

TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU REJİMİ, KONVERTİBİLİTE, İHRACAT-İTHALAT İLİŞKİSİ (1980-2001)*

Doç.Dr.Salih BARIŞIK
Zonguldak Karaelmas Üniversitesi
İİBF İktisat Bölümü
sbarisik70@yahoo.com

Arş.Gör.Elmas DEMİRCİOĞLU
Marmara Üniversitesi
İİBF İktisat Bölümü
elmasd61@my.net.com

ÖZET

Döviz kurları dış ticaretin yönlendirilmesinde önemli bir etken olarak görülmektedir. Buna rağmen, uygulanan döviz kuru sistemi her ülkenin dış ticaretinde aynı sonuçları vermediği gibi beklenen sonuçlar da vermeyebilir. Bu çalışmada Türkiye’de uygulanan döviz kuru sistemi ihracat-ithalat ilişkisi incelenmektedir. Analiz sonucunda döviz kuru rejimi ve ihracat-ithalat arasında kuvvetli olmayan bir ilişkinin varlığı ortaya çıkmaktadır. Konvertibilitenin dış ticareti yönlendirmede etkin olmadığı sonuçlarına varılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru, Dış Ticaret, İhracat, İthalat, Konvertibilite.

RELATIONSHIP OF EXPORT-IMPORT, CONVERTIBILITY, EXCHANGE RATE REGIME IN TURKEY

ABSTRACT

Foreign Exchange rates are seen as an important factor in determining level of foreign trade. Despite this the exchange regimes used in different countries do not always give consistent or expected results. This study examines the relationship between the exchange regime used in Turkey and export-import. Analysis shows that there is a weak relationship between exchange rate regimes and export-import. It is found that convertibility is not effective in orientating foreign trading.

Keywords: Foreign Exchange, Foreign Trade, Export, Import, Convertibility.

* Bu çalışmaya, ZKÜ, SBE, “Türkiye’de Uygulanan Döviz Kuru Sistemi Dış Ticaret İlişkisi (1995-2003)” 2004 adlı Yüksek Lisans Tez çalışması teorik temel oluşturmuştur.

1. GİRİŞ

Dünya ekonomisinde küreselleşme eğilimi ve küreselleşmenin hız kazandırdığı üretimde uzmanlaşma arttıkça ülkelerin birbirlerinin mallarına olan talebi ve bağımlılığı artmaktadır. Böyle bir ticari ilişkinin işleyebilmesi için hemen hemen her ülkeye ait bir paranın varlığı ve her ülkenin malının fiyatının diğer ülkelerin para birimi ile bilinmesi gerekmektedir. Böyle bir gereklilik yabancı ülke parasının kendi ülke parasına karşılığını ifade eden döviz kurlarını ortaya çıkarmıştır. Ülkeler arasındaki paranın değerini belirleyen döviz kuru sistemleri zaman içerisinde değişim göstermiş ve ekonomik koşullara göre uyarlanır hale gelmiştir. Kağıt paranın altın karşılığının olduğu dönemde sabit kur sistemi ile başlayan uygulama II. Dünya Savaşı'nın doğurduğu yüksek oranlı para arzı artışı ve zamanla para arzı kadar artırılmayan altın arzı nedeni ile enflasyonist sürecin hızlanması kuru sabitlikten serbestliğe doğru genişletmiştir. Bu genişleme ve kur üzerindeki düzenlemeler ile her ülke dış ticarete avantajlar sağlamayı hedeflemektedir.

Türkiye'de uygulanan döviz kuru sistemi dönemler itibarıyla farklılıklar arz etmektedir. 1980 öncesi dönemde sabit kur sistemi uygulanmıştır. 1980 sonrası dönemde sabit kur sisteminden esnek kur sistemine geçiş süreci yaşanmaktadır. 1980-1989 dönemi ve 1989 yılındaki tam konvertibilite sonrası dönem birbirinden farklılıklar arz etmektedir. 1980-1989 döneminde sık sık devalüasyonların yapıldığı sabit kur sistemi uygulanmıştır. 1989-1999 döneminde ise kontrollü serbest kur sistemi uygulanmışken, 2000-2001 döneminde günlük artışların belirlendiği sabit kur sistemi uygulanmıştır. 2001 yılının ikinci yarısından itibaren TCMB müdahalelerinin sınırlandırıldığı serbest kur sistemi uygulanmaktadır. Döviz kurlarının dış ticarete avantaj sağlama aracı olarak kullanıldığı 1980-2001 döneminde kısmen, 2001 sonrasında ise gerçek anlamda ihracata dayalı büyüme modelini uygulanmaktadır.

Döviz kurlarının dış ticaret dengesini sağlamadaki etkinliği konusunda literatürde pek çok çalışma mevcuttur. Çalışmalar; herhangi bir kur sisteminin dış ticarete avantajlar sağladığı konusunda hem fikir olmadığı gibi kur değişimlerinin dış ticaret dengesini sağlamada kesin belirleyici olmadığı sonuçlarına ulaşmaktadır. Bu çalışmada, Türkiye'de 1980-2001 döneminde uygulanan döviz kuru sistemi ile ihracat-ithalat arasında ilişki, 1989 yılından itibaren uygulanmakta olan tam konvertibilitenin söz konusunu dönemde dış ticaret dengesinde farklılıklara yol açıp-açmadığı ve 2000-2001 yılı ilk yarısında uygulanan günlük artışların belirlendiği sabit kur sisteminin ihracat-ithalat üzerindeki etkisi araştırılmaktadır.

