

Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama

Prof. Dr. Recep TARI

Kocaeli Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, KOCAELİ

Araş. Gör. Durmuş Çağrı YILDIRIM

Kocaeli Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, KOCAELİ

ÖZET

Bu çalışmada Türkiye’de döviz kuru belirsizliği ve ihracat hacmi arasındaki ilişki 1989:Q1 ile 2007:Q3 dönemi arasında üç aylık veriler kullanılarak araştırılmıştır. Elde edilen ampirik sonuçlara göre, inceleme dönemi için döviz kuru belirsizliği uzun dönemde ihracat hacmini negatif etkilerken kısa dönemde döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmi üzerinde etkiye sahip olmadığı görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Belirsizliği, Johansen Eşbütünleşme Analizi, İhracat.

JEL Sınıflaması: F31, C32, F13

The Effect of Exchange Rate on Export: An Analysis for Turkey

ABSTRACT

In this paper the relationship between exchange rate and export volume is researched by using quarterly data for 1989:Q1 and 2007:Q3 periods In Turkey. According to empirical results, for the periods when uncertainty of exchange rate influences export volume negatively in the short period uncertainty of exchange rate doesn't have an impact on export volume.

Key Words: Uncertainty of Exchange Rate, Johansen Cointegration Analysis, Export.

JEL Classification: F31, C32, F13

Giriş

Bretton Woods sisteminin çöküşü, Europara piyasalarının ortaya çıkışı ve petrol krizleri sonucu dünya finans piyasaları bütünleşmeye başlamıştır. Küresel sermaye hareketlerinden korunmanın ülke çıkarlarına ters düşmesi ve giderek merkez bankalarının ekonomi üzerindeki güçlerinin zayıflamasıyla ülkeler döviz kuru dalgalanmalarına karşı daha duyarlı hale gelmişlerdir. Döviz kuru değerindeki dalgalanmalar, döviz kurunun gelecekteki değerinde belirsizliğe neden olmaktadır. Döviz kuru belirsizliği ise ülkelerin ihracat hacmini ve dolayısıyla ülke ekonomisini etkilemektedir. Kur belirsizliğinin ihracat hacmi üzerindeki etkisi farklı ülke örnekleri için değişmektedir. Bu nedenle döviz kurunun ihracat hacmi üzerindeki etkisine dair literatürde bir konsensüs yoktur. Bu çalışma döviz kuru belirsizliği (uncertainty) ile ihracat hacmi arasındaki ilişkiye odaklanmaktadır. Türkiye’de döviz kuru belirsizliği ile ihracat hacmi ilişkisi farklı dönemler için ele alınmış olmakla birlikte bu çalışmada ele alınan dönem açısından benzer bir çalışma bulunmamaktadır. Bu çalışmanın katkısı farklı bir zaman aralığı için döviz kuru belirsizliği ve ihracat ilişkisinin durumunu ortaya koymaktır. Çalışmanın I. Bölüm’ de analiz için kullanılan yöntem ve ele

alınan veriler incelenmektedir. II. Bölüm’de ekonometrik teori ve elde edilen sonuçlar incelenmektedir. Sonuç Bölümü’nde ise çalışmanın kısa özeti ve ampirik sonuçlar yorumlanmaktadır.

I. Araştırma Yöntemi ve Veriler

Döviz kuru belirsizliği hakkındaki literatüre bakıldığında belirsizliğin ihracatı olumsuz etkilediğini öne süren çalışmalar yanında ihracatı geliştirici yönde etkilediğini öne süren çalışmalar da mevcuttur.

Hooper ve Kohlhagen (1978), Amerika ve Almanya’da döviz kuru belirsizliği ve ticaret hacmi arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmalarında, döviz kuru değişkenliğinin, riskten kaçınan tüccarlar üzerinde yüksek maliyete yol açtığını gözlemişlerdir. Yüksek maliyetler dolayısıyla dış ticaret hacmi daralmaktadır. Ticari anlaşma tarihindeki döviz kuru ile ödeme tarihindeki döviz kuru farklı olacağından dolayı, dış ticaret faaliyetinde bulunan ekonomik ajanların gelecekte elde edecekleri kar ile ilgili belirsizlik ortaya çıkacaktır. Sonuç olarak, iki taraflı döviz kuru değişkenliği ticaret hacmini azaltacaktır. Başka bir deyişle, döviz kurlarındaki değişkenliğin artması, gelecekte kurlarda belirsizliğin ortaya çıkmasına neden olacaktır. Böylece döviz kurundaki değişkenlik bir risk oluşturacaktır (Hooper ve Kohlhagen, 1978: 483-511). Bu açıdan bakıldığında gelecek bir tarihteki döviz kuru değişimlerinin firma gelirleri üzerinde negatif bir etkiye sahip olacağı açıktır.

