


**SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİNİN SINANMASI: OECD  
ÜLKELERİ ÖRNEĞİ \***Arş. Gör. Dr. Nuran COŞKUN \* Dr. Öğr. Üyesi Esra BALLI \* **ÖZET**

*Bu çalışmada satın alma gücü paritesinin geçerliliği 17 OECD ülkesi ve Euro bölgesi için OECD veri tabanından elde edilen nominal döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi ile 2000-2017 aralığı esas alınarak aylık verilerle test edilmiştir. Analizde kullanılan reel döviz kuru serisindeki kırılmaların varlığı ve serinin yatay kesit bağımlılığa sahip olması nedeniyle Carrion-I Silvestre, Castro ve Lopez Bazo (2005) PANKPSS birim kök testi kullanılmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre, reel döviz kuru serisi durağan olup, OECD ülkelerinde mutlak satın alma gücü paritesi geçerlidir. Diğer taraftan, analizlere nominal döviz kuru serisi ve satın alma gücü paritesi birinci farkta durağan olduğundan Westerlund (2006) çok kırılmalı eşbütünleşme ile devam edilmiştir. Eşbütünleşme test sonuçlarına göre de, OECD ülkelerinde nispi Satın Alma Gücü Paritesi geçerlidir. Dolayısıyla, 17 OECD ülkesi ve Euro kullanan ülkeler için analiz sonuçlarından elde edilen bulgular Satın Alma Gücü Paritesinin geçerliliğini desteklemektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Satın Alma Gücü Paritesi, Nominal Döviz Kuru, Para Politikası, Reel döviz kuru, OECD Ülkeleri.

**JEL Kodları:** F31, F4, F00

**THE VALIDITY OF PURCHASING POWER PARITY: THE CASE OF OECD COUNTRIES****ABSTRACT**

*This paper investigates the validity of purchasing power parity (PPP) for 17 OECD and Eurozone countries for the period of 2002-2017 using monthly data employing Carrion-I Silvestre, Castro and Lopez Bazo (2005) PANKPSS unit root tests taking into consideration structural breaks and cross-sectional dependence. According to unit root test results, the real exchange rate series is stationary and absolute purchasing power parity is valid in OECD countries. On the other hand, since the nominal exchange rate and purchasing power parity series were stationary at the first differences, we used Westerlund (2006) multi-break co-integration test. The cointegration test results also supported the*

\* Bu Çalışmanın ilk versiyonu II. International Conference on Empirical Economics and Social Science (ICEESS'19) konferansında sunulmuştur.

\* Mersin Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, Mersin/ Türkiye. E-mail: [ncoskun@mersin.edu.tr](mailto:ncoskun@mersin.edu.tr)

\* Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, Erzincan/ Türkiye. E-mail: [esra.balli@erzincan.edu.tr](mailto:esra.balli@erzincan.edu.tr)

**Makale Geçmişi/Article History**

Başvuru Tarihi / Date of Application : 20 Ağustos / August 2019

Düzeltilme Tarihi / Revision Date : 10 Ocak / January 2021

Kabul Tarihi / Acceptance Date : 15 Mart / March 2021

**Araştırma Makalesi/Research Article**

*validity of the relative PPP Hypothesis in OECD countries. Therefore, the findings from the analysis results support the validity of purchasing power parity for the 17 OECD countries and countries that use the Euro.*

**Keywords:** *Purchasing Power Parity, Nominal Exchange Rate, Monetary Policy, Real exchange rate, OECD Countries.*

**JEL Codes:** *F31, F4, F00*

## 1. GİRİŞ

Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP), döviz kuru hareketliliğini açıklamada uluslararası iktisadın temel doktrinlerinden birini oluşturmaktadır. İki ülke arasındaki nispi fiyatlardaki değişime göre, döviz kurlarının belirlenmesi, nispi SAGP olarak adlandırılmaktadır. Nispi SAGP' ne göre, döviz kurları, her ülkenin enflasyon oranı ile orantılı olarak eski paritelerden sapacaktır. Diğer yandan, mutlak SAGP hipotezine göre, belirli bir mal sepetinin fiyatlarının iki ülke arasındaki döviz kurları baz alındığında aynı olması gerekmektedir (Balassa,1964:584; Cassel, 1918:2). Dolayısıyla, iki farklı ekonominin para birimleri arasındaki nominal döviz kuru oranının, bu iki ülkenin ulusal toplam fiyat seviyelerine oranına eşit olması gerektiğini ileri sürmektedir. Döviz kuru belirleme teorisinde ve uluslararası gelir karşılaştırmalarında SAGP bir denge şartı olarak görülmektedir (Sideris, 2006:135). Bu çalışmada hem mutlak hem de nispi SAGP hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır. Mutlak SAGP hipotezinin sınanmasında, reel döviz kuru serisinin ortalamasına dönme eğiliminde olması gerekmektedir. Bu amaçla mutlak SAGP hipotezinin sınanmasında birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Diğer yandan, nispi SAGP hipotezinin sınanmasında, nominal döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişki araştırılmalıdır. Bu nedenle, nispi SAGP hipotezinin sınanmasında eşbütünleşme testlerinden yararlanılmıştır. SAGP hipotezinin test edilmesine yönelik geniş bir literatür bulunmaktadır. Birçok farklı yazar tarafından farklı birim kök testleri kullanılarak SAGP hipotezinin farklı ülke veya ülke grupları için geçerliliği test edilmiştir. Bu bölümde OECD ülkeleri için SAGP hipotezinin geçerliğini inceleyen çalışmalara yer verilmiştir.