2. DÖVİZ KURU, DIŞ TİCARET DEĞİŞKENLERİ İLE İLGİLİ LİTERATÜR

Literatürde reel döviz kuru ile dış ticaret değişkenleri arasındaki ilişkiyi irdeleyen çalışmaların sonuçları çalışma konusu olan ülkelerin, veri ölçüm tekniklerinin ve incelenen dönemlerin farklı olması nedeniyle değişmektedir. Bu bölümde konu ile ilgili yerli ve yabancı literatür kısaca özetlenmektedir.

Yabancı literatürden bazıları; Rose ve Yellen (1989), reel döviz kurunun dış ticaret bilançosu üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Rose (1991), reel döviz kuru, yurt içi gelir, yurt dışı gelir ve dış ticaret bilançosu arasındaki ilişkiyi OECD üyesi beş ülke için araştırmış ve benzer sonuçlar elde etmiştir. Hasan ve Khan (1994), Pakistan ekonomisi için devalüasyonun ihracat talebini artırıcı,

ithalat talebini ise azaltıcı yönde etki yaptığını tespit etmiştir. Acharyya (1994), Hindistan'da devalüasyonların dış ticaret dengesini sağlamada etkin olmadığı sonucuna varmıştır. Uygulanan döviz kuru politikalarının enflasyonist etkilerde bulunduğu dikkat çekmiştir. Arize (1995), döviz kuru değişkenliğinin ABD ihracatı üzerindeki etkisini inceleyen çalışmada döviz kuru değişkenliğinin artmasının ticareti engelleyici olduğu sonucuna varmıştır. Amano ve Norden (1995), dış ticaret hadleri ile reel döviz kuru arasında koentegrasyon ilişkisinin varlığını tespit etmişler ve dış ticaret şoklarından döviz kuruna bir nedensellik bulurken, tersinin geçerli olmadığını ortaya koymuşlardır. Abeyasinghe ve Yeok (1998), Singapur'da ihraç mallarının üretiminde kullanılan ithal mal içeriği arttıkça, döviz kuru değişikliklerinin ihracat üzerindeki etkisinin azaldığını belirlemişlerdir. Backus (1998), Japonya'da reel döviz kurunun dış ticaret dengesinin en önemli belirleyicisi olmadığını tespit etmiştir. Hassan ve Tufte (1998), Bangladeş için koentegrasyon ve hata düzeltme modellerini kullandıkları çalışmada reel ihracatının dış dünyanın ekonomik gelişmesine, yurt içi-yurt dışı fiyatlara ve döviz kuru değişkenliğine bağlı olduğunu ortaya koymuşlardır. Fountas ve Bredin (1998), 1979-1993 dönemi için İrlanda'da döviz kuru politikalarının kısa ve uzun dönem etkilerini inceleyen çalışmada ani döviz kuru değişikliklerinin kısa dönemde ihracatı azalttığı sonucuna varmışlardır.

Türkiye ekonomisine yönelik çalışmalar; Abuşoğlu (1990), 1980-1988 dönemini kapsayan döviz kuru politikalarının ihracata etkisini inceleyen çalışmada reel efektif döviz kuru ile ihracat arasında anlamlı bir ilişkinin bulunmadığı ve TL'nin yüksek oranda değer kaybının ihracat üzerinde uyarıcı etkisinin düşük olduğunu tespit etmiştir. Egeli (1992), 1980 sonrası dönemde uygulanan vergi iadesi, döviz kuru ve ihracat kredileri gibi teşvik politikalarının dış ticaret dengesine etkisini incelemiş ve elde edilen bulgulara göre ihracatı artırmada en etkin uygulamanın döviz kuru politikalarından ziyade ihracat kredileri olduğunu saptamıştır. Aşikoğlu ve Uçtum (1992), 1980-1990 dönemini kapsayan çalışmada döviz kuru politikasının ihracata dayalı büyümede etkili olmadığını tespit etmiştir. Zengin ve Terzi (1995), 1950-1994 dönemini kapsayan çalışmada döviz kuru, dış ticaret dengesi, ihracat ve ithalat arasındaki ilişkide değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki ve nedensellik olmadığı sonucuna varmışlardır. Durusoy ve Tokathoğlu (1997), makroekonomik dengelerin çok kısa sürede değişebildiği ülkemiz koşullarında devalüasyonun bir politika aracı olarak kullanılmasının uygun olmadığını ifade etmişlerdir. Terzi ve Zengin (1999), 1989-1996 dönemini kapsayan döviz kuru, toplam ve sektörel dış ticaret değişkenleri arasındaki dinamik ilişkileri inceleyen çalışmada döviz kuru hareketlerinin dış ticaret dengesini pozitif yönde etkileyebilmesi için gerekli koşulları Türkiye ekonomisinin henüz taşımadığı, döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada etkin olmadığı sonucuna varmışlardır. Zengin (2000), 1993:01-2000:08 dönemini kapsayan çalışmada reel döviz kuru hareketleri ve sektörel dış ticaret fiyat endeksleri arasındaki ilişkide düşük değerlenmiş kur politikasının ihracat-ithalatta kendisinden beklenen performansı gösteremediğini belirtmiştir. Usta ve Sivri (2003), 1994:1-2000:6 dönemini kapsayan reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmada reel döviz kurunun dış ticaret dengesini sağlamada etkin bir şekilde kullanılamayacağını ve ithalatın kısılmasına yönelik tedbirlerin ihracatı da olumsuz etkileyeceği sonucuna ulaşmıştır.