De Grauwe (1988) çalışmasında döviz kuru belirsizliğinin neden olduğu yüksek riskten korunma ihtiyacının ihracat hacmini nasıl arttırabileceğini göstermektedir. Döviz kuru belirsizliğinde artış olduğunda riskten korunan ihracatçılar için daha fazla ihracat daha fazla kar anlamına geldiğinden üretim ve ihracat artacaktır. Ancak döviz kuru belirsizliğinden kar elde etmek ihracatçının korunma seviyesine bağlıdır. İhracatçının riskten yüksek derecede korunması durumunda döviz kuru değişkenliğinin artması, beklenen ihracat gelirinin marjinal faydasını arttıracaktır. Bunun nedeni ihracatçının, gelirinin azalmasından kaçınmak için daha fazla üretim ve ihracat yapmayı tercih etmesinden dolayıdır. Diğer taraftan düşük korunma durumunda döviz kuru belirsizliğindeki artış ihracatçıyı iç pazar için üretim yapmaya teşvik edecektir. Ancak ikinci durum Hooper ve Kohlhagen (1978)’i destekler nitelikte bir sonuç ortaya koymaktadır. İki durumdan çıkarılacak sonuç ise döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmi üzerindeki etkisinin ihracatçının belirsizlikten korunma derecesine bağlı olduğudur.

Döviz kuru belirsizliği ile ilgili ampirik çalışmaların ulaştıkları sonuçlarda görüş birliği mevcut değildir. Cushman (1983, 1986, 1988), Akhtar ve Hilton (1984), Kenen ve Rodrik (1986), De Grauwe (1988), Koray ve Lastrapes (1989), Pozo (1992), Chowdhury (1993) ve Arize (1995, 1996), Arize, Osang ve Slotje (2000), Doğanlar (2002) çalışmalarında döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmi üzerinde negatif etkisiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Klein (1990), McKenzie ve Brooks (1997) ve Doyle (2001) çalışmalarında döviz kuru belirsizliğinin dış ticaret üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Hooper and Kohlhagen (1978), Gotur (1985) ve Aristotelous (2001) ise çalışmalarında döviz kuru belirsizliğinin dış ticaret hacmini etkilediğine dair herhangi bir sonuca ulaşamamışlardır.

Kur değişkenliği ve ihracat hacmi arasındaki ilişkiyi Türkiye verilerini kullanarak araştıran çalışmalardan; Saatçi ve Karaca (2004) 1981:5-2001:2 dönemini inceledikleri çalışmalarında, kur değişkenliğinin hem kısa hem de uzun dönemde ihracat üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Aynı yöntemi kullanan Doğanlar (2002), Türkiye'nin de aralarında bulunduğu 5 ülke için yaptığı analizde reel kur belirsizliğinin ihracat üzerinde negatif etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Doğanlar (2002) bu durumu, ihracatçıların reel kurun gelecekteki hareketini tahmin edemediklerinden ötürü yabancı piyasa yerine iç piyasaya dönük satış yapmaları ve böylece ihracat hacminde düşüş yaşandığı şeklinde açıklamaktadır. Öztürk ve Acaravcı (2006), Türkiye'de döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisini araştırdıkları 1989:01-2002:08 dönemi için döviz kurunun ihracat üzerinde negatif etkiye sahip olduğu ancak bu etkinin kısa sürede ortadan kalktığını bulmuşlardır. Aynı dönemi inceleyen Kasman (2003), döviz kuru değişkenliğinin ihracat üzerinde uzun dönemde negatif ancak kısa dönemde pozitif bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Son olarak Kasman ve Kasman (2005) 1982-2001 dönemini inceledikleri çalışmalarında döviz kuru belirsizliğinin, hem kısa hem de uzun dönemde hasıla üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Döviz kuru değişkenliğinin ihracat hacmi üzerindeki etkisinin araştırıldığı ampirik literatür incelendiğinde Türkiye için benzer modellerin kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmada Türkiye ihracat talebi, Arize (2000) ve Chowdhury (1993) çalışmaları esas alınarak modellenmektedir:

