

## SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ ve VARYASYONLARININ TÜRKİYE İÇİN SINANMASI

**Prof. Dr. Sefer ŞENER**

İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, (sefersener@istanbul.edu.tr)

**Yrd. Doç. Dr. Veli YILANCI**

Sakarya Üniversitesi, İİBF, (yilanci@sakarya.edu.tr)

**Arş. Gör. Esra CANPOLAT**

İnönü Üniversitesi, İİBF, (esra.canpolat@inonu.edu.tr)

### ÖZET

*Bu çalışmada Türkiye’de satın alma gücü paritesinin ve çeşitli varyasyonlarının geçerliliği Ocak 1980 – Aralık 2012 dönemi için, reel döviz kurunu çeşitli veri yaratma süreçleriyle modelleyerek sınanmıştır. Yapılan testler sonrasında, Türkiye’de satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı görülmektedir. Bununla birlikte, çoklu yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleriyle yapılan analizde, sadece sabit terimde ve sabit terim ile trend terimlerinde kırılmaya izin veren birim kök testlerinde, reel döviz kuru durağan bulunmuştur. Elde edilen bu sonuçlar, Türkiye’de sınırlı SAGP ile Kırılmalı-Trendli-Sınırlı SAGP’nin geçerli olduğunu göstermektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** Satın Alma Gücü Paritesi, Yapısal Kırılma, Reel Döviz Kuru.

## THE VALIDITY OF DIFFERENT VERSIONS OF PURCHASING POWER PARITY VERSIONS: EVIDENCE FROM TURKEY

### ABSTRACT

*In this study, we investigated different versions of purchasing power parity (PPP) for Turkey over the period January 1980 – December 2012. The test results we obtained show that purchasing power parity is not valid for Turkey. However, by employing unit root tests which allow structural breaks in intercept and intercept and also trend, we conclude that Qualified PPP and Qualified-Trend PPP with structural breaks is valid.*

**Keywords:** Purchasing Power Parity, Structural Breaks, Real Exchange Rate.

## 1. Giriş

Literatüre 1918 yılında Cassel tarafından kazandırılmış olan Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) terimi teorik ve ampirik açıdan uluslararası iktisat literatüründe üzerinde en çok çalışılan konulardan biridir ve temelini ulusal fiyatların ortak bir para birimi ile ifade edilmesini savunan tek fiyat yasası oluşturur (Sarno & Taylor, 2003:66). Tek fiyat yasası, taşıma maliyetleri ve ticari engellerin olmadığı varsayımını yapan rekabetçi piyasalarda aynı malların fiyatlarının farklı ülkelerde aynı para birimi cinsinden ifade edildiğinde, eşit olması gerektiğini ifade eder. SAGP'nin temelini tek fiyat yasası oluştursa da, tek fiyat yasası bireysel mallar için uygulanabilirken SAGP, genel fiyat düzeyi içerisinde bulunan tüm malların fiyatlarının bileşiminden oluşan fiyatlar genel düzeyi için uygulanabilir (Krugman, Obstfeld, 2006).

SAGP'nin hesaplanmasında belirli bir mal ve hizmet sepetinin satın alınabilmesi için gereken ve ülkeler arası karşılaştırmalarda güvenilir veriler sağlayan ulusal para tutarlarının oranı kullanılmaktadır. Ülkeler arası gelişmişlik karşılaştırmalarında, döviz kurunun uygun bir değişim oranı olarak gösterilememesinin sebebi, ortak bir para birimine dönüştürülen harcamaların sadece satın alınan mal ve hizmetin hacmini değil aynı zamanda ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılıklarını da içermesidir. Öte yandan, SAGP kullanılarak yapılan karşılaştırmalar, fiyat düzeyi farklılıklarını ortadan kaldırdığı için güvenilir sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır (TÜİK, 2008:1-6).

SAGP'nin geçerliliğini mutlak ve nispi olmak üzere iki farklı açıdan test etmek mümkündür. Mutlak SAGP'nin geçerliliği, iki farklı ülkede bir ürün grubunun belirlenen kurda fiyatlarının eşitlenmesi anlamına gelirken, nispi SAGP'nin geçerliliği ise bir periyotta iki para birimi arasındaki döviz kurunda meydana gelen yüzde değişimlerin ülkelerin kendi fiyat düzeyilerindeki yüzde değişimler arasındaki farka eşit olduğunu göstermektedir.

