

# Geniřletilmiř Marshall-Lerner Kořulu Çerçevesinde Reel Döviz Kuru Deęiřimlerinin Türkiye'nin Dıř Ticaret Performansına Etkileri: Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi

İsmet GÖÇER\*  
Bekir ELMAS\*\*

## Özet

Bu çalışmanın amacı; reel döviz kuru ile dıř ticaret dengesi arasındaki iliřkiyi, Türkiye'nin ara malları, sermaye malları, tüketim malları ve toplam dıř ticaret verilerini kullanarak, geniřletilmiř Marshall-Lerner kořulu çerçevesinde, 1989Q1-2012Q2 dönemi için, çoklu yapısal kırılmalı birim kök ve çoklu yapısal kırılmalı eřbütünleřme yöntemleri yardımıyla analiz etmektir. Çalışmada serilerin duraęanlıęı; Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök yöntemiyle, seriler arasında eřbütünleřme iliřkisinin varlıęı; Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eřbütünleřme yöntemiyle test edilmiř, eřbütünleřme katsayıları; dinamik en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmiřtir. Yapılan analiz sonucunda, Türkiye'de bütün mal gruplarında, Geniřletilmiř Marshall-Lerner kořulunun geçerli olduęu görölmüřtür.

**Anahtar Kelimeler:** *Reel Döviz Kuru, Dıř Ticaret Dengesi, Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eřbütünleřme Testi.*

**Jel Kodları:** *C23, C33, F31, F41.*

## Abstract - The Effects of Real Exchange Rate Changes on Turkey's Foreign Trade Performance within the Framework of the Extended Marshall-Lerner Condition: Time Series Analysis with Multiple Structural Breaks

The purpose of this study is to analyze the relationship between real exchange rate and the balance of external trade of Turkey by using the intermediate goods, capital goods, consumption goods and total external trade data, within the extended Marshall-Lerner Condition framework, for 1989Q1-2012Q2 period by means of unit root test and cointegration methods with multiple structural breaks. In this study, the stationarity of series were tested with unit root test with multiple structural breaks of Carrion-i-Silvestre (2009). Cointegration relationship between series was tested via cointegration test with multiple structural breaks of Maki (2012). Cointegration coefficients were estimated by means of dynamic ordinary least square method. As a result of the analysis, extended Marshall-Lerner Condition is valid for all production groups in Turkey.

**Key Words:** *Real Exchange Rate, External Trade Balance, Unit Root and Cointegration Test with Multiple Structural Breaks.*

**Jel Codes:** *C23, C33, F31, F41.*

\* Yrd. Doç. Dr. Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın İktisat Fakültesi, Ekonomi ve Finans Bölümü

\*\* Doç. Dr. Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü

## 1. Giriş

Dünyada 1980'lerde başlayan ve 1990'lı yıllarda hızlanan pazar ekonomisine geçiş süreci, küreselleşme ve ekonomik entegrasyonlar, ekonomileri birbirlerine bağımlı ve dış gelişmelere daha duyarlı hale getirmiştir. Bu dönemde, ülkelerin uyguladıkları döviz kuru politikaları ile dış ticaret performansları arasındaki ilişkiler, yaygın bir şekilde araştırma konusu olmuştur (Arize, 1994; Bahmani-Oskooee ve Niroomand, 1998; Hook ve Boon, 2000; Baharumshah, 2001; Narayan, 2004). Döviz kurlarındaki değişmelerin, dış ticaret performansı üzerindeki etkilerinin bilinmesi, gelişmekte olan ülkelerin, doğru döviz kuru politikası belirleyebilmeleri açısından önemlidir (Taylor ve Sarno, 1998).

Ülkeler, 2008 Küresel Ekonomi Krizinden çıkabilmek için farklı ekonomi politikaları uygulamışlardır. Amerika Birleşik devletleri (ABD) ve Avrupa Birliği (AB) ülkeleri, para arzını arttırarak iç talebi uyarmaya çalışırken, Türkiye ihracatını arttırmaya odaklanmıştır. Bu uygulamanın olumlu sonuçları; yüksek ekonomik büyüme ve azalan işsizlik oranları ile görülmüştür. Fakat Türkiye ekonomisi aynı süreçte, dış ticaret açığı kaynaklı cari açık sorunuyla da baş etmek zorunda kalmıştır. Bu dönemde, ihracatı daha fazla arttırabilmek ve ithalatı dizginleyebilmek için, ekonomi yönetimi, Merkez Bankası Başkanlığı'na, döviz kurlarını yükseltmesi konusunda çağrılarda bulunmuştur. Acaba gerçekten söz konusu çevrelerin beklemedikleri gibi, döviz kurlarının, Türkiye'nin dış ticaret dengesi üzerinde önemli bir etkisi var mıdır?

Bu çalışmada, Türkiye'de reel döviz kuru değişmeleri ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişki, genişletilmiş Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde, ara malları, sermaye malları, tüketim malları ve toplam dış ticaret için, 1989Q1-2012Q2 dönemi verileri kullanılarak, çoklu yapısal kırımları göz önünde bulunduran zaman serisi yöntemleriyle analiz edilmiştir. Çalışmanın bundan sonrası başlıca beş bölümden oluşmaktadır: girişi takip eden ikinci bölümde genişletilmiş Marshall-Lerner koşuluna ilişkin teorik çerçeve verilmiş, üçüncü bölümde Türkiye ekonomisinde döviz kuru ve dış ticaret politikalarına ilişkin bazı temel bilgiler yer almış, dördüncü bölümde literatür özeti verilmiş, beşinci bölümde ampirik analiz gerçekleştirilmiş ve altıncı bölümdeki sonuç ve önerilerle çalışma tamamlanmıştır. Bu çalışmanın; Marshall-Lerner koşulunun genişletilmiş formunun kullanılması ve

kullanılan test yöntemlerinin güncelliği<sup>1</sup> nedeniyle, Türkçe iktisat literatürüne bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

## 2. Teorik Çerçeve

Bir birim yabancı paranın yerel para cinsinden değerine döviz kuru denilmektedir. Sabit kur sistemlerinde, ödemeler bilançosu açık veren bir ülkenin, ulusal parasının dış satın alma gücünün, hükümetçe alınan bir kararla düşürülmesine (döviz kurunun yükseltilmesine) devalüasyon, yükseltilmesine ise revalüasyon adı verilmektedir (Narayan, 2000). Döviz kuru yükseldiğinde, ticaret mallarının göreceli fiyatları değişecek, bu da malların arz ve talep miktarlarında değişmeler meydana getirecektir. Döviz kurunun yükselmesi, ithal mallarının milli para cinsinden fiyatlarının aynı oranda artmasına neden olacak, bu durum ithal malları talebini daraltarak, iç talebin yerli mallara yönelmesini sağlayacaktır (Spitaller, 1980). Aynı zamanda döviz kuru artışı, ihraç mallarının döviz cinsinden fiyatını da aynı oranda düşürecektir. Böylece ihraç mallarına olan dış talep artacak ve döviz kurunu yükselten ülkenin, ihracatı yükselecektir. Döviz kurundaki artış, dış ticaret açığının kapanmasında etkili olacaktır (Lal ve Lowinger, 2002).

Döviz kuru artışlarının, ithalatı ne kadar azaltacağı ve ihracatı ne kadar arttıracığı, ithal ve ihraç edilen malların, talep ve arz esnekliğine bağlıdır (Miles, 1979). Marshall-Lerner koşulunda, devalüasyonun dış ticaret performansı üzerinde olumlu bir etki meydana getirebilmesi için, ithal malları ve ihraç malları talep esneklikleri mutlak değerleri toplamının, birden büyük ( $|\mu_m| + |\mu_x| > 1$ ) olması gerekmektedir (Marshall, 1923; Lerner, 1944).

