

**TÜRKİYE'DE SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİ:  
UZUN HAFIZA TESTLERİNDEN KANITLAR\***

**VALIDITY OF PURCHASING POWER PARITY HYPOTHESIS IN TURKEY:  
EVIDENCE FROM LONG MEMORY TESTS**

**Harun KAYA**

Arş. Gör., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Bankacılık ve Finans Bölümü  
hkaya@mehmetakif.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0003-4795-3872>

**İsmail ÇELİK**

Doç. Dr., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Bankacılık ve Finans Bölümü  
ismailcelik@mehmetakif.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-6330-754X>

*Başvuru Tarihi/Application Date: 15.03.2018*

*Kabul Tarihi/Acceptance Date: 05.04.2018*

**DOI:** 10.30798/makuiibf.406276

**Öz**

Esnek kur rejiminin küresel anlamda yaygınlaşmasıyla birlikte döviz kuru öngörüsü de önem kazanmaya başlamıştır. Döviz kurları, başta dış ticaret dengesi olmak üzere, yatırım kararlarının alınmasında ve küresel gelirden daha fazla pay alabilmek için merkez bankalarının yürüttükleri kur politikalarında önemli bir rol oynamaktadır. Özellikle satın alma gücü paritesi (SAGP) hipotezinin sınıandığı çalışmalarda, reel döviz kurlarının uzun dönem için kendi ortalamasına dönüp dönmediği ekonomik istikrar, yapısal uyumlanma ve ekonomik reform uygulamaları açısından önem kazanmaktadır.

SAGP hipotezinin test edildiği bu çalışmada, reel döviz kurlarının uzun hafıza testleri ile sınanması amaçlanmıştır. Analiz için, 2002:10-2017:12 dönemi esas alınarak A.B.D doları ve euro bazında iki farklı reel döviz kuru serisi oluşturulmuştur. Reel kur serileri ARFIMA modeli çerçevesinde ele alınarak test edilmiştir. Araştırma sonuçlarına göre hem dolar hem de euro reel kur serilerinin uzun hafıza özelliği sergiledikleri bulgusuna ulaşılmıştır. Reel döviz kurlarının uzun dönemde ortalamaya geri dönmesi, Türkiye için ilgili dönemde SAGP hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir.

**Anahtar kelimeler:** Reel Döviz Kuru, Satın Alma Gücü Paritesi, Uzun Hafıza, Parçalı Bütünleşme

**Abstract**

With the spread of the flexible exchange rate regime in the global sense, the exchange rate forecast has begun to gain importance. Exchange rates play an important role especially in foreign trade balance, to make investment decisions, and in exchange rate policies carried out by central banks in order to gain more share from global inflows. In particular, the study of the purchasing power parity (SAGP) hypothesis gained importance in terms of economic stability, structural adjustment and economic reform programs in which real exchange rates mean-reversion behaviour for the long term.

In this study where the SAGP hypothesis is tested, it is aimed to test real exchange rates with long memory tests. For the analysis, two different series of real exchange rates have been formed based on US dollar and euro for the period of 2002: 10-2017: 12. Real exchange rate series have been tested in the context of the ARFIMA model. According to the results of the research, both the dollar and euro real exchange rate series have long memory characteristics. The mean-reversion behaviour of the real exchange rate shows that the PPP hypothesis is valid for the relevant period for Turkey.

**Keywords:** Reel Exchange Rate, Purchasing Power Parity, Long Memory, Fractional Integration

## EXTENDED SUMMARY

**Background:** With the spread of the flexible exchange rate regime in the global sense, the exchange rate forecast has begun to gain importance. Exchange rates play an important role especially in foreign trade balance, to make investment decisions, and in exchange rate policies carried out by central banks in order to gain more share from global inflows. In particular, the study of the purchasing power parity (SAGP) hypothesis gained importance in terms of economic stability, structural adjustment and economic reform programs in which real exchange rates mean-reversion behaviour for the long term.

**Purpose:** The changes in the nominal exchange rates are explained by the difference in the inflation rates between the two countries. If the SAGP hypothesis is present, the real exchange rate remains stable in the long run, suggesting that deviations from the real exchange curve may deviate from the SAGP. Looking at this framework, the SAGP suggests the existence of long-term relationships theoretically between countries' price levels. In this study where the SAGP hypothesis is tested, it is aimed to test real exchange rates with long memory tests.

**Literature Review:** When a large part of the studies in the literature are examined, the observation of large and resistant deviations from the SAGP frequently indicates that the hypothesis is focused on a longer duration. However, it would be more appropriate to investigate whether the deviations from the SAGP are temporary or permanent. Therefore, most of the empirical tests are the testing of the stability of the real exchange rate. If deviations from the SAGP are temporary, the real exchange rate time series is expected to be stable. In other words, if the real exchange rate series includes a unit root, that is, a non-stationary feature, this means that deviations from the SAGP are permanent.

**Data and Methodology:** Analysis used in 2002: 10-2017: 12 period, the monthly data for the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) database and the Central Bank of the Republic of Turkey from the Electronic Data Dissemination System (EDDS) was obtained. In the real exchange rate series, 2010 = 100 based consumer price index as the domestic price index, 2010 = 100 for the dollar as the foreign price index and 2010 = 100 based average consumer price index for the 19 European countries in the euro area. Traditional unit root tests can only determine if a series is stationary in  $I(0)$  -  $I(1)$ . However, these tests are insufficient to determine whether the series are long-lasting or temporary. The hyperbolic proportions of autocorrelation functions of high frequency time series are defined as long memory dependence, long term dependence and tendency to return to slow average. Hence, if the real exchange rate series is a series with long memory capability, the unitary root tests can more accurately determine the reaction to shocks. To summarize, the piecewise unit root tests allow fractional exponents to be differentiated by extending the process by which  $I(1)$  is tested against  $I(0)$ . Therefore, the ARFIMA-FIGARCH model was used in the study.

**Results and Conclusions:** As a result of ADF, PP and KPSS unit root tests, it was observed that both real series exhibited stationary processes at the same level and GPH, LoM-R / S and M-GPH unit root tests were applied considering that these could be unit root in the series. The GPH and Lo M-R / S tests on the real series have resulted in the rejection of the null hypothesis that "there is no long memory", meaning that the series have a unit root. According to the M-GPH test modified for the case of  $d_0 = d = 1$ , the "no long memory" zero hypothesis was rejected in the real dollar rate series at 0.65 and the real euro rate at 0.55, 0.6 and 0.65. In order to further test the long-term equilibrium relationship between national price levels, the explanatory variable of the domestic price index; a regression equation was established in which the foreign price index converted into domestic currency is the announced variable (two simple regression equations for dollar and euro). Residual unit root and long memory tests obtained from the aforementioned regression equations were applied. The test results of the residue series were found to be in agreement with the test results of the real series, and the  $d$  parameter was estimated within the framework of the ARFIMA model and found that the real series had a degree of integration of  $d < 1$ . In this framework, the impact on the real exchange rates of the shocks that have occurred in the related period has reached the end over time. In light of the findings of the analysis, it said that the PPP hypothesis with another statement followed a process of returning to the long-term average real exchange rate is valid for Turkey's economy in the period in question.

