

Reel Döviz Kuru ve Ticaret Dengesi: Türkiye'nin Almanya ile Ticareti Üzerine (2002.01-2012.09)

Real Exchange Rate and Trade Balance: The Case of Turkey's Trade with Germany (2002.01-2012.09)

Harun BAL¹

Mehmet DEMİRAL²

ÖZET

Bu çalışmada, Türkiye'nin Almanya ile olan ikili ticaretinde reel Euro kuru değişimleri ile ticaret dengesi gelişimleri arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler araştırılmıştır. 2002.01-2012.09 dönemi aylık verileri kullanılmış ve sırasıyla birim kök testleri, eşbütünlük teknikleri, vektör hata düzeltme modeli ve nedensellik testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar, ticaret dengesinin reel döviz kuru esnekliğinin kısa dönemde negatif ve uzun dönemde pozitif olduğunu göstermektedir. Bu durum Marshall-Lerner koşulunun kısa dönemde sağlanmadığına ve böylece J-eğrisi ayarlanma sürecinin geçerli olduğunu işaret etmektedir. Modelde ticaret dengesini belirleyen değişkenlerden yurtiçi geliri temsil eden Türkiye sanayi üretim endeksi özellikle uzun dönemde ticaret dengesini negatif yönde etkilerken, yurtdışı geliri temsil eden Almanya sanayi üretim endeksi ise pozitif yönde etkilemektedir.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, Ticaret Dengesi, J-Eğrisi, Türkiye, Almanya

ABSTRACT

In this study, the short run and the long run relationships between real exchange rate movements of Euro and trade balance developments on Turkey's bilateral trade with Germany have been investigated. The monthly data for the period of 2002.01-2012.09 were used and unit root tests, cointegration techniques, vector error correction model and causality test were carried out respectively. Main findings reveal that real exchange rate elasticity of trade balance is negative in the short run and positive in the long run. This indicates that Marshall-Lerner condition does not hold in the short run and so there is evidence supporting J-curve adjustment process. One of the other variables that determine trade balance in the model is industrial production index of Turkey used as the proxy of domestic income. This variable effects trade balance adversely in chiefly the long run while industrial production index of Germany used as the proxy of foreign income does positively.

Keywords: Real Exchange Rate, Trade Balance, J-Curve, Turkey, Germany

¹Doç. Dr., Çukurova Üniversitesi, İİBF. İktisat Bölümü, harunbal@cu.edu.tr

²Ar. Gör., Çukurova Üniversitesi, İİBF. İktisat Bölümü, mdemiral@cu.edu.tr

G R

Uluslararası iktisat teorisi ulusal para birimindeki reel değer kayıplarının ilgili ülkenin dış ticaret dengesinde iyileşme sağlayacağına işaret etmektedir. Nitekim, Türk Lirası (TL)'nin reel değer kayıplarının Türkiye'nin dış ticaret dengesine olan etkileri bu açıdan geniş bir literatür oluşturmuştur. Nispet 2001'den itibaren serbest dalgalanan kur sistemine geçilmesiyle birlikte konuya olan ilgi azalmamış ve reel döviz kuru (RER) hareketlerinin etkilerini araştıran deneysel çalışmalarla farklı boyutlarıyla analizlere konu olmayı sürdürmüştür.

Konu ile ilgili literatürün önemli bir kısmı analizlerini esneklikler yaklaşımının temelini oluşturan Marshall-Lerner (M-L) koşulu çerçevesinde yapmaktadır. Ekonomide kısa ve uzun dönemde esnekliklerin büyüklüğünün aynı olmaması ise beraberinde *J-e risi* etkisi adıyla anılan bir bakiye tartışmayı gündeme getirmektedir.

M-L koşulu ve *J-e risi* kapsamında Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaretinde, reel Euro kuru ile yurtiçi ve yurtdışı gelir hareketlerinin Türkiye ticaret dengesine olan etkilerinin incelendiği bu çalışmanın sonraki kısımları şu bölümlerden oluşmaktadır. *Birinci* bölümde, teorik olarak M-L koşulu ve *J-e risi* etkisi hakkında bilgiler verilmektedir. *İkinci* bölümde, seçilen ampirik çalışmaların sonuçları ışığında literatür incelemesi bilgileri özetle sunulmaktadır. *Üçüncü* bölümde ise, veri seti ve model tanıtımı yapılmaktadır. *Dördüncü* bölümde analiz yöntemleri ve ampirik bulgular ortaya konulduktan sonra çalışmamız ulaşılan bulguların özet bir sunumunun ve açıklamaların yapıldığı *Sonuç* bölümüyle tamamlanmaktadır.

1. MARSHALL-LERNER KOŞULU VE J-E RİSİ : TEORİK ÇERÇEVE

Ödemeler dengesini modellemeye yönelik geleneksel yaklaşımlardan biri olan *esneklikler yaklaşımı*, uluslararası nispi fiyatların ticaret hadlerini ve ticaret dengesini belirleyen en temel dengeyi keşfetmiş olduğunu varsaymaktadır. *Esneklikler yaklaşımı*'nın çıkış noktası RER yükselişine ilişkin ülkenin ticaret dengesinin iyileşmesi beklentisidir.

Döviz kuru yükselişinin ticaret dengesine etkilerini ilk ortaya koyan Bickerdike (1920) olsa da esneklikler yaklaşımı Marshall (1923)'ün ve onu izleyen Lerner (1944)'ün çalışmalarıyla dayandırılmaktadır. Bu yazar da başlangıçta ticaret dengesi sağlanmaması ve arz esnekliklerinin sonsuz olması varsayımları altında ihracat mallarının yurtdışı talep esnekliği (e_x) ile ithal mallarının yurtdışı talep esnekliği (e_m) toplamının mutlak değer olarak 1'den büyük olması durumunda devalüasyonların ticaret dengesinde fazla ortaya çıkaracağını vurgulamışlardır. Söz konusu esneklikler gerekliliği Marshall-Lerner (M-L) koşulu olarak literatüre girmiştir.

Açık bir ekonomi için milli gelir dengesi eşitliği şu biçimde gösterilmektedir (Shirwani & Wilbratte, 1997: 40-41; Ling, Mun & Mei, 2008: 132):

$$Y = C(Y, T) + I(Y, r) + G = IM(Y, RER) + EX(Y^*, RER) \quad (1)$$

Etilikte Y toplam yurtiçi geliri (GDP), C tüketim harcamalarını, T vergiyi, I yatırımı, r faiz oranını, G hükümet harcamalarını, RER reel döviz kurunu, IM ithalatı, EX ihracatı ve Y^* toplam yurtdışı geliri göstermektedir. IM , Y ve RER 'in; EX ise Y^* ve RER 'in bir fonksiyonudur (Rose & Yellen, 1989; Shirvani & Wilbratte, 1997; Brooks, 1999; Zhang, 2008).