Son dönemlerde yapılan çalışmalarda, sadece malların fiyat ve miktarlarındaki değişmelere bakılarak hesaplanan esnekliklerle, döviz kuru değişimlerinin, dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini açıklamanın yeterli olmadığı, gelir etkisinin de modelde yer almasının gerektiğini ifade eden görüşler ön plana çıkmaktadır (Harberger, 1950; Laursen ve Metzler, 1950; Sen ve Turnovsky, 1989; Bahmani-

<sup>1</sup> Maki (2012) testi oldukça güncel bir yöntem olup, Mayıs 2012'de ekonometri literatürüne girmiştir. Maki'nin ilk çalışmasında kullandığı kodlar, yapısal kırılmalar altında eşbütünlük ilişkisinin varlığını test edebilmesine karşılık, yapısal kırılma tarihlerini vermemektedir. Bu durum, tarafımızdan Daiki Maki'ye bildirilmiştir. Daha sonra, Ocak 2013'te Maki'nin göndermiş olduğu yeni Gauss kodları, tarafımızdan çalışır hale getirilmiş ve bu çalışmada kullanılmıştır. Bu yönüyle, çalışma Türkiye'de iktisat literatüründe bu yöntemin kullanıldığı ilk çalışmadır. Kodlar için, Japonya-Ryukoku Üniversitesi öğretim üyelerinden Daiki Maki'ye teşekkür ediyoruz.

Oskooee ve Niroomand, 1998). Bu doğrultuda, Rose ve Yellen (1989), Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998) ve Gomez ve Ude (2006) takip edilerek, Marshall-Lerner koşulu, aşağıdaki denklemler yardımıyla elde edilmektedir.

Model 1; İhracat Talep Modeli:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 REXR_t + \beta_2 Y_t^f + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

Model 2; İthalat Talep Modeli:

$$M_t = \alpha_0 + \alpha_1 REXR_t + \alpha_2 Y_t^d + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Burada  $X_t$ ; ihracatı,  $M_t$ ; ithalatı,  $REXR_t^2$ ; reel döviz kurunu,  $Y_t^f$ ; yurt içinde yerleşiklerin gelirini,  $Y_t^d$  ise yurt dışında yerleşiklerin gelirlerini ifade etmektedir.  $\beta_1$ ; ihracatın,  $\alpha_1$  de ithalatın reel döviz kuru esnekliğini,  $\beta_2$  ; ihracatın,  $\alpha_2$  de ithalatın gelir esnekliğini göstermektedir. Buradan hareketle, Genişletilmiş Marshall-Lerner koşulunun sağlanabilmesi için;  $(|\beta_1| + |\beta_2| + |\alpha_1| + |\alpha_2|) > 1$  olması gerekmektedir (Bahmani Oskooee ve Niroomand, 1998). Böylece bir ülkenin dış ticaret dengesi; reel döviz kuru, yurt içi ve dünya milli gelir seviyesine bağlı olarak belirlenmektedir.

### 3. Türkiye’de Döviz Kuru ve Dış Ticaret Politikaları

Türkiye’de 1980 öncesinde ithal ikamesine dayalı ve dışa kapalı bir ekonomi politikası izlenmiş, 24 Ocak 1980 kararları ile ihracata dayalı ekonomik büyüme modeli benimsenmiştir. 1989 yılında, 32 sayılı karar ile kambiyo mevzuatında liberal politikaların uygulanmasına başlanmıştır ve döviz alım-satımı ve yabancı sermaye hareketleri serbest hale getirilmiştir. 1 Ocak 1996’da AB ile Gümrük Birliği anlaşması yürürlüğe girmiş, 2004 yılında AB’ye üyelik müzakereleri resmen başlatılmıştır. Gerekli yasal reformlar yapılmadan ve yerli üreticiyi dış dünya ile rekabete hazır hale getirmeden yapılan bu çalışmalar, kronik dış ticaret açığını da beraberinde getirmiştir. Türkiye’nin Dış Ticaret Geniş Ekonomik Kategorileri Sınıflamasına göre, dış ticaret dengesi<sup>3</sup> ve döviz kuru (ABD Doları) verileri, Tablo 1’de sunulmuştur.

<sup>2</sup> Reel döviz kuru:  $(REXR = EXR * \frac{\pi^f}{\pi^d})$  şeklinde nominal döviz kuru, yurt dışı fiyatlar genel düzeyi ( $\pi^f$ ) ve yurt içi fiyatlar genel düzeyi ( $\pi^d$ ) kullanılarak hesaplanmakta olup, göreceli fiyat değişimlerini de yansıtmaktadır.

<sup>3</sup> Dış ticaret dengesi verileri; ihracat gelirlerinin, ithalat giderlerine bölünmesiyle elde edilmiştir.

**Tablo 1: Dış Ticaret Dengesi (%) ve Nominal Döviz Kuru**

	Ara Malları	Sermaye Malları	Nihai Tüketim Malları	Genel Dış Ticaret Dengesi	Döviz Kuru
1989	47.8	8.1	738.1	73.6	0.00213
1993	33.9	7.4	325.2	52.1	0.01106
1994	49.7	13.8	662.7	77.8	0.02985
1995	35.7	10.2	490.0	60.6	0.04595
2000	32.1	19.1	201.9	51.0	0.62671
2001	44.1	38.3	400.2	75.7	1.23132
2002	38.9	33.2	377.0	69.9	1.5131
2007	40.0	50.8	233.7	63.1	1.30779
2008	44.6	59.7	219.1	65.4	1.29915
2009	50.0	51.8	211.2	72.5	1.55453
2010	42.9	40.8	183.2	61.4	1.5076
2011	39.2	38.1	175.9	56.0	1.67806
2012*	46.0	41.5	208.1	63.2	1.80114

**Kaynak:** TCMB-EVDS Dış Ticaret Dış Ticaret Geniş Ekonomik Kategorileri Sınıflamasına Göre. \*2012 verileri ilk 6 aylık dönemi kapsamaktadır.

Tablodaki veriler incelendiğinde, Türkiye'nin ara malları ve sermaye malları ticaretinde önemli ölçüde açık verdiği, nihai tüketim malı ticaretinde gelirinin giderinden fazla olduğu, toplamda dış ticaret açığı verdiği ve toplam mal ihracatın, ithalatı karşılama oranının, ortalama %60 civarında olduğu görülmektedir. Ara mallarındaki açığın; enerjide yaşanan dışa bağımlılıktan kaynaklandığı, sermaye mallarındaki açığın ise teknolojik eksiklik nedeniyle dış ülkelere alınan makine ve teçhizatın kaynaklandığı düşünülmektedir. Nihai tüketim mallarındaki fazlanın, 2000 yılı öncesinde daha yüksek olmasının, o yıllarda Çin'in dünya ticaretinde etkin bir konumunun olmamasından kaynaklandığı tahmin edilmektedir<sup>4</sup>. Son yıllarda, bu alandaki üstünlüğün hızla kaybolmakta olduğu görülmektedir.

