

Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi Geçerliliğinin Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: OECD Ülkeleri Örneği

Investigation of the Validity of Purchasing Power Parity Hypothesis with Fourier Unit Root Tests: The Case of OECD Countries

Mehmet Akif DESTEK¹

Gaziantep Üniversitesi

İlyas OKUMUŞ²

Gaziantep Üniversitesi

Özet

Satın alma gücü paritesi (SAGP) hipotezi, ülkelerin finansal istikrar, yapısal uyum ve ekonomik reform programları açısından önemli bir gösterge olarak kabul edilmektedir. SAGP hipotezinin geçerliliği ise genellikle reel döviz kurlarının durağanlığı üzerinden test edilmektedir. Bu çalışmada 27 OECD ülkesi için SAGP'nin geçerliliği geleneksel ADF birim kök testi, KSS birim kök testi, Fourier ADF ve Fourier KSS birim kök testleri ile incelenmiş ve reel döviz kuru durağanlığının, yapısal değişim ve doğrusal olmama formu da gözetilerek araştırılması amaçlanmıştır. Çalışma sonuçlarına göre 14 OECD ülkesi için reel döviz kurunun yapısal değişimler altında doğrusal olmayan formda durağan olduğu dolayısıyla bu ülkelerde SAGP hipotezinin geçerli olduğu desteklenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, Fourier KSS, OECD Ülkeleri

Abstract

It is assumed that purchasing power parity (PPP) hypothesis is an important indicator with regard to financial stability, structural adjustment and economic reform programs of countries. The validity of PPP hypothesis is generally tested with the stationarity of real exchange rates. In this study, the validity of PPP hypothesis is examined with traditional ADF unit root test, KSS unit root test, Fourier ADF and Fourier KSS unit root tests for 27 OECD countries and it is aimed to investigate the stationarity of real exchange rate considering with structural changes and nonlinearity form. According to the results of study, real exchange rate is stationary in nonlinear form under structural changes for 14 OECD countries therefore it is supported that PPP hypothesis is exist in these countries.

Keywords: Purchasing Power Parity, Fourier KSS, OECD Countries

¹ Arş.Gör., Gaziantep Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
e-mail: adestek@gantep.edu.tr

² Arş.Gör., Gaziantep Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
e-mail: iokumus@gantep.edu.tr

Giriş

Satın alma gücü paritesi (SAGP), açık ekonomide makro modellerin ve birçok uluslararası teorik modellerin temel taşı olan önemli bir hipotezdir. Bu yüzden sadece araştırmacıların değil politika yapımcıların, merkez bankalarının ve uluslararası firmaların ilgisini çeken bir konudur. Satın alma gücü paritesi, iki ülkenin döviz kurlarının fiyat düzeyleri oranına eşitliğini göstermekte kullanılan bir yaklaşımdır (Akgül, 1995). Satın alma gücü paritesi yaklaşımı, Salamanca Üniversitesi bilim adamlarının 15. ve 16. yy. yazılarına kadar uzanan çok uzun bir geçmişe sahiptir (Taylor, 2003). Satın alma gücü paritesi terimi, reel döviz kuru hesaplamaları ile ilgili olarak ise ilk olarak Cassel (1918) tarafından literatüre kazandırılmıştır.

Tam rekabet koşulları altında homojen bir malın her yerde aynı fiyat düzeyine sahip olması gerektiğini savunan tek fiyat kanunu (TFK), SAGP'nin temel dayanağıdır. SAGP teorisini tek fiyat kanunun toplu bir genellemesi olarak; "iki ülkenin satın alma gücü aynı ise, her iki ülkenin para birimi arasındaki değişim oranı dengede olur" şeklinde ifade edebiliriz (Sarno ve Taylor, 2003). SAGP'nin geçerliliğinin test edilmesi yalnızca uluslararası parasal ekonomi için değil, aynı zamanda politik konular açısından da çok önem arz etmektedir. Hipotezin geçerliliği, döviz kuru paritesi ve döviz kuru politikasının ayarlanmasıyla doğrudan ilişkili olduğu için, birçok finansal istikrar planları, yapısal uyum politikaları ve ekonomik reform programları için çok önemlidir. Ayrıca, herhangi bir ekonominin dış rekabeti döviz kuru açısından sık sık değerlendirilir. SAGP, bu değerlendirmeyi yapmak için iyi bir araçtır.

Baharumshah vd. (2010) SAGP'nin para, enflasyon ve döviz kuru hedeflemesi seçimi için oluşturulan para politikası formülasyonunda ve mal ve hizmetlerin ortalama maliyetlerinin karşılaştırılmasında da kullanılabileceğini ifade etmişlerdir. Aynı zamanda, SAGP uygulaması, ülkeler arasında ticari entegrasyonun derecesi ve serbestleştirilmesini yansıtan bir gösterge olarak da kullanılır (Liew vd., 2009). Ayrıca, enflasyon farklarının iki ülke arasındaki nominal faiz oranları farkını etkilemesi nedeniyle SAGP hipotezini uluslararası Fisher hipoteziyle ilişkilendirmek mümkündür (Akinboade ve Makina, 2006).

SAGP hipotezi yukarıda saydığımız nedenlerden dolayı iktisatçılar ve politika yapımcılar tarafından sürekli takip edilmektedir. SAGP hipotezi, sabit ya da ortalamaya geri dönme eğiliminde olan bir reel döviz kuru düzeyini gerektirmektedir. Bu yüzden reel döviz kuru hareketleri incelenmektedir. Yüksek dalgalanmalı bir reel döviz kuru SAGP ile uyumlu değildir. SAGP hipotezinin uzun dönemde geçerli olması için reel döviz kurunun durağan olması ve sabit bir ortalamaya geri dönmesi gerekmektedir. Reel döviz kuru uzun dönemde durağan değil ise yani birim köklü ise kurun ortalamadan sapmaları kalıcı olacak ve SAGP hipotezi geçersiz olacaktır.

Son zamanlarda, geleneksel birim kök testlerinin bölgeler arası bilgiyi dikkate almada başarısız olduğu böylelikle daha az etkin tahminlere neden olduğu ve aynı zamanda daha az güce sahip olduğu kabul edilmektedir (Choi ve Chue, 2007; Im vd., 2003; Levin vd., 2002; Maddala ve Wu, 1999; Pesaran, 2007; Taylor ve Sarno, 1998). Bu nedenle çalışmada SAGP hipotezinin 27 OECD ülkesindeki geçerliliği, geleneksel ADF birim kök testinin yanı sıra serilerin doğrusal olmama formunu da göz önünde bulunduran KSS birim kök testi ve bu testlerin yumuşak geçişli değişimlerini de göz önünde bulunduran Fourier fonksiyonların dahil edildiği modeller aracılığıyla incelenmesi amaçlanmıştır.

