SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN UZUN DÖNEMDE GEÇERLİLİĞİNİN YAPISAL KIRILMALI PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ KULLANILARAK SINANMASI

Ferda YERDELEN TATOĞLU*

ÖZET

Son yıllarda Satın Alma Gücü Paritesi (SGP) teorisinin uzun dönemde geçerliliğini sınamak için kullanılan yöntemler üzerinde pek çok çalışma yapılmaktadır. Bu yöntemlerden bir tanesi, reel efektif döviz kurlarının durağanlığının incelenmesi olup panel birim kök testleri, serinin hem genel hem de bireysel olarak durağanlığının incelenmesine imkan tanıması nedeniyle tercih edilmektedir. Bu çalışmada, 25 OECD ülkesi için reel döviz kuru serisi kullanılarak, hem genel hem de bireysel olarak SGP teorisinin geçerliliği sınanmıştır.

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 karşılaşılabilinir. Dolayısıyla bu çalışmada, 25 OECD ülkesinde SGP 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 teorinin ülkelerin tamamında geçerli olduğu görülmüştür.

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

TESTING FOR PURCHASING POWER PARITY IN THE LONG RUN USING PANEL UNIT ROOT TESTS WITH STRUCTURAL BREAKS

ABSTRACT

In the last years, a lot of studies have been made on the methods to analyze the validity of long-run Purchasing Power Parity (PPP). One method of them is to examine the stationary of real exchange rate. The panel unit root tests prefer by virtue of include both pooled and individual unit root tests. In this study, real exchange rate series was used for 25 OECD countries and the validity of PPP theory was tested for pooled and individual cases.

Generally, structural breaks may be seen in macroeconomic time series for some years. If unit root tests are used without taking account these structural breaks (no break), stationary hypothesis can be rejected mistakenly. So in this study, panel unit root tests were made for structural breaks and no break to analyze the PPP theory 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 breaks.

Key words: *Purchasing Power Parity, Real Exchange Rate, Panel Unit Root Test, Structural Break*

* Yrd. Doç. Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü Beyazıt – İstanbul, yerdelen@istanbul.edu.tr

1. GİRİŞ

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 göreli 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 ortaya çıkarılan SGP teorisi, IMF'e üye olan ülkelerde 1946'da başlayan Bretton Woods döneminin (sabit döviz kur sisteminin) 1973'de 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 araştırılmasıdır.

1980'lerin başlarında, reel döviz kurunun (q_t) durağanlığının; yani birim kök içerip içermediğinin tespitine yönelik olarak yapılan testlerin çoğunda kısa dönem kullanılmış ve testler genelde "seri birim kök içeriyor" şeklinde sonuçlanmıştır. Shiller ve Perron (1985) ve daha sonraki birçok araştırmacı kullanılan zaman boyutunun kısa olması durumunda birim kök testlerinin güçlerinin düşük olduğunu ve bu nedenle reel döviz kurunun hareketlerinin uzun dönemde analiz edilmesi gerektiğini söylemişlerdir (Dinçer, 2005, 14). 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, Satın Alma Gücü Paritesinin geçerliliğini test etmişlerdir. Panel birim kök testlerinin, sadece zaman boyutu üzerine kurulu birim kök testlerine göre daha güçlü olduğunun bilinmesi (bknz. Banerjee, 1999) nedeniyle, SGP'nin geçerliliğini sınamak için panel verilerle de oldukça fazla çalışma yapılmıştır. Reel döviz kuru için yapılan ilk panel birim kök testleri, "birim kök vardır" hipotezinin reddi şeklinde sonuçlanmıştır. Taylor ve Sarno (1998), bu testlerin çoğunda sıfır hipotezlerinin "tüm seriler birim kök içerir" şeklinde kurulması nedeniyle, sıfır hipotezini reddetme olasılığının yüksek olduğuna dikkat çekmişlerdir. Çünkü söz konusu hipotezin reddi için, sadece bir serinin durağan olması yeterlidir ve bu nedenle reel döviz kurunun genel olarak (pooled panel) test edilmesinden ziyade, bireysel (individual panel) testler daha çok bilgi vericidir. Daha sonra Sarno ve Taylor (1998), Coakley ve Fuertes (2000) ve bazı araştırmacılar uzun dönemli SGP'nin geçerliliğini sınamak için alternatif panel birim kök testleri kullanmışlardır. Satın Alma Gücü Paritesinin 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), Peron 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 da bulunmaktadır.

