetric and asymmetric models. For this propose two models were constructed by using monthly and quarterly data. According to the results of the analyses based on quarterly data, there is neither cointegration among variables nor J-Curve phenomenon. But according to the results of the model which is based on monthly data, there is symmetric relationship in the short run and asymmetric relationship and cointegration in the long run. By the estimation of using both monthly and quarterly data there is no J-Curve effect. As a result, using monthly data in the estimation of short-run phenomenon of J-Curve which is expected to exist only at short run gives more healthy results.

Keywords: Foreign Trade Balance, ARDL, NARDL, J-Curve Effect

Giriş

Sabit veya dalgalı kur rejimlerinin uygulandığı ekonomilerde yabancı paranın değerlenmesinin, ekonomik değişkenlere olan etkileri ilgi konusudur. Döviz kurundaki değişmelerin, makroekonomik değişkenlerden en fazla dış ticaret dengesini etkilemesi beklenmektedir. Özellikle Türkiye'nin dış açık sorunuyla karşı karşıya olduğunu göz önünde bulundurur isek söz konusu açığın azaltılması, iktisat politikası yapıcıları için çok önemli bir konudur. Döviz kurunda meydana gelen bir artış ithal malların yerli para cinsinden daha pahalı hale gelmesine ve ihrac malların yabancı para cinsinden ucuzlamasına yol açmaktadır. Marshall-Lerner koşuluna göre ihracat ve ithalat talebinin esneklikleri, kurdaki değişmelerin ticaret açığına olan etki düzeyini belirlemektedir. İhracat ve ithalatın kura olan esnekliklerinin mutlak değer içindeki toplamı birden fazla ise, kurdaki bir artış dış ticaret dengesi üzerinde olumlu etki yapacağı beklenmektedir. Ancak kısa dönemde beklenen etki görülmeyebilir. Kur artışı olduğunda ithalatçılar ve ihracatçılar kurun daha fazla artacağını beklediklerinde kısa dönemde ithalat artarken ihracat düşer ve bu durum da uzun dönemde beklenen etkinin, tersine yol açmaktadır.

İthalat yabancı para, ihracat ise, yerel para biriminden yapıldığında döviz kurundaki bir artış, kısa dönemde dış ticaret açığının artmasına neden olur. Kısa dönemde ihracatçılar/ithalatçılar yurtdışındaki anlaşmalarından dolayı alı/satış miktarlarında bir değişiklik yapamazlar ve döviz kuru artışı sonucunda ithal/ihrac malları yerel para cinsinden artış/azalış gösterir. Kısa dönemde yerel para cinsinden ithal malların fiyatı artıp ihrac malların fiyatı düştüğünden, ticaret açığının artışı kaçınılmaz gözükmektedir. Ancak bu durum sadece parasal boyutta olup, ihrac ve ithalatta aynı para birimi kullanıldığında geçerli olmamaktadır.

J-eğrisi etkisi geçerli ise, kısa dönemde döviz kurundaki artışlar açıkların artmasına yol açar. Ayrıca ihracatın, ithal mallara bağımlılığı yüksek derecede ise, veya döviz kurundaki artış iç piyasa fiyatlarının artışına yol açarsa, uzun dönemde de yabancı paranın değerlenmesi dış açıklara olumlu etki yapamaz. Bu nedenle döviz kurunun, ticaret açığına olan etkisinin anlanması amacıyla J etkisinin incelenmesi gerekmektedir.

J-eğrisi ilk defa Magee (1973) tarafından sunuldu. O tarihten itibaren döviz kurunun ticaret dengesine olan etkisi üzerine birçok araştırma yapılmasına rağmen konuyla ilgili tam bir fikir birliğine varılamamıştır. Rose ve Yellen (1989), Rose (1990), Wilson ve Tat (2001), Akbostanci (2004), Narayan ve Narayan (2004), Yamak ve Korkmaz (2005), Karagöz ve Doğan (2005) , Peker (2008), Halicioglu (2008), Yazici ve Ahmad Klasra (2010) J-eğrisini destekleyecek bir kanıt bulamamıştır. Demirden ve Pastine (1995), Kale (2001), Vergil ve Erdoğan (2009), Jamilov (2013), Durmaz (2015) ve Batool vd. (2015) ise, J-eğrisinin geçerli olduğunu iddia etmişlerdir. Lal ve Lowinger



(2002) ile Karmelikli (2016) ise, J-eğrisinin bazı ülkeler için geçerli olmasına rağmen diğer ülkeler için geçerli olmadığını göstermişlerdir.

