

TÜRKİYE’DE REEL DÖVİZ KURU VE DIŐ TİCARET İLİŐKİSİNİN VAR ANALİZİ İLE İNCELENMESİ

THE EXAMINATION OF THE REAL EXCHANGE RATE AND FOREIGN TRADE RELATIONSHIP IN TURKEY WITH VAR ANALYSIS

Öğr. Gör. Yunus AÇCI

Őırnak Üniversitesi, MYO,
Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Bölümü
yunusacci@gmail.com

Öz

Bu çalıřmada reel döviz kurlarıyla ithalat ve ihracat arasındaki iliřkiler, 1997:1-2014:11 dönemi için aylık veriler kullanılarak VAR analizi yardımıyla arařtırılmıřtır. Çalıřmada öncelikle Geniřletilmiş Dickey-Fuller (ADF, Augmented Dickey Fuller) ve Phillip-Perron (1988) tarafından geliřtirilen birim kök testleri kullanılarak serilerin durađanlıđı test edilmiřtir. Analizin devamında yapısal kırılmaları dikkate alan tek içsel kırılma için Zivot-Andrews (1992), birim kök testleri yapılmıř olup, birim kök testi sonuçlarına göre tüm serilerin birinci farklarında durađan oldukları görülmüřtür. Granger, Toda-Yamamoto (1995) ve Hacker-Hatemi (2008) bootstrapa dayalı Granger nedensellik testleri sonucunda reel döviz kurları ile ihracat ve ithalat deđiřkenleri arasında nedensellik iliřkisi bulunmuřtur.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, İhracat, İthalat, Zivot-Andrews.

Abstract

In this study, the relationship between export and import with the real exchange rates were investigated with the help of VAR analysis using monthly data for the period of 1997:1-2004:11 . In this study, Augmented Dickey-Fuller (ADF Augmented Dickey Fuller) and Phillip- Perron’s (1988) root tests were initially used to test the stability of the series. Afterwards, Zivot-Andrew’s (1992) root test which considers structural breaks for a single internal fracture was conducted and first differences were seen as stable for all series. Based on a bootstrapped Granger, Toda-Yamamoto (1995) and Hacker-Khatami (2008) of Granger’s causality test result shows that there is a casual relationship between export & import variables and real exchange rates.

Keywords: Real Exchange Rate, Export, Inport, Zivot-Andrews.

1. GİRİŐ

Geleneksel uluslararası ticaret literatürüne göre, ihracat ve ithal edilen mal ve hizmetlerin birbirlerine tam ikame olduđu varsayımı altında, dıř ticarete konu olan dinamikler, temelde görelide dıř ticaret fiyatları, reel döviz kuru ve yurtiçi ve yurtdıřı talep gelir kořulları tarafından belirlenmektedir (Özmen, 2014:8). Ulusal paranın reel olarak deđer kaybetmesi veya deđerlenmesi řeklinde meydana gelen reel döviz kuru deęiřimleri özellikle geliřmekte olan ülkelerin makroekonomik dengelerinde önemli ölçüde farklılıklara neden olmaktadır. (Aktař, 2010:124). Reel döviz kurunda meydana gelen bir artış bir bařka deyiřle ulusal paranın deđer kaybetmesi, yurt içerisinde üretilen malların, yurtdıřında üretilen mallara kıyasla görelide olarak ucuzlamasına neden olacak ve dolayısıyla ihracat miktarında artış söz konusu olacaktır. Reel döviz kurunda meydana gelen azalış ise tam tersi etki yaratacaktır. Bu nedenle reel döviz kuru ile dıř ticaret hadleri arasında ki iliřki ortaya koymak önem arz etmektedir.

Bu çalıřmanın amacı iktisadi politikaların oluřturulmasında oldukça öneme sahip olan reel döviz kuru ile dıř ticaret fiyatları arasındaki iliřkinin Türkiye’de Ocak 1997-2014 Kasım dönemi verileri kullanarak zaman serisi yöntemleri ile incelemektir. Çalıřmanın ilk bölümünde reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat fiyatları arasındaki iliřkiye yönelik literatüre yer verilmiř olup, daha sonra çalıřmada veri, metodoloji açıklanıp, ampirik analizler gerçekteřtirilmiřtir. Çalıřma, sonuç bölümü ile tamamlanmıřtır.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde reel döviz kurları ile ihracat ve ithalat fiyatları arasındaki iliřkiyi arařtıran çok sayıda çalıřma bulunmaktadır. Reel döviz kurları ile ihracat ve ithalat fiyat endeksleri arasındaki yansıma etkisinin Türkiye ekonomisi tarafından geçerliliğini inceleyen Zengin (2001), reel döviz kuru ve dıř ticaret fiyatları arasında güçlü bir iliřkinin olduđu sonucuna ulařmıřtır. Ancak kur hareketleri sonucu dıř ticarete sađlanan karlılıđın bir kısmının ya da tamamının kur hareketleri ile fiyatlar arasındaki önemli olan iliřkiler nedeniyle dıř piyasalar tarafından emildiđi ve bu durumun kur politikasını etkisiz hale getirdiđi çalıřmada vurgulanmaktadır