Nominal döviz kuru (NER) 1 birim yabancı paranın karşılığı ulusal para miktarı, P^* yurtdışı ve P yurtiçi fiyat seviyesi iken reel döviz kuru (RER),

$$RER = NER(P^*/P) \quad (2)$$

biçiminde elde edilmektedir. Balanço ticaret dengesi sağlanmayan bir ülkenin ulusal parası bakımından net ihracatı (NEX) şu şekilde olmaktadır.

$$NEX(RER, Y, Y^*) = EX(RER, Y^*) - RER(IM(RER, Y)) = 0 \quad (3)$$

Etilik (3)'te RER 'e göre türev alırsak RER 'in yükselmesi (düşmesi) durumunda NEX 'in artması (azalması) için gerekli koşullar etlik (4)'teki gibi olacaktır.

$$\frac{(NEX)}{(RER)} = \frac{(EX)}{(RER)} - IM - RER \frac{(IM)}{(RER)} = 0 \quad (4)$$

Bu ifadeyi IM 'e bölersek denklem (5)'i elde ederiz.

$$\frac{(NEX)}{(RER)} \frac{1}{IM} = \frac{(EX)}{(RER)} \frac{1}{IM} - 1 - \frac{RER}{IM} \frac{(IM)}{(RER)} = 0 \quad (5)$$

Balanço ticaret dengesi sağlanmadıkça ($EX-IM=0$) olduğundan, $EX=IM(RER)$ ise $1/IM=RER/EX$ olacaktır. Bu ifadeyi etlik (5)'te yerine koyarak düzenlersek etlik (6)'yı elde ederiz.

$$\underbrace{\frac{(NEX)}{(RER)} \frac{RER}{EX}}_{e_x} - \underbrace{\frac{(EX)}{(RER)} \frac{RER}{EX}}_{e_x} - \underbrace{\frac{(IM)}{(RER)} \frac{RER}{IM}}_{e_m} = 1 = 0 \quad (6)$$

Etilikte RER değişimine bağlı olarak, NEX 'in RER esnekliğinin (e) pozitif olması için ihracat talep esnekliği (e_x) ile ithalat talep esnekliği (e_m) toplamının mutlak değer olarak 1'den büyük olması gerektiği (M-L koşulu) görülmektedir (Gylfason & Schmid, 1983: 648; Brooks, 1999: 13-14; Zhang, 2008: 156-158).

Esneklikler yaklaşımları ve M-L koşulu, ortaya konulmasından sonra farklı yazarlarca ticaret dengesinin balanço ticaret dengesini sağlanmaması, marjinal ithalat esnekliği, sonsuz olmayan arz esneklikleri, yapı kan fiyatları ile yurtiçi ve yurtdışı gelir ve fiyat seviyeleri gibi faktörlerin etkilerini dikkate alan çalışmalarla geliştirilmiştir (Hirschman, 1949; Devereux, 2000; Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004). Daha sonraları ise M-L koşulu incelenirken uygulanan döviz kuru sistemi, ekonominin gelişmişlik durumu, sanayi seviyesi, doğal kaynak donanımı, üretim yapısı, ithal girdilere olan bağımlılığı ve mal bileşimi gibi birçok faktörün birlikte değerlendirilmesi gerekliliğini kendini göstermiştir (Krueger, 1983; Gylfason & Risager, 1984; Doğanlar, 1999).

Esneklikler yaklaşımları ve *M-L* koşullu analizlerinde zaman boyutunun göz ardı edildiği görülmektedir. Uygulamada döviz kurlarının anında ayarlanabilmesine rağmen mal fiyatları ve talep değişiminin buna gecikmeli uyarlandığı görülmektedir. Bu nedenle her ülkede ticaret açığı varsa *RER* yükselişinin ilk etkisi açıkların daha da büyümesi yönünde olabilmektedir (Krueger, 1983: 40; Hallwood & MacDonald, 2000: 28-29). Yine *RER* yükselişiyle yurtiçinde üretilen mallara olan talep artışı karılayacak kadar bir hazırlık yoksa, yani arz esnekliği sonsuz değilse, ticaret dengesini iyileştirici etki az olacaktır. Bu durum özellikle gelişmekte olan ülkeler için geçerlidir (Gylfason & Schmid, 1983; Gylfason & Risager, 1984; Bahmani-Oskooee, 1985, 1992). Ancak petrol gibi talep esnekliğinin düşük olduğu ithal malları söz konusu olduğunda gelişmiş ülkeler de benzer bir olumsuz durumla karşılaşmaktadırlar (Dunn & Mutti, 2004: 380).

RER yükselişiyle yurtiçi alıcılar için ulusal para cinsinden ithal malları pahalılaştırma ithalat seviyesinin düşmesi hızlı olmamaktadır. Çünkü yurtiçindeki alıcıların ithal malları tüketimini nispi olarak ucuzlayan yurtiçi mallara kaydırmaları ve böylece *RER* yükselişinin ithalat seviyesini düşürmesi zaman almaktadır. Benzer şekilde yurtdışı alıcıların harcamalarını kendi ülkelerinde üretilen mallardan nispi olarak ucuzlayan ithal mallarına kaydırmaları da yani *RER*'in yükseldiği ülke için ihracat seviyesinin yükselmesi de zaman almaktadır. Bu kapsamda balığıca ihracat ve ithalat talebinin fiyat esneklikleri oldukça düşük olabilmektedir (Krueger, 1983; Brooks, 1999).

M-L koşullu analizlerinde yurtiçi üreticilerin sabit bir yurtiçi fiyat düzeyinden dolayı talebi karıladıklarından hareket edilmektedir. Ancak uygulamada *RER* yükselişiyle ithal edilen tüketim mallarının fiyatını artıracığından bu durumdan olumsuz etkilenen üreticilerin daha yüksek ücret talep etmeleri sonucu ihracatçıları ürettikleri malların yurtiçi fiyatlarını artırmak zorunda kalabilmektedirler. Diğer yandan yurtdışı üreticilerin sabit olduğu varsayılan bir fiyat düzeyinden dolayı talebi karıladıklarından hareket edilmektedir. Buna göre *RER*'deki %1 artışı, ithal malının ulusal para birimi cinsinden yurtiçi fiyatını %1 artırmaktadır. Buna tam geçiş etkisi denmektedir. Oysa uygulamada yurtdışı firmalar ihrac ettikleri malların döviz cinsinden fiyatlarını düşürerek, malların yurtdışı fiyatlarının daha az artmasını sağlamayı tercih edebilmektedirler. Bu da kısmi geçiş etkisine işaret etmektedir (Magee, 1973: 316-318; Carbaugh, 2005: 428).

RER yükselişine karşılık gerekli dış ticaret balantılarının hemen yapılarak ihracatın artırılması mümkün olmamaktadır. Rasyonel davranmayan iktisadi ajanlar olabildiği gibi kur değişimi bilgisi de gecikmeli gelebilmektedir (Carbaugh, 2005: 426). Buna karşın alım-satım anlaşmaları yapılmış olan ihracat malları da yeni kurdan satılacağından ihracat döviz geliri azalmaktadır. Sonra ise yeni pazarlara girilmesi sonucunda yeni ticari balantılarla sağlanan ihracat artışlarıyla döviz gelirleri artmaya başlamaktadır. Dış ticaret dengesinin bu seyrine J-çizimi etkisi denmektedir. Dunn ve Mutti (2004: 385)'nin çalışmalarına göre, *RER* yükselişi sonucunda ortaya çıkan kötüleşme dönemi 6 aydan 1 yıla kadar sürebilmektedir. Ancak dış ticaret hesapları bu süreyi aşılabilmektedir. Bu nedenle hükümetler kur yükselişini takip eden dönemde devam eden cari açıkları finanse etmek için ekstra döviz ihtiyacı duymaktadırlar.

2. LG L L TERATÜR GEL M

J-e risi etkisi ilk kez Magee (1973)'nin teorik çalışmasıyla literatüre girmi sonrasında ise farklı yazarlarca yonun bir biçimde ele alınmıştır. Magee (1973) dış ticarette kur değişimi oranlarını devalüasyondan önce belirleyen döviz anlaşmaları (*currency contracts*) ve devalüasyonların geçi etkisine (pass-through) dikkat çekmiştir.

J-e risi literatüründe günümüze kadar yapılan birçok çalışmada ticaret dengesi ve *RER* arasındaki ilişkinin oldukça karmaşık ve belirsiz; ortaya konulan ampirik sonuçlar bakımından da üşheli olduğu görülmektedir. Farklı ülke ya da ülke gruplarını ele alan çalışmaları bazılarının bulgularına göre J-e risi ayarlanması gerçekleşmemiştir, bazılarında gerçekleşmediği bazıları ise *S-e risi* gibi farklı etkiler dahi almıştır (Bkz. Backus, Kehoe & Kydland, 1994; Akbostancı, 2002; Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004; Bahmani-Oskooee & Ratha, 2010).