$$\begin{aligned} LnRIHR_t = & \alpha_0 + \beta_1 LnGDP_t + \beta_2 LnIFE_t + \beta_3 LnRDK_t + \beta_4 LnVOL_t \\ & + \beta_5 D_1 + \beta_6 D_2 + \beta_7 D_3 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Modelde $LnRIHR_t$ reel ihracat değişkeninin logaritmasını, $LnGDP_t$ reel dış gelirin logaritmasını, IFE_t Türkiye'nin ihracat fiyat endeksinin dünya ihracat fiyat endeksine bölünmesiyle elde edilen karşılaştırmalı ihracat fiyatlarını, $LnRDK_t$ reel döviz kurunun logaritmasını, $LnVOL_t$ döviz kuru belirsizliğinin logaritmasını göstermektedir. ε_t hata terimidir. Son olarak D_1 , D_2 ve D_3 değişkenleri mevsimsellik etkisini gidermek amacıyla modele eklenmiştir.

Döviz kuru değişkenliği ve ihracat hacmi arasındaki ilişkinin araştırıldığı bu çalışmada veri mevcudiyetine bağlı olarak 1989:Q1-2007:Q3 dönemi ele alınmıştır. Modelde yer alan reel ihracat değişkeni, nominal ihracat rakamlarının Türkiye'nin ihracat fiyat endeksi ile deflate edilmesi sonucunda elde edilmiştir. Modelde dış gelir değişkeni için G7 ülkelerinin toplam reel GSYİH kullanılmıştır. Bunun nedeni Dünya ekonomisine ilişkin toplam GSYİH rakamına

ulaşılabilmesidir. Türkiye ihracatında 2006 ve 2007 yılları için Japonya ve Kanada hariç G7 ülkeleri Türkiye'nin toplam ihracatı içerisinde ilk 7 içerisinde yer almaktadırlar. Bunun yanında 1990-2007 dönemi için G7 ülkelerinin Türkiye ihracatı içerisindeki yüzde payı yıllık veriler kullanılarak hesaplandığında % 49¹ olarak bulunmaktadır. Japonya ve Kanada'nın Türkiye ihracat hacmi içerisindeki paylarının düşük olmasına karşın, G7 ülkelerinin GSYİH değeri, Dünya ekonomisinin yaklaşık olarak 2005 yılı için % 55 ve 2006 yılı için %56'sına eşittir². Dolayısıyla G7 ülkelerinin GSYİH değeri, dış geliri temsil etmek için iyi bir vekil değişken olduğu düşünülmektedir. Karşılaştırmalı fiyat endeksi Türkiye'nin ihracat fiyat endeksinin Dünya ihracat fiyat endeksine bölünmesiyle elde edilmektedir. Modelde yer alan diğer değişken olan reel döviz kuru³ TCMB internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir. Modelde yer alan değişkenler TCMB sitesindeki elektronik veri dağıtım sistemi ile IMF'in finansal istatistikler veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmanın başlangıç yılı veri mevcudiyetine bağlı olarak belirlenmiştir.

Reel dış gelirin artması diğer bir değişle ihracat talebinin artması durumunda ihracat hacmi artacağından β_1 parametresinin pozitif bir değer olacağı beklenmektedir. Karşılaştırmalı fiyat endeksi değişkeninin parametresi olan β_2 'nin negatif bir değer alması beklenmektedir. Bunun nedeni göreceli fiyatlarda bir artışın ortaya çıkması durumunda ihracat talebinde düşüş ortaya çıkmasının beklenmesidir. Ulusal paranın değerinde meydana gelecek bir kayıp (reel döviz kurundaki düşüşün) ihracat hacminde artışa neden olacağı için reel döviz kuru değişkeninin parametresi olan β_3 'ün de negatif değer alması beklenmektedir (Arize, 1996: 50). Teorik olarak döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmini hangi yönde etkileyeceği belirsiz olduğundan dolayı döviz kuru belirsizliği değişkeninin parametresi olan β_4 'ün değeri belirsizdir.

Modelde yer alan son değişken ise döviz kuru belirsizliğidir. Döviz kuru belirsizliği genel kabul görmüş olan bir yöntem kullanılarak hesaplanmıştır. Burada reel döviz kuru değişkeninin standart sapmasının hareketli ortalaması alınması suretiyle döviz kuru değişkenliği açıklanmaya çalışılmıştır (Chowdhury, 1993: 701). Döviz kuru oynaklığındaki genel hareketleri yakalamak için kullanılan denklem (2) numaralı eşitlikte gösterilmektedir.

$$V_t = \left[(1/m) \sum_{i=1}^m (R_{t+i-1} - R_{t+i-2})^2 \right]^{1/2} \quad (2)$$

¹ Veriler DTM web sitesinden elde edilmiştir.