Gürbüz ve Çekerol (2002), uzun dönemde reel döviz kuru, ihracat ve ithalat fiyat endeksleri arasında iliřki olmadıđı sonucuna ulařmıřtır. Bu sonuç neticesinde yazarlar; döviz kurunun dıř ticaret haddini deęiřtirmede etkin bir politika olmadıđını öne sürmektedirler.

In ve Menon (1996), koentegrasyon ve nedensellik testleri yardımıyla yedi OECD ülkesinde reel döviz kuru ve dıř ticaret fiyatları arasındaki iliřkiyi analiz etmiřlerdir. Yazarlar çalıřmanın sonucunda, döviz kurları ile dıř ticaret hadleri arasında nedensellik iliřkisi olduđunu ortaya koymuřlardır.

Terzi ve Zengin (1999), döviz kuru ile ihracat ve ithalata arasındaki iliřkiyi sektörel alt kalemler itibariyle incelemiřlerdir. Yazarlar çalıřmalarında 1989: Ocak ile 1996 Aralık dönemi ve VAR analizini kullanmıřlardır. Çalıřma

neticesinde yazarlar döviz kurunun dıř ticaret dengesini saęlamada ve ithalatı etkilemede etkin bir araç olarak kullanılamayacağı sonucuna ulařmıřlardır.

Cięerlioęlu (2007), çalıřmasında reel döviz kurunun dıř ticaret dengesini saęlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağını ve ithalatın kısılmasına yönelik tedbirlerin ihracatı da olumsuz yönde etkileyeceğini öne sürmektedir.

Aktař (2010), çalıřmasında reel döviz kurlarıyla ihracat ve ithalat arasındaki iliřkileri 1989-2008 dönemi için üç aylık veriler kullanarak VAR analizi yardımıyla arařtırmıřtır. Çalıřmanın sonucunda, reel kurdaki herhangi bir deęiřmenin dıř ticaret dengesi üzerinde herhangi bir deęiřme yaratmadığı ve reel döviz kurunun dıř ticaret dengesini saęlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağı sonucuna ulařmıřtır.

Atılgan (2011), reel döviz kurunun dıř ticaret dengesi üzerindeki etkisini ölçmek amacıyla, 1992-2010 dönemi üç aylık veriler ve ARDL sınır testi yaklaşımını kullanarak yaptıęı çalıřmasında reel döviz kurunun dıř ticaret dengesine direkt olarak etki etmedięi sonucuna ulařılmıřtır. Ancak finans ve sermaye hesabında meydana gelen deęiřiklikler sonucunda reel döviz kurunun dıř ticaret dengesi üzerinde bir etkiye sahip olacağı vurgulanmıřtır.

3. VERİ VE METODOLOJİ

Türkiye’de Ocak 1997-2014 Kasım dönemini kapsayan veriler kullanılarak, reel efektif döviz kuru ile ihracat ve ithalat fiyatları arasındaki iliřkiyi belirlemek amacıyla incelemede bulunulmuřtur. Bu çalıřmada reel efektif döviz kuru, Bank for International Settlements (BIS), ihracat ve ithalat birim deęer endeksleri Türkiye İstatistik Kurumundan (TÜİK), elde edilmiřtir. Deęiřkenlerin doęal logaritması alınmıř ve Tramo-Seats yöntemine göre mevsimsellikten arındırılmıřtır.

Tablo 1: Kullanılan Veriler ve Kaynakları

Kullanılan Deęiřkenler	Kaynak	Dönem	Kısaltma
Reel Efektif Döviz Kuru	BIS	1997-2014	REER
İhracat Birim Deęer Endeksi	TÜİK	1997-2014	IHRTL
İthalat Birim Deęer Endeksi	TÜİK	1997-2014	ITHTL

Hata terimi ε_t ’nin otokorelasyonlu olması durumunda ADF test sınaması denklemleri řu şekilde yazılabilir.(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007:321).

