

## REEL DÖVİZ KURUNUN OTOREGRESİF ANALİZİ VE RASSAL GİDİŞ SÜRECİ

Yrd.Doç.Dr.Işıl AKGÜL\*

Türkiye'de yaygın talebi olan ABD Doları ve Alman Markına ait 1980 - 1994 dönemini kapsayan nominal döviz kurları zaman serilerinin (sırası ile DKTL\$ ve DKTLDM) grafiklerinin incelenmesi sonucu, serilerin sürekli arttığı ve bu artış seyrinin Türkiye TEFE (Toptan Eşya Fiat Endeksi) ve TFE (Tüketicili Fiat Endeksi) endekslerinin seyni ile hemen hemen aynı olduğu gözlenmektedir, yani bir ortak hareket etme söz konusudur. TEFE, TFE, ABD Doları ve Alman Markının zaman içindeki seyri gösteren grafikler (GRAFİK I, GRAFİK II ve GRAFİK III) incelendiğinde sözü edilen zaman serilerinin ortak hareketleri açıkça görülmektedir. Fiat endeksleri ile deflate edilerek elde edilen reel döviz kurları grafiklerine bakıldığında ise çok ani yükseliş ve azalışların söz konusu olduğu görülmektedir. (GRAFİK IV ve GRAFİK V) Bu durumda reel döviz kurunun bir Rassal Gidiş (Random Walk :RW) sürecini izleyip izlemediği önem kazanmaktadır. Çünkü serinin RW izlemesi söz konusu ise, o seri için belli bir düzeye (denge düzeyi) dönüşün olmamasını ifade eder. RW durumunda, ard arda gelen artışlar öngörülemez hale gelir.

GRAFİK IV incelendiğinde, TEFE ve TFE ile deflate edilerek elde edilen Reel Mark kurunun (RDKTLDM) en büyük artışı gösterdiği dönemler 1984 yılı ilk dönem ve 1987 yılı son dönemidir. 1992 üçüncü döneminde bir artış söz konusu olmakla beraber 1993 son döneminden itibaren genel bir artış eğilimi gözlenmektedir. Bu yıllar reel değer kaybının (depreciation) olduğu yillardır ve en büyük reel değer kaybı 1987 yılı son döneminde gözlemlenmiştir. 1981 yılı ilk iki dönem ve 1984 yılı son dönemi ise Türk lirasının Alman markı karşısında değer kazandığı (appreciation) dönemlerdir. GRAFİK V incelendiğinde Reel Dolar kurunda (RDKTL\$) 1982, 1984 ve 1993 yılı son dönemlerinde

büyük reel değer kaybı gözlenmektedir. 1980 ve 1988 yılı üçüncü dönemleri ve 1990 yılı son döneminde Türk Lirasının dolar karşısında reel değer kazanması söz konusudur. Reel döviz kurlarındaki değer kaybı politikası ile ihracat teşvik edilmekte, değer kazanması politikası ile enflasyon aşağıya çekilmektedir, yani reel döviz kurlarının değer kaybı ve değer kazanması politika aracı olarak kullanılmaktadır.

Reel döviz kuru, nominal döviz kurunun yerli fiat düzeyinin yabancı fiat düzeyine oranı ile deflate edilmesi sonucu elde edilir ve reel döviz kuru;

$$RDK = NDK / (P/P^*) = NDK (P^* / P) \quad (1)$$

logaritmik reel döviz kuru ise

$$LRDK = rdk t = L NDK + L P^* - L P$$

$$= dk + p^* - p \quad (2)$$

eşitlikleri ile tanımlanır. (1) nolu eşitlikte RDK, reel döviz kurunu ;NDK, nominal döviz kurunu; P, yerli ülke fiat endeksinizi ve P\* yabancı ülke fiat endeksinizi göstermektedir. Tüm değişkenler logaritmik olarak alınmaktadır ve (2) nolu denklemdeki küçük harf gösterimleri logaritmik dönüşüm sonucu elde edilen değişkenleri göstermektedir.<sup>1</sup> Makalede kullanılan reel döviz kuru serilerinin hesaplanması sırasında TEFE ve TFE endeksleri kullanılmıştır. Üstteki eşitliklerden hareket edilerek elde edilen

$$dk t - pr t = ut$$

özdeşliği ise SAGP'den kısa dönem sapmaları<sup>2</sup> (logaritmik reel döviz kuru) göstermektedir. Özdeşlikte dkt, logaritmik nominal döviz kurunu ; prt, logaritmik yerli ülke fiatının yabancı ülke fiatına oranı  $[L(P/P^*)]$  ve ut, logaritmik reel döviz kurunu göstermektedir. Bu özdeşlikte SAGP'si kısa dönemde  $ut \neq 0$

