

## DOLAR/EURO PARİTESİNİN TÜRKİYE’NİN İHRACATINA ETKİSİ: EKONOMETRİK BİR ANALİZ

Cem SAATCİOĞLU\*  
Orhan KARACA\*\*

### ÖZET

Türkiye ihracatını ağırlıklı olarak euro, ithalatını ağırlıklı olarak dolar ile yapmaktadır. Ayrıca ithalatının büyük bölümü hammaddelerden oluşurken ihracatında tüketim mallarının payı göreceli olarak daha fazladır. Böylece Türkiye dolar ile ithal ettiği hammaddeleri kullanarak ürettiği tüketim mallarını euro ile ihraç eden bir ülke konumundadır. Dış ticaretteki bu yapı dolar/euro paritesindeki değişmelerin Türkiye’nin ihracatını reel olarak etkilemesini gündeme getirmektedir. Euronun dolar karşısında değer kazanması, ithal girdiler yoluyla maliyetleri azaltarak, ihracatı teşvik edebilecek bir gelişmedir. Euronun dolar karşısında değer kaybetmesinin ise ithal girdiler yoluyla maliyetleri arttırarak ihracatı caydırması beklenebilir. Bu çalışmada dolar/euro paritesindeki değişmelerin Türkiye’nin ihracatını gerçekten etkileyip etkilemediği 2002:I-2010:II dönemine ilişkin üçer aylık verilerle araştırılmıştır. Sonuçta dolar/euro paritesindeki değişmelerin Türkiye’nin reel ihracatını hem uzun dönemde hem de kısa dönemde aynı yönlü olarak etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu etki kısa dönemde zayıf iken uzun dönemde güçlenmektedir.

**Anahtar kelimeler:** Dolar/euro paritesi, ihracat, sınır testi, ARDL modeli

**Jel kodu:** F41, F31, F14

## IMPACT OF DOLLAR/EURO PARITY ON TURKEY’S EXPORTS: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

### ABSTRACT

Turkey performs its exports mostly based on Euros whereas its imports on US dollar. In addition, most of its imports is raw materials while the share of the consumer products is visibly higher in the exports. This makes Turkey a country that uses the imported raw materials in US currency and exports the final products on Euro. This structure in foreign trade points to the real impact of the changes in the dollar/euro parity in Turkey's exports. The valuation of euros against the dollar may promote exports by reducing the costs via imported inputs. The devaluation of the euros against dollar should have a discouraging impact on the exports by increasing the input costs. This study analyzes whether the changes in the euro/dollar parity have actually impacted upon Turkey's exports by focusing on three-month periods between 2002 and 2010. The study concludes that the changes in euro/dollar parity affect Turkey's real exports in both long and short terms. This impact is strong in short term and less visible in long run.

**Keywords:** Dollar/euro parity, exports, bounds tests, ARDL model

**Jel code:** F41, F31, F14

\* Doç.Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, saatcic@istanbul.edu.tr

\*\* Araştırma Müdürü, Ekonomist Dergisi, Araştırma Bölümü, [okaraca@ekonomist.com.tr](mailto:okaraca@ekonomist.com.tr)

## GİRİŞ

Türkiye ihracatını ağırlıklı olarak euro, ithalatını ise ağırlıklı olarak dolar ile yapan bir ekonomidir (bkz. Tablo 1). Ayrıca ithalatının çok büyük bir bölümü hammaddelerden oluşurken ihracatında tüketim mallarının payı göreceli olarak daha yüksektir (bkz. Tablo 2). Böylece Türkiye dolar ile ithal ettiği hammaddeleri kullanarak ürettiği tüketim mallarını euro ile ihraç eden bir ülke konumundadır. Bu durum Türkiye'nin ihracatının dolar/euro paritesindeki değişimlerden reel olarak etkilenmesini gündeme getirmektedir\*. Euronun dolar karşısında değer kazanması ithal girdi maliyetlerinin ihraç fiyatı içindeki payının azalmasına yol açmakta ve kâr marjını arttırmaktadır. Bu, ihracatçıyı daha fazla ihracat yapmaya sevk edebilecek bir gelişmedir. Euronun dolar karşısında değer kaybetmesi ise ithal girdi maliyetlerinin ihraç fiyatı içindeki payını arttırmakta ve kâr marjının azalmasına yol açmaktadır. Bunun da ihracatçıyı daha az ihracat yapmaya yönlendirmesi beklenebilir.

Dolar/euro paritesindeki değişimlerin ihracat üzerindeki etkisi Türkiye'deki güncel ekonomik tartışmalarda oldukça önemli bir yer tutmaktadır. Buna karşılık, yaptığımız literatür taramasına göre, bilimsel anlamda bu konu pek dikkat çekmiş değildir. Sadece Kahyaoğlu ve Utkulu (2006), dolar/euro paritesindeki değişimin değil de bu paritedeki oynaklığın Türkiye'nin ihracatı üzerindeki etkisini araştırmıştır. Söz konusu çalışmada 1989-2004 dönemine ilişkin aylık verilerle yapılan analizler sonucunda dolar/euro paritesindeki oynaklığın azalmasının ihracatı arttırdığı, oynaklığın artmasının ise ihracatı azalttığı bulgusuna ulaşılmıştır. Öte yandan birkaç araştırmacı da dolar/euro paritesindeki değişimlerin makroekonomik performans üzerindeki etkisini araştırmıştır. Berüment ve Diñçer (2005), dolar/euro paritesindeki değişimlerin Türkiye ekonomisindeki üretim seviyesi, reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi üzerindeki etkisini 1985:01-2003:07 dönemine ilişkin aylık verilerle kurdukları bir vektör otoregresyon (vector autoregression: VAR) modeliyle araştırmış, sonuçta euronun dolar karşısında değer kazanmasının uzun dönemde üretim seviyesini arttırdığını, yerel parayı değerlendirdiğini ve dış ticaret dengesini iyileştirdiğini bulmuştur. Yücel (2005), dolar/euro paritesindeki değişimlerin Türkiye ekonomisindeki üretim seviyesi, reel döviz kuru ve enflasyon üzerindeki etkisini 1987:I-2004:IV dönemine ait üçer aylık verilerle kurduğu VAR modeliyle araştırmış, paritedeki yükselişin yerel para birimini değerlendirdiği, enflasyonu düşürdüğü ve üretim seviyesini arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Dolar/euro paritesindeki değişimlerin Pakistan ekonomisi üzerindeki etkisini 1960-2004 dönemine ilişkin yıllık verilerle kurduğu VAR modeliyle araştıran Mohammad (2010) ise, paritedeki değişimlerin bu ülkedeki üretim seviyesi, fiyat düzeyi ve para arzı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yapmadığı bulgusunu elde etmiştir.