## GİRİŞ

Dünyada 1970’li yıllar, önemli ekonomik olayların yaşandığı ve köklü yapısal dönüşümlerin gerçekleştiği yıllar olmuştur. Petrol fiyatlarında ortaya çıkan büyük dalgalanmaların enerji krizlerine neden olması; sermaye hareketlerinin giderek serbestleşmesiyle dünya finans piyasalarının bütünleşmeye başlaması; Avrupa’da ortak pazarın kurulması için hukuki süreçlerin hız kazanmasıyla ülkelerin ekonomik hedeflerine ulaşmada ekonomik bütünleşmeyi destekler hamlelere girişmesi, bu dönemin önde gelen olayları arasındadır. Bretton Woods sisteminin çöküşünden sonra dalgalı kur rejiminin dünyada yaygınlaşması da ayrıca bu süreçte ortaya çıkmıştır. Döviz kurlarının dalgalanmaya bırakılması, ulusal ekonomiler üzerinde merkez bankalarının etkisinin zayıflaması ve kurların gelecekteki değerlerinde belirsizlikler yaşanmasıyla sonuçlanmıştır. Döviz kurlarının; ödemeler bilançosu dengesi, ticarete konu olan mal ve hizmet fiyatları, enflasyonist eğilimler, firma bilanço ve nakit akımları üzerinde önemli bir rol oynaması döviz kuru dinamiklerine olan ilginin artmasına sebep olmuştur. Bunların yanında ülke merkez bankalarının küresel gelirden daha çok pay almak için yürütecekleri etkin döviz kuru yönetimi ve başarılı bir döviz kuru öngörüsü, makroekonomik performansın ve rekabetin arttırılması bağlamında büyük önem kazanmaktadır (TCMB, 2013).

Döviz kurları ve döviz kurlarına ilişkin dinamikleri belirlemek için geliştirilen Satın alma gücü paritesi (SAGP) hipotezi, dünyada dalgalı kur rejiminin yaygınlaşmasıyla popüler hale gelmiştir. SAGP hipotezinin temelindeki fikir, bir malın fiyatının aynı para birimi cinsinden belirtilmesi durumunda farklı ülkelerde aynı olacağını ifade eden tek fiyat yasasıdır. Tek fiyat yasası, tam rekabet piyasasının geçerli olduğu bir ortamda benzer malların fiyatlarının farklı piyasalarda aynı olacağını savunmaktadır (Güriş vd., 2016: 31). SAGP, bir ülke parasının satın alma gücünün başka bir ülke parasının satın alma gücüne oranlanmasıdır (Cassel, 1918: 413). Teori, belirli bir mal ve hizmet sepetinin satın alınması için gerekli yerel para tutarlarını birbirine oranlayarak nominal döviz kurları ile genel fiyat seviyesi arasında bir ilişki kurmaktadır (TÜİK, 2008: 1).

Burada dikkat edilecek en önemli husus, tek fiyat yasasının bir mal için uygulanmasına karşın SAGP hipotezinin belirli bir mal ve hizmet sepetinden oluşan fiyatlar genel seviyesi için uygulanmasıdır. Başka bir deyişle, nominal döviz kurlarındaki değişimler iki ülke arasındaki enflasyon oranlarının farkıyla açıklanmaktadır. Eğer SAGP hipotezigeçerli ise reel döviz kuru uzun dönemde sabit bir dengede kalmakta, reel kurda meydana gelen sapmalar SAGP’den sapmalar olduğuna işaret etmektedir. Bu çerçeveden bakıldığında SAGP, ülkelerin fiyat seviyeleri arasında teorik açıdan uzun dönemli ilişkilerin varlığını ileri sürmektedir. (Cheung ve Lai, 1998: 600; Sarno ve Taylor, 2003; Yıldırım vd., 2013: 77).

SAGP hipotezinin uzun dönemde geçerliliğini koruyabilmesi, reel döviz kurlarının durağan özellik sergilemesini (kısa sürede ortalamasına geri dönmesini) gerektirmektedir. Reel döviz kurlarındaki dalgalanmaların SAGP’den sapmalar olduğu düşünüldüğünde, reel döviz kuru serisinin birim kök içermesi yani uzun vadede ortalamaya dönme eğilimi göstermemesi SAGP’nin geçersiz olduğunu göstermektedir. Bu açıdan bakıldığında reel döviz kurları ile ilgili çalışmalar, SAGP hipotezinin sınındığı çalışmalarla özdeş kabul edilebilmektedir. Reel döviz kurundaki sapmaların ele alındığı çalışmalarda, ülke ekonomilerinin döviz kurlarının aşırı ya da eksik değerlendirildiğini saptayabilmenin yanında, birçok döviz kurunu belirlemeye yönelik modellerin geliştirilebilmesine de katkı sunmaktadır (Holmes, 2002: 125; Büberkökü, 2014: 118).

Bu çalışmada, öncelikle Türkiye ekonomisinde reel döviz kurlarının durağan olup olmadıkları parçalı birim kök testleri ile araştırılarak SAGP hipotezi bireysel anlamda test edilmeye çalışılmış, ayrıca her iki döviz kurunun uzun dönemli davranışları parçalı birim kök testleri ile araştırılarak incelenmiştir. Çalışmada kullanılan uzun hafıza testlerinin çeşitliliği, çalışmayı daha önceki araştırmalardan farklılaştırmaktadır. Çalışmanın ilerleyen kısımlarında ilk olarak literatür araştırması yapılacak, ikinci olarak veri seti tanıtilerek ekonometrik yöntemin teorik açıklamalarına yer verilecek, son olarak analiz yapılarak analizden elde edilen bulgular ışığında ilgili dönem değerlendirilecektir.

