

## DÖVİZ KURU BELİRSİZLİĞİNİN İHRACATA ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

### THE IMPACT OF EXCHANGE RATE UNCERTAINTY ON EXPORTS: THE CASE OF TURKEY

**Cem SAATCİOĞLU**

*İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi*

**Orhan KARACA**

*Ekonomist Dergisi, Araştırma Bölümü*

**ÖZET:** Bu çalışmada Türkiye'deki döviz kuru belirsizliği ile ihracat arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışmanın örnek periyodunu Türkiye'nin sabit kur sistemini terk edip esnek kur sistemine geçtiği 1 Mayıs 1981 ile kurların dalgalanmaya bırakıldığı 22 Şubat 2001 arasındaki dönem oluşturmaktadır. Üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışma sonucunda, Türkiye'de döviz kuru belirsizliğinin ihracatı olumsuz etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu sonuç hem uzun dönem hem de kısa dönem için geçerlidir.

**Anahtar kelimeler:** Döviz kuru belirsizliği, ihracat, eşbütünleşim testi, hata düzeltme modeli.

**ABSTRACT:** In this paper we examined the relationship between exchange rate uncertainty and exports in Turkey. Sample period of the study is 1981, May 1, the date Turkey introduced flexible exchange rate system after quitting fixed exchange rate system, and 2001, February 22 when exchange rates were left floating. The results of this study, in which quarterly data are used, indicate that exchange rate uncertainty affects exports negatively in Turkey. This finding is valid both for long-run and short-run.

**Keywords:** Exchange rate uncertainty, exports, cointegration test, error correction model.

### I. Giriş

1973 yılında Bretton Woods sisteminin yıkılmasından bu yana dünya döviz piyasalarına hakim olan olgu belirsizliktir. Gelişmiş ülke paralarının ABD doları karşısındaki değerinin sabit olmaktan çıkarılıp dalgalanmaya bırakılmasından sonra kurların değişkenliği artmış ve gelecekte alacağı değeri öngörmek çok zor hale gelmiştir.

Döviz kurlarının değişkenliğinin<sup>1</sup> artmasının dış ticaret üzerindeki etkisi, Bretton Woods sisteminin yıkılmasından sonra iktisatçıların ilgisini çekmiştir. Ancak bu etkinin yönü konusunda bir görüş birliğine ulaşılmış değildir. Döviz kurlarındaki değişkenliğin artmasının dış ticareti olumsuz etkileyeceğinin ileri sürüldüğü teorik çalışmalar olduğu gibi, olumlu etkileyebileceğinin iddia edildiği çalışmalar da vardır. Özellikle 1990'lı yıllarda yoğunlaşan ampirik çalışmalar, teorideki bu anlaşmazlığı çözüme kavuşturamamıştır. Söz konusu ampirik çalışmaların bazılarında döviz kuru değişkenliğinin artmasının dış ticareti olumsuz etkilediği sonucuna ulaşılrken, bazılarında ise pozitif etki bulgusuna ulaşılmıştır. Döviz kuru değişkenliği ile dış ticaret arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığı bulgusuna ulaşan çalışmalar da mevcuttur<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Belirsizlik doğrudan gözlenemediği için, ilgili literatürde, temsili göstergesi olarak değişkenlik (volatility) kullanılmaktadır. Aynı şey bu çalışma için de geçerlidir. Metinde geçen belirsizlik ve değişkenlik terimleri aynı anlamda kullanılmıştır.

<sup>2</sup> Teorik ve ampirik literatür hakkında geniş bilgi edinmek için Cote (1994) ve McKenzie (1999) çalışmalarına bakılabilir.

1 Mayıs 1981 tarihinde sabit kur uygulamasını terk eden Türkiye’de de döviz kurlarının belirsizliği olgusu yaşanmaktadır. Bu çalışma, döviz kuru belirsizliğinin ülkemizin ihracatı üzerindeki etkisini ortaya koymayı amaçlamaktadır.

Çalışma şöyle organize edilmiştir: İkinci bölümde, döviz kuru belirsizliğinin dış ticaret üzerindeki etkisi konusundaki teorik ve ampirik literatürün bir özeti verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan model ve veri seti tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde ekonometrik analizin sonuçları yer almaktadır. Beşinci bölümde ise çalışmanın sonuçlarına ve değerlendirmelere yer verilmiştir.

## II. Literatür Özeti

Döviz kuru belirsizliğinin dış ticareti olumsuz etkileyeceği görüşü, firmaların riskten kaçınma davranışına dayanmaktadır. Bu görüşe göre döviz kuru değişkenliğindeki artış riskten kaçınan firmaların maliyetlerini artırır ve daha az dış ticaret yapmalarına yol açar. Bunun nedeni ticari anlaşma yapılırken o andaki döviz kurunun kabul edilmesi, fakat ödemenin mal teslim edildikten sonra yapılmasıdır. Bu durumda döviz kurlarındaki değişmelerin öngörülemez hale gelmesi elde edilecek kârla ilgili belirsizlik yaratmakta ve uluslararası ticaretin faydalarını azaltmaktadır (Ethier, 1973; Hooper ve Kohlhagen, 1978).

Fakat daha sonra yapılan teorik çalışmalar, firmanın riskten kaçınma davranışının dış ticaret üzerindeki etkisinin belirsiz olduğunu göstermiştir. De Grauwe (1988)’ye göre döviz kuru değişkenliğindeki artışın ihracat üzerindeki etkisi riskten kaçınmanın derecesine bağlıdır. Döviz kuru belirsizliği, riskten kaçınmanın derecesine göre gelir ve ikame etkilerine yol açacak ve bu etkilerden hangisinin baskın çıkacağına bağlı olarak ihracatı artıracak ya da azaltacaktır. Eğer ihracatçının riskten kaçınma derecesi yüksekse, döviz kuru değişkenliği arttığında gelirinin azalmaması için daha fazla ihracat yapmayı tercih edecek (gelir etkisi) ve böylece ihracatta artış olacaktır. İhracatçının riskten kaçınma derecesinin düşük olması halinde ise döviz kuru değişkenliğindeki artış iç piyasaya yönelmesine yol açacak (ikame etkisi) ve böylece ihracatta gerileme yaşanacaktır.

