

**SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ HİPOTEZİNİN SINANMASI:
DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİNDEN KANITLAR**
TESTING THE PURCHASING POWER PARITY HYPOTHESIS: EVIDENCE
FROM NON-LINEAR UNIT ROOT TESTS

Ayşegül HAN

Doktora Öğrencisi, Ekonometri Anabilim dalı / İnönü Üniversitesi
PhD Student, Department of Econometrics / Inonu University
aysegullhann@gmail.com

ORCID ID: orcid.org/0000-0002-3390-2129

Makale bilgisi | Article Information

doi.org/10.5281/zenodo.7404907

Makale Türü / Article Type: Araştırma Makalesi / Research Article

Geliş Tarihi / Date Received: 5 Aralık / 5 December

Kabul Tarihi / Date Accepted: 5 Aralık / 5 December

Yayın Tarihi / Date Published: 6 Aralık / 6 December

Yayın Sezonu / Pub Date Season: Aralık / December

82

Bu Makaleye Atıf İçin / To Cite This Article: Han Ayşegül (2022). *Satın alma gücü paritesi hipotezinin sınanması: Doğrusal olmayan birim kök testlerinden kanıtlar*. IJESOS International Journal Of Educational and Social Sciences, 82-102.

İntihal: Bu makale turnitin.com yazılımınca yazar tarafından taranmıştır.
İntihal tespit edilmemiştir.

Plagiarism: This article has been scanned with turnitin.com by writer. No
plagiarism detected.

İletişim:

E-posta: editor@ijesos.com

Web: www.ijesos.com

SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ HİPOTEZİNİN SINANMASI: DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİNDEN KANITLAR

Öz:

Reel döviz kurunun denge seviyesinden uzaklaşması ekonomide sorun olarak kabul edilmektedir. Bundan dolayı literatürde reel döviz kurunun güvenilirliğinin sınanması amacıyla birçok hipotez geliştirilmiştir. Bu kapsamda da Satın Alma Gücü Paritesi hipotezi, döviz kurunu belirlemede en geçerli yöntem kabul edilmektedir. Satın Alma Gücü Paritesi, fiyat farklılıklarını arındırdığından güvenilir bulgular elde edilmesini sağlamaktadır. Bu çalışma, satın alma gücü paritesinin Türkiye için geçerliliğini incelemeyi amaçlamaktadır. Bu kapsamda 1994-2022 dönemine ait verilerin analizinde geleneksel ve Fourier doğrusal olmayan birim kök testleri kullanılmıştır. Araştırma, satın alma gücü paritesi teorisinin Türkiye için geçerli olduğunu ortaya koydu. Sonuç olarak, Türkiye'nin reel döviz kurları çalışma dönemi boyunca istikrarlı seyretmiş ve reel döviz kuru şokları oldukça kısa sürmüştür. Diğer bir deyişle, satın alma gücü paritesinin Türkiye'nin para politikası kararlarını aktif olarak etkileyeceği tahmin edilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Doğrusal Olmama, Birim Kök Testleri, Satın Alma Gücü Paritesi, Reel Efektif Döviz Kuru, Fourier.

TESTING THE PURCHASING POWER PARITY HYPOTHESIS: EVIDENCE FROM NON-LINEAR UNIT ROOT TESTS

83

Abstract:

The departure of the real exchange rate from the equilibrium level is accepted as a problem in the economy. Therefore, many hypotheses have been developed in the literature to test the reliability of the real exchange rate. In this context, the Purchasing Power Parity hypothesis is accepted as the most valid method in determining the exchange rate. Purchasing Power Parity provides reliable findings by eliminating price differences. Purchasing power parity is expressed as the rate of change that equalizes the purchasing power of different units by eliminating the price difference between countries. This study aims to examine the validity of purchasing power parity for Turkey. In this context, traditional and Fourier nonlinear unit root tests were used in the analysis of the data for the period 1994-2022. The research revealed that the purchasing power parity theory is valid for Turkey. As a result, Turkey's real exchange rates remained stable throughout the study period and real exchange rate shocks were short lived. In other words, it is estimated that purchasing power parity will actively influence Turkey's monetary policy decisions.

Key Words: Nonlinearity, Unit Root Tests, Purchasing Power Parity, Real Effective Exchange Rate, Fourier.

GİRİŞ

Cassel'in 1918 yılında öne sürmüş olduğu Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) teorisi günümüzde de geçerliliğini korumaktadır. Teorinin ilk zamanlarında dünya ülkeleri, I. Dünya Savaşı'nın ardından altın standardının nasıl belirleyeceklerini tartışmaktaydı. Her ülkenin ulusal parasını ne düzeyde altına dönüştürmesi gerektiğinin yanıtını Cassel, SAGP ile ifade etmiştir (Seyidoğlu, 2013: 157). Cassel, her ülke ulusal parasının altın karşılığının enflasyon oranlarına göre belirlenmesi gerektiğini belirtmiştir.

Bir piyasada yüksek düzeyde rekabet varsa ticarete konu olan iktisadi varlığın bir anda bütün piyasalarda aynı fiyata sahip olma durumu ekonomi yazınında "tek fiyat kanunu" şeklinde kabul edilmektedir. SAGP, tek bir mal için geçerli olan tek fiyat kanununun genişletilmiş halidir (Sadoveanu ve Ghiba, 2012: 82). SAGP teorisiyle ülkeler arasında dış ticarete konu olan bütün malların fiyatları ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amaçlanmaktadır.

Uluslararası iktisat alan yazınında SAGP, mutlak SAGP ve göreceli SAGP şeklinde ele alınmaktadır. Mutlak SAGP, nominal döviz kurunun karşılıklı fiyatlardan ifade edilmiş halidir ve aşağıdaki gibi formülize edilmektedir;

$$E_t = P_t^d / P_t^f \quad (1)$$

Burada; E_t , nominal döviz kurunu, P_t^d yurt içi fiyat düzeyini ve P_t^f yurt dışı fiyat düzeyini belirtmektedir. Bir ülkenin ulusal parası, her ülkede aynı satın alma gücüne sahip ise mutlak SAGP'nin geçerli olduğu söylenmektedir. Döviz kurlarının mutlak SAGP ile tespit edilmesi basitlik yönünden önem taşımaktadır. Fakat gerçek hayatta karmaşık olan piyasa yapıları göz önünde bulundurulduğunda SAGP ele alınırken genellikle göreceli SAGP'nin incelendiği bulgusuna ulaşılmaktadır. Göreceli SAGP'de bir başlangıç senesi baz alınmakta ve kurların yönünün ne olduğu belirlenmektedir. Başka bir deyişle belli bir zaman aralığında döviz kurunun değişiminin ne olduğuyla ilgilenilmektedir. Göreceli SAGP aşağıdaki gibi formülize edilmektedir;

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

Burada; $\frac{(E_t - E_0)}{E_0}$, kurlardaki yüzde değişimini; $P_t^d - P_t^f$ ise yurt içi ve yurt dışı fiyat seviyelerindeki farkını göstermektedir. (2) numaralı eşitliğe göre döviz kuru, bu iki ülkenin mutlak fiyat düzeylerine göre değil, fiyat artışlarına göre farklılık göstermektedir (Çağlayan ve Şak, 2009). Başka bir ifadeyle iki ülke arasında meydana gelen döviz kuru, iki ülke arasında görülen enflasyon oranı farklılıklarıyla tespit edilmektedir.