Bu çalışmanın amacı dolar/euro paritesindeki değişimlerin Türkiye'nin ihracatı üzerinde gerçekten reel etkileri olup olmadığını araştırarak literatürde bu konuda var olan boşluğu doldurmaktır. Çalışmamız böylece güncel ekonomik tartışmaların daha bilimsel bir temele oturmasına da katkıda bulunacaktır. Çalışmanın hipotezi dolar/euro paritesindeki değişimlerin Türkiye'nin reel ihracatını aynı yönlü olarak etkilediği şeklinde kurulmuş ve bu hipotez yapılan ekonometrik analizlerle test edilmiştir. Çalışmanın kalan bölümü şöyle organize edilmiştir. Birinci bölümde çalışmada kullanılan model ve veri seti tanıtılmaktadır. İkinci bölüm araştırma yönteminin açıklanmasını ve yapılan ekonometrik analizleri

---

\* Türkiye'nin dış ticaret istatistikleri esas olarak dolar ile tutulduğu ve euro ile yapılan ihracat cari kurdan dolara çevrilerek hesaba katıldığı için, dolar/euro paritesindeki değişimler nominal ihracat üzerinde de bir etkiye sahiptir. Ancak hesaplama yönteminden kaynaklanan bu nominal etki konumuz dışındadır.

çerçindedir. Sonuç bölümünde ise yapılan ekonometrik analizler sonucunda elde edilen bulgular özetlenmekte ve değerlendirmeler yapılmaktadır.

**Tablo 1. Türkiye'nin dış ticaretinde döviz cinslerinin payı (%)**

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
İHRACAT	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Euro	46.7	49.3	49.3	48.3	48.5	50.3	46.6	48.0
Dolar	44.9	42.6	43.0	43.6	44.1	42.5	47.7	45.9
Diğer	8.4	8.1	7.7	8.0	7.5	7.2	5.7	6.1
İTHALAT	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Euro	37.2	39.7	40.3	38.5	37.6	35.8	31.8	34.8
Dolar	56.7	55.1	55.0	57.4	58.8	60.2	64.6	60.2
Diğer	6.1	5.2	4.7	4.1	3.6	4.0	3.7	5.0

Kaynak: TÜİK ve yazarların hesaplamaları

**Tablo 2. Türkiye'nin dış ticaretinde mal çeşitlerinin payı (%)**

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
İHRACAT	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Yatırım malları	7.7	9.2	10.3	10.9	11.0	12.8	12.7	10.9
Hammaddeler	40.6	39.1	41.1	41.2	44.2	46.1	51.3	48.7
Tüketim malları	51.2	51.1	48.3	47.4	44.2	40.7	35.7	39.9
Diğer	0.4	0.6	0.3	0.5	0.6	0.4	0.4	0.5
İTHALAT	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Yatırım malları	16.3	16.3	17.8	17.4	16.7	15.9	13.9	15.2
Hammaddeler	73.0	71.7	69.3	70.1	71.4	72.7	75.1	70.6
Tüketim malları	9.5	11.3	12.4	12.0	11.5	11.0	10.6	13.7
Diğer	1.2	0.7	0.5	0.5	0.4	0.4	0.3	0.5

Kaynak: TÜİK ve yazarların hesaplamaları

## 1. MODEL VE VERİ SETİ

Uluslararası iktisat literatüründe teorik olarak ihracatı en fazla etkileyen faktörler, ihracat yapılan ülkelerdeki gelir seviyesi ve ihraç mallarının fiyatı olarak kabul edilmektedir. Buna bağlı olarak ampirik çalışmalarda da ihracat talebi genellikle reel dış gelirin ve ihracat fiyatlarının fonksiyonu olarak modellenmektedir. Bu çalışmada kullanılan model de literatüre uygun olarak oluşturulmuştur. Literatürde ihracatı en fazla etkilediği kabul edilen iki değişkene dolar/euro paritesi değişkenini ekleyerek oluşturduğumuz model aşağıda gösterilmektedir.

$$LX_t = a_0 + a_1LY_t + a_2LF_t + a_3LP_t + e_t \quad (1)$$

Burada LX reel ihracatı, LY reel dış geliri, LF Türkiye'nin ihracat birim değeri endeksinin dünya ihracat birim değeri endeksi ile deflate edilmesiyle oluşturulan göreceli

ihracat fiyatlarını, LP dolar/euro paritesini göstermektedir. Değişkenlerin başındaki “L” sembolü doğal logaritmalarının alındığını ifade etmektedir. Değişkenlerin doğal logaritmalarının alınmasındaki amaç, tahmin edilecek parametrelerin direkt olarak esneklikleri vermesini sağlamaktır.  $a_0, a_1, a_2, a_3$  modelden tahmin edilecek parametreler,  $e_t$  ise hata terimidir.