Çalışmanın takip eden kısımları şu şekildedir; ikinci bölümde SAGP hipotezinin geçerliliğini geleneksel ve güncel birim kök teknikleriyle sınavan çalışmalara ve bu çalışmalarda elde edilen bulgulara yer verilmiş daha sonra çalışmada kullanılan veriler, faydalanılan yöntemler ve ampirik model hakkında bilgiler verilmiştir. Dördüncü bölümde analizler sonucunda elde edilen ampirik bulgulara yer verilirken, son olarak ulaşılan sonuçlar dahilinde çeşitli politik önerilerde bulunulmuştur.

Literatür Taraması

Literatürde SAGP'nin geçerliliğini sınavan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Hipotezi test etmek için çok çeşitli birim kök testleri kullanılmaktadır. Sabit bir ortalamaya geri dönen reel döviz kuru SAGP ile uyumluyken, durağan olmayan bir reel döviz kuru durumunda SAGP geçerli değildir. Reel döviz kuru sabit ise uzun dönemde denge değerinden uzaklaşmamakta ve SAGP hipotezi geçerli olmaktadır (Sarno ve Taylor, 2003). SAGP'nin geçersiz olması durumunda, reel döviz kurundaki şoklar kalıcı olmakta, nominal döviz kurları ve görelî fiyat seviyeleri uzun dönemde yakınsamamakta ve değişimi belirlemek için herhangi bir para politikasının kullanılması mümkün olmamaktadır (Yılanıcı ve Eriş, 2013). Uygulamalı çalışmalarda hipotezin geçerliliği ile ilgili bir fikir birliğine ulaşılamadığı görülmektedir. Çalışmalarda kullanılan ekonometrik yöntem ve veri aralığına göre farklı sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Ayrıca SAGP'nin geçerliliğini uzun dönemde sınamak için eşbütünleşme testleri de kullanılmaktadır. Bu testlerde nominal döviz kuru ile yurtiçi ve yurtdışı fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisine bakılmaktadır. İlişkinin varlığı SAGP'nin geçerli olduğunu göstermektedir. Bu çalışmada son zamanlarda yapılan ve güncel ekonomik teknikleri kullanan çalışmaların detaylarını sunmaya çalıştık. Önceki çalışmalardaki SAGP ve reel döviz kurunun teorik ve ampirik yönleri hakkında daha detaylı literatür için, MacDonald ve Taylor (1992), Taylor (1995), Rogoff (1996), Taylor ve Sarno (1998), Sarno ve Taylor (2002), Taylor ve Taylor (2004), Lothian ve Taylor (2000, 2008) çalışmaları incelenebilir.

Jiang vd. (2015), keskin kırılmalı (sharp breaks) ve yumuşak değişmeli (smooth shift) panel birim kök testi aracılığıyla reel efektif döviz kuru oranlarını 34 OECD ülkesi için Ocak 1994-Ağustos 2013 dönemini kapsayan bir zaman aralığında test etmişler ve bu panel birim kök testi sonucunda 34 OECD ülkesinin yarısında SAGP'nin geçerli olduğunu savunmuşlardır. Bahmani-Oskooee vd. (2014a) ise ani kırılmaya ve düzgün değişmeye izin veren panel birim kök testini kullanarak 1971-2012 yılları arasında çeyrek dönemlik reel döviz kuru oranlarını kullanarak 20 Afrika ülkesi için SAGP'nin geçerliliğini test etmişlerdir. Bu yeni panel birim kök testi sonucuna göre 10 Afrika ülkesinde SAGP'nin geçerli olduğu görülmüştür. Bahmani-Oskooee vd. (2014b) çalışmasında panel KSS birim kök testi ardışık panel seçim yöntemiyle 1971-2012 yılları arasında çeyreklik reel döviz kuru oranlarını kullanarak 20 Afrika ülkesi için SAGP hipotezini test etmişlerdir. Sonuçlar sadece 3 ülkede SAGP'nin geçerli olduğunu göstermiştir.

He vd. (2014) çalışmalarında doğrusal olmayan ve yapısal kırılmalı panel birim kök testi kullanarak SAGP'nin geçerliliğini 15 Latin Amerika ülkesi için Aralık 1994-Şubat 2010 dönemini kapsayan bir zaman aralığında test etmişler ve Fourier Panel SURKSS testi sonuçlarına göre Honduras hariç 15 Latin Amerika ülkesinde SAGP'nin geçerli olduğunu belirtmişlerdir. Bahmani-Oskooee vd. (2014c) çalışmasında Fourier panel KSS birim kök testine ardışık panel seçim yöntemi

kullanarak BRICS ve MIST ülkeleri için 1994-2012 yılları arasında aylık reel efektif döviz kuru oranlarını kullanarak SAGP'nin geçerliliğini test etmişler ve her iki ülke grubu için döviz kurlarının ortalamaya dönme eğiliminde olduğu belirtmişlerdir.

Tiwari ve Shahbaz (2013) çalışmalarında DF-GLS birim kök testi aracılığıyla SAGP'nin geçerliliği Hindistan ve önemli 5 ticaret ortağı ülke için Ocak 1991-Şubat 2009 dönem için test edilmiş ve bu ülkelerde SAGP'nin geçerliliğini destekleyen sonuçlar elde edilmiştir. Yılcı ve Eriş (2013) çalışmalarında geleneksel birim kök testleri ile doğrusal ve doğrusal olmayan Fourier birim kök testlerini kullanılarak 33 Afrika ülkesi için SAGP'nin geçerliliği sınanmıştır. Sonuçlar 20 ülkede SAGP hipotezinin geçerliliğini desteklemektedir. Yıldırım vd. (2013) çalışmasında yapısal kırılmaları dikkate almayan genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillip-Perron (PP) birim kök testleri ve yapısal kırılmaları dikkate alarak analiz eden Lee-Strazicich (LS) (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) testleriyle 1960-2012 yılları arasında Türkiye'de SAGP'nin geçerliliği test edilmiştir. Bu testler sonucunda Türkiye'de SAGP'nin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır. Ayrıca bu çalışmada, AB-15, AB-27, OECD ve G-8 ülkeleri için panel CADF testi kullanılarak SAGP hipotezinin geçerliliği test edilmiştir. Bu test sonucunda bu ülke gruplarında hipotezin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Holmes vd. (2012) 26 OECD ülkesi için SAGP'nin geçerliliğini Hadri ve Rao (2008) panel birim kök testini kullanarak 1972-2008 yıllarını kapsayan dönem için test etmişlerdir. Bu testin sonucu bu ülkelerde hipotezin geçerli olduğunu göstermiştir. Snaith (2012) çalışmasında 15 OECD ülkesi için SAGP'nin geçerliliğini test etmek için çok bilinmeyenli düzey ve trend kırılmalarına izin veren yeni bir panel birim kök testi olan CSD testini kullanmıştır. Çalışma sonucunda yapısal kırılmaların para birimi ve fiyat endeksleri üzerindeki etkileri kanıtlanmıştır. Özcan (2012) ise SAGP hipotezinin geçerliliğini 1980-2010 yılları arasında G7 ülkeleri için test etmiştir. Yatay kesit bağımlılığı ve çoklu yapısal kırılma durumunu dikkate alan PANKPSS testi sonuçlarına göre, SAGP'nin geçerliliği teyit edilmiştir. Bozoklu ve Yılcı (2010) çalışmalarında yapısal kırılmalı birim kök testi ile Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Türkiye için satın alma gücü paritesinin geçerliliğini 1995-2009 yılları aylık reel döviz kurları verileri kullanarak test etmişler ve Çin ile Meksika'da SAGP'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Guloglu vd. (2011), Türkiye'nin ticari partneri olarak kabul edilen 18 ülke için reel döviz kurlarının durağanlığını 1991-2008 gözlem aralığında, yapısal kırılmalar altında panel KPSS testi ile inceledikleri çalışma sonucunda SAGP'nin geçerli olduğu bulgularına ulaşmışlardır.

