

YAPISAL KIRILMALAR ALTINDA SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİ: AVRASYA ÜLKELERİ ÖRNEĞİ¹

Mehmet SONGUR²

Geliş: 03.12.2018 / Kabul: 06.04.2019

DOI: 10.29029/busbed.491358

Öz

Çalışmanın amacı, Satın Alma Gücü Paritesi hipotezinin Avrasya Ülkeleri için panel veri analiz teknikleri kapsamında test edilmesidir. Çalışmada Satın Alma Gücü Paritesi hipotezinin geçerliliği hem mutlak hem de nispi Satın Alma Gücü Paritesi teorisi çerçevesinde araştırılmıştır. Mutlak satın alma gücü paritesi hipotezi, reel döviz kurunun sabit bir ortalama etrafında dağınığını ifade etmektedir. Bununla birlikte, nispi satın alma gücü paritesi ise nominal döviz kuru ile nispi fiyatlar arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunda geçerli olmaktadır. Bu çerçevede, çalışmada 10 Avrasya ülkesi (Ermenistan, Azerbaycan, Belarus, Gürcistan, Kazakistan, Kırgızistan, Moldova, Rusya, Ukrayna ve Türkiye) için 2002-2017 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmıştır. Bu bağlamda, çalışmada yatay kesit bağımlılığını ve yapısal kırılmaları dikkate alan panel birim kök ve panel eş bütünleşme testlerinden yararlanılmıştır. Bulgular ele alınan ülkelerde hem mutlak hem de nispi Satın Alma Gücü Paritesi hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, Avrasya Ülkeleri, Panel Veri Analizi.

- 1 Bu çalışma, Türkiye Ekonomi Kurumu tarafından 1-3 Kasım 2018 tarihlerinde Antalya’da gerçekleştirilen 6th International Conference on Economics (ICE-TEA 2018)’de sunulmuş olan “Avrasya Ülkeleri için Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezinin Geçerliliği” başlıklı çalışmanın gözden geçirilmiş ve yeniden düzenlenmiş halidir.
- 2 Arş. Gör. Dr., Munzur Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, mmtsng@gmail.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4763-9314>.

THE VALIDITY OF THE PURCHASING POWER PARITY HYPOTHESIS UNDER STRUCTURAL BREAKS: THE CASE OF EURASIAN COUNTRIES

Abstract

The aim of this study to examine the validity of the Purchasing Power Parity hypothesis for Eurasian Countries using panel data analysis methods. In this Study, the validity of the Purchasing Power Parity hypothesis has been investigated both within the absolute and relative Purchasing Power Parity theory. The absolute purchasing power parity hypothesis refers to the distribution of the real exchange rate around a fixed average. However, the relative purchasing power parity is valid when there is a long-term relationship between the nominal exchange rate and the relative prices. In this framework, the study used monthly data covering the period 2002-2017 for the 10 Eurasian countries (Armenia, Azerbaijan, Belarus, Georgia, Kazakhstan, Kyrgyz Republic, Moldova, Russian Federation, Ukraine and Turkey). In this context, panel unit root and panel cointegration tests taking into account cross-section dependency and structural breaks were used in the study. Findings show that both absolute and relative Purchasing Power Parity hypotheses are valid in the countries studied.

Keywords: *Purchasing Power Parity, Eurasian Countries, Panel Data Analysis.*

Giriş

Satın alma gücü paritesi (SAGP) teorisi, uzun yıllara dayanan en eski teorilerden birisi olup, Cassel (1918) tarafından geliştirilmiştir. SAGP teorisi, iki para birimi arasındaki kurun görelî fiyat düzeylerindeki değişikliklerle belirlendiğini öne sürmektedir (Dornbush, 1985). SAGP teorisini anlamak için tek fiyat yasasını iyi bilmek gerekmektedir. Tek fiyat yasası; rekabetçi piyasalarda ticari engeller ve taşıma maliyetlerinin olmadığı varsayımı altında, farklı ülkelerde aynı malların aynı para birimi cinsinden fiyatlarının eşit olmasıdır. Dolayısıyla SAGP teorisinin dayandığı temel fikir, herhangi bir uluslararası mal piyasasında arbitrajın zamanla ortadan kalkmasıdır. Bu bağlamda, nominal döviz kurunun görelî fiyatlarla ayarlanması beklenmektedir.

SAGP hipotezi iktisat politikası uygulayıcıları tarafından üç nedenle dikkate alınmaktadır. İlk olarak, reel döviz kuru belirlenirken aşırı bir belirlenmenin varlığının olup olmadığıdır. Özellikle az gelişmiş ülke ekonomilerinde, yüksek yurtiçi enflasyon oranı ve düşük yurt dışı enflasyon olduğu durumlarda reel döviz kuru aşırı olarak belirlenmektedir. İkinci olarak, makro iktisadi modeller oluşturulur-

ken döviz kuru bu modellerde önemli bir dayanak noktası oluşturmaktadır. Dolayısı ile bu modeller oluşturulurken SAGP'de dikkate alınabilmektedir. Son olarak SAGP ülkelerin rekabet düzeylerinin önemli bir göstergesi olarak karşımıza çıkmaktadır. Tüm bu durumlar dikkate alındığında SAGP hipotezinin geçerliliğinin araştırılması iktisat politikası uygulayıcıları için oldukça önem arz eden bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır.

SAGP teorisinin geçerli olabilmesi için nispi fiyatlar ile nominal döviz kurunu içeren reel döviz kuru uzun vadede sürekli bir denge değerine geri dönmelidir. Bu durumun geçerliliğini analiz etmek için birim kök testlerinden yararlanılmaktadır. Eğer reel döviz kuru birim kök içeriyorsa SAGP teorisi geçerli değildir. Yani sabit bir ortalama değeri etrafında dağılan reel döviz kuru söz konusu olduğunda reel döviz kurunun uzun dönem denge değerinden uzaklaşmadığını, dolayısıyla da mutlak SAGP hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, düzey durumunda durağan olmayan yani sabit bir ortalama değeri etrafında hareket etmeyen reel döviz kuru söz konusu iken, mutlak SAGP hipotezi geçerli olmayacaktır (Sarno vd., 2004). Mutlak SAGP hipotezinin geçerliliğini araştırmak için, birim kök testlerinden yararlanılmaktadır. Eğer reel döviz kuru serisi düzeyde durağan ise mutlak SAGP teorisi geçerli olacaktır. Buna ek olarak, nominal döviz kuru ile nispi fiyatlar arasında uzun dönemli bir ilişki söz konusu ise, nispi SAGP teorisi geçerli olmaktadır. Nispi SAGP hipotezinin geçerliliğini araştırmak için eşbütünlük testlerinden yararlanılmaktadır. Nominal döviz kuru ile nispi fiyatlar arasında eşbütünlük ilişkisi söz konusu ise, nispi SAGP teorisi geçerlidir.

