

## EURO VE DOLAR KURLARI ARASINDAKİ İLİŞKİ: PARÇALI DURAĞANLIK VE EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

M. Vedat PAZARLIOĞLU\*  
Nuket KIRCI\*\*

### ÖZET

Gelişmiş ülkeler 1970'lerin ortalarından itibaren sabit döviz kuru sisteminden esnek döviz kuru sistemine geçmişlerdir. Serbest döviz kuru sistemine geçişle birlikte döviz kuru öngörülleri de önem kazanmıştır. Finans literatüründe uygulamalı çalışmalar göstermiştir ki; döviz kuru serisi dinamikleri birim kök davranışı gösteren zaman serileri şeklindedir. Döviz kurları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı uzun dönem bir denge ilişkisi olduğunu göstermektedir ve döviz kurları arasında Granger nedenselliğın olabileceğini işaret etmektedir. Bu bilgilere dayanarak bir döviz kurunun alacağı değeri diğer döviz kuru ile tahminlemek mümkün olabilecektir.

Çalışmamızın amacı Euro ve Dolar kurlarının zaman serisi özelliklerini parçalı zaman serisi literatürünü dikkate alarak belirlemek, bu özelliklere dayanarak seriler arasındaki uzun dönem ilişkisini araştırmak, 2001 yılında yaşanan kriz ve politika değişimlerinin kurlar üzerindeki etkisini görmek ve dalgalı kur politikasıyla beraber önem kazanan öngörümlemelerin tutarlılığı hakkında yorumlar sağlamaktır.

**Anahtar Kelimeler:** Döviz Kuru Sistemi, Uzun Hafıza, GPH, MGPH, Zivot-Andrews Testi

### 1.Giriş

Döviz, dar anlamda “çek, poliçe gibi yabancı parayı temsil eden belgeler” anlamına gelmektedir. Herhangi bir ülkenin parasının, başka bir ülkenin parasına dönüştürülmesiyle ilgili işlemlere de döviz işlemi veya kambiyo işlemi denilmektedir. Döviz kelimesi dilimize Fransızca'daki devise'den geçmiştir. Genel olarak döviz denildiğinde milletlerarası ödemelerde kullanılan ödeme araçlarının tamamı ifade edilmektedir (<http://tr.wikipedia.org>).

Döviz kuru sistemi, döviz kurlarının belirlenme ve değişiminin nasıl ve hangi esaslara göre gerçekleşeceği ile ilgili kurallar bütünü olarak tanımlanır. Döviz kuru sistemleri temelde iki grupta incelenmektedir: esnek ve sabit döviz kuru sistemleri. Esnek döviz kuru sistemi, döviz kurunun piyasa mekanizması tarafından belirlendiği sistemdir; sabit döviz kuru sistemi ise döviz kurunun resmi organlarca belirlendiği sistemdir.

Döviz kuru öngörüsü, gelişmiş ülkelerde 1980'lerin başında, Bretton-Woods sisteminin çökmesinden birkaç yıl sonra, önem kazanmıştır. Gelişmiş ülkeler

\* Dokuz Eylül Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü (vedat.pazarlioglu@deu.edu.tr)

\*\* Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri ABD (nuket.kirci@yahoo.com)

1970'lerin ortalarında sabit döviz kuru sistemini terk ederek serbest döviz kuru sistemine geçmişlerdir. Bu sisteme geçişle birlikte kur belirsizliklerini ortadan kaldırmak amacıyla döviz kuru öngörüsü önem kazanmıştır (Alper ve Ardıç, 2006; 51). Ülkelerin ekonomik yapı ve göstergelerine bakılarak belirli bir döviz kuru sistemi uygulamasına karar verilmesi güç olmakla beraber, dünyada gözlemlenen genel eğilim, sabit kur sisteminden esnek kur sistemine geçişin söz konusu olduğudur (Okur, 2005; 2).

Türkiye'de uygulanan döviz kuru sistemi dönemler itibari ile farklılıklar arz etmektedir. 1980 öncesi dönemde sabit kur sistemi uygulanmıştır. 1980 sonrası dönemde sabit kur sisteminden esnek kur sistemine geçiş süreci yaşanmıştır (Barışık ve Demircioğlu, 2006; 72). Bu geçişle döviz kurunun piyasa mekanizması tarafından belirlenmesi amaçlanmıştır. Sabit kurdan esnek kura geçiş süreci: 1980-1989 döneminde sık sık devalüasyonların yapıldığı sabit kur sistemi, 1989-1999 döneminde ise kontrollü serbest kur sistemi, Aralık 1999'da IMF ile yapılan 18. Stand-by Anlaşması ve enflasyonun düşürülmesi için döviz kurunun çıpa olarak kullanılması, 2000-2001 döneminde günlük artışların belirlendiği sabit kur sistemi uygulamaları ile devam etmiştir. Şubat 2001'de yaşanan ekonomik kriz Merkez Bankası müdahalelerinin sınırlandırıldığı esnek döviz kuru politikasına geçişle sonuçlanmıştır. Başlangıçta ciddi dalgalanmalar yaşanmakla beraber, ekonomik birimlerin sisteme uyum sağlamasıyla kurlar istikrarlı bir trend kazanmıştır.

Şekil 1'de görüldüğü üzere; yaşanan ekonomik kriz ve politika değişimi kurlar üzerinde etkili olmuştur. Bu etkiyi net bir şekilde ortaya koymak amacıyla çalışmamızda Dolar ve Euro kurlarının zaman serisi özellikleri incelenecektir. Finans literatüründe uygulamalı çalışmalar, döviz kuru serisi dinamiklerinin birim kök davranışı gösteren zaman serileri şeklinde olduğunu ortaya koymuştur. Döviz kurları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı uzun dönem bir denge ilişkisi olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, döviz kurları arasında Granger nedenselliğinin olabileceğini işaret etmektedir. Bu durum şunu göstermektedir ki, bir döviz kurunun alacağı değeri diğer döviz kuru ile tahminlemek mümkün olabilecektir (Pan ve Liu, 1999; 305).

Geleneksel birim kök testleri zaman serilerinin  $I(0)$  veya  $I(1)$  olması durumlarını göz önünde bulundurmaktadır. Gerçek hayatta zaman serileri her zaman  $I(0)$  ve  $I(1)$  davranışı göstermemekte bazı durumlarda bütünleşme derecesi  $I(d)$  ondalık sayı olabilmektedir. Serilerin bütünleşme derecesi, serilerin ne tür bir davranış sergilediğini bize açıklamaktadır. Geleneksel yöntemlerle eşbütünleşme ilişkisinin bulunamadığı ya da eşbütünleşme testlerinin çelişkili sonuçlar verdiği durumlarda parçalı birim kök veya parçalı eşbütünleşme testlerine başvurulması gerekmektedir.