Uluslararası ticaret üzerine geliştirilen histerezis modelleri de döviz kuru belirsizliğinin dış ticareti etkileyebileceğini göstermiştir (Baldwin ve Krugman, 1986; Dixit, 1989). Bu modellerde histerezis etkisi<sup>1</sup> batık maliyetlerin<sup>2</sup> ve döviz kuru belirsizliğinin birleşimiyle açıklanabilmektedir. Yabancı bir şirketin bir ülkenin pazarına giriş ya da çıkış kabiliyeti döviz kuru seviyelerine bağlıdır. Eğer uluslararası işlemler önemli batık maliyetleri içeriyor ise döviz kuru belirsizliği dış ticaret davranışını etkiler. Ancak bu etkinin yönünü tayin etmek zordur. Örneğin Froot ve Klemperer (1989), oligopolistik bir pazar yapısı altında pazar payında sorun olması halinde, döviz kuru belirsizliğinin dış ticaretin fiyat ve miktarını olumlu ya da olumsuz yönde etkileyebileceğini göstermiştir.

Kısacası teorik literatürde döviz kuru belirsizliğinin dış ticareti nasıl etkilediği konusunda bir görüş birliği bulunmamaktadır. Aynı karışıklık ampirik literatür için de geçerlidir. Döviz kuru belirsizliğinin dış ticaret üzerindeki etkisini araştıran

<sup>1</sup> Histerezis etkisi ile bu etkiye neden olan koşulların ortadan kalkmasından sonra görülen gecikmeli etkiler kastedilmektedir.

<sup>2</sup> Firmanın piyasadan çıkması halinde geri alamayacağı, araştırma ve geliştirme, pazarda yer edinme, sermaye yatırımı gibi harcamalarından kaynaklanan maliyetleri ifade etmektedir.

çalışmalar farklı sonuçlar vermiştir. Esasında Kenen ve Rodrik (1986), Koray ve Lastrapes (1989), Pozo (1992), Chowdhury (1993), Arize (1995 ve 1996), Arize, Osang ve Slottje (2000), Arize, Malindretos ve Kasibhatla (2003) gibi birçok çalışmada döviz kuru belirsizliğinin dış ticareti olumsuz etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Ancak buna karşılık Klein (1990) ile McKenzie ve Brooks (1997) gibi döviz kuru belirsizliğinin dış ticareti olumlu etkilediği bulgusunu elde eden, Gotur (1985) ve Aristotelous (2001) gibi döviz kuru belirsizliği ile dış ticaret arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmadığı sonucuna ulaşan çalışmalar da bulunmaktadır.

Literatürde Türkiye'nin ele alındığı çalışmalar da mevcuttur. Özbay (1999), 1988-1997 dönemine ait üçer aylık verileri kullandığı çalışmasında, Türkiye'de döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerinde istatistiksel olarak anlamlı negatif etkileri olduğunu bulmuştur. 1980-1996 dönemi üçer aylık verilerinin kullanıldığı Doğanlar (2002) çalışmasında da döviz kuru belirsizliğinin ihracatı olumsuz etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır.

### III. Model, Veri ve Metodoloji

Döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerindeki etkisini araştıran ampirik çalışmalarda genelde reel ihracatın, reel dış gelir, karşılaştırmalı ihracat fiyatları ve döviz kuru belirsizliğinin temsili göstergesi olan reel efektif döviz kuru değişkenliği tarafından açıklandığı modeller kullanılmıştır. Bunlara ek olarak reel efektif döviz kurunun kendisinin açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı çalışmalar da mevcuttur (Arize, 1996; Asafu-Adjeye, 1999). Bu çalışmada da böyle bir model kullanılmıştır. Söz konusu model aşağıda yer almaktadır.

$$\begin{aligned} \ln X_t = & \delta_0 + \delta_1 \ln Y_t + \delta_2 \ln P_t + \delta_3 \ln R_t + \delta_4 V_t + \delta_5 D_1 + \delta_6 D_2 + \\ & \delta_7 D_3 + EC_t \end{aligned} \quad (1)$$

Burada  $X_t$  reel ihracatı,  $Y_t$  reel dış geliri,  $P_t$  Türkiye'nin ihracat fiyat endeksinin dünya ihracat fiyat endeksine bölünmesiyle hesaplanan karşılaştırmalı ihracat fiyatlarını,  $R_t$  reel efektif döviz kurunu,  $V_t$  döviz kuru belirsizliğinin temsili göstergesi olan reel efektif döviz kuru değişkenliğini göstermektedir. Ln terimi, ilgili değişkenlerin doğal logaritmasının alındığını ifade etmektedir.  $EC_t$  hata terimidir. Modele ayrıca değişkenler üzerindeki mevsimsel etkileri bertaraf etmek amacıyla üç adet mevsimsel kukla değişken ( $D_1$ ,  $D_2$  ve  $D_3$ ) eklenmiştir.

1995 fiyatlarıyla milyon dolar cinsinden ifade edilen reel ihracat değişkeni, nominal ihracatın Türkiye'nin ihracat fiyat endeksi ile deflate edilmesiyle oluşturulmuştur. Nominal ihracat verileri TCMB'nin internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sistemi ile *DPT, Temel Ekonomik Göstergeler, Mart 1991* yayınından alınmıştır. Türkiye'nin ihracat fiyat endeksinin kaynağı da TCMB veri dağıtım sistemidir. Orijinali 1994=100 bazlı olan ihracat fiyat endeksi, çalışmada kullanılan diğer verilerle uyumlu olması için, tarafımızdan 1995=100 bazlı hale getirilmiştir.