Sonuç olarak döviz kurunu belirlemeye yönelik geleneksel yaklaşımlardan olan dış ticaret akımları yaklaşımında kurlar, dış ticaret açığı ya da fazlalığına

göre; SAGP yaklaşımında ise ülkelerarası fiyat farklılıklarını giderecek şekilde belirlenmektedir.

SAGP teorisinin geçerliliğinin test edilmesi amacıyla yapılan araştırmalar, ekonometrik yöntemlerin ilerlemesiyle gelişim göstermektedir. SAGP'nin geçerliliğinin test etmek için yapılan ilk çalışmalarda, $s_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_1^* p_t^* + e_t$ regresyonunu tahmin edilip $\alpha_1 = 1, \alpha_1^* = -1$ kısıtlamaları test edilerek, mutlak SAGP'nin geçerli olup olmadığı sınanmaktaydı. Burada s_t , nominal döviz kurunun, p_t , incelenen ülkedeki fiyat düzeyinin, p_t^* ise yabancı ülkedeki fiyat düzeyinin logaritmik hallerini göstermektedir. SAGP'nin geçerliliğini sınamak için kullanılan yöntemlerden ikincisi, reel döviz kurunun durağanlığının incelenmesidir. Reel döviz kurunu (z_t) şu şekilde hesaplamak mümkündür (Taylor, 2003, s. 438);

$$z_t = s_t - p_t + p_t^* \quad (3)$$

Reel döviz kurundaki değişimlerin SAGP'den sapmalara eşdeğer olduğu söylemek mümkündür.

Göreceli SAGP yaklaşımının kabul edilmesi durumunda, reel döviz kurunun (z_t) değişmemesi gerekmektedir. Çünkü göreceli SAGP'de nominal döviz kurunda meydana gelecek yüzde değişim, fiyat seviyelerinin oranlarının da aynı oranda değişmesine neden olur ki, bu durum reel döviz kurunun değişmemesine neden olur. Bu nedenle SAGP'nin geçerliliğini test etmek için kullanılan yöntemlerden ikincisi reel döviz kurunun zaman boyunca ortalama ve varyansının zaman boyunca değişip değişmediğini test etmektir ki bunu uygulamak için reel döviz kurunun durağanlığı incelenir. Reel döviz kurunun durağanlığını inceleme yoluyla SAGP'nin geçerliliğini sınanan çalışmalara; Frankel (1986) ve Meese ve Rogoff (1988) çalışmaları örnek olarak verilebilir.

Literatürde SAGP'nin geçerliliğinin sınanması amacıyla ele alınan üçüncü yöntem ise p_t, p_t^* ve s_t arasında eşbütünleşme ilişkisi aramaktır. SAGP'nin geçerliliğini eşbütünleşme analiziyle sınanan araştırmalara; Taylor (1988) ve Mark (1990) çalışmaları örnek gösterilebilir.

Bilgisayar teknolojisinin gelişimi ve doğrusal zaman serisi modellerinin bazı önemli olayları modellemekte eksik kalmasından dolayı doğrusal olmayan zaman serisi modelleri, doğrusal zaman serisi modellerinden daha da ön plana çıkmıştır. Yapılan bu araştırmada, Türkiye için satın alma gücü paritesi geçerliliğinin 2000:01-2022:05 dönemleri için doğrusal olmayan zaman serisi analizleriyle incelenmiştir. İlk olarak satın alma gücü paritesi yaklaşımı açıklanmıştır. Sonrasında hem Türkiye için hem de Türkiye'nin içinde bulunduğu gruplar için satın alma gücü paritesi ile ilgili literatür taramasına yer verilmiştir. Daha sonra uygulamada kullanılan veri seti ve metodoloji tanıtılmıştır. Son olarak doğrusal olmayan geleneksel birim kök testleri ve

doğrusal olmayan Fourier birim kök testleriyle yapılan analiz bulguları değerlendirilmiştir.

Literatür Taraması

Türkiye için satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin farklı yöntemlerle incelendiği birçok araştırma bulunmaktadır. Satın alma gücü paritesinin geçerliliğini inceleyen çalışmalar aşağıdaki gibi özetlenmiştir;

Tablo 1. Literatür Taraması

Yazar	Dönem	Yöntem	Sonuç
Yıldırım (2003)	1990:01-2010:12	ADF Birim Kök Testi	Geçerli değil
Erlat (2003)	1984:01-2000:09	Kırılmalı Birim Kök Testleri	Geçerli
Erlat (2004)	1984:01-2000:09	Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	Kısmen geçerli
Alba ve Park (2005)	1973:01-2004:10	Caner-Hansen (2001) Birim Kök Testi	Geçerli değil
Taştan (2005)	1982:01-2003:12	Birim Kök Testleri	Kısmen geçerli
Aslan ve Kanbur (2007)	1982:01-2001:01-2001:01-2005:12	ADF Birim Kök Testi	Geçerli değil
Acaravcı ve Acaravcı (2007a)	1990:01-2007:04	Birim Kök Testleri	Geçerli
Acaravcı ve Acaravcı (2007b)	1990:Q1-2006:Q3	Birim Kök Testleri	Geçerli değil
Özdemir (2008)	1984:01-2004:12	Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	Geçerli
Yerdelen Tatoğlu (2009)	1977-2004	Yapısal Kırılmalı Panel Birim Kök Testleri	Geçerli
Erlat (2009)	1984:01-2001:06	Panel Birim Kök Testleri	Kısmen geçerli
Kalyoncu (2009)	1980:Q1-2005:Q4	Birim Kök Testleri	Kısmen geçerli
Korap ve Aslan (2010)	1987:Q1-2006:Q4	Birim Kök Testleri	Geçerli
Bozoklu ve Yılcı (2010)	1995:01-2009:12	Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri	Geçerli değil
Abumustafa ve Feridun (2010)	1976:01-2000:01	ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testleri	Geçerli
Kalyoncu vd. (2010)	1970-1998	Birim Kök Testleri	Geçerli
Güloğlu vd. (2011)	1991:01-2008:03	Panel Birim Kök Testleri	Geçerli

Güney vd. (2012)	vd.	1995:01-2010:02	Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	Geçerli değil
Yıldırım (2012)	ve	1990:01-2009:12	Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri	Geçerli
Cuestas Regis (2013)	ve	1972:01-2010:01	Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	Geçerli
Mladenovic vd., (2013)		2000:01-2011:08	Birim Kök Testleri	Kısmen geçerli
Su vd. (2014)		1994-2012	Kapetanios vd. (2003) Birim Kök Testi	Geçerli
Şener (2015)	vd.	1980:01-2012:12	Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri	Geçerli
Güriş (2016)	vd.	1992:01-2015:05	Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	Geçerli
Kaya ve Çelik (2018)		2002:10-2017:12	GPH, Lo M-R/S ve M-GPH Birim Kök Testleri	Geçerli
Bahmani-Oskooee ve Wu (2018)	ve	1994:01-2016:03	Kantil Birim Kök Testi	Geçerli
Li ve Park (2018)		1994:01-2015:06	Doğrusal Olmayan Kantil Birim Kök Testi	Geçerli
Aydın (2019)		1992:01-2018:12	Fourier Birim Kök Testleri	Geçerli
Doğanlar (2020)	vd.	2002:01-2018:10	Fourier Kantil Birim Kök Testleri	Geçerli