Tatoğlu (2009), yapısal kırılmalara izin veren ve yapısal kırılmaları göz ardı eden panel durağanlık testlerini kullanarak 25 OECD ülkesi için 1977-2004 yılları arasında yıllık reel döviz kuru verilerinden fayalandığı çalışmada, SAGP teorisinin geçerliliğini sınamış ve yapısal kırılmanın göz ardı edildiği birim kök testlerinde sadece 10 ülkede, yapısal kırılmaların dikkate alındığı test sonuçlarına göre ise ele alınan tüm ülkelerde SAGP hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varmışlardır. Lau (2009) çalışmasında, IPS birim kök testi kullanarak Danimarka, Norveç, Hollanda ve İspanya'nın 1950-1995 yıllarını kapsayan dönemde reel döviz kuru verilerini test etmiştir. Testin sonucunda bu ülkelerde SAGP'nin geçerli olmadığı görülmüştür. Cuestas (2009) ise çalışmasında Bierens (1997) ve Kapetanios vd. (2003) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testlerini kullanarak Merkezi ve Doğu Avrupa ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliğini test etmiştir. Bu testlerin sonucu güçlü bir şekilde SAGP teorisini desteklemektedir. Bahmani-Oskooee vd. (2008) geleneksel

ADF birim kök testi ve KSS birim kök testlerini kullanılarak 88 gelişmekte olan ülke için SAGP'nin geçerliliği test edilmiştir. Geleneksel birim kök testine göre 19 ülkede SAGP desteklenmekte iken, KSS birim kök testine göre 41 ülkede hipotez geçerlidir. Narayan (2005) bir eşzamanlı yapısal kırılmalı birim kök testini kullanılarak 17 OECD ülkesi için SAGP'nin geçerliliği test edilmiştir. Bu test sonucuna göre ise 5 ülkede hipotezin geçerliliği desteklenmiştir.

Veri ve Model

Bu çalışmada Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) geçerliliğinin 27 OECD ülkesi (Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Şili, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, Macaristan, İzlanda, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Lüksemburg, Meksika, Hollanda, Norveç, Polonya, Portekiz, Slovakya, İspanya, İsveç, İngiltere, ABD) için incelenmesi amaçlanmıştır. Analizlerde 1990:1-2015:5 dönemini kapsayan aylık verilerden faydalanırken, bu veriler International Monetary Fund (IMF), International Financial Statistics (IFS) veritabanından elde edilmiştir. Reel döviz kurunu elde ederken şu formülden yararlanılmaktadır;

$$y = e + p^f - p^d \quad (1)$$

denklemden yer alan ifadelerden y reel döviz kurunun logaritmasını, e nominal döviz kurunun logaritmasını, p^f ve p^d ise sırasıyla yurtdışı ve yurtiçi fiyat düzeylerini ifade etmektedir. Bu çalışmada yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeyleri yerine tüketici fiyat endeksi (2010=100) kullanılmıştır.

Yöntem

Son yıllarda Satın Alma Gücü Paritesinin geçerliliğinin incelendiği çalışmalarda reel döviz kurunun doğrusal olmayan formda olmasının beklenen bir durum olması nedeniyle sıklıkla doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testlerinden faydalanılmakta ve test sonuçları kıyaslanmaktadır. Bu nedenle çalışmada öncelikle ADF ve KSS birim kök testlerinden faydalanılmış daha sonra da bu testlerin Fourier modellemeleri kullanılmıştır. Çalışmada maksimum gecikme uzunlukları Schwert (1989) tarafından önerilen genelden özele t anlamlılık testi ile belirlenmiştir.

Fourier fonksiyonlar periyodik y_t serisinin trigonometrik değerlerinin toplamı şeklinde ifade edilmektedir. Christopoulos ve Ledesma (2010) tarafından geliştirilen Fourier ADF ve Fourier KSS testleri, deterministik terimlerdeki ortalamalardan sapmaları yakalamak amacıyla trigonometrik terimlerden faydalanmaktadır (Yılancı ve Eris, 2013). Ayrıca bu testin en önemli avantajı belirgin yapısal değişimlerin yanı sıra yumuşak geçişli değişimlere izin vermesidir (Gumus ve Zeren, 2014). Temel ekonometrik model şu şekildedir;

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (2)$$

denklemden t trendi, T örneklem büyüklüğünü, $\pi = 3.1416$, k ise kalıntı kareleri toplamını minimum yapan frekans değerini ifade etmekte ve 1 ile 5 arasında bir tamsayı değeri almaktadır. Boş hipotezi serinin birim köklü olduğunu ifade eden test, üç aşama ile hesaplanmaktadır. İlk aşamada uygun k değeri ile 2 no'lu denklem tahmin edilerek, en küçük kareler tahmincisi kalıntıları elde edilmektedir;

$$v_t = y_t - \left[\gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right] \quad (3)$$

3 no'lu denklemden elde edilen kalıntılar şu fonksiyonlarda kullanılarak;

$$\Delta v_t = a_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta v_t = \delta_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (5)$$

tahmin edilmektedir. 3 no'lu denklem Fourier ADF (FADF) testini ifade ederken; 4 no'lu denklem Fourier KSS (FKSS) testini ifade etmektedir. Bu denklemlerde boş hipotez birim kök sürecini ($a_1 = 0$ ve $\delta_1 = 0$) gösterirken, alternatif hipotez FADF testi için doğrusal formda durağanlığı ($a_1 < 0$); FKSS testi için doğrusal olmayan formda durağanlığı ($\delta_1 < 0$) göstermektedir. Son aşamada ise trigonometrik terimlerin anlamlılığı F - testi ($F(\hat{k})$) ile incelenmekte ve doğrusal olmayan trendin mevcut olmadığı yönündeki boş hipotez, kırılmalı deterministik trend etrafında serinin durağanlığını ifade etmektedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığı ise Becker vd. (2006) çalışmasındaki kritik değerler ile sınanmaktadır.