Yeni birim kök ve eşbütünlük testlerinin sunulması ile birlikte satın alma gücü paritesinin geçerliliğine ilişkin araştırmaların sayısı gitgide artmıştır. Panel veri analizindeki gelişmelerle beraber söz konusu çalışmalar zaman serisinden ayrı olarak ülke gruplarında SAGP hipotezinin geçerliliğini analiz etmek için kullanım alanı bulmuştur. Özellikle yapısal kırılmaları dikkate alan testlerin geliştirilmesi SAGP hipotezinin çeşitli ülke gruplarında geçerliliğini yeniden gözden geçirme ihtiyacının ortaya çıkmasına neden olmuştur. Bu çalışmanın amacı, SAGP teorisinin geçerliliğini -veri kısıtları nedeniyle- seçilmiş 10 Avrasya ülkesi için 2002-2017 dönemine ait aylık veriler yardımıyla araştırmaktır. Bu çerçevede, hem mutlak hem de nispi SAGP hipotezinin geçerliliği yatay kesit bağımlılığını, heterojenliği ve yapısal kırılmaları dikkate alan testler kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmanın birinci bölümünde ilgili literatür özeti sunulacaktır. İkinci bölümde önce veri seti hakkında bilgi verilecek, devamında hem mutlak hem de nispi SAGP hipotezine ilişkin kullanılan ekonometrik yöntemler ve elde edilen bulgular sunulacaktır. Sonuç bölümünde ise, çalışmadan elde edilen sonuçlar irdelenecektir.

1. Ampirik Literatür

Literatürde SAGP hipotezinin geçerliliğini ampirik olarak inceleyen çok sayıda çalışma vardır. Bu çalışmaların önemli bir kısmı Tablo 1’de özetlenmiştir. İlgili literatür incelendiğinde farklı ülke/ülke grupları için farklı dönemler baz alınarak analizler gerçekleştirilmiştir. Ayrıca analizlerde farklı eş bütünleşme ve farklı birim kök testleri kullanılmıştır. Söz konusu çalışmalardan elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde, SAGP’nin geçerliliği konusunda literatürde bir tutarlılık bulunmamaktadır.

Tablo 1. İlgili Literatür Özeti

Yazar(lar)	Dönem	Yöntem	Sonuç(lar)
Telatar ve Kazdağlı (1998)	1980-1993	Eşbütünleşme Testi	SAGP hipotezi Türkiye’de geçerli değildir.
Sarno (2000)	1980-1997	Doğrusal olmayan regresyon analizi	SAGP hipotezi Türkiye’de geçerlidir.
Yazgan (2003)	1982:1-2001:4	Eşbütünleşme ve VAR analizi	SAGP hipotezi yüksek enflasyon dönemlerinde Türkiye’de geçerlidir.
Basher ve Mohsin (2004)	1980:1-1999:4	Panel eşbütünleşme	SAGP hipotezi 10 Asya Ülkesinde geçerlidir.
Sollis (2005)	1973:1-1988:4	Doğrusal olmayan birim kök testleri	SAGP hipotezi Fransa, İtalya ve Almanya’da geçerlidir.
Taştan (2005)	1982:01-2003:12	Birim kök testi	SAGP hipotezi Türkiye’de geçerlidir.
Doğanlar (2006)	1995:01-2002:12	Eşbütünleşme testleri	SAGP hipotezi Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan’da geçerli değildir.
Kanas (2006)	1870-1998	Markow- Switching Regresyon	Avustralya, Finlandiya, Kanada, İngiltere ve Fransa’da SAGP hipotezini tutma olasılığı %50’nin üzerindedir. Belçika, Almanya, İtalya, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç ve İsviçre’de bu oran %50’nin altındadır.
Papell ve Prodan (2006)	1870-1998	Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testi	16 gelişmiş ülkeden 14’ünde SAGP hipotezi geçerlidir.

Aslan ve Kanbur (2007)	1982:01- 2001:01 2001:01- 2005:12	Birim kök ve eşbütünleşme testleri	SAGP hipotezi her iki dönemde de Türkiye’de geçerli değildir.
Narayan ve Narayan (2007)	1973:01- 2002:10	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi İtalya’da geçerlidir.
Aslan ve Korap (2009)	1987:01- 2006:12 (çeşitli dönemler)	Panel birim kök testi	SAGP hipotezi 26 OECD ülkesi için geçerlidir.
Divino, vd. (2009)	1981:01- 2003:12	Yapısal kırılmalar altında panel birim kök testleri	SAGP hipotezi 26 Latin Amerika ülkesi için geçerlidir.
Doğanlar vd. (2009)	1995-2005 (çeşitli dönemler)	Birim kök ve eşbütünleşme testleri	10 yükselen piyasa ülkesinden 8’inde SAGP hipotezi geçerlidir.
Kargbo (2009)	1951-2006	Birim kök ve eşbütünleşme testleri	SAGP hipotezi G7 ülkelerinde geçerlidir.
Narayan, vd. (2009)	1973:01- 2003:09 (çeşitli dönemler)	Yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme testleri	SAGP hipotezi Japonya ve 14 OECD ülkesi için geçerlidir.
Telatar ve Hasanov (2009)	1992:01- 2007:12 (çeşitli dönemler)	Doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleri	SAGP hipotezi 11 Merkez ve Doğu Avrupa Ülkesi’nde geçerlidir.
Aslan, vd. (2010)	1953-1998	Yapısal Kırılmalar altında birim kök testleri	SAGP hipotezi yapısal kırılmalar altında Türkiye’de geçerlidir.
Bozoklu ve Yılcıncı (2010)	1995:01- 2009:12	Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testi	SAGP hipotezi Çin ve Meksika hariç E7 ülkelerinde geçerlidir.
Chang vd. (2010)	1980:01- 2008:05	Panel birim kök testi	SAGP hipotezi Fransa, Almanya ve İtalya’da geçerlidir.
Chang vd. (2010)	1992:07- 2006:10	Doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri	Çin hariç SAGP hipotezi BRIC ülkelerinde geçerlidir.

