

# SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ YAKLAŞIMI İLE TÜRKİYE’DE REEL DÖVİZ KURU YANLIŞ DENGELENMESİNİN BELİRLENMESİ: YAPISAL KIRILMALI VE DOĞRUSAL OLMAYAN BİRİM KÖK TESTLERİ İLE BİR ANALİZ<sup>1</sup>

Sevgi GEREK

Prof.Dr., Anadolu Üniversitesi, İktisat Fakültesi, E-mail: [sgerek@anadolu.edu.tr](mailto:sgerek@anadolu.edu.tr)

Mustafa KARABACAK

Yrd. Doç. Dr., Uşak Üniversitesi İktisadi ve İdari bilimler Fakültesi,  
E-mail: [mustafa.karabacak@usak.edu.tr](mailto:mustafa.karabacak@usak.edu.tr)

---

## ÖZET

*Reel döviz kuru ekonominin geniş alanlarına nüfuz eden önemli bir değişkendir ve reel döviz kurunun seviyesi politika yapıcılar açısından bir sinyal olarak algılanmaktadır. Bu nedenle reel döviz kurunun denge seviyesinden kalıcı olarak uzaklaşması ekonomi açısından önemli bir problemdir ve bu durum iktisat literatüründe “reel döviz kuru yanlışı dengelenmesi” olarak adlandırılmaktadır. Reel döviz kuru yanlışı dengelenmesinin belirlenmesi amacıyla çok sayıda alternatif model mevcuttur. Ancak yanlışı dengelenmenin ölçülmesi için geliştirilen en eski model olmasına rağmen halen en popüler model olan satın alma gücü paritesi teorisi yanlışı dengelenmenin ölçülmesi açısından bir çıkış noktası olarak görülmektedir.*

*Dolayısıyla bu çalışmada Türkiye için yanlışı dengelenme, satın alma gücü paritesi çerçevesinde, birinci nesil birim kök testleri, yapısal kırılmalı birim kök testleri ve doğrusal olmayan birim kök testleri aracılığıyla analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular Türkiye için hesaplanan reel döviz kuru serilerinin seviyelerinde durağan olmadığını ve dolayısıyla reel döviz kurlarının yanlışı dengelendiğini göstermektedir.*

**Anahtar Kelimeler:** *Reel döviz kuru, reel döviz kuru yanlışı dengelenmesi, satın alma gücü paritesi teorisi, yapısal kırılmalı birim kök testleri, doğrusal olmayan birim kök testleri*

**JEL Kodları:** F310, F41, C2

---

<sup>1</sup>“Uzun Dönem Reel Döviz Kurlarının Belirlenmesi ve Reel Döviz Kurlarının Yanlışı Dengelenmesi: Türkiye Örneği” isimli doktora tezinden üretilmiştir.

# PURCHASING POWER PARITY APPROACH TO REAL EXCHANGE RATE MISALIGNMENT DETERMINATIONIN TURKEY: AN ANALYSIS WITH UNIT ROOT TEST WITH STRUCTURAL BREAK AND NONLINEAR UNIT ROOT TESTS

---

## ABSTRACT

*The real exchange rate is an important indicator that permeates large areas of the economy. Therefore, the level of the real exchange rate is perceived as a signal for policy makers. Temporary deviation of real exchange rate from its equilibrium level is natural but permanent deviations are a serious problem for the economy and it is known as “real exchange rate misalignment”. There are several alternative models to determine the real exchange rate misalignment but “purchasing power parity” is the first and the most popular theory to determine the real exchange rate misalignment and it is seen as a starting point for measuring misalignment.*

*In this study real exchange rate misalignment in turkey is analyzed with first generation unit root tests, unit root tests with structural break and nonlinear unit root test, in the frame of purchasing power parity theory. The evidence from first generation unit root tests, unit root tests with structural break and nonlinear unit root tests show that the real exchange rate is misaligned in Turkey.*

**Key Words:** *Real exchange rate, real exchange rate misalignment, purchasing power parity theory, unit root test with structural break, nonlinear unit root test.*

**JEL Codes:** *F310, F41, C2*

---

## 1. GİRİŞ

Reel döviz kurlarının yanlış seviyede dengelenmesinin, refah üzerinde olumsuz etkiler yarattığı konusunda bir görüş birliği vardır. Kalıcı yanlış dengelenmeler ekonomik birimlere yanlış sinyaller göndererek ekonomik istikrarın bozulmasına neden olmaktadır. Özellikle yerli para biriminin reel olarak aşırı değerlendirilmesi, uluslararası rekabet gücünü ve cari hesap dengesinin sürdürülebilirliğini olumsuz etkilemekte ve ekonomiyi spekülatif ataklara açık hale getirmektedir. Dolayısıyla reel döviz kurlarının yanlış dengelenmesi meydana gelen finansal krizlerin nedenlerinden biri olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle ekonomik istikrarsızlıkların önüne geçilmesi açısından yanlış dengelenmenin ölçülmesi büyük önem arz etmektedir.

Reel döviz kuru yanlış dengelenmesinin belirlenmesi amacıyla çok sayıda alternatif model mevcuttur. Ancak yanlış dengelenmenin ölçülmesi için geliştirilen en eski model olmasına rağmen halen en popüler model olan *satın alma gücü paritesi teorisi* yanlış dengelenmenin ölçülmesi açısından bir çıkış noktası olarak görülmektedir.

Denge reel döviz kurunun elde edilmesine yönelik en temel model olarak kabul edilen ve iki ülke arasındaki döviz kurunun, ülkelerin fiyat seviyelerinin oranına eşit olması gerektiğini ileri süren satın alma gücü paritesi teorisi de denge reel döviz kurunun sabit bir sayı olduğunu öne sürmektedir. Satın alma gücü paritesi teorisine göre reel döviz kuru, en azından uzun dönemde, söz konusu sabit denge seviyesine yakınsayacaktır.

Satın alma gücü paritesinin reel döviz kurunun davranışlarına dair öngörülerine göre satın alma gücü paritesinin testi için birim kök testlerinden faydalanmak mümkündür. Zira reel döviz kurunun uzun dönemde denge seviyesine yakınsayacağı varsayımı reel döviz kurlarının ortalamaya dönem eğilimi olduğunu ve dolayısıyla durağan bir süreç olduğunu ifade etmektedir. Bu nedenle bu çalışmada Türkiye için yanlış dengelenme, satın alma gücü

paritesi çerçevesinde, birinci nesil birim kök testleri, yapısal kırılmalı birim kök testleri ve doğrusal olmayan birim kök testleri aracılığıyla analiz edilmiştir.

## 2. SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ

Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi yüzyıllar öncesine dayanan uzun bir tarihe sahiptir. Ancak spesifik satın alma gücü paritesi terminolojisi, I. Dünya Savaşı yıllarına denk gelmektedir. I. Dünya Savaşı sırasında gelişen satın alma gücü paritesi teorisi, sonraki yıllarda birçok uluslararası iktisatçı tarafından ele alınmıştır. Öyle ki; Dornbusch ve Krugman (1976)'a göre, her uluslararası iktisatçının içinde satın alma gücü paritesi teorisinin herhangi bir türevine dair kemikleşmiş bir inanç vardır. Rogoff (1996)'da benzer bir tespitle bulunarak, ekonomistlerin satın alma gücü paritesini kısa dönemde ciddi manada bir ön sav olarak gördüklerini ve içgüdüsel olarak satın alma gücü paritesinin herhangi bir türevini bir uzun dönem reel döviz kuru hedefi olarak değerlendirdiklerini öne sürmüştür.

Satın alma gücü paritesinin ilk versiyonları İspanyol Salamanca Okulu'na ve Gerard de Malynes'in 1601'deki çalışmasına dayanır. 18. yüzyılın ikinci yarısı ve 19. yüzyılın başından itibaren ise İsveçli, İngiliz ve Fransız birçok ekonomist satın alma gücü üzerine çalışmalar yapmıştır. 19. yüzyıl boyunca Ricardo, Mill, Goschen ve Marshall'ın da aralarında bulunduğu birçok klasik iktisatçı farklı satın alma gücü paritesi yaklaşımları geliştirmişlerdir (Dornbusch, 1985: 6-7). Napolyon Savaşları sırasında muğlak bir kavram olarak ele alınan teori, Gustav Cassel tarafından I. Dünya savaşı sırasında yeniden şekillenmiş ve II. Dünya Savaşından sonra yeniden odak noktası haline gelmiştir. Bu süreçte teori birçok eleştiriye maruz kalsa da geçerliliğini korumaya devam etmiştir. Daha sonra ise bu teorinin denge reel döviz kurlarının belirlenmesinde bir rehber olması gerektiği yönünde görüşler öne sürülmüştür (Balassa, 1964: 584).

İsveçli ekonomist Gustav Cassel “Satın Alma Gücü Paritesi” kavramını ilk kullanan kişi olması nedeniyle genellikle satın alma gücü paritesi teorisinin baş savunucusu addedilmektedir. Cassel satın alma gücü paritesini açıklarken miktar teorisinden yola çıkmış ve döviz kuru teorisini, miktar teorisini temel alarak oluşturmuştur. Bu bağlamda Cassel'e göre paranın miktarı yalnızca yurtiçi fiyat seviyesini değil, aynı zamanda, fiyatlar aracılığıyla, döviz kurunu da belirlemektedir (van Marrevijk, 2004: 44).

Döviz kuru arbitrajı, döviz kurlarının farklı yerlerde aynı kalmasını sağlayan bir unsurdur. Böyle bir arbitraj işleminin benzer malların (örneğin: otomobil, traktör vb.) satıldığı farklı ülkelerin piyasalarında da gerçekleşmesi ve bu malların fiyatlarının birbirine yakın olması beklenebilir (Husted ve Melvin, 1989: 350; Salvatore, 2007: 488; Appleyard ve Field, 1992: 499). Benzer malları global olarak benzer fiyata satma eğilimi ise döviz kurları ve fiyatlar arasında bir ilişki kurar. Uluslararası fiyatlar değiştikçe, ortak bir para birimi cinsinden ölçülen fiyatların ülkeler arasında eşit kalması için, döviz kuru da değişmelidir. Diğer bir deyişle, ülkeler arasındaki enflasyon farkının dengelenmesi için döviz kurlarının uyum sağlaması gerekmektedir. Döviz kurları ile mal ve hizmet fiyatları arasındaki bu ilişki “Satın Alma Gücü Paritesi” olarak adlandırılmaktadır.

Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi aslında, özdeş malların farklı merkezlerdeki fiyatlarının aynı olması gerektiğini savunan tek fiyat kanunu temelinde gelişmiştir. Tek fiyat kanunu, tek tek malların fiyatları ile ilgilenirken, satın alma gücü paritesi tek fiyat kanunun toplulaştırılmış halidir. Dolayısıyla satın alma gücü paritesini anlayabilmek için tek fiyat kanunu ile satın alma gücü paritesinin farklı versiyonları olan, mutlak satın alma gücü paritesi ve nispi satın alma gücü paritesi kavramlarını incelemek gerekmektedir.

## 2.1. Mutlak ve Nispi Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi

Döviz kurlarının belirlenmesine yönelik en eski teorilerden biri olan satın alma gücü paritesi teorisinin, mutlak ve nispi satın alma gücü paritesi olmak üzere iki versiyonu bulunmaktadır. Satın alma gücü paritesinin her iki versiyonu da aslında birer uzun dönem denge döviz kuru teorisi olarak öne sürülmüşlerdir. Her ne kadar kısa dönemde satın alma gücü paritesinden sapmalar söz konusu olsa da, uzun dönemde döviz kurlarını satın alma gücü paritesinin öngördüğü değere geri getirecek piyasa güçleri mevcuttur (Gandolfo, 2002: 224).

