



Firat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi  
*Firat University Journal of Social Science*  
Cilt: 15, Sayı: 2, Sayfa: 219-228, ELAZIĞ-2005

## DÖVİZ KURU DIŞ TİCARET İLİŞKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

*Exchange Rate Foreign Trade Relationship: Case of Turkey*

**Murat KARAGÖZ**

*İnönü Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü.*

**Çetin DOĞAN**

*İnönü Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü.*

### ÖZET

Bu çalışmada ihracat ve ithalat değişkenlerinin her birinin döviz kuru ile olan ilişkisinin ekonometrik zaman serileri metodolojisi bağlamında incelenmesi amaçlanmıştır. Ocak 1995-Haziran 2004 dönemine ait aylık verilerin kullanıldığı bu çalışmada eş-bütünleşme için önkoşul olan serilerin durağanlığı araştırılmış ve bunların  $(d,D)=(1,1)$  mertebeden durağan olduğu görülmüştür. Bu durumda sahte regresyon sorunu yaşanmamakla birlikte, özellikle döviz kuru ile ihracat ve ithalatın her biri ile bire bir ekonometrik bir ilişki kurulamamış, ancak 2001 devalüasyon etkisi anlamlı bulunmuştur.

**Anahtar Kelimeler:** Döviz Kuru, Dış Ticaret, Eşbütünleşme, Uzun Dönem İlişkisi.

### ABSTRACT

The aim of this study is to analyze the relationship of export and import variables with the exchange rate, using econometric time series methodology. Employing monthly data from January 1995 to June 2004, as a precondition of co-integration, the stationary of series investigated and it is found that each of the series are integrated of order  $(d, D)=(1,1)$ . In this case, although there would not be any spurious regression problem, no econometric relation have been established between exchange rate and each of export and import variables. Nevertheless, the impact of 2001 devaluation on each of trade variables has been found to be significant.

**Key Words:** Exchange Rate, Foreign Trade, Cointegration, Long-run Relation.

## **1. Giriş**

Devalüasyon genellikle cari işlemler açığını kapatmak için yapılan bir harcama kaydırıcı politikadır. Devalüasyon ihraç mallarının fiyatını döviz cinsinden düşürürken, ithal mallarının ulusal para cinsinden fiyatını artırır. Devalüasyonlarla hedeflenen bir taraftan ihracatı teşvik ederek döviz gelirlerini artırmak, diğer taraftan ithal mallarının yurt içi talebini kısarak döviz tasarrufu sağlamaktır. Devalüasyonun cari işlemler dengesini iyileştirici bir sonuç vermesi, Marshall-Lerner koşuluna,  $e_m + e_x \geq 1$ , bağlıdır. Bu koşul, arz esnekliklerinin sonsuz olması varsayımı altında, ithal malları yurt içi talep esnekliği ( $e_m$ ) ve ihraç malları yurt dışı talep esneklikleri ( $e_x$ ) toplamının 1'den büyük olması anlamına gelir. Esnekliklerin toplamı 1'den ne kadar büyük olursa döviz kurundaki ayarlamaların dış dengeyi sağlamadaki etkisi de o ölçüde büyük olacaktır. Bir devalüasyonun başarısı, yurt içi fiyatların sabit tutulması, ithal mallarının yabancı ülkelerdeki fiyatlarının değişmemesi ve tüketici alışkanlıkları gibi faktörlere de bağlıdır. Bununla birlikte, dış açıklar ulusal ekonomide verim düşüklüğü, üretim yetersizliği, teknoloji ve yönetimde gerilik gibi yapısal nedenlere bağlı ise devalüasyonun dış ticaret dengesini sağlamadaki başarısı sınırlı olacaktır (Seyidoğlu,2003). Devalüasyon sonrası, kısa dönemdeki mutlak esneklik değerleri toplamının 1'den küçük olması J-eğrisi etkisine<sup>1</sup> yol açar. Bu yaklaşıma göre devalüasyonun hemen ardından dış ticaret bilançosu önce daha da bozulmakta, iyileşme belli bir gecikmeyle ortaya çıkmaktadır. Yukarıda kısaca özetlenen kuramsal açıklamalar çerçevesinde döviz kurundaki hareketlerin dış ticaret değişkenleri üzerinde etkili olacağı düşünülmektedir. Nitekim bu beklentileri doğrulamak amacıyla literatürde birçok çalışma yapılmıştır. Wilson (2001) Singapur, Kore ve Malezya'nın ABD ve Japonya ile karşılıklı ticareti için reel döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. 1970-1996 dönemine ait 3 aylık verilerin kullanıldığı bu çalışma sonucunda Kore'nin ABD ile ticareti hariç, reel döviz kurunun ticaret dengesi üzerinde önemli bir etkisi olmadığı bulunmuştur. Ayrıca Singapur ve Malezya için J-eğrisi ile ilgili ikna edici bir kanıt bulunamamıştır. Bununla birlikte Kore için elde edilen verilerin J-eğrisi etkisi ile uyumlu olduğu görülmüştür. Bahmani-Oskooee ve Alse (1994) 19 gelişmiş ve 22 azgelişmiş ülke için reel döviz kuru ile dış ticaret dengesi arasındaki uzun dönem ilişkiyi ölçmek için "eşbütünleşme" tekniğini kullanmışlardır. 1971-1990 arası 3 aylık verilerin kullanıldığı bu çalışmada, 20 ülkeden sadece altısında ticaret dengesi ve reel döviz kurunun uzun dönemde eşbütünleşik (aynı

