

## REEL DÖVİZ KURU İLE DIŞ TİCARET HADDİ VE BİLEŞENLERİ ARASINDAKİ UZUN DÖNEM İLİŞKİ

Yrd.Doç.Dr. Hüseyin GÜRBÜZ\*

Yrd.Doç.Dr. Kamil ÇEKEROL\*\*

### ÖZET

Bu makalede, döviz kuru değişiklikleri ile ticaret hadleri ve bileşenleri arasındaki uzun dönem ilişkisi olup olmadığı araştırılmıştır. Yapılan ekonometrik analiz sonucu (değişkenler aynı mertebede ve birimlere bağlı değilse), değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamıştır. Bunun anlamı, döviz kuru ile dış ticaret hadlerini değiştirmede etkin bir politika olmadığıdır.

**Anahtar Kelimeler:** Dış Ticaret Hadleri, İhracat Fiyat Endeksi, İthalat Fiyat Endeksi, Reel Döviz Kuru, Koentegrasyon Analizi.

### ABSTRACT

The aim of this study is to determine whether there is a long-run relationship between exchange rate changes and the terms of trade (and its components) changes. The econometric analysis suggests that the variables considered are not integrated of the same order, implying that there is no long-run relationship among them. The result means that the exchange rate is not effective policy instrument for the terms of trade goals.

**Key Words:** Terms of Trade, Index of Export Prices, Index of Import Prices, Real Exchange Rate, Cointegration Analysis

\* Osmangazi Üniversitesi, İ.İ.B.F., İşletme Bölümü

\*\* Anadolu Üniversitesi, A.O.F., İktisadi ve İdari Programlar

## GİRİŞ

Bir ülkenin uluslararası rekabet gücünü yansıtan makroekonomik değişkenlerden biri o ülkenin dış ticaret hadleridir. İhracat fiyatlarının ( $PX$ ), ithalat fiyatlarına ( $PM$ ) oranı olarak belirlenen dış ticaret hadleri ( $PX/PM$ ), bir birim ihraç malı ile kaç birim ithal malı satın alınabileceğini gösterir<sup>1</sup>. Dış ticaret hadlerinde bir azalma, rekabet gücünün azalması anlamına gelmektedir. Dış ticaret hadlerinin bozulması, ithal mallarının daha pahalıya temin edilmesi veya ihraç mallarının daha ucuza teklif edilmesi demektir. Bir ülkenin dış ticaret hadlerindeki bozulmayı tersine çevirmesinin yolu da, genellikle o ülkenin kendi ihracat fiyatlarını yükseltmesi olmaktadır. Örneğin, 1970'lerin başlarında OPEC ülkeleri, sayılaşmış ülkelerin ithal ettikleri nihai ürünlerin fiyatlarında artışla karşı karşıya kaldıkları da dış ticaret hadleri büyük oranda bozulmuştur. Bu bozulmayı tersine çevirebilmeleri için tel yollarına başvurmuşlardır. Bu tel yollarından biri de ihracat fiyatlarını (petrol fiyatlarını) yükseltmek olmuştur. Bu yüzden dış ticaret hadlerindeki dalgalanmalar ve bu dalgalanmaların kaynakları her ülke için çok büyük önem taşımaktadır.

Bir ülkenin dış ticaret hadlerini değiştirmesinin en önemli kaynaklarından bir tanesi, parasını devalüe etmek olarak görülmektedir. Bununla birlikte, devalüasyonla karşı çıkan bir argümanda, parasını devalüe eden ülkenin dış ticaret hadlerinin daha da kötüleşeceği de söylenmektedir. Esasen, Stern, devalüasyonun hangi şartlar altında dış ticaret hadlerini kötüleştirceğini veya iyileştireceğini ortaya koymuştur. Stern ihracat ve ithalat ürün arz esnekliklerinin, ihracat ve ithalat ürün talep esnekliklerinden daha büyük veya daha küçük olup olmadığına bağlı olarak dış ticaret hadlerinin bir devalüasyonla iyileşebileceğini veya kötüleşebileceğini göstermiştir.

Bu konu özellikle dalgalı döviz kurlarının kullanımından bu yana giderek daha fazla dikkat çekmektedir. Esasen, ticaret hadleri üzerinde, bir döviz kuru sisteminin seçimi veya döviz kurunun yeniden düzenlemesinin etkilerine ilişkin çok fazla çalışma yoktur. Varolan çalışmaların büyük oranda tartıştığı sonuç ise devalüasyonun

<sup>1</sup> H. SEYİDOĞLU, *Uluslararası İktisat*, Güzem Yayınları, İstanbul 1990, s.614.