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{r=1}^f \delta r \Delta Y_{t-r} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{r=1}^f \delta r \Delta Y_{t-r} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{r=1}^f \delta r \Delta Y_{t-r} + \varepsilon_t \quad (3)$$

1 nolu regresyon sabit terimsiz ve trendsiz modeli, 2 nolu regresyon sabit terimli ve trendsiz modeli ve son olarak 3 nolu regresyon ise sabit terimli ve trendli modeli göstermektedir. ADF test istatistiğinde Dickey-Fuller τ istatistikleri için kullanılan kritik deęerler ile aynı hipotezler kullanılmaktadır. Öyle ki; τ istatistięinin mutlak deęeri, MacKinnon kritik deęerinden büyükse seri duraęan, buna karřın τ istatistięinin mutlak deęeri MacKinnon kritik deęerinden küçükse seri birim kök içermektedir. Böyle bir durumda, seriye birinci mertebeden fark alma iřlemi uygulanıp serinin ikinci birim kökü sorgulanmaktadır.

Dickey-Fuller testi, řokların istatistiksek olarak baęımsız ve sabit varyansa sahip olduęu varsayımına dayanmaktadır. Yani řoklar arasında korelasyon olmadıęı ve $\varepsilon_t \square IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ varsayılmaktadır.(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007:363). Phillips-Perron bu varsayımları göz ardı eden ve serisel korelasyonu önlemek amacıyla parametrik olmayan alternatif birim kök testi geliřtirmişlerdir (Phillips ve Perron, 1988:335).

Hata teriminin temiz dizi olmadıęını öne süren, hataların zayıf baęımlı ve heterojen bir yapıya sahip olabileceęini ileri süren Phillips-Perron testi řu testi temel almaktadır (Phillips ve Perron, 1988:341).

$$Z_{\bar{\varphi}} = T(\bar{\varphi} - 1) - \frac{1}{2}(\bar{\sigma}_{T\ell}^2 - \bar{\sigma}^2) \left[T^{-2} \sum_2^T y_{t-1}^2 \right]^{-1} \quad (4)$$

$$Z(t_{\bar{\varphi}}) = (\bar{\sigma} / \bar{\sigma}_\varepsilon) t_{\bar{\varphi}} - \frac{1}{2}(\bar{\sigma}_{T\ell}^2 - \bar{\sigma}^2) \left[(T^{-2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} \right]^{-1} \quad (5)$$

Augmented (Geniřletilmiş) Dickey-Fuller ve Dickey-Fuller gibi geleneksel birim kök testlerinde yařanan en önemli sorun söz konusu testlerin yapısal kırılma durumlarını dikkate almamalarıdır. Veride var olan yapısal kırılma, serinin duraęan olmayan yapıda görünmesine ve test sonuçlarının hatalı çıkmasına neden olmaktadır. Perron(1989), bu sorunun çözümünün ise modelde dıřsal bir yapısal kırılma belirleyip, verinin birim kök testine tabi tutulması olduęunu savunmuřtur. Ancak bu çözüm önerisi, Zivot-Andrews tarafından

eleřtirilmiřtir. Bunun nedeni ise bu çözümin birim kök hipotezinin ařırı reddine neden olacađıdır. Zivot ve Andrews (1992), bu üç modeli temsil etmek amacıyla ařađıdaki eřitlikleri kullanmaktadır (Özata ve Esen, 2010:62).

Model A;

$$Y_t = \mu + \beta_t + \omega Y_{t-1} + \theta_1 DU(\delta) + \sum_{f=1}^k e_i \Delta Y_{t-f} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Model B;

$$Y_t = \mu + \beta_t + \omega Y_{t-1} + \theta_2 DT(\delta) + \sum_{f=1}^k e_i \Delta Y_{t-f} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Model C;

$$Y_t = \mu + \beta_t + \omega Y_{t-1} + \theta_1 DU(\delta) + \theta_2 DT(\delta) + \sum_{f=1}^k e_i \Delta Y_{t-f} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Zivot-Andrews (1992) testinin iřleyiř mantıđı řu řekilde özetlenebilir. Seride ki her nokta potansiyel bir kırılma noktası olarak görölüp, her nokta için ayrı regresyon süreci gerçekteřtirilir. Bu kırılma noktalarından, tek taraflı t-istatistiđini minimize eden nokta kırılma noktası olarak kabul edilir. Zivot ve Andrews (1992), serinin bařlangıç ve bitiř noktalarının analize dâhil edilmemesi gerekliliđini ortaya koymuřtur. Zivot ve Andrews' e (1992) göre bu noktaların analize dâhil edilmesi t-istatistiđinin asimptotik dađılımının sonsuza yönelmesine neden olmaktadır (Aksu, 2014:393).