SAGP hipotezi açık ekonomi makro modellerinin temelini oluşturduğu için geçerliliği iktisadi açıdan büyük önem arz etmektedir (Sarno, Taylor, 2002). Ülkelerin dış rekabet güçleri, reel döviz kuru ölçütü altında değerlendirildiği için SAGP dış rekabet açısından da önemli bir ölçüt konumundadır. Son yıllarda, SAGP'nin finansal istikrar planları, yapısal uyum ve ekonomik reform politikalarının temelini oluşturan döviz kuru paritesi ve döviz kuru politikaları ile yakından ilişkili olması, uluslararası karşılaştırmalarda etkin bir ölçüm aracı olması ve politika uygulamalarında kullanılması, bu teorinin geçerliliğinin test edilmesini oldukça popüler bir hale getirmiştir.

SAGP teorisinin geçerliliğini test etmek amacıyla literatürde sıklıkla birim kök testleri kullanılmaktadır. Papell & Prodan (2006) çalışmalarında, reel döviz kurlarının veri yaratma sürecine göre SAGP'nin dört farklı türünü tanımlamıştır:

- 1- Sabit bir ortalama etrafında seyreden reel döviz kuru, uzun dönem denge değerinden fazla uzaklaşmadığını ve SAGP hipotezinin geçerli olduğunu gösterirken, durağan olmayan reel döviz kuru ise SAGP'nin geçerli olmadığını göstermektedir (Sarno & Taylor, 2003:74-75). Diğer bir ifadeyle, ortalama-durağan süreç standart SAGP'nin geçerli olduğunu gösterir.
- 2- Birim kök temel hipotezinin, trend durağan alternatif hipotezine karşı reddedilmesi halinde, "Trendli Satın Alma Gücü Paritesi" (TSAGP) geçerli olmaktadır. Zaman

etkisinin dikkate alınmasının sebebi, bir ülkede ticarete konu olan ürünlerin verimliliğinin, ticarete konu olmayan ürünlerin verimliliğinden yüksek olması halinde, ilgili ülkede fiyat düzeyinin daha yüksek olduğunu ifade eden ve SAGP'den sapmaların nedeni olarak ülkeler arasındaki ticarete konu olan ve olmayan ürünler arasındaki bu verimlilik farklarını gösteren, Harrod-Balassa-Samuelson (HBS) etkisidir.

SAGP'nin bahsi geçen gösterimleri, veri setinde yapısal kırılma olması halinde geçerliliğini yitirecektir. Veri yaratma sürecine yapısal kırılmaların ilave edilmesi halinde, SAGP'nin şu farklı türleri ortaya çıkmaktadır:

- 3- Serilerin durağanlığını sınarken, olası yapısal kırılmaların varlığı halinde, bu durumun dikkate alınmaması, elde edilen sonuçların hatalı olmasına sebep olacaktır. Literatürde yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri de kullanılarak, reel döviz kurunun durağanlığını sınavarak SAGP'nin geçerliliğini test eden çalışmalar bulunmaktadır. Dornbusch ve Vogelsang (1991) çalışmalarında, düzeyde tek kırılmaya izin veren, birim kök testini kullanarak, ortalamada durağanlık alternatif hipotezinin kabul edilmesinin Sınırlı-SAGP (SASGP; Qualified-PPP)'nin geçerliliğinin kanıtı olduğunu ileri sürmüşlerdir. Hegwood & Papell (1998) ise bu kavramı birden fazla kırılma için genişleterek, sınadıkları SAGP tipini Kısmi SAGP (KSAGP; Quasi-PPP) olarak tanımlamışlardır. Papell & Prodan (2006), kırılma sayısı ayırımına gitmeden, birim kök temel hipotezine karşı yapısal kırılmalı durağanlık hipotezinin kabulü halinde SSAGP hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmişlerdir.
- 4- Bu durumların yanı sıra, sabit terimde kırılmaya izin veren trendli birim kök test regresyonu kullanılarak, reel döviz kurunun durağanlığı da sınanabilir. SAGP'nin bu türü Papell & Prodan (2006) tarafından Trendli-Sınırlı SAGP (TSSAGP) olarak tanımlanmaktadır.
- 5- Papell & Prodan (2006)'ın dikkate aldığı bu dört durumun dışında, hem sabit terimde hem de trendde yapısal kırılmaya izin verilen birim kök testleriyle de, reel döviz kurlarının durağanlığı sınanabilir. Ventosa-Santaulària & Gómez-Zaldívar (2013) tarafından da belirtildiği üzere, SAGP'nin bu türü henüz isimlendirilmemiştir. Bu çalışmada, bu varyasyon Kırılmalı TSSAGP (KTSSAGP) olarak isimlendirilecektir.