Dünya ekonomisine ilişkin yıllık GSYİH (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla) verileri bulunmakla birlikte üçer aylık veriler mevcut değildir. Bu nedenle çalışmada reel dış gelirin göstergesi olarak G-7 ülkelerinin toplam GSYİH değerleri kullanılmıştır. G-7 ülkelerinin toplam GSYİH değeri, dünya GSYİH'sının yaklaşık % 55'ine denk geldiği için dünya ekonomisini temsil etme yeteneğine sahiptir. Ayrıca G-7 ülkelerine yapılan ihracatın Türkiye'nin toplam ihracatı içindeki payı % 47'dir (1982-2000 ortalaması) ve bu nedenle bu ülkelerin toplam GSYİH değerinin Türkiye'nin ihracatı için dış talep göstergesi olarak alınması yerindedir. 1995 yılı fiyatlarıyla milyon dolar cinsinden ifade edilen söz konusu veri, OECD'nin internet sitesindeki istatistik veri tabanından alınmıştır.

Reel ihracattaki değişim üzerinde fiyat değişmelerinin etkisini ölçmek için kullanılan karşılaştırmalı ihracat fiyatları, Türkiye'nin ihracat fiyat endeksinin dünya ihracat fiyat endeksinde bölünmesiyle oluşturulmuştur. Yukarıda da belirtildiği gibi, Türkiye'nin ihracat fiyat endeksi TCMB veri dağıtım sisteminden alınmış ve 1994=100 bazlı iken tarafımızdan 1995=100 bazlı hale dönüştürülmüştür. Yine 1995=100 bazlı olan dünya ihracat fiyat endeksi ise IMF'nin internet sitesindeki uluslararası finansal istatistikler veri tabanından alınmıştır.

Modeldeki dördüncü açıklayıcı değişken olan reel efektif döviz kuru endeksi, Türkiye'nin ihracatında en büyük paya sahip olan beş ülke (Almanya, ABD, İtalya, İngiltere ve Fransa) esas alınarak hesaplanmıştır<sup>1</sup>. Hesaplama kullanılan beş ülkeye ve Türkiye'ye ait 1995=100 bazlı tüketici fiyat endeksi verileri IMF'nin yukarıda belirtilen kaynağından alınmıştır. Döviz kurlarının kaynağı ise TCMB veri dağıtım sistemidir. Kurların ağırlıklandırılmasında söz konusu beş ülkenin Türkiye'nin ihracatındaki paylarından faydalanılmıştır.

Son açıklayıcı değişken olan döviz kuru değişkenliği ise doğrudan gözlenmesi mümkün olmayan döviz kuru belirsizliğinin temsili göstergesidir. Döviz kuru değişkenliği, ilgili literatürde sık kullanılan bir yöntem benimsenerek, reel efektif döviz kuru endeksinin değişim oranının standart sapmasının hareketli ortalaması alınarak hesaplanmıştır. Bu hesaplamada kullanılan denklem aşağıdadır.

$$V_t = [(1/m) \sum_{i=1}^m (LnR_{t+i-1} - LnR_{t+i-2})^2]^{1/2} \quad (2)$$

Burada hareketli ortalamanın dönem sayısını gösteren m=8 olarak alınmıştır. Döviz kuru belirsizliğini benzer şekilde modelleyen çalışmalara örnek olarak Koray ve Lastrapes (1989), Chowdhury (1993), Arize (1996), Arize, Osang ve Slottje (2000), Doğanlar (2002) verilebilir.

Çalışmada esas olarak 1981:3-2000:4 dönemi ele alınmıştır. Ancak döviz kuru değişkenliğinin hesaplanması sırasında baştan 8 gözlem kaybedildiği için araştırmanın kapsadığı fiili dönem 1983:3-2000:4 dönemi olmuştur. Bu dönemin başlangıç tarihi, Türkiye'nin 1 Mayıs 1981 tarihinde sabit kur uygulamasını terk edip serbest kur uygulamasına geçmesi nedeniyle belirlenmiştir. Dönemin bitiş tarihinin belirlenmesinde ise TL'nin dalgalanmaya bırakıldığı 22 Şubat 2001 tarihi dikkate

<sup>1</sup> Hesaplama yöntemi için Kıpıcı ve Kesriyeli (1997) çalışmasına bakılabilir.

alınmıştır. Böylece sabit kur dönemi ile dalgalı kur dönemi araştırmadan dışlanarak, kurların esnek ama para otoritesinin kontrolü altında olduğu dönemdeki döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerindeki etkisi incelenmiştir. Dalgalı kur döneminin araştırmadan dışlanmasının nedeni, bu döneme ilişkin olarak elde yeterli sayıda gözlem bulunmamasıdır.

Dış gelirin artması ihraç mallarımıza olan talebin artmasını sağlayacağından, (1) numaralı denklemde yer alan  $\delta_1$  parametresi için önsel beklenti pozitif değer almasıdır.  $\delta_2$  parametresi için önsel beklenti ise negatif olmasıdır. Çünkü Türkiye'nin ihracat fiyatlarının dünya ihracat fiyatlarına oranı yükseldiğinde, ihraç ürünlerimiz alıcılar için pahalı hale gelecek ve talebi azalacaktır. Bu çalışmada hesaplandığı şekliyle reel efektif döviz kurundaki artış TL'nin yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi anlamına gelmektedir. TL'nin değer kaybı ihraç ürünlerini ucuzlatacağı için talebinin artmasını sağlayacaktır. Bunun için  $\delta_3$  parametresinin değerinin pozitif olması beklenmektedir. Daha önce yapılan ampirik çalışmalar ışığında, döviz kuru değişkenliğinin parametresi olan  $\delta_4$ 'ün ise negatif veya pozitif çıkması söz konusu olabilecektir.