\* M.U. İİBF, Ekonometri Bölümü

## İşil AKGÜL

olmasına imkan tanırken, uzun dönem SAGP'si  $ut=0$  olmasını gerektirir. Bunun içinde  $ut'$  nin durağan bir sürece sahip olması gereklidir. Eğer  $ut$  durağan değilse, sapma zaman içinde büyüyecek ve dkt ile prt hiçbir sınır tanımadan iraksayacaklardır. Beng (1991) reel döviz kurunun hesabı sırasında kullanılan eşitlikte nakliye masraflarını, tarifeler gibi yabancı ve yerli malların fiataları arasındaki ticarete konu olan malların fiat arbitrajını engelleyen faktörleri gösteren bir skaların da kullanılmasını önermektedir.<sup>3</sup>

Reel döviz kurunun kısa dönemde büyük çaplı değişkenlik göstermesi nedeni ile gerçek dünyada SAGP 'den kısa dönem sapmalarla çok rastlanır. SAGP'si uzun dönemde tutulmazsa, döviz kuru ile relativ fiyatlar arasında homojenliğin kısa sürede onarılaması ve reel döviz kuru dinamiklerinin sürekli olarak sınırsız bir eğilim sergilemesi söz konusudur. Ayrıca SAGP den sapmaların birikimli olması, dalgalanmaların düzensiz olmasına neden olmaktadır.<sup>4</sup>

Makalede reel döviz kuru ile iki açıdan ilgilenilmektedir. İlk , reel döviz kuru otoregresyonu ve ikincisi reel döviz kurunun RW sürecini izleyip izlemediği , birim köke sahip olup olmadığı test edilmesidir. Reel döviz kurunun birim köke sahip olup olmadığı test edilerek uzun dönem SAGP'nin geçerliliği analiz edilmektedir ve eğer serinin RW süreci izlediği kabul edilirse SAGP'sinin uzun dönemde sapacağı kabul edilir. Ayrıca reel döviz kurundaki kısa dönem sapmaların düzeltmesi yani reel döviz kurunun denge değerine geri dönmesi için gerekli olan zaman uzunluğunun ne olduğuna cevap verelecektir.

Zaman içinde döviz kuru serilerinin grafiklerini inceledikten sonra, serilerin zaman değişkenine karşı regresyonu ile de izledikleri seyri ve çıkan sonuçlara göre RW izleyip izlemediklerine bakılmaktadır. Sonuçlar TABLO I 'de özetlenmiştir.

TABLO I: REEL DÖVİZ KURUNUN ZAMAN DEĞİŞKENİ (T) İLE REGRESYONU

$$RDK = \alpha_0 + \alpha_1 T + ut$$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$R^2$	DW	LM
RDMT	5.2274	0.0036	0.16	0.26	43.5
RDMTE	5.0973	0.0009	0.57	0.28	42.4
R\$T	6.1101	-0.0010	0.0009	0.11	48.6
R\$TE	6.0481	0.0029	0.096	0.12	48.4

RDMT, Tüketicilerin fiat endeksi (TFE) ile; RDMTE, Toptan Eşya Fiat Endeksi (TEFE) ile deflate edilerek hesaplanan Alman Marki kurunu ve R\$T, TFE ile ; R\$TE ise TEFE ile deflate edilerek hesaplanan ABD Dolar kurunu göstermektedir.

Artık terimlerin serisel bağıntıya sahip olup olmadığını gösteren LM (Lagrange Multiplier : Lagrange Çarpanı) değerlerinin yüksekliği ve  $R^2$  değerleri ile DW değerlerinin çok küçük olması, reel döviz kuru zaman serilerinin RW izlediğinin bir göstergesi olarak kabul edilmektedir. Döviz kuru politikalarında meydana gelen değişimler, serisel bağlanıyla neden olmaktadır. ABD Dolar kuru için TFE ile deflate edilen seride (R\$T) trend değişkenine ait katsayıları işaretinin negatif çıkması ilginçtir. Ayrıca tüm seriler için trend değişkeni katsayılarının çok küçük çıkmış olması, zamanın reel döviz kuru artışında uzun dönem eğilimi olarak etkisinin çok az olduğunu göstermektedir.

Trend etkisinin çok az olduğu görüldükten sonra reel döviz kuru analizine , reel döviz kurunun otoregresif süreç izlemesi durumu ile başlanacaktır. Eğer reel döviz kuru, otoregresif bir süreç izliyorsa, reel döviz kuru otoregresyonu

Öneri, C.1, S.3.

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_{t-1} + u_t$$

$$LRDK = \alpha_0 + \alpha_1 LRDK(-1) + u_t \quad (3)$$

denklemleri ile gösterilir ve uzun dönem SAGP'si otoregresif parametre  $\alpha_1$  'e bağlıdır.  $\alpha_1$  parametre değeri, döviz kurunun fiat oranına göre elastikiyetidir. Eğer  $1 < \alpha_1 < 1$  ise, uzun dönem SAGP'si tutulamaz ve eğer  $|\alpha_1| < 1$  ise kısa dönem SAGP'si tutulamaz, eğer  $\alpha_1 \approx 1$  ise, uzun dönem SAGP si desteklenmez. ( $1 - \alpha_1$ ), reel döviz kurundan sapmaların hangi hızla düzeyeceğini ;  $[\ln(1/2) / \ln \alpha_1]$  ise meydana gelecek düzelmenin yarısının ne kadar bir süre alacağına hesaplanmasıında kullanılan formüllerdir.<sup>5</sup>

Reel döviz kuru otoregresyon denklemleri TL / ABD Doları ve TL / Alman Markı için iki fiat serisi (TFE ve TEFE) kullanılarak aynı aynı hesaplanmaktadır.<sup>6</sup> Otoregresif regresyon denklemleri, hem T trend değişkeninin ilave edilmesi, hemde dışında bırakılması sonucu elde edilmişler ve denklemlerin EKK yöntemi ile tahmini sonucu elde edilen değerler TABLO II 'de verilmiştir.

