

PAPER DETAILS

TITLE: REEL DÖVİZ KURUNUN TİCARET DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

AUTHORS: Osman PEKER

PAGES: 33-43

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/30192>

REEL DÖVİZ KURUNUN TİCARET DENGESİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Osman PEKER^(*)

Özet: Bu çalışmada, reel efektif döviz kuru değişkenliğiyle ticaret dengesi arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri Türkiye'nin 1992:I-2006:IV dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Uzun dönemde devalüasyonun ticaret dengesini iyileştireceği yönündeki Marshall-Lerner (M-L) koşulunun ampirik olarak desteklenmediği bulgusu elde edilmiştir. Reel efektif döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerindeki kısa dönem etkileri ise anlamlı çıkmamıştır.

Anahtar Kelimeler: Döviz kuru, ticaret dengesi, Marshall-Lerner koşulu, eş-bütünleşme analizi, Türkiye

Abstract: In this paper, we have examined the long run and short run relationship between the trade balances and changes in the real effective exchange rate volatility of Turkey for the period from 1992:I-2006:IV. We find evidence not supporting the empirical validity of the Marshall-Lerner (M-L) condition, indicating that devaluations do improve the trade balance in the long run. The short run effects of the real effective exchange rate volatility on the trade balance are not significant.

Key Words: Exchange rate, trade balance, Marshall-Lerner condition, cointegration analysis, Turkey

I. Giriş

Türkiye, 1980'li yıllarda yükselen piyasalara koşut bir şekilde makroekonomi politikalarını dışa açık politikalarla uyumlaştırarak; ekonomik büyümede ihracatı öncelemiş ve dış ticaret hacminde önemli sayılabilecek artışlara ulaşmıştır. Örneğin, ihracatın GSMH'ye oranı 1979'da %2.8 iken 2005'de %21'e yükselmiştir. Aynı yıllarda ithalatın GSMH'ye oranı ise %6.2'den %30'a çıkmıştır. Türkiye ekonomisinde bu süreç yaşanırken, ticaret politikası yapımında döviz kuru temel bir değişken işlevi görmüş ve genellikle tartışmaların merkezinde yer almıştır. Çünkü, hangi döviz kuru rejiminin uygulanacağı ve ulusal paranın yabancı paralar karşısındaki değerine ilişkin ortak bir görüşten çok, farklı görüşler dile getirilmiştir.

Türkiye'de genel olarak kabul edilen yaklaşıma göre, nominal döviz kurunun yükselmesi yani, devalüasyon, yurt içinde üretilen malların yabancılar için ucuzlamasını sağlayarak; ihracatın hacmini genişletir. Dolayısıyla, devalüasyonun ticaret dengesini iyileştireceği biçimindeki bir yaklaşıma yaygın bir şekilde inanılır. Ancak, güçlü ekonomiye geçiş programının uygulanmasından sonra nominal döviz kurunun değer kaybetmesiyle beraber ithalat hacmi genişlerken; ihracat hacminin de genişlemeye devam etmesi söz konusu yaklaşımla uyumlu olmayan bir durumu ortaya çıkarmıştır.

^(*)Yrd. Doç. Dr. Adnan Menderes Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

Ülkemizde nominal döviz kuru artışının ticaret dengesini olumlu yönde etkileyeceği görüşü aslında uluslar arası ekonomi literatürüyle örtüşmektedir. Zira, Marshall-Lerner (M-L) koşulu olarak bilinen geleneksel yaklaşımda, ithal malları talebinin fiyat elastikiyetiyle ihraç malları talebinin fiyat elastikiyetinin mutlak değer olarak toplamı birden büyük olduğu sürece uzun dönemde devalüasyonun, bir ülkenin ticaret dengesini iyileştireceği ifade edilmektedir.* Nitekim, Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998: 101), küçük açık ekonomilerde devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde olumlu etkilere sahip olup olmamasını ithalat ve ihracatın talep elastikiyetleri toplamına bağlamaktadır. Yapılan çok sayıda ampirik çalışmada bu konu ele alınmış; örneğin, Khan (1974) ve Bahmani-Oskooee (1986) gelişmekte olan ülkeleri, Khan (1975) Venezuela'yı, Mah (1993) ise Kore'yi incelemiştir.