<sup>2</sup> R. M. STERN, *The Balance of Payments: Theory and Economic Policy*, Aldine Publishing, New York 1973, s.133.

veya bir döviz kuru sisteminin seçiminin, dış ticaret hadleri üzerinde bir etkisinin olmadığı yönündedir. Örneğin, Cooper küçük bir ülke için dış ticaret hadlerini etkilemenin kendi elinde olmadığını, bu yüzden dış ticaret hadlerinin devalüasyonla değiştirilemeyeceğini ileri sürmektedir<sup>3</sup>. Cooper, karşılaştırmalı bir istatistiki analiz kullanarak 20 az gelişmiş ülke uygulamasını incelemiş ve dış ticaret hadleri üzerinde çoğu ülke için devalüasyonun etkisinin önemsiz olduğu sonucuna ulaşmıştır. Diğer taraftan Lipschitz, dış ticaret hadlerindeki şokların ülkenin hangi döviz kuru sistemini kabul edip etmediğinden tamamıyla bağımsız olduğunu ileri sürmektedir<sup>4</sup>. 12 az gelişmiş ülkenin dış ticaret hadlerini analiz eden Bautista ve Riedel, tarım ürünleri ve yakıtların nispeten ihracatlarındaki değişikliklerin, dış ticaret hadleri irade döviz kuru düzenlemelerinden daha sık ve daha büyük değişikliklere neden olduğunu göstermiştir<sup>5</sup>. Koch ve Rosensweig, İranın serbest bağımsız testleri ve ek olarak Coates tarafından geliştirilen yöntemi kullanarak doların değerindeki bir değişime ABD dış ticaret hadlerinin tepkisini araştırmış ve dış ticaret hadleri üzerinde doların nihai etkisinin oldukça zayıf olduğu ve geleneksel modellerin im ettikleri kadar güçlü olmadığı sonucuna ulaşmıştır<sup>6</sup>. Son olarak Alse ve Oskooee, 25 az gelişmiş ve gelişmiş ülke üzerinde uyguladıkları koentegrasyon testi ile, efektif döviz kuru ve dış ticaret hadleri arasında, uzun dönemde hiçbir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır<sup>7</sup>.

Döviz kuru ve dış ticaret hadlerine yönelik olarak Türkiye üzerine yapılan az sayıda çalışmada sonuç olarak bu sonuçlara ulaşılmıştır. Zengin, 1990 sonrası reel döviz kuru, ihracat fiyat endeksi

<sup>3</sup> R.N. COOPER, "An Assessment of Currency Devaluation in a Developing Country", iç: G. RANIS (ed.), *Government and Economic Development* (Yale University Press, New Haven, 1971), s.472-533.

<sup>4</sup> L. LIPSCHITZ, "Exchange Rate Policy for a Small Developing Country and the Selection of an Appropriate Standard", *IMF Staff Papers*, Vol.26, September 1979, s. 423-449.

<sup>5</sup> R.M. BAUTISTA, J. RIEDEL, "Major Currency Realignments and the Terms of Trade in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, No. 10, April 1982, s.227-243.

<sup>6</sup> P.D. KOCH, F.A. ROSENSWEIGH, "The Dollar and the US Terms of Trade", *Journal of Macroeconomics*, Vol.14, Summer 1992, s.467-486

<sup>7</sup> J. ALSE, M. BAHMANI-OSKOOEE, "Do Devaluations Improve or Worsen the Terms of Trade?", *Journal of Economic Studies*, Vol.22, No.6 1995, s. 162-171.

ve ithalat fiyat endeksi serileri arasındaki etkileşimleri VAR tekniği kullanarak test etmiş ve reel döviz kuru ile ihracat ve ithalat fiyatları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır<sup>8</sup>. Buna göre dış ticaret fiyatları reel döviz kurunu doğrudan etkilerken, reel döviz kuru dış ticaret kalemlerinden ithalat fiyat endeksini doğrudan, ihracat fiyat endeksini ise ithalat fiyat endeksi kanalıyla dolaylı olarak etkileyebilmektedir. Zengin ve Terzi nominal döviz kuru, ihracat, ithalat ve dış ticaret dengesi arasındaki ilişkiyi farklı dönemler için Engle-Granger koentegrasyon ve Granger nedensellik testleri ile incelemişler ve değişkenler arasında kısa veya uzun dönemli bir ilişki olmadığını saptamışlardır<sup>9</sup>. Sivri ve Usta, Türkiye'ye yönelik olarak 1991-2000 dönemi için reel döviz kuru ile ithalat ve ihracat arasındaki ilişkiyi VAR modeli kullanarak tahmin etmişler ve elde ettikleri sonuçları Granger nedensellik testi ve impulse fonksiyonları ile varyans ayrıştırma yöntemleri yardımıyla yorumlamışlardır<sup>10</sup>. Buna göre reel döviz kurundan ne ithalat ne de ihracata doğru bir nedensellik ilişkisi olmadığını, varyans ayrıştırmalar ihracat ve ithalatın tahmin hata varyansını açıklamada reel döviz kurunun herhangi bir katkısının olmadığını ve etki tepki fonksiyonlarında reel döviz kurunda oluşacak bir standart hatalık şoka ithalat ve ihracatın vereceği tepkilerin zayıf olduğunu göstermiştir. Baldemir ve Gökalp ise, 1980-1997 dönemini kapsayan ve yıllık verilerle çalıştıkları analizlerinde, koentegrasyon ve Granger nedensellik testi kullanımları ve bu dönemde nominal döviz kuru ile dış ticaret hadleri arasında koentegrasyon ilişkisi bulunamamışlar, nedensellik analizi sonucunda ise döviz kurlarının dış ticaret hadlerinin Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşmışlardır<sup>11</sup>.

