

Reel Döviz Kurlarının Fourier Durağanlık Analizi ile Test Edilmesi

Testing Real Exchange Rates with Fourier Stationarity Analysis

Oktay KIZILKAYA, Hakkari Üniversitesi, Türkiye, oktaykizilkaya@hakkari.edu.tr

Faruk MİKE, Hakkari Üniversitesi, Türkiye, farukmike@hakkari.edu.tr

Öz: Bu çalışma, satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliğini, reel döviz kurlarına yönelik Fourier durağanlık analizi ile test etmeyi amaçlamaktadır. Fourier yaklaşımı ile yapısal kırılmalar, kademeli (gradual) ve yumuşak (smooth) bir süreç olarak modellenmiştir. Dünya Bankası ülke sınıflandırılmasından hareket edilerek, yüksek gelir grubu 23, üst-orta gelir grubu 30, düşük-orta gelir grubu 30 ve düşük gelir grubu 9 ülke olmak üzere, toplam 92 ülke için 1995:1-2017:2 dönemi çeyreklik veriler kullanılarak analizler gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgular 8 yüksek gelirli ülke, 5 üst-orta gelirli ülke, 8 düşük-orta gelirli ülke ve 3 düşük gelirli ülke için satınalma gücü paritesinin geçerli olduğunu göstermektedir.

Anahtar Sözcükler: Satınalma Gücü Paritesi, Reel Döviz Kuru, Fourier Yaklaşımı, Durağanlık Testi

Abstract: This study aims to test the long-run validity of the purchasing power parity with the Fourier stationarity analysis for real exchange rates. With Fourier approach, structural breaks are modelled as a gradual and smooth process. From the World Bank country classification, analyzes were applied for 92 countries, including 23 high income, 30 upper-middle income, 30 lower-middle income and 9 low income countries over the period 1995:1-2017:2 using quarterly data. The findings show that the purchasing power parity is valid for 8 high income countries, 5 upper middle income countries, 8 lower middle income countries and 3 low income countries.

Keywords: Purchasing Power Parity, Real Exchange Rate, Fourier Approximation, Stationarity Test

1. Giriş

Satınalma gücü paritesi teorisi, uluslararası finans literatürünün en eski ve tartışmalı konularından bir tanesidir. 20. yüzyılın ilk çeyreğinde, İsveçli ekonomist Gustav Cassel (1916, 1918) tarafından literatüre kazandırılan bir döviz kuru belirleme teorisidir.¹ Temel olarak ülkelerin mal piyasaları ile para piyasalarını ilişkilendiren (Frenkel, 1978: 175) ve fiyat düzeyleri ile döviz kurlarını açıklamaya çalışan bir yaklaşımdır. Mutlak ve nispi versiyon olmak üzere iki kısımda ifade edilmektedir.

Mutlak satınalma gücü paritesi, iki ülke para birimi arasındaki nominal döviz kurunun, ilgili ülkelerin fiyat seviyesi oranlarına eşit olması gerektiğini ifade etmektedir (Krugman ve Obstfeld, 2009: 384). Satınalma gücü paritesi teorisinin katı bir yorumu olan mutlak versiyon, bireysel mal fiyatlarını dikkate alan “tek fiyat kanunu” nun, çok sayıda mali kapsayan bir fiyat endeksine uygulanmış halidir (Dornbusch, 1985: 3). Diğer taraftan nispi satınalma gücü paritesi ise nominal döviz kurundaki yüzdesel değişmelerin, yurtiçi ve yurt dışı fiyat seviyelerindeki yüzdesel değişimlere eşit olması gerekliliğini ortaya koymaktadır (Melvin and Norrbin, 2013: 133). Genel olarak literatürde nispi satınalma gücü paritesinin daha gerçekçi bir yaklaşım olduğuna yönelik, ortak bir görüş birliği bulunmaktadır.

Satınalma gücü paritesi teorisi, yaklaşık yüz yıllık süre boyunca yoğun teorik ve ampirik çalışmalara konu olmasına rağmen, geçerliliği konusunda halen ortak bir görüş birliği sağlanamamıştır. Teoriye yönelik en temel eleştiri ise, teorik açıklamalarının uygulanabilir olup olmadığı ile ilgilidir. 20. yüzyılın ilk çeyreğinden itibaren Keynes (1924), Terborgh (1926), Viner (1937), Balassa (1964), Samuelson (1964) gibi pek çok önemli ekonomist tarafından eleştirilmiştir. Fiyat endeksi tercihi, taşıma maliyetleri, ticaret engellerinin varlığı, sermaye hareketlerinin ihmal edilmesi ve verimlilik farklarının bulunması, temel teorik eleştiriler arasında yer almaktadır. Bütün bu eleştirilere rağmen, satınalma gücü paritesi teorisinin, fiyatlar ve para birimleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin açıklanması anlamında, önemli bir yere sahip olduğu kabul edilmektedir (Sarno ve Taylor, 2002: 66).

Satınalma gücü paritesi, uzun dönem denge döviz kuru belirleme teorisidir. Teorinin geçerliliğini test etmeye yönelik analizler, iki şekilde gerçekleştirilmektedir. Birincisi, reel döviz kurunun rassal yürüyüşe sahip olup olmadığını test eden birim kök analizleridir. İkincisi, nominal döviz kurları ile nispi fiyat düzeyleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test eden eşbütünleşme analizleridir. Bu çalışma satınalma gücü paritesinin geçerliliğini, ortalamaya dönme yaklaşımı çerçevesinde, reel döviz kuru analizleri ile ortaya koymaya çalışmaktadır. Dünya Bankası sınıflamalarından hareketle, tüm dünya ülkeleri için Becker, Enders ve Lee (2006) tarafından geliştirilen Fourier durağanlık analizi gerçekleştirilecektir. Çalışmada Fourier yaklaşımının kullanılmasının temel sebebi, kırılma tarihlerinin, kırılma sayısının veya kırılma yapılarının önsel olarak bilindiği varsayımının gerekli olmamasıdır. Bu

¹ Satınalma gücü paritesi teorisinin, Cassel'in çalışmalarından daha önce uygulandığına yönelik literatürde bazı tartışmalar yer almaktadır. Buna yönelik olarak Officier (1976), Frenkel (1978) ve Dornbusch (1985)'in çalışmaları incelenebilir.

yaklaşım, kırılma tarihleri ve kırılma sayısını doğrudan tahmin etmek yerine, bilinmeyen yapı ve bilinmeyen sayıdaki muhtemel yapısal kırılmaları karşılamak için kullanılmaktadır (Enders ve Lee, 2012: 382; Tsong vd., 2016:1108). Ayrıca Fourier yaklaşımı, az sayıda düşük frekans bileşenlerinin kullanılması ile bir veya daha fazla kırılmanın temel karakteristiklerini yakalanması açısından önemli bir avantaj sağlamaktadır (Su vd., 2011: 841).