² Dünya ekonomisinin toplam değeri World Bank web sitesinden, G7 ülkelerinin toplam değeri ise OECD web sitesinden elde edilmiştir.

³ TCMB'nın Reel Kur Hesaplama şekli hakkında ayrıntılı bilgi için bkz. http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/reel_efktf/REDKHesaplama.pdf.

m : hareketli ortalamalar dönem sayısı (8 olarak alınmıştır) , R : reel döviz kurudur. Hareketli ortalama birçok çalışmada benzer değeri ($m=8$) almıştır⁴. Chowdhury (1993), farklı değerler için ($m=4$ ve $m= 12$) hesaplamalarını tekrarlamışlardır. Sonuçta hareketli ortalama sayısının elde edilen sonuçların güvenilirliği (robust) için önemli olmadığını görmüşlerdir. Döviz kuru belirsizliğini aynı şekilde formüleştiren çalışmalara örnek olarak Kenen ve Rodrik (1986), Koray ve Lastrapes (1989), Chowdhury (1993), Arize (1996), Arize, Osang ve Slottje (2000), Doğanlar (2002), Saatçi ve Karaca(2005) ve Öztürk ve Acaravcı (2006) gösterilebilir.

II. Ampirik Analiz ve Bulgular

Granger ve Newbold (1974) çalışmalarında durağan olmayan zaman serileri kullanılarak elde edilen sonuçlarda sahte regresyon problemiyle karşılaşılacağını göstermiştir (Granger ve Newbold, 1974). Sahte regresyon sorununa karşılık serilerin durağanlaştırılması gerekmektedir. Sims (1980) makalesinde serilerin farklarının alınması durumunda serilerden elde edilen sonuçlarda bilgi kaybının ortaya çıkacağını bu nedenle serilerin birim kök içerdikleri durumda bile farklarının alınmaması gerektiğini söylemiştir. Sims' e göre bunun nedeni zaman serilerinin asıl amacının parametre tahmini yapmaktan ziyade değişkenler arasındaki ilişkilerin ortaya konmaya çalışılmasıdır (Sims, 1980).

Serilerin durağanlık derecesi kullanılacak yöntem için önem taşımaktadır. Diğer bir değişle serilerin düzeyde ya da fark durağan oluşlarına göre analiz yöntemi seçilecektir. Bu nedenle serilerin birim kök durumları incelenmiş ve serilerin düzeyde durağan olmadıkları görülmüştür. Ancak her zaman durağanlığın sağlanması için serilerin birinci farklarının alınması yeterli olmayabilmektedir. Bu nedenle serilerin birinci farkı alındıktan sonra tekrar birim kök analizi yapılmış ve serilerin birinci farklarının durağan olduğu görülmüştür. Birim kök analizi sonuçları Tablo 1'de görülmektedir.

Tablo 1'deki ADF test sonuçları incelendiğinde serilerin düzeyde durağan olmadıkları görülmektedir. Serilerin durağanlığının sağlanması için birinci farkları alınmıştır. Ancak serilerin durağanlaştırılması için her zaman birinci farklarının alınması yeterli olmayabilmektedir. Bu nedenle birinci farkları alınan serilerin durağan haline gelip gelmedikleri Dickey-Pantula testi ile araştırılmıştır. Sonuçta serilerin tamamının I(1) olduğuna karar verilmiştir. Bu durumda eşbütünleşme testine geçilmesi için sorun bulunmamaktadır.

⁴ $m=8$ değerini kullanan çalışmalara örnek olarak Chowdhury (1993) ile Saatçioğlu ve Karaca (2004) gösterilebilir.

