



YAPISAL KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ İLE OECD ÜLKELERİNDE SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ GEÇERLİLİĞİNİN TESTİ

Burcu YILDIRIM TIRAŞOĞLU*

Özet

Bu çalışmada, OECD'ye üye 18 ülkenin satın alma gücü paritesi (SAGP) geçerliliğinin 1993:Q1 – 2011:Q1 dönemi için klasik ADF birim kök testi, Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2004, 2003) yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılarak sınanması amaçlanmıştır. Test sonuçlarına göre, Kanada ve Meksika'ya ait reel döviz kuru serileri durağandır ve bu ülkeler için SAGP teorisi geçerlidir.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, Reel Döviz Kuru, Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri
Jel Sınıflaması: C22, F30, F31

Abstract

The aim of this study is to analyse the validity of purchasing power parity theory for 18 OECD member countries and 1993:Q1-2011:Q1 period by using classical ADF unit root test and Zivot-Andrews (1992) and Lee-Strazicich (2004, 2003) structural break unit root tests. According to test results, Canada and Mexico real exchange rate series are stationary and purchasing power parity is valid for these countries.

Keywords: Purchasing Power Parity, Real Exchange Rate, Structural Break Unit Root Tests
Jel Classification: C22, F30, F31

* CRM Yetkilisi, Denizbank A.Ş., E-mail: burcuyildirimtirasoglu@gmail.com



1. GİRİŞ

Bretton-Woods sisteminin çöküşü ile birlikte, birçok ülke kurları dalgalanmaya bırakarak sabit kur sisteminden esnek kur sistemine geçmiştir. 1970’li yıllardan itibaren döviz kurlarının dalgalanmaya bırakılması ve döviz kurlarında meydana gelen değişimleri açıklamada geleneksel yaklaşımların yetersiz kalması, döviz kurundaki değişimleri açıklamaya yönelik yeni teorilerin geliştirilmesine neden olmuştur. Döviz kurunun oluşumunu açıklamaya yönelik geliştirilen, uluslararası ekonominin en eski ve en çok tartışılan teorilerinden biri de satın alma gücü paritesidir. İlk kez İsveçli İktisatçı Gustav Cassel tarafından 1918 yılında ortaya atılan ve Tek Fiyat Kanununu temel alan satın alma gücü paritesi teorisi, iki para birimi arasında döviz kurundaki değişimin, iki ülkenin nispi fiyatları ile belirlendiğini ileri sürmektedir.

Satın alma gücü paritesi teorisinin temelini oluşturan Tek Fiyat Kanunu, dış ticaretin yapılabilmesi için herhangi bir engelin ve taşıma maliyetinin olmadığı, piyasada mevcut bilgiye önemsiz maliyetler ile ulaşılabildiği, fiyat katılıklarının bulunmadığı tam istihdam seviyesindeki ekonomide, rekabetçi piyasaların varlığı durumunda, benzer malların fiyatının nominal döviz kurlarından diğer ülkelerin parasına çevrilmesi halinde bu ülkelerde de aynı olmasını ifade etmektedir (Bozoklu ve Yılancı, 2010; 590).

Satın alma gücü paritesi (SAGP), ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarını ortadan kaldırarak, ulusal para birimlerini birbirine dönüştüren bir orandır ve aynı zamanda ülkeler arası gelişmişlik düzeyi karşılaştırmalarının daha doğru ve güvenilir bir şekilde yapılmasına da olanak tanımaktadır. Satın alma gücü paritesi teorisinin geçerliliğindeki en önemli şart, karşılaştırma yapılan ülkeler arasındaki fiyat endekslerinin aynı bazda olmasıdır. Fiyat seviyelerini (toptan eşya fiyat endeksi ve tüketici fiyatı endeksi) oluşturan mal çeşitlerinin farklılığı arttıkça, ele alınan ülkeler arasında sağlıklı karşılaştırma yapma olanağı ortadan kalkmaktadır (Karluk, 1991: 639).

Teori, ülkelerin mal ve hizmetler için fiyat seviyelerinin döviz kurlarını temsil ettiği düşüncesinden yola çıkarak, fiyat seviyeleri arasında ilişki kurmaya çalışır. SAGP, iki ülkenin ulusal fiyat seviyeleri ortak para birimi cinsinden ifade edildiğinde, fiyat seviyeleri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını ileri sürmektedir (Cheung ve Lai, 1998: 600).

Dünyada benzer malların benzer fiyatlardan satılması ilkesini (Tek Fiyat Kanunu) temel alan bu teori, literatürde mutlak satın alma gücü teorisi ve nispi satın alma gücü teorisi olarak iki kısımda ele alınmaktadır.

Mutlak SAGP, bir ülkenin nominal döviz kurunun, yerli ve yabancı ülkedeki tüm fiyat seviyelerinin oranı olarak belirlendiğini ifade eder (MacDonald, 2007: 40). Mutlak SAGP’de döviz kurlarına dönüştürülmüş fiyat düzeylerinin, ülkeler arasında aynı olması gerektiği belirtilir. Nispi SAGP teorisinde ise, nominal döviz kurlarındaki değişimler iki ülke arasındaki enflasyon farklılıklarını yansıtmaktadır (Doğanlar ve Özmen, 2000: 112). Literatürde, mutlak SAGP’nin hesaplanmasındaki zorluklar nedeniyle nispi SAGP daha çok kullanılmaktadır. Uygulamalı çalışmalar, nispi SAGP’nin kısa dönemde geçerli olmadığını göstermiştir. Bu durumun nedeni şu şekilde açıklanmaktadır: Ticarete konu olmayan mal ve hizmetlerin varlığı, ticarete getirilen kısıtlamalar, tam rekabetçi olmayan piyasalar, beklentiler, spekülasyonlar, yapısal ve teknolojik değişimler (parasal ve reel sebepler) nedeniyle döviz kurlarında kısa dönemde sapmalar meydana gelebilmektedir. Döviz kurunda oluşan kısa dönemli bu sapmalar fiyatların kısa dönemde yapışkan olmasına bağlıdır. Uzun dönemde fiyat katılıklarının ortadan kalkması ile satın alma gücü paritesi geçerlilik kazanmaktadır.