Satın Alma Gücü Paritesinin uzun dönemde geçerliliğini test etmek için, son zamanlarda birim kök testlerinden başka testler de kullanılmaktadır. Örneğin uzun dönemli SGP, nominal döviz kuru ve fiyatlar arasında koentegrasyon ilişkisinin

varlığına bakılarak analiz edilmektedir. Satın Alma Gücü Paritesinin 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 reel efektif döviz kurunun durağanlığının araştırılması yoluyla 25 OECD ülkesinde 1977-2004 yılları arasında uzun dönemde Satın Alma Gücü Paritesinin geçerliliği sınanacaktır. Şimdiye kadar çeşitli ülke grupları için panel verilerle yapılan çalışmalara genel olarak bakıldığında, bazılarında SGP'nin geçerliliği kabul edilirken (Kuo ve Mikkola (2001), Hunter ve Simpson (2001), Drine ve Rault (2003), Cashin ve Mcdermott (2006) ve Beirne ve Hunter (2007)); diğerlerinde (Peron 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 yada 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 durum, test sonuçlarını önemli ölçüde etkilemiştir. Genel olarak makro iktisadi zaman serilerinde olduğu gibi döviz kuru serisinde de bazı dönemlerde yapısal kırılmalarla karşılaşılmaktadır ve bu kırılmaları dikkate almayarak yapılan birim kök testlerinde yanıltıcı sonuçlarla karşılaşılabilinmektedir. SGP'nin geçerliliğini zaman serilerinde kırılmalı birim kök testleri ile sınayan Montanes (2000)'in çalışmasında SGP'nin uzun dönemde geçerliliği reddedilirken; Narayan (2006-b) 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 yapmış olduğumuz çalışmada ise, kırılmanın dikkate alınmadığı durumda sadece 10 ülkede SGP teorisi geçerli iken, kırılmalar dikkate alındığında teorinin ülkelerin tamamında geçerli olduğu görülmüştür

2. Metodoloji

SGP'nin, ünlü tek fiyat kanununun (law of one price) döviz piyasalarına uygulanmış şekli olduğu söylenebilir. "Dünyada benzer malların benzer fiyatlardan satılması" ilkesini temel alan SGP, ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılaşmasını ortadan kaldıran para birimlerini birbirine dönüştüren oran olarak da tanımlanabilmektedir**.** Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi 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. Dolayısıyla SGP, döviz kurunun kararlılığını gösteren bir

ölçüttür ve ülkeler arasında mal ve servislerin ortalama fiyatlarını karşılaştırmak için bir yoldur. Bu teoriye göre, reel döviz kurları uzun dönemde sabittir. Bu nedenle SGP, bir anlamda uzun dönem döviz kuru dengesi olarak da bilinir. Kısa dönemde ise, SGP'den sapmalar toplam talebe yön vermede kilit bir rol oynar, fakat yerli ve yabancı enflasyon arasında kalıcı farklılıklar olmadığı düşünülmektedir (şayet, yerli ve yabancı enflasyon oranı arasında kalıcı farklılıklar olsaydı, reel döviz kuru aşırı değerlenir yada değer kaybederdi). Döviz kuru sabit ise, yerli ve yabancı enflasyon arasındaki sapmaların sadece geçici olmasını ve cari hesabın uzun vadede değişmemesini (iyi yada kötü yönde) sağlayacak şekilde SGP uzun dönemde geçerlidir (Burda ve Wyplosz, 2005, 305). Nispi Satın Alma Gücü Paritesi yaklaşımına göre, nominal döviz kurlarındaki değişmeler iki ülke arasındaki enflasyon oranlarına bağlıdır (Seyidoğlu, 2003, 380-382) ve kur değişmeleri enflasyon farklarını karşılar. Bir başka ifade ile nispi SGP, ülkelerde aynı ürün grubunun yıllar içinde fiyatlarındaki değişim hızının belirlenen kurda birbirine eşit olmasıdır**.** Nispi SGP sağlandığında, reel kurun değişmiyor olması ülkeler arasındaki rekabet gücünün de aynı kalabileceği anlamına gelir (Dinçer, 2005, 13). Yabancı yada yurt içi fiyatların birisi yada her ikisi birden değişirse, nominal döviz kuru da bu farkı ortadan kaldıracak ve dolayısıyla reel döviz kurunu sabit tutacak şekilde değişmelidir. Reel şoklar yüzünden reel döviz kurunda gerçekleşecek hareketler, enflasyon oranı farkından bağımsız olarak nominal döviz kurunu da etkileyecektir.

