

YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA TÜRKİYE'DE J EĞRİSİNİN ANALİZİ

C. ERDEM HEPAKTAN¹

Özet

1980 sonrası meydana gelen küreselleşme olgusu ile ülke ekonomilerinde yapısal değişimler yaşanmıştır. Bu dönemden sonra ülkeler, dışa dönük sanayileşme ve liberalleşme politikalarını benimsemeye başlamışlardır. Türkiye de yaşanan bu gelişmelerden etkilenmiş ve dışa açılma sürecine dahil olmuştur. İthal ikameci politikalar terk edilmiş, ithalat kotaları zamanla kaldırılmıştır. Esnek bir döviz kuru politikası uygulanmaya başlanmıştır. 1980 yılı sonrası dışa açık ve ihracata yönelik bir sanayileşme politikası benimsenmiştir. Böylece Türkiye Ekonomisi açısından dış ticaret daha da önemli bir hal almıştır. Ulusal ve uluslararası literatürde dış ticaret ile ilgili yapılan çalışmalarda kullanılan değişkenler, genellikle dış ticaret dengesi, reel döviz kuru değişimleri üzerinde yoğunlaşmaktadır.

Çalışmada, literatürdeki çalışmalara ek olarak Türkiye'nin 1990:1-2016:2 dönemine ait çeyrek yıllık veriler kullanarak reel döviz kuru, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi arasındaki ilişki yapısal kırılma analizleri ele alınmaktadır. Çalışmanın ekonometrik analiz kısmında, ilk olarak birim kök testleri uygulanmış ve serilerin birinci farklarında durağan oldukları gözlenmiştir. Daha sonra ise, Maki eşbütünleşme analizi ile seriler arasında uzun dönemde bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise Toda-Yamamoto Nedensellik analizi aracılığıyla incelenmiştir. Sonuç olarak, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksinden reel döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, ithalat fiyat endeksinden, ihracat fiyat endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, Dış Ticaret Dengesi, J eğrisi

JEL Sınıflandırması: C23, F14, F31

ANALYSIS OF J CURVE FOR TURKEY UNDER STRUCTURAL BREAKS

Abstract

From circa 1980 onwards following globalization, there has been structural changes in national economies across the world. Thereafter, countries have begun to adopt outward-oriented industrialization and liberalization policies. Turkey has also been

¹ Doç. Dr., Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, erdem.hepaktan@cbu.edu.tr.

affected by contemporary developments and started to open up to foreign markets. Import substitution policies were abandoned and import quotas have been removed over time. A flexible exchange rate policy has been introduced. An industrialization policy based on openness and export has been adopted subsequent to 1980, which rendered foreign trade ever more significant for Turkish economy. Most studies in the literature-both national and international- on foreign trade emphasize foreign trade balance and changes in real exchange rate.

In this study, the nexus between real exchange rate, export price index and import price index are investigated via structural break analysis through quarterly data over the period 1990.Q1-2016.Q2. Firstly, unit root test has been conducted, and the series are stationary after the first differences. Later, Maki Cointegration Analysis has been conducted and a long term cointegration has not been confirmed among the series. The causal relationships among variables were examined through Toda Yamamoto causality analysis. As a result, the evidence indicates the existence unidirectional causality from import price index and export price index to real exchange rates. Additionally, the evidence indicates unidirectional causality from import price index to export price index.

Keywords: *Real Exchange Rate, Foreign Trade Balance, J-curve,*

JEL Classifications: *C23, F14, F31*

1. Giriş

Türkiye, 1929 Dünya Ekonomik Buhranı sonrası ekonomide devletçi politikaları kabul etmiştir. Türkiye, 1963 yılında planlı döneme girerken, kalkınma hedeflerini belirli plan ve program ile yürütmeye çalışmıştır. Uygulanan planlarda, ekonominin gelişiminde kamu ve özel kesimden de yararlanabilmek amacı ile karma ekonomik sistem benimsenmiştir. 1970'li yıllarda yaşanan petrol şokları ile birlikte ödemeler dengesinde bozulmalar meydana gelmiştir. Yaşanan petrol fiyatı artışları ile, döviz ihtiyacı da artmıştır.

Türkiye'de 1950-1960 yılları arasında dışa açık-liberal politikalar izlenmiştir. Ortaya çıkan dış ödeme sorunları ve 1958 devalüasyonu nedeniyle, 1960 sonrası planlı-ithal ikameci politikalara geçilmiştir. Bu politikada amaç, daha önceleri ithal edilmiş malların ülkede üretilmesini sağlamaktır. Böylece ithalat

miktarı azaltılarak ihracat ve döviz miktarı arttırılacaktır. Ancak beklenenin aksine, ithal ikameci politikalar ana kaynaklar yönünden dışa bağımlılığı beraberinde getirdiği için ithalatı daha çok arttırmış ve döviz miktarında azalma meydana gelmiştir. Bu dönemden sonra ekonomide dışa açılma politikasının tercih edilmesiyle dış ticaret, ülke açısından daha önemli bir hale gelmiştir.

Bu konu ile ilgili olarak yerli ve yabancı literatürde, ele alınan değişkenlerin reel döviz kuru, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi üzerinde yoğunlaştığı görülmektedir. Bu çalışma, diğer çalışmalara ek olarak reel döviz kuru, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi değişkenleri arasındaki ilişkiyi yapısal kırılmalar altında analiz etmektedir. Çalışmada belirtilen değişkenler arasındaki ilişki, 1990:1-2016:2 dönemi çeyrek yıllık veriler kullanılarak Türkiye ekonomisi için yapısal kırılma analizi ile incelenmektedir.

Çalışma, altı bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından gelen ikinci bölümde konuyla ilgili teorik çerçeve yer almaktadır. Üçüncü bölümde literatür taramasına, dördüncü bölümde ise kullanılan metodolojiye yer verilirken, uygulamanın yer aldığı beşinci bölümde çalışmanın kapsamı, veri seti ve değişkenler kullanılarak gerçekleştirilen ekonometrik analizler yer alırken, altıncı bölüm ise sonuç kısmından oluşmaktadır.

2. Teorik Çerçeve

2.1. Marshall - Lerner Koşulu

Devalüasyonun ödemeler bilançosunda olumlu etki yaratabilmesi, ihraç ve ithal malların talep esnekliğine bağlıdır. Eğer devalüasyon sonucunda; ithal malların yurtiçi talep esnekliği ile ihraç malların yurtdışı talep esneklikleri toplamı 1’den ne kadar büyük olursa, devalüasyonun başarı şansı o kadar yüksektir. Bu durum, devalüasyonun başarı koşulu şeklinde tanımlanır ve *Marshall-Lerner koşulu* olarak adlandırılır.

$|e_m| + |e_x| \geq 1$ Marshall-Lerner Koşulu, bir ülkenin gerçekleştireceği devalüasyona ilişkin ön başarı koşuludur.

e_m : İthal malların yurtiçi talep esnekliği,

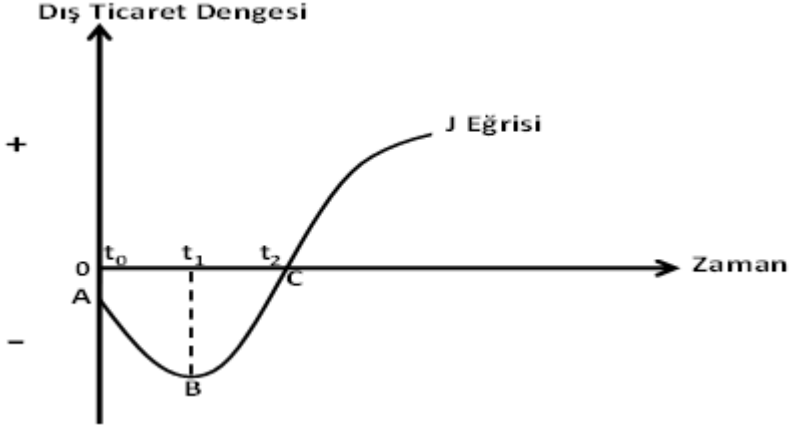
e_x : İhraç malların yurtdışı talep esnekliğidir.