Bu çalışmada kullanılan, TL'nin değer artış ve azalışını ifade eden TÜFE bazlı Reel Döviz Kuru¹ (KUR artışı TL'nin kazandığını ifade etmektedir), dolar bazlı ihracat f.o.b ve ithalat c.i.f verileri TCMB, Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden alınmıştır. Seriler değişimlerin etkisini göstermesi amacıyla fark alınarak düzenlenmiştir. Döviz kuru değişimi ve ihracat-ithalat arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin sağlıklı bir şekilde test edilebilmesi için "Serilerin Durağan Olması" gerekmektedir. Seriler durağan hale getirilmesi için birim kök testi ve uzun dönemli ilişkiyi ortaya koyan koentegrasyon testi uygulanmıştır. 1989 yılında uygulamaya konulan konvertibilitenin ve 2000 yılında uygulamaya konulan günlük artışlı sabit kur sisteminin etkisini incelemek amacıyla parçalı doğrusal regresyon yöntemi kullanılmıştır. Serilerin nedenselliklerine bakılarak, 1980-1989-3, 1989-4, ve 1999 dönemi için kur, ihracat ve ithalatın belirleyicilerini göstermek amacıyla VAR modeline dayalı varyans ayrıştırması yapılmaktadır.

3. EKONOMETRİK MODEL

3.1. Birim Kök Testi

Birim kök testi, serilerin durağan olup olmadıklarını tespit etmek amacıyla yapılan bir uygulamadır. Eğer seriler durağan ise, meydana gelebilecek bir şok geçici olacaktır. Zamanla şokun etkisi azalacak ve seri uzun dönemde sahip olduğu ortalama seviyesine dönecektir. Eğer seriler durağan değilse; serinin şok sonrası dönebileceği uzun dönemli bir ortalaması yoktur. Serilerin durağan olmaması durumunda varyans, basit en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen parametrelerle tutarlı olmayacak ve regresyon denklemi gerçeğe uymayan sonuçlar verecektir. Uygulamada serilerin durağanlık özelliklerinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler; Dickey Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) (1981) ve KPSS (1992) testidir. ADF regresyonu aşağıdaki şekilde formüle edilebilir.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada ε_t ortalaması sıfır, varyansı değişmeyen, ardışık bağımlı olmayan, olasılıklı hata terimidir. Birim kök testi için $H_0: \alpha_1 = 0$ hipotezi $H_1: \alpha_1 < 0$ hipotezine karşı test edilir. H_0 reddedildiği takdirde Y_t serisi durağan, sıfır hipotezi reddedilemezse seri durağan değildir. Eğer elde edilen ADF mutlak değer olarak kritik değerlerden daha kü-

¹ Reel efektif döviz kuru (REDK), nominal efektif döviz kurunun fiyat endeksleriyle deflate edilmiş hali olup, uluslararası fiyat rekabetinin önemli bir göstergesidir. Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından da kullanılan bu tanıma göre reel efektif döviz kuru, ilgili ülkenin fiyat düzeyinin dış ticaret yaptığı ülkelerin fiyat düzeylerine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Bu yöntem aşağıdaki matematiksel formül ile ifade edilmektedir.

$$\text{Reel Döviz Kuru Endeksi} : \sum_{j \neq i} \left[\frac{P_i R_i}{P_r R_j} \right]^{W_{ij}} \quad \text{Burada, } P_i \text{ Türkiye'nin fiyat endeksi,}$$

R_i TL'nin dolar karşılığı, P_j j ülkesinin fiyat endeksi, R_j j ülkesi parasının dolar karşılığı, W_{ij} Türkiye için j ülkesinin ağırlığıdır. Türkiye için, tüketici (TÜFE) ve toptan eşya (TEFE) fiyatlarına dayanan iki farklı reel efektif döviz kuru endeksi aylık olarak 1980 yılından itibaren hesaplanmıştır. TÜFE ve TEFE bazlı reel kur endekslerinde, IMF tarafından hesaplanmış ülke ağırlıkları kullanılmıştır. www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/reel_efktf/YontemselAciklama.pdf, <9.10.2005.>

çükse, serinin durağan olmadığı ve birim kök ihtiva ettiği kabul edilmektedir. Buna karşılık, elde edilen test istatistiği mutlak değer olarak elde edilen kritik değerlerden daha büyükse, istatistiksel olarak serinin durağan olduğu kabul edilmektedir.

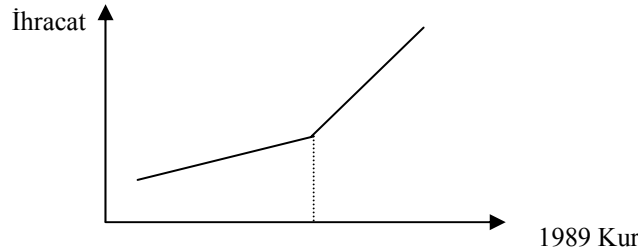
Kwiatkowski vd. göre, ADF testinde birim kök sıfır hipotezlidir ve klasik hipotez testinde yöntem sıfır hipotezi güçlü bir delil olmaksızın kabul eder. Böylece, ADF testi ilgili alternatiflere karşı güçlü değildir. KPSS testi bir serinin trendi durağan veya durağan düzeyde sıfır hipotezini esas alır. KPSS testine göre, bir zaman serisi bir deterministik trend, bir tesadüfi terim ve bir sabit bozucu terim içerir ve test bir tesadüfi terimin sıfır varyansa sahip olduğu hipotezinin Lagrange Çarpanı (LM) testidir. Böylece,

$$x_t = \alpha + y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

t deterministik trend, y tesadüfi etki, ε , hata terimidir. Tesadüfi etki, $y_t = y_{t-1} + u_t$ şeklinde ifade edilir. Y nin başlangıç değeri sabittir (intercept). ε sabit olduğu için trendi sabitin sıfır hipotezi sıfıra eşittir. α sıfıra eşitse sıfır hipotezi düzey seviyesinde durağandır. Kritik değerler tablo değerinden düşükse sıfır hipotezi yani serinin durağan olduğu kabul edilir. Aksi takdirde I(1) hipotezi kabul edilir.

