

REEL DÖVİZ KURU ve TİCARETE KONU OLMAYAN MALLAR: GÖLGE DEĞİŞKEN YAKLAŞIMI

*Kadir Yasin ERYİĞİT**

Özet

Bu çalışmada 1986:01-2006:03 dönemi çeyrek yıllık verileri kullanılarak gayrisaflı yurtiçi hasıla deflatörü temelli TL/ABD Doları ikili reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların görelî fiyatları arasındaki uzun dönemli ortak hareket incelenmiştir. Bu amaçla, her iki ülke için tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranı ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri için birer gölge değişken olarak kullanılarak bu ortak hareket, uzun dönem dengesi içerisinde yapısal kırılmaların varlığına olanak tanıyan Johansen ve diğerleri (2000) yaklaşımı çerçevesinde tahmin edilmiştir ve reel döviz kuru davranışındaki sapmaların ölçülebilmesi için sağlıklı bir zemin sağlanmıştır.

***Anahtar Kelimeler:** Satınalma Gücü Paritesi, ticarete konu olmayan mallar, eştümleşme, yapısal kırılmalar.*

Abstract

In this paper, the long-run co movement between gross domestic product deflator based TL/US Dollar bilateral real exchange rate and relative prices of non-tradables was investigated by using quarterly data for the period 1986:01-2006:03. For this purpose, by using the ratio of consumer prices to whole sale prices as proxies for the price levels of the non-tradables for both countries, this long-run relationship was estimated within Johansen et al. (2000) cointegration framework which allows for the existence of structural breaks and a natural basis was provided in measuring long-run real exchange rate misalignment.

***Key Words:** Purchasing Power Parity, non-tradables, cointegration, structural breaks.*

* Arş. Gör. Dr., Uludağ Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü.

1. GİRİŞ

Reel döviz kuru, nominal döviz kurunun, yurtdışı fiyat düzeyi ile çarpılarak yurtiçi fiyat düzeyine bölünmesi şeklinde tanımlanmaktadır ve reel döviz kurunun durağanlığı, uzun dönemde ortalamaya dönen bir davranış sergilemesi anlamına gelmektedir. Bu bağlamda, reel döviz kurunun durağan dışılığı çoğu kez Satınalma Gücü Paritesi (PPP)'nin uzun dönemde geçerli olmaması şeklinde yorumlanmaktadır. Bununla birlikte literatürde, tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatları gibi genel fiyat düzeylerine dayalı araştırmalarda PPP'nin uzun dönem geçerliliği yönünde bazı kanıtlar ortaya konulmuş olmasına rağmen reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığı ya da en azından süregelen bir yapı arz etmesi uluslararası finasta genel itibariyle altı çizilen bir gerçektir.^{1,2} Bu noktada reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir süreç izlememesi ya da süreğenlik özelliği göstermesinin nedenlerinin belirlenmesi oldukça önemli bir konu hale gelmektedir.

Literatürde, reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir davranış sergilememesinin önemli nedenlerinden birinin, genel fiyat endeksleri oluşumunda geniş ölçüde ticarete konu olmayan malların yer alması olduğu düşüncesi üzerinde oldukça yoğun bir tartışma söz konusudur. Bu anlamda ticarete konu olmayan malların yarattığı sorun, çeşitli şekillerde ortaya çıkabilir. Birincisi, ticarete konu olan malların ticarete konu olmayan bileşenlerinin, aralarında ticaretin söz konusu olduğu ülkelere göre farklılık

¹ Froot ve Rogoff (1995)'in ikinci aşama olarak değerlendirdiği PPP sınamaları reel döviz kurunun birim kök durağan dışılık sıfır önsavını reel döviz kurunun durağan olduğu alternatif önsavı karşısında sınavan çalışmalardır. Bu araştırmalar reel döviz kurunun rastsal yürüyüş davranışı, başka bir ifade ile reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir davranış, gösterip göstermediğini belirlemeye çalışmaktadır. Bu yaklaşıma göre reel döviz kurunun durağanlığı, uzun dönemde PPP'nin geçerliliğini ima etmektedir.

PPP'nin geçerliliğini reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığını sınavarak belirlemeye çalışan önemli çalışmalar arasında Darby (1983), Adler ve Lehman (1983), Hakkio (1984), Frankel (1986), Edison (1987), Huizinga (1987) ve Meese ve Rogoff (1988) gösterilebilir. Özellikle Bretton Wood sonrası dönemde ikinci aşama sınamalardan elde edilen genel sonuç PPP lehinde çok fazla kanıtın olmaması yönündedir.

² Türkiye için literatür incelendiğinde de PPP'nin geçerliliği yönünde net kanıtların söz konusu olmadığı göze çarpmaktadır. Türkiye için reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığı üzerine odaklanan çalışmalara örnek olarak Bahmani-Oskooee (1998), Mustafaoğlu (1999), Erlat (2003), Cıvcir (2003) ve Taştan (2005) gösterilebilir. Ancak bu çalışmalar PPP'nin geçerliliği konusunda net bulgular ortaya koyamamaktadır. Örneğin Bahmani-Oskooee (1998), Erlat (2003) ve Taştan reel döviz kurunun durağanlığı yönünde bir takım bulgular ortaya koyarken, Mustafaoğlu (1999) ve Cıvcir (2003) reel döviz kurunun durağanlığı yönünde herhangi bir kanıt ortaya koyamamışlardır. Ancak, bu çalışmalar genel itibariyle reel döviz kurunun en azından süregelen bir yapı arz ettiğini göstermektedir.

göstermesidir. Ayrıca sadece ticarete konu olan ve içeriğinde ticarete konu olmayan bileşen bulunmayan mal bulmak oldukça zordur, çünkü ticarete konu olan mallar büyük ölçüde perakende hizmetleri gibi ticarete konu olmayan hizmetlerle birlikte ele alınmaktadır. İkincisi, fiyat endekslerinde ticarete konu olan ve olmayan mallar üzerine konan ağırlıkların dönemler itibariyle kararlı olmaması ve bu ağırlıkları döviz kuruyla birlikte hareket ediyor olmasıdır. Üçüncüsü, ticarete konu olan ve olmayan mal endüstrileri arasında verimlilik farklılıklarının söz konusu olmasıdır (Hsieh, 1992). Ticarete konu olmayan mal endüstrilerindeki verimliliğin olasılıksal ve/veya belirlenimsel yönelim davranışlarının ticarete konu olan mal endüstrilerinininkinden farklı olması, uzun dönemde görece fiyatlarda ve dolayısıyla genel fiyat endeksi temelli reel döviz kurunda değişmelere yol açabilir. Bu yorum, Balassa (1964) ve Samuelson (1964) çalışmalarına dayandırılmaktadır. Dördüncü yoruma göre ise, ticarete konu olan ve olmayan mallar arasındaki görece fiyatlar rastsal yürüyüş davranışı gösterebilir, çünkü tüketiciler ticarete konu olan malların tüketimini düzleştirirler (bkz. Rogoff, 1992 ve Razin, 1993). Son olarak, nominal döviz kurlarındaki hareketler, PPP'nin uzun dönemde ticarete konu olan mallar için geçerli olması halinde ticarete konu olan ve olmayan malların görece fiyatlarında değişmelere neden olabilir (Kakkar ve Ogaki, 1999).

Balassa ve Samuelson'un öncü çalışmalarından bugüne birçok araştırma reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir davranış sergilememesinin nedenlerini açıklamada ticarete konu olmayan mallar üzerine yoğunlaşmaktadır. Ancak ticarete konu olan ve olmayan malların fiyat düzeyleri ile ilgili verilerin çok kısıtlı olması nedeniyle bu konuda sağlıklı ampirik sonuçlar elde etmek oldukça zordur.