Bahmani-Oskooee ve Ratha (2004) J-e risi üzerine yapılan ampirik çalışmaları toplam ve ikili ticaret verilerini kullanarak yapılan çalışmaları biçiminde iki kategoriye ayırmışlardır. Son zamanlarda endüstri seviyesinde analizlerin sayısı da artmaktadır (Bkz. Ardalani & Bahmani-Oskooee, 2007; Erdem, Tugcu & Nazlıo lu, 2009; Gümü tekin, 2012). Yaygın olarak kullanılan çoklu ülke çalışmaları bazılarını Türkiye'yi de kapsadığı gibi sadece Türkiye ikili ticareti üzerine yapılan çalışmaları da fazladır. Türkiye ekonomisine ilişkin literatür gelişimi u şekilde bir seyir izlemektedir.

Gylfason ve Schmid (1983) ile Gylfason ve Risager (1984), yapılan devalüasyonların 1980 öncesi dönem için Türkiye'nin ticaret dengesini iyile tirdiğini ortaya koymuşlardır. İlk çalışmada %10 oranındaki bir devalüasyonun milli gelirin %1,1'i oranında ikinci çalışmada ise %0,7 oranında ticaret dengesini iyile tirdiğini belirtilmiştir. Bahmani-Oskooee ve Alse (1994) de, üçer aylık verilerle 1971-1990 dönemine ilişkin olarak e bütünleşme analizi kullanarak yaptıkları çalışmaları Türkiye ekonomisi için benzer sonuçlar elde ederek devalüasyonların ticaret dengesini pozitif yönde etkilediğini ortaya koymuşlardır.

Durusoy ve Tokathı lu (1997)'nin, üçer aylık verilerle 1987-1995 dönemini kapsayan çalışmaları göre devalüasyonla birlikte dış ticaret dengesi kısa dönemde kötüleşmekte ve ancak yaklaşık 1 yıldan sonra düzelmektedir. Bu sonuca göre Türkiye ekonomisi için J-e risi etkisinin gerçekleştiği sonucuna varılmıştır. Kale (2001), üçer aylık verilerle 1984-1996 dönemini kapsayan çalışması Türkiye için J-e risini destekler sonuçlar bulmuştur. Bu çalışmaya göre kur değişiminin etkisi yaklaşık 1 yıl sürmekte ve bu etkilerin yaklaşık %75'i birinci çeyrekte olmaktadır. Vergil ve Erdoğan (2009)'ın üçer aylık verileri kullanılarak hazırladıkları çalışması, 1989-2005 döneminde Türkiye için J-e risi etkisinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

J-e risi ayarlanma sürecini destekleyen bu çalışmaları yanında Türkiye ekonomisi için farklı bulgulara ulaşımlar da bulunmaktadır. Örneğin, Akbostancı (2002) tarafından 1987-2000 dönemine ilişkin olarak üçer aylık verilerle e bütünleşme ve VAR analizi ile yapılmış olan çalışmaya göre TL'nin devalüasyonu uzun dönemde ticaret dengesini iyile tirmektedir. Ancak bu iyileşme süreci J-e risinin varlığını destekler nitelikte değildir. Tarım sektörü için J-e risinin geçerli olup olmadığını analiz eden çalışması

Yazıcı (2006), 1986-1998 dönemi için, yavaş ve anan bir devalüasyon sonrasında tarım sektörü ticaret dengesinin önce iyileştiğini sonra kötüleştiğini ortaya koyarak J-e risi beklentisinin tam tersi sonuçlar elde etmiştir. Halıcıoğlu (2008), 1985-2005 dönemi için üçer aylık verilerle Türkiye ve 13 ticaret ortağı arasında iki taraflı olarak J-e risini araştırmıştır. Yazar kısa dönemde *RER* yükselişi sonucunda J-e risi ilgisizliğini olmadığını ancak uzun dönemde ülke çiftlerine ilgisizliğini Türkiye'nin ticaret dengesinin iyileşme yönünde geliştiğini ortaya koymuştur. Yurdakul ve Erdal (2009), 1950-2006 dönemi için yıllık verileri kullandıkları çalışmalarında J-e risi bulgusuna ulaşamamışlar ve devalüasyonların hem kısa hem de uzun dönemde istikrarsızlık nedenlerinden biri olduğunu ortaya koymuşlardır. Bahmani-Oskooee ve Kutan (2009), Türkiye'nin de içinde bulunduğu 11 Doğu Avrupa ülkesi için Ocak 1991-Haziran 2005 dönemi için aylık verilerle yaptıkları çalışmada Türkiye için J-e risi etkisini destekler bulgulara ulaşamamışlardır.

Türkiye-Almanya ikili ticaretini ele alan az sayıdaki çalışmalarda çoğunlukla J-e risi etkisini destekler bulgulara ulaşılmamıştır ve görülmektedir. Kimbugwe (2006), Türkiye ile Almanya'nın da içinde bulunduğu 9 ticaret partneri arasındaki ikili ticareti, 1960-2000 dönemi yıllık verilerle analiz etmiş ve her bir ülke ile ikili ticaretinde Türkiye ticaret dengesi için J-e risi bulgusuna ulaşamamıştır. Erdem, Tugcu ve Nazlıoğlu (2009)'nın endüstri bazında 1969-2007 dönemini kapsayan çalışmaları Birleşmiş Milletler (UN)'in Standart Uluslararası Ticaret Sınıflandırması (SITC) 3 basamaklı sektörel ayırımı göre seçilen 38 endüstriden 16'sının kısa dönemde *RER* gelişmelerinden etkilendiği ve 9'unun ise J-e risi etkisini desteklediği sonucuna ulaşmışlardır. Uzun dönemde ise *RER* yükselişi, 9 dayanıklı tüketim malları endüstrilerinin ticaret dengesini olumlu, 4'ünün ticaret dengesini ise olumsuz etkilemektedir. 24 endüstrinin ise *RER* yükselmesine tepki göstermediği ortaya konulmuştur. Çelik ve Kaya (2010), üçer aylık verilerle 1985-2006 dönemi için Almanya'nın da içinde bulunduğu ve Türkiye'nin toplam dış ticaretinin %60'ını oluşturan 6 ülke için yaptıkları çalışmaları yine Türkiye-Almanya ikili ticaretinde Türkiye'nin ticaret dengesinde J-e risi etkisinin olmadığını sonucuna ulaşmışlardır. Gümü tekint (2012)'in çalışmasında Türkiye-Almanya ticaretinde 20 sektör için üçer aylık verilerle 1989-2011 dönemine ilgisizliğini hiçbir endüstrinin ticaret dengesinde J-e risi etkisini destekler bulgulara ulaşamamıştır.

RER ve *TB* ilgisizliğinde ihracat ve ithalatın fiyat ve gelir esneklikleri belirleyici olmaktadır. Doğanlar, Bal ve Özmen (2006: 60-63), Türkiye-Almanya dış ticaretine ilgisizliğini olarak 1991-2004 yılına ait üçer aylık verileri kullanarak hazırladıkları çalışmaları Türkiye'nin ihracat ve ithalatının fiyat ve gelir esnekliklerini kısa ve uzun dönem için tahmin etmişlerdir. Çalışma teoriye uygun olarak uzun dönemde tüm esnekliklerin kısa dönemden daha yüksek olduğunu belirlenmiştir. Yine hem kısa hem de uzun dönemde ithalat talebinin fiyat ve gelir esnekliklerinin ihracat talebi fiyat ve gelir esnekliklerinden daha yüksek olduğunu belirlenmiştir. Çalışma elde edilen diğer önemli bir bulgu ise Gümrük birliği sonrası esnekliklerin düşme eğiliminde olmakla birlikte halen M-L kuralının sağlanması olmasıdır: M-L kuralı 1991-1995 dönemi için 1,80 ile sağlanırken 1996-2004 dönemi için 1,68 olarak tahmin edilmiştir.

