

# TÜRKİYE'DE DIŞ TİCARET BELGESİ BELİRLEYİCİLERİNİN SINIR TESTİ YAKLAŞIMIYLA ÖNGÖRÜLMESİ: 1989-2005

**Yrd. Doç. Dr. Halil Altıntaş**

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

**Yrd. Doç. Dr. Rahmi Çetin**

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

• • •

## Özet

Bu çalışma; Türkiye'de 1989–2005 dönemi aylık verileriyle parasalcı, elastikiyet ve massetme yaklaşımlarında kullanılan yurtiçi ve yurtdışı gelir, reel döviz kuru ve parasal büyüklük (M3) değişkenleri yardımıyla dış ticaretin belirleyicilerini tahmin etmeyi amaçlamaktadır. ARDL yöntemiyle model tahmininde ticaret dengesi ve belirleyicileri arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ve massetme yaklaşımını destekleyen sonuçlara ulaşılmıştır. Uzun dönemde reel yurtiçi gelirdeki yüzde 1'lik bir artışın ticaret dengesinde yaklaşık yüzde 1.3'lük bir kötüleşmeye, yurtdışı gelirdeki yüzde 1'lik bir artışın ise yüzde 0.60'lık bir iyileşmeye neden olduğu görülmüştür. Reel döviz kuru ve M3 parasal değişkenleri uzun dönemde anlamlı bulunmamıştır. Reel döviz kurunun uzun dönemde pozitif ve anlamsız, kısa dönemde negatif ve anlamlı olması, Türkiye'de zayıf bir J-eğrisi etkisinin var olabileceğini göstermiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Ticaret dengesi, J eğrisi etkisi, eşbütünleşme, sınır testi, Türkiye.

*Predicting Determinants of Trade Balance with Bound Testing Approach: The Case of Turkey: 1989-2005*

## Abstract

This paper analyses the short- and long-run relationships between trade balance, real exchange rates, income and money supply in the case of Turkey by using monthly data for the period 1989-2005. The model is estimated with the bound testing approach to cointegration with the autoregressive distributed lag (ARDL) framework. The results suggest that there is a long-run relationship between trade balance and its determinants and that the absorption approach performs better in the case of Turkey. In the long run, a one percent increase in real domestic income leads to a 1.3 percent deteriorates the trade balance, while a percent increase in foreign income improve 0.60 percent in trade balance. Real effective exchange rate and monetary aggregate variables are not found statistically significant in the long run, implying that Marshall-Lerner condition and monetary approaches does not hold in the long-run for Turkey. But, the negative and significant effect of real exchange on trade balance in the short-run implies that there is a weak evidence for the J-curve pattern.

**Keywords:** Trade balance, J curve effect, cointegration, bound test, Turkey.

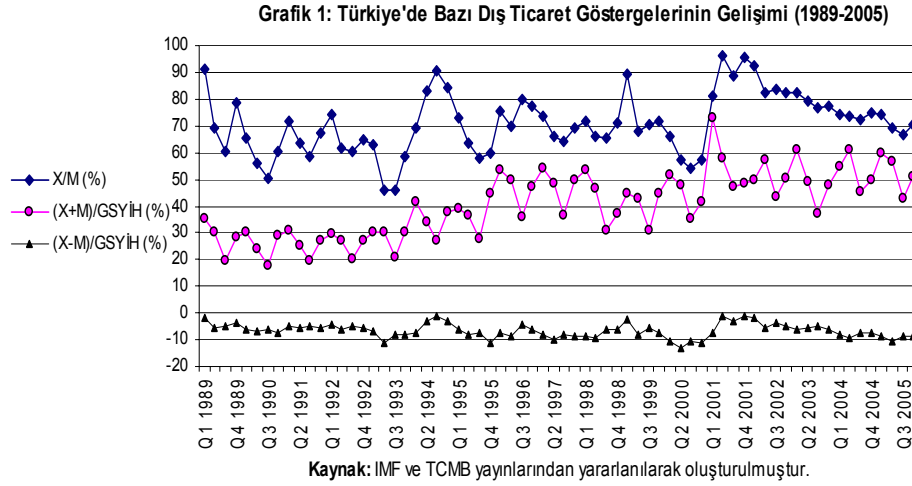
## Türkiye’de Dış Ticaret Dengesi Belirleyicilerinin Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1989-2005

### 1. GİRİŞ

Dış ticaret dengesi, ekonomik istikrarın sürdürülebilmesine yönelik en önemli göstergelerden biridir. Türkiye ekonomisinde uygulanan politikalar değerlendirildiğinde ekonomide yaşanan finansal krizlerin temelinde ödemeler ve ticaret dengesindeki sorunlar ile döviz kuru politikalarının yanlış yönetimi yatmaktadır (Ardıç, 2006). Türkiye’de 1980 sonrasında izlenen korumacı ve müdahaleci ekonomi politikası uygulamaları terk edilerek dışa açık ve dünya ekonomileriyle bütünleşmeyi amaçlayan politikalar uygulanmaya başlanmıştır. İhracat, yerli paranın değerinin azaltılması ve farklı teşvik politikalarıyla artırılmaya çalışılmış, ithalat rejiminde de önemli serbestleşme uygulamalarına gidilmiştir. Ancak, 1989’da sermaye hareketleri üzerindeki sınırlamaların kaldırılmasıyla Türkiye dışa açık bir ekonomik yapıya sahip olsa da, dış ticaretteki serbestleşmeye uygun maliye politikalarının uygulanmaması ve makroekonomik yapıyı etkileyen yapısal sorunlar, dış ticaret dengesinde arzulanmayan sonuçlar ortaya çıkarmıştır (Kale, 2001: 31). 1993-1995 dönemi arasında dış ticaret açığının GSMH’ya oranını yüzde 5 ile yüzde 10 arasında dalgalanmıştır. Kamu bütçe açıklarının özel tasarruflarla karşılanamaması ve süreklilik kazanması, bu açıkların reel faiz oranlarının artmasını sağlayarak kısa vadeli sermaye girişleriyle finanse edilmesini zorunlu kılmış ve ticaret dengesizlikleri gittikçe derinleşmeye başlamıştır. 1995-1999 döneminde ticaret açığının GSMH’ya oranı yüzde 10’dan Şubat 2001 krizinde yüzde 20’lere tırmanarak sürdürülemez bir boyut kazanmıştır (Berument/Dinçer, 2005:117). Ayrıca 2006 yılında Türkiye’de ithalatın yaklaşık yüzde 88’inin ara ve yatırım malları toplamından, yüzde 79’unun sanayi ürünlerinden oluşuyor olması, ihracat ürünlerinin giderek artan oranlarda ithal girdilere bağımlı olmasına neden olmaktadır. 2001-2006 yılları arasında ihracatın ithalatı karşılama oranında da

bir azalma görülmektedir. 2001’de yüzde 75.7 olan bu oran 2006’da yüzde 61.3’e gerilemiştir (Hepaktan, 2007: 79; Kayalar, 2006; TCMB, 2007: 25-27).

Aşağıdaki Grafik 1’de 1989-2005 üç aylık dönem itibariyle Türkiye’nin dış ticaretle ilgili bazı göstergelerdeki gelişmeler gösterilmektedir. Grafikte ihracatın (X) ithalatı (M) karşılama oranının (X/M) kriz dönemlerinden önce (Nisan 1994, Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizleri) azaldığı, krizlerden sonra devalüasyonun etkisiyle iyileşme gösterdiği görülmektedir. 2001 krizinden sonra zirve noktasına ulaşan bu oran, son yıllarda azalma eğilimindedir. Ekonominin dışa açıklık oranı [(X+M)/GSYİH] ise istikrarsız bir gelişme gösterse de genel olarak arttığı görülmektedir. Dış ticaret dengesindeki gelişmeyi gösteren [(X-M)/GSYİH] oranının ihracatın ithalattan fazla artmasına bağlı olarak son yıllarda kötüleştiği gözlenmektedir.



Tüm bu gelişmelerle birlikte Türkiye GSMH’sının yaklaşık yarısı (2006’da yüzde 56.3) büyüklüğünde bir dış ticaret hacmiyle oldukça açık bir ekonomiye sahip olmakla birlikte ihraç malları içindeki imalat sanayi ürünlerinin payı (2006 yılında yüzde 94) sürekli artış göstermektedir (Güneş, 2006: 93). Ayrıca 2006 yılında ihraç mallarının yaklaşık yüzde 56’sı oldukça gelişmiş ve rekabet gücü yüksek AB ülkelerine satılmaktadır.

Ampirik çalışmalarda genellikle teorik yaklaşımlara uygun olarak yurtiçi ve yurtdışı gelir, reel döviz kuru ve para arzı göstergeleri kullanılarak bir ülkenin dış ticaretinin belirleyicileri araştırılmakta ve farklı sonuçlara ulaşılmaktadır. Örneğin, teoride paranın nominal veya reel değer kaybı ticaret dengesini doğrudan etkileyebileceği kabul edilse de (Himarios, 1989; Bahmani-

Oskooee, 2001) reel döviz kurundaki değişmelerle ticaret dengesi arasında zayıf bir ilişkinin bulunabileceğini gösteren çok sayıda araştırmalara rastlanmaktadır (Greenwood, 1984; Mahdavi/Sohrabian, 1993; Rahman/Mustafa, 1996; Rahman et al., 1997). Benzer şekilde yurtiçi ve yurtdışı gelirin artması, ilgili ülkenin ihracat ve ithalatını birlikte artırabilmektedir. Ticaret dengesinin hangi yönde değişeceği talep yönlü faktörlerle arz yönlü faktörlerin hangisinin daha baskın olduğuna göre değişebilmektedir (Narayan/Narayan, 2004: 375). Dolayısıyla gelirin ve reel döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkisinin belirlenmesi ampirik araştırmalara dayandırılması gerekmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye’de Ocak 1989 – Aralık 2005 dönemi aylık verileri kullanarak reel yurtiçi ve yurtdışı gelir, reel döviz kuru ve parasal büyüklük (M3) değişkenleri yardımıyla dış ticaretin belirleyicilerinin araştırılması amaçlanmaktadır. Araştırmanın ikinci bölümünde dış ticaretin belirleyicileri konusundaki teorik yaklaşımlar ortaya konurken, üçüncü bölümde bu konudaki ampirik çalışmalar ve bulgular değerlendirilmektedir. Dördüncü bölümde ise eşbütünleşme yöntemi olarak kullanılan sınır testi (ARDL-Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımıyla Türkiye’de dış ticaretin belirleyicilerinin ekonometrik tahmini yapılmaktadır. Sonuç kısmında ise çalışmayla ilgili genel değerlendirme ve önerilere yer verilmektedir.

## **2. DIŞ TİCARETİN BELİRLEYİCİLERİNE İLİŞKİN TEORİK YAKLAŞIMLAR**

Dış ticaret dengesinin sağlanmasında başlıca mekanizmalar fiyat, gelir, parasal değişmeler ile döviz gelirlerini artırıcı önlemler olarak gruplandırılmaktadır. Bu mekanizmaların bazıları hükümet müdahalesine gerek olmadan kendiliğinden işlerken, bir kısmı da hükümetin alacağı kararlarla uygulamaya geçirilir. Esnek kur sisteminin uygulanmasında fiyat değişmeleri, dış ticaret bilançosunu otomatik olarak dengeye getirirken, sabit kur sisteminde fiyat değişmeleri hükümetin döviz kurlarına müdahalesiyle sağlanmaktadır. Bu nedenle aşağıdaki teorik yaklaşımlarda devalüasyon veya revalüasyon terimleri, sabit kur sistemlerine yapılan ayarlamaları ifade etmek amacıyla kullanılmaktadır. Esnek kur sisteminde kurların serbest piyasa ortamında arz ve talep güçlerine bağlı olarak kurun yükselmesi veya düşmesi gerçekleşeceğinden devalüasyonx veya revalüasyon kavramlarını kullanmak uygun olmamaktadır. Literatürde dış ticaret dengesinin oluşumunu açıklamada üç yaklaşımla ele alınmaktadır: Bunlar; elastikiyet, massetme ve parasalcı yaklaşım olarak bilinmektedir.

## 2.1. Elastikiyet Yaklaşımı

Ticaret dengesinin belirlenmesi konusunda Bickerdike (1920), Robinson (1947) ve Metzler (1948) tarafından geliştirilen ikinci yaklaşım elastikiyet yaklaşımıdır. Bu yaklaşımda döviz kurunda meydana gelen değişimin bir ülkenin ticaret dengesini nasıl değiştirebileceği üzerinde yoğunlaşmaktadır. Yazarlar, döviz kurundaki değer kaybının Marshall-Lerner (ML) koşulunun geçerli olması durumunda iyileşebileceğini göstermişlerdir. ML koşuluna göre ithal mallarının yurtiçi talep elastikiyetinin ( $\varepsilon_m$ ) ve ihraç mallarının yurtdışı talep elastikiyetinin ( $\varepsilon_x$ ) mutlak değer olarak toplamının biri aşması ( $|\varepsilon_m| + |\varepsilon_x| > 1$ ) durumunda, kurdaki değer kaybı, uzun dönemde ticaret dengesini iyileştirmektedir. Ancak, kısa dönemde bu koşulun sağlanamaması, ticaret dengesinin J-eğrisi şeklini almasına yol açmaktadır. J-eğrisi etkisi, reel döviz kurunun gecikmeli değerlerinin ticaret dengesi üzerindeki etkisiyle açıklanabilmektedir (Gomez/Paz, 2005:525).

