

Are Real Exchange Rates Stationary? New Evidence from Emerging Market Economies

Sefa Özbek

Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Türkiye
sefa3358@gmail.com

Abstract:

In today's world where capital movements are free, the monetary policy of countries is based on a certain rule. The purchasing power parity hypothesis has become an important subject of investigation, especially with the adoption of the price stability target as the main macroeconomic target by central banks. In other words, the knowledge of whether the real exchange rates of countries fluctuate around their own average has gained importance. In this study, Chile, Indonesia, India, Russia, South Africa, Turkey, Brazil, China, Poland, Malaysia, the Philippines, and Thailand, examined the validity of purchasing power parity hypothesis for emerging market economies. The purchasing power parity hypothesis is examined through the dynamic panel data analysis method with the quarterly real exchange rate data of the economies of the countries mentioned in the period of 2002: Q1-2019: Q2, when the weight of globalization gradually increased. Carrion-i-Silvestre (2005) and Carrion-i-Silvestre et al. The Panel KPSS (PANKPSS) stationarity test findings developed by (2005) show that the purchasing power parity hypothesis is valid in selected emerging market economies. However, when the individual test results are examined, it is only in Turkey that the hypothesis in question is not valid.

Keywords: Purchasing Power Parity, Real Exchange Rate, Dynamic Panel Data Analysis.

JEL Codes: F41 , F31, C23

Reel Döviz Kurları Durağan mı? Yükselen Piyasa Ekonomilerinden Yeni Kanıtlar

Özet:

Sermaye hareketlerinin serbest olduğu günümüz dünyasında, ülkelerin para politikası belli bir kurala dayanmaktadır. Özellikle merkez bankaları tarafından, fiyat istikrarı hedefinin temel makroekonomik hedef olarak benimsenmesiyle, satın alma gücü paritesi hipotezi önemli bir inceleme konusu haline gelmiştir. Diğer bir deyişle ülkelerin reel döviz kurlarının kendi ortalaması etrafında dalgalanıp dalgalanmadığı bilgisi önem kazanmıştır. Bu çalışmada Şili, Endonezya, Hindistan, Rusya, Güney Afrika, Türkiye, Brezilya, Çin, Polonya, Malezya, Filipinler ve Tayland'dan oluşan yükselen piyasa ekonomileri için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği incelenmiştir. Küreselleşmenin ağırlığının giderek arttığı 2002:Ç1-2019:Ç2 döneminde adı geçen ülke ekonomilerine ait çeyreklik reel döviz kuru verileriyle, dinamik panel veri analizi metodu aracılığıyla satın alma gücü paritesi hipotezi incelenmektedir. Carrion-i-Silvestre (2005) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen Panel KPSS (PANKPSS) durağanlık testi bulguları, ilgili dönemde panel sonuçlarının seçilmiş yükselen piyasa ekonomilerde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. Ancak, bireysel test sonuçları incelendiğinde sadece Türkiye'de söz konusu hipotezin geçerli olmadığı elde edilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, Reel Döviz Kuru, Dinamik Panel Veri Analizi

JEL Kodları: F41 , F31, C23

GİRİŞ VE TEORİK ÇERÇEVE

Ticaret engellerinin azaldığı, iletişim sektöründeki gelişmeler ile sermaye hareketlerinin önündeki engellerin kalktığı, teknolojideki ilerlemeler sayesinde bilgiye erişimin kolaylaştığı, taşımacılık giderlerinin giderek düştüğü günümüz dünyasındaki bu süreç küreselleşme olarak tanımlanmaktadır (Kaçmazoğlu, 2002: 49). Bu tanımdan anlaşılacağı üzere küreselleşme ile birlikte, ulus-devlet sınırları ortadan kalkmakta ve dünya tek pazar haline gelmektedir. Küreselleşmenin yaygınlaştığı ve özellikle sermaye hareketlerinin önündeki engellerin giderek azaldığı 1980'li yılların başında iktisat literatüründe Yükselen Piyasa Ekonomileri (Emerging Market Economy) kavramı kullanılmaya başlanmıştır. Bu ekonomiler, ekonomik kalkınmalarını daha hızlı gerçekleştirdikleri ve temel makro ekonomik göstergelerinde hızlı iyileştirmeler gösterdikleri için gelişmekte olan ülkelere ayrılmakta ve yükselen piyasa ekonomileri olarak ifade edilmektedir. Yükselen Piyasa Ekonomilerinin kapalı bir ekonomik yapıdan dışa açık bir ekonomik yapıya evrilmesiyle birlikte önemli maliyet avantajlarına sahip oldukları görülmektedir (Melemen, 2007: 3-4). Bu yönüyle gelişmekte olan ülkelere ayrıldıkları belirtilmektedir.