Narayan (2005) SAGP hipotezini 17 OECD ülkesi üzerine İngiltere için 1973:1-2003:09 ve diğer ülkeler için 1973:1 – 2002:12 yıllarını esas alarak, bu ülkelerin nominal döviz kurlarını ve tüketici fiyat endekslerini kullanarak Alman Markı ve ABD doları ile OECD ülkelerinin çapraz nominal döviz kurları için iki veri seti oluşturduğu çalışmada, Sen (2003)'in önerdiği eş anlı olarak sabitte ve eğimde yapısal kırılmalara izin veren birim kök testini kullanmıştır. Elde edilen sonuçlar reel döviz kuru ABD dolarına bağlı olarak hesaplandığında, yalnızca Fransa, Portekiz ve Danimarka için SAGP hipotezinin geçerli olduğuna dair kanıtlara ulaşılrken, reel döviz kuru Alman Markına göre hesaplandığında ise Avusturya, Belçika, Norveç, İspanya, Hollanda, İsviçre ve Danimarka'da SAGP hipotezinin geçerli olduğuna dair kanıtlar bulunmuştur. Narayan (2008) SAGP hipotezini 16 OECD ülkesi üzerine Narayan (2005)'teki yöntemini kullanarak oluşturduğu iki veri setini LM ve panel birim kök testleri dâhil olmak üzere yapısal

kırılmaları da esas alan tek değişkenli birim kök testi uygulamıştır. Yapısal kırılmalı ve kırılmasız tek kırılmalı tek değişkenli testler ve panel LM testlerinden elde edilen sonuçlar, reel döviz kurlarının durağan olmadığını göstermiştir. Bunun yanında iki yapısal kırılma altında tek değişkenli LM testi yapıldığında birçok ülkede reel döviz kurlarının durağan olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Narayan vd. (2009), Narayan (2005)'teki yöntemini kullanarak oluşturduğu iki veri setini nominal kur ile çoklu yapısal kırılmaları dikkate alan nispi fiyatlar arasında eşbütünleşme ilişkisini incelediği çalışmada, 15 OECD ülkesinden 14'ünde, nominal döviz kuru ile nispi fiyatlar arasında %5 düzeyinde bir eşbütünleşme ilişkisi olduğuna dair kanıtlara ulaşırken, Japonya için %2,5 seviyesinde eşbütünleşme kanıtı elde etmişlerdir.

Kalyoncu ve Kalyoncu (2008) SAGP hipotezinin geçerliliğini 25 OECD ülkesi üzerine 1980: Q1-2005: Q4 yılları için IPS (1997) panel birim kök testlerini kullanarak yapmış oldukları çalışmada OECD ülkelerinde reel döviz kurunun durağan olduğu yönünde kanıtlara ulaşmışlardır.

Çağlayan ve Şak (2009) OECD ülkelerinde yüksek gelir sınıfında yer alan 20 ve düşük gelir grubunda yer alan 6 ülke için SAGP hipotezinin geçerliliğini 1996:01-2006:04 yıllarını esas alarak IPS (1997) ve LLC (2002) panel birim kök ve Pedroni (1999) eşbütünleşme testleri kullanılarak incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar yüksek ve düşük gelirli OECD ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

Tatoğlu (2011) 25 OECD ülkesinde SAGP hipotezinin geçerliliğini 1977-2004 yılları için yapısal kırılmanın olduğu ve olmadığı durumları panel durağanlık testleriyle incelediği çalışmada, elde edilen sonuçlar yapısal kırılma dikkate alındığında tüm OECD ülkelerinde geçerli olan hipotezin, yapısal kırılma dikkate alındığında 10 ülkede geçerli olduğuna ilişkin kanıtlara ulaşılmıştır.

Holmes vd. (2012) OECD reel döviz kurlarının 1972-2008 dönemi arasındaki durağanlığını, 26 üye ülkeden oluşan bir panel kullanılarak Hadri ve Rao (2008)'nin önermiş olduğu test ile incelemişlerdir. Elde edilen ülkeler panel OECD ülkeleri grubunda içsel olarak belirlenmiş yapısal kırılmalar ve yatay kesit bağımlılığı altında SAGP hipotezinin geçerli olduğunu bulmuşlardır.

Snaith (2012) SAGP hipotezini 15 OECD ülkesinde incelediği çalışmada SAGP'nin geçerliliğinin seçilen fiyat endeksine ve para birimine bağlı olduğunu sonucuna ulaşmıştır.

Cuestas ve Regis (2013) SAGP hipotezinin geçerliliğini seçilmiş OECD ülkeleri üzerine Harvey vd. (2008) doğrusal ve Kruse (2011) doğrusal olmayan birim kök testlerini kullandıkları çalışmada, elde edilen sonuçlar SAGP hipotezinin birçok ülkede geçerli olduğunu sonucuna ulaşmışlardır.