VAR modeli Sims tarafından geliřtirilmiřtir. Bu model de deđiřkenin iřsel ve dıřsal ayırımına son verilerek, bütün deđiřkenlerin iřsel olduđu kabul edilmiřtir yani model de her deđiřkenin bir diđer deđiřkeni etkileyebileceđi kendisinde diđer deđiřkenlerden etkilenebileceđi savunulmuřtur (Sims, 1980). VAR modelini, modele katılan tüm deđiřkenlerin kendi ve diđer deđiřkenlerin gecikmeli deđerleri üzerinde tanımladıđı basit çok boyutlu zaman serisi öngörü modeli olarak tanımlamak mümkündür (Tarı, 2006:434). VAR modellerindeki temel amaç; deđiřkenler arasındaki tek yönlü iliřkiyi tespit etmeye ilaveten, deđiřkenler arasındaki ileri ve geri bađlantıları gösterebilmektir (Akıncı, Akıncı ve Yılmaz, 2004:8).

Y ve Z gibi iki deęiřkenden oluřan basit bir VAR modeli, denklem 9 ve 10. de gsterilmektedir.

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12i} Z_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$Z_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22i} Z_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

Toda-Yamamoto (1995), VAR modelinde bulunan gecikme sayısına, serilerin bütnleřme derecelerini ekleyerek χ^2 daęılımına sahip Wald testi uygulamaktadır. Bylece Toda-Yamamoto nedensellik analizinde deęiřkenlerin dzey deęerlerinde standart VAR modeli oluřturarak serilerin eřbütnleřme derecelerinin belirlerken oluřan sorunları ortadan kaldırmaktadır. (Zapata, Rambaldi, 1997:289, Duasa, 2007:87).

Toda-Yamamoto (1995) testinde kullanılan VAR modelleri Denklem 11. ve 12. de gsterilmektedir.

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \delta_{1j} Z_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \lambda_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$Z_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \delta_{2j} Z_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{\max}} \lambda_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

VAR ($k+d_{\max}$) modelinde k , gecikme uzunluęunu ifade etmekte ve d_{\max} ise maksimum entegrasyon derecesini ifade etmektedir.

Toda ve Yamamoto (1995), tarafından geliřtirilen nedensellik testine dayanan bootstrap Granger nedensellik testi, Hacker ve Hatemi-J (2006) tarafından geliřtirilmiřtir. Bu testte Toda-Yamamoto (1995) testinde olduęu gibi denklem 3.28. deki VAR modeli tahmin edilir.

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_p Y_{t-p} + \dots + A_{p+d} Y_{t-(p+d)} + \varepsilon_t \quad (3.28.)$$

Burada Y_t , v , ε_t n boyutlu vektrler olup, v sabit vektrn, Y_t aıklayıcı deęiřken vektrn, ε_t hata terimi vektrn, A ise, n x n boyutlu parametre matrisini temsil etmektedir. Denklemde p gecikme uzunluęunu, d ise

değişkenlerin maksimum entegrasyon derecesini göstermektedir (Hacker ve Hatemi-J, 2006:1490).

4. AMPİRİK SONUÇLAR

Öncelikle Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF, Augmented Dickey Fuller) ve Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen birim kök testleri kullanılarak serilerin durağanlığı test edilecektir. Analizin devamında yapısal kırılmaları dikkate alan tek içsel kırılma için Zivot-Andrews (1992), birim kök testleri yapılacaktır. Analiz kapsamında ele alınan serilerin durağanlık seviyelerine göre Sims (1989) tarafından geliştirilen Vektör otoregresyon (VAR) modeli kurulacak ve Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik testi yapılacaktır. Daha sonra ekonometri literatüründeki gelişmelere bağlı olarak Toda-Yamamoto (1995) ve Hacker-Hatemi (2008) bootstrapa dayalı Granger nedensellik testi yapılacaktır.