SAGP, uluslararası iktisat yazınında sıkça kullanılan ve tartışılan bir teoridir. İlk olarak Gustav Cassel tarafından 1918 yılında ileri sürülen bu teori günümüzde de güncelliğini korumaktadır. Teorinin ortaya çıktığı dönemde dünya ülkeleri, 1. Dünya Savaşı sonrasında altın standardını nasıl belirleyeceklerini tartışmaktaydılar. Her ülkenin ulusal paralarını hangi oranda altına dönüştüreceğinin yanıtını Cassel o yıllarda SAGP ile açıklamıştır (Seyidoğlu, 2013: 157). Cassel'e göre her ülke ulusal parasının altın karşılığını, değişen enflasyon oranlarına göre belirlemelidir. Bir piyasada yüksek derecede rekabet mevcut ise ticarete konu olan bir ekonomik varlığın bir anda tüm piyasalarda aynı fiyata sahip olma durumu iktisat yazınında tek fiyat kanunu olarak bilinmektedir.

Uluslararası iktisat literatüründe SAGP,

- Mutlak SAGP
- Göreceli SAGP

alt başlıkları altında incelenmektedir. Mutlak SAGP, döviz kurunun göreceli fiyatlar üzerinden ifade edilmesidir. Burada incelenen kur, nominal döviz kurudur. Mutlak satın alma gücü paritesi,

$$E_t = \frac{P_t^d}{P_t^f} \quad (1)$$

gösterimi ile formülüne edilmektedir. (1) eşitliğinde E_t , nominal döviz kurunu, P_t^d , yurt içi fiyat seviyesini, P_t^f , yurt dışı fiyat seviyesini göstermektedir. Bir ülkenin ulusal parası, her ülkede aynı satın alma gücüne sahip ise mutlak SAGP geçerlidir denilmektedir. Döviz kurlarını mutlak SAGP ile belirlenmesi basitlik açısından önemlidir. Ancak gerçekte karmaşık piyasa yapıları göz önüne alınırsa SAGP incelenirken daha çok göreceli SAGP analiz edildiği görülmektedir. Göreceli SAGP'de bir başlangıç yılı baz alınır ve kurların yönünün ne olduğu saptanmak istenmektedir. Yani belirli bir andaki döviz kurunun ne olduğu ile ilgilenilmemektedir. Göreceli SAGP,

$$\frac{(E_t - E_0)}{E_0} = P_t^d - P_t^f \quad (2)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. (2) eşitliğinin sol tarafındaki ifade kurlardaki yüzde değişimi, eşitliğin sağındaki ifade ile yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerindeki fark sembolize edilmektedir. Son eşitliğe göre oluşan döviz kuru, bu iki ülkenin mutlak fiyat seviyelerini değil, fiyat artışlarına göre değişmektedir (Aslan ve Kanbur, 2007; Çağlayan ve Şak, 2009). Diğer bir

deyişle iki ÷lke arasında oluřan d÷viz kuru, iki ÷lke arasındaki enflasyon oranı farklılıkları aracılıęıyla belirlenmektedir.

Uluslararası İktisat yazınında sık sık nominal büyüklüklerin, reel büyüklüklere çevrilmesi sorunu ile karşılaşılmaktadır. Hem mutlak SAGP de hem de göreceli SAGP de nominal d÷viz kurları ile fiyat artışları (ya da fiyatlar genel seviyesinin artışları) ilişkilendirilmiştir. Ancak bu şekilde belirlenen kur (nominal kur), bir ulusal paranın dış deęerindeki gerçek deęişmeyi göstermemektedir (Seyidoęlu, 2013: 168, Yıldırım vd., 2015). Nominal kuru, enflasyon oranından arındırarak, reel kur elde edilecektir. Reel kur,

$$R = E_{df} \left(\frac{P_f}{P_d} \right) \quad (3)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. (3) gösteriminde R ile reel kur, E_{df} ile $\frac{P_d}{P_f}$ yani nominal d÷viz kuru, P_f ile yabancı ÷lke fiyat düzeyi, P_d ile ise yurt içi fiyat düzeyi ifade edilmektedir. Dolayısıyla göreceli SAGP, reel kur ile ilişkilendirilirse,

$$\frac{\Delta R}{R} = \frac{\Delta E_{df}}{E_{df}} + \left(\frac{\Delta P_f}{P_f} - \frac{\Delta P_d}{P} \right) = 0 \quad (4)$$

Son eşitlikte,

- $\frac{\Delta R}{R}$: Reel kurdaki yüzdelerik deęişim,
- $\frac{\Delta E_{df}}{E_{df}}$: Yurtiçi enflasyon ve yabancı ÷lke enflasyonu arasındaki fark,
- $\frac{\Delta P_f}{P_f}$: Yabancı fiyat düzeyindeki yüzdelerik deęişim,
- $\frac{\Delta P_d}{P}$: Yurtiçi fiyat düzeyindeki yüzdelerik deęişim

ifade edilmektedir. (4) eşitliğinde reel kurdaki yüzdelerik deęişimin sifıra eşit olması yani reel kurdaki bir deęişim olmaması göreceli SAGP nin geçerli olduęu anlamına gelmektedir. Son formülasyondan, yüksek enflasyona sahip bir ÷lkenin ulusal para deęeri, dięer ÷lke parası karşısında deęer kaybına uğrayacağı anlaşılmaktadır. (3) eşitliğinde tanımlanan reel kur, logaritmik formda;

$$\log(R) = \log \left(E_{df} \left(\frac{P_f}{P_d} \right) \right) \quad (5)$$

$$\log(R) = \log E_{df} + \log P_f - \log P_d \quad (6)$$

elde edilir. Son eşitlik basitlik açısından,

$$r_t = e_t - p_t^d + p_t^f \quad (7)$$

biçiminden ifade edilebilir. Son eşitlik ve SAGP tanımı ilişkilendirilirse,

- $r_t = 0$ ise SAGP geçerlidir
- $r_t \neq 0$ ise SAGP geçerli deęildir.