2.2. J Eğrisi

J Eğrisi, yapılan devalüasyonun zaman içerisinde dış ticaret bilançosunu nasıl etkilediğini gösteren eğridir. Yapılan çalışmalara göre, devalüasyonun kısa dönemde dış ticaret dengesini daha da bozduğu, uzun döneme gelindiğinde ise, dış ticaretinde düzelme

meydana geldiği görülmüştür. Gerçekleşen devalüasyon sonrasında dış ticaret bilançosundaki değişimler J harfi şeklinde bir seyir izlemektedir. Özet olarak J eğrisi, dış ticaret bilançosunun, gerçekleşen devalüasyona zaman içerisinde verdiği tepkiyi göstermektedir.

Şekil 1. J Eğrisi



Şekil 1’de görüldüğü üzere, devalüasyonun yapıldığı t_0 döneminde var olan OA kadar bir dış açık, devalüasyon gerçekleştikten sonra bir süre daha artmaya devam eder. Şekil 1’e göre, t_1 döneminde en yüksek dış ticaret açığına (t_1B kadar) ulaşılır. Kısa dönemde dış ticaret açığının artmasının nedeni, ithal malına yurtiçi talebin kısılamaması ve ihraç malına olan yurtdışı talebin artmamasıdır. Bu nedenle kısa dönemde Marshall-Lerner koşulu sağlanamaz. Yani ülkenin ihraç mallarının yurtdışı talep esnekliği ile ithal mallarının yurt içi talep esnekliği toplamı mutlak değer olarak birden küçük olmaktadır. Uzun dönemde ise, ekonomide yeni oluşan fiyatlara uyum sağlanır ve mevcut dış açık azalmaya başlar.

Dış ticaret bilançosu dengesi, ancak t_2 döneminde sağlanır ve daha sonra dış denge durumu iyileşir, dış fazla oluşmaya başlar. Uzun dönemle birlikte esneklik değerleri 1’den büyük olur, ihracat artar ve ithalat azalır.

Gerçekleşen devalüasyonun dış ticaret bilançosuna etkisi, yaklaşık 1 yıl sonunda olumluya döner. Şekil 1’de söz konusu dönem, t_0-t_2 arasındaki dönemdir. Özetle, devalüasyon kısa dönemde dış

ticaret dengesini daha da bozmakta ve başarısız olmaktadır. Uzun dönemde ise, dış ticaret dengesini iyileştirmekte ve başarı sağlamaktadır.

Tablo 1. Türkiye’nin 1990-2015 Yılları Arası Dış Ticaret Dengesi

Yıllar	Dış Ticaret Dengesi (Milyon\$)
1990	-9.448
1991	-7.290
1992	-8.076
1993	-14.081
1994	-4.167
1995	-13.152
1996	-10.264
1997	-15.048
1998	-13.927
1999	-9.667
2000	-21.959
2001	-3.282
2002	-6.404
2003	-13.411
2004	-22.438
2005	-32.936
2006	-40.894
2007	-46.831
2008	-52.917
2009	-24.762
2010	-56.325
2011	-89.160
2012	-65.367
2013	-79.917
2014	-63.597
2015	-48.157

Çalışmada, Türkiye ekonomisinde 1990Q₁-2016Q₂ dönemi arasında J Eğrisi hipotezinin geçerliliği sınanmaktadır. Bu dönem içerisinde Türkiye ekonomisinde 1994 ve 2001 yılları devalüasyon yılları olmakla birlikte 1998 Asya krizi ve 2008 Küresel Krizinin etkileri de dış ticaret bilançosu üzerinde olumsuz etki yaratan yıllar olmuştur. Bu kapsamda, 1994, 1998, 2001 ve 2008 yıllarında diğer

para birimlerine karşı değer kaybeden Türk Lirası'nın takip eden yıllardaki dış ticaret bilançosu değerlerinin seyri önem kazanmaktadır. Tablo 1'deki veriler, Türkiye'nin 1990-2015 yılları arasındaki dış ticaret bilançosu değerleridir. Türkiye ekonomisinde 1994 ve 2001 devalüasyonlarını takip eden yıllarda dış ticaret bilançosundaki açığın iyileşmek yerine daha da bozulduğu görülmektedir. Bu durum J eğrisi hipotezi olarak tanımlanan durumun, yani yapılan bir devalüasyonun dış ticaret bilançosunu iyileştireceği yönündeki beklentinin karşılanmadığını göstermektedir. Örneğin 1994 yılındaki yaklaşık 4 milyar \$'lık dış ticaret açığı, takip eden 1995,1996, 1997 ve 1998 yıllarında 10 milyar doların üzerine yükselmiştir. Yine benzer şekilde, 2001 yılında yaklaşık olarak 3 milyar dolar seviyesinde gerçekleşen dış ticaret açığı 2002 yılında ikiye katlarken takip eden yıllarda çok büyük oranda artış göstermiştir.

3. Literatür Araştırması

J-eğrisi ile ilgili yapılan ilk çalışma, Magee'nin 1973 yılında yapmış olduğu çalışmadır. Daha sonraki yıllarda ise konu, farklı yazarlarca yoğun bir biçimde ele alınmıştır. Literatürde, reel döviz kuru değişimi ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi ele alan, yerli ve yabancı birçok çalışma bulunmaktadır. Tablo 2'de reel döviz kuru, ihracat fiyat endeksi ve ithalat fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi ele alan yerli ve yabancı çalışmalar kronolojik sıralama ile Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo 2. Literatür Araştırması

Yazar	Ülke	Çalışmaya Ait Dönem	Değişkenler	Yöntem	Sonuç ve Açıklamalar
Zengin (2001)	Türkiye	1994:1-2000:12	İhracat Fiyat Endeksi, İthalat Fiyat Endeksi ve Reel Döviz Kurları	VAR modeli	Çalışmada ihracat ve ithalat fiyat endekslerinden reel döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Sivri ve Usta (2001)	Türkiye	1994:1-2006:6	Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	VAR modeli	Çalışmada reel döviz kurunda oluşan değişmelerin dış ticaret dengesi üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı tespit edilmiştir.

Yapısal Kırımlar Altında Türkiye’de J Eğrisinin Analizi

Lal ve Lowinger (2002)	Doğu Asya Ülkeleri	1980:1-1998:4	Döviz Kuru, GSYİH, İthalat ve İhracat	Johansen Eşbütünlüşme Analizi ve VECM	Çalışmada döviz kurunda meydana gelen değişmelerin uzun dönemde dış ticaret dengesi üzerinde önemli bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.
Onafowora (2003)	Tayland Endonezya ve Malezya	1980:1-2000:4	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Eşbütünlüşme Analizi ve VECM	Çalışmada Tayland, Endonezya ve Malezya’nın, ABD ve Japonya ile gerçekleştirmiş olduğu dış ticarete J eğrisinin geçerliliği analiz edilmiştir. Endonezya ve Malezya’nın ABD ve Japonya ile olan ticaretinde ve Tayland’ın ABD ile olan ticaretinde kısa dönemde J eğrisi geçerlidir.
Narayan (2004)	Yeni Zelanda	1970-2000	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Eşbütünlüşme Analizi	Çalışmada reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır.
Gomes ve Paz (2005)	Brezilya	1990:1-1998:12	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	VECM	Çalışmada reel döviz kurunda meydana gelen devalüasyonun dış ticaret dengesine etkisi bulunduğu tespit edilmiştir.
Barışık ve Demircioğlu (2006)	Türkiye	1908-2001	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Eşbütünlüşme Analizi ve Granger Nedensellik Analizi	Çalışmada eşbütünlüşme analizi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca döviz kurundan ithalat ve ihracata doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusudur.