İhracat talebinin gelir esnekliğini gösterecek olan  $a_1$  parametresinin pozitif değer alması beklenmektedir. Çünkü ihracat pazarlarında gelir düzeyinin artması ülkenin ihracat ürünlerine talebi artıracak bir gelişmedir. İhracat talebinin fiyat esnekliğini gösterecek olan  $a_2$  parametresinin negatif değer alması beklenmektedir. Çünkü göreceli ihracat fiyatlarında yaşanacak bir artış ülkenin ihracat ürünlerine olan talebi geriletecektir. Çalışmada test edilen ve giriş bölümünde tanımladığımız hipotez çerçevesinde, ihracat talebinin dolar/euro paritesindeki değişimlere göre esnekliğini gösterecek olan  $a_3$  parametresinin ise pozitif değer alması beklenmektedir.  $a_3$  parametresinin değeri pozitif ve de istatistiksel olarak anlamlı çıkarsa, Türkiye'nin reel ihracatının dolar/euro paritesindeki değişimlerden aynı yönlü olarak etkilendiği şeklindeki hipotezimiz doğrulanmış olacaktır.  $a_3$  parametresinin değeri negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkarsa, dolar/euro paritesindeki değişimlerin reel ihracatı hipotezimizin öngördüğünün ters yönde etkilediği şeklinde bir sonuç karşımıza çıkacaktır. Değeri hangi işarete sahip olursa olsun  $a_3$  parametresinin istatistiksel olarak anlamsız çıkması halinde ise dolar/euro paritesindeki değişimlerin ihracat performansı üzerinde bir etkisi olmadığı bulgusu elde edilmiş olacaktır.

Çalışmada yukarıdaki modelin çözümünde esas olarak 2002:I-2010:II dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılmıştır. Dönemin başlangıcı, 1999 başında hesap birimi olarak ortaya çıkan euronun 2002 başında fiziki olarak tedavüle çıkması ve Türkiye'nin ihracatında ağırlık kazanmaya da bu yıldan itibaren başlamış olması nedeniyle seçilmiştir. Fakat zaten düşük bir gözlem sayısı (34 gözlem) çalışıldığından, bazı ekonometrik testlerde ve modellerde kullanılan gecikmeli değerlerin gözlem sayısını daha da azaltmaması ve serbestlik derecesi probleminde yol açmaması için, bu testlerde ve modellerde önceki dönemlere ilişkin gözlemler de kullanılmıştır.

Çalışmada kullanılan reel ihracat serisi, nominal ihracat serisinin ihracat birim değeri endeksi ile deflate edilmesiyle oluşturulmuştur. Burada nominal ihracat serisi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) internetteki Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (TCMB-EVDS), 2003=100 bazlı olan ihracat birim değeri endeksi ise Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) internet sitesinden alınmıştır. Bu şekilde oluşturulan reel ihracat serisinde mevsimsellik gözlemlendiğinden, çalışmada, Eviews 5.0 ekonometri paket programında Tramo-Seats yöntemiyle mevsimsel olarak düzeltilmiş hali kullanılmıştır. Reel dış gelir serisi, Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı'nın (Organisation for Economic Co-operation and Development: OECD) internetteki veri tabanından alınan OECD bölgesine ilişkin mevsimsel düzeltilmiş reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) serisidir. Dünya ekonomisine ilişkin üçer aylık GSYİH verileri bulunmadığından OECD bölgesine ilişkin GSYİH serisi onun temsili göstergesi olarak kullanılmıştır. 2002-2008 dönemine ilişkin yıllık veriler, OECD bölgesinde yaratılan GSYİH'nin dünya GSYİH'sinin, Satınalma Gücü Paritesine (SGP)<sup>†</sup> göre hesaplandığında yüzde 61'ini, cari

<sup>†</sup> Satınalma Gücü Paritesi (SGP), ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını ortadan kaldırarak, farklı para birimlerinin satın alma gücünü eşitleyen bir değişim oranıdır (TÜİK, 2008: 1). Uluslararası

kurlar üzerinden hesaplandığında ise yüzde 77'sini bulduğunu göstermektedir<sup>‡</sup>. Bu nedenle OECD bölgesi GSYİH'si dünya GSYİH'sini temsil yeteneğine sahiptir. Görelî ihracat fiyatları serisinin oluşturulmasında kullanılan Türkiye'nin ihracat birim değeri endeksi, yukarıda belirtildiği gibi, TÜİK'in internet sitesinden alınmıştır. Dünya ihracat birim değeri endeksi ise her ay dünya ticaretine ilişkin veriler yayımlayan Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (CPB) isimli kuruluşun internet sitesinden elde edilmiştir. Dolar/euro paritesi serisi ise Avrupa Merkez Bankası'nın (European Central Bank: ECB) internet sitesinden alınmıştır.