sonucu elde edilmektedir. Dięer bir ifade ile reel d÷viz kurundaki deęişmeler, SAGP deki sapmaları ifade etmektedir. Dolayısıyla SAGP analiz etmek için reel d÷viz kurunun birim kök içerip içermedięine bakılmaktadır. Eęer SAGP geçerli ise reel d÷viz kuru serisi duraęan (reel d÷viz kuru serisinin ortalaması, varyansı ve ortak varyansı sabit) SAGP geçersiz ise reel d÷viz kuru serisi birim kök sürece sahiptir denilmektedir (Gujarati, 1999; Yıldırım vd. 2013)

1. LİTERATÜR TARAMASI

SAGP birçok araştırmacı tarafından test edilmiştir. Genel olarak teorinin durağanlık analizleri ya da eşbütünlüşme yöntemleri ile sınıanmıştır. SAGP nin geçerliliği noktasında araştırmacılar arasında kesin bir uyum görülmemektedir. Bu uyumsuzluk,

- Veri setinin dönem ve içerik farklılıklarına
- İncelenen ülkelerin para politikası farklılıklarına
- Ekonometrik metod farklılıklarına

dayandırılmaktadır. Literatürde ki bazı çalışmalar Tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1: SAGP’ni Test Eden Bazı Çalışmalar

Yazar/lar	Dönem	Ülke/ler	Yöntem	Sonuç
Kim, (1990)	1900-1987	10 Gelişmiş Ülke	PP, Johansen Eşbütünlüşme	SAGP geçerli.
Coakley ve Fuertes, (1997)	1973:M7-1996:M6	G10 ve İsviçre	Panel Birim Kök	SAGP geçerli
O’Connell, (1998)	1973:Q2-1995:Q4	64 ülke	Panel Birim Kök	SAGP geçersiz
Taylor, (2002)	1870-1990	20 Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülke	ADF- GLS Testi, Eşbütünlüşme	SAGP geçerli.
Erlat ve Özdemir, (2003)	1984:M1- 2001:M6	17 Ülke	ADF, KPSS, Panel Birim Kök	SAGP geçersiz.
Şak, (2006)	1996:M1- 2006:M4	27 OECD Ülkesi	Panel Birim Kök, Panel Eşbütünlüşme	SAGP geçersiz.
Çağlayan ve Saçaklı, (2006)	1995:M1-2004:M8	Türkiye ve Birleşik Krallık	PP, KPSS ve ERS	SAGP geçersiz.
Cerrato ve Sarantis, (2007)	1973:M1- 1998:M12	34 Gelişmekte Olan Ülke	Panel Birim Kök, Panel Eşbütünlüşme	SAGP geçerli
Kalyoncu ve Kalyoncu, (2008)	1980:Q1-2005:Q4	25 OECD Ülkesi	Panel Birim Kök	SAGP geçerli
Doğanlar vd., (2009)	1995:M1-2005:M12	10 Gelişmekte olan ülke	Birim kök ve Eşbütünlüşme Testi	2 ülke (Meksika ve Peru) hariç SAGP geçersiz.
Lau (2009)	1950-1995	4 OECD Ülkesi	Panel Birim Kök	SAGP geçerli.
Çağlayan ve Şak, (2009)	1996:M1-2006:M4	26 OECD Ülkesi	Panel Birim Kök ve Pedroni Panel Eşbütünlüşme	SAGP geçersiz.
Güloğlu vd., (2011)	1991:M1-2008:M3	18 ülke	Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök	SAGP geçerli
Holmes vd. (2012)	1972:M1-2008:M2	26 OECD Ülkesi	Yapısal Kırılmalı Panel	SAGP geçerli

			Birim Kök	
Özcan, (2012)	1980-2010	G-7 Ükleri	Yapısal Kırılmalı Birim Kök	SAGP geçerli
Yıldırım vd., (2013)	1960-2012	Türkiye	Yapısal Kırılmalı Birim Kök	SAGP geçersiz
	1975-2012	AB-15, G-8	Panel Birim Kök	SAGP geçerli.
	1980-2012	OECD		
	1990-2012	AB-27		
Adıgüzel vd., (2014)	2002:M2-2012:M5	10 Gelişmiş ve gelişmekte olan ülke	Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök	4 ülkede (Kanada, ABD, Japonya, Suudi Arabistan) SAGP geçersiz.
Çeviş ve Ceylan, (2015)	2003:M1-2013:M8	Kırılğan Beşli	Eşbütünleşme	SAGP sadece Endonezya'da geçersiz.
İspir (2018)	1995:M1-2018:M8	22 Gelişmekte olan ülke	Panel Birim Kök	SAGP geçersiz.
Bozgeyik ve Aydın, (2019)	1994:M1-2019:M5	16 Gelişmekte olan ülke	F –Testi	SAGP geçerli.
Bozoklu ve Yılandı, (2019)	1995:M1-2009:M12	E7 Ülkeleri	Yapısal Kırılmalı Birim Kök	Sadece Çin ve Meksika'da SAGP geçerli.