Çalışmanın planlaması sırasıyla şu şekildedir: Birinci bölümde yer verilen açıklamaların ardından, ikinci bölümde reel döviz kuruna yönelik teorik açıklamalar yapılacaktır. Üçüncü bölümde konuya ilişkin seçili literatür taramasına yer verilecektir. Dördüncü bölümde veri seti ve metodoloji tanıtılacaktır. Analiz sonuçlarının tartışılacağı beşinci bölümün ardından, sonuç bölümü ile çalışma tamamlanacaktır.

2. Reel Döviz Kuru ve Analitik Çerçeve

Reel döviz kuru, ulusal para birimlerinin dış satın alma gücündeki değişimleri yansıtan önemli bir göstergedir. Nominal döviz kurunun, nispi fiyat düzeylerine göre düzeltilmesiyle elde edilmektedir (Pilbeam, 2006: 10). Reel döviz kurları, ulusal para birimlerinin aşırı ve eksik değerlendirilmesini anlamının en etkin yoludur. Temel alınan bir yıla göre, yurtiçi enflasyon oranının nispi olarak yüksek olması, reel döviz kurunun azalmasına ve ulusal paranın aşırı değerlendirilmesine yol açmaktadır. Buna karşın, yurtiçi enflasyon oranının nispi olarak düşük olması durumunda, reel döviz kuru yükselerek, ulusal paranın eksik değerlendirilmesini beraberinde getirmektedir (Seyidoğlu, 2013, 381-382).

Reel döviz kuru, denklem 1'de yer alan eşitlik yardımıyla hesaplanmaktadır (Narayan, 2005: 37; Kalyoncu, 2009: 64).

$$RER = NER \times \frac{P^*}{P} \quad (1)$$

RER reel döviz kurunu, NER nominal döviz kurunu, P^* ve P ise sırasıyla yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerini göstermektedir. Denklem 1'in logaritması alınarak, reel döviz kuru, nominal döviz kuru ile yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerinin, doğrusal bir bileşimi haline gelmektedir (Serletis ve Zimonopoulos, 1997: 783).

Reel döviz kuru, logaritmik formda 2 numaralı denklem ile gösterilmektedir.

$$\log(RER) = \log(NER) + \log(P^*) - \log(P) \quad (2)$$

Reel döviz kuru, ortalamaya dönme yaklaşımı çerçevesinde 3 numaralı denklem ile test edilmektedir.

$$\log(RER)_t = \alpha + \beta \log(RER)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

α sabit terimi ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. Satınalma gücü paritesi, reel döviz kuru serisinin durağan olması gerekliliğini ifade eder. Reel döviz kuru serisinin durağan olması durumunda, iki ülkenin fiyat seviyesindeki herhangi bir yüzdesel değişim, nominal döviz kurundaki bir değer kaybı/değer kazancı ile dengelenecektir. Buna karşın reel döviz kuru serisinin birim kök içermesi durumunda, reel döviz kuruna yönelik şokların kalıcı ve satınalma gücü paritesinin geçersiz olduğu anlaşılmaktadır (Kalyoncu, 2009: 64).

3. Literatür Taraması

Yaklaşık yüz yıllık bir geçmişe sahip olan satınalma gücü paritesi teorisi, oldukça yoğun teorik ve ampirik bir çalışma alanına sahiptir. Teorinin literatüre kazandırıldığı ilk dönemlerde, teorik eleştirilerin yoğunlukta olduğu bilinmekle birlikte, ampirik uygulamalarının Bretton Woods Sisteminin yıkılmasının ardından hız kazandığı görülmektedir. Özellikle veri elde etme zorluklarının giderilmesi ve ekonometrik test yöntemlerinde yaşanan hızlı gelişmeler, günümüzde konuya ilişkin önemli bir çalışma alanının oluşmasına katkı sağlamaktadır. Bu çalışmada, satınalma gücü paritesinin geçerliliğini, durağanlık testleri ile sınayan, ampirik literatür çalışmalarına yer verilmektedir. Seçili literatür taraması Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1. Seçili Ampirik Literatür

| <i>Yazar(lar)</i> | <i>Dönem(ler)</i> | <i>Yöntem(ler)</i> | <i>Sonuç</i> |
|--|---|---|--|
| <i>Serletis ve Zimonopoulos (1997)</i> | 1957:1-1995:4 çeyreklik veriler | ADF ile Perron ve Vogelsang (1992) Birim Kök Testleri | SGP, 17 OECD ülkesi için geçerli değildir. |
| <i>Sarno ve Taylor (1998)</i> | 1973:1-1996:12 aylık veriler | MADF ve JLR Birim Kök Testleri | SGP, G5 ülke para birimleri (sterlin, mark, frank, yen) için geçerlidir. |
| <i>Narayan (2005)</i> | 1973:1-2003:9 aylık veriler | ADF ve Sen (2003) Birim Kök Testleri | SGP, 17 OECD ülkesinden, dolar bazında üç, mark bazında yedi ülke için geçerlidir. |
| <i>Papell ve Prodan (2006)</i> | 1870-1998 yıllık veriler | Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi | SGP, 16 sanayileşmiş ülkenin 14'ü için geçerlidir. |
| <i>Aslan ve Koralp (2009)</i> | 1987:1-2006:12 aylık ve 1987:1-2006:4 çeyreklik veriler | IPS ile Maddala ve Wu (1999) Panel Birim Kök Testleri | SGP, 26 OECD ülkesi için geçerlidir. |
| <i>Kalyoncu (2009)</i> | 1980:1-2005:4 çeyreklik veriler | Doğrusal Birim Kök Analizleri | SGP, Türkiye için temel alınan ülkeye ve test yöntemlerine göre farklılık |