J-eğrisi şeklinin ortaya çıkması, fiyat ve miktar etkilerinden kaynaklanmaktadır. Fiyat etkisi yurtiçi tüketiciler için ithal mallarının daha pahalı olmasını sağlarken, yurtiçinde üretilen ihraç mallarının ise daha ucuz olmasını sağlamaktadır (Krugman/Obstfeld, 2001). İhracat ve ithalat miktarları kurdaki değer kaybına gecikmeli şekilde tepki verdiklerinden kısa dönemde fiyat etkisi miktar etkisine göre baskın olacaktır. Yerli para değer kaybettiğinde tamamlanan işlemlerin sözleşme dönemi boyunca ithalat ve ihracat miktarlarına uyum sağlayamaması, kısa dönemde ticaret dengesini kötüleştirecektir. İhracat ve ithalat talep elastikiyetleri zaman süresince iyileşeceğinden dolayı, miktarlar yeni fiyatlara uyum sağlayacak ve ticaret dengesi iyileşecektir. Ancak yerli paranın değer kaybından kaynaklanan ithalat fiyatlarındaki enflasyonist baskılar ticaret dengesindeki iyileşmeyi kalıcı olmaktan çıkaracaktır (Hacker/ Hatemi-J, 2004:777; Yol/Baharumshah, 2007: 35-36).

Williamson (1983)’a göre artan ithalat fiyatları, ticareti yapılmayan yurtiçi malların fiyatlarının artmasına katkıda bulunmaktadır. Artan enflasyon reel döviz kurunu yükselterek ticaret dengesinin artmasını sağlayabilmektedir. Keynesci yaklaşım olarak da bilinen elastikiyet ve massetme yaklaşımında ticaret dengesinin ( $TB$ ) belirleyicileri ve alacağı işaretler aşağıdaki ticaret dengesi fonksiyonunda gösterilmektedir (Weixian, 1998: 487):

$$TB = TB(\bar{Y}, Y^*, E) \quad (2)$$

Burada  $Y$  ve  $Y^*$  sırasıyla yurtiçi ve yurtdışı geliri,  $E$  reel döviz kurunu göstermektedir.

## 2.2. Massetme Yaklaşımı

Harberger (1950), Meade (1951) ve Alexander (1952, 1959) tarafından ticaret dengesi konusunda geliştirilen ve yaygın olarak bilinen yaklaşım massetme yaklaşımıdır. Bu yaklaşımda milli gelir hesaplamaları yönünden ticaret dengesi açıklanmaktadır. Bu yaklaşıma göre, yurtiçi mallar için yapılan yurtiçi harcamaların yurtiçi hasılayı nasıl etkilediği vurgulanmaktadır. Diğer bir ifadeyle ticaret dengesi, ekonominin ne ürettiği (yurtiçi hasıla) ile yurtiçi kullanıma ne kadar harcadığı (ekonominin emme kapasitesi) arasındaki fark olarak değerlendirilmektedir (Duasa, 2004: 2-3). Yurtiçi hasılanın ekonominin emme kapasitesini aşması durumunda ticaret dengesi fazla verecektir. Alternatif olarak bir ülke, toplam hasılasından daha fazla harcaması halinde ise ticaret dengesi açık verecektir. Ayrıca Södersten/Reed (1994)'e göre massetme yaklaşımında devalüasyon, ticaret dengesini hem gelir ve hem de harcama yoluyla etkileyebilmektedir.

Massetme yaklaşımına göre ticaret dengesi ( $TB$ ), ihracat geliri ( $X$ ) ile ithalat harcaması ( $M$ ) arasındaki farka eşittir. Bu yaklaşımı aşağıdaki modelle açıklarsak (Buluswar vd.,1996: 429; Weixian, 1998: 487-488):

$$TB = X - M = P_x Q_x (\bar{P}_x / e, Y^*) - e P_m^* Q_M (e, P_M^*, Y) \quad (1)$$

Burada  $e$  yerli para cinsinden döviz kurunu,  $Y$  yurtiçi geliri,  $Y^*$  yurtdışı geliri,  $P_x$  yerli para cinsinden ihracat fiyatını,  $Q_x$  ihracat miktarını,  $P_M$  döviz kuru cinsinden ithalatın fiyatını ve  $Q_M$  ithalat miktarını göstermektedir. Yerli paranın değer kaybetmesi (devalüasyon)  $e$ 'deki (nominal döviz kuru) artışla tanımlanmaktadır.  $P = P_x$  yurtiçi fiyatı,  $P^* = P_M^*$  yurtdışı fiyat düzeyini gösterirse, reel döviz kuru  $E = eP^* / P$  olacaktır. Bu denkleme göre göre dış ticaret dengesinin ( $TB$ )'nin belirleyicileri yurtiçi gelir ( $Y$ ) ve yurtdışı gelir ( $Y^*$ ) olacaktır.  $Y$ 'nin artması ithalat miktarını artıracak ticaret dengesi kötüleşecektir. Yurtdışı gelirin ( $Y^*$ ) artması ise ihracat miktarını artırarak  $TB$ 'nin iyileşmesini sağlayacaktır.

Eksik istihdam koşullarında ve sabit kur sisteminin uygulandığı bir ekonomik yapıda devalüasyon, fiyat etkileri dolayısıyla ihracat mallarına yönelik yurtdışı talep ile ithalata rakip sektör mallarına yönelik iç talebi uyararak dış ticaret dengesizliğini giderici yönde etki ortaya çıkaracaktır. Böylece devalüasyon, hem milli gelirin doğrudan artmasını, hem de yurtiçi üretimin toplam harcamalardan daha fazla artmasını sağlayarak dış ticaret dengesini olumlu etkileyecektir. Ülkenin esnek kur sistemini uygulaması halinde ise dış ticaret dengesinin sağlanmasında kurları yükseltici bir kararın

alınması gerekmemekte, dış açıklar otomatik olarak kurun yükselmesine neden olmaktadır. Ekonominin tam istihdam koşullarında yapılan bir devalüasyon, ihracat ve ithalata rakip sektörlerin mallarına yönelik talebi artırsa da toplam yurt içi üretimi artırmayacaktır. Devalüasyon sonrası harcamalardaki artışın yol açtığı talep, ithalat yoluyla yurtdışından karşılanacaktır. Böylece yurtiçi üretimin artırılmadığı, ancak yurtdışı mallara yönelik talep artışının ithalatı uyardığı bir ekonomik yapıda dış ticaret dengesinin kötüleşmesi kaçınılmaz olacaktır (Seyidoğlu, 2007: 488; Södersten/Reed, 1994: 622).

Devalüasyonun milli gelir üzerindeki diğer etkisi dış ticaret hadlerini etkilemesiyle ortaya çıkmaktadır. Devalüasyonun ticaret hadleri üzerinde olumsuz etkiye yol açtığı ileri sürülmektedir. Devalüasyon yapan ülkenin ithalatı farklı mal gruplarından oluşuyorsa ödenen yabancı döviz cinsinden fiyatlar değişmeyecektir. Buna karşılık ihracat malları birkaç ürün üzerinde yoğunlaşıyorsa, ihracatçılar yurtdışına satışlarını artırmak için yabancı döviz cinsinden fiyatlarını düşüreceklerdir. Böylece devalüasyon yapan ülke, önceki duruma göre aynı miktardaki ithalat için daha fazla miktarda ihracat yapmak zorunda kalacak ve bu da milli gelirin azalmasına neden olacaktır. Sonuçta ülke içinde toplam harcamalar değişmese de ticaret hadlerinin kötüleşmesi dış ticaret veya cari işlem dengesinin bozulmasına yol açacaktır (Södersten/Reed, 1994: 622).

### 2.3. Parasalcı Yaklaşım

Ödemeler dengesiyle ilgili üçüncü yaklaşım, Polak (1957) ve IMF’deki arkadaşları tarafından oluşturulan ve daha sonra Mundell (1968) ve Johnson (1972) tarafından da geliştirilen parasalcı yaklaşımdır. Parasalcı yaklaşımda ödemeler dengesinin temelinde parasal değişkenlerin rol oynadığı varsayılmaktadır. Bu görüşe göre para arzı, para stokuna ilişkin olarak aşırı para talebinden kaynaklanan bir akımdan, ödemeler bilançosundaki bir açık, para talebine göre aşırı para stokunun bir sonucudur. Bu temel varsayımına dayalı olarak parasalcı yaklaşım, ödemeler bilançosu dengesizliğini para piyasasında bir dengesizlik olarak görmektedir (Musa, 1976: 189).

Parasalcı yaklaşıma göre dış ticaret dengesizliğinin giderilmesi sabit veya esnek kur politikası izlenmesine göre değişebilmektedir. Sabit kur sisteminin uygulanması durumunda dış açığın ortaya çıkması rezervlerin azalmasına bağlı olarak ulusal para arzını daraltacak, aksi durumda ise para arzı genişleyecektir. Esnek kur sisteminde ise dış açık veya fazla, rezervler veya ulusal para arzındaki değişmeden ziyade döviz kurlarındaki değişimlerle giderilecektir (Seyidoğlu, 2007: 496).

Bir grup parasalcı iktisatçıya göre devalüasyon, bozulan para talebi ve arzı dengesini yeniden sağlayarak dış ödeme açıklarını giderebilir (Seyidoğlu, 2007, 497). Yerli paranın ani değer kaybetmesi, yerli para talebini artırarak satınalma gücü paritesine göre yurtdışı mallarla karşılaştırıldığında yurtiçi malları daha rekabetçi kılacaktır. Para talebi para arzını aştıkça kurdaki değer kaybının karşılaştırmalı üstünlüğü, yabancı mallara yönelik yurtiçi talebin azalması ve yurtiçi mallara yönelik yurtdışı talebin artmasını sağlayarak ödemeler bilançosunu iyileştirecektir. Ancak parasalcı görüşe göre yerli paranın değer kaybetmesinin ödemeler bilançosu üzerindeki etkisi, parasal otoritenin genişlemeci yurtiçi para arzını açık piyasa işlemleri yoluyla eş-anlı olarak genişletmediği sürece geçici olabilecektir. Parasal otorite, para arzını genişletmek için açık piyasa işlemlerine başvurursa, toplam talep ve yurtiçi fiyatlar yükselecek ve kurdaki değer kaybının yaratacağı rekabet avantajı ortadan kalkacaktır (Yol/Baharumshah, 2007: 36).

Parasalcı yaklaşım ekonominin tam istihdamda olduğunu ve bütçe kısıtının ülkenin uluslararası harcamaları üzerinde etkisinin olacağını vurgulamaktadır. Bu görüş, ödemeler bilançosunun *cari işlemler* ve sermaye hesabını para talebinin para arzını aşması veya para arzının para talebini aşmasını önleme aracı olarak değerlendirmektedir. Böylece ödemeler bilançosundaki bir fazla (açık) talep edilen (arz edilen) para miktarındaki artıştan kaynaklanmaktadır. Parasalcı yaklaşıma göre döviz kurunun ve yurtiçi gelirin para piyasası üzerindeki etkisi aşağıdaki model yardımıyla açıklanmaktadır (Buluswar vd., 1996: 430):

$$M_s / P = L(\bar{Y}, \bar{e}) \quad (3)$$

Burada  $M_s$ , nominal para arzını,  $L$  para talebini,  $\bar{Y}$  yurtiçi geliri,  $\bar{e}$  nominal döviz kurunu göstermektedir. Bu yaklaşımda  $\bar{e}$ 'nin artması yerli paranın satınalma gücünü azaltacağından ülkenin aynı miktar ithal malları satın almak için daha fazla para talep edecektir.  $M_s$ 'deki bir artış, kapalı ekonomide ülke vatandaşlarının nakit balanslarını yurtiçi mallara harcamasını sağlamaktadır. Açık bir ekonomide ülke vatandaşları daha fazla ithal malları satın alarak nakit balanslarını azaltmakta ve böylece ticaret dengesi kötüleşmektedir (Dornbush, 1973; Frenkel/Rodriguez, 1975). Ancak  $M_s$ 'nin  $P$ 'yi,  $P$ 'nin de reel döviz kurunu (E) etkilemesinden dolayı bir belirsizlik ortaya çıkmaktadır. Artan  $M_s$ ,  $P$ 'yi artırırken,  $P$ 'deki artış E'nin düşmesine ve bu da uzun dönemde ticaret dengesinin iyileşmesini sağlamaktadır. Döviz kurundaki bir artış, yurtdışı fiyatların artacağını veya yurtiçi fiyatların düşeceğini gösterse de döviz kuru belirsiz bir etkiye de sahip



olabilmektedir. Artan fiyatlar genel düzeyi ( $P$ ) reel para arzının ( $M_s/P$ ) düşmesini ve böylece ülke vatandaşlarının daha fazla para tutmasına neden olmaktadır. MB’nın para arzından daha fazla para talebinin olduğu bu durumda, nakit açıkları ülkeye giren yurtdışı parasal akımlarla karşılanacak ve böylece ticaret dengesi iyileşecektir. Diğer taraftan artan yurtiçi gelir ( $Y$ ) de para talebinin artmasını sağlayacak ve  $Y$  ile  $TB$  arasında pozitif ilişki ortaya çıkacaktır.  $Y$ ’nin artmasıyla işlem amaçlı para talebi artacak ve böylece ülke içindeki likidite açığı yabancıların (ihraç mallarını satın alarak) ülkeye para göndermeleriyle karşılanacak ve bu da ticaret dengesini olumlu yönde etkileyecektir. Aşağıdaki parasalcı yaklaşıma ait modelde yurtiçi ve yurtdışı değişkenler ters yönde işarete sahiptirler (Buluswar vd.,1996: 430):

$$TB = TB(Y^+, Y^{*-}, M_s^-, M_s^{*+}, E^?) \quad (4)$$

Milani (1989:71) elastikiyet ve parasalcı yaklaşımın ticaret dengesinin belirleyicileri konusunda tamamlayıcı teoriler olduğunu vurgulamıştır. Devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde geçici ve pozitif etkiye sahip olduğunu, uzun dönemde ise ML koşulunun sağlanması durumunda devalüasyonun ticaret dengesini dengeye getireceğini ifade etmiştir. Devalüasyonun kısa dönem etkilerinin elastikiyet yaklaşımıyla, uzun dönem etkilerinin ise parasalcı yaklaşımla açıklanabileceği görüşünü ileri sürmüştür.