Çalışmada Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (OECD)’ye üye ülkelerde satın alma gücü paritesi teorisinin geçerliliğinin hem kırılmasız hem de yapısal kırılmalı birim kök testleri ile test edilmesi amaçlanmaktadır. Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde literatürde yapılan çalışmalara değinilmektedir. Üçüncü bölümde uygulamada kullanılacak ekonometrik metodoloji ve dördüncü bölümde veri setine ilişkin bilgiler yer almaktadır. Beşinci bölümde, satın alma gücü paritesinin ele alınan ülkelerde geçerliliğinin sınındığı uygulama sonuçları incelenmektedir. Altıncı ve son bölümde ise, elde edilen sonuçlar özetlenmektedir.



2. LİTERATÜR ÖZETİ

Literatürde satın alma gücü paritesinin geçerliliğini araştıran çalışmalar geniş bir tartışma alanı bulmuştur. Yapılan çalışmalar incelendiğinde, ülkelerin tek tek ya da birlikte ele alındığı ve farklı zaman serileri yöntemlerinin kullanıldığı görülmektedir. SAGP geçerliliği üzerine yapılan başlıca çalışmalar; Kim (1990), Dibooğlu (1995), Lothian ve Taylor (1996), Papell (1997), Bahmani-Oskooee (1998), Islam ve Ahmed (1999), Ramirez ve Khan (1999), Abuaf ve Jorion (2000), Akram (2000), Taylor (2002), Basher ve Mohsin (2004), Drine ve Rault (2008), Caporale ve Hanck (2009), Lau (2009) şeklindedir.

Satın alma gücü paritesini Türkiye için inceleyen çalışmaların başında ise; Akgül (1995), Erlat (2001), Cıvcır (2003), Sayyan (2005), Yavuz (2009), Bozoklu ve Yılcı (2010) gelmektedir.

SAGP literatürü incelendiğinde OECD ülkeleri için yapılan çalışmaların fazla olmadığı görülmektedir. Bu konuda yapılan çalışmalardan bir tanesi Çağlayan ve Şak (2009)'dur. Çağlayan ve Şak yaptıkları çalışmada, OECD ülkelerini toplu halde ve homojen alt gruplara (yüksek ve düşük gelirli OECD ülkeleri) ayırmışlar ve 1996:01-2006:04 dönemi aylık veriler için Pedroni panel eşbütünleşme analizi kullanmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, ne toplu halde ne de yüksek ve düşük gelirli ülke gruplarında SAGP'nin uzun dönemde geçerli olmadığı tespit edilmiştir.

OECD ülkeleri için SAGP'nin geçerliliğini inceleyen bir diğer çalışma Narayan (2005)'dir. Narayan (2005), yaptığı bu çalışmada 17 OECD ülkesi için satın alma gücü paritesinin geçerliliğini birim kök testleri ile incelemiştir. Çalışmada, İngiltere için 1973:01-2002:12 veri dönemi, diğer ülkeler için ise 1973:01-2003:09 veri dönemi kullanılmıştır. Dolar cinsinden Reel Döviz Kuru ele alındığında, Fransa, Portekiz ve Danimarka için satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu, Alman Markı cinsinden Reel döviz kuru ele alındığında ise, Avusturya, Belçika, Norveç, İspanya, Hollanda, İsviçre ve Danimarka için satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tatoğlu (2009), 25 OECD ülkesi için SAGP'nin geçerliliğini panel birim kök testleri ile incelemiştir. 1977-2004 yıllarının ele alındığı çalışmada, yapısal kırılmalar dikkate

alınmadan yapılan test sonucunda, sadece 10 ülkede, kırılmalar dikkate alındığında ise ülkelerin tamamında satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu görülmüştür.

Kalyoncu ve Kalyoncu (2008), 25 OECD ülkesi için SAGP'nin geçerliliğini panel birim kök testleri ile 1980:01-2005:04 dönemi arasında araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, OECD ülkelerinde reel döviz kuru durağandır ve satın alma gücü paritesi uzun dönemde geçerlidir.

3. EKONOMETRİK METHODOLOJİ

Son zamanlarda ortaya konulan ampirik çalışmalarda, satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin, klasik birim kök testleri, yapısal kırılmalı birim kök testleri, panel birim kök testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alan/almayan koentegrasyon testleri kullanılarak araştırıldığı görülmektedir.

Ekonometri literatüründe, satın alma gücü paritesi hipotezinin mutlak versiyonu, reel döviz kurunun trend durağan olmasını veya reel döviz kurunun bileşenlerinin (nominal döviz kuru ve nispi fiyatlar) eşit bir biçimde koentegre olması gerektiğini ifade etmektedir (Guloglu vd., 2011; 1). SAGP'nin geçerliliğinin saptanmasında en çok kabul gören reel döviz kurlarının durağanlığın sınanması yaklaşımı olup, durağanlığın araştırılmasında kullanılan birim kök testlerinde dikkat edilmesi gereken birkaç nokta bulunmaktadır. Bunlardan ilki, birim kökün test edildiği regresyona sabit ve/veya trendin dahil edilmesinin seri özelliklerine uygun olarak yapılmasıdır. İkincisi ise, serilerdeki muhtemel yapısal kırılmaların göz önüne alınmasıdır.

SAGP'nin geçerli olması durumunda, reel döviz kuru durağan olmalıdır yani nispi fiyatlardaki değişiklikler nominal döviz kurundaki değişimler ile dengelenmeli, reel döviz kuru belli bir ortalama etrafında dalgalanmalı ve uzun dönem denge değerine yaklaşmalıdır (Özkan, 2003; 20). Reel döviz kurunda birim kök olması, reel döviz kuruna gelen şokların kalıcı olduğunu ve söz konusu ülke için SAGP teorisinin geçerli olmadığını ifade etmektedir.