Türkiye'de dış ticaret dengesinin önemli ölçüde bozulduğu yıllarda, döviz kuru artışları, bir ölçüde dış ticaret dengesinin iyileşmesine katkı sağlamıştır. Türk Lirası, ABD doları karşısında 1994 yılında %78 oranında devalüe edilmiş, 2001 yılında sabit kurdan dalgalı kura geçilmiş ve dolar serbest piyasada %100'e varan oranda değer kazanmıştır (Can, 2010). Söz konusu kur artışları, dış ticaret dengesinde iyileşmeleri de beraberinde getirmiştir. 2008 Küresel Ekonomi Krizi'nin etkisiyle, 2009 yılında Türkiye'nin ihracatı %22 oranında düşmüştür. Bunun üzerine ihracatçılar ve bazı ekonomi yetkilileri, döviz kurunu yükseltmesi konusunda,

<sup>4</sup> Çin, Dünya Ticaret Örgütüne 2001 yılında kabul edilmiş ve bu tarihten sonra, ihracatını hızla arttırmıştır.

Merkez Bankası'na baskı yapmaya başlamıştır. Merkez Bankası'nın bu kapsamda izlediği politikalar neticesinde, 2008 yılında 1.300 TL civarında olan dolar, 2010'da 1.500 TL'ye, 2011'de 1.680 TL'ye ve 2012 yılında da 1.800 TL'ye yükselmiştir. Bu süreçte, ihracatta da önemli artışlar yaşanmış ve 2012 yılında gerçekleştirilen 152.5 milyar dolarlık ihracat, şimdiye kadar ulaşılan en yüksek değer olmuştur.

Türkiye'nin dış ticarete açık vermesinin önemli bir nedeni de son yıllarda üretim ve ihracatın, büyük oranda aramalı ithalatına bağımlı hale gelmesidir. Mal gruplarına göre ithalat oranları, Tablo 2'de verilmiştir.

**Tablo 2: İthalatın Mal Grupları Arasındaki Dağılımı**

	Ara	Sermaye	Tüketim	Diğer
1989	79.2	16.1	4.7	0.0
1993	65.9	25.0	8.6	0.5
1994	71.2	22.4	5.9	0.4
1995	70.2	22.7	6.8	0.3
2000	66.1	20.9	12.7	0.4
2001	73.2	16.8	9.2	0.8
2002	73.0	16.3	9.5	1.2
2007	72.7	15.9	11.0	0.4
2008	75.1	13.9	10.6	0.3
2009	70.6	15.2	13.7	0.5
2010	70.8	15.5	13.3	0.3
2011	71.9	15.5	12.3	0.3
2012*	74.5	14.2	11.0	0.3

**Not:** TCMB-EVDS Dış Ticaret Dış Ticaret Geniş Ekonomik Kategorileri Sınıflamasına Göre (BEC). \*2012 verileri ilk 6 aylık dönemi kapsamaktadır.

Tablo 2'deki sonuçlar incelendiğinde; Türkiye'de ithalatın çok önemli bir kısmının ara malı ve sermaye malı ithalatından kaynaklandığı, nihai tüketim malı ithalatının %10'larda olduğu görülmektedir. Ekonomi yönetimi, ara malı ve sermaye malı ithalatını azaltarak cari işlemler açığını kontrol altına alabilmek için, 5 Nisan 2012'de Yeni Yatırım Teşvik Paketi'ni açıklamıştır. Bu kapsamda, ülkenin ihtiyacı olan ara mallarını ve sermaye mallarını yurt içinde üretecek firmalara önemli teşvikler sağlanmıştır.

#### 4. Literatür

İktisat literatüründe, döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma yapılmış olup, ülkelere göre farklı sonuçlar elde edilmiştir. Bu çalışmalardan bir kısmının özeti, önce yabancı, sonra yerli çalışmalar olmak üzere, tarih sırasına göre aşağıda verilmiştir.

Arize (1994), Kore, Hindistan, Endonezya, Malezya, Pakistan, Filipinler, Singapur, Sri Lanka ve Tayland için, 1971-1991 dönemi verileri ile reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Hindistan ve Sri Lanka dışındaki tüm ülkelerde devalüasyonun, uzun dönemde dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediğini tespit etmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1998), 27 ülkeye ait 1960–1992 dönemi veri setini kullanarak, esneklikler şartının geçerli olup olmadığını incelemiş ve neredeyse bütün ülkelerde, esneklikler şartının için geçerli olduğunu bulmuştur.

Baharumshah (2001), ABD, Japonya, Tayland ve Malezya'nın dış ticaret dengeleri üzerinde, makroekonomik faktörlerin etkilerini, 1980-1996 dönemi verilerini kullanarak, VAR modeli ile araştırmış ve uzun dönemde döviz kurunun dış ticaret dengesini etkileyen önemli bir değişken olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Narayan (2004), Yeni Zelanda ekonomisine ait 1970-2000 dönemi verilerini kullanarak, döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi, eşbütünleşme yöntemiyle analiz etmiş ve Yeni Zelanda'nın döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisi bulamamış, fakat Yeni Zelanda'nın ticaret dengesi için, J eğrisinin varlığını doğrulamıştır.

Jamilov (2011), J eğrisinin geçerliliğini, Azerbaycan ekonomisi için incelemiş ve döviz kuru artışlarını takip eden on iki ay boyunca dış ticaret dengesinin olumsuz etkilendiğini, sonrasında iyileşme gözlendiğini tespit ederek, J eğrisinin, geçerli olduğunu göstermiştir.

Hsiao, vd. (2012) Çin'in Japonya ile olan ticaretinde Marshall-Lerner koşulunun sağlandığını, Avrupa Birliği ülkeleriyle olan ticaretinde de J eğrisinin geçerli olduğunu tespit etmiştir.

Şimşek ve Kadılar (2005), Türkiye'de ihracat talep modelini, 1970-2002 dönemi verileriyle ve sınır testi yaklaşımıyla incelemiştir. İhracat talebinin, gelir ve nispi

fiyatlara göre tahmin edilen uzun dönem esnekliklerini sırayla; 0.21 ve 1.684 olarak bulmuştur. İthalat ve ihracatın fiyat esnekliklerinin toplamı 1.01 çıkmış ve bu sonuca göre, Marshall-Lerner koşulunun sağlandığını ifade etmiştir. Elde ettiği sonuçlara dayanarak, parasal, mali ve döviz kuru politikalarının, dış ticaret dengesinin düzeltilmesinde yardımcı araçlar olarak kullanılabileceğini belirtmiştir.

Yamak ve Korkmaz (2005), reel döviz kuru değişimlerinin Türk dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerini, farklı mal gruplarını dikkate alarak, 1995Q1-2004Q4 dönemi verilerini kullanarak, Granger nedensellik analizi ve VAR modeli etki-tepki fonksiyonları ile incelemiştir. Analiz sonucunda; reel döviz kuru ve ticari denge arasındaki ilişkinin, temel olarak, sermaye malları ticareti tarafından belirlenmekte olduğu tespit edilmiştir.

Peker (2008), döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkileri, Türkiye için, 1992-2006 dönemi aylık verilerini kullanarak, eşbütünleşme yöntemiyle araştırmış ve Marshall-Lerner koşulunun gerçekleşmediği bulgusuna ulaşmıştır.

Hepaktan (2009), Türkiye’de Marshall-Lerner koşulunu 1980-2008 dönemi verileriyle ve parçalı eşbütünleşme analizi yöntemiyle incelemiş ve bu koşulun tam olarak çalışmadığını tespit etmiştir.

Çil Yavuz, vd. (2010), Marshall-Lerner koşulunu Türkiye için, 1988-2007 dönemi verileriyle, sınır testi yaklaşımıyla incelemiş ve bu koşulun Türkiye ekonomisinde geçerli olmadığı bulgusuna ulaşmıştır.

