

AVRUPA BİRLİĞİ'NİN GENİŞLEME SÜRECİNDE SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ SAĞLANIYOR MU?

Saadet Kasman^a,
Duygu Ayhan^b

ÖZET

Bu çalışma, Orta ve Doğu Avrupa'da yer alan onbir geçiş ekonomisi ve üç piyasa ekonomisi (Kıbrıs, Malta ve Türkiye) olmak üzere Avrupa Parasal Birliği'ne olası üye ülkelerde satın alma gücü paritesi (SGP) hipotezini incelemektedir. SGP'yi inceleyen önceki çalışmaların aksine, bu çalışmada zaman serilerinde yapısal kırılmaların dikkate alındığı ve Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından geliştirilen LM birim kök testleri kullanılmaktadır. Yapısal kırılmaların dikkate alınmasının nedeni, bu ülkelerin çoğunun piyasa ekonomisine geçiş sürecinde parasal ve reel şoklara maruz kalmasıdır. Çalışmaya ilişkin bulgular, tek ve iki kırılmalı durumda Alman Markı cinsinden reel döviz kuru serilerinin yedi ülkede durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, bu ülkelerde SGP sağlanmaktadır. Ampirik bulgular, reel döviz kurlarının Avrupa parasal bütünleşme sürecine etkisinin netleştirilmesi ve para politikalarının uyumu açısından politika yapıcılara yön gösterici olabilir.

Anahtar Kelimeler: Satın alma gücü paritesi, Orta ve Doğu Avrupa ülkeleri, yapısal kırılmalar, reel döviz kuru yakınsaması, Avrupa parasal bütünleşmesi

JEL Sınıflandırma: C22, F31, F39

DOES PURCHASING POWER PARITY HOLD IN EU ENLARGEMENT?

ABSTRACT

This paper investigates the purchasing power parity (PPP) hypothesis in the overall context of the potential EMU accession countries, the eleven Central and Eastern European transition countries and three market economy countries, Cyprus, Malta, and Turkey. Unlike the previous studies on PPP, this study uses the LM unit root tests of Lee and Strazicich (2003, 2004) that incorporate structural breaks in the data series. We consider the structural breaks since most of these countries undergone significant monetary and real shocks during the transition process. The findings indicate that in case of the one and two structural breaks, for the Deutschemark based real exchange series there is evidence of stationarity of real exchange rates for seven sample countries, which is consistent with PPP. The empirical findings may provide direction for policy makers to clarify the impact of real exchange rate behavior on the process of European monetary integration and to coordinate the monetary policies.

Keywords: Purchasing power parity, Central and Eastern European countries, structural breaks, real exchange rate convergence, European monetary integration

JEL classification: C22, F31, F39

1. GİRİŐ

Satınalma G¼c¼ Paritesi (SGP) hipotezi, uzun d¼nemli reel d¼viz kurlarının belirlenmesine iliřkin uluslararası finansın en önemli teorik yaklařımları arasından yer almaktadır. Nominal d¼viz kurları ile ulusal enflasyon oranları iliřkisinin bulunduđu bu hipotez, "mutlak SGP" ve "nisbi SGP" olmak üzere iki řekilde açıklanmaktadır. Mutlak SGP, belirli bir mal veya hizmetin aynı para birimi cinsinden fiyatının iki ÷lkede aynı olması gerektiđini belirten tek fiyat kanuna dayanmaktadır. Nisbi SGP ise, uzun d¼nemde bilateral d¼viz kurlarının, ÷lkeler arasındaki enflasyon farkını yansıtacak řekilde deđiřmesi gerektiđini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla, mal piyasasındaki farklılık, d¼viz piyasasına yansımalıdır. SGP hipotezinin iktisadi önemini beř bařlık altında sıralamak mümkündür (Rogoff, 1996; Sarno and Taylor, 2002): (i) nominal ve reel řoklar ile birlikte ortaya çıkan SGP'den sapma, reel d¼viz kurundaki hareketlerin açıklanmasında kullanılmaktadır, (ii) SGP, kur uyumsuzluđının derecesini belirlemektedir, (iii) SGP'nin sađlanması, açık ekonomi makroekonomideki varsayımlardan biridir, (iv) SGP, ÷lkeler arasındaki gelirlerin karřılařtırılması için enflasyon farklılıklarının giderilmesini amaçlamaktadır, (v) SGP, paritelerin oluřturulması için kullanılmaktadır.

Orta ve Dođu Avrupa ÷lkelerinde piyasa ekonomisine geçiř amacıyla 1990'lı yılların bařında önemli kurumsal ve yapısal deđiřimler meydana gelmiřtir. Ekonomik d¼nüş¼m s¼reci ile birlikte piyasaların serbestleřmesi, dıř ticaret reformu, özelleřtirme, rekabet politikası, yeni d¼viz kuru rejimlerinin uygulanması, finansal kurumların güçlendirilmesi ve dođrudan yabancı sermaye yatırımlarının teřvik edilmesi söz konusu olmuřtur. Yeniden yapılanma ve serbestleřme s¼recinin temel amacı, Avrupa Birliđi (AB) nin siyasi ve ekonomik yapısı ile bütünleřmeyi ařamalı olarak gerçekleřtirmektir. Bu s¼reç ile birlikte birçođ ÷lke enflasyonu kontrol altına almıř, para birimlerinin istikrarını sađlamıř, verimlilik artıřı elde etmiřtir. Sonuç olarak, bu ÷lkelerden sekizinin (Çek Cumhuriyeti, Estonya, Letonya, Litvanya, Macaristan, Polonya, Slovak Cumhuriyeti, Slovenya) yanı sıra, Kıbrıs ve Malta Mayıs 2004 itibariyle AB'ye üye olmuřtur. Bulgaristan ve Romanya Ocak 2007'de üye olurken, Hırvatistan'ın 2010 itibariyle birliđe katılması beklenmektedir. Türkiye ise, AB ile müzakerelere Ekim 2005'te bařlamıřtır.