Ampirik Sonuçlar

Ülkeler için Satın Alma Gücü Paritesi'nin geçerliliği incelenirken geleneksel birim kök testlerinden ve güncel tekniklerden faydalandığı görülmektedir. Bu doğrultuda serilerin durağanlığı oransal, doğrusal ve üssel değişimler altında incelenmektedir. Çalışmamızda Satın Alma Gücü Paritesi'nin geçerliliği incelenirken reel döviz kurlarının durağanlığı geleneksel ADF birim kök testi, KSS birim kök testi ve bu testlerin fourier formlarını inceleyen birim kök testleri ile sınanmıştır. Reel döviz kurunun durağan olması, kurun ortalamaya dönme eğiliminde olduğunu dolayısıyla SAGP'nin geçerli olduğunu; reel döviz kurunun birim kök içermesi ise kurda meydana gelecek şokların kalıcı olduğunu ve SAGP'nin geçerli olmadığını göstermektedir.

Tablo 1. ADF ve KSS birim kök testi sonuçları

| Ülke | ADF | KSS |
|------------|---------------|----------------|
| Avustralya | -1.357 (2) | -1.766 (2) |
| Avusturya | -2.293 (13) | -2.022 (13) |
| Belçika | -1.992 (1) | -1.902 (1) |
| Kanada | -1.807 (11) | -1.883 (11) |
| Şili | -2.470 (7) | -3.611*** (7) |
| Çek Cum. | -1.226 (0) | -1.805 (0) |
| Danimarka | -2.346 (11) | -3.091** (11) |
| Fransa | -1.699 (3) | -2.084 (3) |
| Almanya | -1.289 (1) | -1.766 (1) |
| Yunanistan | -2.294 (3) | -2.835* (3) |
| Macaristan | -2.684* (13) | -4.158*** (13) |
| İzlanda | -2.033 (15) | -3.609*** (15) |
| İrlanda | -1.737 (3) | -1.873 (12) |
| İsrail | -1.842 (12) | -1.580 (12) |
| İtalya | -3.002** (13) | -4.260*** (16) |
| Japonya | -1.446 (14) | -1.480 (14) |
| Lüksemburg | -1.981 (8) | -1.708 (16) |
| Meksika | -3.233** (10) | -4.739*** (10) |

| | | |
|-----------|---------------|----------------|
| Hollanda | -2.825* (10) | -2.996** (10) |
| Norveç | -2.329 (13) | -4.141*** (13) |
| Polonya | -4.337*** (1) | -5.337*** (11) |
| Portekiz | -2.845* (12) | -3.922*** (12) |
| Slovakya | -0.406 (3) | -1.014 (8) |
| İspanya | -2.069 (11) | -3.053** (11) |
| İsveç | -2.236 (14) | -2.122 (14) |
| İngiltere | -1.929 (3) | -2.332 (3) |
| ABD | -1.569 (7) | -1.409 (7) |

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler optimum gecikme uzunluklarıdır.

Tablo 1’de ADF ve KSS birim kök testi sonuçları görülmektedir. ADF birim kök testi sonuçlarına göre reel döviz kuru, Macaristan, İtalya, Meksika, Hollanda, Polonya ve Portekiz’de durağan iken; KSS birim kök testi sonuçları incelendiğinde reel döviz kurunun Şili, Danimarka, Yunanistan, Macaristan, İzlanda, İtalya, Meksika, Hollanda, Norveç, Polonya, Portekiz ve İspanya’da durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 2. Fourier ADF ve Fourier KSS birim kök testi sonuçları

| Ülke | Min. KKT | \hat{k} | FADF | FKSS | $F(\hat{k})$ |
|------------|----------|-----------|---------------|----------------|--------------|
| Avustralya | 1.7382 | 1 | -3.022 (2) | -2.469 (2) | 416.283 |
| Avusturya | 0.1332 | 2 | -3.105* (1) | -2.822 (13) | 121.423 |
| Belçika | 0.2635 | 2 | -2.882 (2) | -2.892 (1) | 104.990 |
| Kanada | 0.9638 | 1 | -2.897 (11) | -2.783 (11) | 575.025 |
| Şili | 0.8485 | 2 | -2.583 (16) | -4.372*** (1) | 214.848 |
| Çek Cum. | 7.6449 | 1 | -1.633 (0) | -1.705 (0) | 310.667 |
| Danimarka | 0.1179 | 1 | -3.9207** (9) | -3.730** (11) | 138.399 |
| Fransa | 0.2392 | 2 | -3.5889** (3) | -3.070* (3) | 176.827 |
| Almanya | 0.4845 | 2 | -2.495 (1) | -3.322** (1) | 162.727 |
| Yunanistan | 0.7255 | 1 | -3.277 (3) | -4.032** (3) | 160.498 |
| Macaristan | 3.0405 | 1 | -2.585 (16) | -2.673 (16) | 440.647 |
| İzlanda | 3.1189 | 2 | -2.265 (15) | -4.418*** (15) | 109.685 |
| İrlanda | 1.0993 | 1 | -1.814 (3) | -3.481* (12) | 117.885 |
| İsrail | 0.8854 | 1 | -2.743 (12) | -2.861 (12) | 188.138 |
| İtalya | 1.0863 | 1 | -2.718 (16) | -4.575*** (16) | 52.282 |
| Japonya | 3.8732 | 1 | -2.638 (14) | -1.140 (14) | 120.607 |
| Lüksemburg | 0.1577 | 1 | -2.072 (16) | -2.329 (8) | 130.718 |
| Meksika | 3.2072 | 2 | -3.718** (10) | -5.229*** (10) | 31.183 |
| Hollanda | 0.3025 | 2 | -3.316** (12) | -4.050*** (12) | 54.213 |
| Norveç | 0.3472 | 1 | -4.295** (6) | -4.167** (13) | 121.435 |
| Polonya | 9.5234 | 1 | -2.637 (13) | -3.306* (13) | 137.703 |
| Portekiz | 0.4171 | 1 | -4.362*** (9) | -4.308*** (12) | 171.124 |
| Slovakya | 7.2420 | 1 | -0.905 (8) | -1.642 (8) | 503.192 |
| İspanya | 0.3695 | 1 | -2.871 (11) | -3.437* (11) | 373.953 |
| İsveç | 2.0969 | 1 | -2.227 (7) | -1.335 (7) | 122.155 |
| İngiltere | 1.7618 | 1 | -2.696 (14) | -3.248 (14) | 82.459 |
| ABD | 0.6611 | 1 | -2.291 (7) | -1.366 (7) | 242.522 |