C. Erdem HEPAKTAN

Yılmaz ve Kaya (2007)	Türkiye	1990.1-2004.6	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	VAR Modeli	Çalışmada reel döviz kurunda meydana gelen bir değişimin dış ticaret dengesi üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı tespit edilmiştir. J eğrisi hipotezi Türkiye Ekonomisi için geçerli değildir.
Ay ve Özşahin (2007)	Türkiye	1995.1-2007.6	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Granger Nedensellik Testi	Çalışmada reel döviz kurundan ithalat ve ihracata doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.
Mei, Mun ve Ling (2008)	Malezya	1955-2006	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Eşbütünleşme Analizi	Çalışmada uzun dönemde değişkenler arasında bir ilişki saptanmıştır.
Duasa (2009)	Malezya	1999:1-2006:12	Reel Döviz kuru, İthalat ve İhracat	Johansen Eşbütünleşme Analizi ve VECM	Çalışmada döviz kurunda meydana gelen ani değişimlerin ithalat ve ihracatı önemli şekilde etkilediği tespit edilmiştir.
Vergil ve Erdoğan (2009)	Türkiye	1989:1-2005:4	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	ARDL Koentegresyon Testi	Çalışmada uzun dönemde değişkenler arasında bir ilişki bulunmaktadır. J eğrisi Türkiye için geçerlidir.
Hameed ve Kanwal (2009)	Pakistan	1972:1-2003:4	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Granger Nedensellik Analizi	Çalışmada reel döviz kurunda meydana gelen değişimlerin kısa ve uzun dönemde de dış ticaret dengesini etkilediği gözlenmiştir.
Aktaş (2010)	Türkiye	1989:1 - 2008:4	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	VAR Modeli	Çalışmada reel döviz kurunda meydana gelen bir değişimin dış ticaret dengesi üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı tespit edilmiştir. J eğrisi hipotezi Türkiye Ekonomisi için geçerli değildir.

Yapısal Kırımlar Altında Türkiye’de j Eğrisinin Analizi

Petrovic ve Mirjana (2010)	Sırbistan	2002:1-2007:9	Reel Döviz Kuru, İthalat, İhracat ve Büyüme	ARDL Sınır Testi ve VECM	Çalışmada döviz kuru değişimlerinin dış ticaret dengesi üzerinde uzun dönemde etkili olduğu kısa dönemde etkisinin zayıf olduğu tespit edilmiştir.
Dash ve Narasimhan (2011)	Hindistan	1993:2-2004:4	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Johansen Eşbütünleşme Analizi ve VECM	Çalışmada reel döviz kurundan ithalata doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmazken, ihracata doğru bir nedensellik ilişkisi raporlanmıştır.
Jamilov (2011)	Azerbaycan	2006:1-2009:12	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat, Büyüme	Johansen Eşbütünleşme Analizi ve VECM	Çalışmada döviz kurunda görülen devalüasyonun kısa dönemde dış ticaret dengesini olumsuz etkilediği, uzun dönemde ise olumlu etkilediği tespit edilmiştir.
Bal ve Demiral (2012)	Türkiye ve Almanya	2002:1-2012:9	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Eşbütünleşme Analizi, VECM ve Nedensellik Analizi	Çalışmada ticaret dengesinin reel döviz kuru esnekliğinin kısa dönemde negatif ve uzun dönemde pozitif olduğu belirlenmiştir. Bu durum J-eğrisi hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.
Sweidan (2013)	Ürdün	1976-2009	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Eşbütünleşme Analizi ve VECM	Çalışmada reel döviz kuru değişimlerinin dış ticaret dengesi üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Harvey (2013)	Filipinler ve 15 Ticaret Ortağı Ülke	1973-2011	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	ARDL Sınır Testi	Çalışmada Filipinler ve 15 ticaret ortağı arasında J eğrisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

C. Erdem HEPAKTAN

Akonji vd. (2013)	Nijerya	1980-2000	Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat	Eşbütünleşme Analizi ve Granger Nedensellik Analizi	Çalışmada reel döviz kurundan dış ticaret dengesine doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.
Shah ve Majeed (2014)	Pakistan	1980-2011	Reel Döviz Kuru, İthalat Fiyat Endeksi ve İhracat Fiyat Endeksi, Gelir, Para Arzı	ARDL Sınır Testi	Çalışmada dış ticaret dengesi ve diğer değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur.
Kemeç ve Kösekahyaoğlu (2015)	Türkiye	1997:1-2013:4	Reel Döviz Kuru, İthalat Fiyat Endeksi ve İhracat Fiyat Endeksi	Granger Nedensellik Analizi	Çalışmanın sonucunda J eğrisi hipotezinin Türkiye için geçerli olmadığına ulaşılmıştır.
Karameli kli (2016)	Türkiye	2003:1-2015:2 ve 2003:1-2015:10	Reel Döviz Kuru, İthalat Fiyat Endeksi ve İhracat Fiyat Endeksi GSYİH	ARDL Sınır Testi	Çalışmada üç aylık verilerle yapılan analizde ise, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır. Aylık veriler ile yapılan analizde ise, kısa dönemde simetrik uzun dönemde asimetrik bir ilişki söz konusudur.

Çalışmanın konusu ile ilgili literatür özetine bakıldığında, konuyla ilgili Türkiye için yapılmış çalışmalarda bir görüş birliğine varılamamıştır. Bazı çalışmalarda j eğrisi hipotezi geçerli iken bazılarında geçersiz bulunmuştur. Yani literatürde, incelenen ülkede yapılan bir devalüasyonun zaman içerisinde ödemeler bilançosunu iyileştirebileceği yönündeki beklenti her zaman için karşılaşılabilecek bir durumu ortaya koymayabileceği görülmektedir. Bu nedenle, J eğrisi hipotezi olarak tanımlanan durum her zaman için geçerli olmayabilir. Çalışmada da Türkiye’de J eğrisi hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

4. Metodoloji

4.1. Birim Kök Analizi

Serileri durağan hale getirmek için birim kök testleri uygulanmaktadır. Çünkü durağan olmayan serilerin kullanıldığı analizlerde sahte regresyon sorunu ortaya çıkabilir. Bu durumda

değişkenler arasında aslında hiç bir ilişki olmamasına rağmen, aralarında ilişki olduğu sonucuna ulaşılabilir. Zaman serisi analizlerinde bu sorunla karşılaşmamak için yapılması gereken öncelikle, modelde kullanılan değişkenlerin durağanlığının tespit edilmesidir (Gujarati, 2004:798).