AB'nin yeni oniki üyesinin ve iki aday ÷lkenin bir sonraki ařaması, Avrupa Parasal Birliđine (APB) geçiřtir. Bu amaçla, birliđe yeni katılan ÷lkelerin Maastricht kriterleri olarak ifade edilen kořulları yerine getirmesi, özellikle para politikası uygulamalarına benzer tepki verecek řekilde ekonomilerini yapılandırmaları gerekmektedir. Reel ekonomik yapıların yakınsamasının yanı sıra, benzer para politikalarının ve d¼viz kuru rejimlerinin uygulanması, Euro alanının başarılı bir řekilde geniřlemesi için zorunludur. Bu kapsamda, üye ÷lkeler arasında enflasyon oranlarının yakınsaması ve nominal d¼viz kurlarının istikrarlı seyretmesi, parasal birliđin en önemli iki kořuludur. Bu iki kriter, aynı zamanda, reel d¼viz kurlarının istikrarını belirlediđi için "reel d¼viz kurlarının yakınsaması" olarak da düşün¼lebilir. Öte yandan, SGP hipotezi, nominal d¼viz kurları ve görelili fiyat düzeyleri arasındaki oransal iliřkiden yola çıkarak reel d¼viz kurunun zaman içinde sabit bir deđere ulařacađını varsaymaktadır. Dolayısıyla, SGP'nin sađlanması Maastricht Kriterleri'nin yerine getirilmesi ile özdeleřmektedir. Bu nedenle, APB'ye katılacak olası ÷lkelerde SGP'nin sađlanması, geniřleme s¼recinde bu ÷lkelerin yapısal makroekonomik deđiřkenler ve politikalar yönünden zaman içinde uyum gösterdiđine dolayısıyla Euro alanındaki ekonomik bütünleřmesinin güçlendiđine bir kanıt olacaktır.

Bu çalıřmanın amacı, AB'nin geniřleme s¼recinde 12 yeni üyeyi ve Türkiye'nin de dahil olduđu iki aday ÷lkenin SGP hipotezine uyumlarını test etmektir. Böylelikle birliđe yeni dahil olmuř ve yakın gelecekte dahil olmayı planlayan ÷lkelerin homejen bir ekonomik yapı oluřturma yolundaki başarısını SGP hipotezi yönünden test etmek mümkün olacaktır. Koedijk vd. (2004), euro alanında SGP'nin test edilmesini üç neden ile açıklamaktadır. Bunlar, ortak para biriminin SGP'nin test edilmesinde yarattıđı avantaj, politika yapıcılar için üye ÷lkeler arasında enflasyon yakınsamasının önemi ve reel d¼viz kuru riskinin finansal piyasalar üzerindeki etkisidir. Bu nedenlerin yanı sıra, özellikle Orta

ve Doğu Avrupa ülkelerinde reel döviz kurlarının AB bütünleşme sürecine etkisinin incelenmesi önemlidir. Bunun nedeni, bu ülkelerin iki önemli özelliğine dayanmaktadır. Birincisi, bu ülkelerdeki ekonomik dönüşüm süreci ile birlikte ortaya çıkan ve reel döviz kurlarının aşırı değerlenmesine neden olan, dolayısıyla SGP'den uzun dönemde sapmaya yol açan reel verimlilik şoklarının varlığıdır¹. İkincisi ise, enflasyonist baskıların yarattığı ve SGP'den kısa dönemde sapmaya yol açan yoğun parasal şoklardır(Halpern and Wyplosz, 1996, Rogoff, 1996)². Öte yandan, ulusal para birimlerinin reel anlamda değerlenmesini engellemek amacıyla yapılmış döviz kuru müdahaleleri, enflasyonun yükselmesine ve dolayısıyla SGP'den kısa dönemde uzaklaşılmasına neden olmuş olabilir³.

Bu çalışmanın katkısını iki başlıkta belirtmek mümkündür. Birincisi, belirtilen ülkelerde SGP'nin test edilmesine yönelik birçok çalışma bulunmaktadır. Ancak, tek ülkeyi veya ülke gruplarını inceleyen mevcut çalışmalar, SGP hipotezini APB'ye katılacak olası ülkeler kapsamında ele almamış ve AB ekonomik bütünleşme sürecinde reel döviz kurlarının yakınsamasının önemini vurgulamamıştır. Bu çerçevede, elde edilen bulgular AB'nin ekonomik birlik olma yönündeki performansına ilişkin önemli politika önerileri ortaya koyacaktır. İkincisi, çalışmanın ampirik bölümünde, 14 ülkenin reel bilateral döviz kurlarının (dolar ve mark cinsinden) durağanlığının test edilmesi amacıyla geleneksel birim kök testlerinden biri olan KPSS ve yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği tek ve iki kırılmayı dikkate alan, Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından geliştirilen minimum LM birim kök testlerinin kullanılmasıdır. Yapısal kırılmaların dikkate alınmasının nedeni, bu ülkelerde piyasa ekonomisine geçiş sürecinde meydana gelen nominal ve reel şokların varlığı ve reel döviz kurlarını etkileyen ülkeye özgü yapısal sorunların varlığıdır. Bunlara örnek olarak 1996 yılında Bulgaristan'da hiperenflasyon ve bankacılık krizi, 1997'de Çek cumhuriyeti'nde bankacılık krizi, 1997'de uygulanmaya başlanan ve yoğun sermaye girişlerinin enflasyonist baskılara yol açtığı Romanya'daki ekonomik istikrar programı, 1994 ve 2001 Türkiye krizleri ve 1997 Asya ve 1998 Rusya krizleri verilebilir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

SGP'nin gelişmiş ülkeler için test edilmesine yönelik birçok çalışma bulunmaktadır⁴. Bunun yanısıra, AB genişleme sürecinde yer alan ülkelerde SGP'nin test edilmesini konu alan çalışmalarda artış dikkat çekmektedir. Ampirik bulguların farklılık gösterdiği bu çalışmalar, birim kök testleri, koentegrasyon yöntemi ve doğrusal olmayan modelleme olmak üzere üç ampirik yaklaşımda ele alınmaktadır.

SGP'nin test edilmesine yönelik en çok kullanılan yaklaşım reel döviz kurlarının durağanlığının incelendiği birim kök testleridir. Reel döviz kuru serilerinin durağan olması (birim kök içermemesi), ülkeler arasındaki enflasyon farklılıklarının ortadan kalkıp nominal döviz kurlarının istikrarlı bir şekilde seyrettiğini, dolayısıyla SGP'nin sağlandığını göstermektedir. *Thacker (1995)*, Macaristan ve Polonya'nın reel döviz kurlarının durağanlığını araştırmış ve SGP'nin sağlanmadığı sonucuna ulaşmıştır. 1984:1-2000:9

¹ Reel verimlilik şokları, ticarete konu olan malların, ticarete konu olmayan mallar cinsinden fiyatını etkileyerek SGP'den uzun dönemde sapmaya neden olmaktadır. Bu durum, "Balassa-Samuelsun hipotezi" olarak adlandırılmaktadır. Bu hipotez, aynı para birimi cinsinden ifade edilen ticarete konu olmayan malların fiyatının gelişmiş ülkelerde daha yüksek olacağını belirtmektedir. Bunun nedeni, gelişmiş ülkelerin ticarete konu olan malların üretiminde daha verimli olmasıdır.