M-L koşulunun geçerli olduğu varsayımıyla devalüasyonun, ticaret dengesi üzerindeki etkisi fiyat ve hacim biçiminde olmak üzere iki şekilde ortaya çıkmaktadır. Nominal döviz kurunun değer kazanması ithalatın daha pahalı, ihracatın daha ucuz olmasını sağladığı için, öncelikle fiyat etkisi yaratmakta ve bunu takiben hacim etkisine yol açmaktadır. Dolayısıyla, fiyat etkisi hacim etkisinden daha hızlı bir şekilde ortaya çıkmaktadır. O zaman devalüasyonun başlangıçta fiyat etkisi yoluyla ihracatı olumsuz etkilediği söylenilebilir. Bu ise, kısa dönemde ticaret hacminin bozulması anlamını taşır. Çünkü, nominal döviz kurunun değerlendirilmesini takiben ticaret dengesinin zaman davranışı uyumu J harfini hatırlatan bir biçim alır. Kısa dönem fenomeni olarak bilinen bu sürece literatürde J eğrisi adı verilmektedir (Lal ve Lowinger, 2002)

Döviz kuruyla ticaret dengesi arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisini araştıran çok sayıda ampirik çalışmanın bulgularının, genellikle ülkelere göre değiştiği söylenebilir. Gomes ve Alvarez-Ude (2006), eş-bütünleşme yöntemini kullanarak döviz kuruyla ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi Arjantin ekonomisi için test ettiği çalışmasında, M-L koşulunun geçerliliğine ilişkin bulgulara ulaşamamıştır. Sing (2002) Hindistan ekonomisi için eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla, 1960-1995 yılı verilerini kullanarak, reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkisini test ettiği çalışmasında, M-L koşulu lehine kanıtlar elde etmiştir. Hassan ve Wilbratte (1997) ise, Amerika Birleşik Devletleri ve diğer G7 ülkeleri arasındaki ticareti çoklu eş-bütünleşme yaklaşımını kullanarak, analiz etmiştir. Uzun dönemde M-L koşulu lehine devalüasyonun ticaret dengesini iyileştirdiği bulgusuna ulaşmıştır. Brahmasrene ve Jiranyakul (2002), Tayland ekonomisi için yaptığı araştırmada döviz kuruyla ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Eş-bütünleşme yönteminin kullanıldığı çalışmanın bulgularına göre M-L koşulu desteklenmiştir. Bunun yanı sıra, Bahmani-Oskooee (1991), Arize ve Spalding (1991) ve Arize'nin (1994), çalışmasında da M-L koşulu lehine bulgular ortaya çıkmıştır.

Wilson ve Tat (2001), Amerika Birleşik Devletleri ile Singapur arasındaki mal ticaretini temel alarak, reel döviz kuru ve reel ticaret dengesi

arasındaki ilişkiyi 1970-1996 dönemi için araştırmıştır. Bulgulara göre, her iki ülke için reel döviz kuru, reel ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etkiye yol açmamış; J-eğrisi lehine az kanıt elde edilmiştir. Döviz kuruyla ticaret dengesi arasındaki kısa dönem ilişkisini Rose ve Yellen (1989), G-7 ülkeleri için; Rose (1990) gelişmekte olan ülkeler için ve Rostaği (2005) Hindistan için araştırmış ve her üç çalışmanın bulguları J eğrisi aleyhine kanıtlar sunmuştur. Ancak, Demirden ve Pastine (1995), Jordá and Burguet (1998), Jung ve Doroodian (1998), Onafowora (2003), Hacker ve Hatemi (2003), Narayan (2004), Narayan ve Narayan (2004) ve Bahmani-Oskooee ve Kutun (2006) J-eğrisi lehine kanıtlar elde etmiştir.

Türkiye ekonomisini inceleyen çalışmalardan biri Aydın vd. (2004) tarafından yapılmıştır. 1987:I-2003:III dönemini kapsayan çalışmanın bulgularına göre, reel döviz kuru ithalatın önemli bir belirleyicisi olduğu halde ihracatı etkilememiştir. Sivri ve Usta'nın (2001), Türkiye ekonomisini kapsayan çalışmanın bulgularına göre ise, reel efektif döviz kurundan ihracat ve ithalata doğru bir nedensellik ilişkisi olmamakla birlikte, üstelik döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesini kurmada önemli bir araç olarak kullanılamayacağına işaret edilmektedir.