Reel döviz kurları ile ticarete konu olan ve olmayan mallar üzerine yoğunlaşan birkaç yaklaşım bulunmaktadır. Bunlardan ilki, reel döviz kuru ile ticarete konu olan ve olmayan mal endüstrilerindeki verimlilikleri, Balassa-Samuelson benzeri bakış açısıyla ilişkilendirmeye çalışmaktadır. Bu yaklaşıma örnek olarak Hsieh (1982) ve Yoshikawa (1990)'nin çalışmaları gösterilebilir. Her iki çalışmada da, araştırmacılar verimliliklerin ve reel döviz kurlarının birlikte hareket etme eğiliminde olduklarını bulmuşlardır. Ancak, döviz kurlarındaki bazı geniş dalgalanmaların verimliliklerdeki değişimler tarafından yakalanamadığını saptamışlardır. Bu nedenle, ticarete konu olan ve olmayan malların görece fiyatlarının birlikte hareket ettiği zaman dönemlerini bilmek bu yaklaşım açısından önemlidir.

Balassa-Samuelson modeli ile ilişkilendirilen diğer bir yaklaşım De Gregorio ve diğerleri (1994 a,b)'nin getirdiği yaklaşımdır. Bu yaklaşımda, ticarete konu olan ve olmayan malların arz ve talep yanlı belirleyicileri araştırılmaktadır. Bu yaklaşımın uygulanabilmesi, reel döviz kuru ile ticarete konu olan ve olmayan malların görece fiyatları arasında gözlenen ortak

hareket için zaman periyodunun, ülkelerin ve görelî fiyat ölçümlerinin belirlenmesini gerektirmektedir.

Üçüncü yaklaşım ise ticaret konu olmayan mallar için PPP üzerine yoğunlaşmaktadır. Örneğin Engel (1993), PPP'nin kısa dönem etkilerini fiyat oynaklıklarını sınavarak araştırmıştır. Bunun yanında, Rogers ve Jenkins (1995) ticarete konu olan ve olmayan mallar için PPP'yi ayrı ayrı ele almış ve PPP'nin ticarete konu olan mallar için geçerli olması halinde bile, iki mal grubunun genel fiyat endekslerinin oluşum sürecindeki ağırlıklarının kararlı olmaması durumunda, ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatlarının reel döviz kurları ile birlikte hareket etmeyebileceğini ifade etmiştir (Kakar ve Ogaki, 1999).

Yukarıda sözü edilen yaklaşımların bir tamamlayıcısı olarak ortaya çıkan bir diğere yaklaşım ise, genel olarak ticarete konu olan ve olmayan malların fiyat düzeyleri için birer gölge değişken bulma çabalarına dayanmaktadır. Çünkü ticarete konu olan ve olmayan malların fiyat düzeylerini temsil edecek değişkenlerin bulunması oldukça zordur. Bu çabalardan en dikkat çeken, Dutton ve Strauss'un (1997) çalışmasıdır. Bu çalışmada Dutton ve Strauss, sanayi mallarını ve hizmetleri sırasıyla ticarete konu olan ve olmayan mallar için birer gölge değişken olarak kabul etmiş ve Johansen ve Juselius'un (1990) çok değişkenli eştümleşme yöntemini kullanarak on iki ülke için ticarete konu olmayan malların reel döviz kuru davranışının önemli bir belirleyicisi olduğunu bulmuştur. Tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranını gölge değişken olarak kullanan Kakkar ve Ogaki (1999), ABD, İngiltere ve İtalya için yaptıkları çalışmada, Park'ın (1992) kanonik eştümleşim (CCR) yöntemiyle dalgalı kur öncesi dönem için reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların görelî fiyatları arasında ortak bir hareket bulmuştur. Ancak, Kakkar ve Ogaki üç ülke için dalgalı kur öncesi ve sonrası dönemi birlikte ele aldığında, aynı bulguları destekler sonuca ulaşamamıştır. Sonrasında Kakkar (2001), Kakkar ve Ogaki'de (1999) olduğu gibi tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranını gölge değişken olarak kabul etmiş ve yine CCR yordamı ile Meksika-ABD ikili reel döviz kuru davranışını incelemiştir. Sonuç olarak Kakkar ticarete konu olmayan malların görelî fiyatlarındaki kalıcı değişimlerin reel döviz kurunda kalıcı değişiklikler meydana getirdiğini bulmuştur.

Bu çalışmada Kakkar ve Ogaki (1999) ve Kakkar (2001) çalışmaları temel alınarak TL/ABD Doları ikili reel döviz kurundaki değişimlerin modellenmesi için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerini temsilen tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranı bir gölge değişken olarak kabul edilmektedir. Ancak, CCR yordamı yerine daha güncel olan Johansen ve diğere (2000) eştümleşme yöntemi kullanılmaktadır. Bu

şekilde eştümleşim ilişkisinin varlığı zaman serilerinde ortaya çıkan yapısal kırılmalar dikkate alınarak araştırılmaktadır.

Çalışmanın literatüre orijinal katkısı, gerek reel döviz kurunda ve gerekse genel fiyat düzeylerinde yapısal kırılmalar şeklinde ortaya çıkabilecek ekonomik krizlerin (ele alınan dönem itibariyle özellikle 1994 ve 2001 ekonomik krizleri) etkilerini dikkate alarak, ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri ile reel döviz kuru arasındaki ilişkiyi ele almasıdır. Çalışmanın bir diğer önemli katkısı da, yukarıda bahsedildiği gibi, Türkiye ile ilgili literatürde ticarete konu olmayan malları temsilen gölge değişken olarak ilk defa tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranının kullanılmış olmasıdır. Bu yenilik, gölge değişken elde etme sorununun çözümü açısından bir öneri niteliğinde olacak ve yeni çalışmalar için farklı bir değerlendirme ortaya koyma olanağı sağlayacaktır.

Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinin çatısı şu şekilde oluşturulmuştur: İkinci kesimde, çözümlemede kullanılan kuramsal model sunulmaktadır. Üçüncü kesimde, tahmin ve sınamalarda kullanılan yöntemler açıklanmaktadır. Dördüncü kesimde, 1986:1-2006:3 dönemi çeyrek yıllık verileri kullanılarak TL/ABD Doları ikili reel döviz kuru için bir çözümleme ortaya konulmaktadır. Son kesim ise sonuç ve değerlendirmeye ayrılmıştır.

2. MODEL

Bu çalışmada temel alınan model, Kakkar ve Ogaki (1999) çalışmasına dayanmaktadır. Türkiye (*TR*) ve ABD (*US*) gibi iki ülkede ticarete konu olan (*T*) ve ticarete konu olmayan (*N*) mallar olmak üzere iki tür malın bulunduğu varsayımı altında, her iki ülke için ticarete konu olan ve olmayan malların geometrik ortalamalarından oluşturulan genel fiyat düzeyleri,

$$p_{j,t} = \psi_{j,t} + \delta_j (p_{j,t}^N) + (1 - \delta_j) (p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (1)$$

olarak ifade edilebilir. Burada, $p_{j,t}$, logaritmik formda genel fiyat endeksini, δ_j , genel fiyat endeksindeki ticarete konu olmayan malların oranını ve aynı zamanda durağan olduğu varsayılan $\psi_{j,t}$, genel fiyat düzeyinden sapmalara yol açan ölçme hataları gibi faktörleri dikkate alan bir değişkeni temsil etmektedir. Nominal döviz kurunun logaritmasını, e_t göstermek üzere reel döviz kuru,

$$re_t = e_t - p_{TR,t}^{GDP} + p_{US,t}^{GDP} \quad (2)$$

şeklindedir. Burada p_t^{GDP} , en genel fiyat düzeyi olarak gayri safi yurt içi hasıla deflatörünü göstermektedir. Ülkeler arasında ticarete konu olan mallar genellikle özdeş olmadığından kısa dönemde PPP ticareti yapılan mallar için bile geçerli olmayabilir. PPP uzun dönemde ticarete konu olan malların fiyatları için geçerli olduğunda

$$e_t = p_{TR,t}^T - p_{US,t}^T + \varepsilon_t \quad (3)$$

olacaktır. Burada, $\varepsilon_t \square i.i.d.(0, \sigma^2)$ varsayımı yapılmaktadır. Ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatlarını,

$$q_{j,t} = (p_{j,t}^N - p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (4)$$

göstermek üzere eşitlik (1) - (4) birleştirilerek, reel döviz kuru yeniden,

$$re_t = \theta + \delta_{TR}(q_{TR,t}) - \delta_{US}(q_{US,t}) + v_t \quad (5)$$

şeklinde yazılabilir. Burada $v_t = \{\psi_{TR,t} - \psi_{US,t}\} - E_t^e \{\psi_{TR,t} - \psi_{US,t}\} + \varepsilon_t$, sıfır ortalamalı rastsal değişken ve $\theta = E_t^e \{\psi_{TR,t} - \psi_{US,t}\}$ 'dir ve iki ülke arasındaki t dönemindeki ölçme hataları farkının beklenen değeri E_t^e ile göstermektedir.