² Dibooglu ve Kutun (2001), Polonya ve Macaristan'da reel döviz kuru hareketlerinin, sırasıyla nominal ve reel şoklar ile açıklanabileceğini ileri sürmektedir. Borghijs ve Kuijs (2004) ise, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Slovak Cumhuriyeti ve Slovenya'da nominal döviz kurlarındaki değişkenliğin esas olarak nominal şoklar (LM şokları) ile açıklanabileceğini belirtmektedirler.

³ Christev ve Noorbakhsh (2000) ve Sideris (2006), döviz kuru müdahalelerinin SGP'den uzun dönemde sapmaya yol açabileceğini ileri sürmektedirler.

⁴ Örneğin, Abuaf ve Jorion (1990), Cheung vd. (1995), Frankel ve Rose (1996), Wu (1996), Papell (1997), Taylor ve Sarno (1998), Sarno ve Taylor (1998), Kuo ve Mikkola (2001), Pedroni (2001), Wu ve Wu (2001), Alba ve Papell (2007).

dönemini ve birim kök testleri ile birlikte otoregresif parçalı bütünleşmiş hareketli ortalama modellerini (autoregressive fractionally integrated moving average models) ele alan *Erlat (2003)*, Türkiye'de mutlak SGP'nin sağlandığını ileri sürmektedir. *Lopez ve Papell (2007)*, 1973-2001 döneminde çeyrekli verileri ve panel birim kök testleri kullanarak Macaristan ve Malta'da SGP'nin sağlandığını belirtmektedirler. SGP'ne yakınsama ise, dört ülke için bulunmuştur: 1992 veya 1993'te başlama üzere Kıbrıs, Macaristan ve Malta; 1995'te başlamak üzere Polonya'dır. 1973:1-2004:10 dönemini ve eşiksel otoregresif birim kök testlerini (threshold autoregression with unit root) kullanan *Alba ve Park (2005)*, TL/DM reel döviz kurunda doğrusallık olmadığına yönelik güçlü bulgular elde etmişlerdir. Bir eşik rejimine göre (threshold regime) reel döviz kuru ortalamaya geri dönerken, diğerine göre birim kök içermektedir. *Solakoglu (2006)*, 1992-2003 dönemi için yıllık verileri ve panel birim kök testlerini kullanmış ve yirmi bir geçiş ekonomisinde SGP'nin sağlandığı sonucuna ulaşmıştır. Ancak, yapısal reformların başarıyla yapıldığı açık ekonomilerde, SGP'ne yakınsama daha hızlı gerçekleşirken; daha az açık olan ekonomilerde yakınsama daha yavaş olmaktadır. Son olarak, 1992:1-1999:10 dönemini ve Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından geliştirilen yapısal kırılmaların dikkate alındığı minimum LM birim kök testlerini kullanan *Payne vd. (2005)*, Hırvatistan'da SGP'nin sağlanmadığını ileri sürmektedirler.

SGP'nin test edilmesinde kullanılan ikinci yaklaşım, nispi fiyatlar ve nominal döviz kurları arasındaki koentegre ilişkinin araştırılmasıdır. Böyle bir ilişkinin varlığı, reel döviz kurunun ortalamaya geri döndüğünü dolayısıyla, SGP'nin sağlandığını göstermektedir. *Mahdavi ve Zhou (1994)*, 1974-1991 dönemi için çeyrekli verileri ve Johansen yöntemini kullanarak yüksek enflasyonun olduğu on üç ülkede SGP'ni test etmişlerdir. Türkiye'de SGP'nin sağlanmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde, 1980:10-1993:10 dönemini ve Engle-Granger iki aşamalı yaklaşımını kullanan *Telatar ve Kazdaglı (1998)*, Türkiye'de SGP'nin sağlanmadığını belirtmektedirler. *Choudhry (1999)*, 1991-1997 dönemi için aylık verileri ve parçalı ve Haris Inder koentegrasyon yöntemini (fractional and Harris Inder cointegration techniques) kullanmıştır. Yüksek enflasyona sahip Doğu Avrupa ülkeleri (Polonya, Romanya, Rusya ve Slovenya) arasında, sadece Rusya ve Slovenya'da nispi SGP'nin sağlandığını, mutlak SGP için ise zayıf bulgular elde edildiğini ileri sürmektedir. 1990:1-1998:11 dönemini ve Stock ve Watson ve Johansen koentegrasyon yöntemini kullanan *Christev ve Noorbakhsh (2000)*, Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Romanya ve Slovak Cumhuriyeti için SGP'ni test etmiştir. Koentegre vektörlerin simetrik olmamasına ve oransallık kısıtlamalarına rağmen reel döviz kurlarında uzun dönemde dengenin sağlandığı sonucuna ulaşmışlardır. *Barlow ve Radulescu (2002)*, 1992:1- 2000:8 dönemini ve Johansen yöntemini kullanarak Romanya'nın para birimi Leu ile dolar arasında SGP'nin sağlandığını bulmuştur. Benzer yöntemi 1994: 4-2000:12 dönemi için uygulayan *Barlow (2003)*, gelişmiş geçiş ekonomileri arasında yer alan Polonya ve Çek Cumhuriyeti'nin para birimleri (sırasıyla, Zloty and Koruna) arasında SGP'nin sağlandığını ileri sürmektedir. Ancak, SGP, bu iki ülkenin para birimi ile Romanya'nın para birimi Leu arasında sağlanmamaktadır. *Yazgan (2003)*, 1982-2001 dönemi için çeyrekli verileri ve geleneksel doğrusal çok değişkenli koentegrasyon yöntemini kullanarak Türkiye'de SGP'nin sağlandığını belirtmektedir. SGP'ne yakınsama ise, literatürde genel kabul görmüş süreden daha kısa olarak, altı ile dokuz çeyrekli dönem arasında gerçekleşmektedir⁵. Dolayısıyla, yüksek enflasyon, SGP'ne geri dönmeyi hızlandırmaktadır. Son olarak, *Sideris (2006)*, 1990-2004 dönemini ve Johansen çok değişkenli koentegrasyon ile panel koentegrasyon yöntemlerini kapsayan çalışmasında, geçmişte Sovyetler Birliğine dahil olan on yedi geçiş ekonomisinde SGP'ni test etmiştir. Birinci yöntem sonuçlarına göre, tek koentegre vektör 12 ülke için mevcut olurken, iki koentegre vektöre yönelik zayıf bulgular elde edilmiştir. İkinci yöntem ise, 17 ülkede de SGP'nin sağlandığını ortaya koymaktadır.