Mutlak satın alma gücü paritesi yaklaşımı Cassel (1918)'in öne sürdüğü ve satın alma gücü paritesinin en katı versiyonu olarak bilinmektedir. Mutlak satın alma gücü paritesi tek fiyat kanununun tüm mallar için geçerli olduğunu varsayar. Dolayısıyla bir birim ulusal para, ortak bir para birimine dönüştürüldüğünde, dünyanın her yerinde aynı satın alma gücüne sahip olacaktır (Södersten ve Reed, 1994: 582). Eşitlik (1)<sup>1</sup>ve (2) genellikle Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi olarak adlandırılmaktadır.

$$\frac{P^*}{P} \times \frac{1}{E} = 1 \quad (1)$$

veya

$$\frac{P^*}{P} = E \quad (2)$$

Açıklamalardan anlaşılacağı gibi, mutlak satın alma gücü paritesi yaklaşımı aynı zamanda reel döviz kurunun sabit bir sayı olduğunu da ifade etmektedir. Ancak mutlak satın alma gücü paritesi koşulu birçok nedenden dolayı gerçekleşmemektedir ve dolayısıyla reel döviz kurunun seviyesinin belirlenmesine yönelik bir teori olarak ciddi eleştirilere maruz kalmaktadır (Lafrance ve Schembri, 2002: 28).

Eşitliklerde yer alan yurtiçi fiyat seviyeleri için genellikle, çok sayıda malın ağırlıklı ortalamasını veren, üretici fiyatları endeksi (ÜFE) ya da tüketici fiyatları endeksi (TÜFE) kullanılmaktadır (Yalçiner, 2012: 170). Eşitlik (1)'in sol tarafı genellikle reel döviz kuru olarak bilinmektedir. Eşitliğin alternatif versiyonu olan (2)'de ise mal sepetinin birbirine sıkı sıkıya eşit tanımlanması gerekmektedir. Ayrıca TÜFE tanımları da özdeş olmalıdır. Ancak uygulamaya bakıldığında uluslararası fiyat endekslerinin çeşitlilik gösterdiği ve mallara farklı ağırlıklar verildiği görülmektedir. Ayrıca bu endeksler genellikle, aynı baz yıldan da başlamamaktadır (Nguyen, 2005: 3).

Farklı ülkelerde mallara verilen ağırlıkların da farklı olması nedeniyle, ülkelerin fiyat endekslerinde ağırlığı daha fazla olan malın fiyatındaki artış ve azalışların ülkelerin fiyat endeksleri üzerinde asimetrik etkiler göstereceği açıktır. Bu nedenle birçok çalışmada, özdeş mal sepetleri ya da aynı ağırlığa sahip fiyat endeksleri gerektirmeyen nispi satın alma gücü paritesi baz alınmaktadır. Nispi satın alma gücü paritesi iki para birimi arasındaki döviz kurunda meydana gelen yüzdelik bir değişimin, yurtiçi fiyat seviyelerindeki yüzde değişimin farkına eşit olacağını öne sürmektedir. Nispi satın alma gücü paritesi formülize edildiğinde,  $\pi_t = (P_t - P_{t-1}) / (P_{t-1})$ , fiyatların  $t$  ve  $t-1$  dönemleri arasındaki yüzde değişimi, olmak üzere eşitlik (3)'e ulaşılır (Pakko ve Pollard, 2003: 14):

$$(E_t - E_{t-1}) / E_{t-1} = \pi_t^* - \pi_t \quad (3)$$

Eşitlik (3) daha basit bir şekilde yeniden düzenlendiğinde;

$$\% \Delta E = \% \Delta P - \% \Delta P^* \quad (4)$$

Eşitlik (4)'teki gibi ifade edilebilir. Eşitlik (3) ve (4)<sup>ii</sup> göstermektedir ki; nominal döviz kurlarındaki yüzdelik değişim, iki ülkenin enflasyon oranındaki yüzdelik değişimin farkına eşittir. Eşitlik (3) ve (4)'te nominal döviz kurundaki değişimin enflasyon farklarındaki değişime eşit olmasının nedeni, reel döviz kurunun sabit kalmasıdır (Dornbusch, 1985: 4; Yalçınar, 2012: 176). Buradan hareketle, örneğin, ABD'deki enflasyon oranı %3 ve Türkiye'deki enflasyon %5 ise nispi satın alma gücü paritesine göre TL dolar karşısında yıllık %2 değer kaybedecektir. Fiyat seviyeleri çok hızlı bir şekilde değişirken, diğer bütün faktörlerdeki hareketlilik, fiyatlardaki hareketlilikten düşük olmaktadır. Dolayısıyla nispi satın alma gücü paritesi, döviz kuru hareketlerini açıklayan bir model olarak daha efektif bir teori ortaya koymaktadır. Nispi satın alma gücü paritesinin bir diğer avantajı ise mutlak satın alma gücü paritesi koşulu sağlanmasa bile, nispi satın alma gücü paritesi koşulunun sağlanabilmesidir (Ickes, 2001: 3).

## 2.2. Denge Reel Döviz Kuru Modeli Olarak Satın Alma Gücü Paritesi

Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi, denge reel döviz kurunun hesaplanmasında bir başlangıç noktası olarak görülmektedir. Satın alma gücü paritesi yerli ve yabancı mallar arasındaki dış ticaret hadlerinin, reel döviz kurları ile ifade edildiğinde belirli bir seviyede dengede olması gerektiğini göstermektedir. Dolayısıyla denge reel döviz kuru bir sabit sayı olmalıdır. Yurtiçi ve yurtdışı mallar arasında birebir değişim oranı olmasını öngören mutlak satın alma gücü paritesi koşulu dikkate alındığında, bu sabit değer 1'e eşit olmalıdır (Akram vd., 2003: 32).

Satın alma gücü paritesi koşulu gerçekleştiğinde reel döviz kuru sabit bir sayı olacaktır ve diğer şartlar sabitken 1'e eşit olacaktır. Dolayısıyla satın alma gücü paritesini tartışmakla, reel döviz kurunu tartışmak aynı şeyi ifade ederken reel döviz kurundaki değişimler de satın alma gücü paritesinden sapmaları ifade edecektir. (Sarno ve Taylor, 2002: 66). Ancak satın alma gücü paritesi genellikle uzun dönem denge reel döviz kuru olarak kabul edilmektedir. Kısa dönemde fiyat yapışkanlıkları altında nominal döviz kuru, satın alma gücü paritesinden sapmalar gösterebilmektedir. Eğer satın alma gücü paritesi  $\left( E^{PPP} = \frac{P}{P^*} \right)$  olarak ifade edilirse,  $\left( \frac{E}{E^{PPP}} \right) > 1$  olduğunda yerli para birimi eksik değerlendirilmiş,  $\left( \frac{E}{E^{PPP}} \right) < 1$  olduğunda ise aşırı değerlendirilmiş olduğu anlamına gelmektedir (Siregar, 2011: 7).

Eşitlik (3)'te verilen mutlak satın alma gücü paritesi ve eşitlik (4)'te verilen nispi satın alma gücü paritesi logaritmik formda yeniden yazılırsa, mutlak ve nispi satın alma gücü paritesi eşitlikleri sırasıyla aşağıdaki gibi olacaktır;

$$e = p - p^* \quad (5)$$

$$\Delta e = \Delta p - \Delta p^* \quad (6)$$

Eşitlik (5) ve (6)'da değişkenler,  $p$  yurtiçi fiyatların logaritması,  $p^*$  yurtdışı fiyatların logaritması ve nominal döviz kurunun logaritması olmak üzere genelleştirilmiştir. Dolayısıyla eşitlik (5) ve (6) nominal döviz kurunun satın alma gücü paritesi koşullarında ifade edilmiş biçimindedir. Buradan hareketle nominal döviz kurunun ülke fiyatlarının etkisinden arındırılması ile elde edilen reel döviz kurunu elde etmek de mümkündür (Eşitlik (7)). Bu bağlamda reel döviz kurlarının yanlış dengelenmesini ise reel döviz kurlarının satın alma gücü paritesinin

öngördüğü değerden uzaklaşması olarak değerlendirmek de uygun olacaktır (Bozoklu ve Yılancı, 2010: 591).

$$q = e - p + p^* \quad (7)$$

Satın alma gücü paritesinin hesaplanması, döviz kurunun yanlış dengelenmesinin derecesinin ölçülmesi, en uygun politika uygulamasının belirlenmesi ve döviz kuru paritelerinin belirlenmesi açısından büyük önem arz etmektedir (Sarno ve Taylor, 2002: 66). Satın alma gücü paritesi döviz kurlarının denge seviyelerinin tahmin edilmesi amacıyla oldukça sık kullanılan bir kavramdır. Bununla beraber, Frenkel (1981)'in satın alma gücü paritesi üzerine yaptığı literatür taraması satın alma gücü paritesi hipotezinin başarısızlığını ortaya koymuştur. Ne var ki, bu durum satın alma gücü paritesinin popüleritesini azaltmamıştır. Satın alma gücü paritesinin popüleritesini korumasındaki en büyük etken ise yeni ve gelişmiş ekonometrik tekniklerin ortaya çıkmasıdır (MacDonald, 2007: 39).

Satın alma gücü paritesi teorisine yönelik ilk analizler, mutlak ve nispi satın alma gücü paritesinin basit regresyon analizleri ile test edilmesine dayalıydı. Mutlak satın alma gücüne dair ilk testler aşağıdaki eşitliğin tahmini ile gerçekleştirilmekteydi;

$$e_t = \beta_0 + \beta_1(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (8)$$

$\beta_0$  sabit terim,  $\beta_1$  eğim katsayısı ve  $\varepsilon_t$  hata terimi olmak üzere,  $H_0 : \beta_1 = 1$  boş hipotezi test edilmekteydi. Nispi satın alma gücü paritesi için ise eşitlik (9) tahmin edilerek  $H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 1$  hipotezleri test edilmekteydi.

$$\Delta e_t = \beta_0 + \beta_1(\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Ancak  $H_0 : \beta_0 = 0$  hipotezi ile ifade edilen “sabit terimin sıfıra eşit olması koşulu” her zaman aranan bir koşul değildir. Eşitlik (9)'da mutlak satın alma gücü paritesi altında fiyat endekslerinin normalizasyonu nedeniyle, sıfırdan farklı bir sabit terim kabul edilebilir. Ancak bu durumda, 1'e eşit bir eğim katsayısı, satın alma gücü paritesinin sağlanabilmesi için gerekli olmakla birlikte, tek başına yeterli bir koşul değildir (Taylor, 2006: 4; Simonoff, 2013: 1).

Basit regresyon analizine dayalı bu yaklaşımın birçok eksik yönü bulunmaktadır. Öncelikle modern istatistiksel teknikler, ilgili eşitliklerin test edilmesinde durağanlık testlerinin ve eşbütünleşme analizlerinin yapılması gerektiğini göstermiştir. Örneğin nominal döviz kuru ve nispi fiyatlar durağan olmayan seriler ise, eşitlik (8)'in tahmin edilmesi sahte regresyon sonuçları elde edilmesine neden olacaktır (Granger ve Newbold, 1974: 117). Ayrıca serilerin eşitlik (9)'daki gibi birinci farklarının alınması da önemli istatistiksel sonuçlar elde edilmesini sağlamayacaktır. Çünkü bu işlem serilerin seviye değerleri arasındaki uzun dönem ilişkisinin ortadan kalkmasına neden olacaktır (Engle ve Granger, 1987: 254). Dahası, eşbütünleşme analizinde dahi, katsayı tahminlerinde uygulanan standart t ve F istatistikleri geçerli olmayabilir. Aynı zamanda eşitlik (8)'de reel döviz kuru da yer almamaktadır. Eğer reel döviz kuru sabit değilse ve  $\varepsilon_t$  içinde yer alan reel döviz kuru değişirse, dışlanmış değişken sapması problemi ortaya çıkacaktır. Reel döviz kurunun eşitlik (8)'den dışlanması gerekçesi ise, nispi fiyatlardaki değişimin (bu durumda reel döviz kurunun) genel fiyat seviyesi değişimlerinden bağımsız olması gerektiğini öne süren, klasik dikotomidir (Schweigert, 2002: 127).