Eşitlik (5), reel döviz kurunun uzun dönemde görelî fiyatlar ile birlikte hareket edeceğini ima etmektedir. Böyle bir denklemi tahmin edebilmek için her iki ülkenin ticarete konu olan ve olmayan mallarının görelî fiyatlarına gereksinim vardır. Bu tür fiyat endekslerini hazır olarak bulmak mümkün değildir. Tek çözüm, bu değişkenleri iyi bir şekilde temsil edecek gölge değişkenler üretmektir.

Tüketici fiyat endeksleri, hane halkları tarafından ortalama olarak tüketilen bir mal sepetine dayanmaktadır. Öte yandan toptan eşya fiyat endeksleri, genel olarak büyük çapta ticareti yapılan tarımsal ve sanayi mallarının bir sepetini temel almaktadır. Sepet içeriklerindeki bu temel farklılık nedeniyle, tüketici fiyat endeksleri toptan eşya fiyat endekslerinden daha fazla ticarete konu olmayan mal içerecektir. Bu gerçekten hareketle, ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatları için gölge değişkenler üretilebilir.

Tüketici ve toptan eşya fiyatları sırasıyla,

$$p_{j,t}^{CPI} = \psi_{j,t}^{CPI} + \eta_j (p_{j,t}^N) + (1 - \eta_j) (p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (6a)$$

$$p_{j,t}^{WPI} = \psi_{j,t}^{WPI} + \varphi_j (p_{j,t}^N) + (1 - \varphi_j) (p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (6b)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada $\psi_{j,t}^{CPI}$ ve $\psi_{j,t}^{WPI}$ ticarete konu olan ve olmayan malların geometrik ortalamaları ile belirlenemeyen sapmalara neden olan faktörleri, temsil etmektedir. Tüketici fiyat endeksleri, toptan eşya fiyat endekslerine kıyasla daha fazla ticarete konu olmayan mal bileşimi içerdiğinden $0 < \varphi_j < \eta_j < 1$ varsayımı yapılabilir. Eşitlik (6b), (6a)'dan çıkarılırsa,

$$\left(p_{j,t}^{CPI} - p_{j,t}^{WPI}\right) = \left(\psi_{j,t}^{CPI} - \psi_{j,t}^{WPI}\right) + \left(\eta_j - \varphi_j\right)q_j, \quad j = TR, US \quad (7)$$

elde edilir.³ Eşitlik (7) q_j için çözülür ve bulunan eşitlik (5)'te yerine konursa

$$re_t = \varsigma + \left(\frac{\delta_{TR}}{\eta_{TR} - \varphi_{TR}}\right)\left(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI}\right) - \left(\frac{\delta_{US}}{\eta_{US} - \varphi_{US}}\right)\left(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI}\right) + \omega_t \quad (8)$$

denklemini bulunur. Burada $\varsigma = \theta + E_t^e \left\{ \left(\psi_{TR,t}^{CPI} - \psi_{TR,t}^{WPI} \right) - \left(\psi_{US,t}^{CPI} - \psi_{US,t}^{WPI} \right) \right\}$ sabit terim ve

$\omega_t = v + \left\{ \left(\psi_{TR,t}^{CPI} - \psi_{TR,t}^{WPI} \right) - \left(\psi_{US,t}^{CPI} - \psi_{US,t}^{WPI} \right) \right\} - E_t^e \left\{ \left(\psi_{TR,t}^{CPI} - \psi_{TR,t}^{WPI} \right) - \left(\psi_{US,t}^{CPI} - \psi_{US,t}^{WPI} \right) \right\}$ sıfır ortalamalı bir rastsal değişkendir. Eşitlik (8) reel döviz kurunu her iki ülkedeki tüketici fiyat endeksi ile toptan eşya fiyat endeksinin görelî değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade etmektedir. Bu denklemden görelî fiyatlar, ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri için birer gölge değişken olarak kullanılabilir. Eşitlik (8)'de verilen model, uygun yöntemlerle tahmin edilerek katsayı tahminlerinin işaretlerinin beklentilere uygunluğu araştırılabilir ve tahmin edilen katsayıların anlamlılığı sınanabilir.

3. EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu kesimde, eşitlik (8)'de sunulan modelin uzun dönem denge katsayıları Johansen ve diğerleri (2000) yapısal kırılmalı eştümleşim sınaması kullanılarak tahmin edilmektedir. Kuşkusuz, eşitlik (8)'de ifade edilen uzun dönemli ilişki çok değişkenli eştümleşim yöntemi ile tahmin edilmeden önce, modelde yer alan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir. Bu çalışmada özellikle ele alınan dönem itibarıyla ekonomik krizlerin serilerde olası yapısal kırılma olarak ortaya

³ Dikkat edilirse eşitlik 6(a) ve 6(b) logaritmik formda verilmektedir. Dolayısıyla yapılan işlem tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına bölünmesi ve sonucun logaritmik formda ifade edilmesidir.

çıkması durumunu da dikkate almak açısından, Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınamasının kullanılması uygun bulunmaktadır. Ayrıca model tahmininde çeyrek yıllık verilerin kullanılması zaman serilerinin çeyrek yıllık sıklıklarda birim kök içerip içermediğinin araştırılmasını kaçınılmaz kılmaktadır. Bu bağlamda uygun görülen sınamaya Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (HEGY, 1990) mevsimsel birim kök sınamasıdır.⁴

3.1. Johansen, Mosconi ve Nielsen Eştleşme (2000) Yaklaşımı

Aralarında uzun dönem denge ilişkisi aranan zaman serilerinin incelendikleri dönemlerde bir ya da iki yapısal kırılma içerdiği durumlar için Johansen ve diğerleri (2000) alternatif bir eştleşme sınamaya yordamı geliştirmiştir. Bu yaklaşım Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen yöney hata düzeltme modeli (VECM) tabanlı eştleşim analizinin alternatif bir uygulamasıdır.

Eşitlik (8) için $Y_t' = \begin{bmatrix} re_t & (p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI}) & (p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI}) \end{bmatrix}$ olmak üzere r sayıda eştleşim yöneyi içeren bir yöney olarak tanımlanırsa, Johansen ve diğerleri (2000) tarafından önerilen model VECM biçiminde

$$\Delta Y_t = \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} + \mu E_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \Psi_{j,i} D_{j,t-i} + \sum_{m=1}^d \Phi_m W_{m,t} + \varepsilon_t \quad (9)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada $t = \dots, -1, 0, 1, \dots$ olmak üzere Δ , birinci fark işlemcisi, k , gecikme sayısı, $E_t = \begin{bmatrix} E_{1t} & E_{2t} & \dots & E_{qt} \end{bmatrix}'$, $T_{j-1} + k \leq t \leq T_j$ ($j = 1, \dots, q$) için $E_{j,t} = 1$ değerleri sıfır olarak kabul edilen q adet kukla değişken yöneyidir. Burada dikkat edilirse $E_{j,t}$ etkin alt örneğinin ilk k gözlemi sıfıra eşitlenmektedir. $D_{j,t-i}$, j -nci dönemdeki i -nci gözlem için eğer $t = T_{j-1+i}$ ($j = 1, \dots, q$) ise $D_{j,t-i} = 1$ değerleri sıfır olan “etki” (impulse) kukla değişkenleridir. “Müdahale” (intervention) kukla değişkeni $W_{m,t}$ ($m = 1, \dots, d$) Hendry ve Mizon’un (1993) önerisi doğrultusunda, kalıntıların normal dağılmasını sağlamak için modele katılmaktadır. β , $(p \times r)$ boyutlu uzun dönem denge ilişkisini gösteren

⁴ HEGY (1990) ve Lee ve Strazicich (2003) sınamaları için özet tartışma Ekler bölümünde verilmektedir.

eşümleşim düzeyi, α ise $(p \times r)$ boyutlu uzun dönem dengesine doğru ayarlanma hızını gösteren katsayı dizeyidir. $\gamma = [\gamma_1 \ \gamma_2 \ \dots \ \gamma_q]'$, $q \times r$ boyutlu uzun dönem yönelim katsayılarının dizeyidir. $i = 1, \dots, k-1$ olmak üzere Γ_i , $p \times p$ boyutlu, $j = 2, \dots, q$, $i = 1, \dots, k$ ve $m = 1, \dots, d$ olmak üzere $\mu = [\mu_1 \ \mu_2 \ \dots \ \mu_q]$, $p \times q$ boyutlu, $\Psi_{j,i}$, $q \times 1$ boyutlu ve Φ_m , $q \times 1$ boyutlu kısa dönem katsayı dizeyi ve yöneyleridir.