Yurtiçi ve yurtdışı gelirin ticaret dengesi üzerindeki etkisi dikkate alındığında massetme ve parasalcı modeller ters yönde öngörülere sahiptirler. Massetme yaklaşımında yurtiçi gelirle ticaret dengesi arasında negatif, parasalcı yaklaşımda ise pozitif ilişki öngörüsü yapılmaktadır. Yurt dışı gelirle ticaret dengesi arasında ise ilk yaklaşımda pozitif, ikinci yaklaşımda negatif ilişki beklenmektedir. Massetme yaklaşıma göre, artan gelir yapılan ithalatın miktarını artırmakta ve böylece ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemektedir. Artan yurtdışı gelir ise ihracatı miktar olarak artırmakta ve ticaret dengesini olumlu yönde iyileştirmektedir. Parasalcı yaklaşımda ise reel yurtiçi gelirdeki bir artış reel para talebinde artışa yoluyla ticaret dengesi üzerinde bir etkiye neden olmaktadır. Bu etkinin yönü ise MB’nın para politikasına bağlı olarak değişmektedir. Eğer MB yurtiçi krediler yoluyla para arzını artırmazsa, yabancı ülkelerden döviz girişi artacak ve bu da ödemeler bilançosunun fazla vermesine yol açacaktır.

Elastikiyet ve parasalcı yaklaşım döviz kurlarının ticaret dengesi üzerindeki etkisini açıklamaya ağırlık vermektedir. Talep koşulları üzerine yoğunlaşan elastikiyet yaklaşımı, yurtiçi ihracat arzı ve yurtdışı ithalat arzının talep hacmindeki değişimin nispi fiyatlar üzerindeki etkisinin açık olmamasından dolayı tam esnek olduğunu varsaymaktadır. Nispi fiyatlardaki

değişmelerin sadece nominal döviz kurlarındaki değişmelerden kaynaklanmasından dolayı yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar sabit kabul edilmektedir. Ayrıca elastikiyet yaklaşımı, döviz kurlarındaki değişmelerin cari işlemler dengesi üzerinde iki yönlü etki yaptığını ifade ederek bunlardan birincisinin açığın azaltılması, diğeri ise açığın daha da kötüleşebileceği görüşüdür.

### 3. AMPİRİK UYGULAMALAR

Literatürde ticaret dengesini açıklamaya yönelik çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak bu çalışmalarda kullanılan değişkenlere, dönem farklılığına ve ilgili ülkelerde uygulanan ekonomi politikalarına göre farklı sonuçlara ulaşılmaktadır.

Rose/Yellen (1989) 1963-1988 dönemi arasında ABD ve G7 ülkeleri arasındaki üç aylık ikili ticaret verilerini kullanmışlar ve reel döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı gelirin reel dış ticaretin bir fonksiyonu şeklinde tanımladıkları modelde reel döviz kuru ile ticaret dengesi arasında uzun dönemde zayıf bir ilişkinin mevcut olduğunu, buna karşılık kısa dönemde J-eğrisi etkisinin olmadığını göstermişlerdir.

Bahmani-Oskooee/Malixi (1992) 1973-1985 üç aylık veriler kullanarak Türkiye'nin de içinde bulunduğu 13 gelişmekte olan ülke için yaptığı çalışmada J-eğrisi hipotezini destekleyen bir sonuca ulaşamamıştır.

Bahmani-Oskooee/Alse (1994) Engle-Granger eşbütünleşme yöntemini kullanarak 1971-1990 dönemi üç aylık verileriyle 19 sanayileşmiş ve 22 gelişmekte olan ülkenin ticaret dengesiyle reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Nominal devalüasyonun uzun dönemde ticaret dengesi üzerinde Kosta Rika, Brezilya ve Türkiye'de pozitif, İrlanda'da negatif ilişki içinde, buna karşılık Kanada, Danimarka, Almanya, Portekiz, İspanya, Sri Lanka, İngiltere ve ABD'de uzun dönemde ilişkisinin olmadığını ortaya koymuşlardır. Ayrıca Türkiye'de nominal devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde pozitif etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir.

Bahmani-Oskooee/Brooks (1999), Rose ve Yellen (1989)'in sonuçlarını doğrulayan bulgulara ulaşmış ve ABD'nin altı ticaret partneri ile yaptığı ikili ticarete J-eğrisi etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Ancak ticaret dengesiyle döviz kurları arasında uzun dönemli anlamlı ilişkiye rastlanmıştır. Böylece ABD dolarındaki reel değer kaybının ABD'nin ticaret dengesi üzerinde olumlu etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Arize (1994: 1-2) 9 Güney Doğu Asya ülkesinin 1973-1991 üç aylık verilerini kullanarak ticaret dengesiyle reel döviz kuru arasındaki uzun dönem ilişkisini eşbütünleşme yöntemiyle analiz etmiştir. Model sonucunda ticaret

dengesiyle reel döviz kuru arasında uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin varlığını göstermişlerdir. Çalışmada incelenen yaklaşımın ML koşulunun istikrarını test etmede kabul edilebilir olabileceğini vurgulamıştır.

Buluswar vd. (1996: 431-432) 1960-1990 dönemi üç aylık verilerini kullanarak eşbütünleşme yöntemiyle Hindistan’da ticaret dengesinin belirleyicilerinin hangi teorik yaklaşıma uygun olduğunu araştırmıştır. Modeli

$$B = F(Y, Y^*, M_s, M_s^*, E) \quad (5)$$

şeklinde tanımlamış ve modelde  $B, Y, Y^*, M_s, M_s^*, E$  sırasıyla ticaret dengesini, yurtiçi geliri, yurtdışı geliri, yurtiçi para arzını, yurtdışı para arzını ve reel döviz kurunu temsil etmektedir. Model sonucunda parasalcı yaklaşımın diğer modellere göre daha iyi performans gösterdiği, devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde uzun dönemde olumlu etkisinin olmadığı, böylece J- eğrisi etkisinin Hindistan ekonomisinde ortaya çıkmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Buluswar vd (1996) tarafından elde edilen bulguları destekleyen ampirik bir çalışma da Singh (2002) tarafından yapılmıştır. Singh (2002: 442) 1960-1995 dönemi için VAR yöntemini kullanarak yaptığı çalışmada, Hindistan’ın uzun dönemde ticaret dengesiyle reel döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı gelir değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Elde ettiği sonuçlar elastikiyet ve massetme yaklaşımından ziyade parasalcı yaklaşımın görüşlerini desteklemiştir.

Rahman/Muhammed (1996: 807-808) 1973:2-1992:2 dönemi üç aylık verileri kullanarak ABD’de ağırlıklandırılmış reel döviz kuruyla reel dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme yöntemiyle araştırmıştır. Tahmin sonucunda uzun dönemde esnek kur sistemi altında reel döviz kuruyla reel dış ticaret dengesi arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanmamıştır.

Shirvani/Wilbratte (1997) 1973-1980 dönemi aylık verileriyle çok değişkenli eşbütünleşme yöntemini kullanarak ABD’nin Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya ve İngiltere’yle ikili ticaretinde reel döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Model sonucunda İtalya hariç, diğer tüm ülkelerde reel döviz kuru ile ticaret dengesi arasında beklenen yönde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin varlığına ulaşılmıştır. Ayrıca, uzun dönemde döviz kuruna ticaret dengesinin olumlu tepki vermesine karşılık, kısa dönemde (1-6 ay) bu tepkinin görülmediğini ve bundan dolayı ters L-eğrisi etkisinin olabileceğini önermişlerdir.

Weixian (1999: 685) Çin’de 1986-1996 dönemi aylık verilerini kullanarak ticaret dengesi ile makroekonomik değişkenler (yurtiçi ve yurtdışı gelir, reel döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı para arzı) arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme yöntemiyle analiz etmiştir. Diğer değişkenlerle birlikte döviz

kuru değişkeninin modele katılması durumunda ticaret dengesi ile bazı değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin kaybolduğunu belirtmiştir. Massetme parasalcı ve elastikiyet modellerini karşılaştırdığında elastikiyet modelinin diğerlerinden daha iyi performans gösterdiği bulgusuna ulaşmıştır. Ayrıca devalüasyonun ticaret dengesi üzerinde anlamlı etkiye sahip olduğunu vurgulayarak Çin’de J eğrisinin varlığını ortaya koymuştur.

Wilson (2001) ve Wilson/Tat (2001) 1970-1996 dönemi üç aylık verileri kullanarak Singapur Malezya ve Kore’nin ABD ve Japonya ile yaptığı ikili ticarete yönelik, ticaret dengesi ve reel döviz kuru yurtiçi ve yurtdışı gelir arasındaki ilişkiyi ve J-eğrisi etkisinin varlığını incelemiştir. Çalışma sonuçlarında ticaret dengesi, reel döviz kuru ve yurtiçi gelir arasında uzun dönemde istikrarlı bir ilişkinin olmadığını ve J-eğrisi etkisinin zayıf olduğunu öngörmüşlerdir. Sadece Kore’nin ABD ve Japonya ile yaptığı ticarete J-eğrisinin varlığı bulunmuştur.

Baharumshah (2001) 1980-1996 üç aylık verileriyle Malezya ve Tayland’ın Japonya ve ABD ile yaptığı ikili ticarete, ticaret dengesinin belirleyicilerini eşbütünleşme yöntemiyle araştırmıştır. Model tahmini sonucunda Malezya ve Tayland’ın ticaret dengesinin reel döviz kuru, yurtiçi ve yurt dışı gelire eşbütünleşme ilişkisi göstermiştir. Devalüasyon uzun dönemde her iki ülkenin ticaret dengesini iyileştirirse de, kısa dönemde J-eğrisi etkisi sadece Tayland’dan ABD’ye yönelik ticarete ortaya çıkmıştır.

Lal/Lowinger (2002: 381) 1985-1998 dönemi üç aylık verilerini kullanarak 5 Güney Doğu Asya ülkesinin uzun ve kısa dönem ticaret dengesinin belirleyicilerini eşbütünleşme, hata düzeltme modelleri ve etki tepki fonksiyonlarını kullanarak incelemiştir. Model sonucunda bu ülkelerin yerli paralarındaki değer kaybının ticaret dengesini uzun dönemde iyileştirdiği, kısa dönemde döviz kurundaki değişmelerin dinamik etki gösterdiği, etki-tepki fonksiyonlarının kullanılmasıyla her ülkede ticaret dengesinin uyum hızı farklı olsa da J-eğrisi etkisinin ortaya çıktığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca üç ülkenin (Hindistan, Nepal ve Sri Lanka) ticaret partnerlerinin toplam gelirlerindeki (sanayi üretim endeksi ölçütü olarak) artışın bu ülkelerin ticaret dengesini olumlu etkilediği görülmüştür.

Onafowora (2003) üç Asya ülkesinin (Tayland, Malezya ve Endonezya) ABD ve Japonya ile yaptığı ticarete, reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkisini 1980-2001 dönemi üç aylık veriler yardımıyla eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri kullanarak araştırmıştır. Tahmin sonucunda her ülkede ticaret dengesi, reel döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı reel gelir arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisine rastlanmıştır. Etki-tepki fonksiyonlarıyla şokların etkilerini inceleyerek potansiyel J-eğrisi etkisinin varlığı görülmüştür.

Ayrıca uzun dönemde ML koşulunun geçerli olduğu ve kısa dönemde değişen ölçüde J-eğrisi etkisinin var olabileceğini sonucuna ulaşılmıştır.

Hacker/Hatemi-J, (2004: 777-797) 1993:8-2002:7 dönemi aylık verilerini kullanarak üç Merkezi Doğu Avrupa ülkesinin reel döviz kurlarının Almanya ile olan ikili ticaret dengesini nasıl etkilediğini eşbütünleşme yöntemiyle araştırmış ve modeli

$$\ln(X/M) = f(\ln(E), \ln(P^*/P), \ln IP, \ln IP^*) \quad (6)$$

oluşturmuştur. Burada ticaret dengesini ihracat- ithalat yerine ihracatın ithalata (X/M) oranı, E nominal döviz kurunu, P\*/P reel döviz kurunu, aylık yurtiçi ve yurtdışı gelirin olmamasından dolayı sanayi üretim endeksi geliri temsil etmiştir. Bu amaçla IP yurtiçi gelir (yurtiçi sanayi üretim endeksi), aynı şekilde IP\* yurtdışı geliri temsil etmektedir. Model sonucunda para birimlerinin reel ve nominal değer kaybetmesi, Alman fiyatlarının yurtiçi fiyatlara göre artmasına tepki olarak şoktan sonraki dört ayda ticaret dengesi üzerinde negatif, uzun dönemde ise pozitif etkiye sahip olacağını göstermiş ve bu sonucun J-eğrisinin karakteristik özelliklerini taşıdığını belirtmişlerdir.