<sup>8</sup> A. ZENGİN, "Reel Döviz Kuru, İhracatları ve Dış Ticaret Fiyatları (Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bulgular)", İstatistik Araştırma Sempozyumu 2000, s.401-409.

<sup>9</sup> A. ZENGİN, H. TERZİ, "Türkiye'de Kur Politikası, İhracat, İhracat ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisinin Ekonometrik Analizi", Gazi Ünversitesi İ.B.F. Dergisi, 11, 1-2, 1995, s.247-266.

<sup>10</sup> U. SİVRİ, C. USTA, "Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki", <http://iktisat.uludag.edu.tr/dergi/11/16-ugur/16-ugur.htm>

<sup>11</sup> E. BALDEMİR, F. GÖKALP, "Türkiye'de Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hadleri İlişkisinin Ekonometrik Analizi", I.T. U. İktisadi İstatistik Sempozyumu Bildirileri, 14-16 Mayıs 1999, Antalya, s. 7-40.

Konu önemlidir ve özellikle yeni ekonometrik tekniklerin gelişimiyle daha fazla dikkat ister hale gelmiştir. Bu yüzden, bu çalışmanın başlıca amacı reel döviz kuru değişiklikleri ile dış ticaret haddi ve bileşenleri arasında ilişki olup olmadığını koentegrasyon (eşbütünleşme) yöntemi ile belirlemektir. Çalışmada öncelikle, uygulanan koentegrasyon tekniği açıklanmış daha sonra döviz kuru ve dış ticaret hadlerinin koentegre olmadığını gösteren bulgular verilip, sonuç kısmında da elde edilen bulgulara dayanan değerlendirmeye yer verilmiştir.

## I. YÖNTEM

Çalışmamızda, standart ekonometrik yöntemlerle tahmin edilen modellerin “sahte regresyon” (spurious regression) sorunuyla maruz kalma risklerine ilişkin genel bir eleştiri vardır. Bu problem, modeldeki zaman serisi değişkenleri durağan değilse, bir değişkenin diğer değişkenler üzerindeki etkisini oluşturmada  $t$  oranlarının kullanılamamasıdır. Bu gibi modellerdeki artıkların incelenmesiyle, koentegrasyon analizi bu sorunun üstesinden gelir ve iki veya daha fazla değişken arasındaki uzun dönemli denge ilişkisini oluşturmaya çalışır. Granger (1982) ve Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen koentegrasyon teorisi uzun dönemli dengelerle kısa dönemli dinamiği birleştirme düşüncesine dayanmaktadır<sup>12</sup>. Bu tekniğin esasısı diğer değişkenler üzerinde bir değişkenin regresyonunaki artık terimleri durağan, iki veya daha fazla durağan olmayan değişkenler koentegre olduğudur. Yani,  $y_t \sim I(1)$  ve  $x_t \sim I(1)$  ise, o zaman  $e_t \sim I(0)$ 'dir ve  $x_t$  ve  $y_t$  değişkenleri koentegredir.

Bir değişkenin durağanlık düzeyi veya birinci farkı alındıktan sonra durağan olup olmadığını belirlemek için, Engle ve Granger tarafından önerilen yaygın uygulama Augmented Dickey Fuller (ADF – Geliştirilmiş Dickey Fuller) testidir<sup>13</sup>. Bu çalışmada, değişkenlerin durağan olup olmadığını ve kaçinci mertebeden

<sup>12</sup> G.S. MADDALA, *Introduction to Econometrics*, McMillan Publication Co., New York 1992, s.588.

<sup>13</sup> R.F. ENGLE and C.W.J. CRANGEL, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, Vol.55, March 1987, s.251-276.

durağan olduğunun test edilmesinde (1) ve (2) nolu ADF denklemlerinden faydalanılmıştır<sup>14</sup>.

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^m \beta_i D_i + e_t \quad (3)$$

Bu denklemlerde  $k$  gecikme  $m$  mevsimsel kukla değişken sayısı ( $m=11$ ),  $D_i$  mevsimsel kukla değişken ve  $e_t$  artık terimdir.

