

## DÖVİZ KURU-TİCARET DENGESİ İLİŞKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ<sup>1</sup>

**Doç.Dr. Hasan VERGİL**  
Zonguldak Karaelmas Üniversitesi  
İİBF İktisat Bölümü  
[hvergil@karaelmas.edu.tr](mailto:hvergil@karaelmas.edu.tr)

**Öğr.Gör. Serdar ERDOĞAN**  
Trakya Üniversitesi  
Havsra MYO Bankacılık Programı  
[serdarerdogan@trakya.edu.tr](mailto:serdarerdogan@trakya.edu.tr)

### ÖZET

*Geleneksel teori uzun dönemde Marshall-Lerner şartı gerçekleştiğinde devalüasyonun ticaret dengesini olumlu yönde etkileyeceğini fakat kısa dönemde J eğrisi etkisinden dolayı bu etkilerin negatif yönde olabileceğini ileri sürmektedir. Fakat gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan pek çok çalışmada bu şartın ve/veya J eğrisi etkilerinin gerçekleştiği yönünde bir tutarlılık bulunmamaktadır. Bu çalışma ile Türkiye’de 1989-2005 dönemi içerisinde çeyrek yıllık veriler kullanılarak Marshall-Lerner koşulunun sağlanıp sağlanmadığı ve kısa dönemde J eğrisi etkisinin geçerliliği birlikte incelenmiştir. ADF ve PP birim kök testleri ve ARDL koentegrasyon testlerinden sonra yapılan tahminlerde, incelenen dönemde, Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı ve Almon çok terimli model kullanılarak yapılan tahminde de J eğrisi etkisinin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.*

**Anahtar Kelimeler:** Marshall-Lerner Koşulu, J Eğrisi, Almon Modeli

### THE RELATIONSHIP BETWEEN EXCHANGE RATE AND TRADE BALANCE: THE CASE OF TURKEY

#### ABSTRACT

*According to the conventional theory, if the Marshall-Lerner condition is met, devaluation affects trade balance positively. However, as a result of the J curve effect, the effects can be negative in the short run. Although there are many studies which question these effects, they do not share a consistent conclusion. In this study, the Marshall-Lerner condition and the J curve effect were questioned by using quarterly data in Turkey for the period 1989-2005. The results received through the ADF and PP unit root tests and the ARDL co-integration tests show that during the period in question, the Marshall-Lerner condition held and the empirical evidence provided by the Almon methodology supports the pattern of movement described by the J curve.*

**Keywords:** Marshall-Lerner Condition, J Curve, Almon Model

<sup>1</sup> Not: Bu çalışma Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü’nde 2007 Bahar döneminde tamamlanan “Döviz Kuru-Ödemeler Bilançosu İlişkisi: Türkiye Örneği” isimli Yüksek Lisans tezinden türetilmiştir.

## 1. GİRİŞ

Döviz kurlarının ticaret dengesi üzerine kısa ve uzun dönemli etkileri tam anlaşılmiş değildir. Bu konu özellikle gelişmiş sermaye piyasalarına sahip olmayan bu nedenle de yeterli sermaye hareketlerinin gerçekleşmediği az gelişmiş ülkeler için daha önemlidir. Bu gibi ülkelerde döviz kurları politikaları genellikle dış ticaret dengesizliklerini giderilmesi, rekabetin artırılması veya çıkar gruplarının isteklerinin karşılanması doğrultusunda belirlenmektedir.

Devalüasyonun ticaret dengesini pozitif yönde etkilemesi için hangi şartların sağlanması gerektiği konusunda iki teorik yaklaşım vardır. Bunlardan birincisi Bickerdike (1920), Robinson (1947) ve Metzler (1948)'in çalışmalarından sonra isimlendirilen BRM modeli diğeri ise Marshall-Lerner koşuludur (Marshall, 1923; Lerner, 1944). BRM modelinde hem arz hem de talep ihracat ve ithalat esneklikleri hesaplamaya dahil edilirken, Marshall-Lerner koşulunda sadece ihracat ve ithalat talep esneklikleri hesaplamaya dahil edilerek bunların mutlak büyüklüklerinin toplamının birden büyük olduğu durumda devalüasyonun ticaret dengesini pozitif yönde etkileyeceği sonucuna varılmaktadır. Fakat bazı ülkelerin tecrübeleri göstermiştir ki, bu esneklikler kısa dönemde katı olmakla birlikte uzun dönemde yükselmektedir. Tüketicilerin ve üreticilerin döviz kuru değişikliği nedeniyle değişen nisbi fiyat değişikliklerine tepkileri hemen olmamakta ayarlama yapmaları zaman almaktadır. J eğrisi veya S eğrisi diye isimlendirilen bu etkilere göre başlangıçta ticaret dengesi devalüasyondan olumsuz etkilenirken zamanla olumlu etkilenecektir. (Junz ve Rhomberg, 1973; Magee, 1973; Meade, 1988).

Döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki konusunda pek çok ampirik çalışma yapılmasına rağmen çalışmalar çoğu zaman birbirleri ile çelişmekte, kullanılan yöntem ve verilerin gelişmiş veya gelişmekte ülkelerden elde edildiğine göre de sonuçlar değişmektedir. Bahmani-Oskooee ve Rahta (2004) 37 farklı çalışmaya dayanarak J eğrisi üzerine yaptıkları literatür taramasında, ticaret dengesi ve döviz kurları arasındaki ilişkinin oldukça karmaşık ve belirsiz olduğu sonucuna varmışlardır.<sup>2</sup> Bu nedenle ortaya sunulan ampirik deliller şüphelidir. Türkiye üzerine yapılan nispi olarak az sayıdaki çalışmada da bu konudaki diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan çalışmalara paralel şekilde sonuçlarda bir tutarlılık görülmemektedir. Örneğin, Aydoğuş ve Yıldırım (2001)'in yapmış olduğu çalışmada inceledikleri dönemlerde Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı görülürken, Karagöz ve Doğan

---

<sup>2</sup> Ticaret dengesi ve döviz kuru arasındaki ilişki konusunda Bahmani-Oskooee ve Rahta (2004) 'daki çalışmalara ek olarak Gylfason ve Radetzki (1991), Artus ve McGuirk (1981), Artus ve Knight (1984) ve Edwards (1989)'in çalışmalarına bakılabilir.

(2005)'in çalışmalarında iki değişken arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir.

Uzun yıllardan beri kronik cari açık problemi olan Türkiye için döviz kurlarının ticaret dengesi üzerine kısa ve uzun dönemli etkilerinin belirlenmesi önemlidir. Çünkü, birinci olarak, eğer döviz kurları ile ticaret dengesi arasında istikrarlı uzun dönemli ilişki yoksa devalüasyon ile Türkiye'nin rekabet gücü artırılıp cari açık sorunu çözülemez. İkinci olarak, eğer iki değişken arasında ilişki varsa, devalüasyon politikasının başarılı olması için ticaret dengesindeki olumlu gelişmelerden kaynaklanan faydaların devalüasyondan dolayı katlanılan maliyetlerden daha büyük olması gerekir (özellikle kısa dönemde J eğrisi etkisi nedeniyle ticaret dengesi olumsuz etkilenebilmektedir). Üçüncü olarak, bu etkilerin ortaya konulması uluslararası ekonomik faaliyetler ve fiyatlardaki yayılım hızı hakkında bilgi verecek ve hükümetlerin harcama politikalarını ve merkez bankalarının döviz kurları politikalarının belirlenmesine yardımcı olacaktır.

Bu çalışmada çeyrek yıllık veriler kullanılarak 1989-2005 yılları arası dönemde Türkiye'de Marshall-Lerner koşulunun sağlanıp sağlanmadığı ve devalüasyon sonucu ticaret dengesi üzerinde J eğrisi etkisinin olup olmadığı birlikte incelenerek Türkiye üzerine yazılmış literatürdeki eksiklik giderilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada Türkiye'de 32 sayılı karar ile kambiyo mevzuatında liberal politikaların uygulanmasına başlandığı 1989 yılı başlangıç alınarak oldukça uzun bir zaman dönemini içeren tahminler yapılmış ve böylece iki değişken arasındaki ilişkinin daha iyi anlaşılmasına çalışılmıştır.

Buradan hareketle çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde düzenlenmiştir: İkinci bölümde Marshall-Lerner koşulu ve J eğrisi üzerine yapılan çalışmaların bir özeti verilmiştir. Üçüncü bölümde veri seti ve değişkenler tanımlanmıştır. Dördüncü bölümde modellerin kurulumu ve modellerin tahmini aşamaları ve tahmin sonuçları gösterilmiştir. Sonuç bölümünde bu çalışmadan elde edilen bulgular özetlenmiştir.