Narayan/Narayan (2004: 378) Rose ve Yelen (1989)’in ticaret dengesinin belirleyicileri olarak kullandıkları aşağıdaki modelle

$$ME = f(REER, FY, GNI) \quad (7)$$

1970-2002 dönemi yıllık verileriyle Fiji’nin ticaret dengesini ARDL modeliyle tahmin etmişlerdir. Logaritmik forma dönüştürülen modelde, ME ithalatın ihracata oranı (M/X) olarak ticaret dengesini, FY yurtdışı geliri, GNI yurtiçi geliri göstermektedir. Model tahmini sonucunda, ticaret dengesiyle belirleyicileri arasında eşbütünleşme ilişki mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca uzun dönemde yurtiçi gelir ve reel döviz kuru katsayıları (sırasıyla 1.018 ve -0.409) beklenen işaretlere sahip olmakla birlikte anlamlı bulunmuştur. Yurtiçi gelir artışının ticaret dengesini olumsuz etkilemesi, büyümenin ithalatı artırıcı etkisinin ihracata yönelik mal arzını artırıcı etkisinden daha büyük olduğunu şeklinde yorumlanmıştır. Yurtdışı gelir artışının ticaret dengesini olumlu etkilese de yurtdışı gelir esnekliğinin inelastik olması etkinin büyüklüğünü azaltmıştır. İlk 2 yıldan sonra paranın reel değer kaybının ticaret dengesi üzerindeki iyileştirici etkisinin kaybolarak ticaret dengesini kötüleştirdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Gomez/Alvarez-Ude (2006) çok değişkenli eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri kullanarak 40-50 yıllık dönem boyunca Arjantin’in ticaret belirleyicilerini incelemişlerdir. Çalışmada ticaret dengesini reel döviz kurunun, yurtdışı ve yurtiçi gelirin bir fonksiyonu şeklinde ifade etmişler ve farklı döviz kuru politikalarını dikkate almışlardır. Tüm modellerde ticaret dengesiyle

yurtiçi gelirin negatif, yurtdışı gelirin pozitif ilişki içinde olduğu bulunmuş ve masnetme yaklaşımına uygun bir ampirik sonucun ortaya çıktığı vurgulanmıştır.

Duasa (2007: 95-97) 1974-2003 dönemi yıllık verilerini kullanarak Malezya dış ticaretin belirleyicilerini ARDL yöntemiyle tahmin etmiştir. Dış ticaret dengesini ( $X/M$ ), reel döviz kuru ( $REER$ ), yurtiçi GSYİH ( $GDP$ ) ve para arzı ( $M3$ ) göstergelerini kullanarak dış ticaret modelini

$$(X/M) = f(REER, GDP, M3) \quad (8)$$

şeklinde oluşturmuştur. Model sonucunda 4 değişken arasında uzun dönemde eşbütünlük ilişkisi görülmüştür. Uzun dönem ticaret dengesi ile  $GDP$  arasında pozitif, parasal büyüklük arasında ise negatif ve anlamlı ilişkinin varlığına rastlanırken reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca kısa dönemde hata düzeltme terimi ( $ECT$ ) negatif ve anlamlı çıkmıştır. Ancak 1962-1990 alt dönemi hariç, tüm dönemlerde ticaret dengesiyle reel döviz kuru pozitif yönde eşbütünlük gösterdiği bulunmuştur. Reel döviz kurunun katsayısının işaretinin pozitif olması,  $ML$  koşulunun sağlanması olarak yorumlanmıştır.

Türkiye’de dış ticaretin belirleyicilerinin aştırılmasına yönelik önemli çalışmalara rastlanmaktadır. Örneğin Rose (1990) 1970-1988 dönemi için Türkiye’nin içinde bulunduğu 30 ülkeyi incelediği çalışmasında, Türkiye’de reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını sonucuna varmıştır.

Brada vd. (1997) ise 1969-1993 dönemini 1969-1979 ve 1980-1993 olmak üzere iki alt döneme ayırmış ve bu dönemlerde reel döviz kurunun farklı etkilere neden olup olmadığını araştırmışlardır. Rose/Yellen (1989)’in geliştirdiği ticaret dengesi modelini kullandıkları çalışmada, ilk dönemde ticaret dengesi, reel döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı gelir arasında uzun dönem ilişkisi yokken, ikinci dönemde ticaret dengesinin döviz kurundaki değişmelere duyarlı olduğu sonucuna varmıştır.

Kale (2001: 26) Türkiye’de 1984:1-1996:2 dönemi için reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerindeki etkisini eşbütünlük yöntemini kullanarak tahmin etmiştir. Uzun dönemde yerli paranın reel değer kaybının ticaret dengesini iyileştirdiğini, ancak bu etkinin bir yıl sonra kaybolduğu sonucuna ulaşmıştır. Kısa dönemde üçüncü üç aylık dönemden sonra reel döviz kurundaki değer kaybının ithalat girdilerinin fiyatlarını artırdığını, bu artışın ihracat fiyatlarına yansiyarak ticaret dengesini olumsuz etkileyeceğini ifade etmiştir. Ayrıca yurtiçi gelirdeki artışın ise ticaret dengesini olumsuz yönde etkilediğini sonucuna ulaşmıştır.

Akbostancı (2004) ise 1987-2000 döneminde üç aylık verileri kullanarak Türkiye’de J-eğrisi etkisinin varlığını araştırmıştır. Kısa dönemde J-eğrisi hipotezini destekler bir sonuca ulaşamamıştır. Halıcıoğlu (2004) ise 1985-2005 dönemi üç aylık verilerini kullanarak 13 ticaret ticaret partneriyle yaptığı ikili ticarete Türkiye’nin J-eğrisi etkisini analiz etmiştir. Türk Lira’sının değer kaybının Türkiye ile 13 ticari partneri ile yaptığı ticareti üzerine olan etkisini kısa ve uzun dönemde ARDL yöntemiyle tahmin etmiştir. Tahmin sonucunda kısa dönemde J-eğrisi etkisi ortaya çıkmasa da uzun dönemde Türk parasının reel değer kaybının, Türkiye’nin ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Sivri/Usta (2001), Granger nedensellik testi ve VAR yöntemini kullanarak Türk ekonomisinin ihracat ve ithalat yapısını incelemeyi amaçladılar. Çalışmanın sonucunda, tartılı reel efektif döviz kurundan ithalat veya ihracata doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaştıklarını açıklayarak, kur ayarlamalarının dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir araç olarak kullanılamayacağını öne sürdüler.

Şimşek/Kadılar (2004) Türkiye için 1970-2002 dönemine ait yıllık verileri kullanarak sınır testi yaklaşımıyla tahmin ettikleri model sonuçlarına üretim artışının ticaret dengesini olumlu yönde etkileyebileceğini vurgulamışlar ve devalüasyonun dış ticaret dengesizliğinin düzeltilmesinde yardımcı politika aracı olarak kullanılabilmesini ifade etmişlerdir. Ayrıca ekonomik büyümenin ticari denge üzerinde negatif etkilere yol açacağını belirtmişlerdir.

Berument/Dinçer (2005: 1181) Türkiye’de dış ticaret dengesindeki gelişmeyi Dolar-Euro paritesindeki değişime bağlı olarak incelemişlerdir. Türkiye’de 1985:1-2003:7 dönemi için aylık veriler kullanarak dış ticaret dengesi ile Dolar-Euro paritesi, reel döviz kuru ve yurtiçi gelir (yerine sanayi üretim endeksi) arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme yöntemiyle araştırmışlardır. Modelde eşbütünleşme ilişkisine rastlanmış ve Euro’nun dolar karşısında değerlendirilmesinin geliri pozitif etkilediği, ihracatın Euro ağırlıklı olmasına bağlı olarak ülke paralarının değer kazanmasıyla ticaret dengesini olumlu etkileyeceği bulgusuna ulaşmışlardır.

Yamak/Korkmaz (2005) 1995:1-2004:4 dönemini kapsayan üç aylık verilerle reel döviz kuru değişimlerinin Türkiye’nin dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini farklı mal grupları dikkate alarak belirlemeye çalışmışlardır. Model tahmini sonucunda değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişkinin olmadığı, kısa dönemde reel döviz kurunun artışı ile sermaye mallarının ithalatının azalmasıyla dış ticaret dengesinin olumlu yönde etkileneceği bulgusuna ulaşılmıştır. Dış ticaret açığını azaltmanın bir yolunun

da büyüme hedeflerinden vazgeçmek olduğu, ancak bu politikanın oldukça maliyetli olabileceği ifade edilmiştir.

Peker (2007) Türkiye’de ticaret dengesinin (ihracat-ithalat oranı) belirleyicilerini 1992:1-2006:4 dönemi üç aylık verilerle VAR yönetimi kullanarak tahmin etmiş ve modelde bağımsız değişken olarak reel yurtiçi gelir, yurtdışı gelirin ölçümü olarak ABD reel geliri, reel döviz kuru ve kriz dönemleri için kukla değişkenler kullanmıştır. Model sonucunda ticaret dengesiyle belirleyicileri arasında uzun dönemde eşbütünleşme görülmüştür. Uzun dönemde reel yurtiçi ve yurtdışı gelirdeki artışın ticaret dengesini istatistiksel olarak sırasıyla negatif ve pozitif yönde etkilediği, buna karşılık reel döviz kurundaki artışın ticaret dengesini negatif etkilediği şeklinde teoriyle tutarlı olmayan bulguya rastlamıştır.

## 4. EKONOMETRİK YÖNTEM

### 4.1. Model ve Veri Seti

Çalışmada üç teorik yaklaşıma uygun değişkenler kullanılarak aşağıdaki ticaret dengesi modeli oluşturulmuştur.

$$LTB_t = \beta_0 + \beta_1 LM3_t + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LREER_t + \beta_4 LY_t^* + u_t \quad (9)$$

Değişkenlere ilişkin veriler Ocak 1989-Aralık 2005 dönemini kapsayan aylık değerlerden oluşmaktadır. Ticaret dengesi ( $TB$ ) toplam ihracat değeri ile toplam ithalat değeri arasındaki farktır. Çalışmalarda genellikle ithalatın ihracattan büyük olmasına bağlı olarak ticaret dengesi serisinin negatif değerler alması ve serinin logaritmik forma dönüştürülememesi, ticaret dengesi serisinin birçok ampirik uygulamada [(Bahmani-Oskooee/Brooks (1999), Bahmani-Oskooee/Alse (1994), Lal/Lowinger (2001) Onafowora (2003) Duasa (2007) Narayan/Narayan (2004)] ticaret dengesinin ihracatın ( $X$ ) ithalata ( $M$ ) oranı ( $X/M$ ) veya tersi ( $M/X$ ) şeklinde tanımlanmasına neden olmuştur. Çalışmamızda da ticaret dengesi serileri ( $TB$ ) ihracatın ithalata oranı ( $X/M$ ) şeklinde belirlenmiş ve oranın artması ticaret dengesinin iyileşmesi, azalması ise kötüleşmesi şeklinde yorumlanmaktadır. Bu oran reel veya nominal ticaret dengesi olarak ifade edilmektedir.



Modelde Türkiye için yurtiçi geliri gayrisafi yurtiçi hasıla<sup>1</sup> GDP, parasal büyüklüğü M3, reel döviz kurunu REER<sup>2</sup> (ağırlıklandırılmış reel efektif döviz kuru), yurtdışı geliri Y\* (yerine aylık ABD GSYİH serisi olmadığından ABD sanayi üretim endeksi) temsil etmektedir. Yurtiçi gelir (GDP) ve M3 serileri 1987=100 TÜFE endeksine bölünerek reel serilere dönüştürülmüştür. Y\* ve REER, reel değişkenler olduğundan reele dönüştürme işlemine gerek görülmemiştir. Ardından tüm serilerin logaritması alınmış ve serilerin aylık olması nedeniyle mevsimsel etkiler gösterip göstermediği araştırılmıştır. Değişkenlerden sadece yurtiçi ve yurtdışı gelirin mevsimsel etki gösterdiği belirlenmiş ve bu seriler hareketli ortalamalar yöntemine göre mevsimsellikten arındırılmıştır. Modelde kullanılan değişkenlerin serilerine ilişkin grafikler EK 1’de gösterilmektedir. Değişkenlerin Keynesci (massetme ve elastikiyet) ve parasalcı yaklaşıma göre alması gereken işaretler sırasıyla denklem 10 ve 11’de verilmiştir.

$$TB = f(\bar{M3}, \bar{GDP}, \bar{REER}, \bar{Y}^*) \quad (10)$$

$$TB = f(\bar{M3}, \bar{GDP}, \bar{REER}, \bar{Y}^*) \quad (11)$$

ABD sanayi üretim endeksi IMF *International Financial Statistics* (IFS)’den, TÜFE endeksi M3, REER ve GDP serileri TCMB’nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) ve TÜİK’den alınmıştır. Modellerin tahmininde Eviews 5.0 ekonometri paket programı kullanılmıştır.