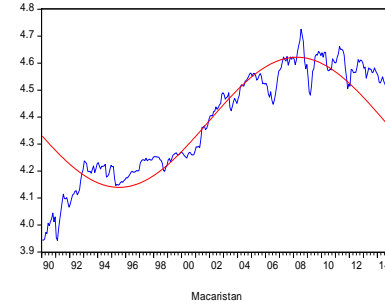
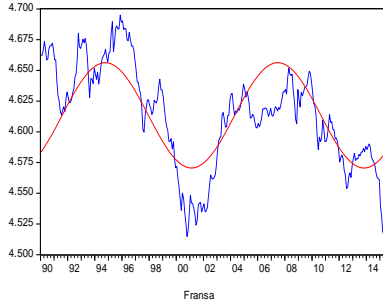
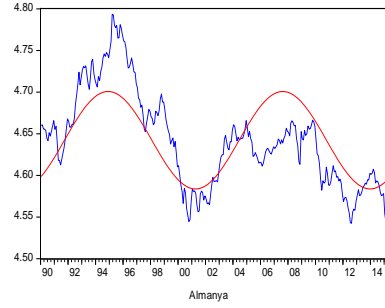
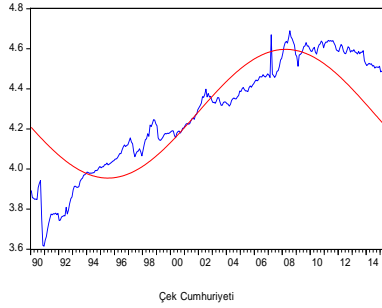
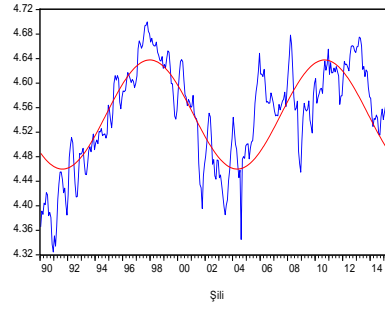
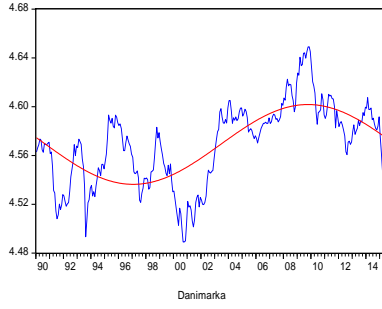
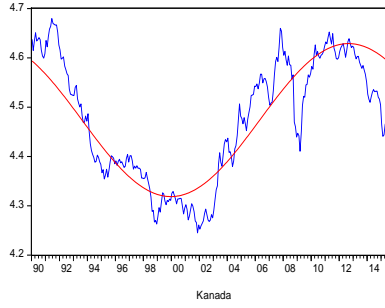
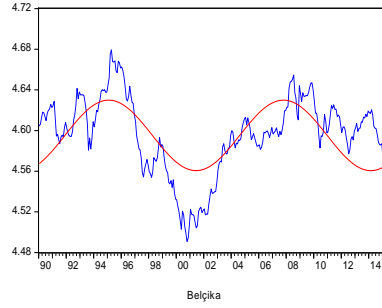
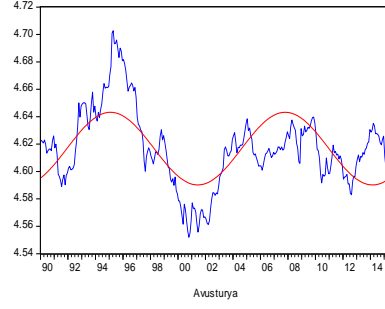
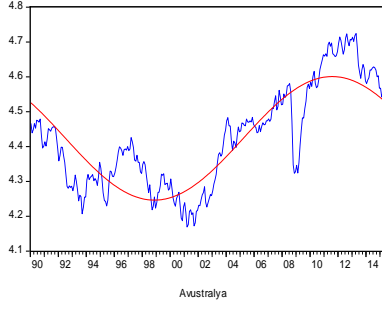
Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi Geçerliliğinin Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: OECD Ülkeleri Örneği

Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler optimum gecikme uzunluklarıdır.