## 1. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Literatürde yer alan çalışmaların büyük bir bölümü incelendiğinde, SAGP’den sık sık, büyük ve dirençli sapmaların gözlenmesi, söz konusu hipotezin test edilmesinde daha uzun vadeye odaklanıldığını göstermektedir. Oysa SAGP’den sapmaların geçici veya kalıcı olup olmadığının araştırılması daha isabetli olacaktır. Dolayısıyla ampirik testlerin büyük bir bölümü reel döviz kurunun durağanlığının test edilmesi biçimindedir. SAGP’den sapmalar geçici ise, reel döviz kuru zaman serisinin durağan olması beklenmektedir. Başka bir ifade ile reel döviz kuru serisi birim kök içeren yani durağan olmayan bir özellik sergiliyorsa bu sonuç, SAGP’den sapmaların kalıcı olduğu anlamına gelmektedir (Ahking, 2010: 440; Aloy vd.,2011: 1280). Reel döviz kurundaki uzun dönem bağımlılığı ve durağanlığı test etmeye yönelik yapılan ampirik çalışmalarda eşbütünleşme ve birim kök testi yöntemi yaygın olarak kullanılmaktadır. SAGP ve reel döviz kurunun daha detaylı teorik açıklamaları için Taylor (1995), Rogoff (1996), Taylor ve Sarno (1998), Sarno ve Taylor (2002), Taylor ve Taylor (2004), Lothian ve Taylor (2000, 2008), Taylor (2003, 2006) çalışmaları incelenebilir.

Son yıllarda yapılan çalışmalar, Taylor’un (2006) 1980’li yıllar için belirttiğinin aksine SAGP teorisinin güçlü bir şekilde desteklendiğine işaret etmektedir (Karoglou ve Morley, 2012). SAGP hipotezinin geçerliliğini test etmek için kullanılan ekonometrik yaklaşımlar dışında ele alınan dönem de ampirik çalışmaların sonuçlarını etkileyebilmektedir. Alba ve Papell (2005), 1976-2002 dönemi için, 84 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde SAGP hipotezinin geçerliliğini incelemiştir. Panel birim kök yaklaşımının uygulandığı çalışmada, SAGP hipotezinin Avrupa ve Latin Amerika’da geçerli olduğu bulgusuna ulaşılırken, Afrika ve Asya’da geçerli olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Tatoğlu (2009), 1977-2004 döneminde 25 OECD ülkesine yönelik olarak SAGP hipotezini panel durağanlık testleri ile analiz etmiştir. Yapısal kırılmalar göz ardı edilerek yapılan birim kök testleri yalnızca 10 ülke için SAGP teorisinin geçerli olduğunu gösterirken, kırılmaların dikkate alındığı birim kök testlerinde hipotezin bütün ülkelerde geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Telatar ve Hasanov (2009), SAGP hipotezinin geçerliliğini geleneksel birim kök testlerinin yanı sıra serilerde yapısal kırılmalara izin veren ve doğrusal olmayan birim kök testleri kullanarak Bağımsız Devletler Topluluğu ülkeleri özelinde incelemişlerdir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre yapısal kırılmalara izin veren birim kök testleri incelenen ülkelerin çoğunda SAGP hipotezinin geçerli olduğunu göstermiştir. Holmes vd. (2012), SAGP hipotezinin geçerliliğini kırılmalı panel birim kök testleri kullanarak OECD ülkelerinin 1972-2008 dönemi için incelemişlerdir. İncelenen OECD ülkelerinin 26 tanesinde SAGP hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmışlardır. Hadri ve Rao (2008) panel birim kök testini kullandıkları çalışmada, SAGP hipotezinin ilgili ülkelerde geçerli olduğu sonucuna ulaşılmışlardır. Aslan ve Kanbur (2007), 1982-2005 dönemini 1982:01-2001:01 ve 2001:01-2005:12 olmak üzere iki ayrı döneme ayırarak yapısal kırılmaları dikkate alacak şekilde Türkiye için SAGP hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Analizde kullanılan birim kök ve eşbütünleşme testlerinin sonucuna göre iki dönem için de SAGP hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır. Kalyoncu (2009), 1980:Ç1 2005:Ç4 dönemi için Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerliliğini birim kök testleri kullanarak test etmiştir. Analizde Türkiye’nin dış ticaret partnerlerinden A.B.D, Almanya, Fransa, İngiltere, Japonya ve Hollanda’nın para birimleri baz alınarak reel döviz kurları hesaplanmış sadece İngiliz poundu için hesaplanan reel döviz kurunda SAGP hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bozoklu ve Yılcı (2010), gelişmekte olan yedi ülkenin reel döviz kurlarındaki durağanlığı doğrusal olmayan değişime izin veren birim kök testleri Ocak 1995- Aralık 2009 dönemi için sınımlanmıştır. Çin ve Meksika’da reel döviz kurlarının durağan olduğu, aralarında Türkiye’nin de bulunduğu beş ülkenin reel döviz kurlarının ise durağan olmayan bir süreç izlediği bulgusuna ulaşılmıştır. Güloğlu vd. (2011), 1991:1-2008:3 dönemi için Türkiye ve Türkiye’nin en çok dış ticaret hacmine sahip olduğu 18 ülke ile SAGP hipotezinin geçerliliğini test etmişlerdir. Kırılmalı panel birim kök testinin kullanıldığı çalışmada SAGP hipotezinin geçerli olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Yıldırım vd. (2013), zaman serisi ve panel veri analizlerini kullanarak yaptıkları çalışmada; Türkiye’de SAGP hipotezinin 1960-2012 döneminde geçersiz olduğunu ancak 1975-2012 dönemi için AB-15 ile G-8 ülkelerinde ve 1980-2012 dönemi için OECD ülkelerinde hipotezin geçerli

olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Kutlu ve Yurttagüler (2014), Türkiye’de reel döviz kurlarının uzun hafıza özelliklerini kesirli bütünleşme analiziyle incelemişlerdir. 2003:01 –2013:07 döneminin incelendiği çalışmada Türk Lirası için A.B.D. doları ve euro bazında iki reel döviz kuru serisi oluşturulmuş ve kesirli bütünleşik yapı sergileyen serilerde yüksek direnç ve uzun hafıza özelliği bulunduğu tespit edilmiştir. Çeviş ve Ceylan (2015), 2003-2013 dönemi aylık veriler ve eşbütünleşme testi ile kırılmalı beşli için SAGP hipotezinin geçerliğini araştırmışlardır. Çalışmadan elde edilen bulgular Hindistan, Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerli olduğu yönünde yorumlanmıştır. Şener vd. (2015), Ocak 1980 Aralık 2012 dönemi için Türkiye’de SAGP hipotezini ve çeşitli varyasyonlarının geçerliliğini test etmişlerdir. Çalışmada reel döviz kuru çeşitli veri yaratma süreçleriyle modellenmiş ve Türkiye’de SAGP hipotezinin geçerli olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Bunun yanında analizde kullanılan çoklu yapısal kırılmaya izin veren birim kök testleri sonucunda reel döviz kurunun durağan bulunması, Türkiye’de sınırlı SAGP ile Kırılmalı-Trendli-Sınırlı SAGP’nin geçerli olduğu şeklinde yorumlanmıştır.