---

<sup>1</sup> J-eğrisi etkisi için bakınız H. Seyidoğlu, 2003, s.475-495.

mertebeden homojen, durağan) olduğu görülmüştür. Pek çok ülkede bu iki değişkenin eşbütünleşik olmaması, devalüasyonların ticaret dengesi üzerine uzun dönem etkisinin olmadığını göstermektedir. İki değişken arasında eşbütünleşmenin görüldüğü 6 ülke için hata düzeltme modeli hesaplanmış ve J-eğrisini destekleyen kanıtlara ulaşılmıştır.

Kulkarni (1996) Mısır ve Gana ülkeleri için J-eğrisi hipotezi ve Marshall-lerner koşulunu kullanarak devalüasyonun dış ticaret dengesi üzerine etkilerini araştırmıştır. Bu çalışmada yazar, hipotezini döviz kurunun “sürekli devalüasyonu” şeklinde genişletmiştir. Her iki ülke için ulaşılan sonuçların teorik varsayımlarla uyum içinde olduğu görülmüştür. Sukar (1998) “eşbütünleşme” ve hata düzeltme yöntemleri kullanarak ABD ihracatının reel döviz kuru ve dış gelir ( $Y_f$ ) düzeyi ile dinamik olarak nasıl ilişkili olduğunu araştırmıştır. Eşbütünleşme yönteminin sonuçlarına göre ihracat ile dış gelir ( $Y_f$ ) arasında doğrudan bir ilişki, ABD'nin ihracatı ile gerçek döviz kuru arasında ise ters bir ilişki olduğu görülmüştür.

Zengin (2001), yaptığı çalışmada reel döviz kuru hareketleri ile dış ticaret fiyatları ilişkisini Türkiye örneği için incelemiştir. Bu çalışmada VAR (Vektörel Otoregresyon) yöntemi kullanılarak bu değişkenler arasında Granger nedenselliği araştırılmıştır. Bu araştırmanın sonucunda, ihracattan reel döviz kuruna doğru nedensellik bulunamazken, ithalattan reel döviz kuruna doğru nedensellik tesbit edilmiş, ayrıca döviz kurundan ithalat veya ihracata doğru nedensellik bulunamamıştır. Sivri ve Usta (2001) tarafından gerçekleştirilen çalışmada öncelikle serilerin durağanlığı incelenmiş, Reel döviz kuru ile ihracat serileri sıfır mertebeden durağan çıkarken, ithalat birinci mertebeden durağan bulunmuştur. Durağan seriler üzerinden yapılan VAR analizinde reel döviz kurundan ithalat veya ihracata doğru bir nedensellik bulunamamıştır. Gürbüz ve Çekerol (2002) söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik analizini haklı kılacak olan eş bütünleşme analizine yer vermişlerdir. Ancak yapılan bu analizde değişkenlerin eş bütünleşik olmadıkları anlaşıldığından, muhtemel regresyon analizlerinin “sahte regresyon” ile sonuçlanacağı kanısına varılmıştır. Bu çalışmaların ortaya çıkardığı sonuca göre döviz kuru ile dış ticaret arasında uzun dönemde ekonometrik bir ilişki bulunamamıştır. Halbuki bu konudaki teori böyle bir ilişkinin varlığını ileri sürmektedir. İleri sürülen bu ilişkinin doğruluğunu ölçmek için, bu çalışmada, endeksler yerine değişkenlerin orijinal değerleri üzerinden bir çalışma yürütülmüştür.