Serilerin parçalı özelliğe sahip olmasına karşın bu özelliğin dikkate alınmaması teorik ve politika uygulamaları açısından sorunlar ortaya çıkarabilir. Bu nedenle bu tür özelliklere sahip seriler belirlenmeli ve serilerin piyasadaki etkileşimleri analiz edilirken parçalılık özellikleri dikkate alınmalıdır. Bilindiği üzere zaman serilerinde birim kök özelliğinin dikkate alınmaması "sahte regresyon" sorununu ortaya çıkarmaktadır, parçalı birim kökün dikkate alınmaması ise eşbütünleşme tekniği kullanılarak ulaşılan modellerdeki sonuçların "sahte ilişkiler" içermesine yol açabilmektedir (Kahyaoglu ve Duygulu; 2005).

## 2. Parçalı Eşbütünleşme Analizi

Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından zaman serisi literatürüne dahil edilen parçalı eşbütünleşme kavramına, Koustas ve Veloce (1996), Asikainen (2003), Özdemir (2003; 2004) ve Turgutlu (2004) çalışmalarında yer vermiştir. Parçalı bütünleşmeye izin veren parçalı ARIMA veya (ARFIMA(p, d, q)) modelleri aşağıdaki eşitlikteki gibidir:

$$\phi(L)(1-L)^d y_t = \psi(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

Bu eşitlikte  $\varepsilon_t$  beyaz gürültü süreci,

$$\phi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j L^j \quad \text{ve} \quad \psi(L) = 1 + \sum_{j=1}^q \psi_j L^j$$

Sırasıyla p ve q'uncu dereceden AR ve MA polinomlarıdır.  $d > -1$  her hangi reel sayı için,  $(1-L)^d$  kesirli fark alma işlemcisi aşağıdaki eşitlikteki gibi ifade edilir:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \binom{d}{k} L^k = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2} L^2 + K \quad (2)$$

$y_t$ , zaman serisinin özellikleri d bütünleşme derecesinin değerine göre ifade edilebilir. ARFIMA modelde bütünleşme derecesi d, eğer sıfır ile bir arasında ise parçalı birim köke sahiptir. Seri durağan ve durağan olmayan seri özelliklerine birlikte sahiptir. Bu aralıktaki d değerine sahip tüm serilerin hafıza ve ortalamaya dönme özellikleri benzerdir fakat d değerinin 0.5'in üzerinde ve altında olmasına göre varyansın özelliği değişmektedir.  $p=q=0$  olduğunda Denklem (1),  $(1-L)^d y_t = \varepsilon_t$  haline gelir.  $d < 0.5$  olduğunda sürecin varyansı sonludur.  $d \geq 0.5$  olduğunda sürecin varyansı sonsuzdur.  $d < 0.5$  iken süreç durağandır ve  $d > 0.5$  olduğunda süreç ortalamasına geri döner. Bütünleşme derecesi d, 0 ile 0.5 arasında olduğunda serinin varyansı sonludur, seri kovaryans durağandır ve durağan olmakla beraber uzun hafıza özelliğine sahiptir.  $d \in (0, 0.5)$  için  $y_t$  süreci,

$$\sum_{j=-\infty}^{\infty} |\gamma_j| = \infty \text{ olduğundan } y_t \text{ sürecinin } j\text{-inci otokovaryansı } (\gamma_j) j \rightarrow \infty \text{ iken } j^{2d-1}$$

çok yavaş azalmaktadır ve  $\gamma_j$  toplanamaz. Eğer  $0.5 \leq d < 1$  ise varyans sonludur ve durağan değildir, kovaryans durağan değildir ve seri durağan değildir ancak bu modellerin toplam etki fonksiyonlarının sınırlı değeri şokların kalıcı etki göstermediğini ifade eder.  $d \in (-0.5, 0)$  ise  $y_t$  orta hafızaya sahiptir. Bu durum,

$$\sum_{j=-\infty}^{\infty} |\gamma_j| < \infty \text{ ile ifade edilebilir. } d \leq -0.5 \text{ iken } y_t \text{ kovaryans durağan bir süreçtir fakat}$$

ortalamasına geri dönmez..  $d \geq 0.5$  ise  $y_t$  kovaryans durağan değildir ve sonlu bir varyansa sahip değildir. Eğer  $d < 1$  ise şoklar yavaşta olsa etkisi ortadan kalkmaktadır Makro ekonomik uygulamalarda karşılaşılan durum d bütünleşme derecesinin  $0.5 < d < 1$  aralığında olduğudur. Bütünleşme derecesi bu aralıkta bulunan  $y_t$  zaman serisi sonsuz varyansa sahiptir ve şoklar bu seri üzerinde güçlü kalıcılık etkiye sahiptir. Bütünleşme derecesi bu aralıkta bulunan bir seri şok öncesi trendine geri

dönme eğilimi gösterir. Durağan süreçte otokorelasyon üstel olarak azalırken parçalı birim kök sürecinde hiperbolik olarak azalmaktadır. Başka bir ifadeyle daha büyük d değerine sahip serilerin otokorelasyon fonksiyonu daha yavaş sönmektedir

## 2.1. Geweke Porter-Hudak Yarı Parametrik Yöntem

Uzun hafızanın belirlenmesi amacıyla en sık kullanılan yöntemlerden biri log periodogram regresyonudur. Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen GPH yöntemi de bu regresyonu içermektedir. Turgutlu (2004), Özdemir (2003;2004), Kahyaoğlu ve Duygulu (2005) çalışmalarında yer verildiği üzere parametrik yöntemlerle tahmin edilen parçalılık özelliği p ve q düzeylerinin doğru şekilde tahmin edilmesine bağlıdır. Parametrik yöntemin bu olumsuzluğu Geweke ve Porter Hudak spektral fonksiyonun logaritmasını alarak ortadan kaldırmıştır. Yöntem aşağıda gösterilen spektral regresyon denkleminin EKKY ile tahminlenmesine dayanmaktadır:

$$Y_j = \alpha - dZ_j + \varepsilon_j \quad j = 1,2,3,\dots,n \quad \varepsilon_t \approx (0, \pi^2 / 6)$$

$$Y_j = \ln(I(w_j)) \quad \text{ve} \quad Z_j = \ln(4 \sin^2(\frac{1}{2} w_j)), \quad d = \delta_{GPH} \text{ olmak üzere,}$$

$$\ln[I(w_j)] = \alpha - \delta_{GPH} \ln[4 \sin^2(\frac{1}{2} w_j)] + \varepsilon_j$$

$$w_j = 2\pi j / T, \quad j = 1,2,3,\dots,n \quad \text{ve} \quad n = T^\lambda$$