Bu çerçevede çalışmada, eş-bütünleşme ve hata düzeltme modelleri yardımıyla, Türkiye'nin 1992:I-2006:IV dönemi verileri kullanılarak, döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerindeki uzun ve kısa dönem etkileri araştırılmıştır. Çalışmanın bundan sonraki kısmı üç temel bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, çalışmada kullanılacak model ve yöntem tanımlanmış; üçüncü bölümde ampirik uygulama ve sonuçları yer almış; son bölümde ise, genel bir değerlendirmeye yer verilmiştir.

II. Model ve Yöntem

Türkiye'de döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerindeki etkilerini araştırmak amacıyla Rose ve Yellen (1989) ve Rose (1991) temel alınarak Gomez ve Ude (2006) takip edilmiştir. Bir ülkenin ticaret dengesi iç gelir, dış gelir ve döviz kuruna göre belirlenmektedir. Standart ticaret modelinde ihracat ve ithalat talep fonksiyonları

$$X_t = \left(\frac{P}{P^*} \cdot E \right)_t^\eta \cdot (Y_t^*)^\varepsilon \quad (1.1)$$

$$M_t = \left(\frac{P^* \cdot E}{P} \right)_t^\gamma \cdot (Y_t)^\pi \quad (1.2)$$

biçiminde tanımlanmaktadır. Burada X ihracatın hacmini, M ithalatın hacmini, E nominal döviz kurunu, Y iç geliri, Y^* dış geliri, P iç fiyat düzeyini P^* dış fiyat düzeyini, η ve γ ihracat ve ithalatın reel döviz kuru elastikyetlerini, ε ve π ise,

ihracat ve ithalatın gelir elastikiyetlerini temsil etmektedir. Denklem (1.1) ve (1.2) doğrusallaştırıldıktan sonra

$$\ln X_t = \eta [\ln P_t - \ln P_t^* - \ln E_t] + \varepsilon \ln Y_t^* \quad (1.3)$$

$$\ln M_t = \gamma [\ln P_t^* + \ln E_t - \ln P_t] + \pi \ln Y_t \quad (1.4)$$

ticaret dengesi ($TB = X_t / M_t$)ⁱ için ifade edildiğinde

$$\ln TB = \pi \ln Y_t + \varepsilon \ln Y_t^* + \phi \ln e_t \quad (1.5)$$

burada, $\phi = -(\eta + \gamma)$, $\ln e_t$ ise reel döviz kurunun doğal logaritması olup

$\ln P_t^* + \ln E_t - \ln P_t$ ifadesine eşittir.

Bu çerçevede, Türkiye’de döviz kuru değişkenliğiyle ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi araştırmak amacıyla, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme (cointegration) yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemde iki veya daha fazla iktisadi değişkene ait seriler durağan olmasalar bile, bunların doğrusal bir birleşiminin durağan olabileceği ifade edilmiştir. Uzun dönem ilişkisi olarak tanımlanabilen bu durağan doğrusal birleşim eş-bütünleşme denklemi olarak tanımlanmıştır.

Durağan olmayan değişkenler arasındaki her hangi bir denge ilişkisi onların stokastik trendlerinin ilişkili olmasını gerektirir. Stokastik trendler arasındaki ilişki değişkenlerin eş-bütünleşmelerini zorunlu kılarak; bağımlı bir şekilde hareket etmesini ifade eder. Uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterir Enders (1996:151). Bu, eş-bütünleşmiş değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçle ortaya çıkan dinamik model hata düzeltme modeli (error correction model) olarak adlandırılır. Söz konusu modelde, sistemdeki değişkenlerin kısa dönem dinamikleri dengeden ortaya çıkan sapmalardan etkilenir (Enders, 1995: 365-366).