Son olarak, SGP, doğrusal olmayan modelleme yöntemleri kullanılarak test edilmektedir. *Sarno (2000)*, üstel düzgün geçişli kendisiyle bağlaşımlı modeli (exponential

⁵ Rogoff (1996), bu sürenin, üç ile beş yıl arasında olduğunu belirtmektedir.

smooth transition autoregressive model (ESTAR)) kullanarak 1980-1997 döneminde Türkiye ile temel ticaret ortaklarının (ABD, İngiltere, Almanya ve Fransa) para birimleri arasında SGP'nden sapmaların geçici olduğunu, dolayısıyla uzun dönemde SGP'nin sağlandığını ileri sürmektedir. Benzer yöntemi kullanan *Erlat (2004)*, 1984:1-2000:9 dönemi için Türkiye'de reel bileteral döviz kurlarının (dolar ve mark cinsinden) durağanlığını incelemiştir. Tüfe-bazlı dolar cinsinden reel döviz kurunun doğrusal olmayan durağanlığına yönelik güçlü bulgular elde ederken, aynı sonuç Tüfe-bazlı mark cinsinden seriler için geçerli değildir.

3. YÖNTEM

Bu çalışmada, SGP hipotezi, reel döviz kuru serilerinin duranlığı incelenerek test edilmiştir. Reel döviz kuru, rer_t , pariteden sapmaları şu denklem ile ölçmektedir:

$$rer_t = e_t + p_t^f - p_t^d \quad (1)$$

Burada, e_t , p_t^f , ve p_t^d , sırasıyla nominal döviz kurunun doğal logaritmasını, yabancı ülke fiyat düzeyini ve yurtiçi fiyat düzeyini göstermektedir. Reel döviz kurunun durağan olması, SGP hipotezinin sağlandığını belirtmektedir.

Bu çalışmada, reel döviz kurlarının duranlığının test edilmesi amacıyla yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri kullanılmıştır. Peron (1989) Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Peron (PP) gibi geleneksel birim kök testlerinin, yapısal kırılmaların varlığı durumunda serinin birinci dereceden bütünleşik olduğunu gösteren sıfır hipotezini reddetmekte başarısız olduğunu kanıtlamıştır. Bir diğer geleneksel birim kök testi Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen KPSS testidir. ADF ve PP birim kök testlerinden farklı olarak bu test, birim kökün varlığını gösteren alternatif hipotez karşısında durağanlığı sıfır hipotezinde test etmektedir. Ancak, bu test de yapısal kırılmaların varlığı durumunda ADF ve PP testlerinde varolan sorunları içermektedir. Buradan hareketle, Peron (1989), dışsal olarak belirlenen yapısal kırılmaların modele dahil edilmesi ile birlikte ADF testinin gücünü artırmaya çalışmıştır. Böylece, modele daha fazla bilgi içermesi sağlanacak ve testin birim kök olduğunu gösteren sıfır hipotezinin reddedilmesine yönelik gücü artırılabilecektir. Ne var ki, önceden belirlenen kırılma tarihi, yanlış belirlenmiş bir tarih olabilir. Bu nedenle Zivot and Andrews (1992) (ZA) and Perron (1997) yapısal kırılma noktalarının dışsal değil, içsel olarak belirlenmesini önermiştir. Ancak, bu iki test de problemlidir. Her iki testteki sorun, sıfır hipotezinde kırılmanın olmadığı varsayılarak kritik değerlerin belirlenmiş olmasıdır. Nunes vd. (1997), yapısal kırılmalı birim kök olduğu durumda bu varsayımın ölçü bozulmalarına yol açtığını ileri sürmektedirler. Aynı durumda, Lee ve Strazicich (2001), ZA (1992) ve Perron (1997) testlerinin yanlılığın ve ölçü bozulmalarının en fazla olduğu yerdeki kırılma tarihlerini seçme eğiliminde olduğunu göstermektedirler. Öte yandan, Lumsdaine ve Papell (LP) (1997), serilerde iki kırılmayı ele alarak ZA birim kök testini genişletmişlerdir. Lee ve Strazicich (2003) ise, iki kırılma durumunda tek ve iki kırılmalı sonuçların aynı olacağını göstermektedirler. Bu nedenle, yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği ADF-tipi birim kök testleri yanlış sonuçlar verebilir.

Bu çalışmada, ZA (1992), Perron (1997) ve LP (1997) testlerinin potansiyel sorunlarından kaçınmak amacıyla, Lee ve Strazicich (2001, 2003) tarafından geliştirilen yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği tek ve iki kırılmalı LM birim kök testleri kullanılmıştır. Önceki testlerin aksine, LM testlerinin ölçü özellikleri sıfır hipotezinde belirtilen kırılma(lar)dan etkilenmemektedir. Dolayısıyla, sıfır hipotezinin reddedilmesi açık bir şekilde stokastik yakınsamayı belirttiği için LM testlerinin sonuçları daha açıktır.

Avrupa Birliği'nin Genişleme Sürecinde Satın Alma Gücü Paritesi Sağlanıyor Mu?

Ele alınan ülkelerde SGP hipotezinin test edilmesi için kullanılan LM birim kök testi Denklem 2'de verilmektedir:

$$rer = \delta' Z_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \alpha \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Burada, Z_t , dışsal değişkenlerin vektörüdür. Birim kök testi, α parametrisinin test edilmesine dayanmaktadır. Çalışmada ele alınan model, alternatif hipotezde sabitte kayma ve trendin eğiminde değişimin yer aldığı Peron (1989) un C Modeli ile eş değerdir. Bu modelde, yapısal kırılmalar, dışsal değişkenlerin vektörünün, Z_t , $Z_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ olarak belirlenmesi ile birleştirilmektedir. Burada, $DT_t = t - T_B$, $t \geq T_B + 1$; aksi halde sıfırdır. T_B kırılma tarihini göstermektedir.

İki yapısal kırılma durumunda model, iki kırılmalı yapıdaki modeller gibi belirlenebilir. C Modeli şu şekilde ifade edilebilir: $Z_t = [1, t, D1_t, D2_t, DT1_t, DT2_t]'$. Burada, $D1_t$ ve $D2_t$, sırasıyla birinci ve ikinci yapısal kırılmayı belirleyen kukla değişkenlerdir. $DT1_t$ ve $DT2_t$, sırasıyla birinci ve ikinci yapısal kırılma tarihlerini göstermektedir.