Basher & Carrion-i-Silvestre (2011) tarafından da belirtildiği üzere KSAGP, TSSAGP veya KTSSAGP'nin geçerli olması 1 ve 2 numaralı maddelerde yer alan klasik SAGP'nin kabul edilmesi için gerekli fakat yeterli olmayan bir koşuldur, diğer bir ifadeyle sadece bu durumlar SAGP'nin geçerliliğini destekleyen kanıtlardır. Çünkü SAGP, reel döviz kurunun sabit bir ortalamaya döndüğünü gösterirken, SAGP'nin varyasyonları reel döviz kurunun değişen bir ortalamaya döndüğünü göstermektedir. SAGP'nin geçerli olması için yapısal kırılmaların etkisinin geçici olması gerekmektedir (Christopoulos & Leon-Ledesma, 2010:1077).

Literatürde Türkiye'de SAGP ile ilgili yapılan çalışmalara bakıldığında SAGP'nin geçerliliğine dair farklı sonuçlara varıldığı görülmektedir.

Yıldırım (2003) çalışmasında, Ocak 1990- Aralık 2010 döneminde, Türkiye için SAGP'nin geçerli olup olmadığını ADF birim kök testiyle incelemiş ve Türkiye'de bu teorinin

geçerli olmadığını ifade etmiştir. Öte yandan Kalyoncu (2009) ise Türkiye için reel döviz kurunu, 6 farklı ülke para birimini baz alarak hesaplayarak SAGP'nin geçerliliğini 1980:Ç1 to 2005:Ç4 dönemi için sınımış ve sadece İngiliz poundu için SAGP'nin geçerli olduğu sonucunu bulmuştur.

Abumustafa & Feridun (2010) yapmış oldukları çalışmada Mısır ve Ürdün'ün yanı sıra Türkiye'de de SAGP'nin geçerliliğini ADF, Phillips - Perron ve KPSS testlerini, sabit terimin yanı sıra trend terimini de ekleyerek sınımış ve çalışmada Türkiye için TSAGP'nin geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Alba ve Park (2005), Ocak 1973 – Ekim 2004 dönemi için doğrusal dışılığı ve aynı zamanda durağan dışılığı dikkate alan eşikli birim kök testi ile Alman Markını baz alarak Türkiye için reel döviz kurunun durağanlığını sınımışlardır. Euro sonrası dönem için Mark kurundaki değişimlerin Euro kurundaki değişimlere eşit olduğunu varsayarak yaptıkları çalışma sonucunda, eşik etkisini bulmuşlar ve rejimlerin birinde reel döviz kurunu durağan bulurken, diğerinde birim köklü olduğu sonucuna varmışlardır. Bozoklu ve Yılanıcı (2010) yaptıkları çalışmada gelişmekte olan yedi ülke için reel döviz kurunun durağanlığını Ocak 1995- Aralık 2009 dönemi doğrusal olmayan değişime izin veren birim kök testleri ile sınımışlar ve sadece Çin ve Meksika'da reel döviz kurunun durağan olduğunu, geriye kalan beş ülke olan Brezilya, Endonezya, Hindistan, Rusya ve Türkiye'de ise reel döviz kurunun durağan olmayan bir hareket izlediği sonucuna varmışlardır. Güney vd. (2012) doğrusal ve doğrusal olmayan modellere dayalı olan birim kök testleriyle yaptıkları çalışmada Türkiye'de satın alma gücü paritesinin Ocak 1995 – Şubat 2010 arasında geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Cuestas ve Regis (2013) ise 26 ülke için temelde doğrusal olmayan modelleri kullanan birim kök testleri ile Ocak 1972 – Ocak 2010 döneminde yaptıkları çalışmada Türkiye'de satın alma gücünün geçerliliğine dair yeterli kanıt bulmuşlardır. Su vd. (2014) ise Kapetanios vd. (2003) tarafından literatüre kazandırılan birim kök testini, wild bootstrap tekniği ile geliştirerek uygulama kısmında 62 ülke için 1994 – 2012 dönemi için aylık verilerle satın alma gücü paritesinin geçerliliğini sınımışlardır. Elde edilen sonuçlar incelendiğinde Türkiye'de satın alma gücünün geçerli olduğu görülmüştür.