Literatürde satın alma gücü paritesinin çeşitli ülke ve ülke grupları için incelenen pek çok farklı araştırma yer almaktadır. Bu çalışmalardan Erlat (2003), Acaravcı ve Acaravcı (2007a), Özdemir (2008), Yerdelen Tatoğlu (2009), Korap ve Aslan (2010), Kalyoncu vd. (2010), Güloğlu vd. (2011), Yıldırım ve Yıldırım (2012), Cuestas ve Regis (2013), Su vd. (2014), Şener vd. (2015), Güriş vd. (2016), Kaya ve Çelik (2018), Bahmani-Oskooee ve Wu (2018), Li ve Park (2018), Aydın (2019) ve Doğanlar vd. (2020) satın alma gücü paritesini destekleyen bulgular elde etmişlerdir. Bunun dışında satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığını gösteren çalışmalar ise Yıldırım (2003), Alba ve Park (2005), Aslan ve Kanbur (2007), Acaravcı ve Acaravcı (2007b), Bozoklu ve Yılandı (2010) ve Güney vd. (2012) şeklinde sıralanabilir.

Veri Seti ve Metodoloji

Yapılan bu çalışmada, satın alma gücü paritesinin Türkiye için geçerliliği incelenmiştir. Bu kapsamda çalışmada kullanılan 1994-2022 tarihleri arasındaki reel efektif döviz kuru değişkenine ait veriler TCMB-EVDS üzerinden elde edilmiştir.

Enders, 2010 yılında yapmış olduğu çalışmasında ekonomik teoride, zaman serisi değişkenlerinin çoğunun doğrusal olmayan yapıda olduğunu belirtmiştir. Buna rağmen yapılan çalışmalarda, doğrusal modeller daha çok tercih edilmektedir. Doğrusal modellerin uygulanması ve sonuçlarının yorumlanmasının daha kolay olması bu durumun esas sebebi olarak gösterilebilir. Doğrusal zaman serisi modelleri, analiz, inceleme ve kullanım bakımından kolaydır, ancak yapısal olarak çok yalın olması bu modellerin zayıf bir noktası kabul edilmektedir. Gerçek hayatta karşılaşılan verilerin çoğu fazlasıyla karmaşık olduğundan doğrusal modeller bu gibi verilerin özelliklerini belirlemede yeterli olmamaktadır. Bu nedenle analiz öncesinde serilerin doğrusallık sınavının yapılması kullanılacak testlerin belirlenmesi bakımından önem taşımaktadır.

Serinin doğrusallık sınavının yapılması amacıyla ilk olarak Harvey ve Leybourne (2007) ve Harvey vd. (2008) doğrusallık testleri kullanılmıştır. Harvey ve Leybourne'nin (2007) öne sürdüğü, I(0) ve I(1) süreçlerin birlikte varlığına imkan sağlayan denklem şu şekildedir;

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \beta_4 \Delta y_{t-1} + \beta_5 (\Delta y_{t-1})^2 + \beta_6 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (4)$$

Doğrusallık sınavı için kullanılan hipotezler şu şekildedir;

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_5 = \beta_6 = 0$$

$$H_1: \text{En az bir parametre } (\beta_2, \beta_3, \beta_5, \beta_6) \neq 0$$

Harvey ve Leybourne (2007) test istatistiği ise aşağıdaki gibidir;

$$W_T = \frac{RSS_1 - RSS_0}{RSS_0/T}$$

$$W_T^* = \exp(-b|DF_T|^{-1})W_T \quad (5)$$

Burada, b sıfır olmayan sabit, DF_T kısıtlı regresyondan elde edilen ADF test istatistiğidir. RSS_i , H_i hipotezi için hata terimi kareler toplamı ve T gözlem sayısı olarak belirtilmektedir. Harvey ve Leybourne (2007) test istatistiği χ_4^2 dağılım göstermektedir.

Harvey vd. (2008) testi için, serinin durağan ve durağan olmama varsayımında ele alınacak modeller aşağıdaki gibidir;

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_{4,j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \lambda_1 \Delta y_{t-1} + \lambda_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \lambda_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \sum_{j=1}^p \lambda_{4,j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada, Δ fark operatörü ve p gecikme sayısını ifade etmektedir. Durağanlık için belirlenen W_0 ve durağan olmama için W_1 test istatistiğiyle Harvey vd. (2008), W_λ test istatistiği şu şekilde belirlenmektedir;

$$W_\lambda = \{1 - \lambda\}W_0 + \lambda W_1 \quad (7)$$

W_λ test istatistiği χ^2_2 dağılımı sergilemektedir.

Harvey ve Laybourne (2007) ve Harvey (2008) test sonuçlarına göre serinin doğrusal olmadığı bulgusunun elde edilmesinin ardından Kapetanios vd.'nin (2003) geliştirmiş olduğu doğrusal olmayan birim kök testi ve bu testin geliştirilmiş versiyonu olan Sollis (2009) ve Kruse (2011) doğrusal olmayan birim kök testleri kullanılmıştır. Bu testler, yumuşak geçişli model yapısına bağlı olduklarından iktisadi yapıya daha uygun olacağına düşünülmesi ve önceki testlerden daha iyi güce sahip olması sebebiyle tercih edilmiştir (Gürüş vd, 2016: 134).

Kapetanios vd. (2003) sıfır ortalamalı stokastik süreç y_t 'yi önermektedir. Birinci dereceden tek değişkenli yumuşak otoregresif STAR (1) modeli aşağıdaki şekildedir;

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \odot (\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, T \quad (8)$$

Burada β ve γ bilinmeyen parametreler ve $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Geçiş fonksiyonunun üstel formu şu şekildedir;

$$\odot (\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \quad (9)$$

Burada $\theta \geq 0$ olduğu kabul edilmektedir ve $d \geq 1$ olan gecikme parametresini ifade etmektedir. Üstel geçiş fonksiyonu 0-1 arasında sınırlandırılmıştır. Belirtilen denklemlerle ESTAR model şu şekilde elde edilmektedir;

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem uygun parametreleri ele alınarak yazıldığında:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (11)$$

Burada $\phi = \beta - 1$ 'dir. Eğer θ pozitif ise, ortalamaya geri dönüş hızı etkili olarak tespit edilebilmektedir. Kapetanios vd. (2003) testinde $\phi = 0$ ve $d = 1$ halinde ESTAR modeli şu şekilde belirtilmektedir;

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (12)$$

Birim kök temel hipotezini ($H_0: \theta = 0$) global durağan ESTAR sürecine ($H_1: \theta > 0$) karşı sınamak amacıyla Kapetanios vd. (2003) Taylor yaklaşımını ele almıştır. Test için kullanılacak model aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (13)$$

Testte $\delta = 0$ durumuna karşı $\delta < 0$ için t-istatistiği elde edilmektedir. Kapetanios vd. (2003) yapmış olduğu araştırmasında üç durum (ham veri, ortalamadan arındırılmış ve trendden arındırılmış) için t_{NL} istatistiklerinin kritik değerlerini elde etmiştir.