## **2. MARSHALL-LERNER KOŞULU VE J EĞRİSİNE ÜZERİNE YAPILAN ÇALIŞMALAR**

Literatürde, Marshall-Lerner koşulu için yerli ve yabancı çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmaların pek çoğunda Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı sonucuna varılmıştır. Örneğin, Algieri (2004) tarafından Aralık 1993 ve Kasım 2001 dönemleri arası aylık verilerle hata düzeltme modeli ve ko-entegrasyon yöntemi ile Rusya için Marshall-Lerner koşulunun geçerliliğine yönelik ihracat talep fonksiyonu üzerinde gelir ve fiyat esneklikleri tahmin edilmiştir. Çalışmanın sonucuna göre uzun dönem ihracat fiyat esnekliği -2.40 bulunarak ithalatın fiyat esnekliği sıfır olsa bile Rusya'da ihracat fiyat esnekliğinin 1'den büyük olması nedeniyle Marshall-Lerner koşulunun geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998) tarafından 1960-1992 yılları arasında yıllık verilerle en küçük kareler ve Johansen ko-entegrasyon yöntemleri ile Marshall-Lerner koşulunun geçerliliği incelenmiştir. Bu çalışmada ABD, Japonya ve Almanya gibi gelişmiş ülkelerin de bulunduğu yaklaşık otuz ülkenin verileri kullanılmıştır. Çalışmada uzun dönemde Marshall-Lerner koşulu gerçekleşmiş ve devalüasyonun ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği sonucuna varılmıştır. Çalışmadaki 30 ülkenin neredeyse tamamında esneklik şartı gerçekleşmiştir.

Arize (1994) tarafından yapılan çalışmada Güney Asya ülkeleri için en küçük kareler yöntemi kullanılarak Marshall-Lerner koşulunun geçerliliği araştırılmıştır. Bu çalışmada, Hindistan ve Sri Lanka dışındaki diğer Güney Asya ülkelerinde devalüasyonun uzun dönemde dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği açıklanmış olup bu ülkelerde Marshall-Lerner koşulunun geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Türkiye üzerine yapılan çalışmaların çoğunda da Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı sonucuna varılmaktadır. Aydoğuş ve Yıldırım (2001) tarafından 1960-1997 arası dönemde yıllık verilerle, ko-entegrasyon testi, ardışık bağımlı gecikmesi dağıtılmış (ARDL) model yaklaşımı yöntemi ile Türkiye için, reel döviz kurundaki değişmelerin ticaret dengesi üzerindeki etkileri incelenmiştir. Bu çalışmada 1960-1979 ithal ikameci kalkınma dönemi ve 1980-1997 ihracata dönük sanayileşme dönemi diye 2 ayrı kısımda incelenmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre her iki dönemde de devalüasyon dış ticaret dengesini iyileştirici etkide bulunmuştur. Diğer bir ifadeyle bu iki dönemde de Marshall-Lerner koşulunun geçerliliği bulunmuştur. Ancak 1960-1979 arası dönemde bu koşulun etkinliği, diğer döneme göre daha güçlü bulunmuştur.

Yamak ve Korkmaz (2005) tarafından 1995.1-2004.4 dönemleri arasında çeyrek yıllık verilerle Granger'ın nedensellik analizini takiben etki-tepki fonksiyonları ve VAR modeli yöntemi yardımı ile Türkiye için Marshall-Lerner koşulunun geçerliliği araştırılmıştır. Reel döviz kuru-dış ticaret dengesi ilişkisinin ele alındığı bu ekonometrik çalışmanın sonuçlarına göre, 2001 Şubat krizi dönemi haricinde Marshall-Lerner koşulu gerçekleşmiştir. Ancak Şubat 2001 krizi dönemi verileri dahil edildiğinde Marshall-Lerner koşulu gerçekleşmemiştir.

Doğanlar vd. (2003) tarafından 1981.1-1994.4 dönemleri arası çeyrek yıllık verilerle ko-entegrasyon yöntemi ile Türkiye için yapılmış olan esneklik analizi çalışmasında Marshall-Lerner koşulunun geçerliliği incelenmiştir. Döviz kuru-dış ticaret dengesi ilişkisine yönelik yapılmış olan bu çalışmanın sonucunda, ihracatın fiyat esnekliği, -1.07 ve Türkiye'nin ihracatına yönelik talebin gelir esnekliği ise 3.08 bulunmuştur. Bunun yanında döviz arz eğrisinin pozitif eğimli olduğu ve bulunan esnekliklerin yüksek olması nedeniyle uygulanan döviz kuru ayarlamalarının ihracatı artıracığı ve dış ticaret dengesini iyileştireceğine yönelik sonuçlara ulaşılmıştır.

Şimşek ve Kadılar (2004), tarafından 1970-2002 arası dönemde yıllık veriler kullanarak ko-entegrasyon yöntemi ile Türkiye için Marshall-Lerner koşulunun geçerliliği araştırılmıştır. Bu çalışmanın sonucuna göre, Türkiye'nin ithalat fiyat esnekliği ile ihracat fiyat esnekliği toplamı -1.01 olarak hesaplanmıştır. Bu değer mutlak değer olarak birden büyük olduğundan, devalüasyonun dış ticaret dengesini sağlamada başarı koşulu olan Marshall-Lerner şartı Türkiye için gerçekleşmiştir.

Karagöz ve Doğan (2005), tarafından 1995.1-2004.5 arası dönemde aylık verilerle çoklu regresyon analizi ve ko-entegrasyon yöntemi ile Türkiye için reel döviz kuru-dış ticaret ilişkisi incelenmiştir. Bu çalışmada kurulmuş olan ihracat ve ithalat modellerinde döviz kuru değişkeni anlamsız sonuç vermiştir. Fakat 2001 devalüasyonu anlamlı sonuç vermiştir. Bu çalışmanın en önemli sonucu Marshall-Lerner koşulunun kısa dönemde geçerli olması, ancak uzun dönemde bu koşulun geçersizliğinin söz konusu olmasıdır.

Yukarıdaki çalışmaların tersine, Terzi ve Zengin (1999) tarafından 1989.1-1996.12 dönemi aylık verilerle VAR yöntemi kullanılarak Türkiye için döviz kuru politikasının dış ticaret dengesi üzerine etkisinin incelendiği çalışmada katsayılar anlamsız çıkmıştır. Yani Marshall-Lerner koşulunun Türkiye için geçersiz olduğu kanısına varılmıştır.

Devalüasyon-dış ticaret dengesi ilişkisinin ortaya koyduğu J eğrisi etkisi üzerine yerli ve yabancı çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Yapılan çalışmaların çoğunluğunun sonuçlarına göre dış ticaret dengesinde J eğrisi ilişkisi gerçekleşmiştir. Ancak çalışmaların bir kaçında J eğrisi ilişkisi bulunamamış bazılarında ise devalüasyon sonucunda dış ticaret dengesindeki değişim S eğrisi halini almıştır.

Kamoto (2006), tarafından Güney Afrika için 1974.1-2003.4 çeyrek yıllık verileri ve Malavi için 1970-2004 yıllık verileri kullanılarak çoklu ko-entegrasyon analizi, etki-tepki fonksiyonu ve hata düzeltme modeli yöntemleri ile yapılan çalışmada devalüasyon sonucu Güney Afrika ve Malavi ülkelerinde ticaret bilançolarında J eğrisi etkisinin geçerliliği araştırılmıştır. Bu çalışmanın sonucuna göre Güney Afrika için olumlu sonuçlara ulaşılmış ve J eğrisi etkisi gerçekleşmiştir. Ancak Malavi için anlamlı sonuçlara ulaşılamamış ve J eğrisi gerçekleşmemiştir.

Koray ve McMillin (1999), tarafından 1973:01-1993:12 dönemi verileri kullanılarak VAR modeli yöntemi ile ABD için J eğrisinin geçerliliğine yönelik yapılmış olan çalışmada J eğrisinin geçerliliği saptanmıştır. Çalışmada ABD'de yaşanan negatif parasal şokların ilk başta ödemeler dengesini olumsuz etkilediği ancak daha sonra ülkede devalüasyonla artan döviz kuru nedeniyle ödemeler bilançosunda iyileşme görüldüğü sonucuna varılmıştır.

Onafowora (2003), tarafından 1980.1-2001.4 yılları arası çeyrek yıllık verilerle vektörel hata düzeltme modeli ve ko-entegrasyon analizi yöntemleri ile Tayland, Endonezya ve Malezya adına yapılmış olan çalışmada, Doğu

Asya ülkelerinin ABD ve Japonya ile dış ticaret girişiminin sonucu olarak, bu ülkelerde J eğrisinin geçerliliği araştırılmıştır. Çalışmada bulunan sonuçlara göre, Endonezya ve Malezya'nın ABD ve Japonya ile olan ticaretinde ve Tayland'ın ABD ile olan ticaretinde kısa dönemde J eğrisi etkisi görülmüştür. İlk başta kötüleşen ticaret bilançoları dördüncü çeyrekte sonra uzun dönemde iyileşme görülmüştür. Tayland ve Japonya'nın dış ticaret ilişkisine bakıldığında ulaşılan sonuçlar diğerlerine göre farklılık göstermiştir. Buna göre devalüasyon sonucu ilk önce iyileşen ticaret bilançosu ardından kötüleşmiş fakat ardından yine iyileşme görülmüştür. Yani burada Backus vd. (1994) ile Marwah ve Klein (1996)'nin çalışmalarında söz ettikleri S eğrisi etkisinden söz edilmiştir. Sonuçta Onafowora'nın ampirik çalışmasında genel olarak kısa dönemdeki esnekliklerin düşük olmasından kaynaklanan J eğrisi etkisi görülürken, uzun dönemde esnekliklerin artması ve böylece Marshall-Lerner şartının sağlanması sonucunda dört dönem gecikme ile devalüasyonun olumlu sonuçlarına ulaşılmıştır.