Tıraşoğlu (2014) 18 OECD ülkesinin SAGP hipotezi geçerliliğini 1993:Q1 – 2011:Q1 dönemi için ADF ile yapısal kırılmayı dikkate alan Lee-Strazicich (2003) ve Zivot-Andrews (1992) birim kök testleri kullanılarak incelenen çalışmada Kanada ve Meksika için SAGP hipotezinin geçerliliği yönünde kanıtlara ulaşılmıştır.

Bahmani-Oskooee vd. (2014) 34 OECD ülkesi için SAGP hipotezinin geçerliliğini Ocak 1994:01-2012:06 dönemini esas alarak Chortareas ve Kapetanios (2009) tarafından önerilen Sıralı Panel Seçim Yöntemini (SPSM) Fourier fonksiyonu ile birleştirerek test ettikleri çalışmada, ampirik sonuçlar, SAGP hipotezinin OECD ülkelerinin çoğu için geçerli olduğunu göstermektedir.

Jiang vd. (2015), 34 OECD ülkesinde SAGP hipotezinin geçerliliğini 1994:01 – 2013:08 dönemini esas alarak Bahmani–Oskooee vd. (2014) tarafından önerilen panel birim-kök testi kullanarak test ettiğini çalışmada SAGP hipotezinin 17 OECD ülkesi ve Euro bölgesinde geçerli olduğu yönünde kanıtlara ulaşılmıştır.

Bu çalışmada nispi ve mutlak SAGP'nin geçerliliği 17 OECD ülkesi ve Eurozone ülkeleri için 2000-2017 dönemi aylık verilerle sınanmıştır. Mutlak SAGP'nin sınanmasında, reel döviz kuru serisinin durağanlığı, Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından önerilen PANKPSS birim kök testi ile araştırılmıştır. Nispi SAGP hipotezinin sınanmasında, nominal döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişki kırılmaları dikkate alan Westerlund (2006) çok kırılmalı eşbütünlük testi ile araştırılmıştır. OECD ülkelerinde ve Euro bölgesinde Satın Alma Gücü Paritesi hipotezinin 2000-2017 dönemi için geçerliliği hem nominal döviz kuru ve fiyat endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığıyla hem de reel döviz kurlarının durağan olmasıyla elde edilmiştir.

Çalışmanın planı şu şekildedir. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve model tanıtılmıştır. Ardından, çalışmada kullanılan analizlere ilişkin yöntem üçüncü bölümde yer almaktadır. Analiz sonuçları, dördüncü bölümde verildikten sonra, çalışma, bulguların özetlendiği sonuç kısmı ile sonlandırılmıştır.

## 2. VERİ SETİ VE MODEL

Bu çalışmada satın alma gücü paritesinin geçerliliği 17 OECD ülkesi ve Euro bölgesi için OECD veri tabanından elde edilen nominal döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi ile 2000:02-2017:06 aralığı esas alınarak aylık verilerle test edilmiştir. Nominal döviz kurları ve tüketici fiyat endeksi (2015=100) OECD veri tabanından elde edilmiştir. Reel döviz kurları ABD kurları ve tüketici fiyat endeksi baz alınarak aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

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

Burada  $NEER$  nominal döviz kurunu,  $P_t^f$  ve  $P_t^d$  ise sırasıyla yabancı ve yerli fiyat seviyelerini göstermektedir. Eşitlik bir eşitlik 2 şekline dönüştürüldüğünde

$$\ln REER_t = \ln NEER_t + \ln P_t^f - \ln P_t^d \quad (2)$$

Eğer reel döviz kuru birinci derecen otoregresif süreci takip ediyorsa eşitlik 3 elde edilir.