Eş-bütünleşme ve hata düzeltme modelleriyle yapılacak bir analiz dört aşamalı bir süreçten oluşmaktadır. İlk olarak değişkenlerin bütünleşme sırası belirlenir. İkinci sırada bütünleşme dereceleri aynı olan değişkenler, en küçük kareler yöntemi (the ordinary least square) yardımıyla, eş-bütünleşme regresyonları tahmin edilir. Daha sonraki aşamada ise, eş-bütünleşme regresyonlarının kalıntılar test edilir. Son olarak hata düzeltme modeli kurulur. Bu çerçevede, çalışmamızda Engle-Granger (1987) yöntemi takip edilerek,

değişkenler arasında eş-bütünleşmenin olup olmadığı standart CRDW (Cointegration Regression Durbin-Watson) ve Dickey-Fuller (DF) testleriyle analiz edilmiştir.

Buna göre, ticaret dengesi ve onun belirleyicilerinin, Dickey-Fuller (DF) testiyle bütünleşik $I(1)$ değişkenler olduğu belirlendikten sonra, uzun dönem denge ilişkisi, Denklem (5)'in logaritmik doğrusal olarak yeniden yazılmasıyla şu şekilde ifade edilebilir.

$$\ln TB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln Y_t^* + \beta_3 \ln RE_t + e_t \quad (1.6)$$

burada, RE_t reel döviz kurunu, diğerleri önceki denklemlerde verilen anlamları, e_t ise uzun dönem ilişkisinden tahmin edilen kalıntıları temsil etmektedir. Değişkenlerin gerçekten eş-bütünleşik olduklarına karar vermek için e_t serisine DF testi uygulanır. e_t serisi durağan çıkarsa, söz konusu değişkenlerin eş-bütünleşik olduğuna karar verilir. Aksi durumda eş-bütünleşik olmadığı sonucuna varılır. e_t serisinin otoregresyon denklemi,

$$\Delta \hat{e} = a_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

olarak yazılmaktadır. Burada $a_1=0$ boş hipotezi reddedilemiyorsa, e_t serisinin birim köke sahip olduğuna ve dolayısıyla değişkenlerin eş-bütünleşik olmadıklarına karar verilir. Eğer $a_1=0$ boş hipotezi reddediliyorsa, e_t serisinin durağan olduğu ve böylece değişkenler eş-bütünleşik oldukları sonucuna varılır.ⁱⁱ

Eş-bütünleşik olduğu anlaşılan serilerin kısa dönem dinamikleri hata düzeltme modeliyle araştırılır. Bu modelde, hata terimi, TB_t 'nin kısa dönemdeki davranış biçiminin uzun dönemdeki davranış biçimiyle ilişkili olduğunu ve uzun dönemdeki denge düzeyinden olan sapmaların ne kadar sürede ortadan kalkacağını belirtir. Buna göre model,

$$\Delta \ln TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln Y_t + \alpha_2 \Delta \ln Y_t^* + \alpha_3 \Delta \ln RE_t + \alpha_4 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

biçiminde ifade edilebilir. Burada Δ , değişkenlerin ilk farkını; $\hat{e}_{t-1}$, Denklem (1.6)'daki regresyonun kalıntı değerinin bir dönem gecikmeli değeri olup, uzun dönem denge değerinin ampirik tahminini; ε_t , hata terimini ve α_4 ise uzun dönem dengesine doğru olan uyarılama hızını gösterir. Eğer istatistiki olarak anlamlı ise, TB_t 'de bir dönemde ortaya çıkan dengesizliğin ne kadarının sonraki dönemde ortadan kalktığını belirtir.

III. Uygulama

A. Data

Türkiye’de döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerindeki uzun ve kısa dönem etkisini araştırmak amacıyla toplam dört değişken kullanılmıştır. Değişkenlerin seçiminde ilgili literatürdeki bazı çalışmalar referans olarak kabul edilmiştir.ⁱⁱⁱ 1992:I-2006:IV dönemlerini kapsayan çalışmanın değişken vektörü $X_t = [TB_t, Y_t, Y_t^*, EXR_t]$. Burada; TB_t dış ticaret dengesini (ihracatın ithalata oranı)^{iv}, Y_t reel ulusal geliri (1987=100), Y_t^* dış gelirin bir ölçümü olarak Amerika Birleşik Devletleri’nin reel gelirini (2000=100), EXR_t ise reel efektif döviz kurunu (1995=100) temsil etmektedir.

