

REEL EFEKTİF DÖVİZ KURUNUN DURAĞANLIĞININ YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ KULLANILARAK SINANMASI*

ANALYZING OF THE STATIONARITY OF REEL EFFECTIVE EXCHANGE RATES USING PANEL UNIT ROOT TESTS WITH STRUCTURAL BREAKS

Ferda Yerdelen TATOĞLU

*İstanbul Üniversitesi Ekonometri Bölümü
yerdelen@istanbul.edu.tr*

ÖZET: Ülkelerin ekonomik istikrarı hakkında önemli bilgiler veren reel döviz kurlarının durağanlığını incelemek için son yıllarda oldukça fazla çalışma yapılmaktadır. Reel döviz kurlarının durağanlığını analiz etmek için, serinin hem genel hem de bireysel olarak durağanlığının incelenmesine imkan tanıyan panel birim kök testleri sıklıkla kullanılmaktadır. Genel olarak, makro iktisadi zaman serilerinde bazı yıllarda yapısal kırılmalar olduğu görülmektedir. Bu kırılmalar dikkate alınmadan birim kök testleri yapılırsa; kırılma noktası dikkate alınarak durağan olan bir seride, durağanlığın reddi gibi yanıltıcı bir sonuçla karşılaşılabilir. Bu çalışmada, 25 OECD ülkesinde Satın Alma Gücü Paritesi teorisinin geçerliliğini sınamak için uygulanan panel durağanlık testleri, yapısal kırılmanın olduğu ve olmadığı durumlarda ele alınmıştır. Sonuçlara göre, yapısal kırılma dikkate alınmadan yapılan birim kök testlerinde sadece 10 ülkede SGP teorisi geçerli iken, kırılmalar dikkate alındığında teorisinin ülkelerin tamamında geçerli olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi ; Reel Döviz Kuru ; Panel Birim Kök Testi ; Yapısal Kırılma

JEL Sınıflaması: C01 ; C22 ; C23 ; F31

ABSTRACT: *In the last years, many studies have analyzed the stationarity of reel exchange rates which gives important knowledge about economic stability of countries. The panel unit root tests which include both pooled and individual unit root tests are used frequently to analyze the stationarity of real exchange rates. Generally, structural breaks issue have taken place in macroeconomic time series for some years. If unit root tests are used without taking account these structural breaks, stationarity hypothesis can be rejected mistakenly. In this study, panel unit root tests with and without structural breaks were used to analyze the validity of Purchasing Power Parity hypothesis in 25 OECD countries. According to the results, while in panel unit root tests with no break, PPP theory is valid for only 10 countries; it is valid for all countries in panel unit root tests with structural breaks.*

Keywords: *Purchasing Power Parity ; Real Exchange Rates ; Panel Unit Root Tes ; Structural Break*

JEL Classifications: C01 ; C22 ; C23 ; F31

* Bu çalışma, 24-25 Mayıs 2007 tarihleri arasında Malatya İnönü Üniversitesi'nde düzenlenen 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi'nde tebliğ olarak sunulmuş, bu çalışma ile genç araştırmacı teşvik ödülü kazanılmış ve gelen öneriler doğrultusunda revize edilip makale haline getirilmiştir. Katılımcılara değerli katkılarından dolayı, University of Leicester Department of Economics'e desteklerinden dolayı teşekkür ederim.

1. Giriş

Bir ülkede gerek ekonomik programların oluşturulmasında ve gerekse ekonomik faaliyetlere yön verilmesinde önemli rol oynayan döviz kurları, ülkenin ekonomik istikrarı hakkında da önemli bilgiler vermektedir. Özellikle yabancı ülkelerde üretilen malların yurtiçinde üretilen mallar cinsinden görelî fiyatını yansıtan reel döviz kurları, uluslararası rekabeti ölçmede önemli bir ölçüdür. Bu nedenle, reel döviz kurlarındaki değişimler ve sapmalar yakından takip edilmelidir, zira döviz kuru değişimlerinin istikrarlı bir çizgi izlemesi, ekonomik istikrarı da olumlu yönde etkileyecektir. Denge reel döviz kurunu analiz etmek için çeşitli teoriler ortaya atılmış olmakla birlikte, Satın Alma Gücü Paritesi (SGP) teorisi bunlardan en çok kabul görenlerdendir. İlk defa İsveçli iktisatçı Gustav Cassel (1918) tarafından sistematik bir şekilde incelenen SGP teorisi, IMF'e üye olan ülkelerde 1946'da başlayan Bretton Woods döneminin (sabit döviz kur sisteminin) 1973'te çöküşünü bir başka ifade ile dalgalı sisteme geçişini takip eden süreçte reel döviz kurlarındaki oynaklığın artması ile beraber yaygınlaşmıştır. Uzun dönemde reel döviz kurlarının sabit olduğunu varsayan SGP teorisinin geçerli olabilmesi için, reel döviz kurunun ortalamasına dönmesi gereklidir. Reel döviz kurunun ortalamasına dönüp dönmediğini saptamak için literatürde farklı yaklaşımlar bulunmakla birlikte, en genel ve en çok kabul göreni reel döviz kurunun durağanlığının sınanmasıdır.

1980'lerin başlarından itibaren SGP'nin geçerliliğini bir başka ifade ile reel döviz kurunun durağanlığını incelemek için, çeşitli birim kök testleri yapılmıştır. Abuaf ve Jorion (1990), Froot ve Rogoff (1994), Lothian ve Taylor (1996), Cuddington ve Liang (2000), Amara ve Papell (2006) ve Abumustafa (2006), reel döviz kuru serisine birim kök testleri uygulayarak, SGP'nin geçerliliğini test etmişlerdir. Panel birim kök testlerinin, sadece zaman boyutu üzerine kurulu birim kök testlerine göre daha güçlü olduğunun bilinmesi (bkz. Banerjee, 1999) nedeniyle, SGP'nin geçerliliğini sınamak için panel verilerle de oldukça fazla çalışma yapılmıştır. SGP'nin panel verilerle testine yönelik olarak, Mark (1990), MacDonald (1996), Oh (1996), Wu (1996), O'Connell (1998), Kuo ve Mikkola (2001), Banerjee, Marcellinoz ve Osbat (2005), Hunter ve Simpson (2001), Perron ve Moon (2003), Drine ve Rault (2003), Lopez (2003), Cerrato ve Sarantis (2004), Paul (2004), Cashin ve Mcdermott (2006), Beirne ve Hunter (2007) gibi araştırmacıların çalışmaları bulunmaktadır.