2. EKONOMETRİK ANALİZ

Seçilmiş yükselen piyasa ekonomilerine ait 2002:Q1-2019:Q2 dönemi çeyreklik reel döviz kuru verileriyle, satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğinin sınındığı bu çalışmada yapılan analizlerde¹ Gauss-19 ve Stata-14.2 ekonometri paket programlarından yararlanılmıştır. Tablo 2'de seçilen analizde yer alan 12 yükselen piyasa ekonomisi gösterilmektedir.

Tablo 2: Analize Dahil Edilen Gelişmekte Olan Ülkeler

1	Şili	7	Brezilya
2	Endonezya	8	Çin
3	Hindistan	9	Polonya
4	Rusya	10	Malezya
5	Güney Afrika	11	Filipinler
6	Türkiye	12	Tayland

¹ Ekonometrik analizlerde Prof. Dr. Şaban NAZLIOĞLU tarafından yazılan kodlardan faydalanılmıştır. Kodlarını bizimle paylaştığı için çok teşekkür ederiz.

2.1. Metodoloji

Bu çalışmada, reel döviz kurunun durağanlığı seçilmiş yükselen piyasa ekonomilerine ait veri setleri kullanılarak panel durağanlık analizi yardımıyla araştırılmaktadır. Teorik altyapı ve ilgili literatür incelendiğinde, satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin sık sık reel döviz kurunun durağanlığının sınaması aracılığıyla test edildiği görülmektedir. Fakat bu panel durağanlık analizi yapılmadan önce bazı ön testlere ihtiyaç duyulmaktadır.

Yapılması gereken ön testlerden biri, değişken katsayılarının homojen mi yoksa heterojen mi olduğunun araştırılmasıdır. Değişken katsayılarının heterojen olduğu tespit edilirse, heterojeniteyi dikkate alan birim kök analizlerinin yapılması gerekmektedir. Katsayı homojenliği, Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Eğim Homojenliği Testi (Slope Homogeneity Test- Δ testi) ile incelenmektedir. Delta testi, büyük örneklem için; Delta_{adj} testi, küçük örneklem için geçerlidir. Homojenite testinde sıfır hipotezi " H_0 : Katsayılar homojendir" ve alternatif hipotez " H_1 : Katsayılar heterojendir" şeklindedir. Homojenite testi, kesitlerden birinde gerçekleşen değişim ile diğer kesitlerin aynı düzeyde etkilenip etkilenmediğini ortaya koymaktadır.

Yapılması gereken ön testlerden bir diğeri, yatay kesit bağımlılığının varlığının araştırılmasıdır. Artan uluslararası ticaret ve finansal liberalleşmenin etkisiyle birlikte, günümüzde bir ülke ekonomisinde ortaya çıkan makroekonomik bir şokun diğer ülkeleri etkilemediği düşünülememektedir. Bu durum, ampirik analizlerde yatay kesit bağımlılığı "cross-section dependency" testleri ile belirlenebilmektedir. Değişkenlerde ve modelde kesitler arası bağımlılık olup olmadığına karar verebilmek için Breusch ve Pagan (1980) LM (Lagrange Multiplier) testi, CD (Cross Section Dependency) testi ve CD_{LM} testi (Pesaran (2004)) ile Pesaran vd. (2008) tarafından geliştirilen LM_{adj} (Bias-Adjusted Cross Sectionally Dependence Lagrange Multiplier) testlerinden yararlanılmaktadır. Testin sıfır hipotezi " H_0 : Yatay kesit bağımlılığı yoktur" varsayımı üzerine kurulmaktadır. Ampirik bulgulara göre, sıfır hipotezinin reddedilmesi, ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğunu yani bir ülkede ortaya çıkan makroekonomik bir şokun paneli oluşturan diğer ülkeleri etkilediğini göstermektedir ki; bu durumda değişkenlere ikinci nesil panel birim kök testlerinin uygulanması gerekmektedir (Baltagi, 2008:284; Nazlıoğlu, 2010: 142). Analizlerde yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi durumunda, bu sonucun göz önünde bulundurulması elde edilen analiz sonuçlarını önemli ölçüde etkilemektedir (Breusch ve Pagan, 1980).