Konuyla ilgili çalışmaların çoğu modeli doğrusal olarak tahmin etmişlerdir. Ancak makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin her zaman simetrik olamayabileceği fikri, asimetrik ve doğrusal olmayan ilişkinin varlığı Keynes (1936), Kahneman ve Tversky (1979), Shiller (1993), Shiller (1993), (2005) ve Shin vd. (2014) tarafından ileri sürülmüştür. Bu nedenle bu çalışmada J-eğrisi doğrusal olmayan bir biçimde ele alınmaktadır. Böylece ticaret açığının kurdaki artış ve azalışa verdiği farklı tepkiler gözlemlenmiştir. Chen ve Devereux (1994) ihracat ve ithalat fiyatlarının geçici şoklarında önemli bir asimetri bulmuştur. Onlara göre asimetri konusu teorik ve uygulamalı çerçevede ihmal edilmiştir. Makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri inceleyen Holmes ve Panagiotidis (2009), Mahdavi (2000) ve Duasa (2009) ise, cari açık ile ihracat ve ithalat arasındaki asimetrik ilişkiyi incelemişlerdir.

Bu çalışmada aynı model için iki farklı veri kullanılarak verilerin özelliklerinin etkileri sınanmaktadır. Bu doğrultuda tüm değişkenler için üç aylık ve aylık veriler temin edilerek aynı model her iki tür veri için tahmin edilecektir. J-eğrisinin kısa dönem için geçerli olduğu düşünüldüğünde, aylık verilerle yapılan tahmin sonuçları ile üç aylık verilerle yapılan tahmin sonuçlarının farklı çıkması beklenmektedir.

Veri Seti ve Yöntem

Geleneksel olarak dış ticaret dengesi (TB) toplam ihracat değeri (X) eksi toplam ithalat değeri (M) olarak hesaplanır. Ancak bu çalışmada ticaret dengesi ihracatın ithalata oranı (X/M) olarak ele alınacaktır. Geleneksel yöntemle hesaplanan ticaret dengesi bazen eksi olabilir ve bu durumda söz konusu değişkenin logaritmik formda kullanılması olanaksız olur. Boyd vd. (2001) logaritmik modelin Marshall-Lerner koşulunu göstermekte daha başarılı olduğunu iddia etmişlerdir. Ayrıca geleneksel yöntemde dış açığın yerli para cinsinden yazılması, döviz kurunun özelliklerini de içinde barındırır ve bu durum çoklu bağıntı sorununa yol açabilmektedir. Böylece ticaret açığını oransal olarak yazdığımızda ölçü birimlerinden arındırılmış oluruz.

Bu çalışmada Türkiye'nin, diğer ülkelerle olan ticareti incelemeye alınmıştır ve bu amaçla Onafowora'nın (2003) çalışmasını takiben reel döviz kuru, yurt içi hâsıla, diğer ülkelerin geliri ve ticaret dengesini indirgenmiş modeli kullanılmaktadır. Aylık verilerin kullanılması konusunda Türkiye'nin reel gayri safi yurtiçi hâsıla verisi bulunamadığından, bu veriyi temsilen (proxy variable) sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. Türkiye'nin reel gayri safi yurtiçi hâsıla verileri üç aylık dönemler için mevcut olduğundan modelde kullanılabilir. Ancak diğer ülkelerin gelir seviyesini gösterecek güvenilir bir veri bulunamamış ve tüm Dünya için oluşturulan bir verinin



Türkiye istatistiklerini de içermeye riski göz önüne alınmıştır. Çoklu bağıntı sorunundan uzak durma amacıyla Bahmani-Oskooee ve Zhang (2014) takiben diğer ülkeleri temsil edecek değişken olarak gelişmiş ülkelerin sanayi üretim endeksi, modelde kullanılmıştır. Kullandığımız uzun dönem modeli (1) numaralı denklemde verilmiştir.

$$\ln\left(\frac{X}{M}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(REER)_t + \alpha_2 \ln(Y)_t + \alpha_3 \ln(YW)_t + \epsilon_t \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde sunulan modelde, ülkenin dış ticaret dengesinin uzun dönemde reel efektif kur, ülkenin toplam geliri ve diğer ülkelerin gelir düzeyine bağlı olduğu varsayılmaktadır. Modelde kullanılan tüm değişkenlerin kısaltmaları, aylık ve üç aylık dönemler olarak hangi veri bankalarından temin edildikleri Tablo 1'de açıklanmıştır.

Tablo 1: Çalışmada kullanılan değişkenler, sembolleri

Değişkenler	Değişkenlerin Kısaltması	Veri Kaynakları
Türkiye'nin dünyaya ihracatı (ABD Doları)	X	Direction of Trade Statistics (IMF)
Türkiye'nin dünyadan ithalatı (ABD Doları)	M	Direction of Trade Statistics (IMF)
Gelişmiş ülkelerin sanayi üretim endeksi (Endeks)	YW	International Financial Statistics (IMF)
Reel efektif döviz kuru (Endeks)	REER	EVDS (TCMB)
Reel GSYİH- Harcamalar Yöntemiyle (Bin TL) (Üç aylık analizde)	Y	EVDS (TCMB)
Türkiye'nin sanayi üretim endeksi (Endeks) (Aylık analizde)	Y	International Financial Statistics (IMF)