Okay vd. (2012), döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi, 2003:M01-2010:M12 dönemi verilerini kullanarak Johansen, VAR ve VEC yöntemleriyle incelemiş ve Türkiye’de Marshall-Lerner koşulunun sağlanmakta olduğunu tespit etmiştir. Bu bağlamda, sürdürülebilir bir dış ticaret dengesi için para, maliye ve kur politikalarının, rekabet gücü odaklı olarak etkinlikle tasarlanması ve uygulanması gerektiğini ifade etmiştir.

Literatürdeki çalışmalar, kullanılan analiz yöntemi, incelenen dönem ve örneklerdeki farklılıklar da göz önüne alınarak değerlendirildiğinde; Marshall-Lerner koşulunun sağlanmasının kesin olmadığı görülmektedir. Ancak, yapılan analizlerin çoğunda, döviz kuru artışlarının, ülkelerin dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilediği görülmektedir.



## 5. Analiz

### 5.1 Veri Seti

Bu çalışmada; Türkiye’de reel döviz kuru (Real Exchange Rate:  $REXR$ ) ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkileri incelemek üzere; 1989Q1-2012Q2 dönemi BEC<sup>5</sup> sınıflamasına göre, ara malı<sup>6</sup> ( $ARA$ ), sermaye malı ( $SER$ ), nihai tüketim malı ( $TUK$ ), genel ( $TOP$ ) ihracat ( $X$ ) ve ithalat ( $M$ ) değerleri ile reel döviz kuru<sup>7</sup>, yurtiçi ve dünya milli geliri verileri kullanılmıştır. Yurtiçi gelir için, Türkiye’nin gayri safi yurt içi hasılası ( $Y^d$ ) ve dünya gelirini temsilen Amerika Birleşik Devletleri’nin gayri safi yurtiçi hasılası ( $Y^f$ ) verileri alınmıştır.  $Y^d$ , ortalama döviz kuru kullanılarak dolara çevrilmiştir. Dış ticaret ve milli gelir serilerinin logaritması alınmış ve mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. ABD’nin GSYİH (GDP) verisi, ABD İstatistik Bürosu web sitesinden<sup>8</sup> diğer veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi’nden<sup>9</sup> elde edilmiştir. Çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ve çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizleri için Gauss 9.0 programı ve bu program için yazılmış kodlar, eşbütünleşme katsayılarının tahmini için ise EViews 7.1 programı kullanılmıştır.

### 5.2. Yöntem

Çalışmada Denklem (1) ve Denklem (2), Ara Malları, Sermaye Malları, Tüketim Malları ve Toplam için ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Bu kapsamda önce serilerin durağanlığı; serilerdeki yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran, Carrion-i-Silvestre (2009) yöntemiyle test edilmiştir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı; Maki (2012) tarafından geliştirilen, sabitteki ve eşbütünleşme vektöründeki yapısal kırılmaları göz önünde bulunduran yöntemle test edilmiştir. Eşbütünleşme katsayıları; DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares: Dinamik En Küçük Kareler) yöntemiyle tahmin edilmiştir.

<sup>5</sup> Birleşmiş Milletlerin Standart Uluslararası Ticaret Sınıflaması: Broad Economic Classification: BEC: Geniş Ekonomik Sınıflandırma.

<sup>6</sup> Bu ayrıştırmanın benzeri; Yamak ve Korkmaz (2005)’te de yer almaktadır.

<sup>7</sup> Gelişmiş Ülkeler TÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru (2003=100)

<sup>8</sup> <http://www.bea.gov/national/index.htm#gdp>

<sup>9</sup> [evds.tcmb.gov.tr](http://evds.tcmb.gov.tr)

### 5.3. Birim Kök Testi

Carrion-i-Silvestre (2009), bu testte; en fazla beş tane yapısal kırılmaya izin vermekte ve kırılma noktalarını içsel olarak belirlemektedir. Kırılma noktalarını, Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak ve Quasi-GLS (Generalised Least Squares:

Genelleştirilmiş En Küçük Kareler) yöntemi yardımıyla, dinamik programlama süreciyle, hata kalıntıları toplamının minimize edilmesiyle elde etmektedir. Bu test tekniğinde, küçük örneklerde de etkin sonuçlar elde edilebilmektedir (Carrion-i-Silvestre, 2009). Testte kullanılan stokastik veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (3)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (4)$$

Carrion-i-Silvestre (2009), bu süreçle elde edilen serilerin durağanlığını test edebilmek için, beş farklı test istatistiği geliştirmiştir:

$$P_T(\lambda^0) = \{S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)\} / s^2(\lambda^0) \quad (5)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \left[ c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2 \right] / s(\lambda^0)^2 \quad (6)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left( 2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (7)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left( s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (8)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left( 4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (9)$$

Testin hipotezleri:

$H_0$ : Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır.

$H_1$ : Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

Bu hipotezleri test etmek için gerekli olan asimtotik kritik değerler, bootstrapla üretilebilmektedir. Hesaplanan test istatistiği, kritik değerden küçük olduğunda,  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve seride yapısal kırılmaların varlığı durumunda, birim kökün olmadığı, yani serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Carrion-i-Silvestre (2009) testi yapılmış, elde edilen sonuçlar ve kritik değerler Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Düzyer Değerleri					Kırılma Tarihleri	Birinci Farkları				
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT		PT	MPT	MZA	MSB	MZT
ARA_X	13.05 (9.05)	11.50 (9.05)	-36.26 (-45.51)	0.11 (0.10)	-4.25 (-4.75)	1995Q2;1997Q3; 1999Q4;2003Q2;2008Q3	2.98 (5.12)	2.45 (5.12)	-45.58 (-25.45)	0.10 (0.14)	-4.56 (-3.69)
ARA_M	10.64 (8.62)	9.69 (8.62)	-40.37 (-44.90)	0.11 (0.10)	-4.48 (-4.72)	1993Q4;1996Q1;1998Q3; 2000Q4;2008Q3	2.88 (5.36)	2.67 (5.36)	-42.80 (-20.48)	0.10 (0.15)	-4.62 (-3.26)
SER_X	11.78 (9.27)	10.75 (9.27)	-41.12 (-46.66)	0.11 (0.10)	-4.52 (-4.81)	1992Q3;1994Q4;1997Q4; 2001Q2;2008Q3	3.05 (5.89)	3.69 (5.89)	-43.65 (-22.36)	0.11 (0.15)	-4.58 (-3.58)
SER_M	14.89 (8.34)	14.28 (8.34)	-27.06 (-45.48)	0.13 (0.10)	-3.67 (-4.77)	1991Q3;1995Q1;1997Q2; 2000Q4;2008Q1	3.11 (5.56)	3.25 (5.56)	-47.55 (-29.89)	0.13 (0.15)	-4.87 (-3.78)
TUK_X	16.87 (9.23)	14.76 (9.23)	-29.97 (-47.17)	0.12 (0.10)	-3.87 (-4.84)	1991Q4;1997Q2;1999Q3; 2005Q3;2008Q3	3.12 (5.43)	2.74 (5.43)	-43.06 (-21.00)	0.10 (0.15)	-4.64 (-3.29)
TUK_M	28.89 (8.92)	26.05 (8.92)	-16.11 (-46.36)	0.17 (0.10)	-2.82 (-4.80)	1993Q2;1996Q2;1999Q3; 2001Q3;2008Q3	4.00 (5.11)	3.95 (5.11)	-34.60 (-26.72)	0.12 (0.14)	-4.15 (-3.58)
TOP_X	10.64 (9.49)	10.33 (9.49)	-45.06 (-47.72)	0.10 (0.10)	-4.73 (-4.86)	1992Q3;1995Q4; 2000Q1;2002Q2;2008Q3	3.58 (5.88)	3.24 (5.88)	-39.98 (-27.44)	0.11 (0.15)	-4.25 (-3.89)
TOP_M	13.05 (9.36)	12.66 (9.36)	-33.97 (-46.66)	0.12 (0.10)	-4.11 (-4.82)	1993Q4;1996Q4;2001Q1; 2006Q2;2008Q3	3.10 (5.42)	2.94 (5.42)	-40.08 (-21.04)	0.11 (0.15)	-4.47 (-3.30)
$\gamma$	18.71 (8.97)	16.70 (8.97)	-25.33 (-46.07)	0.14 (0.10)	-3.55 (-4.79)	1994Q2;1998Q3; 2003Q2;2007Q2;2009Q3	2.60 (5.35)	2.58 (5.35)	-44.38 (-20.50)	0.10 (0.15)	-4.71 (-3.26)
$\gamma^d$	12.31 (8.84)	11.81 (8.84)	-35.23 (-46.45)	0.11 (0.10)	-4.19 (-4.82)	1992Q2;1994Q3;1999Q3; 2002Q3;2008Q3	3.06 (4.88)	3.09 (4.88)	-41.88 (-26.13)	0.10 (0.14)	-4.57 (-3.54)
REXR	13.02 (8.99)	12.08 (8.99)	-34.06 (-45.16)	0.12 (0.10)	-4.12 (-4.74)	1993Q4;2000Q4;2003Q1; 2006Q1;2008Q3	3.25 (5.22)	3.12 (5.22)	-44.25 (-26.65)	0.11 (0.15)	-4.88 (-3.67)