Her bir alt örnek dönemi için, $\beta'Y_t + \gamma'tE_t$ düzey ve yönelim kırılması etrafında durağanlığı göstermektedir. Eşitlik (9), $\beta'Y_t$ eşümleşim ilişkisinin yönelim ve düzeyinin dönemden döneme farklılık gösterdiği doğrusal yönelim modeli, $H_l(r)$, olarak adlandırılır. Burada dikkat edilirse $\alpha\beta' = \Pi_{p \times p}$ ve $\alpha\gamma' = \alpha[\gamma_1, \dots, \gamma_q] = [\Pi_1, \dots, \Pi_q]_{p \times q}$ olmak üzere eğer $\text{rank}(\Pi, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_q) \leq r$ ise her bir alt örnekte belirlenimsel bileşen hem durağan dışılık hem de eşümleşim ilişkisi için doğrusaldır. Doğrusal yönelim modelindeki r adet eşümleştirici yöneyin varlığı için sınanan önsav $H_l(r)$: $\text{rank}(\Pi, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_q) \leq r$ şeklindedir. Kanonik ilgileşim (CanCor),

$$\text{CanCor} \left\{ \Delta Y_t, \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} \middle| E_t, \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-(k-1)}, D_{j,t-i}, W_{m,t}, j = 2, \dots, q, m = 1, \dots, d \right\} \quad (10)$$

kullanılarak $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_p \geq 0$ kareli örnek kanonik ilgileşim değerlerinin tahmin edilmesiyle $H_l(p)$ alternatifine karşı r eşümleşim ilişkisi $H_l(r)$ önsavı için olabilirlik oranı sınaması (iz sınaması),

$$LR\{H_l(r)|H_l(p)\} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

şeklinde olmaktadır (Johansen ve diğerleri, 2000).

Eşümleşim ilişkisinin sadece düzeyinin dönemden döneme farklılık gösterdiği durumda, eşitlik (9)'da verilen model şu şekle dönüşmektedir:

$$\Delta Y_t = \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \mu \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ E_t \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \Psi_{j,i} D_{j,t-i} + \sum_{m=1}^d \Phi_m W_{m,t} + \varepsilon_t. \quad (12)$$

Burada $\beta'Y_t + \mu'E_t$ düzey kırılmaları etrafında durağanlığı gösterir ve düzey her bir dönem için farklılık gösterecektir. Eşitlik (12) $H_c(r)$ modeli olarak adlandırılmaktadır. $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_p \geq 0$ kareli örnek kanonik ilgileşimleri,

$$\text{CanCor} \left\{ \Delta Y_t, \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ E_t \end{bmatrix} \middle| \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-(k-1)}, D_{j,t-i}, W_{m,t}, j=2, \dots, q \right. \\ \left. \begin{matrix} i=1, \dots, k \\ m=1, \dots, d \end{matrix} \right\} \quad (13)$$

tahmininden elde edilecektir. Bu durumda $H_c(p)$ alternatifine karşı r eştümleştirici ilişki $H_c(r)$ önsavı için olabilirlik oranı sınaması yine eşitlik (11)'deki gibi olacaktır. Gerek $H_l(r)$ ve gerekse $H_c(r)$ modeli için kritik değerler Johansen ve diğerlerinde (2000)'de önerildiği şekilde Gamma dağılımından türetilmektedir.

3.2. VECM Kısıtlama Sınamaları

Yöney hata düzeltme modeli üzerindeki kısıtlamalar, olabilirlik oranı sınaması ile sınanabilir. Harris ve Sollis (2003) bu sınamaları standart bir çerçevede ele almıştır. Çalışmada olabilirlik oranı sınamaları Johansen ve diğerleri (2000) tarafından önerilen modellere genişletilmektedir.

Burada $Y_t' = \left[re_t \quad (p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI}) \quad (p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI}) \right]$, üç adet birinci dereceden tümleşik içsel değişkenlerin bir yöneyi için sistemde bir adet eştümleşim ilişkisi ($r = 1$) ve iki adet düzey ve yönelim kırılmasının mevcut olduğu varsayılırsa içsel değişkenler yöneyi ve uzun dönem ve kısa dönem katsayı yöneyleri sırasıyla,

$$\begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} re_t & (p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI}) & (p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI}) & tE_{1t} & tE_{2t} & tE_{3t} \end{bmatrix}', \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} \beta_{re} & \beta_{(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})} & \beta_{(p_{US}^{CPI} - p_{US}^{WPI})} & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{bmatrix} \quad (15)$$

ve

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{re} \\ \alpha_{(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})} \\ \alpha_{(p_{US}^{CPI} - p_{US}^{WPI})} \end{bmatrix} \quad (16)$$

şekline dönüşecektir. VECM üzerindeki ilk kısıtlama sınavı, bireysel dışlanma sınavıdır. Bu sınav her bir içsel değişkenin eştümleşim uzayında yer almadığı sıfır önsavını ayrı ayrı sınamaktadır. Örneğin re_t için bireysel dışlanma sınavı için sıfır önsavı,

$$H_0: \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})} & \beta_{(p_{US}^{CPI} - p_{US}^{WPI})} & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{bmatrix} \quad (17)$$

şeklindedir ve olabilirlik oranı sınav istatistiği bir χ^2 dağılımına sahiptir ($LR \sim \chi^2$). İkinci sınav yapısal kırılmaların uzun dönem denge ilişkisinde herhangi bir değişime yol açıp açmadığını sınamaktadır. Örneğin ilk yapısal kırılma için sıfır önsav,

$$H_0: \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})} & \beta_{(p_{US}^{CPI} - p_{US}^{WPI})} & 1 & 1 & \gamma_3 \end{bmatrix} \quad (18)$$

şeklindedir ve $LR \sim \chi^2$. Zayıf dışsallık için sıfır önsavı ise örneğin re_t için,

$$H_0: \alpha_{re} = 0 \quad (19)$$

şeklindedir ve $LR \sim \chi^2$. Burada, eğer $\alpha_{re} = 0$ sıfır önsavı reddedilmesi, buna karşın $\alpha_{(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})} = 0$ ve $\alpha_{(p_{US}^{CPI} - p_{US}^{WPI})} = 0$ önsavları reddedilememesi reel döviz kurunun içsel, yurtiçi ve yurtdışı ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin zayıf dışsal olduğunu ima etmektedir (bkz. Dawson ve Sanjuan, 2005).