Chang ve Su (2010)	1995:11-2008:02	Doğrusal olmayan panel birim kök testi	SAGP hipotezi Angola, Endonezya, İran ve Suudi Arabistan'da geçerlidir.
Liew vd. (2010)	1995:01-2002:12	Doğrusal olmayan eşbütünleşme testi	SAGP hipotezi Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan'da geçerlidir.
Amara (2011)	1973:01-1998:04	Birim kök testi	SAGP hipotezi 20 gelişmiş ülkenin 17'sinde geçerlidir.
Chang vd. (2011)	1980:01-2009:01	Doğrusal olmayan eşbütünleşme testi	SAGP hipotezi G7 ülkelerinde geçerlidir.
Su ve Chang (2011)	1993-2008	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Romanya ve Rusya'da geçerlidir.
Chang (2012)	1986:01-2009:10	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi Çin'de geçerlidir.
Chang, vd. (2012)	1980:01-2008:09	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi Kanada hariç G7 ülkelerinde geçerlidir.
Chang, vd. (2012)	1994:01-2010:04	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi Almanya'da geçerlidir.
Chang, vd. (2012)	1994:01-2010:04	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi G7 ülkelerinde geçerlidir.
Güney, vd. (2012)	1994:01-2010:02 (çeşitli dönemler)	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi Türkiye'de geçerli değildir. Hindistan, G. Kore, Filipinler ve 10 Afrika ülkesinde geçerlidir.
Liu, vd. (2012)	1995:01-2011:10	Doğrusal olmayan birim kök testi	SAGP hipotezi Romanya'da geçerli iken Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Letonya, Litvanya, Polonya ve Rusya'da geçerli değildir.
Liu, vd. (2012)	1986:01-2009:10	Doğrusal olmayan eşbütünleşme testi	SAGP hipotezi Japonya ve Filipinler hariç Doğu Asya Ülkelerinde geçerlidir.
Lu, vd. (2012)	1995:01-2008:10	Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Testi	SAGP hipotezi Estonya, Macaristan, Polonya, Romanya ve Rusya'da geçerlidir.

Bahmani-Oskooee vd. (2013)	1994:10-2010:02	Doğrusal olmayan panel birim kök testi	SAGP hipotezi 15 Latin Amerika Ülkesinde 11'inde geçerlidir.
Gil-Alana ve Jiang (2013)	1994:01-2010:11	Parçalı Eşbütünleşme	SAGP hipotezi Çin'de geçerlidir.
Kim ve Jei (2013)	1974:01-2011:12	Zamanla Değişen Parametrelerle Eşbütünleşme Testi	SAGP hipotezi Japonya ve G. Kore'de geçerlidir.
Lee ve Yoon (2013)	1870-1998 (çeşitli dönemler)	Markov Switching Regresyon	SAGP hipotezi Avustralya, Finlandiya, İtalya, Norveç ve İsveç'te geçerlidir.
Solarin (2014)	2000:01-2011:12	Yapısal kırılmalar altında birim kök testi	SAGP hipotezi Güney Afrika'da geçerlidir.
Zhou ve Kutun (2014)	1974:01-2012:01	Yapısal kırılmalar altında birim kök testi	SAGP hipotezi Japonya'da geçerlidir.
Hepsag (2016)	1996:01-2014:12	Birim kök testi	SAGP hipotezi uzun dönemde Türkiye'de geçerlidir.
Bahmani-Oskooee vd. (2017)	1971:1-2014:4	Doğrusal Olmayan Quantile birim kök testi	SAGP hipotezi 29 Afrika Ülkesi'nden 15'inde geçerlidir.
Yılancı vd. (2018)	1980-2015	Fourier birim kök ve eşbütünleşme testi	SAGP hipotezi 14 Afrika Ülkesi'nden 8'inde geçerlidir.
Yaman-Songur ve Songur (2018)	1995:10-2017:12	Fourier birim kök ve eşbütünleşme testi	10 Avrasya ülkesinden 7'sinde (Belarus, Kazakistan, Kırgızistan, Moldova, Rusya, Ukrayna ve Türkiye) SAGP hipotezinin geçerlidir.

2. Yöntem ve Bulgular

2.1. Veri Seti ve Model

Çalışmada 10 Avrasya Ülkesi için hem mutlak hem de nispi SAGP hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır. 2002:1-2017:12 dönemini kapsayan aylık veriler yardımıyla analizde panel veri analiz tekniklerinden yararlanılmıştır. Tüm veriler IMF-IFS (International Financial Statistics) veri tabanından elde edilmiş ve loga-

ritmaları alınmıştır. Bu çerçevede mutlak SAGP hipotezinin geçerliliğini analiz etmek için reel döviz kuru (y_t) serisi her ülke için (1) numaralı eşitlik yardımıyla elde edilmiştir.

$$y_{it} = ner_{it} + p_{us,t} - p_{it} \quad (1)$$

Bu eşitlikte, ner_{it} logaritmik nominal döviz kurunu; $p_{us,t}$ logaritmik fiyat endeksini (ABD) ve p_{it} i. ülkenin logaritmik fiyat endeksini göstermektedir. Buna göre elde edilen reel döviz kuru serisi düzey durumunda durağan ise ele alınan ülkelerde mutlak SAGP hipotezi geçerlidir.

Nispi SAGP hipotezinin geçerliliğini analiz etmek için ise (2) numaralı eşitlikte yer alan model kullanılmıştır.

$$ner_{it} = \beta_1 + \beta_2 rpr_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Yukarıdaki modelde yer alan rpr_{it} her bir ülke fiyat endeksinin ABD fiyat endeksine oranını gösteren nispi fiyat oranıdır. Bu durumda, nominal döviz kuru ile nispi fiyat oranı arasında uzun dönemli bir ilişki var ise mutlak SAGP hipotezi geçerlidir.

2.2. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Panel veri analizlerinde birimler arasında bir ilişkinin olup olmaması önem arz etmektedir. Bu bağlamda yatay kesit bağımlılığı testlerinden yararlanılmaktadır. Bu çalışmada reel döviz kuru (y_{it}), nominal döviz kuru (ner_{it}) ve nispi fiyat oranları (rpr_{it}) için değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı ve (2) numaralı modelde yatay kesit bağımlılığının varlığı araştırılmıştır. Bu çerçevede çalışmada Breusch-Pagan (1980) tarafından geliştirilen CD_{BP} testi, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM1} testi ve Pesaran, Ullah ve Yagamata (2008) tarafından geliştirilen $CDLM_{adj}$ testi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

	CD_{BP}	CD_{LM1}	CD_{adj}
y_{it}	199.416(0.000)***	16.277(0.000)***	50.682(0.000)***
ner_{it}	200.084(0.000)***	16.347(0.000)***	45.110(0.000)***
rpr_{it}	171.989(0.000)***	13.386(0.000)***	52.618(0.000)***
Model	6252.542(0.000)***	654.332(0.000)***	199.327(0.000)***

Not: Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir. ***, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Bulgular ele alınan ülkelerde yatay kesit bağımlılığı olduğunu göstermektedir. Bu durumda yatay kesit bağımlılığını dikkate alan testler kullanılacaktır.