| | | | göstermektedir. |
|--|--|---|--|
| <i>Oskooee, Kutan ve Zhou (2009)</i> | 1973:1-2005:9 aylık veriler | KPSS Birim Kök Testi | SGP, 18 gelişmiş ve 57 az gelişmiş ülke için geçerlidir. |
| <i>Telatar ve Hasanov (2009)</i> | 1992:1-2007:12 aylık veriler | Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri | SGP, doğrusal olmayan analizlere göre, 12 Orta ve Doğu Avrupa Ülkesi için geçerlidir. |
| <i>Chang, Liu, Tzeng ve Yu (2010)</i> | 1980:1-2008:5 aylık veriler | Panel SURADF Birim Kök Testi | SGP, G7 ülkelerinden Fransa, Almanya ve İtalya için geçerlidir. |
| <i>Chang ve Su (2010)</i> | 1995:11-2008:2 aylık veriler | Doğrusal Olmayan Panel Birim Kök Testleri | SGP, 7 OPEC ülkesinden, Angola, Endonezya, İran ve S.Arabistan için geçerlidir. |
| <i>Hoarau (2010)</i> | 1970-2007 yıllık veriler | Panel Birim Kök Testi (Carrion-i-Silvestre vd. 2005) | SGP, 17 Doğu ve Güney Afrika ülkesi için geçerlidir. |
| <i>Guloglu, Ispir ve Okat (2011)</i> | 1991:1-2008:3 aylık veriler | Panel KPSS Birim Kök Testi | SGP, Türkiye'ye ait 18 reel döviz kuru serisi için geçerlidir. |
| <i>Liu, Su ve Zhu (2011)</i> | 1993-2008 aylık veriler | Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi (Caner & Hansen, 2001) | SGP, 7 Orta ve Doğu Avrupa ülkesinden Slovakya, Romanya ve Bulgaristan için geçerlidir. |
| <i>Su, Tsangyao ve Chang (2011)</i> | 1994:12-2010:2 aylık veriler | Fourier Birim Kök Testi (Becker vd. 2006) | 15 Latin Amerika ülkesinden 4'ü için SGP geçerlidir. |
| <i>Chang, Liu ve Su (2012)</i> | 1993-2008 aylık veriler | Fourier Birim Kök Testi (Enders & Lee, 2004, 2009) | SGP, 7 Orta ve Doğu Avrupa ülkesi için geçerlidir. |
| <i>Su, Liu, Zhu ve Lee (2012)</i> | 1997-2009 aylık veriler | Fourier Birim Kök Testi (Enders & Lee, 2004, 2009) | 7 OPEC ülkesinin altısı için SGP geçerlidir. |
| <i>Chang ve Tzeng (2013)</i> | 1995:1-2008:12 aylık veriler | Panel SURKSS Birim Kök Testi | SGP, 9 Geçiş Ekonomisinden, Estonya ve Macaristan için geçerlidir. |
| <i>He, Ranbar ve Chang (2013)</i> | 1995:1-2011:10 aylık veriler | Panel KSS Birim Kök Testi | 8 Geçiş Ekonomisinden beşi için SGP geçerlidir. |
| <i>Yılanıcı ve Eris (2013)</i> | 1980:1-2011:7 aylık veriler (farklılaşmış veriler) | Fourier Birim Kök Testi (Christopoulos & Ledesma, 2010) | SGP, 33 Afrika ekonomisinden 20'si için geçerlidir. |
| <i>He, Chou ve Chang (2014)</i> | 1994:12-2010:2 aylık veriler | Panel SURKSS Birim Kök Testi | 15 Latin Amerika ülkesinden 14'ü için SGP geçerlidir. |
| <i>Oskooee, Chang ve Liu (2014)</i> | 1994:1-2012:6 aylık veriler | Panel KSS Birim Kök Testi | SGP, 34 OECD ülkesinden pek çoğu için geçerlidir. |
| <i>Huang ve Yang (2015)</i> | 1957:1-2013:5 aylık veriler | Pesaran (2007) Panel Birim Kök Testi | SGP, 11 Eurozone ülkesi için geçerli değildir. |
| <i>Jiang, Jian, Liu ve Su (2016)</i> | 2000-2013 aylık veriler | Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri | SGP, 10 Orta ve Doğu Avrupa Ülkesinden 7'si için geçerlidir. |
| <i>Karagöz ve Saraç (2016)</i> | 2003:1-2014:6 aylık veriler | Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri (Caner & Hansen, 2001) | SGP, Türkiye için geçerli değildir. |
| <i>Oskooee, Chang, Chen ve Tzeng (2016)</i> | 1971:1-2012:4 çeyreklik veriler | Kantil Birim Kök Testi | SGP, 20 Afrika ülkesinden 5 tanesi için (Gana, Mauritius, Nijer, G. Afrika ve Togo) geçerli. |
| <i>Oskooee, Chang ve Lee (2016)</i> | 1971:1-2012:4 çeyreklik veriler | Panel Asimetrik Birim Kök Testi (Emirmahmutoglu & Omay, 2014) | SGP, Gana ve Ruanda dışında, 18 Afrika ülkesi için geçerlidir. |
| <i>Vasconcelos ve Junior (2016)</i> | 1994:1-2014:4 aylık veriler | Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri | SGP, 7 gelişmekte olan ülkeden Şili, Peru ve Meksika için geçerlidir. |
| <i>Karlsson, Mansson ve Sjölander (2017)</i> | 1970:1-2011:10 aylık veriler | Doğrusal Olmayan Panel Birim Kök Testi | SGP, 47 ülkeden, gelişmekte olan bölgelerdeki ülkeler için geçerlidir. |
| <i>Liu ve Chang (2017)</i> | 1995:1-2015:2 aylık veriler | Kantil Birim Kök Testi (Galvao, 2009) | SGP, BRICS ülkelerinin tamamı için geçerlidir. |
| <i>Oskooee, Chang, Elmi, Gelan ve</i> | 1971:1-2015:4 ve 1980:1-2015:4 | Doğrusal Olmayan Kantil Birim Kök Testi | SGP, 29 Afrika ülkesinin 15'i için geçerlidir. |

| | | | |
|-----------------------|---------------------------------|--|---|
| <i>Ranjbar (2017)</i> | çeyreklik veriler | Doğrusal ve Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri | SGP, 15 gelişen piyasa ekonomisi için genel olarak geçersizdir. |
| <i>Mike (2018)</i> | 2003:1-2015:4 çeyreklik veriler | | |