SGP'nin uzun dönemde geçerliliğini test etmek için durağanlık testlerinden başka, nominal döviz kuru ve fiyatlar arasında koentegrasyon ilişkisinin varlığına da bakılmaktadır. SGP'nin geçerliliğini, Corbae ve Outiaris (1988), Kim (1990), Fisher ve Park (1991) ve Ramirez ve Khan (1999) zaman serilerinde; Boyd ve Smith (1999), Canzoneri, Cumby ve Diba (1999), Andersson ve Lyhagen (1999), Pedroni (2001), Pedroni (2004), Hernandez ve Carracedo (2005) ve Hong ve Philips (2005) gibi araştırmacılar panel verilerde koentegrasyon tekniğini kullanarak test etmişlerdir.

Ayrıca; Taylor, Peel ve Sarno (2001), Chortareas, Kapetanios ve Shin (2002), Shively (2003), Kapetanios, Shin ve Snell (2003), Bec, Salem ve Carrasco (2004) ve Chortareas ve Kapetanios (2006), reel döviz kurunu doğrusal dışı kabul edip bu şekilde modellemişler (örn; TAR, STAR, ESTAR modeller) ve doğrusal olmayan bir biçimde ortalamasına dönüp dönmediğini test etmişlerdir.

Bu çalışmada, yapısal kırılmalı panel birim kök testleri kullanılarak, 25 OECD ülkesinde 1977-2004 yılları arasında reel efektif döviz kurunun durağan olup olmadığı araştırılacaktır. Şimdiye kadar çeşitli ülke grupları için panel verilerle yapılan çalışmalara genel olarak bakıldığında, bazılarındaki reel efektif döviz kurunun durağan olduğu kabul edilirken (örn; Kuo ve Mikkola (2001), Hunter ve Simpson (2001), Drine ve Rault (2003), Cashin ve McDermott (2006) ve Beirne ve Hunter (2007)); diğerlerinde (örn; Perron ve Moon (2003), Lopez (2003), Cerrato ve Sarantis (2004) ve Paul (2004)) ise reddedilmiştir. Bu farklılıklar; ele alınan ülke grupları, kullanılan yöntemler ve testler, döviz kuru serisinin doğrusal ya da doğrusal dışı kabul edilmesi gibi nedenlerden kaynaklanmaktadır. Ayrıca son yıllarda, panel birim kök testlerinde de zaman serilerinde olduğu gibi yapısal kırılmalar dikkate alınmaya başlanmış (Strazicich, Tieslau ve Lee (2001), Jewell, Lee, Tieslau ve Strazicich (2003), Im, Lee ve Tieslau (2005)) ve bu durumun test sonuçlarını önemli ölçüde etkilediği görülmüştür. Genel olarak makro iktisadi zaman serilerinde olduğu gibi, döviz kuru serisinde de bazı dönemlerde yapısal kırılmalarla karşılaşmaktadır ve bu kırılmaları dikkate almadan yapılan birim kök testlerinde yanıltıcı sonuçlar elde edilebilmektedir. SGP'nin geçerliliğini zaman serilerinde kırılmalı birim kök testleri ile sınavan Montanes (2000)'in çalışmasında, SGP'nin uzun dönemde geçerliliği reddedilirken; Narayan (2006) panel verilerde kırılmalı birim kök testleri ile yaptığı çalışmada (Hindistan'ın 16 ticaret ortağı ile), SGP'yi geçerli bulmuştur. Breitung ve Candelon (2005) ise yine benzer yöntemlerle, Asya ülkeleri için SGP'yi uzun dönemde geçerli bulurken, Güney ve Latin Amerika ülkeleri için geçerli bulamamıştır. OECD ülkeleri için yapılan bu çalışmada ise, yapısal kırılmanın dikkate alınmadığı durumda sadece 10 ülkede SGP teorisi geçerli iken, kırılmalar dikkate alındığında reel efektif döviz kurunun ülkelerin tamamında durağan olduğu görülmüştür.

2. Metodoloji

Ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılaşmasını ortadan kaldıran para birimlerini birbirine dönüştüren oran olarak tanımlanabilen SGP, “dünyada benzer malların benzer fiyatlardan satılması” ilkesini temel almaktadır. Mutlak SGP yaklaşımına göre, ülkelerde bir ürün grubunun belirlenen kurda fiyatları aynı olmalıdır. Bir başka ifade ile eğer teori geçerli ise; herhangi bir ulusal para biriminin satın alma gücünün, dünyanın her yerinde aynı olması gereklidir. Bu teoriye göre, reel döviz kurları uzun dönemde sabittir. Kısa dönemde ise, SGP'den sapmalar toplam talebe yön vermede kilit bir rol oynar, fakat yerli ve yabancı enflasyon arasında kalıcı farklılıklar olmadığı düşünülmektedir (yerli ve yabancı enflasyon oranları arasında kalıcı farklılıklar olması durumunda, reel döviz kuru aşırı değerlendirir ya da değer kaybeder). Döviz kuru sabit ise, yerli ve yabancı enflasyon arasındaki sapmaların sadece geçici olmasını ve cari hesabın uzun vadede değişmemesini (iyi ya da kötü yönde) sağlayacak şekilde SGP uzun dönemde geçerlidir (Burda ve Wyplosz, 2005: 305). Nispi SGP yaklaşımına göre ise, nominal döviz kurlarındaki değişimler iki ülke arasındaki enflasyon oranlarına bağlıdır (Seyidoğlu, 2003: 380-382) ve kur değişimleri enflasyon farklarını karşılar. Bir başka ifade ile nispi SGP, ülkelerde aynı ürün grubunun yıllar içinde fiyatlarındaki değişim hızının belirlenen kurda birbirine eşit olmasıdır.

Kısa ve orta dönemde SGP'nin geçerliliğinin düşük olduğu bilinmektedir, bunun iktisadi olarak en temel nedeninin, kur değişimleri ile fiyat değişimleri arasındaki zaman farklılıkları olduğu düşünülmektedir. Uzun dönem ve özellikle enflasyon

oranlarının yüksek olduğu ülkeler ele alındığında ise, yapılan çalışmalarda kur değişimleri ile SGP arasında büyük bir uyum olduğu görülmektedir (Seyidoğlu, 2003: 383). Ayrıca döviz kurlarının dalgalanmaya bırakıldığı uygulamalarda, teorik olarak uzun dönemde SGP'nin sağlanması gerekmektedir. Bu nedenle 1973'te dalgalı sisteme geçiş ile birlikte, uzun dönemde SGP'nin geçerliliğini saptamak için yapılan çalışmalar artmıştır. Bu teoriye göre, döviz kurlarının serbestçe belirlenmesi durumunda alacağı değer, ülkeler arasındaki göreceli fiyat değişim oranlarının bir ölçüsü olacaktır. Dolayısıyla denge döviz kuru, fiyat düzeylerinin oranı ile doğrusal bir ilişkiye sahiptir (Yıldırım, 2003: 3). SGP'nin uzun dönemde geçerliliği, reel ve nominal döviz kurları ve fiyat endeksleri yardımıyla saptanabilir. (q_t), reel döviz kurunun logaritması; (s_t), nominal döviz kurunun logaritması; (p_t), ulusal fiyat endeksinin logaritması ve (p_t^*), yabancı fiyat endeksinin logaritması olmak üzere aşağıdaki eşitlik geçerlidir;