Bahmani-Oskooee (1985), tarafından dört gelişmekte olan ülke için 1973-1980 yılları arası çeyrek yıllık verilerle gecikmeli Almon modeli yöntemi ile yapılan çalışmada, Yunanistan, Hindistan, Tayland ve Kore için J eğrisinin geçerliliği incelenmiş ve Tayland haricindeki diğer ülkelerde J eğrisi etkisinin görüldüğü sonucuna varmıştır.

Zhang (1996)'ın Çin için 1991-1996 dönemi aylık verileri ve ko-entegrasyon analizleri ve Granger nedensellik analizlerini kullanarak yapmış olduğu çalışmasında J eğrisi etkisini destekleyici yönde bir sonuca varamamıştır. Benzer şekilde Lee ve Chinn (2002) VAR yaklaşımı ve etki tepki fonksiyonlarını kullanarak 1979-2000 dönemi için 6 gelişmiş ülke için yapmış oldukları çalışmada, J eğrisini destekleyici sonuç bulamamışlardır.

Durusoy ve Tokathoğlu (1997), Türkiye için 1987.1-1995.2 dönemi için çeyrek yıllık verilerle J eğrisi etkisinin geçerliliği üzerine çalışma yapmışlardır. Bu çalışmada Türkiye için dış ticaret bilançosu fonksiyonuna Almon modeli uygulanmıştır. Üçüncü dereceden uygulanan Almon modeline göre Türkiye'de devalüasyonla birlikte dış ticaret bilançosu kısa dönemde kötüleşmektedir. Ancak bu durum dördüncü çeyrekte sonra düzelmektedir. Çalışmanın sonucuna göre, Türkiye'de devalüasyon ticaret bilançosu üzerindeki olumlu etkisini bir yıl sonra göstermiş olup J eğrisinin Türkiye için gerçekleştiği sonucuna varılmıştır.

Akbostancı (2002), tarafından Türkiye için 1987.1-2000.4 çeyrek yıllık verilerle ko-entegrasyon analizi ve VAR yöntemleri ile yapılmış olan çalışmada J eğrisinin geçerliliği araştırılmıştır. Analizin sonucuna göre, TL'nin devalüasyonu uzun dönemde ticaret dengesini iyileştirmektedir. Ancak çalışma sonucunda Türkiye için J eğrisi desteklenmemektedir. Bunun yerine Türkiye'de Backus vd. (1994) tarafından ortaya atılmış olan S eğrisi fenomeni söz konusu olmuştur.

Brada vd. (1997), tarafından Türkiye için 1969.1-1993.1 arası dönemde çeyrek yıllık veriler kullanılarak hata düzeltme modeli ve ko-

entegrasyon yöntemleri ile J eğrisinin geçerliliği incelenmiştir. Yapılan çalışmanın sonuçları iki ayrı dönem bazında ele alındığında ilk dönemde (1969.1-1979.4) döviz kuru ile ticaret bilançosu arasında herhangi bir ilişki söz konusu değildir. Ancak ikinci dönemde (1980.1-1993.1) 1980 sonrası Türkiye’de dış ticaretin liberalizasyonu ile döviz kuru-ödemeler bilançosu ilişkisi netlik kazanmıştır. Buna göre, bu çalışmada devalüasyon, kısa dönemde ticaret bilançosunda ilk önce kötüleşmeye neden olmaktadır. Yedi dönem sonra yani uzun dönemde ticaret bilançosunda düzelmeye başlanmaktadır. Bu durum, Türkiye’de 1980 sonrasında J eğrisinin geçerliliğini ortaya koymaktadır.

### 3. VERİ SETİ VE DEĞİŞKENLERİN TANIMLANMASI

Bu çalışmada 1989.1-2005.4 arası dönemi için çeyrek yıllık veriler kullanılmıştır. Daha önce yapılmış çalışmalar takip edilerek toplam 9 değişken belirlenmiştir. Döviz kuru değişkeni dışındaki veriler IMF IFS veri tabanından alınmıştır. Modellerde kullanılan döviz kuru değişkeni için reel efektif döviz kuru (REER) verisi TCMB resmi sitesinde bulunan aylık bazlı REER verisi sırasıyla her dört ayın ortalamasının alınması ile çeyrek yıllık hale dönüştürülerek kullanılmıştır. Bu modellerde ele alınan değişkenlerin her biri Dolar bazından YTL’ye çevrilip fiyat etkisinden arındırılarak reel hale getirilmiştir.

Tablo 1’de kullanılan değişkenlerin kısaltılmış halleri ve tanımları gösterilmiştir.

**Tablo 1: Değişkenlerin Tanımlanması**

| Değişkenler | Değişkenlerin Tanımlanması   |
|-------------|--|
| MRİTH       | Mevsimsellikten arındırılmış reel ithalat  |
| MRGSYİG     | Mevsimsellikten arındırılmış reel gayrisafi yurtiçi gelir                        |
| MİFTF       | Mevsimsellikten arındırılmış ithalat fiyatının TÜFE’ ye oranı                    |
| MRİHR       | Mevsimsellikten arındırılmış reel ihracat  |
| MRDG        | Mevsimsellikten arındırılmış reel dünya geliri                                   |
| MTİFDİF     | Mevsimsellikten arındırılmış ihracat fiyatının dünya ihracat fiyatına oranı      |
| MLRTB       | Mevsimsellikten arındırılmış logaritmik reel ticaret bilançosu                   |
| MLREER      | Mevsimsellikten arındırılmış logaritmik reel efektif döviz kuru                  |
| TMLRGSYİG   | Trendden ve mevsimsellikten arındırılmış logaritmik reel gayrisafi yurtiçi gelir |

Tablo 1’de gösterilen ilk altı değişken Marshall-Lerner modelinde kullanılmaktadır. Daha sonraki üç değişken J eğrisi modeli içerisinde yer almaktadır. Modeldeki veriler, çeyrek yıllık veriler olduğundan verilerde bulunan mevsimsellik etkisi her döneme ayrı bir kukla değişkenin konulması yöntemiyle giderilmiştir. Serileri durağan hale getirmek için ya serilerin farkı alınmış veya görsel olarak deterministik trend sergileyen seriler için aşağıdaki yöntemle trendden arındırılmıştır:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 t^1 + \alpha_2 t^2 + \dots + \alpha_k t^k + u \quad (1)$$

Bu denklem kullanılarak Schwarz ve Akaike bilgi kriterlerinin en düşük olduğu model seçilmiş ve

$$u = Y - \alpha_0 - \alpha_1 t^1 - \alpha_2 t^2 - \dots - \alpha_k t^k \quad (2)$$

serisi trendden arındırılmış seri olarak kullanılmıştır. Çalışmalardaki dünya gelir seviyesinin elde edilmesinde, öncelikle Türkiye'nin ticaret payı en yüksek ilk beş ülkenin (ABD, Almanya, İngiltere, Fransa ve İtalya) gayrisafi yurtiçi gelirleri, kendi ulusal paralarından Dolar'a çevrilip ortalamaları alınmıştır. Bulunan bu ortalama dünya gelir seviyesi, sanayileşmiş ülkelerin deflatör endeksine bölünerek reel dünya gayrisafi hasılası haline dönüşmesinin ardından YTL'ye çevrilerek kullanılmıştır.

#### 4. MODELLERİN KURULUMU VE TAHMİNLERİ

##### 4.1. Marshall-Lerner Koşulu

Marshall-Lerner Koşulu, bir ülkenin devalüasyon sonucunda dış ticaret bilançosunun uzun dönemde olumlu gelişme göstermesinin koşuludur. Bunun gerçekleşmesi için ihracat malına olan dış ülkelerin talep esnekliği ile ithal malına olan yurtiçi talep esnekliğinin toplamının mutlak değerinin bir veya birden büyük olması gerekir. Fakat, J eğrisi etkisinin olduğu durumda kısa dönemde devalüasyondan dolayı ekonomi karar birimlerinin ihracat ve ithal mallarındaki nispi fiyat değişikliklerine tepkileri gecikmeli biçimde olmakta bu nedenle esneklikler katı olmaktadır. J eğrisi teorisinin uzun dönem kısmı, aslında Marshall-Lerner koşulunun sağlandığını göstermektedir.

##### 4.1.1. İthalat Fonksiyonunun Kurulması

Marshall-Lerner koşulunu incelemek için kurulan modelde Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998) ile Yamak ve Korkmaz (2005), tarafından yapılmış olan çalışmalar göz önünde bulundurulmuştur. Buna göre; modelde bağımlı değişken reel ithalat (MRİTH) iken, bağımsız değişkenler, reel gayrisafi yurtiçi gelir (MRGSYİG) ve ithalat fiyatlarının TÜFE endeksine oranıdır (MİFTF). Bu modelde yurtiçi gelir arttıkça ithalat talebi artacağı için ithalat ile gelir değişkeni arasında pozitif ilişki beklenmektedir. İktisat literatüründe negatif fiyat-talep miktarı ilişkisi olduğundan ithalat miktarı ile ithalatın fiyatı değişkeni arasında negatif ilişki beklenir, ancak TÜFE ile ithalat miktarı arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Çünkü TÜFE arttıkça yurtiçi talep dışarı kayar ve ithalat talebinde artış görülür. Fakat bu iki fiyat değişkeni modele birbirinin oranı olarak dahil edildiğinden, İFTF değişkeninin katsayısının negatif olması beklenmektedir. 3 nolu denklem ithalat fonksiyonu modelini göstermektedir.

$$\text{LogMRİTH} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LogMRGSYİG} + \alpha_2 \text{LogMİFTF} + u_t \quad (3)$$

Denklemden  $\alpha_1$ , ithalatın yurtiçi gelir esnekliğini gösterir ve pozitif bir değer olması beklenirken;  $\alpha_2$ , ithalatın fiyat esnekliğini gösterir ve negatif bir değer olması beklenmektedir.