3. VER SET VE MODEL

İlgili literatürdeki çalışmaların büyük bir bölümü çoklu ülke ve toplula tırılma ticaret verileri modellemesine dayanmaktadır. Böyle bir durumda toplula tırma yanlışlığı (*aggregation bias*) ortaya çıkabilmekte ve *RER* yükselişinin bir ülkenin ticaret dengesine olan pozitif (negatif) etkisi, diğer bir ülkenin ticaret dengesine olan negatif (pozitif) etkisi nedeniyle net olarak görülememektedir (Kimbugwe, 2006: 51; Çelik & Kaya, 2010: 791-792). Ayrıca toplula tırma yapılan çalışmalarda model dışında kalan diğer tüm ülkelerin gelirini ifade eden bir temsil (*proxy*) de kullanılmıdır. Mevcut çalışmamız toplula tırma yapılmı çalışmalardan ayrılmaktadır.

İncelenen dönemin seçiminde ele alınan değişkenleri doğrudan etkileyen yapısal dönüşümler dikkate alınmıştır. Almanya'nın AB ortak para birimi *Euro*'yu resmi olarak kullanmaya başlaması tarihi olan Ocak 2002'den Eylül 2012'ye kadar olan dönem incelenmiştir. Türkiye'nin 22 Ocak 2001 tarihinden itibaren dalgalı kur rejimini benimsemiş olması nedeniyle reel *Euro* kuru ile ticaret dengesi etkileşiminin daha net görülebileceği olmasına dikkat edilmiştir. Almanya'nın seçilmesinin temel nedeni, Türkiye'nin dış ticaretinde en fazla ağırlığa sahip olmasıdır. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) dış ticaret istatistiklerine göre Ocak 1996-Kasım 2012 döneminde yaklaşık olarak Türkiye'nin tüm ülkelere olan toplam ihracatı 1,20 trilyon ABD Doları (*USD*) iken toplam ithalatı 1,92 trilyon *USD* olarak gerçekleşmiştir. Aynı dönemde Almanya'ya toplam ihracatı 150 milyar *USD* iken Almanya'dan toplam ithalatı 210 milyar *USD* olmuştur. Tüm ülkelerle olan yaklaşık 3,12 trilyon *USD* olan dış ticaret hacminde Almanya'nın payı ortalama olarak yaklaşık %11,54 olmuştur. Söz konusu dönemde Türkiye'nin toplam 720 milyar *USD* olan ticari açığının yaklaşık %8,4'ü (60 milyar *USD*) Almanya ile ticaretinden kaynaklanmıştır. Döviz türlerine göre Türkiye'nin dış ticareti incelendiğinde ele alınan dönemde ihracatta *Euro*'nun, ithalatta ise *USD*'nin ortalama olarak en büyük paya sahip olduğu görülmektedir.

Rose ve Yellen (1989) ticaret dengesini, reel döviz kurunun (*RER*), yurtiçi (*Y*) ve yurtdışı (*Y**) gelirinin bir fonksiyonu olarak modelleyen ilk yazarlardan olmuştur. Bizim çalışmamızda da aynı modelden yola çıkılmıştır:

$$TB = f(Y^*, Y, RER) \quad (7)$$

Burada, bağımlı değişken olarak, net ihracat (*NEX*) yerine, Almanya ile ikili ticaretinde Türkiye'nin reel ihracatının reel ithalatına oranını ifade eden ticaret dengesi (*TB*) kullanılmıştır. Narayan (2006: 508)'in de belirttiği gibi bu biçimde bir oranlama, değişkenlerin logaritmik olarak ifade edilmesine ve katsayıların esneklik olarak yorumlanabilmesine olanak tanımaktadır. Aylık cari ihracat (*EX*) ve ithalat (*IM*) verileri TÜİK'den elde edilmiş, ihracat ve ithalat fiyat endeksleriyle reelde tirilmiştir. Aylık ortalama olarak nominal *Euro* satış kuru (*NER*), TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmış, Uluslararası Para Fonu (*IMF*)-Uluslararası Finansal İstatistikler (*IFS*) veri tabanından elde edilen Almanya (*GR*) ve Türkiye (*TR*) tüketici fiyat endeksi (*CPI*) değerlerine bölünerek reel *Euro* döviz kuru (*RER*) elde edilmiştir. Endeksler 2005.01=100 olarak sabitletirilmiştir.

$$RER = \frac{NER \cdot \frac{P^*}{P}}{\frac{Euro}{TL} \cdot \frac{CPI_{GR}}{CPI_{TR}}} \quad (8)$$

Eğitilmiş tarafların tarafı *satın alma gücü paritesi (PPP)*'ni göstermektedir. Döviz kurlarının değişimi medyan varsayımı altında *NER*'in yükselmesi *RER*'i de yükseltecektir. Eğitilmiş göre Türkiye'de enflasyon oranı arttıkça bu artış oranında TL nominal olarak değer kaybetmezse *RER* ve *PPP* düşecektir. *RER*'in hesaplanmasında, farklı ülkeler arasında karşılaştırma kolaylığı sağlayan geniş bir mal sepetine sahip, kolay ulaşılabılır ve güncel yayınlanıyor olması nedeniyle *CPI* kullanılmıştır.

Ülkeler için yurtiçi gelir (*GDP*) verileri çoğunlukla üçer aylık veya yıllık olarak sunulmaktadır. Bu nedenle *GDP* verileriyle aylık çalışılmamaktadır. Bu sorunu ortadan kaldırmak için *GDP* endeksi serisini temsilen (*proxy*) ülkeler için aylık olarak yayınlanan sanayi üretim endeksi (*IPİ*) serisi yaygın olarak kullanılmaktadır. Ancak bu yöntem her ülke için geçerli olmamaktadır: Son zamanlarda özellikle bazı ülkelerde hizmetler sektörünün katma değerinin artması *IPİ*'nin *GDP*'yi temsil etme özelliğini sorgulamaktadır. Bu yöntemle ilgili olarak OECD (2012) hazırladığı raporlarla *IPİ*'nin *GDP*'yi temsil edebilme gücünün geçerli ve tutarlı olabilmesi için gerekli kriterleri belirlemektedir. Bu kriterlere göre, i) serilerde eksik ve fazla dönüm noktaları ikiden fazla ise genellikle kötüdür. ii) Mean, medyan ve zirve/dip dalgalanmalarında en fazla 2 aylık gecikme veya önde gitme kabul edilebilir. iii) 6 aylık bir standart sapma eylem olarak belirlenmiştir. iv) 0,70 korelasyon katsayısı eylem olarak belirlenmiştir.

OECD (2012) sayılan bu kriterler kapsamında 38 ülke (uzlaında hariç 33 OECD ülkesi ve Brezilya, Endonezya, Güney Afrika, Hindistan, Rusya) için değerlendirme yapılmış ve sadece 8 ülke için *IPİ*'nin *GDP*'yi yeterli ve tutarlı biçimde temsil ettiğini belirtmiştir (OECD, 2012: 3-4). Bu ülkeler *Almanya*, *Brezilya*, *Estonya*, *İngiltere*, *Sveç*, *Svizzera*, *Japonya* ve *Türkiye*'dir.