$$q_t \equiv s_t - p_t + p_t^*$$

SGP uzun dönemde geçerli ise, reel döviz kurunun logaritması sıfır olmalıdır, bir başka ifade ile nominal döviz kurunun logaritması, fiyat düzeylerinin (logaritmik) farkına eşit olmalıdır ($s_t = p_t - p_t^*$). Dolayısıyla, SGP'nin uzun dönemde geçerli olabilmesi için, reel döviz kurunun ortalamasına dönmesi gereklidir, bunu analiz etmek için ise durağanlık testlerinden yararlanılabilir.

Panel durağanlık testleri, zaman serilerine ait durağanlık testlerine karşı daha güçlü olmaları nedeniyle tercih edilmektedir. Son yıllarda uygulamalı çalışmalarda, yapısal kırılmalara izin veren panel durağanlık (birim kök) testleri kullanılmaya başlanmıştır. Özellikle döviz kuru gibi ekonomik yapı değişikliklerine çok duyarlı olan serilerde, bazı dönemlerde yapısal kırılmalar görülmesi çok doğaldır. O halde döviz kurlarının durağanlığını sınamak için yapılan panel birim kök testlerinde, yapısal kırılmalar da dikkate alınmalıdır. Çünkü eğer bir ülkeye ya da tüm panele ait seride herhangi bir dönemde yapısal kırılma varsa, bu kırılmayı hesaba katmadan yapılan panel birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar doğurabilir. Şöyle ki; seri aslı itibari ile durağan olmasına rağmen, kırılmalar dikkate alınmazsa durağan dışı çıkabilir ve bu durum reel döviz kuru durağan iken durağan çıkmaması yönünde bir sonuç doğurabilir. Bu nedenle yapılan çalışmada, 25 OECD ülkesinde reel efektif döviz kuru serisine yapısal kırılmalı panel LM birim kök testleri uygulanacaktır.

Y_{it} serisi için aşağıdaki şekilde bir veri yaratma süreci olduğu düşünülün,

$$Y_{it} = \delta' Z_{it} + \gamma_i + X_{it}, \quad X_{it} = \beta_i X_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

burada Z_{it} , bağımsız değişkenler vektörüdür. H_0 hipotezi, "birim kök vardır" şeklinde kurulur ($H_0 : \beta_i = 1$) ve β_i 'lerin, her bir birim için farklı değer almasına izin verilir. $Z_{it} = [1, t]'$ ise, standart (kırılmaz) panel LM birim kök testi uygulanır.

Zaman serilerinde ilk olarak Perron (1989) tarafından geliştirilen ve daha sonrada panel verilere de uygulanmaya başlanan yapısal kırılmalı birim kök testlerinin genel olarak üç çeşidi vardır. Bunlardan ilki, "crash model" (kırılmalı model, model A) sabit parametrede değişikliğe izin verir; "changing growth model"

(değişen büyüme modeli, model B) eğim katsayısında bir değişmeye izin verir; model C ise hem sabitte hem de eğim parametresinde değişmeye izin verir. Bunlardan en çok kullanılanı Model A ve Model C'dir. Model A için bağımsız değişkenler vektörü, $Z_{it} = [1, t, D_{it}]$ şeklinde tanımlanmıştır (D_{it} , $D_{it} = 1$ for $t \geq T_{Bi} + 1$ ve aksi halde sıfır değerini alan bir gölge değişkendir). Model C için ise bağımsız değişkenler vektörü, $Z_{it} = [1, t, D_{it}, DT_{it}]$ şeklinde tanımlanabilir (DT_{it} , $DT_{it} = t - T_{Bi}$ for $t \geq T_{Bi} + 1$ ve aksi halde sıfır değerini alan bir gölge değişkendir). Bu modellerde, her bir birimde kırılma noktalarının (T_B) farklı konumda olması, yapısal değişikliklerin heterojen olmasına izin vermektedir. Her bir birim için LM birim kök test istatistiği aşağıdaki regresyondan elde edilebilir;

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i Z_{it} + \phi_i \tilde{S}_{i,t-1} + u_{it} \quad (2)$$

burada, $\tilde{S}_{it} = y_{it} - \tilde{\psi}_{xi} - Z_{it} \tilde{\delta}_i$ eşitliği vardır ($i=1, \dots, N$; $t=2, \dots, T$) ve $\tilde{\delta}_i$; $y_{it} - Z_{it} \tilde{\delta}_i$ yardımıyla bulunan $\tilde{\psi}_{xi} (\equiv \psi_i + X_{0i})$ 'nin kısıtlı en çok benzerlik tahmini, Δy_{it} 'nin ΔZ_{it} ve $\tilde{\psi}_{xi}$ 'ye göre regresyonundan elde edilen katsayıların bir vektörüdür. $\tilde{\tau}_i$, (t-istatistiği) olarak tanımlanan LM test istatistiği, $\phi_i = 0$ şeklindeki "birim kök vardır" hipotezini test etmek için kullanılır. Her bir birim için kırılma noktalarının (T_B) konumuna, LM testinin minimum edilmesi ile karar verilir;

$$LM_{it} = \underset{\lambda_i}{\text{Imf}} \tilde{\tau}(\lambda_i) \quad (3)$$

burada, $\lambda_i = T_B/T$ 'dir. Model A için LM birim kök testindeki kritik değerler, kırılmanın konumundan (λ) bağımsızdır ve aynı kritik değerler her bir ülke için kullanılabilir. Model C için ise, kritik değerler kırılmaların konumlarına göre değişkenlik gösterirler.