Çalışmada geleneksel olarak kullanılan ADF ve PP testlerinin yanı sıra değişkenler arasındaki tahmin dönemindeki herhangi bir yapısal kırılmanın etkisinin belirlenmesi amacıyla Zivot-Andrews’ın (1992) yapısal kırılmalı birim kök testi kullanılmıştır. Perron (1989) kırılma durumunda birim kök tespiti uygulaması, kırılma yılının dışsal olarak belirlenmesine dayanır. Zivot ve Andrews (1992) bu yaklaşım yerine kırılmayı içsel olarak algılamaktadır. Zivot-Andrews birim kök testi aşağıdaki 3 modele dayalı olarak yapılmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992: 253-4):

Model A:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 DU(\phi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Model B:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT(\phi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Model C:

$$y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta_2 DT(\phi) + \theta_1 DU(\phi) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

Model A düzeyde, Model B eğimde, Model C ise hem eğimde hem de düzeyde görülen yapısal değişimi ifade etmektedir. $t=1,2,\dots,T$ zamanı, T_B kırılma zamanı olmak üzere, $\tau=T_B/T$ kırılma noktasını göstermektedir. DU , $t>T_B$ olması halinde 1, diğer durumlarda 0 değerini alan ve sabit terimdeki yapısal değişimi gösteren, DT ise $t>T_B$ iken $t-T_B$, aksi durumlarda sıfır değerini alan ve trend içerisinde meydana gelen yapısal değişimi gösteren gölge değişkenlerdir. Zivot-Andrews (1992) testinde rastlanan yapısal kırılmadaki içsellik, veri setine bağlı olarak açıklanmaktadır. Bunun için her olası kırılma tarihi için farklı bir gölge değişken kullanılarak, $t=2,\dots,(T-1)$ için EKK yöntemiyle $T-2$ sayıda regresyon oluşturulur ve y_{t-1} değişkeninin katsayısının en küçük t-istatistiğine sahip olduğu modeldeki tarih, uygun yapısal kırılma noktası olarak belirlenir. Uygun kırılma noktası seçildikten sonra hesaplanan t istatistiği, Zivot-Andrews (1992) yılı makalesinde yer alan kritik değerleriyle

karşılaştırılır. Bu t istatistiğinin ZA kritik değerinden mutlak değerce küçük olması halinde, yapısal kırılma olmadan serinin birim kök içerdiğini gösteren temel hipotez kabul edilir, aksi halde ise yapısal kırılmayla birlikte serinin durağan halde olduğunu ifade eden alternatif hipotez reddedilemez (Şentürk ve Akbaş, 2014:5820-5832).

Zivot ve Andrews'in 1992 yılında yaptıkları çalışmada kullanmış oldukları Zivot-Andrews (ZA) testi içsel olarak belirlenen tek kırılmayı dikkate almaktadır. Lumsdaine ve Papell ise (1997) yılında yapmış oldukları çalışmada, ZA testini çift kırılma sağlayacak şekilde oluşturmuşlardır. Ancak kırılma sayısının dışsallığı, kırılma sayısının artması halinde, kırılma tarihlerine sınır konması ile hataya neden olacaktır. Bu yüzden Kapetanios, Zivot-Andrews ile Lumsdaine ve Papell testlerini geliştirerek, kırılma sayısı ve kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği Kapetanios (2005) testini oluşturmuştur. Bu çalışmada Kapetanios (2005) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi tercih edilmiştir. Sabit ve trendde kırılmaya izin veren Model C aşağıdaki şekilde gösterilebilmektedir (Göğül,2016:88).

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \delta_i DT_{i,t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$DU_{i,t} = \begin{cases} 1 & t > T_{b,i} \\ 0 & t \leq T_{b,i} \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_{i,t} = \begin{cases} t - T_{b,i} & t > T_{b,i} \\ 0 & t \leq T_{b,i} \end{cases} \quad (5)$$

Burada DU , sabit terimde; DT ise, trendde oluşan yapısal kırılmayı gösteren kukla değişkenlerdir.

Testin temel hipotezi serinin birim kök içerdiği, alternatif hipotezi ise serinin m kırılmalı ancak durağan olduğudur. Bu test şu şekilde işlemektedir (Kapetanios, 2005: 127).

İlk olarak tüm örnek boyunca belirli bir kırılma sayısına ulaşabilmek için tek bir kırılma aranır. Testin temel hipotezine ait t-istatistiklerine ulaşılır.

Kalıntı kareler toplamı (KKT) minimum olan modele ait yapısal kırılma tarihi belirlenir.

Elde edilen ilk kırılma tarihi modele eklenir. Daha sonra ise ikinci yapısal kırılma tarihi aranır. $\alpha=1$ koşulu için t-istatistiğine ulaşılır. Minimum KKT bulunarak kırılma tarihi belirlenir ve m kırılma sayısına ulaşıncaya kadar bu işlemler denenmektedir.

4.2. Eşbütünleşme Testi

Yapısal kırılmalı zaman serilerinde Gregory ve Hansen (1996), geleneksel eşbütünleşme testlerinde uzun dönemli ilişkiyi araştırırken hatalı sonuçlar ile karşılaşılabileceğini belirtmişlerdir. Bu yüzden, tek yapısal kırılmaya izin veren Gregory ve Hansen, eşbütünleşme testini geliştirmişlerdir. Carrion-i-Silvestre ile Sanso (2006) ve Westerlund ile Edgerton (2006) tarafından literatüre katkı sağlayan eşbütünleşme testleri, serilerde tek yapısal kırılma açısından değerlendirilen eşbütünleşme testleridir. Hatemi-J eşbütünleşme testi (2008), Gregory-Hansen eşbütünleşme testinin, iki yapısal kırılmanın varlığına izin veren bir şekilde genişletilmesi ile elde edilmiştir. Maki (2012) ise, serilerde ikiden fazla yapısal kırılmanın varlığında, yapısal kırılma zamanlarının içsel belirlendiğini belirterek, yapısal kırılma sayısının maksimum beş olmasını sağlayan eşbütünleşme testini oluşturmuştur. Maki eşbütünleşme testi ile serilerde ikiden fazla yapısal kırılmaya izin vermesi, bu testin Hatemi-J eşbütünleşme testinden daha üstün olduğunu ifade etmektedir (Maki, 2012, 2011).

Maki eşbütünleşme testinde aşağıda yer alan dört farklı model temel alınmaktadır:

Model 0: Sabit terimde kırılmaya izin verilen trendsiz model

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \beta x_t + e_t \quad (6)$$

Model 1: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin verilen trendsiz model

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i D_{i,t} + e_t \quad (7)$$

Model 2: Sabit terimde ve eğimde kırılmaya izin verilen trendli model

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \gamma_t + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i D_{i,t} + e_t \quad (8)$$

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmaya izin verilen model

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \gamma_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i D_{i,t} + e_t \quad (9)$$

Denklemden yer alan $D_{i,t}$ kukla değişkeni temsil etmektedir. Eğer test istatistikleri kritik değerden büyükse $D_{i,t}=1$ değeri alırken

haricindeki diğer durumlarda $D_{i,t}=0$ değeri almaktadır. Denklemlerde yer alan γ sabit, β zaman trendi ve e_t hata terimini temsil etmektedir.

4.3. Nedensellik Analizi

Granger nedensellik testinde spesifik parametrelere, sıfır kısıtlamalarına yönelik bir ihtiyaç söz konusu olduğu için test istatistiği Wald veya χ^2 testi uygulanarak oluşturulmaktadır. Ancak VAR modellerin değişkenlerinin durağan halde bulunmamasının sonucu olarak F veya χ^2 dağılımları standart olmayan asimptotik özellikler gösterebilmektedir. Toda ve Yamamoto (1995) çalışmasında, VAR modelleri oluşturulurken serilerin durağanlığı ele alınmaksızın seviye değerlerinin kullanıldığı ve serilerin arasındaki uzun dönemli ilişkinin dikkate alınmadığı nedensellik analizini geliştirmişlerdir(Lütkepohl ve Kratzig, 2004:148). Toda-Yamamoto yönteminden yararlanılarak analiz yapılacak bir çalışmada, ilk önce VAR modeli için “uygun gecikme uzunluğu” (p) belirlenmektedir. Daha sonraki aşamada ise, tespit edilen gecikme uzunluğuna (p)’ye en yüksek bütünleşmeye sahip değişkenin “maksimum bütünleşme derecesi” (d_{max}) eklenmektedir. Gecikme uzunluğu (p), maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) olan bir VAR ($p+d_{max}$) modelinin tahmin edilmektedir (Toda ve Yamamoto, 1995: 230).