Değişkenlerde durağanlığın (diğer bir deyişle değişkenlerin birim kök süreç içerip içermediği) varlığını araştırabilmek için Carrion-i-Silvestre (2005) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen Panel KPSS (PANKPSS) durağanlık testinden yararlanılacaktır. PANKPSS testi sabitte, sabit ve trendde çoklu kırılmaya izin veren bir panel durağanlık testi olup, Hadri (2000) sınamasına dayanmaktadır. Testin sıfır hipotezi " H_0 : Seriler durağandır"; alternatif hipotezi " H_1 : Seriler birim kök içermektedir" şeklindedir. Katsayıların heterojen olduğu durumu ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil durağanlık testlerinden olan PANKPSS testi, aynı zamanda değişkenlerin durağanlığı hem bireysel (kesit bazında), hem de panel bazında test etmeye olanak sağlamaktadır (Güloğlu vd., 2011).

2.2. Ampirik Bulgular

Panel durağanlık analizini öncesinde değişken katsayılarının homojen mi yoksa heterojen mi olduğuna karar verilmesi gerekmektedir. Homojenliği test etmek üzere Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen Slope Homogeneity Test (Delta test) kullanılmış olup, Tablo 3'te homojenite test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3: Homojenite Test Sonuçları

Testler	Test İst.	p-değeri
Delta Tilde	3,225*	0,001
Delta Tilde _{adj}	3,296*	0,000

Not: “**” %1 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Tablo 3’te yer alan sonuçlara göre, yükselen piyasa ekonomileri için H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmekte olup, bu ülkelerde reel döviz kuru değişkeninin katsayısının heterojen olduğu tespit edilmiştir.

Yapılması gereken ön testlerden bir diğeri olan yatay kesit bağımlılığı testleri, serilerin durağanlığını, birinci nesil mi yoksa ikinci nesil testlerle mi sınamanın doğru olacağına karar vermeye olanak sağlamaktadır. Tablo 4’te seçilmiş ülke grubu için yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına yer verilmektedir.

Tablo 4: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Testler	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
CD _{lm1} (BP,1980)	141,268*	0,000
CD _{lm2} (Pesaran, 2004)	6,551*	0,000
CD _{lm3} (Pesaran, 2004)	-4,346*	0,000
LM _{adj} (PUY, 2008)	20,516*	0,000

Not: “**” %1 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir.

Tablo 4’te yer alan yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına göre yükselen piyasa ekonomilerinde %1 anlamlılık düzeyinde kesitler arası bağımlılık olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen sonuca göre, bir ülkede ortaya çıkan bir şokun diğer ülkeleri de etkileyeceği söylenebilmektedir. Bu durumda, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök ya da durağanlık testlerinin uygulanması gerekmektedir.

Carrion-i-Silvestre (2005) tarafından geliştirilen, yapısal kırılmaları ve kesitler arası bağımlılığı dikkate alan Panel KPSS (PANKPSS) durağanlık test sonuçları sırasıyla sabitli model ve sabitli-terendli model olarak Tablo 5 ve Tablo 6’da yer almaktadır.

Tablo 5’te 12 yükselen piyasa ekonomisi için sabitli modelde yapılan durağanlık test bulguları gösterilmektedir. Tablo 4’de raporlanmış olan kesitler arası bağımlılık testi bulguları, kesitler arasında bağımlılık olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla Tablo 5, Panel a’da yer alan LM test istatistikleri, Panel b’de yer alan bootstrap kritik değerleri ile kıyaslanarak, durağanlık üzerine kurulan H_0 hipotezinin reddedilip reddedilemeyeceğine karar verilecektir. Değişen varyans olmadığı varsayımı altında elde edilen LM test istatistiği 0,708; değişen varyans mevcut olduğu durumda elde edilen LM test istatistiği ise 1,680’dir. Bu değerler sırasıyla, %5 anlamlılık seviyesinde 5,075 ve 3,609 bootstrap kritik değerlerinden küçük oldukları için durağanlık üzerine kurulu olan H_0 hipotezi reddedilememektedir. Diğer bir deyişle, seçilmiş 12 yükselen piyasa ekonomisi için sabitli modelde yapılan PANKPSS durağanlık testine göre SAGP geçerlidir. Tablo 5’in Panel c kısmında ise panelde yer alan ülkelerin bireysel test bulguları yer almaktadır. Bulgulara göre, %10 anlamlılık seviyesinde durağanlığı ifade eden H_0 hipotezinin sadece Türkiye’de reddedildiği görülmektedir. Böylece her bir ülke için ayrı ayrı sonuç veren panel KPSS test bulgularıda, Türkiye hariç diğer 11 ülkede SAGP hipotezinin geçerliliğini göstermektedir.