3.2. Parçalı Doğrusal Regresyon Modeli

Ekonometrik modellerin çoğu, incelen değişkenler arası ilişkide kullanılan değişkenlerin dışında bu ilişkiye etki edebilecek diğer değişkenlerin etkisini sabit kabul ederek çözümlenir. Bu oluşumda hem eğimin hem de sabitin eğimini hesaplamak için gölge değişkenler kullanılabilir. Analiz adım adım genişletilerek tahmin doğrusundaki ve eğimdeki değişim gösterilebilir. Şekilde görüldüğü gibi ilişkideki dönüşüm bir yapısal kırılmayı işaret eder.



Şekildeki gösterilen ilişki model olarak,

$$C_t = \beta_1 + \beta_2 Y_t + \beta_3 (Y_t - Y_{t_0}) D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

şeklinde yazılabilir. Y_{t_0} yapısal kırılmanın meydana geldiği dönemdeki Y değeridir. Eğer, $t > t_0$ ise $D_t=1$ değilse $D_t = 0$ dır. Kırılmayı içeren ve öncesi dönemde $D_t=0$ dır. Birden fazla kırılmanın olduğu dönem söz konusu ise o dönemler içinde gölge değişkenler modele katılır. Gölge değişken yardımıyla üretilen serilerin katsayıları kritik değerleri geçerse o dönem için bir kırılma (dönüşüm) olduğu yorumu yapılır (Pindyck ve Rubinfeld, 1991:117-119).

3.3. Koentegrasyon Testleri

Durağan olmayan iki ya da daha fazla seri arasındaki uzun dönem ilişki koentegrasyon testi ile analiz edilmektedir. Her serinin birim-kök testleri yoluyla rassal bir trende sahip oldukları ve bu seriler durağan değilse farkları alınarak aynı seviyede durağan hale getirildikten sonra uzun dönemli ilişki Engle-Granger (1987) ve Johansen ve Juselius (1990) koentegrasyon testi uygulanarak incelenebilir.

3.3.1. Engle-Granger Koentegrasyon Testi

Sistemdeki değişkenlerin koentegre olup olmadıklarını belirlemek için ilk olarak Engle-Granger (1987) koentegrasyon yöntemi kullanılacaktır. Engle-Granger yönteminde değişkenler aynı dereceden entegre ise, denklem (2) deki gibi en küçük kareler yöntemi uygulanır.

$$Y_{t1} = \beta_0 + \sum_{j=2}^n \beta_j Y_{tj} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Bu regresyondan elde edilen hata terimlerinde birim kökün olup olmadığı ADF ya da PP testi ile test edilir. Şayet regresyondan elde edilen hata terimleri, ε_t , durağan ise $I(0)$ hipotezi kabul edilir. $I(0)$ hipotezi değişkenlerin koentegre olduğu ve bu değişkenlerden oluşan sistemin uzun dönemi bir denge noktasına sahip olduğu anlamına gelmektedir.

3.3.2. Johansen Koentegrasyon Testi

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiyi belirlemek için kullanılan yöntemlerden bir diğeri Johansen (1991) koentegrasyon analizidir. Yöntem olabilirlik oranlarını (Likelihood Ratio) elde etmek için hata düzeltme modelinin hesaplanmasını gerektirir. Hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi formüle edilebilir.

$$\Delta Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \beta' Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Denklemden Δ fark işlemcisini, ΔY_t değişkenleri, θ_0 sabiti, temsil etmektedir, ε_t hata terimidir. β matrisi r ($r \leq n-1$) koentegre edici vektörlerden oluşmaktadır. Aynı şekilde α matrisi ($\beta\alpha'$) hata düzeltme parametrelerini içermektedir.

3.4. Granger Nedensellik Testi

İki zaman serisi arasındaki nedensellik Granger (1986) katkılarıyla geliştirilmiştir. Bu test değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığını, eğer varsa ilişkinin yönünü, hangisinin neden hangisinin sonuç olduğunu belirlemek amacıyla kullanılan yöntemdir. Bu testin yapılabilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Granger nedensellik testi aşağıdaki iki regresyon denkleminin tahminini gerektirmektedir.

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^m a_j \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^q b_j \Delta Y_{t-j} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \sum^r c_i \Delta Y_{t-i} + \sum^s d_i \Delta X_{t-i} + v_t$$

bu modelde a_j, b_j, c_j, d_j = gecikme katsayıları, m, q, r, s = gecikme dönemleri u, v = hata terimleri, Δ = fark alma operatörüdür. Tüm b ve d katsayılarının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadıkları F-testi yardımıyla bulunarak aşağıdaki hipotezler sınanır.

$H_0 = b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_q = 0$ Bu hipotez kabul edilirse Y'den X'e nedensellik yoktur. Bu hipotez reddedilirse Y'den X'e bir nedensellik vardır.

$H_0 = d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_s = 0$ Bu hipotez kabul edilirse X'den Y'ye nedensellik yoktur. Hipotez reddedilirse X'den Y'ye bir nedensellik vardır. Her iki hipotez reddedilirse çift yönlü nedensellik vardır. İki hipotezden biri kabul diğeri reddedilirse tek yönlü nedensellik vardır. Her iki hipotez reddedilmezse X ve Y değişkenleri arasında bir nedensellik yoktur (Granger,1986:213-228).