#### 4.1.2. İhracat Fonksiyonunun Kurulması

İhracat fonksiyonunda modelde bağımlı değişken olarak reel ihracat (MRİHR) alınmıştır. Modeldeki bağımsız değişkenler ise, reel dünya geliri (MRDG) ve Türkiye'nin ihracat fiyatının dünya ihracat fiyatına oranıdır (MTİFDİF). Dünya geliri arttıkça ihracata olan talep artacağı için ihracat miktarı ile dünya geliri değişkeni arasında pozitif bir ilişki beklenmektedir. İktisat literatüründe negatif fiyat-talep miktarı ilişkisi dolayısıyla, ihracat miktarı ile yurtiçi ihracatı fiyatı değişkenleri arasında negatif ilişki beklenir, ancak dünya ihracat fiyatı ile ihracat miktarı arasında pozitif bir ilişki söz konusudur. Çünkü dünya ihracat fiyatı arttıkça, yerli piyasaya yönelik dış talep artar. Fakat bu iki fiyat değişkeni modele birbirinin oranı olarak dahil edildiğinden, TİFDİF değişkeninin katsayısının negatif olması beklenmektedir. 4 nolu denklem ihracat fonksiyonu modelini göstermektedir.

$$\text{LogMRİHR} = \beta_0 + \beta_1 \text{LogMRDG} + \beta_2 \text{LogMTİFDİF} + e_t \quad (4)$$

Bu modelde,  $\beta_1$ , ihracatın yurtdışı gelir esnekliğini gösterir ve pozitif bir değer beklenirken;  $\beta_2$  ise ihracatın fiyat esnekliğini gösterir ve negatif bir değer beklenmektedir.

Marshall-Lerner koşulunun geçerliliği için, Harberger (1950) ve Laursen, Metzler (1950), tarafından bu koşulun incelendiği çalışmalarda,  $\alpha_2$  ve  $\beta_2$ 'nin değerlerinin mutlak değerlerinin toplamının 1'den büyük olması gerekliliği söz konusudur. Burada ithalatın ve ihracatın fiyat esnekliklerine göre karar verilmesinde etkili olan fiyatın, talebin belirlenmesinde talebi belirleyen diğer değişkenlere göre daha etkin olmasından kaynaklanmaktadır. Ancak sadece fiyat esnekliklerinin bu koşulun sağlanmasında yeterli olacağı görüşüne, Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998) katılmamaktadır. Bunlara göre, sadece fiyat esnekliği değil aynı zamanda ülkelerin gelir esnekliğinin rolünün de hesaba katılması gerekir. Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998)'a göre;  $\alpha_2$  ve  $\beta_2$ 'in  $\alpha_1$  ve  $\beta_1$ 'den farkları hesaplanır, alınan bu farkların mutlak değerleri toplamının birden büyük olup olmamasına göre karar verilir. Buna göre, bu ifade sayısal olarak ifade edilirse; Marshall-Lerner koşulu,

$$|\alpha_2 - \alpha_1| + |\beta_2 - \beta_1| \geq 1 \quad (5)$$

olduğunda sağlanacaktır. Bu çalışmada, Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998)'in yöntemine göre esneklikler hesaplanacaktır.

#### 4.1.3. Değişkenlerin Birim Kök Testi (Marshall-Lerner Modeli)

Ekonometrik bir çalışmada değişkenler arasında ekonometrik olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için analizi yapılan serilerin durağan olması gerekmektedir. Durağan olmayan serilerle yapılan tahminler sahte olabilir. Bu nedenle ekonometrik model kurulmadan önce öncelikle verilerin hangi düzeyden durağan olduğuna karar verilmiş olunmalıdır. Bu çalışmada kullanılan serilerden durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesinde fark alma veya deterministik trend gözlemlendiği durumlarda trendden arındırma yöntemlerinden biri tercih edilmiştir.

Dickey ve Fuller tarafından 1979 yılında ortaya atılmış olan ADF durağanlık testi yönteminde serilerin üç farklı model tahmini yapılarak serilerin birim köke sahip olup olmadıkları test edilmektedir:

$$\text{(sabitli ve trendsiz)} \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (6)$$

$$\text{(sabitli ve trendsiz)} \quad \Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$\text{(sabitli ve trendli)} \quad \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_{1t} + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (8)$$

Bu modellerin tahmininde seri durağan değildir ( $\delta = 0$ ) boş hipotezi tezi test edilir. Modellerin *tau* istatistik değeri mutlak değer olarak, McKinnon kritik değerinden büyükse, alternatif hipotez reddedilemez ve serinin durağan olduğu sonucuna varılır. (Gujarati, 2004: 815).

Tablo 2’de yukarda gösterilen modellere göre değişkenlerin *tau* istatistik değerleri görülmektedir.

**Tablo 2: Değişkenlerin ADF Birim Kök Değerleri**

| Değişkenler | Sabitli     | Sabitli ve Trendli | Sabitli ve Trendsiz |
|-------------|-------------|--------------------|---------------------|
| LMRİTH      | -2.75 (-2)  | -5.91 (0)*         | 1.08 (-2)           |
| LMRGSYİG    | -4.26(-2)*  | -6.14 (-2)*        | 2.62(-3)*           |
| LMİFTF      | -3.89 (0)*  | -4.52 (0)*         | -6.71(-3)*          |
| ΔLMRİTH     | -13.77(-2)* | -10.32 (0)*        | -11.62(-2)*         |
| ΔLMRGSYİG   | -8.63(-2)*  | -8.79(-2)*         | -4.07(-3)*          |
| ΔLMİFTF     | -11.65(0)*  | -11.76 (0)*        | -20.83(-2)*         |
| LMRİHR      | -3.27(-3)   | -5.37(-1)*         | -2.18(-3)           |
| LMRDG       | 1.01(-3)    | -3.19 (0)          | 4.96(-3)            |
| LMTİFDİF    | -10.30(-3)* | -2.55 (0)*         | -1.64(0)            |
| ΔLMRİHR     | -5.21(-3)*  | -17.73(-1)*        | 4.5 (-3)*           |
| ΔLMRDG      | -9.47(-1)*  | -10.06(0)*         | -8.82(-1)*          |
| ΔLMTİFDİF   | -9.30(-1)*  | -11.9 (0)*         | -11.38(0)*          |

**Not:** McKinnon Tablo Değerleri: Sabitli modelde %10 için; (-2.59), %5 için; (-2.90) ve %1 için; (-3.54) tür. Sabitli ve trendli modelde %10 için; (-3.17), %5 için; (-3.47) ve %1 için; (-4.12) dir. Sabitli ve trendsiz modelde, %10 için; (-1.61), %5 için; (-1.94) ve %1 için; (-2.60) dir. Parantez içindeki optimal gecikme uzunlukları, Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir. \* işareti serilerin her %5 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 2’ye göre, LMRDG değişkeni hiçbir modelde durağan değil, LMRİHR, LMRİTH değişkenleri sadece sabitli ve trendli tüm modellerde durağan, LMTİFDİF değişkeni sabitli ve sabitli ve trendli modellerde

durağan ve LMRGSYİĞ ve LMİFTF değişkeni tüm modellerde durağandır. Yapılan bu testlerde serilerin aynı dereceden entegre olmadıkları görülmekte fakat birinci dereceden farkları alındığında serilerin tüm modellerde durağan oldukları görülmektedir.

Serilerin durağanlığı konusunda ADF test sonuçlarını desteklemek amacıyla Phillips –Perron birim kök testleri de yapılmıştır. Phillips ve Perron (1998)'un yönteminde, hata terimlerindeki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için ADF testlerindeki gibi gecikmeli bağımlı değişkeni modele eklemek yerine parametrik olmayan istatistikî yöntemler kullanılmaktadır.

**Tablo 3: Değişkenlerin Phillips Perron Birim Kök Değerleri**

| Değişkenler | Sabitli     | Sabitli ve Trendli | Sabitsiz ve Trendsiz |
|-------------|-------------|--------------------|----------------------|
| LMRİTH      | -2.66(-1)   | -5.99(-1)*         | -0.79(0)             |
| LMRGSYİĞ    | -1.76(-1)   | -4.11(-1)*         | 1.68(-7)             |
| LMİFTF      | -3.89 (0)*  | -4.38(-1)*         | -2.40(-3)            |
| ΔLMRİTH     | -10.94(-1)* | -10.86 (-1)*       | -10.43 (0)*          |
| ΔLMRGSYİĞ   | -8.6 (-1)*  | -8.64 (-1)*        | -9.21(-7)*           |
| ΔLMİFTF     | -11.66(0)*  | -12.18 (-1)*       | -22.10(-3)*          |
| LMRİHR      | -2.78 (0)   | -5.99 (-1)*        | 0.80(0)              |
| LMRDG       | -0.47(0)    | -3.20 (0)          | 2.43(-3)             |
| LMTİFDİF    | -3.48(-3)*  | 2.55 (0)           | 1.64(0)              |
| ΔLMRİHR     | -10.40(0)*  | -10.86 (-1)*       | -10.43 (0)*          |
| ΔLMRDG      | -10.0 (0)*  | -10.06 (0)*        | -11.6 (-3)*          |
| ΔLMTİFDİF   | -18.02(-3)* | -11.91(0)*         | -11.38 (0)*          |

**Not:** McKinnon Tablo Değerleri: Sabitli modelde %10 için; (-2.58), %5 için; (-2.90), %1 için; (-3.52)'dir. Sabitli ve trendli modelde; %10 için; (-3.16), %5 için; (-3.47) ve %1 için; (-4.09)'dur. Sabitsiz ve trendsiz modelde, %10 için; (-1.61), %5 için; (-1.94) ve %1 için; (-2.59)'dur. Parantez içibdeki optimal gecikme uzunlukları, Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir.\* işareti serilerin %5 anlamlılık seviyesinde durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre Phillips–Perron test sonuçları ADF test sonuçları ile benzer sonuçları vermiş ve bu nedenle serilerin aynı dereceden entegre olmadıkları sonucuna varılmıştır. Serileri durağan hale getirmek için yapılan işlemlerde bilgi kaybına uğranıldığı için serileri seviye itibarı ile kullanmak gerekmekte ve bunun için de modelde kullanılan seriler arasında ko-entegrasyon olup olmadığını test etmek gerekmektedir.