## 2. ARAŞTIRMA YÖNTEMİ VE BULGULAR

### 2.1. Birim Kök Testi

Zaman serilerinin kullanıldığı ekonometrik analizlere başlanırken yapılacak ilk iş bu serilerin durağan olup olmadığının araştırılmasıdır. Bunun nedeni Granger ve Newbold'un (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde "sahte regresyon" problemiyle karşılaşılabilceğini göstermiş olmasıdır. Sahte regresyon, gerçekte ilişkisiz olan değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin bulunmasıdır. Sahte regresyondan kaçınmak için öncelikle değişkenlerin durağan olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bu nedenle bu çalışmada da ilk olarak kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadığı araştırılmıştır. Bunun için de literatürde bu amaçla en çok kullanılan yöntem olan Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller: ADF) birim kök testine başvurulmuştur. Dickey ve Fuller (1979 ve 1981) tarafından geliştirilen bu testin en genel biçimi aşağıdaki denklem kullanılarak yapılmaktadır.

$$DY_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i DY_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada  $DY_t$  durağan olup olmadığı analiz edilen değişkenin birinci farkı,  $t$  trend değişkeni,  $DY_{t-i}$  gecikmeli fark terimleridir. Gecikmeli fark terimlerinin konulmasının nedeni, hata teriminin ardışık bağımsız olmasını sağlamaktır. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi, tahmin edilen modelde ardışık bağımlılık probleminin bulunmamasına bağlıdır. Denklemde "m" olarak ifade edilen gecikme uzunluğu, genelde Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmektedir. Bu çalışmada ADF testinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Schwarz bilgi kriteri kullanılmıştır. ADF testinin yukarıdaki denklemde trend değişkenine ve sabit terime yer verilmeden de uygulanması mümkündür. Fakat uygulamada sabit terimsiz model pek kullanılmamakta, ADF testi daha çok sabit terimli model ile sabit terimli ve trendli model kullanılarak gerçekleştirilmektedir. Bu çalışmada da ADF testi bu şekilde uygulanmıştır.

---

karşılaştırmalarda daha gerçekçi sonuçlara ulaşabilmek için ülkelerin milli gelir düzeylerinin SGP'ye göre düzeltilmesi yaygın bir uygulamadır. Bu konuda ayrıntılı bilgi için TÜİK'e (2008) bakılabilir.

<sup>‡</sup> Bu karşılaştırmada kullanılan dünya ekonomisine ilişkin veriler Dünya Bankası'nın (World Bank) internetteki World Development Indicators (WDI) veri tabanından alınmıştır.

ADF testi, yukarıdaki denklemdeki  $\delta$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığının sınanmasını içerir. Bu sınama, söz konusu katsayıya ilişkin t istatistiğinin ilgili kritik değerlerle karşılaştırılmasıyla yapılır. ADF-t istatistiği adı verilen bu istatistik ilgili kritik değerden küçükse ele alınan zaman serisi durağan demektir. Aksi takdirde seri durağan değildir ve durağanlığı sağlanıncaya kadar farkının alınması gerekir.

ADF-t istatistiğinin karşılaştırılabileceği kritik değerler başlangıçta Fuller (1976) tarafından verilmişse de daha sonra MacKinnon (1990) çalışmasına dayanan kritik değerler çok daha yaygın bir kullanım alanı bulmuştur. MacKinnon (1990), söz konusu kritik değerlerin ADF testi uygulanırken kullanılan gözlem sayısına göre kolayca hesaplanabileceği cetveller sunmuştur. MacKinnon (2010), aradan geçen 20 yılda bilgisayar teknolojisinde yaşanan gelişmelerden sonra bu kritik değerlerin daha hassas bir şekilde hesaplanmasını sağlayacak şekilde çalışmasını revize etmiş ve söz konusu cetvelleri yenilemiştir. Çalışmamızda ADF testinde kullanılan kritik değerler MacKinnon (2010) tarafından verilen cetvellerden yararlanılarak hesaplanmıştır.

Eviews 5.0 ekonometri paket programı kullanılarak yapılan ADF testinin sonuçları Tablo 3'te verilmektedir. Bu sonuçlar, araştırmada kullanılan dört değişkenden üçünün düzeyde durağan olmadıklarını ve birinci farkları alındığında durağan hale geldiklerini göstermektedir. Bir değişkene ilişkin ADF testinin sonucu ise belirsizdir. LP değişkeni için yapılan teste sabit terimli modelden serinin düzeyde durağan olabileceğine ilişkin bir sonuç çıkmıştır. Esasında bu modelden elde edilen ADF-t istatistiğinin istatistiksel anlamlılığının düşük olması (%10 düzeyinde anlamlı) ve sabit terim ve trendli modelden elde edilen sonuçla desteklenmemesi, bu sonucun göz ardı edilebileceğini göstermektedir. Yine de araştırmada bu sonuç dikkate alınmış ve ona göre bir strateji izlenmiştir.

**Tablo 3. ADF birim kök testi sonuçları**

Değişkenler	Düzye		Birinci fark	
	Sabit terimli model	Sabit terim ve trendli model	Sabit terimli model	Sabit terim ve trendli model
LX	-2.415 (1)	-1.053 (1)	-8.396* (0)	-9.093* (0)
LY	-1.729 (1)	-2.279 (1)	-3.020** (1)	-3.240*** (1)
LF	-1.866 (0)	-2.174 (0)	-5.867* (1)	-5.843* (1)
LP	-2.788*** (4)	-0.577 (4)	-4.450* (1)	-5.039* (1)

Not: Parantez içindeki sayılar, Schwarz bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri, sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeylerindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. MacKinnon'a (2010) dayanan kritik değerler, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için, sırasıyla, trendsiz modelde -3.639, -2.951 ve -2.614, trendli modelde -4.253, -3.549 ve -3.207'dir.