Eşitlik (8) ve (9)'un tahminine dayalı modeller 1920'li yıllarda hiperenflasyon yaşayan ülkelere ait verilerle test edilmiş ve satın alma gücü paritesinin lehine sonuçlar elde edilmiştir. Bununla birlikte, Galliot (1970), Frankel (1986, 1990) ve Edison (1987) çalışmalarında satın alma gücü paritesine yakınsamanın çok yavaş olduğunu ve teorinin bir uzun dönem teorisi olarak ele alınması gerektiğini öne sürmüştür. Frenkel (1978) çalışmasında  $\beta_1$  için  $\pm 1$ 'e çok yakın tahminler elde etmiş ve uzun dönemde reel döviz kurları için satın alma gücü paritesinin önemli bir ölçüt olduğunu öne sürmüştür. Ancak Bretton Woods sonrası dönemde, aynı testlerle yapılan analizler satın alma gücü paritesini desteklememiştir. Davutyan ve Pippenger (1985: 1151), 1920'li yıllarda satın alma gücü paritesi lehine elde edilen kanıtların, 1970'li yıllarda elde edilememesini, 1970'li yıllarda reel şokların öneminin artmasına ve parasal şokların öneminin azalmasına bağlamış ve elde edilen sonuçların satın alma gücü paritesinin değil uygulanan para politikalarının başarısızlığı olduğunu öne sürmüştür. Ancak Davutyan ve Pippenger'in bu açıklamasına rağmen, burada dikkate alınması gereken diğer bir nokta; Frenkel'in analizinde artık terimlerin stokastik özelliklerinin incelenmemiş olmasıdır. Ayrıca serilere durağanlık sınaması da yapılmamıştır. Eğer artık terimler durağan değilse, şokların reel döviz kuru üzerindeki etkisi kalıcı olacaktır. Dolayısıyla da satın alma gücü paritesi koşulu ihlal edilmiş olacaktır (Sarno ve Taylor, 2003: 58).

Denge reel döviz kurlarının tahmin edilmesi ve satın alma gücü paritesinin test edilmesine yönelik bir diğer yaklaşım ise reel döviz kurlarının durağan olup olmadığını, diğer bir deyişle, zamana göre değişmeyen sabit bir ortalamaya sahip olup olmadıklarını incelemektir (Driver ve Westaway, 2013: 118). Satın alma gücü paritesinin kısa dönemde geçerliliğinin tartışılır hale gelmesinin ardından, zaman serisi tekniklerinin de gelişmesi ile birlikte, birim kök testleri ve eşbütünleşme analizlerinin ortaya çıkması satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerliliğinin sınanmasına olanak tanımıştır. Eşitlik (7) ele alındığında, satın alma gücü paritesi altında reel döviz kuru  $q_t$ 'nin (logaritması alındığından) değeri sifıra eşit olmalıdır. Bu nedenle, satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerliliğinin sınanması için, reel döviz kurunun zaman serisi özelliklerinin analizi yapılabilir. Böylelikle reel döviz kuru serisinin belirli bir seviyede durulup durulmadığı ya da teknik ifadesiyle kendi ortalamasına geri dönüp dönmediğini incelemek için birim kök testleri uygulanmaktadır (Taylor, 2006: 4).

Daha önce de bahsedildiği gibi, satın alma gücü paritesi yaklaşımının öngördüğü üzere reel döviz kurları sabit bir değer olmalı ve bu sabit değerden kalıcı olarak sapmalarını gerekmektedir. Bu nedenle, reel döviz kurlarının birim kök taşıyıp taşımadığını test eden bir çok çalışma yapılmıştır. Ancak bu çalışmalar genellikle, reel döviz kuru serilerinde birim kökün varlığını reddedememiştir. Dolayısıyla satın alma gücü paritesinin geçerliliğine dair kanıt elde edilememiştir (Steigerwald, 1996: 344). (Dornbusch, 1976; Roll, 1979; Frenkel, 1981; Mussa, 1982; Darby, 1983; Adler ve Lehman, 1983; Edison, 1985; Huizinga, 1987; Baillie ve Selover 1987; Meese ve Rogoff, 1988; Enders, 1988; Abuaf ve Jorion, 1990; Mark, 1990; Corbae ve Ouliaris, 1991) çalışmalarında satın alma gücü paritesinin yalnızca kısa dönemde değil, uzun dönemde dahi geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Buna karşın, (Diebold vd., 1991; Frankel ve Ross, 1996b; Wu, 1996; Lothian, 1997; Papell, 1997; Cheung ve Lai, 1998; Taylor ve Sarno, 1998; Culver ve Papell, 1999) çalışmalarında daha uzun dönemli veriler kullanarak satın alma gücü paritesi lehine sonuçlar elde etmişlerdir. Bu sonuçların elde edilmesinde daha uzun dönemli veri setlerinin kullanılmasının yanında, panel birim kök testlerinin uygulanması da etkili olmuştur. Ancak satın alma gücü paritesi lehine elde edilen bu sonuçlar, hakkındaki şüpheleri ortadan kaldırmaya yetmemiştir.

Reel döviz kurlarının satın alma gücü paritesine yakınsaması ile ilgili belirsizliği birim kök testlerinin de çözmemesi nedeniyle eşbütünleşme testleri ön plana çıkmıştır. Eşbütünleşme testleri ile satın alma gücü paritesinin geçerliliğini sınyan çalışmalar (Baillie ve Selover, 1987; Corbae ve Ouliaris, 1988; Mark, 1990; Cooper, 1994), II. Dünya Savaşı sonrası dalgalı döviz kuru dönemi için, reel döviz kurunda önemli bir ortalamaya dönme eğilimi olmadığı yönünde bulgular elde etmiştir. Ancak I. ve II. Dünya savaşı arasındaki dönemde, satın alma gücü paritesi lehine daha ciddi kanıtlar elde edilmiştir (Taylor ve McMahan 1988; McNown ve Wallace, 1989; Choudry, McNown ve Wallace, 1991). Bunun yanında II. Dünya savaşı sonrası dönemi ele alan ve uzun dönemde satın alma gücü paritesi koşulunun sağlandığı yönünde sonuçlar elde eden çalışmalar da mevcuttur (Kim, 1990; Cheung ve Lai, 1993; Kugler ve Lenz, 1993; MacDonald, 1993; Pedroni, 1995; Zhou, 1997; Chinn, 1997; Jacobson vd., 2002; Carlsson vd., 2007; Haug ve Basher, 2007; Narayan vd., 2009).

### 2.3. Satın Alma Gücü Paritesi Bulmacası

En eski denge reel döviz kuru yaklaşımlarından olan satın alma gücü paritesi, yaklaşık bir asırlık bir süreçte ekonomistlerin ilgi odağı olmuştur. Satın alma gücü paritesi yaklaşımı, aynı zamanda, diğer birçok denge reel döviz kuru yaklaşımının da temel dayanağı ve çıkış noktası olmuştur. Dornbusch ve Krugman (1976) satın alma gücü paritesi yaklaşımına yönelik bu ilgiyi, neredeyse her uluslararası iktisatçının içinde satın alma gücü paritesi teorisinin herhangi bir türevine kemikleşmiş bir inanç olduğu şeklinde yorumlamıştır. Bu nedenle, satın alma gücü paritesi, İsveçli ekonomist Cassel tarafından ilk olarak ortaya atıldığından beri, birçok ampirik çalışmanın konusu olmuş ve yeni ekonometrik metotlar geliştikçe satın alma gücü paritesini test etmeye yönelik literatür de genişlemeye devam etmiştir. Ancak, 1970'li yıllarda dalgalı döviz kuru sisteminin uygulanmaya başlamasıyla birlikte, satın alma gücü paritesi teorisinin en büyük destekçileri bile, teorisinin bir kısa dönem ilişkisi olmadığını, fiyat seviyesi hareketlerinin döviz kurlarındaki dalgalanmaları aylık veya yıllık bazda bile dengeleyemediğini kabul etmek zorunda kalmıştır (Froot ve Rogoff, 1994: 2). Öyle ki, Frenkel (1981) daha ileri giderek, satın alma gücü paritesi üzerine yaptığı kapsamlı araştırması sonucunda, teorisinin çöktüğünü ileri sürmüştür. Bu nedenle, Rogoff (1996: 647) satın alma gücü paritesine yönelik bu sezgisel inancın ve “huzur veren”, “sıcak” hislerin, somut kanıtların yerini tutamayacağını söylemiştir.

Rogoff (1996) çalışmasında, 1990'lı yıllarda satın alma gücü paritesini destekleyen çalışmaların sayısının artmasına rağmen, satın alma gücü paritesine yakınsamanın çok uzun dönemde gerçekleştiğine dair bir fikir birliği olduğu tespitinde bulunmuştur. Bu tespite göre yakınsama hızı o kadar yavaştır ki pariteden sapmaların yarı ömrü, 3 ile 5 yıl arasında değişmektedir. Reel döviz kurlarının satın alma gücü paritesine yakınsamasındaki bu atalet karşılık, döviz kurları kısa dönemde aşırı derecede volatildir. Bu tespitler ışığında Rogoff, döviz kurlarının kısa dönemde gösterdiği aşırı volatilitate dikkate alındığında, satın alma gücü paritesinden sapmaların ortadan kalkmasının neden bu kadar uzun zaman aldığı sorgulamakta ve bu durumu satın alma gücü paritesi bulmacası olarak adlandırmaktadır.

Satın alma gücü paritesinin uygulanabilir olması için, reel döviz kurlarının satın alma gücü paritesine yakınsama hızının yarı ömrünün en fazla 2 yıl olması gerektiği konusunda bir görüş birliği vardır. Beklentilerin aksine, ampirik bir stilize gerçek olarak ortaya çıkan 3-5 yıllık yarı ömür, ortalamaya dönüş hızının aşırı derecede düşük olduğunu göstermiştir ve bu durum -yüksek kısa dönem volatilitesi ile birlikte dikkate alındığında- yapışkan fiyat modelleri ile ya da mevcut diğer modellerle açıklanamamaktadır (El-Gamal ve Ryu, 2003: 2). Kısa dönem döviz kuru oynaklığını açıklamaya yönelik birçok yaklaşım, portföy

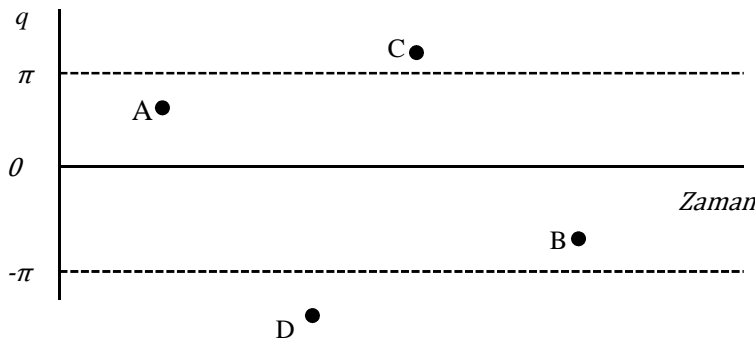


tercihlerindeki deęişimler, kısa dönemli varlık fiyatları balonları ve parasal şoklara dikkati çekmektedir. Nominal yapışkanlıklar söz konusu olduğunda, bu tür şoklar, reel ekonomi üzerinde önemli etkiler meydana getirebilmektedir. Ancak bahsi geçen 3-5 yıllık yarı ömürler dikkate alındığında bu durum nominal yapışkanlıklarla da açıklanamamaktadır. Keza, bu yavaş uyarlanma hızı reel şoklardan (zevk ve alışkanlıklardaki deęişmelerden kaynaklanan şoklar ve teknoloji şokları) kaynaklanıyor gibi görünse de söz konusu dönemde, reel şoklara dayalı mevcut modeller de kısa dönem döviz kuru oynaklığını açıklamada yetersiz kalmıştır (Rogoff, 1996: 648).