Üç aylık veriler 2003 yılının birinci çeyreğinden 2015 yılının ikinci çeyreğini kapsarken aylık verilerimiz 2003 yılı Ocak ayı ile 2015 Ekim ayı aralığını kapsamaktadır. Aylık analizde milli hâsıla verileri elde edilemediğinden, milli hasılayı yansıtan sanayi üretim endeksi kullanılmaktadır. Modelimizin formatı gereği tüm değişkenlerin logaritmik formu modelde kullanılmıştır. Reel efektif kur, merkez bankası tarafından $REER = \prod_{t=1}^N \left[\frac{P_{TUR}}{P_i * e_{i,TUR}} \right]^{w_i}$ formülü yardımıyla hesaplanmaktadır. Denklemdeki i ülkesinin ağırlığı w_i , TL cinsinden para değeri e_i , genel fiyat endeksini P_i ile



gösterilirken Türkiye'nin fiyat düzeyi ise, PTUR ile gösterilmektedir. Böylece reel efektif kurun artışı, TL'nin reel olarak değer kazandığını göstermektedir.

Modelde bulunan değişkenler arasındaki asimetrik ilişkinin göz ardı edilmemesi amacıyla NARDL (nonlinear autoregressive distributed lag) yöntemi uygulanmıştır. NARDL modeli, Shin vd. (2014) tarafından Pesaran vd. (2001) ARDL modeli kullanılarak geliştirilmiştir. Bu modelde asimetrik özelliği taşıyan değişken, artış ve azalış olarak iki ayrı değişkene ayrılır ve tahmin edilmesi gereken model yeniden düzenlenir. Hata düzeltme modelinde bağımlı değişkenin kısa dönemde diğer değişkenlerin yanı sıra uzun dönem dengeden sapmaların da bir fonksiyonu kabul edilmektedir. Aşağıdaki denklem hata düzeltme modelimizi (Error Correction Model) göstermektedir:

$$\Delta \ln \left(\frac{X}{M} \right)_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta \ln \left(\frac{X}{M} \right)_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta \ln (REER)_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta \ln (Y)_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta \ln (YW)_{t-j} + \theta \epsilon_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Burada Δ değişkenlerin birinci farkını ve ϵ hata düzeltme terimini göstermektedir. Hata düzeltme terimi (1) numaralı denklemde gösterilen uzun dönemli eşbütünleşme modelinin artıklarıdır. Böylece uzun dönem ilişki tahmin sonucunda elde edilen artıkların gecikmeli değerleri, kısa dönem modele eklenerek hata düzeltme modeli oluşturulmaktadır. (1) ve (2) numaralı denklem birleştirildiğinde aşağıdaki denklem elde edilmektedir:

$$\Delta \ln \left(\frac{X}{M} \right)_t = \psi + \eta_0 \ln \left(\frac{X}{M} \right)_{t-1} + \eta_1 \ln (REER)_{t-1} + \eta_2 \ln (Y)_{t-1} + \eta_3 \ln (YW)_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta \ln \left(\frac{X}{M} \right)_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta \ln (REER)_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta \ln (Y)_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta \ln (YW)_{t-j} + e_t \quad (3)$$

(3) numaralı denklem için $\psi = \beta_0 - \theta \alpha_0$, $\eta_0 = \theta$, $\eta_1 = -\theta \alpha_1$, $\eta_2 = -\theta \alpha_2$, $\eta_3 = -\theta \alpha_3$ koşulları geçerlidir. Dış ticaret dengesi, reel efektif döviz kuru, yurt içi reel hâsıla ve gelişmiş ülkelerin gelirinin uzun dönem katsayıları ise, sırasıyla $\theta = \eta_0$, $-\alpha_1 = \frac{\eta_1}{\theta}$, $-\alpha_2 = \frac{\eta_2}{\theta}$, $-\alpha_3 = \frac{\eta_3}{\theta}$ ve kısa dönem katsayıları ise, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ olarak verilmiştir.

Bu çalışmada Schorderet (2002, 2003) tarafından oluşturulan ve Shin ve diğerlerinin (2014) katkılarıyla sunulan NARDL modeli yardımıyla reel efektif döviz kurundaki değişimlerin dış ticaret üzerindeki asimetrik etkisi incelenmektedir. Bu yöntemde $\ln(REER)$ değişkeni pozitif ve negatif şoklar olmak üzere iki değişkene ayrılmalıdır. Böylece $\ln(REER)^+$ ve $\ln(REER)^-$ değişkenleri pozitif ve negatif şokların kısmı toplamından oluşur ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:



$$\begin{aligned} \ln(REER)_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta \ln(REER)_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln(REER)_i, 0) \\ \ln(REER)_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta \ln(REER)_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln(REER)_i, 0) \end{aligned} \quad (4)$$

Böylece uzun dönem ilişkiyi gösteren (1) numaralı denklem aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$\ln\left(\frac{X}{M}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1^+ \ln(REER)_t^+ + \alpha_1^- \ln(REER)_t^- + \alpha_2 \ln(Y)_t + \alpha_3 \ln(YW)_t + \epsilon_t \quad (5)$$