Tablo 1: Türkiye ve Almanya için *IPİ*'nin *GDP*'yi Temsil Yeterliliği ve Tutarlılığı

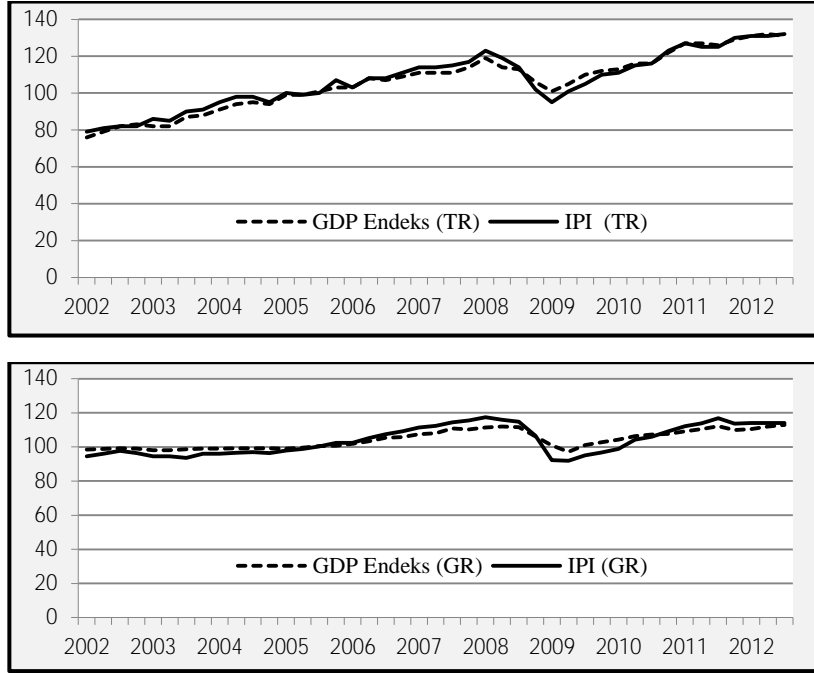
	Eksik dönüm noktası	Fazla dönüm noktası	Mean	Standart sapma	Medyan	Zirve	Korelasyon
Almanya	0	2	1,23	5,48	0	1	0,90
Türkiye	2	2	0,78	2,78	0	0	0,92
Ortalama (38 ülke)	1,74	2,41	-0,42	6,44	-0,36	0,36	0,80

IPİ in aattığındaki tüm endüstrileri kapsamaktadır.

Kaynak: OECD (2012). Transition of The OECD CLI System to A GDP-Based Business Cycle Target. *OECD Composite Leading Indicators Background Note*. (<http://www.oecd.org/>).

Tablo 1'de Türkiye ve Almanya için *IPİ*'nin *GDP*'yi temsil etme yeteneğinin genel olarak oldukça iyi olduğu görülmektedir. Aattığındaki grafikte çalışmaya dönemine (2002.1-2012.09) ilişkin olarak *IMF-IFS*'den elde edilen bu iki endeksin 2005.01=100

biçiminde sabitletilmiş üçer aylık dönemlerin birlikte hareket etme seyri görülmektedir.



Grafik 1: Türkiye (TR) ve Almanya (GR) için GDP Endeksi ve IPI Serisi Uyumu (2002Q1-2012Q3)

Shirwani ve Wilbratte (1997: 43) ile Halıcıoğlu (2008: 242)'in yöntemlerinden hareketle çalışmada, iki ülkenin üçer aylık yurtiçi gelir (*GDP*) endeksleri yerine aylık sanayi üretim endeksleri (*IPI*) kullanılmıştır. Kullanılan tüm endeksler 2005.01=100 biçiminde sabitletilmiştir. Tüm serilerde Troma/Seats yaklaşımla mevsimsel düzeltmeler yapılmış ve kullanılan regresyon modeli şu biçimde belirlenmiştir:

$$\ln TB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln Y_t^* + \beta_3 \ln RER_t + u_t \quad (9)$$

Burada; bağımlı değişken olan $\ln TB_t$ logaritmik olarak reel ihracatın reel ithalata oranını, bağımsız değişkenler $\ln Y_t$ ve $\ln Y_t^*$ logaritmik olarak sırasıyla Türkiye ve Almanya için sanayi üretim endekslerini ve $\ln RER_t$ yine logaritmik olarak reel *Euro* kurunu gösterirken β_0 bir sabiti ve u_t beyaz gürültü sürecini ifade eden hata terimini göstermektedir. Kısat Teorisine göre, β_1 pozitif ya da negatif olabilmektedir. Çünkü yurtiçi gelir artışı ithalatı artırarak ticaret dengesini kötüleştirebileceği gibi ithal ikamesi

malların üretimini artırarak ticaret dengesinde iyileşme de sağlayabilmektedir. Benzer şekilde β_2 de arz yönlü ve talep yönlü faktörlerin ağırlığına bağlı olarak pozitif ya da negatif olabilmektedir (Shirwani & Wilbratte, 1997: 41; Ling, Mun & Mei, 2008: 132). $M-L$ ko ulunun ($e_x + e_m > 1$) sağlanması, RER 'deki bir yükselmenin ticaret dengesini iyileştireceğini, yani $\beta_3 > 0$ olacağını ifade etmektedir (Gylfason & Schmid, 1983: 648; Brooks, 1999: 13-14). J-eksi hipotezi ise RER 'deki bir yükselmenin ticaret dengesinde önce kısa dönemde bozulmaya daha sonra uzun dönemde ise iyileşmeye neden olacağını ifade etmektedir. Bu nedenle önce $\beta_3 < 0$, sonra ise $\beta_3 > 0$ olması beklenmektedir.

4. ANALİZ YÖNTEMLERİ VE AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada öncelikle serilerin durağanlığı test edilmiştir. Bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zamanla değişmiyorsa bu seri durağandır. Eğer bir zaman serisi durağan değilse sahte regresyon sorunundan dolayı, ele alınan değişken özellikleri sadece çalışılan dönem için geçerli olacak ve sonuçlar doğrultusunda başka zaman dönemleri için genellemeler yapılamayacaktır (Gujarati, 2004: 26, 367, 792, 798). Yapılan birim kök testlerinin sonuçları aşağıda Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	ADF statistiği		PP statistiği	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
<i>lnTB</i>	-3,6172 (0)	-4,3957 (0)	-3,5998 (1)	-4,3752 (1)
p-değeri	0,0097**	0,0061**	0,0102*	0,0065**
<i>lnRER</i>	-1,5846 (0)	-2,8811 (1)	-1,6145 (4)	-2,8343 (2)
p-değeri	0,4811	0,1794	0,4661	0,1941
<i>lnY</i>	-1,4459 (1)	-2,0511 (1)	-1,4141 (4)	-1,7941 (1)
p-değeri	0,5503	0,5559	0,5659	0,6889
<i>lnY*</i>	-1,9441 (3)	-2,7913 (3)	-1,4589 (5)	-2,2178 (3)
p-değeri	0,3114	0,2031	0,5515	0,4757
<i>lnTB</i>	-9,1929 (0)	-9,1316 (0)	-12,7016 (12)	-12,7000 (14)
p-değeri	0,0000**	0,0000**	0,0000**	0,0000**
<i>lnRER</i>	-4,9854 (0)	-4,9499 (5)	-6,0867 (3)	-6,2104 (4)
p-değeri	0,0003**	0,0017**	0,0000**	0,0000**
<i>lnY</i>	-4,9490 (0)	-4,8847 (0)	-4,9562 (3)	-4,8381 (3)
p-değeri	0,0002**	0,0013**	0,0002**	0,0019**
<i>lnY*</i>	-4,3652 (2)	-4,3458 (2)	-12,4203 (6)	-12,3827(6)
p-değeri	0,0005**	0,0037**	0,0000**	0,0000**

Testlerde trendsiz (trendli) durumda %1, %5 kritik değerler sırasıyla -3,6056, -2,9369 (-4,2050, -3,5266) dir. Parantez içindeki rakam ADF testi için SIC gecikme uzunluğu, PP testi için Newey-West band genişliğidir. *, ** sırasıyla %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Geni letimli Dickey ve Fuller (1981)-ADF ile Phillips ve Perron (1988)-PP birim kök test sonuçları *lnTB* değişkeninin düzeyde durağan, $I(0)$, diğer tüm değişkenlerin seviyede birinci dereceden bütünle ik, $I(1)$, olduğunu göstermektedir. Bütünle me derecelerinin doğru belirlenmesi için *lnTB* değişkenine Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992)-KPSS testi uygulanmış ve $I(1)$ olduğu belirlenmiştir. Sonuç olarak uygulanan birim kök testleri ile tüm serilerin birinci dereceden bütünle ik, $I(1)$, olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca yapılan Engle ve Granger (1987) uzun dönem e bütünle me testi kapsamında trend içermeyen uzun dönem hata terimine (u_t) uygulanan ADF birim kök testi, u_t 'nin seviyede durağanlığına ve bu dört değişkenin doğru bir kombinasyonunun olduğunu işaret etmektedir. Bu kapsamda bu değişkenler arasında uzun dönem ilişisinin olduğu görülmektedir. Çalışmada Johansen ve Juselius (1990) e bütünle me yöntemi uygulanmıştır. Bu testin gecikme uzunluğuna oldukça hassas olması nedeniyle VAR'da tüm kriterlere göre gecikme uzunluğu araştırılmış ve Schwarz