Kısa dönemde büyük şoklar ya da yapısal kırılmalar, döviz kurlarının uzun dönem denge pozisyonlarından sapmaları meydana getirebilmektedir (Edison, 1987; 376). Yapısal

kırılmaların göz ardı edilmesi önemli istatistiksel problemlere yol açabilmektedir. Bu nedenle SAGP'nin geçerliliğinin test edilmesinde klasik birim kök testlerinin yanı sıra yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinin kullanılması da önemlidir.

Çalışmada ele alınan 18 ülke için yapısal kırılmaların göz ardı edilmemesi amacıyla Zivot-Andrews (1992) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testi ile Lee-Strazicich (2003, 2004) tarafından geliştirilen iki ve bir kırılmalı LM birim kök testleri kullanılacaktır.

3.1. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989)'un dışsal kırılma noktası varsayımını eleştirerek, alternatif hipotez altında trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya izin veren yeni bir birim kök test prosedürü geliştirmiştir (Zivot ve Andrews, 1992).

Zivot-Andrews (ZA) birim kök testinde, Model A düzeyde tek kırılmaya izin veren, Model B eğimde tek kırılmaya izin veren ve Model C hem eğimde hem de düzeyde tek kırılmaya izin veren olmak üzere üç model kullanılmaktadır;

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Modellerde yer alan DU düzeydeki, DT eğimdeki kırılmayı ifade eden kukla değişkenlerdir;

$$DU(\lambda) = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & t \leq T_B \end{cases} \quad DT(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T\lambda \\ 0 & t \leq T_B \end{cases}$$

Burada, $t=1,2,\dots,T$ zamanı, T_B kırılma tarihini ifade etmek üzere, $\lambda = T_B/T$ kırılma noktasını vermektedir.

Öncelikle her bir seri için, $j = 2/T$ ve $j = (T-1)/T$ aralığında yer alan $\lambda = T_B/T$ kırılma noktası ile (1), (2) ve (3) denklemleri en küçük kareler yöntemi kullanarak tahmin edilmektedir. Her bir λ değeri için, ilave değişkenlerin sayısı k , Perron testi ile aynı prosedür kullanılarak belirlenmektedir ve δ 'in testi için t istatistiği hesaplanmaktadır. Kırılma tarihi, en küçük t istatistiğinin olduğu tarih olarak seçilir (Zivot ve Andrews, 1992: 255). Kırılma tarihi belirlendikten sonra, hesaplanan t istatistiği, Zivot ve Andrews (1992)'un hesaplamış olduğu kritik değerinden küçükse birim kökün olduğunu ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir.

ZA birim kök testinin uygulanmasında öncelikle Model C tahmin edilir, DU ve DT gölge değişkenlerine ait parametrelerin anlamlılığına göre uygun model seçilir. DU ve DT gölge değişkenlerinin her ikisi de istatistiksel açıdan anlamlı ise Model C, sadece DU anlamlı ise Model A ve nihayet sadece DT anlamlı ise Model B'nin tahmini uygundur. Bu üç modelden hangisinin daha üstün olduğu konusunda fikir birliği yoktur ancak uygulamada genellikle Model A ve Model C kullanılmaktadır. Diğer birim kök testlerinde olduğu gibi, bu test de gecikme uzunluğuna duyarlıdır (Yavuz, 2006: 166-167).

ZA birim kök testinde temel hipotezin reddi, reel döviz kurunun durağan olduğunu yani SAGP'nin geçerliliğini ifade etmektedir.

3.2. Lee-Strazicich (2003, 2004) Birim Kök Testleri

Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden LM bir ve iki kırılmalı birim kök testinin tercih edilmesi ile ADF tipi yapısal kırılmalara izin veren birim kök testlerinin (ZA ve Perron testleri) yol açtığı sahte reddetme problemi önlenmiş olmaktadır.

Lee-Strazicich kırılmalı LM birim kök testlerinde, model seçimi önem taşımaktadır. Sen (2003)'e göre düzeyde kırılmaya izin veren A modeli ve eğimde kırılmaya izin veren B modeline göre hem düzeyde hem eğimde kırılmaya izin veren C modeli daha üstündür. Bu



nedenle uygulamada, Lee ve Strazicich (2003, 2004) iki ve bir kırılmalı LM birim kök testleri için düzeyde ve eğimde kırılmaya izin veren C modeli dikkate alınmıştır.

Uygulamada kullanılan LM birim kök testi, aşağıda yer alan veri yaratma sürecine dayalıdır:

$$Y_{i,t} = \delta' Z_t + e_t \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Burada, Z_t dışsal değişkenler vektörünü ve $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ özelliğini gösteren kalıntıları ifade etmektedir.

LM birim kök test istatistiği aşağıdaki denklemden elde edilmektedir:

$$\Delta Y_{i,t} = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Tek kırılmalı LM birim kök testinde C Model'inde ise düzeyde ve eğimde tek kırılmaya izin verilmektedir. Tek kırılmalı C Model'inde $t \geq T_B + 1$ için $DT_t = t - T_B$, diğer durumlar için $DT_t = 0$ olan gölge değişkeni göstermek üzere dışsal değişkenler vektörü $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ ile ifade edilmektedir.

$$H_0: Y_{i,t} = \mu_0 + d_1 B_t + d_2 D_t + Y_{i,t-1} + v_{1t} \quad (6)$$

$$H_1: Y_{i,t} = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_t + DT_t + v_{2t} \quad (7)$$