TABLO II : REEL DÖVİZ KURU OTOREGRESYONU

	$\alpha_1$	t( $\alpha_1$ )	DF(a)	ADF	ARTIKLAR
R\$T :	0.92903	20.64	-5.36	-3.72	R\$T1
R\$TE:	0.92711	20.05	-4.31	-3.46	R\$TE1
RT\$T*	0.92523	20.30	-5.47	-3.88	RT\$T1
RT\$TE	0.92453	19.06	-4.31	-3.45	RT\$TE1
RDMT	0.91283	14.22			RDMT1
RDMTE	0.96025	19.73	-5.91	-4.74	RDMTE1
RTDMT	0.87912	12.78			RTDMT1
RTDMTE	0.86371	12.15	-5.18	-4.59	RTDMTE1

\*Değişkenler tanımlanırken, T trend değişkeninin modele katılması durumunda [RT] gösterimi kullanılmıştır.

(a) DF ve ADF sütunları, MFIT386 paket programı tarafından hesaplanmış değerleri içermektedir. MacKinnon(1990) kritik değerleri DF testi için  $v=3 : -3.44$ ;  $v=2 : -3.95$ ; ADF testi için  $v=2 : -3.45$ ,  $v=3 : -3.96$  olarak verilmiştir.

Otoregresif parametre ,  $\alpha_1$  , tüm denklemlerde %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır, fakat t-( $\alpha_1$ ) değerleri serilerin birim kök analizi için uygun değildir. Bu amaçla kullanılacak olan istatistik değerler, denklemlerin tahmini sonucu elde edilen artik terimler kullanılarak elde edilmektedir. DF ve ADF sütunlarında verilen değerlere bakıldığından TL/Dolar reel kurları için  $H_0$ : "birim kök vardır" hipotezi kabul edilmektedir. Dolar kuru zaman serilerinin durağan olmayan seriler olduğu söylenebilir.

TABLO II de kullanılan serilerin hiç birinde değişen varyans sorunu söz konusu değildir, Değişen varyans testi değerlerini gösteren H istatistik değerleri çok küçük değerler içermektedir. (0.0003 ile 1.56 arasında değer almaktadırlar). Değişen varyans sorununun ortaya çıkmasının nedeni , verilerin logaritmik alınmış olması ve incelenen dönemin sadece bir tek döviz kuru dönemini kapsıyor olmasıdır. Ayrıca LM değerleri incelendiğinde RDMT, R\$TE, R\$T reel kur serilerinde serisel korelasyon söz konusu olduğu görülmektedir. (değerleri 5.0 ile 5.21 arasında yer almaktadır). Kısa dönemde rassal şokların neden olduğu serisel bağlantı , uzun dönem eğiliminin anlaşılması ve belirsiz olmasına yol açabilecek olması nedeni ile analizde önem kazanmaktadır.<sup>7</sup> Bu serisel bağıntı, kısa dönemdeki reel ve parasal şoklar tarafından yaratılmakta ve sonuçta reel döviz kurunun paritiden sapmasına neden olmaktadır. Dolar kuru serileri incelendiğinde görülen anormal değişimler (özellikle artışlar ) nedeni ile çıkan sonuç şaşırtıcı olmamaktadır. Yine DF ve ADF sütunları incelendiğinde sadece R\$TE serisi için  $H_0$ : "birim kök vardır" hipotezi kabul edilmekte , diğerleri için ise birim kökün varlığı red edilmektedir.