Engle-Granger ko-entegrasyon testinin yapılması için değişkenlerin aynı dereceden entegre olmaları gerekmektedir. Fakat Marshall-Lerner koşulunun Türkiye'de geçerliliği için kurulmuş olan ithalat ve ihracat fonksiyonlarında yer alan serileri aynı dereceden entegre olmadıklarından değişkenler arasında ko-entegrasyonun varlığını test etmek için Engle-Granger yöntemi kullanılamamaktadır. Fakat ARDL (Ardışık Bağımlı

Gecikme Modeli) yöntemi ile seriler aynı dereceden entegre olmasalar bile aralarında ko-entegrasyon olup olmadığı test edilebilmektedir. Pesaran vd., (2001) tarafından geliştirilen bu yöntemde öncelikle kurulan ARDL modellerinin arasından en iyi modele karar verilmektedir. Bu karar verilirken,  $(p + 1)^k$  sayısı kadar model kurulup, Akaike veya Schwarz bilgi kriterlerine bakılarak en düşük katsayılı bilgi kriterinin olduğu model seçilmektedir. Burada; uygun gecikme sayısı:  $p$ , değişken sayısı:  $k$ 'dir. Seçilen bu en iyi modele uygulanacak F testi sonucunda alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda modelde kullanılan verilerin aralarında uzun dönemli ko-entegre ilişki olduğuna karar verilmektedir.

ARDL modeli için;  $Y_t = a_0 + a_1X_t + a_2Z_t + e_t$  şeklindeki bir modelde,

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta z_{t-i} + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 x_{t-1} + \alpha_3 z_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta z_{t-i} + u_t \quad (10)$$

sınırsız ve sınırlı model dönüşümleri yapıldıktan sonra sınırsız ve sınırlı ARDL modeli denklemleri tahmin edilmekte ve  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$  hipotezi için F testi yapılmaktadır. Hesaplanan F değeri, Pesaran vd. (2001) tarafından hazırlanan üst kritik değerden büyük olması durumunda boş hipotez, ( $H_0$ ), reddedilir ve alternatif hipotez ( $H_1$ ) kabul edilir. Bu durumda  $y$ ,  $x$ ,  $z$  arasında uzun dönemli ko-entegre ilişkinin olduğu kabul edilir. Böylece değişkenlerin seviye değerleri kullanılarak regresyon analizleri yapılabilir (Pesaran vd., 2001: 292).

Çalışmada kullanılan veriler çeyrek yıllık olduğundan maksimum 8 gecikmeye kadar alınan modeller arasından en düşük Akaike Bilgi Kriteri değerine sahip model en uygun model olarak seçilmiştir. İthalat fonksiyonu için maksimum 1 gecikmeli modeller içerisinde (0-1-1) gecikmeli modelde en düşük Akaike Bilgi Kriteri değeri elde edilmiş, ihracat fonksiyonu için 2 gecikmeli modeller içerisinde (2-2-2-) gecikmeli modelinde en düşük Akaike Bilgi Kriteri değeri elde edilmiş ve bu modeller en iyi model olarak seçilmiştir. Tablo 4'te görüldüğü gibi hem ihracat hem de ithalat fonksiyonu modellerinde hesaplanan F değerleri %1 anlamlılık düzeyindeki üst limit kritik değerden büyük olduğu için alternatif hipotez reddedilememektedir, değişkenler arasında uzun dönemli ko-entegrasyon ilişkisi söz konusudur. Bu nedenle her iki modeldeki değişkenler seviye itibarı ile kullanılarak regresyon tahminleri yapılabilir.

**Tablo 4: ARDL Ko-entegrasyon Testi Sonuçları**

| Modeller           | F değeri | Kritik Değerler (%1) | Sonuç   |
|--------------------|----------|----------------------|---|
| İthalat Fonksiyonu | 38.06    | I(0)5.15- I(1) 6.36  | H <sub>0</sub> boş hipotezi reddedilir. Değişkenler arasında ko-entegrasyon vardır. |
| İhracat Fonksiyonu | 5.92     | I(0)5.15- I(1) 6.36  | H <sub>0</sub> boş hipotezi reddedilir. Değişkenler arasında ko-entegrasyon vardır. |

Not: Kritik değerler Pesaran vd. (2001)'de sunulan %99 güven düzeyinde Case III“ unrestricted intercept and no trend” kritik değerleridir.

ARDL yöntemine göre, ithalat ve ihracat fonksiyonu modellerinde kullanılan değişkenlerin aralarında uzun dönemli ko-entegrasyon ilişkisinin olduğunu belirledikten sonra seviye itibari ile değişkenler kullanılarak yapılan ithalat fonksiyonu tahminleri Tablo 5’de görülmektedir. Modeldeki katsayılar teoriye uygun sonuçlar vermiş ve değişkenlerden LMIFTF değişkeni %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı iken LMRGSYİĞ değişkeni %1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır.

**Tablo 5: İthalat Fonksiyonu Regresyon Tahmini Sonuçları**

| Değişken       | Katsayı  | Standart Hata | t-ist. | Prob.Değeri |
|----------------|----------|---------------|--------|-------------|
| SABİT          | -4.13    | 1.08          | -3.81  | 0.00        |
| LMIFTF         | -0.18    | 0.10          | -1.83  | 0.07        |
| LMRGSYİĞ       | 1.81     | 0.16          | 11.33  | 0.00        |
| F İstatistiği  | 133.80   |               |        | 0.00        |
| DW             | 2.09     |               |        |             |
| R <sup>2</sup> | 0.86     |               |        |             |
| WHITE          | 13.85260 |               |        | 0.007781    |

Not: DW; Durbin-Watson İstatistiğini ve WHITE, White değişen varyans testi değeridir.

EKK yöntemi ile tahmin edilen ihracat fonksiyonu sonuçları Tablo 6’da görülmektedir. Modelde iki bağımsız değişkenin katsayısı da teoriye uygun sonuçlar vermiş ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır.

**Tablo 6: İhracat Fonksiyonu Regresyon Tahmini Sonuçları**

| Değişken       | Katsayı | St. Hata | t-ist. | Prob.Değeri |
|----------------|---------|----------|--------|-------------|
| SABİT          | 1.99    | 0.27     | 7.32   | 0.00        |
| LMRDG          | 0.25    | 0.11     | 2.22   | 0.02        |
| LMTIFDIF       | -1.20   | 0.13     | -8.91  | 0.00        |
| F İstatistiği  | 100.91  |          |        | 0.00        |
| DW             | 2.00    |          |        |             |
| R <sup>2</sup> | 0.75    |          |        |             |
| WHITE          | 25.52   |          |        | 0.00        |

Not: DW; Durbin-Watson İstatistiğini ve WHITE, White değişen varyans testi değeridir.

Marshall-Lerner koşulunun Türkiye için 1989-2005 yılları arasında sağlanması için Bahmani Oskoe ve Niroomand (1998)'a göre

$$|\alpha_2 - \alpha_1| + |\beta_2 - \beta_1| \geq 1 \text{ olması gerekir. Tahmin sonuçlarına göre;} \\ |1.819 - (-0.186)| + |0.259 - (-1.202)| = |2.005| + |1.461| = 3.47$$

Diğer bir deyişle, Marshall-Lerner koşulunda Türkiye için esneklikler toplamı 3.47 çıkmıştır. Bulunmuş olan bu toplam değer 1'den büyük olduğundan Türkiye için Marshall-Lerner koşulu geçerlidir. 1989.1-2005.4 dönemi arasında ülkede yapılan devalüasyon ticaret dengesini dolayısıyla ödemeler bilançosunu olumlu yönde etkilemiştir.