**Not:** Parantez içindeki değerler, %5 anlamlılık düzeyinde, bootstrapla üretilmiş kritik değerlerdir. Test modeli olarak, sabitte ve trendde yapısal kırılmaya izin veren model seçilmiştir. Yapısal kırılma tarihleri, düzey değerleri için yapılan testten elde edilmiştir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre, düzey değerleriyle yapılan testte, hesaplanan test istatistikleri, kritik değerlerden büyük olduğu için,  $H_0$  hipotezi kabul edilmekte ve yapısal kırılmalar altında serilerde birim kök olduğu, yani serilerin durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Serilerin birinci farkları alınarak yapılan testte ise hesaplanan test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve serilerin durağan hale geldikleri sonucuna ulaşılmaktadır. Yani serilerin tamamı  $I(1)$ 'dir. Bu durumda, bu seriler arasındaki eşbütünlük ilişkilerinin varlığının test edilmesine geçilebileceğine karar verilmiştir. Birim kök sınaması için kullanılan bu test yöntemi, Türkiye'deki yapısal kırılmaları

başarılı bir şekilde tespit etmiştir. 5 Nisan 1994 krizi, 1997 Doğu Asya mali krizi, 1998 Rusya ekonomik krizi ve bunları Türkiye ekonomisine yansımaları, 1999 Marmara depremi ve bunun üretim ve ihracat üzerindeki olumsuz etkileri, 2000-2001 bankacılık ve döviz krizleri, 2008 küresel ekonomik krizi ve arkasından 2009'da yaşanan ekonomik daralma, test yöntemi tarafından doğru biçimde belirlenmiştir.

#### 5.4. Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi

Analizde kullanılan seride yapısal kırılmaların varlığı durumunda, birim kök testlerinde olduğu gibi, seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını inceleyen eşbütünleşme testleri de sapmalı sonuçlar vermektedir (Gregory ve Hansen, 1996). Bu nedenle, eşbütünleşme testlerinde de yapısal kırılmaların etkilerinin dikkate alınması gerekmektedir.

Yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri arasında Gregory ve Hansen (1996), Carrion-i Silvestre ve Sanso (2006) ve Westerlund ve Edgerton (2006) bir tane yapısal kırılmayı göz önünde bulundurabilirken, Maki (2012), beş taneye kadar yapısal kırılmanın varlığı durumunda, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test edebilmektedir. Bu yöntemde analize alınacak bütün serilerin  $I(1)$  olması gerekmektedir.

Maki (2012) testinde, yapısal kırılma noktaları, içsel olarak belirlenmektedir. Her bir dönem, muhtemel bir kırılma noktası olarak alınmakta,  $t$  istatistikleri hesaplanmakta ve  $t$  istatistiğinin minimum olduğu noktalar, kırılma noktası olarak kabul edilmektedir. Eşbütünleşme denkleminde üç ve daha fazla yapısal kırılma olduğunda, bu yöntem, Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-j (2008) yöntemlerden daha üstündür (Maki, 2012). Maki, dört tane test modeli geliştirmiştir:

Model 0; Sabit terimde kırılma var, trendsiz model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + u_t \quad (10)$$

Model 1; Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendsiz model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t K_{i,t} + u_t \quad (11)$$

Model 2; Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendli model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma t + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t K_{i,t} + u_t \quad (12)$$

Model 3; Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmalı model:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t K_{i,t} + u_t \quad (13)$$

Testin hipotezleri:

$H_0$ : Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme yoktur.

$H_1$ : Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme vardır.

Hipotezleri test etmek için gerekli olan kritik değerler, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmış ve Maki (2012) Tablo 1’de verilmiştir. Denklem (1) ve (2) kullanılarak, Maki (2012) testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 4’te verilmiştir.

**Tablo 4: Eşbütünleşme Testleri Sonuçları**

		Model 0	Model 1	Model 2	Model 3
İhracat Talep Modeli	ARA	-5.46* (-5.49)	-5.34 (-5.72)	-6.12 (-6.97)	-7.02 (-7.81)
	SER	-5.02 (-5.49)	-3.76 (-5.72)	-6.55 (-6.97)	-20.63* (-7.81)
	TUK	-5.50* (-5.49)	-4.94 (-5.72)	-5.50 (-6.97)	-5.82 (-7.81)
	TOP	-6.25* (-5.49)	-5.10 (-5.72)	-5.87 (-6.97)	-5.98 (-7.81)
İthalat Talep Modeli	ARA	-5.56* (-5.49)	-5.83* (-5.72)	-6.01 (-6.97)	-5.47 (-7.81)
	SER	-5.68* (-5.49)	-5.80* (-5.72)	-5.98 (-6.97)	-6.02 (-7.81)
	TUK	-7.71* (-5.49)	-7.38* (-5.72)	-7.53* (-6.97)	-7.44 (-7.81)
	TOP	-5.56* (-5.49)	-7.24* (-5.72)	-4.97 (-6.97)	-8.60* (-7.81)

**Not:** Test yöntemi olarak, en çok 5 tane yapısal kırılmanın varlığına izin veren test modülü kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler, Maki (2012) Tablo 1’den alınmış, %10 anlamlılık düzeyine sahip kritik değerlerdir. \*; Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade etmektedir.

Tablo 4’teki sonuçlar incelendiğinde; çoklu yapısal kırılmalar altında, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Bu durumda, seriler arasındaki eşbütünleşme katsayılarının tahminine geçilebileceğine karar verilmiştir.