3.5. Varyans Ayırıştırması

VAR modelinin hareketli ortalamalar bölümünden elde edilen varyans ayırıştırması değişkenlerin kendilerinde ve diğer değişkenlerde meydana gelen şokların kaynaklarını yüzde olarak ifade eder. Kullanılan değişkenlerde meydana gelecek bir değişimin yüzde kaçının kendisinden, yüzde kaçının diğer değişkenlerden kaynaklandığını gösterir. Bir değişkende meydana gelen değişimlerin büyük bölümü kendisindeki şoklardan kaynaklanıyorsa, bu değişkenin dışsal olarak hareket ettiğini gösterir. Varyans ayırıştırması değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin derecesi konusunda da bilgi verir(Enders, 1995:311).

4. AMPİRİK SONUÇLAR

4.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Modelde kullandığımız ihracat, ithalat ve kur serilerinin ADF ve KPSS testi sonuçları tablo 1 de sunulmaktadır.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKEN	ADF Testi		McKinnon Kritik Değerleri		
	Test İstatistiği	P	%1	%5	%10
İHRACAT	-3,1263**	8	-3.5155	-2.8986	-2.5866
İTHALAT	-11,7539*	0	-3,50	-2.8951	-2.5847
KUR	-9,3501*	0	-3.5073	-2.8951	-2.5847
	KPSS Testi	Bandwith	Mc Kinnon Kritik Değerleri		
HRACAT	0,1242*	22	0,7390	0,4630	0,3470
İTHALAT	0,2182*	10	0,7390	0,4630	0,3470
KUR	0,1345*	5	0,7390	0,4630	0,3470

Seriler fark alınarak düzenlenmiştir. P gecikme sayısını göstermekte olup, ADF testinde gecikme sayısını belirlemede Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır. KPSS testinde Bandwith değeri için Newey-West using Bartlett Kernell kullanılmıştır. * %1, ** %5, önem düzeyini göstermektedir.

Tablo.1.deki birim kök test sonuçlarına göre; ADF testinde ihracat serisi %5 anlam düzeyinde durağan hale gelmişken diğer serilerinde KPSS testi içinde durağan olduğu hipotezi reddedilememektedir. Birim kök test sonuçları tüm değişkenlerin aynı düzeyde ya da I(1) düzeyinde entegre olduğunu göstermektedir.

4.2. Parçalı Doğrusal Regresyon Modeli

Yapılan kısa dönemli regresyon sonuçlarına göre %11,7 gibi düşük bir R² yüzdesi ile olsa da kur değişimi ve ihracat değişimi arasında negatif, ithalat arasında pozitif bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Uzun dönemli bir ilişkiyi analiz etmeden önce 1989 yılı konvertibilitenin ve 2000 yılına uygulamaya konulan günlük artışı belirlenen sabit kur uygulamasının yapısal dönüşüm ifade edip etmediğini anlamak için yapılan parçalı doğrusal regresyon modeli sonuçları tablo.2 de sunulmaktadır.

Tablo 2: Parçalı Doğrusal Regresyon Test Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Stand. Sapma	t-istatistiği	Probability
İTHALAT	0,002938	0,001930	1,522903	0,1317
İHRACAT	-0,004739	0,002081	-2,277240	0,0254
İTH2000-1	0,000941	0,000989	0,951843	0,3440
ITH1989-4	0,000653	0,000953	0,685326	0,4951
IHR2000-1*	-0,013695	0,005290	-2,588604	0,0114
IHR1989-4	0,000520	0,001611	0,322805	0,7477
C	-0,718366	0,994771	-0,722143	0,4723
R ² 0,2070209		DW 1,993364		

* %1 önem düzeyini göstermektedir.

Yapılan test sonuçları 1989-4 yılında ihracat ve ithalat serisinde bir kırılma gözlenmediği, diğer bir deyişle konvertibilitenin ihracat ve ithalat üzerinde dönüşüm yapacak bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir. Ancak, 2000-1 döneminde günlük artışların belirlendiği sabit kur sisteminde ihracat serisinde bir kırılma (dönüşüm) dikkati çekmektedir.

4.2. Koentegrasyon Test Sonuçları

Durağan olmayan fakat aynı düzeyde entegre olan serilerin doğrusal bileşimleri durağan olduğu takdirde formal Granger nedensellik testleri ile bulunan nedensellik bulguları sahte olabilir. Bu nedenle seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını ortaya koyan koentegrasyon testleri yapılmalıdır. Bu amaçla yapılan Engle-Granger ve Johansen Koentegrasyon testi sonuçları tablo.3 ve tablo.4'te sunulmaktadır.

Tablo 3: Engle-Granger Koentegrasyon Testi Sonuçları

Koentegrasyon Denklemleri	R ²	DW	P	ADF İst.	Mc Kinnon Kritik D.	
					%1	%5
kur=f(ihracat, ithalat)	0,50	1,94	0	-9,347	-3,5073	-2,8951
ihracat=f(kur, ithalat)	0,70	1,90	0	-3,8298	-3,5102	-2,8963
ithalat=f(kur, ihracat)	0,59	1,96	0	-11,1243	-3,5073	-2,8951

P gecikme sayısını göstermektedir ve gecikme sayısı Schwarz Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak seçilmiştir. Asimptotik Kritik Değerler (ACV) Davidson ve Mc Kinnon'dan alınmıştır (1993:722).

Engle-Granger Koentegrasyon testi sonuçlarına göre değişkenler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığı %1 önem seviyesinde reddedilememektedir.