## İşil AKGÜL

TABLO II 'de elde edilen değerlere bakıldığından otoregresif denklemlerin tahmini sonucu TL / ABD Dolar kuru için otoregresif parametre  $\alpha_1 = 0.92$ ; TL / DM kuru için trend değişkeni yokken  $\alpha_1 = 0.91$  ve  $0.96$ ; trend değişkeni varken  $\alpha_1 = 0.86$  olarak bulunmuştur. Tüm denklemler için  $\alpha_1 < 1$  olarak gerçekleştiğinden SAGP 'nin kısa dönemde tutulamaz olduğu söylenebilir. 1980-1994 döneminde sistemdeki şokların etkisi , reel ABD dolar kuru için her dönemde (üçer aylık dönemlerde) %7 hızla düzelmektedir. Reel dolar kurunda meydana gelecek kısa dönem sapmaların yarısının düzeltmesi yaklaşık 9 dönem ( $9 * 3 = 27$  ay) almakta, yani sapmalar 9 dönemde yan yanya azalmaktadır.<sup>8</sup> Aynı dönemde sistemdeki şokların yarattığı sapmalar , Reel DM kurunda her dönemde % 9 ve % 4 hızla düzelmektedir. Meydana gelecek kısa dönem sapmaların düzeltmesi için gerekli zaman TEFE ve TFE nin yam sıra trend değişkeninin var olup-olmamasına görede değişiklik göstermiş ve hesaplanan değerler arasında büyük farklılıklar çıkmıştır. Trend değişkeninin olduğu denklemde TEFE ile deflate edilen DM kur serilerindeki sapmaların yarısının düzeltmesinin 17 dönem alacağıının çıkması , adeta geri dönüşün olmayacağıını ima etmektedir. Trend değişkeninin olmadığı denklemden elde edilen değerler ile seride sapmaların yarısının 4 dönem gibi bir sürede düzelleceği hesaplanmıştır. TFE ile deflate edilen DM kur serilerinin sapmaların yarısının 5 - 7 dönem gibi bir sürede düzelleceği hesaplanmıştır.<sup>9</sup> Bu durumda sapmaların 5 - 7 dönem arasında yarı yan yanya azalacağı söylenebilir. Sonuç olarak reel DM kurundaki sapmaların yarısının düzeltmesi yaklaşık 5 dönem ( $5 * 3 = 15$  ay) ve reel Dolar kuru için ise 9 dönem gerektirmekte ve DM için dengeye dönüş süresinin , dolara göre daha kısa olduğu görülmektedir ve her iki kur içinde sapmaların düzeltmesinin çok uzun bir dönem gerektirdiği söylenebilir.

$[\alpha_0 / (1 - \alpha_1)]$  oranı kullanılarak kurların denge değerlerinin yaklaşık büyütükleri hesaplandığında reel Dolar kurunun denge değeri , incelenen dönem içinde, her iki fiat endeksi için;<sup>10</sup>

$$\hat{e} (\text{dolar:tefe}) = \alpha_0 / (1 - \alpha_1) = 0.45 / 0.07 = 6.27$$

$$\hat{e} (\text{dolar:tfe}) = \alpha_0 / (1 - \alpha_1) = 0.43 / 0.07 = 6.17;$$

reel DM kurunun denge değeri ise ,

$$\hat{e} (\text{DM:tefe}) : 0.22390 / 1 - 0.96025 = 5.63$$

$$\hat{e} (\text{DM:tfe}) : 0.47010 / 1 - 0.91283 = 5.39$$

olarak bulunmuştur.<sup>11</sup>

TABLO I 'de özetlenen trend analizi sonucunda serilerin RW izlemesi olasılığı görüldüğü için Dickey-Fuller (DF) yöntemi kullanılarak RW testi yapılmaktadır. RW testi, aynı zamanda bir birim kök testidir. Birim kök testi ile reel döviz kurunun birim köke sahip olup olmaması durumuna bakarak uzun dönem SAGP 'nin amprik geçerliliğini analiz edilmekte, aynı zamanda SAGP' den sapmaların (logaritmik reel döviz kuru) kendi kendini düzeltme eğiliminin olup olmadığını görmemizi de sağlarmaktadır. Otoregresif denklemlerin tahmini sonucu elde edilen ve TABLO II 'de tanımlanan artıklara uygulanan birim kök testi sonuçları TABLO III 'de verilmektedir.

TABLO III : REEL DÖVİZ KURU BİRİM KÖK TESTİ

$$\Delta u_t = -\rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

DF: t(ρ)	
R\$T1	-5.26
R\$TE1	-4.22
RT\$T1	-5.37
RT\$TE1	-4.22
RDMT1	-5.44
RDMTE1	-5.83
RTDMT1	-5.63
RTDMTE1	-5.74

Öneri, C.1, S.3.

$H_0: \rho = 1$ ; reel döviz kuru RW izler, veya "reel döviz kuru birim köke sahiptir".

Ho hipotezi için red bölgesi trend değişkeni yokken [%1 -3.51 ; %5 -2.89 ; %10 -2.58]; trend değişkeni varken [%1 -4.04 ; %5 -3.45; %10 -3.15] kritik değerleri ile [DF < kritik değer] dir. Fuller(1976)

DF sütununa bakıldığında<sup>12</sup> ( $\rho$  parametresinin t-istatistiği değeri) trend değişkeninin var olduğu ve olmadığı denklemlerden elde edilen artık terimlerin birim kök durumlarını test etmek amacıyla kurulan  $H_0$ : "artıklar RW sürecini izler" hipotezi red edilnekte ve "reel döviz kuru, denge düzeyine geni çekilir" şeklindeki alternatif hipotez kabul edilmektedir. Bu aynı zamanda artıklarda birim kök olmadığını ve serilerin durağan seriler olduğu anlamına gelmektedir. Reel döviz kurunun RW izlememesi, reel döviz kurunun denge düzeyeine dönmesinin söz konusu olduğunu göstermektedir.