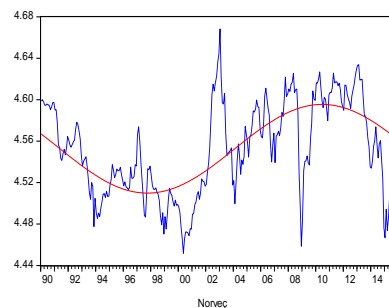
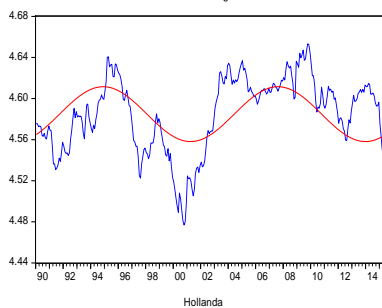
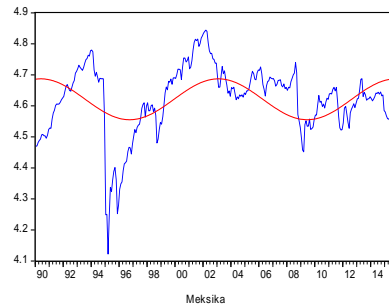
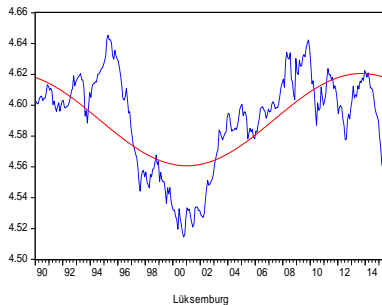
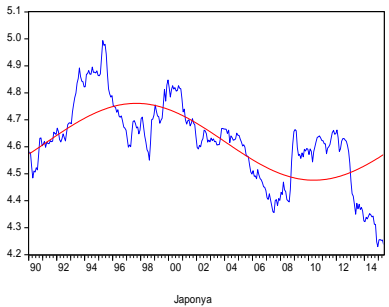
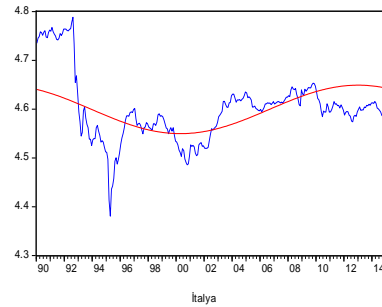
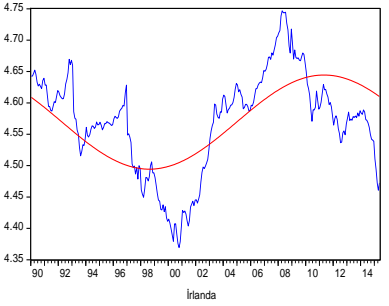
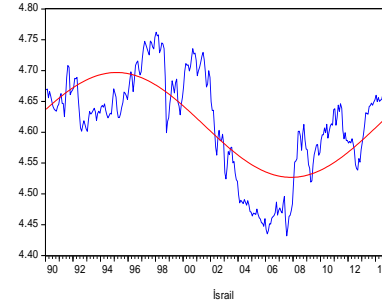
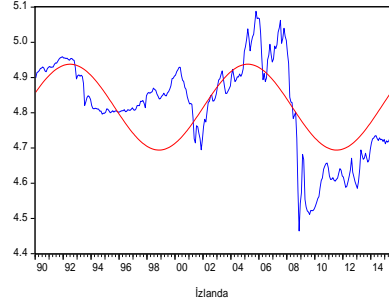
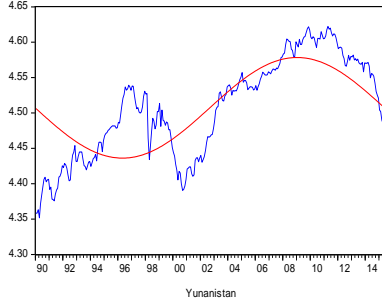
Fourier ADF ve Fourier KSS birim kök testleri sonuçları ise Tablo 2'de görülmektedir. Bu testleri uygulamadan önce kalıntı kareleri toplamını minimum yapan k değerlerini belirlemek gerekmektedir. 27 OECD ülkesinin 19'unda uygun frekansın (k) 1 değerini aldığı görülmektedir. İlk sütunda ise minimum kalıntı kareleri toplamı görülmektedir. FADF birim kök testi sonucunda, 7 OECD ülkesinde reel döviz kurlarının durağan olduğu ve SAGP'nin geçerli olduğu görülmekte; FKSS birim kök testi sonuçları incelendiğinde 14 OECD ülkesi için reel döviz kurlarının durağan olduğu görülmektedir. Özellikle Şili, Almanya, Yunanistan, İzlanda, İrlanda, İtalya, Polonya ve İspanya'da reel döviz kurlarının sadece FKSS birim kök testi sonucuna göre durağan olduğu ve bu ülkelerde reel döviz kurunun doğrusal olmayan formda yapısal değişimler altında durağan olduğu görülmektedir. Dolayısıyla FKSS birim kök testinin SAGP'nin incelenmesinde daha tutarlı sonuçlar verdiği söylenebilir. Elde edilen sonuçlardaki farklılıklardan ADF ve KSS birim kök testi sonuçlarındaki farklılıklar ile FADF ve FKSS birim kök testi sonuçlarındaki farklılıklar, serilerin doğrusal olmama durumundan kaynaklanırken; ADF ve FADF birim kök testleri ile KSS ve FKSS birim kök testleri sonuçlarındaki farklılıklar yapısal değişimlerin göz ardı edilmesinden kaynaklanmaktadır.

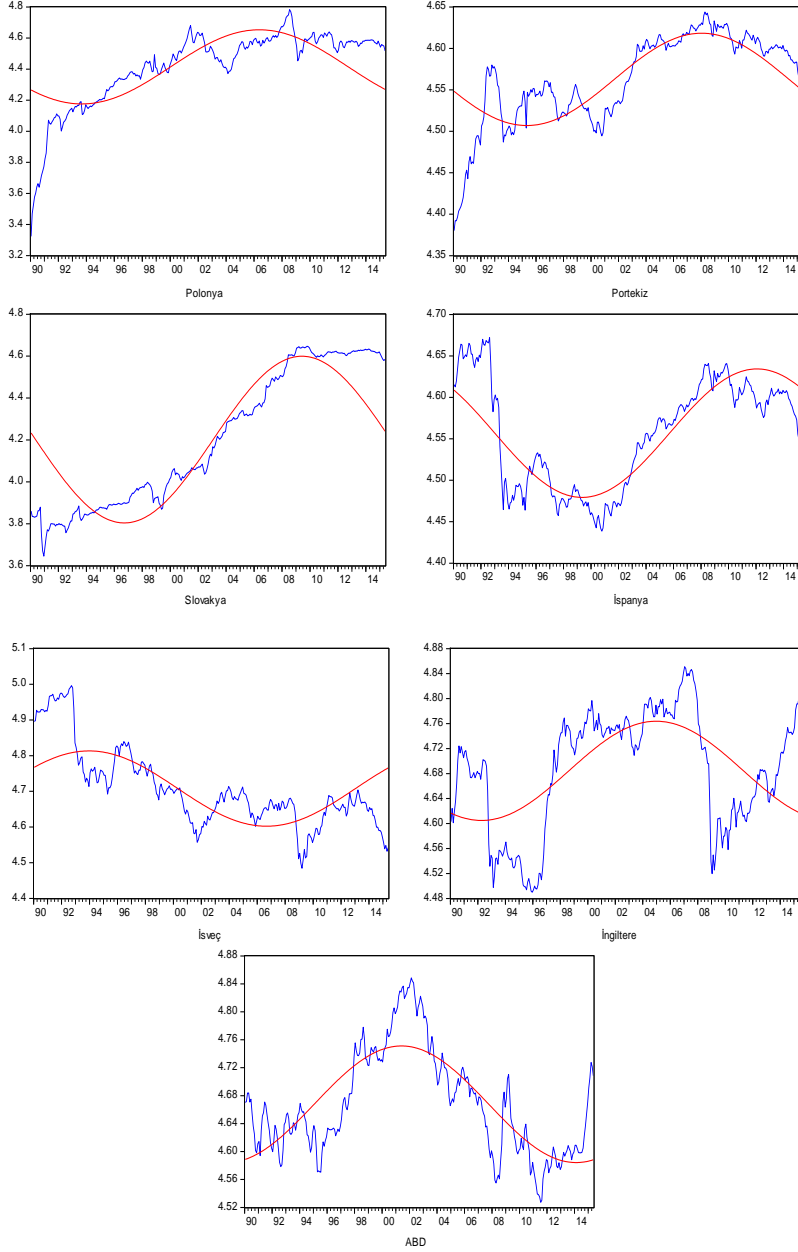
Elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde FADF ve FKSS birim kök testi sonuçlarına göre Avustralya, Belçika, Kanada, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, İsrail, Japonya, Lüksemburg, Slovakya, İsveç, İngiltere ve ABD için reel döviz kurunun durağan olmadığı ve ortalamaya dönme eğiliminde olmadığı dolayısıyla SAGP'nin bu ülkelerde geçerli olmadığı görülmektedir. Reel döviz kurunun birim köke sahip olduğu ülkelerde, ticarete konu olan ve ticarete konu olmayan sektörlerdeki verimlilik farkının SAGP'de kalıcı sapmalara neden olduğu söylenebilir (Balassa-Samuelsun Etkisi). FKSS birim kök testi sonuçlarına göre reel döviz kurunun doğrusal olmayan formda durağanlık gösterdiği ülkelerdeki reel döviz kurunun doğrusal olmaması, Merkez Bankası'nın müdahaleci politikalarından kaynaklanabilmektedir (Taylor, 2004; 2005). Reel döviz kurunda doğrusal olmama formunun diğer nedenleri olarak işlem maliyetleri, vergileme, ticaret kısıtlamaları ve sübvansiyonlar gösterilebilir. Ayrıca Kilian ve Taylor (2003); Yilanci ve Eris (2013), heterojen piyasa ajanlarının döviz piyasalarındaki etkileşiminin de reel döviz kurlarında doğrusal olmama formuna neden olabileceğini belirtmişlerdir.