Ayrıca, eşbütünleşme testinden elde edilen yapısal kırılma tarihleri, Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5: Eşbütünleşme Testlerinde Elde Edilen Yapısal Kırılma Tarihleri**

		Model 0	Model 1	Model 2	Model 3
İhracat Talep Modeli	ARA	1990Q2;1995Q1;2002Q4;2005Q1;2007Q1	1990Q2;1998Q3;2001Q2;2003Q2;2005Q1	1993Q3;1998Q2;2001Q4;2004Q4;2008Q4	1993Q4;1998Q3;2004Q1;2007Q4;2009Q1
	SER	1993Q3;2000Q4;2004Q1;2006Q1;2009Q3	1991Q2;2003Q3;2007Q1;2008Q3;2010Q1	1994Q1;1998Q3;2001Q2;2005Q3;2009Q1	1995Q1;2000Q3;2002Q3;2008Q3;2010Q1
	TUK	1995Q1;1998Q3;2001Q3;2003Q4;2006Q1	1995Q1;1998Q3;2001Q1;2002Q4;2009Q3	1991Q2;1997Q1;2001Q3;2003Q4;2008Q1	1994Q1;1998Q3;2006Q1;2007Q3;2009Q1
	TOP	1994Q2;2001Q4;2003Q1;2004Q3;2008Q1	1990Q2;1998Q3;2003Q1;2004Q3;2008Q1	1993Q4;1998Q3;2001Q2;2003Q1;2009Q2	1994Q1;1998Q3;2004Q1;2008Q3;2011Q1
İthalat Talep Modeli	ARA	1993Q1;1996Q3;1999Q3;2002Q1;2009Q3	1990Q4;1998Q3;2003Q3;2004Q4;2008Q3	1994Q1;2000Q4;2003Q4;2005Q4;2008Q4	1994Q2;2000Q4;2002Q4;2005Q2;2008Q3
	SER	1993Q1;1995Q1;1997Q4;2003Q2;2010Q3	1993Q1;1998Q4;2000Q4;2003Q2;2007Q1	1993Q4;1999Q3;2001Q2;2006Q2;2009Q2	1993Q4;1994Q2;1998Q1;2003Q2;2007Q1
	TUK	1996Q1;1998Q3;2000Q2;2001Q4;2005Q4	1992Q3;1996Q1;2003Q2;2004Q4;2006Q1	1993Q4;1998Q3;2000Q2;2002Q4;2008Q4	1990Q3;1993Q4;1995Q4;2006Q4;2008Q4
	TOP	1993Q1;1996Q4;1998Q3;2002Q2;2010Q4	1996Q4;1998Q3;2003Q2;2006Q4;2008Q4	1993Q1;1996Q3;2002Q1;2003Q2;2010Q1	1993Q1;1994Q4;1998Q3;2006Q4;2009Q4

Tablo 5'teki sonuçlar incelendiğinde, Maki (2012) testinin de Türkiye ekonomisindeki yapısal kırılma tarihlerini büyük oranda başarılı biçimde tespit ettiği görülmektedir. 1994 döviz krizi ve arkasından ilan edilen 5 Nisan Ekonomik İstikrar Programı; 1997 Doğu Asya ve 1998 Rusya Krizleri, 2001 bankacılık krizi ve sonrasında dalgalı kur rejimine geçilmesi; 2008 küresel ekonomi krizi ve ardından yaşanan ekonomik daralma dönemi, modelin belirlediği başlıca yapısal kırılma tarihleridir. Her bir model için, modellerde en sık tespit edilen yapısal kırılma tarihleri, kukla değişkenlerle, eşbütünleşme katsayıları tahmininde analize dâhil edilmiştir.

### 5.5. Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmin Edilmesi

Eşbütünleşme katsayıları, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göz önünde bulunduran DOLS yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bu yöntemde, Stock-Watson (1993), OLS (Ordinary Least Square: En Küçük Kareler) tahmincisindeki sapma ve içsellik sorunlarını giderebilmek için, modele açıklayıcı değişkenlerin düzey değerleriyle birlikte, farklarının gecikmelerinin (lag) ve öncüllerinin (lead) de eklenmesini önermiştir. DOLS tahmincisinin kullanılabilmesi için, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Bu yöntemin en önemli üstün yanlarından birisi; bağımlı değişken  $I(1)$  olmak şartıyla, bağımsız değişkenlerden bazılarının  $I(1)$ , bazılarının  $I(0)$  olmasına izin vermesidir. Bu yöntem, bağımsız

değişkenlerdeki içsellik ve otokorelasyonun varlığı durumunda da güçlü ve tutarlı tahminler üretmektedir (Esteve ve Requena, 2006: 118). DOLS ile tahmin yapılırken, iki değişkenli bir basit regresyon modeli, şu hale getirilmektedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 X_t + \sum_{i=-q}^q \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Burada q; optimum öncül ve gecikme değerini ifade etmektedir. Bu çalışmada optimum öncül ve gecikme değerleri, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir. Denklem (1) ve (2) kullanılarak, eşbütünlük katsayıları DOLS yöntemiyle tahmin edilmiş ve elde edilen sonuçlar, Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6: Eşbütünlük Katsayıları**

		<i>Sabit</i> <i>T.</i>	<i>REXR</i>	<i>Y'</i>	<i>Y'</i>	<i>D<sub>1</sub></i>	<i>D<sub>2</sub></i>	<i>D<sub>3</sub></i>	<i>D<sub>4</sub></i>	<i>D<sub>5</sub></i>	<i>R<sup>2</sup></i>	<i>DW</i>
İhracat Talep Modeli	<i>ARA</i>	-11.73	0.44 [2.52]	1.91 [7.71]	-	-0.09 [-2.61]	-0.07 [-2.88]	-0.08 [-1.83]	0.01 [0.54]	0.11 [2.85]	0.93	1.77
	<i>SER</i>	-26.26	0.14 [1.49]	4.06 [24.87]	-	0.09 [0.47]	-0.28 [-5.21]	-0.29 [-1.59]	0.14 [0.44]	-0.20 [-1.93]	0.98	1.63
	<i>TUK</i>	-10.75	0.14 [1.30]	1.96 [15.85]	-	0.28 [2.51]	-0.10 [-1.64]	-0.46 [-5.66]	0.34 [2.81]	0.20 [2.78]	0.98	1.48
	<i>TOP</i>	-11.78	0.27 [2.10]	2.07 [12.97]	-	0.04 [0.52]	-0.09 [-2.59]	-0.18 [-2.31]	-0.08 [-0.66]	0.12 [2.28]	0.95	1.33
İthalat Talep Modeli	<i>ARA</i>	-3.68	0.09 [1.53]	-	1.48 [7.01]	-0.09 [-3.65]	-0.02 [-0.75]	0.17 [3.65]	0.12 [3.25]	-0.03 [-2.08]	0.92	1.31
	<i>SER</i>	-4.20	0.64 [1.66]	-	2.16 [5.54]	-0.20 [-0.34]	-0.22 [-0.45]	1.11 [1.35]	1.68 [5.66]	-1.86 [-5.50]	0.92	1.21
	<i>TUK</i>	-6.55	0.51 [1.47]	-	1.50 [4.40]	-0.38 [-3.56]	0.20 [2.68]	0.40 [3.25]	0.43 [4.40]	-0.28 [-2.19]	0.91	1.29
	<i>TOP</i>	-3.75	0.12 [1.47]	-	1.49 [5.88]	-0.63 [-1.78]	-0.11 [-0.32]	0.76 [2.09]	0.04 [0.12]	-0.39 [-0.99]	0.93	1.30

**Not:** Köşeli parantez içindeki değerler; ilgili parametrelerin *t* istatistikleridir. *t* istatistikleri, Newey-West standart hatası kullanılarak elde edilmiştir.