$w_j$ , T gözlemden oluşan örneklemin Fourier frekanslarını,  $I(w_j)$  ise  $Y_t$  serisinin  $w_j$  frekansındaki periodogramını göstermektedir.  $I(w_j)$  aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$I(w_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T Y_t e^{i w_j t} \right|^2 \quad \hat{d} \approx N \left( d, \pi^2 / (6 \sum_{j=1}^n (Z_j - \bar{Z})^2) \right)$$

Burada testin gücü açısından  $\lambda$ 'nın seçimi önemli rol oynamaktadır. Geweke ve Porter Hudak  $\lambda$ 'nın 0.5 ve 0.6 arasındaki değerlerde daha sağlıklı sonuçlar verdiğini belirtmişlerdir. Bununla birlikte uygulamada  $\lambda$ , 0.4 ile 0.6 arasındaki değerler denenerek test yapılmaktadır. Ayrıca küçük örneklerde hata terimi asimtotik dağılıma sahip olduğundan hata teriminin varyansı  $\pi^2/6$  olmaktadır. Ayrıca serinin parçalı durağan yapısını gösteren d istatistiği 1+GPH şeklinde hesaplanmaktadır.

GPH yöntemi ile parçalı durağanlık, elde edilen d istatistiğinin t değerlerine göre belirlenmektedir. Birim kök testlerinin aksine GPH yönteminde t istatistikleri kullanılmaktadır. Parçalı durağanlığın testinde kullanılacak hipotezler aşağıdaki gibi formüle edilir:

$$H_0: d=1$$

$$H_1: d<1$$

Yukarıdaki boş hipotezin ret edilmesi serinin parçalı durağan yapıda olduğunun göstergesidir.

Parçalı eşbütünleşme analizinde ise Denklem (1)'den elde edilen hataların durağanlığı incelenmektedir. Fakat burada t değerleri yerine Septon (2002)

tarafından Monte Carlo denemeleri sonucunda oluşturulan kritik değerler kullanılmaktadır.

### 3. Zivot ve Andrews Birim Kök Testi

Perron (1988, 1989) 1973 yılındaki ilk petrol krizi ile ekonomide önemli bir yapısal değişikliğin olduğunu saptamış ve bu yapısal değişikliğe bağlı yapılan birim kök testlerinin yanlış sonuçlar verdiğini belirlemiştir. Zivot ve Andrews (1992), Perron'un test istatistiğini farklı bir şekilde ele almışlardır. Perron'un sıfır hipotezi kırılmayı dışsal olarak almaktadır. Zivot ve Andrews dışsallık varsayımını sorgulamışlar ve yerine yapısal kırılmanın içsel olarak gerçekleştiği durumu incelemişlerdir. Zivot ve Andrews üç farklı birim kök testi uygulamışlardır:

$$y_t = \mu^A + \theta^A DU_t(\lambda) + \beta^A t + \alpha^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^A \Delta y_{t-j} + e_t \quad (\text{Model A})$$

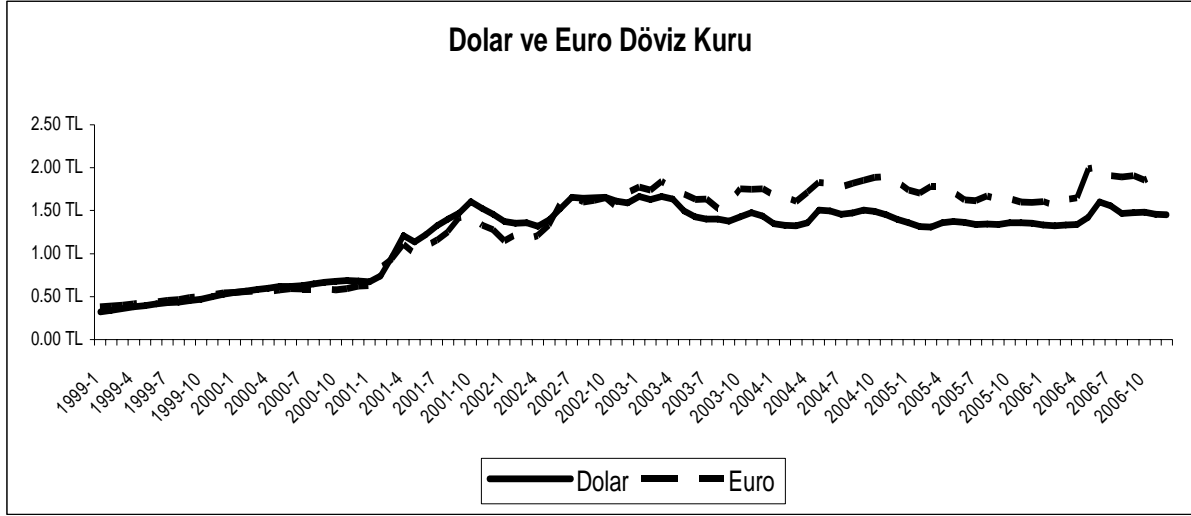
$$y_t = \mu^B + \beta^B t + \gamma^B DT_t^*(\lambda) + \alpha^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^B \Delta y_{t-j} + e_t \quad (\text{Model B})$$

$$y_t = \mu^C + \theta^C DU_t(\lambda) + \beta^C t + \gamma^C DT_t^*(\lambda) + \alpha^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j^C \Delta y_{t-j} + e_t \quad (\text{Model C})$$

Burada olası  $T\lambda$  kırılma yılı olup eğer  $T\lambda > t$  ise  $DU_t(\lambda)=1$ , diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır, ve eğer  $t > T\lambda$  ise  $DT_t^*(\lambda)=t - T\lambda$ , diğer durumlarda sıfır değerini almaktadır. Model A sabitte kırılmayı, Model B trendde kırılmayı ve Model C ise sabit ve trendde kırılmayı incelemektedir. Testin uygulanmasında gözlem dönemindeki her bir yıl olası kırılma yılı olarak alınarak kukla değişkenler oluşturulmakta ve  $\alpha$ 'nın t istatistikleri elde edilmektedir. Bu süreç gözlem döneminin tümü için uygulandıktan sonra  $\alpha$ 'nın t istatistiğinin minimum elde edildiği yıl olası kırılma yılı olarak belirlenmektedir. Elde edilen t istatistiği Zivot ve Andrews tarafından oluşturulan kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Eğer elde edilen t istatistiği kritik değerlerden küçükse seri birim kök içerdiğini belirten sıfır hipotezi kabul edilmektedir. Elde edilen t istatistikleri kritik değerlerden büyükse sıfır hipotezi ret edilmekte ve serinin yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğunu belirten alternatif hipotez kabul edilmektedir.