Engel ve Moreley (2001: 2); Rogoff (1996); Stockman (1987) ve birçok dięer çalışma fiyatların, nominal döviz kurunun ve reel döviz kurunun uzun dönem dengesine yakınsama hızının aynı olduğunu varsayan rasyonel beklentilere dayalı yapışkan fiyat modellerinden yola çıkmaları nedeniyle, satın alma gücü paritesi bulmacasına dair, parasal ve reel şoklara dayalı açıklamaların yetersiz olduğunu öne sürmüştür. Engel ve Moreley (2001:2)'e göre yavaş uyarlanma, fiyatların yavaş uyarlanmasından deęil nominal döviz kurlarının yavaş uyarlanmasından kaynaklanmaktadır. Nominal döviz kurlarının ve fiyatların uyarlanma hızlarının farklı olduğu kabul edildiğinde, nominal döviz kurlarının satın alma gücü paritesine yakınsamasının yıllar aldığı, buna karşılık fiyatların yakınsamasının yalnızca aylar aldığını görülmektedir. Cheung vd. (2004) çalışmalarında Moreley (2001)'in çalışmasından yola çıkarak, nominal döviz kurlarının uyarlanma hızının 3-6 yıllık, fiyatların uyarlanma hızının ise 1-2 yıllık bir yarı ömrü olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca satın alma gücü paritesinden sapmaların %60-%90'lık bir kısmının nominal döviz kurlarındaki uyarlanmadan kaynaklandığını, dolayısıyla reel döviz kurunun satın alma gücü paritesine yakınsamasındaki itici gücün, nominal döviz kurlarının uyarlanmasından kaynaklandığı yönünde bulgular elde etmişlerdir.

Satın alma gücü paritesi bulmacasını açıklamaya yönelik bir dięer yaklaşım ise işlem maliyetlerine odaklanmaktadır. Bu tür maliyetler satın alma gücünden sapmalardan faydalanmayı karlı olmaktan uzaklaştırabilmekte ve reel döviz kurları için doğrusal olmayan ve yavaş bir uyarlanma süreci yaratabilmektedir (MacDonald, 2007: 41; Marsh vd., 2012: 195). İşlem maliyetlerinin varlığı durumunda, reel döviz kurlarının uyarlanma mekanizmasının doğrusal olmayan bir süreç olabileceęi fikri Heckscher (1916)'ya ve Cassel (1922)'ye kadar dayanmaktadır. Ancak 90'lı yıllarla birlikte daha fazla sayıda iktisatçı, uluslararası arbitrajda işlem maliyetlerinden kaynaklanan, doğrusal olmayan döviz kuru uyarlanmasından bahseder olmuştur. İşlem maliyetleri genellikle reel döviz kuru için, arbitrajın marjinal maliyetinin, marjinal faydasını aştığı seviye arasında bir bant oluşturmaktadır (Taylor vd., 2001: 4).

**Grafik 1. Satın Alma Gücü Paritesi ve Nötr Bant**



**Kaynak:** MacDonald, 2007: 42.

Grafik 1’de, ( $\pi$  işlem maliyetleri olmak üzere) işlem maliyetleri nedeniyle arbitrajın karlı olmadığı aralığı ifade eden nötr bant kavramı gösterilmektedir. Grafik 1’e göre C ve D noktalarında arbitraj karlı iken, A ve B noktalarında, işlem maliyetlerinin varlığı nedeniyle karlı değildir. Bu nedenle bu aralıkta satın alma gücü paritesinden sapmalar kabul edilebilir. Daha önce eşitlik (5)’te işlem maliyetleri, işlem maliyetlerinin var olmadığı varsayımı dolayısıyla eşitliğe dâhil edilmemişken, eşitlik (5) işlem maliyetleri de dikkate alınarak yeniden yazıldığında eşitlik (11)’e ulaşılır;

$$e_t = \pi + p_t - p_t^* \quad (11)$$

İşlem maliyetlerinin yurtiçi ve yurtdışında simetrik olduğu düşünüldüğünde, reel döviz kurunun,  $-\pi < q_t < \pi$  aralığında sıfırdan farklı değerler alması (dolayısıyla satın alma gücünden sapması) mümkündür (MacDonald, 2007: 42). Dolayısıyla Taylor ve Sarno (1998)’ya göre satın alma gücü paritesine dönme eğiliminin doğrusal olmayan bir süreç izlemesi mümkündür. Bu nedenle, (Michael, Nobay ve Peel, 1997; Taylor ve Sarno, 1998; Baum, Barkoulas ve Çağlayan, 1999; Taylor vd., 2001; Chortareas, Kapetanios ve Shin , 2002; Lo, 2006; Sollis, Leybourne ve Newbold, 2008; Chini, 2010) doğrusal olmayan zaman serisi analizleri uygulayarak, reel döviz kurlarının ortalamaya dönme eğiliminin doğrusal olmayan bir süreç izlediği sonucuna ulaşmışlardır. Michael vd. (1997) doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serisi metotlarının performanslarını karşılaştırarak, doğrusal olmayan modellerin satın alma gücü paritesine dönme eğilimini yakalamada daha başarılı olduğu yönünde güçlü bulgular elde etmiş ve literatürde daha önce elde edilen çelişkili sonuçları doğrusal olmayan süreçlerin dikkate alınmaması ile açıklamıştır. Taylor vd. (2001) çalışmalarında ortalamaya dönme hızının yarı ömürlerinin, reel döviz kurlarının doğrusal olmayan karakteri ile uyumlu bir yapıda olduğu ve meydana gelen büyük şoklardan sonra ortalamaya dönme hızının daha hızlı, küçük şoklarda ise daha yavaş olduğu yönünde bulgulara ulaşmışlardır. Bu bağlamda, işlem maliyetleri nedeniyle ortaya çıkan ikinci tip satın alma gücü paritesi bulmacasının, doğrusal olmayan süreçleri dikkate alarak çözülebileceği sonucuna ulaşmışlardır.

### **3. SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ İLE REEL YANLIŞ DENGELENMENİN BELİRLENMESİ**

Satın alma gücü paritesi teorisi, temelde bir uzun dönem denge reel döviz kuru teorisi olarak öne sürülmüştür ve her ne kadar, kısa dönemli sapmalar söz konusu olsa da, döviz kurlarının uzun dönemde, teorinin öngördüğü seviyeye geri döneceğini varsaymaktadır. Satın alma gücü paritesinin bu varsayımı, teorinin ampirik analizi açısından büyük önem taşımaktadır. Zira bu varsayım, reel döviz kuru serisinin ortalamaya dönme eğilimi olduğuna işaret etmektedir. Eğer reel döviz kurları ortalamaya dönme eğilimi gösteriyorsa, şokların reel döviz kuru üzerindeki etkisi kalıcı olmayacaktır. İstatistiksel bir yaklaşımla bakıldığında, bu durum reel döviz kuru serisinin durağan bir süreç olduğunu ifade etmektedir. Dolayısıyla satın alma gücü paritesi teorisi test edilmek istendiğinde, reel döviz kuru serisinin durağan bir süreç olup olmadığının test edilmesi mümkündür. Bu nedenle çeşitli birim kök testleri ile reel döviz kurunun durağanlığı sınanarak, Türkiye’de satın alma gücü paritesinin geçerliliği test edilmiştir.

Analizde üç farklı reel döviz kuru serisi kullanılmıştır. Yıllık reel döviz kuru serisi 1970-2014 yıllarını kapsamaktayken, çeyreklik döviz kuru serisi 1969Q1-2014Q1 dönemini kapsamaktadır. GSYİH deflatörü ile hesaplanan reel döviz kuru serisi ise 1987Q1-2014Q3 dönemini kapsamaktadır. Analizde kullanılan seriler, IMF’nin uluslararası finansal istatistikler (IFS) veri tabanından alınmıştır. Nominal döviz kuru, bir birim yabancı paranın

yerli para cinsinden değeri olarak ifade edilmektedirken, reel döviz kuru serileri  $Q_t = \frac{E_t P_t}{P_t^*}$

eşitliği aracılığıyla elde edilmiştir. Eşitlikteki fiyat endeksleri için yine IFS veri tabanından elde edilen yurtiçi (Türkiye) ve yurtdışı (ABD) TÜFE verileri kullanılmıştır. Ayrıca farklı fiyat endekslerinin reel döviz kurunun hesaplanmasında yaratabileceği farklılıkları inceleyebilmek adına fiyat seviyesi serileri için alternatif olarak Türkiye ve ABD gayrisafi yurtiçi hâsıla deflatörleri de kullanılmıştır. Söz konusu seriler aracılığıyla elde edilen reel döviz kuru serisi analize logaritması alınarak dâhil edilmiştir.

### 3.1. Yıllık Reel Döviz Kuru Serisi İçin Birim Kök Testleri

Yıllık frekanstaki reel döviz kuru serisi için yapılan birim kök testleri tablo 1’de verilmiştir. Test sonuçlarına göre, yıllık frekanstaki logaritmik reel döviz kuru serisi seviyesinde birim kök taşımaktadır. Dolayısıyla durağan değildir. Ayrıca seviyelerinde durağan olmayan bu seriler, birinci farklarında da birim kök taşımaktadır.

**Tablo 1. Yıllık Reel Döviz Kuru Serisi İçin Birim Kök Testleri**

LOGRER	Düzye				Birinci Fark			
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
ADF	-0.9621	[0.7582]	-1.8836	[0.6452]	-2.1216	[0.2375]	-2.1749	[0.4909]
PP	-0.7132	[0.8328]	-1.1643	[0.9055]	-1.9697	[0.2986]	-2.0020	[0.5837]
ERS								
*DF-GLS	-0.9746	(-1.948)	-2.3727	(-3.190)	-2.1525	(-1.9486)	-2.2203	(-3.190)
*P. Optimal	268.69	(2.9700)	22.091	(5.7200)	3.6348	(2.9700)	13.2382	(5.7200)
Ng-Perron								
MZalfa	1.1040	(-8.100)	-3.7706	(-17.30)	-6.6532	(-8.1000)	-6.6506	(-17.30)
MZt	1.9011	(-1.980)	-1.2068	(-2.910)	-1.7913	(-1.9800)	-1.8059	(-2.910)
MSB	1.7219	(0.2330)	0.3200	(0.168)	0.2692	(0.2330)	0.2715	(0.168)
MPT	196.95	(3.1700)	21.895	(5.480)	3.7940	(3.1700)	13.710	(5.480)
KPSS	0.8289	(0.4630)	0.1202	(0.1460)	0.1984	(0.4630)	0.1771	(0.146)

- Parantez içindeki değerler %5 anlamlılık seviyesinde test kritik değerleridir.
- Köşeli parantez içindeki değerler prob değerleridir.