Zaman serisi kullanılan analizlerde yapılması gereken ilk iş, modelde kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadığının sınanmasıdır. Bir zaman serisi, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise durağandır (Gujarati, 1999: 713). Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde düzmece regresyon problemiyle karşılaşılacağını göstermiştir. Bu durumda regresyon analiziyle elde edilen sonuç gerçek ilişkiyi yansıtmaz. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizleri, sadece bu seriler arasında bir eşbütünlük (cointegration) ilişkisi varsa gerçek ilişkiyi yansıtabilir (Gujarati, 1999: 726).

Zaman serilerinin durağanlık özelliklerinin araştırılması için çeşitli yöntemler mevcutsa da son yıllarda daha çok Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen "Genişletilmiş Dickey-Fuller" (augmented Dickey-Fuller; ADF) birim kök testi kullanılmaktadır. Bu çalışmada da serilerin durağanlık özellikleri ADF birim kök testi ile araştırılmıştır. Bu testte aşağıdaki denklem kullanılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada  $\Delta Y_t$ , durağan olup olmadığı test edilen değişkenin birinci farkını, t genel eğilim değişkenini,  $\Delta Y_{t-i}$  gecikmeli fark terimlerini ifade etmektedir. Gecikmeli fark terimleri, hata teriminin ardışık bağımsız olmasını sağlamak amacıyla modele konulmaktadır. Çünkü ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi, tahmin edilen modelde ardışık bağımlılık probleminin olmamasına bağlıdır. Denklemde "k" olarak ifade edilen gecikme uzunluğu, genelde Akaike (1974) veya Schwarz (1978) tarafından geliştirilen bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmektedir. Bu çalışmada gecikme uzunluğunun tespitinde Schwarz kriteri (Schwarz criterion; SC) kullanılmıştır.

ADF testinde, yukarıdaki denklemdeki  $\delta$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığı test edilir. Bu sınama, elde edilen ADF-t istatistiğinin MacKinnon (1990) kritik değerleri ile karşılaştırılması suretiyle yapılır. Eğer ADF-t istatistiği belirlenen anlamlılık düzeyindeki MacKinnon kritik değerinden küçükse ele alınan zaman serisi durağan demektir. Aksi durumda ise seri durağan değildir. Bu durumda durağanlığı sağlanıncaya kadar serinin farkının alınması gerekir.

Durağan olmayan zaman serilerinin düzey değerleriyle çalışılıp çalışılmayacağını anlamak için eşbütünleşim testinin yapılması gerekir. Ancak bu testin yapılabilmesi için ele alınan değişkenlerin aynı düzeyde farkı alındığında durağan hale gelmeleri yani bütünleşme derecelerinin aynı olması şarttır.

Ekonometride eşbütünleşim ilişkisinin araştırılması için geliştirilmiş çeşitli yöntemler mevcuttur. Son yıllarda çok değişkenli eşbütünleşim testinde daha çok Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen ve maksimum olabilirlik tahminine dayanan yöntem kullanılmaktadır. Bu çalışmada da aynı yöntem kullanılmıştır. Johansen eşbütünleşim testi, durağan olmayan serilerin farkları ile seviyelerini içeren VAR (Vector Auto Regression) tahmininden oluşur. Düzeyde durağan olmayan X ve Y gibi iki seriyi ele alalım. Bu durumda, Z, X ve Y serilerini içeren bir vektör olmak üzere, Johansen eşbütünleşim testi için oluşturulacak VAR modeli aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Burada  $\Gamma_i$ , ( $i = 1, 2, \dots, k-1$ )  $Z_t$  vektörünün birinci farkının gecikmelerini ifade eden değişkenlerin parametreler matrisidir.  $\Pi$ , değişkenlerin seviyelerine ilişkin parametre matrisini gösterir.  $\varepsilon_t$  ise VAR modelinin hata terimlerini göstermektedir.

Johansen eşbütünleşim testi, buradaki  $\Pi$  matrisinin rankının bulunmasına dayanır. Eğer  $\Pi$  matrisinin rankı sıfır ise Z vektörünü oluşturan değişkenler arasında eşbütünleşim ilişkisi yok demektir.  $\Pi$  matrisinin rankının bir olması ise Z vektörünü oluşturan seriler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi olduğunu yani uzun dönemde birlikte hareket ettiklerini gösterir.  $\Pi$  matrisinin rankının birden büyük olması halinde ise seriler arasında birden fazla eşbütünleşim ilişkisi var demektir.

Johansen yönteminde durağan olmayan seriler arasındaki eşbütünleşim ilişkisi iki test istatistiği yardımıyla araştırılır. Bunlardan biri iz (trace), diğeri ise maksimum özdeğer (maximum eigenvalue) istatistiğidir. İz testi  $\Pi$  matrisinin rankını inceleyerek, rankın r'ye eşit ya da r'den küçük olduğunu ifade eden sıfır hipotezini test eder. Burada r eşbütünleşik vektör sayısını göstermektedir. Maksimum özdeğer istatistiği ise eşbütünleşik vektör sayısının r olduğu sıfır hipotezini r+1 olduğu alternatif hipotezine karşı test eder. Hesaplanan test istatistikleri belirli bir anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyükse sıfır hipotezi ret, aksi takdirde ise kabul edilir. Bu test istatistiklerinin kritik değerleri Johansen ve Juselius (1990) ile Osterwald-Lenum (1992) çalışmalarında verilmiştir.