Tablo 2'de görülen $F(\hat{k})$ istatistikleri, Becker vd. (2006) çalışmasındaki kritik değerler ile kıyaslandığında tüm ülkeler için trigonometrik terimlerin tahminlere dahil edilmesi gerektiği görülmektedir. Analize dahil edilen tüm ülkeler için yapısal değişimler ve reel döviz kurları Şekil 1'de görülmektedir. Şekil 1 incelendiğinde doğrusal olmama formunun ve yapısal değişimlere izin verilmesinin, reel döviz kuru serilerinin durağanlığının incelenmesinde gerekli olduğu görülmektedir.



*Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi Geçerliliğinin Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi:
OECD Ülkeleri Örneği*





Şekil 1. Reel Döviz Kurları ve Yapısal Değişimler

Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada 27 OECD ülkesi için Satın Alma Gücü Paritesi'nin geçerliliği geleneksel ve güncel birim kök teknikleri ile incelenmiştir. 1990:1-2015:5 dönemini kapsayan çalışmada reel döviz kurlarının durağanlığını, doğrusal olmayan formda ve

yumuşak geçişli değişimler altında da inceleyebilmek amacıyla ADF, KSS, Fourier ADF ve Fourier KSS tekniklerinden faydalanılmıştır.

Geleneksel ADF birim kök testi sonucunda reel döviz kurunun 6 OECD ülkesinde (Macaristan, İtalya, Meksika, Hollanda, Polonya ve Portekiz) durağan olduğu sonucuna ulaşılırken, KSS birim kök testi sonucuna göre 12 OECD ülkesinde (Şili, Danimarka, Yunanistan, Macaristan, İzlanda, İtalya, Meksika, Hollanda, Norveç, Polonya, Portekiz ve İspanya) reel döviz kurunun doğrusal olmayan formda durağan olduğu dolayısıyla SAGP'nin geçerli olduğu gözlemlenmiştir. Yumuşak geçişli yapısal değişimlere de izin veren Fourier ADF birim kök testi sonucunda SAGP, 7 OECD ülkesinde (Avusturya, Danimarka, Fransa, Meksika, Hollanda, Norveç ve Portekiz) geçerli iken; Fourier KSS birim kök testi sonucunda 14 OECD ülkesinde (Şili, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İzlanda, İrlanda, İtalya, Meksika, Hollanda, Norveç, Polonya, Portekiz ve İspanya) reel döviz kurunun durağan olduğu görülmüştür. Bu durum reel döviz kurlarının doğrusal olmayan formda ve yumuşak geçişli yapısal değişimler altında incelenmesinin daha tutarlı sonuçlar verdiğini göstermektedir. Reel döviz kurlarının doğrusal olmamasının nedeni olarak Merkez Bankası'nın müdahaleci politikaları, işlem maliyetleri, vergileme, ticaret kısıtlamaları ve sübvansiyonlar gösterilmektedir. Reel döviz kurunun durağanlığı, ülkelerin finansal istikrar politikalarının güvenilirliği bakımından büyük önem arz etmektedir. Bu nedenle çalışmada elde edilen bulgular sonucunda reel döviz kurunun birim köke sahip olduğu ülkeler için iktisat politikaları uygulamalarında öncelikle döviz kuru istikrarının hedeflenmesi gerekmektedir.

Kaynakça

- Akgül, I. (1995). Satınalma Gücü Paritesi: Uzun Dönem Yaklaşımı. *Marmara Üniversitesi Ekonometri Dergisi*, s. 61-100.
- Akinboade, O. A. ve Makina D. (2006). Mean Reversion and Structural Breaks in Real Exchange Rates: South African Evidence. *Applied Financial Economics*, 16(4): 347-358.
- Baharumshah, A. Z., Lau, E. ve Nziramasangat. (2010). Purchasing Power Parity in African countries: Evidence from Panel SURADF Test. *South African Journal of Economics*, 78(1): 40-56.
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T. ve Wu, T.-P. (2014a). Revisiting Purchasing Power Parity in African Countries: Panel Stationary Test with Sharp and Smooth Breaks, *Applied Financial Economics*, 24, 1429–38.
- Bahmani-Oskooee, M., Kones, A. ve Chang T. (2014b), Purchasing Power Parity in African Countries: Evidence from the Sequential Panel Selection Method. *Economic Papers*, Vol. 33, No. 3, 295–304.
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T. ve Lee, K.-C. (2014c). Purchasing Power Parity in the BRICS and the MIST Countries: Sequential Panel Selection Method. *Review of Economics & Finance*. 1-12.
- Bahmani-Oskooee, M., Kutan, A. M., ve Zhou, Z. (2008). Do Real Exchange Rates Follow A Nonlinear Mean Reverting Process in Developing Countries. *Southern Economic Journal*, 74(5): 1049-1062.