Bu sonuç, TL/DM ve TL/ ABD Doları reel döviz kurları için elde edilen değerlerin uzun dönem SAGP'ni desteklemekte olduğunu göstermiştir ve TABLO II den elde edilen değerleri ile (sadece TL/Dolar (TEFE) için farklı sonuç vermiştir) tutarlı bir sonuç elde edilmiştir. Öyleyse belli bir dönemde denge değerlerine doğru bir yönelimin söz konusu olduğunu söylenebilir.

Reel döviz kurundaki dalgalanmaların, ekonomide hakim olan birçok değişkenle (relatif para stoku, paranın dolanım hızı, relatif reel gelir gibi) ilişkili olması beklenmektedir. Dış ticaret hadlerinin (terms of trade) reel döviz kurlarında meydana gelen dalgalanmalar üzerinde etkisi olması beklenmektedir ve sözü edilen etkinin olup olmadığını görmek amacıyla iki serinin grafiği incelenmiştir. Reel döviz kuru ilk fark değerleri ve dış ticaret hadleri grafikleri, serilerin 1987 yılından sonra benzer dalgalanmalara sahip olduklarını göstermektedir ama eğer gerçekte bu ilişki varsa bu etkinin nasıl bir etki olduğunu görmek amacıyla reel döviz kurlarının ticaret hadleri üzerine regresyonu yapılmış ve tahmin edilen değerler TABLO IV de özetlenmiştir.

TABLO IV : REEL DÖVİZ KURU- TİCARET HADLERİ: ORTAK-BÜTÜNLEYEN REGRES.  
 $RDK_t = \alpha_0^* + \alpha_1 TT(a)_t + u_t$

	$\alpha_1$	$t(\alpha_1)$	$R^2$	DW(b)	DF(c)	ADF(d)	ARTIK
RDMT	0.5270	2.89	0.13	0.37	-2.17	-2.19	TT2
RDMTE	0.9050	3.72	0.20	0.35	-2.31	-2.18	TT1
R\$T	-0.2705	-1.10	0.02	0.14	-1.62	-1.75	TT3
R\$TE	0.0225	0.107	0.002	0.11	-1.62	-1.99	TT4

\* Kesim noktası değerleri, sırası ile 5.33; 5.37; 6.13 ve 6.07 olarak hesaplanmıştır.

(a) Denklemde TT, Ticaret hadlerini ( ihracat fiat endeksi / ithalat fiat endeksi) göstermektedir.<sup>13</sup>

(b) CRDW: [%1 0.511 ; %5 0.386 ; %10 0.322] kritik değerleri ile Ho hipotezi için red bölgesi [CRDW > kritik değerler] dir. n=50 gözlem ve V=2 değişken için Engle-Granger(1987),s.266.

(c): DF :[ %1 -4.32 ; %5 -3.67 ; %10 -3.28 ] kritik değerleri ile Ho hipotezi red bölgesi [ DF < kritik değerler] n=50 gözlem ve V=2 değişken için Engle-Yoo(1987),s.157,TABLO2

(d) ADF:[ %1 -4.12 ; %5 -3.29 ; %10 -2.90] kritik değerleri ile Ho için red bölgesi [ ADF < kritik değerler ] n=50 gözlem ve V=2 değişken için Engle-Yoo(1987),s.158.TABLO3

Dış ticaret hadlerinin DM kurundaki değişimlere uzun dönem etkisi, TEFE ile deflate edilen reel DM kuru için 0.90; TFE ile deflate edilen reel DM kuru için 0.52 çıkmıştır. Dış ticaret hadlerinin uzun dönemde Alman markındaki dalgalanmalara 0.90 ile 0.50 arasında etkisi olmaktadır. ABD Doları için aynı dönemde TEFE ile deflate edilen reel kur için (0.025); TFE ile deflate edilen reel kur için (-0.27) değerleri elde edilmiştir. Dış ticaret hadlerinin ABD Dolar kurundaki dalgalanmalara uzun dönem etkisi ya çok düşük, yada negatif çıkması, etkinin olmadığı şeklinde yorumlanabilir. Dış ticaret hadleri yolu ile DM kuru kontrol altına alınabilecekken, Dolar kurunun bu yolla etkilenemeyeceği

## İşil AKGÜL

görülmektedir. Kesim noktası olarak verilen değerlerin türmü  $[\alpha_0 > 0]$  çıktıği için, ticaret hadlerinin Türkiye lehine hareket ettiği söylenebilir.

TABLO IV' de CRDW değerlerine (yani DW sütunu ) bakıldığından reel DM kuru (TEFE ve TFE için) %10 önem seviyesinde Ho: "seriler durağan değildir" hipotezi red edilebilmektedir. Ama reel Dolar kuru için serilerin durağan olmadığını gösteren Ho hipotezi kabul edilmektedir.