(SIC) ile Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterlerine göre maksimum gecikme uzunluğu 1 olarak saptanmıştır. Yapılan Breusch-Godfrey Seri Korelasyon LM testine göre hata terimleri arasında otokorelasyon bulunmamıştır. Yine yapılan Jarque-Berra (Cholesky ve Urzua) Normallik testi ile hata terimlerinin normal dağılımı görülmüştür. Sonrasında yapılan E-bütünleme testi sonuçları aşağıda Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Johansen E-bütünleme Testi Sonuçları (Gecikme Uzunluğu u=1)

z (trace) testi					
H ₀	H ₁	statistik	%1 kritik değeri	%5 kritik değeri	Olasılık (p)
r=0	r>0	110,9768	71,4792	63,8761	0,0000**
r=1	r>1	55,2193	49,3627	42,9152	0,0019**
r=2	r>2	28,8045	31,1538	25,8721	0,0210*
r=3	r>3	5,19805	16,5538	12,5179	0,5682
Maksimum Özdeğer (maks.) testi					
H ₀	H ₁	statistik	%1 kritik değeri	%5 kritik değeri	Olasılık (p)
r=0	r=1	55,7575	37,4869	32,1183	0,0000**
r=1	r=2	26,4148	30,8339	25,8232	0,0417*
r=2	r=3	23,6064	23,9753	19,3870	0,0114*
r=3	r=4	5,19805	16,5538	12,5179	0,5682

*, ** sırasıyla %5 ve %1 anlam seviyesinde hipotezin reddini göstermektedir.
r e-bütünleme denklem sayısını göstermektedir.

Tablodaki sonuçlar, %5 anlam düzeyinde iz testi ve maksimum özdeğer testi üç e-bütünleme denkleminin olduğunu göstermektedir.

Tablo 4: Kısa ve Uzun Dönem Ticaret Dengesi (TB) Esneklikleri

Bağımsız Değişken	Katsayı	t-istatistiği
Uzun dönem esneklikler		
$LNRER_t$	0,1034	4,8115**
$LN Y_t$	-1,5314	-6,9589**
$ILNY^*_t$	0,9782	3,8149**
Sabit (C)	-0,0594	-0,6849
Kısa dönem esneklikler		
$lnTB_{t-1}$	0,2585	3,0671**
$lnRER_{t-1}$	-0,3012	-2,3454*
$ln Y_{t-1}$	-0,5338	-3,0972**
$ln Y^*_{t-1}$	0,0357	0,0876
Sabit (C)	-0,0741	-1,0162
ECM_{t-1}	-0,4958	-4,6525**

*, ** sırasıyla %5 ve %1 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

TB katsayısı tarafından normalleştirilmiş uzun dönem e-bütünleme ilişkisi ve birinci farklarda oluşturulan kısa dönem VEC modeli tahmin sonuçlarına göre elde edilen uzun ve kısa dönem esneklikler Tablo 4'te sunulmuştur. Tabloda $lnTB$ ve $lnRER$ arasında kısa dönemde negatif (-0,3012) uzun dönemde ise pozitif (0,1034) bir ilişki görülmektedir. Bulgular J -testi etkisinin varlığını destekler niteliktedir. $lnTB$ 'nin lnY esnekliği kısa dönemde -0,5338 bulunurken uzun dönemde -1,5314 olarak elde edilmiştir. $lnTB$ 'nin lnY^* esnekliği ise uzun dönemde 0,9782 olarak elde edilmiştir. Hata düzeltme katsayısı (-0,4958) istikrarlı bir dengeyi göstermiştir. Yine birinci farklarda yapılan ve Tablo 5'te sunulan ikili Granger nedensellik testi sonucuna göre RER ve Y değişkeninin TB 'ye bir Granger nedeni olduğu yönünde tek yönlü nedensellik ilişkileri belirlenmiştir.

Tablo 5: kili Granger Nedensellik Testi

H_0	F statisti	Olasılık (p)
$\ln RER$, $\ln TB$ 'nin Granger nedeni de ildir.	12,9494	0,0004**
$\ln TB$, $\ln RER$ 'in Granger nedeni de ildir.	0,1605	0,6893
$\ln Y^*$, $\ln TB$ 'in Granger nedeni de ildir.	0,2322	0,6307
$\ln TB$, $\ln Y^*$ 'in Granger nedeni de ildir.	0,0220	0,8823
$\ln Y$, $\ln TB$ 'in Granger nedeni de ildir.	6,6964	0,0107*
$\ln TB$, $\ln Y$ 'in Granger nedeni de ildir.	0,0021	0,9637
$\ln Y^*$, $\ln RER$ 'in Granger nedeni de ildir.	1,7373	0,1897
$\ln RER$, $\ln Y^*$ 'in Granger nedeni de ildir.	0,1710	0,6799
$\ln Y$, $\ln RER$ 'in Granger nedeni de ildir.	0,2537	0,6153
$\ln RER$, $\ln Y$ 'in Granger nedeni de ildir.	0,0178	0,8940
$\ln Y$, $\ln Y^*$ 'in Granger nedeni de ildir.	3,5119	0,0631
$\ln Y^*$, $\ln Y$ 'in Granger nedeni de ildir.	1,5144	0,2206

*, ** sırasıyla %5 ve %1 seviyesinde anlamlılı ı göstermektedir.

Elde edilen sonuçların yorumlanabilmesi için Türkiye-Almanya ticaretinin yapısına yakından bakmak gerekmektedir. 2000-2011 dönemine ait *UN-COMTRADE*, *IMF-DOTS* ve *OECD-STAN* ticaret verileri birlikte incelendi inde *SITC* (3. Revizyon) üç basamaklı sınıflandırma kapsamında u noktalar dikkat çekmektedir. Türkiye'nin Almanya'ya ihracatında “845-Örölmü olsun olmasın di er giyim e yaları”, “781-Motorlu yolcu ta ıtları”, “658-Dokuma, di er hazır e ya ve takımlar”, “812-Demir, çelik, seramik ve di er maddelerden tesisat gibi yapı sistemi e yaları” ve “893 Plastik ve plastik mamul e yalar” ilk be sırayı almaktadır. Bunlardan 845, 658 ve 893 kodlu endüstrilerde özellikle Çin baskısıyla AB pazarında Türkiye'nin payının 2000'li yıllardan sonra azaldı ı görölmektedir. 812 ve 781 kodlu endüstrilerde ise Almanya ve Türkiye arasında kar ılıklı endüstri içi ticaret yapısı gözlenirken, bu endüstrilerde AB ba ta olmak üzere di er piyasalarda iki öлке rekabet halindedir.

Türkiye'nin Almanya'dan thalatında ise “784-Motorlu ta ıtların aksam ve parçaları”, “781-Motorlu yolcu ta ıtları”, “676 Demir ve çelik barlar, çubuklar, kö ebentler, di er ekiller ve profiller”, “542 Veterinerlik dahil tıbbi ilaçlar” ve “812-Demir, çelik, seramik

ve diğer maddelerden tesisat ve yapı sistemi e yaları” ilk be sırayı almaktadır. Bu sektörlerde Almanya'nın ithalata ba mlılı ını nispeten dü üktür.