Bahmani-Oskooee vd. (2014) çalışmalarında hem üssel geçişli otoregresif modele dayanan panel birim kök testi hem de bu testin Fourier fonksiyonlarıyla modifiye edilmiş halini kullanarak, 9 ülkede satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin incelemişlerdir. Ülkelere ait sonuçları da elde edebilmek için ardışık panel seçim yöntemini kullanmışlar ve Türkiye dahil inceledikleri her ülkede bu paritenin geçerli olduğunu ifade etmişlerdir.

Aslan vd. (2010), Kalyoncu vd. (2010), Kula vd. (2011), Kum (2012) çalışmalarında reel döviz kurlarının durağanlığını yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleriyle sınımışlar, elde ettikleri sonuçların SAGP'nin geçerliliğini sınamak amacıyla kullanıldığını ifade etmişlerdir.

Bu çalışmanın izleyen kısmında, çalışmada kullanılacak ekonometrik teknikler anlatılacak, üçüncü kısımda veri seti tanıtılıp, uygulama sonuçlarına yer verilecek, çalışma sonuç kısmıyla bitirilecektir.

## 2. Ekonometrik Metodoloji

Perron (1989) yapmış olduğu çalışmada, yapısal kırılmaların varlığının birim kök testlerinin sonuçları üzerinde etkili olduğu, olası yapısal kırılmaların dikkate alınmaması halinde ise elde edilen sonuçların hatalı olabileceğini belirtmiştir. Fakat Perron (1989)'un çalışmasında yapısal kırılma tarihlerinin dışsal olarak belirlenmesi eleştirilere neden olmuş ve kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiği yeni birim kök testleri literatüre kazandırılmıştır. Örneğin, Zivot & Andrews (1992) ile Lumsdaine & Papell (1995), yapısal kırılma noktasının içsel olarak belirlendiği bir ve iki kırılmalı birim kök testlerini literatüre kazandırmıştır. Her ne kadar her iki test de özellikle uygulamalı çalışmalarda sıklıkla kullanılsa da, bu testlere getirilebilecek bir eleştiri yapısal kırılma sayısının önsel olarak belirlenmesidir. Kapetanios (2005)'in literatüre kazandırmış olduğu birim kök testiyle, yapısal kırılma sayısı da içsel olarak belirlenmektedir. Bu test ile araştırmacı, sadece maksimum yapısal kırılma sayısını belirlemektedir. Uygun kırılma sayısı ve kırılma tarihleri içsel olarak tespit edilmektedir.

Kapetanios (2005) çalışmasında aşağıda gösterilen Model 1'i kullanmıştır:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \varphi_i DT_{i,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Bu modelde yer alan  $y_t$  durağanlığı incelenen zaman serisidir.  $DU_{i,t}$ ,  $t > T_{b,i}$  iken 1,  $DT_{i,t}$  ise  $t > T_{b,i}$  iken  $t - T_{b,i}$  değerini alan kukla değişkenlerdir. Burada  $T_{b,i}$ ,  $i$ 'ninci ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) kırılma tarihini göstermektedir. Burada, bağımlı değişkenin fark değerlerinin geçmiş değerleri ( $\sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i}$ ) olası otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak amacıyla modelin sağ kısmına eklenmektedir.

Model 1'de  $\varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_m = 0$  iken sadece düzeyde kırılmaya izin veren Perron (1989)'un "crash" modeli (Model A) geçerli olacaktır.  $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_m = 0$  iken trendde kırılmaya izin veren ve Perron (1989) tarafından "changing growth" (Model B) olarak adlandırılan model geçerli olacaktır. Bahsedilen bu kısıtların geçerli olmaması halindeyse hem sabit terim, hem de trendde yapısal kırılmalara izin veren "crash-cum growth" modeli (Model C) geçerli olacaktır.

Kapetanios (2005)'in çalışmasında kırılma tarihleri Bai & Perron (1998)'un önermiş olduğu yöntemle belirlenmektedir. Bu sayede uygun kırılma sayısına karar vermek, hesaplama bakımından daha pratik olmaktadır. Kapetanios (2005) tarafından izlenen bu yöntem kısaca şu şekilde özetlenebilir:

- Öncelikle bir maksimum kırılma sayısı ( $m$ ) belirlenir. Kapetanios (2005) tarafından da belirtildiği üzere durağanlığı incelenen serinin temelinde yatan iktisadi olgu incelenerek bu sayıya karar verilebilir.  $m$ 'ye karar verildikten sonra, ilk kırılma için örnek boyunca tüm olası parçalarda  $\alpha = 1$  hipotezinin  $t$  istatistikleri elde edilir ve bu test istatistikleri seti  $\tau^1$  ile gösterilir.