4. VERİ SETİ ve AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada, International Financial Statistics (IFS)'ten alınan ve 1986:1-2006:3 dönemini kapsayan çeyrek yıllık veriler kullanılmaktadır. Gayri safi yurtiçi hasıla deflatörü temel alınarak hesaplanan TL/ ABD Doları ikili reel döviz kurunun logaritması, re_t ile gösterilmektedir. Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri yerine gölge değişken olarak,

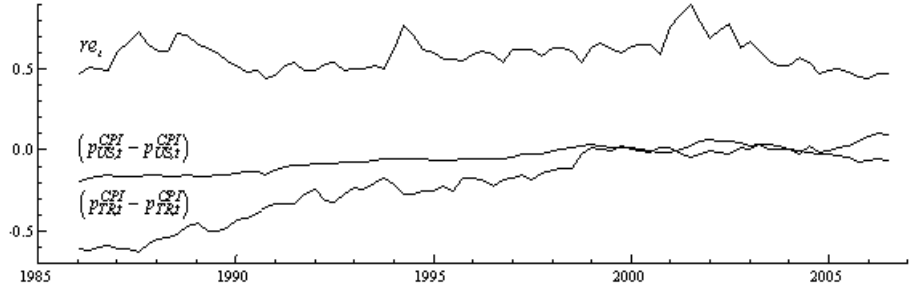
tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranının logaritmasını $(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{CPI})$ ve ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri yerine gölge değişken olarak, tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranının logaritmasını $(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{CPI})$ temsil etmektedir. Eşitlik (8) yeniden şu şekilde tanımlanabilir:

$$re_t = \zeta + \beta^{(+)}(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI}) + \beta^{(-)}(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{CPI}) + \omega_t \quad (20)$$

Burada, tahmin edilecek olan uzun dönem katsayılarının işaretleri ile ilgili iktisadi beklentiler her bir katsayı üzerinde gösterilmektedir.

4.1. Verilerin Görsel Olarak İncelenmesi ve Durağanlık Özellikleri

Serilere ait zaman serisi grafiğini gösteren Şekil 1 incelendiğinde, Türkiye ve ABD için ticarete konu olmayan malların fiyatlarının zaman içerisinde pozitif yönelime sahip olduğu görülmektedir. Ancak, bu pozitif yönelimin belirlenimsel mi yoksa olasılıksal mı olduğu konusunda biçimsel sınamaları uygulamadan karar vermek mümkün değildir.



Şekil 1.

Reel döviz kuru ve ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin zaman grafiği

Reel döviz kuru serisi, zaman içerisinde diğer iki seriyeye kıyasla daha düzensiz bir seyir izlemesine karşın 1994 ve 2000-2001 ekonomik krizlerinin etkisi açıkça görülmektedir. Bu krizlerin, seride birer yapısal kırılma olarak yer alıp almadığı, ancak yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök sınamaları uygulandıktan sonra belirlenebilir. Birim kök sınamaları ile

serilerin durağanlıkları sınanmadan önce, kullanılan serilerin çeyrek yıllık olması nedeniyle olasılıksal mevsimsellik özelliklerinin araştırılması gerekir.

Çalışmada, serilerin olasılıksal mevsimsellik özelliklerinin incelenmesi için HEGY (1990) sınaması kullanılmıştır. Seriler ait HEGY mevsimsel birim kök sınaması sonuçları Tablo 1’de verilmektedir. Tablo 1 incelendiğinde, serilerin genel olarak olasılıksal mevsimsellik içermediği görülmektedir. Dolayısıyla, herhangi bir mevsimsel düzeltmeye gitmeye gerek yoktur.⁵ Bununla birlikte tüm serilerin sıfırıncı frekansları için birim kök boş önsavının reddedilememesi oldukça dikkat çekicidir.

Tablo 1. HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınama İstatistikleri

Seriler	Model	k	$\pi_2 = 0$	$\pi_2 = 0$	$\pi_3 = 0$	$\pi_4 = 0$	$\pi_3 \cap \pi_4$
			$\pi_2 < 0$	$\pi_2 < 0$	$\pi_3 < 0$	$\pi_4 < 0$ veya $\pi_4 > 0$	$\pi_3 \neq 0$ ve/veya $\pi_4 \neq 0$
re_t	Pür	0	0.16	-5.37 ^a	-3.30 ^b	-4.61 ^a	20.08 ^a
	μ	0	-1.62	-5.47 ^a	-3.54 ^b	-4.43 ^a	20.49 ^a
	μ, t	12	-2.07	-5.46 ^a	-2.38 ^a	-5.20 ^a	19.46 ^a
	μ, D_{st}	0	-1.57	-5.41 ^a	-3.50 ^b	-4.40 ^a	20.18 ^a
	μ, t, D_{st}	12	-2.01	-5.40 ^a	-2.36	-5.15 ^a	19.17 ^a
$(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	Pür	12	-2.82	-2.54	-2.69	-2.39 ^b	7.18 ^a
	μ	13	-2.11	-3.13 ^b	-2.05	-1.55	3.29 ^b
	μ, t	0	-1.75	-3.94 ^a	-4.39 ^a	-5.33 ^a	36.56 ^a
	μ, D_{st}	0	-2.25	-2.55	-2.61	-2.22 ^b	6.45 ^a
	μ, t, D_{st}	12	-2.39	-4.03 ^a	-4.74 ^a	-4.98 ^a	37.55 ^a
$(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	Pür	0	-1.87	-6.38 ^a	-4.00 ^a	-5.06 ^a	29.63 ^a
	μ	0	-1.86	-6.35 ^a	-4.01 ^a	-5.01 ^a	29.41 ^a
	μ, t	0	-1.82	-6.23 ^a	-3.89 ^a	-4.93 ^a	28.03 ^a
	μ, D_{st}	0	-1.10	-6.21 ^a	-3.88 ^a	-4.89 ^a	28.82 ^a
	μ, t, D_{st}	0	-1.05	-6.08 ^a	-3.75 ^a	-4.81 ^a	27.44 ^a

Not: a, b, c sırasıyla %1, %5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel anlamlılıkları göstermektedir. Kullanılan kritik değerler HEGY (1990) tablosundan alınmıştır.

⁵ Mevsimsel kukla değişkenler kullanılarak yapılan belirlenimsel mevsimsellik araştırmasında serilerde belirlenimsel mevsimsellik bulunamamıştır. Dolayısıyla belirlenimsel mevsimsellik için de bir düzeltmeye gitmeye gerek yoktur.

Serilerin tek değişkenli zaman serisi özelliklerinin incelenme süreci Lee ve Strazicich (2003) tarafından önerilen birden çok yapısal kırılmalı minimum *lagrange çarpanları* (LM) birim kök sınavasının uygulanmasıyla devam etmiş ve birim kök sınavı sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınama İstatistikleri

Seriler	Model	Gecikme	Kırılma Tarihi	λ	t -istatistiği	%5 Kritik Değer
re_t	Düzye ve Eğim Kırılması	0	1994:1 2000:3	0.4 0.8	-5.074	-5.65
$(P_{TR,t}^{CPI} - P_{TR,t}^{WPI})$	Düzye ve Eğim Kırılması	11	1994:1 2000:4	0.4 0.8	-3.429	-5.65
$(P_{US,t}^{CPI} - P_{US,t}^{WPI})$	Düzye ve Eğim Kırılması	11	1991:1 2003:4	0.2 0.8	-5.062	-5.71

Not: Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)’ten alınmıştır.

Tablo 2 incelendiğinde, serilerin düzeylerinde durağan dışı olduğu görülmektedir. Bu durum, özellikle reel döviz kuru açısından PPP’nin uzun dönemde geçersizliğine işaret etmesi nedeniyle dikkat çekicidir. Bununla birlikte, Lee ve Strazicich (2003) iki yapısal kırılmalı birim kök sınavı, reel döviz kuru ve Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinde yapısal kırılmalar olduğuna işaret etmektedir. Her iki seri için de yapısal kırılmaların 1994 ve 2000–2001 ekonomik krizlerine işaret etmesi çarpıcı bir sonuçtur. ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinde ise, yapısal kırılmalar 1991:1 ve 2003:4 dönemlerinde ortaya çıkmaktadır. Serilerin her biri için düzeylerde birinci derece durağan dışılığın söz konusu olması, çözümlemenin bundan sonraki kısmı için Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşim sınavı sürecinde tümleşme derecesi açısından karşılaştırılması olası bir denge sorunun olmaması anlamına gelmektedir. Reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların görece fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişki incelenirken, kırılma dönemleri 1994:1 ve 2000:3 alınarak eştümleşim çözümlemesi yapılmaktadır. Buna göre, dikey kesikli çizgiler kırılma dönemlerini göstermek üzere, serilere ait zaman grafiği Şekil 2’de verilmektedir.