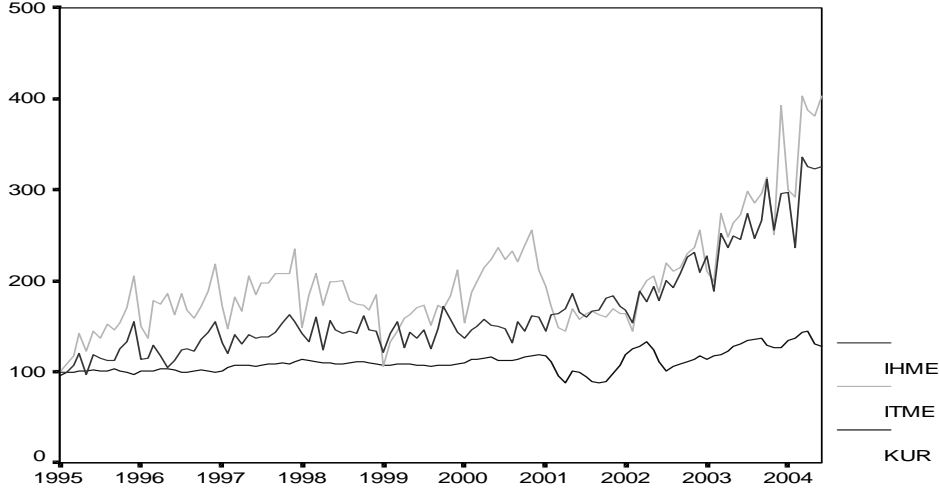
## **2. İncelenen Seriler**

Burada ele alınan zaman serileri Merkez Bankası elektronik veri derleme merkezinden alınmıştır. İlk iki seri DİE kaynaklı aylık ihracat ve ithalat serisi olup dolar

bazında sabit fiyatlarla uluslararası standart sanayi sınıflamasına göre (ISIC REVİZE 3) Ocak 1995 ila Haziran 2004 arası dönemi kapsamaktadır. Aynı döneme ilişkin Kurlar-Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri (1995=100) (TCMB) (Aylık) IMF tanımına ve 17 ülkeye göre (Belçika, Almanya, İspanya, Fransa, İsviçre, Hollanda, İtalya, İngiltere, ABD, Japonya, İsveç, Avusturya, Kanada, Kore, İran, Brezilya, Yunanistan) hesaplanmış reel efektif kur endeksi (1995=100) serisi olup, yurtiçi ve yurtdışı fiyat endeksi olarak toptan eşya fiyatları kullanılmıştır. Endeksteki artış TL'nin reel değer kazancını (REDK) ifade etmektedir. REDK aşağıdaki formül ile hesaplanmaktadır:

$$REDK = \prod_{j \neq i} \left[ \frac{P_i R_i}{P_j R_j} \right]^{w_{ij}}$$

Burada  $P_i$ , Türkiye için TEFE değeri,  $R_i$ , TL'nin dolar bazında değeri,  $P_j$ , j ülkesinin fiyat endeksi,  $R_j$  j ülkesi parasının dolar bazında değeri,  $w_{ij}$  Türkiye için j ülkesinin ağırlığıdır. Daha fazla açıklama için MB kaynaklarına bakılabilir. Endeksteki artış TL'nin reel değer artışını, azalış ise reel değer kaybını göstermektedir. Böylece her üç seri eş zamanlı olup toplam 114 dönemi kapsamaktadır. Seri uzunlukları kullanılan analiz teknikleri için uygundur.



Şekil 1. İhracat, İthalat ve Reel Döviz Kuru Endeksi Serileri 1995-2004.