Tablo 2: Değişkenlere ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Maksimum	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
REER	4.423	4.659	0.133	-0.599	2.586	14.420 (0.000)
İHRTL	4.106	5.084	0.849	-1.211	3.379	53.887 (0.000)
İHTTL	4.05	5.081	0.915	-1.193	3.324	870.862 (0.000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

Tanımlayıcı istatistiklere göre oynaklığın göstergesi olan standart sapma değeri ithalat ve daha sonra ihracat birim endekslerinde en yüksek, reel döviz kurunda ise en düşüktür. Ayrıca değişkenlerin olasılık dağılımdaki asimetriyi gösteren çarpıklık katsayısı⁸ dikkate alındığında değişkenlerin tamamı sola çarpık bulunmuştur. Dağılım eğrisinin kuyruk dağılımını gösteren basıklık katsayısına⁹ göre reel döviz kuru hariç diğer bütün değişkenler dik bulunmuştur. Boş hipotezinde normal dağılımın olduğu Jarque-Bera (JB) testine göre olasılık değerleri göz önüne alınırsa serilerin normal dağılmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

⁸ Ortalamaya göre üçüncü derece moment çarpıklık için $S = \alpha_3 = \begin{cases} <0 & \text{için sola çarpık} \\ =0 & \text{için simetrik} \\ >0 & \text{için sağa çarpık} \end{cases}$

⁹ Ortalamaya göre dördüncü moment basıklık için $K = \alpha_4 = \begin{cases} <3 & \text{için basık} \\ =3 & \text{için normal} \\ >3 & \text{için dik} \end{cases}$

Tablo 3: ADF (1981) ve PP (1988) Doğrusal Birim Kök Testi Sonuçları

		ADF	PP
<i>Düzye</i>	Değişkenler		
	REER	-3.244(1) [0.018]**	-2.875 (5) [0.049]**
	İHRTL	-4.452 (2) [0.000]***	-4.907 (1) [0.000]***
<i>Sabit</i>	İHTTL	-4.191 (2) [0.000]***	-4.348 (2) [0.000]***
	REER	-4.279 (1) [0.004]***	-3.539 (3) [0.037]**
<i>Sabit+Trend</i>	İHRTL	-2.282 (3) [0.167]	-2.946 (1) [0.150]
	İHTTL	-2.573 (2) [0.298]	-2.427 (2) [0.364]
<i>Birinci Farklar</i>			
	REER	-10.085 (1) [0.000]***	-9.443 (11) [0.000]***
<i>Sabit</i>	İHRTL	-6.172 (2) [0.000]***	-9.534 (2) [0.000]***
	İHTTL	-9.073 (1) [0.000]***	-9.312 (2) [0.000]***
<i>Sabit+Trend</i>	REER	-10.086 (1) [0.000]***	-9.421 (11) [0.000]***
	İHRTL	-6.902 (2) [0.000]***	-10.148 (3) [0.000]***
	İHTTL	-9.872 (1) [0.000]***	-9.869 (3) [0.000]***

Notlar: *, ** ve *** değerleri sırasıyla %10, %5 ve %1 anlam seviyelerinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir. Parantez içindeki değerler Schwarz bilgi kriterine göre optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

ADF testi için parantez içindeki değerler SIC kriterine göre seçilen gecikme uzunluklarını ve gecikme uzunluklarının sıfır olması durumunda Dickey-Fuller test sonuçlarını göstermektedir. ADF testi için %5 güven aralığında Mac Kinnon(1996) kritik değerleri sabit terimsiz model için -1.9439, sabit terimli model için -2.889, sabit terim ve trendli model için -3.458'tür.

PP testi için parantez içindeki değerler Newey-West tahmincisine göre seçilen Barlett_kernel çekirdeğini göstermektedir.

Serilerin durağanlığı için y_t serisinin tahmin edilen τ (tau) istatistik değerinin MacKinnon (1996) tablo değerinden mutlak değer içinde büyük olması ($|\tau_h| > \tau_t$) gerekmektedir. Bununla birlikte eğer olasılık değerleri; %1 (0.01), %5 (0.05) ve %10 (0,1) anlam seviyesinden küçükse değişkende birim kökün varlığını gösteren sıfır hipotezi reddedilir. Bütün değişkenler hem ADF hem de PP birim kök testlerinde sabit terimin yer aldığı modelde düzey değerlerinde

durađan çıkmaktadır. Ancak sabit terim ve trendin yer aldıđı modelde ihracat ve ithalat birim deđer endekslerinin birim kök içerdıđi görölmektedir. Birinci farkını aldıđımızda bütün deđiřkenlerin %1 anlam seviyesinde durađan oldukları görölmektedir.

Tablo 4: Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi Sonuçları

Deđiřkenler	Model A		Model C	
	Min T-stat	Kırılma	Min T-stat	Kırılma
REER	-4.4627	Mart 2003 (2)	-4.6816	Haziran 2006 (6)
İHRTL	-4.1579	Aralık 2000 (4)	-8.2253	Ocak 2001 (3)
İTHTL	-3.7974	Aralık 2000 (3)	-8.2306	Mart 2001 (6)

Not: Parantez içindeki deđerler Akaike Bilgi Kriteri tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir. Modeller için Zivot ve Andrews (1992)'den alınan kritik deđerler Model A'da %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.34 ve -4.80. Model C'de %1 ve %5 anlam seviyeleri için sırasıyla -5.57 ve -5.08'dir.