Şekil 2.

Yapısal kırılmalarla birlikte serilerin zaman grafiği

Eşitlik (20) için, $H_c(r)$ ve $H_l(r)$ modellerinin sırasıyla tahmininden elde edilen Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşim iz sınaması sonuçları, Tablo 3'te sunulmuştur. Uygun gecikme uzunluğunun seçimi için Akaike model seçim ölçütü kullanılmış ve $k=1$ olarak belirlenmiştir. Ayrıca yapılan belirginleştirme sınamaları sonucunda VECM'nin iyi belirginleştirilmiş olduğu saptanmış, bu yüzden de $H_c(r)$ ve $H_l(r)$ modellerinde kalıntıları normalleştirmek amacıyla müdahale kukla değişkenlerinin kullanılmasına gerek duyulmamıştır.⁶

Tablo 3. Johansen ve diğerleri (2000) İz Sınaması Sonuçları

$H_0 (H_1)$	Model $H_c(r)$	Model $H_l(r)$
$r = 0 (r \geq 1)$	36.750 (51.815)	83.187 (75.018)*
$r = 1 (r \geq 2)$	17.140 (32.436)	40.265 (48.515)
$r = 2 (r \geq 3)$	4.17 (16.301)	17.325 (25.022)

* Kritik değerler parantez içerisinde ve Johansen ve diğerleri (2000)'de önerildiği gibi Gamma dağılımı kullanılarak türetilmektedir.

⁶ Çok değişkenli normallik sınaması sonuçları çarpıklık için 4.282 (p -değeri=0.233), basıklık için 2.117 (p -değeri=0.547) ve sistem için 6.406 (p -değeri=0.379) olarak sıralanmaktadır. Bu sonuçlara göre VECM kalıntıları normal dağılmaktadır. Ayrıca, VECM kalıntıları için Breusch-Godfrey LM serisel ilişki sınaması istatistiği bir gecikme için 0.586 (p -değeri=0.443) ve kendisiyle bağımlı koşullu çok değişkenlilik (ARCH) sınaması istatistiği yine bir gecikme için 0.088 (p -değeri=0.766) olarak bulunmaktadır. Dolayısıyla VECM iyi belirginleştirilmiş bir modeldir.

İz sınaması sonuçlarına göre, uzun dönemde düzey kırılmalarına olanak tanıyan $H_c(r)$ modeli için eştümlemsizlik sıfır önsavı reddedilemezken, uzun dönemde düzey ve eğim kırılmalarını içeren $H_l(r)$ modeli için bir adet eştümleştirici yöney ($r=1$) bulunmuştur. Dolayısıyla reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusudur.

Bir adet eştümleştirici yöney veri iken, VECM üzerindeki kısıtlamalara dayanan LR sına istatistikleri, Tablo 4'te sunulmuştur. Bireysel dışlanma sına sonuçları, üç değişkenin de eştümleşim uzayında yer aldığını göstermektedir. Bu, aynı zamanda kırılan bir yönelim etrafındaki durağanlığın, reel döviz kuru ile her iki ülke için ticarete konu olmayan malların görelî fiyat düzeylerinin doğrusal bileşimlerinden kaynaklandığını göstermektedir. Bununla birlikte, Tablo 4 uzun dönem denge ilişkisi içerisinde yapısal kırılmaların etkisinin söz konusu olduğunu da ima etmektedir. Çünkü gerek 1994:1 ve gerekse 2000:3'te meydana gelen kırılmalara göre ayrılan alt dönemleri düzey ve yönelim davranışlarının istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde birbirlerinden farklı oldukları görülmektedir.

Zayıf dışsallık sıfır önsavları, reel döviz kuru için reddedilirken Türkiye ve ABD ticarete konu olmayan mallarının fiyat düzeyleri için reddedilememektedir. Bu sonuca göre, reel döviz kurunun içsel olduğu rahatlıkla söylenebilir. Ayrıca anlamlı bulunan reel döviz kuruna ait ayarlanma katsayısı uzun dönem dengesizliğinin yaklaşık %37'sinin bir çeyrekte giderileceğini göstermektedir.

Tablo 4. VECM Kısıtlama Sınama İstatistikleri

Sıfır Önsavları	H_0	LR -istatistiği
Bireysel Dışlanma		
re_t	$\beta_{re} = 0$	7.117 (0.008)
$(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	$\beta_{(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})} = 0$	5.132 (0.023)
$(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	$\beta_{(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})} = 0$	4.301 (0.035)
Uzun Dönem Kırımları		
1994:1	$\gamma_1 = \gamma_2$	5.201 (0.022)
2000:3	$\gamma_2 = \gamma_3$	4.956 (0.026)
Zayıf Dışsallık		
re_t	$\alpha_{re} = 0$	20.214 (0.000)
$(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	$\alpha_{(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})} = 0$	3.809 (0.061)
$(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	$\alpha_{(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})} = 0$	3.189 (0.075)

Not: marjinal anlamlılık düzeyleri parantez içerisinde verilmektedir.

Reel döviz kurunun içsel olarak bulunması ve eştümleşim uzayında yer alan diğer değişkenlerin dışsal olması normalizasyon işleminin hangi değişken üzerinde yapılacağına da açıklık getirmektedir. Buna göre, normalizasyon işlemi reel döviz kuru üzerinde yapılmalıdır. Yapılan normalizasyona göre uzun dönem katsayıları, Tablo 5’te verilmiştir.

Tablo 5. Johansen ve diğerleri (2000) Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

$(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	$(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	tE_1	tE_2	tE_3
0.653	-1.002	-0.012	0.002	-0.038

Tablo 5’te sunulan uzun dönem denge ilişkisi için herhangi bir tanımlanma sorunu söz konusu olmadığından ve tüm seriler logaritmik formda kullanıldığından tahmin edilen katsayılar uzun dönem elastikiyetleri olarak yorumlanabilir (Johansen, 2005).

Buna göre, ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri sabitken, Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerindeki %1 artış uzun dönemde reel döviz kurunda %0.653 artışa neden olacaktır. Aynı şekilde, Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri sabitken, ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerindeki %1 artış uzun dönemde reel döviz kurunda %1.002 azalışa neden olacaktır.

Burada dikkat edilmesi gereken husus, her iki katsayının da eşitlik (20)'de belirtilen iktisadi beklentilere uygun olmasıdır.⁷ Şekil 3, dikey kesikli çizgiler kırılma dönemlerini göstermek üzere uzun dönem denge ilişkisini sunmaktadır.



Şekil 3.
Uzun dönem dengesi

5. SONUÇ

Literatürdeki bir çok teorik ve ampirik çalışmaya göre PPP'den meydana gelen sapmaların önemli nedenlerinden biri ticarete konu olmayan malların görece fiyat hareketleridir. Bu amaçla çalışmada, reel döviz kurunda ortaya çıkabilecek durağan dışılık veya süregelenliğin ticarete konu olmayan malların görece fiyat düzeylerinden kaynaklandığı düşüncesinden hareketle, ticarete konu olmayan malların görece fiyatları ile reel döviz kuru arasındaki uzun dönemli ilişki eştümleşim yaklaşımı ile sınanmıştır. Burada dikkati çeken en önemli konu, ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerini temsil edebilecek değişkenlerin olmayışıdır. Dolayısıyla ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri için uygun gölge değişkenin bulunması çalışmanın en temel hareket kaynağını oluşturmuş ve Türkiye ile ilgili literatürde bu noktadaki açıklık giderilmeye çalışılmıştır. Ayrıca, zaman serileri analizlerinde son yıllardaki gelişmeler ışığında özellikle yapısal kırılmaların uzun dönem ilişkileri üzerindeki etkileri, içsel olarak tahmin edilen yapısal kırılmalar Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşim yaklaşımı çerçevesinde modellere dahil edilerek araştırılmıştır.