#### 4.2. J Eğrisi Modeli

J eğrisi teorisine göre, bir ülkede devalüasyonla birlikte ülkenin dış ticaret bilançosunda ilk başta bozulma ortaya çıkar (Case ve Fair, 2004: 410). Bozulmanın süresi, döviz kurundaki artışın, ihracat miktarındaki artışa ve ithalat miktarındaki azalmaya yol açmasına kadar devam etmektedir. Burada döviz kurundaki artışa tepkinin gecikmesinin nedeni, mevcut duruma alışmanın getirmiş olduğu gecikmeden kaynaklanmaktadır. Junz ve Rhomberg (1973) uluslararası ticarete miktarın fiyata tepkisinde beş çeşit gecikme olabileceğini belirlemiştir. Bunlar; fiyat değişikliği bilinece kadar *tanınma gecikmesi*, fiyat değişikliğinden yararlanma konusunda *karar gecikmesi*, fiyat değişikliğinden dolayı yeni siparişlerin *dağıtım gecikmesi*, yeni siparişlerden önce stoktaki malların *yerine konma gecikmesi* ve son olarak fiyat değişikliği nedeniyle yeni ürünlerin *üretim gecikmesi*. Ülkelerarası mal anlaşmaları nedeniyle söz konusu mal ticaretine devam edilmesi ve tüketicilerin alışkanlıklarını kısa dönemde bırakamamaları bu gecikmelerin nedenleri arasındadır (Seyidoğlu, 2003: 479). İktisat teorisine ters düşen kısa dönem olarak adlandırılan dönem, J eğrisinin düşey tarafını yani dış açığın artmaya devam etmesini gösterirken; teoriye uygun olarak dış ticaret bilançosunda düzelme görülerek döviz kurundaki artışın yarattığı dış fazlanın olduğu uzun dönem ise J eğrisi fenomenini oluşturmaktadır (Chacholiades, 1990: 343). Bunun yanında, bir ülke ekonomisinde devalüasyonla birlikte dış ticaret bilançosu önce iyileşir, ardından kötüleşip tekrar iyileşirse ülke ekonomisinin devalüasyon sonrasında uzun dönemde ticaret bilançosunda değişim eğrisel olarak J yerine S şeklini alır. Bu kavrama uluslararası iktisat literatüründe S eğrisi adı verilir (Backus vd., 1994).

##### 4.2.1. J Eğrisi Modelinin Kurulması

J eğrisi etkisinin incelenmesi için Durusoy ve Tokatlıoğlu'nun (1997) ve Bahmani-Oskooee (1984)'nin çalışmasında olduğu gibi Almon gecikme modeli kurulmuştur. Burada modelde bağımlı değişken olarak ticaret bilançosu (MLRTB) değişkeni yer almıştır. Bağımsız değişkenler ise, reel efektif döviz kurunun (MLREER) gecikmeli değerleri ve reel gayrisafı yurtiçi gelirdir (RGSYİG). Burada yurtiçi gelir arttıkça artan talep dolayısıyla

ithalatta görülen artışla birlikte ticaret bilançosu açıkları arttığı için RGSYİG ile ticaret bilançosu açığı arasındaki ilişki pozitifdir. Bunun yanında reel efektif döviz kurundaki artış ticaret bilançosu açıklarını J eğrisi etkisi nedeniyle ilk önce artırmakta daha sonra ticaret bilançosu üzerinde düzeltici etkide bulunmaktadır. Bu nedenle MLREER değişkeni ile MLRTB değişkeni arasındaki ilişki ilk önce negatifken daha sonra bu ilişki pozitive dönüşecektir. Bu iki değişken arasındaki ilişki denklemlerle ifade edilecek olursa:

$$MLRTB = \beta_0 + \beta_1 MLRGSYIG + \sum_{i=1}^k \alpha_i MLREER_t + u_t \quad (11)$$

Bu modelde  $\beta_1$  katsayısı pozitif beklenmektedir.  $\alpha$  katsayılarının gecikme dönemi ilerledikçe negatife dönüşmesi belli bir zamandan sonra da pozitif olması beklenmektedir. Bu modelde amaç, ticaret bilançosunun, reel efektif döviz kuru (MLREER) dışındaki diğer bağımsız değişkenin değişmesinden etkilenmesinden çok, (MLREER)' in gecikmeli değerlerinin ticaret bilançosu üzerinde yaratacağı etkilerin incelenmesidir. Böylece Türkiye'de uygulanan bir devalüasyon politikasının, ticaret dengesi üzerinde kaç dönem sonra olumlu yönde etki edeceği görülmüş olacaktır.

#### 4.2.2. Değişkenlerin Birim Kök Testi (J Eğrisi Modeli)

J Eğrisi modelindeki değişkenlerin durağanlıkları konusunda ADF birim kök testleri sabitli, sabitli ve trendli ve sabitsiz ve trendsiz modellere göre yapılmış ve sonuçlar Tablo 7'de gösterilmiştir. Tablo 7'ye göre, MLRTB ve MLRGSYİG değişkenleri tüm ADF modellerinde seviye itibarı ile durağan değilken, MLREER değişkeni sadece sabitsiz ve trendsiz modelde durağandır.

**Tablo 7: ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

| Değişkenler     | Sabitli | Sabitli ve Trendli | Sabitsiz ve Trendsiz |
|-----------------|---------|--------------------|----------------------|
| MLRTB           | -0.17   | -1.26              | -0.41                |
| MLREER          | -2.00   | -3.29              | -2.05*               |
| MLRGSYİG        | -0.17   | -2.17              | -0.41                |
| $\Delta$ MLRTB  | -12.09* | -13.42*            | -11.64*              |
| $\Delta$ MLREER | -6.53*  | -6.51*             | -6.48*               |
| TMLRGSYİG       | -3.80*  | -3.77*             | -3.83*               |

**Not:** McKinnon Tablo Değerleri: Sabitli modelde %10 için; (-2.59), %5 için; (-2.90) ve %1 için; (-3.54) tür. Sabitli ve Trendli modelde; %10 için; (-3.17), %5 için; (-3.47) ve %1 için; (-4.12)'dir. Sabitsiz ve trendsiz modelde, %10 için; (-1.61), %5 için; (-1.94) ve %1 için; (-2.60) şeklindedir. Parantez içindeki optimal gecikme düzeyleri Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir. \* işareti serilerin durağan olduklarını göstermektedir.

Aynı seriler için PP birim kök testleri de yapılmış ve sonuçlar Tablo 8'de görülmektedir.

**Tablo 8: Değişkenlerin Phillips-Perron Birim Kök Sonuçları**

| Değişkenler     | Sabitli     | Sabitli ve Trendli | Sabitsiz ve Trendsiz |
|-----------------|-------------|--------------------|----------------------|
| MLRTB           | -0.73 (0)   | -1.95 (-1)         | -0.77 (0)            |
| MLREER          | -1.95 (-1)  | -2.93 (-1)         | -1.99 (-1)           |
| $\Delta$ MLRTB  | -7.44 (0)*  | -7.52 (0)*         | -7.37 (0)*           |
| $\Delta$ MLREER | -7.03 (-1)* | -7.00 (-1)*        | -7.02 (-1)*          |
| MRGSYİĞ         | -0.20 (-1)  | -3.00 (-1)         | 0.31 (-1)            |
| TMRGSYİĞ        | -3.87 (-1)* | -3.85 (-1)*        | -3.89 (-1)*          |

**Not:** McKinnon Tablo Değerleri: Sabitli modelde %10 için; (-2.58), %5 için; (-2.90), %1 için; (-3.52)'dir. Sabitli ve trendli modelde %10 için; (-3.16), %5 için; (-3.47) ve %1 için; (-4.09)'dur. Sabitsiz ve trendsiz modelde, %10 için; (-1.61), %5 için; (-1.94) ve %1 için; (-2.59)'dur. Parantez içindeki optimal gecikme düzeyleri Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir. \* Serilerin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 8'e göre PP testleri ADF testlerine benzer sonuçlar vermiştir. MLRTB, MLREER ve MRGSYİĞ değişkenleri tüm modellerde seviye itibarı ile durağan değildir. Bu sonuçlara göre serilerin seviye itibarı ile durağan olmadıkları sonucuna varılmış ve MLRTB ve MLREER birinci farkları alınarak ve MLRGSYİĞ değişkeni trendden arındırılarak durağan hale getirilmiştir.

#### 4.2.3. Almon Modeli Tahmini

Almon modeli, dağıtılmış gecikmeli modeller için geliştirilmiş genel bir ekonometrik modeldir. Diğer gecikmeli modellerin tahminlerinde görülen ekonometrik problemlerden dolayı Almon modeli J eğrisi etkisini incelemek için kullanılmıştır. Almon modelinin temel noktasının oluşturulduğu iki ana denklem vardır. Bunlar,

- Dağıtılmış gecikme modeli:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \dots + \beta_k X_{t-k} + U_t \quad (12)$$

- Çok terimli gecikme şeması:

$$\beta_i = a_0 + a_{1i} + a_{2i}^2 + \dots + a_{mi}^m \quad (13)$$

Almon modelinin temeli olarak ele alınan bu iki denklem ışığında model şu aşamalara göre kurulmaktadır:

1. aşamada çok teriminin derecesi (i) ve gecikme sayısı (k) belirlenir.

2. aşamada ikinci dereceden çok terimli gecikme şemasında çok teriminin gecikme şemasındaki  $i$ 'ye 0- k arası değer verilerek  $\beta$ 'ların  $a$  katsayıları cinsinden değerleri bulunur.

3. aşamada  $i+1$  sayıda Z değişkenleri türetilerek

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + u_t \quad (14)$$



modelinin tahmini yapılarak bu tahminden elde edilen  $a_0$ ,  $a_1$  ve  $a_2$  katsayılarından orijinal modeldeki  $\beta$  katsayılarına ulaşılır.