Engle ve Granger (1987)'e göre, durağan olmayan değişkenler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi varsa, değişkenlerin kısa dönemdeki davranışları hata düzeltme modeli (error correction model; ECM) çerçevesinde ele alınabilir. Hata düzeltme modelinde bağımlı değişkendeki değişme, açıklayıcı değişkenlerdeki değişme ile eşbütünleşme denkleminde elde edilen hata terimleri serisinin gecikmeli değerinin fonksiyonu olarak ele alınır. Burada hata düzeltme teriminin katsayısı, bağımlı değişkende kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının bir sonraki dönemde düzeltildiğini gösterir. Hata düzeltme modelinde değişkenler durağan oldukları seviyeleriyle kullanılır. Bu çalışmada kullanılan hata düzeltme modeli aşağıdadır.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum \chi_i \Delta Y_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta P_{t-i} + \sum \eta_i \Delta R_{t-i} + \sum \lambda_i \Delta V_{t-i} + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2 + \delta_3 D_3 + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada  $EC_{t-1}$  eşbütünleşme vektöründen elde edilen hata terimleri serisinin birinci gecikmeli değeridir. Diğer değişkenler, (1) numaralı denklemdekilerle aynıdır.  $\Delta$  terimi ilgili değişkenlerin birinci farklarının alındığını göstermektedir. Modelde birinci farkı alınmış değişkenlerin cari değerleri yanında gecikmeli değerleri de kullanılmıştır. Modele sabit terim ile mevsimsel kukla değişkenler de eklenmiştir.

#### IV. Analiz Sonuçları

Bu bölümde modelin çözümü için yapılan testler ve sonuçları anlatılmaktadır. Testlerin yapılmasında Eviews 3.1 ekonometri paket programından yararlanılmıştır.

##### A. Birim Kök Testi

Bu çalışmada serilerin durağanlık analizi ADF birim kök testi kullanılarak yapılmıştır. Tablo 1'de ADF birim kök testinin sonuçları verilmektedir.

**Tablo 1. ADF birim kök testi sonuçları**

Değişkenler	ADF-t istatistiği (Düzye)		ADF-t istatistiği (Birinci fark)	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
LnR	0.76 (8)	-1.80 (8)	-5.37* (7)	-5.40* (7)
LnY	-1.14 (1)	-2.16 (1)	-5.40* (0)	-5.45* (0)
LnP	-2.52 (3)	-2.41 (3)	-6.54* (2)	-6.55* (2)
LnR	-2.03 (0)	-2.20 (0)	-7.01* (1)	-7.07* (1)
V	-2.01 (1)	-2.02 (1)	-6.51* (0)	-6.51* (0)

Parantez içinde yer alan sayılar, SC kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. \* işareti % 1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. MacKinnon (1990) kritik değerleri, % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyleri için, sırasıyla, trendsiz modelde -3.53, -2.90 ve -2.59, trendli modelde -4.10, -3.48 ve -3.17'dir.

Görüldüğü gibi, ele alınan serilerin hiçbiri düzeyde durağan değildir. Serilerin düzey değerleri için elde edilen ADF-t istatistikleri, hem trendsiz hem de trendli modelde, % 10 anlamlılık düzeyinde bile MacKinnon kritik değerlerinden büyüktür. Ancak birinci farkları alındığında tüm seriler durağan hale gelmektedir. Birinci farkı alınan seriler için hesaplanan ADF-t istatistikleri, % 1 anlamlılık düzeyinde MacKinnon kritik değerlerinin altında kalmaktadır. Böylece serilerin bütünüleşme derecelerinin aynı olduğu (I(1)) ortaya çıkmakta ve eşbütünleşim testi için gerekli koşul sağlanmış olmaktadır.

### B. Eşbütünleşim Testi

Eşbütünleşim testinde öncelikle kullanılan VAR modelinde değişkenlerin kaç gecikmeli değerinin yer alacağına tespit edilmesi gerekmektedir. Çalışmada Akaike bilgi kriteri (Akaike information criterion; AIC) vasıtasıyla VAR modelinin gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. VAR modeline sabit terim ve değişkenler üzerindeki mevsimsel etkileri bertaraf etmek amacıyla üç adet mevsimsel kukla değişken dışsal olarak ilave edilmiştir.

**Tablo 2. Johansen eşbütünleşim testi sonuçları**

Sıfır hipotezi	Maksimum özdeğer istatistiği	% 95 kritik değer	İz İstatistiği	% 95 kritik değer	Özdeğer
$r = 0$	48.72*	34.40	82.09*	76.07	0.512
$r \leq 1$	12.76	28.14	33.38	53.12	0.171
$r \leq 2$	9.72	22.00	20.62	34.91	0.133
$r \leq 3$	7.84	15.67	10.90	19.96	0.109
$r \leq 4$	3.05	9.24	3.05	9.24	0.044

r eşbütünleşik vektör sayısını göstermektedir. Kritik değerler, Osterwald-Lenum (1992) çalışmasından alınmıştır. \* işareti, ilgili hipotezin % 5 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. VAR modelindeki gecikme uzunluğu, AIC vasıtasıyla 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2’de Johansen eşbütünleşim testinin sonuçları yer almaktadır. Hesaplanan maksimum özdeğer ve iz istatistiklerinin Osterwald-Lenum (1992) çalışmasından alınan kritik değerlerle karşılaştırılması, % 5 anlamlılık düzeyinde 1 adet eşbütünleşik vektörün mevcut olduğunu göstermektedir. Herhangi bir eşbütünleşik vektör bulunmadığını ( $r = 0$ ) öne süren sıfır hipotezi için maksimum özdeğer istatistiği 48.72, iz istatistiği ise 82.09 olarak hesaplanmıştır. Bu değerler, % 95 güven düzeyinde maksimum özdeğer testi için 34.40, iz testi için 76.07 olan kritik değerlerden yüksektir. Bu nedenle eşbütünleşik vektör bulunmadığını öne süren sıfır hipotezi her iki test tarafından da reddedilmiştir. Bunun anlamı en az 1 eşbütünleşik vektörün var olduğudur. Hesaplanan test istatistikleri ilgili kritik değerlerden küçük olduğu için, eşbütünleşik vektör sayısının  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$  ve  $r \leq 4$  olduğunu öne süren sıfır hipotezleri ise ret edilememektedir. Bu durum eşbütünleşik vektör sayısının 1 olduğu anlamına gelmektedir. Bu sonuçlara göre çalışmada ele alınan dönem itibarıyla reel ihracat, reel dış gelir, karşılaştırmalı ihracat fiyatları, reel efektif döviz kuru ve döviz kuru değişkenliği arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi mevcuttur.