Tablo 6'daki sonuçlar incelendiğinde; bütün mal gruplarında ihracatın diğer ülkelerin gelirlerine olan duyarlılığının, reel döviz kuruna olandan daha fazla olduğu ve bu etkilerin, istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durumun gerçek hayattaki yansıması, 2008 küresel ekonomi krizi sonrasında net biçimde görülmüştür. ABD ve AB'de milli gelirler düşmüş, bu durum Türkiye'nin ihracatını doğrudan ve önemli ölçüde azaltmıştır. Sermaye ve tüketim malları ihracatının reel döviz kuru esnekliği, ara mallarından daha düşük bulunmuştur. Bu sonuçtan hareketle, Türkiye'nin sermaye ve nihai tüketim mallarında yapacağı küçük fiyat

artışlarının, bu mal gruplarında ihracat miktarını azaltmaksızın, geliri arttıracığı söylenebilir. Türkiye reel döviz kurunu %10 oranında arttırdığında, ihracatı %2.7 oranında artacaktır. Diğer ülkelerin milli geliri %10 oranında arttığında ise Türkiye'nin toplam ihracatı %20.7 oranında artış gösterecektir.

İthalat talep modeli sonuçları incelendiğinde; bütün mal gruplarında milli gelirin etkisinin, reel döviz kurundan daha yüksek olduğu görülmektedir. Ara malı ithalatının döviz kuru esnekliği, diğer mal gruplarına kıyasla oldukça düşük çıkmıştır. Bu durum, Türkiye'de son yıllarda üretimin, ithal ara malı girdisine önemli ölçüde bağımlı hale geldiğinin de bir göstergesidir. Türkiye'nin enerji ve diğer ara mallarında yaşanan dışa bağımlılığının etkisiyle, döviz kuru artışlarının, ithalatta caydırıcı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Sermaye malı ithalatının reel döviz kuruna bağımlılığı görece daha yüksek çıkmıştır. Bunun arkasında, yeni yatırım yapacak firmaların, döviz kurundaki hareketleri daha yakından izlemesinin olduğu düşünülmektedir. Tüketim malları ithalatının döviz kurundan çok, milli gelire duyarlı olduğu, milli gelirdeki %10'luk artışın, tüketim malı ithalatını %15 oranında arttırdığı görülmektedir. Milli gelir %10 arttığında, toplam ithalat %14.9 oranında artmaktadır. Bu da ithalatın artış hızının, ekonomik büyümenin üzerinde olduğunu göstermektedir. Nihayetinde, 2010-2011 yıllarında Türkiye ekonomisi yüksek oranda büyümüş, ancak bu büyüme, ithalat artışını ve cari işlemler açığını da beraberinde getirmiştir. 2012 yılında, dış ticaret ve cari işlemler açığını azaltabilmek için, ekonomik büyüme oranı önemli ölçüde küçültülmüştür.

Elde edilen sonuçlar, Marshall-Lerner koşulu çerçevesinde değerlendirildiğinde; bütün mal gruplarında, ihracat ve ithalatın talep ve gelir esneklikleri toplamı birden büyük olduğu için, Genişletilmiş Marshall-Lerner koşulu sağlanmaktadır. Elde edilen bu sonuçlar, literatürdeki Şimşek ve Kadılar (2005) ve Okay vd. (2012) ile uyumludur.



## 6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, döviz kuru artışları ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişki, Türkiye ekonomisi için, 1989Q1-2012Q2 dönemi verileri kullanılarak, çoklu yapısal kırılmalı birim kök ve eşbütünleşme analizi yöntemleri kullanılarak incelenmiştir.

Serilerin durağanlığı, Carrion-i-Silvestre (2009) tarafından geliştirilen ve serilerdeki birden fazla yapısal kırılmayı göz önünde bulundurabilen yöntemle analiz edilmiş ve serilerin düzeyde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri görülmüştür. Bu durumda, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılabileceğine karar verilmiştir.

Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Maki (2012) tarafından geliştirilen ve serilerde birden fazla yapısal kırılmaya izin veren yöntemle incelenmiş ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir.

Eşbütünleşme katsayıları, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını göz önünde bulunduran, DOLS yöntemiyle tahmin edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre; reel döviz kurundaki değişimler, dış ticaret dengesi için önemli bir belirleyicidir. Analiz döneminde, Türkiye'de reel döviz kuru %10 oranında arttığında, toplam ihracat %2.7 oranında artmaktadır. Reel döviz kuru değişimlerinin ara malı ihracatı üzerindeki etkisi, diğer mal gruplarından daha yüksek çıkmıştır. Bu sonuçtan hareketle; Türkiye'den aramalı alan ülkelerin, Çin, Hindistan, Rusya, Brezilya ve Ortadoğu Ülkeleri gibi başka önemli alternatiflerinin de olduğu ve Türkiye'nin bu pazarda ancak fiyat avantajına sahip olması durumunda rekabet edebileceği düşünülmektedir. Bu nedenle, ekonomi yönetiminin, reel döviz kurunu arttırmaya yönelik politikalar izleyerek<sup>10</sup>, aramalı ihracatını teşvik edici politikalar uygulamasının yararlı olabileceği değerlendirilmektedir. Ancak, bütün mal gruplarının ihracatında, dünya milli gelir seviyesi, asıl belirleyici durumdadır. Diğer ülkelerin milli geliri %10 oranında arttığında, Türkiye'nin ihracatı %20.7 oranında artış göstermektedir.

Ara malı ithalatının, reel döviz kurundaki değişimlerden daha az etkilendiği, yurtiçi milli gelire daha bağımlı hareket ettiği görülmüştür. Türkiye'nin enerjide dışa bağımlı olmasının ve enerjinin talep esnekliğinin düşüklüğünün, bu sonuçta etkili olduğu düşünülmektedir. Ayrıca Türkiye'deki sanayi üretiminin, montaj ağırlıklı olmasının da bu sonuç üzerinde etkileri olmuştur. Türkiye'de imalat sanayi son

<sup>10</sup> Bunun için; reel döviz kurunun formülü gereği ( $REXR = EXR * \frac{\pi^f}{\pi^d}$ ) ya nominal döviz kurları ( $EXR$ ) arttırılmalı ya da enflasyon ( $\pi^d$ ) düzmelidir.

yıllarda, dış ülkelerden aldığı yarı mamul malları işleyerek ve otomotiv parçalarını montaj ederek, iç ve dış piyasaya satma yoluna gitmektedir. Bu durum, Türkiye’de ara malı ithalatının esnekliğinin düşük çıkmasına neden olmaktadır. Nominal döviz kuru veya dış ülkelerdeki fiyat artışlarının dahi ithalatı azaltmadığı bir gerçektir. Sermaye ve tüketim malı ithalatının, yurtiçi milli gelire duyarlılığı, döviz kuruna olan duyarlılıklarından daha yüksek çıkmıştır. Bu sonuçtan hareketle, Türkiye’de ithalatı azaltabilmek için, döviz kurunu arttırmaya yönelik politikalarından çok, harcanabilir kişi başı milli geliri etkilemeye yönelik politikaların, daha etkili olacağı öngörülebilir.