Test sonuçları, serinin ancak ikinci farkında durağanlaştığını göstermektedir. Bu durumda, 1970-2014 yılları için hesaplanan reel döviz kuru serisinin durağanlığının sınanması amacıyla yapılan klasik birim kök testleri, satın alma gücü paritesinin açıkça ihlal edildiğini göstermektedir. Dolayısıyla reel döviz kurlarının yanlış dengelendiği sonucuna ulaşılmaktadır.

### 3.2. Kapetanios Çok Kırılmalı Birim Kök Testi

Çalışmada gerçekleştirilen birinci nesil birim kök testleri serilerin hem seviyesinde hem de birinci farkında durağan olmadıklarını göstermektedir. Ancak Perron (1989) seride bir yapısal kırılma olması durumu nedeniyle, yapılan klasik birim kök testlerinin, birim kök hipotezini reddedemeyebileceğini ifade etmiştir. Bu durumda, yapısal kırılmayı dikkate almayan testler nedeniyle, esasen durağan olan serilerin birim köklü olduğu şeklinde yanlış bir sonuca ulaşılabilecektir. Perron (1989)’un çalışmasının ardından, birim kök hipotezine karşılık, tarihi önceden bilinmeyen bir yapısal kırılma hipotezini sınamaya yönelik çalışmalara odaklanılmıştır. Bu bağlamda, Banerjee vd. (1992) ve Zivot ve Andrews (1992), birim kök hipotezine karşılık tek yapısal kırılmayı, Lumsdaine ve Papell (1997) ise iki yapısal kırılmayı sınanan testler geliştirmiştir.

Kapetanios (2005) ise Zivot ve Andrews birim kök testini geliştirerek, birim kök temel hipotezine karşın,  $m$  kırılmalı durağanlık hipotezini sınyan bir test oluşturmuştur. Kapetanios testinde öncelikle maksimum kırılma sayısı belirlenmekte, uygun kırılma sayısı ise içsel olarak belirlenmektedir. Bu test de, Zivot - Andrews testinde olduğu gibi üç farklı yapısal kırılma modeli önermektedir (Tang, 2011: 267). Model A düzeyde kırılmayı, model B eğimde kırılmayı, model C ise hem eğimde hem de düzeyde kırılmayı ifade etmektedir. Ancak Sen (2003), kırılma tarihinin bilinmediği varsayımı altında, Monte Carlo simülasyonlarına dayanarak, Model C'nin daha güvenilir sonuçlar verdiği yönünde kanıtlar elde etmiştir. Model C ise eşitlik (12)'de verilmiştir;

$$\Delta y_t = \mu_1 + b_1 t + a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^m \delta_i DT_{i,t} + \sum_{k=1}^p c_3 \Delta y_{t-k} + \xi_t \quad (11)$$

Eşitlik (12)'de  $t$  trendi,  $m$  yapısal kırılma sayısını ve  $\xi$  küresel dağılıma sahip white noise hata terimini ifade etmektedir. Test eşitliğine, otokorelasyon problemini çözmek için, eşitliğe bağımlı değişkenin birinci farkının gecikmeli değerleri ( $\Delta y_{t-k}$ ) eklenmiştir.  $DU_{i,t}$  ve  $DT_{i,t}$ , sırasıyla  $DU_{i,t} = 1 (t > T_{B,i})$  ve  $DT_{i,t} = 1 (t > T_{B,i})(t - T_{B,i})$  şeklinde tanımlanmış sabitte ve trendde kırılma kuklalarıdır.  $T_{B,i} + 1$ ,  $i$ 'inci yapısal kırılmayı,  $1(.)$  ise fonksiyonun, öne sürülen argüman doğru iken 1 ve yanlış iken 0 değeri aldığı ifade eden bir göstergedir:

$$DU_{i,t} \begin{cases} 1 & t > T_{B,i} \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda.} \end{cases} \quad DT_{i,t} \begin{cases} t - T_{B,i} & t > T_{B,i} \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases} \quad (12)$$

Testte  $H_0: \alpha = 1$  hipotezine karşılık  $H_1: \alpha < 1$  hipotezi sınyanmaktadır. Testin işleyişi ise şu şekildedir: Öncelikle belirli bir kırılma sayısı için, tüm örneklem boyunca tek kırılma aranmakta ve hipotezinin  $t$  istatistikleri elde edilmektedir. Ardından ise minimum kalıntı kareler toplamını veren yapısal kırılma tarihi belirlenmektedir. Daha sonra, belirlenen ilk kırılma tarihi de modele eklenerek, geriye kalan parçalar arasında ikinci yapısal kırılma tarihi elde edilmektedir. Kırılma tarihlerinin belirlenme sürecinde,  $\alpha = 1$  için de  $t$  istatistikleri elde edilmektedir. Bu işlem,  $m$  kırılma sayısına ulaşılan dek tekrarlanmakta ve uygun yapısal kırılma sayısı,  $\alpha = 1$  için minimum  $t$  istatistiğini veren kırılma sayısı olarak belirlenmektedir.

Uygulanan Kapetanios testi sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Test sonuçlarına göre, her üç modelde de minimum  $t$  istatistiği, tek kırılma için elde edilmiştir. Ayrıca seri hem model A hem de model C'ye göre birim kök taşımaktadır. Model B'den elde edilen sonuçlar ise serinin tek kırılma ile durağan olduğunu göstermektedir. Ancak daha önce de belirtildiği gibi, Model C'den elde edilen sonuçların daha güvenilir olduğu kabul edilmektedir. Dolayısıyla yapısal kırılmalı birim kök testleri de logaritmik reel döviz kuru serisinin birim köklü olduğunu ifade etmektedir.

**Tablo 2. Yıllık Reel Döviz Kuru Serisi İçin Kapetanios Birim Kök Testi**

Model-A	t-ist	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
<b>M1</b>	<b>-2.8718</b>	<b>2006</b>	<b>-4.661</b>	<b>-4.930</b>	<b>-5.338</b>
M2	-3.8002	2006;1990	-5.467	-5.685	-6.162
M3	-3.6837	2006;1990;1984	-6.265	-6.529	-6.991
M4	-3.6180	2006;1990;1984;1993	-6.832	-7.104	-7.560
M5	-3.7575	2006;1990;1984;1993;1979	-7.398	-7.636	-8.248
Model-B	t-ist	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
<b>M1</b>	<b>-4.6079</b>	<b>2000</b>	<b>-4.144</b>	<b>-4.495</b>	<b>-5.014</b>
M2	-5.8900	2000;1987	-4.784	-5.096	-5.616
M3	-6.1131	2000;1987;1975	-5.429	-5.726	-6.286
M4	-8.4455	2000;1987;1975;1982	-5.999	-6.305	-6.856
M5	-7.3865	2000;1987;1975;1982;1992	-6.417	-6.717	-7.395
Model-C	t-ist	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
<b>M1</b>	<b>-4.5526</b>	<b>1993</b>	<b>-4.820</b>	<b>-5.081</b>	<b>-5.704</b>
M2	-4.6895	1993;1998	-5.847	-6.113	-6.587
M3	-5.6126	1993;1998;1974	-6.686	-7.006	-7.401
M4	-6.0176	1993;1998;1974;1985	-7.426	-7.736	-8.243
M5	-5.7432	1993;1998;1974;1985;1979	-8.016	-8.343	-9.039

Yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testlerinden elde edilen sonuçlar, birinci nesil birim kök testlerini destekler şekilde, reel döviz kurunun yanlış dengelendiğini göstermektedir. Model A, model B ve model C'nin seri için belirlediği kırılma tarihleri ise Türkiye ekonomisi açısından önemli üç farklı tarihe işaret etmektedir. Model A, seri için 2006 yılında bir yapısal kırılma öngörürken, model B 2000 yılında, Model C ise 1993 yılında bir kırılma ön görmektedir. Model A'nın öngördüğü kırılma tarihi olan 2006 yılı, açık enflasyon hedeflemesine geçilerek, önemli bir para politikası rejimi değişikliğinin gerçekleştirildiği bir tarihtir. Aynı zamanda 2006 yılı yurtiçi dinamiklerden kaynaklanmayan, küresel finansal koşulların etkisiyle meydana gelen şoklar nedeniyle sermaye çıkışlarının gerçekleştiği bir dönemdir. Diğer taraftan model B'nin önerdiği kırılma tarihi olan 2000 yılı, Türkiye ekonomisinde meydana gelen en büyük krizin hemen öncesini işaret etmektedir. Nitekim 2000 yılı kasım ayı, her ne kadar ek önlemler ve IMF desteği ile atlatılmış olsa da, önemli bir likidite krizinin yaşandığı bir tarihtir. Benzer şekilde, 1994 krizi de Model C'nin önerdiği kırılma tarihi olan 1993 yılının hemen ardından meydana gelmiştir. Dolayısıyla modellerin öngördüğü kırılma tarihleri Türkiye ekonomisinde önemli krizlerin ve politika değişikliklerinin meydana geldiği dönemleri işaret etmektedir<sup>iii</sup>.

### 3.3.Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi

Türkiye için satın alma gücü paritesini sınamak amacıyla yapılan birinci nesil birim kök testleri ve yapısal kırılmalı birim kök testlerinde, reel döviz kuru serisinin birim köke sahip olduğu yönündeki boş hipotez reddedilememiştir. Ancak literatürde satın alma gücü paritesinden sapmaları açıklamak amacıyla yapılan çalışmaların çokluğu ve yeni geliştirilen ekonometrik metotlar teorisinin daha detaylı olarak analiz edilmesine olanak sağlamaktadır. Daha önce de belirtildiği gibi, uluslararası iktisat literatüründe reel döviz kurlarının belirlenmesine yönelik en popüler kuramlardan biri olan satın alma gücü paritesi teorisini ampirik olarak test eden çalışmalar genellikle teorisinin aleyhine sonuçlar elde etmiştir. Satın alma gücü paritesi koşulunun kısa dönemde tutmadığı yönündeki sonuçlar bir tarafa, uzun dönemde dahi teorisinin lehine sonuçlar elde edilememesi “satın alma gücü paritesi bulmacası” olarak adlandırılan bir kavram ortaya çıkmıştır. Taylor ve Sarno (1998)'nun satın alma gücü

paritesi bulmacasını çözmeye yönelik yaklaşımları, göz ardı edilen işlem maliyetlerinin, satın alma gücünden sapmalardan faydalanmayı karlı olmaktan uzaklaştırabileceği ve bu durumun reel döviz kuru için doğrusal olmayan, yavaş bir uyarlanma süreci yaratabileceğini öne sürmekteydi. Taylor ve Sarno (1998) tarafından ortaya atılan bu yaklaşımın ardından, doğrusal olmayan zaman serisi analizleri uygulanarak yapılan birçok çalışmada, reel döviz kurlarının ortalamaya dönme sürecinin, doğrusal olmayan bir süreç olduğu yönünde sonuçlar elde edilmiştir. Bu nedenle, Kapetanios, Snell ve Shin (2003) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan birim kök testi (KSS) aracılığıyla, Türkiye için reel döviz kuru serisinin doğrusal olmayan bir süreç olup olmadığı incelenmiştir. KSS testinin boş hipotezi serinin birim köklü olduğunu ifade ederken, alternatif hipotez serinin doğrusal olmayan ancak durağan bir süreç olan, üstel düzgün geçişli otoregresif (Exponential Smooth Transition Autoregressive, ESTAR) bir süreç olduğunu ifade etmektedir. STAR (1) modelini şu şekilde göstermek mümkündür. Üstel fonksiyon;

$$\Theta(\theta; y_{t-d}) = 1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2) \quad (14)$$