3. Ampirik Bulgular

Bu çalışmada, 25 OECD ülkesinin* reel efektif döviz kurlarının logaritmik değerleri kullanılmıştır. Reel döviz kuruna ait veriler 1977-2004 yılları arasında yıllık gözlemlenmiş olup, dengeli panel oluşturmaktadır. Yapısal kırılmanın olmadığı durumda, bir kırılma ve iki kırılma durumlarında panel LM birim kök testi kullanılmıştır, maksimum gecikme değeri; $k = 8$ olarak ve zaman aralığı; (0.1 - 0.9) olarak seçilmiştir. Yapısal kırılmanın olmadığı varsayıldığı durumda LM test ile karşılaştırmak amacıyla, panel ADF birim kök testi de kullanılmıştır. Kırılma olduğu durumda ise, iki farklı model (model A: kırılmalı model (sabitte gölge değişkenli model) ve kırılan trend modeli (Model C: trendde gölge değişkenli model)) tahmin edilerek test istatistikleri hesaplanmıştır.

* Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, İsviçre, Almanya, Danimarka, İspanya, Finlandiya, Fransa, Birleşik Milletler, Yunanistan, İrlanda, İzlanda, İtalya, Kore, Lüksemburg, Meksika, Hollanda, Norveç, Yeni Zelanda, Portekiz, İsveç, Türkiye, ABD.

Tablo 1, kırılmasız durumda panel LM ve panel ADF birim kök test sonuçlarını göstermektedir. ADF test sonuçlarına göre, İsviçre ve Yeni Zelanda'da %1; Avusturya ve İzlanda'da %5; Belçika, Almanya, Danimarka, İspanya ve Amerika'da %10 güven düzeyinde "birim kök vardır" sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bununla birlikte, reel döviz kuru serisi Avusturya, İspanya, İrlanda, İzlanda, İtalya, İsveç ve Türkiye'de %1; Finlandiya'da %5; Danimarka ve Meksika'da %10 güven düzeyinde panel LM birim kök testi sonucuna göre durağandır. Dolayısıyla bu ülkelerde, SGP teorisinin uzun dönemde geçerli olduğu söylenebilir.

Tablo 2, sabit terimde bir kırılma olduğu durumda (model A) panel LM birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Sonuçlara göre, panel LM test istatistiği sadece Kanada, Kore ve Lüksemburg için anlamsızdır, dolayısıyla bu ülkelerde bir yapısal kırılma ilave edildiğinde dahi reel döviz kuru durağan değildir; Almanya ve Fransa'da %5 güven düzeyinde; kalan ülkelerde ise %1 güven düzeyinde durağandır. Gölge değişkenin katsayısına ait t istatistik değeri 10 ülke için anlamlıdır ve kırılmalar 1983-2001 yılları arasında gerçekleşmiştir. Kırılan trend modeli (model C) için LM test sonuçları Tablo 3'de özetlenmektedir. Bu sonuçlar, reel döviz kuru serisinin tüm ülkeler için ya %1 ya da %5 güven düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Kırılma katsayısı genel olarak anlamlıdır ve kırılmalar 1982 ile 2001 yılları arasında yer almaktadır.

Tablo 4, sabit terimde 2 kırılma olduğu durumda (model A) LM birim kök testi sonuçlarını göstermektedir. Almanya, Fransa ve Lüksemburg için LM test istatistiği %5 güven düzeyinde; kalan ülkelerde ise %1 güven düzeyinde anlamlıdır. Sabitte bir kırılmaya izin verildiği durumda reel efektif döviz kuru serisi 22 ülkede durağan iken; 2 kırılmaya izin verildiği takdirde 25 ülkede durağan hale gelmiştir. Ayrıca 2 kırılma durumunda, bir kırılmalı duruma göre anlamlı kırılma sayısı da artmıştır. Anlamlı katsayılar bakıldığında her iki durumda da, Almanya'da kırılma noktası 1988 iken; Avusturya ve Kore'de 1993; Hollanda ve Yeni Zelanda'da da ise 2001'dir; diğer kırılma noktaları ise değişiklik göstermektedir. Kırılan trend modeli (model C), tablo 5'de gösterilmektedir. Sonuçlara göre, tüm ülkelerde trendde iki kırılmalı LM birim kök testi anlamlıdır ve reel efektif döviz kuru serisi, ülkelerin hepsinde durağandır. Bir ve iki kırılmalı durumlarda, bazı kırılma noktaları aynı tarihlere denk gelmektedir. Almanya ve Portekiz'de 1987; Danimarka ve Amerika'da 1986; Fransa'da 1991 ve Norveç'te 1999 yıllarında görülmektedir.

Bireysel panel birim kök testlerinin yanında genel birim kök testleri de yapılmış, sonuçları (LM; Levin, Lin & Chu (2002); Im, Pesaran & Shin (IPS, 2003), ADF-Fisher (Maddala ve Wu, 1999) ve PP-Fisher (Choi, 2001)) Tablo 6'da özetlenmiştir ve her bir test için "birim kök vardır" şeklinde kurulan H_0 hipotezi tüm OECD ülkeleri için yapısal kırılmanın olmadığı durumda, bir ve iki kırılmalı durumlarda reddedilebilir. Bir başka ifade ile, OECD ülkelerinde reel döviz kuru serisi durağandır.

4. Sonuç

Bu çalışmada, 1977-2004 yılları arasında OECD ülkelerinde reel efektif döviz kurlarının durağanlığı araştırılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre, yapısal kırılmanın göz ardı edildiği durumda panel ADF birim kök testi 9 ülkede; panel LM birim kök testi ise 10 ülkede anlamlıdır. Dolayısıyla SGP teorisi, söz konusu ülkelerde uzun dönemde geçerlidir. Bu durum iktisadi olarak, bu ülkelerde incelenen dönemde