- Minimum kalıntı kareler toplamını (KKT) veren tarih ilk kırılma tarihi olarak seçilir:

$$KKT = \sum_{t=k+2}^T \left( y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t + \hat{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{\phi}_1 DU_{1,t} + \hat{\psi}_1 DT_{1,t} \right)^2 \quad (2)$$

- Tahmin edilmiş kırılma tarihi kukla değişken vasıtasıyla örneğe eklenerek, örneğin geri kalan kısmında bir sonraki yapısal kırılma tarihi aranır,  $\alpha = 1$  için  $t$ - istatistikleri elde edilir ve bu test istatistikleri seti  $\tau^2$  olarak gösterilir.  $\tau^1$  ile birleştirilerek ilk iki kırılma için test istatistikleri  $\tau_1^2 = \tau^1 \cup \tau^2$  setinde birleştirilir.
- Bir sonraki kırılma tarihi yine minimum KKT'yi elde etmek suretiyle bulunur.
- Son iki aşama  $m$  kırılma sayısını elde edene kadar devam ettirilir. Uygun test istatistiği,  $t$ - istatistik setleri ( $\tau_1^m = \tau^1 \cup \tau^2 \cup \tau^3 \cup \dots \cup \tau^m$ ) arasından en küçüğüdür ( $\tau_{\min}^m$ ).

Bu testte, birim kök temel hipotezini sınamak için gerekli olan kritik değerler, Kapetanios (2005)'in çalışmasında Tablo 1'de yer almaktadır.

Gómez-Zaldívar vd. (2012) ise çalışmalarında Kapetanios (2005)'in literatüre kazandırmış olduğu birim kök testinde kullanılan modellerde trend terimi olduğunu ifade ederek bu testi, trend ve trenddeki kırılmaların olmadığı aşağıdaki modele dayandırarak geliştirmişlerdir:

$$y_t = \mu_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \theta_i DU_{i,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Gómez-Zaldívar vd. (2012), trendin yer almadığı Model 3'e bağlı olarak geliştirdikleri birim kök testinde, birim kök temel hipotezini sınamak için gerekli olan kritik değerlere çalışmalarında yer vermişlerdir.

### 3. Veri ve Uygulama Sonuçları

Bu çalışmada kullanılan veri, IMF'nin e-Library servisinden elde edilmiş olup, Ocak 1980- Aralık 2012 dönemini kapsamaktadır. Satın alma gücü paritesini ve varyasyonlarını sınamak için durağanlığı sınanacak reel döviz kuru aşağıdaki formülle hesaplanmıştır:

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (4)$$

Bu modelde yer alan tüm değerler logaritmik formdadır.  $q_t$  logaritmik reel döviz kurunu gösterirken;  $e_t$ ,  $p_t^*$  ve  $p_t$  ise sırasıyla nominal dolar kurunu ve ABD ile Türkiye'nin tüketici fiyat indekslerini göstermektedir.

Çalışmada öncelikle satın alma gücü paritesi (SAGP) hipotezi sınanacaktır. ADF ve Phillips-Perron birim kök testlerinin gücü, otoregresif köklerin yüksek olması halinde, durağanlık alternatif hipotezine karşı azalmaktadır, öte yandan seriler yüksek bir hareketli ortalama köküne sahip olduğunda, boyut çarpıkları da ortaya çıkmaktadır. Bu problemlerin üstesinden gelmek için Ng & Perron (2001) birim kök testi ile SAGP'nin geçerliliği sınanmıştır. Genelleştirilmiş en küçük karelere dayanan Ng & Perron (2001) birim kök testinde, Phillips-Perron, Bhargava ve ERS Point Optimal testlerinin düzenlemiş halleri kullanılmaktadır. Bu test istatistiklerinden ikisi (MZa ve MZt) temel hipotez altında birim kökün varlığını, ikisi ise (MSB ve MPT) temel hipotez altında birim kökün yokluğunu sınamak amacıyla kullanılır. Ng-Perron birim kök testinin uygulanması ile elde edilen sonuçlar Tablo 1'de görülmektedir.