<sup>1</sup> Araştırmada kullanılan aylık GSYİH verileri TCMB’nin Elektronik Veri Dağıtım Sistemi’nden (EVDS) alınmıştır. Aylık GSYİH değerleri TÜİK tarafından açıklanmamasına rağmen EVDS’den elde edilebilmektedir. GSYİH serileri, belirli tahmin yöntemleri kullanılarak (sabit, kesikli, doğrusal, kübik) orijinal frekanstan farklı bir frekansa dönüştürülebilmektedir. EVDS’den aylık olarak elde ettiğimiz seri, orijinal 3 aylık GSYİH serisi kullanılarak “sabit” tahmin yöntemine göre üretilen tahmini değerlerden oluşmaktadır. (Geniş Bilgi için Bkz. <http://evds.tcmb.gov.tr/>).

<sup>2</sup> Gelişmekte olan ülkelerde devalüasyon, uluslararası rekabet avantajı sağlaması ve ihracat gelirlerini artırması beklentisiyle yapılmaktadır. Ancak devalüasyon sonrası yerli para cinsinden ithal girdi fiyatlarındaki artış, ülkede enflasyon eğilimini artırarak bu olumlu etkiyi sınırlandırabilmektedir. Devalüasyonun bu enflasyonist etkisi, ihracatı ithalata bağlı olan ülkelerde daha güçlü olarak ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle ampirik uygulamalarda nominal devalüasyondan ziyade reel devalüasyon (reel döviz kuru) kullanılarak devalüasyonun enflasyonist etkisi ortadan kaldırılmakta ve güvenilir bir J-eğrisi etkisine ulaşılmaktadır [(Geniş bilgi için bkz: Bahmani-Oskoe/Gelan, (2007); Bahmani-Oskoe/Miteza, (2002)].

## 4.2. Birim Kök Analizi

Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşılabilceğini göstermiştir. Zira durağan serilerin kullanıldığı serilerden elde edilen sonuçlarda bir sorun gözlenmez iken, durağan olmayan serilerin kullanılması güvenilir olmayan ve yorumlanması ekonomik olarak zor olan sonuçların elde edilmesine yol açabilecektir. Bu nedenle zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını araştırmadan önce mutlaka analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir.

Uygulamada serilerin durağanlık özelliklerinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey/Fuller (ADF) (1981), Phillips/Perron (PP) (1988) testleridir. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde ADF birim kök testinden yararlanılmış ve değişkenlerin gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaika Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır.

Tablo 1, ADF birim kök test sonuçlarını göstermektedir. ADF birim kök test sonuçlarına göre, LGDP LM3 ve LY değişkenleri düzeyde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri için bütünleşme derecesi I(1)'dir. LREER ve LTB serilerin ise düzeyde durağan olduğundan bütünleşme derecesi I(0)'dir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF- t istatistiği (Düzey)		ADF- t istatistiği (Birinci Fark)		
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	
<i>LTB</i>	-4.225(13)***	-4.373(13)***	4.790(14)***	4.771(14)***	
<i>LGDP</i>	-1.614(6)	-2.723(6)	-6.645(7)***	-6.612(7)***	
<i>LM3</i>	0.998(13)	-1.713(13)	-3.200(12)**	-3.863(12)**	
<i>LREER</i>	-2.209(2)	-3.312(2)*	9.201(1)***	9.183(1)***	
<i>LY *</i>	-0.272(4)	-1.872(14)	-6.055(3)***	-6.036(3)***	
Anlamlık Düzeyi	%1	-3.462	-4.004	-3.462	-4.004
	%5	-2.875	-3.432	-2.875	-3.432
	%10	-2.574	-3.139	-2.574	-3.139

Parantez içindeki değerler AIC kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. Maksimum gecikme uzunluğu 14 olarak alınmıştır. \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

### 4.3. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme tekniğinin uygulanması için her değişkenin eşbütünleşme derecesinin belirlenmesi gerekmektedir. Yukarıdaki ADF test sonuçlarına göre, değişkenlerin eşbütünleşme derecelerinin aynı olmadığı sonucuyla karşılaşılabilmektedir. Serilerin eşbütünleşme derecelerinin farklı olması halinde hem Engle/Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme yönteminin hem de Johansen (1988) ve Johansen/Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme yaklaşımının uygulanmasını mümkün olmayacaktır. Bu yaklaşımlarda tüm serilerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farklı alındığında durağan hale gelmelerini, yani serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektirmektedirler. Oysa modelimizde kullandığımız beş değişkenden üçünün (LGDP LM3 ve LY) birinci farkı alındığında durağan hale gelirken iki değişken (LREER ve LTB) düzeyde durağan oldukları ortaya görülmüştür. Bu durumda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerinin kullanılması uygun değildir.

Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran/Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Bu yeni yöntem ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşımın avantajı değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının araştırmasıdır. Yukarıdaki 4 bağımsız değişkene sahip model 12’ye ilişkin sınır testi için kurulan ARDL modeli aşağıda gösterilmektedir.

$$\Delta LTB_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta LTB_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta LMB_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{5i} \Delta LY_{t-i}^* + a_6 LTB_{t-1} + a_7 LMB_{t-1} + a_8 LGDP_{t-1} + a_9 LREER_{t-1} + a_{10} LY_{t-1}^* + u_t \quad (12)$$

Burada sınır testinin uygulanabilmesi için yukarıdaki modellerde  $m$  olarak gösterilen gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Burada eşbütünleşme ilişkisi varlığının araştırılmasında bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F istatistiği uygulanır. Bu test için hipotez ( $H_0 : a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = a_{10} = 0$ ) kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)’deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği alt kritik değerinden küçükse, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilir. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Diğer

yandan, hesaplanan F istatistiği üst kritik değerin üzerinde olduğunda ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulur.

Modeldeki gecikme sayısı belirlenirken AIC, SC, FPE ve HQ gibi bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. Burada en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Ancak burada seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınır ve eğer otokorelasyon problemi devam ediyorsa bu problem ortadan kalkana kadar bu işleme devam edilir.

Modelde bağımlı değişken  $\Delta LTB$  'nin gecikmeli değeri de yer aldığı için otokorelasyon için DW testi yerine, Breusch ve Godfrey'in geliştirdiği otokorelasyon testi kullanılmaktadır. Aşağıdaki tabloda, incelenen veri seti aylık olduğundan maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve AIC'ye göre uygun gecikme uzunluğu 11 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda otokorelasyona rastlanmamıştır.

Tablo 2: Sınır Testi İçin Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Gecikme Sayısı (m)	AIC	Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi ( $\chi^{2BC}$ )
12	-1.6092	2.282
<b>11</b>	<b>-1.6282</b>	<b>0.239</b>
10	-1.4568	17.631***
9	-1.4913	7.539**
8	-1.5070	3.080
7	-1.4213	9.079**
6	-1.4400	9.259***
5	-1.4459	2.197
4	-1.4994	0.564
3	-1.5105	2.643
2	-1.5262	5.235*
1	-1.5278	4.989*

Not: \*\*\*, \*\* ve \* işaretleri sırasıyla % 1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmekte ve otokorelasyonun olduğunu göstermektedir

Uygun gecikme sayısı belirlendikten sonra sınır testi yaklaşımıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Aşağıdaki Tablo 3’de değişkenler arasındaki eşbütünleşme sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 3: Sınır Testi Sonuçları

k	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler		
			Alt Sınır	Üst Sınır
4	4.236	%1	3.74	5.06
		%5	<b>2.86</b>	<b>4.01</b>
		%10	2.45	3.52
$R^2 = 0.66$		$F \dot{I}st. 3.857(0.00)$	$DW = 1.966$	
$\chi^2_{RRMKH} = 2.094(0.147)$		$\chi^2_{BGAB} = 0.239(0.887)$	$\chi^2_{JBN} = 1.474 (0.478)$	
$\chi^2_{WDV} = 124.04(0.582)$				

Not: k (12) numaralı denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler, Pesaran vd. (2001)’deki Tablo CI(iii)’den alınmıştır.  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{RRMKH}$ ,  $\chi^2_{JBN}$  ve  $\chi^2_{WDV}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir. Parantez içindeki rakamlar p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 3’de hesaplanan test istatistiğinin yüzde 5 düzeyinde Pesaran vd. (2001)’den alınan üst kritik değerleri aştığı görülmektedir. Bu kritik değerler dört bağımsız değişken ve yüzde 5 anlamlılık düzeyi için geçerlidir. Bu sonuç, değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla değişkenler arasında bir eşbütünleşme olduğundan uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modeli kurulabilecektir.

#### 4.4. Uzun Dönem İlişkisi: ARDL Modeli

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini gösteren ARDL modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir. Gecikme sayılarının belirlenmesi için yine AIC bilgi kriterinden yararlanılmıştır.

$$L\dot{T}B_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} L\dot{T}B_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} LM3_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} LREER_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{5i} LY^*_{t-i} + u_t \quad (13)$$

Modelde kriz yıllarının bağımlı değişken üzerinde etkisini görebilmek amacıyla kriz yıllarını temsil eden üç adet kukla değişken (KUK94, KUK2000 ve KUK2001) kullanılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğunun 12 olarak alındığı modelde, kukla değişken serileri, krizin olduğu yıllardaki aylara 1, diğerlerine 0 verilerek oluşturulmuştur. İstatistiksel bakımdan anlamsız olan 2001 krizini temsil eden KUK2001 kukla değişkeni modelden çıkarılmıştır. Böylece tahmin sonucunda 12 nolu denklemin LTB değişkeni 12, LM3 değişkeni 7, LGDP değişkeni 1 ve Y\* değişkeni 4 gecikmeli değerleri ile tahmin edilmesi sonucuna varılmıştır. Tahmin edilen ARDL (12, 7, 1, 12, 4) modeline ilişkin sonuçlar Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4: ARDL (12, 7, 1, 12, 4) Modeli Tahmin Sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları

Değişken	Katsayı	t - istatistiği	Değişken	Katsayı	t - istatistiği
C	0.364	0.560 (0.575)	$LGDP_t$	0.078	0.384 (0.701)
$L\dot{T}B_{t-1}$	0.162	2.194 (0.029)**	$LGDP_{t-1}$	-0.663	-2.893 (0.004)**
$L\dot{T}B_{t-2}$	0.339	4.564 (0.000)***	$LREER_t$	-0.079	-0.347 (0.728)
$L\dot{T}B_{t-3}$	-0.001	-0.023 (0.981)	$LREER_{t-1}$	-0.165	-0.445 (0.657)
$L\dot{T}B_{t-4}$	-0.068	-0.911 (0.363)	$LREER_{t-2}$	0.258	0.669 (0.5040)
$L\dot{T}B_{t-5}$	-0.067	-0.900 (0.369)	$LREER_{t-3}$	-0.645	-1.726 (0.086)*
$L\dot{T}B_{t-6}$	-0.026	-0.354 (0.723)	$LREER_{t-4}$	0.373	0.994 (0.321)
$L\dot{T}B_{t-7}$	0.009	0.122 (0.902)	$LREER_{t-5}$	0.292	0.772 (0.441)
$L\dot{T}B_{t-8}$	0.063	0.842 (0.400)	$LREER_{t-6}$	-0.637	-1.718 (0.0878)*
$L\dot{T}B_{t-9}$	0.016	0.213 (0.831)	$LREER_{t-7}$	0.461	1.285 (0.200)

$LTB_{t-10}$	-0.143	-1.924 (0.056)**	$LREER_{t-8}$	-0.537	-1.513 (0.132)
$LTB_{t-11}$	-0.023	-0.329 (0.742)	$LREER_{t-9}$	0.523	1.445 (0.150)
$LTB_{t-12}$	0.290	4.337 (0.000)***	$LREER_{t-10}$	0.097	0.268 (0.788)
$LM3_t$	0.305	1.3556 (0.177)	$LREER_{t-11}$	-0.254	-0.738 (0.461)
$LM3_{t-1}$	-0.542	-1.490 (0.138)	$LREER_{t-12}$	0.420	2.014 (0.045)**
$LM3_{t-2}$	0.884	2.361 (0.019)**	$LY^*_t$	0.119	0.110 (0.912)
$LM3_{t-3}$	-0.634	-1.709 (0.089)*	$LY^*_{t-1}$	-1.643	-1.155 (0.249)
$LM3_{t-4}$	-0.321	-0.853 (0.3946)	$LY^*_{t-2}$	1.134	0.791 (0.429)
$LM3_{t-5}$	0.229	0.600 (0.548)	$LY^*_{t-3}$	2.803	1.926 (0.055)*
$LM3_{t-6}$	0.436	1.172 (0.243)	$LY^*_{t-4}$	-2.141	-1.894 (0.060)*
$LM3_{t-7}$	-0.308	-1.367 (0.173)	$KUK94$	-0.176	-4.769 (0.000)***
			$KUK00$	0.101	2.213 (0.028)**
<b>Uzun Dönem Katsayıları</b>			<b>Tanımsal Testler</b>		
$C$	<b>0.809</b>	<b>0.583</b>	$R^2 = 0.99$ $\bar{R}^2 = 0.98$ $F\text{-ist} = 0.007$ $DW = 2.0$		
$LM3$	<b>0.108</b>	<b>0.475</b>	$\chi^2_{RRMKH}(1) = 2.20 (0.13)$		
$LGDP$	<b>-1.300</b>	<b>4.113***</b>	$\chi^2_{BGAB}(2) = 0.403 (0.81)$		
$LREER$	<b>0.237</b>	<b>0.667</b>	$\chi^2_{JBN}(2) = 3.692 (0.157)$		
$LY^*$	<b>0.606</b>	<b>2.096**</b>	$\chi^2_{WDV}(1) = 62.85 (0.94)$		