Tablo 5: PANKPSS Test Sonuçları (Sabitli Model)

Panel A: Panel Durağanlık (PANKPSS) Testleri								
Model	Test İstatistiği					Asimptotik Olasılık Değer		
LM (λ) (hom)	0,708					0,239		
LM (λ) (het)	1,680					0,047		
Panel B: Bootstrap Kritik Değerleri (%)								
Model	90		95		99			
LM (λ) (hom)	3,838		5,075		7,929			
LM (λ) (het)	2,979		3,609		4,896			
Panel C: Yapısal Kırılma Tarihleri ve Ülke KPSS Test Sonuçları								
Ülkeler	KPSS	m	Tb1	Tb2	Tb3	Kritik Değerler (%)		
						90	95	99
Şili	0,106	2	2013:Q4	2013:Q4		0,131	0,158	0,221
Endonezya	0,039	3	2005:Q3	2005:Q4	2005:Q4	0,094	0,114	0,162
Hindistan	0,111	3	2005:Q1	2009:Q4	2014:Q4	0,130	0,163	0,241
Rusya	0,068	3	2005:Q1	2005:Q1	2005:Q4	0,091	0,109	0,155
Güney Afrika	0,060	1	2013:Q1			0,192	0,240	0,364
Türkiye	0,167**	3	2004:Q4	2004:Q4	2016:Q4	0,126	0,160	0,228
Brezilya	0,082	3	2005:Q1	2005:Q2	2005:Q2	0,091	0,106	0,154
Çin	0,072	3	2008:Q2	2008:Q2	2011:Q3	0,104	0,128	0,195
Polonya	0,087	2	2008:Q4	2011:Q3		0,130	0,153	0,205
Malezya	0,085	1	2015:Q1			0,235	0,299	0,453
Filipinler	0,048	2	2012:Q1	2012:Q1		0,118	0,141	0,197
Tayland	0,048	2	2012:Q2	2012:Q3		0,116	0,132	0,174

Not: “**” %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Kırılma sayıları LWZ bilgi kriterine göre belirlenmiştir. yapısal kırılma tarihleri, “Tb”; yapısal kırılma sayısı, “m”; test istatistiğinin uzun dönem varyansının homojenliği-heterojenliği varsayımı altında hesaplandığı sırasıyla, “hom”-“het” ile gösterilmiştir.

Tablo 6’da 12 yükselen piyasa ekonomisi için sabitli ve trendli modelde yapılan durağanlık test bulguları gösterilmektedir. Tablo 4’de kesitler arası bağımlık sonucu elde edildiği için Tablo 6, Panel a’da yer alan LM test istatistikleri, Panel b’de yer alan bootstrap kritik değerleri ile karşılaştırılarak, durağanlık üzerine kurulan sıfır hipotezinin reddedilip reddedilemeyeceğine karar verilecektir. Sabit varyans varsayımı altında elde edilen LM test istatistiği 6,982; değişen varyans geçerli olduğu durumda elde edilen LM test istatistiği ise 6,100’dür. Bu değerler sırasıyla, %5 anlamlılık seviyesinde 10,274 ve 10,342 bootstrap kritik değerlerinden küçük

oldukları için durağanlık üzerine kurulu sıfır hipotezi reddedilememektedir. Başka bir deyişle, seçilmiş 12 yükselen piyasa ekonomisi için sabitli ve trendli modelde yapılan PANKPSS durağanlık testine göre SAGP geçerlidir. Tablo 6'nın Panel c kısmında ise analize konu olan tüm ülkelerin bireysel test bulguları verilmektedir. Bulgulara göre, %5 anlamlılık seviyesinde sıfır hipotezinin sadece Türkiye'de reddedildiği sonucu elde edilmektedir. Böylece her bir ülke için ayrı ayrı sonuç veren panel KPSS test bulgularında, Türkiye hariç diğer 11 ülkede SAGP hipotezinin geçerliliğini göstermektedir.

Tablo 6: Sabit ve Trendli Model PANKPSS Test Sonuçları

Panel A: Panel Durağanlık (PANKPSS) Testleri									
Model	Test İstatistiği					Asimptotik Olasılık Değer			
LM (λ) (hom)	6,982					0,000			
LM (λ) (het)	6,100					0,000			
Panel B: Bootstrap Kritik Değerleri (%)									
Model	90			95			99		
LM (λ) (hom)	9,114			10,274			13,195		
LM (λ) (het)	9,246			10,342			13,093		
Panel C: Yapısal Kırılma Tarihleri ve Ülke KPSS Test Sonuçları									
Ülkeler	KPSS	m	Tb1	Tb2	Tb3	Kritik Değerler (%)			
						90	95	99	
Şili	0,056	2	2008:Q3	2013:Q4		0,061	0,079	0,115	
Endonezya	0,029	3	2005:Q4	2005:Q4	2013:Q2	0,069	0,091	0,127	
Hindistan	0,031	3	2007:Q1	2008:Q3	2012:Q1	0,071	0,093	0,132	
Rusya	0,046	2	2013:Q3	2014:Q3		0,063	0,083	0,120	
Güney Afrika	0,031	3	2004:Q1	2004:Q1	2004:Q2	0,068	0,087	0,124	
Türkiye	0,108**	2	2011:Q1	2016:Q3		0,068	0,084	0,119	
Brezilya	0,053	1	2016:Q2			0,071	0,085	0,118	
Çin	0,035	2	2009:Q3	2014:Q4		0,072	0,086	0,124	
Polonya	0,023	2	2008:Q3	2008:Q4		0,078	0,092	0,125	
Malezya	0,026	3	2005:Q2	2005:Q2	2015:Q2	0,066	0,086	0,125	
Filipinler	0,028	3	2004:Q2	2005:Q3	2005:Q4	0,069	0,091	0,129	
Tayland	0,022	3	2005:Q1	2005:Q2	2006:Q1	0,069	0,089	0,127	