2.3. Mutlak SAGP Hipotezinin Geçerliliği

Çalışmada Mutlak SAGP Hipotezi öncelikle yatay kesit bağımlılığını dikkate alan, yapısal kırılmaları dikkate almayan CADF birim kök testi çerçevesinde incelenmiştir. Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF birim kök testi (3) numaralı modelin sınamasına dayanmaktadır.

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Yukarıdaki modelde, birim kök sınaması yapılacak seri için \bar{y}_t , yatay kesit ortalamasını; ($\bar{y}_{t-1}, \bar{y}_{t-2}, \dots$), yatay kesit ortalamasının gecikmeli değerlerini ve $\Delta \bar{y}_t$, genel faktör yapısına bağlı olarak yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmasını sağlayan bir kukla (proxy) değişkeni ifade etmektedir (Pesaran, 2007: 269). Testin yokluk hipotezi, “paneli oluşturan her bir yatay kesite ait serinin birim kök içerdiği” sınarken, alternatif hipotez “paneli oluşturan yatay kesitlerin belirli bir bölümünün birim kök içermediği” ni sınamaktadır (Pesaran, 2007: 267-269). (3) numaralı modelde yer alan b_i katsayıları CADF istatistiğidir. Buradan elde edilen t-istatistikleri Pesaran (2007) tarafından sunulan mevcut kritik değerleri ile karşılaştırılır. Panel veri setinin durağan olup olmadığını test etmek için CADF istatistiklerinin ortalaması (4)’da ki eşitlik gibi alınır. Elde edilen değer kesit açısından genişletilmiş IPS (Cross-sectionally augmented IPS-CIPS) test istatistiğidir.

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \sim N(0,1) \quad (4)$$

Elde edilen bu CIPS değerleri Pesaran (2007)’de verilen kritik değerlerle karşılaştırılarak panel veri setinde durağanlık sınaması yapılmaktadır. Tablo 3’de reel döviz kuruna ait birim kök sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. CADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%10	%5	%1
y	-2.562***	-2.28	-2.10	-2.01

Not: Gecikme uzunlukları maksimum 10 olarak alınmıştır. ***, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Bulgular, reel döviz kuru serisinin Avrasya Ülkeleri’nde düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla CIPS birim kök testine göre, Avrasya Ülkeleri’nde mutlak SAGP hipotezi geçerlidir.

Çalışmada hem yapısal kırılmaları hem de yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Panel KPSS (PANKPSS) birim kök testinden de yararlanılmıştır. PANKPSS birim kök testi Corrion-i Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilmiştir. Bu test ele alınan değişkenlerde hem çoklu kırılmaya hem de ortalama ve trendde kırılmaya

izin vermektedir. Bu çerçevede her bir birim aynı olmayan sayıda ve tarihlerde yapısal kırılmaları tespit edilebilmektedir. Bu testte yokluk hipotezi durağanlığı sınamaktadır. PANKPSS testinde aşağıdaki model dikkate alınmaktadır:

$$y_{it} = \beta_{it} + \delta_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Burada,

$$\beta_{it} = \sum_{k=1}^{m_i} \varphi_{ik} D(T_{bk}^i)_t + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{ik} DU_{ikt} + \beta_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

dir. $\varepsilon_{it} \sim i. i. d. (0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$ ve $\beta_{i0} = \beta_i$ olup bir sabittir. (6) numaralı denklemin kukla (proxy) değişkenleri ise T_{bk}^i 'nci birim için k 'ncü kırılma tarihini vermek üzere aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$D(T_{bk}^i)_t = \begin{cases} 1, t = T_{bk}^i + 1 \\ 0, diğ er \end{cases} \quad (7)$$

$$DU_{ikt} = \begin{cases} 1, t > T_{bk}^i \\ 0, diğ er \end{cases} \quad (8)$$

Modelde k kırılma sayısıdır. $k = 1, 2, \dots, m$ olup, maksimum 5 kırılmaya izin verilmektedir. Ancak çalışmada doğru olmayan kırılma tarihlerinin ortaya çıkmaması için maksimum 3 kırılmaya izin verilmiştir. Testin yokluk hipotezi “seri durağandır [$H_0: \sigma_{\varepsilon_i}^2 = 0$]” iken alternatif hipotez “seri durağan değildir [$H_A: \sigma_{\varepsilon_i}^2 > 0$]”. Bu hipotezler altında (5) numaralı denklem (9) numaralı denklemden gibi yeniden yazılabilir:

$$y_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{m_i} \varphi_{ik} DU_{ikt} + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{ik} DT_{ikt}^* + \delta_i t + u_{it} \quad (9)$$

Burada $t > T_{bk}^i$ için $DT_{ikt}^* = t - T_{bk}^i$ iken, diğer durumlar için 0 değerini almaktadır. Modeldeki φ_i ve θ_i ise, yapısal kırılmaların her bir seri üzerindeki etkilerini ölçmektedir. $H_0: \sigma_{\varepsilon_i}^2 = 0$ şeklinde temsil edilen durağanlık hipotezi, LM istatistiği ile sınanmaktadır.

$$LM_{hom}(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\omega}^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \right) \quad (10)$$

Uzun dönem varyansın sabit olduğu varsayımı altında denklemde bulunan $\hat{\omega}_i^2$, u_{it} hata teriminin uzun dönem varyansının tutarlı bir tahmincisidir. Ek olarak $S_{it} = \sum_{j=1}^t \hat{u}_{ij}$ ile $N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\omega}_i^2$, $\hat{\omega}_i^2 = \lim_{t \rightarrow \infty} T^{-1} S_{i,T}^2$ 'dir. LM istatistiğinin yapısal kırılma tarihlerine bağlı olduğunu ifade eden λ ise, her bir yatay kesit birimi için aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\lambda_i = (\lambda_{i,1}, \dots, \lambda_{i,m_i})^t = (T_{b,1}^i/T, \dots, T_{b,m_i}^i/T)' \quad (11)$$

Uzun dönem varyans değerinin her bir yatay kesitler arasında değişmesine imkân verildiğinde LM istatistiği (12) numaralı eşitlikteki gibi olacaktır:

$$LM_{het}(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T S_{it}^2 \right) \quad (12)$$

LM istatistiklerini standartlaştırırsak:

$$Z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(LM(\lambda) - \bar{\xi})}{\bar{\zeta}} \sim N(0,1) \quad (13)$$

LM testi, zaman ve kesit boyutu sonsuza gittiğinden standart normal dağılım gösterir. Denklemde bulunan $\bar{\xi}$ ve $\bar{\zeta}$ ise, beklenen değer ile varyansların her bir yatay kesit için aritmetik ortalamasını ifade etmektedir.