**Tablo 1: SAGP İçin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları**

	<b>MZa</b>	<b>MZt</b>	<b>MSB</b>	<b>MPT</b>
$q_t$	0.6	0.6122	10.02033	66.7175
<b>Kritik Değerler</b>				
%1	-13.8	-2.58	0.174	1.78
%5	-8.1	-1.98	0.233	3.17
%10	-5.7	-1.62	0.275	4.45

Tablo 1’de elde edilen sonuçlardan da görüleceği üzere, her dört test istatistiğine göre de satın alma gücü paritesi geçerli değildir.

Bundan sonraki aşamada yine NG-Perron (2001) birim kök testiyle, Harrod-Balassa-Samuelson etkisini dikkate alarak Trendli SAGP (TSAGP)’nin geçerliliği sınanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 2’de verilmektedir:

**Tablo 2: TSAGP İçin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları**

	<b>MZa</b>	<b>MZt</b>	<b>MSB</b>	<b>MPT</b>
$q_t$	-5.9316	-1.4876	0.25078	15.1342
<b>Kritik Değerler</b>				
%1	-23.8	-3.42	0.143	4.03
%5	-17.3	-2.91	0.168	5.48
%10	-14.2	-2.62	0.185	6.67

Tablo 2’de elde edilen sonuçlar TSAGP hipotezinin de geçerli olmadığını göstermektedir.

SSAGP’nin geçerliliği ise Papell & Prodan (2006) çalışmalarında uyguladıkları gibi Perron & Vogelsang (1992)’in literatüre kazandırmış oldukları birim kök testiyle sınanmıştır. Perron & Vogelsang (1992) birim kök testinde, yapısal kırılmalı birim kök temel hipotezi, yapısal kırılmalı durağanlık alternatif hipotezine karşın sınanmaktadır. Perron & Vogelsang (1992) testinin ilk aşamasında, belirli bir kırılma noktası için model tahmin edilip, deterministik bileşenler seriden arındırılır, ikinci aşamada ise arındırılmış seriye, yapısal kırılmaları tanımlayan gölge değişkenlerin olduğu birim kök testi uygulanır. Yapısal kırılma tarihi ise ya ilk aşamadaki modelden ya da ikinci aşamadaki modelden faydalanılarak belirlenir. Bu çalışmada Toplamsal Aykırı Değer (Additive Outlier) modeli dikkate alınarak ve kırılma tarihi ikinci aşamadaki model sayesinde belirlenerek uygulama yapılmıştır. Tablo 3’te görülen uygulama sonuçları SSAGP hipotezinin Türkiye için geçerli olmadığını göstermektedir.

**Tablo 3: SSAGP İçin Birim Kök Testi Sonuçları**

	<b>Test İstatistiği</b>	<b>Kırılma Tarihi</b>
$q_t$	-1.645019	Temmuz 1989

**Not:** %1, 5 ve 10 düzeyindeki kritik değerler sırasıyla, 4.95, -4.44, -4.19 şeklindedir.

Kısmi SAGP (KSAGP) hipotezini sınamak için sadece sabit terimde kırılmaya izin veren ve Gómez-Zaldívar vd. (2012) tarafından literatüre kazandırılan birim kök testi kullanılmıştır. Maksimum kırılma sayısı olarak 5 belirlenmiş ve uygun kırılma sayısı 5 olarak elde edilmiştir. Elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibidir:

**Tablo 4: SSAGP İçin Birim Kök Testi Sonuçları**

	Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri
$q_t$	-9.0912**	Temmuz 1983
		Ağustos 1987
		Ağustos 1990
		Temmuz 1992
		Ağustos 1993

**Not:** %1, 5 ve 10 düzeylerindeki kritik değerler sırasıyla, -6.3, -6.7 ve -12.8 şeklindedir. \*\*: %5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Elde edilen sonuçlar Türkiye’de KSAGP hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.

Papell & Prodan (2006) tarafından tanımlanan Trendli Sınırlı SAGP (TSSAGP) hipotezi ise Kapetoniou (2005) tarafından literatüre kazandırılan birim kök testinde kullanılan Model A ile sınanmış ve elde edilen test sonuçları Tablo 5’te verilmiştir:

**Tablo 5: TSSAGP İçin Birim Kök Testi Sonuçları**

	Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri
$q_t$	-5.8189	Ağustos 1993
		Mart 2003
		Mayıs 2006
		Şubat 2009
		Kasım 2011

**Not:** %1, 5 ve 10 düzeylerindeki kritik değerler sırasıyla, -7.398, -7.636 ve -8.248 şeklindedir.

Elde edilen test istatistiği geleneksel anlamlılık düzeylerindeki kritik değerlerden daha küçük olduğu için TKSAGP hipotezi reddedilmiştir.