Elde edilen ampirik bulgulara göre; bütün mal gruplarında, genişletilmiş Marshall-Lerner koşulu geçerlidir. Bundan dolayı, Türkiye’de reel döviz kuruna yönelik politikaların, dış ticaret dengesini sağlamaya yardımcı olacağı söylenebilir. Ancak unutulmamalıdır ki Türkiye’de son yıllarda ihracat, önemli ölçüde ithal ara mallarına ve ithal girdilere bağımlı hale gelmiştir. Bu durumda, döviz kurunu yükseltmeye yönelik olarak uygulanacak politikaların; ülkede üretimi ve ihracatı olumsuz yönde etkileme riski bulunmaktadır. Döviz kurunun arttırılması, aramalı ithalat fiyatını arttırarak, maliyet enflasyonuna sebep olabilecektir. Bu nedenle, uygulanacak döviz kuru politikalarında, ara malı ile nihai tüketim malları ithalatı ayrıştırılmalıdır. Gerektiğinde, döviz kuru politikaları, ithalat vergi reformlarıyla da desteklenerek, üretime yönelik ithalat kolaylaştırılırken, nihai tüketim malı ithalatını kısıtlayıcı politikalar, eş-anlı olarak uygulanmalıdır.

Ancak, sadece reel döviz kuruna yönelik uygulanacak politikalarla, dış ticaret dengesini gerçekleştirmek, çok olası gözükmemektedir. Çünkü ihracatta diğer ülkelerin milli gelirlerinin, ithalatta da Türkiye’nin milli gelirinin etkisi, oldukça önemli seviyededir. Bu durumda ihracatı arttırabilmek için; gelişmiş veya gelişmekte olup, milli geliri yüksek ülkelerle ticari ilişkileri arttırmaya çalışmak yararlı olabilecektir. Ancak, bu ülkelerde meydana gelen krizlerden daha az etkilenebilmek için, ihracat yapılan ülke yelpazesini genişletmek de faydalı olacaktır.

Ayrıca, ara malı ithalatını azaltabilmek için; enerjide dışa bağımlılıktan kurtarıcı politikaların izlenmesi gerektiği değerlendirilmektedir. Türkiye’nin enerji ithalatını azaltabilmek için, yenilenebilir yerli enerji kaynaklarından ve nükleer enerjiden yararlanılmasının yararlı olacağı düşünülmektedir.

## Kaynakça

1. Arize, A.C. (1994). Cointegration Test of a Long- Run Relation Between The Real Exchange Rate And The Trade Balance. *International Economic Journal*, 8(3): 1-9.
2. Baharumshah, A.Z. (2001). The Effect Of Exchange Rate On Bilateral Trade Balance: New Evidence From Malaysia and Thailand. *Asian Economic Journal*, 15(3): 291-312.
3. Bahmani-Oskooee, M. ve Niroomand, F. (1998). Long-Run Price Elasticities and The Marshall-Lerner Condition Revised, *Economics Letters*, 61(1): 101-109.
4. Bai, J. ve Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66(1): 47-78.
5. Bai, J. ve Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1): 1-22.
6. Can, M. (2010). Ülkemizde Yaşanan Ekonomik Krizler Üzerine Düşünceler. *Mevzuat Dergisi*, 13(153): 1-11.
7. Carrion-i-Silvestre, J. L. (2009). Gls-Based Unit Root Tests With Multiple Structural Breaks Under Both The Null And The Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*, 25: 1754-1792
8. Çil Yavuz, N., Güriş, B. ve Kıran, B. (2010). Reel Döviz Kurunun Dış Ticaret Dengesine Etkisi: Türkiye İçin Marshall-Lerner Koşulunun Testi. *İktisat İşletme ve Finans*, 25(287): 69-90.
9. Esteve, V. ve Requena, F. (2006). A Cointegration Analysis of Car Advertising and Sales Data in the Presence of Structural Change. *Int. J. of the Economics of Business*, 13(1): 111-128.
10. Gomez, D.M. ve Ude, G.F.A. (2006). Exchange Rate Policy and Trade Balance A Cointegration Analysis of The Argentine Experience Since 1962. MPRA Paper, No.151.
11. Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3): 555-560.
12. Harberger, A.C. (1950). Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade. *Journal of Political Economy*, 58: 47- 60.

13. Hatemi-J A. (2008). Tests for Cointegration with Two Unknown Breaks with an Application to the Financial Market Integration. *Empirical Economics*, 35(3): 497-505.
14. Hepaktan, C.E.(2009). Türkiye'nin Marshall-Lerner Kosuluna İlişkin Parçalı Eş-bütünleşme Analizi. *Yönetim ve Ekonomi*, 16(1): 39-55.
15. Hsiao, Y.M., Pan, S.C. ve Wu, P.C. (2012). Does the central bank's intervention benefit trade balance? Empirical evidence from China. *International Review of Economics and Finance*, 21: 130-139.
16. Hook, S.L. ve Boon, H.T. (2000). Reel Exchange Rate Volatility and Malaysian Export to Its Major Trading Partners. Working Paper 6, Universty Putra Malaysia.
17. Jamilov, R. (2011). J-Curve Dynamics and the Marshall-Lerner Condition: Evidence From Azerbaijan, MPRA Paper, 39272.
18. Lal, A.K. ve Lowinger, T.C. (2002). Nominal Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment In South Asia Countries. *Journal Of Asian Economics*, 13(3): 371-383.
19. Lerner, A.P. (1944). *The Economics of Control: Principles of Welfare Economics*. The Macmillan Company, New York.
20. Laursen, S. ve Metzler, L.A. (1950). Flexible Exchange Rate and the Theory of Employment. *Review of Economics and Statistics*, 32: 281-99.
21. Maki, D. (2012). Tests For Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks. *Economic Modelling*, 02392: 1-5.
22. Marshall, A. (1923). *Money, Credit and Commerce*. Macmillan, London.
23. Miles, M.A. (1979).The Effect of Devaulation and The Trade Balance of Payment: Some Result. *Journal of Political Economy*, 87(31): 600-622.
24. Narayan, R. (2000). Currency Devaluation and Trade Balance: Policy Issue in Nepal Economic Perspective, 18.
25. Narayan, P.K. (2004). New Zealand's Trade Balance: Evidence of The J-Curve and Granger Causality. *Applied Economics Letters*, 11(6): 351-354.
26. Okay, E., Atabay Baytar, R. ve Saridoğan, E. (2012). Türkiye Ekonomisinde Döviz Kurundaki Değişimlerin Cari İşlemler Dengesi Üzerindeki Etkileri. *İktisat İşletme ve Finans*, 27(310): 79-101.

27. Peker, O. (2008). Reel Döviz Kurunun Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği. Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 22(2): 33-43.
28. Rose, A.K. ve Yellen, J.L. (1989). Is There a J-Curve?. Journal of Monetary Economics, 24(1): 53-68.
29. Sen, P. ve Turnovsky, S.J. (1989). Deterioration of the Terms of Trade and Capital Accumulation: A Re-examination of the Laursen-Metzler Effect. Journal of International Economics, 26: 227-50.
30. Spittler, E. (1980). Short Run Effect of Exchange Rate Changes on Term of Trade and Trade Balance. IMF Staff Paper, No. 27(2).
31. Stock, J. ve Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. Econometrica, 61(4): 783-820.
32. Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2005). Türkiye'nin İhracat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yöntemi ile Eş-bütünleşme Analizi. Doğu Üniversitesi Dergisi, 6 (1): 144-152.
33. Taylor, M. ve Sarno, L.(1998). The Behaviour of Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period. Journal of International Economics, 46: 281-312.
34. Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2005). Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret İlişkisi: Kritik Elastikiyetler (Marshall-Lerner) Şartı. İstanbul Üniversitesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 2: 16-38.