Sollis (2009), KSS testinin genişletilmiş versiyonundan birim kök sıfır hipotezini test etmek için yeni bir birim kök testi önerdi. Simetrik veya asimetrik durağan ESTAR doğrusal olmama durumu, KSS testinden farklı olarak bu genişletilmiş testin alternatif hipotezi altında tanımlanır. Genişletilmiş ESTAR süreci aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^k k_i \Delta y_{t-i} + \eta_i \quad (14)$$

Denklem 4'te, $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ birim kök hipotezinin reddedilmesi durumunda, simetrik hipotez $H_0: \phi_2 = 0$, asimetrik alternatif hipotez $H_1: \phi_2 \neq 0$ 'e karşı test edilecektir.

Sıfır ortalama, sıfır olmayan ortalama ve deterministik eğilim durumları için F testi istatistikleri ve kritik değerler, hipotezi test etmek için Sollis'in [2009] makalesinde belirtilmiştir.

Kruse (2011) küresel olarak durağan bir ESTAR süreci olan $H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ 'a karşı birim kök hipotezi $H_1: \phi_1 < 0, \phi_2 \neq 0$ 'ı test etmek için yeni bir test önerdi. Aşağıdaki model, KSS testinin geliştirme versiyonu olarak kabul edilir.

$$y_t = \phi_1 y_{t-1}^3 + \phi_2 y_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^k \rho_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (15)$$

Kruse (2011), değiştirilmiş bir Wald testi türetmek için Abadir ve Distaso [2007] yöntemlerini uygular. Ancak doğrusal olmayan birim kök testlerinde kırılmaların şekli, kırılma tarihi ve sayıları gerçekte bilinmemekle birlikte kırılmaların formunun bilindiği kabul edilmektedir (Becker vd. 2004, 2006). Kruse (2011) testinde τ istatistiği için kritik değerler KSS (2003) testindeki gibi üç durum için tablo olarak sunulmaktadır.

Fourier yaklaşımı son yıllarda birim kök testlerinde yapısal kırılmaların modellenmesinde daha çok kullanılmaktadır. Bu kapsamda Christopoulos ve Leon Ledesma (2010), Christopoulos ve Leon Ledesma (2011) ve Güriş (2018) doğrusal olmayan birim kök testleri kullanılmıştır. Christopoulos ve Leon Ledesma (2010), Fourier yaklaşımı yoluyla yapısal kırılmaları modelleyen ve doğrusal olmayanlığı yumuşak geçişli otoregresif (STAR) modeli aracılığıyla modelleyen yeni bir test prosedürü önermişlerdir. Christopoulos ve Leon Ledesma (2011) ise doğrusal dışılığı belirtmek amacıyla 2010 senesinde ele aldıkları ESTAR modeli yerine LSTAR modelini ele almışlardır. Güriş (2018), Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) tarafından önerilen testi temel alan yeni bir test geliştirmiştir. Güriş (2018), doğrusal olmayan düzeltmeyi modellemek için Kruse (2011) testini ve yapısal kırılmaları modellemek için Fourier yaklaşımını dikkate almaktadır.

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), serilerde değişimlerin ve keskin olmayan yumuşak geçişlerin belirlenebilmesi amacıyla bilinmeyen fonksiyonel

yapılı, yapısal kırılmalarının sayısının bilinmediği duruma olanak tanıyan Fourier tabanlı birim kök testi öne sürmüşlerdir.

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010) veri üretme sürecini aşağıdaki şekilde ifade etmektedirler.

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (16)$$

Bu denklemde sıfır hipotezde serinin birim köklü olduğu aşağıdaki gibi ifade edilir;

$$H_0: v_t = \mu_t \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t$$

Burada h_t sıfır ortalamalı durağan bir süreçtir.

Test istatistiğinin elde edilme aşamaları aşağıdaki gibidir;

İlk aşamada, k 'nin doğru değerinin tespit edilmesinin ardından, denklem EKK ile tahmin edilmektedir ve aşağıdaki gibi EKK kalıntılarını elde edilmektedir;

$$\hat{v}_t = y_t - \left[\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \hat{\delta}_2 + \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \right] \quad (17)$$

İkinci aşama, aşağıdaki regresyonlardan birini kullanılarak birinci aşamada elde edilen EKK kalıntıları ile bir birim kök sınaması yapılmaktadır.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (18)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} = \left(1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i}^2)\right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (19)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (20)$$

Burada $\theta > 0$ ve u_t hata terimidir.

İkinci aşamada birim kök temel hipotezi reddedilirse üçüncü aşamada (16) nolu model için $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezi $H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir ve F testi $F_\mu(\tilde{k})$ kullanılır.

Denklem (18) klasik ADF regresyonudur ve Fourier ADF (FADF) şeklinde ifade edilir. Denklem (19) ve denklem (20) düzelme hızı doğrusal değildir ve üstel yumuşak geçişli otoregresif sürece uyum sağlamaktadır. Denklem (19) Kılıç ve Jong (2006)'un geliştirmiş olduğu birim kök testidir. Denklem (20) ise Kapetanios vd. (2003)'nin geliştirmiş olduğu birim kök testidir ve Fourier KSS (FKSS) şeklinde ifade edilir (Yılcı ve Eriş, 2013: 24). FADF için birim kök temel hipotezi $H_0: \alpha_1 = 0$, $H_1: \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir. Denklem (19) ve denklem (20) doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşı birim kök temel hipotezini test edilir. Bu test için kritik değerler Becker vd. (2006) tarafından tablolştırılmıştır.

Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) tarafından literatüre kazandırılan Becker vd.'nin 2006 yılı araştırmasına dayanan birim kök testidir. Kesirli FADF testi yumuşak geçiş fonksiyonlarıyla birlikte serinin deterministik terimlerdeki doğrusal dışılığı ve kırılmaları elde etmek için bu tarz testlerde trigonometrik değişkenler kullanılmaktadır. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011), doğrusal dışılığı belirtmek amacıyla 2010 senesinde ele aldıkları ESTAR modeli yerine LSTAR modelini ele almışlardır.

Bu test için verilen model şu şekildedir;

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (21)$$

Temel hipotez aşağıdaki şekilde verilmiştir;

$$H_0: v_t = \mu_t \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t$$

Burada h_t sıfır ortalamalı durağan bir süreç olarak kabul edilmektedir.

Test istatistiği üç aşamada elde edilir;

İlk aşamada denklem (21) için uygun olan k frekansı tespit edilir. k 'yı tespit etmek amacıyla denklem (21) için $k=[0.1, 0.2, 0.3, \dots, 5]$ aralığında yer alan değerlerin hepsi denenir ve minimum bilgi kriterini veren frekans, uygun frekans olarak belirlenir ve denklem (21)'in EKK kalıntıları birim kök testiyle sınanır.

$$\hat{v}_t = y_t - \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (22)$$

İkinci aşamada kalıntıların birim kök testi için aşağıda belirtilen doğrusal ve doğrusal olmayan modeller öne sürülmüştür;

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (23)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} = (1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i})) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (24)$$

Burada $\theta > 0$ ve u_t hata terimidir.