## 2.2. Eşbütünleşme Testi

Araştırmada kullandığımız değişkenlerin düzeyde durağan olmaması bu değişkenleri kullanarak yapacağımız bir regresyon analizinde sahte regresyon problemiyle karşılaşabileceğimizi göstermektedir. Bundan kaçınmanın en basit yolu regresyon analizinde değişkenleri durağan oldukları seviyelerinde kullanmaktır. Ancak durağanlık sorununu böyle çözmeye çalışmak, Gujarati'nin (1999: 725) deyimiyle, kaş yaparken göz çıkarmaya benzemektedir. Çünkü durağanlığı sağlamak için değişkenlerin birinci farkları alındığında aralarındaki uzun dönemli ilişkiye ait bilgi kaybolabilmektedir. Bu sakınca nedeniyle son 30 yılda ekonometri literatüründe, sahte regresyon problemiyle karşılaşmadan, düzeyde durağan olmayan zaman serileriyle çalışmanın mümkün olup

olmadığını ortaya koyabilecek bazı yöntemler geliştirilmiştir. İlk olarak Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen ve eşbütünleşme (cointegration) testi adı verilen bu yöntemler serilerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini araştırmakta ve eğer birlikte hareket ediyorsa aralarındaki ilişkinin sahte regresyon problemi olmadan analiz edilebileceğini öne sürmektedir.

Günümüzde ampirik araştırmalarda en çok kullanılan eşbütünleşme testlerini, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme testi, Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme testi ve Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi (bounds test) oluşturmaktadır. Çalışmamızda bu üç testten sonucunun kullanılması tercih edilmiştir. Bunun nedeni sınır testinin sahip olduğu iki avantajdır. Bu avantajlardan birincisi, Engle-Granger ve Johansen yöntemleri ele alınan bütün değişkenlerin düzeyde durağan olmamasını ve aynı derecede farkları alındığında durağan hale gelmelerini şart koşarken, sınır testinin bir kısmı düzeyde (bütünleşme derecesi I(0)) bir kısmı ise birinci farkında (bütünleşme derecesi I(1)) durağan olan bağımsız değişkenlerin varlığı halinde de uygulanabilmesidir. Çalışmamızda LP değişkeninin düzeyde mi yoksa birinci farkında mı durağan olduğu net bir şekilde ortaya konulmadığından, sınır testinin bu avantajından yararlanılması uygun görülmüştür. Sınır testinin sahip olduğu ikinci avantaj, az sayıda gözleme sahip olan verilerle de sağlam sonuçlar vermesidir. Çalışmamızda kullandığımız gözlem sayısı düşük olduğundan, sınır testinin bu avantajından da yararlanılmak istenmiştir.

Sınır testi, bir kısıtlanmamış hata düzeltme modelinin (unrestricted error correction model: UECM) tahminine dayanmaktadır. Bu testin trend değişkenini de içeren genel biçimi bizim örneğimize aşağıdaki gibi uyarlanmaktadır.

$$DLX_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i}DLX_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i}DLY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i}DLF_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i}DLP_{t-i} + \quad (3)$$

$$a_5LX_{t-1} + a_6LY_{t-1} + a_7LF_{t-1} + a_8LP_{t-1} + a_9t + u_t$$

Burada değişkenlerin önündeki “D” sembolü birinci farklarının alındığını göstermektedir. Görüldüğü gibi denklemde değişkenlerin birinci farkları ile düzey değerleri bir arada yer almaktadır. Testin trend değişkeninin de yer aldığı bu biçimde eşbütünleşme ilişkisi ( $H_0 : a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = a_9 = 0$ ) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Sınır testi modelde trend değişkenine yer verilmeden de uygulanabilmekte ve bu durumda eşbütünleşme ilişkisinin test edildiği hipotez ( $H_0 : a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0$ ) olmaktadır. Bu katsayıların ortak anlamlılığı için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen alt ve üst kritik değerlerin dışına düştüğü takdirde, değişkenlerin bütünleşme dereceleri hesaba katılmaksızın, kesin bir yorum yapılabilmektedir. Söz konusu F istatistiğinin üst kritik değer üzerinde olması seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu, alt kritik değer altında kalması ise eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı anlamına gelmektedir. F istatistiğinin alt ve üst kritik değerlerin arasına düşmesi halinde ise kesin bir yorum yapılamamakta ve serilerin bütünleşme derecelerini hesaba katan diğer yöntemlere başvurulması zorunluluğu ortaya çıkmaktadır.

Uygulamada sınır testindeki modelin çözümü iki şekilde yapılmaktadır. Birincisi, modelde “m” olarak gösterilen gecikme uzunluklarının eşit olarak alınması ve belirlenen bir maksimum gecikme uzunluğu çerçevesinde, Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi bilgi kriterleri kullanılarak, en uygun gecikme uzunluğunun seçilmesidir. Uygulamada sınır testinin çözümünde kullanılan ikinci yöntem ise modeldeki gecikme uzunluklarının her

değişken için ayrı olarak belirlenmesine izin verilmesidir. Her iki durumda da seçilen modelde hata teriminde ardışık bağımlılık olmamasına da dikkat edilmektedir.

İkinci yöntem en uygun modelin seçimini daha objektif kriterlere dayandırdığı için başlangıçta çalışmamızda bu yöntemin kullanılması istenmiştir. Fakat Microfit 4.1 ekonometri paket programı kullanılarak bu şekilde tahmin edilen hem trendli hem de trendsiz modelde hata teriminde ardışık bağımlılık problemi ortaya çıktığından sonuçta ilk yöntem kullanılmıştır. Burada az sayıda gözlemlerle çalışıldığı ve aksi takdirde serbestlik derecesi problemi ortaya çıkabileceği için maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmıştır. Tablo 4'te görüldüğü gibi, bu yöntemde hata teriminde ardışık bağımlılığa rastlanmayan tek model 1 gecikmeli olarak kurulan trendsiz model olmuştur. Bu nedenle sınır testi 1 gecikmeli trendsiz model kullanılarak yapılmıştır.