Grafik incelemesinden ilginç ayrıntılar tesbit edilebilir. 2001 yılına kadar ithalat ile ihracat serisi arasındaki fark büyük dalgalanma gösterirken bu tarihten sonra fark azalmaktadır. Adeta iki seri çakışık bir seyir izlemektedir. Burada daha da dikkat çeken bir husus, ihracat ve ithalat endeksleri arasındaki bu gözleme eşlik edecek mukabil bir değişim de reel kur endeksi serisinde gözlenmektedir. Yani, 2001 yılı başından itibaren

dış açılardaki dalgalanma azalırken reel döviz kurundaki dalgalanma artmaktadır. Reel döviz kuru serisi 2001 yılına kadar çok düşük bir dalgalanma gösterirken bu tarihten sonra dalgalanmanın arttığını görmekteyiz. Kurdaki dalgalanmanın artışı ile birlikte ihracat ithalat paralelliğinin arttığı görülmüştür.

### 3. Durağanlık Analizi

Bir zaman serisi, zaman boyunca sabit ortalama, varyans ve otokovaryans ölçülerine sahip ise bu seri durağandır. Durağanlığın daha geniş bir tanımı ve durağanlık türleri için Wei (1990, s.20)'ye bakılabilir.

Bu kesimde İhracat, İthalat ve Reel Döviz Kuru serilerinin tek değişkenli zaman serileri bağlamında durağanlık analizleri yapılmaktadır. Koentegrasyon (eşbütünleşme) teorisine göre iktisadi seriler arasında uzun dönem ilişkisinden söz edilebilmesi için öncelikle bunların aynı mertebeden durağan olması gerekmektedir.

Bunun için bir portmanto test olarak Ljung ve Box tarafından geliştirilen ki-kare testi (LB) uygulanmıştır. Bu test, Box ve Pierce tarafından geliştirilen ve

$$BP = T \sum_{k=1}^K r_k^2$$

ile verilen BP istatistiğine nazaran daha güçlüdür. Yani yanlış olan sıfır hipotezini red etme olasılığı LB testinde daha yüksektir. Böylece otokorelasyon zayıf ta olsa sıfır hipotezi red edilmeyecektir. Burada T gözlem sayısı,  $r_k$  ise k gecikmeli otokorelasyon değeridir. LB testi, belirli bir K sayısına kadar ardışık gecikmeler arasındaki otokorelasyonların topluca anlamlılığının test edilmesine dayanmaktadır.

$$LB = T(T + 2) \sum_{k=1}^K r_k^2 / (T - k)$$

ile hesaplanan istatistik belirli bir  $\alpha$  anlamlılık düzeyi ile verilen  $\chi_K^2$  tablo değerini aşılırsa “otokorelasyon yoktur” şeklindeki sıfır hipotezi red edilir (Gujarati 1995, s.718). Testin gücünü artırmak için uygulamada anlamlılık düzeyi % 10'a kadar çıkarılır.

**Tablo 1.** Orijinal Serilerin Box-Ljung Durağanlık Testi Sonuçları

Seri	Gecikme	Otokorelasyon	St. Hata	Box-Ljung	p
İHME	24	0,156	0,082	790,770	0,000
İTME	24	-0,005	0,082	378,503	0,000
KUR	24	0,044	0,082	365,139	0,000

Tablo 1'deki verilere göre her üç seri de orijinal gözlemler itibarıyla durağan değildir. Bu durağan dışılığın sebebi mevsimsellik trend ve/veya mevsimsellik olabilir. Her ikisi için çeşitli mertebelerden yıllık ve aylık farklar alınarak aynı testler yapılabilir.

Yapılan denemelerde  $(d, D) = (1, 1)$  biçimindeki dönüştürme ile örneklem ACF (otokorelasyon fonksiyonu) değerlerinin daha önceki durağan dışılık durumunu yansıtan yavaş azalan seyri terk ederek önemli ölçüde küçüldüğü gözlenmiştir. Bu dönüştürmeden sonra kalan yapı, dönüştürülmüş seriye ait örneklem ACF ve PACF (kısmi otokorelasyon fonksiyonu) değerlerinden gidilerek modellenmiştir. Kararlaştırılan modellere ait kalıntıların ACF değerleri tekrar durağanlık için incelenmiştir. Sonuçlar Tablo 2 ile özetlenmiştir.