### 4. Veri ve Ampirik Bulgular

Çalışmamızda Euro ve Dolar döviz kurları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılacaktır. Her iki döviz kuru serisi 1999:1-2006:12 dönemleri arasında aylık olup TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir. Seriler aylık olduğundan dolayı mevsimsel özellik taşımaktadırlar. Bu durum göz önünde bulundurularak hareketli ortalamalar yöntemi ile mevsimsel etkiler ortadan kaldırılmıştır. Döviz kurlarına ait serilerin grafikleri Şekil 1'de verilmiştir. Her iki döviz kurunun seyri incelendiğinde 2001 yılında yaşanan ekonomik krizin etkileri görülmektedir. 2001 yılına kadar Euro ve dolar döviz kuru 1 YTL'nin altında seyrederken yaşanan ekonomik krizle birlikte 1 YTL sınırını aşmışlardır. 2001 yılından itibaren serinin seyri 1-2 YTL arasında değişkenlik göstermiştir.



**Kaynak:** Bu grafiğin verileri [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr) veri dağıtım sisteminden elde edilmiştir.

Seriler arasında eşbütünlük ilişkisini tespit etmeden önce serilerin bütünlük derecelerini belirlemek gerekmektedir. Zira eşbütünlük analizi aynı dereceden bütünlük seriler üzerine uygulanabilmektedir. Bu amaçla üç farklı birim kök testi uygulanmıştır. Uygulamada ADF, PP ve KPSS testleri olmak üzere üç farklı birim kök testi yapılmıştır. Burada ADF ve PP testlerinin boş hipotezleri seride birim kökün varlığı yönündedir. KPSS testinin boş hipotezi ise seri durağandır şeklinde oluşturulmaktadır. ADF ve PP birim kök testlerinin birlikte verilmesi elde edilen sonuçların sağlamlığını (robust), kanıtlamak amaçlıdır. ADF testinin boş hipotezi seri birim kök içerir şeklinde kurulmaktadır ve genelde serilerde birim kök bulma eğilimindedir. Bu nedenle II. Tip hatadan kaçınmak amacıyla KPSS testide uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 1’de verilmiştir. Parantez içerisinde %1 önem düzeyindeki kritik değerler gösterilmektedir.

**Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları**

ADF Birim Kök Testi*				
	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
Değişkenler	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	-2.955 (-3.502)	-1.649 (-4.059)	-4.295 (-3.502)	-6.818 (-4.059)
Euro	-2.163 (-3.500)	-1.469 (-4.057)	-8.027 (-3.501)	-8.264 (-4.058)
PP Birim Kök Testi				
	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
Değişkenler	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	-3.203 (-3.500)	-1.690 (-4.057)	-5.822 (-3.501)	-6.075 (-4.058)
Euro	-2.248 (-3.500)	-1.342 (-4.057)	-8.074 (-3.501)	-8.226 (-4.058)
KPSS Birim Kök Testi				
	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
Değişkenler	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	0.892 (0.739)	0.303 (0.216)	0.650 (0.739)	0.091 (0.216)
Euro	1.088 (0.739)	0.305 (0.216)	0.418 (0.739)	0.049 (0.216)

\* Gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

Tablo 1'den elde edilen sonuçlara göre, Dolar ve Euro döviz kuru birim kök içermekte ve birinci farklarda durağan olmaktadır. Her iki serinin aynı dereceden durağan olması aralarında eşbütünleşme ilişkisi olabileceğini göstermektedir. Eşbütünleşme ilişkisi iki aşamalı Engle-Granger yöntemi ile test edilmiştir. Bu amaçla;

$$Dolar = \beta_0 + \beta_1 Euro + e_t \quad (1)$$

Denklem (1) EKKY ile tahmin edilmiş ve elde edilen denklemden hatalar çekilerek durağanlığı araştırılmıştır.<sup>1</sup> Elde edilen sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir.

**Tablo 2: Engle-Granger Eşbütünleşme Testi**

ADF Birim Kök Testi*		
Değişken	Düzye Değerler	Birinci Farklar
$e_t$	-2.763 (-4.008)	-11.367 (-4.008)

\* Kritik değerler Enders (2004)'ten alınmıştır.

Tablo 2'deki sonuca göre Denklem (1)'den elde edilen hata terimlerinin %5 önemle düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Ele alınan dönem içinde Euro ve Dolar döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. Bu durum göstermektedir ki bu iki değişken arasında uzun dönemde bir denge değeri yoktur.

Birinci farklarda durağan olduğu belirlenen serilerin aslında uzun hafızaya sahip olma ihtimalleri de vardır. Uzun hafıza, geleneksel birim kök testlerinde, birim kök bulunması lehine bir sapma yaratmaktadır. Bu nedenle serilere parçalı durağanlık testlerinin de uygulanmasında yarar vardır (Turgutlu, 2004; 63).

Bu nedenle serilerin parçalı durağanlıkları veya uzun hafızaya sahip olup olmadıkları yarı parametrik GPH yöntemi test edilmiştir. GPH yöntemi sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. Tablo 3'te  $\lambda$  değerleri ve buna karşılık hesaplanan d değerleri yer

<sup>1</sup> Euro serisi bağımlı değişken alınarak model tekrar kurulmuş ve eşbütünleşme ilişkisi araştırılmış ve benzer sonuçlar elde edilmiştir.

almaktadır. Aynı tabloda bütünleşme derecesi olan d değerlerinin bire eşit olduğunu belirten test istatistiği sonuçları da verilmektedir.