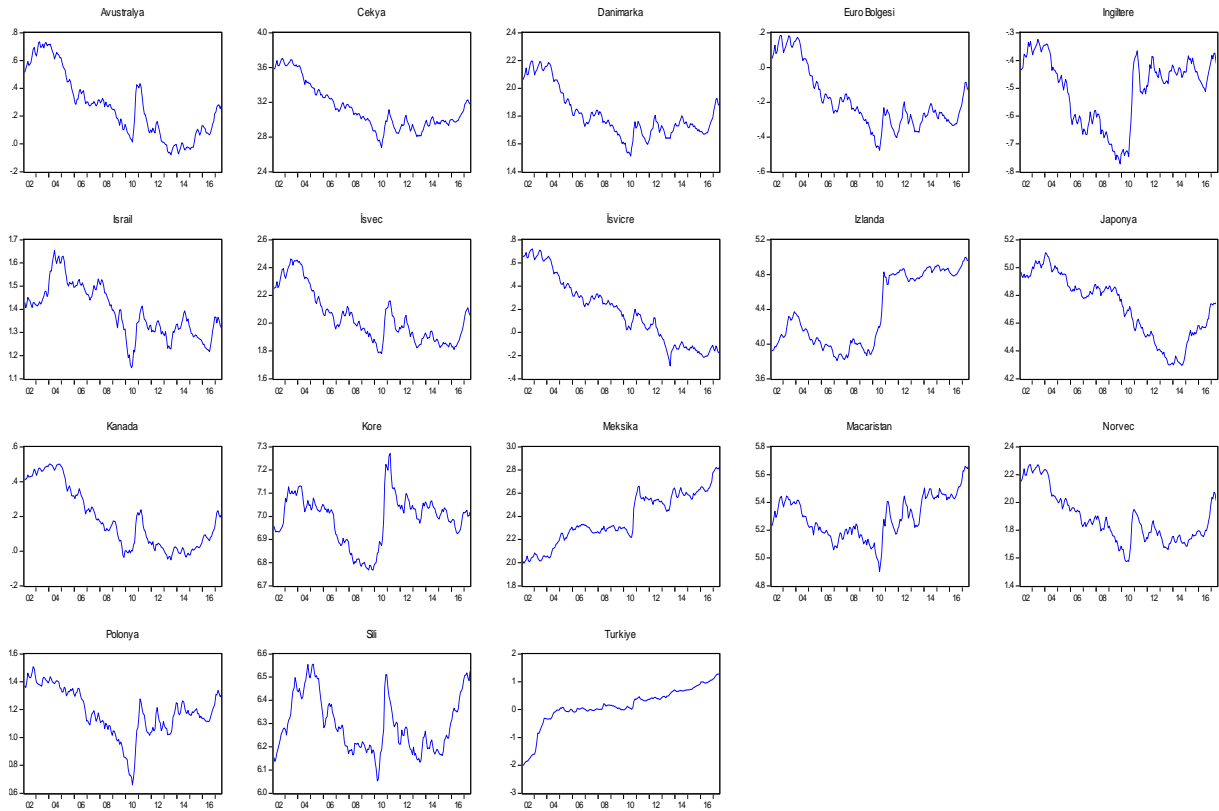
$$\ln REER_t = \alpha_0 + \alpha_1 REER_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada  $\varepsilon_t$  hata terimini ve  $\alpha_0$  sabiti göstermektedir. SAGP göre:

Eğer  $\alpha_1 < 1$  ise reel döviz kuru durağandır. Eğer  $\alpha_1 = 1$  ise bunun anlamı reel döviz kuru serisi birim kök içermektedir. Bunun anlamı şoklar reel döviz kurunda kalıcı etki yaratmaktadır ve SAGP hipotezi geçerli değildir (Narayan, 2005:1064).

Grafik 1 OECD ülkelerinin reel döviz kuru serilerini göstermektedir. Seriler incelendiğinde, her ülkenin kendine has kırılma dönemlerinin olduğu görülmüştür. Diğer yandan, serilerde birden fazla kırılma olması dikkat çekmektedir. Bu durum çalışmada kullanılan testlerin farklı serilerde farklı dönemlerde çok sayıda kırılmaya izin vermesini gerektirmektedir. Diğer yandan, yapılan analizler sonucunda seriler arasında yatay kesit bağımlılığı bulunduğu ve serilerin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle çalışmada, Lluís Carrion-i-Silvestre vd. (2005) PANKPSS birim kök testi kullanılmıştır. Aynı zamanda eşbütünleşme denklemi için yapılan analizler, modelde de yatay kesit bağımlılığı olduğunu gösterdiğinden analizlere Westerlund (2006) çok kırılmalı eşbütünleşme testleriyle devam edilmiştir.

**Grafik 1. OECD ülkelerinde Reel Döviz Kuru Serisi**



### 3. METODOLOJİ

CD testlerde boş hipotez paneller arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı, alternatif hipotez ise paneller arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu yönünde kurulmuştur. Breusch ve Pagan (1980) çalışmasında yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bir test önerse de bu testin gücü heterojen veya dinamik panellerde düşüktür. Bu durumda Pesaran (2004) CD testi daha güvenilir sonuçlar vermektedir.

Diğer yandan Pesaran, Ulah ve Yamagata (2008) *LM* testini değişkenlerin dışsal olması, sabit *T* ve *N* durumunda Pesaran (2004) *CD* testinin yanlı sonuçlarını gidermeye yönelik olarak önermiştir.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (4)$$

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \sim N(0,1) \quad (5)$$

Ancak Pesaran, Ulah ve Yamagata (2008) *LM* testinin hata terimlerinin normal dağılmaması ve değişkenlerin zayıf dışsal olması durumunda *CD* test kadar güvenli (robust) sonuçlar vermeyeceğini iddia etmiştir. Bu durumda ise Pesaran (2004) *CD<sub>LM</sub>* ölçeklenmiş versiyonunun kullanımı uygundur. Bu test geniş *N* ve *T* (panel ve gözlem sayısı) için aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\rho_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1) \quad (6)$$

Diğer yandan, Pesaran ve Yamagata (2008) Delta testiyle paneller arasında heterojen bir yapının varlığını araştırmada, modelin eğim katsayılarının birbirinden farklılaşıp farklılaşmadığını test etmektedir. Bu test istatistikleri aşağıdaki gibidir.

$$\Delta \text{ test istatistiği: } \Delta = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\tilde{S}-k}{\sqrt{2k}} \right) \sim \chi_k^2 \quad (7)$$

$$\tilde{\Delta} \text{ test istatistiği: } \tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\tilde{S}-k}{v(T,k)} \right) \sim N(0,1) \quad (8)$$

Burada boş hipotez eğim katsayılarının homojen olduğu gözüken, alternatif hipotez ise eğim katsayılarının birbirinden farklılaştığı şeklindedir.