Kısa dönem ve uzun dönem asimetrik ilişkiyi gözlemleme amacıyla (3) numaralı denklem aşağıda şekle dönüşür:

$$\begin{aligned} \Delta \ln\left(\frac{X}{M}\right)_t &= \psi + \eta_0 \ln\left(\frac{X}{M}\right)_{t-1} + \eta_1^+ \ln(REER)_{t-1}^+ + \eta_1^- \ln(REER)_{t-1}^- \\ &+ \eta_2 \ln(Y)_{t-1} + \eta_3 \ln(YW)_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta \ln\left(\frac{X}{M}\right)_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta \ln(Y)_{t-j} \\ &+ \sum_{j=0}^q (\beta_{2j}^+ \Delta \ln(REER)_{t-i}^+ + \beta_{2j}^- \Delta \ln(REER)_{t-i}^-) + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta \ln(YW)_{t-j} + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

Burada $\eta_1^+ = -\theta \alpha_1^+$, $\eta_1^- = -\theta \alpha_1^-$ geçerlidir ve ticaret dengesi, reel efektif döviz kurunun pozitif ve negatif şoklarının uzun dönem katsayıları sırasıyla $\alpha_1^+ = -\frac{\eta_1^+}{\theta}$, $\alpha_1^- = -\frac{\eta_1^-}{\theta}$ ve kısa dönem katsayıları β_2^+ ve β_2^- olarak elde edilmektedir. (6) numaralı denklem ile asimetrik ilişkinin sadece uzun dönemde veya sadece kısa dönemde geçerli olduğunu iddia edebiliriz. Shin vd. (2014) takiben tamamen asimetrik ilişki gösteren (6) numaralı denklem, (7) ve (8) numaralı denkleme ayrıştırmıştır.

Asimetri sadece kısa dönemde geçerli ise, aşağıdaki (7) numaralı denklem yazılabilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln\left(\frac{X}{M}\right)_t &= \psi + \eta_0 \ln\left(\frac{X}{M}\right)_{t-1} + \eta_1 \ln(REER)_{t-1} + \eta_2 \ln(Y)_{t-1} + \eta_3 \ln(YW)_{t-1} \\ &+ \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta \ln\left(\frac{X}{M}\right)_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\beta_{2j}^+ \Delta \ln(REER)_{t-i}^+ + \beta_{2j}^- \Delta \ln(REER)_{t-i}^-) \\ &+ \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta \ln(Y)_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta \ln(YW)_{t-j} + e_t \end{aligned} \quad (7)$$

Asimetri sadece uzun dönemde geçerli ise, aşağıdaki (8) numaralı denklem yazılabilmektedir:



$$\begin{aligned} \Delta \ln \left(\frac{X}{M} \right)_t &= \psi + \eta_0 \ln \left(\frac{X}{M} \right)_{t-1} + \eta_1^+ \ln (REER)_{t-1}^+ + \eta_1^- \ln (REER)_{t-1}^- \\ &+ \eta_2 \ln (Y)_{t-1} + \eta_3 \ln (YW)_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta \ln \left(\frac{X}{M} \right)_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta \ln (REER)_{t-j} \\ &+ \sum_{j=0}^m \beta_{3j} \Delta \ln (Y)_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_{4j} \Delta \ln (YW)_{t-j} + e_t \end{aligned} \quad (8)$$

Uzun dönemde eşbütünleşmenin varlığı Banerjee vd. (1998) tarafından sunulan t-istatistiği veya Pesaran vd. (2001) tarafından ileri sürülen F-istatistiği ile test edilebilir. Doğrusal ARDL modelinde olduğu gibi doğrusal olmayan NARDL modelinde de uzun dönem eşbütünleşme sınaması için sınır testi kullanılmaktadır. Burada boş hipotez $H_0: \eta_0 = \eta_1^+ = \eta_1^- = \eta_2 = \eta_3 = 0$ olarak tanımlanmıştır. Hesaplanan Wald F değeri Pesaran vd. (2001) tarafından belirlenen sınırdan fazlaysa uzun dönemde eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmektedir. Ayrıca uzun dönemde simetri hipotezi $H_0: -\frac{\eta_1^+}{\theta} = -\frac{\eta_1^-}{\theta} = \alpha_1$ ve kısa dönem simetri hipotezi $H_0: \sum_{j=0}^q \beta_{2j}^+ - \sum_{j=0}^q \beta_{2j}^- = 0$ olarak tanımlanmıştır. Söz konusu boş hipotezler ilgili Wald F değeri kullanılarak test edilir ve boş hipotezler kabul edildiklerinde, asimetrik ilişki ret edilmektedir.

Bulgular

Bu çalışmada kullanılan tüm değişkenler, birinci veya düzeyde eşbütünleşmiş oldukları için doğrusal olmayan gecikmesi dağıtılmış otoregresif modelin kullanılmasında sakınca bulunmamaktadır. Üç aylık verilerle yapılan tahmin için maksimum gecikme sayısı 5 olarak ele alınmış ve uygun gecikme sayısı her bir model için 1080 iterasyon uygulanarak Schwarz bilgi ölçütü yardımıyla bulunmuştur.