Y_t^* Amerika Birleşik Devletleri Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (<http://www.federalreserve.gov>), diğer değişkenler ise Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (<http://www.tcmb.gov.tr>.) temin edilmiştir. Ayrıca Nisan 1994, Kasım 2000 ve Şubat 2001 finansal krizleri için sırasıyla K1, K2 ve K3 kukla değişkenleri kullanılmıştır. Bütün testler ve tahminler için Econometric Views (*Eviews*, version 5.1) bilgisayar paket programından yararlanılmıştır.

B. Ön Testler

Bir eş-bütünleşme analizinin yapılabilmesi için değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmaları gerektiği model ve yöntem kısmı anlatılırken vurgulanmıştır. Değişkenlerin bütünleşik dereceleri ADF birim kök testiyle araştırılmış ve sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur. Buna göre, bütün değişkenler logaritmik düzeyde birinci farkları alındıktan sonra durağan oldukları görülmüştür. Bu sonuç eş-bütünleşme analizi için gerekli ön koşulun sağlandığını ifade etmektedir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Testi

Değişken	ADF Test	Kritik Değer
$\ln TB$	-3.406740[0]	-4.1190*
$\Delta \ln TB$	-5.160025[1]	-3.5478*
$\ln Y$	-3.503197[1]	-4.1190*
$\Delta \ln Y$	-5.974308[1]	-3.5478*
$\ln Y^*$	-1.821365[2]	-4.1249*
$\Delta \ln Y^*$	-3.538433[1]	-2.9127*
$\ln EXR$	-3.360078[1]	-4.1190*
$\Delta \ln EXR$	-6.008626[1]	-3.5478*

Not: (*) %1 anlamlılık düzeyi, (**) %5 anlamlılık düzeyini gösterir. Test biçimi olarak düzey değerinde bütün değişkenler için sabit terim ve trend kullanılmıştır. Değişkenlerin birinci farkı (Δ) için ise, sabit terim kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin AIC’ye göre belirlenmiş uygun gecikme uzunluğunu belirtir.

C. Uzun Dönem Analizi

Tablo 1'deki bilgiler ışığında, bütün değişkenler $I(1)$ olduğu için, döviz kuru değişkenliği ile ticaret dengesi arasındaki uzun dönem denge ilişkisi Denklem (1.6) yardımıyla tahmin edilmiş ve kalıntılara ADF testi uygulanmıştır. $\ln TB$, $\ln Y$, $\ln Y^*$, ve $\ln EXR$ arasında eş-bütünleşmenin olabilmesi için Tablo 2'de sunulan ADF test istatistiğinin Engle-Granger tablo değerinden büyük olması gerekir. Buna göre, %1 anlamlılık düzeyinde ve 100 gözlem için bulunan Engle-Granger tablo değeri (-3.73), ADF test istatistiğinin tahmin edilen mutlak değerinin (-4.255) altında kaldığından eş-bütünleşme hata terimleri serisi durağan çıkmıştır.

Bu bulgu, $\ln TB$, $\ln Y$, $\ln Y^*$, ve $\ln EXR$ değişkenlerinin eş-bütünleşik olduklarına ilişkin bir kanıttır. Bunun yanı sıra, söz konusu değişkenlerin eş-bütünleşik oldukları CRDW testi ile de desteklenmektedir. Çünkü, her birinde 100 gözlem olan 10.000 benzetimle $d=0$ önsavını sınamak için hesaplanan %1 anlamlılık düzeyindeki tablo değeri (0.511) modelimizdeki CRDW değerinden (1.193) küçük çıkmıştır. Sonuç olarak, her iki testin sonucuna göre, söz konusu değişkenler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir.

Tahmin edilen eş-bütünleşme denkleminde, Tablo 2'den de izlenebileceği gibi, döviz kurundaki %1'lik bir değişim, dış ticaret dengesini, beklenilenin aksine, negatif yönde etkilemiş ve % 0.026 oranında kötüleştirmiştir. Bu değer istatistiki olarak yorumlanabilir bir büyüklükte olup; M-L koşulu lehine ampirik bir kanıt olarak gösterilemez. Çünkü, M-L koşulunun gerçekleşebilmesi için uzun dönem ilişkisinde döviz kurundaki bir değişimin ticaret dengesini iyileştirmesi gerekirdi. Bunun yanı sıra, ulusal ve dış reel gelirdeki değişimler ise sırasıyla ticaret dengesini negatif ve pozitif yönde etkilemiştir.