Not: Bağımlı değişken  $\Delta LTB_t$ ’dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları 12 olmak üzere, AIC’ya göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar P-olasılık değerlerini göstermektedir. \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir.  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{RRMKH}$ ,  $\chi^2_{JBN}$  ve  $\chi^2_{WDV}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

Yukarıdaki model sonuçları incelendiğinde reel yurtiçi gelirin (LGDP) yüzde 1 ve reel yurtdışı gelirin (LY\*) ise yüzde 5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı oldukları, diğer değişkenlerin ise anlamlı olmadıkları görülmektedir. Modelde reel yurtiçi gelirdeki yüzde 1'lik artışın (azalmanın) ticaret dengesinde yüzde 1.30 azalmaya (artışa), aynı zamanda reel yurtdışı gelirdeki yüzde 1'lik artışın (azalmanın) ise ticaret dengesinde yüzde 0.60 artışa (azalmaya) neden olduğu görülmektedir. Modelde reel döviz kurunun (LREER) katsayısının 1'den küçük (0.23) ve anlamsız olması, Türkiye'de uzun dönemde Marshall-Lerner koşulunun geçerliliğinin bulunmadığını ve böylece reel döviz kurunun ticaret dengesi (LTB) üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir. Reel parasal büyüklük göstergesi (LM3) katsayısının işaretinin negatif ve anlamsız olması, değişkenin Keynesci ve parasalcı yaklaşıma uygun olmadığını göstermektedir. Böylece Türkiye'de reel döviz kuru ve parasal büyüklüklerin ticaret dengesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı söylenebilir. Elde ettiğimiz bulgular reel döviz kuru dışında Peker (2007)'in sonuçlarına uygunluk göstermektedir.

Reel yurtiçi gelir katsayısının -1.30 ve reel yurtdışı gelir katsayısının 0.60 olması, katsayıların (yurtiçi ve yurtdışı) gelir esneklikleri şeklinde yorumlanmasını sağlamaktadır. Model, katsayılarının işareti bakımından değerlendirildiğinde, modelin massetme yaklaşımına uygun olduğu görülmektedir. Ticaret dengesi üzerine etkisi bakımından reel yurtiçi gelir elastikiyetinin reel yurtdışı gelir elastikiyetinden daha büyük olması, büyümenin ithalatı artırıcı etkisinin ihracata yönelik mal arzını artırıcı etkisinden daha büyük olduğu şeklinde yorumlanabilir. Ayrıca reel yurtiçi gelir elastikiyetinin (mutlak değer olarak) 1'den büyük olması, Türkiye ithalatının ağırlıklı olarak bileşiminde ara ve yatırım mallarından (2006'da yüzde 88) oluşması, yurtiçi gelirdeki bir artışın bu mallara yönelik talebi daha fazla artırabileceğini göstermektedir. Reel yurtdışı gelir katsayısının (0.60) esnek olmaması ise ihraç mallarının bileşiminde daha çok tüketim mallarının ağırlıklı olmasından (2006'da yüzde 44) dolayı bu mallara yönelik ihracat talep artışının sınırlı kalabileceğini, yani ihraç mallarındaki artışın yurtdışı gelirdeki artışa göre daha düşük olabileceğini göstermektedir. Türkiye'de reel gelir artışının yurtdışı mallara yönelik talep artırıcı etkisinin, yurtdışı reel gelirin yurtiçi mallara yönelik talep artırıcı etkisinden daha büyük olması, ticaret dengesinin uzun dönemde kötüleşmesinin sürebileceğinin bir işareti olarak değerlendirilebilir.

Döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde anlamlı olmamasında, döviz kuruna yönelik geçmişte yapılan politik müdahaleler, IMF politikalarının bir sonucu olarak düşük kur yüksek faiz politikalarının kısa vadeli yabancı sermaye girişini teşvik ederek kurun değer kazanması gösterilebilir.



Modelde değişkenlerin bazı gecikmeli katsayılarının LTB’yi anlamlı bir şekilde etkilediği de görülmektedir. LRM3’ün sadece 3 gecikmeli değerinin pozitif, 2 gecikmeli değerinin negatif, LGDP’nin sadece 1 gecikmeli değerinin negatif, LY\* değişkeninin 3 gecikmeli değerinin pozitif, 4 gecikmeli değerinin negatif, LREER değişkeninin 12 gecikmeli değerinin pozitif, 3 ve 6 gecikmeli değerlerinin ise negatif ve anlamlı şekilde LTB’yi etkiledikleri sonucuna rastlanmıştır.

#### 4.5. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Bu model aşağıdaki görülmektedir.

$$\Delta LTB_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} \Delta LTB_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} \Delta LM3_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{5i} \Delta LY^*_{t-i} + a_6 ECM_{t-1} + u_t \quad (14)$$

Burada  $ECM_{t-1}$  değişkeni Tablo 4’de verilen uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının işaretinin negatif ve anlamlı olması beklenir.

Modelde gecikme uzunlukları AIC yardımıyla belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğunun yine 12 alındığında, kısa dönem ilişkisinin ARDL (12, 9, 8, 9, 1) modeli ile araştırılması gerektiği sonucuna varılmıştır.

Tablo 5: ARDL (12, 9, 8, 9, 1) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişken	Kat-sayı	t - istatistiği	Değişken	Katsayı	t - istatistiği
C	0.008	0.989 (0.324)	$\Delta LM3_{t-9}$	-0.457	-1.945 (0.053)*
$\Delta LTB_{t-1}$	-0.103	-0.680 (0.497)	$\Delta LGDP_t$	-0.116	-0.527 (0.598)
$\Delta LTB_{t-2}$	0.183	1.456 (0.147)	$\Delta LGDP_{t-1}$	-0.584	-2.530 (0.012)**
$\Delta LTB_{t-3}$	-0.002	-0.028 (0.977)	$\Delta LGDP_{t-2}$	-0.348	-1.322 (0.188)
$\Delta LTB_{t-4}$	-0.106	-1.255 (0.211)	$\Delta LGDP_{t-3}$	0.096	0.346 (0.729)
$\Delta LTB_{t-5}$	-0.147	-1.694 (0.092)*	$\Delta LGDP_{t-4}$	0.079	0.303 (0.761)
$LTB_{t-6}$	-0.163	-1.771(0.078)*	$\Delta LGDP_{t-5}$	-0.175	-0.710 (0.478)
$\Delta LTB_{t-7}$	-0.068	-0.731(0.46)	$\Delta LGDP_{t-6}$	0.035	0.139 (0.889)
$\Delta LTB_{t-8}$	0.013	0.155 (0.876)	$\Delta LGDP_{t-7}$	-0.365	-1.514 (0.132)
$\Delta LTB_{t-9}$	-0.002	-0.035 (0.972)	$\Delta LGDP_{t-8}$	0.326	1.371 (0.172)
$\Delta LTB_{t-10}$	-0.149	-1.965 (0.051)*	$\Delta LREER_t$	-0.454	-2.025 (0.044)**
$\Delta LTB_{t-11}$	-0.085	-1.065 (0.288)	$LREER_{t-1}$	-0.108	-0.445 (0.6563)
$\Delta LTB_{t-12}$	0.321	3.989 (0.000)***	$\Delta LREER_{t-2}$	-0.067	-0.279 (0.780)
$\Delta LM3_t$	0.267	1.177 (0.240)	$\Delta LREER_{t-3}$	-0.633	-2.618 (0.009)***
$\Delta LM3_{t-1}$	-0.377	-1.582 (0.115)	$\Delta LREER_{t-4}$	0.331	1.292 (0.198)
$\Delta LM3_{t-2}$	0.627	2.631 (0.009)***	$\Delta LREER_{t-5}$	0.021	0.091 (0.926)
$\Delta LM3_{t-3}$	-0.248	-0.995 (0.320)	$\Delta LREER_{t-6}$	-0.415	-1.804 (0.073)*
$\Delta LM3_{t-4}$	-0.317	-1.308 (0.192)	$\Delta LREER_{t-7}$	0.051	0.214 (0.830)
$\Delta LM3_{t-5}$	0.056	0.219 (0.826)	$\Delta LREER_{t-8}$	-0.530	-2.334 (0.020)**
$\Delta LM3_{t-6}$	0.381	1.566(0.1195)	$\Delta LREER_{t-9}$	0.389	1.622 (0.106)
$\Delta LM3_{t-7}$	-0.065	-0.256 (0.797)	$\Delta LY^*_t$	1.112	1.016 (0.310)
$\Delta LM3_{t-8}$	0.082	0.323 (0.747)	$\Delta LY^*_{t-1}$	-2.796	-2.536 (0.012)**
			$ECM_{t-1}$	<b>-0.704</b>	<b>-4.015 (0.000)***</b>

Kısa Dönem Katsayıları			Tamam Testler
LM3	-0.038	0.078	$R^2 = 0.62$ $\bar{R}^2 = 0.50$ F-ist = 5.26 DW = 2.030
LGDP	-0.801	1.065	$\chi^2_{JBN}(2) = 39.35$ (0.82) $\chi^2_{RRMKH}(1) = 0.42$ (0.51)
LREER	-1.078	2.530**	$\chi^2_{BGAB}(2) = 1.6(0.44)$
LY*	-1.283	0.888	$\chi^2_{WDV}(1) = 62.85(0.94)$

Not: Bağımlı değişken  $\Delta LTB_t$ ’dir. ARDL modelindeki gecikme sayıları 12 olmak üzere, AIC’ya göre belirlenmiştir. Parantez içindeki rakamlar P-olasılık değerlerini göstermektedir. \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılıklarını gösterir.  $\chi^2_{BGAB}$ ,  $\chi^2_{RRMKH}$ ,  $\chi^2_{JBN}$  ve  $\chi^2_{WDV}$  sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması istatistikleridir.

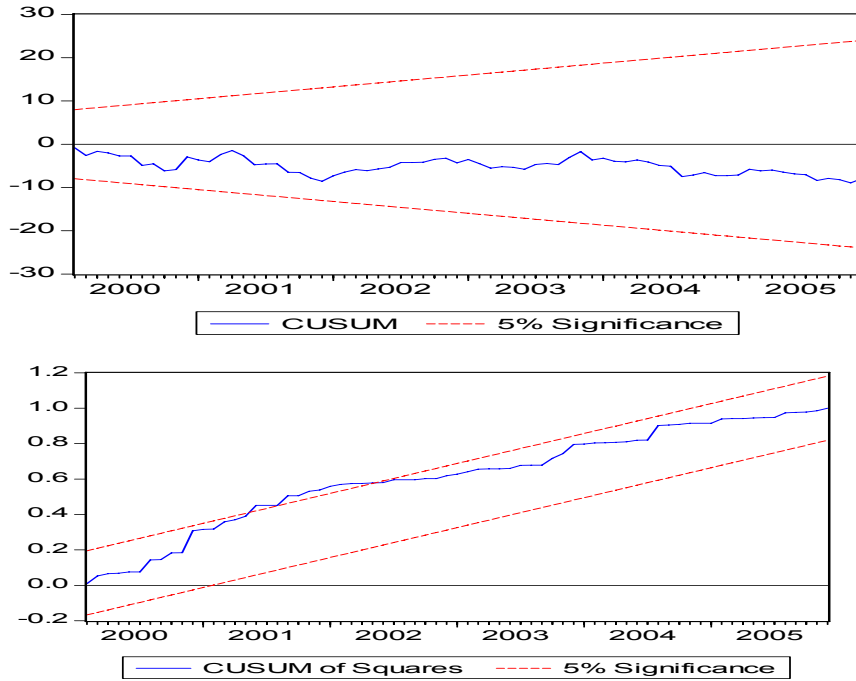
Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı ( $ECM_{t-1}$ ) -0.70 olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme teriminin beklenen şekilde işareti negatiftir ve yüzde 1 düzeyinde istatistiksel bakımdan anlamlıdır. ( $ECM_{t-1}$ ), kısa dönemdeki dengesizliğin yüzde 70’inin uzun dönemde düzeltileceğini göstermektedir.

Modelde kısa dönem katsayıları incelendiğinde LM3, LGDP ve LY\* değişkenlerinin istatistiksel bakımdan anlamsız oldukları ve bu değişkenlerin kısa dönemde LTB üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadıkları anlaşılmaktadır. LREER değişkeninin katsayısının (-1.078) yüzde 5 düzeyinde anlamlı ve negatif olması, kısa dönemde reel döviz kurundaki bir artışın (yerli paranın reel olarak değer kaybetmesi) ticaret dengesi üzerinde negatif etkiye sahip olacağını göstermektedir. Kısa dönemde negatif ve anlamlı, uzun dönemde pozitif ancak anlamlı olmayan LREER katsayısının bu eğilimi, Türkiye’de zayıf bir J-eğrisi etkisinin varlığı sonucuna ulaşılabilir. Bu sonuç LREER değişkeninin anlamlı olan cari ve bazı gecikmeli değerleriyle de tutarlılık göstermektedir. LREER değişkeninin cari, 3, 6 ve 8 gecikmeli değerlerinin katsayılarının negatif ve anlamlı olması, Türkiye’de J-eğrisi etkisinin olabileceği düşüncesini güçlendirmektedir.