istikrarlı bir döviz kuru politikası olduğu görüşünü akla getirmektedir. Bu ülkelerin dışında kalan, bir başka ifade ile SGP'nin geçerli olmadığı ülkelerde, reel kurdan sapmaların kalıcı olduğu ve nominal kurun fiyat farklılıklarını ortadan kaldıracak şekilde gerçekleşmediği söylenebilir. Bu ülkelerde uygulanan kur politikaları ekonomik faaliyetler üzerinde başarılı ve etkin olmadığından, döviz kuru değişimleri istikrarlı bir çizgi izlememekte ve bu sebeplerle ekonomik istikrar da olumsuz yönde etkilenmektedir. SGP'nin geçerli olmadığı ülkelerde politika yapıcılarını döviz kuru politikalarını, ekonomik istikrarı sağlayacak şekilde yeniden gözden geçirmelidirler. Sabit terimde ya da trendde kırılma olduğunun varsayıldığı ve bir ya da iki yapısal kırılma noktası eklendiği durumlarda ise, tüm OECD ülkelerine ait reel döviz kurları durağanlaşmakta bir başka ifade ile, SGP kabul edilebilir bir hipotez haline gelmektedir. Böylece çoğu OECD ülkesinde döviz kurlarının istikrarının, çeşitli dönemlerde ve çeşitli sebeplerle meydana gelen olaylardan (kriz vs.) etkilenmiş olduğu ve bu nedenle ülkelerde yapısal kırılmalar yaratmış bu olaylar analiz kapsamına alındığında, reel döviz kurunun uzun dönemde ortalamasına döndüğü görülmektedir. Daha önce yapılan çalışmalara göz atıldığında, Drine ve Rault (2003) 73 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için durağan olmayan dinamik panel kullanarak sınıadığı SGP teorisini OECD ülkeleri için geçerli bulmuştur. Cerrato ve Sarantis (2004), 20 OECD ülkesi için panel birim kök testleri kullanarak SGP teorisinin geçerliliğini sınıamış, fakat reel döviz kurunun ortalamasına dönmediğine karar vermiş; Banerjee, Marcellino ve Osbat (2005) ise, birçok panel birim kök testine alternatif olarak kullandıkları CPT birim kök test ile 20 OECD ülkesinin 18'inde "birim kök vardır" sıfır hipotezini reddetmişlerdir. Narayan (2005), 17 OECD ülkesinde SGP'nin geçerliliğini sınıamış, iki reel döviz kuru kullanmış (Amerikan Doları ve Alman Markı), sonuçların ele alınan döviz kuruna göre değiştiğini göstermiştir. Narayan (2006), 16 OECD ülkesinde yapısal kırılmalı panel LM birim kök test kullanarak Dolar ve Mark temelli reel döviz kurlarında durağanlığı incelemiş, sonuçlara göre kırılmanın olmadığı ve bir kırılma olduğu durumda reddedilen SGP hipotezi, iki kırılmalı durumlarda bireysel birim kök testlerinde Dolar bazlıda 8 ülkede, Mark bazlıda 11 ülkede geçerli iken tüm panelde de kabul edilebilir bir hipotez haline gelmiştir.

Görüldüğü gibi, bugüne kadar OECD ülkelerinde reel döviz kurlarının durağanlığı için yapılan testler karışık sonuçlar vermiştir. Panel verilerle yapılan çalışmalardaki genel kanı ise bu çalışmada olduğu gibi, bireysel birim kök testlerinde geçerliliği, bazı OECD ülkelerinde reddedilen reel döviz kurlarının durağan olduğu hipotezinin OECD ülkeleri için tüm panel için geçerli olduğu yönündedir. Ayrıca eğer bir seride bazı dönemlerde yapısal kırılmalar varsa ve bunlar olmadan birim kök testleri yapılırsa, sonuçlar ciddi bir şekilde etkilenecektir. Birim kök testlerine ilave edilen bir ve iki yapısal kırılma, yapılan birim kök testlerinin güçlerini arttırmış ve OECD ülkelerinde kırılmaların dikkate alınmadığı bireysel birim kök testlerindeki sonuçların aksine, döviz kurlarının durağan olduğuna dikkat çekmiştir. Bir başka ifade ile analizler yapısal kırılmaların varlığı dikkate alınarak yapıldığında, SGP'den sapmaların geçici olduğu ve uzun dönemde dengeye geleceği söylenebilir.

Tablo 1. Panel ADF ve LM Birim Kök Testi (Yapısal Kırılmasız)

Ülkeler	ADF	Gecikme Sayısı	LM	Gecikme Sayısı
Avustralya	19	4	-2.109	5
Avusturya	-3.434**	0	-4.862*	4
Belçika	-2.718***	1	0.983	6
Kanada	-1.958	1	-0.832	6
İsviçre	-3.836*	2	-2.038	6
Almanya	-2.853***	1	-1.783	6
Danimarka	-2.635***	0	-2.852***	2
İspanya	-2.647***	1	-3.653*	4
Finlandiya	-0.906	2	-3.194**	4
Fransa	-2.230	1	-0.492	3
Birleşik Krallık	-2.421	1	-1.824	6
Yunanistan	-1.572	0	-1.145	3
İrlanda	-1.284	0	-6.456*	0
İzlanda	-3.284**	0	-6.413*	0
İtalya	-2.294	0	-6.053*	0
Kore	-2.528	0	-1.547	2
Lüksemburg	-2.335	1	-1.124	2
Meksika	-2.502	0	-2.287***	8
Hollanda	-2.161	0	-1.971	4
Norveç	-2.299	0	1.280	6
Yeni Zelanda	-4.412*	3	-1.699	5
Portekiz	-0.970	0	-0.255	5
İsveç	-1.323	0	-6.219*	0
Türkiye	-1.386	0	-5.684*	0
Amerika	-2.752***	1	1.482	5

* %1; ** %5 ve *** %10 güven seviyesinde H_0 hipotezinin reddedildiğini (serinin durağan olduğunu) göstermektedir LM test için kritik değerler %1, %5 ve %10 güven düzeyi için sırasıyla -3.63, -3.06 and -2.77'dir.

Tablo 2. Bir Kırılmalı Panel LM Birim kök Testi (Model A "Kırılmalı Model")

Ülkeler	LM	Gecikme Sayısı	TB	B1[t]
Avusturya	-7.283*	0	1993	-0.264***[-1.773]
Belçika	-5.828*	0	1993	0.185 [1.048]
Kanada	-2.884	8	1988	-0.410* [-2.649]
İsviçre	-5.408*	0	1983	-0.479* [-3.263]
Almanya	-3.914**	7	1988	-0.433** [-2.346]
Danimarka	-6.268*	0	1984	0.038 [0.298]
İspanya	-5.607*	0	1983	-0.067 [-0.507]
Finlandiya	-6.718*	0	1990	0.316* [2.685]
Fransa	-4.069**	8	1990	-0.251***[-1.939]
Birleşik Krallık	-4.667*	7	1989	-0.229* [-2.930]
Yunanistan	-5.660*	0	1987	0.361* [2.684]
İrlanda	-7.422*	0	2001	0.048 [0.420]
İzlanda	-6.672*	0	1986	-0.116 [-0.965]
İtalya	-7.035*	0	1989	-0.095 [-0.788]
Kore	-2.074	4	1993	-0.353***[-1.874]
Lüksemburg	-2.651	6	1992	-0.253***[-1.715]
Meksika	-7.799*	0	1999	-0.092 [-0.679]
Hollanda	-5.807*	1	2001	0.254** [1.978]
Norveç	-4.283*	0	1994	0.439** [2.219]
Yeni Zelanda	-4.624*	7	2001	-0.247** [-2.132]
Portekiz	-4.973*	0	1992	0.110 [0.711]
İsveç	-6.670*	0	1987	0.158 [1.292]
Türkiye	-6.136*	0	1988	-0.086 [-0.600]
Amerika	-5.724*	0	1995	0.054 [0.374]

* LM test için kritik değerler %1, %5 ve %10 için sırasıyla -4.239, -3.566 ve -3.211'dir.