Lee and Strazicich'de (2003) gösterildiği üzere, birim kök test istatistikleri (LM test istatistikleri) Denklem 3'te verilmektedir:

$$\Delta rer_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

Burada, Δ , birinci fark operatörü, \tilde{S}_t trendten arındırılmış seridir.⁶ Deklem 3'te, Z_t yerine ΔZ_t yer almaktadır. Bu nedenle, ΔZ_t , $[1, B_t, D_t]'$ şeklinde ifade edilmektedir. Burada $B_t = \Delta D_t$ ve $D_t = \Delta DT_t$ 'dir. Bu nedenle, B_t ve D_t , sırasıyla alternatif hipotezde sabitte ve trendte değişime; sıfır hipotezinde ise, bir dönemli sıçrama ve ortalamada değişime karşılık gelmektedir. Benzer şekilde, serilerde iki kırılma durumunda, ΔZ_t , $[1, B_{1t}, B_{2t}, D_{1t}, D_{2t}]'$ şeklinde ifade edilmektedir. Reel döviz kurunun birim kök içermesi durumunda t-testi kullanılarak sınanan sıfır hipotezi $\phi = 0$ şeklindedir. Alternatif hipotez ise, $\phi < 0$ olarak gösterilmektedir. LM t-test istatistiği şu şekilde ifade edilmektedir:

$$\tilde{\tau} : \phi = 0 \text{ boş hipotezini test eden t-istatistiği} \quad (4)$$

Kırılma tarih(ler)i, T_B , Denklem 5'te belirtilen minimum (en fazla negative olan) birim kök t-testi istatistikleri için olası kırılma tarihlerinin araştırılması ile belirlenmektedir.

$$LM_\tau = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (5)$$

Burada, $\lambda = T_B / T$ olarak ifade edilmektedir.

4. VERİ SETİ VE AMPİRİK BULGULAR

⁶ $\tilde{S}_t = rer_t - \tilde{\mu}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $\tilde{\delta}$, Δrer_t nin ΔZ_t üzerine yapılan regresyondaki katsayılarıdır. $\tilde{\mu}_x$, $rer_t - Z_t \tilde{\delta}$ dan bulunan kısıtlı maksimum olabilirlik tahmincisidir $\mu_x (\equiv \mu + X_0)$.

4.1. Veri Seti

Bu çalışmada, on dört ülkeye ait aylık reel bileteral döviz kuru serileri kullanılmıştır. TÜFE-bazlı reel bileteral döviz kurları, US dolar (USD) ve Alman markı (DM) cinsinden şu formül kullanılarak hesaplanmıştır:

$$RER_t = \log(E_t \cdot \frac{CPI_f}{CPI_d})$$

Bu formülde E_t nominal bileteral döviz kurlarını, CPI_f and CPI_d sırasıyla yabancı ülkenin ve yerli ülkenin tüketici fiyat endekslerini ifade etmektedir.

Veri seti IMF-IFS (International Financial Statistics) den elde edilmiştir. Her bir ülkeye ilişkin incelenen dönem Tablo 1’de verilmektedir.

Tablo 1. Reel Döviz Kurları: Ülkeler ve Dönemler

Ülkeler	İncelenen Dönem	
	USD	DM
Bulgaristan	1992:01-2006:09	1992:01:2006:09
Çek Cumhuriyeti	1994:01-2006:09	1993:06-2006:09
Estonya	1992:06-2006:09	1991:01-2006:09
Hırvatistan	1992:12-2006:09	1992:12-2006:09
Kıbrıs	1990:01-2006:09	1993:01-2006:09
Letonya	1992:02-2006:09	1992:12-2006:09
Litvanya	1992:12-2006:09	1991:01-2006:09
Macaristan	1990:01-2006:09	1992:02-2006:09
Malta	1990:01-2006:09	1991:01-2006:09
Polonya	1990:01-2006:09	1991:01-2006:09
Romanya	1990:10-2006:09	1991:01-2006:09
Slovak Cumhuriyeti	1993:01-2006:09	1993:01-2006:09
Slovenya	1991:12-2006:09	1991:12-2006:09
Türkiye	1990:01-2006:09	1991:01-2006:09

4.2. Ampirik Bulgular

Çalışmanın uygulama bölümünde ilk olarak ele alınan reel döviz kurlarının durağanlığını test etmek amacıyla KPSS testi (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin, 1992) kullanılmıştır. Durağanlığın boş hipotezde sınındığı KPSS testinin bulguları Tablo 2’de yer almaktadır. Boş hipotez hemen hemen bütün seriler için reddedilmektedir. USD-bazlı reel döviz kurları arasında sadece Romanya’nın reel döviz kuru serisi durağandır. Başka bir deyişle, Romanya için SGP hipotezi sağlanmaktadır. Öte yandan, DM- bazlı reel döviz kurları arasında Romanya ve Slovak Cumhuriyeti’ne ilişkin reel döviz kurlarının durağan olduğu görülmektedir. Sonuç olarak, KPSS testi, çalışmada kullanılan birçok reel döviz kuru serisinin bütünleşik olduğunu ve dolayısıyla SGP hipotezinin sağlanmadığını göstermektedir.

Tablo 2. KPSS Testi

USD-bazlı

DM-bazlı

Avrupa Birliği'nin Genişleme Sürecinde Satın Alma Gücü Paritesi Sağlanıyor Mu?

	reel döviz kurları		reel döviz kurları	
	k	test istatistiği	k	test istatistiği
Bulgaristan	6	0.163**	9	0.253*
Çek Cum.	10	0.271*	9	0.175**
Estonya	10	0.226*	10	0.364*
Hırvatistan	10	0.196**	10	0.230*
Kıbrıs	11	0.214**	10	0.187**
Letonya	10	0.282*	10	0.355*
Litvanya	10	0.248*	10	0.355*
Macaristan	11	0.229*	10	0.225*
Malta	11	0.256*	10	0.201**
Polonya	10	0.231*	10	0.229*
Romanya	10	0.110	9	0.072
Slovak Cum	10	0.292*	9	0.040
Slovenya	10	0.203**	9	0.190*
Türkiye	10	0.282*	10	0.187**

Not: k, optimum gecikme uzunluğunu göstermektedir. KPSS testi kritik değerleri, Kwiatkowski, Pesaran, Schmidt, Shin (1992, Tablo 1) den alınmıştır. *, **, *** sırasıyla, % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı (boş hipotezin reddedilmesi) göstermektedir.