## 2. VERİ SETİ ve EKONOMETRİK METODOLOJİ

Çalışma, reel döviz kurlarının uzun dönem özelliklerini Türkiye ekonomisi için incelemeyi amaçlamaktadır. Analizlerde kullanılan 2002:10-2017:12 dönemi aylık verileri Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) veri tabanından ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) elde edilmiştir. Reel döviz kuru serilerinin elde edilmesinde, yurtiçi fiyat endeksi olarak 2010=100 bazlı tüketici fiyat endeksi, yurtdışı fiyat endeksi olarak dolar için 2010=100, euro için ise Euro para alanındaki 19 Avrupa ülkesinin 2010=100 bazlı ortalama tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır.

Klasik birim kök testleri yalnızca bir serinin  $I(0) - I(1)$  sürecinde durağan olup olmadığını belirleyebilmektedir. Ancak uzun hafıza özellikleri gösteren serilerde şokun kalıcı mı geçici mi olduğunu saptamada bu testler yetersiz kalmaktadır. Yüksek frekanslı zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalma, uzun dönem bağımlılık ve yavaş ortalamaya dönme eğilimi, uzun hafıza özellikleri olarak tanımlanmaktadır. Dolayısıyla eğer reel döviz kuru serisi uzun hafıza özelliği taşıyan bir seri ise şoklara karşı gösterilen tepkileri parçalı birim kök testleri daha doğru tespit edebilmektedir. Özetle ifade etmek gerekirse parçalı birim kök testleri  $I(0)$ ’a karşı  $I(1)$ ’in test edildiği süreci genişleterek fark almada kesirli üstel değerlere izin vermektedir. Bu sayede birçok makroekonomik ve finansal zaman serilerinin uzun hafıza özelliği gösterip göstermediği ve dirençli bir karakter sergileyip sergilemediği anlaşılabilir.

Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) zaman serilerinin bütünleşme derecelerinin sadece sıfır ve bir gibi tamsayı olarak değil ondalık sayı da olabileceğini savunmuşlardır. Buna bağlı olarak geleneksel birim kök testlerinde ARIMA süreci mevcut iken, parçalı birim kök testlerinde uzun hafıza özelliğinin sergilendiği ARFIMA süreci mevcuttur. Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981)’in ARFIMA ( $p, \xi, q$ ) parçalı bütünleşik süreci şöyledir:

$$\Psi(L) (1-L)^\xi (y_t - \mu) = \theta(L) \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t, \quad z_t \sim N(0,1)$$

$$(1-L)^\xi = \sum_{k=0}^{\infty} \Gamma(k - \xi) L^k / \Gamma(-\xi) \Gamma(k + 1), \text{ biçimindedir.}$$

Burada  $\Gamma(\cdot)$  bir gama fonksiyonunu;  $(1-L)^\xi$ , kesirli fark alma operatörünü;  $\varepsilon_t$ , birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip  $\sigma^2$  varyansa sahip hata terimlerini;  $L$ , gecikme operatörünü göstermektedir. ARFIMA ( $p, \xi, q$ ) modeline göre  $\xi$  parametresi için  $-0.5 < \xi < 0$  durumunda, serinin kalıcı etki gözlenemeyen kısa hafıza özelliği sergilediği,  $0 < \xi < 0.5$  durumunda, serinin uzun hafıza özelliği sergilediği ve durağan olduğu,  $0.5 < \xi < 1$  ise serinin durağan olmadığı ve ortalamasına geri dönmede direnç gösterdiği şeklinde yorumlanmaktadır.  $d = 0$  durumu, serinin kısa hafıza özelliği seyrettiği ve durağan olduğu,  $d \geq 1$  durumunda ise serinin durağan olmadığı ve ortalamadan uzaklaştığı şeklinde yorumlanmalıdır (Turgutlu, 2004).

ARIMA (p, d, q) sürecinde d'nin değeri 0 veya 1 ile kısıtlı iken ARFIMA(p,  $\xi$ , q) sürecinde ise parçalı fark alma parametresi ( $\xi$ ) 1'den daha küçük herhangi bir değer alabilmektedir. Geleneksel birim kök testleri d'nin değerine ilişkin kısıtlayıcı varsayımlarda bulunduğu için parçalı bütünleşme süreçlerinde performansları düşmektedir. Seriler parçalı bütünleşik durumdayken, parçalı birim kök testleri analizlerin güvenilirliği ve uygun politika seçimi için daha uygundur (Belkacem vd., 2005: 286-287).

Uzun hafıza özelliği test edilirken parçalı bütünleşme parametresi  $\xi$ 'nin belirlenmesi için parametrik ve yarı parametrik yöntemler kullanılmaktadır.  $\xi$  parametresi elde edilirken doğru model formuyla çalışmak önemli olduğundan bu çalışmada serilerin fourier dönüşüme tabi tutulduğu yarı parametrik yöntemler kullanılmıştır. Yarı parametrik yöntemler için literatürde en sık kullanılan yöntem Geweke ve Porter-Hudak (1983) (GPH) tarafından geliştirilmiş log-periodogram regresyonudur. GPH parametresinin asimtotik normal ve tutarlı olduğunu sadece  $\xi < 0$  durumu için ispatlamış, daha sonra Robinson (1995) (M-Lo R/S)  $0 < \xi < 0.5$  durumu için bütünleşme parametresinin asimtotik normal ve tutarlı olduğunu ispatlamıştır. Sonraki süreçte ise Phillips (1999a, 1999b), bütünleşme parametresi için  $\xi \geq 0.5$  durumunda dahi tutarlı sonuçlar bularak modifiye edilmiş log-periodogram (M-LP) ya da (M-GPH) yöntemini geliştirmiştir (Çevik ve Erdoğan, 2009: 33-34). Geweke ve Porter-Hudak (1983)'ün hafıza parametresi  $\xi$ 'nin tahmini için geliştirdikleri model formu aşağıda yer alan (2) nolu denklemdeki gibidir:

$$(1-L)^{\xi} Y_t = u_t \quad (2)$$

(2) nolu denklemde  $u_t$  sıfır ortalamaya sahip durağan hata terimlerini göstermektedir.  $\xi$  parametresinin tahmini aşağıdaki (3) nolu regresyon denklemi yardımıyla elde edilmektedir:

$$Y_j = \alpha - \xi Z_j + \varepsilon_j, \quad j = 1, 2, 3, \dots, m \quad (3)$$

burada,

$Y_j = \log I(\lambda_j)$ ,  $Z_j = \log [4 \sin^2(\lambda_j / 2)]$ ,  $m = T^\lambda$  ve  $\xi_t \sim \text{i.i.d.}(0, \pi^2 / 6)$  olarak tanımlanır.  $\xi$  parametresi  $Y_j$ 'nin  $Z_j$  ( $j = 1, 2, 3, \dots, m$ ) üzerine regresyonundan elde edilir ve  $m$  harmonik ordinatları göstermektedir.  $T \rightarrow \infty$  iken  $m/T \rightarrow 0$  sağlamak üzere  $T$ 'nin bir fonksiyonudur.  $I(\lambda_j)$  periodogramı,