PANKPSS birim kök testi sonuçları Tablo 4’de özetlenmiştir. Tablo’nun Panel A kısmındaki sonuçlar, sabit terimli model için yapısal kırılmaları dikkate alan bireysel PANKPSS test sonuçlarını göstermektedir. Bulgular, her bir ülke için bireysel durağanlık hipotezinin yani yokluk hipotezinin reddedilemeyeceğini göstermektedir.

Tablo 4. Yapısal Kırılmaları Dikkate Alan (PANKPSS) Birim Kök Testi Sonuçları

Panel A: Yapısal Kırılma Tarihleri ve Bireysel KPSS Sınaması Sonuçları								
Ülkeler	KPSS			Kritik değerler (%)				
	Test İstatistiği	m	TB1	TB2	TB3	90	95	99
Ermenistan	0.022	3	2004:05	2006:10	2014:11	0.110	0.139	0.199
Azerbaycan	0.059	3	2005:10	2008:02	2015:08	0.102	0.130	0.184
Belarus	0.062	3	2004:11	2011:04	2014:12	0.085	0.103	0.144
Gürcistan	0.032	3	2004:06	2006:12	2014:12	0.108	0.135	0.208
Kazakistan	0.046	3	2004:05	2007:01	2015:07	0.117	0.155	0.233
Kırgızistan	0.074	3	2004:10	2007:08	2015:07	0.108	0.137	0.207
Moldova	0.039	3	2004:05	2007:07	2014:11	0.097	0.121	0.179
Rusya	0.070	3	2004:05	2007:01	2014:10	0.104	0.130	0.191
Türkiye	0.066	3	2004:09	2007:02	2015:01	0.108	0.132	0.197
Ukrayna	0.066	3	2004:11	2007:03	2014:02	0.092	0.114	0.165

Panel B: Panel Birim Kök Sınaması Sonuçları ve Bootstrap Kritik Değerleri				
Model	Test	Bootstrap Kritik Değerler (%)		
	İstatistiği	90	95	99
<i>LM(λ)(hom)</i>	0.230	2.053	2.819	4.846
<i>LM(λ)(het)</i>	-0.019	2.072	2.881	4.863

Not: Bootstrap kritik değerleri 10000 tekrarlı bootstrap dağılımından elde edilmiştir.

Tablo 4’ün Panel B kısmında ise panel veri seti için elde edilen bulgular gösterilmektedir. Reel döviz kuru serisinde yatay kesit bağımlılığı söz konusudur. Bu nedenle PANKPSS testinden elde edilen test istatistiği asimptotik kritik değerler ile değil 10000 tekrarlı Bootstrap kritik değerleri ile karşılaştırılmıştır. Bu çerçevede, hem homojen hem de heterojen modelden elde edilen bulgulara göre değişkenlerin durağan olduğunu ifade eden yokluk hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla yapısal kırılmalar altında mutlak SAGP hipotezi Avrasya ülkelerinde geçerlidir.

2.4. Nispi SAGP Hipotezinin Geçerliliği

Çalışmada nispi SAGP hipotezinin geçerliliğini sınamak için yapısal kırılmaları dikkate alan ve almayan panel eşbütünleşme testlerinden yararlanılmıştır. Öncelikle (2) numaralı modelde yer alan nominal döviz kuru (ner_{it}) ile nispi fiyat oranı (rpr_{it}) değişkenlerinin durağanlığı araştırılmıştır. Bu çerçevede Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CADF birim kök testi kullanılmış olup bulgular Tablo 5’de sunulmuştur. Bulgular, her iki değişkeninde birinci dereceden farkı alındığında durağan hale geldiğini göstermektedir. Eşbütünleşme için gerekli olan önkoşul sağlanmıştır.

Tablo 5. CADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%10	%5	%1
ner_{it}	-1.713	-2.01	-2.10	-2.28
rpr_{it}	-1.942	-2.01	-2.10	-2.28
Δner_{it}	-5.483***	-1.99	-2.08	-2.25
Δrpr_{it}	-5.120***	-1.99	-2.08	-2.25

Not: Gecikme uzunlukları maksimum 10 olarak alınmıştır. ***, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Eşbütünleşme testlerini yapmadan önce, Pesaran ve Yagamata (2008) tarafından geliştirilen Delta (Homojenlik) Testi yapılmıştır. Buna göre (14) numaralı modelde verilen $\beta_i \beta_i$ eğim katsayılarının, yatay kesitlerin tamamı için geçerli – yani homojen- olup olmadığı sınanmaktadır.

$$Y_{it} = \beta + \beta_i X'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Delta (Homojenlik) Testi’nde yokluk hipotezi “eğim katsayıları homojendir ($H_0: \beta_i = \beta$)” i, alternatif hipotez ise “eğim katsayıları homojen değildir ($H_0: \beta_i \neq \beta$)” önermesini sınamaktadır. Pesaran ve Yagamata (2008), Delta (Homojenlik) Testi’nde büyük örneklem ($\hat{\Delta}$ testi) ve küçük örneklem için ($\hat{\Delta}_{adj}$ testi) olmak üzere iki farklı test geliştirmiş olup bu testler sırasıyla (15) ve (16)’da verilmiştir.

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S - k}{2k} \right) \sim \chi_k^2 \quad (15)$$

$$\hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S - k}{v(T, k)} \right) \sim N(0, 1) \quad (16)$$

(15) ve (16)'da yer alan N yatay kesit sayısını; S , Swamy (1970) test istatistiğini; k , modelde yer alan açıklayıcı değişken sayısını ve $v(T, k)$ standart hatayı ifade etmektedir. Tablo 6'da Delta testinden elde edilen bulgular yer almaktadır. Test istatistiklerine ait olasılık değerlerine baktığımızda "eğim katsayıları homojendir" yokluk hipotezi reddedilmektedir. Dolayısı ile eğim katsayıları heterojendir.