Tablo- 1: Birim Kök Testi Sonuçları

ADF Test Sonuçları: Serilerin Düzey Değerleri için			
	ADF test istatistiği	ADF Kritik Değer (%1)	ADF Kritik Değer (%5)
VOL	-3.031841	-4.105534	-3.480463
RIHR	-0.563730	-4.092547	-3.474363
LRDK	-2.899760	-4.090602	-3.473447
İFE	-3.112355	-4.098741	-3.477275
GDP	-2.070398	-4.092547	-3.474363
ADF Test Sonuçları: Serilerin Birinci Farkları için			
	ADF test istatistiği	ADF Kritik Değer (%1)	ADF Kritik Değer (%5)
DVOL	-2.237797	-2.601024	-1.945903
DIHR	-3.689988	-2.598416	-1.945525
DRDK	-10.11449	-2.597939	-1.945456
DİFE	-4.105746	-2.599413	-1.945669
DGDP	-2.305025	-2.597939	-1.945456

A. Johansen Eşbütünleşme Testi

Serilerin durağanlığının sağlanması amacıyla farkının/farklarının alınmasının serilerde bilgi kaybına neden olması, seriler arasındaki ilişkileri de yok edebilmektedir. Eşbütünleşme teorisi durağan olmayan serilerin doğrusal bileşimlerinin durağan olup olmadığının test edilmesine ve durağan bir ilişki olması durumunda uzun dönemli denge ilişkilerinin araştırılmasına izin veren bir teoridir. Eşbütünleşme analizi serilerin durağan olmadıkları durumda bile seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olabileceğini ve bu ilişkinin durağan bir yapıda olabileceği varsayımına dayanmaktadır. Diğer bir ifade ile serilerin eşbütünleşik olmaları sistemdeki her bir değişkenin kendine özgü dışsal ve kalıcı şoklar yerine ortak bir stokastik trendin etkisi altında kaldıklarını göstermektedir. Eşbütünleşik seriler aynı dereceden durağan iseler seriler arasında eşbütünleşik ilişki mevcut olabilir. Serilerin aynı stokastik trendin etkisinde bulunmalarından dolayı kurulan regresyon, sahte regresyon olmaktan ziyade anlamlı bir regresyondur.

Johansen(1988) eşbütünleşme testinde aynı mertebeden durağan olan serilerin denklem sistemi, sistemde yer alan her değişkenin düzey ve gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR (Vector Auto Regression) analizine dayanmaktadır. Denklem sistemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$
$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, i = 1, \dots, k$$

Π : katsayılar matrisidir. Burada Π katsayılar matrisinin rankı sistemde mevcut olan koentegre ilişki sayısını vermektedir. Burada eğer Π matrisin rankı

sıfıra eşit ise bu durumda X vektörünü oluşturan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı anlamına gelmektedir. Diğer taraftan rankın 1'e eşit olması durumunda değişkenler arasında 1 eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğunu 1'den büyük olması durumunda ise değişkenler arasında birden çok eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilir. Johansen Eşbütünleşme Testi'nde seriler arasında eşbütünleşik bir ilişkinin var olup olmadığı iz (trace) ve maksimum özdeğer istatistikleri kullanılarak araştırılmaktadır. Araştırma için başlangıçta rankın r'ye eşit ya da r'den küçük olduğunu söyleyen temel hipotez ile alternatif hipotez karşılaştırılır. Bu karşılaştırma iz ve maksimum özdeğer test istatistiklerinin kritik değerlerle karşılaştırılması yoluyla yapılmaktadır. Test istatistiklerinin kritik değerden büyük olması durumunda temel hipotez reddedilmekte ve alternatif kabul edilmektedir. İkinci aşamada rankın r'ye eşit olduğunu öne süren temel hipotez ile r+1 olduğunu öne süren alternatif hipotez karşılaştırılarak devam edilir. Testlerde karşılaştırma yapılan kritik değerler Johansen ve Juselius (1990) tarafından belirtilmiştir (Johansen, 1988: 251-254, Saatçi ve Karaca, 2004: 188).

Aralarında uzun dönemli denge ilişkisi bulunan seriler arasında kısa dönemde dengesizlikler yaşanabilir. Engle ve Granger tarafından ortaya konulan hata düzetme mekanizması da dengesizliği ortadan kaldırmaktadır. Seriler arasında kısa dönemli dinamik analiz yapan hata düzeltme modeli, bağımlı değişkendeki değişimin, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerleri ile uzun dönemli ilişkinin hata terimi arasında kurulan regresyon yardımı ile çözülmektedir. Ancak eşbütünleşik seriler arasında her zaman hata düzeltme mekanizması çalışmayabilmektedir. Engle ve Granger'in ortaya koydukları hata giderme mekanizmasını ihracat talebi için yazdığımız modele uyarladığımızda aşağıdaki eşitliği elde ederiz (Gujarati, 2006: 728-729, Engle ve Granger, 1987).