Üçüncü aşamada, ikinci aşamada birim kök temel hipotezi reddedilirse üçüncü aşamada denklem (21) için $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ temel hipotezi $H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir ve F testi $F_\mu(\tilde{k})$ kullanılır.

Denklem (23) standart ADF regresyonudur ve Fourier ADF (FADF) şeklinde ifade edilir. Denklem (24) Park ve Shintani (2005)'nin geliştirmiş olduğu birim kök testidir.

FADF için birim kök temel hipotezi $H_0: \alpha_1 = 0$, $H_1: \alpha_1 \neq 0$ alternatif hipotezine karşı test edilir. Denklem (24) için doğrusal dışılık alternatif hipotezine karşı birim kök temel hipotezi test edilir. Gereken kritik değerler, farklı k değerleri için Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) araştırmasında tablolaştırılmıştır.

Güriş (2018) testinde ESTAR nonlineerliği yanında ele alınan Fourier fonksiyonu Becker, Enders ve Lee (2006) çalışmasına dayanmaktadır. Becker, Enders ve Lee (2006), bilinmeyen kırılma sayısını yaklaşık olarak hesaplamak için bir Fourier serisi açılımı kullanmayı önermektedir. Güriş (2018), Christopoulos ve Leon-Ledesma'nın (2010)kine benzer bir test prosedürü önermiştir. İlk adımda, doğrusal olmayan bir deterministik bileşen belirtilir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (25)$$

k^* uygun frekansı belirtir ve 1 ile 5 arasında değişen k , OLS kullanılarak hata terimlerinin kareleri toplamının minimize edilmesiyle elde edilir. Tahmin edilen denklemin hata terimleri aşağıdaki gibi elde edilebilir.

$$v_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (26)$$

İkinci aşamada test istatistikleri hesaplanır. Bu istatistikler, ilk aşamada elde edilen hata terimlerine dayalı (v_t) denklemi kullanılarak hesaplanır.

$$\Delta v_t = \delta_1 v_{t-1}^3 + \delta_2 v_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Üçüncü aşamada hipotez testleri yapılır. Birim kök hipotezi reddedilirse, $H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq 0$ alternatif hipotezi, F testi kullanılarak $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ sıfır hipotezine karşı test edilir. Burada boş hipotez reddedilirse, sonuç, değişkenin bozulan deterministik bir fonksiyon etrafında durağan olduğudur.

Güriş (2018), Fourier Kruse testi için kritik değerleri hesaplamıştır. Kritik değerler $k=1, 2, 3, 4$ ve 5 için $T = 50, 100, 250, 500$ ve 50.000 tekrar kullanılarak elde edilmiştir. Ayrıca Güriş (2018) büyüklük ve güç analizleri için Monte Carlo simülasyonlarını kullanmıştır. Bu testin KSS (2003) ve Kruse (2011) testlerinden daha yüksek güce sahip olduğu tespit edilmiştir. Özellikle küçük numune alınması durumunda, testin önerilen boyutu ve güç performansı çok iyidir.

BULGULAR

Durağanlık testlerinden önce serilerin doğrusal olup olmadıklarının belirlenmesi amacıyla uygulanan Harvey ve Leybourne (2007) ve Harvey vd. (2008) testlerinin bulguları şu şekildedir;

Tablo 2. Doğrusallık Testi Sonuçları

Harvey vd. (2008)	Harvey ve Leybourne (2007)		
	10%	5%	1%
6.49**	9.72***	9.89**	14.20*

Not: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Çalışmalarında Harvey ve Leybourne (2007) ve Harvey ve diğerleri (2008)'nin kritik değerlerine yer verilmiştir.

Tablo 2’de, Harvey ve Leybourne (2007) ve Harvey vd. (2008) doğrusallık testi sonuçlarına göre reel efektif döviz kuru değişkeninin doğrusal olmayan yapıda olduğu görülmektedir.

Doğrusallık testlerinin ardından uygulanan geleneksel doğrusal olmayan birim kök testlerine ait bulgular şu şekildedir;

Tablo 3. Geleneksel Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi Sonuçları

Tests	Case	Lags	Akaike Criterion	Test Statistic
KSS (2003)	1	7	7.269	-2.409**
	2	7	7.010	-3.447**
	3	7	6.576	-4.111*
Sollis (2009)	1	3	7.666	-4.375***
	2	7	6.422	-7.356*
	3	7	6.580	-9.132*
Kruse (2011)	1	3	7.721	-11.715**
	2	7	6.561	-15.681*
	3	7	6.552	-19.549*

Not: *, ** ve *** simgelerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade ettiği. Ham veriler, küçültülmüş veriler ve trendden arındırılmış verileri içeren temel model, sırasıyla Durum 1, Durum 2 ve Durum 3 olarak ifade edilmektedir. KSS (2003), Sollis (2009) ve Kruse (2011) tarafından yapılan araştırmalar kritik değerler içermektedir.

Tablo 3’te belirtilen KSS (2003), Sollis (2009) ve Kruse (2011) birim kök testi sonuçları incelendiğinde, reel efektif döviz kurunun üç test istatistiğine göre de durağan yapıda olduğu görülmektedir. Başka bir ifadeyle, Türkiye için satın alma gücü paritesi 1994-2022 yılları arasında geçerlidir.

Uygulanan doğrusal olmayan Fourier birim kök testlerine ait sonuçlar ise şu şekildedir;

Tablo 4. Doğrusal Olmayan Fourier Birim Kök Testi Sonuçları

	Fixed			Trend		
	k	F İst.	Test Statistic	k	F İst.	Test Statistic
Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)	1	39.733*	-4.265**	1	61.874*	-4.629*
Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011)	0.5	71.235*	-5.057*	0.5	77.867*	-5.48*
Guriş (2018)	1	39.733*	15.622**	1	61.874*	21.968**

Not: *, ** ve *** simgelerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade ettiği. Becker ve ark.'daki F testi için kritik değerler. (2006) çalışması; Fourier birim kök testleri için kritik değerler Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) ve Guriş (2018) çalışmalarında yer almaktadır.

Tablo 3’te belirtilen Christopoulos and Leon-Ledesma (2010), Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011), and Guriş (2018) Fourier birim kök testi sonuçları incelendiğinde, reel efektif döviz kurunun üç test istatistiğine

göre de durağan yapıda olduğu görülmektedir. Başka bir ifadeyle, Türkiye için satın alma gücü paritesi 1994-2022 yılları arasında geçerlidir.

SONUÇ

Zaman serisi literatüründe sıkça kullanılmaya başlanılan doğrusal olmayan zaman serisi modelleri, doğrusal modellerle yakalanmayan birçok olayı açıklamakta başarılı olabilmektedir. Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden olan rejim değişikliği modelleri, zaman serisinin izlediği seyre bağlı olarak incelenen değişkenin, farklı dinamikler tarafından yönetilen farklı rejimlerde yer almasına imkân tanımaktadır.