Çalı manın kapsamı dı na çıkmamak için SITC 3. Revizyon sınıflandırmasına göre sadece on genel kısmılı sıralamada Türkiye'nin Almanya ile ticaretinde en fazla paya sahip ilk be sanayi ve bu sanayilerdeki ithalata ba lılık durumunu gösteren ihraç malları üretimine ithalatın katkısı Tablo 6'da sunulmu tur.

Tablo 6: Türkiye'nin Almanya ile Ticaretinde İlk 5 Temel Sanayi ve Hracatın İthalat İçeri İ (2000-2011 Dönemi Ortalama)

SITC Rev. 3 kodu	Almanya'ya Hracat SITC Sanayi Adı	Hracatın İthalat İçeri İ* (Türkiye)
8	Çe itli mamül e yalar	0,3234
7	Makinalar ve ta it araçları	0,3926
6	Ba lıca metal sınıflarına ayrılan i lenmi mallar	0,3657
0	Gıda maddeleri ve canlı hayvanlar	0,1669
5	Ba ka yerde sınıflandırılmamı kimya sanayi ürünleri	0,4015
SITC Rev. 3 kodu	Almanya'dan İthalat SITC Sanayi Adı	Hracatın İthalat İçeri İ* (Almanya)
7	Makinalar ve ta it araçları	0,2369
5	Ba ka yerde sınıflandırılmamı kimya sanayi ürünleri	0,3067
6	Ba lıca metal sınıflarına ayrılan i lenmi mallar	0,2311
8	Çe itli mamül e yalar	0,2052
2	Akaryakıt hariç yenilmeyen hammaddeler	0,3193

Kaynak: Almanya (2003) için OECD STAN, Türkiye (2002) için TÜ K'ten elde edilen girdi-çıkıtı tabloları istatistiklerinden $aNm (I-Nd)^{-1} EX / EX$ formülüyle hesaplanmı tur. Burada, a ele alınan ithalat kalemlerinde içeri i l'e e it olan her bir $1 \times n$ vektörünü, Nm ve Nd sırasıyla ithalat ve ihracat i lemleri için girdi-çıkıtı katsayı matrislerini; I özde matrisi ve EX ihracat vektörünü göstermektedir.

Tabloda Türkiye'nin Almanya ile ticaretinde aynı endüstri mallarının da ticaretinin yapıldığı görülmektedir. Tablodaki ana sanayilerin alt grupları incelendiğinde özellikle binek taşıtlar ile elektrikli ev eşyalarının iki ülke arasında yoğun bir biçimde hem ihracatının hem de ithalatının yapıldığı görülmektedir. Ancak bu ticarete Türkiye'nin ihracatının ithalata baskınlığı daha fazladır. Özellikle Türkiye'de otomotiv endüstrisinde kullanılan ithal girdilerin Almanya baskın olmak üzere AB ülkelerinden sağlandığı görülmektedir. Bu nedenle Türkiye'nin üretim kapasitesi özellikle kısa dönemde ancak ithalat artırılarıyla birlikte gelişmektedir. *Euro* kurundaki bir yükselişin (düşüşün) ticaret dengesini kısa dönemde olumsuz (olumlu) etkilemesinin ve J-e risi etkisinin ortaya çıkmasının nedenlerinden biri de bu yapıdır.

SONUÇ

Çalışmada ele alınan denklemler arasındaki uzun dönem ilişkilerini belirlemek için Johansen ve Juselius eşitlikleri ve kısa dönem dinamikleri belirlemek için birinci farklarda vektör hata düzeltme modeli uygulanmıştır. Nedensellik ilişkisini ve yönünü belirlemek için yine birinci farklarda Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçların özeti aşağıdaki şekilde sıralanabilmektedir:

i) Esneklikler, Reel *Euro* kurundaki bir yükselişin ticaret dengesini kısa dönemde (*uzun dönemde*) kötüleştirir (*iyileştirir*), kur düşüşünde ise tersi etkilerin gelişeceğini ifade etmektedir. Bu durum Marshall-Lerner koşulunun sadece uzun dönemde sağlanmaması ve J-e risi etkisinin ortaya çıktığını destekler niteliktedir. Kısa dönemde gözlenen bu ters etki Almanya gibi sanayilemiş bir ticari partner karşısında Türkiye gibi ithal girdilere baskınlığı ve yurtiçi katma değerli düşük mallar ihraç eden ülkeler için beklenen bir durumdur. Türkiye sanayi üretim endeksinin temsil ettiği yurtiçi gelirdeki bir artış (*azalış*) ise ticaret dengesini kötüleştirirken (*iyileştirirken*), Almanya'daki bir gelir artışı (*azalış*) ise Türkiye'nin ticaret dengesinde bir iyileşmeye (*kötüleyme*) neden olmaktadır. Bu durum Türkiye'nin Alman mallarına karşı ithalat eliminin ve Alman mallarına olan baskınlığının, Almanya'nın Türk mallarına ilişkin olarak ithalat elimi ve baskınlığından daha fazla olduğunu göstermektedir. Esnekliklerin karakteristikleri ithal malların fiyat ve kalite bakımından ikame eden yerli üretimin teşvik edilmesinin yerinde bir politika olacağını göstermektedir.

ii). Hata düzeltme modelinde negatif olan hata düzeltme katsayısı (-0,4958) %1 seviyesinde anlamlı olarak istikrarlı bir dengeyi göstermiştir. Buna göre reel *Euro* kurundaki bir artış ile Türkiye'nin Almanya ile dış ticaret dengesinde yaşanan dengesizliğin yaklaşık %50'si ilk dönemde bitmekte ve yaklaşık 2 ay sonra ise dış ticaret dengesi tekrar uzun dönem dengesine gelmektedir. Uzun dönemde Marshall-Lerner koşulunun sağlanması döviz piyasası istikrarını göstermektedir.

iii). Yapılan ikili Granger nedensellik testi sonucuna göre reel *Euro* kuru ve yurtiçi gelir değişimlerinin ticaret dengesi gelişmelerinin bir Granger nedeni olduğu görülmektedir.

Buna göre döviz kurlarının etkileri gelir deflasyonlarının yansımalarıyla birlikte değerlendirilmelidir.

Elde edilen sonuçlar, günümüzde ithal girdilere bağımlı ihracat yapan ülkeler için reel döviz kuru yükseltilerinin etkilerinin özellikle kısa dönemde olumsuz olacaktır tartışmalarını destekleyici niteliktedir. Üstelik kur yükseltileri katma deflasyon yüksek ileri teknoloji ve sermaye mallarının ülkeye giri maliyetini artırmaktadır. Türkiye Almanya ticaretinde benzer bir seyir gözlenmektedir. Bu nedenle özellikle kısa dönemli kur politikaları yerine, yerli sanayi üretiminin artırılmasında, emek yoğun ihracat ve sermaye yoğun ithalat yapısının değiştirilmesine yönelik yatırım teşviklerinin sağlanması, teknoloji ve AR-GE yoğun stratejik endüstrilerin desteklenmesi ve ihracata dönük sanayilerde girdi kullanımının yurtdışından yurtiçine kaydırılması etkin politika alternatiflerinden bazıları olarak düşünülmelidir.