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum \beta_1 \Delta X_t + \sum \beta_2 \Delta Y_t + \sum \beta_3 \Delta P_t + \sum \beta_4 \Delta R_t + \sum \beta_5 \Delta V_t + \beta_6 EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Modelde EC_{t-1} uzun dönemli ilişkiden elde edilen hata terimlerinin bir gecikmeli değerini göstermektedir. EC_{t-1} parametresi β_6 ise seriler arasında meydana gelebilecek bir dengesizliğin ne kadarının bir dönem sonra giderileceğini gösterir.

B. Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Serilerin aynı dereceden durağan oldukları görüldükten sonra Johansen eşbütünleşme testine geçmeden önce optimum gecikme uzunluğunun bulunması gerekmektedir. Bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu önceden açıklandığı gibi SC (Schwarz) bilgi kriteri kullanılarak araştırılmaktadır. Tablo 2 incelendiğinde uygun gecikme sayısının 1 olduğu görülmektedir.

Tablo-2: Gecikme Uzunlukları

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2.07e-09	-5.808119	-5.646227	-5.743891
1	865.7872*	4.60e-15*	-18.82614*	-17.85478*	-18.44077*
2	36.32470	5.13e-15	-18.72779	-16.94698	-18.02128
3	33.23110	5.83e-15	-18.63015	-16.03988	-17.60250
4	23.17368	7.85e-15	-18.38830	-14.98857	-17.03951
5	36.31289	7.66e-15	-18.50815	-14.29896	-16.83822
6	32.55110	7.80e-15	-18.64012	-13.62147	-16.64905

Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından Johansen eşbütünleşme testi çözülmüştür. Sonuçlar aşağıda görülmektedir.

Tablo-3: Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Maksimum Öz Değer Testi (Maximum Eigenvalue Test)				İz Testi (Trace Test)			
Boş (H ₀) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değeri	Boş (H ₀) Hipotez	Alternatif Hipotez	Test İstatistiği	% 5 Kritik Değer
$r = 0$	$r = 1$	71.3	69.8	$r = 0$	$r > 0$	37.5	33.8
$r = 1$	$r = 2$	33.8	47.8	$r \leq 1$	$r > 1$	14.9	27.5
$r = 2$	$r = 3$	18.8	29.7	$r \leq 2$	$r > 2$	12.6	21.1

Tablo 3'deki sonuçlar incelendiğinde hem maksimum öz değer testi hem de İz testi için ele alınan seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı görülmektedir. Herhangi bir koentegre vektörün bulunmadığını söyleyen temel hipotez ($r=0$) için maksimum öz değer 71.3, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer 69.8'den büyüktür. Temel hipotez için iz test değeri 37.5, %5 anlamlılık düzeyinde iz testi kritik değeri 33.8'den büyüktür. Elde edilen sonuçlara göre her iki test içinde %5 anlamlılık düzeyinde reel ihracat, reel dış gelir, karşılaştırmalı ihracat fiyatları ve reel döviz kuru ve döviz kuru belirsizliği serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı mevcuttur. Diğer bir deyişle ele alınan seriler arasında en az bir eşbütünleşik vektör bulunmaktadır. Seriler arasında birden fazla eşbütünleşik vektör bulunduğu dair test edilen hipotezler için hesaplanan değerler kritik değerlerin gerisinde kalmaktadır. Bu nedenle seriler arasında birden fazla eşbütünleşik vektör olduğunu öne süren temel hipotezler reddedilmekte ve seriler arasında sadece bir tane vektör olduğuna karar verilmektedir. Elde edilen eşbütünleşik vektör, reel ihracat değişkenine göre normalize edildiğinde Tablo 4'de görülen denklem elde edilmektedir.

Tablo-4: Normalize Edilmiş Eşbütünleşme Vektörü

RIH(-1)	LGDP(-1)	IFE(-1)	LRDK(-1)	VOL(-1)	C
1.000000	-7.072060	-8.889077	-0.695674	-0.174944	130.2299
	(0.55788)	(1.75017)	(0.55510)	(0.08556)	
	[-12.6768]*	[-5.07898]*	[-1.25323]	[-2.04467]**	

Parantez içindeki standart sapmalar ve köşeli parantez içerisinde t istatistikleri görülmektedir. * işareti %1 seviyesindeki anlamlı olduğunu, ** ise %5 seviyesinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 4’de normalize edilmiş eşbütünleşme vektörüne bakıldığında reel ihracatı en çok etkileyen değişkenin karşılaştırmalı ihracat fiyatları serisi olduğu görülmektedir. Karşılaştırmalı ihracat fiyatlarında bir birimlik artış olduğunda ihracat serisinde %8,8’lik bir değişim meydana gelmektedir. Diğer taraftan reel dış gelir serisindeki bir birimlik değişim ihracatı %7 artırmaktadır. Reel döviz kurundaki bir birimlik artış ise ihracatı %0,6 azaltmaktadır. Normalize edilen denklemden elde edilen en önemli sonuç ise reel döviz kuru belirsizliği serisinin negatif işaretli oluşudur. Bu sonuç ele alınan dönem için reel döviz kurunun reel ihracatı negatif etkilediğini göstermektedir.