$I(\lambda_j) = (1 / 2\pi T) \left| \sum_{t=0}^{T-1} Y_t e^{it\lambda_j} \right|^2$  şeklinde tanımlanmaktadır. Burada  $\lambda_j = 2\pi j / T$ , ( $j = 1, 2, 3, \dots, m$ )'yi ifade etmektedir.

Uzun dönem bağımlılığın test edilmesi amacıyla geliştirilen ve parametrik olmayan yöntemlerden biri Lo (1991) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş dönüştürülmüş genişlik (modified rescaled range - R/S) testidir. Buna göre:

$$S_q(N) = \left( \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (X_j - \bar{X}_N)^2 + \frac{2}{N} \sum_{j=1}^q \lambda_j(q) [\sum_{i=j+1}^N (X_i - \bar{X}_N)(X_{i-j} - \bar{X}_N)] \right)^{1/2} \quad (4)$$

otokovaryansların ağırlıklandırılmış toplamı (4) nolu denklemdeki gibidir. Burada S kısa dönem bağımlılığı gösterirken  $(X)_{\bar{N}}$  serinin örneklem ortalamasını göstermektedir. Ağırlıklar,

$$\lambda_j(q) = 1 - [(j / (q+1))], \quad q < N$$

şekindedir. Modifiye edilmiş R/S istatistiği,

$$V_q(N) = N^{1/2} R(N) / S_q(N) \quad (5)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Phillips (1999a, 1999b),  $\xi \geq 0.5$  durumunda ve AR (1) ve MA(1) sürecinde bile yüksek performanslı sonuçlar veren modifiye edilmiş log-periodogram (MLP) yöntemini geliştirmiştir (Çevik ve Erdoğan, 2009: 34).

$$\hat{d} = -0.5 \left( \sum_{j=1}^m y_j \log I_u(\lambda_j) / \sum_{j=1}^m y_j^2 \right) \quad (6)$$

burada

$$y_j = \{\log|1-e^{i\lambda_j}| - m^{-1} \sum_{j=1}^m \log|1-e^{i\lambda_j}|\}$$

biçiminde ifade edilmektedir. Phillips (1999b),  $d$ 'nin dağılımının  $N(0, \pi^2/24)$  şeklinde ve asimtotik normal olduğunu belirtmiştir.

### 3. ANALİZ ve AMPİRİK BULGULAR

Zaman serilerinde uzun hafıza özelliklerinin tespit edilebilmesi için ilgili serilere öncelikle klasik birim kök testlerinin uygulanması, serilerin bütünleşme dereceleri hakkında araştırmacılara önsel bilgiler sunmaktadır. Bu amaçla çalışmada tercih edilen birim kök testleri ADF (Augmented Dickey-Fuller)(1979-1981), Phillips-Perron (PP)(1988) ve KPSS'den (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin)(1992) oluşmaktadır. ADF ve PP testlerine ait sıfır hipotezi; “birim kök vardır” şeklindeki KPSS birim kök testinin sıfır hipotezi, “seri durağandır” şeklindedir. Tablo 1’de reel A.B.D. doları döviz kuru ve Euro para alanındaki 19 AB ülkesinin tüketici fiyat endekslerinin ortalaması alınmak suretiyle elde edilen reel euro döviz kuru serilerine ilişkin birim kök testlerinin sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 1.** Reel Kur Serilerine İlişkin Birim Kök Testi Sonuçları

Testler	Dolar Reel Kur Sabitli		Dolar Reel Kur Sabitli ve Trendli		Euro Reel Kur Sabitli		Euro Reel Kur Sabitli ve Trendli	
	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark
ADF	1.199257	-9.29818***	-0.69135	-10.0989***	2.090940	-10.7632***	0.186006	-10.1604***
	1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.0098		1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.0098	
	5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.4349		5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.4349	
	10% kritik değer: -2.5753		10% kritik değer: -3.1414		10% kritik değer: -2.5753		10% kritik değer: -3.1414	
PP	1.257980	-9.64831***	-0.80992	-9.89014***	2.118674	-10.6974***	-0.01076	-11.0552***
	1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.0098		1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.0098	
	5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.4349		5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.4349	
	10% kritik değer: -2.5753		10% kritik değer: -3.1414		10% kritik değer: -2.5753		10% kritik değer: -3.1414	
KPSS	0.87923	1.004413	0.410944	0.026919	1.168441	0.692014	0.376952	0.061921
	1% kritik değer: 0.73900		1% kritik değer: 0.21600		1% kritik değer: 0.73900		1% kritik değer: 0.21600	
	5% kritik değer: 0.46300		5% kritik değer: 0.14600		5% kritik değer: 0.46300		5% kritik değer: 0.14600	
	10% kritik değer: 0.3470		10% kritik değer: 0.1190		10% kritik değer: 0.347		10% kritik değer: 0.1190	

Tablo 1’de yer alan birim kök testi sonuçları dolar ve euro reel kur serilerinin sabitli model ile sabitli ve trendli modele göre düzeyde birim kök içerdiğini ancak birinci farklarda durağanlaştığı gözlemlenmektedir. Her iki serinin de aynı dereceden durağan bir yapı sergilemesi, serilerde uzun hafıza özelliğinin bulunup bulunmadığı sorusunu akıllara getirmektedir. Bundan dolayı serilerin durağanlığının kesirli bir şekilde ifade edilebildiği yarı parametrik bir yöntem olan GPH testi uygulanmıştır.