Bir zaman serisi, birinci dereceden bütünleşik (I(1)) olmasına rağmen yapısal kırılma(lar)nın göz önüne alınmasıyla birlikte durağan bir sürece sahip olabilir. Peron (1989), yapısal kırılmanın varlığı durumunda geleneksel birim kök testlerinin boş hipotezi reddedemeyebileceğini belirtmektedir. Bunun nedeni, serilerdeki yapısal kırılmanın dikkate alınmamasıdır. Bu çalışmada, olası yapısal kırılmaları dikkate almak amacıyla Lee ve Strazicich (2001, 2003) tarafından geliştirilen LM testleri kullanılmaktadır. KPSS testinde olduğu gibi bu testler de, hem USD-bazlı hem de DM-bazlı reel döviz kuru serilerine uygulanmıştır. Tablo 3'te tek kırılmalı minimum LM birim kök testinin sonuçları yer almaktadır. USD-bazlı reel döviz kuru serilerine bakıldığında, birim kökün varlığını gösteren boş hipotezin sadece Romanya ve Türkiye'ye ilişkin seriler için reddedildiği görülmektedir. DM-bazlı reel döviz kuru serilerinde ise, Hırvatistan, Kıbrıs, Romanya, Slovak Cumhuriyet, Slovenya ve Türkiye'ye ait seriler için boş hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla, belirtilen altı ülkenin reel döviz kuru serilerinin durağan olması, bu ülkelerde SGP hipotezinin sağlandığını göstermektedir.

Tablo 3. Tek Kırılmalı Minimum LM Birim Kök Testi

USD-bazlı

DM-bazlı

	reel döviz kurları			reel döviz kurları		
	k	TB	LM test istatistiği (t)	k	TB	LM test istatistiği (t)
Bulgaristan	11	1993:08	-3.395	7	1994:05	-3.764
Çek Cum.	1	2000:04 _n	-3.374	6	2002:11 _n	-4.127
Estonya	1	1995:03	-2.508	3	1994:07	-1.982
Hırvatistan	8	1999:12	-2.586	3	1994:11	-4.516**
Kıbrıs	12	2000:02	-3.225	12	1996:10	-4.579**
Letonya	12	1994:02	-1.958	12	1993:01	-2.244
Litvanya	7	1996:02	-2.613	9	1996:03	-2.565
Macaristan	12	1998:07	-2.576	12	1999:01 _n	-3.276
Malta	1	2001:08	-3.783	6	1996:11	-2.897
Polonya	1	1991:12	-3.262	10	2002:10	-4.075
Romanya	12	1993:12	-4.962**	11	1997:12	-5.570*
Slovak Cum.	11	2000:11 _n	-2.895	12	2003:11	-5.002*
Slovenya	8	1999:12	-2.887	10	1994:10	-7.636*
Türkiye	1	2001:03	-4.858**	1	1994:11	-4.949**

Not: k, optimum gecikme uzunluğunu; TB, öngörülen kırılma tarihini; t, minimum LM test istatistiğini ve n, istatistiksel olarak anlamlı olmayan bir kırılma tarihini göstermektedir. Kritik değerler, Lee ve Strazicich (2004) ten alınmıştır. *, **, *** sırasıyla, % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı (boş hipotezin reddedilmesi) göstermektedir.

Lee ve Strazicich (2003), seride ikiden fazla kırılma olması halinde tek- kırılmalı testin gücünün azalabileceğini belirtmektedirler. Bu sorunu çözmek amacıyla, ele alınan reel döviz kuru serilerinin durağanlığı iki kırılmanın göz önüne alındığı birim kök testi kullanılarak incelenmektedir. İki-kırılmalı minimum LM testlerinin sonuçları, USD-bazlı ve DM-bazlı reel döviz kuru serileri için Tablo 4'te verilmektedir. USD-bazlı reel döviz kuru serileri için elde edilen sonuçlar tek-kırılmalı minimum LM testleri sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Birim kökün varlığını gösteren boş hipotez sadece Romanya ve Türkiye'ye ilişkin seriler için reddedilmektedir. Buna karşılık, DM-bazlı reel döviz kuru serilerine ilişkin bulgularda tek-kırılmalı minimum LM testleri sonuçlarından farklılık söz konusudur. Tek-kırılmalı minimum LM testlerinin aksine, Bulgaristan ve Estonya'nın DM-bazlı reel döviz kuru serileri için boş hipotez reddedilmektedir. İki-kırılmalı minimum LM testlerinin sonuçlarına göre, Bulgaristan, Estonya, Hırvatistan, Romanya, Slovak Cumhuriyet, Slovenya ve Türkiye'ye ait DM-bazlı reel döviz kuru serileri için boş hipotez reddedilmektedir. Dolayısıyla, belirtilen ülkelerde SGP hipotezi sağlanmaktadır. Öte yandan, Kıbrıs'a ait DM-bazlı reel döviz kuru serisinin ikinci kırılma tarihinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması nedeniyle Kıbrıs'a ilişkin sonuçlar tek-kırılmalı test sonucuna göre değerlendirilebilir. Başka bir deyişle, Kıbrıs için SGP hipotezi, tek yapısal kırılma durumunda sağlanmaktadır. Genel olarak bakıldığında, elde edilen ampirik bulguların mevcut literatür ile tutarlı olduğu görülmektedir. Örneğin, literatürde SGP hipotezinin Romanya (Barlow and Redulescu, 2002), Slovenya (Choudhry, 1999) ve Türkiye (Sarno, 2000; Yazgan, 2003) için sağlandığını belirten çalışmalar yer almaktadır.

Tablo 4. İki Kırılmalı Minimum LM Birim Kök Testi
USD-bazlı DM-bazlı

Avrupa Birliği'nin Genişleme Sürecinde Satın Alma Gücü Paritesi Sağlanıyor Mu?