- Becker, R., Endes, W. ve Lee, J. (2006). A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 3(5): 381-409.
- Bierens, H. J. (1997). Testing the Unit Root with Drift Hypothesis Against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate. *Journal of Econometrics*, 81(1), 29-64.
- Bozoklu, Ş. ve Yılandı V. (2010). Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme. *Maliye Dergisi*, Sayı 158, Ocak-Haziran 2010:587-606.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D. ve Perron, P. (2009). GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under Both the Null and the Alternative Hypotheses. *Econometric Theory*. 25: 1754-1792.
- Cassel, G. (1918). Abnormal Deviations in International Exchanges. *The Economic Journal*, 28(112): 413-415.
- Choi, I. ve Chue, T.K. (2007). Subsampling Hypothesis Tests for Nonstationary Panels with Applications to Exchange Rates and Stock Prices. *J. Appl. Econ.* 22, 233–264.
- Christopoulos, D. K., ve Leon-Ledesma, M.A. (2010). Smooth Breaks and Non-linear Mean Reversion: Post-Bretton Woods Real Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6): 1076-1093.
- Cuestas, J. C. (2009). Purchasing Power Parity in Central and Eastern European Countries: An Analysis of Unit Roots and Nonlinearities. *Applied Economics Letters*, 16, 87-94.
- Guloglu, B., Ispir, S., ve Okat, D. (2011). Testing the validity of quasi PPP hypothesis: evidence from a recent panel unit root test with structural breaks. *Applied economics letters*, 18(18), 1817-1822.
- Gümüş, F. B., ve Zeren, F., (2015). Analyzing the Efficient Market Hypothesis with the Fourier Unit Root Tests: Evidence from G-20 Countries. *Ekonomski Horizonti* 16(3): 225-237.
- Hadri, K. ve Rao, Y. (2008). Panel Stationarity Test with Structural Breaks. *Oxf Bull Econ Stat*, 70:245–269.
- He, H., Chou, M. ve Chang, T. (2014) Purchasing Power Parity for 15 Latin American countries: Panel SURKSS Test with a Fourier Function, *Economic Modelling*, 36, 37–43.
- Holmes, M.J., Otero, J. ve Panagiotidis, T. (2012). PPP in OECD Countries: An Analysis of Real Exchange Rate Stationarity, Cross-Sectional Dependency and Structural Breaks. *Open Economies Review*, 23(5), 767-783.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *J. Econom.* 115, 53–74.
- Jiang, C., Bahmani-Oskooee, M. ve Chang, T. (2015). Revisiting Purchasing Power Parity in OECD. *Applied Economics*, 2015 Vol. 47, No. 40, 4323–4334.
- Kapetanios, G., Shin, Y. ve Snell, A. (2003). Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, 112, 359-379.
- Kilian, L. ve Taylor, M. (2003). Why is it So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates? *Journal of International Economics*, 60(1): 85-107.
- Lau, C. (2009). A More Powerful Panel Unit Root Test with an Application to PPP. *Applied Economics Letters*, 16(1), 75-80.

Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi Geçerliliğinin Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: OECD Ülkeleri Örneği

- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4): 1082-1089.
- Levin, A., Lin, C.F. ve Chu, C.S. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *J. Econom.* 108, 1–24.
- Liew, V. K-S., Lee, H.-A. ve Lim, K.-P. (2009). Purchasing Power Parity in Asian economies: Further Evidence from Rank Tests for Cointegration. *Applied Economics Letters*, 16(1): 51-54.
- Lothian, J.R. ve Taylor, M.P. (2000). Purchasing Power Parity over Two Centuries: Strengthening The Case for Real Exchange Rate Stability: A Reply To Cuddington And Liang. *J. Int. Money Financ.* 19, 759–764.
- Lothian, J.R. ve Taylor, M.P. (2008). Real Exchange Rates over The Past Two Centuries: How Important is The Harrod–Balassa–Samuelson Effect? *Econ. J.* 118, 1742–1763.
- MacDonald, R. ve Taylor, M.P., (1992). Exchange-rate economics: a survey. *Int. Monet. Fund Staff. Pap.* 39, 1–57.
- Maddala, G.S. ve Wu, S. (1999). A Comparative Study Of Unit Root Tests With Panel Data And A New Simple Test. *Oxf. Bull. Econ. Stat.* 61, 631–665.
- Narayan, P. K. (2005). New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries. *Applied Economics*, Vol. 37 (9), 1063-1071.
- Özcan, B. (2012). Satın Alma Gücü Paritesi G7 Ülkeleri için Geçerli mi?. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt-30, Sayı-2:137-162.
- Pesaran, M.H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross Section Dependence. *J. Appl. Econ.* 22, 265–312.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *J. Econ. Lit.* 34, 647–668.
- Sarno ve Taylor, M. P. (2003). *The Economics of Exchange Rates*. New York: Cambridge University Press.
- Sarno, L. ve Taylor, M.P. (2002). Purchasing Power Parity and The Real Exchange Rate. *IMF Staff. Pap.* 49, 65–105.
- Schwert, G. W. (1989). Tests for Unit-Roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7: 147-159.
- Snaith, S. (2012). The PPP Debate: Multiple Breaks And Cross-Sectional Dependence. *Economics Letters*, 115, 342- 344.
- Tatoglu, F.Y. (2009). Reel Efektif Döviz Kurunun Duraganlığının Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması. *Dogus Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 310-323.
- Taylor, A.M. ve Taylor, M. P. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *J. Econ. Perspect.* 18, 135–158.
- Taylor, M. P. (1995). The economics of exchange rates. *J. Econ. Lit.* 33, 13–47.
- Taylor, M. P. (2003). Purchasing Power Parity. *Review of International Economics*, 11: 436-452.
- Taylor, M. P. (2004), Is Official Exchange Rate Intervention Effective? *Economica*, 71(281): 1-11.
- Taylor, M. P. (2005), Official Foreign Exchange Intervention as a Coordinating Signal in the Dollar-Yen Market. *Pacific Economic Review*, 10(1): 73-82.
- Taylor, M.P. ve Sarno, L. (1998). The Behavior of Real Exchanges During The Post-Bretton Woods Period. *J. Int. Econ.* 46, 281–312.

- Tiwari, A. K. ve Shahbaz M. (2013). Revisiting Purchasing Power Parity for India Using Threshold Cointegration and Nonlinear Unit Root Test. *Econ Change Restruct*, DOI 10.1007/s10644-013-9144-9.
- Yılanıcı, V. ve Eriş Z. A., (2013). Purchasing Power Parity in African Countries: Further Evidence From Forier Unit Root Tests Based on Linear And Nonlinear Models. *South African Journal of Economics* Vol. 81:1, 20-34.
- Yıldırım, K., Mercan, M., ve Kostakoğlu, F. S. (2013). Satın Alma Gücü Paritesinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(3), 75-95.