4. Veri Seti ve Metodoloji

Bu çalışma, satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliğini, reel döviz kurlarına yönelik Fourier durağanlık analizleri ile test etmeyi amaçlamaktadır. 1995:1-2017:2 çeyreklik dönemlerinin dahil edildiği çalışmada, veri kısıtı bulunmayan, ortak para sistemi uygulamayan (Avrupa Birliği'nin ortak para birimi Euro gibi) ve mutlak anlamda sabit kur sistemine sahip olmayan bütün dünya ülkelerinin dahil edilmesi planlanmıştır. Bu doğrultuda, Dünya Bankası ülke sınıflandırılmasından hareket edilerek, yüksek gelir grubu 23, üst-orta gelir grubu 30, düşük-orta gelir grubu 30 ve düşük gelir grubu 9 ülke olmak üzere, toplam 92 ülke için analizler gerçekleştirilmiştir.

Çalışmada kullanılan nominal döviz kuru serileri (NER), birim ABD Doları başına eşit olan ulusal para birimini yansıtmakta olup, dönem ortalamaları ile elde edilmiştir. Yurtiçi fiyat seviyesi (P), her ülkenin kendi Tüketici Fiyat Endeksini (TÜFE) yansıtmaktadır. Yurtdışı fiyat seviyesi (P*) ise, ABD'nin Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) göstergesidir. Veriler IMF-IFS veri tabanından derlenmiştir. Tüm serilerin logaritmaları alınarak analizler gerçekleştirilmiştir.

4.1. Becker vd. (2006) Fourier Durağanlık Testi

Becker vd. (2006), fourier yaklaşımından seçilen frekans bileşenini kullanarak, yapısal kırılmaların bilinmeyen formunu tahmin edebilen bir durağanlık testi geliştirmişlerdir. Becker vd. (2006) 4 ve 5 numaralı denklemlerde verilen veri üretme sürecini dikkate almaktadır:

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Burada ε_t durağan hata terimini ve u_t ise σ_u^2 varyansla bağımsız özdeş dağılan hata terimini göstermektedir. Deterministik terimde bir kırılma yakalamak için kullanılan Z_t , 6 numaralı denklem ile verilmiştir.

$$Z_t = \left[\sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right]' \quad (6)$$

Burada k frekans sayısını, t trend terimini ve T ise örneklem büyüklüğünü göstermektedir. Durağanlığı ifade eden temel hipotezi test etmek için (yani $H_0: \sigma_u^2 = 0$), 7 veya 8 numaralı denklemlerden kalıntı değerleri elde edilerek test istatistiği hesaplanmaktadır.

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (7)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (8)$$

Test istatistiği 9 numaralı denklem ile elde edilmektedir:

$$\tau_\mu(k) \text{ veya } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{S}_t(k)^2}{\tilde{\sigma}^2} \quad (9)$$

Burada $\tilde{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_j$ ve \tilde{e}_j ise, $\tau_\mu(k)$ için 7 numaralı denklemden ve $\tau_\tau(k)$ için 8 numaralı denklemden elde edilen kalıntılardır. Uzun dönem varyansının parametrik olmayan tahmini $\tilde{\sigma}^2$, parçalı gecikme parametresi l ve bir ağırlıklar dizisi $w_j, j = 1, \dots, l$ seçilerek 10 numaralı denklemde elde edilmektedir:

$$\tilde{\sigma}^2 = \tilde{\gamma}_0 + 2 \sum w_j \tilde{\gamma}_j \quad (10)$$

Burada $\tilde{\gamma}_j$, 7 veya 8 numaralı denklemlerden elde edilen \tilde{e}_t kalıntılarının j . örneklem otokovaryanslarıdır. Becker vd. (2006), optimal frekans sayısının, kalıntı kareler toplamının minimizasyonu yoluyla elde edilmesi gerektiğini ifade etmektedir.

Eğer veri yaratma sürecinde doğrusal olmayan trend yoksa, standart KPSS testi ile daha güçlü sonuçlar elde etmek mümkündür. Bu nedenle, doğrusal olmayan trendin yokluğunu test etmek gerekmektedir ($H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$). Bu hipotez için, belirli bir k frekansı ile F-test istatistiği 11 numaralı denklem ile hesaplanmaktadır (Becker vd., 2006: 390-391):

$$F_i(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/(T - q)} \quad i = \mu, \tau \quad (11)$$

Burada $SSR_1(k)$, 7 veya 8 numaralı denklemlerden elde edilen Kalıntı Kareler Toplamını (KKT), SSR_0 , trigonometrik terimler olmadan elde edilen Kalıntı Kareler Toplamını (KKT), q ise regresörlerin sayısını ifade etmektedir.

5. Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada, satınalma gücü paritesi teorisinin uzun dönemli geçerliliği, Becker vd. (2006) tarafında geliştirilen Fourier Kwiatkowski-Phillips-Schmith-Shin (FKPSS) durağanlık testi ile analiz edilmiştir. Serilerde doğrusal olmayan trendin yokluğu F testi ile sınanmış ve doğrusal olmayan trendin anlamsız olduğu görülen serilere KPSS testi uygulanmıştır. Tablo 2’de yüksek gelir grubuna ait ülkeler için reel döviz kuru serilerine uygulanan Fourier FKPSS durağanlık testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 2. Yüksek Gelir Grubuna Ait Ülkeler için Fourier KPSS Durağanlık Testi Sonuçları