Hesaplanan Min T istatistik deđerinin mutlak deđer olarak Zivot-Andrews (1992) çalıřmasında yer alan kritik deđerinden büyük olması durumunda yapısal kırılma olmadan birim kökün varlıđını gösteren temel hipotez reddedilmektedir. Eđer Min T istatistiđinin Zivot-Andrews (1992) kritik deđerinden mutlak deđer olarak küçük olması durumunda trend fonksiyonunda ortaya çıkan tek yapısal kırılmayla deđerkenin trend durađan olduđunu gösteren alternatif hipotez reddedilir. Buna göre Model A'da bütün deđerkenler için mutlak deđer içerisinde kritik deđerler, hesaplanan test istatistiklerinden büyük olduđu için anlamlı bir kırılma tarihi bulunamamıřtır. Bununla birlikte Model C'de reel döviz kuru hariç diđer bütün deđerkenlerde yapısal kırılma gözlemlenmiřtir.

Deđerkenlerde bulunan birim kökler ayrıřtırıldıktan sonra vektör otoregresyon modeli uygulanmıřtır. Bu bağlamda uygulanan VAR modeli;

$$(IHRTL)_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} (IHRTL)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} (REER)_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$(REER)_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} (REER)_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} (IHRTL)_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

VAR modelinde ilk regresyonda yer alan ihracat birim deđer endeksinin bađımlı deđerken olarak yer aldıđı otoregresif modelde boş hipotez

$\sum_{i=1}^p \beta_{1i} (REER)_{t-i} = 0$ şeklinde olup reel döviz kurundan ihracat birim deđer endeksine Granger nedenselliđin olmadıđını göstermektedir. Alternatif hipotez

ise $\sum_{i=1}^p \beta_{1i}(REER)_i \neq 0$ řeklinde olup reel dvız kurundan ihracat birim deęer endeksine doęru Granger nedenseli olduęunu gsterir. Karar ařamasında Wald test istatistiklerine dayalı olarak elde edilen olasılık (prob) deęerleri eęer baz alınan %1 iin 0.01 , %5 iin 0.05 ve %10 iin 0.1 deęerlerinde kuk olması durumunda nedensellięin olmadıęı sıfır hipotezi reddedilir ve nedensellięin olduęu alternatif hipotez kabul edilir.

Tablo 5: Granger Nedensellik Testi Sonuları

Nedensellięin Yn	Optimal Gecikme Uzunluęu	Wald	Nedensellięin Yn	Optimal Gecikme Uzunluęu	Wald
REER \nrightarrow İHRTL	6	20.463 (0.0023)***	İHRTL \nrightarrow REER	6	22.326 (0.0011)***
REER \nrightarrow İTHTL	4	22.034 (0.0002)***	İTHTL \nrightarrow REER	4	20.035 (0.0005)***

Not: \nrightarrow notasyonu nedensellięin olmadıęı sıfır hipotezini gstermektedir. *, ** ve *** deęerleri sırasıyla %10, %5 ve %1 anlam seviyelerinde deęiřkenler arasında nedensellik iliřkisini gstermektedir. Parantez iindeki deęerler olasılık deęerlerini gstermektedir.

Tablo 4’de yer alan sonulara gre reel dvız kurundan; ithalat birim deęer endeksi ve ihracat birim deęer endeksine %1 anlam seviyesinde Granger nedensellik bulunmaktadır. Bununla beraber, ihracat ve ithalat bitim deęer endeksinden reel efektif dvız kuruna doęru %1 anlam seviyesinde Granger nedensellik bulunmaktadır.