Toda-Yamamoto yaklaşımında tahmin edilen VAR (p+d) modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p+d} a_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^{p+d} a_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + e_{1t}$$

$$(10) X_t = b_0 + \sum_{i=1}^{p+d} b_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^p b_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + e_{2t}$$

(11)

İlk modelde temel hipotez, $H_0:\alpha_{2(i+d)}=0$ olarak belirtilir ve X değişkeninin, Y değişkeninin Granger nedeni olmadığını, alternatif hipotez ise $H_1:\alpha_{2(i+d)}\neq 0$ olup, X’in Y’nin Granger nedeni olduğunu gösterir. Bu hipotezler p serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk gösteren Wald testiyle sınanır. Benzer şekilde ikinci model için de analiz yapılır, burada eklenen ilave terimler (d_{max}) sınırlamaya dahil edilmemektedir (Yılancı ve Özcan, 2010:28).

5. Ekonometrik Analiz

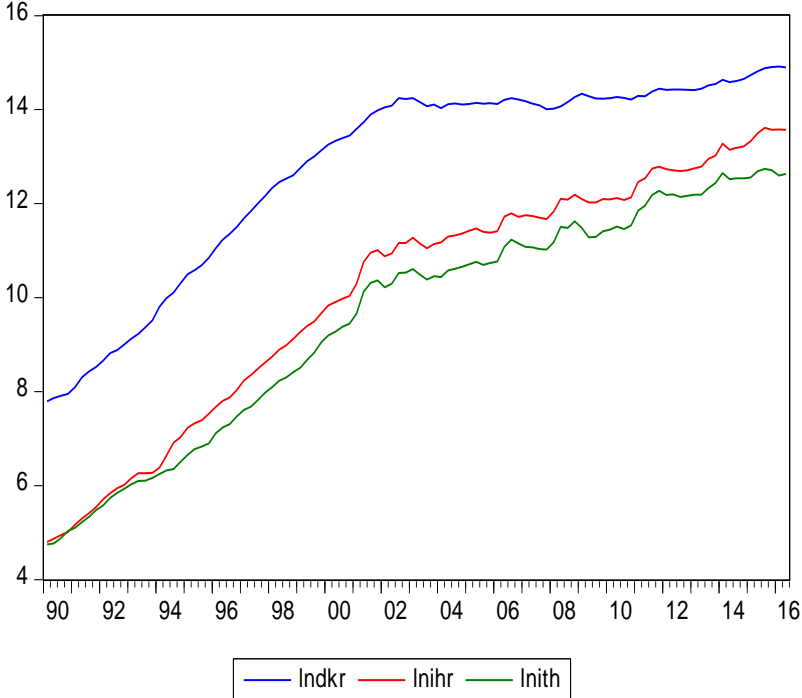
5.1. Çalışmanın Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada, Türkiye’de J eğrisi hipotezinin geçerliliğini test etmek amacıyla, 1990Q1-2016Q2 yılları arasında çeyrek yıllık veriler

kullanılarak, reel döviz kuru, ihracat fiyat endeksi ve ithalat fiyat endeksi arasındaki ilişkiler yapısal kırılma testleri aracılığı ile incelenmektedir. Çalışmada kullanılan verilerden reel döviz kuru, TCMB’nin internet sitesinden; ithalat fiyat endeksi ile ihracat fiyat endeksi verileri ise, TÜİK internet veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmadaki verilerin tamamı 1990 yılı baz alınarak reel hale getirilmiş ve tüm değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılmıştır. LNDKR, LNİHR ve LNİTH kısaltma ifadeleri sırasıyla reel döviz kuru, ihracat fiyat endeksi ve ithalat fiyat endeksi değişkenlerinin doğal logaritmalarının alınmış durumunu göstermektedir.

Reel efektif döviz kuru, ihracat fiyat endeksi ve ithalat fiyat endeksi değişkenleri mevsimsel özellik gösterdiğinden dolayı öncelikle bu sorunun ortadan kaldırılması gerekmektedir. Bu nedenle ilk adımda değişkenler Eviews 9 paket programında Tramo/Seats süreci işletilerek mevsimsellikten arındırılmıştır. Serilerin mevsimsellikten arındırıldıktan sonraki grafikleri, Eviews 9 programında elde edilerek Şekil 2’de gösterilmiştir.

Şekil 2. Modelde Yer Alan Serilerin Grafiği



1990Q₁-2016Q₂ arası çeyrek yıllık reel döviz kuru, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi değerlerini gösteren Şekil 1 incelendiğinde, reel döviz kuru serisinde 2002 yılının son çeyreğine kadar bir artış görülmektedir. 2002 yılı sonrasında döviz kuru serisi kırılmalı ve yataya yakın bir seyir izlemektedir. İhracat fiyat endeksi ise 2000 yılına kadar artış yönünde bir seyir izlerken, daha sonraki yıllarda, artan yönlü çeşitli dalgalanmalar görülmektedir. İthalat fiyat endeksi verileri incelendiğinde de artan yönlü ve kırılmalı bir yapı göze çarpmaktadır.

5.2. Birim Kök Testleri

Tablo 3, reel döviz kuru, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi değişkenlerine ait ADF ve PP birim kök testi sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 3. Birim Kök Testleri Sonuçları

Değişkenler		Augmented Dickey - Fuller Test İstatistiği		Phillips Peron Test İstatistiği	
		Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli
		t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği	t istatistiği
Düzye değerler	LNDKR	-1.01	-1.98	-1.03	-2.01
	LNİTH	-1.72	-2.37	-1.76	-2.38
	LNİHR	-1.71	-2.41	-1.7	-2.41
Birinci farklar	LNDKR	-10.07**	-10.06*	-9.97*	-9.91*
	LNİTH	-9.47*	-8.95*	-10.6*	-8.7*
	LNİHR	-10.5*	-10.1*	-9.39*	-9.92*
Kritik Değerler					
%1		-3.485	-4.035	-3.483	-4.033
%5		-2.885	-3.447	-2.884	-3.446

Not: ADF ve PP Testi kritik değerleri % 1 ve % 5 anlam düzeyindeki MacKinnon (1996) kritik değerlerini ifade etmektedir. * değerleri % 1 anlamlılık düzeyini, ** değerleri % 5 anlam düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 3’te yer alan ADF ve PP test istatistiği sonuçları, düzeyde ele alındığında değişkenlerin tablo değerleri %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu için serilerin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır. Yani seriler hem %1 hem de %5 anlam düzeylerinde durağan halde değildir. Birinci farkları alınan serilerin test sonuçları değerlendirildiğinde, ADF ve PP test istatistiği tablo değerleri %1 anlamlılık düzeyinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olduğu için “H₀: seriler birim kök içermektedir” hipotezi reddedilir, “H₁: seriler birim kök içermemektedir” hipotezi kabul edilir. Yani serilerin durağan olduğu kabul edilir.

Uygulamada yaygın olarak kullanılan ADF ve PP testleri serilerde kırılma ihtimalini dikkate almayan testlerdir. Bu nedenle çalışmada geleneksel birim kök testlerine ek olarak Zivot-Andrews (1992)’in tek yapısal kırılmaya izin veren birim kök testi ve beş tane yapısal kırılmaya izin veren Carrion-i-Silvestre vd. (2009)’un çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi gerçekleştirilmiştir. Tablo 4’te görülen test istatistiği kritik değerleri, Zivot-Andrews’in (1992) çalışmasından alınmıştır.