İki kırılmalı LM birim kök testinde C Modeli'nde, düzeyde ve eğimde iki kırılmaya izin verilmektedir. İki kırılmalı C Modeli'nde $j = 1, 2$, $t \geq T_{Bj} + 1$ için DT_{jt} , $t - T_{Bj}$ değerini, diğer durumlarda 0 değerini alan gölge değişkeni göstermek üzere dışsal değişkenler vektörü $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ile ifade edilmektedir. İki kırılmanın söz konusu olduğu C Modeli için hipotezler;

$$H_0: Y_{i,t} = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + Y_{i,t-1} + v_{1t} \quad (8)$$

$$H_1: Y_{i,t} = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + DT_{1t} + DT_{2t} + v_{2t} \quad (9)$$

şeklindedir. LM test istatistiği $\tilde{\tau} : \phi = 0$ temel hipotezini sıyanan t istatistiğidir. T_B kırılma zamanları, olası kırılma noktaları için minimum (yani, daha negatif) birim kök t-istatistiğini veren tarih olarak seçilmiştir:

$$\text{Inf } \tilde{\tau}(\tilde{\lambda}) = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (10)$$

Uygulamada kırılmalı LM birim kök testlerinde k gecikme uzunluğunun belirlenmesi için genelden özele yaklaşımı kullanılmıştır. Çeyrekli veriler ile çalışılması sebebiyle k gecikme uzunluğu maksimum 4 olarak belirlenmiştir. Kırpma parametresi $(0.05 \cdot T - 0.95 \cdot T)$ olarak dikkate alınmıştır. Düzeyde ve eğimde kırılmaya izin veren LM birim kök testlerinde kırılma zamanları, içsel olarak belirlenmiştir. LM birim kök testlerinde temel hipotezin reddi, reel döviz kuru serisinin durağan olduğunu ve SAGP'nin geçerliliğini ifade etmektedir.

4. VERİ SETİ

SAGP'nin geçerliliğini test etmek amacıyla öncelikle reel döviz kuru aşağıdaki denklem yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$RDK_t = NDK_t \frac{P_t^f}{P_t^d} \quad (11)$$

Burada, RDK_t , i. ülkenin t zamandaki reel döviz kurunu, NDK_t , t zamandaki nominal döviz kurunu, P_t^f ve P_t^d sırasıyla yabancı ülkenin ve yerli ülkenin t zamandaki fiyat seviyelerini ifade etmektedir. Logaritmik formda, reel döviz kuru;

$$\text{Log}(RDK_t) = \text{Log}(NDK_t) + \text{Log}(P_t^f) - \text{Log}(P_t^d) \quad (12)$$

şeklinde gösterilmektedir.

Çalışmada, OECD'ye üye ülkelerin reel döviz kurunun durağanlığı sıyanarak SAGP teorisinin geçerliliğinin ortaya konulması amaçlanmaktadır. Bu amaçla OECD'ye üye 18 ülke (Avustralya, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, İngiltere, İsrail, İsveç, İsviçre, İzlanda, Japonya,

Kanada, Kore, Macaristan, Meksika, Norveç, Polonya, Şili Cumhuriyeti, Türkiye ve Yeni Zelanda) için Amerikan Doları cinsinden (US Dolar) nominal döviz kuru (her bir ülkenin para biriminin Amerikan doları karşılığı) ile yerli ve yabancı ülkenin fiyatlarını ifade etmek amacıyla da 2005=100 baz yıllık tüketici fiyatları endeksleri dikkate alınmıştır.¹ 18 ülke için 1993:Q1 – 2011:Q1 yılları arası çeyrekli veriler kullanılmıştır. Hesaplanan reel döviz kurları logaritmik değerleri ile analizde yer almaktadır.

Çalışmada kullanılan veriler Uluslararası Para Fonu Uluslararası Finansal İstatistikler (IMF-IFS) ve Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü Temel Ekonomik Göstergeler Veritabanı (OECD-Main Economic Indicator)'ndan elde edilmiştir.

5. AMPİRİK BULGULAR

OECD'ye üye 18 ülkenin 1993:Q1 – 2011:Q1 dönemleri için reel döviz kuru serilerinin durağanlığı test edilerek SAGP teorisinin geçerliliği araştırılmıştır.

Nominal döviz kuru ve tüketici fiyat endeksleri baz alınarak hesaplanan reel döviz kurlarının durağanlığın sınanmasında öncelikle yapısal kırılmaların dikkate alınmadığı Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmıştır.

Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Ülkeler	k	ADF Test İstatistiği
Avustralya	1	-1.470
Çek Cumh.	0	-2.130
Danimarka	0	-1.689
İngiltere	0	-2.398
İsrail	0	-1.319
İsveç	1	-1.827
İsviçre	0	-1,375
İzlanda	3	-2.998
Japonya	3	-1.864
Kanada	2	-1.777
Kore	0	-2.530
Macaristan	0	-2.164

¹ Almanya, Avusturya, Belçika, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İtalya, Lüksemburg, Portekiz için veri dönemi 1998:Q4'te, Slovenya ve Yunanistan için 2001:Q1'de, Slovakya için ise 2009:Q1 döneminde sonlandığından, Estonya için veri dönemi 1998:Q1 döneminde başladığından ve söz konusu ülkelerin mevcut verileri analiz yapmaya yeterli olmadığından uygulamaya dâhil edilmemiştir.

Meksika	3	-3.563**
Norveç	0	-1.830
Polonya	3	-2.133
Şile Cumh.	0	-1.357
Türkiye	0	-3.096
Yeni Zelanda	1	-1.753

Not: k, optimal gecikme sayısını, ** %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 1’de 18 OECD ülkesinin reel döviz kuru serilerine uygulanan sabit ve trend içeren ADF birim kök testinin sonuçları yer almaktadır. Çalışmada çeyrekli veriler kullanılması nedeniyle maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir. ADF test sonuçlarına göre, Meksika RDK serisi için elde edilen test istatistiğinin mutlak değeri, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyüktür. Meksika’ya ait RDK serisinin birim kök içermediği yani düzeyde durağan olduğu ve SAGP teorisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Meksika dışındaki diğer 17 OECD ülkesinin RDK serileri için birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Yani, bu serilere gelen şoklar kalıcıdır ve seriler durağan değildir.