Çalışmada 1995:01-2002:01 dönemi için dış ticaret hadleri, ihracat ve ithalat fiyat endeksleri ve reel efektif döviz kuru endeksi aylık verileri TC Merkez Bankasından alınmıştır<sup>15</sup>. Çalışmada kullanılan reel efektif döviz kuru endeksi, nominal efektif döviz kurunun toptan eşya fiyat endeksi ile deflate edilmiş halidir. Uluslararası Para Fonu (IMF) tarafından da kullanılan bu tanıma göre reel efektif döviz kuru, ilgili ülkenin fiyat düzeyinin dış ticaret yaptığı ülkelerin fiyat düzeyine oranıdır. ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası tarafından hesaplanan bu endekste, 1995 baz yılı olarak alınmış, endeksin hesaplanmasında kullanılan ülkelerin fiyat ve döviz kuru verilerinin ana kaynağı IMF yayınlarından Uluslararası Mali İstatistikler (IFS) olmuş ve döviz kurları için aylık ortama değerler kullanılmıştır.

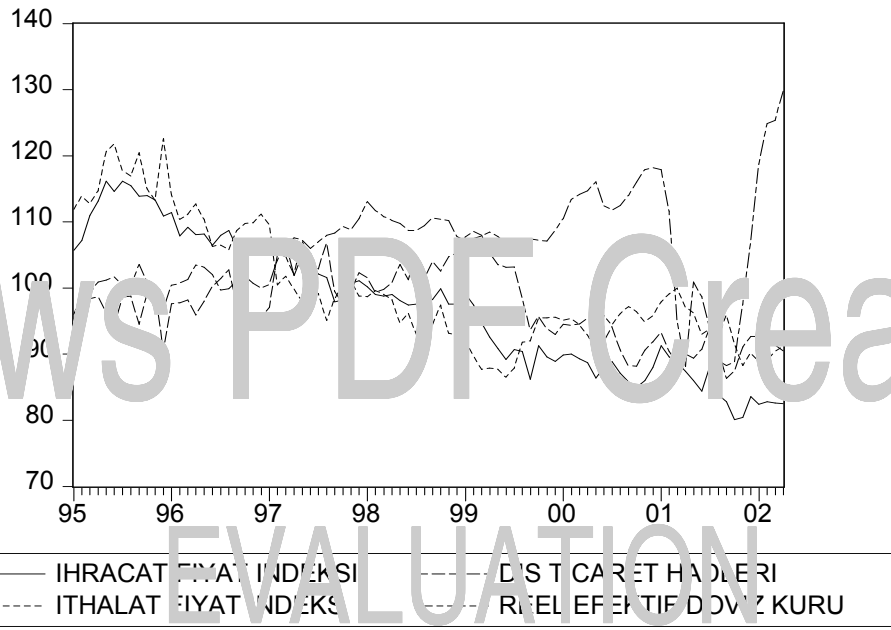
## II. BULGULAR

Çalışmaya konu olan 1995 özlü yıllık reel efektif döviz kuru, dış ticaret hadleri, ihracat ve ithalat fiyat endeksi değişkenlerinin, 1995:01-2002:01 dönemleri arasındaki aylık verilerin zaman serisi grafikleri Şekil'de görülmüştür.

<sup>14</sup> D. A. DICKEY and W. A. FULLER, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometrica* 1981, Vol. 49, 1, 1057-1072.

<sup>15</sup> <http://tcmbf.csbcm.gov.tr/cc-bin/far.ecuiz?gi=icb.w.tb>

**Şekil:** Reel Efektif Döviz Kuru, Dış Ticaret Hadleri(DTH), İhracat ve İthalat Fiyat Endeksi Değişkenlerinin Kartezyen Grafiği



Çözümleme ile ilk olarak zaman serisi ve ileriyle düzenlenmiş bir ekonometrik modelde değişkenlerin çeşitli unsurların belirlenmesi ve bu özelliklerin dikkate alınması gerekmektedir. Bu çalışmada kullanılan değişkenlerin içerdiği özellikleri belirlemek amacıyla her değişkene sabit, trend ve mevsimsel kukla değişkenler eklenerek standart en küçük kareler regresyonu oluşturulmuştur. Bu regresyonlar sonucunda tüm değişkenler için sabit ve trend %1 düzeyinde anlamlı olmakla beraber, mevsimsel kukla değişkenler ise anlamlı değildir. Yani değişkenlerde deterministik mevsimsel bileşen yoktur. Ayrıca değişkenlerin otokorrelasyon grafiklerinde incelendiğinde de mevsimsel bileşen olmadığı görülmektedir.

Bununla birlikte modelde kullanılacak değişkenlerin durağan olup olmadıkları ve durağan iseler hangi mertebeye durağan oldukları 1 ve 2 nolu ADF modelleri ile ve ayrıca 3 nolu modelde görüldüğü

gibi mevsimsel kukla değişkenlerde kullanılarak da test edilmiştir. Mevsimsel kukla değişkenlerin dahil edilmesi durağanlık sonuçlarını değiştirmemiştir. Bu da mevsimsellik analizinin sonuçlarını doğrulamaktadır. Çalışmada 1 ve 2 nolu modellere ilişkin sonuçlara yer verilmiştir.