Tablo 4. Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	t ist Model A	Model A Kırılma Dönemi	t ist Model B	Model B Kırılma Dönemi	t ist Model C	Model C Kırılma Dönemi
LNDKR	-2.88	1994Q ₄	-3.97	2000Q ₁	-4.47	1999Q ₁
LNİTH	-2.33	1996Q ₄	-3.1	2001Q ₃	-4.73	2001Q ₁
LNİHR	-2.41	1996Q ₄	-3,24	2001Q ₄	-2,81	2001Q ₁
ΔLNDKR	- 10.4**	2005Q ₃	- 10.36**	2005Q ₂	- 10.9**	2005Q ₁
ΔLNİTH	-9.4**	2005Q ₄	-9.6**	2005Q ₂	- 8,61**	2005Q ₁
ΔLNİHR	- 10.4**	1998Q ₁	-9.79**	2005Q ₂	-9.7**	2005Q ₁
Kritik Değerler	Model A		Model B		Model C	
%1	-5,34		-4,80		-5,57	
%5	-4,93		-4,42		-5,08	

Tablodaki * değerleri % 1 anlamlılık düzeyini, ** değerleri % 5 anlam düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 4’te Model A serilerin sabitte kırılmayı, Model B trendde kırılmayı ve Model C ise sabit ve trendde kırılmayı

göstermektedir. Zivot-Andrews testi sonuçlarına göre; değişkenler, % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerinde durağan değildir, yani seriler birim kök içermektedir. Düzey değerlerinde durağan olmayan serilerin birinci farkları alındığında, t istatistikleri tablo değerlerinden mutlak değerce büyük olduğu için durağan hale geldiği görülmektedir. Bu sonuçlar ADF ve PP testlerinden farklı bir sonuç içermemektedir.

Kapetanios (2005) tarafından geliştirilen ve çoklu kırılmaya (5 kırılma) izin veren test sonuçları, sabitte ve trendde kırılmayı dikkate alarak Model C/S (rejim değişikliği) uygulanmıştır. Kapetanios birim kök testi sonuçlarına göre t istatistiğinin minimum olduğu değer, uygun kırılma sayısını vermektedir. Değişkenlerin durağanlıklarını test etmek için, Kapetanios (2005)'deki kritik değerlere bakılarak serilerin durağanlıklarına karar verilmektedir.

Kapetanios (2005) testinden elde edilen sonuçlar ve kritik değerler, Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. Kapetanios (2005) Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzey Değerler	Kritik Değerler			Kırılma Tarihleri
	τ -istatistiği	%1	%5	%10	
LNDKR	-3,28	-6,68	-7,006	-7,4	1994Q ₄ ;2001Q ₂ ;2008Q ₁
LNİTH	-2,65	-6,68	-7,006	-7,4	2000Q ₃ ;2002Q ₁ ;2007Q ₄
LNİHR	-3,11	-6,68	-7,006	-7,4	1998Q ₄ ;2001Q ₃ ;2008Q ₂
Δ LNDKR	-12,9**	-6,68	-7,006	-7,4	
Δ LNİTH	-8,01**	-6,68	-7,006	-7,4	
Δ LNİHR	-9,66**	-6,68	-7,006	-7,4	

Not: ** simgesi %5 anlamlılık düzeyinde, * simgesi ise %1 anlamlılık düzeyinde serilerin durağanlığını göstermektedir. Kritik değerler, Kapetanios (2005)'ten elde edilmiştir.

Hesaplanan test istatistikleri, kritik değerlerden büyük olduğu için 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 serilerin durağan hale geldikleri kabul edilir.

5.3. Eşbütünleşme Testi Bulguları

Yapısal kırılma altında serilerin birinci farkları alındığında serilerin durağan hale geldiğinin belirlenmesinden dolayı, değişkenler arasında yapısal kırılma altında uzun dönemli bir ilişkiyi tespit edebilmek için, Maki eşbütünleşme testi yapılmıştır. Tablo 6’da yer alan test istatistik değerleri, Maki (2012) çalışmasında yer alan tablo kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır.

Tablo 6. Maki Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Kritik Değerler %1	Kritik Değerler %5
Model 0	-4.92	1994Q ₁ ;2001Q ₄ ;2007Q ₃	-5.56	-5.083
Model 1	-5,11	1999Q ₃ ;2002Q ₁ ;2008Q ₂	-5,83	-5.373
Model 2	-5,4	2000Q ₂ ;2004Q ₃ ;2008Q ₁	-6,25	-5.73
Model 3	-5,98	1998Q ₃ ;2001Q ₁ ;2007Q ₄	-6,52	-7,0

Not: Kritik değerler Maki (2012)’de Tablo 1’e ait kritik değerlerdir.

H₀: Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme yoktur.

H₁: Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme vardır.

Analiz sonuçlarına göre bütün modeller için hesaplanan test istatistiği değerleri, mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük olduğundan seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme olmadığını ifade eden H₀ hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı görülmektedir. Seriler, uzun dönemde birlikte hareket etmemektedirler.

5.4. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Toda-Yamamoto (1995) yönteminde, ilk olarak VAR modeli için uygun gecikme uzunluğu (p) belirlenmektedir. Daha sonra k gecikmeye, en yüksek entegreye sahip değişkenin entegre seviyesi (d_{max}) ilave edilmektedir.

Tablo 7. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	- 213.3650	NA	0.013965	4.242451	4.319656	4.273714
1	435.4766	1246.794*	4.97e-08	-8.303462	- 7.994642	-8.178410
2	456.2208	38.64131	3.95e- 08*	- 8.533742*	- 7.993306*	- 8.314901*
3	461.2065	8.993817	4.28e-08	-8.455030	-7.682979	-8.142401
4	468.1904	12.18746	4.46e-08	-8.415497	-7.411831	-8.009079

* Kriter tarafından seçilen gecikme uzunluğunu gösterir.
 LR: sequentialmodified LR test statistic
 FPE: Final predictionerror
 AIC: Akaikeinformatiocriterion
 SC:
 Schwarzinformatiocriterion
 HQ: Hannan-Quinninformatiocriterion

Gecikme uzunluğu tespit edilirken VAR modelinden yararlanılmıştır. Modelde FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criterion - Akaike Bilgi Kriteri) SC (Schwarz Bilgi Kriteri) ve HQ (Hannan-Quinn Bilgi Kriteri) bilgi kriterlerinin önerdiği 2. gecikme uzunluğu benimsenmiştir.

Belirlenen optimum gecikme uzunluğuna göre tahmin edilen VAR modelinin istikrarlı olup olmadığı, aşağıdaki testler yardımıyla incelenebilmektedir.

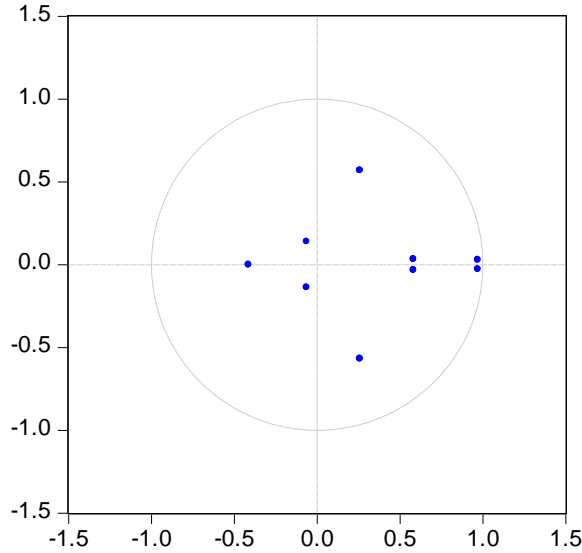
Tablo 8. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

Kök	Modulus
0.970963 - 0.028414i	0.971379
0.970963 + 0.028414i	0.971379
0.258292 - 0.567517i	0.623531
0.258292 + 0.567517i	0.623531
0.583338 - 0.032775i	0.584258

$0.583338 + 0.032775i$	0.584258
-0.412209	0.412209
$-0.061751 - 0.139278i$	0.152353
$-0.061751 + 0.139278i$	0.152353

Tablo 8’de yer alan polinomun ters köklerine bakıldığında, hepsi verilen aralıklar arasındadır. Bu durum, modelin durağanlık açısından bir sorun taşımadığını ifade eder ve AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri birim çember analizi yardımıyla da kontrol edilerek desteklenmiştir.