| Ülke | Frekans (k) | Min KKT | FKPSS | F_t | KPSS |
|--------------------|-------------|---------|--------|---------|--------|
| Avustralya | 1 | 0.659 | 0.048* | 195.08 | |
| Kanada | 1 | 0.211 | 0.078 | 198.31 | |
| Hong Kong | 1 | 0.054 | 0.118 | 373.86 | |
| Makao | 1 | 0.045 | 0.064 | 1014.51 | |
| Çek Cumhuriyeti | 1 | 0.406 | 0.039* | 569.75 | |
| Danimarka | 1 | 0.395 | 0.115 | 34.11 | |
| İzlanda | 2 | 0.846 | 0.090* | 41.79 | |
| İsrail | 1 | 0.179 | 0.119 | 64.67 | |
| Japonya | 1 | 0.717 | 0.123 | 2.64 | 0.117* |
| Kore | 2 | 1.049 | 0.110* | 18.58 | |
| Yeni Zelanda | 1 | 1.093 | 0.061 | 90.40 | |
| Norveç | 1 | 0.379 | 0.120 | 30.29 | |
| Singapur | 1 | 0.098 | 0.111 | 273.08 | |
| İsveç | 1 | 0.614 | 0.122 | 2.33 | 0.134* |
| İsviçre | 1 | 0.365 | 0.083 | 82.80 | |
| Birleşik Krallık | 3 | 0.393 | 0.170 | 25.28 | |
| Macaristan | 1 | 0.489 | 0.050* | 336.73 | |
| Polonya | 1 | 0.413 | 0.073 | 172.76 | |
| Kuveyt | 1 | 0.045 | 0.113 | 378.64 | |
| Sejšeller | 2 | 0.303 | 0.117 | 2.16 | 0.112* |
| Şili | 1 | 0.509 | 0.122 | 22.50 | |
| Trinidad ve Tobago | 1 | 0.047 | 0.155 | 122.78 | |
| Uruguay | 1 | 1.236 | 0.080 | 123.91 | |

Not: F_t için % 5 kritik değer 4.972’dir. FKPSS testi için % 5 kritik değer 1, 2 ve 3 frekans değerleri için sırasıyla 0.054, 0.132 ve 0.142’dir. *, Satın alma gücü paritesinin % 5 anlamlılık düzeyinde geçerli olduğunu ifade etmektedir. KPSS testi için % 5 kritik değer 0.146’dır.

Tablo 2 incelendiğinde, F testi sonucuna göre ele alınan yüksek gelir grubuna ait 23 ülkenin 3’ünden elde edilen F-test istatistiği % 5 kritik değerden küçük olduğundan, doğrusal olmayan trendin anlamsız olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilemeyerek, doğrusal dışı trendin yokluğu (doğrusallık) kabul edilmiştir. Durağanlık testi sonuçları, ele alınan yüksek gelir grubuna ait 23 ülkenin 8’inde (Avustralya, Çek Cumhuriyeti, İzlanda, Japonya, Kore, İsveç, Macaristan, Sejšeller) reel döviz kuru serisinin seviyede durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuçlara göre SGP söz konusu 8 ülke için geçerlidir. Tablo 3’de üst-orta gelir grubuna ait ülkeler için reel döviz kuru serilerine uygulanan Fourier FKPSS durağanlık testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. Üst-Orta Gelir Grubuna Ait Ülkeler için Fourier KPSS Durağanlık Testi Sonuçları

| Ülke | Frekans (k) | Min KKT | FKPSS | F_t | KPSS |
|---------------------|-------------|---------|--------|--------|--------|
| Çin | 1 | 0.112 | 0.113 | 296.63 | |
| Fiji | 1 | 0.669 | 0.092 | 28.60 | |
| Malezya | 1 | 0.309 | 0.136 | 13.08 | |
| Samoa | 1 | 0.372 | 0.058 | 436.62 | |
| Tayland | 1 | 0.342 | 0.130 | 78.25 | |
| Tonga | 1 | 0.435 | 0.059 | 245.59 | |
| Arnavutluk | 1 | 0.399 | 0.081 | 253.02 | |
| Bulgaristan | 1 | 0.576 | 0.097 | 310.44 | |
| Hırvatistan | 1 | 0.366 | 0.111 | 90.55 | |
| Makedonya | 1 | 0.543 | 0.130 | 18.68 | |
| Romanya | 1 | 0.732 | 0.055 | 253.04 | |
| Türkiye | 1 | 0.650 | 0.045* | 234.18 | |
| Azerbaycan | 1 | 1.596 | 0.083 | 122.56 | |
| Belarus | 1 | 2.011 | 0.125 | 0.149 | 0.125* |
| Kazakistan | 1 | 1.366 | 0.084 | 61.64 | |
| Cezayir | 1 | 0.270 | 0.128 | 6.29 | |
| İran | 2 | 6.251 | 0.210 | 40.34 | |
| Botsvana | 1 | 0.783 | 0.077 | 21.80 | |
| Mauritius | 1 | 0.216 | 0.079 | 104.18 | |
| Güney Afrika | 1 | 1.260 | 0.121 | 0.42 | 0.127* |
| Brezilya | 1 | 1.519 | 0.134 | 38.78 | |
| Kolombiya | 1 | 0.806 | 0.111 | 60.14 | |
| Kosta Rica | 1 | 0.109 | 0.131 | 259.46 | |
| Dominik Cumhuriyeti | 1 | 0.689 | 0.064 | 7.67 | |
| Guyana | 1 | 0.082 | 0.053* | 344.83 | |
| Jamaika | 1 | 0.258 | 0.077 | 12.70 | |
| Meksika | 1 | 0.703 | 0.077 | 38.46 | |
| Paraguay | 1 | 0.795 | 0.103 | 163.71 | |
| Peru | 1 | 0.100 | 0.107 | 183.39 | |
| Surinam | 1 | 0.597 | 0.105 | 1.44 | 0.108* |

Not: F_t için % 5 kritik değer 4.972'dir. FKPSS testi için % 5 kritik değer 1 ve 2 frekans değerleri için sırasıyla 0.054 ve 0.132'dir. *, Satın alma gücü paritesinin % 5 anlamlılık düzeyinde geçerli olduğunu ifade etmektedir. KPSS testi için % 5 kritik değer 0.146'dır.