**Tablo 2.** Dönüştürülmüş Serilerin Box-Ljung Durağanlık Testi Sonuçları

Seri	(p, d, q)	(P, D, Q)	Gecikme	Box-Ljung	p
İHME	(2, 1, 0)	(0, 1, 0)	24	13,360	0,960
İTME	(2, 1, 0)	(1, 1, 0)	24	32,108	0,124
KUR	(2, 1, 0)	(0, 1, 1)	24	31,908	0,129

Bu sonuçlara göre incelen serilerin her üçü de  $(d, D) = (1, 1)$  mertebesinde durağan olduğu görülmektedir. O halde bu üç seri arasında uzun dönem ilişkisi aranabilir.

#### 4. Uzun Dönem İlişkileri

İhracat, ithalat ve Reel Döviz kuru endeksleri arasındaki uzun dönem ilişkisi, öncelikle hiçbir kısıtlama olmaksızın her bir değişken 4 gecikmeye kadar modele dahil edilmek suretiyle denenmiştir. 2001 yılı başlarında gerçekleşen devalüasyon etkisini ölçmek amacıyla

$$D_{2001} = \begin{cases} 0, & t < 72 \quad \text{2001 öncesi} \\ 1, & t \geq 72 \quad \text{2001 sonrası} \end{cases}$$

biçiminde tanımlanan bir kukla değişken modele katılmıştır. Ayrıca değişkenler arasında ortaya çıkacak ilişkinin ortak deterministik trend faktöründen kaynaklanmasını önlemek için her bir regresyona  $t = 0, 1, 2, 3, \dots, 113$  biçiminde verilen trend değişkeni eklenmiştir. Daha sonra anlamsız değişkenler modelden düşülerek yeniden tahmin yapılmıştır. Bir defa tüm katsayılar itibariyle anlamlı model elde edildikten sonra koentegrasyon teorisine göre uzun dönemli ilişkiyi istatistiksel açıdan meşru kılacak olan kalıntıların durağanlığı incelenmiştir. Buna göre her bir anlamlı regresyon modeli ve kalıntıların durağanlık testleri aşağıdaki tablo ile verilmiştir.

Tablodaki sonuçlara göre kalıntılar durağan olduğundan ilgili regresyonlarla verilen uzun dönem ilişkileri geçerlidir. Buna göre verilen uzun dönem ilişkilerinde ilk göze çarpan hususlar şunlardır.

1) İhracat ve ithalat endeksi serileri ile reel kur endeksi serileri arasında uzun dönem ilişkisi yoktur. Başka bir deyişle, reel kurlardan bu iki seriye doğru nedensel bir

bir ilişki kurulamamıştır.

2) 2001 yılı başında meydana gelen devalüasyonu temsil eden D2001(t) kukla değişkeni hem ihracat hem de ithalat denkleminde anlamlı bulunmuştur.

**Tablo 3.** Seriler Arası Uzun Dönem İlişkileri

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişkenler	Kalıntıların K=24 için BL istatistiği	BL istatistiği anlamlılık düzeyi
IHME(t)	D2001(t), IHME(t-1), IHME(t-2), IHME(t-4), ITME(t), ITME(t-2), ITME(t-3)	23,283	0,503
ITME(t)	D2001(t), IHME(t), IHME(t-3), ITME(t-1), ITME(t-2)	34,118	0,083
KUR(t)	SABİT, KUR(t-1), KUR(t-2), IHME(t-3)	22,710	0,537

Kur çıpasına dayalı 2000 yılı programının başarısız olması sonucu dövize olan talep artmış, 23 şubat 2001 tarihinde dolar kuru %38.9'luk bir artışla 1\$=685.391 TL'den 1\$=957.879 TL'ye yükselmiş ve bu yükseliş devam ederek 2001 yılı sonunda 1\$=1.448.212 olarak gerçekleşmiştir. Yapılan bu yüksek oranlı devalüasyon, uluslararası piyasalardaki rekabet gücümüzü olumlu yönde etkilemiş 2001 yılında ihracatımız bir önceki yıla göre %12.8'lik bir artışla 31.3 milyar dolar olarak gerçekleşmiş, 2000'de 54.5 milyar dolar olan ithalat ise 2001'de 41.399'a düşmüştür. 2001 yılında yaşanan TL'nin eksik değerlendirilmesiyle birlikte 2000'de 72 olan reel kur 59.73'e, dış açıklar da 26.7 milyar dolardan 10.064'e düşmüştür.