Şekil 3. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri



Şekil 3’te görüldüğü üzere AR Karakteristik Polinomunun Ters Köklerinin birim çemberin içerisinde yer alması ve çember dışında bulunmamasından dolayı kurulan VAR modeli istikrarlı bir yapı göstermektedir.

VAR modelinin yapısal anlamda bir sorun içerip içermediğini tespit edebilmek için Otokorelasyon- LM ve White Değişen Varyans testleri de uygulanmıştır. Otokorelasyon testine ilişkin sonuçlar Tablo 9’da yer almaktadır.

Tablo 9. Otokorelasyon-LM Testi Sonuçları

Gecikme	LM istatistiği	Olasılık
1	18.20195	0.3122
2	13.21923	0.6567
3	20.51628	0.1979
4	16.21184	0.4383
5	7.452164	0.9635
6	17.77556	0.3372
7	8.926756	0.9164
8	9.037968	0.9118
9	17.77478	0.3372
10	18.88549	0.2746
11	9.354570	0.8981
12	9.965925	0.8684

VAR modelindeki hata terimleri arasında otokorelasyon ile karşılaşmadığını doğrulamak için uygulanan LM testi sonuçlarına göre, ele alınan 12 gecikme düzeyinde de otokorelasyon bulunmamaktadır. Hata terimlerinin varyansının bütün örneklem için sabit olup olmadığını tespit edebilmek amacıyla yapılan White Değişen Varyans Testi sonuçları ise, Tablo 10'da gösterilmektedir.

Tablo 10. White Testi

Joint test:		
Ki Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık
75.88	52	0.191

Tablo 10'da görüldüğü üzere, ki-kare değeri tahmin edilen modelde %5 anlamlılık seviyesinde, değişen varyans sorunu olmadığını başka bir ifadeyle hata teriminin varyansının tüm gözlemler için aynı olduğunu ortaya koymaktadır.

5.5. Nedensellik Testi

Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığı tespit edildikten sonra çalışmanın bu bölümünde, reel döviz kuru, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönü analiz edilmektedir. Analiz işlemi Toda-Yamamoto yöntemine dayalı Granger nedensellik analizi sonuçları kullanılmaktadır. Elde edilen sonuçlar Tablo 11'de yer almaktadır.

Tablo 11. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Temel Hipotez	Gecikme Uzunluğu ($k=2$)+($d_{\max}=1$)	Ki Kare İstatistiği	Olasılık Değeri
LNDKR → LNİHR	3	0,92	0,6
LNDKR → LNİTH	3	1,13	0,5
LNİHR → LNDKR	3	2,77	0,02
LNİHR → LNİTH	3	0,6	0,7
LNİTH → LNİHR	3	2,66	0,02
LNİTH → LNDKR	3	0,57	0,03

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre, %5 anlamlılık düzeyinde reel döviz kuru değişimlerinden, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi değişkenlerine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Ancak, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksinden, reel döviz kuru değişimlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmaktadır. Ayrıca ithalat fiyat endeksinden, ihracat fiyat endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi de söz konusudur.

6. Sonuç

Devalüasyon yapıldıktan sonra dış ticaret bilançosunun zaman içerisinde gösterdiği tepkiyi veren J eğrisi hipotezine göre, dış ticaret bilançosu önce bir miktar daha bozulmakta yaklaşık bir yıl geçtikten sonra olumluya dönmektedir. Ancak bu durumun Türkiye ekonomisinin yaşadığı 1994 ve 2001 devalüasyonlarında geçerli olmadığı görülmektedir. J eğrisi, Marshall-Lerner koşulu olarak bilinen esneklik durumlarına bağlı bir durumdur. Çünkü devalüasyon gerçekleştikten sonra üreticilerin de tüketicilerin de bu duruma uyum sağlamaları zaman almaktadır. Bu nedenle uzun dönem esneklikleri önem kazanmaktadır. Ayrıca J eğrisi açısından overshooting olarak tanımlanan, esnek kurun uzun dönemli denge hedefini aşma sorunu ile de karşılaşılabilir. Bir ülkenin gerçekleştirdiği devalüasyon neticesinde, devalüasyonun başarısını

etkileyecek olan temel durum, söz konusu ülkenin ihrac ve ithal mallarının uzun dönem esneklik değerlerinin yüksek olmasıdır. Ancak bu durumda, J eğrisi hipotezinin geçerliliği başarılı olacaktır. Türkiye ekonomisi, yaşadığı 1994 ve 2001 yıllarındaki devalüasyon sonrasında dış ticaret bilançosu düzeleceği yerde daha da kötüye gitmiştir. Bunun altında yatan temel noktalardan bir tanesi Türkiye'nin ihracatının ithalata bağımlılığının yüksek olması durumudur. Türkiye enerji açısından ithalatta bağımlı bir durumdadır ve toplam ithalatımız içerisinde enerji ve girdi ürünleri ithalatı, yüzde yetmişler düzeyinde azımsanamayacak derecede ciddi bir orana ulaşmıştır. İhracat açısından da ürün çeşitliliğinin sağlanamaması ve teknoloji yoğun ürün ihracatının yapılamaması önemli eksiklikleri oluşturmaktadır. Yani ihrac mallarımızın yurtdışı talep esnekliğinin ve ithal mallarımızın yurtiçi talep esnekliğinin düşük olması, gerçekleşen devalüasyon dönemleri sonrasında dış ticaret bilançosunun iyileşmek yerine daha kötüye gittiğini göstermektedir. Yani Türkiye ekonomisinde bu nedenle, J eğrisi hipotezi geçerli değildir.

Bu çalışmada Türkiye'nin 1990:1-2016:2 dönemindeki reel döviz kuru değişimleri, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi arasındaki ilişki yapısal kırılmalı eş bütünleşme ve nedensellik ilişkisi ile analiz edilmiştir. Çalışmada serilerin birinci farklarında durağan hale geldiği tespit edilmiş ve seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek amacı ile Maki eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Eş bütünleşme analizi sonucunda reel döviz kuru, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmadığı görülmüştür. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi, Toda Yamamoto nedensellik analizi yardımıyla incelenmiştir. Analiz sonucunda, ithalat fiyat endeksi ve ihracat fiyat endeksinden, reel döviz kuru değişimlerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca ithalat fiyat endeksinden, ihracat fiyat endeksine doğru da tek yönlü bir nedensellik ilişkisi söz konusudur.

Yapılan ekonometrik analiz sonuçları değerlendirildiğinde, çalışmada Türkiye için J eğrisi hipotezinin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Çünkü seriler arasında uzun önemli bir ilişki bulunamamıştır. Eşbütünleşme çıkmadığı için uzun ve kısa dönem analizlerine bakılamamıştır. J eğrisinin geçerli olması için, kısa dönemde döviz kurunda gerçekleştirilecek devalüasyonun ihracatı negatif yönde ve yüksek oranda etkilemesi gereklidir. Ayrıca ithalatı

etkileme oranının da yüksek olması gerekmektedir. Uzun dönemde ise ihracatın reel döviz kurundaki devalüasyon sonucunda artması gerekmektedir. Çalışmada elde edilen sonuçlar bahsedilen sonuçlardan farklı yöndedir. Bu durum, dış ticaretin dengesini etkilemenin veya ihracatı artırmanın sadece kur ayarlamaları ile yapılamayacağını göstermektedir. Bu bağlamda olası dış ticaret açığının giderilmesi için devalüasyon uygulaması dışında kalan para ve maliye politikaları uygulanabilir.