Toda-Yamamoto (1995) VAR modelinde bulunan gecikme sayısına, serilerin btnleřme derecelerini ekleyerek χ^2 daęılımına sahip Wald testi uygular. Bylece Toda-Yamamoto nedensellik analizinde deęiřkenlerin dzey deęerlerinde standart VAR modeli oluřturarak serilerin eřbtnleřme derecelerinin belirlerken oluřan sorunları ortadan kaldırır (Zapata, Rambaldi, 1997:289, Duasa, 2007:87). Buna gre oluřturulan VAR(3) sreci;

$$\ln(IHRTL)_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{1i} \ln(IHRTL)_{ti} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} \ln(REER)_{ti} + \varepsilon_{1t}$$

$$\ln(REER)_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} \ln(REER)_{ti} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} \ln(IHRTL)_{ti} + \varepsilon_{2t}$$

řeklinde ifade edilebilir. d_{\max} modelde yer alan deęiřkenlerin maksimum btnleřme derecelerini, k ise VAR modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluęunu, ε_t ise beyaz grlt varsayımına dayalı hata dzeltme terimini ifade eder. İhracat birim deęer endeksinin baęımlı deęiřken olarak yer aldıęı

otoregresif modelde $i \leq k$ için sıfır hipotezi $\sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_i \ln(REER)_{ti} = 0$ olarak sıfır

hipotezi test edilir. Alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda reel döviz kurundan ihracat birim değeri endeksine doğru nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılır. Reel döviz kurunun bağımlı değişken olduğu otoregresif model

için sıfır hipotezi $i \leq k$ için $\sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_i \ln(IHRTL)_{ti} = 0$ olarak test edilir ve yine

alternatif hipotezin kabul edilmesi durumunda ise ihracat birim değeri endeksinde reel döviz kuruna doğru nedensellik ilişkisi bulunur. Hacker ve Hatemi J (2005, 2006) ise bootstrap yöntemi kullanarak sıfır hipotezi altında %1,%5 ve %10 anlam seviyelerinde kritik değerleri yeniden elde ederek daha güçlü (robust) sonuçlar elde etmeyi amaçlamaktadır. Test hipotezi TY (1995) ile aynıdır. Ancak karar aşaması farklıdır. Buna göre MWALD test istatistiği ile %1,%5 ve %10 anlam seviyelerinde elde edilen kritik değerler karşılaştırılır. Eğer hesaplanan MWALD test istatistiği, bootstrap kritik değerinden küçükse nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezi kabul edilir. Eğer hesaplanan MWALD test istatistiği, bootstrap kritik değerinden büyükse nedenselliğin olduğu alternatif hipotezi kabul edilir.

Tablo 6: TY (1995) ve Hacker-Hatemi J (2005,2006) Tarafından Geliştirilen Bootstrap Dayalı Granger Nedensellik Test Sonuçları

Hipotez	Gecikme uzunluğu $k + d_{\max}$	MWALD	%1 Bootstrap Kritik Değeri	%5 Bootstrap Kritik Değeri	%10 Bootstrap Kritik Değeri
REER \nrightarrow İHRTL	7	21.009 (0.0038)***	19.508***	14.746**	12.527*
İHRTL \nrightarrow REER	7	21.995 (0.0025)***	19.638***	14.549**	12.392*
REER \nrightarrow İTHRTL	5	21.822 (0.006)***	15.544***	11.094**	9.289*
İTHRTL \nrightarrow REER	5	21.012 (0.0008)***	16.070***	11.447**	9.566*

Not: \nrightarrow notasyonu nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezini göstermektedir. **, * ve *** değerleri sırasıyla %10, %5 ve %1 anlam seviyelerinde değişkenler arasında nedensellik ilişkisini göstermektedir. $k + d_{\max}$ Değerleri AIC kriterlerine göre seçilen gecikme uzunlukları ile serilerin durağanlık seviyeleri toplamını göstermektedir. Parantez içindeki değerler asimptotik olarak dağılan olasılık değerlerini göstermektedir.

TY (1995) Granger nedensellik test sonuçlarına göre olasılık değeri sırasıyla (0,0038) (0,006), alternatif anlam seviyelerinden (%1, %5 ve %10) küçük olduğu için reel döviz kurundan ithalat ve ihracat birim değeri endeksine doğru Granger nedenselliği bulunmaktadır. Ancak daha güçlü (robust) sonuçlar elde etmek amacıyla yapılan Hacker ve Hatemi-J (2005, 2006) tarafından geliştirilen bootstrap TY nedensellik sonuçlarına göre MWALD test istatistiği %1 anlam seviyesinde elde edilen bootstrap kritik değerinden büyük olduğu için

için reel döviz kurundan ihracat birim deęer endeksine doęru Granger nedenselli kabul edilmektedir.