Perron (1989) yapısal kırılmaların varlığı durumunda klasik ADF testlerinin gücünün azaldığı ve birim kök temel hipotezinin reddedilmemesi yönünde sapmaya uğradıklarını ortaya koymuştur. Yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapılan analizlerde, durağan olmayan birçok seri, durağan özellikler sergileyebilmektedir. RDK serileri üzerindeki olası yapısal kırılmaların dikkate alınabilmesi için durağanlığın tespitinde, sırasıyla Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2003, 2004) testleri kullanılmıştır.

Tablo 2: Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Ülkeler	Model	k	T _B	δ	θ_1	θ_2
Avustralya	Model B	0	2001:01	-0.2057 (-3.0154)	-	-0.0026 (-2.8493)*
Çek Cumh.	Model C	0	1999:01	-0.3219 (-4.1553)***	0.0408 (2.6615)*	-0.0015 (-1.7262)***
Danimarka	Model C	0	2002:02	-0.2574 (-3.6837)	-0.0389 (-3.7611)*	-0.0018 (-2.5597)**
İngiltere	Model A	0	2008:03	-0.2299 (-3.3745)	0.02182 (-2.6137)*	-
İsrail	Model C	0	1998:03	-0.2123 (-3.2158)	0.0160 (1.6646)***	-0.0018 (-2.4636)**
İsveç	Model C	1	2002:04	-0.2572 (-3.6164)	-0.0325 (-2.6675)*	-0.0017 (-2.4696)**



İsviçre	Model C	0	2002:02	-0.2940 (-3.9182)	-0.0332 (-3.0604)*	-0.0026 (-3.3978)*
İzlanda	Model A	3	2003:04	-0.3144 (-4.4484)**	-0.0506 (-3.0945)*	-
Japonya	Model B	3	2007:02	-0.3291 (-3.4845)***	-	-0.0039 (-2.9735)*
Kanada	Model C	0	2003:01	-0.3634 (-4.4893)**	-0.0364 (-4.1661)*	-0.0019 (-3.1002)*
Kore	Model A	0	1997:04	-0.4461 (-4.7619)*	0.0845 (3.8969)*	-
Macaristan	Model C	0	2002:02	-0.3413 (-4.0218)***	-0.0530 (-3.5037)*	-0.0021 (-2.4406)**
Meksika	Model A	3	1998:04	-0.4110 (-4.9580)*	-0.0439 (-3.2866)*	-
Norveç	Model C	0	2002:02	-0.3275 (-4.07797)***	-0.0404 (-3.5980)*	-0.0020 (-2.9171)*
Polonya	Model A	3	2004:03	-0.3208 (-3.4083)	-0.0406 (-2.8749)*	-
Şile Cumh.	Model C	0	2000:02	-0.2478 (-3.7743)	0.03860 (2.7355)*	-0.0016 (-2.8591)*
Türkiye	Model C	0	2003:02	-0.4270 (-4.5775)**	-0.0643 (-3.3064)*	-0.0018 (-1.7882)***
Yeni Zelanda	Model C	1	2002:04	-0.2277 (-4.0157)***	-0.0451 (-3.5370)*	-0.0019 (-2.6831)*

Not: k , optimal gecikme sayısını, T_B tahmin edilen kırılma tarihini, δ , ZA birim kök testinin test istatistiğini, parantez içindeki değerler t istatistiğini ifade etmektedir. Test istatistiğine ilişkin kritik değerler Zivot-Andrews (1992)'den alınmıştır. * %1; ** %5 ve *** %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Gölge değişkenlere ait kritik değerler için normal dağılım tablosu kullanılmış olup %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla 2.576, 1.96 ve 1.645'dir.

Yapısal değişimi içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews (1992) birim kök testinin sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır. Reel döviz kuru serileri için öncelikle C modeli tahmin edilmiştir. Ancak, İngiltere, İzlanda, Kore, Meksika ve Polonya için, θ_2 parametresinin istatistiksel açıdan anlamsız olup sadece θ_1 parametresinin anlamlı olması nedeniyle A modeli, Avustralya ve Japonya için, θ_1 parametresinin anlamsız olup sadece θ_2 parametresinin anlamlı olması nedeniyle B modeli uygun bulunmuştur. Geri kalan 11 ülke için ise θ_1 ve θ_2 parametrelerinin anlamlı olması nedeniyle C modeli uygulanmıştır.

ZA test sonuçlarına göre, Kore ve Meksika için %1, İzlanda, Kanada ve Türkiye için %5, Çek Cumhuriyeti, Japonya, Macaristan, Norveç ve Yeni Zelanda için %10 anlamlılık düzeyinde reel döviz kuru serilerinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu söyleyen temel hipotez reddedilmektedir. Bu ülkeler için RDK serisi durağandır ve SAGP teorisi geçerlidir.

ZA birim kök testinde kritik değerler, birim kök temel hipotezinde yapısal kırılma olmadığı varsayımına bağlı olarak elde edilmektedir. Lee ve Strazicich (2003, 2004), ZA testindeki temel hipotezin reddinin, birim kökün reddini gerektirmediğini ve yapısal kırılmasız birim kökün reddini ifade etmekte olduğunu belirtmişlerdir. Bu durum, uygulamalı çalışmalarda test sonuçlarının yorumlanmasının dikkatli yapılması gerektiğini ortaya çıkarmaktadır. Temel hipotezin reddi araştırmacıları yanlışlıkla gerçekte seriler kırılmalarla birlikte fark durağan iken incelenen serinin yapısal kırılmalı trend durağan olduğunu kabul etmelerine yol açabilir. Lee-Strazicich LM birim kök testleri, ZA testindeki bu sorunu ortadan kaldırmaktadır (Yılancı, 2009: 329).