KAYNAKÇA

- AKONJI, Danmola Rasaq, WAKILI, Abba Mohammed ve SAKIRU, Oladipo Kolapo (2013), Dynamics of the Trade Balance: An empirical investigation of Nigerian J-Curve Hypothesis IOSR Journal Of Humanities And Social Science, Cilt 7, Sayı 4, ss. 51-57.
- AKTAŞ, Cengiz (2010), Türkiye’de Reel Döviz Kuru ile İhracat ve İthalat Arasındaki İlişkinin VAR Tekniğiyle Analizi, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 6(11), ss. 123-140.
- AY, Ahmet ve ÖZŞAHİN, Şerife (2007), Türkiye Ekonomisinde Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* Cilt: 26, Sayı 1, ss. 1-23.
- BAL, Harun ve DEMİRAL, Mehmet (2012), Reel Döviz Kuru ve Ticaret Dengesi: Türkiye’nin Almanya ile Ticareti Örneği (2002.01-2012.09). *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2), ss. 45-64.
- BARIŞIK, Salih ve DEMİRCİOĞLU, Elmas (2006), Exchange Rate Regime, Convertibility, Ex-port-Import Relation in Turkey (1980-2001). *Zonguldak Karaehnas University Journal of Social Sciences*, 2(3), ss. 71-84.
- DASH, Aruna Kumar ve NARASİMHAN, V. (2011), Exchange Rate Pass-Through: How Much Do Exchange Rate Changes Affect The Prices Of Indian Exports and Imports, *South Asia Economic Journal*, 12(1), ss. 1-23.
- DUASA, Jarita (2009), Exchange rate shock on Malaysian prices of imports and exports: an empirical analysis. *Journal of Economic cooperation and Development*, 30(3), ss. 99-114.

- GOMEZ, F. A. R. ve PAZ, L. S. (2005), "Can Real Exchange Rate Devaluation Improve The Trade Balance? The 1990-1998 Brazilian Case," *Applied Economics Letters*, 12/9, ss. 525-528.
- GREGORY, Allan W. ve HANSEN Bruce E. (1996), "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1): 99-126.
- GUJARATI, Domadar (2004), *Basic Econometrics*, Fourth Edition, McGraw Hill Companies, New York.
- HAMEED, Abid ve Shehla KANWAL (2009), Existence of a J-curve - The case of Pakistan. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 30(2), ss. 75-98.
- HARVEY Hanafiah (2013), Exchange rate sensitivity in the Philippines: Does the J-curve exist *Asian Journal of Business and Management Sciences* Cilt:2 Sayı:10, ss. 51-61.
- JAMİLOV, Rustam (2011), J-Curve Dynamics and the Marshall-Lerner Condition: Evidence From Azerbaijan, MPRA Paper, 39272.
- KAPETANİOS, George (2005), Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*. Vol: 26. No: 1. 123-133
- KARAMELİKLİ, Hüseyin (2016), "Türkiye'nin Dış Ticaret Dengesinde J-Eğrisi Etkisi." *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi* Cilt:5, Sayı:3, ss. 389-402.
- KÖSEKAHYAOĞLU, Levent ve KEMEÇ, Abidin (2015), "J Eğrisi Analizi ve Türkiye Üzerine Bir Uygulama." *Uluslararası İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi* Cilt:1, Sayı:2, ss. 1-29.
- LAL, Anıl K. ve LOWİNGER, Thomas C. (2002), Nominal Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment In South Asia Countries. *Journal Of Asian Economics*, 13(3), ss. 371-383.
- LÜTKEPOHL, Helmut ve KRATZİG, Markus (2004), *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- MAKİ, Daiki (2012), Tests for Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- MEİ, Geoi Tan, MUN, Wai.Har ve LİNG, Yuen Ng. (2008), Real exchange rate and trade balance relationship: An empirical study on Malaysia. *International Journal of Business and Management*, 3(8), ss. 130-137.

- NARAYAN, Paresh Kumar (2004), New Zealand’s Trade Balance: Evidence of The J Curve and Granger Causality. *Applied Economics Letters*, 11(6): ss. 351-354.
- ONAFOWORA, Olugbenga, (2003), “Exchange Rate And Trade Balance İn East Asia: İs There A J Curve?”, *Economics Bulletin*, Vol.5, No:18, ss. 1-13.
- GÖĞÜL, Karatay Pelin, (2016), “Türkiye’de Mali Sürdürülebilirliğin Yapısal Değişimler Çerçevesinde Analizi (2002-2015)”, *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, Yıl: 4, Cilt: 4, Sayı: 2, ss. 87-107
- PETROVIĆ, Pavle ve MİRJANA Gligoric, (2010), “Exchange Rate and Trade Balance: Jcurve Effect.” *Panoeconomicus* 1, ss. 23-41.
- RAO, Bhaskara ve KUMAR Saten (2007), “Structural Breaks, Demand for Money and Monetary Policy in Fiji”, *Pacific Economic Bulletin*, Vol: 22, No: 2, ss. 53-62.
- SHAH, Anwar ve MAJEED, Muhammad. Tariq (2014), “Real Exchange Rate and Trade Balance in Pakistan: An ARDL Co-integration Approach,” MPRA Paper 57674, University Library of Munich, Germany.
- SİVRİ Uğur ve USTA, Can (2001), “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki,” *Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 19/4, ss. 1-9.
- SWEIDAN, Osama D. (2013), The Effect of Exchange Rate on Exports and Imports: The Case of Jordan, *The International Trade Journal*, 27(2), ss. 156-172.
- ŞENTÜRK, Yusuf Ekrem ve AKBAŞ, Mehmet (2014), “İşsizlik-Enflasyon ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Karşılıklı İlişkinin Değerlendirilmesi: Türkiye Örneği” *Journal of Yasar University*, 9(34), ss. 5820-5832.
- TODA, Hiro Y. ve YAMAMOTO, Taku (1995), Statistical İnferences in Vector Autoregressions with Possibly İntegrated Processes, *Journal of Econometrics*, Volume:66, ss. 225-50.
- VERGİL, Hasan ve ERDOĞAN, Serdar (2009), Döviz Kuru-Ticaret Dengesi İlişkisi: Türkiye Örneği *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt 5, Sayı 9, 2009, ss. 35-57.
- YARDIMCIOĞLU, Fatih ve BEŞEL Furkan (2013), “İşsizlik-Petrol Fiyatları İlişkisi: Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye Örneği (1980-2012).” *Electronic Turkish Studies* Cilt: 8. Sayı:8, ss. 2197-2211.

-
- YILANCI, Veli ve ÖZCAN, Burcu (2010), "Yapısal Kırımlar Altında Türkiye için Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi", C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 11(1), ss. 21-33.
- YILMAZ, Ömer ve KAYA, Vedat (2007), İhracat, ithalat ve reel döviz kuru ilişkisi: Türkiye için bir VAR modeli. *İktisat İşletme ve Finans*, 22(250), ss. 69-84.
- ZENGİN, Ahmet (2001), Reel Döviz Kuru Hareketleri Ve Dış Ticaret Fiyatları (Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bulgular), Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt 2, Sayı 2, ss. 27-42.
- ZİVOT, Eric ve ANDREWS, Donald (1992), Further evidence of great crash, the oil price shock and unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), ss. 251-270.