**Tablo 3: GPH Parçalı Durağanlık Analizi**

* Kritik Değerler	$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	Euro		Asimtotik Standart Sapma	Dolar	
			d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$		d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$
-1.943	0.40	0.434	0.915	-0.197	0.434	0.897	-0.238
-1.895	0.45	0.384	1.058	0.150	0.384	1.040	0.104
-1.833	0.50	0.317	1.054	0.171	0.317	1.034	0.108
-1.782	0.55	0.258	1.087	0.338	0.258	1.200	0.776
-1.753	0.60	0.222	1.088	0.395	0.222	1.098	0.442

\*%5 önem düzeyinde t tablo değerleridir.

Elde edilen parçalı durağanlık sonuçlarına göre Dolar ve Euro döviz kuru için d değerinin bire eşit olduğu sıfır hipotezi %5 önem düzeyinde tüm frekans değerlerinde ret edilememiştir. Bu hipotezin ret edilememesi serilerin düzeyde durağan olmadığını ve birim kök içerdiğini göstermektedir. Sonuç olarak Dolar ve Euro serileri parçalı durağanlık testine göre de durağan olmamakta ve birim kök içermektedir.

GPH tarafından elde edilen bütünleşme derecesi  $d>1$  alternatiflerine karşı tutarsız olduğundan parçalı bütünleşme derecesinden birim kök davranışını elde etmek sorun olmaktadır. GPH tahmininin bu zayıflığı Phillips tarafından oluşturulan Modifiye Edilmiş Log Periodogram Regresyon (MGPH) yöntemi ile ortadan kaldırılmıştır. Bu yöntemde bağımlı değişken sıfır hipotezin  $d=1$  olduğu durum için d'nin dağılımına göre modifiye edilmiştir. MGPH yöntemi sonuçları aşağıda verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre Euro serisi patlayan seri özelliği göstermekte ve  $\lambda$  0.45 ile 0.55 değerleri arasında ikinci dereceden bütünleşik özellik göstermektedir. Dolar serisi için GPH ve MGPH sonuçları birbirleri ile tutarlı sonuçlar vermekte ve birim kök davranışı sergilemektedir.

**Tablo 4: Modifiye GPH Parçalı Durağanlık Testi\***

$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	Euro		Asimtotik Standart Sapma	Dolar	
		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$
0.40	0.507	1.082	0.312	0.737	1.106	0.405
0.45	0.746	1.826	3.408	0.610	1.317	1.310
0.50	0.539	1.583	2.729	0.430	1.377	1.763
0.55	0.389	1.436	2.355	0.363	1.157	0.847
0.60	0.318	1.215	1.298	0.290	0.954	-0.280

\*%1, %5 ve %10 önem düzeylerinde z tablo değerleri sırasıyla -2.35, -1.64 ve 1.30'dur.

Eşbütünleşme analizi ekonomik değişkenler arasında uzun dönem ilişkisini test etmeye imkan vermektedir. Eşbütünleşme için oluşturulan testler genelde hata teriminin bütünleşme derecesini tam sayı olarak alan birim kök testleri ile yapılmaktadır. Bununla birlikte, ekonomik değişkenlerden oluşan sistemin hata terimi parçalı bütünleşik yapıda olduğunda parçalı eşbütünleşme ilişkisinin olması muhtemeldir. Parçalı eşbütünleşme kavramı ekonomide uzun dönem denge ilişkisinin varlığını vurgulamaktadır. Çünkü parçalı bütünleşik hata terimi ortalamaya dönme eğilimi göstermektedir. Hata terimi için birim kök içerir veya içermez şeklinde kesin sınırlamadan kaçınmak için parçalı eşbütünleşme analizi standart



eşbütünleşme analizine göre daha fazla esneklik sağlamaktadır (Cheung ve Lai, 1993; 104). Bu nedenle Euro ve Dolar kurları arasında eşbütünleşme ilişkisinin parçalı durağanlık testi ile yapılmasında fayda vardır. Bu amaçla Denklem (1)'den elde edilen hata terimlerinin parçalı durağanlığı incelenmiş ve sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir. Elde edilen test sonuçları ADF test sonuçları aynı doğrultudadır. Buna göre hata terimlerine ait durağanlık seviyesinin bir olduğu boş hipotez %5 önem düzeyinde kabul edilmektedir. Parçalı durağanlık testi de Euro ve Dolar kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını göstermektedir.

Tablo 5: GPH Eşbütünleşme Testi

* Kritik Değerler	$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	$e_t$	
			d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$
-2.24	0.40	0.434	1.371	0.855
-2.26	0.45	0.383	1.524	1.365
-2.28	0.50	0.317	1.557	1.757
-2.28	0.55	0.258	1.121	0.468
-2.27	0.60	0.222	0.989	-0.050

\*Sephton (2002) alınan % 5 önem seviyesindeki kritik değerleridir.

Eşbütünleşme ilişkisi ayrıca MGPH yöntemi ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir. MGPH yöntemine göre de hatalar birim köke sahiptir ve eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir.

Tablo 6: MGPH Eşbütünleşme Testi\*

$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	$e_t$	
		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$
0.40	0.199	1.128	0.487
0.45	0.172	1.208	0.858
0.50	0.124	1.262	1.227
0.55	0.173	0.989	-0.058
0.60	0.160	1.057	0.343

\* %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde z tablo değerleri -2.35, -1.64 ve 1.30'dur.

Bilindiği üzere 2001 yılında Türkiye ekonomisi çok önemli bir kriz yaşamış ve sonucunda devalüasyon gerçekleşmiştir. Yaşanan ekonomik krizin ardından 1 YTL'nin altında seyreden döviz kurları 1.5 YTL sınırlarına dayanmıştır. Ayrıca 2001 yılında yaşanan ekonomik krizin ardından uygulanan kur politikasında önemli değişiklikler olmuştur. Bu yıldan itibaren hükümet kur hedeflemesi yerine kuru dalgalanmaya bırakarak, kurların piyasada bulunan aktörler tarafından belirlenmesine olanak sağlamıştır. Tüm veriler ışığında 2001 yılında kurlarda yapısal bir değişikliğin olması muhtemeldir. Kurlardaki yapısal değişikliği belirlemek amacıyla serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmıştır.

Zivot ve Andrews (1992) tarafından oluşturulan birim kök testi serilerdeki kırılmaları içsel olarak ele almaktadır. Bu testte boş hipotez "seri birim kök içermektedir" şeklinde kurulurken alternatif hipotez ise seri kırılmayla birlikte durağandır şeklindedir. Test üç farklı kırılmayı incelemektedir. Model A serinin sabitinde meydana gelen kırılmayı dikkate alırken, Model B serinin trendinde meydana gelen

kırılmayı incelemektedir. Model C ise sabit ve trendde kırılmayı birlikte incelemektedir. Uygulamada daha çok Model A ve Model C dikkate alınmaktadır. Testin en önemli özelliği ise serilerde meydana gelen yapısal değişikliği belirtmesidir. Elde edilen test sonuçları Tablo 7’de verilmiştir.