Tabl 4: Johansen Koentegrasyon Test Sonuçları

Sıfır Hipotez	Trace Testi				λ-Max Testi				P
	Alternatif Hipotez	Test İstatist	Kritik değerler		Alternatif Hipotez	Test İstatist	Kritik değerler		
			%1	%5			%1	%5	
$H_0: r = 0$	$H_1: r \geq 1$	57,26*	35,45	29,79	$H_1: r = 1$	30,02*	25,86	21,13	5
$H_0: r \leq 1$	$H_1: r \geq 2$	27,23*	19,93	15,49	$H_1: r = 2$	20,85*	18,52	14,26	
$H_0: r \leq 2$	$H_1: r \geq 3$	6,38**	6,63	3,84	$H_1: r = 3$	6,38**	6,63	3,84	

p gecikme sayısını belirlemede Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Final Prediction Error (FPE), Sequential Modified LR test İstatistiği (LR) kullanılmıştır. Kritik değerler Johansen ve Juselius'dan (1990) alınan değerleri göstermektedir. * %1, ** %5 önem düzeyini göstermektedir.

Johansen koentegrasyon test sonuçlarına göre değişkenler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı hipotezi %1 ve %5 önem düzeyinde reddedilmektedir. Her iki test de uzun dönem ilişkisi doğrulamaktadır.

4.4. Nedensellik Test Sonuçları

Koentegrasyon analizi Granger nedenselliğin yönüne ilişkin bir bilgi sunmaz. Değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü analiz etmek için Granger test sonuçlarına bakılmalıdır. Tablo.5. Granger nedensellik test sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5: Granger Nedensellik Test Sonuçları

	F-Wald İstatistiği		P
İHRACAT	İTHALAT 0,1148 (1,8451)	KUR 0,074 (2,1049)	5
İTHALAT	İHRACAT 0,4441 (0,9665)	KUR 0,019 (2,9029)	
KUR	İHRACAT 0,0967 (1,9490)	İTHALAT 0,0908 (1,9490)	

Parantez içindeki sayılar F istatistiğini göstermektedir. P gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir.

Elde ettiğimiz ampirik sonuçlara göre kurdan ihracata ve özellikle ithalata kuvvetli bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Aynı zamanda ihracattan ve ithalattan kura yönelik zayıf bir nedensellik ilişkisi görülmektedir. İthalattan ihracata ekonometrik olarak anlamlı olmasa da bir ilişki söz konusu olabilirken, ihracattan ithalata böyle bir durum söz konusu değildir. Bu nedensellik ilişkisine ilaveten, 1989-4 dönemine olarak kabul ettiğimiz konvertibilite öncesi ve sonrası için yapacağımız varyans ayrıştırması ile 1989-4 döneminin bir kırılma olmamasına rağmen değişkenlerin belirleyicilerinde farklılık meydana gelip-gelmediği araştırılmaktadır.

4.5. Varyans Ayrıştırması

Varyans ayrıştırması ile 1980-1989-3 ve 1989-4-1999 döneminde değişkenlerin belirleyicileri hakkında yorum yapılabilecektir. 2000 yılında uygulamaya konulan günlük bazda ayarlı sabit kur politikasından 2001 Krizi sonrası serbest kur politikasına geçilmesi nedeniyle 6 dönemlik bir seriyi kapsadığı için böyle bir test ile yorum yapmak yanıltıcı olabilir. Yapılan testlerde 10 dönem sonrasında katsayılarda anlamlı değişme gözlemlenmemesi nedeniyle dönem sayısı 12 ile sınırlandırılmıştır.

Tablo 6: 1980-1989-3 Dönemi Varyans Ayrıştırması

Kurun Belirleyicileri				
Dönem	Standart Sapma	KUR	ITHALAT	IHRACAT
1	5.445973	100.0000	0.000000	0.000000
2	6.612247	69.81113	10.61838	19.57050
3	6.760739	67.27087	12.68914	20.03999
4	6.859123	67.96398	12.40442	19.63160
5	6.869255	67.76643	12.59565	19.63792
6	6.899816	67.19843	13.08488	19.71670
7	6.921398	66.80263	13.56070	19.63667
8	6.921653	66.80375	13.55974	19.63651
9	6.931219	66.61948	13.79164	19.58888
10	6.952935	66.28545	14.12290	19.59165
11	6.956902	66.23333	14.18970	19.57697
12	6.958011	66.21223	14.20523	19.58254
İthalatın Belirleyicileri				
Dönem	Standart Sapma	KUR	ITHALAT	IHRACAT
1	402.8990	1.779513	98.22049	0.000000
2	457.3237	2.355453	94.10639	3.538156
3	457.6277	2.354089	94.09509	3.550820
4	473.2710	2.415013	94.15633	3.428661
5	515.8400	2.804961	93.04513	4.149905
6	526.1783	3.228949	91.94904	4.822008
7	527.7042	3.214146	91.79953	4.986327
8	536.4949	3.118852	92.05285	4.828298
9	550.8934	3.223404	91.28536	5.491241
10	553.0962	3.356068	91.09348	5.550455
11	554.1451	3.343599	91.01370	5.642699
12	559.2640	3.302987	91.08779	5.609226

Tablo 6: 1980-1989-3 Dönemi Varyans Ayrıştırması, Devamı

İhracatın Belirleyicileri				
Dönem	Standart Sapma	Kur	İthalat	İhracat
1	285.5241	0.744349	42.63117	56.62448
2	336.1767	8.173436	35.81762	56.00894
3	352.0610	8.430979	33.07527	58.49376
4	367.6078	8.664046	37.68441	53.65155
5	435.2283	7.324870	45.36557	47.30956
6	439.9725	8.318549	44.73673	46.94473
7	445.7279	8.247977	43.65641	48.09562
8	461.3070	7.702353	47.17724	45.12041
9	483.1167	7.737158	48.37282	43.89002
10	483.4345	7.818908	48.33267	43.84843
11	485.5484	7.847927	47.97872	44.1733
12	496.0567	7.571685	49.61967	42.8086