ADF testine göre hesaplanan  $ADF_t$  istatistiğinin mutlak değeri %1, %5 ve %10 sınır değerlerinden büyük olduğunda ‘birim kök yoktur (durağandır)’ şeklinde kurulan boş hipotez reddedilerek, değişkenin birim kök içermediği yani durağan olduğuna karar verilir. Birim kök test sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1** Çalıştırılmış Birim Kök Testi Sonuçları (Seviye Değerleri İçin)

Değişkenler	Sabit				Sabit ve Trendli			
	ADF	Gecikme Sayısı	Akaike	Schwarz	ADF	Gecikme Sayısı	Akaike	Schwarz
Reel Efektif Döviz Kuru	-2.74**	1	5.18	5.27	-4.5**	9	5.18	5.54
Dış Ticaret Haddi	-2.41	0	4.93	4.99	-3.11	0	4.91	4.99
İhracat Fiyat Endeksi	-0.32	0	4.19	4.25	-5.50**	0	3.89	3.98
İthalat Fiyat Endeksi	-1.41	0	4.90	4.96	-2.54	0	4.90	4.96

- \*%1, \*\*%5, \*\*\*%10 anlam düzeyinde durağan olduğunu gösteren bu değerler EViews Programından elde edilmiştir.
- Dış Ticaret Haddi ve İthalat Fiyat Endeksi seviye değerlerinde durağan değildir.

Tablo 1’den de görüldüğü gibi reel efektif döviz kuru ve ihracat fiyat endeksi seviye değerlerinde durağan olduğu görülmüştür. Dış ticaret hadleri ve ithalat fiyat endeksi değişkeninin durağanlığı birinci farkları alınarak incelenmiş ve sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.



**Tablo 2.** Geliştirilmiş Dickey–Fuller (ADF) Birim Kök Test Sonuçları  
(Birinci Farkı İçin)

Değişkenler	Sabit				Sabit ve Trendli			
	ADF	Gecikme Sayısı	Akaike	Schwarz	ADF	Gecikme Sayısı	Akaike	Schwarz
$\Delta$ Dış Ticaret Haddi	-11.28*	0	4.96	5.02	-9.36*	1	4.92	5.04
$\Delta$ İthalat Fiyat Endeksi	-10.99*	0	4.90	4.95	-8.36*	1	4.91	5.02

- \*%1 anlam düzeyinde durağan olduğunu gösteren bu değerler Eviews Programından elde edilmiştir.
- $\Delta$  Birinci farkının alındığını göstermektedir.

Tablo 1 ve tablo 2'de görüldüğü gibi reel efektif döviz kuru ve ihracat fiyat endeksi değişkenleri *seviye değerlerinde durağan*, yani  $I(0)$ , ithalat fiyat endeksi ve dış ticaret haddi ise *artık durağan* yani  $I(1)$ 'dir. En uygun gecikme değerlerinin belirlenmesinde ise en küçük Akaike bilgi kriteri ve Schwarz kriteri değerini veren gecikme değerleri modelde kullanılmıştır<sup>16</sup>. Ayrıca uygun gecikme sayılarına ait modellerin artık terimlerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri Ek 2'de görüldüğü gibi beyaz gürültüdür<sup>17</sup>.

Reel efektif döviz kuru için yukarıda gösterilen (1) ve (2) nolu ADF denklemleri uygulandığında, (1) nolu denklem sonucunda ADF test istatistiğinin değeri  $-4.54$  ve (2) nolu denkleme göre ise  $-2.74$  bulunmuştur. Bu değerler, muhtlak değer olarak MacKinnon'un kritik değerlerinden  $-4.08$  (%1 anlam düzeyinde) ve  $-2.53$  (%10 anlam düzeyinde) daha büyüktür. Bu sonuca göre reel efektif döviz kuru 9 gecikme ile trendli modele göre ve gecikmesiz olarak trendsiz modele göre durağan, yani  $I(0)$ 'dur.

<sup>16</sup> Ayrıntılı bilgi için bakınız, J. J. CROMWELL, W.C. LABY, and M. TERRAZA, *Univariate Tests for Time Series Models*, Sage Publications, 1994, s. 60-67 ve H. GÜRBÜZ, *Zaman Serilerinin Durağanlaştırılması: Birim Kök Testleri*, Eşbütünleşme, Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Isparta 1997, s. 57-62.

<sup>17</sup>  $e_t$  ortalaması sıfır, sabit varyanslı ardışık bağımsız olarak oluşan birim kare hata terimidir. Bu hata terimi beyaz gürültü hata terimi diye de anılır.