Tablo 3 incelendiğinde, F testi sonucuna göre ele alınan üst-orta gelir grubuna ait 30 ülkenin 3'ünden elde edilen F-test istatistiği % 5 kritik değerden küçük olduğundan, doğrusal olmayan trendin anlamsız olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilemeyerek, doğrusal dışı trendin yokluğu kabul edilmiştir. Durağanlık testi sonuçları, ele alınan üst-orta gelir grubuna ait 30 ülkenin 5'inde (Türkiye, Belarus, Güney Afrika, Guyana, Surinam) reel döviz kuru serisinin seviyede durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuçlara göre SGP söz konusu 5 ülke için geçerlidir. Tablo 4'de düşük-orta gelir grubuna ait ülkeler için reel döviz kuru serilerine uygulanan Fourier FKPSS durağanlık testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 4. Düşük-Orta Gelir Grubuna Ait Ülkeler için Fourier KPSS Durağanlık Testi Sonuçları

| Ülke | Frekans (k) | Min KKT | FKPSS | F_t | KPSS |
|-----------------|-------------|---------|--------|--------|------|
| Bangladeş | 1 | 0.122 | 0.082 | 249.44 | |
| Kamboçya | 1 | 0.127 | 0.047* | 602.56 | |
| Hindistan | 1 | 0.165 | 0.082 | 284.26 | |
| Endonezya | 1 | 2.458 | 0.076 | 34.08 | |
| Lao | 1 | 0.501 | 0.079 | 441.27 | |
| Moğolistan | 1 | 0.529 | 0.085 | 243.40 | |
| Myanmar | 1 | 68.046 | 0.115 | 65.51 | |
| Papua Yeni Gine | 1 | 0.552 | 0.041* | 445.53 | |
| Filipinler | 1 | 0.257 | 0.134 | 160.79 | |
| Solomon Adaları | 1 | 0.253 | 0.072 | 299.09 | |

| | | | | | |
|----------------------------|---|-------|--------|--------|--------|
| <i>Sri Lanka</i> | 1 | 0.205 | 0.065 | 407.43 | |
| <i>Vanuatu</i> | 1 | 0.234 | 0.044* | 269.11 | |
| <i>Vietnam</i> | 1 | 0.097 | 0.055 | 870.06 | |
| <i>Ermenistan</i> | 1 | 0.661 | 0.060 | 298.58 | |
| <i>Kırgızistan</i> | 1 | 0.673 | 0.104 | 114.62 | |
| <i>Moldova</i> | 1 | 1.097 | 0.040* | 246.50 | |
| <i>Ukrayna</i> | 1 | 2.063 | 0.105 | 10.45 | |
| <i>Mısır</i> | 1 | 1.565 | 0.090 | 49.58 | |
| <i>Fas</i> | 1 | 0.242 | 0.131 | 11.69 | |
| <i>Pakistan</i> | 1 | 0.205 | 0.088 | 188.82 | |
| <i>Tunus</i> | 1 | 0.225 | 0.156 | 1.98 | 0.148 |
| <i>Angola</i> | 2 | 3.365 | 0.108 | 0.49 | 0.099* |
| <i>Yeşil Burun Adaları</i> | 1 | 0.370 | 0.112 | 43.93 | |
| <i>Gana</i> | 2 | 1.421 | 0.062* | 66.91 | |
| <i>Kenya</i> | 1 | 0.416 | 0.132 | 257.52 | |
| <i>Nijerya</i> | 1 | 5.874 | 0.099 | 29.41 | |
| <i>Svaziland</i> | 1 | 1.263 | 0.092 | 21.51 | |
| <i>Zambiya</i> | 1 | 0.974 | 0.050* | 323.65 | |
| <i>Guatemala</i> | 2 | 0.191 | 0.139 | 2.92 | 0.153 |
| <i>Honduras</i> | 2 | 0.043 | 0.125* | 8.57 | |

Not: F_t için % 5 kritik değer 4.972'dir. FKPSS testi için % 5 kritik değer 1 ve 2 frekans değerleri için sırasıyla 0.054 ve 0.132'dir. *, Satın alma gücü paritesinin % 5 anlamlılık düzeyinde geçerli olduğunu ifade etmektedir. KPSS testi için % 5 kritik değer 0.146'dır.

Tablo 4 incelendiğinde, F testi sonucuna göre ele alınan düşük-orta gelir grubuna ait 30 ülkenin 3'ünden elde edilen F-test istatistiği % 5 kritik değerden küçük olduğundan, doğrusal olmayan trendin anlamsız olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilemeyerek, doğrusal dışı trendin yokluğu kabul edilmiştir. Durağanlık testi sonuçları, ele alınan düşük-orta gelir grubuna ait 30 ülkenin 8'inde (Kamboçya, Papua Yeni Gine, Vanuatu, Moldova, Angola, Gana, Zambiya, Honduras) reel döviz kuru serisinin seviyede durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuçlara göre SGP söz konusu 8 ülke için geçerlidir. Tablo 5'de düşük gelir grubuna ait ülkeler için reel döviz kuru serilerine uygulanan Fourier FKPSS durağanlık testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5. Düşük Gelir Grubuna Ait Ülkeler için Fourier KPSS Durağanlık Testi Sonuçları

| <i>Ülke</i> | <i>Frekans (k)</i> | <i>Min KKT</i> | <i>FKPSS</i> | <i>F_t</i> | <i>KPSS</i> |
|-------------------|--------------------|----------------|--------------|----------------------|-------------|
| <i>Nepal</i> | 1 | 0.176 | 0.068 | 236.26 | |
| <i>Burundi</i> | 1 | 0.535 | 0.108 | 141.47 | |
| <i>Etiyopya</i> | 1 | 0.660 | 0.057 | 229.78 | |
| <i>Gambiya</i> | 1 | 1.239 | 0.138 | 25.51 | |
| <i>Madagaskar</i> | 1 | 0.914 | 0.046* | 50.64 | |
| <i>Malavi</i> | 2 | 1.485 | 0.055* | 24.45 | |
| <i>Tanzanya</i> | 1 | 0.615 | 0.080 | 30.58 | |
| <i>Uganda</i> | 1 | 0.412 | 0.146 | 19.54 | |
| <i>Haiti</i> | 2 | 0.687 | 0.107 | 0.99 | 0.108* |

Not: F_t için % 5 kritik değer 4.972'dir. FKPSS testi için % 5 kritik değer 1 ve 2 frekans değerleri için sırasıyla 0.054 ve 0.132'dir. *, Satın alma gücü paritesinin % 5 anlamlılık düzeyinde geçerli olduğunu ifade etmektedir. KPSS testi için % 5 kritik değer 0.146'dır.

Tablo 5 incelendiğinde, F testi sonucuna göre ele alınan düşük gelir grubuna ait 9 ülkenin 1'inden elde edilen F-test istatistiği % 5 kritik değerden küçük olduğundan, doğrusal olmayan trendin anlamsız olduğunu ifade eden temel hipotez reddedilemeyerek, doğrusal dışı trendin yokluğu kabul edilmiştir. Durağanlık testi sonuçları, ele alınan düşük gelir grubuna ait 9 ülkenin 3'ünde (Madagaskar, Malavi, Haiti) reel döviz kuru serisinin seviyede durağan olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuçlara göre SGP söz konusu 3 ülke için geçerlidir.