**Tablo 7: Zivot-Andrews Birim Kök Testi**

	MODEL A		MODEL B		MODEL C	
Değişkenler	Dolar	Euro	Dolar	Euro	Dolar	Euro
Test İstatistiği	-5.089	-5.057	-3.892	-4.168	-5.498	-6.596
Kırılma Yılı	2001:2	2001:2	2002:7	2001:10	2001:2	2001:3
%1 Kritik Değer: -5.43	%5 Kritik Değer: -4.80		%1 Kritik Değer: -4.93	%5 Kritik Değer: -4.42	%1 Kritik Değer: -5.57	%5 Kritik Değer: -5.08

Tablo 7’ye göre %1 önem düzeyinde Dolar ve Euro kurunun sabitinde ve trendinde kırılma olmadığı yani serinin birim kök içerdiği görülmektedir. Model C sonuçlarına göre ise Dolar kurunda %5 önem düzeyinde 2001 yılının Şubat ayında, Euro kurunda ise 2001 yılının Mart ayında bir kırılma gerçekleşmektedir. Bu durum yukarıda saydığımız nedenlerden dolayı zaten beklenmektedir. Bu amaçla veri setine iki bölüme ayırmak faydalı olacaktır. İlk dönem 1999:1-2001:2 yılları arası ikinci dönem ise 2001:3-2006:12 yılları arasındadır.

#### 4.1. 1999:1-2001:2 Dönemi

İlk dönem için serilerin durağan olup olmadıkları ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 8’de verilmiştir.

**Tablo 8: 1999:1-2001:2 Dönemi İçin Birim Kök Test Sonuçları**

ADF Birim Kök Testi				
Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	-0.879 (-3.724)	-1.842 (-4.374)	-3.234 (-3.724)	-2.856 (-4.374)
Euro	0.986 (-3.769)	-2.448 (-4.498)	-0.512 (-3.831)	0.740 (-4.532)
PP Birim Kök Testi				
Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	-0.862 (-3.711)	-1.870 (-4.356)	-3.260 (-3.724)	-2.882 (-4.374)
Euro	0.708 (-3.711)	-1.249 (-4.356)	-0.512 (-3.724)	-0.056 (-4.374)
KPSS Birim Kök Testi				
Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	0.747 (0.739)	0.146 (0.216)	0.120 (0.739)	0.089 (0.216)
Euro	0.733 (0.739)	0.104 (0.216)	0.211 (0.739)	0.138 (0.216)

Tablo 8’deki sonuçlara göre, ADF ve PP birim kök testleri Dolar ve Euro serilerinin ikinci farklarda durağan olduğunu yani patlayan seri olduğunu belirtmektedirler. KPSS test sonuçları ise serilerin düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. Özellikle PP ve KPSS test sonuçlarının birbirleriyle çelişmesi nedeniyle parçalı durağanlık testleri yapılarak serilerin durağanlık derecesi belirlenmeye çalışılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 9’da gösterilmiştir.

**Tablo 9: GPH Parçalı Durağanlık Analizi**

%5 * Kritik Değerler	$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	Dolar		Asimtotik Standart Sapma	Euro	
			d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$		d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$
-2.353	0.40	0.830	0.851	-0.180	0.830	1.047	0.057
-2.353	0.45	0.632	0.717	-0.449	0.632	1.015	0.024
-2.132	0.50	0.522	0.758	-0.464	0.522	1.030	0.058
-2.105	0.55	0.453	0.742	-0.569	0.453	0.972	-0.061
-1.943	0.60	0.405	0.747	-0.624	0.405	0.977	-0.057

\*%5 önem düzeyinde t tablo değerleridir.

Tablo 9'da serilerin bütünleşme dereceleri ve d değerinin bire eşit olduğu hipotez testi sonuçları yer almaktadır. Elde edilen sonuçlara göre tüm frekans değerlerinde Dolar ve Euro serileri için d değerinin bire eşit olduğunu belirten sıfır hipotezi ret edilememektedir. Başka bir ifade ile parçalı durağanlık testi sonucuna göre seriler durağan değildir ve birim kök içermektedir. Elde edilen sonuçların tutarlı olup olmadığı MGPH yöntemi ile araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Dolar ve Euro serisi birim kök içermektedir.

Tablo 10: MGPH Parçalı Durağanlık Analizi\*

$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	Dolar		Asimtotik Standart Sapma	Euro	
		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$
0.40	0.324	1.406	1.095	0.315	1.029	0.078
0.45	0.177	1.369	1.152	0.171	1.054	0.169
0.50	0.155	1.486	1.695	0.361	1.457	1.593
0.55	0.161	1.358	1.369	0.279	1.382	1.460
0.60	0.153	1.266	1.096	0.565	1.963	3.974

\*%1, %5 ve %10 önem düzeylerinde z tablo değerleri -2.35, -1.645 ve 1.30'dur.

1999:1-2001:2 dönemi için Euro ve Dolar kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi Engle-Granger ve GPH yöntemi ile araştırılmıştır. İlk olarak ele alınan dönem için Denklem 1 EKKY ile tahmin edilmiş ve elde edilen denklemden hatalar çekilmiştir. Engle-Granger eşbütünleşme testine göre hataların durağanlığı ADF ve GPH testleri ile araştırılmıştır. ADF test sonuçları Tablo 11'de verilmiştir.

Tablo 11: Engle-Granger Eşbütünleşme Testi

Engel-Granger Eşbütünleşme Testi*		
Değişken	Düzye Değerler	Birinci Farklar
$e_t$	-2.617 (-4.123)	-0.755 (-4.123)

\* Kritik değerler Enders (2004)'ten alınmıştır.

Elde edilen test sonuçlarına göre hatalar düzeyde durağan değildir. Başka bir ifadeyle ele alınan dönemde Dolar ve Euro döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. Hataların durağanlığı ayrıca GPH parçalı durağanlık testi ile araştırılmış, sonuçlar Tablo 12'de verilmiştir.