Dış ticaret haddi (DTH) için (1) ve (2) nolu ADF denklemleri uygulandığında; DTH değişkeni seviye değerlerinde durağan olmadığı için, birinci farkı alınarak trendli modelde 1 gecikme ile ADF test değeri  $-9.36$  ve sabitli modele göre gecikmesiz ADF test değeri ise  $-11.28$ 'dir. %1 anlam düzeyindeki kritik değer ise  $-4.06$ 'dır. Böylece Dış ticaret haddi (DTH) birinci farkında durağanlığı sağlanmıştır, yani  $DTH \sim I(1)$ 'dir.

İhracat fiyat endeksi değişkeni için yapılan (1) nolu ADF denklemi sonucunda seviye değerlerinde %1 anlam düzeyinde durağanlık elde edilmiştir (ADF test değeri  $-5.59$  ve kritik değer  $-4.06$ ), yani  $İhracat \sim I(0)$ 'dir. İhracat fiyat endeksi değişkeninin 2 nolu ADF denkleminde gecikme değerlerinin uygulanması sonucunda durağanlığının sağlanmadığı görülmüştür. Bu ve benzer şekilde durağanlığı elde edemediğimiz değişkenler için Tablo 1'de verilen ADF değerleri ve gecikme sayıları en küçük ADF değeri ve Schwarz kriteri değerlerini veren değerlerdir.

Son olarak ithalat fiyat endeksi değişkeninin, dış ticaret hadlerinde olduğu gibi seviye değerlerinde durağan olmadığı için, birinci farkı alınmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir. İthalat fiyat endeksi değişkeninin birinci farkına uygulanan ADF testi sonucunda sabitli modelde gecikmesiz (2 nolu modele göre ADF test değeri  $-10.99$ , %1 anlam düzeyindeki kritik değer ise  $-3.51$ 'dir) ve trendli modelde 1 gecikme ile (1 nolu modele göre ADF test değeri  $-8.36$  ve %1 anlam düzeyindeki kritik değer ise  $-4.06$ 'dir) durağanlığı sağlanmıştır, yani  $İthalat \sim I(1)$ 'dir.

Özetle; çalışmada  $Döviz \sim I(0)$ ,  $DTH \sim I(1)$ ,  $İhracat \sim I(0)$ ,  $İthalat \sim I(1)$  bulunduğu için, yani değişkenler aynı mertebeden bütünleşmediklerinden dış ticaret haddi ile reel efektif döviz kuru; ihracat ile reel efektif döviz kuru ve ithalat ile reel efektif döviz kuru arasında koentegrasyon ilişkisi araştırılmamıştır.

## SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Reel döviz kurunun ithalat ve ihracat üzerindeki etkisinin net olarak belirlenmesi, dış ticaret dengesinin sağlanmasında kur politikasının kullanımının başarılı olup olmayacağını bilmesi açısından önemlidir. Bu ilişkinin uzun dönemli olarak ortaya konması dış ticaret dengesinin sağlanmasında doğru politikaların uygulanmasını teşvik edecektir.

Bu çalışmada, 1995-2002 dönemi için aylık verilerle, dış ticaret haddi, ihracat fiyat endeksi, ithalat fiyat endeksi değişkenlerinin aynı dönemde döviz kuru ile ilişkisinin araştırılması sonucu, değişkenler arasında uzun dönem bir ilişki bulunmadığı görülmektedir. Bunun anlamı döviz kurunun dış ticaret haddini değiştirmek için uzun dönemde etkin bir şekilde kullanılamayacağıdır. Bu sonuca bağlı olarak şu şekilde bir analiz yapılabilir.

Ulusal paranın yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi, yerli paraya göre ithal malı fiyatlarını arttırır, bu da dış ticaret hadlerinin paydasında bir artışa yol açar. Diğer taraftan ulusal paranın değer kaybı yabancı paraya göre ihracat fiyatlarını düşürür. Bu durumda, dış ticaret haddi inir payında bir azalmaya neden olur ve doğal olarak döviz kuru değiştiği karşısında dış ticaret hadlerinin bozulacağı kabul edilir. Ancak, ulusal parası büyük oranda değer kaybeden ve ihracat mal arına talebi arttıran ihracatçıları ulusal paraya dayanarak ihracat fiyatlarını arttırabilirler; ki bu da dış ticaret hadlerinin payında (FX) bir artışa yol açar. Bu durumda ticaret hadlerinin hangi yönde değişeceğini bilmeye imkan yoktur. Çünkü iki malın da fiyatı aynı yönde değişmektedir. Eğer dış ticaret hadleri döviz kurunun değişmesi ile etki edeniyorsa, onun pay ve paydası yani ihracat fiyatları ve ithalat fiyatları da değiştirilemez veya aynı oran tarafından aynı yönde değiştirilebilirler.

## KAYNAKÇA

ALSE, J., BAHMANI-OSKOOEE M. (1995), "Do Devaluations Improve or Worsen the Terms of Trade?", *Journal of Economic Studies*, Vol.22, No.6, s.16-25.