Kısa ve orta dönemde SGP'nin geçerliliğinin düşük olduğu bilinmektedir, bunun iktisadi olarak en temel nedeninin, kur değişmeleri ile fiyat değişmeleri arasındaki zaman farklılıkları olduğu düşünülmektedir. Uzun dönem ve özellikle enflasyon oranlarının yüksek olduğu ülkeler ele alındığında ise, literatürde kur değişmeleri ile SGP arasında büyük bir uyum olduğu görülmektedir (Seyidoğlu, 2003, 383). Ayrıca döviz kurlarının dalgalanmaya bırakıldığı uygulamalarda, teorik olarak uzun dönemde Satın Alma Gücü Paritesinin sağlanması gerekmektedir. Bu nedenle 1973'de 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 göreli fiyat değişim oranlarının bir ölçüsü olacaktır. Dolayısıyla denge döviz kuru, fiyat düzeylerinin oranı ile doğrusal bir ilişkiye sahiptir (Yıldırım, 2003, 3). Satın Alma Gücü Paritesinin 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. Reel döviz kurunun ortalamasına dönüp dönmediğini analiz etmek için durağanlık testlerinden yararlanılabilinir.

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 kırılmalar görülmesi çok doğaldır. O halde uzun dönemde SGP'nin geçerliliğini sınamak için yapılan panel birim kök testlerinde yapısal kırılmalar da dikkate alınmalıdır. Çünkü eğer bir ülkeye yada 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 SGP teorisi geçerli iken geçersizliği yönünde sonuç doğurabilir. Bu nedenle, yapılan çalışmada 25 OECD ülkesinde SGP teorisinin geçerliliğini test etmek için, döviz kuru serisine yapısal kırılmalı panel LM birim kök testleri uygulanacaktır.

Y_{it} serisi için aşağıdaki şekilde bir veri yaratma süreci olduğunu düşünelim,

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

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 (kırılmasız) panel LM birim kök testi uygulanır.

Zaman serilerinde ilk olarak Peron (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. Model A için bağımsız değişkenler vektörü $Z_{it} = [1, t, D_{it}]'$ şeklinde tanımlanmıştır (D_{it}, $D_{it} = 1 \text{ for } t \geq T_{Bi} + 1$ ve aksi halde sıfır değerini alan bir gölge değişkendir). Model C için bağımsız değişkenler vektörü $Z_{it} = [1, t, D_{it}, DT_{it}]'$ şeklinde tanımlanabilir (DT_{it}, $DT_{it} = t - T_{Bi} \text{ for } t \geq T_{Bi} + 1$ 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. LM birim kök test istatistiği her bir birim için aşağıdaki regresyondan elde edilebilir;

$$\Delta Y_{it} = \delta_i' Z_{it} + \phi_i \tilde{S}_{i,t-1} + u_{it}$$

burada, $\tilde{S}_{it} = y_{it} - \tilde{\psi}_{xi} - Z_{it}\tilde{\delta}_i$ eşitliği vardır (i=1,...,N; t=2,...,T) ve $\tilde{\delta}_i$; $y_{i1} - Z_{i1}\tilde{\delta}_i$ 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 regresyonundaki 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;

$$LM_{\tau i} = \lim_{\lambda_i} f\tilde{\tau}(\lambda_i)$$

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 OECD ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi teorisinin geçerliliğini sınamak için, 25 OECD ülkesinin[*] reel efektif döviz kurlarının logaritmik değerleri kullanılmıştır. Reel efektif döviz kurunun logaritması durağansa, söz konusu ülkelerde Satın Alma Gücü teorisinin uzun dönemde geçerli olduğu söylenebilir. 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 olmadığının varsayıldığı durumda LM test ile karşılaştırmak amacıyla panel ADF birim kök testi de kullanılmıştır. Kırılma olduğu durumda ise iki farklı model (crash (kırılmalı) model (sabitte gölge değişkenli model) ve breaking trend (kırılan trend) model (trendde gölge değişkenli model)) tahmin edilerek test istatistikleri hesaplanmıştır.

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, Satın Alma Gücü Paritesi 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 reel döviz kuru durağan değildir. SGP hipotezi Almanya ve Fransa'da %5 güven düzeyinde; kalan ülkelerde ise %1 güven düzeyinde geçerlidir. Gölge değişkene ait katsayıya 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, kalan ülkelerde 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 durağandır. Ayrıca 2 kırılma durumunda, bir kırılmalı duruma göre anlamlı kırılma sayısı da artmıştır. Anlamlı katsayılara 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 Satın Alma Gücü Paritesi teorisi ülkelerin hepsinde geçerlidir. Bir ve iki kırılmalı

[*] 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

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 başka yapılan tüm panel birim kök test 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 ve bu nedenle Satın Alma Gücü Paritesi teorisi uzun dönemde geçerlidir.