Tablo 6. Delta (Homojenlik) Testi Sonuçları

$\hat{\Delta}$	$\hat{\Delta}_{adj}$
26.854 (0.000)***	27.065 (0.000)***

Not: Parantez içerisindeki değerler test istatistiğine ait olasılık değerleridir. ***, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Çalışmada nispi SAGP hipotezinin geçerliliğini test etmek için nominal döviz kuru (ner_{it}) ile nispi fiyat oranı (rpr_{it}) arasında uzun dönemli bir ilişkini varlığı araştırılmıştır. Bu bağlamda, McCoskey ve Kao (1998)'nin LM testine dayalı Westerlund (2006) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünlüşme testi çalışmada kullanılmıştır. Söz konusu test yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bir test olup, yatay kesit bağımlılığı söz konusu iken Bostrapt dağılımından elde edilen kritik değerler kullanılmakta ve bu dağılım kırılma sayısı ve kırılma yerine bağlı değildir. Bu test küçük örneklem boyutunda bazı bozulmalar yaşasa da testin makul bir gücü olduğu Westerlund tarafından ortaya konulmuştur (Westerlund, 2006: 102). Westerlund testini uygulamak için aşağıdaki model tahmin edilir:

$$y_{it} = z'_{it}\gamma_j + x'_{it}\beta_i + e_{it} \quad (17)$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it} \quad (18)$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \phi_i u_{it} \quad (19)$$

(17) numaralı denklemde, x_{it} , $x_{it} = x_{it-1} + v_{it}$ şeklinde K boyutlu bir regresyon vektörüdür. $z_{it}z'_{it}$ ise deterministik bileşen vektörüdür. Bu parametrelere karşılık gelen vektörler ise β_i ve γ_j olup, $j = 1, \dots, M_i + 1$ olup yapısal kırılmaları ve T_{i1}, \dots, T_{iM_i} 'dir. Burada, $T_{i0} = 1$ ve $T_{iM_i+1} = T$ 'dir. Bunlara ek olarak başlangıç değeri olan $r_{it} 0$ 'dır.

(19) numaralı eşitlikte hata terimi kombinasyonlarının durağan bileşenleri ve birim kök türetme süreçleri, onların nispi ağırlığını yansıtan ϕ_i ile tam ilişkili olduğu varsayılır. Buna göre, Westerlund (2006) çoklu yapısal kırılma

rılmalı panel eşbütünleşme testinde yokluk hipotezi “eşbütünleşme vardır [$H_0: \phi_i = 0 \ i = 1, \dots, N$ için] önermesini, alternatif hipotez ise “eşbütünleşme yoktur [$H_A: \phi_i \neq 0 \ i = 1, \dots, N$ ve $\phi_i = 0 \ i = N_1 + 1, \dots, N$ için] önermesini sınamaktadır. Test istatistiği ise (20) numaralı eşitlikte olduğu gibi tanımlanır.

$$Z(M) \equiv \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{M_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}}^{T_{ij}} (T_{ij} - T_{ij-1})^{-2} \hat{\omega}_{i1.2}^{-2} S_{it}^2 \quad (20)$$

(20) numaralı eşitlikte $\hat{\omega}_{i1.2}^{-2} = \hat{\omega}_{i1.1}^{-2} - \hat{\omega}_{i21}' \hat{\Omega}_{i22}^{-1} \hat{\omega}_{i21}$ ve $S_{it} = \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t \hat{e}_{ik}^*$ burada \hat{e}_{ik}^* , e_{it} 'nin etkili bir tahmincisidir (Westerlund, 2006: 105-106; Narayan, Symth, 2008: 2336-2337). Westerlund Panel eşbütünleşme testine ilişkin test bulguları Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7. Westerlund Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Panel A: Panele Ait Eşbütünleşme Testi Sonuçları				
	LM Test İstatistiği	Asimptotik P-value	Bootstrap P-value	
Yapısal Kırılmalar Dikkate Alınmadığında	56.121***	0.000	0.000	
Yapısal Kırılmalar Dikkate Alındığında	3.190	0.001	0.202	
Panel B: Ülkelere Ait Kırılma Tarihleri				
Ülkeler	m	TB1	TB2	TB3
Ermenistan	3	2006:05	2009:07	2014:10
Azerbaycan	2	2006:07	2014:10	-
Belarus	2	2005:02	2014:10	-
Gürcistan	3	2005:02	2009:11	2014:10
Kazakistan	2	2006:01	2014:10	-
Kırgızistan	3	2006:04	2009:06	2014:09
Moldova	3	2007:06	2011:08	2014:10
Rusya	3	2005:09	2008:11	2014:10
Türkiye	3	2005:02	2011:06	2014:10
Ukrayna	3	2005:03	2008:10	2014:07

Not: ***, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Bootstrap dağılımından elde edilen olasılık değerleri 10000 tekrarlı bootstrap dağılımından elde edilmiştir.

Testlerden elde edilen bulgulara göre, yapısal kırılmalar dikkate alınmadığında Bootstrap dağılımından elde edilen olasılık değerine bakılırsa, nominal döviz kuru ile nispi fiyat oranı arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu ön savına dayanan yokluk hipotezi reddedilmektedir. Dolayısı ile yapısal kırılmalar dikkate alınma-

dığında Avrasya ülkelerinde nispi SAGP hipotezi geçerli değildir. Bununla birlikte yapısal kırılmaların dikkate alındığı modele bakılırsa, Bootstrap dağılımından elde edilen olasılık değerine göre, nominal döviz kuru ile nispi fiyat oranı arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu ön savına dayanan yokluk hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla yapısal kırılmalar altında nispi SAGP hipotezi Avrasya ülkelerinde geçerlidir.

Sonuç

Çalışmada 10 Avrasya ülkesi (Ermenistan, Azerbaycan, Belarus, Gürcistan, Kazakistan, Kırgızistan, Moldova, Rusya, Ukrayna ve Türkiye) için 2002-2017 dönemini kapsayan aylık veriler yardımı ile hem nispi hem de mutlak SAGP hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır. Bu çerçevede panel veri analiz tekniklerinden yararlanılmış ve yapısal kırılmaları dikkate alan ve almayan panel birim kök ve panel eş bütünleşme testlerinden yararlanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, mutlak SAGP hipotezi yapısal kırılmaları dikkate alan ve dikkate almayan birim kök testleri çerçevesinde Avrasya Ülkelerinde geçerlidir. Diğer taraftan nispi SAGP hipotezi yapısal kırılmaları dikkate almayan eşbütünleşme testi çerçevesinde Avrasya Ülkeleri'nde geçerli değilken, yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testi çerçevesinde geçerlidir.