Yapılan bu araştırmada, Türkiye için 1994-2022 tarihleri arasında satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğinin sınanması amacıyla STAR modeline dayalı olarak KSS (2003), Sollis (2009) ve Kruse (2011) olmak üzere üç farklı geleneksel doğrusal olmayan birim kök testi kullanılmıştır. Geleneksel birim kök testlerinde, kırılma zamanı, sayısı ve şekli belirlenmeye çalışıldığında bazı sorunlar ortaya çıkmaktadır, çünkü gerçekte bu sorunları belirlemek mümkün değildir. Bu doğrultuda Fourier yaklaşımı, geleneksel birim kök testlerine göre güçlü sonuçlar verdiği için sıklıkla tercih edilmektedir. Bu nedenle, sonuçların güvenilirliğini artırmak için Fourier yaklaşımıyla üç farklı doğrusal olmayan birim kök testi, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010), Christopoulos ve Leon-Ledesma (2011) ve Güriş (2018) kullanılmıştır.

Uluslararası ekonominin en çok kabul gören teorilerinden biri olan SAGP teorisi, döviz kurlarında meydana değişimleri izah etmek amacıyla ele alınmaktadır. Ülkeler arasında meydana gelen fiyat seviyelerinde farklılıkları yok ederek farklı ülke para birimlerinin satın alma gücünü eşitleyen değişim oranı olarak ifade edilen SAGP teorisinin pek çok ülke ve ülke grubu için inceleme konusu olduğu görülmektedir.

Yapılan analizler sonucunda, Türkiye için reel döviz kuru serisinin durağan bir yapıya sahip olduğu görülmektedir. Buna göre Türkiye için SAGP hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmek mümkündür. SAGP teorisi geçerli olduğunda, reel döviz kuru sabittir, böylece döviz kurundaki hareketler SAGP'den sapmaları göstermektedir. SAGP teorisi geçerli olduğunda, aynı para cinsinden belirtilen uluslararası ticari malların fiyatları, dünyanın herhangi bir yerinde aynı olmaktadır. Başka bir ifadeyle, Türkiye'nin reel döviz kurları zaman içerisinde sabit olmaktadır ve reel döviz kuru serisi şokları ise geçicidir. Türkiye'de SAGP teorisinin geçerliliği, para politikası kararlarında SAGP'nin değerlendirilebileceğini belirtmektedir.

KAYNAKÇA

- Abadir K. M., & Distaso W. (2007) Testing joint hypotheses when one of the alternatives is one-sided. *Journal of Econometrics*, 140, 695-718.
- Abumustafa, N.I., & Feridun, M. (2010). Explaining the long-term real equilibrium Exchange rates through purchasing power parity (PPP): An empirical investigation on Egypt, Jordan and Turkey. *African Journal of Business Management*, 4(7),1260-1265.
- Acaravcı, S. K., & Acaravcı, A. (2007a). Purchasing power parity under the current float. *International Research Journal of Finance and Economics*, 10, 167-174.
- Acaravcı, S. K., & Acaravcı, A. (2007b). Nonstationarity and the level shift for Turkish real exchange rates. *Empirical Economic Letter*, 6, 517-523.
- Alba, J. D. ve D. Park. (2005). An Empirical investigation of purchasing power parity (ppp) for Turkey. *Journal of Policy Modeling*. 27(8), 989-1000.
- Aslan, N., & Kanbur A. N. (2007), Türkiye’de 1980 sonrası satın alma gücü paritesi yaklaşımı, *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 23(2), 9-43.
- Aydın, M. (2019). Satın alma gücü paritesi hipotezi geçerliliğinin fourier birim kök testleri ile incelenmesi: Türkiye örneği. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, (30), 35-48.
<https://dergipark.org.tr/tr/pub/ekoist/issue/48369/611634>.
- Bahmani-Oskooee, M., & T.-P. Wu. (2018). PPP in the 34 OECD countries: Evidence from quantile-based unit root tests with both smooth and sharp breaks. *Applied Economics*. 50(23), 2622-2634.
- Becker R., Enders W., Hurn S. (2004) A general test for time dependence in parameters. *Journal of Applied Econometrics*, 19, 899-906.
- Becker R., Enders W., & J. (2006) A stationarity test in the presence of an unknown number of breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27, 381-409.
- Bozoklu, Ş., & Yılcı, V. (2010). Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri için Ampirik Bir İnceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges, *Economic Journal*, 28, 413- 415.
- Christopoulos D. K., & Leon-Ledesma M. A. (2010) Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-bretton woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29, 1076-1093.
- Christopoulos, D. K., & Leon-Ledesma, M. A. (2011). International output convergence, breaks, and asymmetric adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 15(3), 1-31.
- 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 ülkelerinde satın alma gücü paritesi: Panel eşbütünleme yaklaşımı, *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(1), 483-500.
- Doğanlar, M., Kızılkaya, O. & Mike, F. (2020). Testing the long-run PPP for Turkey: new evidence from the fourier quantile unit root test. *Applied economics letters*. 27(9), 729-735.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series*. 3. Edition, USA: John Wiley & Sons.
- Erlat, H. (2003), The nature of persistence in Turkish real exchange rates, *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 70-97.
- Erlat, H. (2004). Unit roots or nonlinear stationarity in Turkish real exchange rates. *Applied Economics Letters*, 11(10), 645-650.
- Erlat, H. (2009). *Persistence in Turkish real exchange rates: Panel approaches*. FIW, No. 029.

- Frankel, J. A. (1986). International capital mobility and crowding out in the US economy: Imperfect integration of financial markets or of goods markets?. *NBER Working Papers*, No: 1773, 1-59.
- Güloğlu, B., İspir, S., & Okat, D. (2011). Testing the validity of quasi PPP hypothesis: Evidence from a recent panel unit root test with structural breaks. *Applied Economics Letters*, 18(18), 1817-1822.
- Güney, P.Ö., Telatar, E., & Hasanov, M. (2012). Re-examining purchasing power parity for selected emerging markets and African countries. *Applied Economics Letters*, 19(2), 139-144.
- Gürüş, B., Tıraşoğlu, B. Y., & Tıraşoğlu, M. (2016). Türkiye’de satın alma gücü paritesi geçerli mi?: Doğrusal olmayan birim kök testleri. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 5(4), 30-42.
- Gürüş B. (2018). A new nonlinear unit root test with fourier function. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 1532-4141.
- Harvey, D. I., & Leybourne, S. J. (2007). Testing for time series linearity. *Econometrics Journal*, 10, 149-165.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J., & Xiao, B. (2008). A powerful test for linearity when the order of integration is unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3).
- Kalyoncu, H. (2009). New evidence of the validity of purchasing power parity from Turkey. *Applied Economics Letters*, 16(1), 63-67.
- Kalyoncu, H., Kula, F., & Aslan, A. (2010). The validity of purchasing power parity hypothesis in Middle East and Northern Africa countries. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4(13), 125-131.
- Kapetanios G., Shin Y., & Snell A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112, 359-379.
- Kaya, H., & Çelik, İ. (2018) Türkiye’de satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği: Uzun hafıza testlerinden kanıtlar. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 351-365.
- Kılıç R., & Jong, R. (2007). *Testing a linear unit root against a stationary ESTAR process*, School of Economics, Georgia Institute of Technology.
- Korap, H. L., & Aslan, Ö. (2010). Re-examination of the long-run purchasing power parity: Further evidence from Turkey. *Applied Economics*, 42(27), 3559-3564.
- Krugman, Paul R., & Obstfeld, M. (2006). *International economics: Theory and policy*, 7. ed., ABD, Addison Wesley.
- Kruse R. (2011). A New unit root test against ESTAR based on a class of modified statistics. *Statistical Papers*, 52, 71-85.
- Li, H., & Park, S. Y. (2018). Testing for a unit root in a nonlinear quantile autoregression framework. *Econometric Reviews*, 37(8), 867-892.
- Mark, N. C. (1990). Real and nominal exchange rates in the long run: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, 28(1-2), 115-136.
- Meese, R., & Rogoff, K. S. (1988). Was it real? The exchange rate interest differential relation over the modern floating exchange rate period. *Journal of Finance*, 43, 933-948.
- Mladenovic, Z., Josifidis, K., & Srdic, S. (2013). The purchasing power parity in emerging Europe: Empirical results based on two-break analysis. *Panoeconomicus*, 60(2), 179-202.
- Özdemir, Z. A. (2008). The purchasing power parity hypothesis in Turkey: Evidence from nonlinear STAR error correction models. *Applied Economics Letters*, 15(4), 307-311.
- Park, J. Y. & Shintani, M. (2005). Testing for a unit root against transitional autoregressive models, *Vanderbilt University Department of Economics Working Papers*, No:05-W10.