Tablo 2'de, dört model içinde tahmin sonuçları verilmiştir. Uzun dönem asimetrik değişkenleri içeren modeller (6 ve 8 numaralı denklemler) uzun dönem simetri testleri geçerli olduğu için asimetrik ilişki uzun dönemde reddedilmiştir. Kısa dönem asimetri içeren modellerde (6 ve 7 numaralı denklemler) de değişkenin simetri hipotezi kabul edildiğinden kısa dönem asimetri reddedilmektedir. Modelin özelliklerine göre hem uzun dönemde hem de kısa dönemde simetrik ilişkiyi gösteren (3) numaralı denkleme ait tahmin sonuçları kullanılmalıdır. Modele baktığımızda hata düzeltme modeli için hata düzeltme teriminin katsayısı gereken şartı (eksi bir ve sıfır arasında olma) sağlamasına rağmen sadece yüzde on seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle hata düzeltme modelinin tahminlerimizde geçerli olduğunu iddia etmek yanlış olacaktır. ARDL modelinin tahmin sonuçlarının geçerliliği için gerekli olan testlere bakıldığında hata terimlerinin normal dağıldığı, içsel bağıntı ve değişen varyans sorunlarının bulunmadığı görülmektedir. Ayrıca CUSUM ve CUSUMQ testleri de modelin istikrarlı



olduğunu göstermektedir. Fakat uzun dönem katsayılarına bakıldığında hiçbir değişkenin katsayısı anlamlı değildir.

Tablo 2: Üç Aylık Verilerle Model Tahmin Sonuçları

	Uzun Dönem Simetri		Uzun Dönem Asimetri	
	Kısa Dönem Simetri: Denklem (3)	Kısa Dönem Asimetri: Denklem (7)	Kısa Dönem Simetri: Denklem (8)	Kısa Dönem Asimetri: Denklem (6)
Sabit	-1.259775	-1.112378	-6.094786**	-6.503422**
LTB(-1)	-0.143834	-0.130849	-0.150563	-0.139028
LREER(-1)			-0.086247	-0.055493
LREER+(-1)			-0.179776	-0.163600
LREER(-1)	-0.185846	-0.170979		
LY(-1)	0.099658	0.090504	0.409664**	0.448032**
LYW(-1)	0.080818	0.071089	-0.184072	-0.232054
Δ LTB(-1)	-0.237902	-0.223285	-0.290557***	-0.277717
Δ LREER	-0.128977			
Δ LREER-		0.035446	-0.116558	0.035983
Δ LREER+		-0.258539		-0.228239
Δ LY	-0.442633*	-0.452700*	-0.316210**	-0.304975**
Δ LY (-1)	0.242132**	0.271246*		
Δ LYW	-1.165491*	-1.156373*	-1.170575*	-1.171743*
F-istatistikleri	8.338168*	7.544467*	7.627873*	6.850366*
R ²	0.663846	0.670949	0.643697	0.649301
Jarque-Bera	0.253456	0.473065	0.062705	0.161963
Değişen Varyans	1.503363	1.233310	2.052743	1.749894
Sınır değerleri	3.23 & 4.35	3.23 & 4.35	2.86 & 4.01	2.86 & 4.01
F Sınır	2.089931	1.909183	2.881393	2.829529
WLR			0.673609	0.591670
WSR		0.798698		0.591249
ECM(-1)	-0.260420***	-0.225912	-0.294300***	-0.282695***

*, ** ve *** işaretleri sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Bu durum eşbütünleşme testine de yansımaktadır ve hesaplanan F değeri 2,09 olarak elde edilmiştir ve bu değer sınır değerinin altında kaldığı için eşbütünleşme olmadığını iddia eden boş hipotezini kabul edilmektedir. Uzun dönemde değişkenler arasında eşbütünleşmenin bulunmaması birçok uygulamalı araştırmalarla aynı sonucu vermektedir. Bu çalışmalar ışığında J-eğrisi için kısa dönem katsayılara bakılması gereklidir. Tahmin sonuçlarına baktığımızda reel efektif döviz kurunun katsayısı, eski işaret almıştır ve katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olmadıkları gözlemlenmektedir. Bu işarete göre j-eğrisinin geçerli olmadığı söylenebilir. Böylece uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunmazken kısa dönemde de j-eğrisi geçerli değildir. Aylık verilerle yapılan tahmin için maksimum gecikme sayısı 13 olarak ele alınmış ve uygun gecikme sayısı Schwarz bilgi ölçütü yardımıyla bulunmuştur. Uygun gecikme sayısı toplam 42688 tahmin olmak üzere, her



bir model için 35672 iterasyon uygulanarak bulunmuştur. Aylık verilerle elde edilen modelin tahmin sonuçları Tablo 3'te verilmiştir:

Tablo 3, aylık verilerin kullanıldığı dört model için de tahmin sonuçlarını içermektedir. Üç aylık verilerde olduğu gibi aylık verilerde de kısa dönem asimetri içeren modellerde (6 ve 7 numaralı denklemler) de değişkenin simetri hipotezi kabul edildiğinden, kısa dönem asimetri reddedilmektedir. Ancak uzun dönem asimetrik değişkenleri içeren modeller (6 ve 8 numaralı denklemler) uzun dönem simetri testleri, yüzde 5 anlamlılık düzeyinde reddedildiğinden asimetrik ilişki uzun dönemde reddedilememiştir. Böylece uzun dönemde asimetri istatistiksel olarak kabul edilmesine rağmen kısa dönemde simetrik bir ilişkinin varlığı kabul edilmiştir. Böylece dört model tahminlerinden sadece kısa dönem simetri ve uzun dönem asimetriyi gösteren (8) numaralı denklem tahminleri geçerlidir. Hata düzeltme teriminin katsayısı anlamlı ve hata düzeltme modeli için gerekli koşulları sağlamaktadır. Bu model için yapılan testler hata terimlerinin normal dağıldığı, içsel bağıntı ve değişen varyans sorunlarının olmadığı ve modelin istikrarlı olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme testine baktığımızda hesaplanan F değerinin 4,75 iken üst sınırın 4,01 olduğu, dolayısıyla da uzun dönem eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmektedir. Reel efektif döviz kurundaki negatif şoklar, pozitif şoklar, diğer ülkelerin gelir düzeyi ve Türkiye'nin gelir düzeyinin uzun dönem katsayıları sırasıyla -0.6, -0.36, 0.98 ve -0.87 olarak hesaplanmıştır. Ayrıca reel efektif döviz kurunun pozitif bileşenleri hariç tüm değişkenlerin katsayısı, farklı güven aralıklarında anlamlı bulunulmuştur. Bu bulgular iktisat teorisi ile tamamıyla örtüşmektedir. Böylece reel efektif döviz kurunda bir azalış dış ticaret dengesinin artışına yol açarken döviz kurundaki bir artışın ticaret dengesinin azalması üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Modelde kısa dönem katsayılarına bakıldığında reel efektif kurun katsayısının negatif olması göze çarpmaktadır. Uzun dönemle kısa dönem işareti aynı olduğuna göre J-egrisinin geçerli olduğu kabul edilememektedir.



Tablo 3: Aylık Verilerle Model Tahmin Sonuçları

	Uzun Dönem Simetri		Uzun Dönem Asimetri	
	Kısa Dönem Simetri: Denklem (3)	Kısa Dönem Asimetri: Denklem (7)	Kısa Dönem Simetri: Denklem (8)	Kısa Dönem Asimetri: Denklem (6)
Sabit	0.344131	0.682282	-0.434243	0.404835
LTB(-1)	-0.306334*	-0.244075*	-0.386623*	-0.385869*
LREER(-1)			-0.232354**	-0.223798**
LREER+(-1)			-0.140146	-0.128541
LREER(-1)	-0.168592***	-0.179412**		
LYW (-1)	0.104315	0.014885	0.380756***	0.376045***
LY(-1)	-0.037113	-0.004688	-0.335919**	-0.339466**
Δ LTB(-1)	-0.377279*	-0.551202*	-0.362818*	-0.359794*
Δ LTB(-2)		-0.239308*		
Δ LREER	-0.385023***		-0.375527***	
Δ LREER(-1)				
Δ LREER-		-0.797235**		-0.522416***
Δ LREER- (-1)				
Δ LREER+		0.124668		-0.125338
Δ LREER+ (-1)				
Δ LYW	0.127932	0.454924*	0.281999	0.293957
Δ LYW (-1)	-0.297987	0.436407*	-0.216389	-0.207846
Δ LYW (-2)	-0.736200*		-0.613528*	-0.597703*
Δ LYW (-3)	-0.669612*		-0.551585*	-0.539867*
Δ LYW (-4)				
Δ LY	-0.115705	-0.317285*	-0.274001**	-0.274396**
Δ LY(-1)		-0.481356*		
Δ LY(-2)		-0.374941*		
Δ LY(-3)		-0.288622*		
F-istatistikleri	10.22964*	9.147706*	9.866771*	9.097419*
R ²	0.449159	0.486824	0.463589	0.465128
Jarque-Bera	1.942358	5.744737*	0.976893	1.115026
Değişen varyans F	0.782476	1.774143**	1.023468	1.044379
Sınır Aralıkları	3.23 & 4.35	3.23 & 4.35	2.86 & 4.01	2.86 & 4.01
F - Sınır	4.980678	20.44833	4.799181	4.663587
WLR			4.753560**	4.982529**
WSR		2.177122		0.391277
ECM(-1)	-0.325882*	-0.267869*	-0.325882*	-0.321634*

*, ** ve *** işaretleri sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini göstermektedir



Sonuç

Döviz kurundaki artış, yurtdışında üretilen malların yabancılar için daha ucuz ve yurtdışında üretilen malların yurt içinde daha pahalı olmasına yol açmaktadır. Bu nedenle kurdaki bir artışın ihracata pozitif, ithalata negatif yönde etki yapması beklenilir. Ancak bu durum her zaman geçerli değildir. J-Eğrisi etkisi, ekonomide mevcut ise kurdaki bir artış kısa dönemde ihracata negatif, ithalata pozitif yönde etki yapar. Ayrıca kurdaki değişimler yurtiçi fiyatlarına yansıdığı zaman kurdan dolayı oluşan fiyat avantajı veya dezavantajı uzun dönemde yok olmaktadır. Kur hareketlerinin dış açık üzerindeki kısa ve uzun dönemdeki etkisinin bilinmesi, ekonomi planlayıcıları için çok önemli bir konudur.