OECD ülkeleri için reel, nominal döviz kurları ve TÜFE için *CD* test sonuçları ve Delta test sonuçları Tablo 1’de yer almaktadır. Tabloya göre, paneller arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı yönündeki boş hipotez %5 önem düzeyinde tüm *CD* test istatistikleri için reddedilmiştir. Dolayısıyla tüm serilerde yatay kesit bağımlılığı vardır. Diğer yandan Delta testlerde boş hipotez eğim katsayılarının homojen olduğu yönündedir. Delta ve  $\tilde{\Delta}_{adj}$  testlerinde de boş hipotez %5 önem düzeyinde reddedilmiştir.

**Tablo 1. CD ve Delta Test Sonuçları**

Sabit	Reel Döviz Kuru		Nominal Döviz Kuru		TÜFE Oranı	
<i>CD Tests</i>	Stat	Prob	Stat	Prob	Stat	Prob
<i>LM</i> (Breusch,Pagan 1980)	2116.732	0.000	4085.512	0.000	932.712	0.000
<i>CD<sub>LM</sub></i> (Pesaran 2004)	112.259	0.000	224.807	0.000	44.573	0.000
<i>CD</i> (Pesaran 2004)	-7.809	0.000	29.075	0.000	-7.391	0.000
<i>LM<sub>adj</sub></i> (PUY, 2008)	1094.968	0.000	845.852	0.000	91.066	0.000
<b>Sabit ve Trend</b>	<b>Stat</b>	<b>Prob</b>	<b>Stat</b>	<b>Prob</b>	<b>Stat</b>	<b>Prob</b>
<i>LM</i> (Breusch,Pagan 1980)	2051.946	0.000	4108.493	0.000	4108.493	0.000
<i>CD<sub>LM</sub></i> (Pesaran 2004)	108.556	0.000	226.120	0.000	226.120	0.000
<i>CD</i> (Pesaran 2004)	-7.588	0.000	29.294	0.000	29.294	0.000
<i>LM<sub>adj</sub></i> (PUY, 2008)	1086.095	0.000	841.518	0.000	841.518	0.000
$\tilde{\Delta}$	8.118	0.000	13.639	0.000	1.958	0.025
$\tilde{\Delta}_{adj}$	8.177	0.000	13.738	0.000	1.972	0.024

Dolayısıyla serilerin heterojen olduğu ve yatay kesit bağımlılığa sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle çalışmanın uygulama bölümünde yatay kesit bağımlılığını ve serilerdeki heterojen yapıyı dikkate alan birim kök testleri kullanma ihtiyacı doğmuştur.

**Tablo 2. Model için CD Test ve Delta Test Sonuçları**

<i>CD Tests</i>	Stat	Prob
<i>LM</i> (Breusch,Pagan 1980)	9156.732	0.000
<i>CD<sub>LM</sub></i> (Pesaran 2004)	514.709	0.000
<i>CD</i> (Pesaran 2004)	84.247	0.000
<i>LM<sub>adj</sub></i> (PUY, 2008)	36.666	0.000
$\tilde{\Delta}$	-0.319	0.625
$\tilde{\Delta}_{adj}$	-0.321	0.626

Tablo 2’de ise Model için CD test ve Delta test sonuçları yer almaktadır. Model için CD test sonuçları yatay kesit bağımlılığın dikkate alınması gerektiği yönündedir. Delta test sonuçlarına göre ise %5’de test edilen modelin eğim katsayısının homojen olduğu yönündeki boş hipotez reddedilemediğinden, homojen sonuçların dikkate alınması gerekmektedir.

Lluís Carrion-i-Silvestre vd. (2005) yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve paneller arasında farklı kırılma sayılarına izin veren bir birim kök testi geliştirdiler. Bu test Hadri (2000) tarafından geliştirilen KPSS test sürecine dayandığından, boş hipotez serilerin duran olduğu şeklindedir. Bu testte tahmin edilen temel denklem aşağıdaki gibidir.

$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$\alpha_{i,t} = \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} D(T_{b,k}^i)_t \sum_{k=1}^{m_i} y_{i,k} DU_{i,k,t} + \alpha_{i,t-1} + \vartheta_{i,t} \quad (13)$$

Burada  $\vartheta_{i,t} \sim (0, \sigma_{\vartheta,i}^2)$  ve  $\alpha_{i,0} = \alpha_i$ , sabit ve  $i=1, \dots, N$  ve  $t=1, \dots, T$ . Kukla değişkenler  $D(T_{b,k}^i)$  ve  $DU_{i,k,t}$ ,  $D(T_{b,k}^i) = 1$ ,  $t = T_{b,k}^i + 1$  ve 0 için ve  $DU_{i,k,t} = 1$   $t > T_{b,k}^i$  ve 0 için tanımlanmıştır.  $T_{b,k}^i$  ith birimleri içindeki kırılma olan kth’leri göstermektedir. Burada,  $k = 1, \dots, m_i$ ,  $m_i \geq 1$ .