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} \Theta(\theta; y_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (15)$$

eşitlik (14), eşitlik (15)'te yerine konulursa, eşitlik (16) elde edilir.

$$y_t = \beta y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (16)$$

Eşitlik (16) yeniden düzenlendiğinde;

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-d}^2)] + \varepsilon_t \quad (17)$$

Bu model  $\phi = 0$  ve  $d = 1$  kısıtlarıyla, eşitlik (18)'deki gibi yeniden yazılabilir:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} [1 - \exp(-\theta y_{t-1}^2)] + \varepsilon_t \quad (18)$$

Testin boş ve alternatif hipotezleri sırasıyla ;  $H_0 : \theta = 0$  ve  $H_1 : \theta > 1$  şeklindedir. Model Taylor açılımı aracılığı ile eşitlik (19)'daki gibi tahmin edilmektedir:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (19)$$

Testin boş ve alternatif hipotezleri ise  $H_0 : \delta = 0$  ve  $H_1 : \delta < 0$  şeklinde yeniden düzenlenebilmektedir. Testin boş hipotezi reel döviz kuru serisinin birim köklü olduğunu ifade ederken, alternatif hipotez serinin doğrusal olmayan ancak durağan olan bir süreç (ESTAR) izlediğini ifade etmektedir. Eğer KSS testi sonucunda  $H_0$  reddedilirse, Türkiye'de reel döviz kuru serisinin doğrusal olmayan, durağan bir süreç olduğu sonucuna ulaşılabacaktır. Dolayısıyla klasik birim kök testleri ve yapısal kırılmalı birim kök testlerinde,  $H_0$  hipotezleri hatalı bir biçimde kabul edilmiş olacaktır. Bu durumda ise Türkiye için reel döviz kurunun yanlış dengelenmediğini söylemek mümkün olacaktır.

**Tablo 3. Yıllık Reel Döviz Kuru Serisi İçin KSS Birim Kök Testi<sup>iv</sup>**

	t-ist	%10	%5	%1
<b>Sabitli Model</b>	<b>-0.702002</b>	-3.4	-2.93	-2.66
<b>Sabit ve Trendli Model</b>	<b>-1.705551</b>	-3.9	-3.40	-3.13

Dolar/TL reel döviz kuru için KSS birim kök testi sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. KSS testi hem sabitli model için hem de sabitli ve trendli model için, bir gecikme ile tahmin edilmiştir. KSS testinden elde edilen t istatistikleri, test kritik değerlerinden küçük olduğundan, serinin birim köklü olduğuna yönelik boş hipotez reddedilememektedir. Dolayısıyla logaritmik reel döviz kuru serisi durağan değildir ve doğrusal olmayan bir süreç izlememektedir. Sonuç olarak, satın alma gücü paritesinin testine yönelik, farklı durumları dikkate alan üç farklı yöntemden elde edilen sonuçlar birbirini desteklemektedir.

### 3.4.Çeyreklik Reel Döviz Kuru Serisi İçin Birim Kök Testleri

Daha önce yıllık logaritmik reel döviz kuru serisi için gerçekleştirilen analizler bu başlık altında, çeyreklik logaritmik reel döviz kuru serisi için yapılmıştır. Böylelikle daha yüksek frekanslı bir reel döviz kuru serisi kullanıldığında analiz sonuçlarında bir farklılık olup olmadığı incelenmiştir.

**Tablo 4. Çeyreklik Reel Döviz Kuru Serisi İçin Birim Kök Testleri**

LOGRER	Düzye				Birinci Fark			
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
ADF	-1.6089	[ 0.475]	-2.3407	[ 0.4094]	-1.4074	[ 0.5777]	-1.5408	[ 0.811]
PP	-0.6030	[ 0.865]	-0.6947	[ 0.9714]	-8.2934	[ 0.0000]	-8.3083	[ 0.000]
ERS								
*DF-GLS	-0.6591	(-1.942)	-2.5514	(-2.959)	-1.0094	(-1.9426)	-1.0998	(-2.959)
*P. Optimal	450.16	( 3.160)	28.933	( 5.656)	1.7565	( 3.1598)	5.1134	( 5.656)
Ng-Perron								
MZalfa	0.9488	(-8.100)	-3.2180	(-17.30)	-13.493	(-8.1000)	-17.8378	(-17.30)
MZt	1.1312	(-1.980)	-1.1713	(-2.910)	-2.5972	(-1.9800)	-2.96867	(-2.910)
MSB	1.1922	(0.2330)	0.3640	(0.168)	0.1924	(0.2330)	0.16643	(0.168)
MPT	95.387	(3.1700)	26.270	(5.480)	1.8161	(3.1700)	5.21910	(5.480)
KPSS	1.6084	(0.4630)	0.2147	(0.1460)	0.3793	(0.4630)	0.35917	(0.146)

- Parantez içindeki değerler %5 anlamlılık seviyesinde test kritik değerleri iken köşeli parantez içindeki değerler prob değerleridir.

ADF ve DF-GLS testlerine göre, seri hem seviyesinde hem de birinci farkında durağan değildir. Ancak diğer birim kök testlerinden elde edilen sonuçlara göre, seri seviyesinde durağan değilken, birinci farkında durağanlaşmaktadır. Dolayısıyla satın alma gücü paritesi koşulu sağlanmamaktadır. Çeyreklik reel döviz kuru serisi için Kapetanios testi sonuçlarına göre, her üç model de tek kırılma öngörmektedir ve yine her üç modele göre de logaritmik reel döviz kur serisi seviyesinde durağan değildir. Ancak her üç model de birbirinden farklı kırılma tarihleri öngörmektedir. Model A kırılmanın 1990 yılı dördüncü çeyreğinde, model B, 2000 yılı birinci çeyreğinde, model C ise 1993 yılı üçüncü çeyreğinde gerçekleştiği yönünde sonuçlar vermiştir.

**Tablo 5. Çeyreklik Reel Döviz Kuru Serisi İçin Kapetanios Testi**

Model-A	t-ist.	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
M1	<b>-3.3000</b>	<b>1990Q4</b>	<b>-4.661</b>	<b>-4.930</b>	<b>-5.338</b>
M2	-4.0556	1990Q4;2009Q2	-5.467	-5.685	-6.162
M3	-4.6932	1990Q4;2009Q2;1980Q2	-6.265	-6.529	-6.991
M4	-4.8815	1990Q4;2009Q2;1980Q2;2003Q2	-6.832	-7.104	-7.560
M5	-4.8900	1990Q4;2009Q2;1980Q2;2003Q2;1985Q2	-7.398	-7.636	-8.248
Model-B	t-ist.	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
M1	<b>-4.0249</b>	<b>2000Q1</b>	<b>-4.144</b>	<b>-4.495</b>	<b>-5.014</b>
M2	-5.3382	2000Q1;1987Q2	-4.784	-5.096	-5.616
M3	-5.4495	2000Q1;1987Q2;1974Q2	-5.429	-5.726	-6.286
M4	-5.6437	2000Q1;1987Q2;1974Q2;1981Q2	-5.999	-6.305	-6.856
M5	-5.3814	2000Q1;1987Q2;1974Q2;1981Q2;2010Q2	-6.417	-6.717	-7.395
Model-C	t-ist.	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
M1	<b>-4.3941</b>	<b>1993Q4</b>	<b>-4.820</b>	<b>-5.081</b>	<b>-5.704</b>
M2	-4.4812	1993Q4;1987Q4	-5.847	-6.113	-6.587
M3	-5.4039	1993Q4;1987Q4;2001Q1	-6.686	-7.006	-7.401
M4	-7.6527	1993Q4;1987Q4;2001Q1;1979Q2	-7.426	-7.736	-8.243
M5	-8.1137	1993Q4;1987Q4;2001Q1;1979Q2;1974Q4	-8.016	-8.343	-9.039

Her üç modelden elde edilen sonuçlar, kırılmaların yine önemli politika değişiklikleri ve krizlerin yaşandığı dönemlerde meydana geldiğini göstermektedir. Nitekim 1990 yılı finansal serbestleşme ve TL'nin konvertibilitesinin artırılmasının ardından bir geçiş dönemi iken, 2000 yılı birinci çeyreği IMF ile imzalanan stand by anlaşması çerçevesinde enflasyonla mücadele programına geçiş tarihini ifade etmektedir. Aynı zamanda enflasyonla mücadele programı çerçevesinde önceden ilan edilen sabit kur rejimine geçilmiştir. Dolayısıyla 2000 yılı döviz kurlarının yapay olarak baskı altında tutulduğu bir dönemi ifade etmektedir. 1993 yılı dördüncü çeyreği ise yine 1994 krizinin hemen öncesine işaret etmektedir. Sonuç olarak, çeyreklik reel döviz kuru serisi için yapısal kırılmalı birim kök testi de satın alma gücü paritesinin aleyhine sonuçlar vermiştir.

**Tablo 6. Çeyreklik Reel Döviz Kuru Serisi İçin KSS Birim Kök Testi**

	t-stats	%10	%5	%1
<b>Sabitli Model</b>	<b>-1.001907</b>	-3.4	-2.93	-2.66
<b>Sabit ve Trendli Model</b>	<b>-2.224712</b>	-3.9	-3.40	-3.13

Tablo 6'da verilen KSS birim kök testi sonuçlarına göre her iki modelden elde edilen t istatistikleri, test kritik değerlerinden küçük olduğundan seri durağan değildir. Sonuç olarak, çeyreklik reel döviz kuru serisi için tüm birim kök testleri, serinin birim köklü olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla satın alma gücü paritesi koşulu sağlanmamaktadır.

### 3.5.GSYİH Deflatörü Bazlı Reel Döviz Kuru Serisi İçin Birim Kök Testleri

Daha önce de belirtildiği gibi, reel döviz kurunun hesaplanmasında kullanılan farklı fiyat göstergeleri, farklı sonuçlar verebilmektedir. Bu nedenle, önceki başlıklarda reel döviz kurunun elde edilmesi için kullanılan TÜFE serisi yerine, bu başlık altında gayrisafi yurtiçi hâsıla deflatörü kullanılmıştır.



**Tablo 7. GSYİH Deflatörü Bazlı Reel Döviz Kuru Serisi için Birim Kök Testleri**

LOGRER	Düzye				Birinci Fark			
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
ADF	-2.2163	[0.201]	-0.6973	[0.9703]	-1.7988	[0.3793]	-2.8152	[0.195]
PP	-1.9262	[0.319]	-0.4660	[0.9838]	-4.0394	[0.0018]	-7.3094	[0.0000]
ERS								
*DF-GLS	-0.0541	(-1.943)	-0.9671	(-3.0250)	-1.7032	(-1.9439)	-2.4616	(-3.0250)
*P. Optimal	10.530	(3.116)	25.787	(5.6420)	168.06	(3.1154)	442.75	(5.6418)
Ng-Perron								
MZalfa	-2.3667	(-8.100)	-3.6082	(-17.30)	0.4740	(-8.1000)	-0.1191	(-17.300)
MZt	-1.0753	(-1.980)	-1.3391	(-2.910)	0.7610	(-1.9800)	-0.1836	(-2.9100)
MSB	0.4543	(0.2330)	0.3711	(0.168)	1.6054	(0.2330)	1.5413	(0.1680)
MPT	10.273	(3.1700)	25.188	(5.480)	150.18	(3.1700)	439.19	(5.4800)
KPSS	169.194	(0.4630)	3.0229	(0.1460)	177.92	(0.4630)	6.1596	(0.1460)

- Parantez içindeki değerler %5 anlamlılık seviyesinde test kritik değerleridir.