Tablo.7.1989-4-1999 Dönemi Varyans Ayrıştırması

KURUN BELİRLEYİCİLERİ :				
	Standart Sapma	KUR	ITHALAT	IHRACAT
1	6.457882	100.0000	0.000000	0.000000
2	6.768569	92.35987	7.500632	0.139500
3	7.042165	86.01352	10.81349	3.172993
4	7.139612	83.73573	10.52036	5.743918
5	7.189529	82.62496	10.50121	6.873828
6	7.233020	81.65719	10.45852	7.884288
7	7.263669	81.00763	10.48569	8.506678
8	7.277574	80.71965	10.44581	8.834534
9	7.295734	80.33624	10.41928	9.244480
10	7.300142	80.25303	10.40703	9.339939
11	7.311304	80.01434	10.39961	9.586046
12	7.312603	79.99462	10.39703	9.608350
İTHALATIN BELİRLEYİCİLERİ				
Dönem	Standart Sapma	KUR	ITHALAT	IHRACAT
1	1095.776	5.546649	94.45335	0.000000
2	1255.824	4.774140	77.69522	17.53064
3	1310.542	4.458926	79.33162	16.20946
4	1388.858	3.970287	76.91038	19.11933
5	1404.527	4.038158	77.26327	18.69857
6	1423.125	3.934434	75.57789	20.48768
7	1425.184	4.011598	75.50291	20.48549
8	1434.727	3.958525	74.82055	21.22093
9	1436.935	3.986123	74.77376	21.24012
10	1440.370	3.968191	74.42223	21.60958
11	1441.201	3.982714	74.33667	21.68061
12	1442.737	3.976159	74.19726	21.82658

Tablo.7.1989-4-1999 Dönemi Varyans Ayrıştırması, Devamı

İHRACATIN BELİRLEYİCİLERİ				
Dönem	Standart Sapma	KUR	ITHALAT	IHRACAT
1	432.6156	4.815415	35.23978	59.94481
2	513.9274	8.280937	29.99233	61.72673
3	565.3811	7.190696	29.35407	63.45523
4	619.1888	6.630286	30.32463	63.04508
5	634.9486	6.533984	29.48435	63.98167
6	655.3250	6.322301	27.69642	65.98128
7	659.7402	6.411782	27.44829	66.13993
8	672.6921	6.226550	26.92652	66.84693
9	674.0330	6.306149	26.88952	66.80433
10	680.3436	6.206638	26.43423	67.35913
11	680.6219	6.262313	26.41370	67.32399
12	684.0393	6.203178	26.21902	

Konvertibilite öncesini ifade eden 1980-1989-3 dönemi için kur ve ithalat değişimlerini büyük oranda kendisinin belirlediği, ihracatın kuru etkileme oranının %20'lerde kaldığı ve etkilerin hemen hemen ilk ayda olduğu gözlenmektedir. İhracatın belirleyicisinin ilk başlarda kendisi olmasına rağmen 8 dönem sonra ithalatın daha fazla belirleyici olduğu ortaya çıkmaktadır. Bu artış ihracat için ara malı ithalatına artan bağımlılık

şeklinde ifade edilebilir. İthalat ve ihracat değişimlerinin belirleyiciliğinde kur değişiminin zayıflığı dikkati çekmektedir.

Konvertibilite sonrası ifade eden 1989-4-1999 dönemi test sonuçları öncesi dönemde olduğu gibi kur ve ithalat değişimlerinin büyük oranda belirleyicisi yine kendisidir. İhracat ve ithalatta kurun etkisi zayıf görülmektedir. İhracat değişiminde ithalatın payının konvertibilite öncesi döneme göre giderek azaldığı gözlenmektedir. Her iki dönemde de ihracatta kurların payının ikinci ayda en etkili olduğu gözlenmektedir.

5. SONUÇ

Türkiye’de 1980 sonrası dönemde döviz kuru rejiminde değişimler yaşanmıştır. Bu değişimlere rağmen, ihracat ve ithalat rakamlarında bazı dönemler dışında istikrarlı bir artış gözlenmektedir.

Çalışmada reel kur değişimleri ile ihracat ve ithalat değişimleri arasında (2001 Krizi sonrası uygulamaya geçilen serbest kur politikasını analiz etmek için yeterli uzunluğa sahip seri oluşturulamadığı için) 1980-2001 dönemini kapsayan uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Kurdan ithalata güçlü, ihracata nispeten güçlü ilişki bulunmuşken, ihracat ve ithalatın kura etkisinin zayıf olduğu tespit edilmiştir.

Döviz kuru değişimi ile ihracat ve ithalat değişimi ilişkisindeki dönüşümü göstermek amacıyla konvertibiliteye geçilen 1989-4 ve günlük bazda sabit kur uygulamasına geçilen 2000 Yılı Enflasyonu Düşürme Programı dönüşüm yılları olarak düşünülerek parçalı doğrusal regresyon modeli kullanılmıştır. Çözümde konvertibilitenin ihracat ve ithalat üzerinde bir dönüşüm yapmadığını, 2000 yılında ihracat değişimi serisinde bir kırılmanın varlığı gözlenmektedir.

Konvertibilite öncesi ve sonrası değişkenlerin belirleyicilerini analiz eden varyans ayrıştırmasında değişkenlerdeki değişimi büyük oranda kendisinin belirlediği, ithalat değişimlerinin kur değişimlerini belirleme gücünün ihracat değişiminin kur değişimini belirleme gücünden daha yüksek olduğu bulunmuştur. İhracat değişimlerinin ithalat değişimlerini belirleyiciliğinin 1989 sonrasında öncesi döneme göre azaldığı, ihracat değişiminin kendisini belirleme gücünün arttığı gözlenmektedir. İhracat değişiminde kur ve ithalat değişiminin belirleyiciliği azalmıştır.