Kırılma tarihleri incelendiğinde 2004 yılında ele alınan ülkelerde yüksek büyüme rakamları ve buna ek olarak doğrudan yabancı yatırımların ve ihracatın artması söz konusudur. Bu durumun bir kırılma yarattığı düşünülebilir. İkinci kırılma tarihine baktığımızda 2007 olduğu görülmektedir. Bu durum -Belarus hariç- ABD kaynaklı küresel krizin etkileri olarak değerlendirilebilir. Üçüncü kırılma tarihinin ise iki nedeni olabilir. Birincisi, ABD merkez bankası olan FED'in faizleri arttıracığı yönünde haberlerin olması ve 2015 yılının sonuna doğru bu söylentilerin gerçeğe dönüşerek FED'in faizi arttırmasıdır. İkincisi ise, söz konusu ülkeler arası ticareti doğrudan etkileyen Ukrayna ve Rusya'da yaşanan siyasi gerilimlerdir.

Çalışmadan elde edilen bulgular, literatürde yer alan bazı çalışmalarla [Sarno (2000), Yazgan (2003), Taştan (2005), Aslan vd. (2010), Liew vd. (2010), Su ve Chang (2011), Lu vd. (2012), Hepsag (2016) ve Yaman-Songur ve Songur (2018)] çalışmamızda ele aldığımız bazı ülkelerle elde edilen sonuçlar bağlamında tutarlılık göstermektedir.

KAYNAKLAR

AMARA, Jomana (2011), "Testing for Stationarity Using Covariates: An Application to Purchasing Power Parity", *Applied Economics Letters*, vol. 18, no. 13, pp. 1295-1301.

- ASLAN, Nurdan & KANBUR, Nesligül, A. (2007), “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı”, *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, cilt. 23, sayı. 2, ss. 9-43.
- ASLAN, Özgür & KORAP, Levent (2009), “Are Real Exchange Rates Mean Reverting? Evidence from a Panel of Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 16, no. 1, pp. 23-27.
- ASLAN, Alper., KULA, Ferit & KALYONCU, Hasan (2010), “Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Black and Official Exchange Rates”, *Applied Economics Letters*, vol. 17, no. 14, pp. 1379-1382.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen, CHANG, Tsangyao & HUNG, Ken (2013), “Revisiting Purchasing Power Parity in Latin America: Sequential Panel Selection Method”, *Applied Economics*, vol. 45, no. 32, pp. 4584-4590.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen, CHANG, Tsangyao, ELMI, Zahra, M, GELAN, Abera & RANJBAR, Omid (2017), “Non-linear Quantile Unit Root Test and PPP: More Evidence from Africa”, *Applied Economics Letters*, vol. 25, no. 7, pp. 465-471.
- BASHER, Syed, A. & MOHSİN, Mohammed (2004), “PPP Tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 11, no. 3, pp. 163-166.
- BOZOKLU, Şeref & YILANCI, Veli (2010), “Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri için Ampirik Bir İnceleme”, *Maliye Dergisi*, sayı. 158, ss. 587-606.
- BREUSCH, Trevor, S. & PAGAN, Adrian, R. (1980), “The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics”, *The Review of Economic Studies*, vol. 47, no. 1, pp. 239-253.
- CARRION-I-SILVESTRE, Lluís., BARRIO-CASTRO, Tomás Del J. & ENRIQUE, López-Bazo (2005), “Breaking the Panels: An Application to the GDP Per Capita”, *The Econometrics Journal*, vol. 8, no. 2, pp. 159-175.
- CASSEL, Gustav (1918), “Abnormal Deviations in International Exchanges”, *The Economic Journal*, vol. 28, no. 112, pp. 413-415.
- CHANG, Tsangyao (2012), “Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in China”, *Applied Economics Letters*, vol. 19, no. 9, pp. 843-848.
- CHANG, Hsu-Ling & SU, Chi-Wei (2010), “Revisiting Purchasing Power Parity for Major OPEC Countries: Evidence Based on Nonlinear Panel Unit Root Tests”, *Applied Economics Letters*, vol. 17, no. 11, pp. 1119-1123.
- CHANG, Hsu-Ling, SU, Chi-Wei, ZHU, Meng-Nan & LIU, Pei (2010), “Long-run Purchasing Power Parity and Asymmetric Adjustment in BRICS”, *Applied Economics Letters*, vol. 17, no. 11, pp. 1083-1087.
- CHANG, Tsangyao, CHANG, Hsu-Ling., HUNG, Kei & SU, Chi-Wei (2012), “Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity for Germany’s Real Exchange Rate Relative to its Major Trading Partners”, *Applied Economics Letters*, vol. 19, no.2, pp. 197-202.
- CHANG, Tsangyao, LEE, Chia-Hao & CHOU, Pei-I (2012), “Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in G7 Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 19, no. 2, pp. 123-128.
- CHANG, Tsangyao, LIU, Wen-Chi, TZENG, Han-Wen & YU, Chin-Ping (2010), “Purchasing Power Parity for G7 Countries: Panel SURADF Tests”, *Applied Economics Letters*, vol. 17, no. 12, pp. 1223-1228.

- CHANG, Tsangyao, LEE, Kuei-Chiu, LU, Yang-Cheng R. & PAN, Guochen (2011), “Revisiting Purchasing Power Parity for G-7 Countries Using Nonparametric Rank Test for Cointegration”, *Applied Economics Letters*, vol. 18, no. 18, pp. 1795-1800.
- CHANG, Tsangyao, SU, Chi-Wei & LEE, Chia-Hao (2012), “Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity with Flexible Fourier Function in G7 Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 19, no. 12, pp. 1111-1116.
- DIVINO, Jose, A., TELES, Vladimir, K. & DE ANDRADE, Joaquim, P. (2009), “On the Purchasing Power Parity for Latin-America Countries”, *Journal of Applied Economics*, vol. 12, no. 1, pp. 33-54.
- DOĞANLAR, Murat (2006), “Long-run Validity of Purchasing Power Parity and Cointegration Analysis for Central Asian Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 13, no. 7, pp. 457-461.
- DOĞANLAR, Murat, BAL, Harun & ÖZMEN, Mehmet (2009), “Testing Long-Run Validity of Purchasing Power Parity for Selected Emerging Market Economies”, *Applied Economics Letters*, vol. 16, no. 14, pp. 1443-1448.
- DORNBUSCH, Rudiger (1985), “Puchasing Power Parity”, *NBER Working Paper*, no. 1591.
- GIL-ALANA, Luis, A. & JIANG, Liang (2013), “The Purchasing Power Parity Hypothesis in the US-China Relationship: Fractional Integration, Time Variation and Data Frequency”, *International Journal of Finance and Economics*, vol. 18, no. 1, pp. 82-92.
- GÜNEY, Pelin, Ö., TELATAR, Erdinç & HASANOV, Mübariz (2012), “Re-Examining Purchasing Power Parity for Selected Emerging Markets and African Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 19, no. 2, pp. 139-144.
- HEPSAG, Aycan (2016), “Testing Convergence of Tourism Markets: Evidence from Seasonal Unit Roots Test”, *Anatolia*, vol. 27, no. 2, pp. 177-188.
- KANAS, Angelo (2006), “Purchasing Power Parity and Markov Regime Switching”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 38, no. 6, pp. 1669-1687.
- KARGBO, Joseph, M. (2009), “Financial Globalization and Purchasing Power Parity in the G7 Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 16, no. 1, pp. 69-74.
- KIM, Hyung-Gun & JEI, Sang, Y. (2013), “Empirical Test for Purchasing Power Parity Using a Time-Varying Parameter Model: Japan and Korea Cases”, *Applied Economics Letters*, vol. 20, no. 6, pp. 525-529.
- LIEW, Venus, K-S., CHIA, Ricky, C-J. & LING, Tai-Hu (2010), “Long-run Validity of Purchasing Power Parity and Rank Tests for Cointegration for Central Asian Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 17, no. 11, pp. 1073-1077.
- LIU, Siyue, CHANG, Tsangyao, LEE, Chia-Hao & CHOU, Pei-I (2012), “Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity: The ADL Test for Threshold Cointegration”, *Applied Economics Letters*, vol. 19, no. 6, pp. 569-573.
- LIU, Siyue, ZHANG, Dongxiang & CHANG, Chia-Hao (2012), “Purchasing Power Parity-Nonlinear Threshold Unit Root Test for Transition Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 19, no. 18, pp. 1781-1785.
- LEE, Hwa-Taek & YOON, Gawon (2013), “Does Purchasing Power Parity Hold Sometimes? Regime Switching in Real Exchange Rates”, *Applied Economics*, vol. 45, no. 16, pp. 2279-2294.