C. Hata Düzeltme Modeli

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunun görülmesinin ardından kısa dönemli bir ilişkinin varlığı analiz edilebilir. Seriler arasında kurulan hata düzeltme mekanizması sonucunda Tablo 5’de görülen sonuçlar elde edilmiştir. Ayrıca hata giderme mekanizması sonucunda reel ihracat değişkeninin bağımsız değişken olduğu modelden elde edilen uyarılma katsayısının -0.02 olduğu görülmektedir. Hata teriminin katsayısı olan uyarılma katsayısı beklendiği gibi negatif işaretli çıkmıştır. Ancak bu değer istatistiksel olarak anlamlı değildir. Sonuç olarak risk ve belirsizliği gösteren döviz kuru değişkenliğinin ihracat hacmi üzerinde kısa dönemde etkili olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo- 5: Hata Giderme Modeli Sonuçları

EC(-1)	D(RIH_SA(-1))	D(IFE(-1))	D(LGDP(-1))	D(LRDK(-1))	D(LVOL(-1))	C
-0.020952	0.278090	-0.029432	-1.456324	-0.206720	0.021590	0.042114
(0.03215)	(0.12988)	(0.40843)	(3.09996)	(0.13925)	(0.04999)	
[-0.65164]	[2.14107]	[-0.07206]	[-0.46979]	[-1.48456]	[0.43191]	
R ² = 0.10						

Sonuç

Bu çalışmada döviz kuru belirsizliğinin ihracat hacmi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Türkiye için 1989:01-2007:03 döneminde üç aylık veriler kullanılarak yapılan ampirik analiz sonucunda Türkiye’de uzun dönemde döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğu görülürken kısa dönemde bu etkinin mevcut olmadığı görülmüştür.

Ampirik analiz sonucunda uzun dönemde kur belirsizliğinin ihracatçıların, mal ihraç miktarı üzerindeki negatif etkisi, ihracatçıların kendilerini

belirsizlikten koruyamamalarından kaynaklanabilir (hedging⁵). Diğer taraftan kısa dönemde kur belirsizliğinin ihracat hacmi üzerinde etkiye sahip olmadığı görülmektedir. Bunun birçok nedeni olabilir. Bunlar arasında ihracatçıların korunma yöntemlerinden yararlanmaları ya da kur belirsizliğini göz ardı etmeleri sayılabilir. Bunlar ise ihracatçıların kısa dönemde kur riskini içselleştirdiğinin bir göstergesidir.

Nihayetinde analiz dönemi için ihracatçıların kur belirsizliğinden uzun dönemde de kurtulmaları durumunda ihracat hacminin artacağı açıktır. Bunun için ya devlet eliyle döviz kuruna istikrar kazandırılması ya da ihracatçıların kur riskinden korunma yöntemlerini kullanmaları gerekmektedir.