KAYNAKÇA

- AKBOSTANCI**, E. (2002). Dynamics of the Trade Balance: The Turkish J Curve. *ERC Working Papers in Economics*, Vol.1, No.5, pp.1-19.
- ARDALANI**, Z. & M. Bahmani-Oskooee (2007). Is there a J-curve at Industry Level?. *Economics Bulletin*, No.6, pp.1-12.
- BACKUS**, D. K., P. J. Kehoe & F. E. Kydland (1994). Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?. *The American Economic Review*, Vol.84, No.1, pp.84-103.
- BAHMANI-Oskooee**, M. (1985). Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs. *Review of Economics and Statistics*, Vol.67, pp.500-504.
- BAHMANI-Oskooee**, M. (1992). More Evidence on the J-Curve from LDCs. *Journal of Policy Modeling*, Vol.14, pp.641-653.
- BAHMANI-Oskooee**, M. & J. Alse (1994). Short-Run Versus Long-Run Effects of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration. *Eastern Economic Journal*, Vol.20, No.4, pp.453-464.
- BAHMANI-Oskooee**, M. & T. J. Brooks (1999). Bilateral J-curve between US and Her Trading Partners. *Weltwirtschaftliches Archiv*, No.135, pp.156-165.
- BAHMANI-Oskooee**, M. & A. Ratha (2004). The J Curve: A Literature Review. *Applied Economics*, Vol.36, No.13, pp.1377-1398.
- BAHMANI-Oskooee**, M. & A. Ratha (2010). S-Curve at the Commodity Level: Evidence from US-India Trade. *The International Trade Journal*, Vol.24, No.1, pp.84-95.
- BAHMANI-Oskooee**, M. & M. Kutan (2009). The J-curve in the Emerging Economies of Eastern Europe. *Applied Economics*, No.41, pp.2523-2532.

- BICKERDIKE**, C. F. (1920). The Instability of Foreign Exchange. *Economic Journal*, Vol.30, pp.118-122.
- BROOKS**, T. J. (1999). Currency Depreciation and The Trade Balance: An Elasticity Approach and Test of The M-Lerner Condition for Bilateral Trade Between The US and The G-7. *Unpublished Ph.D. Dissertation*, The University of Wisconsin.
- CARBAUGH**, R. J. (2005). *International Economics*. 10th ed., Ohio: South-Western Publ.
- ÇELİK**, S. & H. Kaya (2010). Real exchange Rates and Bilateral Trade Dynamics of Turkey: Panel Cointegration Approach. *Applied Economics Letters*, No.17, pp.791-795.
- DEVEREUX**, M.B. (2000). How Does A Devaluation Affect The Current Account?. *Journal of International Money and Finance*, No.19, pp.833-851
- DHASHMANA**, A. (2012). India's Real Exchange Rate and Trade Balance: Fresh Empirical Evidence. *Indian Institute of Management*, Working Paper No.373.
- DICKEY**, D. A. & W. A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, Vol.49, No.4, pp.1057-1072.
- DOĞANLAR**, M. (1999), Marshall-Lerner Koşulu Yeterli Olabilir mi?. *İktisat, İktisadi İstatistik ve Finans Dergisi*, Cilt 14, No.162, ss.79-88.
- DOĞANLAR**, M., Bal, H. & M. Özmen (2006). Türkiye ile Almanya Arasındaki Dış Ticaretin Ekonometrik Analizi ve Gümrük Birliği Sonrası Karşılaştırma. *İktisat, İktisadi İstatistik ve Finans*, Cilt 21, No.248, ss.50-65.
- DUNN**, R. M. & J. H. Mutti (2004). *International Economics*. 6th ed., New York: Routledge Publ.
- DURUSOY**, Ö. T. & S. Tokatlıoğlu (1997). Devalüasyon ve İşsizlik. *Ekonomik Yaklaşım*, Cilt 8, No.24-25, ss.65-77.
- ENGLE**, R. F. & C. W. Granger (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.251-276.
- ERDEM**, E., Tuğcu, C. T. & S. Nazlıoğlu (2009). The J-curve effect and Turkey-Germany Trade Balance: An Industry Level Data Analysis. *International Davraz Congress on Social and Economic Issues Shaping the World's Future*. Isparta.
- GUJARATI**, D. (2004). *Basic Econometrics*. 4th ed., New York: McGraw-Hill.
- GÜMÜŞTEKİN**, B. (2012). *The J Curve at The Industry Level: An Examination of Bilateral Trade between Turkey and Germany*. Unpublished Master's Thesis, METU.
- GYLFASON**, T. & M. Schmid (1983). Does Devaluation Cause Stagflation?. *The Canadian Journal of Economics*, Vol.16, No.4, pp. 641-654.

- GYLFASON, T. & O. Risager** (1984). Does Devaluation Improve The Current Account?. *European Economic Review*, Vol.25, No.1, pp.37-64.
- HALICIO LU, F.** (2008). The Bilateral J-Curve: Turkey Versus her 13 Trading Partners. *Journal of Asian Economics*, Vol.19, No.3, pp.236-243.
- HALLWOOD, P. & R. MacDonald** (2000). *International Money and Finance*. 3th Ed., Oxford: Blackwell Publ.
- HIRSCHMAN, A. O.** (1949). Devaluation and the Trade Balance: A Note. *The Review of Economics and Statistics*, Vol.31, No.1, pp.50-53.
- JOHANSEN, S. & K. Juselius** (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, Vol.52, No.2, pp.169-210.
- KALE, P.** (2001). Turkey's Trade Balance in The Short and The Long Run: Error Correction Modelling and Cointegration. *The International Trade Journal*, Vol.15, No.1, pp.27-56.
- KIMBUGWE, H.** (2006). The bilateral J-Curve Hypothesis between Turkey and her 9 Trading Partners. *Munich Personal RePEc Archive*, Paper No.4254.
- KRUEGER, A.** (1983). *Exchange Rate Determination*. Cambridge: Cambridge Univ. Press.
- KWIATKOWSKI, D., P. C. Phillips, P. Schmidt & Y. Shin** (1992). Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of A Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root?. *Journal of Econometrics*, Vol.54, No.1-3, pp.159-178.
- LERNER, A. P.** (1944). *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*. New York: The Macmillan Company.
- LING, N.Y., Mun, H.W. & T. G. Mei** (2008). Real Exchange Rate and Trade Balance Relationship: An Empirical Study on Malaysia. *International Journal of Business and Management*, Vol.3, No.8, pp.130-137.
- MAGEE, S. P.** (1973). Currency Contracts, Pass Through and Devaluation. *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol.4, No.1, pp.303-325.
- MARSHALL, A.** (1923). *Money, Credit and Commerce*. London: Macmillan.
- NARAYAN, P. K.** (2006). Examining the Relationship between Trade Balance and Exchange Rate: The Case of China's Trade With The USA. *Applied Economics Letters*, Vol.13, pp.507-510.
- OECD** (2012). Transition of The OECD CLI System to A GDP-Based Business Cycle Target. *OECD Composite Leading Indicators Background Note*.
- PHILLIPS, P. C. & P. Perron** (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, Vol.75, No.2, pp.335-346.

- ROSE, A. K., & J. L. Yellen** (1989). Is there a J-curve?. *Journal of Monetary Economics*, No.24, pp.53-68.
- SHIRVANI, H. & B. Wilbratte** (1997). The Relationship between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment. *International Economic Journal*, Vol.11, No.1, pp.39-50.
- VERG L, H. & S. Erdo an** (2009). Döviz Kuru-Ticaret Dengesi li kisi: Türkiye Örne i. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt 5, No.9, ss.35-57.
- YAZICI, M.** (2006). Is The J-Curve Effect Observable in Turkish Agricultural Sector? *Journal of Central European Agriculture*, Vol.7, No.2, pp.319-322.
- YURDAKUL, E. M. & F. Erdal** (2009). Devalüasyonun Dı Ticarete Etkisi: J-Etkisi Analizi. *Küresel Ekonomi ve Türkiye Ekonomisi*. (Edt: D. Dileyici, . Ege, T. Vural & T. Yay), zmir: *YEBKO Bildiri Kitabı*, Cilt 1, ss.93-104.
- ZHANG, W. B.** (2008). *International Trade Theory*. Heidelberg: Springer Publ.
- IMF.** International Financial Statistics-IFS. <<http://www.imf.org/>>
- OECD.** Statistics. Structural Analysis (STAN) Databases. <<http://stats.oecd.org/>>
- TCMB.** Elektronik Veri Da itım Sistemi (EVDS). <<http://www.tcmb.gov.tr/>>
- TÜ K.** Dı Ticaret statistikleri; Girdi-Çıktı Tabloları, <<http://www.tuik.gov.tr/>>
- UN.** COMTRADE. <http://comtrade.un.org/>