BALDEMİR, E., GÖKALP F. (1999), "Türkiye'de Döviz Kuru ve Dış Ticaret Hadleri İlişkisinin Ekonometrik Analizi", IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Bildirileri, 14-16 Mayıs, Antalya, s.17-40.

BAUTISTA, R.M., RIEDEL J. (1982), "Major Currency Realignment and the Terms of Trade in Developing Countries" *Journal of Development Economics*, Vol.10, April, s.227-243.

COOPER, R.N. (1971), "An Assessment of Currency Devaluation in a Developing Country", *Journal of Economic Surveys* (ed.). *Government and Economic Development*, Yale University Press, New Haven, s.472-513.

CROMWELL, J.B., LABYS W.C. and TERRAZA M. (1994), *Univariate Tests for Time Series Models*, Sage Publications.

DICKEY, D. A. and FULLER W. A. (1979), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, 4, s.1057-1072.

ENGLE, R.F. and GRANGER C.V.J. (1987), "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol.55, March, s.251-270.

GÜRBÜZ, H (1997), *Zaman Serilerinin Duraganlaştırılmasında Birim Kök Testi ve Eşbüyümlük*, Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Yayınlanmamış Doktora Tezi Isparta.

KOCH, P.D., ROSENSWEIGH F.A. (1992), "The Dollar and the US Terms of Trade" *Journal of Macroeconomics*, Vol.14, Summer, s.467-486.

LIPSCHITZ, L. (1979), "Exchange Rate Policy for a Small Developing Country and the Selection of an Appropriate Standard", *IMF Staff Papers*, Vol.26, September, s.422-449.

MADDALA, G.S.( 1992), *Introduction to Econometrics*, McMillan Publication Co., New York.

SEYİDOĞLU, H. (1990), *Uluslararası İktisat*, Güzem Yayınları, İstanbul.

SİVRİ, U., USTA C., “Reel Döviz Kuru, İhracat ve İthalat Arasındaki İlişki”, <http://iktisat.uludag.edu.tr/dergi/11/16-ugur/16-ugur.htm>

STERN, R.M. (1973), *The Balance of Payments: Theory and Economic Policy*, Aldine Publishing, New York.

ZENGİN, A. “Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dış Ticaret Fiyatları (Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bulgular)”, *İstatistik Araştırma Sempozyumu 2000*, s.401-409.

MEİ GİLİ, A., TERZİ H. (1995), “Türkiye’de Kuru Politikası, İthalat, İhracat ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisinin Ekonometrik Analizi”, *Gazi Üniversitesi İİBF. Dergisi*, 11, 1-2, s.247-266.

[http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi?cgi=\\$cbtweb](http://tcmbf40.tcmb.gov.tr/cgi-bin/famecgi?cgi=$cbtweb)

EVALUATION

VALUTAZIONE

EVALUATION

EVALUACIÓN

EVALUATION

## EK

**Grafik 1:** Döviz Değişkeninin Sabitli Modelden 1 Gecikmeli Olarak Elde Edilen Artıklarının Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Sample: 1995:01 2002:04

Included observations: 86

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.046	0.046	0.1890	0.664
* .	* .	2	-0.127	-0.130	1.6463	0.439
. .	. .	3	0.010	0.030	1.6725	0.643
. .	* .	4	0.096	0.078	2.512	0.571
. .	. .	5	0.000	-0.003	2.5210	0.771
. .	. .	6	0.002	0.024	2.5224	0.861
. .	. .	7	0.009	0.004	2.5305	0.925
. .	. .	8	-0.026	-0.032	2.5950	0.957
* .	* .	9	-0.075	-0.072	3.1446	0.958
** .	** .	10	-0.275	-0.237	8.1895	0.610
. .	. .	11	-0.000	-0.051	8.4430	0.673
. .	. .	12	0.009	0.001	8.6907	0.729
* .	* .	13	-0.092	-0.093	9.5721	0.728
. .	. .	14	-0.003	0.012	9.7764	0.777
. .	. .	15	0.045	0.019	10.008	0.819
. .	. .	16	0.004	0.049	10.219	0.855
. .	. .	17	-0.001	0.028	10.220	0.894
. .	. .	18	0.000	0.000	10.231	0.924
. .	* .	19	-0.007	-0.050	10.262	0.946
. .	. .	20	0.001	0.010	10.561	0.957
. .	. .	21	0.014	-0.037	10.583	0.970
. .	. .	22	0.000	0.005	10.583	0.980
. .	. .	23	0.033	-0.011	10.711	0.986
. .	. .	24	0.031	0.020	10.832	0.990

**Grafik 2:** 1. Farkı Alınan DTH Değişkeninin Sabitli Modelden Elde Edilen Artıklarının Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Sample: 1995:01 2002:04