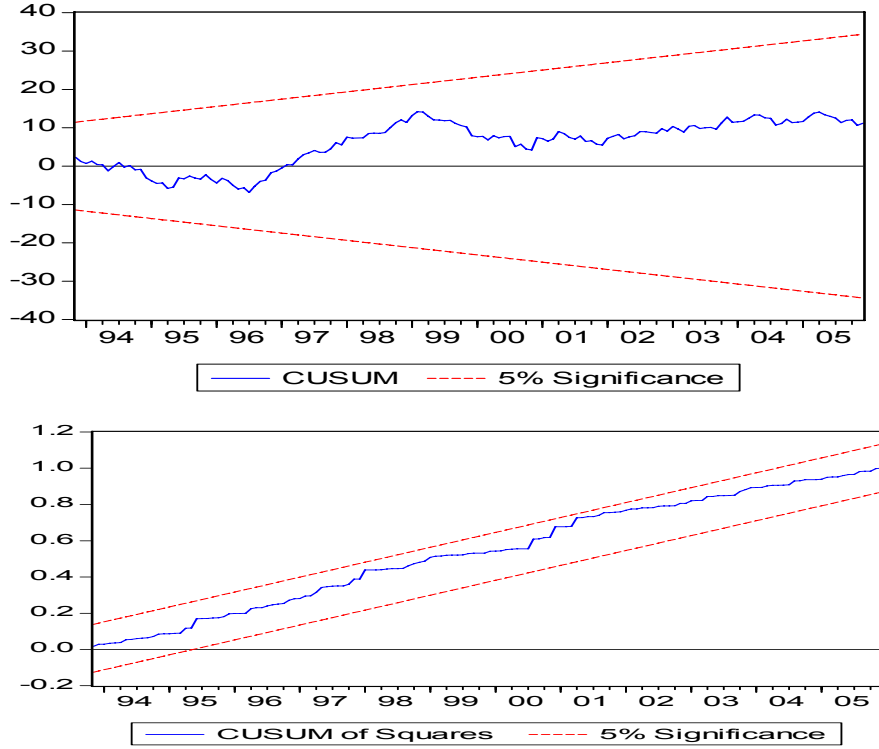
Modelde değişkenlerin gecikmeli değerlerinin LTB üzerinde pozitif ve negatif anlamlı etkiye sahip oldukları da gözlenmektedir. LM3 değişkeninin 2 gecikmeli anlamlı ve pozitif, 9 gecikmeli değerinin anlamlı ve negatif etkiye, LGDP ve LY\* değişkenlerinin ise sadece 1 gecikmeli değerlerinin LTB üzerinde negatif ve anlamlı etkiye sahip oldukları görülmektedir.

Modellerde genellikle uzun ve kısa dönem katsayılarının istikrarının ölçülmesinde Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testlerinden yararlanılmaktadır. CUSUM testi,  $n$  gözlem kümesiyle ilişkili olarak kümülatif hata terimlerine dayanmakta ve yüzde 5 anlamlılığı gösteren kritik sınırlar (güven aralığı) arasında çizilmektedir. Hata terimlerine ilişkin olarak gösterilen CUSUM testi istatistiklerinde, modellerde elde edilen hata terimleri yüzde 5 anlamlılığını gösteren güven aralığı arasındaysa, tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğu söylenebilmektedir. Aynı işlem CUSUMQ, kümülatif hata terimlerinin karelerine dayalı olarak belirlenmekte ve anlamlılık testi değerlendirilmektedir. Bu iki teste ilişkin grafiksel gösterim, Tablo 4 ve 5'deki modelden elde edilen hata terimlerine uygulanarak elde edilmiştir. Aşağıdaki Grafik 2'de CUSUM testinde uzun dönem dış ticaret modelinin katsayılarının istikrarlı olmasına karşılık, hata terimleri karelerinin CUSUMQ testinde kritik sınırdan hafif bir sapma gösterdiği, ancak bu sapmanın geçici olduğu ve izleyen dönemde kritik CUSUMQ'nun istatistik sınırları içinde kaldığı görülmektedir. Grafik 3'de ise CUSUM ve CUSUMQ test sonuçlarına göre hata terimlerinin kritik sınırlar arasında olduğu görülmekte ve böylece kısa dönem katsayıların istikrarlı olduğu anlaşılmaktadır.

Grafik 2: Uzun Dönem CUSUM ve CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları\*



Grafik 3: Kısa Dönem CUSUM ve CUSUMQ Test İstatistik Sonuçları\*



\* Kesikli doğrular yüzde 5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırları, iki doğru arasındaki düz çizgi ise CUSUM ve CUSUMQ test istatistik değerlerini göstermektedir.

## 5. SONUÇ DEĞERLENDİRMESİ

Türkiye’de 1989–2005 dönemi aylık verileriyle dış ticaretin belirleyicileri olarak elastikiyet, massetme ve parasalcı yaklaşımlarında kullanılan yurtiçi ve yurtdışı gelir, reel döviz kuru ve parasal büyüklük (M3) değişkenleri ARDL yöntemiyle tahmin edilmiştir. Model tahmini sonucunda ticaret dengesi ve belirleyicileri arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin varlığına rastlanmıştır. Uzun dönemde reel parasal değişken (M3) ve reel döviz kuruna ilişkin katsayılar anlamlı bulunmamıştır. Ancak, reel döviz

kurunun uzun dönemde pozitif ve anlamsız, kısa dönemde negatif ve anlamlı olması, Türkiye’de zayıf bir J-çizisi etkisinin var olabileceğini göstermiştir.

Modelde ayrıca reel yurtiçi gelir katsayısının (-1.30) ve reel yurtdışı gelir katsayısının (0.60) bulunması ve bu katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olması, modelin massetme yaklaşımına uygun olduğunu göstermiştir. Böylece Türkiye’de reel yurtiçi gelirdeki yüzde 1’lik bir artışın ticaret dengesinde yaklaşık yüzde 1.3’lük bir kötüleşmeye, yurtdışı gelirdeki yüzde 1’lik bir artışın ise yüzde 0.60’lık bir iyileşmeye neden olduğu görülmüştür. Dış ticaret dengesine etkisi bakımından yurtiçi gelir esnekliğinin yurtdışı gelir esnekliğinden büyük olması dış ticaret dengesinde kötüleşmenin sürebileceğini göstermektedir. Reel yurtiçi gelir elastikiyetinin 1’den büyük olması, Türkiye’de ithalatın ağırlıklı olarak ara ve yatırım mallarından (2006’da yüzde 88) oluşmasından dolayı, bu mallara yönelik talebin yurtiçi gelir arttıkça daha fazla artırabileceğini göstermektedir. Reel yurtdışı gelir katsayısının esnek olmaması ise ihracatın daha çok tüketim mallarının oluşmasına bağlı olarak (2006’da yüzde 44) yurtdışı gelir artsa da bu mallara yönelik ihracat talep artışının sınırlı kalabileceğini göstermektedir.

Massetme yaklaşımına göre ticaret dengesinin iyileştirilmesinde üç alternatif politika önerilmektedir. Bunlar, reel gelirin toplam harcamalardan daha fazla artırılması, harcamaların reel gelire göre azaltılması veya iki politikadan oluşan bir karma politikanın uygulanmasıdır. Bu amaçla Türkiye’de gelir artırıcı ekonomik faaliyetlerin teşvik edilerek harcamaları azaltıcı politikaların uygulanması ticaret dengesini olumlu yönde etkileyecektir.

Türkiye’de uzun dönemde ticaret dengesinin iyileştirilmesi için aşağıdaki politika tedbirlerinin uygulanması önerilebilir:

-Türkiye’de gelir artışının ithalatı artmasının ve ihracatın ithalata bağımlı olmasının nedeni olarak yurtiçinde ithalata rakip sektörlerin yeterince üretimlerini artıramamaları ve düşük kur- yüksek faiz politikasının uygulamalarından dolayı ithalatın ucuz ve ihracatın pahalı olması gösterilebilir. Ayrıca yüksek oranlı katma değer yaratan ürünlerin ihracat içindeki paylarının oldukça düşük olması, bu sektörlerde rekabet üstünlüğünü sağlayıcı altyapı ve yatırımların iyileştirilememesi de ihracat gelirinin artmasına engel olmaktadır.

-Toplam ithalat içinde ara malların payının tüketim ve yatırım mallarına göre oldukça yüksek olması, yurt içi üretimin ve ihracatın ithalata bağımlılığını artırmaktadır. Ayrıca ithal girdi kullanımı yüksek olan ara ve yatırım malları sektörlerinde üretim endeks artışının tüketim mallarına göre daha yüksek olması, ithalata bağımlılığın da bir göstergesidir. İthalat harcamaların azaltılabilmesi ve ihraç malları üretiminin artması amacıyla, sanayide kullanılan ithal ara girdilerin yurt içinde üretilmesi, bu sektörlerde Ar-Ge faaliyetlerinin

yaygınlaştırılması, yüksek teknoloji ara girdilerin yurt içinde üretilmesinin teşvik edilmesi sağlanmalıdır. Bununla birlikte enerji fiyatları ve istihdam vergilerinin azaltılması, rekabetçi bir kur politikasının benimsenmesi, kayıt dışı işlemlerin azaltılması, lüks tüketim mallarının ithalatının sınırlandırılmasına yönelik düzenlemelerin yapılması düşünülmelidir.

## Kaynakça

- ALEXANDER, S.S. (1952), “Effects of a Devaluation on a Trade Balance,” *International Monetary Fund Staff Papers*, 2: 263-278.
- ALEXANDER, S.S. (1959), “Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches,” *American Economic Review*, 49/1:22-42.
- AKBOSTANCI, E. (2004), “Dynamics of the Trade Balance: the Turkish J-curve,” *Emerging Markets Finance and Trade*, 40/5: 57-73.
- ARDIÇ, O.P. (2006), *Output, the Real Exchange Rate and the Crises in Turkey*, MEEA 2006 Conference, ([http://www.luc.edu/orgs/meea/volume8/PDFS/\\_opardic\\_MEEA2006.pdf](http://www.luc.edu/orgs/meea/volume8/PDFS/_opardic_MEEA2006.pdf)) (Erişim 31.03.2008).
- 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: 1-9.
- BAHMANI-OSKOOEE, M./MALIXI, M. (1992), “More Evidence on the J-curve from LDCs,” *Journal of Policy Modelling*, 14/5: 641-53.
- BAHMANI-OSKOOEE, M./ALSE J. (1994), “Short-Run versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modelling and Cointegration,” *Eastern Economic Journal*, 20/4: 453-464.
- BAHMANI-OSKOOEE, M./BROOKS, T.J. (1999), “Bilateral J-curve Between U.S. and Her Trading Partners,” *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135/1:156-165
- BAHMANI-OSKOOEE, M./MITEZA, I. (2002) “Do Nominal Devaluations Lead to Real Devaluations in LDCs?,” *Economics Letters*, 74/3: 385-391.
- BAHMANI-OSKOOEE, M./ GELAN, A. (2007) “On the Relation between Nominal Devaluation and Real Devaluation : Evidence from African Countries,” *Journal of African Economies*, 16/2: 177-197.
- BERUMENT, H./DİNÇER, N.(2005), “Denomination Composition of Trade and Trade Balance: Evidence from Turkey,” *Applied Economics*, 37/10: 117-1191.
- BICKERDIKE, C. F. (1920), “The Instability of Foreign Exchanges,” *The Economic Journal* (March).
- BROWN, R.L./DURBIN J./EVANS J.M. (1975), “Techniques For Testing The Constancy of Regression Relations Overtime,” *Journal of the Royal Statistical Society*, 37/13: 149-163.
- BRADA, J. C./ KUTAN/A.M./ZHOU S. (1997), “The Exchange Rate and the Balance of Trade: the Turkish Experience,” *The Journal of Development Studies*, 33/5: 675-692.
- BULUSWAR, M./ THOMPSON H/ UPADHYAYA K.P. (1996), “Devaluation and The Trade Balance in India: Stationarity and Cointegration,” *Applied Economics*, 28/4: 429- 432.
- DICKEY, D./FULLER, W.A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, 74: 427-431.
- DORNBUSCH, R. (1973), “Devaluation, Money and Non-traded Goods,” *American Economic Review*, 63/5: 871-880.
- DUASA, J. (2004), *The Malasian Balance of Payments: Keynesian Approach Versus Monetary Approach*, Working Paper No: 26, Computing in Economics and Finance from Society for Computational Economics, (<http://econpapers.repec.org/paper/scscecfc4/26.htm>) (Erişim T. 05.03.2008)