Tablo 2: Uzun Dönem Analizi (1992:I-2006:IV)

Çoklu Eş-bütünleşme Denklemi:

 $\ln TB = f(\ln Y, \ln Y^*, \ln EXR, K1, K2, K3)$

Değişkenler	Katsayılar	t-İstatistik
Sabit terim	1.625439	11.34589
$\ln Y$	-0.043214	-3.799490
$\ln Y^*$	0.077421	7.068496
$\ln EXR$	-0.026095	-3.180120
K1	0.000625	0.115418
K2	-0.013848	-2.644467
K3	-0.004934	-0.888858

 $R^2: 0.54$ $\bar{R}^2: 0.49$

CRDW: 1.193

ADF[2]: -4.255

F-İstatistik: 10.549

Not: Köşeli parantez içindeki değer, AIC'ye göre seçilen optimum gecikme sayısını gösterir.

D. Kısa Dönem Analizi

Uzun dönemde birlikte hareket eden $\ln TB$, $\ln Y$, $\ln Y^*$ ve $\ln EXR$ 'nin kısa dönem dinamiklerini araştırmak amacıyla Denklem (1.8) yardımıyla tahmin edilen hata düzeltme modeli Tablo 3'de sunulmuştur. Döviz kuru değişkenliğiyle ticaret dengesi arasındaki ilişki uzun dönem analizinde olduğu gibi, kısa dönem analizinde de negatif yönde çıkmıştır. Bu sonuç teorik beklentilerle uyumlu olup; J-eğrisi fenomenini doğrulamaktadır. Çünkü kısa dönemde devalüasyon, ticaret dengesi üzerinde ters yönlü bir etkiye sahiptir. Ancak istatistiki anlamlılığı çok açık değildir. Kısa dönem analizinde reel çıktıdaki %1'lik bir değişimin ticaret dengesini %0.030 oranında azaltmasına karşılık, dış reel çıktıdaki %1'lik bir değişimin ticaret dengesini pozitif yönde etkilediği görülmektedir. Ancak, dış reel çıktının katsayısının yorumlanabilir bir büyüklükte olmadığı görülmektedir.

Tablo 3'den izlenebileceği gibi, hata düzeltme teriminin ($\hat{e}_{t-1}$) katsayısı istatistiki olarak anlamlıdır. Bu terimin negatif çıkması kısa dönem sapmalarının dengeye yakınsadığını, yani hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını gösterir. Modelde, dış ticaret dengesinin gözlemlenen değeriyle, uzun dönem ya da denge değeri arasındaki farkın her üç ayda bir 0.025'nin ortadan kalktığı görülmektedir.

Tablo 3: Kısa Dönem Analizi (1992:I-2006:IV)

Hata Düzeltme Modeli:

$$\Delta \ln TB_t = f(\Delta \ln Y_t, \Delta \ln Y_t^*, \Delta \ln EXR_t, \hat{e}_{t-1})$$

Değişkenler	Katsayılar	t-İstatistik
Sabit terim	0.000188	0.150589
$\Delta \ln Y_t$	-0.030839	-2.608744
$\Delta \ln Y_t^*$	0.021837	0.160824
$\Delta \ln EXR_t$	-0.016682	-1.773263
$\hat{e}_{t-1}$	-0.025196	-2.595165

R^2 : 0.23

$\bar{R}^2$: 0.17

DW: 1.906

F-İst.: 4.0827

LM testi, $F(4,55)$: 0.631649

ARCH LM test, $F(4,55)$: 0.416719

IV. Sonuç

Türkiye'de döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerindeki uzun ve kısa dönem etkilerinin araştırıldığı bu çalışmada varılan temel sonuçlar şöyle özetlenebilir.

Literatürde döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki uzun dönem etkileri M-L koşulu kapsamında incelenirken; kısa dönem etkileri analiz edilirken J-eğrisi temel alınmaktadır. Bu amaç için yapılan ampirik çalışmalarda ilkinde genellikle eş-bütünleşme analizi, diğerinde ise, hata düzeltme modeli kullanılmaktadır. Hem M-L koşulunu hem de J-eğrisini test etmeye yönelik çok sayıda ampirik çalışma yapılmış ve ülkelere göre farklı sonuçlar elde edilmiştir. M-L koşulu ve J-eğrisinin desteklendiği ülkeler olduğu gibi, destek bulmadığı ülkelerin de olduğu görülmüştür.