**Tablo 4. Sınır testi için gecikme sayısının tespiti**

Gecikme sayısı	Trendsiz model		Trendli model	
	SC	$\chi^2_{BGAB}(4)$	SC	$\chi^2_{BGAB}(4)$
1	57.279	0.820	62.334	13.914*
2	51.731	8.416***	56.427	19.320*
3	44.909	15.245*	54.693	16.121*
4	46.643	25.824*	51.717	14.526*

Not: SC, Schwarz bilgi kriteridir.  $\chi^2_{BGAB}$ , Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması istatistiği, parantez içindeki sayılar bu testin serbestlik derecesidir. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri, sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermekte ve hata terimleri serisinde ardışık bağımlılık olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 5, trend değişkeni olmaksızın ve 1 gecikmeli olarak tahmin edilen modelden ( $H_0 : a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0$ ) hipotezini sınamak için hesaplanan F istatistiği ile Pesaran vd. (2001) çalışmasından alınan kritik değerleri göstermektedir. Tabloda, hesaplanan F istatistiğinin %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki üst kritik değerlerden yüksek olduğu görülmektedir. Bunun anlamı ele aldığımız dört değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğuudur. Bu ise bu değişkenlerin düzey değerleri ile yapılacak bir analizde sahte regresyon problemiyle karşılaşılmayacağını ortaya koymaktadır.

**Tablo 5. Sınır testi sonuçları**

k	$\chi^2_{BGAB}(4)$	F İstatistiği	Alt ve üst kritik değerler		
			%1	%5	%10
3	0.820 [0.936]	5.17	4.29-5.61	3.23-4.35	2.72-3.77

Not: k, denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır.  $\chi^2_{BGAB}$ , Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması istatistiği, parantez içindeki sayı bu testin serbestlik derecesidir. Köşeli parantez içindeki sayı ilgili istatistiğin kesin olasılık değeridir. Sınır testindeki kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI(iii)'ten alınmıştır.

### 2.3. Uzun Dönem İlişkisi

Çalışmamızda kullandığımız değişkenler arasında eşbütünlüğün var olduğunun ortaya çıkmasından sonra sıra bu değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılmasına gelmiştir. Burada üzerinde esas olarak duracağımız ilişki uzun dönem ilişkisidir. Bu uzun dönem ilişkisinin tespiti için değişkenlerin düzey değerleriyle bir gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (autoregressive distributed lag: ARDL) kurulmuştur. Bu ARDL modeli aşağıda gösterilmektedir.

$$LX_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} LX_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} LY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} LF_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} LP_{t-i} + u_t \quad (4)$$

Bu ARDL modeli, maksimum gecikme uzunluğu 4 olmak üzere, Microfit 4.1 ekonometri paket programıyla çözülmüş ve bu işlem sırasında dikkate alınan üç model seçim kriteri olan Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerinin hepsinin aynı gecikme yapısına (ARDL (2,0,2,1) modeli) işaret ettiği görülmüştür. Söz konusu ARDL modelinden elde edilen uzun dönem katsayıları ve modelin sağlamlığına ilişkin sına istatistikleri Tablo 6'da verilmektedir.

**Tablo 6. ARDL modelinden elde edilen uzun dönem katsayıları**

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
C	-48.097	-10.558*
LY <sub>t</sub>	3.510	12.164*
LF <sub>t</sub>	-0.631	-1.757***
LP <sub>t</sub>	0.606	5.342*

#### Özet istatistikler

$$R^2 = 0.988 \quad \bar{R}^2 = 0.984$$

Modelin bütününlüğün anlamlılık sınaması:  $F[8, 25] = 253.929 (0.000)$

Jarque-Bera normallik sınaması:  $\chi^2 [2] = 0.518 (0.974)$

Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması:  $\chi^2 [4] = 2.673 (0.614)$

Değişen varyans sınaması:  $\chi^2 [1] = 0.252 (0.616)$

Ramsey model kurma hatası sınaması:  $F[1, 24] = 1.776 (0.195)$

Not: C, sabit terimi ifade etmektedir. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri, sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Özet istatistikler bölümünde köşeli parantez içinde yer alan sayılar ilgili testlerin serbestlik dereceleri, parantez içinde yer alan sayılar ise bu test istatistiklerinin kesin olasılık değerleridir.

Öncelikle sına istatistiklerine bakıldığında, bu istatistiklerin model sonuçlarının güvenilir olduğuna işaret ettiği görülmektedir. Bu istatistiklere göre, modelimizde, hata teriminin normal dağılmaması, ardışık bağımlılık, değişen varyans ve model kurma hatası gibi ekonometrik problemler bulunmamaktadır.

Modelden elde edilen uzun dönem katsayılarına bakıldığında, LY ve LF değişkenlerine ilişkin katsayıların önsel beklentilerimize uygun olduğu görülmektedir. Buna göre araştırmada ele alınan dönemde reel dış gelir ve görel ihracat fiyatları Türkiye'nin reel ihracatını, teoride öngörülen biçimde etkilemiştir. Reel dış gelirin reel

ihracat üzerindeki etkisi pozitif olurken, görelî ihracat fiyatlarının etkisi ise negatif olarak gerçekleşmiştir. Reel dış gelirdeki %1’lik artış reel ihracatı %3.5 oranında arttırmış, görelî ihracat fiyatlarındaki %1’lik artış ise reel ihracatı %0.6 oranında düşürmüştür. Yalnız LY değişkenine ilişkin katsayının istatistiksel anlamlılığı oldukça güçlü iken (%1 düzeyinde anlamlı), LF değişkenine ilişkin katsayının istatistiksel anlamlılığının o kadar kuvvetli olmadığı (%10 düzeyinde anlamlı) görülmektedir. Bu da görelî ihracat fiyatlarının reel ihracat üzerindeki etkisinin zayıf olduğu anlamına gelmektedir.