GSYİH deflatörü kullanılarak elde edilen reel döviz kuru serisi için yapılan klasik birim kök testleri de, serinin birim köklü olduğu yönündeki boş hipotezi reddedememektedir. Dolayısıyla yine satın alma gücü paritesi koşulunun aleyhine sonuçlar elde edilmiştir.

**Tablo 8. GSYİH Deflatörü Bazlı Reel Döviz Kuru Serisi için Kapetanios Birim Kök Testi**

Model-A	t-ist.	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
M1	<b>-2.7431</b>	<b>2000Q4</b>	<b>-4.661</b>	<b>-4.930</b>	<b>-5.338</b>
M2	-3.9985	2000Q4;2003Q1	-5.467	-5.685	-6.162
M3	-4.1765	2000Q4;2003Q1;1990Q2	-6.265	-6.529	-6.991
M4	-4.7860	2000Q4;2003Q1;1990Q2;1997Q1	-6.832	-7.104	-7.560
M5	-4.7678	2000Q4;2003Q1;1990Q2;1997Q1;2006Q2	-7.398	-7.636	-8.248
Model-B	t-ist.	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
M1	<b>-5.3790</b>	<b>2001Q1</b>	<b>-4.144</b>	<b>-4.495</b>	<b>-5.014</b>
M2	-6.3941	2001Q1;1990Q4	-4.784	-5.096	-5.616
M3	-6.3317	2001Q1;1990Q4;2011Q3	-5.429	-5.726	-6.286
M4	-5.9815	2001Q1;1990Q4;2011Q3;2008Q3	-5.999	-6.305	-6.856
M5	-5.6698	2001Q1;1990Q4;2011Q3;2008Q3;1998Q1	-6.417	-6.717	-7.395
Model-C	t-ist.	Kırılma Tarihi	%10	%5	%1
M1	<b>-4.7097</b>	<b>2000Q4</b>	<b>-4.820</b>	<b>-5.081</b>	<b>-5.704</b>
M2	-6.8444	2000Q4;1993Q4	-5.847	-6.113	-6.587
M3	-9.2529	2000Q4;1993Q4;1997Q4	-6.686	-7.006	-7.401
M4	-9.7272	2000Q4;1993Q4;1997Q4;1989Q4	-7.426	-7.736	-8.243
M5	-10.1369	2000Q4;1993Q4;1997Q4;1989Q4;2011Q2	-8.016	-8.343	-9.039

Tablo 8’de verilen Kapetanios çok kırılmalı birim kök testi sonuçlarına göre, her üç model için de boş hipotez reddedilememektedir. Ayrıca her üç model de, seri için tek kırılma öngörmektedir. Sonuç olarak, seri tek kırılma ile durağan olmayan bir süreç izlemektedir. Model A, B ve C’nin öngördüğü kırılma tarihleri ise sırayla, 2000 yılı dördüncü çeyreği, 2001 yılı birinci çeyreği ve 2000 yılı dördüncü çeyreğidir. Nitekim bu tarihler tam da büyük krizlerin yaşandığı tarihlerdir. 2001 yılı birinci çeyreği hem Türkiye ekonomisinde meydana gelen en büyük ekonomik krizi hem de sabit kur rejiminden, serbest dalgalı kur rejimine

geçiş i işaret etmektedir. Bu nedenle reel döviz kuru serilerinde meydana gelen yapısal kırılmaların açıklanması açısından önemli bir tarihtir.

**Tablo 9.GSYİH Deflatörü Bazlı Reel Döviz Kuru Serisi için KSS Birim Kök Testi**

	t-stats	%10	%5	%1
<b>Sabitli Model</b>	<b>-0.765805</b>	-3.4	-2.93	-2.66
<b>Sabit ve Trendli Model</b>	<b>-0.922978</b>	-3.9	-3.40	-3.13

Uygulanan KSS birim kök testi sonuçları Tablo 9’da verilmiştir. Testten elde edilen t istatistiği yine  $t_{NL}$  kritik değerlerinden küçük olduğundan  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla seri durağan değildir.

#### 4. SONUÇ

Döviz kuru, bir ülkenin küresel ekonomi ile bağlarını temsil eden önemli bir göstergedir. Ticarete konu olan ve olmayan malların nispi fiyatını belirleyen reel döviz kuru ise bir yandan ülkenin dış rekabet gücünü temsil ederken diğer taraftan, ekonominin işleyişi içerisinde, kaynak transferleri ve faktör hareketleri açısından bir sinyal rolü üstlenmektedir. Bu nedenle, reel döviz kurlarının yanlış dengelenmesi, ekonomik birimlerin tüketim ve üretim faaliyetlerini yürütürken karar alma süreçlerinde bozulmalara yol açabilen, dış rekabet gücünü zayıflatan ve bu bağlamda, ekonomi açısından maliyeti oldukça yüksek olan bir problemdir. Bu nedenle, Türkiye için olası yanlış dengelenmenin belirlenmesi amacıyla, en eski ve en popüler model olan satın alma gücü paritesi teorisi yaklaşımı ele alınmıştır.

Türkiye için farklı fiyat endeksleri ve farklı frekanslarda hesaplanan reel döviz kuru serisi için yapılan durağanlık sınamaları, serinin durağan olmadığını bir diğer deyişle ortalamaya dönme eğiliminin olmadığını, dolayısıyla şokların seri üzerindeki etkilerinin kalıcı olduğunu kanıtlamaktadır. Bu durum, net bir şekilde satın alma gücü paritesi koşulunun ihlal edildiğini göstermektedir. Ayrıca satın alma gücü paritesinden sapmaların kaynağının göz ardı edilen yapısal kırılmalar olmadığını açıkça söylemek mümkündür. Dahası reel döviz kurlarının satın alma gücü paritesine yakınsamasındaki atalet veya yavaşlık doğrusal olmayan bir süreç olmasıyla da alakalı değildir. Doğrusal olmayan birim kök testi sonuçları Taylor ve Sarno (1998)’nin satın alma gücü bulmacasına getirdiği açıklamanın Türkiye için geçerli olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla Türkiye için satın alma gücü paritesi koşulunun sağlanmadığını net bir şekilde söylemek mümkündür. Bu durum ise Türkiye’de reel döviz kurlarının yanlış dengelendiğini göstermektedir.

Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden elde edilen bulgular, reel döviz kurlarında meydana gelen yapısal kırılmaların genellikle Türkiye’de uygulanan sabit veya yarı sabit kur rejimlerinin uygulandığı ve para krizlerinin olduğu dönemlere rastladığı görülmektedir. Nitekim kırılma tarihleri Türkiye’de meydana gelen iki önemli krizi işaret etmektedir. Her iki krizin olduğu dönemde de Türkiye’de uygulanan kura dayalı istikrar programları dikkati çekmektedir. Uygulanan istikrar programları çerçevesinde kurlar gerçekçi olmayan seviyelerde baskı altında tutulmaya çalışılmıştır. Reel döviz kurlarının yanlış dengelendiği yönündeki bulgular, analize konu olan dönemde Türkiye’de uygulanan para politikalarının ve daha spesifik olarak kur politikasının gerçekçi ve sürdürülebilir olmadığını ifade eden görüşleri desteklemektedir. Bu bağlamda Türkiye’de reel döviz kurlarının satın alma gücü paritesinden ve dolayısıyla denge seviyesinden sapmalarının uygulanan makroekonomik politikaların sonucu olduğunu söylemek mümkündür.

## KAYNAKÇA

- ABUAF, N. and JORION, P., 1990, Purchasing Power Parity in the Long Run, *Journal of Finance*, 45, 157–174.
- ADLER, M. and LEHMAN, B., 1983, Deviations From Purchasing Power Parity in The Long Run, *Journal of Finance*, 38, 147-87.
- AKRAM, Q. F., BRUNVATNE, K. M. and LOKSHALL, R., 2003, Real Equilibrium Exchange Rates, *Norges Bank Occasional papers no:32*.
- BAILLIE, R.T. ve SELOVER, D., 1987, Cointegration and Models of Exchange Rate Determination, *International Journal of Forecasting*, 3, 43–51.
- BALASSA, B., 1964, The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, 72 (6), 585–596.
- BANERJEE, A., LUMSDAINE, R. L. ve STOCK, J.H., 1992, Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 271-287.
- BAUM, C. F., BARKOULAS, J. ve ÇAĞLAYAN, M., 1999, Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in The Post - Bretton Woods Era. <http://fmwww.bc.edu/ec-p/wp404.pdf> (Erişim Tarihi: 03.05.2014).
- BOZOKLU, Ş. ve YILANCI, V., 2010, Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme, *Maliye Dergisi*, 158, 587–606.
- CARLSSON M., LYHAGEN J. ve ÖSTERHOLM P., 2007, Testing For Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels, *IMF Working Paper No: 07/287*.
- CASSEL, G., 1918, Abnormal Deviations in International Exchanges, *The Economic Journal*, 28 (112), 413–415.
- CASSEL, G., 1922, *Money and Foreign Exchange after 1914*, Constable, London.
- CHEUNG, Y.W. ve LAI, K. S., 1993, A Fractional Cointegration Analysis Of Purchasing Power Parity, *Journal of Business & Economic Statistics*, 11 (1), 103–112.
- CHEUNG, Y.W. ve LAI, K.S., 1998, Parity Reversion in Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Period, *Journal of International Money and Finance*, 17, 597–614.
- CHEUNG, Y.W., Lai, K. S. ve BERGMAN, M., 2004, Dissecting the PPP Puzzle: The Unconventional Roles of Nominal Exchange Rate and Price Adjustments, *Journal of International Economics*, 64, 135–150.
- CHINI, E.Z., 2010, Updating The PPP Puzzle: Should We Use Nonlinear Models?, *MPRA Paper No. 37418*.
- CHINN, M., 1997, Sectoral Productivity, Government Spending And Real Exchange Rates: Empirical Evidence For OECD Countries, *NBER Working Paper No: 6017*.

- CHORTAREAS, G.E., KAPETANIOS, G. ve SHIN, Y., 2002, Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates, *Econ Lett*, 77 (3), 411–441.
- CHOUDHRY, T., MCNOWN, R. ve WALLACE, M., 1991, Purchasing Power Parity And The Canadian Float In The 1950s, *Review of Economics and Statistics*, 73, 558–563.
- COOPER, J.C.B., 1994, Purchasing Power Parity: A Cointegration Analysis Of The Australian, New Zealand And Singaporean Currencies, *Applied Economics Letters*, 1, 167–171.
- CORBAE, D. ve OULIARIS, S., 1988, Cointegration And Tests Of Purchasing Power Parity, *The Review of Economics and Statistics*, 70 (3), 508–511.
- CORBAE, D. ve OULIARIS, S., 1991, A Test of Long-Run Purchasing Power Parity Allowing for Structural Breaks, *Economic Record*, 67, 26–33.
- CULVER, S.E., and PAPELL, D.H., 1999, Long Run Purchasing Power Parity With Short Run Data: Evidence With A Null Hypothesis Of Stationarity, *Journal of International Money and Finance*, 18, 751–768.
- DARBY, M.R., 1983, *Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs, The International Transmission of inflation* (Ed: Darby, M.R., ve Lothian, J.R.), University of Chicago Press, Chicago, 462-477.
- DAVUTYAN, N. ve PIPPENGER, J., 1985, Purchasing Power Parity Did Not Collapse During The 1970's, *American Economic Review*, 75, 1151–1158.
- DIEBOLD, F.X., HUSTED, S. ve RUSH, M., 1991, Real Exchange Rates Under the Gold Standard, *Journal of Political Economy*, 99, 1252–1271.
- DORNBUSCH, R. (1976). Expectations And Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Political Economy*, 84 (6), 1161–1176.
- DORNBUSCH, R. and Krugman, P., 1976, Flexible Exchange Rates In The Short Run, *Brookings Papers on Economic Activity*, No:1.
- DORNBUSCH, R., 1985, Purchasing Power Parity, NBER Working Paper No: 1591, Cambridge.
- DRIVER, R. L. ve WESTAWAY, P. F., 2013, *Concepts Of Equilibrium Exchange Rates, Exchange Rates, Capital Flows And Policy* (Ed: Driver, R., Sinclair, P. ve Thoenissen, C.), Routledge New York, 98-148.
- EDISON, H. J., 1987, Purchasing Power Parity in The Long Run, a Test of the Dollar-Pound-Exchange Rate 1890-1978. *Journal of Money, Credit and Banking*, 19, 376-378.
- EDISON, H.J., 1985, Purchasing Power Parity: A Quantitative Reassessment Of The 1920s Experience, *Journal of International Money and Finance*, 4, 361-72.
- EL-GAMAL, M. A. ve RYU, D., 2003, Short-Memory and The PPP-Hypothesis, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 30, 361–391.