Not: “***” %5 anlamlılık seviyesinde H_0 hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Kırılma sayıları LWZ bilgi kriterine göre belirlenmiştir. yapısal kırılma tarihleri, “Tb”; yapısal kırılma sayısı, “m”; test istatistiğinin uzun dönem varyansının homojenliği-heterojenliği varsayımı altında hesaplandığı sırasıyla, “hom”-“het” ile gösterilmiştir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Seçilmiş yükselen piyasa ekonomileri (Şili, Endonezya, Hindistan, Rusya, Güney Afrika, Türkiye, Brezilya, Çin, Polonya, Malezya, Filipinler ve Tayland) ile satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği 2002:Ç1-2019:Ç2 dönemi çeyreklik verileriyle sınanmıştır. Söz konusu ülkelerin reel döviz kuru serilerinin durağanlığı, Carrion-i-Silvestre (2005) tarafından geliştirilen, yapısal kırılmaları ve kesitler arası bağımlılığı dikkate alan Panel KPSS testi ile yapılmıştır. Bu test yapısal kırılmaları ve kesitler arası bağımlılığını gözönüne almaktadır. Böylece kesitler arası bağımlılığı dikkate almayan testlere göre günümüz ekonomik ilişkileri daha iyi tahmin etmektedir. Panel bulguları, ilgili dönemde söz konusu ülke grubunda reel döviz kuru serisinin durağan olduğunu göstermektedir. Diğer bir deyişle seçilmiş yükselen piyasa ekonomilerinde reel döviz kuru serisi birim kök sürece sahip değildir. Bu sonuç PANKPSS testinde hem sabitli modelde hem de sabitli ve trendli modelde aynı şekilde olmakta ve dolayısıyla ilgili ülkelerde SAGP hipotezinin geçerli olduğu anlaşılmaktadır.

PANKPSS testinin bireysel sonuçları incelendiğinde ise kırılma tarihlerinin genelde 2008 küresel krizi merkezli meydana geldiği görülmektedir. Ayrıca ülkelerin ekonomik entegrasyon derecesine göre 2011 yılında gerçekleşen Avrupa borç krizi ve etkileri de yapısal kırılma tarihlerine yansımaktadır. Bireysel test sonuçlarında sadece Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerli olmadığı, diğer 11 yükselen piyasa ekonomisinde ise SAGP hipotezinin geçerli olduğu görülmektedir. Panel genelinde SAGP hipotezinin geçerli olması, paneli oluşturan söz konusu ülkelerin reel döviz kuru serisine gelen şokların geçici olduğu ve aynı para cinsinden ifade edilen uluslararası ticari mal fiyatlarının aynı olması anlamına gelmektedir. Böylece para politikası otoriteleri karar alırken dış ticaret ile ilgili geliştirecekleri stratejileri, SAGP hipotezinin geçerliliği üzerinden belirleyebilecektir. Diğer taraftan, optimum döviz kurunu bu duruma uygun şekilde belirleyerek ulusal paranın değerini de koruyarak politikalarını uygulayabilme fırsatını yakalamaktadır. Bu bağlamda reel döviz kurunun durağan olması, bir başka deyişle istikrarlı bir şekilde uzun dönem denge değeri etrafında dalgalanması özellikle enflasyon hedeflemesi yapan merkez bankaları için, bağımsız bir politika uygulama fırsatı vermektedir. Diğer taraftan, bireysel bazda Türkiye’de SAGP hipotezinin geçersiz olması, uygulanacak istikrar politikalarının iktisadi faaliyetler üzerinde etkisiz olacağı göstermektedir. Dolayısıyla döviz kuru şoklarının geçici olmaması, politika yapıcıların döviz arzını artırıcı politikalara acilen odaklanması gerektiğini önemle ortaya koymaktadır.

KAYNAKÇA

- Adıgüzel, U., Şahbaz, A., Özcan, C.C. and Nazlıoğlu, Ş. (2014), “The Behavior of Turkish Exchange Rates: A Panel Data Perspective”, *Economic Modelling*, 42, 177-185.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Bozgeyik, Y. ve Aydın, A. (2019), “Seçilmiş Gelişmekte Olan Ülkelerde Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğine İlişkin Ampirik Bir Çalışma”, *OPUS Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 13(19), 2068-2089.
- Bozoklu, Ş. ve Yılcı V. (2010), “Reel Döviz Kurularının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme”, *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- Breusch, T. S., and Pagan, A. R. (1980), “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications To Model Specification in Econometrics”, *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Carrion-İ-Silverstre, J.L. (2005), “Health Care Expenditure And GDP: Are They Broken Stationary?”, *Journal of Health Economics*, 24(5), 939-854.