Lee-Strazicich (2003), incelenen seride birden fazla kırılma olması halinde tek kırılmayı dikkate alan birim kök testinin gücünün azalabileceğini ifade etmiştir. Bu nedenle öncelikle, RDK serilerine iki kırılmalı LM birim kök testi uygulanmıştır. Hem düzey hem eğimde iki kırılmaya izin veren minimum LM birim kök test sonuçları Tablo 3'te yer almaktadır.

İki kırılmalı minimum LM birim kök testi sonucuna göre, İzlanda ve Meksika için %10 anlamlılık düzeyinde, Kanada için %5 anlamlılık düzeyinde yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. Buna göre, bu üç ülke için RDK serisi durağandır, seriye gelen şoklar geçicidir ve SAGP teorisi sağlanmaktadır.

Tablo 3: İki Kırılmalı LM Birim Kök Test Sonuçları

Ülkeler	k	MODEL C					
		T_B	S_{t-1}	D_{1t}	DT_{1t}	D_{2t}	DT_{2t}
Avustralya	2	2000:03	-0.3927	-0.0168	0.0173	-0.0584	0.0094
		2004:03	(-4.1584)	(-0.6842)	(1.6585)***	(-2.2817)**	(1.2038)
Çek Cumh.	1	1999:02	-0.5352	-0.0523	0.0612	-0.0393	0.0013
		2008:01n	(-4.6252)	(-1.9135)***	(3.7021)*	(-1.4235)	(0.1452)
Danimarka	3	2000:01	-0.5252	-0.0165	0.0327	-0.0131	-0.0204
		2003:01	(-4.7433)	(-0.7580)	(2.8603)*	(-0.6371)	(-2.3732)**
İngiltere	1	2000:02	-0.4903	0.0136	0.0115	-0.0320	0.0334
		2008:01	(-4.6143)	(0.7557)	(1.9906)**	(-1.6736)***	(4.1330)*
İsrail	2	1998:02	-0.4746	0.0049	0.0119	0.0077	-0.0222
		2006:04	(-4.6714)	(0.3188)	(2.0482)**	(0.4920)	(-3.6401)*
İsveç	2	2000:03	-0.3649	-0.0212	0.0189	-0.0599	0.0161
		2004:03	(-4.1532)	(-0.9519)	(1.8406)***	(-2.7522)*	(2.2496)**
İsviçre	0	1996:01	-0.4178	0.0085	0.0332	-0.0566	-0.0169
		2002:01	(-4.0657)	(0.4060)	(3.4910)*	(-2.7358)*	(-3.0023)*



İzlanda	4	2000:04n	-0.5833	0.0313	-0.0077	-0.0549	0.0774
		2007:03	(-5.5964)***	(1.3704)	(-1.2467)	(-2.2301)**	(6.1940)*
Japonya	4	1997:01	-0.5814	-0.0710	0.0477	0.0171	-0.0278
		2008:02	(-4.6878)	(-3.0498)*	(3.4425)*	(0.6665)	(-3.1937)*
Kanada	4	2002:04	-1.0574	-0.0035	-0.0444	-0.0087	0.0438
		2008:02	(-6.3113)**	(-0.2633)	(-6.7642)*	(-0.5979)	(5.4975)*
Kore	3	1997:02	-0.6409	-0.598	0.0765	-0.0180	-0.0500
		2004:04	(-4.7350)	(-1.5548)	(3.8085)*	(-0.4973)	(-3.4909)*
Macaristan	2	2000:01n	-0.5442	-0.0145	0.0158	0.0199	-0.0089
		2004:04n	(-4.5739)	(-0.5403)	(1.4555)	(0.7694)	(-0.9872)
Meksika	3	1996:01	-0.7249	0.0394	-0.0461	-0.0697	0.0430
		2001:03	(-5.5804)***	(1.3810)	(-3.9535)*	(-2.5636)**	(4.5751)*
Norveç	1	2000:01	-0.4865	-0.0110	0.0259	-0.0387	-0.0078
		2002:03	(-4.8066)	(-0.5150)	(2.4314)**	(-1.9256)***	(-1.0049)
Polonya	2	2000:02n	-0.5139	0.0307	0.0016	0.0085	0.0314
		2009:03	(-4.7520)	(1.1328)	(0.2271)	(0.2854)	(2.2443)**
Şile Cumh.	0	1996:03n	-0.4624	0.0149	0.0070	0.0485	0.0006
		2001:02	(-4.3964)	(0.7116)	(0.8567)	(2.3758)**	(1.648)***
Türkiye	1	2000:03	-0.5079	-0.0887	0.0311	0.0295	-0.0676
		2003:02	(-4.8401)	(-2.4626)**	(2.2638)**	(0.8484)	(-3.7018)*
Yeni Zelanda	4	1999:01	-0.3548	-0.0228	0.0445	0.0155	-0.0266
		2003:01	(-4.1088)	(-0.8933)	(3.1331)*	(0.5863)	(-2.8079)*

İki Kırılmalı LM Testi için Kritik Değerler

λ_2	0.4			0.6			0.8		
λ_1	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
0.2	-6.16	-5.59	-5.27	-6.41	-5.74	-5.32	-6.33	-5.71	-5.33
0.4	-	-	-	-6.45	-5.67	-5.31	-6.42	-5.65	-5.32
0.6	-	-	-	-	-	-	-6.32	-5.73	-5.32

Not: k , optimal gecikme sayısını, T_B tahmin edilen kırılma tarihini, S_{t-1} iki kırılmalı LM birim kök testinin test istatistiğini, parantez içindeki değerler t istatistiğini ifade etmektedir. n belirlenen kırılma tarihinin %10 seviyesinde anlamlı olmadığını belirtmektedir. Test istatistiğine ilişkin kritik değerler Lee-Strazicich (2003)'ten elde edilmiştir. * %1; ** %5 ve *** %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Gölge değişkenlere ait kritik değerler için normal dağılım tablosu kullanılmış olup %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla 2.576, 1.96 ve 1.645'dir.