Çalışmada ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri için Kakkar ve Ogaki (1999) ve Kakkar'ın (2001) çalışmaları temel alınarak

⁷ Dikkat edilirse, eşitlik (20)'de verilen model bir kesme terimi içermektedir. Ancak kukla değişken tuzağına düşmemek ve kırılma tarihlerine göre ayrılan alt dönemlerin tamamının uzun dönem denge ilişkisi içerisinde yer almasını sağlamak amacıyla tüm kukla değişkenler modele dahil edilmiş ve kesme terimi modelden düşürülmüştür.

sırasıyla Türkiye ve ABD için tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranları ayrı ayrı gölge değişken olarak alınmıştır. Sonrasında gayri safi yurtiçi hasıla deflatörüne göre hesaplanmış reel döviz kuru ile Türkiye ve ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin durağanlık özellikleri HEGY (1990) mevsimsel birim kök ve Lee ve Strazicich (2003) iki yapısal kırılmalı minimum *LM* birim kök sınamaları ile incelenmiştir. HEGY (1990) mevsimsel birim kök sınaması sıfırıncı frekansta birim köke işaret ederken diğer frekanslar için birim kök sıfır önsavı reddedilmiştir. Dolayısıyla herhangi bir mevsimsel düzeltme işlemine gerek duyulmamıştır. Lee ve Strazicich (2003) birim kök sınama sonuçları ise tüm serilerin ikişer adet yapısal kırılma ile durağan dışı olduklarını göstermektedir. Bu durum özellikle gayri safi yurtiçi hasıla deflatörü temelli reel döviz kuru için PPP'nin uzun dönemde geçerli olmadığını ima etmektedir. Bu noktadan hareketle reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların görelî fiyatları arasındaki ilişki Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşim yaklaşımıyla tahmin edilmiştir.

Johansen ve diğerleri (2000) sınama sonuçlarına göre, değişkenler arasında bir adet eştümleştirici yöney bulunmuştur. Sonrasında VECM üzerinde yapılan kısıtlama sınama sonuçları ise değişkenlerin her birinin eştümleşim uzayında yer aldığını ve uzun dönem dengesinin kırılan bir düzey ve yönelim etrafında durağan olduğunu göstermiştir. Ayrıca 1994 ve 2000-2001 ekonomik krizlerini temsil eden ve içsel olarak tahmin edilen 1994:1 ve 2000:3 yapısal kırılmaları istatistiksel olarak anlamlı ve dönem denge ilişkisi üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Yapılan zayıf dışsallık sınamaları ise reel döviz kurunun içsel, diğer değişkenlerin dışsal olduğunu göstermiştir. Reel döviz kuru normalize edilerek, uzun dönem elastikiyetleri bulunmuş ve Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri reel döviz kuru üzerinde pozitif bir etkiye sahipken, ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin reel döviz kuru üzerindeki etkisini negatif ve Türkiye fiyatlarına göre daha fazla etkiye sahip olduğu görülmüştür.

Tüm bu bulgular ışığında özellikle TL/ABD Doları ikili reel döviz kurunda söz konusu olabilecek süreğenliğin, ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri dikkate alınarak modellenmesinin uygun bir yaklaşım olduğu açıktır. Bu anlamda çalışma, TL/Euro gibi diğer ikili reel döviz kurları ve/veya oluşturulabilecek sepetler dahilinde alternatif reel döviz kuru hareketlerinin tahmin edilmesi amacıyla geliştirilebilir.

KAYNAKÇA

- Adler, M. ve Lehman, B. (1983), Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run, *Journal of Finance*, 39,1471–1487.
- Bahmani - Oskooee, M. (1998), Do Exchange Rates Follow a Random Walk Process in Middle Eastern Countries?, *Economics Letters*, 58, 339–344.
- Balassa, B. (1964), The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
- Civcir, İ. (2003), Before the All Was The Turkish Lira Overvalued?, *Eastern European Economics*, 41, 69-99.
- Darby, M.(1983), *Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs*, M. Darby an J. Lothian, *The International Transmission of Inflation*, (Ed.) içinde, 462–477, University of Chicago Press, Chicago.
- Dawson, P. J. ve Sanjuan, A. I. (2005), Structural Breaks, the Export Enhancement Program and the Relationship between Canadian and US Hard Wheat Prices, *Journal of Agricultural Economics*, 57, 101–116.
- De Gregorio, J., Giovannini, A. ve Krueger T. H. (1994), The Behavior of Nontradable Goods Prices in Europe: Evidence and Interpretation, *Review of International Economics*, 2, 284–305.
- De Gregorio Giovannini, A. ve Wolf, H.C. (1994), International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation, *European Economic Review*, 38, 1225–1244.
- Dutton, M. ve Strauss, J. (1997), Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: The Impact of Non-traded Goods, *Journal of International Money and Finance*, 16, 433–444.
- Edison, H. (1987), Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-78), *Journal of Money, Credit, and Banking*, 19, 376–387.
- Engel, C. (1993). Is Real Exchange Rate Variability Caused by Relative Price Changes? An Empirical Investigation, *Journal of Monetary Economics*, 32, 35–50.
- Erlat, H. (2003), The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates, *Emerging Markets Finance and Trade*, 39, 70–97.
- Frankel, J. A. (1986), *International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration Financial Markets or Goods Markets?*, R. Hafer *How Open is the U.S. Economy*, (Ed.) içinde, Lexington Boks, Lexington.
- Froot, K. ve Rogoff, K. (1995), *Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates*, E. Grossman and K. Rogoff, Handbook of International Economics, (Ed.) içinde, 167–1688, North Holland, Armsterdam.
- Hakio, C., (1984), A Reexamination of Purchasing Power Parity, *Journal of Internatinal Economics*, 17, 165–277.

- Harris, R. ve Sollis, R. (2003), *Applied Time Series Modeling and Forecasting*, John Wiley and Sons, Chichester, W. Sussex,
- Hendry, D. F. ve Mizon, G. E. (1993), *Evaluating Dynamic Econometric Models by Encompassing the VAR*, Phillips, P. C. P., Models, Methods and Applications of Econometrics, (Ed.) içinde, 272–300, Basil Blackwell, Oxford.
- Huizinga, J. (1987), *An Empirical Investigation of the Long Run Behavior of Real Exchange Rates*, K. Brunner and A. Meltzer, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, (Ed.) içinde, 27, 149–215.
- Hsieh, D.A. (1982), *The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach*, Journal of International Economics, 12, 355–362.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., Yoo, B. S. (1990), Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 49, 215–238.
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Johansen, S., Mosconi, R ve Nielsen, B. (2000), Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend, *Econometrics Journal*, 3, 216–249.
- Johansen, S., (2005) The Interpretation of Cointegrating Coefficients in the Cointegrated Vector Autoregressive Model, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 93–104.
- Kakkar, V. ve Ogaki, M. (1999), Real Exchange Rates and Nontradables: A Relative Price Approach, *Journal of Empirical Finance*, 6, 193–215.
- Kakkar, V. (2001), Long-run Real Exchange Rates: Evidence from Mexico, *Economics Letters*, 72, 79–85.
- Kim, Y. (1990), Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach, *Journal of Money, Credit and Banking*, 22, 491–503.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003), Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082 – 1089.
- Meese, R. ve Rogoff, K. (1988), Was it Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation Over the Modern Floating Exchange Rate Period, *Journal of Finance*, 43, 933–948.
- Mustafaoğlu, Z. (1999), The Empirical Investigation of Purchasing Power Parity: The Case of Turkish Real Exchange Rates, State Planning Organization *Working Paper*,
- Park, J. Y. (1992), Canonical Cointegrating Regressions, *Econometrica*, 60, 119–143.

- Rogers, J.H. ve Jenkins, M.A. (1995), Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates, *Journal of International Economics*, 38, 339–360.
- Razin, A. (1993), The Dynamic-optimizing Approach to the Current Account: Theory and Evidence, *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 4334, Cambridge, MA.
- Rogoff, K. (1992), Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate, *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 4119, Cambridge, MA.
- Samuelson, P. A. (1964), Theoretical notes on trade problems, *Review of Economics and Statistics*, 46, 145–154.
- Schmidt, P. ve Phillips, P. C. B. (1992), LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 257–287.
- Taştan, H. (2005), Do Real Exchange Rates Contain a Unit Root? Evidence from Turkish Data, *Applied Economics*, 37, 2037–2053.
- Yoshikawa, H. (1990), *On the Equilibrium Yen–Dollar Rate*, *American Economic Review*, 80, 576–583.