- Sadoveanu, D., & Ghiba, N. (2012). Purchasing power parity: Evidence from four CEE countries, *Journal of Academic Research in Econometrics*, 4(1), 80-90.
- Seyidoğlu, H. (2013). *Uluslararası finans*, İstanbul: Beta Yayıncılık, İstanbul.
- Sollis, R. (2009). A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in Nordic countries. *Economic Modelling*, 26, 118-125.
- Su, J-J., Cheung, A., & Rocaa, E. (2014). Does purchasing power parity hold? New evidence from wild-bootstrapped nonlinear unit root tests in the presence of heteroskedasticity. *Economic Modelling*, 36, 161-171.
- Şener, S., Yılandı, V., & Canpolat, E. (2015). Satın Alma Gücü Paritesi ve Varyasyonlarının Türkiye için Sınanması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(25), 53-63.
- Taştan, H. (2005). Do real exchange rates contain a unit root? Evidence from Turkish data. *Applied Economics*, 37(17), 2037-2053.
- Taylor, M. P. (1988). An Empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, 20, 1369-1381.
- Taylor, M. P. (2003). Purchasing power parity, *Review of International Economics*, 11(3), 436-452.
- Tsay, R. S. (1986). Nonlinearity tests for time series. *Biometrika*, 73, 461-466
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2013). *İleri panel veri analizi*. İstanbul: Beta Basım.
- Yılandı, V., & Eriş, Z. A. (2013). Purchasing power parity in African countries: Further evidence from fourier unit root tests based on linear and nonlinear models. *South African Journal of Economics*, 81(1), 20-34.
- Yıldırım, O. (2003). Döviz kurları çerçevesinde satın alma gücü paritesinin zaman serisi analizi ve Türkiye ekonomisi uygulaması. *Bankacılar Dergisi*, 44, 3-14.
- Yıldırım, S., & Yıldırım, Z. (2012). Reel efektif döviz kuru üzerinde kırılmalı birim kök testleri ile Türkiye için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliğinin sınanması. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 2, 221-238.

GENİŞLETİLMİŞ ÖZET

Ulusal para biriminin yabancı ülkelerin para birimleri cinsinden değerini belirten döviz kuru iktisadi bakımdan ithalat, ihracat, istihdam, üretim, tüketim ve gelir düzeyi gibi pek çok değişkene etki eden önemli bir değişkendir. Döviz kuru yapılan çalışmalar için çok önemli ekonomik bir etken olduğu için, ülke parasının değerinin tespit edilmesine önemli rol almaktadır.

Bir birimlik ulusal paranın, bir birimlik yabancı para cinsinden satın aldığı mal ve hizmet değerini enflasyondan arındırarak gerçek değeri elde edilmektedir. Bundan dolayı iki ülke arasında geçerli, nominal döviz kuru birimleri karşılığında alınan mal ve hizmet fiyatlarının kıyaslanması neticesinde reel döviz kuru değeri hesaplanmaktadır. Reel döviz kuru, ulusal para biriminin reel değerini ülkeler arasında bulunan maliyet ve göreceli fiyat değişimlerini göz önünde bulundurarak belirlemektedir. Reel döviz kurunda meydana gelen değişimlerin ülkelerin ekonomisinin dış ticarete meydana gelen rekabet güçlerini ele almada önemli bir yeri bulunmaktadır. Bundan dolayı ülkeler arasında mal ve fiyat kıyaslamalarının kolay bir şekilde gerçekleştirilebilmesi için reel döviz kurunun kullanımı tercih edilmektedir.

Reel döviz kurunun denge seviyesinden uzaklaşan yapıda bulunması ekonomide sorun şeklinde kabul edilmektedir. Bundan dolayı alan yazında reel döviz kurunun güvenilirliğini sınanması için pek çok hipotez geliştirilmiş, ancak ülkelerin fiyat seviyeleri arasındaki farklılıkları yok ederek farklı para birimlerinin satın alma güçlerini eşitleyen "Satın Alma Gücü Paritesi" hipotezi döviz kurunu

tespit etmek için en geçerli yöntem olarak kabul görmektedir. Döviz kuruyla gerçekleştirilen kıyaslamalara fiyat seviyeleri de dahil edildiğinden güvenilir bulgulara ulaşılamamaktadır. Ancak SAGP fiyat farklılıklarını arındırdığından güvenilir bulgular elde edilmesini sağlamaktadır.

SAGP teorisi, dünyada bulunan benzer malların benzer fiyatlarla satılması prensibine bağlıdır ve döviz kurunu tespit etmek amacıyla yaygın olarak kullanılmaktadır. SAGP teorisi döviz kurunda meydana gelen değişimin temel faktörü fiyat seviyelerindeki farklılıklar olduğundan, "döviz kurlarının enflasyon teorisi" şeklinde de ifade edilmektedir. SAGP, uzun vadede döviz kuru davranışının önemli göstergesi olarak kabul edildiğinden, fiyat seviyeleri ve döviz kuru arasında doğrudan ilişki sağlamaktadır.

SAGP, ülkelerin refah düzeylerini, iktisadi gelişimlerini kıyaslamaya ve yoksulluk seviyesini tespit etmeye imkân tanımaktadır. Bunun yanı sıra reel mal ve hizmet hacmini kıyaslar, enflasyon ve döviz kurunun seçim hedefinde geliştirilen para politikası denklemlerinde de ele alınmaktadır.

SAGP teorisinin geçerliliğinin test edilmesi amacıyla yapılan araştırmalar, ekonometrik yöntemlerin ilerlemesiyle gelişim göstermektedir. SAGP'nin geçerliliğinin test etmek için yapılan ilk çalışmalarda, $s_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_1^* p_t^* + e_t$ regresyonunu tahmin edilip $\alpha_1 = 1, \alpha_1^* = -1$ kısıtlamaları test edilerek, mutlak SAGP'nin geçerli olup olmadığı sınanmaktaydı. SAGP'nin geçerliliğini sınamak için kullanılan yöntemlerden ikincisi, reel döviz kurunun durağanlığının incelenmesidir. Literatürde SAGP'nin geçerliliğinin sınanması amacıyla ele alınan üçüncü yöntem ise p_t, p_t^* ve s_t arasında eşbütünleşme ilişkisi aramaktır.