13 ülkenin (Avustralya, Danimarka, İngiltere, İsrail, İsveç, İsviçre, Japonya, Kanada, Kore, Meksika, Norveç, Türkiye ve Yeni Zelanda) RDK serisi için düzeyde ve eğimde iki kırılmanın anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Ancak, Çek Cumhuriyeti, İzlanda, Polonya ve Şile Cumhuriyeti için sadece bir kırılmanın anlamlı olduğu, Macaristan için ise aynı anda iki kırılmanın anlamlı olmadığı görülmüştür.

Çek Cumhuriyeti, İzlanda, Polonya ve Şile Cumhuriyeti için tek kırılmalı birim kök testinin uygulanması daha uygun gözükmektedir. Bu ülkeler için tek kırılma yerine iki kırılmanın dahil edilmesinin, birim kök temel hipotezini reddetme gücünü olumsuz olarak

etkileyip etkilemediğinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu olasılığı test etmek amacıyla, bu dört ülke için Lee-Strazicich (2004) tarafından geliştirilen tek kırılmalı LM birim kök testi uygulanmış olup sonuçlar Tablo 4’te yer almaktadır.

Tablo 4: Tek Kırılmalı LM Birim Kök Test Sonuçları

Ülkeler	MODEL C				
	k	T _B	S _{t-1}	D _t	DT _t
Çek Cumh.	0	2000:01	-0.2915 (-3.2459)	0.0243 (0.8839)	0.0035 (0.4555)
İzlanda	3	2004:03	-0.2674 (-3.9783)	-0.0797 (-3.2623)*	-0.0053 (-1.7952)***
Polonya	0	2000:02	-0.2826 (-3.3021)	0.0251 (0.8908)	0.0007 (0.0920)
Şile Cumh.	0	2001:02	-0.2669 (-2.9593)	0.0483 (2.1913)**	0.0143 (1.7660)***

Tek Kırılmalı LM Testi için Kritik Değerler

λ	1%	5%	10%
0.01	-5.11	-4.5	-4.21
0.02	-5.07	-4.47	-4.20
0.03	-5.15	-4.45	-4.18
0.04	-5.05	-4.50	-4.18
0.05	-5.11	-4.51	-4.17

Not: k, optimal gecikme sayısını, T_B tahmin edilen kırılma zamanını, S_{t-1} bir kırılmalı LM birim kök testinin test istatistiğini, parantez içindeki değerler t istatistiğini ifade etmektedir. n belirlenen kırılma tarihinin anlamlı olmadığını belirtmektedir. Test istatistiğine ilişkin kritik değerler Lee-Strazicich (2004)’ten elde edilmiştir. * %1; ** %5 ve *** %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Gölge değişkenlere ait kritik değerler için normal dağılım tablosu kullanılmış olup %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla 2.576, 1.96 ve 1.645’dir.

Tek kırılmalı LM birim kök test sonuçlarına göre 4 ülke için birim kök temel hipotezi reddedilememektedir. Gölge değişkenlerin istatistiksel anlamlılıklarına bakıldığında, İzlanda ve Şile Cumhuriyeti RDK serileri için, tek kırılmalı birim kök testinin daha uygun olduğu görülmüştür. Çek Cumhuriyeti ve Polonya RDK serileri için düzeyde ve eğimdeki bir kırılma anlamsız çıkmıştır. Bu iki ülke için kırılmaların ele alınmadığı klasik birim kök test sonuçlarının dikkate alınması daha doğru olacaktır.

6. SONUÇ

Bu çalışmada OECD’ye üye 18 ülkenin reel döviz kuru verilerinin durağanlığı 1993:Q1 – 2011:Q1 dönemi için klasik birim kök testi olan ADF, yapısal kırılmayı dikkate



alan Zivot-Andrews (1992) ve Lee-Strazicich (2003, 2004) LM birim kök testleri kullanılarak sınanmış ve bu ülkeler için SAGP'nin geçerli olup olmadığı araştırılmıştır.

ADF test sonucuna göre, sadece Meksika RDK serisi durağan bulunmuştur. Ancak yapısal kırılmanın varlığı durumunda ADF testinin gücü azalmaktadır. Yapısal kırılmalar dikkate alınarak yapılan analizlerde, durağan olmayan birçok seri, durağan özellikler sergileyebilmektedir. Yapısal kırılmaları dikkate alan ZA test sonucuna göre, Çek Cumhuriyeti, İzlanda, Japonya, Kanada, Kore, Macaristan, Meksika, Norveç, Türkiye ve Yeni Zelanda RDK serileri için yapısal kırılmasız birim kök temel hipotezi reddedilmektedir. İki kırılmalı LM birim kök test sonuçlarına göre ise, İzlanda, Kanada ve Meksika RDK serileri için yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi reddedilmektedir ancak İzlanda RDK serisi için aynı anda iki kırılma anlamsız bulunmuştur. Çek Cumhuriyeti, İzlanda, Polonya ve Şile Cumhuriyeti RDK serileri için tek kırılmalı LM birim kök testi uygulanmış ancak birim kök temel hipotezi bu ülkeler için reddedilememiştir. ZA ve LM birim kök testlerinde farklı sonuçlar elde edilmesi, ZA testinde karşılaşılan sahte reddetme problemini akıllara getirmektedir ve bu nedenle LM birim kök test sonuçlarına güvenilmesinin daha doğru olacağı düşünülmektedir.

Lee-Strazicich test sonuçlarına göre incelenen veri dönemi için Kanada ve Meksika'ya ait reel döviz kuru serilerine gelen şoklar geçicidir ve seriler durağandır. Bu ülkeler için satın alma gücü paritesi geçerlidir ve reel döviz kurundaki sapmalar, uzun dönemde denge değerine ulaşmaktadır.