Tablo 3. Bir Kırılmalı Panel LM Birim Kök Testi (Model C “Kırılan Trend Modeli”)

Ülkeler	LM	Gecikme Sayısı	TB	B1[t]	D1[t]
Avustralya	-5.740*	3	1987	-0.733*[-5.886]	0.197*[3.888]
Avusturya	-6.563*	4	1982	-0.230**[-2.090]	0.179*[3.255]
Belçika	-6.128*	4	1982	0.022[1.173]	0.321*[3.931]
Kanada	-4.723**	8	1992	0.407*[2.701]	-0.560*[-4.441]
İsviçre	-4.817**	8	1995	-0.241**[-2.173]	0.162*[3.535]
Almanya	-5.117*	6	1987	0.629*[3.147]	-0.609*[-5.193]
Danimarka	-10.459*	7	1986	0.903*[8.570]	-0.836*[-9.749]
İspanya	-5.967*	0	1983	-0.115[-0.888]	0.076 [1.554]
Finlandiya	-7.616*	0	1990	0.331*[2.979]	-0.077**[-2.012]
Fransa	-7.579*	0	1991	0.230**[2.261]	-0.318*[-5.959]
Birleşik Krallık	-6.132*	7	2001	0.214*[3.437]	-0.197*[-4.773]
Yunanistan	-7.620*	2	1994	-0.811*[-7.697]	0.462*[7.179]
İrlanda	-8.272*	0	1997	0.058[0.516]	-0.099*[-2.098]
İzlanda	-6.592*	0	1986	-0.099[-0.812]	0.019[0.459]
İtalya	-6.882*	0	1990	-0.456*[-3.800]	0.122*[2.816]
Kore	-8.675*	0	1988	0.831*[6.117]	-0.524*[-7.157]
Lüksemburg	-7.227*	0	1994	0.461*[3.142]	-0.443*[-5.355]
Meksika	-6.750*	1	2001	-0.218[-1.509]	0.122[1.409]
Hollanda	-7.064*	0	1995	0.102[0.725]	-0.004[-0.072]
Norveç	-7.702*	0	1999	-0.587*[-3.383]	0.461*[5.067]
Yeni Zelanda	-6.341*	0	1995	0.432**[2.561]	-0.351*[-4.381]
Portekiz	-4.956**	7	1987	-0.514*[-3.313]	0.501*[4.920]
İsveç	-6.750*	0	1999	-0.008[-0.064]	0.051[0.944]
Türkiye	-7.659*	0	1984	0.437*[3.453]	-0.285*[-4.872]
Amerika	-6.952*	0	1986	-0.018[-0.141]	0.200*[3.912]

Kritik Değerler

λ	1 %	5 %	10 %
0.1	-5.11	-4.50	-4.21
0.2	-5.07	-4.47	-4.20
0.3	-5.15	-4.45	-4.18
0.4	-5.05	-4.50	-4.18
0.5	-5.11	-4.51	-4.17

* λ , kırılmaların konumlarını göstermektedir.

Tablo 4. İki Kırılmalı Panel LM Birim Kök Testi (Model A “Kırılmalı Model”)

Ülkeler	LM	Gecikme Sayısı	TB1	TB2	B1[t]	B2[t]
Avustralya	-6.059*	0	1985	1989	-0.096 [-0.681]	0.166 [1.170]
Avusturya	-7.360*	0	1989	1993	0.1871 [1.2521]	-0.302** [-1.983]
Belçika	-5.982*	0	1988	1993	0.326*** [1.778]	0.157 [0.876]
Kanada	-5.550*	0	1982	1984	0.202 [1.225]	-0.666* [-3.844]
İsviçre	-5.795*	0	1982	1984	0.025 [0.167]	0.351* [2.562]
Almanya	-4.037**	7	1984	1988	-0.686** [-2.140]	-0.771* [-2.923]
Danimarka	-6.615*	1	1985	1995	-0.364* [-3.351]	-0.053 [-0.490]
İspanya	-6.271*	0	1984	1987	-0.275** [-2.198]	-0.024 [-0.185]
Finlandiya	-7.983*	0	1986	1995	-0.075 [-0.676]	-0.064 [-0.602]
Fransa	-4.365**	0	1987	1992	-0.143 [-0.079]	-0.082 [-0.620]
Birleşik Krallık	-5.195*	0	1991	2001	-0.088 [-0.715]	-0.047 [-0.374]
Yunanistan	-6.613*	0	1983	2000	0.175 [0.372]	0.091 [0.715]
İrlanda	-7.660*	0	1991	2001	-0.123 [-1.078]	0.089 [0.782]
İzlanda	-7.164*	0	1987	1991	-0.134 [-1.116]	-0.030 [-0.250]
İtalya	-7.238*	0	1987	1989	0.050 [0.425]	-0.178 [-1.520]
Kore	-4.972*	0	1993	2003	-0.298*** [-1.768]	0.002 [0.013]
Lüksemburg	-4.272**	8	1988	1992	0.146 [0.873]	-0.186 [-1.372]
Meksika	-8.170*	0	1984	1988	-0.035 [-0.260]	-0.111 [-0.815]
Hollanda	-6.669*	0	1999	2001	-0.131 [-0.929]	0.298** [2.127]
Norveç	-5.542*	0	1988	2001	0.290 [1.525]	0.395** [2.033]
Yeni Zelanda	-5.056*	7	1994	2001	-0.165 [-1.282]	-0.236*** [-1.876]
Portekiz	-5.674*	0	1986	1992	0.252** [1.733]	0.017 [0.119]
İsveç	-7.101*	0	1984	2001	-0.259** [-2.044]	0.222*** [1.821]
Türkiye	-5.991*	0	1982	1993	-0.386* [-2.581]	-0.050 [-0.340]
Amerika	-5.732*	0	1982	1995	-0.059 [-0.402]	0.025 [0.166]

* Kritik değerler %1, %5 ve %10 güven düzeyi için sırasıyla -4.545, -3.842 ve -3.504'dir.