KAYNAKÇA

- AKHTAR, M. and R.Spence Hilton (1984), "Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade", Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review. Vol 9, 7-16.
- ARISTOTELOUS, Kyriacos (2001), "Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, And Trade Volume: Evidence From The UK-US Export Function (1889-1999)", Economics Letters, Volume 72, Issue 1, 87-94.
- ARIZE, A.C. (1995), "The Effects Of Exchange-Rate Volatility On U.S. Exports: An Empirical Investigation, Southern Economic Journal, 62 (1), 34-43.
- ARIZE, A.C. (1996), "The Impact Of Exchange-Rate Uncertainty On Export Growth: Evidence From Korean Data", International Economic Journal, 10 (3), 49-60.
- ARIZE, A.C., T. Osang and D.J. Slotje (2000), "Exchange-Rate Volatility And Foreign Trade: Evidence From Thirteen LDC's", Journal of Business and Economic Statistics, 18 (1), 10-17.
- CHOWDHURY, A.R. (1993), "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence From Error-Correction Models", Review of Economics and Statistics, 75 (4), 700-706.
- CUSHMAN, D. O. (1983), "The Effects of Real Exchange Rate Risk On International Trade", Journal of International Economics, 15,45-63.
- CUSHMAN, D. O. (1986), "Has Exchange Risk Depressed International Trade? The Impact of Third-Country Exchange Risk", Journal of International Money and Finance, 5, 361-379.
- CUSHMAN, D. O. (1988), "U.S. Bilateral Trade Flows And Exchange Risk During The Floating Period, Journal of International Economics, 24, 317-330.
- DE GRAUWE, P. (1988), "Exchange Rate Variability And The Slowdown in The Growth of International Trade", IMF Staff Papers, 35 (1), 63-84.
- DICKEY, David A., and A. Wayne Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 427 - 431.
- DICKEY, David A., and A. Wayne Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, Vol. 49, No. 4., 1057-1072.
- DAVID, A. Dickey and Sastry G. Pantula (1987), "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes", Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 5, No. 4., 455-461.
- DOĞANLAR, M. (2002), "Estimating The Impact Of Exchange Rate Volatility On Exports: Evidence From Asian Countries", Applied Economics Letters, 9 (13) October, pp.859-863.
- DOYLE, E. (2001), "Exchange Rate Volatility and Irish-UK Trade, 1979-1992", Applied Economics, 33, 249-265.
- ENGLE, R.F. and C.W. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", Econometrica, 55 (2), 251-276.

⁵ Firmaların, ticari işlemlerinden dolayı ortaya çıkabilecek olan döviz kuru risklerini gidermek amacıyla yapmış oldukları vadeli işlemler.

- GOTUR, P. (1985), "Effects Of Exchange Rate Volatility On Trade: Some Further Evidence, **IMF Staff Papers**, 32 (3), 475-512.
- GRANGER, C.W.J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions In Economics", **Journal of Econometrics**, 2 (2), 111-120.
- GUJARATI, Damodar N. (2006), *Temel Ekonometri*, 4. b., (Çeviri Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen), İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- HOOPER, Peter and Steven W. Kohlhagen (1978), "The Effect Of Exchange Rate Uncertainty On The Prices And Volume Of International Trade", **Journal of International Economics**, 8, 1978.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis Of Cointegration Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12 (2-3), 231-254.
- JOHANSEN, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration With Applications To The Demand For Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52 (2) May, pp.169-210.
- KARACA, Orhan (2005), "Türkiye'de Faiz Oranı İle Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Faizlerin Düşürülmesi Kurları Yükseltir mi?" , Türkiye Ekonomi Kurumu, **Ekonomist Dergisi**, Araştırma Bölümü.
- KASMAN, Adnan (2003), Türkiye'de Reel Döviz Kuru Oynaklığı Ve Bunun İhracat Üzerine Etkisi: Sektörel Bir Analiz" **Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt XXII, Sayı 2, 169-186.
- KASMAN, Adnan ve Saadet Kasman (2005), "Exchange rate uncertainty in Turkey and its impact on export volume", **METU Studies in Development**, 32 (June), 41-58.
- KENEN, P. and D. Rodrik (1986), "Measuring and analysing the effects of shortterm volatility on real exchange rates", **Review of Economics and Statistics**, 68 (2), 311-315.
- KLEIN, M.W. (1990), "Sectoral effects of exchange rate volatility on United States exports", **Journal of International Money and Finance**, 9 (3), 299-308.
- KORAY, F. and Lastrapes, W.D. (1989) Real exchange rate volatility and U.S.bilateral trade: A VAR approach, **Review of Economics and Statistics**, 71 (4), November, 708-712.
- MCKENZIE, M.D. & Brooks, R.D. (1997), "The impact of exchange rate volatility on German-U.S. trade flows", **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, 7 (1), April, 73-87.
- ÖZTÜRK, İlhan and Ali Acaravcı, "The effects of exchange rate volatility on the turkish export: an empirical Investigation", MPRA Paper No. 332, 2006.
- POZO, S. (1992), "Conditional exchange-rate volatility and the volume of international trade: evidence from the early 1900's", **Review of Economics and Statistics**, 74 (2) May, 325-329.
- SAATÇI, Cem ve Orhan Karaca (2004), "Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye Örneği", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 5 (2), 183-195.
- SIMS, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", **Econometrica**, 48, Jan. 1980, 1-49.
- YİĞİDİM, Arslan ve Nezir Köse (1997), "İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki, İthalatın Rolü: Türkiye Örneği(1980-1996)", **Ekonomik Yaklaşım**, Cilt 8, Sayı 26.