Bu çalışmada KTSSAGP olarak adlandırılan SAGP varyasyonu Kapetoniou (2005) tarafından literatüre kazandırılan birim kök testinin Model C’si kullanılarak sınanmış ve test sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir. Elde edilen test istatistiği kritik değerlerden büyük olduğu için KTSSAGP’nin Türkiye için geçerli olduğu ifade edilebilir.



**Tablo 6: KTSSAGP İçin Birim Kök Testi Sonuçları**

	Test İstatistiği	Kırılma Tarihleri
$q_t$	-11.0543*	Mart 1986
		Kasım 1989
		Aralık 1993
		Aralık 1999
		Ocak 2001

**Not:** %1, 5 ve 10 düzeylerindeki kritik değerler sırasıyla, -8.016, -8.343 ve -9.039 şeklindedir. \*; %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Sonuç olarak elde edilen tüm sonuçlar incelendiğinde, Türkiye’de SAGP’nin geçerli olmadığını, sadece SSAGP ve KTSSAGP’nin ise geçerli olduğunu ifade etmek mümkündür. Bu çalışma da elde edilen bulgular, SAGP’nin geçerliliği için gerekli olmakla birlikte yeterli değildir.

#### **4. Sonuç ve Değerlendirme**

Bu çalışmada Türkiye’de satın alma gücü paritesi (SAGP) ve varyasyonlarının geçerliliği Türkiye için 1980-2012 dönemi arası aylık verilerle incelenmiştir. Literatürdeki çalışmalardan farklı olarak, öncelikle SAGP ve varyasyonlarının tanımı yapıp, sonraki aşamada ise her SAGP türü için uygun test kullanılarak ilgili SAGP varyasyonunun Türkiye’de geçerli olup olmadığı sınanmıştır. Ulaşılan sonuçlar, Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerli olmadığını, sadece ortalamada yapısal kırılmalı ve sabit terim ile trendde beş kırılmalı bir veri yaratma sürecine uygunluk gösteren reel döviz kuru nedeniyle Kısmi SAGP’nin (KSAGP) ve literatürde henüz isimlendirilmediği için bu çalışmada Kırılmalı-Trendli-Sınırlı SAGP (KTSSAGP) olarak tanımlanmış SAGP varyasyonunun geçerli olduğu bulunmuştur. Bu iki SAGP türünün kabul edilmesi, SAGP’nin geçerli olduğunu göstermemekte, sadece yapısal kırılmalı bir veri yaratma sürecinde SAGP için gerekli fakat yeterli olmayan bir koşulun yerine geldiğini göstermektedir. Uygulanan analizler sonucunda KSAGP’nin geçerli olması, Hegwood ve Papell (2003) tarafından da belirtilen, Penn etkisinin Türkiye’de geçersiz olduğunu göstermektedir. Penn etkisi düşük ve yüksek gelirli ülkeler arasında yapılan ampirik bulgular neticesinde mutlak SAGP hipotezinin geçerli olamayabileceğini ifade eder (Kravis vd.,1978). Diğer bir ifadeyle, ABD’nin Türkiye’den olduğundan daha zengin görülmesinin nedeni iki ülkenin yaşadığı dış şoklardır. Öte yandan, KTSSAGP’nin geçerli olması ise, ABD’de ticarete konu olan ürünlerin verimliliğinin Türkiye’deki ürünlere göre farklı olduğu ve bu farklılıkta zaman boyunca değişiklik olduğu anlamına gelmektedir. Gelişmekte olan ülkeler de SAGP hipotezinin geçerli olmamasının birçok sebebi vardır. İlki, gelişmekte olan ülkelerin yurtiçi fiyatlarının sürekli şoklardan etkilenerek zaman serilerinin durağan olmamasıdır. Ayrıca hesaplamaya konu olan mallar daha çok gıda maddeleri ve giyeceklerden oluştuğu için gelişmekte olan ülkelerde bu malların fiyatları gelişmiş ülkelere göre daha ucuzdur. Türkiye açısından bu çalışmadan çıkan sonuçlara göre; döviz kuru oranlarını belirlerken yapılan değerlendirmelerde SAGP hipotezini dikkate alarak yapılan düzenlemeler sağlıklı sonuçlar vermeyebileceği ifade edilebilir. Öte yandan milli gelir ve yaşam standartlarının uluslar arası karşılaştırmalarında SAGP’ni kullanmanın, güvenilir olmayan sonuçlar elde edilmesine neden olacağı söylenebilir.