J-Eğrisi etkisinin geçerliliğinin test edilmesi için birçok araştırma yapılmıştır. Farklı ülke, farklı zaman dilimleri ve farklı ekonometrik yöntemlerle söz konusu ilişki incelenmeye çalışılmıştır. Araştırmalar çeşitli ve çelişkili sonuçların ortaya çıktığını göstermiştir. Bu çalışmada döviz kurunun uzun ve kısa dönemlerde dış ticaret dengesi üzerine etkileri incelenmiştir. Kullanılan modelde doğrusal olmayan ilişkilerin varlığının olma ihtimali göz önünde bulundurularak NARDL modelinden faydalanıldı.

Farklı zaman aralıklarının, farklı sonuçlar verebileceğinin sınanması amacıyla model hem üçer aylık hem de aylık veriler kullanılarak tahmin edildi. Beklenildiği gibi iki tahmin için sonuçlar köklü farklılıklar göstermiştir. Üç aylık verileri kullanarak yapılan ekonometrik modelin tahmin sonuçları uzun dönem ve kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı olmayan sonuçlar vermesine karşın aylık verilerde sonuçlar anlamlı ve iktisadi teorilere uyumlu bir sonuç ortaya koymuştur.

Üç aylık verilerle tahmin edilen modelde değişkenler arasında asimetric ilişkiye rastlanılmamıştır. Tahmin sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir. Ayrıca kısa dönem sonuçları da J-eğrisinin geçerli olmadığını göstermiştir.

Aylık verilerle tahmin edilen ekonometrik modelde uzun dönemde asimetric ve kısa dönemde simetric bir ilişki tespit edilirken uzun dönemde de eşbütünlük bulunmuştur. Ayrıca uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de reel efektif kurla dış ticaret dengesi arasında negatif bir ilişki bulunmuştur. Böylece uzun dönem ve kısa dönemde TL'nin değerlenmesi, dış ticaret dengesine istatistiksel olarak olumlu bir etki yapmazken değer kaybetmesi ticaret dengesi üzerinde olumlu bir etki yapmaktadır. Kısa dönemde ise J-Eğrisinin varlığını ispatlayacak herhangi bir kanıt bulunamamıştır.

Bu çalışmada üç aylık verilerle elde edilen tahmin sonuçları aylık verilerin sonuçlarıyla karşılaştırılmış ve aylık verilerin daha iyi sonuçlar verdiği gözlemlenmiştir. Aylık verilerin kullanıldığı analizin tahmin sonuçları, teori ile örtüşmektedir. Üçer aylık verilerin kullanıldığı analiz



sonuçlarında ise, istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Buna göre teorik olarak, J-eğrisi kısa dönem için geçerli bir teori olduğundan, aylık verilerin daha sağlıklı sonuçlar ortaya koyması ile teorinin geçerliliği doğrulanmıştır.

Kaynakça

- Akbostanci, E. (2004). Dynamics of the trade balance: the Turkish J- curve. *Emerging Markets Finance and Trade*, 40(5), 57–73. <http://doi.org/10.1080/1540496X.2004.11052584>
- Bahmani-Oskooee, M., & Zhang, R. (2014). Is there J-Curve effect in the commodity trade between Korea and rest of the world? *Economic Change and Restructuring*, 47(3), 227–250. <http://doi.org/10.1007/s10644-013-9148-5>
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of time series analysis*, 19(3), 267–283. <http://doi.org/10.1111/1467-9892.00091>
- Batool, S. A., Memood, T., & Jadoon, A. K. (2015). What determines balance of payments: A case of Pakistan. *Sukkur IBA Journal of Management and Business*, 2(1), 47–70.
- Boyd, D., Caporale, G. M., & Smith, R. (2001). Real exchange rate effects on the balance of trade: Cointegration and the Marshall-Lerner condition. *International Journal of Finance and Economics*, 6(3), 187–200. <http://doi.org/10.1002/ijfe.157>
- Chen, L. L., & Devereux, J. (1994). Import prices, export prices and the current account. *Economics Letters*, 44(4), 415–420. [http://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)90114-7](http://doi.org/10.1016/0165-1765(94)90114-7)
- Demirden, T., & Pastine, I. (1995). Flexible exchange rates and the J-curve: An alternative approach. *Economics Letters*, 48(3-4), 373–377. [http://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)00634-E](http://doi.org/10.1016/0165-1765(94)00634-E)
- Duasa, J. (2009). Asymmetric cointegration relationship between real exchange rate and trade variables: The case of Malaysia (MPRA No. 14535).
- Durmaz, N. (2015). Industry level J -curve in Turkey. *Journal of Economic Studies*, 42(4), 689–706. <http://doi.org/10.1108/JES-08-2013-0122>
- Halicioğlu, F. (2008). The J-curve dynamics of Turkey: an application of ARDL model. *Applied Economics*, 40(18), 2423–2429. <http://doi.org/10.1080/00036840600949496>
- Holmes, M. J., & Panagiotidis, T. (2009). Cointegration and asymmetric adjustment: Some new evidence concerning the behavior of the U.S. current account. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 9(1). <http://doi.org/10.2202/1935-1690.1665>