**Tablo 2.** Reel Kur Serilerine İlişkin GPH Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları

Dolar Reel Kur				Euro Reel Kur			
Power ( $\lambda$ )	d istatistiği	$H_0: t_d = 0$ , $H_1: t_d > 0$	Olasılık	Power ( $\lambda$ )	d istatistiği	$H_0: t_d = 0$ , $H_1: t_d > 0$	Olasılık
.45	1.17598	6.6750	0.000***	.45	.782603	7.6621	0.000***
.5	1.37316	8.9568	0.000***	.5	1.01089	7.5822	0.000***
.55	1.24086	9.4741	0.000***	.55	1.04395	9.2767	0.000***
.6	1.09762	9.7488	0.000***	.6	.909213	9.1643	0.000***
.65	1.00917	10.8059	0.000***	.65	.893001	11.3799	0.000***
.7	1.00022	11.2871	0.000***	.7	.9365	11.3462	0.000***
.75	1.01169	13.4135	0.000***	.75	.920392	13.2154	0.000***

\*\*\*, %1 anlamlılık seviyesini, \*\* ise %5 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Tablo 2’ye göre  $d=0$ , şeklinde kurulan  $H_0$  hipotezi, Türk Lirası için oluşturulan iki ayrı reel kur serisinde de reddedilmiştir. ADF, PP ve KPSS birim kök testleriyle benzer şekilde, uzun hafıza yoktur şeklindeki sıfır hipotezinin reddedilmesi birim kökün varlığına işaret etmektedir. Yarı parametrik bir yöntem olan GPH test sonuçlarıyla mukayese etmek amacıyla parametrik bir yöntem olmayan modifiye edilmiş Lo R/S testi reel kur serilerine uygulanarak Tablo 3’te gösterilmiştir.

**Tablo 3.** Reel Kur Serilerine İlişkin Lo M-R/S Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları

Dolar Reel Kur Lo M-R/S Test İstatistiği:			Euro Reel Kur Serisi Lo M-R/S Test İstatistiği:		
Max(1)	Max(2)	Max(5)	Max(1)	Max(2)	Max(5)
3.62	2.98	2.15	3.61	2.98	2.16
Kritik Değerler: 90%: [ 0.861, 1.747 ], 95%: [ 0.809, 1.862 ], 99%: [ 0.721, 2.098 ]					

Tablo 3’te yer alan M-Lo R/S test sonuçları, maksimum 1,2 ve 5 gecikme için her iki reel kur serisi istatistiklerinin kritik değerlerden büyük çıkması uzun hafıza yoktur şeklinde kurulan sıfır hipotezinin reddedilmesine neden olmuştur. Bu çerçeveden bakıldığında GPH ve M-Lo R/S test sonuçları birbirleriyle örtüşmektedir. GPH tahminlerinin  $d > 1$  durumunda tutarsız sonuçlar vermesi birim kök davranışı hakkındaki çıkarımlarda sorun olmaktadır. Phillips tarafından oluşturulan Modifiye Edilmiş Log Periodogram Regresyon (M-GPH) yöntemi bu sorunu ortadan kaldırmış ve sıfır hipotezinin  $d=1$  olduğu durum için  $d$ ’nin dağılımı modifiye edilmiştir. Tablo 4’te reel döviz kurlarına ilişkin M-GPH test sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 4.** Reel Kur Serilerine İlişkin M-GPH Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları

Dolar Reel Kur				Euro Reel Kur			
Power ( $\lambda$ )	d istatistiği	$H_0: z_d = 1,$ $H_1: z_d < 1$	Olasılık	Power ( $\lambda$ )	d istatistiği	$H_0: z_d = 1,$ $H_1: z_d < 1$	Olasılık
.45	1.155933	0.7689	0.442	.45	1.122409	0.6036	0.546
.5	.8818622	-0.6642	0.507	.5	1.084268	0.4738	0.636
.55	.8698549	-0.8368	0.403	.55	1.424881	2.7318	0.006***
.6	1.083105	0.6078	0.543	.6	1.293639	2.1477	0.032**
.65	1.208758	1.7531	0.080*	.65	1.334114	2.8058	0.005***
.7	1.119976	1.1533	0.249	.7	1.143386	1.3783	0.168
.75	1.027174	0.2966	0.767	.75	.9920172	-0.0871	0.931

\*\*\*, %1 anlamlılık seviyesini, \*\* ise %5 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Tablo 4’te yer alan sonuçlara göre, dolar için reel kur serisinin “uzun hafıza yoktur” sıfır hipotezi optimal ordinatlarda kuvvetin 0.65 olduğu durum dışında reddedilemediği görülmektedir. Euro için oluşturulan reel kur serisinin ise optimal ordinatlar için 0.55, 0.6 ve 0.65’inci kuvvetlerde “uzun hafıza yoktur” sıfır hipotezi reddedilirken, 0.45, 0.5, 0.7 ve 0.75’teki kuvvetlerde sıfır hipotezinin reddedilemediği z istatistik değerleri ve olasılık değerlerinden anlaşılmaktadır.

Ortak para birimleri cinsinden ifade edilen ulusal fiyat seviyeleri arasında uzun dönem denge ilişkisini ayrıca test etmek amacıyla (7) nolu basit regresyon denklemi oluşturulmuştur. Basit regresyon denkleminde elde edilen kalıntılara klasik birim kök testleri uygulanmıştır. Buna ek olarak regresyon denkleminde elde edilen kalıntı serilerinin direncini tespit edebilmek amacıyla uzun hafıza testleri uygulanmıştır (Cheung ve Lai, 1993: 104).

$$sp_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + u_t, \quad (7)$$

Burada  $\alpha_0$  regresyon kesim değişkeni,  $spt$  yerli para birimine dönüştürülen yabancı fiyat endeksi,  $pt$  yerel fiyat endeksi ve  $u_t$  SAGP’den sapmaları yakalayan hata terimidir. Denkleminde yer alan tüm değişkenler logaritmik formdadır. Tablo 5, 7 nolu regresyon denkleminde elde edilen kalıntı serilerine uygulanan klasik birim kök testi sonuçlarını göstermektedir.

Dolar ve euro kurları için kurulan basit regresyon denklem artıklarına ilişkin klasik birim kök testi sonuçlarına göre iki kurun da kalıntı serileri %5 anlamlılık seviyesinde düzeyde durağan değilken birinci farklarında durağanlaşmaktadır. Serilerin birim kök içerdiği ya da içermediği şeklindeki kesin sınırlamalar, parçalı bütünleşik ve ortalamaya dönme özelliği gösteren serilerin incelemesinde düşük performans göstermektedir. Bu sebeple kalıntı serileri, analizlerin esnekliğini ve performansını artıran GPH, Lo M-R/S ve M-GPH testleri ile incelenmiştir.