	reel döviz kurları			reel döviz kurları		
	k	TB	LM test ist (t)	k	TB	LM test istatistiği (t)
Bulgaristan	11	1993:09, 2002:11	-4,474	7	1993:11,1997:03	-6.125**
Çek Cum.	12	1996:12, 002:02	-4.265	6	2001:08, 2003:09	-5.030
Estonya	1	1995:03, 2000:4n	-3.726	4	1994:03, 1997:05	-7.715*
Hırvatistan	8	1996:10, 2002:03	-4.175	3	1994:08, 1998:09	-5.448***
Kıbrıs	12	1996:11, 2002:05	-4.766	12	1996:08, 2004:07n	-5.018
Letonya	12	1994:03, 2000:03	-3.264	12	1995:05, 2002:03	-3.522
Litvanya	7	1995:02, 2000:04	-3.730	8	1995:01, 1999:05	-4.803
Macaristan	12	1995:02, 2002:03	-3.781	12	1994:12, 2001:08	-4.905
Malta	12	1992:07, 2003:08	-4.574	8	1994:05, 2000:10n	-4.580
Polonya	1	1991:09, 1999:08	-4.124	10	1999:08, 2003:03	-4.413
Romanya	12	1994:05, 2002:08n	-7.139*	11	1997:05, 2003:01	-5.870**
Slovak Cum	11	1999:12, 2003:08	-3.705	12	1996:09, 1998:10	-5.497***
Slovenya	9	1995:06, 2002:05	-5.033	10	1996:09, 1998:03n	-7.736*
Türkiye	1	1994:07, 2001:05	-5.839**	1	1994:03, 2001:05	-6.328**

Not: k, optimum gecikme uzunluğunu; TB, öngörülen kırılma tarihini; t, minimum LM test istatistiğini ve n, istatistiksel olarak anlamlı olmayan bir kırılma tarihini göstermektedir. Kritik değerler, Lee ve Strazicich (2004) ten alınmıştır. *, **, *** sırasıyla, % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı (boş hipotezin reddedilmesi) göstermektedir.

Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinin piyasa ekonomisine geçiş sürecinin ilk yıllarında genel yapısal değişimin yanı sıra ticarete konu olan sektörlerde meydana gelen yüksek verimlilik artışı, bu ülkelerde reel döviz kurlarının önemli ölçüde değer kazanmasına neden olmuştur. Ayrıca, bu ülkelere bazılarında son yıllarda birçok temel değişimler ortaya çıkmıştır. Örneğin, 1996 yılı sonunda Bulgaristan'da meydana gelen bankacılık krizi ve hiperenflasyona geçiş ve 1997 yılı başında Çek Cumhuriyeti'nde ortaya çıkan bankacılık kriziyle birlikte her iki ülkede ulusal para birimlerinin önemli ölçüde değer kaybetmesi; ayrıca, 1997 yılında Romanya'da uygulamaya geçilen istikrar programının yoğun sermaye girişlerine yol açarak enflasyonist etki yaratması temel değişimler arasında yer almaktadır. Belirtilen ülkelere özgü değişimlerin dışında geçiş ekonomileri, Asya ve Rusya krizleri gibi küresel krizlerin etkisi altında kalmıştır. 1998 Rusya krizi, özellikle Rusya ile yakın ticari ilişkileri olan ülkelerde dış şoklara karşı sürekli bir kırılganlığın ortaya çıkmasına neden olmuştur. Öte yandan, 1994 ve 2001 yıllarında Türkiye'de meydana gelen ülkeye özgü finansal krizler de gerçekleşmiştir. Sonuç olarak, belirtilen yapısal değişimlerin reel döviz kurlarında kırılmalara neden olduğu Tablo 4'te görülmektedir.

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmanın amacı, onbir Orta ve Doğu Avrupa geçiş ekonomisi ile Kıbrıs, Malta ve Türkiye gibi piyasa ekonomileri olmak üzere Avrupa Parasal Birliği (APB)'ne olası üye ülkeler için SGP hipotezini test etmektir. Ele alınan ülkeler arasından oniki ülke son üç yıl içinde Avrupa Birliği'ne üye olmuştur. Avrupa Birliği'nin ekonomik yapısı ile bütünleşmenin yanı sıra üye ülkeler arasında enflasyon oranlarının yakınsaması ya da parasal istikrar ile döviz kuru istikrarı parasal birliğin en önemli iki koşuludur. Bu iki temel Maastricht kriterinin yerine getirilmesi, aynı zamanda, reel döviz kuru istikrarını (reel döviz kurlarının yakınsaması) ve dolayısıyla SGP hipotezinin sağlandığını göstermektedir. Bu nedenle, APB'ye katılacak olası ülkelerde SGP hipotezinin sağlanmasına yönelik ampirik bulgular, genişleme sürecinde reel ekonomik yapıların yakınsamasıyla birlikte benzer para ve kur politikaların uygulanması, Euro alanındaki ekonomik bütünleşmenin güçlendiğine ilişkin bir kanıt olacaktır. Öte yandan, ele alınan ülkelerin birçoğunun 1990'lı yıllardan itibaren ekonomik ve yapısal reformlar gerçekleştirmesi, SGP hipotezinin test edilmesini önemli hale getirmektedir. Yeniden yapılanma ve serbestleşme sürecinin parasal ve reel şokları beraberinde getirmesiyle birlikte SGP hipotezinden kısa ve uzun dönemde sapmalar ortaya çıkmış olabilir.

Çalışmada, APB'ye olası üye ülkelerde SGP hipotezinin test edilmesi amacıyla USD ve DM-bazlı reel döviz kurlarının durağanlığı incelenmektedir. Literatürdeki mevcut çalışmalardan farklı olarak, serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan Lee and Strazicich (2001, 2003) tarafından geliştirilen LM birim kök testleri kullanılmaktadır. Durağanlığın boş hipotezde sınındığı KPSS testi, USD ve DM-bazlı hemen hemen bütün reel döviz kuru serilerinin durağan olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla, SGP hipotezi çoğu ülkede sağlanmamaktadır. Tek-kırılmanın dikkate alınması durumunda ise, USD-bazlı reel döviz kuru serileri arasında sadece Romanya ve Türkiye; DM-bazlı reel döviz kuru serileri arasında, Hırvatistan, Kıbrıs, Romanya, Slovak Cumhuriyet, Slovenya ve Türkiye için SGP hipotezi sağlanmaktadır. İki-kırılmalı birim kök testi sonuçları, USD-bazlı reel döviz kuru serileri için benzerlik gösterirken; DM-bazlı reel döviz kuru serileri arasında Bulgaristan, Estonya, Hırvatistan, Romanya, Slovak Cumhuriyet, Slovenya ve Türkiye için SGP hipotezi sağlanmaktadır. Dolayısıyla, belirtilen yedi ülkede, döviz kurlarında ani değişim, enflasyonist baskılar ya da parasal şoklardan kaynaklanan SGP hipotezinden kısa dönemli sapmalar söz konusu olabilmektedir. Ancak, uzun dönemde SGP hipotezi sağlanmaktadır.