Tablo 12: GPH Eşbütünleşme Testi

* Kritik Değerler	$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	$e_t$	
			d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$
-2.19	0.40	0.830	0.177	-0.992

-2.23	0.45	0.632	0.365	-1.005
-2.25	0.50	0.522	0.703	-0.568
-2.26	0.55	0.453	0.855	-0.319
-2.28	0.60	0.405	0.774	-0.557

\*\*Sephton (2002) alınan % 5 önem seviyesindeki kritik değerleridir.

Elde edilen yarı parametrik sonuçlara göre hataların bütünleşme derecelerinin bire eşit olduğu sıfır hipotezi ret edilememektedir. Bu durum göstermektedir ki hata terimi birim kök içermektedir. Başka bir ifadeyle Euro ve Dolar kuru eşbütünleşik değildir. MGPH yöntemi ile elde edilen sonuçlara göre hatalar düzeyde durağan değildir ve buna bağlı olarak eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir.

**Tablo 13: MGPH Eşbütünleşme Testi**

$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	$e_t$	
		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$
0.40	0.613	1.167	0.450
0.45	0.410	1.460	1.435
0.50	0.284	1.383	1.334
0.55	0.218	1.333	1.272
0.60	0.220	1.183	0.756

\*%1, %5 ve %10 önem düzeylerinde z tablo değerleri -2.35, -1.645 ve 1.30'dur.

#### 4.2. 2001:3-2006:12 Dönemi

2001:3-2006:12 dönemi için serilerin durağanlığı ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 13'te verilmiştir.

**Tablo 14: 2001:3-2006:12 Dönemi İçin Birim Kök Test Sonuçları**

ADF Birim Kök Testi				
Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	-4.262 (-3.531)	-2.776 (-4.100)	-5.314 (-3.533)	-5.423 (-4.103)
Euro	-2.947 (-3.530)	-2.467 (-4.098)	-7.416 (-3.531)	-7.425 (-4.100)
PP Birim Kök Testi				
Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	-4.373 (-3.530)	-4.436 (-4.098)	-8.221 (-3.531)	-8.117 (-4.100)
Euro	-1.983 (-3.530)	-2.511 (-4.098)	-8.096 (-3.531)	-8.063 (-4.100)
KPSS Birim Kök Testi				
Değişkenler	Düzye Değerler		Birinci Farklar	
	Sabitli	Trendli ve Sabitli	Sabitli	Trendli ve Sabitli
Dolar	0.138 (0.739)	0.144 (0.216)	0.279 (0.739)	0.137 (0.216)
Euro	0.774 (0.739)	0.210 (0.216)	0.186 (0.739)	0.075 (0.216)

Elde edilen test sonuçlarına göre Dolar serisi sabitli modelde birim kök içermemekte ve seviyede durağan olduğu görülmektedir. Sabitli ve trendli modellerde ise PP ve KPSS testine göre seri düzeyde durağan iken ADF testine göre birim kök içermektedir. Benzer durum Euro serisi içinde geçerlidir. Sabitli ve trendli modellerde ADF ve PP testlerine göre Euro serisi %1 önem düzeyinde düzeyde durağan değilken, sabitli ve trendli modelde KPSS testine göre %1 önem düzeyinde durağan olarak elde edilmektedir. Birim kök testlerinin birbirleriyle çelişmesi serilen

parçalı durağanlık testi ile araştırılmasını gerektirmektedir. Bu nedenle serilerin parçalı durağanlı GPH yöntemi ile araştırılmıştır.

**Tablo 15: GPH Parçalı Durağanlık Analizi**

%5 * Kritik Değerler	$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	Euro		Asimtotik Standart Sapma	Dolar	
			d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$		d	$H_0: t_d=1$ $H_1: t_d<1$
-2.105	0.40	0.507	0.248	-1.483	0.507	0.646	-0.699
-1.943	0.45	0.435	0.265	-1.688	0.435	0.602	-0.913
-1.860	0.50	0.348	0.361	-1.838	0.348	0.533	-1.344
-1.812	0.55	0.296	0.628	-1.259	0.296	0.769	-0.783
-1.782	0.60	0.261	0.687	-1.203	0.261	0.774	-0.867

\*%5 önem düzeyinde t tablo değerleridir.

Elde edilen sonuçlara göre dolar serisi birim kök davranışı sergilerken Euro serisi 0.50 frekans değerinde durağan olarak elde edilmektedir. GPH yöntemiyle elde edilen sonuçların tutarlı olup olmadığını araştırmak için MGPH parçalı durağanlık testi yapılmıştır.

**Tablo 16: MGPH Parçalı Durağanlık Analizi\***

$\lambda$	Asimtotik Standart Sapma	Euro		Asimtotik Standart Sapma	Dolar	
		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$		d	$H_0: z_d=1$ $H_1: z_d<1$
0.40	0.315	0.340	-2.301	0.565	0.581	-1.459
0.45	0.171	0.350	-2.483	0.423	0.527	-1.806
0.50	0.361	0.431	-2.508	0.286	0.396	-2.665
0.55	0.279	0.663	-1.662	0.326	0.665	-1.652
0.60	0.565	0.734	-1.437	0.262	0.700	-1.622

\*%1, %5 ve %10 önem düzeylerinde z tablo değerleri -2.35, -1.64 ve 1.30'dur.

## 5. Sonuç

$d<1$  hipotezine göre daha duyarlı olan MGPH yöntemiyle elde edilen sonuçlara göre 0.50 frekans seviyesinde ve %1 önem düzeyinde Dolar ve Euro serileri durağan olarak elde edilmiştir. Bu durum Zivot-Andrews testi ile de örtüşmektedir. Zira Zivot-Andrews testine göre de Dolar ve Euro serisi yapısal kırılma etrafında durağan olarak elde edilmiştir.

Sonuç olarak esnek döviz kuru sistemi uygulamasına başlandığı tarihten itibaren Euro ve Dolar serileri durağan olarak elde edilmiştir. Bu durum göstermektedir ki; Euro ve Dolar kuru serileri uzun hafıza özelliği göstermekte, yaşanan şoklar kalıcı etki bırakmamaktadır. Ele alınan dönemde yaşanan şokların ardından serilerin ortalamasına geri dönmesi bu durumu desteklemektedir. Eşbütünleşme analizinin ardından seriler arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik testi ile araştırılmıştır. Bu amaçla Vektör Otoregresif model oluşturulmuş ve gecikme sayısı Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre iki olarak elde edilmiştir. Sonuçlar Euro serisinin %1 önem düzeyinde Dolar serisinin Granger nedeni olduğunu ortaya koymuştur Bununla beraber Dolar serisinden Euro serisine %10 önem düzeyinde bir

nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. 2001 yılında yaşanan ekonomik krizin ardından Dolar kuru, Euro kurunda gerçekleşen hareketlerden etkilenmektedir.