- LU, Yang-Cheng, R., CHANG, Tsangyao & LEE, Chia-Hao (2012), "Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in Transition Countries: The ADL Test for Threshold Cointegration", *Applied Economics Letters*, vol. 19, no. 7), pp. 629-633.
- McCOSKEY, Suzanne & KAO, Chihwa (1998), "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data", *Econometric Reviews*, vol. 17, no. 1, pp. 57-84.
- NARAYAN, Paresh, K. & NARAYAN, Seema (2007), "Are Real Exchange Rates Nonlinear with a Unit Root? Evidence on PPP for Italy: A Note", *Applied Economics*, vol. 39, no. 19, pp. 2483-2488.
- NARAYAN, Paresh, K., NARAYAN, Seema & PRASAD, Arti (2009), "Evidence on PPP from a Cointegration Test with Multiple Structural Breaks", *Applied Economics Letters*, vol. 16, no.1, pp. 5-8.
- NARAYAN, Paresh K. & SMYTH, Russell (2008), "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Cointegration with Structural Breaks", *Energy Economics*, vol. 30, no. 5, pp. 2331-2341.
- PAPELL, David, H. & PRODAN, Ruxandra (2006), "Additional Evidence of Long-Run Purchasing Power Parity with Restricted Structural Change", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 38, no. 5, pp. 1229-1349.
- PESARAN, Hashem, M. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", *Cambridge Working Papers in Economics*, no. 435.
- PESARAN, Hashem, M. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 2, no. 2, pp. 265-312.
- PESARAN, Hashem, M. & YAMAGATA, Takashi (2008), "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", *Journal of Econometrics*, vol. 142, no. 1, pp. 50-93.
- PESARAN, Hashem, M., ULLAH, Aman & YAMAGATA, Takashi (2008), "A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence", *The Econometrics Journal*, vol. 11, no. 1, pp. 105-127.
- SARNO, Lucio (2000), "Real Exchange Rate Behaviour in High Inflation Countries: Empirical Evidence from Turkey, 1980-1997", *Applied Economics Letters*, vol. 7, no. 5, pp. 285-291.
- SARNO, Lucio, TAYLOR, Mark, P. & CHOWDHURY, Ibrahim (2004), "Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of one Price: A Broad-Based Empirical Study", *Journal of International Money and Finance*, no. 23, pp. 1-25.
- SOLARIN, Sakiru, A. (2014), "Revisiting the Convergence Hypothesis of Tourismmarkets: Evidence from South Africa", *Margin: The Journal of Applied Economic Research*, vol. 8, no. 1, pp. 77-92.
- SOLLIS, Robert (2005), "Evidence on Purchasing Power Parity from Univariate Models: The Case of Smooth Transition Trend-Stationarity", *Journal of Applied Econometrics*, no. 20, pp. 79-98.
- SU, Chi-Wei & CHANG, Hsu-Ling (2011), "Revisiting Purchasing Power Parity for Central and East European Countries", *Eastern European Economics*, vol. 49, no. 1, pp. 5-12.
- SWAMY, Paravastu, A. (1970), "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model", *Econometrica*, vol. 38, no. 2, pp. 311-323.
- TAŞTAN, Hüseyin (2005), "Do Real Exchange Rates Contain a Unit Root? Evidence from Turkish Data", *Applied Economics*, vol. 37, no. 17, pp. 2037-2053.

- TELATAR, Erdiñ & KAZDAĞLI, Hasan (1998), “Re-examine the Long Run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-93”, *Applied Economics Letters*, vol. 5, no. 1, pp. 51-53.
- TELATAR, Erdiñ & HASANOV, Mübariz (2009), “Purchasing Power Parity in Central and East European Countries”, *Eastern European Economics*, vol. 45, no. 5, pp. 25-41.
- WESTERLUND, Joakim (2006), “Testing for Panel Cointegration with Multiple Structural Breaks”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 68, no. 1, pp. 101-132.
- YAMAN SONGUR, Demet & SONGUR, Mehmet (2018), *Revisiting Purchasing Power Parity For Eurasian Countries: A Fourier Approach*, (in) ŞİRİNER, İsmail & KILIÇKAN, Zişan Y. (Ed.), *Institution, Development and Economic Growth*, London: IJOPEC Publication Limited, pp. 131-138.
- YAZGAN, Ege, M. (2003), “The Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: A Re-Examination of the Case of Turkey”, *Applied Economics Letters*, vol. 10, no. 3, pp. 143-147.
- YILANCI, Veli, ASLAN, Murat & ÖZGÜR, Önder (2017), “Testing the Validity of PPP Theory for African Countries”, *Applied Economics Letters*, vol. 25, no. 18, pp. 1273-1277.
- ZHOU, Su & KUTAN, Ali, M. (2014), “Smooth Structural Breaks and the Stationarity of the Yen Real Exchange Rates”, *Applied Economics*, vol. 46, no. 10, pp. 1150-1159.