Çalışmada ele alınan OECD'ye üye ülkelerin tamamında satın alma gücü paritesinin geçerli olmaması, fiyat seviyelerini (toptan eşya endeksi ve tüketici fiyatı endeksi) oluşturan mal çeşitlerinin farklılığından kaynaklanabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

Abuaf, N. and Jorion P. 1990. Purchasing Power Parity in the Long Run. *The Journal of Finance* 45: 157-174.

Akgül, I. 1995. Satınalma Gücü Paritesi: Uzun Dönem Yaklaşımı, *Marmara Üniversitesi Ekonometri Dergisi* 61-100.

Akram, Q. F. 2000. PPP Despite Real Shocks: An Empirical Analysis of the Norwegian Real Exchange Rate. *University of Oxford Discussion Paper Series* 1-59.

Bahmani-Oskooee, M. 1998. Do Exchange Rates Follow a Random Walk Process in Middle Eastern Countries? *Economics Letter* 58: 339-344.

Basher, S. A. and Mohsin, M. 2004. PPP Tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries. *Applied Economics Letters* 11(3):163-166.

Bozoklu Ş. ve Yılcı V. 2010. Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme. *Maliye Dergisi* 158:587-606.

Caporale, G. M. and Hanck, C. 2009. Cointegration Tests of PPP: Do They Also Exhibit Erratic Behaviour? *Applied Economics Letters* 16(1):9-15.

Cassel, G. 1918. Abnormal Deviations in International Exchanges. *Economic Journal* 18:413-415.

Cheung, Y-W. and Lai, K. S. 1998. Parity Reversion in Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period. *Journal of International Money and Finance* 17:597-614.

Civcir, İ. 2003. Before The Fall was The Turkish Lira Overvalued? *Eastern European Economics* 41(2):69-99.

Çağlayan, E. ve Şak, N. 2009. OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi: Panel Eşbütünleşme Yaklaşımı. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi* 26(1):483-500.



Dibooğlu, S. 1996. Real Disturbances, Relative Prices and Purchasing Power Parity. *Journal of Macroeconomics* 18(1):69-87.

Doğanlar, M. and Özmen, M. 2000. Purchasing Power Parity and Real Exchange Rates in Case of Developing Countries. *ISE Review* 4(16):91-102.

Drine, I. and Rault, C. 2008. Purchasing Power Parity for Developing and Developed Countries. What Can We Learn from Non-Stationary Panel Data Models? *Journal of Economic Surveys* 22(4):752-773.

Edison, H. J. 1987. Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978). *Journal of Money, Credit and Banking* 19(3):376-387.

Erlat, H. 2001. The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates. METU Economic Research Centre Working Paper.

Guloglu, B., Ispir, S. and Okat, D. 2011. Testing the Validity of Quasi PPP Hypothesis: Evidence from A Recent Panel Unit Root Test with Structural Break. *Applied Economic Letters* 18:1817-1822.

Islam, A. M. and Ahmed, S. M. 1999. The Purchasing Power Parity Relationship: Causality and Cointegration Tests Using Korea/US Exchange Rates and Prices. *Journal of Economic Development* 24(2):95-111.

Kalyoncu, H. ve Kalyoncu, K. 2008. Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root. *Economic Modelling* 25:440-445.

Karluk, S. Rıdvan. 2009. *Uluslararası Ekonomi, Bilim Teknik Yayınları, İstanbul.*

Kim, Y. 1990. Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach. *Journal of Money, Credit and Banking* 22(4):491-503.

Lau, C. 2009. A More Powerful Panel Unit Root Test with an Application to PPP. *Applied Economics Letters* 16(1): 75-80.

Lee, J. and Strazicich, M. C. 2003. Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics* 85(4):1082-1089.

Lee, J. and Strazicich, M. C. 2004. Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. *Appalachian State University Working Papers* 04-17:1-15.

Lothian, J. R. and Taylor, M. P. 1996. The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries. *The Journal of Political Economy* 104(3):488- 509.

MacDonald, R. 2007. *Exchange Rate Economics—Theory and Evidence*. Routledge, Newyork.

Narayan, P. K. 2005. New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries. *Applied Economics* 37:1063-1071.

Özkan, F. 2003. Denge Reel Kur Hesaplama Yöntemleri ve Reel Kur Dengesizliğinin Ölçülmesi: Türk Lirası Üzerine Bir Çalışma. TCMB, Ankara

Papell, D. H. 1997. Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity Under the Current Float. *Journal of International Economics* 43(3-4):313-332.

Perron, P. 1989. The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica* 57:1361-1401.

Ramirez, M. D. and Khan, S. 1999. A Cointegration Analysis Purchasing Power Parity: 1973-1996. *International Advances in Economic Research* 5(3):369-385.

Sayyan, H. 2005. Satın Alma Gücü Paritesi: Vektör Hata Giderme Modeli Yaklaşımı. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi* 20(232):96-104.



Sen, A. 2003. On Unit-Root Tests When The Alternative is a Trend Break Stationary Process. *Journal of Business and Economics Statistics* 21:174-184.

Tatođlu, F. Y. 2009. Reel Efektif döviz Kurunun Durađanlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması. *Dođuş Üniversitesi Dergisi* 10(2):310-323.

Taylor, A. M. 2002. A Century of Purchasing Power Parity. *The Review of Economics and Statistics* 84(1):139-150.

Yavuz, N. Ç. 2006. Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi. *Dođuş Üniversitesi Dergisi* 7(2):166-167.

Yavuz, N. Ç. 2009. Purchasing Power Parity with Multiple Structural Breaks: Evidence from Turkey. *Economics Bulletins* 5:51-53.

Yılcı, V. 2009. Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için İşsizlik Histerisinin Sınanması. *Dođuş Üniversitesi Dergisi* 10(2):324-335.

Zivot, E. and Andrews, D. W. K. 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics* 10(3):251-270.