Included observations: 88

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.051	-0.051	0.2392	0.625
** .	** .	2	-0.235	-0.238	5.3062	0.070
. *.	. *.	3	0.096	0.074	6.1708	0.104
* .	* .	4	-0.059	-0.112	6.4945	0.165
* .	. .	5	-0.161	-0.137	8.9257	0.112
. .	. *.	6	0.056	0.105	11.119	0.000
. .	. .	7	0.023	-0.027	11.242	0.120
* .	* .	8	-0.213	-0.144	15.403	0.057
. .	. .	9	0.033	-0.019	15.512	0.078
. .	* .	10	0.014	-0.071	15.533	0.114
. .	. .	11	-0.003	0.053	15.534	0.159
. *.	. *.	12	-0.101	-0.140	18.950	0.090
. .	. .	13	0.005	0.041	19.272	0.115
* .	. .	14	-0.100	-0.045	21.675	0.086
. .	. .	15	-0.027	-0.038	21.756	0.114
. .	. .	16	0.009	0.010	22.026	0.142
* .	. .	17	-0.106	-0.074	23.281	0.140
. .	. .	18	0.007	0.035	23.716	0.165
. *.	. .	19	0.097	0.043	24.790	0.168
** .	* .	20	-0.215	-0.19	32.390	0.039
. .	. *.	21	0.002	0.051	32.515	0.052
. *.	. .	22	0.112	0.063	36.926	0.024
. .	. *.	23	0.061	0.140	37.378	0.030
. *.	. *.	24	0.069	0.117	37.966	0.035

**Grafik 3:** İhracat Değişkeninin Sabit ve Trendli Modelde 0 Gecikmeli Olarak Elde Edilen Artıklarının Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Sample: 1995:01 2002:04

Included observations: 88

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.054	-0.054	0.2663	0.606
. *	. *	2	0.095	0.093	1.1045	0.576
. .	. *	3	0.058	0.068	1.4168	0.702
. .	. .	4	-0.044	-0.044	1.5760	0.813
. .	. .	5	0.051	0.045	1.9822	0.931
. *	. *	6	0.070	0.082	2.4116	0.976
. *	. *	7	-0.118	-0.119	3.7779	0.805
. *	. *	8	-0.113	-0.155	5.0525	0.752
. *	. *	9	-0.065	-0.062	5.4746	0.791
. .	. .	10	0.013	0.054	5.4908	0.856
. *	. .	11	-0.000	0.051	5.8654	0.882
. *	. *	12	0.114	0.176	6.0062	0.702
. .	. .	13	-0.077	0.050	6.0350	0.770
. .	. .	14	0.010	-0.001	9.0464	0.828
. .	. .	15	-0.061	-0.063	9.0365	0.875
. *	. .	16	-0.064	-0.017	9.7036	0.892
. .	. .	17	0.021	-0.015	9.5406	0.922
. .	. *	18	-0.048	-0.078	9.8003	0.938
. .	. .	19	-0.012	0.011	9.8551	0.956
. .	. .	20	-0.014	0.041	9.9217	0.970
. .	. .	21	0.009	0.081	9.9323	0.980
. *	. *	22	-0.107	-0.119	11.305	0.970
. .	. .	23	0.020	0.004	11.354	0.979
. *	. .	24	0.077	0.011	12.082	0.979



**Grafik 4:** 1. Farklı Alınan İthalat Değişkeninin Sabitli Modelde 0 Gecikmeli Olarak Elde Edilen Artıklarının Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Grafiği

Sample: 1995:01 2002:04

Included observations: 88

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.031	-0.031	0.0880	0.767
* .	* .	2	-0.170	-0.171	2.7378	0.254
. * .	. * .	3	0.136	0.129	4.4657	0.215
. * .	. * .	4	0.075	0.056	5.0021	0.287
* .	** .	5	-0.230	-0.193	10.000	0.371
. .	. .	6	0.007	0.004	11.073	0.121
. * .	. .	7	0.009	0.023	11.024	0.138
* .	* .	8	-0.121	-0.080	12.466	0.132
* .	* .	9	-0.141	-0.112	14.472	0.106
. .	* .	10	0.021	-0.071	14.517	0.151
. * .	. * .	11	0.078	0.065	15.137	0.176
. .	. * .	12	0.008	0.111	15.378	0.221
. .	. .	13	0.003	0.041	15.573	0.273
* .	* .	14	-0.112	-0.175	16.926	0.260
. .	. .	15	0.150	0.119	18.778	0.238
. .	. .	16	-0.034	-0.012	18.503	0.290
* .	* .	17	-0.110	-0.063	18.099	0.274
. * .	. * .	18	0.108	0.085	21.307	0.264
. * .	. .	19	0.009	-0.011	21.857	0.291
** .	* .	20	-0.206	-0.111	27.291	0.127
. .	. .	21	-0.003	0.003	27.422	0.157
. * .	. .	22	0.114	-0.006	28.985	0.145
. .	. .	23	0.009	0.052	23.996	0.180
* .	. .	24	-0.075	-0.008	23.717	0.194