Bu sonuçlar, dış ticaretin dengesini etkilemenin veya ihracatın artırmanın sadece kur ayarlamaları ile yapılamayacağını göstermektedir. Bu amaçla, dış ticaret sektörlerinde verimliliği artırıcı önlemlere de ağırlık verilmesi, teknolojik yatırıma, nitelikli işgücüne önem verilmesi, alt yapı ve kurumsal düzenlemelerin tamamlanması, marka yaratma, dış ticarete rekabet yaratılması, gümrük birliğinden daha etkin yararlanılabilmesi gibi ek çalışmalar üzerinde durulması gerektiği ortaya çıkmaktadır.

KAYNAKÇA

- Abeysinghe Tilak, Yeok Tan Lin; (1998); "Exchange Rate Appreciation and Export Competitiveness: The Case of Singapore," *Applied Economics*, Vol.30, No.1:51-55.
- Abuşoğlu, Ömer; (1990); *Döviz Kuru ve İhracat Üzerine Etkisi*, Ankara: TOBB.
- Acharyya, Rajat; (1994); "Liberalized Exchange Rate Management System and Devaluation in India: Trade Balance Effect," *Journal of Economic Integration*, Vol.3: 210.
- Akaike, H.; (1969); "Fitting Autoregressions for Predictions," *Annals of the Institute Statistical Mathematics*, Vol. 21: 243-247.
- Arize, C.A.; (1995); "The Effects of Exchange-Rate Volatility on U.S. Exports: An Empirical Investigation," *Southern Economic Journal*, Vol. 62, No.1:32-41.
- Aşıkoğlu Yaman, Merih Uçtum; (1992); "A Critical Evaluation on Pakistan's Rate Policy in Turkey," *World Development*, Vol.20, No.10:1205-1208.
- Backus, D.; (1998); "The Japanese Trade Balance: Recent History and Future Perspectives," *Japan and the World Economy*, Vol.10:418-431.
- Dickey, David A., Wayne A. Fuller; (1979); "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74: 251-276.
- Dickey, David A., Wayne A. Fuller; (1981); "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol.49: 1057-1063.
- Durusoy T.Ö., İbrahim Tokathoğlu; (1997); "Devalüasyon ve J Eğrisi," *Ekonomik Yaklaşım*, Y.8, S. 24-25:65-68.
- Egeli Hüseyin Avni; (1992); "Türkiye'de 1980 Sonrası Dönemde İhracatın Gelişimi ve İzlenen Politikaların Etkinlikleri," *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, C.7, S.2:115-121.
- Enders, Walters, (1995); *Applied Econometric Time Series*, New York, Iowa State University.
- Engle, R. F., C. W. J. Granger; (1987); "Cointegration and Error- Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55: 251-263.
- Fountas, Stiliano ve Bredin Donal; (1998); "Exchange Rate Volatility and Exports: The Case of Ireland," *Applied Economics Letters*, Vol.5:301-323.
- Granger, C. W. J.; (1986); "Development in the Study of Cointegrated Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.37, No.3:211-228.
- Hasan, M. Aynul ve Ashfaq Khan; (1994); "Impact of Devaluation on Pakistan's External Trade: An Econometric Approach," *The Pakistan Development Review*, Vol.33, No.4:1205-1217.
- Hassan, M. Kabir ve David R. Tufte; (1998); "Exchange Rate Volatility and Aggregate Export Growth in Bangladesh," *Applied Economics*, Vol.30, No.2:187-193

- IMF; *International Financial Statistics*, <http://www.imf.org>, 25.05.2004
- Kwiatkowski, D./Phillips, P.C.B/Schmidt, P./Shin, Y., (1992); "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root.," *Journal of Econometrics*, Vol:54, pp.159-178.
- Johansen S, Juselius, K.; (1990); "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52:165-178.
- Pindyck Robert S.,Rubinfeld Daniel L. (1991); *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill.
- 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, J. L. Yellen; (1989); "Is There a J-curve?," *Journal of International Economics*, Vol.24, No.1:
- TCMB; Elektronik Veri Dađıtım Sistemi, www.tcmb.gov.tr.25.05.2004.
- TCMB; Reel Efektif Reel Döviz Kuruna İliŐkin Yönetimsel Açıklama www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/reel_efktf/YontemselAciklama.pdf, 9.10.2005.
- Terzi Harun, Ahmet Zengin; (1999); "Kur Politikasının DıŐ Ticaret Dengesini Sađlamadaki Etkinliđi," *Ekonomik YaklaŐım*, C.10, S.33:21-35.
- Usta Can, Uđur Sivri; (2003); "Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İliŐki," <http://iktisat.uludag.edu.tr/dergi/11/16-ugur/16-ugur.htm>. 22.11.2003.
- Zengin Ahmet; (1994); "Döviz Kuru Politikası-İhracat İliŐkisinin Türkiye Açısından İncelenmesi," (*YayınlanmamıŐ Yüksek Lisans Tezi*), Trabzon:KTÜ, SBE.
- Zengin Ahmet, Harun Terzi; (1995); "Türkiye'de Kur Politikası, İthalat, İhracat ve DıŐ Ticaret Dengesi İliŐkisinin Ekonometrik Analizi," *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, S.11:245-254.
- Zengin Ahmet; (2000); "Reel Döviz Kuru Hareketleri ve DıŐ Ticaret Hadleri," *İstatistik AraŐtırma Sempozyumu*, Ankara:DİE.