3) Kurlardan dış ticarete doğru nedensel ilişki bulunamamakla birlikte, üçer ay gecikmeli olarak ihracattaki değişmelerin kur üzerinde etkili olduğu görülmüştür. Reel kur serisi aynı zamanda kendisinin 1, 2, ve 3 aylık gecikmeli değerlerinden etkilenmektedir.

4) İhracat ve ithalat denklemlerinde kesme terimleri anlamsız çıkmıştır. Tüm açıklayıcı değişkenler sıfır düzeyinde iken ihracat ve ithalat endeksleri de sıfır düzeyinde olacaktır.

5) Kur değişkeni kesme terimi anlamlıdır. Tüm açıklayıcı değişkenler sıfırken reel kur sıfırdan farklı anlamlı bir sabit değer almaktadır.

6) İthalat serisi eş (aynı) dönemli ve 3 ay gecikmeli ihracat değerlerinden, ayrıca kendisinin 1 ve 2 ay gecikmeli değerlerinden etkilenmektedir. İhracat serisi ise 1, 2 ve 4 ay gecikmeli ihracat değerlerinden ve ayrıca ithalatın eş dönemli, 2 ve 3 gecikmeli değerlerinden etkilenmektedir. Bu durum Türkiye'de ihracatın büyük oranda ithalata bağımlı olduğu ve ihracata dayalı büyüme hızlandıkça ithalatın da arttığı şeklinde yorumlanabilir.

### **5. Sonuç ve Değerlendirme**

Bu çalışmada reel döviz kuru hareketleri ile dış ticaret değişkenleri arasındaki ekonometrik ilişki araştırılmıştır. Ortaya çıkacak ilişkilerin “sahte regresyon” ile sonuçlanmaması için öncelikle her bir serinin durağanlık analizleri yapılmıştır. Bu amaçla 1995 Ocak ayından 2004 Haziran ayına kadar ki dönemi kapsayan 114 adet aylık orijinal ihracat ve ithalat rakamları incelenmiş daha sonra başlangıç değerleri baz alınarak endeks rakamlarına çevrilmek suretiyle tekrar incelenmiş ve aynı sonuçlara ulaşılmıştır. Buna göre, her üç seri de  $I(d, D) = I(1, 1)$  biçiminde hem dönemsel hem de mevsimsel olarak birinci mertebeden bütünleşik olduğu tespit edilmiştir.

Daha sonra yapılan regresyon analizlerinde her bir seri için diğer serilerin aynı dönem ile dört dönem gecikmeli değerleri analize katılmıştır. Bunların yanı sıra, ortaya çıkacak ilişkinin, ortak deterministik trendden kaynaklanmaması için trend değişkeni ayrı bir açıklayıcı olarak her bir modele katılmıştır. Ayrıca 2001 yılı başlarında gerçekleşen devalüasyon için bir kukla değişken model katılmıştır. Anlamsız çıkan değişkenler modelden düşülmüş sonuç olarak Tablo 3 ile özetlenen uzun dönem ilişkileri ortaya çıkmıştır. Buna göre ihracat ve ithalat modellerinde sabit kesme terimleri, trend ve kur değişkenleri anlamsız bulunmuş, fakat 2001 yılı devalüasyonu anlamlı çıkmıştır. İhracat ve ithalat değişkenleri kendi ve birbirlerinin gecikmeli değerlerinden etkilenirken aylık kur değişmelerinden etkilenmemekte, fakat ani ve önemli kur değişikliği olarak yorumlanabilecek devalüasyondan etkilenmektedirler. İhracat ve ithalat değişkenleri reel açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olarak kendiliğinden bünyesel bir büyümeye işaret eden trend unsuruna sahip değildirler.

En önemli bulgu ise reel döviz kurundan dış ticaret değişkenlerine doğru nedensel (uzun dönemli) bir ilişkinin bulunmayışıdır. Bununla birlikte devalüasyon etkisinin anlamlı çıkması, kısa dönemde bu ilişkinin olduğunu ortaya koymaktadır.