Çalışmamızın ampirik bulgularına göre, uzun dönemde Türkiye’de döviz kurundaki yüzde birlik bir değişme, ticaret dengesini negatif yönde etkilediği görülmüştür. Açıkça ifade edilirse, ticaret dengesi bozulmuştur. Elde edilen bu ampirik sonuç, M-L koşulunun desteklenemediğinin bir kanıtı olarak ileri sürülebilir. Çalışmamız bu açıdan örneğin, Arize (1987), Bahmani-Oskooee (1991), Arize ve Spalding (1991), Arize’nin (1994) çalışmasındaki sonuçlarla uyumlu değildir.

Döviz kuru değişkenliğinin ticaret dengesi üzerindeki kısa dönem etkileri uzun dönemde olduğu gibi negatiftir. Ancak, bu değer in istatistiki anlamlılığı belirgin değildir. Dolayısıyla, kısa dönemde döviz kuru değişkenliğiyle ticaret dengesi arasındaki ilişkiye dair bir yorumda bulunmak zordur. Modelin hata düzeltme terimi ise istatistiki olarak anlamlı olduğu için yorumlanabilir bir büyüklüktedir. Bu terim negatif çıktığından kısa dönem sapmaları dengeye yakınsamaktadır. Modelde, dış ticaret dengesinin gözlemlenen değeriyle, uzun dönem ya da denge değeri arasındaki farkın her üç ayda bir 0.025’i ortadan kalkmaktadır. Bu çalışmanın bulgularına göre, sonuç olarak, Türkiye’de ticaret dengesini iyileştirmede devalüasyonun, sanılanın aksine, bir politika seçeneği olarak kullanılmasının rasyonel bir tercih olduğu söylenemez. Bu açıdan çalışmamız Sivri ve Usta’nın (2001), bulgularıyla uyumludur.

Kaynaklar

- Arize, A. C. (1987), “The Supply and Demand for Imports and Exports in a Simultaneous Model”, *Applied Economics*, September, ss. 1233-1247.
- Arize, A. C. (1990), “An Econometric Investigation of Export Behavior in Seven Developing Countries”, *Applied Economics*, July, ss. 891-904,
- Arize, A. C. (1991), “Specification Test of the Aggregate Import Demand in Developing Countries”, *International Economic Journal*, Spring, ss.79-89.
- Arize, A. C. (1994), “Cointegration Test of A long-Run Relation Between the Real Effective Exchange Rate and the Trade Balance”, *International Economic Journal*, 8(3), ss. 1-9.
- Arize, A. C. ve Spalding, J. B. (1991), “A Statistical Demand Function for imports in South Korea”, *Journal of Economic Development*, June, ss. 147-164.

- Aydın, M. F. vd. (2004), "Export Supply and Import Demand Models for the Turkish Economy", *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, No: 04/09.
- Bahmani Oskooee, M. (1985), "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs", *The Review of Economics and Statistics*, August, ss. 500-504.
- Bahmani Oskooee, M. (1986), "Determinants of International Trade Flows: the Case of Developing Countries", *Journal of Development Economics*, 20, ss. 107-123.
- Bahmani Oskooee, M. (1991), "Is There a Long-run Relation Between the Trade Balance and the Real Effective Exchange Rate of LDCs?", *Economic Letters*, August, ss. 403-407.
- Bahmani Oskooee, M. ve Kantiong, T. (2001), "Bilateral J-Curve Between Thailand and Her Trading Partner", *Journal of Economic Development*, 26 (2), ss. 107-117.
- Bahmani Oskooee, M. ve Niroomand F. (1998), "Long-Run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited", *Economics Letters*, 61, ss. 101-109.
- Brahmasrene, Tve Jiranyakul, K. (2002) "Exploring Real Exchange Rate Effects On Trade Balances In Thailand", *Managerial Finance*, Vol. 28, No. 11, ss. 16-27.
- Demirden, T and Pastine, I. (1995), "Flexible Exchange Rate and the J-Curve.", *Economic Letters*, 48 (3-4), ss. 373-377.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Willey and Song, Inc.
- Enders, W. (1996), *Rats Handbook for Econometric Time Series*, John Willey and Song Inc.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987), "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, ss. 251-276.
- Gomez, D. M. ve Ude, G. F. A. (2006), "Exchange Rate Policy and Trade Balance a Cointegration Analysis of the Argentine Experience Since 1962, *MPRA Paper No. 151*, <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/151/>
- Gylfason, T. ve Ole, R. (1984), "Does Devaluation Improve the Current Account?", *European Economics Review*, June, ss. 37-64.
- Hacker, S. R. Ve Hatemi, A. (2003), "Is The J-Curve Effect Observable For Small North European Economies", *Open Economics Review*, 14: 2, ss. 119-134.
- Hassan, S. ve Wilbratte, B. (1997), "The Relation Between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment", *International Economic Journal*, Spring, ss. 39-50
- Jorda, C. M. ve Burguet, S.C. (1998), "Long -Run and Short-Run Effects Of Exchange Rate Movements For Major EU Conutries: Cointegration