6. Sonuç

Bu çalışmada, satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliği, Becker vd. (2006) tarafından geliştirilen Fourier FKPSS durağanlık testi ile analiz edilmiştir. Fourier yaklaşımı ile yapısal kırılmalar, kademeli (gradual) ve yumuşak (smooth) bir süreç olarak modellenmiştir. Dünya Bankası ülke sınıflandırılmasından hareket edilerek, yüksek gelir grubu 23, üst-orta gelir grubu 30, düşük-orta gelir grubu 30 ve düşük gelir grubu 9 ülke olmak üzere, toplam 92 ülke için analizler gerçekleştirilmiştir. Elde edilen bulgulara göre ele alınan yüksek gelir grubuna ait 8 ülkede (Avustralya,

Çek Cumhuriyeti, İzlanda, Japonya, Kore, İsveç, Macaristan, Seyşeller); üst-orta gelir grubuna ait 5 ülkede (Türkiye, Belarus, Güney Afrika, Guyana, Surinam); düşük-orta gelir grubuna ait 8 ülkede (Kamboçya, Papua Yeni Gine, Vanuatu, Moldova, Angola, Gana, Zambiya, Honduras); düşük gelir grubuna ait 3 ülkede (Madagaskar, Malavi, Haiti) reel döviz kuru serilerinin durağan olduğu görülmektedir. Dolayısıyla söz konusu bu ülkelerde satınalma gücü paritesinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Reel döviz kurlarının ortalamaya dönme yaklaşımı çerçevesinde birim kök analizleri ile test edilmesi, satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliğini araştırmaya yönelik kullanılan yöntemlerden bir tanesidir. Satınalma gücü paritesi teorisinin katı (veya kısıtlı) yorumu olan bu yaklaşım için, güçlü tahminciler vasıtasıyla güvenilir sonuçların elde edileceği genel kabul gören bir görüştür. Bu doğrultuda Fourier durağanlık testinin uygulandığı çalışmada, ele alınan ülkelerden yaklaşık 1/4'ü için satınalma gücü paritesinin geçerli olduğu sonuçları elde edilmiştir.

Satınalma gücü paritesinin büyük oranda geçersiz olmasının temel bazı nedenleri bulunmaktadır. Bunlardan ilki, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülke piyasalarının kırılğan bir ekonomik yapıya sahip olması ile ilgilidir. Buna göre, küresel piyasalarda yaşanan olumsuzluklar karşısında, söz konusu ekonomiler ani şoklar ile karşılaşabilmekte ve özellikle döviz kurları önemli aralıklarda dalgalanabilmektedir. Bu ekonomilerde yaşanan ani döviz kuru dalgalanmalarının, mal fiyatlarına uyarlanma hızları birbirinden farklılık gösterebilmekte ve dolayısıyla fiyat seviyelerinin döviz kurlarını belirleme özelliği azalabilmektedir. İkinci olarak, piyasalardaki eksik rekabet koşulları ve verimlilik farklılıkları önemli bir etken olarak düşünülmektedir. Bunların dışında, ülkeler arasında taşımacılık maliyetlerinin varlığı, bazı ticari mallara yönelik engeller ve fiyat endekslerindeki farklılıklar da reel döviz kurunda sapmaları meydana getiren önemli etkenlerdendir.

Reel döviz kurlarının durağanlığını test edecek gelecek çalışmalar için güçlü birim kök testlerinin uygulanması önerilmektedir. Bununla birlikte analizlerin yeterli zaman aralıkları ile gerçekleştirilmesi gerekmektedir. Özellikle Fourier yaklaşımı sonucunda elde edilen bulguların, geleneksel test yöntemlerine kıyasla, satınalma gücü paritesinin uzun dönemli geçerliliğine yönelik daha güvenilir sonuçlar olduğu düşünülmektedir. Bu durum politika yapıcılar için enflasyon-döviz kuru ilişkisini tanımlamada yol gösterici bir nitelikte olacaktır.