EKLER

Ek 1. HEGY (1990) Mevsimsel Birim Kök Sınaması

Bir zaman serisinin çeyrek yıllık mevsimsel bir birim kökle birlikte birinci dereceden kendisiyle bağımlı süreci,

$$Y_t = Y_{t-4} + \varepsilon_t \quad (\text{E1.1})$$

şeklinde ifade edilebilir. HEGY (1990) genel olarak çeyrek yıllık veriler için aşağıdaki modele dayanan bir mevsimsel birim kök sınaması önermiştir.

$$\Delta_4 Y_t = \mu + \beta t + \sum_{s=2}^4 \alpha_s D_{st} + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{E1.2})$$

burada D_{st} , $s = 2, 3, 4$ için $D_{st} = 1$ diğerleri sıfır olmak üzere, mevsimsel kukla değişkenleri ve t , yönelimi temsil etmektedir. $Y_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)Y_t$, $Y_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3)Y_t$ ve $Y_{3t} = -(1 - L^2)Y_t$ olarak tanımlanmıştır. Eğer $\pi_1 = 0$ ise seri sıfır frekansta mevsimsel olmayan bir olasılıksal mevsimsellik içermektedir. Eğer $\pi_2 = 0$ ise bu, yarıyıllık frekansta bir birim kök anlamına gelmektedir. Eğer $\pi_3 = 0$ ve $\pi_4 = 0$ ise seri $-i$ ve i köklerini dolayısıyla mevsimsel birim kökü içermektedir. HEGY (1990) t ve F -istatistikleri için pür, kaymalı, kaymalı-yönelimli, kaymalı-mevsimsel kuklalı, kaymalı-yönelimli-mevsimsel kuklalı mevsimsellik modelleri için türetilen kritik değerleri sunmaktadır.

Ek 2. Lee ve Strazicich (2003) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sınaması

Lee ve Strazicich (2003), alternatif önsavında yönelim durağanlığı ima eden iki kırılmalı birim kök sınamasını önermektedir. Bu sınamaya Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen LM birim kök sınamasına dayanmaktadır. Lee ve Strazicich sınaması Perron'da (1989) tanımlanan Model A, B ve C'yi dikkate almaktadır ve veri üretme sürecini şu şekilde ifade etmektedir:

$$Y_t = \delta' Z_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \beta \varepsilon_{t-1} + \xi_t. \quad (\text{E2.1})$$

Burada, Z_t , dışsal değişkenlerin bir vektörü, ve $\xi_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$. Lee ve Strazicich (2003)'te iki yapısal kırılma şu şekilde dikkate alınabilir; Model A $t \geq T_{Bj} + 1$ için $D_{jt} = 1$ diğerleri sıfır ($j=1,2$) olmak üzere

$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ ile tanımlanan düzeydeki iki kırılmaya olanak tanımaktadır. Burada T_{Bj} , kırılmanın ortaya çıktığı zaman periyodudur. Model C ise $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ile tanımlanan düzey ve yönelimdeki iki kırılmayı içermektedir. Burada $t \geq T_{Bj} + 1$ için $DT_{jt} = t$ 'dir diğerler durumlarda sıfırdır ($j=1,2$). Dikkat edilirse veri üretme süreci kırılmaları sıfır ($\beta = 1$) ve alternatif ($\beta < 1$) önsavlarında tutarlı bir şekilde içermektedir. Örneğin Model A için (benzer biçimde Model C için) β 'nin değerine bağlı olarak,

$$H_0 : Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + v_{1t} \quad (E2.2)$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad (E2.3)$$

sıfır ve alternatif önsavları söz konusudur. Burada v_{1t} ve v_{2t} , durağan hata terimleridir ve $j=1,2$ olmak üzere $t = T_{Bj} + 1$ için $B_{jt} = 1$ ve diğerleri sıfırdır. Aynı zamanda $d = (d_1, d_2)'$. Model C için D_{jt} ve DT_{jt} terimleri eşitlik (E2.2)'ye eklenir. Dikkat edilirse eşitlik (E2.2), birim kök sıfır hipotezi altında sınama istatistiğinin dağılımının kırılma sayısına (d) göre değişkenlik göstermemesini garantileyen $B_{j,t}$ kukla değişkenlerini içermektedir ve burada $d_1 = d_2 = 0$ varsayımı yapılmaktadır. İki kırılmalı birim kök sınama istatistiği LM ilkesine göre aşağıdaki bağlaşımla elde edilebilir:

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (E2.4)$$

Burada, $t = 2, \dots, T$ olmak üzere $\tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $\tilde{\delta}$ 'lar, ΔY_t 'nin ΔZ_t üzerine bağlaşımlarının katsayıları $Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ile elde edilen $\tilde{\psi}_x$ (bkz. Schmidt ve Phillips, 1992) ve Y_1 ve Z_1 sırasıyla Y_t ve Z_t 'deki ilk gözlemlerdir. Buna göre $\phi = 0$ şeklinde tanımlanan birim kök sınaması ve LM sınama istatistiği,

$$\tilde{\rho} = T \tilde{\phi} \quad (E2.5)$$

$$\tilde{\tau} = \phi = 0 \text{ sıfır önsavını sınamak için hesaplanan } t\text{-istatistiği} \quad (E2.6)$$

şeklinde olacaktır. Model A ve Model C için kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'te verilmektedir.

Ek 3. Tüm Düzey ve Kısa Dönem Katsayı Dizey ve Yöneyleleri

Johansen ve diğerele (2000) yaklaşımı kullanılarak elde edilen uzun dönem katsayı dizeyi, birinci dereceden tümleşik değışkenler yöneyi,

$$\begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} re_t & (P_{TR,t}^{CPI} / P_{TR,t}^{WPI}) & (P_{US,t}^{CPI} / P_{US,t}^{WPI}) & tE_{1,t} & tE_{2,t} & tE_{3,t} \end{bmatrix}' \quad (E3.1)$$

olmak üzere;

$$\Pi = \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} -0.2717 \\ 0.0480 \\ -0.0129 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -3.0059 & 3.2258 & 0.0384 & 0.0186 & 0.0694 \end{bmatrix} \quad (E3.2)$$

ve

$$\Pi = \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} -0.2717 & 0.8166 & -0.8763 & -0.0104 & -0.0050 & -0.0188 \\ 0.0480 & -0.1442 & 0.1548 & 0.0018 & 0.0009 & 0.00033 \\ -0.0129 & 0.0387 & -0.0416 & -0.0005 & -0.0002 & -0.0009 \end{bmatrix} \quad (E3.3)$$

şeklindeyir. Kısa dönem düzey katsayı dizeyi μ ise şöyledir:

$$\mu = \begin{bmatrix} 0.2634 & 0.1870 & 1.2018 \\ -0.0325 & -0.0242 & -0.2106 \\ 0.0163 & 0.0112 & 0.0552 \end{bmatrix},$$

$$t\text{-istatistikleri:} \begin{bmatrix} 6.4586 & 5.7203 & 6.4806 \\ -2.0969 & -1.9488 & -2.9893 \\ 2.8902 & 2.4892 & 2.1533 \end{bmatrix} \quad (E3.4)$$

$k=1$ ve $q=3$ iken $D_{2,t-1}$ ($t=1994:2$ için etki kuklası) ve $D_{3,t-1}$ ($t=2000:4$ için etki kuklası) için kısa dönem katsayı yöneyleri şu şekilde tahmin edilmiştir.

$$\Psi_{2,1} = \begin{bmatrix} 0.2010 \\ -0.0579 \\ 0.0006 \end{bmatrix}, t\text{-istatistikleri:} \begin{bmatrix} 2.8980 \\ -2.1980 \\ 0.0613 \end{bmatrix} \quad (E3.5)$$

ve

$$\Psi_{3,1} = \begin{bmatrix} -0.1945 \\ 0.0492 \\ -0.0133 \end{bmatrix}, t\text{-istatistikleri:} \begin{bmatrix} -2.7289 \\ 1.8178 \\ -1.3515 \end{bmatrix}. \quad (E3.6)$$