Enders, 2010 yılında yapmış olduğu çalışmasında ekonomik teoride, zaman serisi değişkenlerinin çoğunun doğrusal olmayan yapıda olduğunu belirtmiştir. Buna rağmen yapılan çalışmalarda, doğrusal modeller daha çok tercih edilmektedir. Gerçek hayatta karşılaşılan verilerin çoğu fazlasıyla karmaşık olduğundan doğrusal modeller bu gibi verilerin özelliklerini belirlemede yeterli olmamaktadır. Bu nedenle analiz öncesinde serilerin doğrusallık sınavının yapılması kullanılacak testlerin belirlenmesi bakımından önem taşımaktadır.

Yapılan bu araştırmada, Türkiye için satın alma gücü paritesi geçerliliğinin 2000:01-2022:05 dönemleri için doğrusal olmayan zaman serisi analizleriyle incelenmiştir. İlk olarak satın alma gücü paritesi yaklaşımı açıklanmıştır. Sonrasında hem Türkiye için hem de Türkiye'nin içinde bulunduğu gruplar için satın alma gücü paritesi ile ilgili literatür taramasına yer verilmiştir. Daha sonra uygulamada kullanılan veri seti ve metodoloji tanıtılmıştır. Son olarak doğrusal olmayan geleneksel birim kök testleri ve doğrusal olmayan Fourier birim kök testleriyle yapılan analiz bulguları değerlendirilmiştir.

Ulusal para biriminin aşırı değer kazanmasını ya da kaybetmesini belirlemesi SAGP'nin en yararlı tarafı olarak kabul edilmektedir. SAGP hipotezinin geçerliliğinin sağlandığı durumda ülkelerin uyguladığı kur politikasının aşırı ya da eksik değerlendirilmiş kur politikası olmadığı bulgusu elde edilmektedir. Paranın aşırı değerlendirilmesi başka bir ifadeyle olması gerekenden daha fazla olması o ülkede ithalatı arttırmakta, ihracatı azaltmaktadır. Öte yandan paranın değerini kaybetmesi üretilen ürünlerin fiyatını düşürmektedir. Bu durum ihracatı arttırmakta, ithalatı azaltmaktadır.

Yapılan analizler sonucunda, Türkiye için reel döviz kuru serisinin durağan bir yapıya sahip olduğu görülmektedir. Buna göre Türkiye için SAGP hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmek mümkündür. SAGP teorisi geçerli olduğunda, reel döviz kuru sabittir, böylece döviz kurundaki hareketler SAGP'den sapmaları

göstermektedir. SAGP teorisi geçerli olduğunda, aynı para cinsinden belirtilen uluslararası ticari malların fiyatları, dünyanın herhangi bir yerinde aynı olmaktadır. Başka bir ifadeyle, Türkiye'nin reel döviz kurları zaman içerisinde sabit olmaktadır ve reel döviz kuru serisi şokları ise geçicidir. Türkiye'de SAGP teorisinin geçerliliği, para politikası kararlarında SAGP'nin değerlendirilebileceğini belirtmektedir.

EXTENDED ABSTRACT

The exchange rate, which indicates the value of the national currency in terms of the currencies of foreign countries, is an important variable that affects many variables such as import, export, employment, production, consumption and income level. Since the exchange rate is a very important economic factor for the studies, it plays an important role in determining the value of the country's currency.

The real value of one unit of national currency is obtained by deducting the value of goods and services purchased in terms of one unit of foreign currency from inflation. Therefore, the real exchange rate value is calculated as a result of the comparison of the prices of goods and services received against the nominal exchange rate units valid between the two countries. The real exchange rate determines the real value of the national currency by considering the cost and relative price changes between countries. Changes in the real exchange rate have an important place in dealing with the competitiveness of the countries' economy in foreign trade. Therefore, the use of real exchange rate is preferred in order to easily compare goods and prices between countries.

The fact that the real exchange rate moves away from the equilibrium level is accepted as a problem in the economy. Therefore, many hypotheses have been developed in the literature to test the reliability of the real exchange rate, but the "Purchasing Power Parity" hypothesis, which equalizes the purchasing power of different currencies by eliminating the differences between the price levels of the countries, is accepted as the most valid method for determining the exchange rate. Since price levels are also included in the comparisons made with exchange rates, reliable findings cannot be reached. However, since PPP clears price differences, it provides reliable findings.

The PPP theory is based on the principle that similar goods in the world are sold at similar prices and is widely used to determine the exchange rate. The PPP theory is also referred to as the "inflation theory of exchange rates", since the main factor for the change in exchange rate is the differences in price levels. Since PPP is considered to be an important indicator of exchange rate behavior in the long run, it provides a direct relationship between price levels and exchange rates.

PPP allows countries to compare their welfare levels, economic development and to determine the poverty level. In addition, it compares the real volume of goods and services, and is also addressed in the monetary policy equations developed for the selection target of inflation and exchange rate.

Research to test the validity of the PPP theory develops with the advancement of econometric methods. In the first studies to test the validity of PPP, it was determined whether absolute PPP was valid by estimating the regression $s_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_1^* p_t^* + e_t$ and testing the constraints of $\alpha_1 = 1, \alpha_1^* = -1$ k. was being tested. The second method used to test the validity of the PPP is to examine the stationarity of the real exchange rate. The third method used in the literature to

test the validity of PPP is to search for a cointegration relationship between p_t, p_t^* , and s_t .

Enders, in his study in 2010, stated that most of the time series variables are nonlinear in economic theory. However, linear models are preferred more in the studies. Since most of the data encountered in real life is extremely complex, linear models are not sufficient to determine the properties of such data. For this reason, it is important to test the linearity of the series before the analysis in order to determine the tests to be used.

In this study, purchasing power parity validity for Turkey was examined with non-linear time series analysis for the 2000:01-2022:05 periods. First, the purchasing power parity approach is explained. Afterwards, a literature review on purchasing power parity for both Turkey and the groups Turkey is included in is included. Then, the data set and methodology used in the application were introduced. Finally, the analysis findings made with nonlinear conventional unit root tests and nonlinear Fourier unit root tests were evaluated.

The most useful aspect of PPP is that it determines the excessive appreciation or depreciation of the national currency. In case the PPP hypothesis is valid, it is found that the exchange rate policy applied by the countries is not an over or underestimated exchange rate policy. Overvaluation of money, in other words, being more than it should be, increases imports and decreases exports in that country. On the other hand, the depreciation of money lowers the price of manufactured products. This situation increases exports and decreases imports.

As a result of the analysis, it is seen that the real exchange rate series for Turkey has a stationary structure. Accordingly, it is possible to state that the PPP hypothesis is valid for Turkey. When the PPP theory is valid, the real exchange rate is fixed, so movements in the exchange rate show deviations from the PPP. When the PPP theory applies, the prices of international trade goods denominated in the same currency are the same anywhere in the world. In other words, Turkey's real exchange rates are stable over time, and real exchange rate series shocks are temporary. The validity of the PPP theory in Turkey states that PPP can be evaluated in monetary policy decisions.