Bu araştırmanın amacı açısından modelden elde edilen LP değişkeninin uzun dönem katsayısı daha fazla önem taşımaktadır. Söz konusu katsayı, giriş bölümünde ele aldığımız dolar/euro paritesindeki değişimlerin Türkiye’nin reel ihracatı üzerinde aynı yönlü etkisi olduğu şeklindeki hipotezimizi doğrular yönde çıkmıştır. Modelin sonuçları, çalışmada ele alınan dönemde dolar/euro paritesindeki değişimlerin reel ihracatı aynı yönlü olarak etkilediğini göstermektedir. LP değişkeninin katsayısı pozitif ve istatistiksel anlamlılığı da yüksek (%1 düzeyinde anlamlı) seviyededir. Model sonuçlarına göre 2002:I-2010:II döneminde dolar/euro paritesindeki her %1’lik artış Türkiye’nin reel ihracatını %0.6 oranında yükseltmiştir.

#### 2.4. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenlerimiz arasındaki uzun dönem ilişkisi hipotezimizi doğrular yönde çıkmasına rağmen, çalışmamızda ek olarak kısa dönem ilişkisine de bakılmıştır. Aralarında eşbütünleşme olan değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisinin araştırılmasında genel uygulama bir hata düzeltme modelinin (error correction model: ECM) kurulmasıdır. Hata düzeltme modeli, uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değerinin de eklenmesiyle, değişkenlerin birinci farkları ile kurulan bir modeldir. Bu çalışmada kurulan ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli aşağıdadır.

$$DLX_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} DLX_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} DLY_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} DLF_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} DLP_{t-i} + ECM_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Burada “D” sembolü değişkenlerin birinci farklarının alındığını göstermektedir. Modeldeki  $ECM_{t-1}$  değişkeni, Tablo 6’da verilen uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının işaretinin negatif olması beklenir.

Hata düzeltme modeli, maksimum gecikme 4 olmak üzere, Microfit 4.1 ekonometri paket programıyla çözülmüş ve elde edilen en sağlam model Tablo 7’de verilmiştir. Bu model, gecikme yapısının Schwarz bilgi kriteri tarafından belirlendiği ve sabit terimin yer almadığı ARDL (1,0,1,0) modelidir. Sabit terim, model kurma hatasına yol açtığı görüldüğü için çıkarılmıştır. Fakat sabit terimin yer aldığı modelin sonuçları da hemen hemen Tablo 7’deki gibidir.

**Tablo 7. Hata düzeltme modeli sonuçları**

Değişkenler	Katsayı	t istatistiği
DLX <sub>t-1</sub>	-0.330	-3.137*
DLY <sub>t</sub>	3.235	3.667*
DLF <sub>t</sub>	-0.341	-1.402
DLF <sub>t-1</sub>	-0.858	-3.942*
DLP <sub>t</sub>	0.210	1.799***
ECM <sub>t-1</sub>	-0.916	-6.933*

**Özet istatistikler**

$$R^2 = 0.769 \quad \bar{R}^2 = 0.727$$

Modelin bütününlüğün anlamlılık sınaması:  $F[5, 28] = 18.604 (0.000)$

Jarque-Bera normallik sınaması:  $\chi^2 [2] = 0.046 (0.977)$

Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık sınaması:  $\chi^2 [4] = 2.136 (0.711)$

Değişen varyans sınaması:  $\chi^2 [1] = 0.299 (0.584)$

Ramsey model kurma hatası sınaması:  $F[1, 27] = 1.942 (0.175)$

Not: Değişkenlerin önündeki “D” sembolü birinci farklarının alındığını ifade etmektedir. ECM<sub>t-1</sub>, uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri, sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir. Özet istatistikler bölümünde köşeli parantez içinde yer alan sayılar ilgili testlerin serbestlik dereceleri, parantez içinde yer alan sayılar ise bu test istatistiklerinin kesin olasılık değerleridir.

Hata düzeltme modelinde hata düzeltme teriminin işareti beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu katsayının büyüklüğü kısa dönemdeki dengesizliğin oldukça hızlı bir şekilde düzeltildiğini göstermektedir. Modele göre, bir dönemde ortaya çıkan dengesizliğin %91’lik bölümü bir sonraki dönemde düzeltilmektedir.

Hata düzeltme modeline göre reel dış gelir kısa dönemde de reel ihracatı pozitif ve güçlü bir şekilde etkilemektedir. Bu değişkenin kısa dönemdeki katsayısı uzun dönemdeki gibi 3’ün üzerinde ve istatistiksel anlamlılığı da yine yüksektir.

Görelî ihracat fiyatlarının reel ihracatı kısa dönemde de negatif etkilediği fakat bu etkinin bir dönem gecikmeli olarak ortaya çıktığı görülmektedir. Cari dönemdeki etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu arada görelî ihracat fiyatlarının kısa dönemdeki etkisinin uzun dönemdekinden daha güçlü olduğu dikkati çekmektedir. Görelî ihracat fiyatlarının bir dönem gecikmeli değerinin katsayısı uzun dönemdekinden daha büyük ve istatistiksel anlamlılığı da uzun dönemdekinden aksine yüksektir. Bu sonuç görelî ihracat fiyatlarındaki bir değişimin kısa dönemde reel ihracatı önemli bir şekilde etkilediği fakat bu etkinin uzun dönemde zayıfladığı şekilde yorumlanabilir.