**Tablo 5.** Regresyon Eşitliğinden Elde Edilen Kalıntı Serilerine İlişkin Birim Kök Testi Sonuçları

Testler	Dolar Kuru Kalıntı Sabitli		Dolar Kuru Kalıntı Sabitli ve Trendli		Euro Kuru Kalıntı Sabitli		Euro Kuru Kalıntı Sabitli ve Trendli	
	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark	Düzyey	1. Fark
ADF	-1.972667	-10.1437***	-2.07285	-10.5454***	-2.6495*	-10.1067***	-2.6264	-10.2325***
	1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.0098		1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.009	
	5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.4349		5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.434	
PP	-2.336151	-10.2032***	-2.31583	-10.4079***	-2.41525	-10.9844***	-2.3929	-11.0517***
	1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.0098		1% kritik değer: -3.4667		1% kritik değer: -4.009	
	5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.4349		5% kritik değer: -2.8774		5% kritik değer: -3.434	
KPSS	0.408388	0.582753	0.407567	0.032977	0.324209	0.221695	0.32395	0.023222
	1% kritik değer: 0.73900		1% kritik değer: 0.21600		1% kritik değer: 0.73900		1% kritik değer: 0.2160	
	5% kritik değer: 0.46300		5% kritik değer: 0.14600		5% kritik değer: 0.46300		5% kritik değer: 0.1460	
	10% kritik değer: 0.3470		10% kritik değer: 0.1190		10% kritik değer: 0.3470		10% kritik değer: 0.119	

\*\*\*, %1 anlamlılık seviyesini, \*\* ise %5 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Tablo 6’da yer alan GPH testi, her iki kalıntı serisi için oluşturulan “uzun dönem bağımlılık yoktur” şeklindeki boş hipotezin çeşitli anlamlılık seviyelerinde reddedildiğini göstermektedir. Sıfır hipotezinin tüm kuvvetlerde reddedilmesi aynı zamanda söz konusu serilerin tüm kuvvetlerde parçalı birim kök içerdiğini yani uzun hafızaya sahip olduğunu ima etmektedir.

**Tablo 6.** Kalıntı Serilerine İlişkin GPH Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları

Dolar Kuru				Euro Kuru			
Power ( $\lambda$ )	d ıstatistiği	$H_0: t_d = 0,$ $H_1: t_d > 0$	Olasılık	Power ( $\lambda$ )	d ıstatistiği	$H_0: t_d = 0,$ $H_1: t_d > 0$	Olasılık
.45	.946988	3.6900	0.006***	.45	.546759	2.2944	0.051**
.5	.828266	4.3615	0.001***	.5	.82582	3.5926	0.004***
.55	.874697	5.3063	0.000***	.55	.895252	4.7282	0.000***
.6	1.08349	5.5694	0.000***	.6	.829767	5.2687	0.000***
.65	1.00522	6.5409	0.000***	.65	.765435	6.2308	0.000***
.7	1.00535	7.6535	0.000***	.7	.807062	8.0224	0.000***
.75	1.03229	9.6091	0.000***	.75	.928166	8.6762	0.000***

\*\*\*, %1 anlamlılık seviyesini, \*\* ise %5 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

**Tablo 7.** Kalıntı Serilerine İlişkin Lo M-R/S Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları

Dolar Kuru Lo M-R/S Test İstatistiği:			Euro Kuru Lo M-R/S Test İstatistiği:		
Max(1)	Max(2)	Max(5)	Max(1)	Max(2)	Max(5)
3.98	3.32	2.5	3.37	2.82	2.17
Kritik Değerler: 90%: [ 0.861, 1.747 ], 95%: [ 0.809, 1.862 ], 99%: [ 0.721, 2.098 ]					

**Tablo 8.** Kalıntı Serilerine İlişkin M-GPH Parçalı Birim Kök Testi Sonuçları

Dolar Kuru				Euro Kuru			
Power ( $\lambda$ )	d ıstatistiği	$H_0: z_d = 1,$ $H_1: z_d < 1$	Olasılık	Power ( $\lambda$ )	d ıstatistiği	$H_0: z_d = 1,$ $H_1: z_d < 1$	Olasılık
.45	.8028855	-0.9720	0.331	.45	.6989912	-1.4843	0.138
.5	.6632883	-1.8932	0.058*	.5	.7775017	-1.2510	0.211
.55	.7926431	-1.3332	0.182	.55	1.058093	0.3735	0.709
.6	.887637	-0.8218	0.411	.6	1.014428	0.1055	0.916
.65	1.066669	0.5599	0.576	.65	1.009903	0.0832	0.934
.7	1.09564	0.9194	0.358	.7	.9893136	-0.1027	0.918
.75	1.050467	0.5509	0.582	.75	.9768234	-0.2530	0.800

\*\*\*, %1 anlamlılık seviyesini, \*\* ise %5 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.

Tablo 7’de yer alan Lo M-R/S testi, GPH testinin bulgularını desteklemektedir. Çünkü azami 1, 2 ve 5 gecikmenin tamamında test istatistik değerleri kritik değerden büyük çıkmakta yani “uzun dönem

bağımlılık yoktur” sıfır hipotezi reddedilmektedir. Tablo 8’de sunulan M-GPH test sonuçları da kalıntı serilerinin birim kök içerdiği şeklinde kurulan hipotezin 0.50 kuvveti haricinde reddedilemediğini göstermektedir.

SAGP’nin geçerliliğinin hem dolar hem de euro kurları kalıntı serileri için test edilmesi sonrası, serilerin düzeyde durağan çıkmaması her iki kalıntı serisi için de  $\xi$  (uzun hafıza) parametresinin tahmin edilmesini gerektirmektedir. Bu sebeple her iki kalıntı serisi için farklı ARFIMA( $p, \xi, q$ ) tahminleri yapılmış ve sonuçları tablo 9(a) ve 9(b) ile sunulmuştur<sup>1</sup>.

**Tablo 9(a).** Kalıntı Serilerine İlişkin ARFIMA Testi Sonuçları

( $p, \xi, q$ )	Dolar Kal.(0, $\xi, 0$ )	Dolar Kal.(1, $\xi, 0$ )	Dolar Kal. (0, $\xi, 1$ )
$\mu$	0.0354724 (0.7442) [0.9620]	0.048692 (0.0486) [0.3895]	0.0361380 (0.4524) [0.9364]
$\psi$	-	0.940287 (0.03805) [0.0000]***	-
$\xi$	0.498337 (0.0152) [0.0000]***	0.233515 (0.0865) [0.0077]***	0.496931 (0.0227) [0.000]***
$\theta$	-	-	0.747305 (0.0522) [0.000]***
Log(L)	436.036598	515.977616	497.188906
AIC	-4.73264042	-5.59538378	-5.39004269
ARCH-LM(prob)	0,0000***	0.4091	0.8635

\*, \*\*, \*\*\* %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, ( ) standart hataları, [ ] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