## Kaynakça

- 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.
- Alba, J. D., & Park, D. (2005). An empirical investigation of purchasing power parity (PPP) for Turkey, *Journal of Policy Modeling* 27, 989–1000.
- Aslan, A., Kula, F., & Kalyoncu, H. (2010). Additional evidence of long-run purchasing power parity with black and official exchange rates. *Applied Economics Letters*, 17(14), 1379-1382.
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., & Lee, K-C. (2014). Purchasing power parity in the BRICS and the MIST countries: Sequential Panel Selection Method. *Review of Economics & Finance*, 4(1), 1-12.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47–78.
- Balassa, B. (1964). The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 76(6), 584-596.
- Basher, S.A., & Carrion-i-Silvestre, J.L. (2011). Measuring persistence of U.S. city prices: New evidence from robust tests. *Empirical Economics*, 41(3), 739-745.
- Bozoklu, Ş., & YılanCI, V. (2010), Reel döviz kurlarının durağanlığı: E7 ülkeleri için ampirik bir inceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- Christopoulos, D.K., & León-Ledesma, M.A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093.
- Cuestas, J.C., & Regis, P.J. (2013). Purchasing power parity in OECD countries: Nonlinear unit root tests revisited. *Economic Modelling*, 32, 343–346.
- Dornbusch, R., & Vogelsang, T. (1991). Real Exchange rates and purchasing power parity. İçinde de Melo, J., & Sapir, A. (ed) *Trade Theory and Economic Reform: North, South, and East, Essays in Honor of Bela Balassa*, (ss. 3–24). Cambridge: Basil Blackwell.
- Gómez-Zaldívar, M., Ventosa-Santaulària, D., & Wallace, F. (2012). The PPP hypothesis and structural breaks: the case of Mexico. *Empirical Economics*, doi: 10.1007/s00181-012-0653-6, 1-9.
- 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.
- Hegwood, N. D., & Papell, D. H. (1998). Quasi purchasing power parity. *International Journal of Finance and Economics*, 3, 279–89.
- 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., & Alper, A. (2010). The validity of purchasing power parity hypothesis in Middle East and Northern Africa countries. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2010(4), 125-131.

- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359–379.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Kula F., Alper, A., & Feridun, M. (2011). Purchasing power parity in Mena revisited: empirical evidence in the presence of endogenously determined break points. *Ekonomika Istraživanja*, 24(1), 1-12.
- Kum, H. (2012). The impact of structural break(s) on the validity of purchasing power parity in Turkey: Evidence from Zivot-Andrews and lagrange multiplier unit root tests. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(3), 241-245.
- Kravis, I., Heston, A., & Summers, R. (1978). *International comparisons of real product and purchasing power*. Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Krugman, P.R., & Obstfeld, M. (2006), *International economics: Theory and policy*. USA: Pearson Publishing, 372.
- Lumsdaine, R.L., & Papell, D.H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- Papell, D. H., & Prodan, R. (2006). Additional evidence of long-run purchasing power parity with restricted structural change, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38, 1329–1349.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401
- Perron, P., & Voselgang, T.J. (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- Sarno, L., & Taylor, M. (2002). *The economics of exchange rates*, Cambridge University Press, 163-164.
- Sarno, L., & Taylor, M. (2003). Purchasing power parity and the real exchange rate. *IMF Staff Papers*, 49, 65–105.
- 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.
- TÜİK, (2008). *Satın alma gücü paritesi*, Türkiye İstatistik Kurumu, Ankara.
- Ventosa-Santaulària, D., & Gómez-Zaldívar, M. (2013). A comment on ‘Testing the validity of quasi-PPP hypothesis: Evidence from a recent panel unit-root test with structural breaks. *Applied Economics Letters*, 20(2), 111-113.
- Yıldırım, O. (2003). Döviz kurları çerçevesinde satınalma gücü paritesinin zaman serisi analizi ve Türkiye ekonomisi uygulaması. *Bankacılar Dergisi*, 44, 3-14.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