Johansen eşbütünleşim testi sonucunda elde edilen eşbütünleşme denkleminin reel ihracata göre normalize edilmiş biçimi Tablo 3’te görülmektedir. Tabloda katsayıların altında yer alan t istatistikleri, reel ihracat ile ele alınan tüm bağımsız değişkenler arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Reel dış gelir, karşılaştırmalı ihracat fiyatları ve reel efektif döviz kuru değişkenlerinin katsayılarına ait t istatistikleri % 1, döviz kuru değişkenliğinin katsayısına ait t istatistiği ise % 5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

**Tablo 3. Normalize edilmiş eşbütünleşme vektörü**

$LnX_t = -59.700 + 3.667 LnY_t + 1.155 LnP_t + 0.446 LnR_t - 0.740 V_t$				
(-26.96)*	(45.57)*	(6.16)*	(3.84)*	(-2.20)**

Parantez içindeki sayılar t istatistikleridir. \* işareti % 1, \*\* işareti % 5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Elde edilen eşbütünleşme denklemi, uzun dönemde ihracatı en çok etkileyen değişkenin reel dış gelir olduğunu göstermektedir. Reel dış gelirin katsayısı diğer katsayılardan oldukça yüksek ve 3.667 olarak çıkmıştır. Bu durum reel dış gelirdeki % 1'lik artışın Türkiye'nin reel ihracatını yaklaşık olarak % 3.7 oranında artırdığını göstermektedir. Bu katsayı yüksek olmakla birlikte, literatürde gelişmekte olan ülkeler üzerine yapılan çalışmaların sonuçlarıyla uyumludur. Örneğin Arize, Osang ve Slottje (2000) çalışmasında ele alınan 13 gelişmekte olan ülkenin beşinde (Endonezya, Kore, Malezya, Tayvan ve Tayland) reel dış gelirin katsayısı 3'ten, birinde (Meksika) ise 4'ten büyük bulunmuştur. 10 gelişmekte olan ülkenin ele alındığı Arize, Malindretos ve Kasibhatla (2003) çalışmasında, ihracatın gelir elastikiyeti Güney Afrika ve Venezüella için 3'ün, Burkina Faso için 4'ün, Kosta Rika ve Kenya için 5'in üzerinde çıkmıştır. İhracatın gelir elastikiyeti gelişmiş ülkelerde genelde 2'nin altında kalırken, gelişmekte olan ülkelerde 2'nin üzerinde olmaktadır.

Reel dış gelir ile reel efektif döviz kuru değişkenlerinin katsayılarının işaretleri, önsel beklentilere uygun olarak pozitif çıkmıştır. Karşılaştırmalı ihracat fiyatları değişkeninin katsayısının işareti ise negatif olması beklenirken pozitif olarak bulunmuştur. Bu durum şaşırtıcı olmakla birlikte ilgili literatürde örnekleri vardır. Örneğin Arize, Osang ve Slottje (2000) çalışmasında ele alınan 13 gelişmekte olan ülkeden ikisinde (Endonezya ve Sri-Lanka) aynı bulguya ulaşılmıştır. G-7 ülkelerinin ele alındığı Chowdhury (1993) çalışmasında da İtalya için ulaşılan sonuç aynıdır. Literatürde karşılaştırmalı ihracat fiyatlarının reel ihracatla pozitif ilişkili ya da istatistiksel olarak anlamsız çıkması genellikle veri kalitesinin yetersizliğine veya zamanında teslimat, tasarımda iyileşme, ürün çeşitliliği, saldırgan pazarlama gibi fiyat dışı faktörlerin ihracatta daha fazla rol oynamasına bağlanmaktadır (Arize, Osang ve Slottje, 2000: 13).

Araştırmanın amacı açısından esas önemli olan sonuç ise döviz kuru değişkenliğinin katsayısının işaretinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmasıdır. Bu durum çalışmada ele alınan dönemde Türkiye'de döviz kuru belirsizliğinin ihracatı olumsuz etkilediğini göstermektedir.

### C. Hata Düzeltme Modeli

İncelediğimiz değişkenler arasında eşbütünleşim ilişkisinin bulunması, değişkenlerin kısa dönemdeki davranışlarının hata düzeltme modeli çerçevesinde ele alınabileceğini göstermektedir. Hata düzeltme modeline bağımsız değişkenler cari ve dört gecikmeli değerleri ile alınmıştır. Bağımlı değişkenin dört gecikmeli değeri kullanılmıştır. Literatürde sık kullanılan Hendry'nin "genelden özele" (general-to-specific) yöntemi (bkz. Hendry, Pagan ve Sargan, 1984) benimsenerek analize en uzun gecikme değerleriyle başlanmış, daha sonra katsayıları istatistiksel olarak anlamsız olan gecikme değerleri, elenmelerinin ardışık bağımlılığa yol açmaması

kaydıyla, model dışına çıkarılmıştır<sup>1</sup>. Bu eleme işlemi sonucunda elde edilen model Tablo 4'te görülmektedir.