Dolar/euro paritesinin reel ihracat üzerindeki etkisi konusunda ise tam tersi bir durum söz konusudur. Hata düzeltme modeli dolar/euro paritesinin kısa dönemde de reel ihracatı pozitif olarak etkilediğini göstermektedir. Ancak bu değişkenin kısa dönemdeki

katsayısı uzun dönemdeki yaklaşık üçte biri kadar ve istatistiksel anlamlılığı da düşük çıkmıştır. Bu sonuç dolar/euro paritesindeki değişimlerin reel ihracat üzerindeki etkisinin kısa dönemde zayıf olduğunu fakat bu etkinin uzun dönemde güçlendiğini göstermektedir.

## SONUÇ

Avrupa Birliği üyesi bazı ülkelerin ortak para birimi olan euronun 2002 yılında tedavüle çıkmasından sonra Türkiye'nin ihracatının döviz kompozisyonunda bu para birimi lehine bir değişiklik olmuştur. Daha önce ağırlıklı olarak dolar ile yapılan ihracat bu tarihten sonra ağırlıklı olarak euro ile yapılmaya başlamıştır. İthalatın döviz kompozisyonunda ise doların ağırlığı sürmüştür. Bunun yanında Türkiye'nin ithalatının çok büyük bir bölümünün hammaddelerden oluşması, ihracatında ise tüketim mallarının payının göreceli olarak daha fazla olması gibi bir durum da söz konusudur. Böylece Türkiye dolar ile ithal ettiği hammaddeleri kullanarak ürettiği tüketim mallarını euro ile ihraç eden bir ülke konumundadır. Bu, Türkiye'nin ihracatının dolar/euro paritesindeki değişimlerden reel olarak etkilenmesine yol açabilecek bir durumdur. Euronun dolar karşısında değer kazanması ithal girdi maliyetlerinin ihraç fiyatı içindeki payının azalmasına yol açmaktadır. Kâr marjını arttıran bu gelişmenin ihracatçıyı daha fazla ihracat yapmaya sevk etmesi beklenebilir. Euronun dolar karşısında değer kaybetmesi ise ithal girdi maliyetlerinin ihraç fiyatı içindeki payını arttırmaktadır. Kâr marjını azaltan bu gelişmenin ise ihracatçıyı daha az ihracat yapmaya yönlendirmesi beklenebilir. Bu görüşten hareketle bu çalışmada dolar/euro paritesindeki değişimlerin Türkiye'nin reel ihracatını aynı yönlü olarak etkilediği şeklinde bir hipotez kurulmuş ve bu hipotez 2002:I-2010:II dönemine ilişkin üçer aylık veriler kullanılarak test edilmiştir.

Çalışmada yapılan ekonometrik analizler sonucunda söz konusu hipotezi destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Buna göre dolar/euro paritesindeki değişimler hem uzun dönemde hem de kısa dönemde reel ihracatı aynı yönlü olarak etkilemektedir. Bu etki kısa dönemde zayıf iken uzun dönemde güçlenmektedir.

Güncel ekonomik tartışmalarda önemli yer tutan bu konuyla ilgili olarak daha önce ampirik bir araştırma yapılmadığından çalışmamız literatüre önemli bir katkı niteliğindedir. Ancak 2002 yılından bu yana henüz kısa bir zaman geçmesi ve bu nedenle analizlerin düşük bir gözlem sayısı ile yapılmak zorunda kalınması nedeniyle çalışmamız konuya bir başlangıç niteliğinde kabul edilmelidir. Önümüzdeki yıllarda gözlem sayısı arttıkça konunun yeniden ele alınıp araştırılması yararlı olabilecektir.

## KAYNAKÇA

- BERÜMENT, Hakan ve Nergiz DİNÇER (2005), "Denomination Composition of Trade and Trade Balance: Evidence from Turkey", *Applied Economics*, 37 (10): 1177-1191.
- DICKEY, David A. ve Wayne A. FULLER (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366): 427-431.
- DICKEY, David A. ve Wayne A. FULLER (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49 (4): 1057-1072.

- ENGLE, Robert F. ve Clive W. J. GRANGER (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2): 251-276.
- FULLER, Wayne A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons, New York.
- GRANGER, Clive W. J. ve Paul NEWBOLD (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2 (2): 111-120.
- GUJARATI, Damodar N. (1999), *Temel Ekonometri*, Çev.: Ümit ŞENESEN ve Gülay Günlük ŞENESEN, Literatür Yayınları, İstanbul.
- JOHANSEN, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3): 231-254.
- JOHANSEN, Soren ve Katarina JUSELIUS (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2): 169-210.
- KAHYAOĞLU, Hakan ve Utku UTKULU (2006), "Euro-Dolar Paritesindeki Oynaklığın İhracat Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği", *İktisat, İşletme ve Finans*, 21 (242): 114-125.
- MACKINNON, James G. (1990), *Critical Values for Cointegration Tests*, University of California at San Diego Department of Economics Discussion Papers, No: 90-4.
- MACKINNON, James G. (2010), *Critical Values for Cointegration Tests*, Queen's Economics Department Working Paper, No: 1227.
- MOHAMMAD, Sulaiman D. (2010), "The Euro-Dollar Exchange Rates and Pakistan Macroeconomics Dynamics", *European Journal of Scientific Research*, 42 (1): 6-15.
- PESARAN, M. Hashem; Yongcheol SHIN ve Richard J. SMITH (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3): 289-326.
- TÜİK (2008), *Satınalma Gücü Paritesi*, Sorularla İstatistikler Dizisi-4, Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası, Ankara.
- YÜCEL, Mustafa Eray (2005), *3+1 Essays on the Turkish Economy*, The Institute of Economics and Social Sciences of Bilkent University Unpublished Ph.D. Dissertation, Ankara.