Westerlund (2006) ise *LM* test stratejisine dayalı ve kırılmaları dikkate alan panel eşbütünlüşme testi geliştirmiştir. Bu test *LM* test stratejisine dayandığından boş hipotez eşbütünlüşmenin olduğu yönünde kurulmuştur. Bu testte seriler arası korelasyona ve paneller arası farklı kırılma sayılarına izin verilmektedir. Burada  $i=1,2,\dots,N$  ve  $t=1,2,\dots,T$  olmak üzere  $N$  ve  $T$  sırasıyla panel sayısı ve veri frekans sayısı olmak üzere;

$$y_{it} = z'_{it}\gamma_{it} + x'_{it}\beta_i + e_{it} \quad (9)$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it} \quad (10)$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \varphi_i u_{it} \quad (11)$$

şeklindedir.

#### 4. UYGULAMA

Çalışmada kullanılan reel döviz kuru, nominal döviz kuru, yurt içi ve ABD tüketici fiyat endeksinin oranına dayanan TÜFE serisinin durağanlığı, serilerin farklı kırılma dönemlerine, heterojen yapıya ve yatay kesit bağımlılığa sahip olması nedeniyle Lluís Carrion-i-Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen PANKPSS testi ile sınanmıştır. Ardından nominal döviz kuru serisinin logaritması ve TÜFE serisi arasındaki ilişki farklı ülkelerde farklı dönemlerde kırılmalara izin veren ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Westerlund (2006) çok kırılmalı eş bütünlüşme testi ile araştırılmıştır.

**Tablo. 3 PANKPSS Birim Kök Testi Sonuçları**

		Sabitte Kırılma		Sabit ve Trendde Kırılma	
		İst.	Olasılık	İst.	Olasılık
Reel Döviz Kuru	Asimptotik (Homojen)	-2.191	0.986	-0.189	0.575
	Bootstrap (Heterojen)	-1.137	0.872	0.372	0.355
Nominal Döviz Kuru	Asimptotik (Homojen)	-2.793	0.997	5.644	0.000
	Bootstrap (Heterojen)	-0.847	0.802	2.869	0.002
TÜFE	Asimptotik (Homojen)	2.622	0.004	3.101	0.001
	Bootstrap (Heterojen)	2.121	0.017	3.312	0.000
Bootstrap Sayısı	5000	Maks. Kırılma Sayısı: 3			

PANKPSS birim kök test sonuçları Tablo 3' de yer almaktadır. Elde edilen sonuçlara göre, panelin durağan olduğu yönündeki boş hipotez, reel döviz kuru serisi için sabitte ve sabit ve trendde kırılmanın olduğu her iki modelde de %5 önem düzeyinde reddedilememiştir. Dolayısıyla, reel döviz kuru serisinin durağan olduğu sonucu elde edilmiştir. Nominal Döviz kuru serisinde boş hipotez sabitte kırılma olan model için %5 önem düzeyinde reddedilemezken, sabit ve trendde kırılmanın olduğu model için %5 önem düzeyinde reddedilmektedir. Son olarak, Tüfe serisi için boş hipotez sabitte ve sabit ve trendde kırılmanın olduğu her iki modelde de %5 önem düzeyinde reddedilmektedir. Nominal döviz kuru serilerinde trend anlamlı olduğu için sabit ve trend içeren model sonuçları baz alınmıştır. Buna göre, nominal döviz kuru ve TÜFE serilerinin birinci farkta durağan olduğu sonucuna varılmıştır.



**Tablo 4. Westerlund (2006) Çok Kırılmalı Eş bütünlük Test Sonuçları**

	2. Model	3. Model	4. Model	5. Model
	Sabitli Model	Sabit ve Trendli Model	Sabitte Kırılma	Sabitte ve Trendde Kırılma
LM istatistiği	82.487	24.281	6.472	3.393
Asimptotik Olasılık	0	0	0	0
Bootstrap Olasılık	0	0	0	0.867

Çalışmada Satın Alma Gücü Paritesi hipotezinin sınanmasında, literatürde iki farklı yol izlenmektedir. İlk yol, reel döviz kuru serisinin durağanlığının testi, diğer yol ise nominal kur ve TÜFE arasındaki eşbütünlük ilişkisinin testidir. Bu çalışmada her ne kadar reel döviz kuru serisinin durağan olduğu sonucu elde edilmiş olsa da bulguların daha güvenilir olması açısından nominal döviz kurunun logaritması ve TÜFE arasındaki eşbütünlük ilişkisi de araştırılmıştır.

Çalışmada Westerlund (2006) çok kırılmalı eşbütünlük testi kullanılmıştır. Bu testte hem asimptotik hem de Bootstrap olasılık değerleri hesaplandığından hem kesitler arasında ilişki olmaması hem de kesitler arasında yatay kesit bağımlılığı olması durumunda da test güvenilir sonuçlar vermektedir. Bu çalışmada kırılmanın olmadığı durumda, sabit içeren model Westerlund (2006)'da olduğu gibi Model 2 (Case 2) sabit ve trend içeren model, Model 3 (Case 3) olarak adlandırılmıştır. Kırılmalı modellerde ise, sabitte kırılma Model 4 (Case 4) ve sabitte ve trendde kırılma Model 5 (Case 5) olarak adlandırılmıştır.

