

TÜRKİYE'DEKİ REEL KUR DEĞERLERİNİN DIŞ TİCARET DENGESİ ÜZERİNE ETKİSİ: 2001 YILI KRİZİNİN İNCELENMESİ

THE EFFECT OF REAL CURRENCY VALUES IN TURKEY ON EXTERNAL TRADE BALANCE: AN INVESTIGATION OF THE 2001 ECONOMIC CRİSES

*Onur AKKAYA **

Öz

Ekonomik dinamiklerin değişimi dikkate alındığında döviz kurlarının gelişmekte olan ekonomilerde var olan etkisinin azımsanamaz olduğu görülmektedir. Özellikle 1980 sonrası pek çok gelişmekte olan ekonominin uyguladığı dışa yönelik büyüme modelinde dış ticaret dengesi önemli bir değişkendir. Bu bağlamda, çalışmada Türkiye ekonomisinde 1980 sonrası uygulanan dış ticarete dayalı büyüme modeline göre 2001'de yaşanan ekonomik krizin döviz kurları ve dış ticaret dengesi incelenmiştir.

Anahtar Kelime: Gelişmekte Olan Ülke, Döviz Kuru, Dış Ticaret Dengesi, İhracata Dayalı Büyüme
JEL:F, F40

Abstract

After the 1980s, a lot emerging economies implemented the outward-oriented growth model. External trade balance was the most important growth variable for the outward-oriented growth model. So, the real currency values have important role for the model's success. In this context, in this paper, I search the effect of the 2001 economic crisis on the external trade value of real currencies has been investigated.

Keywords: Emerging Economies, Currency Values, External Trade Balance, The Outward-Oriented Growth Model
JEL: F, F40

* Dr, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, İİBF, 7 Aralık Kilis Üniversitesi, Kilis.

1.GİRİŞ

Döviz kurlarındaki dalgalanmalarının, uluslararası ticaret hacmi üzerindeki etkisi ve bu dalgalanmaların ortaya çıkardığı sonuçlar halen literatür de yer alan çalışmaların tartışma konusu olmaya devam etmektedir¹. Döviz kurlarının dış ticaret dengesine yapması beklenen etki ülke koşullarına, çalışmalarda ele alınan veri aralıklarına ve ülkelerde güdülen kur politikasına göre değişiklik göstermektedir (Demirel vd., 2004).

Döviz kurlarındaki dalgalanmalar ile dış ticaret akımları arasındaki ilişkiyi inceleyen başlıca çalışmaların bir kısmı, Clark (1973), Kenen ve Rodrik (1986), Koray ve Lastrapes (1989), Dellas ve Zilbertab (1993)'a göre döviz kuru riskinin dış ticaret akımı üzerinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğunu saptamıştır. Diğer taraftan Cushman (1983) döviz kurlarındaki belirsizliğin tarımsal malların ithalatına negatif etki yaptığını bulmuştur. Ayrıca Arize (1991) Amerika Birleşik Devletlerini incelediği çalışmasında ihracatı üzerine döviz kuru dalgalanmalarının etkisini incelemiş ve elde ettiği ampirik bulgular döviz kuru dalgalanmalarının Amerika Birleşik Devletleri ihracatı üzerine negatif yönlü bir etkisi olduğunu göstermiştir. Yine aynı ülkeyi inceleyen Yuan ve Awokuse (2003) döviz kuru belirsizliğinin Amerika Birleşik Devletleri kanatlı hayvan ihracatı üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu bulmuştur. Sukar ve Hassan (2001) ABD dış ticaret hacmi ile döviz kuru dalgalanmaları arasında ilişki aradıkları çalışmalarında, ihracat hacmi dalgalanmaları arasında ilişki aradıkları çalışmalarında, ihracat hacmi ile dış ticaret geliri, döviz kuru ve döviz kuru belirsizliği arasında pozitif bir ilişki bulmuşlardır.

Yukarıda bahsedilen çalışmalardan elde edilen sonuçlara karşın, Gotur(1985) ve Hooper ve Kohlhagen (1978) döviz kuru belirsizliği ile uluslararası ticaret hacmi arasında önemli bir ilişki bulamamışlardır. Aristotelous(2001) İngiltere ile ilgili yapmış olduğu çalışmada döviz kuru belirsizliğinin ve farklı döviz kuru rejimlerinin Amerika Birleşik Devletlerine yapılan ihracat üzerinde hiçbir etkiye sahip olmadığını ortaya çıkarmıştır.

Türkiye ile ilgili yapılan çalışmaların bazılarında, döviz kuru ile ihracat arasında ilişkiler saplanmıştır. Özbay (1999) döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisini bütün olarak incelemiş ve döviz kuru dalgalanmalarının ihracat hacmini azalttığına dair bulgular elde etmiştir. Bügük vd. (2003) döviz kurlarındaki belirsizliğin Türk tarım sektörü ihracatı üzerine etkisini incelemişler, döviz kuru ve belirsizliği ile ihracat arasında birkaç ürün ve ülke hariç önemli bir ilişki bulamamışlardır. Yanıkaya (2001) yapmış olduğu çalışmada, döviz kurlarındaki değişiminin Türk tarım ürünleri ihracatına olan etkilerini incelemiş ve döviz kurlarındaki değişmelerin pamuk ve tütün ihracatı üzerinde etkili olduğunu tespit etmiştir (Demirel vd., 2004).

¹ Örnek için bakınız; Wilson, 2001, on Malaysia, Korea and Singapore; Akbostanci, 2002, for Turkey; Hsing and Savvides, 1996, on Korea and Taiwan; Bahmani-Oskooee, 1996, for Korea, Pakistan, Philippines, Singapore, Greece and S. Africa; Bahmani-Oskooee, 1985, for India, Korea, Thailand and Greece; Himarios, 1989, for 15 LDCs; Edwards, 1986, for 12 LDCs, and Miles, 1979, for 14 LDCs including the Philippines and Sri Lanka; Leonard and Stockman, 2001, Bahmani-Oskooee and Brooks, 1999, Rose, 1990 and 1991, Krugman and Baldwin, 1987, and Rose and Yellen, 1989, for the US; Marwah and Klein, 1996, for the US and Canada; Lal and Lowinger, 2001, Guptar-Kapoor and Ramakrishnan, 1999, and Noland, 1989, for Japan; Boyd, Caporale, and Smith, 2001, and Bayoumi, 1999 for various industrial countries, 1991; Tharvaldur Gylfason and Marian Radetzki, Does Devaluation make sense in the least developed countries?,1997; Ahmet Zengin, Reel döviz kuru hareketleri ve dış ticaret fiyatları(Türkiye ekonomisi üzerine ampirik bulgular), 2004; Baki Demirel ve Cumhur Erdem, Döviz kurlarındaki dalgalanmaların ihracata etkileri; Türkiye Örneği,1989;Lkinda Kamas, Devaluation, national output and the trade balance: some evidence from Colombia, 1988; Michael Wattleworth, The effects of collective devaluation on commodity prices and exports.

2. Methodology ve Veri Seti

Yapılmak istenen çalışmada, ele alınan model için seçilen değişkenler ise Dış Ticaret Dengesi (bundan sonra "DTD" kullanılacaktır.), DTD'nin ölçülmesinde kullanılan denklem sisteminde İhracat/İthalat oranı (bundan sonra "X/M" kullanılacaktır.) alınmıştır. Diğer taraftan modeldeki diğer değişkenler reel döviz kuru (bundan sonra "R" kullanılacaktır.) ve yurtiçi nominal mevduat faizi (bundan sonra "r" kullanılacaktır.).

Bu modelde; Ln (doğal logaritma), R(AB) (Euro döviz kuru), R(USA) (Dolar döviz kurunu)'yi vermektedir. Reel döviz kurunun elde edilmesinde; $(R = E \cdot P^*/P)$ şekli kullanılmıştır. Bu eşitlikte E (Nominal Döviz Kuru), P* (Yabancı Ülke TÜFE oranı) ve P (Yurtiçi TÜFE oranı) olarak açıklanmaktadır. Enflasyon değişkeni olarak (TÜFE) kullanılmasındaki amaç, endeksin birçok eksiğinin olmasına rağmen ülkeler arasında standart olma özelliğine en yakın endekslerden biridir. Modellerde kullanılan döviz kuru değeri olarak, Türkiye'nin İthalatı ve İhracatının büyük bir bölümünde kullanılan Euro ve ABD dolarının değerleri alınmıştır. Ancak bu değerlerin kullanılmasında bir sepet uygulaması yerine her bir döviz cinsinin ayrı ayrı değerlendirilmesi düşünülmüştür. Bu şekilde bir yöntemin izlenme amacı ise; oluşacak döviz sepetinin ağırlandırılmasındaki problemler ve her döviz kurunun yalnız başına yaptığı etkinin analiz edilmesidir. Bu şekilde daha öncede yapılmış çalışmalarda bulunmaktadır².

Bu bağlamda ele alınan model DTD = f (R, r) şeklinde sınırlandırılmıştır.

$$\ln(X/M) = c + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln R(ab) + \alpha_3 \ln r + \epsilon \quad (\text{Model-1})$$

$$\ln(X/M) = c + \alpha_1 t + \alpha_2 \ln R(usa) + \alpha_3 \ln r + \epsilon \quad (\text{Model-2})$$

Yapılan analizde, 2001 yılındaki değişim incelenmek istendiğinden dolayı (1999:Q1-2004:Q4) yılları arası aylık verilerin analizi yapılmıştır. Kullanılan veri setinin elde edildiği kaynaklar ise; OECD, EUROSTAT, European Central Bank ve TCMB'den oluşmaktadır.

Kullanılan tek denklem yaklaşımı ile modelde açıklanan değişkenlere ait olan birim kök durumuna, değişkenler arasındaki eş bütünleşme (cointegration) durumuna, Engle-Granger nedensellik testi ve 2001 yılındaki kırılmanın (X/M) dengesi üzerinde sahte birim kök yaratıp yaratmadığı araştırılmaya çalışılmıştır. Kullanılan tek denklem sisteminde, uzun dönem tahmininde, dinamik unsurların etkisinin de dikkate alınmasını sağlamak için Tam Modifiyeli Philips-Hansen denklem sistemi kullanılmıştır. Böylece model içindeki dinamik unsurlardan oluşacak saplamaların azaltılması düşünülmektedir.

3. Çalışmanın Ampirik Sonuçları

Değişkenler arasındaki eş bütünleşmenin varlığını olup olmadığı araştırmada ilk olarak değişkenleri birim köke sahip olup olmadığına bakılmıştır. Bunu içinde yapılan standart ADF testi ile SBC, AIC ve HQC değerleri kullanılarak optimal gecikme dönemi saptanmaya çalışılmıştır.

² Onafowora, Olugbenga, (2003) "Exchange rate and trade balance in east asia: is there a J-curve?." *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 18 pp. 1-13.

Tablo.1 ADF Test Sonuçları

Sabitli ve Trendli		
Değişkenler	I(0)ADF(hesap)	I(0) ADF(tablo)
Lg(X/M)	-2,49	-3,67
LgR(ab)	-6,31	-3,67
LgR(usa)	-4,69	-3,67
Lg(I)	-3,539	-3,67
Değişkenler	I(1)ADF(hesap)	I(1) ADF(tablo)
dLg(X/M)(1)	-3.5145	-3.6921
dLgR(ab)(2)	-6.6169	-3.6921
dLgR(usa)(1)	-5.4792	-3.6921
dLg I (3)	-3.9162	-3.6921
Sabitli		
Değişkenler	I(0)ADF(hesap)	I(0) ADF(tablo)
Lg(X/M)	-2,41	-3,02
LgR(ab)	-1,59	-3,02
LgR(usa)	-1,67	-3,02
Lg(I)	-1,08	-3,02
Değişkenler	I(1)ADF(hesap)	I(1) ADF(tablo)
dLg(X/M) (1)	-3.4386	-3.0401
dLgR(ab)(1)	-6.8403	-3.0401
dLgR(usa)(1)	-5.6818	-3.0401
dLg (I) (1)	-3.5075	-3.0401

Tablo.1'den elde edilen sonuçlara göre bulunan sonuçlara göre I(1) düzeyinde modeldeki tüm değişkenlerin birim köke sahip olmadığı (serinin durağan olduğu) görülmüştür.

İki aşamalı Engle-Granger yönteminde, her denklemde OLS (En Küçük Kareler) yöntemi kullanılarak analiz yapılmaktadır. İki denklem türünde de elde edilen hata terimlerinin I(0) olarak bulunmuştur. Bundan sonra ikinci aşamaya geçilerek her değişkene göre hata düzeltme mekanizmasının çalışması incelenmiştir.

Tablo.2 Model-1 Engle-Granger Eş bütünleşme Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T-değeri[Prob]
DLGRUSA	-.080653	.015016	-5.3709[.000]
C	.0078694	.0087094	.90356[.378]
DLGI	-.11405	.035858	-3.1806[.005]
R(USA)(-1)	-.75830	.074021	-10.2444[.000]
R-Squared	.88263	R-Bar-Squared	0.86307
S.E. of Regression	.039057	F-Stat.	F(3, 18) 45.1224[.000]
Mean of Dependent Variable	.0042645	S.D. of Dependent Variable	.10555
Residual Sum of Squares	.027458	Equation Log-likelihood	42.3307
Akaike Info. Criterion	38.3307	Schwarz Bayesian Criterion	36.1487

Tablo.3 Model-2 Engle-Granger Eş bütünleşme Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	T-değeri[Prob]
DLGR(AB)	-.045472	.030621	-1.4850[.154]
C	-.012915	.019601	-.65889[.518]
DLGI	-.21202	.088636	-2.3920[.027]
R(AB)(-1)	-.58471	.15064	-3.8815[.001]
R-Squared	.52212	R-Bar-Squared	.44666
S.E. of Regression	.087803	F-Stat.	F(3, 19) 6.9195[.002]
Mean of Dependent Variable	-.0077102	S.D. of Dependent Variable	.11804
Residual Sum of Squares	.14648	Equation Log-likelihood	25.5128
Akaike Info. Criterion	21.5128	Schwarz Bayesian Criterion	19.2418
DW-statistic			.90996

Tablo.2 ve Tablo.3'te yer alan sonuçlara göre tahminlenen her iki model içinde oluşan Hata Düzeltme Mekanizması (Error Correction Mechanism)'si anlamlı çıkmaktadır (modellerde R(USA)(-1) ve R(AB)(-1) ile gösterilmektedir.) Bu durum modeldeki bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında eşbütünleşimin (cointegration) olduğunu göstermektedir. Bulunan sonuç doğrultusunda değişkenler arasında uzun dönemli regresyon elde edilmiştir. Hata Düzeltme Mekanizması özelliği gereği değişkenler arasında en az bir yönlü nedenselliği ve bağımsız dışsallığı garanti etmektedir. Ancak bu durumun karşılıklı olup olmadığına ise Pairwise Granger nedensellik yöntemi kullanılarak incelenmektedir.

Tablo.4 Pairwise Granger Nedensellik Testi

Gecikme:4				
Null Hipotezi	Obs	F-Testi	Olasılık	
I, (X/M)'in Granger Nedeni Değildir.	20	8.75952	0.00197	
(X/M), I'in Granger Nedeni Değildir.		1.12578	0.39348	
R(ab), (X/M) 'in Granger Nedeni Değildir.	20	0.03450	0.99736	
(X/M), R(ab) 'in Granger Nedeni Değildir.		0.26900	0.89184	
R(ab), I'in Granger Nedeni Değildir.	20	0.60493	0.66726	
I, R(ab) 'in Granger Nedeni Değildir.		0.16747	0.95051	

Tablo.5 Pairwise Granger Nedensellik Testi

Gecikme:4				
Null Hipotezi	Obs	F-Testi	Olasılık	
R(usa), (X/M) 'in Granger Nedeni Değildir.	20	0.02705	0.99835	
(X/M), R(usa) 'in Granger Nedeni Değildir.		0.03640	0.99707	
I, (X/M) 'in Granger Nedeni Değildir.	20	8.75952	0.00197	
(X/M), I'in Granger Nedeni Değildir.		1.12578	0.39348	
I, R(usa) 'in Granger Nedeni Değildir.	20	0.56844	0.69099	
R(usa), I'in Granger Nedeni Değildir.		0.57533	0.68647	

Tablo4 ve Tablo.5'te bulunan sonuçlara göre I değişkeni ile (X/M) karşılıklı ilişki olduğuna ulaşılmıştır. R(ab) ve R(usa) ile (X/M) arasında ise ilişkinin yönü tek yönlü ve ele alınan denklemler yönünde bulunmuştur.

Tablo.6 Model-1 Philips-Hansen Test Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standard Hata	T-Değeri[Prob]
Sabit	-2.3521	.63938	-3.6787[.001]
LGR(ab)	.091771	.029102	3.1534[.005]
LGI	.18990	.080819	2.3497[.029]

Tablo.7 Model-2 Philips-Hansen Test Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standard Hata	T-Değeri[Prob]
Sabit	-2.9563	.73593	-4.0171[.001]
LGR(usa)	.13151	.037529	3.5043[.002]
LGI	.27102	.093173	2.9088[.009]

Tablo.8 Peron Yapısal Kırılma Testi Sonuçları

I.Aşama				
Değişken	Katsayı	Standard Hata	T-Değeri[Prob]	
C	-.49256	.056329	-8.7443[.000]	
T	-.0071931	.0063664	-1.1299[.271]	
DU	.22109	.096956	2.2804[.033]	
R-Squared	.23283	R-Bar-Squared	.15976	
S.E. of Regression	.13293	F-Stat.	F(2, 21) 3.1866[.062]	
Mean of Dependent Variable	-.42586	S.D. of Dependent Variable	.14502	
Residual Sum of Squares	.37110	Equation Log-likelihood	15.9775	
Akaike Info. Criterion	12.9775	Schwarz Bayesian Criterion	11.2105	
DW-statistic	.92404			

II.Aşama

Değişken	Katsayı	Standard Hata	T-Değeri[Prob]
C	-.022205	.020838	-1.0656[.299]
HATADU(-1)	-.27667	.21576	-1.2823[.214]
TB	.26567	.13403	1.9821[.061]
R-Squared	.45519	R-Bar-Squared	.40071
S.E. of Regression	.096316	F-Stat. F(2, 20)	8.3550[.002]
Mean of Dependent Variable	-.010130	S.D. of Dependent Variable	.12442
Residual Sum of Squares	.18554	Equation Log-likelihood	22.7944
Akaike Info. Criterion	19.7944	Schwarz Bayesian Criterion	18.0912
	DW-statistic		1.6793

Bağımlı değişken için dışsal olarak tespit edilen 4 farklı değişkenden zaman serisi için en anlamlı olan (2000:Q4) dönemi için iki aşamalı peron testi yapılmıştır. Peron(1989)'da ki makalesinden elde edilen t-tablo değeri(-3,62) ile t-hesaplanan (-1,62) değerleri karşılaştırıldığında t-hesaplanan > t-tablo olduğundan dolayı (Ho: Dışsal olarak belirlenen yapısal kırılma, serinin birim kökünü değiştirmiştir.) red edebiliriz. Bu bağlamda, (H1: Dışsal olarak belirlenen yapısal kırılma, serinin birim kökünü değiştirmemiştir.) hipotezini kabul edebiliriz³.

4.SONUÇ

2001 yılındaki değişim incelenmek istendiğinden dolayı (1999:Q1-2004:Q4) yılları arası aylık verileri ile yapılan analiz sonucunda ulaşılan sonuçlar literatürü destekler niteliktedir. Buna göre; hem Euro'nun, hem de Amerikan Dolarının dış ticaret dengesi üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu söylenebilir. Döviz türlerinin sahip olduğu etkiye tek tek bakıldığında ise Amerikan dolarındaki %1'lik değişim, dış ticaret dengesi üzerinde %0,13'lük bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Diğer taraftan Euro'daki %1'lik değişim, dış ticaret dengesi üzerinde yaklaşık %0,9'lük bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Ayrıca değişkenler arasındaki Hata Düzeltme Mekanizmasının çalışması nedeniyle, sırasıyla dış ticaret dengesi ile Amerikan doları zaman serileri birlikte dalgalanma sürecinde oluşacak bir ayrılma durumu yaklaşık 9 aylık bir sürede yeniden dengeye geleceği görülmektedir. Diğer taraftan Euro ile dış ticaret dengesi zaman serileri arasındaki bir ayrılma durumu yaklaşık 6 ay gibi bir sürede tekrar eski haline dönmektedir. Tüm bunlar haricinde de ele aldığımız dönemin içinde bulunan devalüasyon sonrası oluşan J eğrisinin oluşum süresi 9 ay olarak saptanmıştır. Bu durum ele alınan iki döviz kuru içinde aynı sonuç geçerli olduğu Şekil.1 ve Şekil.2'de verilmiştir. Tüm bu veriler ışığında Euro'nun sahip olduğu önem geçmiş yıllara göre oldukça artmıştır. Ancak ele alınan iki döviz kurunu karşılaştırdığımızda Amerikan dolarının dış ticaret dengesi üzerinde sahip olduğu önem hala büyüktür. Ancak döviz kurlarının dış ticaret dengesi üzerinde sahip olduğu önem çok yüksek olmadığından mevcut dengenin düzeltilmesi ve ana hedef olan ihracatın geliştirilmesi için sahip olunan ihracat malları deseninde yeniden yapılanmaya gidilmesi gerekmektedir. Bu şekilde bir uygulama ile ihracat mallarının sahip olduğu esneklikte de değişikliğe ve yarattığı katma değerde de artış meydana gelebilir. Son dönemde yaşanan devalüasyon sonrası oluşan j eğrisinin oluşma süresinin 9 ay gibi bir periyodu yansıtması Türkiye'nin ihracat ve ithalat mallarının sahip olduğu esneklik katsayıları hakkında bilgi vermektedir (Şekil.3 ve Şekil.4). Diğer ülke uygulamalarında bu sürecin yaklaşık 12 ile 18 ay arasında olduğu görülmektedir.

³ Karşılaştırma için kullanılan t-tablo değerinin bulunmasında kullanılan λ değeri şu şekilde elde edilmiştir. (Kırılma yılına kadar ki yıl sayısı) $\lambda = \dots$ bu işlemden, (Ele alınan gözlem büyüklüğü) λ değeri 0,04 bulunmuştur. Peron (1989) 'da λ 'ya göre t-tablo değerleri (-3,62) olarak verilmiştir.

5.KAYNAKÇA

Akbostanci, Elif, (2002) “Dynamics of Trade Balance: The Turkish J -Curve” **International Conference in Economics**, September 11 -14, 2002, Ankara, Turkey.

Aydın M. Faruk , Uğur Çıplak,M. Eray Yücel (2004), “Export Supply And Import Demand Models For The Turkish Economy”, **MB Yayınları**.

Cheremza W.Wojeich and Derek F.Deadman (1999), “New Directions in Econometric Praticce”, 2.baskı.

Demirel Baki ve Cumhur Erdem (2004), “Döviz kurlarındaki dalgalanmaların ihracata etkileri: Türkiye Örneği”, **İşletme ve Finans**.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981) “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.” **Econometrica**.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (2000) “Long Run Economic Relationships,” Oxford University Press: New York, USA.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J.(1991), “ Cointegration and Error Correction : Representation,Estimation and Testing”. **Advanced Texts in Econometrics**. (ed.) Granger, C. W. J. ve G.E.Mizon. Newyork : Oxford University Press.

Himarios, Daniel (1989) “Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited.” **Economic Inquiry**.

Kamas Linda(1989), “ Devaluation, National Output and the Trade Balance :Some Evidence from Colombia”, **Weltwirtschaftliches**.

Miles, M.A. (1979) “The Effects of Devaluation on the Trade Balance and the Balance of Payment: Some New Results”, **Journal of Political Economy**.

Peron, P.(1994),“ Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series,” **İn Cointegration for the Applied Economist**, B.B.Rao(ed.) The Macmillian, UK.

Seyidoğlu Halil (1999), “ Uluslararası İktisat”,İstanbul.

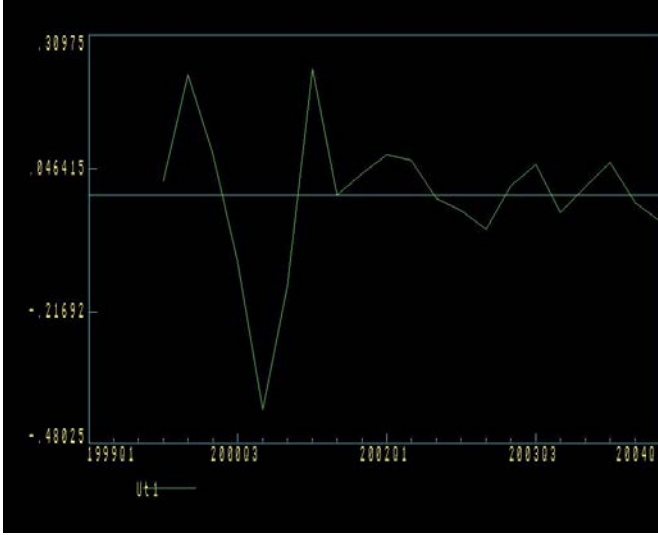
Tharvaldur Gylfason and Marian Radetzki (1991), “Does Devaluation make sense in the least developed countries?”**Economic Development and Cultural Change**.

Utkulu Utku (1999), “Is The Turkish External Debt Sustainable? Evidence From Unit Root Testing”, **Yapı Kredi Economic Review**.

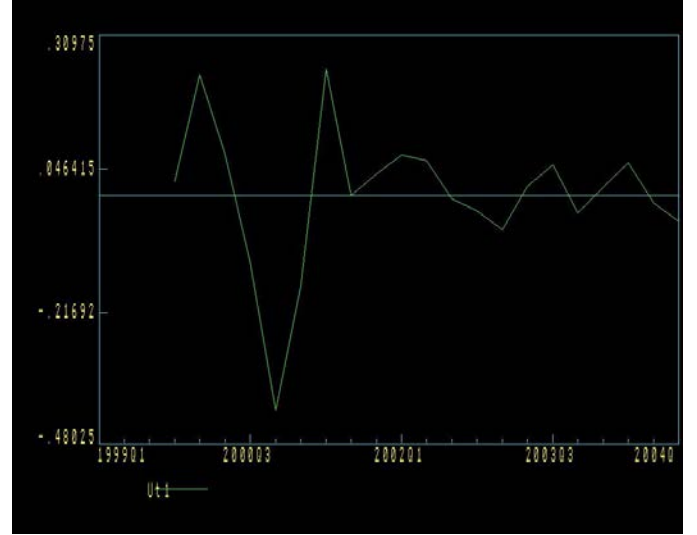
Wattleworth Michael (1988), “ The Effects of Collective Devaluation on Commondity Prices and Exports”, **IMF Staff Papers**.

Zengin Ahmet(1997), “Reel döviz kuru hareketleri ve dış ticaret fiyatları (Türkiye ekonomisi üzerine ampirik bulgular)”, **IV.Ekonometri Sempozyumu**.

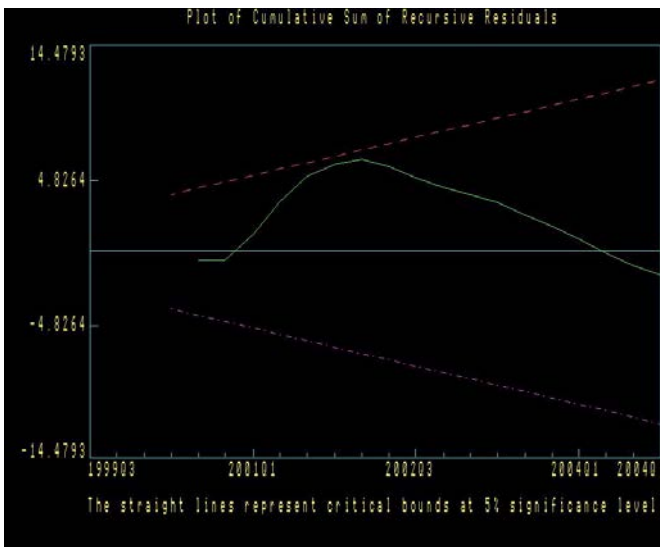
Şekil. 1 Hata Düzeltme Mekanizması (Model-1)



Şekil.2 Hata Düzeltme Mekanizması (Model-2)



Şekil.3 CUSUM Testi Sonuçları



Şekil.4 CUSUM Q Testi Sonuçları