KAYNAKÇA

- Aslan, Ö. & Koralp, L. 2009. "Are Real Exchange Rates Mean Reverting? Evidence from a Panel of OECD Countries". *Applied Economics Letters*, 16, 23–27.
- Balassa, B. 1964. "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal". *The Journal of Political Economy*, 72(6), 584-596.
- Becker, R., Enders, W. and Lee, J. 2006 "A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381–409.
- Cassel, G. 1916. "The Present Situation of the Foreign Exchanges". *The Economic Journal*, 26(103), 319-323.
- Cassel, G. 1918. "Abnormal Deviations in International Exchanges". *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Chang, H. L., Liu, D. C. & Su, C. W. 2012. "Purchasing Power Parity with Flexible Fourier Stationary Test for Central and Eastern European Countries". *Applied Economics*, 44(32), 4249-4256.
- Chang, H. L. & Su, C. W. 2010. "Revisiting Purchasing Power Parity for Major OPEC Countries: Evidence Based on Nonlinear Panel Unit-Root Tests". *Applied Economics Letters*, 17, 1119–1123.
- Chang, T., Liu, W. C., Tzeng, H. W. & Yu, C. P. 2010. "Purchasing Power Parity for G-7 Countries: Panel SURADF Tests". *Applied Economics Letters*, 17, 1223–1228.
- Chang, T. & Tzeng, H. W. 2013. "Purchasing Power Parity in Nine Transition Countries: Panel SURKSS Test". *International Journal of Finance Economics*, 18, 74–81.
- Dornbusch, R. 1985. "Purchasing Power Parity". *NBER Working Paper Series*, No. 1591, 1-34.
- Enders, W., ve J. Lee. 2012. "A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74 (4): 574–599.
- Frenkel, J. A. 1978. "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s". *Journal of International Economics*, 8, 169-191.
- Guloglu, B. Ispir, S. & 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, 1817–1822.
- He, H., Chou, M. C. & Chang, T. 2014. "Purchasing Power Parity for 15 Latin American Countries: Panel SURKSS Test with a Fourier Function". *Economic Modelling*, 36, 37–43
- He, H., Ranjbar, O. & Chang, T. 2013. "Purchasing Power Parity in Transition Countries: Old Wine with New Bottle". *Japan and the World Economy* 28, 24–32.
- Hoarau, J. F. 2010. "Does Long-Run Purchasing Power Parity Hold in Eastern and Southern African Countries? Evidence from Panel Data Stationary Tests with Multiple Structural Breaks". *International Journal of Finance and Economics*, 15, 307-315.
- Huang, C. H. & Yang, C. Y. 2015. "European Exchange Rate Regimes and Purchasing Power Parity: An Empirical Study on Eleven Eurozone Countries". *International Review of Economics and Finance*, 35, 100–109.
- Jiang, C., Jian, N., Liu, T. Y. & Su, C. W. 2016. "Purchasing Power Parity and Real Exchange Rate in Central Eastern European Countries". *International Review of Economics and Finance*, 44, 349–358.
- Kalyoncu, H. 2009. "New Evidence of the Validity of Purchasing Power Parity from Turkey". *Applied Economics Letters*, 2009, 16, 63–67.
- Karagöz, K. & Saraç, T. B. 2016. "Testing the Validity of PPP Theory for Turkey: Nonlinear Unit Root Testing". *Procedia Economics and Finance*, 38, 458-467.
- Karlsson, H. K., Mansson, K. & Sjölander, P. 2017. "Investigation of the Nonlinear Behaviour in Real Exchange Rates in Developing Regions". *Applied Economics Letters*, 1-5.
- Keynes, J. M. 1924. *A Tract on Monetary Reform*. London: MacMillan and Co., Limited.
- Krugman, P. R. & Obstfeld, M. 2009. *International Economics: Theory & Policy (8th ed.)*. Boston: Pearson Education, Inc.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. 1992 "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, 1–3.
- Liu, Y. S., Su, C. W. & Zhu, M. N. 2011. "Purchasing Power Parity with Threshold Effects for Central and Eastern European Countries". *Applied Economics Letters*, 18, 1801-1806.
- Melvin, M. & Norrbin, S. C. 2013. *International Money and Finance (8th ed.)*. UK: Elsevier.
- Mike, F. 2018. "Gelişen Piyasa Ekonomilerinde Satınalma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi". *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 55(637), 7-30.
- Narayan, P. K. 2005. "New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries". *Applied Economics*, 37, 1063-1071.
- Officier, L. H. 1976. "The Purchasing-Power-Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article". *International Monetary Fund Staff Papers*, 1-60.
- Oskoe, M. B., Chang, T., Chen, T. H. & Tzeng, H. W. 2016. "Quantile Unit Root Test and the PPP in Africa". *Applied Economics*, 1-9.
- Oskoe, M. B., Chang, T., Elmi, Z., Gelan, A. & Ranjbar, O. 2018. "Non-linear Quantile Unit Root Test and PPP: More Evidence from Africa". *Applied Economics Letters*, 1-7.
- Oskoe, M. B., Chang, T. & Lee, K. C. 2016. "Panel Asymmetric Nonlinear Unit Root Test and PPP in Africa". *Applied Economics Letters*, 23(8), 554-558.

- Oskoev, M. B., Chang, T. & Liu, W. C. 2014. "Revisiting Purchasing Power Parity in 34 OECD Countries: Sequential Panel Selection Method". *Applied Economics Letters*, 21(18), 1283-1287.
- Oskoev, M. B., Kutun, A. M. & Zhou, S. 2009. "Towards Solving the PPP Puzzle: Evidence from 113 Countries". *Applied Economics*, 41, 3057-3066.
- Papell, D. H. & Prodan, R. 2006. "Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change". *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5), 1329-1349.
- Peng, H., Liu, Z. & Chang, T. 2017. "Revisiting Purchasing Power Parity in BRICS Countries Using More Powerful Quantile Unit-Root Tests with Stationary Covariates". *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 46(20), 10051-10057.
- Pilbeam, K. 2006. *International finance (3th ed.)*. New York: Palgrave MacMillan.
- Samuelson, P. A. 1964. "Theoretical Notes on Trade Problems". *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145-154.
- Sarno, L. & Taylor, M. P. 1998. "Real Exchange Rates under the Recent Float: Unequivocal Evidence of Mean Reversion". *Economics Letters*, 60, 131-137.
- Sarno, L. & Taylor, M. P. 2002. *The Economics of Exchange Rates*. UK: Cambridge University Press.
- Serletis, A. & Zimonopoulos, G. 1997. "Breaking Trend Functions in Real Exchange Rates: Evidence from Seventeen OECD Countries". *Journal of Macroeconomics*, 19(4), 781-802.
- Seyidođlu, H. 2013. *Uluslararası İktisat: Teori, Politika ve Uygulama (18. Baskı)*. İstanbul: Güzem Can Yayınlar No: 24.
- Su, C. W., Liu, Y. S., Zhu, M. N. & Lee, K. C. 2012. "Purchasing Power Parity in Major OPEC Countries: Flexible Fourier Stationary Test". *Applied Economics Letters*, 19(1), 19-24.
- Su, C. W., Tsangyao, C. & Chang, H. L. 2011. "Purchasing Power Parity for Fifteen Latin American Countries: Stationary Test with a Fourier Function". *International Review of Economics and Finance*, 20, 839-845.
- Telatar, E. & Hasanov, M. 2009. "Purchasing Power Parity in Central and East European Countries". *Eastern European Economics*, 47(5), 25-41.
- Terborgh, G. W. 1926. "The Purchasing-Power Parity Theory". *Journal of Political Economy*, 34(2), 197-208.
- Tsong, C. C., C. F. Lee, L. J. Tsai, and T. C. Hu. 2016. "The Fourier Approximation and Testing for the Null of Cointegration" *Empirical Economics*, 51 (3): 1085-1113.
- Vasconcelos, C. R. F. & Junior, L. A. L. 2016. "Validity of Purchasing Power Parity for Selected Latin American Countries: Linear and Non-linear Unit Root Tests". *Economia*, 17, 114-125.
- Viner, J. 1937. *Studies in the Theory of International Trade*. London: George Allen & Unwin Ltd.
- Yılancı, V. & Eris, Z. A. 2013. "Purchasing Power Parity in African Countries: Further Evidence from Fourier Unit Root Tests Based on Linear and Nonlinear Models". *South African Journal of Economics*, 81(1), 20-34.