**Tablo 5. Model 5 için Kırılma Sayısı ve Kırılma Tarihleri**

Ülke	Kırılma Sayısı	1. Kırılma	2. Kırılma	3. Kırılma
Avustralya	0	-	-	-
Kanada	0	-	-	-
Şili	0	-	-	-
Çek Cumhuriyeti	0	-	-	-
Danimarka	0	-	-	-
Macaristan	0	-	-	-
İzlanda	0	-	-	-
İsrail	3	2004:04	2007:05	2012:10
Japonya	1	2009:03	-	-
Kore	1	2011:01	-	-
Meksika	0	-	-	-
Norveç	0	-	-	-
Polonya	0	-	-	-
İsveç	1	2008:09	-	-
İsviçre	0	-	-	-
Türkiye	2	2001:11	2005:12	-
İngiltere	0	-	-	-
Avrupa Ülkeleri (19)	0	-	-	-

Çalışmada PANKPSS birim kök testinde maksimum kırılma sayısı üç olarak belirlenmiştir. Elde edilen bulgularda da gerçekleşen kırılma sayısının ağırlıklı olarak 3 olduğu görülmüştür. Bu nedenle eşbütünleşme testinde de maksimum kırılma sayısı 3 olarak belirlenmiştir. Modelde hem sabit terim hem de trend anlamlıdır. Bu nedenle Model 5 için elde edilen bulguların daha güvenilir olması beklenmektedir. Westerlund (2006) çok kırılmalı eşbütünleşme testinde boş hipotez yapısal kırılmaların varlığında eşbütünleşme ilişkisi vardır şeklinde oluşturulmuştur. Model 5 dışında diğer modellerde boş hipotez %5 önem düzeyinde reddedilmektedir. Ancak Model 5 için boş hipotez %5 önem düzeyinde reddedilememektedir. Dolayısıyla eşbütünleşmenin varlığı yalnızca Model 5 için elde edilebilmiştir. Model 5 için ülkelerdeki kırılma sayısı ve dönemi Tablo 5’de yer almaktadır.

Tablo 5’e göre Avusturya, Kanada, Şili, Çek Cumhuriyeti, Danimarka, Macaristan, İzlanda, Meksika, Norveç, Polonya, İsviçre, İngiltere ve Euro bölgesi reel döviz kurları için Model 5’de kırılma sıfır olarak belirlenirken, İsrail için 2004:04, 2007:05 ve 2012:10 kırılma dönemleri olarak belirlenmiştir. Diğer yandan, Türkiye için 2002:11 ve 2005:12 kırılma dönemleri, Japonya için 2009:03, Kore için 2011:01 ve İsveç için 2008:09 dönemleri kırılma dönemleri olarak tespit edilmiştir.

## 6. SONUÇ

Bu çalışmada satın alma gücü paritesinin geçerliliği 17 OECD ülkesi ve Euro bölgesi için OECD veri tabanından elde edilen nominal döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi ile 2000-2017 aralığı esas alınarak aylık verilerle kırılmaları dikkate alan panel zaman serisi yöntemleriyle test edilmiştir. Çalışmada Lluís Carrion-i-Silvestre, vd. (2005) PANKPSS birim kök testi ve Westerlund (2006) çok kırılmalı eşbütünleşme testleri kullanmıştır. PANKPSS birim kök testi ile elde edilen bulgular reel döviz kuru serisinin durağan olduğu yönünde olduğundan birim kök test sonuçları mutlak Satın Alma Gücü Paritesi hipotezini desteklemektedir. Diğer yandan, birim kök testi ile elde edilen bulgular eşbütünleşme test sonuçları tarafından da desteklenmektedir. Westerlund (2006) çok kırılmalı eşbütünleşme test sonuçlarına göre, nominal döviz kuru ve TÜFE arasında anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi vardır. Bu durum nispi SAGP hipotezinin geçerliliğini göstermektedir. Dolayısıyla 17 OECD ülkesi ve Euro bölgesinde SAGP hipotezinin 2000-2017 dönemi için geçerli olduğu yönündeki bulgular hem nominal döviz kuru ve fiyat endeksleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığıyla hem de reel döviz kurlarının durağan olmasıyla elde edilmiştir.

## KAYNAKÇA

Bahmani-Oskooee, M., 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.

Balassa, B. (1964). The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of political Economy*, 72(6), 584-596.