4. Sonuç

Bu çalışmada, 1977-2004 yılları arasında OECD ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi teorisinin geçerliliği araştırılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre, yapısal kırılmanın olmadığının varsayıldığı 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 tutulmaktadır. Sabit terimde yada trendde kırılma olduğunun varsayıldığı ve bir yada iki kırılma noktası eklendiği durumlarda ise tüm ülkelere ait reel döviz kurları durağan hale gelmektedir, böylece yapısal kırılmanın dikkate alındığı durumda SGP teorisi, ele alınan OECD ülkeleri için kabul edilebilir bir hipotez haline gelmektedir. Daha önce yapılan çalışmalar göz atıldığında, Drine ve Rault (2003) 73 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için durağan olmayan dinamik panel kullanarak sınadığı SGP teorisini OECD ülkeleri için geçerli bulmuştur. Cerrato ve Sarantis (2004), 20 OECD ülkesi için panel birim kök testleri kullanarak SGP teorisinin geçerliliğini sınamış, fakat reel döviz kurunun ortalamasına dönmediğine karar vermiş; Banerjee, Marcellinoz ve Osbat (2005) ise, bir çok panel birim kök testine alternatif olarak kullandıkları CPT (feasible point optimal) birim kök test ile 20 OECD ülkesinin 18'inde "birim kök vardır" sıfır hipotezini reddetmişlerdir. Narayan (2005), 17 OECD ülkesinde SGP'nin geçerliliğini sınamış, iki reel döviz kuru kullanmış (amerikan doları ve alman markı), sonuçların ele alınan döviz kuruna göre değiştiğini göstermiştir. Narayan (2006-b), 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 PPP 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 sınanan Satın Alma Gücü Paritesi teorisi hipotezinin geçerliliği OECD ülkelerinde karışık sonuçlar vermiştir. Panel verilerle yapılan çalışmalardaki genel kanı ise bizim çalışmamızda olduğu gibi, bireysel birim kök testlerinde geçerliliği bazı OECD ülkelerinde reddedilen SGP teorisinin OECD ülkelerinde 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 ettiğimiz bir ve iki yapısal kırılma yapılan birim kök testlerinin güçlerini arttırmış ve OECD ülkelerinde kırılmaların dikkate alınmadığı bireysel birim kök testlerindeki sonuçların aksine SGP teorisinin geçerli olduğuna dikkat çekmiştir.

KAYNAKÇA

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 Pres 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

COAKLEY J.A. & FUARTES A.M. (2000), "Is There A Base Currency Effect in Long Run PPP?", International Journal Finance and Economics, Vol. 5 (4), 253-263

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

DİNÇER N.N., (2005), "Döviz Kuru Dalgalanmalarının Asimetrik Etkisi: Türkiye Örneği", Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü, DPT Uzmanlık Tezleri

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), 313-323

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 Exchanges 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 Zaragosa

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-a), “The Purchasing Power Parity Revised: New Evidence for 16 OECD Countries from Panel Unit Root Tests with Structural Breaks”, DP, Accounting, Finance and Economics, Vol. 1

NARAYAN P.K. (2006-b), “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 Enclaave

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

SARNO L. & TAYLOR M.P. (1998), "Real Exchange Rates under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion", Economics Letter, Vol. 60(2), 131-137

SHILLER R. & PERRON P. (1985), "Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation", Economics Letter, Vol. 18, 381-386

SHIVELY P. (2003), "Threshold Stationary Real Exchange Rates: A Nonlinear, Multivariate Approach", Economics Bulletin, Vol. 6 (2), 1-11

SEYİDOĞLU H., (2003), Uluslarası 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. & SARNO L. (1998), "The Behavior of Real Exchange Rates during the Post-Bretton Woods Period", Journal of International Economics, Vol. 46, 281-312

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

Tablo 1. Panel ADF ve LM Birim Kök Testi (yapısal kırılma yok)

Ülkeler	ADF	Gecikme Sayısı	LM	Gecikme Sayısı
Avustralya	-1.919	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

** LM test için kritik değerler %1, %5 ve %10 güven düzeyi için sırasıyla -3.63, -3.06 and -2.77'dır.*

Tablo 2. Bir Kırılmalı Panel LM Birim kök Testi (Model A "kırılmalı model"(sabitte gölge değişken))

Ülkeler	LM	Gecikme Sayısı	TB	B1[t]
Avustralya	-5.084*	3	1983	0.009 [0.075]
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" (trendde gölge değişken))

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"(sabitte gölge değişken))

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" (trendde gölge değişken))