- ENDERS, W, 1988, ARIMA and Cointegration Test of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes, *The Review of Economics and Statistics*, 70, 504-508.
- ENGEL, C ve MORLEY, J.C., 2001, The Adjustment of Prices And The Adjustment of The Exchange Rate, NBER Working paper no. 8550.
- ENGLE, R.F. ve Granger, C.W.J., 1987, Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2).
- FRANKEL, J. A., 1986, International Capital Mobility And Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets. In *How Open is" the U.S. Economy?*, (Ed R. Hafer), Lexington, MA, Lexington Books, 33-67.
- FRANKEL, J. A., 1990, Zen and the Art of Modern Macroeconomics: A Commentary, Monetary Policy for a Volatile Global Economy (Ed:W. S. Haraf veT. D. Willett), Washington,DC: American Enterprise Institute for Public Policy Research pp. 117-12.
- FRENKEL, J., 1981, The Collapse of Purchasing Power Parity During the 1970s, *European Economic Review*, 16, 145-165.
- FRENKEL, J.A. ve ROSE, A.K., 1996b, A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion within and Between Countries, *Journal of International Economics*, 40, 209-224.
- FRENKEL, Jacob A., 1978, Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920's, *Journal of International Economics*, 8 (2), 169-191.
- FROOT, K. A. ve ROGOFF, K.,1994, Perspectives on PPP and long run real exchange rate., NBER Working Paper no: 4952.
- GAILLIOT, H., 1970, Purchasing Power Parity As An Explanation of Long-Term Changes In Exchange Rates, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2(3), 348-357.
- GANDOLFO, G., 2002, *International Finance and Open – Economy Macroeconomics*, Springer, Berlin.
- GRANGER, C.W.J. ve NEWBOLD, P., 1974, Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2 (1974), 111-120.
- HAUG, A. A. ve BASHER, S. A., 2007, Linear or Nonlinear Cointegration In The Purchasing Power Parity Relationship?, *University of Otago Economics Discussion Papers No. 0712*.
- HECKSCHER, E. F., 1916, Vaxelkursens Grundval vid Pappersmyntfot, *Ekono-misk Tidskrift* 18, 309-12.
- HUIZINGA, J., 1987, An Empirical Investigation of the Long Run Behaviour of Real Exchange Rates, *Carnegie-Rochester Conference Series of Public Policy*, 27, 149-214.
- ICKES, B. W., 2001, Lecture Note on Absolute and Relative PPP, <http://econ.la.psu.edu/~bickes/real.pdf> [Erişim Tarihi: 14 Eylül 2014].

- JACOBSON, T., LYHAGEN, J., LARSSON, R. ve Nessen, M., 2002, Inflation, Exchange Rates and PPP in A Multivariate Panel Cointegration Model, Forthcoming in *Econometrics Journal*.
- KAPETANIOS, G., SNELL A. ve SHIN, Y., 2003, Testing For A Unit Root In the Nonlinear STAR Framework, *Journal of Econometrics*, 112, 359-379.
- KAPETANIOS, G., 2005, Unit-Root Testing Against the Alternative Hypothesis of Up to M Structural Breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 26, 123–133.
- KIM, Y., 1990, Purchasing Power Parity in The Long Run: A Cointegration Approach, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12, 491–503.
- KUGLER, P. ve LENZ, C., 1993, Multivariate Cointegration Analysis and The Long-Run Validity of PPP, *Review of Economics and Statistics*, 75, 180–184.
- LAFRANCE, R. ve SCHEMBRI, L., 2002, Purchasing-Power Parity: Definition, Measurement and Interpretation, Bank of Canada.
- LO, M. C., 2006, Nonlinear PPP Deviations: A Monte Carlo Investigation of Their Unconditional Half-Life. <http://ssrn.com/abstract=945750> (Erişim Tarihi: 20.05.2014).
- LOTHIAN, J.R., 1997, Multi-Country Evidence on the Behaviour of Purchasing Power Parity Under the Current Float, *Journal of International Money and Finance*, 16, 19–36.
- LUMSDAINE, R. L. ve PAPELL, D. H., 1997, Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 212-218.
- MACDONALD, R., 1993, Long-Run Purchasing Power Parity: Is It For Real?, *Review of Economics and Statistics*, 75 (4), 690–695.
- MACDONALD, R., 2007, *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*, Routledge: New York.
- MARK, N.C., 1990, Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation, *Journal of International Economics*, 28, 115-136.
- MARSH, I.W., Passari, E. ve Sarno, L., 2012, Purchasing Power Parity in Tradable Goods: *Handbook of Exchange Rates* (Ed: J. James.; I. W. Marsh ve L. Sarno), Wiley, New Jersey, 189-215.
- MCNOWN, R. ve WALLACE, M.S., 1989, National Price Levels, Purchasing Power Parity, And Cointegration: A Test Of Four High Inflation Economies, *Journal of International Money and Finance*, 8 (4), 535–545.
- MEESE, R.A. and ROGOFF, K., 1988, Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period, *Journal of Finance*, 43 (4), 933-948.
- MICHAEL, P., NOBAY, A. R. ve PEEL, D. A., 1997, Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, 105 (4), 862-879.

- MUSSA, M. L., 1982, A Model of Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy*, 90, 74- 104.
- NARAYAN, P. K., NARAYAN, S. ve PRASAD, A., 2009, Evidence on PPP from a Cointegration Test with Multiple Structural Breaks, *Applied Economics Letters*, 16 (1), 5–8.
- NGUYEN, N. M., 2005, Purchasing Power Parity, IFM Fall, <https://tr.scribd.com/document/72159543/PPP-Nguyen> [Erişim Tarihi: 21 Kasım 2014].
- PAKKO, M. R. ve POLLARD, P. S., 2003, *Burgernomics: A Big Mac™ Guide to Purchasing Power Parity*, Federal Reserve Bank of St. Louis, United States.
- PAPELL, D.H., 1997, Searching For Stationarity: Purchasing Power Parity Under The Current Float, *Journal of International Economics*, 43, 313–332.
- PEDRONI, P., 1995, Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to The PPP Hypothesis, *Indiana University Working Papers in Economics*, 15, 95-113.
- PERRON, P., 1989, The Great Crash, The Oil Price Shock, And The Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- ROGOFF, K., 1996, Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34 (2), 647–668.
- ROLL, R., 1979, Violations of Purchasing Power Parity and Their Implications for Efficient International Commodity Markets. *International Finance And Trade*, (Ed: M. Sarnat, and G.P. Szego), MA: Ballinger, Cambridge, 133-76.
- SARNO, L. ve TAYLOR, M. P., 2003, *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press, New York.
- SCHWEIGERT, T. E., 2002, Nominal and Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity During the Guatemalan Float, *Journal of Economic Development*, 27 (2), 127–142.
- SEN, A., 2003, On Unit-Root Tests When the Alternative Is a Trend-Break Stationary Process, *Journal of Business and Economics Statistics*, 21(1), 174–184.
- SIMONOFF, J. S., 2013, Purchasing power parity: is it true? <http://www.stern.nyu.edu/~jsimonof/classes/2301/pdf/ppp.pdf>, [Erişim Tarihi: 05 Mayıs 2014].
- SOLLIS, R., LEYBOURNE, S. J. ve NEWBOLD, P., 2002, Tests For Symmetric and Asymmetric Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34 (3), 686–700.
- SÖDERSTEN, B. ve REED, G., 1994, *International Economics*, Macmillan Pres, London.
- STEIGERWALD, D.G., 1996, Purchasing Power Parity, Unit Roots, and Dynamic Structure, *Journal of Empirical Finance*, 2 (4), 343–357.

- STOCKMAN, A. C., 1987, The Equilibrium Approach to Exchange Rates, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, 73, 12–30.
- TANG, C.F., 2011. Old Wine in New Bottles: Are Malaysia's Tourism Markets Converging?, Asia Pacific Journal of Tourism Research, 16 (3), 263-272.
- TAYLOR, M. P., 2006, Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Mean-Reversion in Economic Thought, Applied Financial Economics, 16, 1-17.
- TAYLOR, M. ve MCMAHON, P., 1988, Long Run Purchasing Power Parity In The 1920s, European Economic Review, 32, 179–197.
- TAYLOR, M.P. ve SARNO, L., 1998, The Behaviour Of Real Exchange Rates During The Post-Bretton Woods Period, Journal of International Economics, 46, 281-312.
- TAYLOR, M.P., PEEL, D.A. ve SARNO, L., 2001, Non-Linear Mean Reversion in Real Exchange Rates: Towards A Solution To The Purchasing Power Parity Puzzles, Centre for Economic Policy Research Discussion Papers No: 2658.
- TAYLOR, M.P., PEEL, D.A. ve SARNO, L., 2001, Non-linear mean reversion in real exchange rates: towards a solution to the purchasing power parity puzzles, Centre for Economic Policy Research Discussion Papers No: 2658.
- VAN MARREVÏJK, C., 2004, an Introduction to International Money and Foreign Exchange Markets, The University Adelaide School of Economics Working Paper No: 2004-02.
- WU, Y, 1996, Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence From A Panel Data Test, Journal of Money, Credit and Banking, 28, 54–63.
- YALÇINER, K., 2012, Uluslararası Finansman, Detay Yayıncılık, Ankara.
- ZHOU, S., 1993, Purchasing Power Parity In High-Inflation Countries: A Cointegration Analysis of Integrated Variables With Trend Breaks, Southern Economic Journal, 64 (2), 450-467.
- ZIVOT, E. ve ANDREWS, K., 1992, Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics, 10 (10), 251–70.

---

<sup>i</sup>Eşitliklerde  $P^*$  ve  $P$  sırasıyla yurtdışı ve yurtiçi fiyat seviyelerini ifade ederken,  $E$ , bir birim yabancı paranın yurtiçi para birimi cinsinden değerini ifade eden nominal döviz kurudur.

<sup>ii</sup> $\Delta$  değişkenlerdeki değişimi ifade etmektedir.

<sup>iii</sup>Serinin birinci farkı alınarak yapılan sınamalar serinin birinci farkında durağan olduğunu göstermektedir.

<sup>iv</sup>Uygun gecikme uzunluğunu belirlemek için, 12 olarak belirlenen maksimum gecikme sayısı birer birer azaltılarak genelden özele yöntemi uygulanmıştır.