- Breusch, T. S. & 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.
- Cassel, G. (1918). Abnormal Deviations in International Exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413-415.
- Chortareas, G. & Kapetanios, G. (2009) Getting PPP right: identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates In Panels, *Journal of Banking and Finance*, 33: 390–404.
- Cuestas, J. C. & Regis, P. J. (2013) Purchasing power parity in OECD countries: Nonlinear unit root tests revisited, *Economic Modelling*, 32:343-346.
- Çağlayan, E. & Şak, N. (2009) OECD ülkeleri'nde satınalma gücü paritesi: panel eşbütünleme yaklaşımı, *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(1):483-500.
- Hadri, K. (2000) Testing For Stationarity in Heterogeneous Panel Data, *Econometrics Journal* 3:148–61.
- Hadri, K. & Rao, Y. (2008) Panel Stationarity Test With Structural Breaks. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 70(2): 245-269.
- Harvey, D. I., Stephen J. L., & Bin X. (2008) A powerful test for linearity when the order of integration is unknown, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3): 1-24.
- Holmes, M. J., Otero, J. & Panagiotidis, T. (2012) PPP in OECD countries: an analysis of real exchange rate stationarity, cross-sectional dependency and structural breaks, *Open Economies Review*, 23(5): 767-783.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1997) Testing for unit roots in heterogeneous panels, University of Cambridge. Revised version of the DAE working paper.
- Jiang, C., Bahmani-Oskooee, M., & Chang, T. (2015) Revisiting purchasing power parity in OECD, *Applied Economics*, 47(40):4323-4334.
- Kalyoncu, H. & Kalyoncu, K. (2008) Purchasing power parity in OECD countries: Evidence from panel unit root, *Economic Modelling*, 25(3):440-445.
- Kruse, R. (2011) A new unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics, *Statistical Papers*, 52(1):71-85.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003) Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks, *Review Of Economics and Statistics*, 85(4):1082-1089.
- Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. S. J. (2002) Unit Roots Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, *Journal of Econometrics*, 108:1-24.

- Lluís Carrion-i-Silvestre, J., Del Barrio-Castro, T. & López-Bazo, E. (2005) Breaking the panels: An application to the GDP per capita, *The Econometrics Journal*, 8(2): 159-175.
- Narayan, P. K. (2005) New evidence on purchasing power parity from 17 OECD countries, *Applied Economics*, 37(9): 1063-1071.
- Narayan, P. K. (2008) The purchasing power parity revisited: New evidence for 16 OECD countries from panel unit root tests with structural breaks, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(2):137-146.
- Narayan, P. K., Narayan, S. & Prasad, A. (2009) Evidence on PPP from a cointegration test with multiple structural breaks, *Applied Economics Letters*, 16(1):5-8.
- Pedroni, P. (1999) Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1):653-670.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008) A bias-adjusted LM test of error cross-section independence, *The Econometrics Journal*, 11(1): 105-127.
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008) Testing slope homogeneity in large panels, *Journal of Econometrics*, 142(1):50-93.
- Sen, A. (2003) On unit-root tests when the alternative is a trend-break stationary process, *Journal of Business ve Economic Statistics*, 21(1):174-184.
- Sideris, D. (2006) Purchasing power parity in economies in transition: evidence from Central and East European countries, *Applied Financial Economics*, 16(1-2): 135-143.
- Snaith, S. (2012) The PPP debate: multiple breaks and cross-sectional dependence, *Economics Letters*, 115(3):342-344.
- Tatoğlu, F. Y. (2011) Reel efektif döviz kurunun durağanlığının yapısal kırılmalı panel birim kök testleri kullanılarak sınanması, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2):310-323.
- Tıraşoğlu, B. Y. (2014) Yapısal kırılmalı birim kök testleri ile OECD ülkelerinde satın alma gücü paritesi geçerliliğinin testi, *Ekonometri ve İstatistik E-Dergisi*, (20): 68-87.
- Westerlund, J. (2006) Testing for panel cointegration with multiple structural breaks, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1):101-132.
- Zivot, E. & Andrews, D.W.K.(1992) Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10:251-270.

<b>KATKI ORANI / CONTRIBUTION RATE</b>	<b>AÇIKLAMA / EXPLANATION</b>	<b>KATKIDA BULUNANLAR / CONTRIBUTORS</b>
Fikir veya Kavram / <i>Idea or Notion</i>	Araştırma hipotezini veya fikrini oluşturmak / <i>Form the research hypothesis or idea</i>	Arş.Gör. Dr. Nuran COŞKUN Dr. Öğr. Üyesi Esra BALLI
Tasarım / <i>Design</i>	Yöntemi, ölçeği ve deseni tasarlamak / <i>Designing method, scale and pattern</i>	Arş.Gör. Dr. Nuran COŞKUN Dr. Öğr. Üyesi Esra BALLI
Veri Toplama ve İşleme / <i>Data Collecting and Processing</i>	Verileri toplamak, düzenlenmek ve raporlamak / <i>Collecting, organizing and reporting data</i>	Arş.Gör. Dr. Nuran COŞKUN Dr. Öğr. Üyesi Esra BALLI
Tartışma ve Yorum / <i>Discussion and Interpretation</i>	Bulguların değerlendirilmesinde ve sonuçlandırılmasında sorumluluk almak / <i>Taking responsibility in evaluating and finalizing the findings</i>	Arş.Gör. Dr. Nuran COŞKUN Dr. Öğr. Üyesi Esra BALLI
Literatür Taraması / <i>Literature Review</i>	Çalışma için gerekli literatürü taramak / <i>Review the literature required for the study</i>	Arş.Gör. Dr. Nuran COŞKUN Dr. Öğr. Üyesi Esra BALLI

---

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Çıkar Çatışması:** Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.

**Finansal Destek:** Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

**Teşekkür:** -

**Peer-review:** Externally peer-reviewed.

**Conflict of Interest:** The author has no conflict of interest to declare.

**Grant Support:** The author declared that this study has received no financial support.

**Acknowledgement:** -

---