DF ve ADF sütunları değerlerine bakıldığından her iki döviz kuru Ho: " Seriler arasında ortak bütünlere yoktur" (No co-integration) hipotezi kabul edilmektedir. Tablodaki R2 sütunu değerleri incelendiğinde, sadece reel DM kurunun değişimlerinin %20 si, durağan olmayan dış ticaret hadleri (TT) değişkenindeki dalgalanmalarla açıklanmaktadır. Diğerlerinde bu oran çok daha düşüktür. Özellikle reel ABD Dolar (TEFE ile deflate edilen) kuru serilerinde R2 değeri sıfır yakındır, yani hiçbir açıklama gücü olmadığı söylenilmektedir.

Son olarak reel döviz kuru ve TT ortak-bütünleyen regresyonların tahmini sonucu elde edilen artik terimlere "Birim kök" testi yapılmakta ve artik terimlerin birim köke sahip olup olmadığı test edilmektedir. Hesaplanan DF ve ADF test sonuçları TABLO V'de verilmiştir.

TABLO V: BİRİM KÖK TESTİ

$$I: \Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}$$

$$II: \Delta u_t = \alpha_1 u_{t-1}$$

$$III: \Delta u_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \sum_i \gamma_i \Delta u_{t-i}$$

	I	II	III					
	DF	LM	DF	LM	ADF	LM	ADF	LM
ΔTT1	-2.27	2.89	-2.31	2.21	-2.28(1)	4.32	-1.88 (3)	3.30
ΔTT2	-2.15	0.15	-2.17	0.14	-2.20(3)	2.10		
ΔTT3	-1.60	2.72	-1.62	3.16	-2.35(4)	1.68		
ΔTT4	-1.59	4.5	-1.62	5.64	-1.96(2)	2.19	-2.25(3)	0.66

ADF sütünunda parantez içi değerleri, gecikme değerleridir ve gecikme değerleri FPE<sup>14</sup> temel alınarak LM değerleri ve istatistiksel önemliliğe de dikkat edilerek seçilmişlerdir. Kritik değerler, TABLO IV'deki ile aynıdır.

DF ve ADF sütun değerleri ile tüm reel döviz kuru serileri ile ticaret hadleri arasında ortak-bütünlüğünün olmadığını gösteren Ho hipotezi kabul edilmiştir. Reel döviz kuru ve dış ticaret hadleri serilerine ait düzey verilerinin (levels) RW sürecine sahip oldukları, durağan olmayan seriler olduğu yapılan testlerle ortaya konmuş ve SAGP'den sapmaların dış ticaret hadleri kullanılarak izah edilmesi ve düzeltilmesi eğiliminin olmadığı görülmüştür.

Reel döviz kuru ile dış ticaret haddi arasında ortak-bütünlüğünün olmadığı görülmüş ve serilerin birinci mertebeden bütünlenen (Integrated of order one) [ I(1) ] olma olasılığının yüksek olması nedeni ile reel döviz kuru serilerinin ilk fark değerleri alınmış, fark serilerine ortak-bütünlük testleri uygulanmış ve Alman Marki ile dış ticaret hadleri arasında ortak-bütünlük bulunmuş, fakat ABD dolar kuru serileri ile dış ticaret hadleri arasında ortak-bütünlük elde edilememiştir. ABD Dolar kuru

icin yapılan ortak-bütünleme testinde tüm katsayı işaretlerinin pozitif çıkması reel Dolar kuru serilerinin kararsız olduğunun göstergesi olarak kabul edilmiştir.

Sonuçta reel döviz kurunun otoregresif analizi yapılarak reel döviz kurlarının durağan olduğu bulunmuş ve SAGP'nin tutulmasının söz konusu olacağına karar verilmiştir. Ayrıca otoregresif parametrenin değerinin birden küçük bulunması da kısa dönem SAGP'nin tutulamaz, ama uzun dönem paritesinin tutulabilir olduğu tezini desteklemektedir. Birim kök testi sonucunda da serilerin RW sürecini izlememiği bulunmuş ve sonuçta belli bir sürede sapmaların denge düzeyine doğru geri çekilebicegi görülmüştür. Gerçek dünyada rassal reel ve parasal şokların reel döviz kurunun paritiden sürekli ve artan şekilde sapmalar yarattığını rastlanmaktadır. Fakat uzun dönemde ekonomik güçler, panitiye geri dönüşü sağlamaktadır. Geri dönüş süreleri hesaplandığında sapmanın yarısının düzeltilebilmesi için gerekli olan sürenin ABD Doları için 9 dönem, Alman markı için 5 ve 7 dönem olduğu görülmüştür. Bu süreler, geri dönüşün uzun dönem alacağını göstermektedir. En kısa dönem TEFE ile deflate edilen Mark kuru için elde edilmiştir ve Mark kurundaki sapmanın 5 dönemde ( $5*3=15$  ay) ancak yan yanyana azalmasının söz konusu olacağı bulunmuştur.