**Tablo 4. Hata düzeltme modeli sonuçları**

Gecikme sayısı	Değişkenler					
	EC	$\Delta \text{LnX}$	$\Delta \text{LnY}$	$\Delta \text{LnP}$	$\Delta \text{LnR}$	$\Delta V$
0						-1.175 (-1.77)***
1	-0.761 (-5.26)*	-0.644 (-5.11)*	8.746 (3.47)*	0.830 (3.02)*	0.488 (3.48)*	
2						
3				-0.443 (-1.72)***		
4		0.206 (2.29)**				
<b>Özet istatistikler</b>	$R^2 = 0.89$ $\bar{R}^2 = 0.87$ $DW = 2.18$ $F = 39.45 (0.00)$ Jarque-Bera normallik sınaması: $\chi^2[2] = 0.62 (0.73)$ Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması: $F[4, 49] = 1.74 (0.16)$ White değişen varyans sınaması: $F[19, 45] = 0.69 (0.81)$ Ramsey model kurma hatası sınaması: $F[1, 52] = 1.23 (0.27)$					

Katsayıların altında parantez içinde yer alan sayılar t istatistikleridir. \* işareti % 1, \*\* işareti % 5, \*\*\* işareti % 10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Özet istatistikler bölümünde parantez içinde yer alan sayılar ilgili test istatistiğinin kesin olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 4'te yer alan veriler, modelin reel ihracattaki değişimi açıklama gücünün oldukça yüksek olduğunu göstermektedir. Düzeltilmiş  $R^2$  değeri 0.87 olarak çıkmıştır. Yapılan testler, modelde herhangi bir sorun bulunmadığına işaret etmektedir. Jarque-Bera sınamasına göre hata terimlerinin dağılımı normaldir. Breusch-Godfrey sınaması, modelde ardışık bağımlılık probleminin bulunmadığını göstermektedir. White sınamasına göre değişen varyans (heteroskedasticity) konusunda da endişelenmeye gerek yoktur. Ramsey sınaması da model kurma hatasının söz konusu olmadığını göstermektedir.

Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı beklendiği gibi negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Söz konusu katsayının değeri, cari dönemdeki dengesizliğin % 76'lık bölümünün bir sonraki dönemde giderildiğini göstermektedir. Bu durum modelin uzun dönem dengesine ayarlanma hızının oldukça yüksek (yaklaşık 1 çeyrek dönem) olduğunu göstermektedir.

Uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de reel ihracatı en fazla etkileyen değişkenin reel dış gelir olduğu görülmektedir. Reel dış gelir değişkeninin katsayısının değeri, diğer açıklayıcı değişkenlerin katsayılarının değerinden çok yüksektir.

<sup>1</sup> Bu yöntemi kullanan çalışmalara örnek olarak Chowdhury (1993), Arize ve Malindretos (1998), Arize, Osang ve Slotje (2000), Doğanlar (2002) verilebilir.

Ancak bağımlı değişkendeki değişimin bağımsız değişkenlerdeki değişimlere ayarlanma sürelerinin hesaplanması, reel ihracattaki değişimin en hızlı reel efektif döviz kurundaki değişime tepki verdiğini göstermektedir<sup>1</sup>. Reel ihracattaki değişimin reel efektif döviz kurundaki değişime ayarlanma süresi 1.25 olarak bulunmuştur. Bu sonuç reel ihracatın reel efektif döviz kurundaki değişime yaklaşık 1 çeyrek dönemde cevap verdiğini göstermektedir. Reel ihracattaki değişimin karşılaştırmalı ihracat fiyatlarındaki değişime ayarlanma süresi de hemen hemen aynı (1.38) çıkmıştır. Reel ihracat, döviz kuru değişkenliğindeki değişimlere yaklaşık 3 çeyrek dönemde (ortalama ayarlanma süresi 3.43) cevap vermektedir. Reel ihracatın reel dış gelirdeki değişimlere cevap verme hızı ise oldukça yavaştır. Reel ihracattaki değişimin reel dış gelirdeki değişime ortalama ayarlanma süresi 9.60 olarak hesaplanmıştır. Bu sonuç reel ihracatın reel dış gelirdeki değişime yaklaşık 10 çeyrek dönemde cevap verdiğini göstermektedir.

Çalışmanın amacı açısından özellikle not edilmesi gereken sonuç ise döviz kuru belirsizliğinin temsili göstergesi olarak kullandığımız döviz kuru değişkenliğinin hata düzeltme modelindeki katsayısının da istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olarak çıkmasıdır. Bu sonuç Türkiye’de döviz kuru belirsizliğinin reel ihracatı kısa dönemde de uzun dönemdeki gibi olumsuz etkilediğini göstermektedir.

## V. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada Türkiye’de döviz kuru belirsizliğinin ihracatı nasıl etkilediği araştırılmıştır. Araştırmada Türkiye’nin sabit kur sistemini terk edip esnek kur sistemine geçtiği 1 Mayıs 1981 ile kurların dalgalanmaya bırakıldığı 22 Şubat 2001 arasındaki dönem ele alınmıştır. Üç aylık verilerin kullanıldığı çalışma sonucunda, Türkiye’de döviz kuru belirsizliğinin hem uzun dönemde hem de kısa dönemde ihracatı olumsuz etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu sonuç daha önce Türkiye’deki döviz kuru belirsizliğinin ihracata etkisini inceleyen Özbay (1999) ve Doğanlar (2002)’in ulaştığı sonuçlarla uyumludur.

Türkiye’de döviz kuru belirsizliğinin ihracatı negatif etkilediğinin anlaşılması, ihracatı artırmak için kurlarda istikrarın sağlanması gerektiğini göstermektedir. Oysa 22 Şubat 2001’de kurlar dalgalanmaya bırakılmış ve belirsizliğin göstergesi olan değişkenlik daha da artmıştır. Ancak buna rağmen kurların dalgalanmaya bırakılmasından sonra ihracatın da yükseldiği görülmektedir. Fakat bu durum döviz kuru belirsizliği ile ihracat arasındaki ilişkideki kalıcı bir değişiklikten çok, 2001 krizi ile birlikte iç pazarda satış imkanlarının azalması sonucu üreticilerin daha yüksek riskleri göze alarak ihracata yönelmesinden kaynaklanmış geçici bir durum gibi görünmektedir. Dalgalı kur dönemine ilişkin yeterli gözlem sayısının oluşmasından sonra, Türkiye’deki döviz kuru belirsizliği ile ihracat arasındaki ilişkinin yeniden araştırılması yararlı olacaktır.

## Referanslar

AKAIKE, H. (1974) A new look at statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6) December, pp.716-723.