Tablo 5. İki Kırılmalı Panel LM Birim Kök Testi (Model C “Kırılan Trend Modeli”)

Ülkeler	LM	Gec. Sayısı	TB1	TB2	B1[t]	B2[t]	D1[t]	D2[t]
Avustralya	- 5.911**	0	1994	1998	.051 [.319]	-148 [-.985]	-159*** [-1.678]	-.078 [-.815]
Avusturya	-9.603*	4	1985	1990	.244* [2.750]	-728* [-5.488]	-.299* [-5.533]	.793* [8.643]
Belçika	-8.022*	0	1987	1993	-.010 [-.064]	.244 [1.579]	.376* [4.055]	-.036 [-.448]
Kanada	- 5.744**	1	1985	1988	.616* [3.560]	-.660* [-4.662]	-.553* [-3.647]	.170 [1.616]
İsviçre	- 6.159**	4	1986	1994	.594* [4.463]	-.228*** [-1.766]	-.238* [-3.564]	.309* [4.510]
Almanya	-6.495*	4	1987	2003	.783* [4.244]	-.157 [-.994]	-.657* [-6.081]	.230** [2.260]
Danimarka	- 10.809*	8	1986	2001	.981* [9.792]	.227* [3.666]	-.851* [-10.158]	-.041 [-1.277]
İspanya	-9.890*	8	1985	2001	.852* [9.497]	-.332* [-4.701]	-.647* [-8.934]	.244* [5.893]
Finlandiya	-7.920*	0	1983	1987	-.420* [-3.680]	.430* [4.180]	.214* [3.166]	-.254* [-3.817]
Fransa	-7.080*	0	1991	2002	.176 [1.606]	.122 [.948]	-.269* [-5.013]	.004 [.049]
Birleşik Krallık	-7.915*	0	1984	1994	.361* [3.639]	.148 [1.474]	-.210* [-4.291]	-.061 [-1.427]
Yunanistan	-8.227*	0	1990	2001	-.017 [-.145]	-.316** [-2.448]	-.029 [-.663]	.264* [3.539]
İrlanda	-8.677*	0	1988	1999	.107 [.969]	-.123 [-1.065]	-.195* [-4.081]	.148** [2.494]
İzlanda	-7.100*	0	1989	1993	.144 [1.116]	.336* [2.911]	.011 [.15]	-.058 [-.753]
İtalya	-7.382*	0	1987	1991	.094 [.708]	.274** [2.367]	.043 [.577]	-.100 [-1.267]
Kore	-8.336*	0	1990	2003	-.318** [-2.513]	.233 [1.537]	.098** [2.118]	-.219** [-2.113]
Lüksemburg	-7.610*	0	1984	2002	.106 [.775]	.008 [.049]	-.227* [-3.904]	.006 [.062]
Meksika	-8.173*	0	1985	1988	.556* [3.628]	-.056 [-.433]	-.339* [-3.520]	.384* [3.980]
Hollanda	-6.759*	0	1984	2002	.627* [4.366]	-.331** [-2.052]	-.261* [-4.025]	.443* [4.188]
Norveç	-7.472*	0	1995	1999	-.103 [-.549]	-.606* [-3.302]	.187*** [1.816]	.354* [2.862]
Yeni Zelanda	-8.018*	0	1986	1990	.005 [.031]	-.006 [-.040]	-.263* [-2.591]	-.233** [-2.547]
Portekiz	-6.894*	0	1983	1987	-.015 [-.100]	-.181 [-1.336]	.063 [.739]	.274* [2.922]
İsveç	-6.859*	3	1984	1997	-.217** [-2.312]	.245** [2.506]	.241* [4.895]	-.300* [-5.446]
Türkiye	-8.204*	0	1983	1987	-.043 [-0.305]	.222*** [1.746]	-.073 [-.894]	-.351* [-4.232]
Amerika	-6.681*	0	1986	2001	-.025 [-.176]	-.013 [-.087]	.216* [3.725]	.114 [1.470]

Kritik Değerler

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

* Kritik değerler sırasıyla %1, %5 ve %10 güven düzeyi için verilmiştir; λ_1 ise kırılmanın konumunu göstermektedir.

Tablo 6. Panel Birim Kök Testleri

Panel Birim Kök Testleri				
Bir Kırılma	Kırılma yok	LM istatistiği	-7.342*	
		Levin, Lin & Chu (t ist.)	-3.436*	
		Im, Pesaran & Shin (W ist.)	-4.656*	
		ADF – Fisher Chi-square	103.435*	
		PP – Fisher Chi-square	86.509*	
	(sabitte gölge değişken)	SBC	1.873**	
		max d	-3.071*	
		max td	-5.611*	
		Minimum LM	-11.100*	
		(trendde gölge değişken)	LM test istatistiği	-39.014*
			sabitte gölge değişken	-33.765*
İki Kırılma	Trendde gölge değişken	-46.423*		

* LM test için kritik değerler %1, %5 ve %10 için sırasıyla -2.326, -1.645 ve -1.282'dir. Fisher'in testi için olasılıklar asimptotik χ^2 dağılımı; Levin, Lin & Chu ve Im, Pesaran & Shin testinde asimptotik normal dağılım kullanılarak hesaplanır.

Referanslar

- ABUAF, N., JORION, P. (1990). Purchasing Power Parity in the Long Run. *The Journal of Finance*, Vol. 45 (1), 157-174
- ABUMUSTAFA, N. I. (2006). New Evidence of the Validity of Purchasing Power Parity from Jordan. *Applied Economics Letters*, Vol. 13, 379-383
- AMARA J. & PAPELL D.H. (2006). Testing for Purchasing Power Parity Using Stationary Covariates. *Applied Financial Economics*, Vol. 16 (1-2), 29-39
- ANDERSSON, J., LYHAGEN, J. (1999). A Long Memory Panel Unit root Test: PPP Revisited. WP, Stockholm School of Economics
- BANERJEE, A. (1999). Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61 (4), 607-629
- BANERJEE, A., MARCELLINO, M., OSBAT, C. (2005). Testing for PPP: Should We Use Panel Methods. *Empirical Economics*, Issue 1, 77-91
- BEC F., SALEM M. B. & CARRASCO M. (2004). Detecting Mean Reversion in Real Exchange Rates from A Multiple Regime STAR Model. WP, University of Rochester - Center for Economic Research
- BEIRNE, J., HUNTER, J. (2007). Is the Real Exchange Rate Stationary? A Similar Sized Test Approach for the Univariate and Panel Cases. WP, Brunel University
- BREITUNG, J., CANLEDON, B. (2005). Purchasing Power Parity During Currency Crisis: A Panel Unit Root Test under Structural Breaks. *Review of World Economic*, Vol. 141 (1), 124-140
- BOYD, D., SMITH, R. (1999). Testing for Purchasing Power Parity: Econometric Issues and an Application to Developing Countries. The Manchester School, Vol. 67 (3), 287-303
- BURDA, M., WYPLOSZ, C. (2005). *Macroeconomics*, 4th Edition, Oxford University Press New York
- CANZONERI, B. M., CUMBY, R., DIBA, B. (1999). Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long-Run: Evidence for A Panel of OECD Countries. *Journal of International Economics*, Vol. 47 (2), 245-266
- CASHIN P., MCDERMOTT, J. (2006). Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not at All?. IMF WP/04/128
- CASSEL, G. (1918) "Abnormal Deviations in International Exchanges. *Economic Journal*, Vol. 28, 413-415