#### 4.2.4. J Eğrisinin Tahmini ve Sonuçları

**1.Aşama:** J Eğrisine ulaşabilmek için ikinci dereceden polinom bir model kullanmak gerektiği için  $i=2$  seçilmiştir\*. Çeyrek yıllık veriler dikkate alınarak yeterli uzunlukta gecikmeyi hesaba katmak için  $k = 8$  seçilmiştir. Buna göre model ve gecikme şeması;

- Dağıtılmış gecikme modeli:

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3} + \beta_4 X_{t-4} + \beta_5 X_{t-5} + \beta_6 X_{t-6} + \beta_7 X_{t-7} + \beta_8 X_{t-8} + u_t \quad (15)$$

- Çok terimli gecikme şeması:

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 \quad (16)$$

biçimindedir.

**2.Aşama:** İkinci dereceden çok terimli gecikme şemasında,  $\beta_i$  denkleminde  $k = (0-8)$  arası tam sayılar verilir ve  $\beta_i$ 'lerin  $\alpha$  cinsinden değerleri bulunur.

$$i = 0 \rightarrow \beta_0 = a_0 \quad (17)$$

$$i = 1 \rightarrow \beta_1 = a_0 + a_1 + a_2 \quad (18)$$

$$i = 2 \rightarrow \beta_2 = a_0 + 2a_1 + 4a_2 \quad (19)$$

$$i = 3 \rightarrow \beta_3 = a_0 + 3a_1 + 9a_2 \quad (20)$$

$$i = 4 \rightarrow \beta_4 = a_0 + 4a_1 + 16a_2 \quad (21)$$

$$i = 5 \rightarrow \beta_5 = a_0 + 5a_1 + 25a_2 \quad (22)$$

$$i = 6 \rightarrow \beta_6 = a_0 + 6a_1 + 36a_2 \quad (23)$$

$$i = 7 \rightarrow \beta_7 = a_0 + 7a_1 + 49a_2 \quad (24)$$

$$i = 8 \rightarrow \beta_8 = a_0 + 8a_1 + 64a_2 \quad (25)$$

**3.Aşama:**  $i+1$  kadar  $Z$  değişkenleri türetilir.

$$Z_{0t} = X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3} + X_{t-4} + X_{t-5} + X_{t-6} + X_{t-7} + X_{t-8} \quad (26)$$

$$Z_{1t} = X_{t-1} + 2X_{t-2} + 3X_{t-3} + 4X_{t-4} + 5X_{t-5} + 6X_{t-6} + 7X_{t-7} + 8X_{t-8} \quad (27)$$

$$Z_{0t} = X_{t-1} + 4X_{t-2} + 9X_{t-3} + 16X_{t-4} + 25X_{t-5} + 36X_{t-6} + 49X_{t-7} + 64X_{t-8} \quad (28)$$

Türetilen bu değişkenler kullanılarak Denklem 14 tahmin edilir

\* Ayrıca Akaike bilgi kriteri de diğer derecelere göre ikinci dereceden modelin daha iyi bir model olduğunu göstermiştir.

Almon modeli bu çalışmadaki değişkenler kullanılarak;

$$MLRTB = \alpha_0 + \alpha_1 MLRGSYİG + \beta_0 Z_{0t} + \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} + u_t \quad (29)$$

biçiminde yazılabilir. Z değişkenleri üçüncü aşamada türetilmiş ağırlıklı MLREER değişkenleridir. 2. dereceden sekiz gecikme katsayılı Almon modelinin regresyon analizi sonuçları Tablo 9'da ve gecikme dönemlerinin katsayıları Tablo 10'da gösterilmiştir. Tablo 10'da görüldüğü gibi dördüncü gecikme dönemi ile birlikte ticaret bilançosunda iyileşme görülmeye başlamıştır. Yedinci dönemle birlikte ticaret bilançosu fazla vermeye başlamıştır.

**Tablo 9: Almon Modeli Regresyon Tahminleri Sonuçları**

| Değişken        | Katsayı  | Standart Hata | t- İstatistiği | Prob.Değeri |
|-----------------|----------|---------------|----------------|-------------|
| SABİT           | -0.036   | 0.045         | -0.817         | 0.417       |
| TMLRGSYİG       | -0.004   | 0.004         | -1.131         | 0.262       |
| Z <sub>0t</sub> | -0.268   | 0.427         | -0.627         | 0.532       |
| Z <sub>1t</sub> | 0.0512   | 0.080         | 0.637          | 0.526       |
| Z <sub>2t</sub> | 0.039    | 0.026         | 1.506          | 0.137       |
| F İstatistiği   | 1.24008  |               |                | 0.304       |
| R <sup>2</sup>  | 0.084130 |               |                |             |
| D.W.            | 1.834834 |               |                |             |
| WHITE           | 2.865759 |               |                | 0.942       |

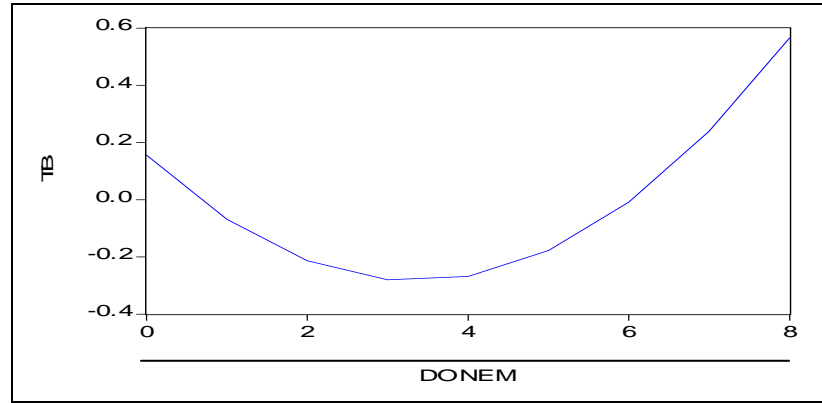
**Not:** D.W; Durbin-Watson İstatistiği, R<sup>2</sup> belirlilik katsayısı ve WHITE ise White değişen varyans testi değeridir.

**Tablo 10: Almon Modeli Gecikme Katsayıları**

| Dönem  | Katsayı         | Standart Hata | t- İstatistiği |
|--------|-----------------|---------------|----------------|
| 0      | 0.15564         | 0.54798       | 0.28403        |
| 1      | -0.06818        | 0.47045       | -0.14494       |
| 2      | -0.21341        | 0.44613       | -0.47837       |
| 3      | -0.28005        | 0.44022       | -0.63615       |
| 4      | <b>-0.26808</b> | 0.42701       | -0.62782       |
| 5      | -0.17752        | 0.39714       | -0.44699       |
| 6      | -0.00836        | 0.35967       | -0.02325       |
| 7      | <b>0.23939</b>  | 0.35072       | 0.68258        |
| 8      | 0.56574         | 0.42512       | 1.33080        |
| Toplam | -0.05483        | 3.13193       | -0.01751       |

Şekil 1’de ise bu katsayıların dönemlere göre nasıl değiştiği görülmektedir. Şekil 1’e göre Türkiye’de yapılan bir devalüasyon dört dönem sonra olumlu etkisini göstermektedir. Devalüasyon ile birlikte ticaret bilançosundaki kötüleşme; kısa dönem esnekliklerinin düşük olması, bireylerin söz konusu duruma kendilerini alıştırmalarının belli bir süre alması ve şirketler arası bazı dış ticaret sözleşmelerinin sürmesi gibi nedenlerle üç dönem sürmektedir. Dördüncü dönemle birlikte ticaret bilançosunda iyileşme başlamıştır ve yedinci dönemle birlikte ticaret bilançosu fazla vermeye başlamıştır.

**Şekil 1: Türkiye İçin J Eğrisi (1989-2005)**



## 5. SONUÇ

Döviz kuru ülke ekonomileri açısından ödemeler bilançosu dengesinin sağlanmasında önemli bir politika aracıdır. Teorik düzeyde bu iki makro ekonomik değişken arasındaki ilişkiyi ele alan teorilerden özellikle Marshall-Lerner koşulu ve J eğrisi etkisi önemlidir. Çünkü uygulanan bir döviz kuru

politikasının başarısı, kısa dönemde esnekliklerin düşük olmasının ardından uzun dönemde Marshall-Lerner koşulunun sağlanmasına bağlıdır.

Döviz kuru-ödemeler bilançosu ilişkisini incelemek için değişik ülkeler üzerine yapılmış çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Fakat bu çalışmalar çoğu zaman birbirleri ile çelişmekte, kullanılan yöntem ve verilerin gelişmiş veya gelişmekte ülkelerden elde edildiğine göre de sonuçlar değişmektedir. Türkiye üzerine yapılan nispi olarak az sayıdaki çalışmalarda da bu konudaki diğer gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan çalışmalara paralel şekilde sonuçlarda bir tutarlılık görülmemektedir. Bu çalışma ile Türkiye’de 1989-2005 dönemi içerisinde çeyrek yıllık veriler kullanılarak Marshall-Lerner koşulunun sağlanıp sağlanmadığı ve J eğrisi etkisinin geçerliliği birlikte incelenerek literatürdeki bu eksiklik giderilmeye çalışılmıştır.