Sonuç olarak, DM-bazlı reel döviz kuru serileri kapsamında ondört ülkeden yedisinde SGP hipotezinin sağlanması, APB'ye olası üye ülkelerin çoğunun iki temel Maastricht kriterini yerine getirdiğini göstermektedir. Dolayısıyla, belirtilen ülkelerde reel döviz kurlarının yakınsaması, APB ile olası bütünleşmenin bir göstergesi olarak değerlendirilebilir. Bu bulgu, para politikalarının uyumu ve dolayısıyla Euro alanında ekonomik bütünleşmenin güçlendirilmesi açısından politika yapıcılara yol gösterici olabilir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

Avrupa Birliği'nin Genişleme Sürecinde Satın Alma Gücü Paritesi Sağlanıyor Mu?

- ABUAF N., Jorion P., Purchasing power parity in the long-run. *Journal of Finance*, 45, 1, 157-174, (1990).
- ALBA J.D., Park D., An empirical investigation of purchasing power parity (PPP) for Turkey, *Journal of Policy Modelling*, 27, 8, 989-1000, (2005).
- ALBA J.D., Papell D.H., Purchasing power parity and country characteristics: Evidence from panel data tests, *Journal of Development Economics*, 83, 1, 240-251, (2007).
- BARLOW D., Radulescu R., Purchasing power parity in transition economies: The case of the Romanian Leu Against the Dolar, *Post-Communist Economies*, 14, 1, 123-135, (2002).
- BARLOW D., Purchasing power parity in three transition economies. *Economics of Planning*, 36, 3, 201-221, (2003).
- BORGHIS A., Kuijs L., Exchange rates in Central Europe: A blessing or a curse?, *IMF Working Paper*, 04/2, (2004).
- CHEUNG Y., Fung H., Lai K., Lo W., Purchasing power parity under the European Monetary System, *Journal of International Money and Finance*, 14, 2, 179-189, (1995).
- CHOUDHURY T., Purchasing power parity in high-inflation Eastern European countries: Evidence from Fractional and Haris-İnder cointegration tests, *Journal of Macroeconomics*, 21, 2, 293-308, (1999).
- CHRISTEV A., Noorbakhsh A., Long-run purchasing power parity, prices and exchange rates in transition: The case of six Central and East European countries, *Global Finance Journal*, 11, 1-2, 87-108, (2000).
- DIBOGLU S., Kutun A., Sources of real exchange rate fluctuations in transition economies: The case of Poland and Hungary, *Journal of Comparative Economics*, 29, 257-275, (2001).
- ERLAT H., The nature of persistence in Turkish real exchange rates, *Emerging Markets Finance and Trade*, 39, 2, 70-97, (2003).
- ERLAT H., Unit roots or nonlinear stationarity in Turkish real exchange rates, *Applied Economics Letters*, 11, 10, 645-650, (2004).
- FRANKEL J.A., Rose A.K., A panel Project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries, *Journal of International Economics*, 40, 1-2, 209-224, (1996).
- HALPERN L., Wyplosz C., Equilibrium exchange rates in Transition economies, *IMF Working Paper*, 96/125, (1996).
- KOEDIJK K.G., Tims B., Van Dijk M.A., Purchasing power parity and the Euro area, *Journal of International Money and finance*, 23, 7-8, 1081-1107, (2004).
- KWIATKOWSKI D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y., Testing for the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-78, (1992).

- KUO B.S., Mikkola A. How sure are we about purchasing power parity? Panel evidence with the null of stationary real exchange rates, *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 3, 767-789, (2001).
- LEE J, Strazicich M., Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 535-558, (2001).
- LEE J, Strazicich M., Minimum LM unit root test with two structural breaks, *Review of Economics and Statistics*, 85, 4, 1082-1089, (2003).
- LEE J, Strazicich M., Minimum LM unit root tests, *Appalachian State University, Department of Economics, Working Paper*, 04/17, (2004).
- LOPEZ C., Papell D.H., Convergence to purchasing power parity at the commencement of the euro, *Review of International Economics*, 15, 1, 1-16, (2007).
- LUMSDAINE R., Papell D., Multiple trend breaks and the unit root hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 79, 212-18, (1997).
- MAHDAVI S., Zhou S., Purchasing power parity in high inflation countries: Further evidence, *Journal of Macroeconomics*, 16, 3, 403-422, (1994).
- NUNES L., Newbold P., Kuan C., Testing for unit roots with breaks: Evidence on the great crash and the unit root hypothesis reconsidered, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 435-448, (1997).
- PAPELL D.H., Searching for stationarity: Purchasing power parity under the current float, *Journal of International Economics*, 43, 3-4, 313-332, (1997).
- PAYNE J., Lee J., Hofler R., Purchasing power parity: Evidence from a transition economy, *Journal of Policy Modeling*, 27, 9, 665-672, (2005).
- PEDRONI P., Purchasing power parity in cointegrated panels, *Review of Economics and Statistics*, 83, 727-731, (2001).
- PERRON P., Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80, 387-422, (1997).
- PERRON P., The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, 6, 1361-1401, (1989).
- ROGOFF K., The purchasing power parity puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34, 2, 647-668, (1996).
- SARNO L., Real exchange rate behavior in high inflation countries: Empirical evidence from Turkey, 1980-1997, *Applied Economics Letters*, 7, 5, 285-291, (2000).
- SARNO L., Taylor M.P., Real exchange rates under the recent float: Unequivocal evidence of mean reversion, *Economics Letters*, 60, 2, 131-137, (1998).
- SARNO L., Taylor M.P., Purchasing power parity and the real exchange rate, *IMF Staff Paper*, 49, 1, 65-105, (2002).
- SOLAKOGLU E.G., Testing purchasing power parity hypothesis for transition economies, *Applied Financial Economics*, 16, 7, 561-568, (2006).

Avrupa Birliđi'nin Geniřleme Sürecinde Satın Alma Gücü Paritesi Sađlanıyor Mu?

- SIDERIS D., Purchasing power parity in economies in transition: Evidence from Central and East European countries, *Applied Financial Economics*, 16, 1-2, 135-143, (2006).
- TAYLOR M.P., Sarno L., The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period, *Journal of International Economics*, 46, 2, 281-312, (1998).
- TELATAR E., Kazdagli H., Re-examine the long-run purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: The case of Turkey, *Applied Economics Letters*, 5, 51-53, (1998).
- WU Y., Are real exchange rates non-stationary? Evidence from a panel-data set, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 1, 54-63, (1996).
- WU J.L., Wu S., Is purchasing power parity overvalued?, *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 3, 804-812, (2001).
- YAZGAN M.E., The purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: A re-examination of the case of Turkey, *Applied Economics Letters*, 10, 3, 143-147, (2003).
- ZIVOT E., Andrews D.W.K., Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 3, 251-70, (1992).