- and Error-Correction Modeling”, *Journal Of The Economic Integration*, 13: 4, ss. 607-625.
- Jung, C ve Doroodian, K. (1998), “The Persistence Of Japan’s Trade Surplus”, *International Economic Journal*, 12: 1, ss. 25-38.
- Khan, M. (1974), “Import and Export Demand in Developing Countries”, *IMF Staff Papers*, 21, ss. 678–693.
- Khan, M. (1975), “The Structure and Behavior of Imports of Venezuela”, *Review of Economics and Statistics*, 57, ss. 221–224.
- Krugman, P ve Baklwin, R. E. (1987), “The Persistence of the U.S. Trade Deficit”, *Brooking Paper on Economic Activity*, Washinton, DC: Brooking Institution, ss. 1-58.
- Lal, A.K. ve Lowinger, T.C. (2002), “Nominal Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment in South Asia Countries”, *Journal of Asian Economics*, 13, ss. 371-383.
- Mah, J.S. (1993), “Structural Change in Import Demand Behavior: the Korean Experience”, *Journal of Policy Modeling*, 15, ss. 223–227.
- Narayan, P. K. (2004), “New Zealand’s Trade Balance: Evidence of The J-Curve and Granger Causality”, *Applied Economics Letters*, 11: 6s. 351-354
- Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2004) “The J-Curve: Evidence From Fiji”, *International Review Of Applied Economics*, 18: 3, ss. 369-380.
- Onafowara, O. (2003), “Exchange Rate And The Trade Balance In East Asia: Is There a J-Curve?”, *Economics Bulletin*, 5: 18, ss. 1-13.
- Rose, A. K. (1990), “Exchange Rate and the Trade Balance: Some Evidence From Developing Countries”, *Economic Letters*, 3 (34), ss. 271-275.
- Rose, A. K. ve Yellen, J. L. (1989), “Is There a J-Curve?”, *Journal of Monetary Economics*, ss. 53-68.
- Sing, T. (2002), “India’s Trade Balance: The Role of Income and Exchange Rates”, *Journal of Policy Modeling*, 24, ss. 437-452.
- Sivri U. ve Usta, C. (2001), “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki”, *Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 19 (4), ss. 1-9.
- Wilson, P. ve Tat, K. C. (2001), “Echange Rates and the Trade Balance: the Case of Singapore 1970 to 1996”, *Journal of Asian Economics*, 12, ss. 47-63.

Son Notlar

* Bu konuda bak. Arize (1987, 1990, 1991, 1994), Gylfason and Risager (1984), Bahmani-Oskooee (1985).

ⁱ Literatürde, ticaret dengesi genellikle ihracatın ithalat oranı ya da tersi biçiminde alınmaktadır. Bkz. Arize (1994), Oskooee (2001), Onafowora, (2003).

ⁱⁱ e_t serisinin white-noise olmadığı durumda, augmented Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılabilir.

ⁱⁱⁱ Shirvani ve Wilbrate (1997), Oskooee ve Brooks (1999), Arize (1994), Gomez ve Ude (2006), Rose ve Yellen (1989) ve Rose (1991).

^{iv} Literatürde, ticaret dengesi genellikle ihracatın ithalat oranı ya da tersi biçiminde alınmaktadır. Bkz. Arize (1994), Oskooee (2001), Onafowora, (2003).