5. SONUÇ

Bu çalıřmada, VAR analizi kullanılarak, 1997:1-2014:11 dönemini kapsayan aylık veriler yardımıyla, reel efektif döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki iliřki incelenmiřtir. Öncelikle, ADF ve PP birim kök testiyle ayrıca yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews (1992) testleriye serilerin duraęan olup olmadıkları belirlenmiřtir. Yapılan analiz sonunda reel döviz kuru, ihracat ve ithalat deęiřkenlerinin birinci farklarında duraęan oldukları tespit edilmiřtir. Zivot-Andrews (1992) testi neticesinde ihracat ve ithalat deęiřkenlerinde 2001 yılında kırılma gözlemlenmiřtir. Bu durum 2001 yılında gerçekteřen krizin etkilerini doęrulamayı sonuç olarak karřımıza çıkmıřtır. Deęiřkenler arasında iliřki olup olmadığını belirlemek üzere Granger Nedensellik testi ile Toda-Yamamoto (1995) ve Hacker-Hatemi (2008) bootstrapa dayalı Granger nedensellik testi uygulanarak, reel döviz kurları ile ihracat ve ithalat arasında bir nedensellik iliřkisinin bulunduęu sonucuna ulařılmıřtır.

KAYNAKÇA

- AKINCI, Gönül YÜCE, Merter AKINCI, Ömer YILMAZ (2014), “Finansal Geliřmiřlięin Makroekonomik Belirleyicileri: Türkiye İçin Bir VAR Modeli”, *Uluslararası Alanya İřletme Fakültesi Dergisi*, Cilt:6, Sayı:1.
- AKSU, Levent (2014), “ Türkiye’de 1960-2009 Yıllarını Kapsayan Dıř Ticaret Politikalarının İktisadi Büyüme Üzerindeki Etkilerinin Ekonometrik Analizi”, *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:16, Sayı:1
- AKTAŞ, Cengiz (2010), “Türkiye’de Reel Döviz Kuru ile İhracat ve İthalat Arasındaki İliřkinin Var Teknięiyle Analizi”, *Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:6, Sayı:11, 123-140.
- ATILGAN, Özgür (2011), “Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Politikaları ve Reel Döviz Kurunun Dıř Ticaret Dengesi Üzerine Etkisi (1992-2010) ”, *İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Yüksek Lisans Tezi.
- CİĞERLİOĞLU, Oęuz (2007), “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İliřki: Türkiye Örneęi, 1982-2005, *Atatürk Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Yüksek Lisans Tezi.
- DUASA, Jarita (2009), “Exchange Rate Shock on Malaysian Prices of Import and Export: An Empirical Analysis”, *Journal of Economic Cooperation and Development*, 30(3), 99-114.
- GÜRBÜZ, Hüseyin, Kamil ÇEKEROL (2002), “ Reel Döviz Kuru ile Dıř Ticaret Haddi ve Bileřenleri Arasındaki Uzun Dönem İliřki”, *Afyon Kocatepe İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt:4, Sayı:2, 31-47.

- HATEMİ-J, Abdalnasser, Eduardo D. ROCA (2007). "Equity Market price Interdependence Based on Bootstrap Causality Tests: Evidence from Australia and its major trading Partners" *Applied Financial Economics*, 17(10), 827-835
- HATEMİ-J, Abdalnasser. (2003), " A new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models.", *Applied Economic Letters* 10(3), 135–137
- HATEMİ-J, Abdalnasser (2008), "Forecasting properties of a new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models", *Applied Economic Letter* 15(4), 239–243
- IN, Francis, Jayant MENON (1996), "The Long Run Relationship Between The Real Exchange Rate and Terms of Trade in OECD Countries", *Applied Economics*, Vol:28.
- ÖZATA, Erkan, Ethem ESEN (2010), "Reel Ücretler İle İstihdam Arasındaki İliřkinin Ekonometrik Analizi", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:10, Sayı:2, 55-70.
- ÖZMEN, Erdal (2014), " Reel Döviz Kuru ve Türkiye Dıř Ticaret Dinamikleri ", *Economic Research Center Working Papers in Economics*.
- SEVÜKTEKİN, Mustafa, Mehmet NARGELEÇEKENLER (2010), *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, 3. Baskı, Ankara: Nobel Yayınevi.
- TARI, Recep (2006), *Ekonometri*, 4. Baskı, Kocaeli: Avcı Ofset.
- TERZİ, Harun, Ahmet ZENGİN (1999), "Kur Politikasının Dıř Ticaret Dengesini Sağlamada Etkinlięi", *Ekonomik Yaklařım*, Cilt:10, Sayı:33.
- TODA, Hiro Y., Taku YAMAMOTO (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- ZAPATA, Hector O, Alicia N. RAMBALDİ (1997), "Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 2.
- ZENGİN, Ahmet (2001), " Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dıř Ticaret Fiyatları (Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bulgular) ", *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt:2, Sayı:2.