Ayrıca hemen hemen tüm testlerde dolar kuru serilerinin RW sürecine sahip oldukları sonucu elde edilmiştir. Doların daha çok beklentilerle ve speküasyonlarla değiştiğinden sık sık söz edilmektedir. Tarifelerin ve kantitatif ticaret kısıtlarının varlığı, yapısal değişimeler, hızlı büyümeye, çıktıının sektörel bileşimindeki değişme, teknik gelişme gibi fatörlerin de sapmanın sürekliliğinde etkisi söz konusu olabilir. Fakat çıkan sonuçlara göre de meydana gelen değişimlerin spekulatif hareketler (explosive speculative bubbles) olduğu sonucuna varılabilir. Sonuçta ortaya çıkan reel şoklar, uzun dönem SAGP de sapma yaratır, buda ekonominin relativit fiat yapısını bozar.

Reel döviz kurundaki dalgalanmalarla ilişkisi olacağı düşünülen dış ticaret haddi değişkeni ile reel döviz kuru arasında uzun dönem ilişkisi bulunamamıştır. Değişkenler arasında düzey verilerinde ortak-bütünleme olmadığı için reel döviz kurundaki hareketlerin büyük bir kısmının dış ticaret hadlerindeki uzun dönem hareketleri ile izah edilemediği söylenebilir. Alman markında ilk fark verileri ile aralarında ortak-bütünleme bulunduğu için mark kurundaki dalgalanmalarda ticaret hadlerinin etkisi söz konusu olmaktadır, fakat dolar kurundaki dalgalanmaların ticaret hadleri ile ilişkisi söz konusu değildir.

## DİPNOTLAR

<sup>1</sup> N.Abuaf ve P.Jorion(1990)," Purchasing Power Parity in the Long Run," The Journal of Finance, Vol:XLV (No:1), s. 158.

<sup>2</sup> SAGP teorisi, döviz kuru ile fiatlar genel seviyesi arasındaki ilişkiyi belirlemekte ve döviz kurunun uzun dönemde dinamik olarak belirlenmesinde kullanılan bir yaklaşımdır. Bir ülke parasının uzun dönem denge kurunun basit bir göstergesi olarak alınabilir. SAGP yardımı ile, yurtiçi fiatların dünya fiatlarına oran ortak bir kur üzerinden belirlenir. SAGP den sapmalar, geçici şoklar veya reel şoklar ile söz konusu olmaktadır.

<sup>3</sup> G.W.Beng(1991), " On the Deviations from Purchasing Power Parity : The case of the Ringgit Effective Exchange Rate," Applied Economics, Vol:23, ss. 1461-1462.

<sup>4</sup> M. Adler ve B.Lehmann(1983)," Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run," The Journal of Finance, Vol.XXXVIII (No:5), s.1484.

<sup>5</sup> N.Abuaf ve P.Jorion(1990), ss.158-159.

- <sup>6</sup> Veriler; Dolar ve Alman markı kur verileri, T.C.Merkez Bankası Üç Aylık Bültenlerinden döviz alış:dönem sonu değerleri olarak alınmıştır. Fiat endeks serileri IMF Financial Statistics çeşitli sayılarından TEFE için 63. satır; TFE için 64. satır alınmıştır.
- <sup>7</sup> Yıllık verilerle çalışılması halinde bu riskin azaltılabileceği düşünülmektedir.
- <sup>8</sup>  $[\ln(1/2) / \ln \alpha_1]$  formülü kullanıldığında kısa dönemde SAGP'den sapmaların yarı yarıya düşelmesi TFE ile deflate edilmiş verilerle  $[-0.69315 / -0.073614] = 9.41$  dönem ; TEFE ile deflate edilmiş veriler ile 9.15 dönem almaktadır. Kısaca sapmalar 9 dönemde yarı yarıya azalacaktır sonucu elde edilmiştir.
- <sup>9</sup> RDMTFE: 7.59 ; RDMTEFE: 17.08 ; RTDMTFE: 5.38 ; RTDMTEFE: 4.73 olarak hesaplanmıştır.
- <sup>10</sup> M.Bleaney(1992), " A test of Long-run Purchasing Power Parity using Annual Data for Seven Countries:1900-1988," Vol:XLV, s.181.
- <sup>11</sup>  $\hat{e}$ , uzun dönem denge döviz kurunun logaritmasıdır ve  $\hat{e}_t = \alpha_0 + \alpha_1 t - 1 + u_t$  otoregresif sürecinin şartsız beklenisi olarak tanımlanır. Burada reel DM kuru denge değeri, trend değişkeni varken  $\hat{e}(DM)-tefe = 0.6942 / 1 - 0.8637 = 5.09$  ;  $\hat{e}(DM)-tf = 0.62603 / 1 - 0.87912 = 5.17$  ve trend değişkeni yokken 5.63 ve 5.39 olarak hesaplanmıştır.
- <sup>12</sup> Yukarıdaki artıklara sadece DF testi uygulanabilmiş, ADF testi, hiçbir gecikme değerinin artıkların WN olmasını sağlanamadığı için uygulanamamıştır.
- <sup>13</sup> TT hesaplaması sırasında genel olarak birim değer endeksleri kullanılmaktadır fakat Türkiye için ithalat ve ihracat birim değeri endeksi serileri bulunmadığı için ticaret hadleri, ihracat ve ithalat fiat endeksleri kullanılarak hesaplanmıştır. TT değişkeni T.C.Merkez Bankası Üç Aylık Bültenlerinden sağlanan İhracat Fiat endeksi ve İthalat Fiat endeksi kullanılarak elde edilemiştir.
- <sup>14</sup> Akaike'nin FPE( Final Prediction Error) kriteri,  $FPE = [(T + m + 1) / (T - m - 1)] SSE / T$  formülü ile hesaplanmıştır. T, gözlem sayısı; m, gecikme sayısı ve SSE, Toplam Artık Kare ( Sum of squared errors) dir.

## KAYNAKÇA

- Abuaf N. ve P.Jorion(1990)," Purchasing Power Parity in the Long Run," Journal of Finance, Vol:XLV(No:1), ss.157-174.
- Adler M. ve B.Lehmann(1983)," Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run," The Journal of Fianance, Vol.XXXVIII (No:5), ss.1471-1487)
- Beng G.W.(1991)."On the Deviations from Purchasing Power Parity :the case of the Ringgit Effective Exchange Rate," Applied Economics. Vol:23,ss.1461-1471.
- Bleaney M.(1992)," A test of Long-run Purchasing Power Parity using Annual Data for Seven Countries,1900-88,"Vol:XLV,ss.180-96.
- Canarella G.,S.K.Pollard ve K.S.Lai(1990)," Cointegration between Exchange Rates and Relative Prices:Another View," European Economic Review, Vol.34,ss.1303-1322.

- 
- Conejo C.-M.P.Shields(1993)," Relative PPP and the Long-run Terms of Trade for five Latin American Countries: A Cointegration Approach," Applied Economics, Vol:25, ss.1511-1515.
- Copeland L.S.(1991),"Cointegration Tests with Daily Exchange Rate Data," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.53(No:2),ss.185-198.
- Corbea D.ve S.Ouliaris(1988)," Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity " The Review of Economics and Statistics, Vol: ,ss.508-511.
- Cuthbertson K.,S.G.Hall ve M.P.Taylor(1992), Applied Econometric Techniques, Philip Allan , GB.
- Dickey D.A.-W.A.Fuller(1981)," Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Econometrica, Vol.49 (No:4), ss.1057-1072.
- Edison H.J. (1987),"Purchasing Power Parity in the Long Run:A Test of the Dollar/pound Exchange Rate(1890-1978)," Journal of Money Credit and Banking, Vol.19, ss.376-387.
- Engel C. (1993),"Real Exchange Rates and Relative Prices," Journal of Monetary Economics, Vol.32,ss.35-50.
- Engle R.F. ve C.W.J.Granger(1987), " Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," Econometrica, Vol:55(No:2),ss.251-276.
- Engle R.F. ve B.S.Yoo(1987), " Forecasting and Testing in Co-integrated Systems," Journal of Econometrics, vol:35, ss.143-159.
- Frenkel J.A.(1981)," The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970s," European Economic Review, Vol.16,ss.145-165.
- Glen J.D. (1992)," Real Exchange Rates in the Short,Medium and Long Run," Journal of International Economics, Vol.33,ss.147-166.
- Hall S.G. (1986), " An Application of the Granger and Engle Two-step Estimation Procedure to UK Aggregate Wage Data," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol:48 (3), ss.229-239.
- Hendry D.F.(1986),"Econometric Modeling with Cointegrated Variables:An Overview," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol:48, ss.201-212.
- Johnson D.R.(1990),"Co-integration, error correction," Canadian Journal of Economics, Vol:23,ss.839-855.
- McNown R.ve M.S.Wallace(1994)," Cointegration Tests of the Monetary Exchange Rate for Three High-Inflation Economies," Journal of Money Credit and Banking, Vol.26 (no:3), ss.396-411.
- Moosa I.A. (1994), " Testing Proportionality, Symmetry and Exclusiveness in Long-run PPP," Journal of Economic Studies, Vol:21,ss.
- Nachane D.M. ve A.Chrissanthaki(1991)," Purchasing Power Parity in the Short and Long Run: A Reappraisal of the Post-1973 Evidence," Applied Economics, Vol:23,ss.1257-1268.

- 
- Salvatore D.(1993), International Economics, Mac Millan Pub. Comp. 4.basım. USA.
- Sargan J.D. ve A.Bjargava(1983),"Testing Residuals from Least Squares Regression for being Generated by the Gaussian Random Walk,"Econometrica, Vo:51 (no:1) ,ss.153-174.
- Taylor M.P.(1988)," An Empirical Examination of Long-run Purchasing Power Parity usin Cointegration Tecniques,"Applied Economics, Vol.20,ss. 1369-1381.
- TaylorM.P.ve P.C.McMahon(1988)," Long-run Purchasing Power Parity in the 1920s," European Economic Review, Vol.32, ss.179-197
- Tronzano M.(1992), " Long-run Purchasing Power Parity and Mean-reversion in Real Exchange Rates:A Further Assessment," Economia Internazionale, Vol.XLV, ss.77-99.