Türkiye’de yapılan devalüasyonların etkisi incelendiğinde kısa vadede ihracatı artırıcı ve dış ticaret dengesini sağlayıcı bir etki yapmakta fakat hemen ardından dış ticaret açıklarında tekrar bir yükselme görülmektedir. Ayrıca döviz kuru değişimleri bazı yıllarda ithalatı ve ihracatı açıklamada yeterli olmamaktadır. Bunun önemli bir nedeni Türkiye’nin ihracatının geniş ölçüde ithal girdilere bağlı olmasıdır. Bu bağımlılık nedeniyle yapılan bir devalüasyon sonucu ithal girdi fiyatlarının artması, ithalata bağımlı ihracat sektörlerini olumsuz etkilemekte ve kurun etkisini yumuşatmaktadır. İhracatı artırmak amacıyla yapılan bir devalüasyon dış girdi bağımlılığı nedeniyle girdi



maliyetlerini artırarak üretim maliyetlerini artırmaktadır. Buda bir taraftan maliyet enflasyonuna neden olurken diğer taraftan üretimi olumsuz etkilemektedir. Döviz kuru ile ihracat arasında bazı dönemlerde bir ilişki görülememesinin bir diğer nedeni de ihracat hacminin sadece döviz kurundan değil, onunla birlikte girdi maliyetleri, verimlilik, üretim kapasitesi, fiyat politikası, dış talep ve uluslararası piyasaların yapısı gibi faktörlerden de etkilenmesidir. Bu nedenle diğer iktisat politikası araçlarıyla yeterince desteklenmeyen bir döviz kuru politikası dış ticaret dengesini sağlamada yeterince etkili olmamaktadır.

Burada yapılan analiz bir çoklu regresyon analizidir. Pür zaman serisi analizi olarak VAR, VARMA, VARMAX gibi vektörel otoregresif hareketli ortalama modelleri ve ilave açıklayıcı dışsal değişkenli modeller çerçevesinde Granger nedenselliği ve hata düzeltme modeli araştırılabilir. VAR modelleri dışında, müdahale analizi ile de devalüasyon etkilerinin anlamlılığı araştırılabilir. Transfer fonksiyonları aracılığı ile kur dış ticaret ilişkisi daha net bir şekilde ele alınabilir.

#### **Kaynaklar**

Bahmani-Oskooee, M. and Alse, J. (1994), "Short-run versus long-run effects of devaluation: Error-cor", *Eastern Economic Journal*, Bloomsburg: Fall, Vol.20.

Çekerol, K. ve Gürbüz, H. (2002), "Reel Döviz Kuru ile dış ticaret haddi ve bileşenleri arasındaki uzun dönem ilişkisi" *Afyon Kocatepe Üniversitesi, İ.İ.B.F. Dergisi* C.IV,S.2, Aralık.

DTM. *Dış Ticaret Bülteni Ocak-Mart 2004*. Dış Ticaret Müsteşarlığı Yayınları.

Gujarati, D.N. (1995), *Basic Econometrics*, Third Edition, McGraw-Hill, Inc. New York.

Haris, R. and R. Sollis (2003), *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley and Sons Ltd., New York.

Kulkarni, K. G. (1996), "The J-curve Hypothesis and currency devaluation: Cases of Egypt and Ghana", *Journal of Applied Business Research*, Laramie, Spring, Vol.12.

Ljung, G.M. and G.P.E. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika* 66, pp66-72.

Seyidoğlu, H. (2003), *Uluslararası İktisat*. Güzem Y., İstanbul.

Sivri, U. ve Usta, C. (2001) "Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki" <http://iktisat.uludag.edu.tr/dergi/11/16-ugur/16-ugur.ht>.

Sukar, A. (1998), "Real effective exchange rates and export adjustment in the U.S.", *Quarterly Journal Of Business and Economics*, Lincoln: Winter, 1998, Vol.37.

Wilson, P. (2001), "Exchange Rates and The trade Balance For Dynamic Asian Economies: Does the J-Curve Exist for Singapore, Malaysia, and Korea", *Open Economies Review*, Dordrecht, Vol:12.

*F.Ü.Sosyal Bilimler Dergisi 2005 15 (2)*

Zengin, A.(2001), “ Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dış Ticaret Fiyatları: Türkiye Ekonomisi üzerine Ampirik Bulgular”, *C.Ü.İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, C. 2, S. 2, Ekim T.C. Merkez Bankası Resmi Web Sitesi <http://www.tcmb.gov.tr/>

Wei, W.W.S. (1994), *Time Series Analysis*, Addison-Wesley Pub. Comp., New York.