Ülkeler	LM	Gecikme Sayısı	TB1	TB2	B1[t]	B2[t]	D1[t]	D2[t]
Avustralya	-5.911**	0	1994	1998	0.051 [0.319]	-0.148 [-0.985]	-0.159*** [-1.678]	-0.078 [-0.815]
Avusturya	-9.603*	4	1985	1990	0.244* [2.750]	-0.728* [-5.488]	-0.299* [-5.533]	0.793* [8.643]
Belçika	-8.022*	0	1987	1993	-0.010 [-0.064]	0.244 [1.579]	0.376* [4.055]	-0.036 [-0.448]
Kanada	-5.744**	1	1985	1988	0.616* [3.560]	-0.660* [-4.662]	-0.553* [-3.647]	0.170 [1.616]
İsviçre	-6.159**	4	1986	1994	0.594* [4.463]	-0.228*** [-1.766]	-0.238* [-3.564]	0.309* [4.510]
Almanya	-6.495*	4	1987	2003	0.783* [4.244]	-0.157 [-0.994]	-0.657* [-6.081]	0.230** [2.260]
Danimarka	-10.809*	8	1986	2001	0.981* [9.792]	0.227* [3.666]	-0.851* [-10.158]	-0.041 [-1.277]
İspanya	-9.890*	8	1985	2001	0.852* [9.497]	-0.332* [-4.701]	-0.647* [-8.934]	0.244* [5.893]
Finlandiya	-7.920*	0	1983	1987	-0.420* [-3.680]	0.430* [4.180]	0.214* [3.166]	-0.254* [-3.817]
Fransa	-7.080*	0	1991	2002	0.176 [1.606]	0.122 [0.948]	-0.269* [-5.013]	0.004 [0.049]
Birleşik Krallık	-7.915*	0	1984	1994	0.361* [3.639]	0.148 [1.474]	-0.210* [-4.291]	-0.061 [-1.427]
Yunanistan	-8.227*	0	1990	2001	-0.017 [-0.145]	-0.316** [-2.448]	-0.029 [-0.663]	0.264* [3.539]
İrlanda	-8.677*	0	1988	1999	0.107 [0.969]	-0.123 [-1.065]	-0.195* [-4.081]	0.148** [2.494]
İzlanda	-7.100*	0	1989	1993	0.144 [1.116]	0.336* [2.911]	0.011 [0.15]	-0.058 [-0.753]
İtalya	-7.382*	0	1987	1991	0.094 [0.708]	0.274** [2.367]	0.043 [0.577]	-0.100 [-1.267]
Kore	-8.336*	0	1990	2003	-0.318** [-2.513]	0.233 [1.537]	0.098** [2.118]	-0.219** [-2.113]
Lüksemburg	-7.610*	0	1984	2002	0.106 [0.775]	0.008 [0.049]	-0.227* [-3.904]	0.006 [0.062]
Meksika	-8.173*	0	1985	1988	0.556* [3.628]	-0.056 [-0.433]	-0.339* [-3.520]	0.384* [3.980]
Hollanda	-6.759*	0	1984	2002	0.627* [4.366]	-0.331** [-2.052]	-0.261* [-4.025]	0.443* [4.188]
Norveç	-7.472*	0	1995	1999	-0.103 [-0.549]	-0.606* [-3.302]	0.187*** [1.816]	0.354* [2.862]
Yeni Zelanda	-8.018*	0	1986	1990	0.005 [0.031]	-0.006 [-0.040]	-0.263* [-2.591]	-0.233** [-2.547]
Portekiz	-6.894*	0	1983	1987	-0.015 [-0.100]	-0.181 [-1.336]	0.063 [0.739]	0.274* [2.922]
İsveç	-6.859*	3	1984	1997	-0.217** [-2.312]	0.245** [2.506]	0.241* [4.895]	-0.300* [-5.446]
Türkiye	-8.204*	0	1983	1987	-0.043 [-0.305]	0.222*** [1.746]	-0.073 [-0.894]	-0.351* [-4.232]
Amerika	-6.681*	0	1986	2001	-0.025 [-0.176]	-0.013 [-0.087]	0.216* [3.725]	0.114 [1.470]

Kritik Değerler

	λ_2								
λ_1	**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_i ise kırılmanın konumunu göstermektedir.*

Tablo 6. Panel Birim Kök Testleri

Panel Birim Kök Testleri			
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*
Bir Kırılma	(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*
İki Kırılma		sabitte gölge değişken	-33.765*
		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 lm, Pesaran & Shin testinde asimptotik normal dağılım kullanılarak hesaplanır.*