- CERRATO, M., SARANTIS, N. (2004). Cross Sectional Dependence, Panel Unit Root Tests, and Purchasing Power Parity. WP, Centre for International Capital Markets London Metropolitan University
- CHOI, I., (2001). Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, 249-272
- CHORTAREAS, G.E., KAPETANIOS, G. (2006). The Yen Real Exchange Rate may be Stationary after all: Evidence from Nonlinear Unit Root Tests. WP/311, Bank of England
- CHORTAREAS, G. E., KAPETANIOS, G., SHIN, Y. (2002). Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates. *Economics Letter*, Vol. 77, 411-417
- CORBAE, D., OUTARIS, S. (1988). Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70 (3), 508-511
- CUDDINGTON, J. T., LIANG, H. (2000). Purchasing Power Parity Over Two Centuries" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19 (5), 753-757
- DRINE, I., RAULT, C. (2003). A Re-Examination of the Purchasing Power Parity Using Non-Stationary Dynamic Panel Methods: A Comparative Approach for Developing and Developed Countries. WP/570, William Davidson Institute
- FISHER, E., PARK, J. Y. (1991). Testing Purchasing Power Parity under the Null of Hypothesis of Co-integration. *The Economic Journal*, Vol. 101(409), 1476-1484
- FROOT, K., ROGOFF, K. (1994). Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates. WP/4952, National Bureau of Economic Research
- HERNANDEZ, J.R., CARRACEDO, M.F. (2005). Testing for Long-run Purchasing Power Parity in the Post Bretton Woods Era: Evidence from Old and New Tests. *Papeles de trabajo del Instituto de Estudios Fiscales Serie economía*, No. 24, 1-56
- HONG, S., PHILIPS, P. (2005). Testing Linearity in Cointegration Relations with an Application to Purchasing Power Parity. DP/154, Cowless Foundation
- HUNTER, J., SIMPSON, M. (2001). A Panel Test of Purchasing Power Parity under the Null of Stationary. WP, Brunel University Department of Economics
- IM, K., LEE, J., TIESLAU, M. (2005). Panel LM Unit-Root Test with Level Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 67, 393-419
- IM, K. S., PESARAN, M. H., SHIN, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels" *Journal of Econometrics*, Vol. 115 (1), 53-74
- JEWELL, T., LEE, J., TIESLAU, M., STRAZICICH, M. C. (2003). Stationary of Health Expenditures: A Re-Examination Using Panel Unit Root Tests with Heterogeneous Structural Breaks. *Journal of Health Economics*, Vol. 22(2), 313-23
- KAPETANIOS, G., SHIN, Y., SNELL, A. (2003). Testing For A Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, Vol. 112, 359-379
- KIM, Y. (1990). Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22 (4), 491-503
- KUO, B., MIKKOLA, A. (2001). How Sure Are We About Purchasing Power Parity? Panel Evidence with the Null of Stationary Real Exchange Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 33 (3), 767-789
- LEVIN, A., LIN, C., CHU, C. J. (2002). Unit Root Test with Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample. *Journal of Econometrics*, Vol. 108 (1), 1-24
- LOPEZ, C. (2003). Panel Unit Root Tests with GLS-Detrending with an Application to Purchasing Power Parity. WP, University of Amsterdam Econometrics and Empirical Economics
- LOTHIAN, J., TAYLOR, M.P. (1996). Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from Perspective of the Past Two Centuries. *Journal of Political Economy*, Vol.104, 488-509

- MACDONALD, R., (1996). Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates. *Economics Letters*, Vol. 50, 7-11
- MADDALA, G. S., WU, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data A New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, Vol. 6, 631-652
- MARK, N. C. (1990). Real and Nominal Exchange Rates in The Long Run: An Empirical Investigation. *Journal of International Economics*, Vol.28 (1/2), 115-136
- MONTANES, A. (2000). Unit Roots, Level Shifts and Purchasing Power Parity. WP, University of Zaragoza
- NARAYAN, P. K. (2005). New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries. *Applied Economics*, Vol. 37 (9), 1063-1071
- NARAYAN, P.K. (2006). Are Bilateral Real Exchange Rates Stationary? Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for India. *Applied Economics*, Vol.38, 63-70
- O'CONNELL, P. G. (1998). The Overvaluation of Purchasing Power Parity. *Journal of International Economics*, Vol. 44, 1-19
- OH, K. J. (1996). Purchasing Power Parity and Unit Root Tests Using Panel Data. *Journal of International Money And Finance*, Vol.15 (3), 405-418
- PAUL, M. (2004). Empirical Evidence of Purchasing Power Parity in Six South East Asian Countries – A Panel Data Approach” DP/83, Institute of Economic Growth University of Delhi Enclave
- PEDRONI, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83 (4), 727-731
- PEDRONI, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, Vol. 20, 597-625
- PERRON, B. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, Vol. 57, 1361-1401
- PERRON, B., MOON, H. R. (2003). Panel Evidence on Unit Roots in Exchange Rates and Interest Rates with Cross-Sectional Dependence” Canada Research Chair in Econometrics Financial Econometrics Conference
- RAMIREZ, M.D., KHAN, S. (1999). A Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity 1973-1996. *International Advances In Economic Research*, Vol.75(3), 369-385
- SHIVELY, P. (2003). Threshold Stationary Real Exchange Rates: A Nonlinear, Multivariate Approach. *Economics Bulletin*, Vol. 6 (2), 1-11
- SEYİDOĞLU, H. (2003). *Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama*, İstanbul, 15. Baskı
- STRAZICICH, M., TIESLAU, M., LEE, J. (2001). Hysteresis in Unemployment? Evidence from Panel Unit Root Tests with Structural Change. WP, University of North Texas
- TAYLOR, M.P., PEEL, D.A., SARNO L. (2001). Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Towards A Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles. *International Economic Review*, Vol. 42, 1015-1042
- WU, Y. (1996). Are Real Exchange Rates Stationary? Evidence from a Panel-Data Test. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.28 (1), 54-63
- YILDIRIM, O. (2003). Döviz Kurları Çerçevesinde Satın Alma Gücü Paritesinin Zaman Serisi Analizi ve Türkiye Ekonomisi Uygulaması. *Bankacılar Dergisi*, Sayı: 44, 3