#### Abstract

### THE RELATIONSHIP BETWEEN EURO AND DOLAR EXCHANGE RATES: FRACTIONAL UNIT ROOT AND COINTEGRATION ANALYSES

The fixed exchange rate system has been given up and the flexible exchange rate system has been implemented since the mid 1970s in developed countries. Predicting exchange rates gained importance once the implementation of flexible exchange rate systems started. Several applied studies in finance literature show that the exchange rate series have unit roots. The existence of a cointegration relationship between two different exchange rates implies a long run relationship and a possible Granger causality between these different exchange rates. It is possible to predict the value of one exchange rate based on the value of the other one if there is such a long run relationship between them.

The aim of our study is to examine the time series properties of the Turkish Liras/Euro and Turkish Liras/Dolar exchange rates and to search for a cointegration relationship considering fractional time series literature. We also try to understand the effects of financial crisis of 2001 and the following policy changes on a possible cointegrating relationship. We will conclude evaluating the consistency of forecasts which became important especially after the implementation of flexible exchange rate systems.

Key words: Exchange Rate System , Long Memory, GPH, MGPH, Zivot-Andrews Test

#### KAYNAKÇA

- ASIKAINEN, A. (2003), “Long Memory and Structural Breaks in Finnish and Swedish Party Popularity Series” <http://ethesis.helsinki.fi/julkaisut/val/kansa/disc/586/longmemo.pdf> Erişim: 06.12.2006
- ALPER, C. E. Ve ARDIÇ, O.P. (2006) “Serbest Kur Rejimi Döneminde Döviz Kuru Öngörüsü: Türkiye’ye Uygulama”, Uluslararası Ekonomi ve Dış Ticaret Politikaları, Yıl: 1, Sayı: 1, Sayfa 51-68.
- BARIŞIK, S. ve DEMİRCİOĞLU, E. (2006) “Türkiye’de Döviz Kuru Rejimi Konvertibile İhracat-İthalat İlişkisi (1980-2001)” Zonguldak Karaelmas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 2, Sayı 3, ss 71-84.
- CAPORALE, G. M. ve GILL-ALANA, L. A. (2004), “Fractional Cointegration and Real Exchange Rates” Review of Financial Economics”,13, 327-340.
- CHEUNG Y. ve K. LAI (1993), “A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity”, Journal of Business and Economic Statistics, 11, 103-112.
- ÇEKEROL, K. ve GÜRBÜZ, H. (2003), “Reel Döviz Kuru Değişimleri ile Sektörel Dış Ticaret Fiyatları Arasındaki Uzun Dönem İlişkisi”,

[http://www.econturk.org/  
Turkiyeekonomisi/odtu\\_kamil.pdf](http://www.econturk.org/Turkiyeekonomisi/odtu_kamil.pdf), Erişim:20.12.2006.

- ENDERS, W. (2004), "Applied Econometric Time Series", John Wiley&Sons, USA.
- GEWEKE J. ve PORTER-HUDAK, S. (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", Journal of Time Series Analysis, Vol:4, No:4.
- GILL-ALANA, L. A (2006), "Empirical Evidence Against the Exchange Rate Anomaly: The Australian Case" Est. Econ. Sao Pula, Vol:36, No: 2, p.237-250.
- GRANGER, C. ve JOYEUX, R. (1980), "An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing", Journal of Time Series Analysis, 1, 15-29.
- HALL S. G., (1986), "An Application of the Granger&Engle Two-Step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage Data", Oxford Bulletin of Economics and Statics, 43, 3.
- HOSKING, J. (1981), "Fractional Differencing", Biometrika, 68, 165-176.
- KAHYAOĞLU, H. ve ABUK DUYGULU, A. (2005), "Finansal Varlık Fiyatlarındaki Değişme-Parasal Büyüklükler Etkileşimi", D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt:20, Sayı:1,ss:63-85.
- KOUSTAS, Z. ve VELOCE, W. (1996), "Unemployment Hysteresis in Canada: An Approach Based on Long-Memory Time Series Models", Applied Economics, Vol. 28, ss 823- 831.
- LAURINI, M. P. ve PORTUGAL, M. S. (2003), "Long Memory in the R\$/US\$ Exchange Rate: A Robust Analysis"  
<http://www.ibmecsp.edu.br/pesquisa/download.php?recid=2498>  
Erişim: 25.12.2006
- OKUR, A. (2002), "Türkiye’de İzlenen Esnek Kur Politikasının Ekonomik İstikrar Üzerindeki Etkileri", Yönetim ve Ekonomi, Cilt:9, Sayı:1-2.
- ÖNEL, G. (2005), "Testing for Multiple Structural Breaks: An Application of Bai-Perron Test to Nominal Interest Rates and Inflation in Turkey" D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt:20, Sayı:2, ss:81-93.
- ÖZDEMİR, Z. A. (2003), "Satın Alma Gücü Paritesinin Kesirli Eşbütünleşme Analizi: Türkiye Uygulaması", VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Gazi Üniversitesi, Ankara.
- ÖZDEMİR, Z. A. (2004), "Mean Reversion in Real Exchange Rate: Empirical Evidence from Turkey, 1980-1999", METU Studies in Development, 243-265.
- PAN, M. S. ve LIU, Y. A. (1999), "Fractional Cointegration, Long Memory, and Exchange Rate Dynamics" International Review of Economics and Finance, 8, 305-316.

- SEPHTON, P. S. (1996), “A Note on Fractional Cointegration”, *Applied Economics Letters*, 3, 683-685.
- SEPHTON, P. S. (2002), “Fractional Cointegration: Monte Carlo Estimates of Critical Values with An Application” *Applied Financial Economics*, 12, 331-335.
- STEFFENSMEIER, J. M. ve SMITH, R. M. (1998), “Investigation Political Dynamics Using Fractional Integration Methods”, *American Journal of Political Science*, Vol: 42, No:2,pp.661-669.
- TURGUTLU, Evrim (2004), “Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi”, *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt:19, Sayı:2, ss:55-74
- ZIVOT, E. ve ANDREWS, D. W. K., (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypotesis”, *Journal of Business&Economic Statics*, Vol:10, No: 3.

<http://tr.wikipedia.org/wiki/D%C3%B6viz>

[www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr)