

Reel Efektif Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hacmi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği

Özet

Reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasındaki ilişki son yıllarda tartışılan önemli konulardan biridir. Bu çalışmada Türkiye'nin dış ticaret hacmi ile reel efektif döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmaya çalışılmış, 1997:1-2014:12 dönemi için yapılan ampirik çalışmada sırasıyla; logaritması alınan seriler mevsimsel etkilerden arındırıldıktan sonra ADF, Phillips-Perron ve KPSS birim kök testleri uygulanarak, seriler durağan hale getirilmiştir. Granger nedensellik analizi yapıldıktan sonra Koentegrasyon (eşbütünleşme) analizi uygulanarak, dış ticaret hacmi ve reel efektif döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Aynı zamanda reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya konulmuştur. Daha sonra uzun dönem eşbütünleşme ve kısa dönem hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda elde edilen sonuçlara göre reel efektif döviz kurundan dış ticaret hacmine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu, ancak dış ticaret hacminden reel efektif döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: *Reel Efektif Döviz Kuru, Dış Ticaret Hacmi, Nedensellik Analizi, Eşbütünleşme Analizi*

Causality Between Real Effective Exchange Rate and Foreign Trade Volume : The Case of Turkey

Abstract

The relationship between foreign trade and real exchange rate has been discussed in recent years. The purpose of this study is to assess the casual relationship between real exchange rate and foreign trade volume. In our empirical study performed using monthly data from January 1997 to December 2014, first, the logarithms of the series are clarified deseasonalised and then they have been tested with the ADF, Phillips-Perron and KPSS unit root tests. Granger causality analysis has been made and using the cointegration analysis, the relationship between foreign trade volume and real exchange rate has been examined. Then the long-run and short-run error correction model was estimated. According to the result of analyses, a casual relationship has been found from real exchange to foreign trade volume however it has been determined that there is no casual relationship from foreign trade volume to real exchange rate.

Keywords: *Real Effective Exchange Rate, Foreign Trade Volume, Casuality, Cointegration*

Osman DEĞER¹
Mesut DEMİR²

¹ Araş. Gör., Süleyman Demirel Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, osmandeger@sdu.edu.tr

² Araş. Gör., Ardahan Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, mesutdemir@ardahan.edu.tr

1. GİRİŞ

Son yıllarda -özellikle- gelişmekte olan ülkelerde sermaye hareketliliği ivme kazanmıştır. Küreselleşmenin etkisi ile beraber oluşan bu sermaye hareketliliğinden kaynaklanan ticaret hacmi büyük boyutlara ulaşmış ve ülkelerin ekonomik göstergelerinde önemli yer tutmaya başlamıştır. Gelişmekte olan ülkeler açısından dış ticaret hacminde meydana gelen bu artışlar ekonominin her kesiminde olduğu gibi bu alanda da bir denge oluşturma çabasını beraberinde getirmiştir. Dengenin sağlanması adına dış ticaret üzerinde etkili olduğu düşünülen faktörler daha dikkatli bir şekilde incelenmeye başlanmıştır. Bu faktörlerden biri de çalışmamızın konusunu oluşturan reel döviz kurudur.

Döviz kuru dış ticaretin en önemli belirleyicilerinden birisidir. Reel efektif döviz kurunda ortaya çıkan değişiklikler ülkelerin dış ticaret hacimlerinde değişiklikler meydana getirmektedir. Reel efektif döviz kurunda meydana gelen bir düşüş yabancı mal ve hizmetleri yerli para cinsinden ucuzlatarak ithalatı artırmaktadır. Tersine bir durum söz konusu olduğunda yani reel efektif döviz kuru artış gösterdiğinde yerli mal ve hizmetler ucuzlayacak ve ihracat artacaktır. Belirli bir ülke açısından bakıldığında reel efektif döviz kuru ile ithalat arasında negatif, ihracat arasında ise pozitif bir ilişkinin varlığından söz edilebilir.

Türkiye’de 1980’li yıllara kadar yerli paranın ülke dışındaki değerinin Merkez Bankası tarafından belirli bir kurla yabancı para değerlerine karşı sabitlenmesi olan sabit döviz kuru sistemi uygulanmıştır. Bu sistemde yerli paranın değer kaybetmesi durumunda Merkez Bankası devalüasyon yaparak müdahalede bulunmaktaydı. 1980 yılından sonra döviz kurunun değerinin piyasada belirlendiği ancak Merkez Bankasının sürekli müdahalede bulunduğu döviz kuruna geçilmiştir. 2001 yılında meydana gelen ekonomik kriz öncesinde Türkiye bant içinde dalgalanma sistemi uygulanmıştır. Genel anlamda bant içinde dalgalanma sistemi; belirlenen aralık içinde döviz kurunun serbest olarak dalgalanması olarak tanımlanabilir. 2001 krizi ile bu sistem çöküntüye uğramış kriz sonrası dalgalı kur sistemi uygulanmaya başlanmıştır (Eğilmez, 2012).

Döviz kuru sisteminde yapılan değişiklikler ve döviz kurunun dış ticaret üzerindeki etkisi, bu konu

üzerinde gerek teorik gerekse ampirik bir çok çalışmanın yapılmasına neden olmuştur. Özellikle döviz kuru ile dış ticaret arasındaki ilişkinin olup olmadığını tespit eden ve bu ilişkinin yönünü ve etkilerini belirleyen ampirik çalışmalar önem teşkil etmektedir. Bu anlamda çalışmada serileri durağan hale getirmek için ADF, Phillips-Perron ve KPSS birim kök testleri ile seriler durağan hale getirilmiş durağan hale getirilen serilere Granger nedensellik analiz ve Koentegrasyon (eşbütünleşme) analizi uygulanmıştır.

2. TEORİK ÇERÇEVE

Reel efektif döviz kuru bir birim yabancı paranın bir birim yerli para karşılığındaki değerine denilmektedir. Bilinen en açık tanımıyla döviz, yabancı ülke parasına verilen isimdir. Ayrıca kapsamlı tanımına göre döviz, ülkelerin dış ödemelerinde kullanılacak her türlü araca verilen isimdir.

Nominal efektif döviz kuru belirli kriterler alınarak seçilen çift taraflı nominal kurların uygun yöntemlerle alınan ortalaması iken bu çalışmada kullanılacak reel efektif döviz kuru ise ülkeler arasında fiyat ve maliyet farklılıklarının reform edilmiş halidir. Reel efektif döviz; kuru nominal efektif döviz kuru üzerinde TÜFE, ÜFE ve iş gücü maliyeti olmak üzere üç araç kullanılarak düzeltilmektedir. TCMB TÜFE esaslı reel efektif döviz kurunu esas almaktadır. Bu nedenle en çok dikkate alınan reel efektif döviz kuru da TÜFE esaslı reel efektif döviz kurudur. Reel efektif döviz kuru aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Eğilmez, 2012)

$$REER = \prod_{i=1}^N \left[\frac{PTur}{Pi*eiTur} \right]^{wi}$$

Döviz kurunda meydana gelen bir artış sonucunda yabancı para biriminin yerli para birimi karşısında değer kazandığı, yerli paranın değer kaybettiği görülmektedir. Aynı şekilde döviz kurunda ortaya çıkan bir azalma sonucunda ulusal para birimi yabancı para birimi karşısında değer kazanmaktadır (Ordu, 2013:5).

1980 yılına kadar dışa kapalı ve ithal ikameci bir ekonomi politikası izleyen Türkiye 24 Ocak 1980’de almış olduğu kararlar ile dışa açık bir ekonomi politikası ve ihracata dönük bir ekonomi politikası izlemeye başlamıştır. Bu dönemden sonra yerli piyasaya yabancı ürünlerin girmesi ve

dış ticaretin artmasıyla 1989 yılında liberal ekonomi politikaları izlenmeye başlanmış ve alınan 32 sayılı karar ile ülke içinde döviz alım-satımı ve yabancı sermaye hareketleri serbest hale gelmiştir (Göçer ve Elmas, 2013:140). 1980 yılında ithal ikameci olarak belirlenen ekonomi politikası yerine ihracata dayalı dışa açık politikalar belirlendikten sonra serbest ekonomi politikaları kullanılmaya başlanmış, döviz kuru üzerinde bulunan kontroller kaldırılmış, reel ücretler bastırılmış, tarım politikalarına yapılan destekler azaltılmıştır (Sarı, 2007:28).

Yaşanan bu değişimler sonucunda dışa açık ekonomi politikalarını benimseyen Türkiye, dünyada yaşanan krizlere daha duyarlı hale gelmiştir. 2008 yılının 3. çeyreğinde yaşanan küresel bazlı kriz tüm dünyayı etkilediği gibi Türkiye'yi de etkisi altına almıştır. Krizden en fazla etkilenen Av-

rupa ülkeleri, Türkiye'nin durumunu daha fazla etkilemişlerdir. Çünkü ihracata dayalı ekonomik büyüme gerçekleştiren Türkiye en fazla ihracatını Avrupa ülkelerine gerçekleştirmektedir. Tüm dünyada yaşanan kriz sonrası dış ticaret hacimlerinde de gerileme yaşanmıştır. Dış ticaret hacimlerinde meydana gelen bu daralma döviz kurundan tamamen bağımsız değildir. Yaşanan kriz sonucunda parite hareketlerinde meydana gelen değişimler sonucunda Türk Lirası (TL) daha değerli hale gelmiştir. Ancak alınan tüm kararlara rağmen ihracatın en çok yapıldığı ürün olan ara malların ithalata dayalı olması, ihracatın ithalatı karşılama oranında düşüş meydana getirmiştir (Ordu,2013:53).

3) LİTERATÜR ÖZETİ

Yazarlar	Örneklem	Dönem	Yöntem	Bulgular
Diaz-Alejandro (1980)	Arjantin	1913-1976	Eşbütünleşme Analizi	Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiş, döviz kuru ile ticaret hacmi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Akhtar-Hilton (1984)	Almanya ve A.B.D.	1974:Q1-1981:Q4	En küçük kareler yöntemi	Reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasında negatif bir ilişki mevcuttur.
Rose- Yellen (1989)	A.B.D.	1960:Q1-1985:Q4	J eğrisi	Kısa ve uzun dönemde reel döviz kurunda meydana gelen değişmelerin istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi görülmemiştir.
Rose (1991)	OECD'ye üye 5 ülke	1974:01-1986:12	Marshall-Lerner	Reel döviz kurunda meydana gelen değişimin dış ticaret dengesinde bir etkisi olmadığı ortaya çıkmıştır.

Feenstra-Kendall (1991)	İngiltere-Japonya-Almanya	1975:Q1-1988:Q4	GARCH	Döviz kurundaki değişmeler ile dış ticaret arasında negatif bir ilişki tespit edilmiştir.
Hasan-Khan (1994)	Pakistan	1972-1991	En küçük kareler yöntemi	Devalüasyonun ihracat talebini arttırıcı, ithalat talebini ise azaltıcı bir etkisi görülmüştür.
Lin (1997)	A.B.D	1973:03-1994:09	Engle-Granger Nedensellik analizi-Koentegrasyon Analizi	Reel efektif döviz kuru ve dış ticaret hadleri arasında bir eşbütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Abeysinle-Yeok (1998)	Singapur	1980:Q1-1993:Q4	Koentegrasyon (eşbütünleşme) analizi	Devalüasyonun ihracat üzerindeki etkileri incelenmiş, değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
McKenzie (1998)	Avustralya	1969:Q1-1995:Q4	ARCH	Döviz kuru oynaklığının dış ticaret ile pozitif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.
Baldemir ve Gökalp (1999)	Türkiye	1980-1997	Granger Nedensellik-Eşbütünleşme analizi	Nominal döviz kuru ile dış ticaret hadleri arasında Granger Nedensellik olduğu ve aralarında negatif bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir.
Hook ve Boon (2000)	Malezya	1985:Q1-1997:Q4	VAR modeli	Hem reel hem nominal döviz kurunda meydana gelen değişmelerin ihracatı negatif etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Wilson ve Tat (2001)	A.B.D ve Singapur	1970:Q1-1996:Q4	Nedensellik analizi	Singapur ve A.B.D için karşılıklı dış ticaretlerinde reel döviz kurunun anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Zengin A (2001)	Türkiye	1994:Q1-2000:Q2	VAR modeli	Döviz kuru ile ithalat arasında bir nedensellik ilişkisi varken ihracata doğru nedensellik ilişkisinin olmadığı görülmüştür.
Hsing (2004)	Japonya-Kore-Tayvan	1980-2001	VECM Modeli	Geleneksel J eğrisinin etkisi sadece Japonya için görülürken Kore ve Tayvan için bir etki bulunamamıştır.
Gül E.ve Ekinçi A. (2006)	Türkiye	1990:01-2006:08	Granger Nedensellik	Reel döviz kurları ile ihracat ve ithalat arasında koentegrasyon ilişkisi vardır. İhracat ve ithalattan reel döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik vardır.
Ay A. ve Özşahin Ş. (2007)	Türkiye	1995:01-2007:06	Nedensellik, Etki Tepki Analizi	İhracat ve ithalatın açıklayıcılarından en önemlisinin reel döviz kuru olduğu açıklanmıştır.
Alptekin V. (2009)	Türkiye	1992:01-2009:01	Granger Nedensellik, Etki Tepki ve Varyans ayrıştırma analizi	Dış ticaret dengesinde reel döviz kurunun önemli bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Tarı R. ve Yıldırım Ç. (2009)	Türkiye	1989:Q1-2007:Q3	Johansen eşbütünleşme-Hata düzeltme modeli	Uzun dönemde döviz kuru belirsizliğinin Türkiye’de ihracata negatif etkisi varken kısa dönemde bu etki ortadan kalkmaktadır.

Vergil H. ve Erdođan S. (2009)	Türkiye	1989:Q1-2005:Q4	Marshall-Lerner, J Eğrisi, Almon Modeli	Marshall-Lerner koşulunun sağlandığı ve kısa dönemde J eğrisi etkisinin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Hephaktan E. Çınar S. Dünder Ö. (2011)	Türkiye	1982:01-2011:07	Johansen eşbütünleşme, Granger Nedensellik	Dış ticaret dengesinde döviz kurunun önemli bir etkisi bulunmamaktadır.
Karaçor Z. ve Gerçekler M. (2012)	Türkiye	2003:01-2010:12	Eşbütünleşme analizi, Nedensellik analizi, VAR modeli	Reel döviz kurundan dış ticarete doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken dış ticarettten reel döviz kuruna doğru sadece kısa dönemde bir ilişki tespit edilmiştir.
Tapşın G. ve Karabulut A. (2013)	Türkiye	1980-2011	Toda-Yamamoto Nedensellik analizi	İthalat değişkeninden ihracata doğru, reel döviz kurundan ithalata doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır.
Sarıođlu S. (2013)	Türkiye	2003:01-2011:12	ARDL yaklaşımı	Kimya, otomotiv, elektrik-elektronik ve demir-çelik sektörlerinin ihracatı üzerinde döviz kuru belirsizliği önemli bir etkiye sahip değildir.
Odongo K. ve Kalu O (2013)	Dokuz büyük Afrika ülkesi	1993-2009	Panel Varyans Ayırıştırma Tekniđi	Yerel paranın değer kaybetmesi kısa vadede ülkenin ödemeler dengesinde bir iyileşme olduğu görülmüştür.
Kızıldere C, Kabadayı B, Emsen Ö,S (2013)	Yükselen ekonomiler ve Türkiye	1994-2010	Panel veri analizi, hata düzeltme modeline dayalı eşbütünleşme	Yükselen ekonomilerde kur oynaklığının kısa dönemde ihracatı olumsuz etkilerken uzun dönemde olumlu etkilediđi ortaya çıkmıştır. İthalatta ise bir etki görülmemiştir.

4. AMPİRİK ANALİZ

4.1. Veri Seti

Türkiye'nin dış ticaret hacmi ile reel efektif döviz kurları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemek için, 1997:M1-2014:M12 dönemine ait ithalat, ih-

racat ve reel efektif döviz kuru serileri kullanılmıştır. Veriler Ekonomi Bakanlığı ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden temin edilmiştir. Kullanılan değişkenlere ait detaylı bilgiler Tablo 4.1.'de gösterilmiştir.

Tablo 4.1. Veriler

<i>Değişken</i>	<i>Elde Edilmesi</i>	<i>Kısaltması</i>	<i>Birimi</i>	<i>Kullanım Biçimi</i>
Türkiye'nin Dış Ticaret Hacmi	İhracat+İthalat	FTV	Milyon Dolar	Logaritmik
TUFE Reel Efektif Döviz Kuru	TUFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru	REER	2003=100	Logaritmik

Dış ticaret hacmi ve reel efektif döviz kuru serileri, hareketli ortalamalar (moving average) yöntemiyle mevsim etkilerinden arındırılmıştır. Serilerin grafikleri ek bölümünde verilmiştir.

4.2. Yöntem

Bu çalışmada önce serilerin durağanlığı; Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) yöntemleriyle incelenmiştir. Bu yöntemlerden ADF; genel kullanıma sahip olduğu için, PP; trend içeren serilerin durağanlığını test etmede daha güçlü olduğu için, KPSS; hipotezleri, ADF ve PP'nin tersi olup, ilk iki testin bir sağlaması durumunda olduğu için tercih edilmiştir. Seriler arasında nedensellik ilişkisinin varlığı, Granger nedensellik testiyle incelenmiştir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, iki aşamalı Engle-Granger yöntemiyle test edilmiştir.

4.3. Birim Kök Testi

4.3.1. ADF Birim Kök Testi

Ekonometrik analizlerde kullanılan zaman serileri durağan halde bulunmadıkları hallerde sahte regresyon sorunu karşımıza çıkmaktadır (Karaçor ve Gerçekler,2012:289-312). Serinin zaman içerisinde nasıl değiştiğini anlamlandırabilmek için bir önceki dönemde serilerin regresyonlarının belirlenmesi gerekmektedir (Tarı,2014:387). Elde edilen serilerin trendleri t, F ve Ki Kare değerlerinin tahmin etmede yetersiz olduğu için serilerin durağan hale getirilmesi serilerin tahmininde yardımcı olmaktadır

(Uzgören vd. 2007:250). Dickey-Fuller (1979) yapmış olduğu (DF) testinde ekonometrik analiz yapılacak zaman serilerinin her birinin birinci dereceden otoregresif olması gerektiğini bildirmiş, fakat seriler birinci dereceden yüksek otoregresif süreçte test edilmesi gerektiğinde DF testinin kullanılabileceğini bildirmiştir (Enders,1995). Yapılan ADF testi sonucunda bulunan ADF test istatistiği değerinin mutlak değer içindeki test sonucunda elde edilen kritik değerden daha küçük olması durumunda serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır. Bunun yanında eğer test istatistiği değeri kritik değerden büyük olursa serinin durağan hale geldiği görülmektedir (Barışık ve Demircioğlu,2006:74). Dickey-Fuller (1981) otokolerasyon bulunan hata terimlerinin saf rastsal olduğu varsayımıyla DF dağılımının geçersiz olması nedeniyle hata terimlerinin eşitliğin sağ tarafında bulunacağını ön gören genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) test istatistiği geliştirilmiştir. ADF testi şu modellerle gerçekleştirilmektedir:

$$\text{Yalın Model: } \Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4.1)$$

$$\text{Sabitli Model: } \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4.2)$$

Sabitli ve Trendli Model:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4.3)$$

Yapılan testlere göre ortaya çıkan istatistikler MacKinnon (1996) kritik değerleriyle karşılaştırılır ve serinin sıfır hipotezi ($H_0: \gamma=0$), alternatif hipoteze karşı ($H_1: \gamma \neq 0$) test edilir. Burada sıfır hi-

potezi serinin durağan olmadığını gösterirken alternatif hipotez serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Modelde ifade edilen, m ; gecikme uzunluğunu, Δ ; serilerin farkının alındığını göstermek-

tedir. Yapılan testte gecikme kriteri olarak Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır. Elde edilen test sonuçları tablo 4.2.'de gösterilmiştir.

Tablo 4.2.: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
$Ln REERSA$	-2.049727[14]	-4.004365	-3.432339	-3.139924
$\Delta Ln REERSA$	-5.638982[14]	-3.463067	-2.875825	-2.574462
$Ln FTVSA$	-2.150200[14]	-4.004365	-3.432339	-3.139924
$\Delta Ln FTVSA$	-4.406739[12]	-3.462737	-2.875680	-2.574385

Not: Düzey değerlerinde sabit terim ve trendli, birinci farkda ise, sabit terimli modeller kullanılmıştır. [] içindeki değerler; Akaike bilgi ölçütüne (Akaike Information Criterion: AIC) göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir; %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 4.2.'deki sonuçlara bakıldığında Reel Efektif Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hacmi serilerinin düzey değerinde I(0) durağan olmadığını birinci farkta I(1) durağan olduğu görülmektedir.

4.3.2. PP Birim Kök Testi

Trend içeren serilerin test edilmesinde kullanılan Phillips-Perron birim kök testi ADF testine göre daha güçlü olduğu kabul edilmektedir (Perron, 1990). PP birim kök testinde MA (Moving Average: Hareketli Ortalama) teste dahil edilmesi durağanlık testine trend eklenmesi testi daha güçlü hale getirmiştir (Perron, 1990). ADF testine göre hata terimlerinin bağımsız ve varyanslarının sabit olduğu varsayılmaktadır (Tarı, 2014:400). Phillips-Perron (1988) ADF testine göre belirlenen bu hata terimlerinin varsayımlarını geliştirmiş ve parametrik olmayan birim kök testi oluşturulmuştur. PP, Dickey-Fuller testindeki denklemlerde bulunan parametreye ait olan τ istatistiğinde paramet-

rik bulunmayan düzeltmeler yaparak içsel bağıntı sorunu çözüme ulaştırmıştır ve PP, Newey- West hata düzeltme modelini kullanarak otokolerasyon sorununu ortadan kaldırmıştır (Göçer ve Özdemir, 2012). Yapılacak birim kök testinde kullanılacak denklem aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \theta Y_{t-1} + \beta_1 \left(t - \frac{T}{2}\right) + u_t \quad (4.4)$$

Burada T; serinin gözlem sayısıdır.

Hipotezlerin değerlendirilmesi ADF testi ile aynıdır. Yani;

$H_0: \theta = 0$ ise seri durağan olmamaktadır

$H_1: \theta < 0$ ise seri durağandır.

Hipotezleri test etmek için yine MacKinnon (1996) kritik değerleri kullanılabilir. Yapılan PP testi sonuçları tablo 4.3.'te gösterilmiştir.

Tablo 4.3.: PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	PP Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
$Ln REERSA$	-4.001851*[5]	-4.001311	-3.430864	-3.139056
$Ln FTVSA$	-2.718877[5]	-4.001311	-3.430864	-3.139056
$\Delta Ln FTVSA$	-23.78458*[5]	-3.460884	-2.874868	-2.573951

Not: Düzey değerlerinde sabit terim ve trendli, birinci farkta ise, sabit terimli modeller kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler, Newey-West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş band genişliğini gösterir. *; %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 4.3.'teki sonuçlara bakıldığında REERSA'nın düzey değerinde I(0) durağan olduğu görülürken FTVSA'nın düzey değerinde durağan olmadığı, birinci farkı alındığında durağan hale geldiği yani I(1) olduğu görülmektedir.

4.3.3. KPSS Birim Kök Testi

Yapılan bu çalışmada kullanılan bir başka test yöntemi ise Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin'in (1992) beraber geliştirdikleri KPSS birim kök testidir. KPSS birim kök testinde kurulan hipotezler ADF testi için kurulan hipotezlere göre farklılık göstermektedir ve sıfır hipotezi ADF birim kök testinde serinin durağan olmadığını belirtirken KPSS testinde sıfır hipotezi serinin durağan olduğunu alternatif hipotez ise serinin birim kök olduğunu savunur (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 376). KPSS testi yapılırken seriler determinist trendlerden arındırılır ve seriler durağan hale gelirken Langrange Multiplier (LM) istatistiği kullanılır. KPSS testi aşağıdaki regresyon modelinden hareket eder:

$$y_t = \beta_t + r_t + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (4.6)$$

Yukarıda belirtilen denklemlere göre y_t gözlemlenmiş seri değerlerini ifade ederken, β_t deterministik trend değerlerini göstermektedir. Ayrıca hata teriminin ortalaması sıfır, varyansı sabittir yani $u_t \sim IID(0, \sigma_u^2)$ 'dur (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 377). Denklem göre durağanlık hipotezi u_t 'nin varsayanının sıfır olduğunu ($\sigma_u^2=0$) varsayar. Bir

diğer durumda ε_t 'nin durağan ve $\varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma_u^2)$ olduğudur. Bu açıklamalardan sonra kurulacak olan KPSS test hipotezleri şu şekilde açıklanır: Sıfır hipotezi zaman serisinin trend durağan olduğunu yani birim kök olmadığını bunun yanında alternatif hipotezin zaman serisinde trend durağan olmadığını yani birim kök olduğunu açıklayabiliriz. KPSS testinin denklemleri şu şekildedir:

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \text{ için} \quad (4.7)$$

LM testi şu şekilde hesaplanır:

$$\sum_{t=1}^T S_t^2 / S^2(\ell) \quad (4.8)$$

Burada, $S^2(\ell) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T \sum_{s=1}^{\ell} w(s, \ell) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$ olarak tanımlanır. $S^2(\ell)$ 'nin tutarlı bir tahminini $\ell \rightarrow \infty$ giderken $T \rightarrow \infty$ için $\ell = \sigma T^{1/2}$ oranıyla hesaplamak mümkündür.

$H_0: \sigma_u^2 = 0$ ise seri durağandır.

$H_1: \sigma_u^2 \neq 0$ ise seri durağan değildir.

KPSS birim kök testinin ana amacı serilerin trendlerinden arındırılarak birim kök testini gerçekleştirmekle birlikte birim kök hipotezinin farkı alınarak birim kök gücünün artırılmasını sağlamaktır (Sevüktekin ve Nargeleşkenler, 2010: 247). KPSS birim kök testi ADF ve PP testinin tersi olarak hesaplanmaktadır ve bir şekilde ADF ve PP testinin sağlaması olarak kullanılabilir. Elde edilen KPSS birim kök testi sonuçları tablo 4.4.'te gösterilmiştir.

Tablo 4.4.: KPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	KPSS Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
<i>Ln REERSA</i>	0.094406*[10]	0.216	0.146	0.119
<i>Ln FTVSA</i>	0.196479*[11]	0.216	0.146	0.119

Not: Düzey değerlerinde sabit terim ve trendli, birinci farkda ise, sabit terimli modeller kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler, Newey-West ölçütü kullanılarak tespit edilmiş band genişliğini gösterir. *: %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir.

Tablo 4.4.'teki sonuçlara bakıldığında REERSA ve FTVSA serisinin düzey değerinde durağan olduğu yani I(0) olduğu görülmektedir.

4.4. Granger Nedensellik

İktisadi değişkenler arasındaki ilişkinin yönü iktisat teorisi tarafından belirlenemediği durumlarda, değişkenler arasındaki etkileşimin varlığı ve

yönü, Granger (1969) testi ile belirlenebilmektedir. Bu testte değişkenler bağımlı-bağımsız olarak ayrılmamaktadır. Granger nedensellik testinde değişkenler arasındaki etkileşim eşanlı olarak analiz edilebilmektedir.

Granger nedensellik testi, şu modeller yardımıyla gerçekleştirilmektedir:

$$X_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + u_t \quad (4.9)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \theta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + u_t \quad (4.10)$$

Burada denklem 1'de X'in tahminine Y'nin gecikmeli (geçmiş) değerlerinin eklenmesi, X'in öngörü performansını artırıyor, Y, X'in bir nedenidir denir. Bunun anlamı; Y, X'i etkilemektedir demektir. Yoksa X'in kesin bir nedeni Y'dir demek değildir.

$H_0: \beta_i = 0$ yani Y değişkeninden X değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.

H_1 : X değişkeninden Y değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.

Test, denklem 1'deki β_i 'lerin grup halinde sıfıra eşit olup olmadığı incelenmektedir. β_i katsayıları, belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, Y'nin, X'in bir nedeni olduğu sonucuna varılmaktadır. Yani Y'den X'e doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilir.

Benzer şekilde denklem 2'de yer alan y_i 'ler belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, X, Y'nin bir nedenidir (nedenseldir, Granger nedenseldir) denir. Bu durumda X, Y'yi anlamlı düzeyde etkilemektedir. X'ten Y'ye bir nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilir. Bu durumda etkinin artırma yönünde mi yoksa azaltma yönünde mi olduğu belirlenmemektedir. Sadece etki var mı yok mu belirlenmektedir.

Her ikisi de (β_i, y_i) sıfırdan farklı ise ikisi de birbirini etkilemektedir. Bu durumda değişkenler arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğuna karar verilmektedir. İki parametrede sıfıra eşit olduğunda değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir.

Nedensellik analizi için bu çalışmada kullanılacak modeller aşağıdaki şekilde düzenlenmiştir:

$$FTV_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i FTV_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i REER_{t-i} + \vartheta_t \quad (4.11)$$

$$REER_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_i REER_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i FTV_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

Tarı'ya göre nedensellik kavramı ve analizinin aşamaları şu şekilde açıklanabilir (Tarı, 2014: 437-439).

Burada, test edilen hipotez, $\sum_{i=1}^m \beta_i = 0$ olup $REER_{t-1} \dots REER_{t-m}$ gecikmeli değişkenlerin ilişkide yeri olmadığı ve REER'den FTV'e doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı anlamına gelir. Alternatif hipotez ise $\sum_{i=1}^m b_i \neq 0$ olup REER'den FTV'e nedensellik olduğunu gösterir.

Kısıtlamalı ilişkilerde hata terimlerinin toplamının bulunması;

$\sum_{i=1}^m \beta_i REER_{t-i}$ terimi dışarıda bırakılarak geride kalan:

$$FTV_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i FTV_{t-i} + u_t \quad (4.13)$$

ilişkisi tahmin edilir ve hata terimleri katsayıları toplamı $\sum_{t=1}^n e_t^2$ olarak bulunur.

Kısıtlamasız ilişkilerde hata terimlerinin katsayılarının toplamı ;

$$FTV_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i FTV_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i REER_{t-i} + u_i \quad (4.14)$$

şeklinde olan hata terimleri kareleri toplamı; $\sum_{t=1}^n u_t^2$ olarak bulunur.

Test istatistiğinin hesaplanması için F değeri hesaplanması aşağıdaki gibidir.

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)} \quad (4.15)$$

Burada RSS_R ; kısıtlamalı ilişkideki hata terimleri kareleri toplamı, RSS_{UR} kısıtlamasız ilişkideki hata terimleri kareleri toplamıdır. m ; dışarıda bırakılan

gecikmeli değişken (kısıt) sayısı, n ; örnek hacmi ve k ; parametre sayısını gösterir.

Tablo değerlerinin bulunması; F tablosu üzerinden gösterilir.

Karşılaştırma ve karar aşaması. Bu aşamada hesaplanan F değeri tabloda bulunan F değerinden

küçük ise $REER$ 'den FTV 'e doğru nedensellik ilişkisi olmadığı hipotezi kabul edilir. Büyük ise hipotez reddedilerek, $REER$ 'den FTV 'e nedensellik ilişkisi vardır hipotezi kabul edilir.

Bu açıklamalar ışığında çalışmada Granger nedensellik testi yapılmış ve ortaya çıkan bulgular Tablo 4.5'de gösterilmiştir.

Tablo 4.5. Granger Nedensellik Testi

	F İstatistiği	Olasılık Değeri	Karar
REER \longrightarrow Dış Ticaret Hacmi	3.98161	0.0087	Reel Efektif Döviz Kurundan Dış Ticaret Hacmine doğru bir nedensellik ilişkisi vardır.
Dış Ticaret Hacmi \longrightarrow REER	1.90400	0.1301	Dış Ticaret Hacminden Reel Efektif Döviz Kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur.

Not: Optimum gecikme uzunluğu; FPE, AIC ve HQ kriterleri baz alınarak 3 olarak belirlenmiştir.

Yapılan Granger Nedensellik analizinin sonucunda reel efektif döviz kurundan dış ticaret hacmine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilirken dış ticaret hacminden reel efektif döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

4.5. Eşbütünleşme

Seriler durağan durumda bulunmadıklarında bu serileri durağan hale getirilmesini sağlamak için serilerin birinci, ikinci, üçüncü vd. farkları alınmalıdır. Fakat bu farkların alınması sonucunda sadece değişkenlerin geçmiş dönemlerde maruz kaldıkları ve kalıcı olan şok etkisini yok etmekle kalmayıp bununla birlikte bazı dönemler arasında, bu şokların yanında oluşabilecek uzun dönemli ilişkilerinde ortadan kalkmasını sağlayacaktır. Bu bağlamda durağan hale getirilmiş seriler arasında bulunacak olan bir regresyon uzun döneme ait olan bütün bilgilerin yok edilmesi sonucunda uzun dönem denge ilişkisini ortadan kaldıracaktır (Tarı, 2014: 415).

Bu durumda eşbütünleşme (cointegration) analizi iktisadi değişkenlerin serileri durağan olmasalar da bu serilerin doğrusal bir kombinasyona sahip olabileceklerini ve hatta bu durumun ekonometrik analiz olarak da belirlenebileceğini savunur. Bağımlı ve bağımsız değişken arasında eşbütünleşme olabilmesi için sadece dışsal olan şokların sitem içindeki değişkenlerin hepsini aynı anda etkilemesiyle mümkün olur. Yani aynı dereceden entegre olmuş iki seri, düzey değerlerinde bütünlük ilişkisi olabilmektedir. Bu durumda, iki değişkenin

bulunan değerleri anlamlı olacak ve bu değerlerin ilk farklarının alınmasıyla kaybolacak olan uzun dönem ilişkisi artık kaybolmayacaktır (Gujarati, 2006: 726). Kısaca iki serinin birbirlerine entegre olabilmesi için iki trendin birbirlerine uyumlu olması ve trendlerinden arındırılmış bir ilişkinin oluşturulmasını sağlar (Tarı, 2014: 415). Eşbütünleşme ilişkisini kullanmadaki en gelişmiş yöntemler Engle ve Granger (1987) Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990) ve Johansen (1995) yöntemleridir. Engle-Granger eşbütünleşme testi (Tarı, 2014: 416),

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t + u_t \quad (4.16)$$

Modeli kullanılarak yapılmaktadır. Bu regresyon tahmin edilerek u_t hata terimi bulunur ve buna ADF birim kök testi uygulanır. Elde edilen test istatistiği, Engle ve Granger (1987) tablo değeriyle karşılaştırılır. Hesaplanan test istatistikleri, mutlak değer olarak, tablodaki kritik değerlerden büyük olduğunda, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilmektedir. Karar verilirken;

Engle-Granger (1987:269) Tablo II'deki kritik değerler kullanılmaktadır.

H_0 : Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

H_1 : Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Bu çalışmada Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testi yapılmış ve elde edilen bulgular, Tablo 3.6'da sunulmuştur.

Tablo 4.6.EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

ADF_{hes}	$*ADF_{tab}$	$CRDW_{hes}$	$*CRDW_{tab}$	<i>Karar</i>
4.76	3.17	1.96	0.51	Var

Not: *Kritik tablo değerleri, Engle-Granger, 1987: 269 Tablo II'den alınmıştır.

%5 anlamlılık düzeyinde seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi vardır. Yani bu seriler uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler ve bu serilerin düzey değerleriyle yapılacak uzun dönem analiz, sahte regresyon problemi içermeyecektir.

4.6. Uzun Dönem Eşbütünlüşme Katsayılarının Tahmini

Yapılan analiz sonucunda seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisi elde edildiğinde artık bu seriler arasında uzun dönemde sahte regresyon probleminin olmayacağı görülecektir. Uzun dönem analizinde kullanılacak model aşağıdaki şekildedir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (4.17)$$

Bu model En Küçük Kareler (Ordinary Least Squares: OLS) ile tahmin edilebilmektedir. Özellikle aralarında eşbütünlüşme ilişkisi bulunan serilerin uzun dönem dinamiklerini tespit etmek için Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares: DOLS) veya Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (Fully Modified Ordinary Least Squares: FMOL) yöntemleri kullanılmaktadır.

Stock-Watson (1993), EKK (OLS) ile tahmin edilirken serilerdeki sapma ve içsellik sorunlarını ortadan kaldırmak için modele açıklayıcı olan değişkenlerin düzey değerlerinin yanı sıra farkları alındığında ortaya çıkan gecikmenin (lag) ve öncülerinin (lead) de eklenmesi gerektiğini ileri sürmüştür. Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yönteminin uygulanabilmesi için, seriler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisine bakmak gerekir ve seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Bağımlı değişkenin I(1) olması gerekirken bağımsız değişken I(1) ya da I(0) olabilmektedir. DOLS yöntemi ile tahmin yapılırken iki değişkenli bir regresyon modeli aşağıdaki şekilde kurulabilmektedir.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 X_t + \sum_{i=-q}^q \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.18)$$

Yukarıdaki denklemde q; optimum öncül ve gecikme değerlerini ifade etmektedir ve bu değer belirlenirken Akaike Bilgi Kriteri yardımıyla belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 4.7.'da verilmiştir.

Tablo 4.7. Uzun Dönem Eşbütünlüşme Katsayıları

	Katsayı	t- istatistiği	Olasılık Değeri
LnREER_SA	-3.75	-1.94	0.05*
K1	-3.70	-7.50	0.00
K2	0.91	1.49	0.13
C	27.77	3.04	0.00
$R^2 = 0.80$		$\bar{R}^2 = 0.62$	$SSR = 0.39$
$JB = 2.58(0.27)$			

Not: Optimum lag ve lead, Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak sırasıyla 14 ve 14 olarak belirlenmiştir. SSR; Sum Squared Residual (Hata Terimlerinin Kareleri Toplamı) olup, bu değer küçük olması, modelin başarısının bir göstergesi olarak kabul edilebilmektedir. JB; Jarque-Bera normallik testi olup, hata terimi serisinin normal dağılıma sahiplik derecesini incelemektedir. Parantez içindeki değer, JB testine ait olasılık değeri olup, bu değer 0.05'ten büyük olduğunda, hata terimleri serisinin normal dağılıma sahip olduğuna karar verilir ve t testi ve R^2 değerlerinin güvenilir olduğuna bir delil teşkil eder. Modelde değişen varyans ve otokorelasyon sorunları Newey-West yöntemiyle giderilmeye çalışılmıştır. * %10 anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Kukla değişkenler K1: 2001, K2:2008 yıllarını belirtmiştir.

Tablo 4.7.'daki sonuçlara göre ilgili dönemde REER'deki %1 oranında bir artışın, dış ticaret hacmini ortalama % 3.75 oranında azalttığı görülmüştür. 2001 yılında Türkiye'de meydana gelen kriz sonucunda dış ticaret hacmini olumsuz etkilediği, 2008 yılında yaşanan kriz sonucunda ise krizin dış ticaret hacminde olumlu yönde bir etkisinin olduğu görülmüştür.

4.7. Kısa Dönem Analizi: Hata Düzeltme Modeli

Değişkenlerin dinamik davranışları uzun dönemde birlikte hareket ederken bazı sapmalar gösterirler. Bu durum uzun dönemde eşbütünlük olan değişkenlerin üzerinde görülebilecek bir durumdur ve kısa dönemin belirleyicileri olmaktadır.

(Johnstan ve Dinardo,1997). Bu durumun sonucunda ortaya hata düzeltme modeli (error correction model) çıkar. Hata düzeltme modelinde genel olarak hata düzeltme teriminin katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması gerekmektedir. Bu durum genel olarak uzun dönemde eşbütünlük olarak birlikte hareket eden serilerde kısa dönemde de ortaya çıkan sapmaların yakınsadığı görülmektedir (Enders,1995:356). Kısa dönem analizi aşağıdaki model yardımıyla uygulanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_t + \varepsilon_t$$

Burada ECT_{t-1} ; hata düzeltme terimi olup, uzun dönem analizinden elde edilen hata terimi serisinin bir dönem gecikmesini ifade etmektedir.

Tablo 4.8. Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık Değeri
ECT_{t-1}	-0.025	-1.94	0.05
DLN_REERSA	0.27	1.81	0.07
Sabit Terim	-0.02	-1.69	0.09
K1	0.002	0.19	0.84
K2	-0.04	-1.57	0.11
@TREND	0.00	2.59	0.01
@TREND^2	-3.43	-2.49	0.01
$R^2 = 0.63$ $\bar{R}^2 = 0.01$ $SSR = 0.08$ $JB = 2.64(0.26)$			

Not: Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemiyle giderilmiştir. Kukla değişkenler K1: 2001, K2:2008 yıllarını belirtmiştir.

Tablodaki sonuçlara bakıldığında; hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların tekrar ortadan kalktığını ve serilerin uzun dönem denge değerine yakınsadığını ifade etmektedir. Bu durum yapılan uzun dönem analizinin güvenilirliğine de bir kanıt oluşturmaktadır. Hata düzeltme teriminin katsayısı aynı zamanda serilerin denge değerine yakınsama hızını da ifade etmekte olup; $\frac{1}{0,025} \cong 40$ olduğundan yaklaşık olarak 40 dönem sonra sapmalar ortadan kalkmaktadır. Reel efektif döviz kurunun katsayısına baktığımızda kısa dönemde %1 oranında bir artışın, dış ticaret hacmini ortalama % 3.75 oranında azalttığı görülmüştür. Hata teriminin katsayısının negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması sonucunda bu modelde hata düzeltme teriminin

çalıştığı görülmüştür. Yani uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler belli bir dönem sonra tekrar uzun dönemde denge değerlerine yakınsama göstermektedir.

SONUÇ

Yapılan bu çalışmada 1997-2014 yılları arasında aylık veriler kullanılarak reel efektif döviz kuru ile dış ticaret hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmaya çalışılmıştır. Ortaya çıkan bulgulara göre reel efektif döviz kurundan dış ticaret hacmine doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusu iken dış ticaret hacminden reel efektif döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi olmadığı ortaya çıkmıştır. Bu duruma göre reel efektif döviz kurunda meydana gelen değişimler dış ticaret hac-

mi üzerinde bir etkiye sahiptir. Ayrıca elde edilen bulgulara göre seriler arasında uzun dönem ilişkisi mevcuttur. REER’de %1 oranında bir artışın, dış ticaret hacmini ortalama % 3.75 oranında azalttığı görülmüştür.

Küreselleşen dünyada ekonomik gelişmelerden etkilenmemek kaçınılmaz bir hal almıştır. 2008 yılında meydana gelen küresel mali kriz sonrasında yaşanan ekonomik durgunluğun etkisinin 2010 yılında azaldığı görülmüştür. 2011 yılında dünya mal ithalat ve ihracatında önemli bir paya sahip olan Avrupa Birliği’nde çıkan ve özellikle Yunanistan ve İspanya gibi ülkeleri etkileyen sosyo-ekonomik kriz tüm dünyada yeniden meydana gelecek olan bir ekonomik kriz korkusuna neden olmuştur. Türkiye gibi gelişmekte olan ve özellikle ekonomik büyüme konusunda belirli bir denge sağlamış olan ülkeler için döviz kurlarında meydana gelen değişimler önem arz etmektedir. Döviz kurlarında meydana gelen artış ya da azalışlar dış ticaret ile döviz kuru arasında bir bağlantı olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak gelişmekte olan ve cari açık veren ülkelerin döviz kuru sistemlerini belirlerken dikkatli olmaları gerekmektedir. Eğer ülke ekonomisi dışa bağımlı bir sistem dahilinde gelişirse reel döviz kurlarında meydana gelen değişimlere karşı duyarlı bir hale gelecektir. Bu durum sonucunda ekonomik yapılar daha hassas bir konumda olacaktır.

Kaynakça

ABEYSINGHE, Tilak and YEOK Tan Lin; (1998); "Exchange Rate Appreciation and Export Competitiveness: The Case of Singapore", *Applied Economics*, Vol.30, No.1:51-55.

AKHTAR, M.Akbar and HILTON R. Spence; (1984), "Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade", *Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review*,9: 7 – 16.

ALPTEKİN, Volkan; (2009). "Türkiye’de Dış Ticaret-Reel Döviz Kuru İlişkisi: Vektör Otoregresyon (Var) Analizi Yardımıyla Sınanması", *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi Cilt 2 Sayı 2* ss.132-149.

AY, Ahmet ve ÖZŞAHİN Şerife; (2007). "J eğrisi hipotez testi: Türkiye ekonomisinde reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi", *Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt 26 Sayı 1* ss.1-23.

BALDEMİR, Ercan ve GÖKALP Faysal; (1999). "Türkiye’de Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hadleri İlişkinin Ekonometrik Analizi", *IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri*, 14-16 Mayıs, Antalya, ss.17-40.

BARIŞIK, Salih ve DEMİRCİOĞLU, Elmas; (2006). "Türkiye’de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilete, İhracat-İthalat İlişkisi (1980-2001)", *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi* 2(3) 71-84.

DİCKEY, D. Alan; (1981). "Histograms, Percentiles, and Moments", *American Statistician*, 35, 164-165.