Bu konu üzerine yapılan ampirik çalışmalarla ilgili literatür özeti verildikten sonra Türkiye için incelenen dönemde Marshall-Lerner koşulunun sağlanıp sağlanmadığını araştırmak için kurulan ihracat ve ithalat modellerindeki değişkenlerin durağanlığı ADF ve PP birim kök testleri ile test edilmiştir. Değişkenlerin entegrasyon derecelerinin farklı olduğu sonucuna varıldıktan sonra ARDL ko-entegrasyon testi yöntemi kullanılarak değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmış ve değişkenler arasında ko-entegrasyon ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Yapılan regresyon analizinde ihracatın dış talep esnekliği ile ithalatın iç talep esnekliği katsayılarının toplamı 3.47 bulunmuş ve bu nedenle incelenen dönem içerisinde Türkiye için Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı sonucuna varılmıştır.

İncelenen dönem içerisinde J eğrisi etkisinin olup olmadığı eğer J eğrisi etkisi varsa kaç dönem sonra ödemeler bilançosunu olumlu yönde etkileyeceğini tahmin etmek için Almon modeli yöntemi kullanılarak regresyon analizi yapılmıştır. İkinci dereceden polinom ve sekiz gecikme katsayılı olarak kurulmuş olan Almon modeli sonuçlarına göre, Türkiye’de yapılan bir devalüasyon dört dönem sonra etkisini göstermektedir. Yapılan tahminlere göre devalüasyon kararı ilk önce ticaret bilançosunu kötüleştirilmiş, ardından dördüncü dönemle birlikte ticaret bilançosu düzelmeye başlamış ve yedinci dönemle birlikte ticaret bilançosu fazla vermeye başlamıştır. Bu sonuçlar ışığında J eğrisi etkisinin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç olarak uzun yıllardan beri kronik cari açık problemi olan Türkiye için döviz kurları ile ticaret dengesi arasında istikrarlı uzun dönemli ilişkinin varlığı tahmin edilmiştir. Bu sonuçlara göre devalüasyon ile Türkiye’nin rekabet gücü artırılıp cari açık sorunu çözülebilir. Fakat kısa dönemde devalüasyon ticaret dengesini olumsuz etkilemekte ancak 4 çeyrek dönem sonra ticaret dengesini olumlu yönde etkilemektedir.

#### KAYNAKÇA

- Akbostancı, Elif (2002), "Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J-Curve", *ERC Working Papers in Economics*, Cilt 1, Sayı 5, s. 1-19.
- Algieri, Bernardina (2004), "Price and Income Elasticities of Russian Exports", *The European Journal of Comparative Economics*, Cilt 1, Sayı 2, s. 175-193.
- Altınok, Serdar ve Murat Çetinkaya (2002), "Devalüasyon ve Türkiye'de Devalüasyon Uygulamaları ve Sonuçları", *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı 9, s. 47-64.
- Arize, Augustine C. (1994), "Cointegration Test of a Long Run Relation Between the Real Effective Exchange Rate and the Trade Balance", *International Economic Journal*, Cilt 8, Sayı 3, s. 1-9.
- Artus, Jacques. R ve Anne Kenny McGuirk (1981), "A Revised Version of the Multilateral Exchange Rate Model", *IMF Staff Papers*, 28, 275-309.
- Artus, Jacques. R ve Malcolm. D. Knight (1984), "Issues in the Assessment of the Exchange Rates of Industrial Countries", *Occasional Paper 29*, IMF.
- Aydoğuş, İsmail ve Jülide Yıldırım (2001), "Kur Politikası ve Ticaret Dengesi: Türkiye Örneği", *Afyon Kocatepe Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt 3, Sayı 1, s. 155-165.
- Backus, K.David, Patrick J.Kehoe ve Finn E. Kydland (1994), "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?", *The American Review*, Cilt 84, Sayı 1, s. 84-103.
- Bahmani-Oskoe, Mohsen (1985), "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDC's", *The Review of Economics and Statistics*, Cilt 67, Sayı 3, s. 500-504.
- Bahmani-Oskoe, Mohsen ve Farhang Niroomand (1998), "Long Run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited", *Economics Letters*, Cilt 61, s. 101-109.
- Bahmani-Oskoe, Mohsen Mohsen and Artatrana Rahta (2004), "The J-Curve: A Literature Review", *Applied Economics*, Cilt 36, 1377-1398.
- Brada, C.Josef, Ali M.Kutan ve Su Zhou (1997), "The Exchange Rate and the Balance of Trade: The Turkish Experience", *The Journal of Development Studies*, Cilt 33, Sayı 5, s. 675-692.
- Bickerdike, C. F. (1920), "The Instability of Foreign Exchanges", *The Economic Journal*, March.
- Case, Karl E. ve Ray C. Fair (2004), *Principles of Macroeconomics*, 7<sup>th</sup> Edition, Pearson Education, Upper Saddle River, New Jersey.
- Chacholiades, Miltiades (1990), *International Economics*, Mc Graw Hill Pres, Singapore.
- Chinn, Menzie David ve Jeawoo Lee (2002), "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G-7 Countries", *IMF Working Paper*, (#WP/02/130).

- Doğanlar, Murat, Harun Bal ve Mehmet Özmen (2003), “Uluslararası Ticaret ve Türkiye’nin İhracat Fonksiyonu”, *Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Sayı 7, s. 83-109.
- Durusoy, Ömer Tanju ve İbrahim Tokathoğlu (1997), “Devalüasyon ve J-Eğrisi”, *Ekonomik Yaklaşım*, Cilt 8, Sayı 24-25, s. 65-77.
- Edwards, Sebastian (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, MIT Press.
- Erdoğan, Serdar (2007), *Döviz Kuru-Ödemeler Bilançosu İlişkisi: Türkiye Örneği*, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.
- Gujarati, Damodar N. (2004), *Basic Econometrics*, 4<sup>th</sup> Edition, The McGraw-Hill/Irwin Companies, New York.
- Gylfason, T., ve M. Radetzki (1991), “Does Devaluation Make Sense in the Least Developed Countries?”, *Economic Development and Cultural Change*, Cilt 40, Sayı 1, s. 1-25.
- Harberger, Arnold C. (1950), “Currency Depreciation, Income and The Balance of Trade”, *Journal of Political Economy*, Cilt 58, Sayı 1, s. 47-60.
- Junz, Helen B., ve Rudolf R. Romberg (1973), “Price Competitiveness in Export Trade among Industrial Countries”, *American Economic Review*, Cilt 63, s. 412-18.
- Kamoto, Eric Ben (2006), “*The J-Curve Effect on the Trade Balance in Malawi and South Africa*”, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Master of Arts in Economics, The University of Texas, Arlington, <http://economics.uta.edu/theses/Eric.Kamoto.pdf>, (Erişim Tarihi: 18.02.2007).
- Karagöz, Murat ve Çetin Doğan (2005), “Döviz Kuru-Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği”, *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt 15, Sayı 2, s. 219-228.
- Koray, Faik ve W.Douglas Mc Millin (1999), “Monetary Shocks, the Exchange Rate and the Trade Balance”, *Journal of International Money and Finance*, Cilt 18, s. 925-940.
- Laursen, Svend and Lloyd A. Metzler (1950), “Flexible Exchange Rate and The Theory of Employment”, *The Review of Economics and Statistics*, Cilt 32, Sayı 4, s. 281-299.
- Lerner, A. P. (1944), *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*, The Macmillan Company, New York.
- Magee, Stephen P. (1973), “Currency Contracts, Pass-Through, and Devaluation”, *Brookings Papers of Economic Activity*, Cilt 4, Sayı 1973-1, s. 303-323.
- Marshall, Alfred (1923), *Money, Credit and Commerce*, Macmillan. London.

- Marwah, Kanta ve Lawrence R.Klein (1996), "Estimation of J-Curves: United States and Canada", *The Canadian Journal of Economics*, Cilt 29, Sayı 3, s. 522-539.
- Meade, Ellen E. (1988), "Exchange Rates, Adjustment, and the J-Curve", *Federal Reserve Bulletin*, Cilt 74, Sayı 10, s. 633-644.
- Metzler, L. (1948), "The Theory of International Trade" *A Survey of Contemporary Economics* (Editör: Howard S. Ellis) içerisinde, The American Economic Association, Homewood, IL.
- Onafowora, Olugbenga (2003), "Exchange Rate and Trade Balance in East Asia: Is there a J-Curve?", *Economics Bulletin*, Cilt 5, Sayı 18, s. 1-13.
- Pesaran, M. Hasem, Yongcheol Shin ve Richard J. Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, Cilt 16, Sayı 3, s. 289-326.
- Phillips, P.C.B ve P. Perron (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Cilt 75, s. 335-346.
- Robinson, Joan (1947), *Essays in the Theory of Employment*, Basil Blackwell, Oxford.
- Seyidođlu, Halil (2003), *Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama*, Geliştirilmiş 15. Baskı, Güzem Can Yayınları, İstanbul.
- Şimşek, Muammer ve Cem Kadılar (2004), "Türkiye'nin İthalat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yaklaşımı ile Eşbütünleşme Analizi: 1970-2002", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, Cilt 5, Sayı 1, s. 27-34.
- Terzi, Harun ve Ahmet Zengin (1999), "Kur Politikasının Dış Ticaret Dengesini Sağlamadaki Etkinliği: Türkiye Uygulaması", *Ekonomik Yaklaşım*, Cilt 10, Sayı 33, s. 48-63.
- Yamak, Rahmi ve Abdurrahman Korkmaz (2005), "Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi: Kritik Elastikiyetler (Marshall-Lerner) Şartı", *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, Sayı 2, s. 11-29.
- Zhang, Z. (1996), "The Exchange Value of the Renminbi and China's Balance of Trade: an Empirical Study", *NBER Working Papers Series*, No: 5771.