- Carrion-Í-Silvestre, J.L., Del Barrio, T. and López-Bazo, E. (2005), “Breaking The Panels. An Application to The GDP Per Capita”, *Econometrics Journal*, 8, 159–175.
- Cassel, G. (1918), “Abnormal Deviations in International Exchanges”, *The Economic Journal*, 28, 413-415.
- Cerrato, M. and Sarantis, N. (2007), “Does The Purchasing Power Parity Hold in Emerging Markets? Evidence From A Panel Of Black Market Exchange Rates”, *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 12(4), 427-444.
- Coakley, J. and Fuertes, A. M. (1997), “New Panel Unit Root Tests of PPP”, *Economics Letter*, 57(1), 17-22.
- Çağlayan, E. ve Saçaklı, İ. (2006), “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri İle İncelenmesi”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 20 (1), 121- 137.
- Çağlayan, E. ve Şak, N. (2009), “OECD Ülkelerinde Satınalma Gücü Paritesi: Panel EşBütünleme Yaklaşımı”, *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(1), 483-500.
- Çeviş, İ., ve Ceylan, R. (2015), “Kırılgan Beşlide Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) Hipotezinin Test Edilmesi”, *Journal of Yasar University*, 10 (37).
- Doğanlar, M., Bal, H. and Özmen, M. (2009), “Testing Long-Run Validity of Purchasing Power Parity for Selected Emerging Market Economies”, *Applied Economics Letters*, 16(14), 1443-1448.
- Erlat, H. ve Özdemir, N. (2003), “A Panel Approach to Investigating The Persistence in Turkish Real Exchange Rates”, *Topics in Middle Eastern And North African Economies*, 5,1-21.
- Gujarati, D. N. (1999), *Basic Econometrics*, Mc Graw Hill. 3rd Edition, Literatür Yayıncılık. İstanbul.
- Guloglu, B., İspir, S., and 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.
- Hadri, K. (2000), “Testing For Stationarity in Heterogenous Panels”, *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- Holmes, M. J., Otero, J. and 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.
- İspir, S. (2018), “Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Satınalma Gücü Paritesinin Geçerliliği Üzerine Yeni Bir İnceleme” (The Re-investigation on the Validity of Purchasing Power Parity in Emerging Market Economies), Available at SSRN 3260808.
- Kaçmazoğlu, H. B. (2002), “Doğu-Batı Çatışması Açısından Globalleşme”, *Eğitim Araştırmaları*, 6: 44-55.
- Kalyocu, H. ve Kalyoncu, K. (2008), “Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root”, *Economic Modelling*, 25(3), 440-445.
- Kim, Y. (1990), “Purchasing Power Parity in The Long Run: A Cointegration Approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 22(4), 491-503.
- Köktürk, O., ve Ural, M. (2019), “Fourier Birim Kök Testi İle Satın Alma Gücü Paritesinin Türkiye İçin Geçerliliğinin Analizi”, *Business & Management Studies: An International Journal*, 7(2), 877-890.
- Melemen, M. (2007), *Çin Uluslar Arası Ticarete Yükselen Pazar Ekonomisi*, Türkmen Kitabevi, İstanbul.
- Aslan, N. ve Kanbur, A. (2007), “Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı”, *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 23(2), 17.

- Nazlıođlu, Ő. (2010), “Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerindeki Etkileri: GeliŐmiŐ ve GeliŐmekte Olan Ülkeler İin Bir KarŐılaŐtırma”, YayınlanmamıŐ Doktora Tezi, TC Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.
- Özcan, B. (2012), “Satın Alma Gücü Paritesi G7 Ülkeleri İin Geçerli Mi?”, *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30(2), 137-161.
- Pesaran, M. H. (2004), “General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence in Panels”, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=572504, (eriŐim tarihi: 20.02.2020)
- Pesaran, M. H. and Yamagata, T. (2008), “Testing Slope Homogeneity in Large Panels”, *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. and Yamagata, T. (2008), “A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence”, *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Sadoveanu, D., and Ghiba, N. (2012), “Purchasing Power Parity: Evidence From Four CEE Countries”, *Journal of Academic Research in Econometrics*, 4(1), 80-90.
- Seyidođlu, H. (2013), *Uluslararası Finans*. GeliŐtirilmiŐ 5. Baskı, Beta Yayıncılık, İstanbul.
- Őak, N. (2006), OECD Ülkelerinde Satınalma Gücü Paritesinin Geçerliliđinin Panel EŐbütünleme YaklaŐımı İle İncelenmesi”, YayınlanmamıŐ Yüksek Lisans Tezi, İstanbul, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Taylor, A.M. (2002), “A Century of Purchasing Power Parity”, *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139-150.
- Yıldırım, K., Mercan, M. ve Kostakođlu, S. F. (2013), “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliđinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi”, *EskiŐehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(3), 75-96.