DİCKEY, D.Alan and Fuller, W. Arthur; (1979). "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 2 (2), 111-120.

ENDERS, Walter; (1995). "Applied Econometric Time Series", *Birinci Baskı*, Wiley.

ENGLE, R.F. and GRANGER, W.J.; (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 107-123 and 251-276.

GÖÇER, İsmet. ve ELMAS, Bekir; (2013). "Geniştirilmiş Marshall-Lerner Koşulu Çerçevesinde Reel Döviz Kuru Değişimlerinin Türkiye’nin Dış Ticaret Performansına Etkileri: Çoklu Yapısal Kırımlı Zaman Serisi Analizi", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*. 7 (1). 137-157.

GÖÇER, İsmet. ve ÖZDEMİR, Abdullah; (2012). "2008 Küresel Krizinin Yayılma Süreci ve Etkileri: Seçilmiş Ülkeler İçin Ekonometrik Bir Analiz", *Afyon Kocatepe Üniversitesi*.

GREGORY, Aloisio, W. and HANSEN E. Burce; (1996). "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.

GÜL, Ekrem ve EKİNCİ, Aykut; (2006). "Türkiye’de Reel Döviz Kuru İle İhracat Ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1990-2006." *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Sayı 16* ss.165-189.

HASAN, M. Aynul and KHAN Ashfaq; (1994). "Impact of Devaluation on Pakistan’s External Trade: An Econometric Approach," *The Pakistan Development Review*, Vol.33, No.4:1205-1217.

HOOK, Law Siong and Tan Hui BOON; (2000). "Exchange Rate Volatility And Malaysian Export to its Major Trading Partners", *Working Paper*, 6. Universiti Putra Malaysia.

<http://www.mahfiegilmez.com/2012/10/kur-rejimleri-ve-turkiye-uygulamas.html>

<http://www.mahfiegilmez.com/2012/11/reel-efektif-doviz-kuru-endeksi-nedir.html>

JOHNSTON, Jack and DİNARDO, John; (1997). *Econometric Methods*, Fourth Edition, McGraw-Hill Companies, United States.

KARAÇOR, Zeynep ve GERÇEKER, Mustafa; (2012). "Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği(2003-2010)." *Selçuk Üniversitesi İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, Sayı 23* ss.289-312

KIZILDERE, Celal, KABADAYI, Burhan, EMSEN, Ömer Selçuk; (2013). "Dış Ticaretin Döviz Kuru Değişmelerine Duyarlılığı: Seçilmiş Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme." *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi Cilt 27 Sayı 3* ss.41-54.

KWÍATKOWSKÍ, Denis, PHÍLLÍPS, Peter C. B., SCHMIDT, Pe-

ter., SHİN, Yongcheol. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159-78.

KODONGO, Odongo and OJAH, Kalu; (2013). "Real Exchange Rates, Trade Balance And Capital Flows in Africa", *Journal of Economics and Business, Elsevier*, Vol. 66, 22-46.

MACKINNON, James. G; (1996). "Numerical Distribution Functions For Unit Root And Cointegration Tests." *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.

McKENZIE, D. Mihael; (1998). "The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows", *Journal of Economic Surveys*, 13(1):71 – 106.

LIN, Chi.A.; (1997). "The Trade Balance and The Real Exchange Rate: The U.S. Evidence From 1973:03-1994:09", *Applied Economics Letters*, Vol:4, 517-520.

ORDU, Ferdi; (2013). "Döviz Kuru Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneği." Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi Yayınlanmış Yüksek lisans tezi.

ÖZKAN, Fehime; (2003). "Denge Reel Kur Hesaplama Yöntemleri ve Reel Kur Dengesizliğinin Ölçülmesi: Türk Lirası Üzerine Bir Çalışma", TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü, Uzman Yeterlilik Tezi, Ankara.

PERRON, Pierre; (1990). "Testing For A Unit Root in A Time Series With A Changing Mean." *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153-62.

PHILLIPS, Peter.C.B, and PERRON, Pierre; (1988). "Testing For A Unit Root In Time Series Regressions." *Biometrika* 75, 335-346.

ROSE K. Andrew; (1991). "The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade", *Journal of International Economics*, Vol.30, No:3-4:298-320.

ROSE K. Andrew and YELLEN Janet. L.; (1989). "Is There a J-curve?," *Journal of International Economics*, Vol.24, No.1.

SARI, İlker; (2007). "Makroekonomik Değişkenlerin Dolarizasyon Sürecine Etkisi: Ampirik Bir Yaklaşım", TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü, Uzman Yeterlilik Tezi, Ankara.

SARIOĞLU, Eren,S.; (2013). "Reel Döviz Kuru Belirsizliğinin Türkiye'nin İhracatına Etkisi: Farklı Sektörler Üzerine Bir Analiz", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (13), ss. 77-92.

SEVÜKTEKİN Mustafa ve NARGELEÇEKENLER Mehmet; (2006). "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Ön raporlanması." Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Fakültesi Dergisi. 61 (4), 243-265.

STOCK, James, H. and WATSON Mark,W; (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61(4), 783-820.

TAPŞIN, Gülçin ve KARABULUT Tuğba; (2013). "Reel Döviz Kuru, İthalat ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği." *Akdeniz Üniversitesi İİBF Dergisi Sayı 26 ss.190-205.*

TARI, Recep ve YILDIRIM, Durmuş; (2009). "Döviz Kuru

Belirsizliğin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama." *Celal Bayar Üniversitesi İİBF Dergisi Cilt 16 Sayı 2 ss.95-105.*

TARI, Recep; (2014). "Ekonometri",10.Baskı, Umuttepe Yayınları, Kocaeli.

UZGÖREN, Nevin, CEYLAN, Gülçin ve UZGÖREN, Ergin; (2007). "Türkiye'de Kredi Kartı Kullanımını Etkileyen Faktörleri Belirlemeye Yönelik Bir Model Çalışması." *Celal Bayar Üniversitesi İ. İ. B. F. Yönetim ve Ekonomi*, 14 (2), 247 – 256.

WILSON, Peter and KAU Choon T.; (2001). "Exchange rate and the trade balance: The case of Singapore: 1970-1996", *Journal of Asian Economics*, 12.

VERGİL, Hasan ve ERDOĞAN, Serdar; (2009). "Döviz Kuru-Ticaret Dengesi İlişkisi: Türkiye Örneği (1989-2005)", *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt 5, Sayı:9, Zonguldak, ss.35-57.

ZENGİN, Ahmet; (2000). "Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dış Ticaret Fiyatları Türkiye Ekonomisi Üzerine Bulgular", *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 2(2):27- 41.