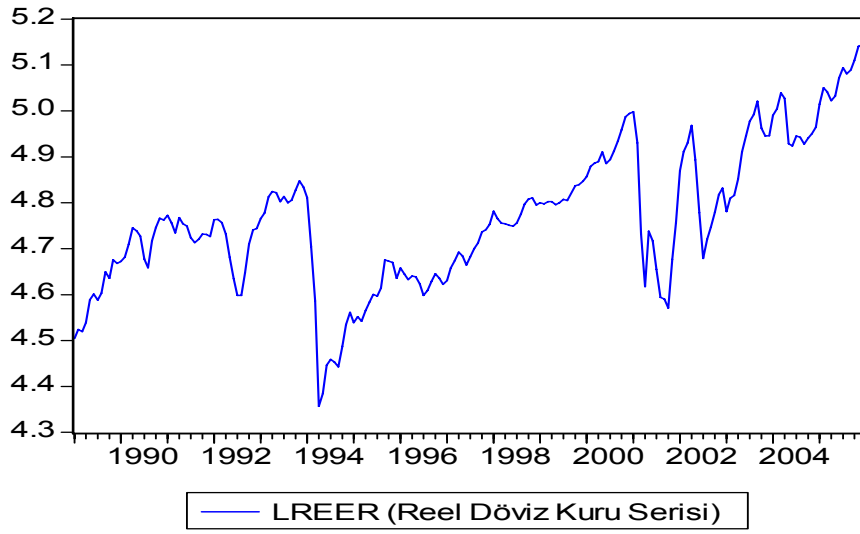
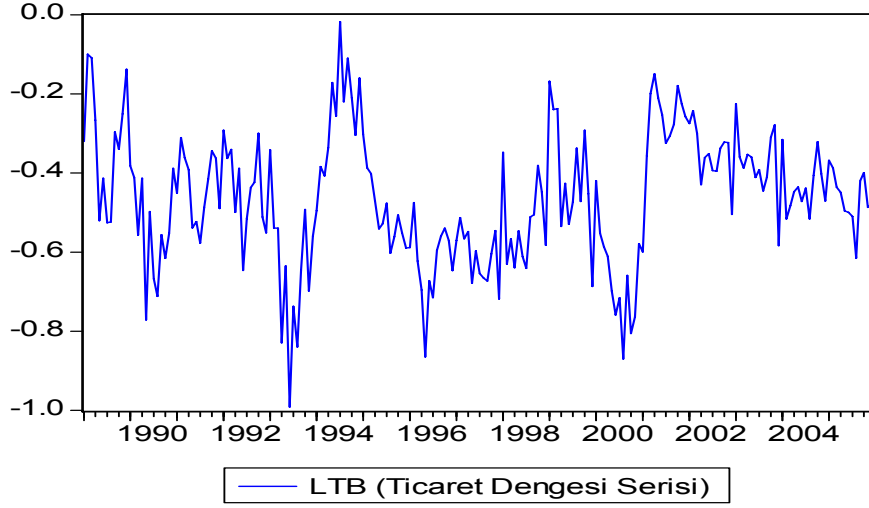
- DUASA, J. (2007), "Determinants of Malaysian Trade Balance: An ARDL Bound Testing Approach," *Global Economic Review*, 36/1: 89-102.
- ENGLE, R. F./GRANGER, C. W. J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55/2: 251-276.
- FRENKEL, J.A./RODRIGUEZ, C. (1975), "Portfolio Equilibrium and the Balance of Payments: A Monetary Approach," *American Economic Review*, 65/4: 674-688.
- GOMEZ, F. A. R./PAZ, L.S. (2005), "Can Real Exchange Rate Devaluation Improve The Trade Balance? The 1990-1998 Brazilian Case," *Applied Economics Letters*, 12/9: 525-528.
- GOMEZ, D.M./ ALVAREZ-UDE, G. F. (2006), "Exchange Rate Policy and Trade Balance. A Cointegration Analysis of the Argentine Experience Since 1962," *MPRA Paper*, No: 151.
- GRANGER, C.W.J./NEWBOLD P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2/2: 111-120
- GREENWOOD, J. (1984), "Non-Traded Goods, The Trade Balance and The Balance of Payments," *Canadian Journal of Economics*, 17/4: 806-823.
- GÜNEŞ, Ş. (2006), "Türk Dış Ticaretinin Uzun Dönem Dengesi Üzerine Ekonometrik Bir Analiz," *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, Yıl 21, No. 245: 93-102.
- HACKER R. S./ HATEMI-J, A. (2004), "The Effect of Exchange Rate Changes on Trade Balances in The Short and Long Run Evidence from German Trade with Transitional Central European Economies," *Economics of Transition*, 12/4: 777-799.
- HALICIOĞLU, F. (2007), "The Bilateral J-curve: Turkey versus her 13 Trading Partners," *MPRA Paper*, No: 3564.
- HARBERGER, A. C. (1950), "Currency Depreciation, Income and The Balance of Trade," *Journal of Political Economy*, 58: 47-60.
- HEPAKTAN, H. (2007), "Türkiye'nin Dış Ticaretinin Gelir Yönlü Analizi," *Uluslararası Ekonomi ve Dış Ticaret Politikaları Dergisi*, DTM, 1/2: 79-112.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12/2-3: 231-254.
- JOHANSEN S./JUSELIUS, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -with Application to the Demand For Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52/2: 169-210.
- KALE, P. (2001), "Turkey's Trade Balance in the Short and Long Run: Error Correction Modelling and Cointegration," *The International Trade Journal*, 15/1: 27-56.
- KAYALAR, T., (2006), "İhracatımız Üzerine Değerlendirmeler ve Dönüşüm Süreci," *11. İhracat Koordinasyon Toplantısı* (31 Ekim 2006) (Ankara).
- KRUGMAN, P./ OBSTFELD, M. (2001), *International Economics: Theory and Policy* (New York: Addison-Wesley, Fifth Edition).
- LAL, A.K. /LOWINGER, T.C. (2002), "Nominal Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment in South Asia Countries," *Journal of Asian Economics*, 13/3: 371-383.
- MAHDAVI, S./ SOHRABIAN, A. (1993), "The Exchange Value of The Dollar and The US Trade Balance: An Empirical Investigation Based on Cointegration and Granger Causality Tests," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 33/4: 343-358.
- MEADE, J. E. (1951), *The Balance of Payments* (Oxford: Oxford University Press).
- METZLER, L. (1948), *A Survey of Contemporary Economics*, Vol. I (Homewood, IL: Richard D. Irwin).
- MILANI, H. (1989), "Devaluation and the Balance of Trade: A Synthesis of Monetary and Elasticity Approaches," *International Economic Journal*, 3/3: 65-72.
- MUNDELL R.A. (1968), *International Economics* (New York: Macmillan).

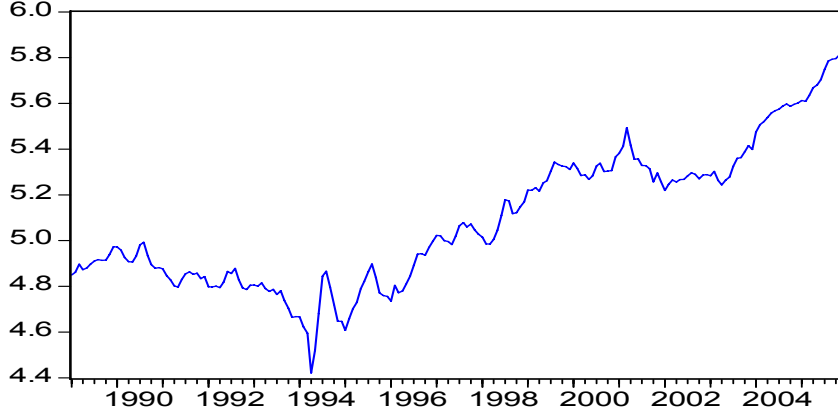


- MUSA, M. (1976), Tariff and the Balance of Payments: A Monetary Approach,” FRENKEL, J. / JOHNSON, H.G. (eds.), *The Monetary Approach to the Balance of Payments* (Toronto: University of Toronto Press).
- NARAYAN, P. K./ NARAYAN, S. (2004), “The J-Curve: Evidence from Fiji,” *International Review of Applied Economics*, 18/3: 369-380.
- ONAFOWORA, O. (2002), “Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: Is There a J-curve?,” *Economics Bulletin*, 5/18: 1-13.
- PEKER, O. (2007), “Reel Döviz Kurunun Dış Ticaret Dengesi Üzerindeki Kısa ve Uzun Dönem Etkilerinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Örneği,” 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, 24-25 Mayıs 2007, İnönü Üniversitesi, Malatya. (<http://eisemp8.inonu.edu.tr/bildiri-pdf/peker.pdf>) (Erişim T. 01.04.2008).
- PESARAN, H./SHIN, Y. (1995), *Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis* (DAE Working Paper Series No: 9514, University of Cambridge).
- PESARAN, H. M./SHIN, Y./SMITH, R.J. (2001), “Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, 16/3: 289-326.
- PHILLIPS, P.C.B./PERON, P. (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75/2: 336-346.
- POLAK, J. J. (1957), “Monetary Analysis on Income Formation and Payments Problems,” *International Monetary Fund Staff Papers*, 6: 1-50.
- ROBINSON, J. (1947), *Essays in the Theory of Employment* (Oxford: Basil Blackwell).
- RAHMAN M. / MUHAMMAD, M. (1996), “The Dancing of the Real Exchange Rate of US Dollar and the US Real Trade Balance,” *Applied Economics Letters*, 3/12: 807-808.
- RAHMAN, M./MUHAMMED, M./BURCKEL. D. V. (1997), “Dynamics of the Yen-Dollar Real Exchange Rates and the US-Japan Real Trade Balance,” *Applied Economics*, 29: 661-664.
- ROSE, A./ YELLEN, J.L. (1989), “Is There a J-curve?,” *Journal of Monetary Economics*, 24/2: 53-68.
- ROSE, A.K. (1990), “Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries,” *Economics Letters*, 34/3: 271-275.
- SEYİDOĞLU, H. (2007), *Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama* (İstanbul: Genişletilmiş 16. Baskı).
- SHIRVANI, H./ WILBRATTE, B. (1997), “The Relation between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment,” *International Economic Journal*, 11/1: 39-49.
- SINGH, T. (2002), “India’s Trade Balance: The Role of Income and Exchange Rates,” *Journal of Policy Modelling*, 24/5: 437-452.
- SİVRİ U./USTA, C. (2001), “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki,” *Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 19/4: 1-9.
- SÖDERSTEN, B./REED, G. (1994), *International Economics* (London: MacMillan, Third Edition).
- ŞİMŞEK, M./KADILAR, C. (2004), “Türkiye’nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünlüme Analizi: 1970-2002,” *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5/1: 27-34.
- TCMB (2007), *Üç Aylık Bülten 2007-III*, Temmuz-Eylül.
- WEIXIAN, W. (1998), “An Empirical Study of the Foreign Trade Balance in China,” *Applied Economics Letters*, 6/8: 485-490.
- WILSON, P. (2001), “Exchange Rates and the Trade Balance for Dynamic Asian Economies: Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia and Korea?,” *Open Economies Review*, 12/4: 389-413.
- 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.
- WILLIAMSON, J. (1983), *The Open Economy and the World Economy* (New York: Basic Books Inc.).

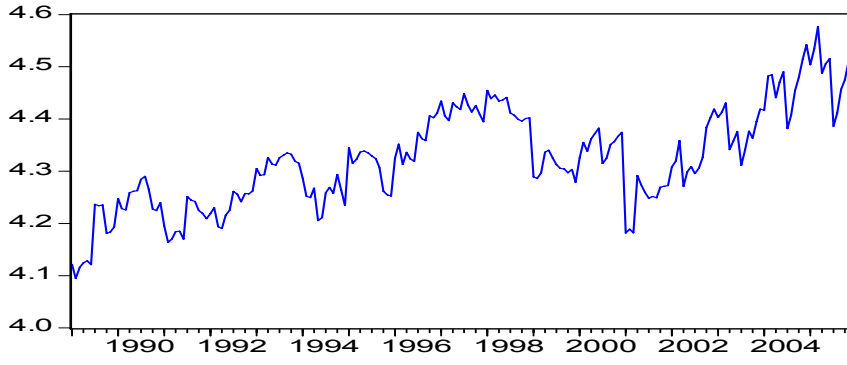
- YAMAK, R./KORKMAZ A. (2005), "Reel Döviz Kuru Ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi," *Istanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 2: 11-29.
- YOL, M.A./BAHARUMSHAH, A. Z. (2007), "Estimating Exchange Rate and Bilateral Trade Balance Relationships: The Experience of Sub-Saharan African Countries," *South African Journal of Economics*, 75/1: 35-51.

*EK 1: Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafikselleştirilmesi*

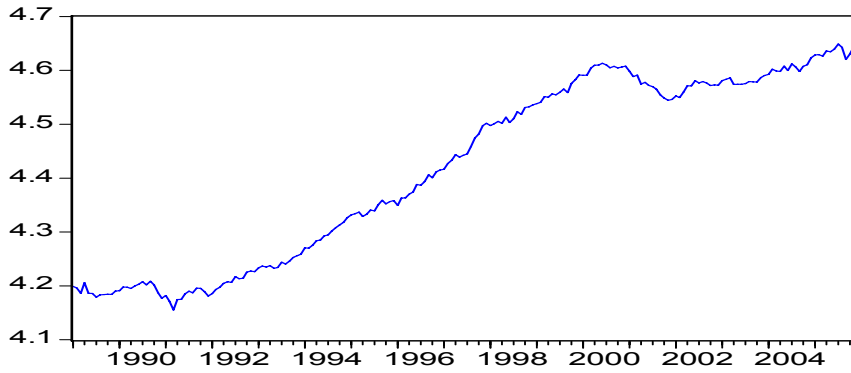




— LRM3 (Reel M3 Serisi)



— LGDP (Mevsimsellikten Arindirilmis Reel GSYIH Serisi)



— LY\* (Mevsimsellikten Arindirilmis Reel Yurtdisi Gelir Serisi)