- Jamilov, R. (2013). J-Curve dynamics and the Marshall–Lerner condition: Evidence from Azerbaijan. *Transition Studies Review*, 19(3), 313–323. <http://doi.org/10.1007/s11300-012-0240-8>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk Daniel Kahneman; Amos Tversky. *Econometrica*, 47(2), 263–292. <http://doi.org/10.1111/j.1536-7150.2011.00774.x>
- Kale, P. (2001). Turkey’s trade balance in the short and the long run: Error correction modeling and cointegration. *The International Trade Journal*, 15(1), 27–56. <http://doi.org/10.1080/088539001300005440>
- Karagöz, M., & Doğan, Ç. (2005). Döviz kuru dış ticaret ilişkisi: Türkiye örneği. *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 219–228.
- Karamelikli, H. (2016). Linear and Nonlinear Dynamics of the Turkish Trade Balance. *International Journal of Economics and Finance*, 8(2), 70–80. <http://doi.org/10.5539/ijef.v8n2p70>
- Keynes, J. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. London: Macmillan. Tarihinde adresinden erişildi <http://cas.umkc.edu/economics/people/facultyPages/kregel/courses/econ645/Winter2011/GeneralTheory.pdf>
- Lal, A. K., & Lowinger, T. C. (2002). The J-Curve: Evidence from East Asia. *Journal of Economic Integration*, 17(June), 397–415.
- Magee, S. P. (1973). Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 4(1).
- Mahdavi, S. (2000). Do German, Japanese, and U.S. export prices asymmetrically respond to exchange rate changes? Evidence from aggregate data. *Contemporary Economic Policy*, 18(1), 70–81. <http://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2000.tb00007.x>
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2004). The J-Curve: Evidence from Fiji. *International Review of Applied Economics*, 18(3), 369–380. <http://doi.org/10.1080/0269217042000227088>
- Onafowora, O. (2003). Exchange rate and trade balance in east asia: Is there a J-curve? *Economics Bulletin*, 5(18), 1–33.
- Peker, O. (2008). Reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkileri: Türkiye örneği. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2).
- 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. <http://doi.org/10.1002/jae.616>
- Rose, A. K. (1990). Exchange rates and the trade balance: Some evidence from developing countries. *Economics Letters*, 34(3), 271–275. [http://doi.org/10.1016/0165-1765\(90\)90130-S](http://doi.org/10.1016/0165-1765(90)90130-S)



- Rose, A. K., & Yellen, J. L. (1989). Is there a J-curve? *Journal of Monetary Economics*, 24(1), 53–68.
- Schorderet, Y. (2002). A nonlinear generalization of cointegration: A note on hidden cointegration (No. 2002.03). Genève. Tarihinde adresinden erişildi <http://www.unige.ch/ses/metri/>
- Schorderet, Y. (2003). Asymmetric cointegration (No. 2003.01). Cahiers du département d'économétrie, Faculté des sciences économiques et sociales, Université de Genève.
- Shiller, R. J. (1993). *Macro Markets: Creating Institutions for Managing Society's Largest Economic Risks*. Clarendon Press.
- Shiller, R. J. (2005). *Irrational Exuberance* (2nd Editio). Princeton University Press.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. İçinde R. C. Sickles & W. C. Horrace (Ed.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt Econometric Methods and Applications* (ss. 281–314). <http://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3>
- Vergil, H., & Erdoğan, S. (2009). Döviz kuru-ticaret dengesi ilişkisi: Türkiye örneği. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(9), 16–17.
- Wilson, P., & Tat, K. C. (2001). Exchange rates and the trade balance: The case of Singapore 1970 to 1996. *Journal of Asian Economics*, 12(1), 47–63. [http://doi.org/10.1016/S1049-0078\(01\)00072-0](http://doi.org/10.1016/S1049-0078(01)00072-0)
- Yamak, R., & Korkmaz, A. (2005). Reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi. *İstanbul Üniversitesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 1(2), 16–17.
- Yazici, M., & Ahmad Klasra, M. (2010). Import-content of exports and J-curve effect. *Applied Economics*, 42(6), 769–776. <http://doi.org/10.1080/00036840701720846>