<sup>1</sup> Hesap yöntemi için Arize ve Malindretos (1998) çalışmasına bakılabilir.

- ARISTOTELOUS, K. (2001) Exchange-rate volatility, exchange-rate regime and trade volume: evidence from U.K.-U.S. export function (1889-1999). *Economic Letters*, 72 (1) July, pp.87-94.
- ARIZE, A.C. (1995) The effects of exchange-rate volatility on U.S. exports: an empirical investigation. *Southern Economic Journal*, 62 (1) July, pp.34-43.
- ARIZE, A.C. (1996) The impact of exchange-rate uncertainty on export growth: evidence from Korean Data. *International Economic Journal*, 10 (3) Autumn, pp.49-60.
- ARIZE, A.C. & MALINDRETOS, J. (1998) The long-run and short-run effects of exchange-rate volatility on exports: the case of Australia and New Zealand. *Journal of Economics and Finance*, 22 (2-3) Summer/Fall, pp.43-56.
- ARIZE, A.C., MALINDRETOS, J. & KASIBHATLA, K.M. (2003) Does exchange-rate volatility depress export flows: the case of LDC's. *International Advances in Economic Research*, 9 (1) February, pp.7-19.
- ARIZE, A.C., OSANG, T. & SLOTTJE, D.J. (2000) Exchange-rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDC's. *Journal of Business and Economic Statistics*, 18 (1) January, pp.10-17.
- ASAFU-ADJEYE, J. (1999) *Exchange rate variability and export growth in Fiji*. Asia Pacific School of Economics and Management Working Papers, No: 99-4.
- BALDWIN, R. & KRUGMAN, P.R. (1986) *Persistent trade effects of large exchange rate shocks*. NBER Working Paper, No: 2017.
- CHOWDHURY, A.R. (1993) Does exchange rate volatility depress trade flows? Evidence from error-correction models. *Review of Economics and Statistics*, 75 (4) November, pp.700-706.
- COTE, A. (1994) *Exchange rate volatility and trade: a survey*. Bank of Canada Working Paper, No: 94-5.
- DE GRAUWE, P. (1988) Exchange rate variability and the slowdown in the growth of international trade. *IMF Staff Papers*, 35 (1) March, pp.63-84.
- DICKEY, D.A. & FULLER, W.A (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4) July, pp.1057-1072.
- DIXIT, A. (1989) Hysteresis, import penetration and exchange rate pass-through. *Quarterly Journal of Economics*, 104 (2) May, pp.205-227.
- DOĞANLAR, M. (2002) Estimating the impact of exchange rate volatility on exports: evidence from Asian countries. *Applied Economics Letters*, 9 (13) October, pp.859-863.
- ENGLE, R.F. & GRANGER, C.W.J. (1987) Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2) March, pp.251-276.
- ETHIER, W. (1973) International trade and the forward Exchange market. *American Economic Review*, 63 (3) June, pp.494-503.
- FROOT, K.A. & KLEMPERER, P. (1989) Exchange rate pass-through when market share matters. *American Economic Review*, 79 (4) September, pp.637-654.
- GOTUR, P. (1985) Effects of exchange rate volatility on trade: some further evidence. *IMF Staff Papers*, 32 (3) September, pp.475-512.
- GRANGER, C.W.J. & NEWBOLD, P. (1974) Spurious regressions in economics. *Journal of Econometrics*, 2 (2) July, pp.111-120.
- GUJARATI, D.N. (1999) *Temel ekonometri*, (Çev. Ü. ŞENESEN VE G.G. ŞENESEN). İstanbul, Literatür Yayınları.

- HENDRY, D.F., PAGAN, A.R. & SARGAN, J.D. (1984) Dynamic specification. In: GRILICHES, Z. & INTRILIGATOR, M.D. ed. *Handbook of Econometrics*, 2, Amsterdam, North Holland.
- HOOOPER, P. & KOHLHAGEN, S. (1978) The effect of exchange rate uncertainty on the price and volume of international trade. *Journal of International Economics*, 8 (4) November, pp.483-511.
- JOHANSEN, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3) June/September, pp.231-254.
- JOHANSEN, S. & JUSELIUS, K. (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2) May, pp.169-210.
- KENEN, P. & RODRIK, D. (1986) Measuring and analysing the effects of short-term volatility on real exchange rates. *Review of Economics and Statistics*, 68 (2) May, pp.311-315.
- KIPICI, A.N. & KESRİYELİ, M. (1997) Reel döviz kuru tanımları ve hesaplama yöntemleri. *İktisat, İşletme ve Finans*, 12 (131) Şubat, ss.16-22.
- KLEIN, M.W. (1990) Sectoral effects of exchange rate volatility on United States exports. *Journal of International Money and Finance*, 9 (3) September, pp.299-308.
- KORAY, F. & LASTRAPES, W.D. (1989) Real exchange rate volatility and U.S. bilateral trade: A VAR approach. *Review of Economics and Statistics*, 71 (4) November, pp.708-712.
- MACKINNON, J. (1990) *Critical values for cointegration tests*. University of California at San Diego Department of Economics Discussion Papers, No: 90-4.
- MCKENZIE, M.D. (1999) The impact of exchange rate volatility on international trade flows. *Journal of Economic Surveys*, 13 (1) February, pp.71-106.
- MCKENZIE, M.D. & BROOKS, R.D. (1997) The impact of exchange rate volatility on German-U.S. trade flows. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7 (1) April, pp.73-87.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992) A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3) August, pp.461-472.
- ÖZBAY, P. (1999) *The effect of exchange rate uncertainty on exports: a case study for Turkey*. CBRT Discussion Paper, No: 9903.
- POZO, S. (1992) Conditional exchange-rate volatility and the volume of international trade: evidence from the early 1900's. *Review of Economics and Statistics*, 74 (2) May, pp.325-329.
- SCHWARZ, G. (1978) Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6 (2) March, pp.461-464.