**Tablo 9(b).** Kalıntı Serilerine İlişkin ARFIMA Testi Sonuçları

( $p, \xi, q$ )	Euro Kal.(0, $\xi, 0$ )	Euro Kal.(1, $\xi, 0$ )	Euro Kal. (0, $\xi, 1$ )
$\mu$	0.0179791 (0.7009) [0.9796]	0.0156335 (0.03179) [0.624]	0.0181997 (0.3297) [0.9560]
$\psi$	-	0.757465 (0.1572) [0.000]***	-
$\xi$	0.497223 (0.0149) [0.000]***	0.360819 (0.1885) [0.0573]*	0.492927 (0.0298) [0.000]***
$\theta$	-	-	0.637387 (0.05097) [0.0000]***
Log(L)	481.832669	531.077139	524.075768
AIC	-5.23314393	-5.76040589	-5.68388818
ARCH-LM	0.0026***	0.6187	0.8751

\*, \*\*, \*\*\* %10, %5, %1 anlamlılık seviyelerinde istatistiki anlamlılığı, ( ) standart hataları, [ ] ise p olasılık değerlerini ifade etmektedir.

Tablo sonuçlarına göre dolar kalıntı serisinde  $\xi$  parametresinin 0.23 ile 0.49 arasında bir değere sahip olduğu  $0 < \xi < 0.5$  davranışı sergilediği yani kalıntı serisinin uzun hafızaya sahip olduğu fakat ortalamaya geri döndüğü, Dolar kurunun uzun dönemde SAGP’ne uygun davrandığı şeklinde yorumlanabilir. Euro kalıntı serisine ait ARFIMA( $p, \xi, q$ ) sonuçlarına göre ise  $\xi$  parametresinin 0.36 ile 0.49 arasında değiştiği, dolar kalıntı serisine benzer şekilde uzun hafızaya sahip fakat ortalamaya geri dönen bir özellik sergilediği, Euro kurunun da uzun dönemde SAGP’ne uygun davrandığı test sonuçlarından anlaşılmaktadır.

<sup>1</sup> Kalıntı serileri için ARFIMA ( $p, \xi, q$ ) modellerinin tüm kombinasyonları  $p, q = 0,1,2$  olmak üzere tahmin edilerek en uygun modelin seçilmesinde AIC ve SIC kriterleri kullanılmıştır.

## SONUÇ

SAGP hipotezi, döviz kurlarındaki değişimleri ülkeler arasındaki enflasyon oranı farklılıklarını dikkate alarak açıklayan bir hipotezdir. Ülkelerin fiyat seviyeleri arasında teorik açıdan uzun dönemli ilişkilerin varlığını ileri süren SAGP hipotezinin geçerliliğine, reel döviz kurlarının birim köke sahip olup olmamasına göre karar verilmektedir. Yüksek frekanslı reel döviz kurlarının, otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalma ve uzun dönem bağımlılık özelliğinin incelenmesinde uzun hafıza testleri son zamanlarda sıklıkla kullanılmaya başlanmış ve bu testler klasik birim kök testlerine göre daha yüksek performans göstermiştir.

Çalışmada, Türkiye’nin enflasyon hedeflemesi rejimine geçtiği 2001 yılı sonrası, 2002:10-2017:12 dönemi aylık verileri kullanılmıştır. Reel döviz kurlarının uzun hafıza özelliği gösterip göstermediğini incelemek amacıyla A.B.D doları ve euro bazında iki ayrı reel döviz kuru serisi oluşturulmuş ve bu serilere klasik birim kök testleri uygulanmıştır. ADF, PP ve KPSS birim kök testleri sonucunda, her iki reel kur serisinin de aynı dereceden durağan süreçler sergilediği gözlemlenmiş ve söz konusu serilerde parçalı birim kök olabileceği düşünülerek GPH, Lo M-R/S ve M-GPH birim kök testleri uygulanmıştır. Reel kur serilerine ilişkin olarak uygulanan GPH ve Lo M-R/S testleri “uzun hafıza yoktur” sıfır hipotezinin reddedilmesiyle sonuçlanmış yani serilerin parçalı birim köke sahip oldukları ortaya çıkmıştır. d’nin dağılımının,  $H_0: d=1$  olduğu durum için modifiye edilen M-GPH testine göre, “uzun hafıza yoktur” sıfır hipotezi reel dolar kuru serisi 0.65’inci kuvvette, reel euro kuru ise 0.55, 0.6 ve 0.65’inci kuvvetlerde reddedilmiştir.

Ulusal fiyat seviyeleri arasında uzun dönem denge ilişkisini ayrıca test etmek amacıyla, yerel fiyat endeksinin açıklayıcı değişken; yerli para birimine dönüştürülen yabancı fiyat endeksinin ise açıklanan değişken olduğu (dolar ve euro için iki ayrı basit regresyon eşitliği) regresyon eşitliği kurulmuştur. Söz konusu regresyon eşitliklerinden elde edilen kalıntılara birim kök ve uzun hafıza testleri uygulanmıştır. Kalıntı serilerinin test sonuçları, reel kur serilerinin test sonuçlarıyla oldukça örtüşmesi üzerine d parametresi ARFIMA modeli çerçevesinde tahmin edilerek reel kur serilerinin bütünleşme derecelerinin  $d < 1$  koşu¬lunu sağladığı tespit edilmiştir. Bu çerçevede, ilgili dönemde meydana gelen şokların reel döviz kurları üzerindeki etkisi zamanla ortadan kalktığı sonucuna ulaşılmıştır. Analiz bulgularının ışığında, reel döviz kurlarının uzun dönemde ortalamaya dönen bir süreç izlediği başka bir ifade ile SAGP hipotezinin söz konusu dönemde Türkiye ekonomisi için geçerli olduğu söylenebilir.

Türkiye’de üretimin girdi kompozisyonu yüksek düzeyde ithal girdilerden oluşması, nominal döviz kurlarında meydana gelen şokların üretim maliyetlerini dolayısıyla yurtiçi fiyatları arttırabileceği beklenebilir. Ancak fiyatlardaki rijitlik nominal döviz kurlarındaki şokların fiyatlara geçiş etkisini azaltarak kısa dönemde parite değerinden sapan reel döviz kurunun uzun dönemde tekrar parite değerine dönmesine neden olmaktadır. SAGP hipotezinin uzun dönemde geçerliliğinin olması Türkiye’de istikrarlı bir döviz kuru politikası olduğunu göstermesi açısından önemlidir. Yani nominal döviz kurları fiyat farklılıklarını ortadan kaldırmaktadır. Bir başka açıdan değerlendirilecek olursa reel döviz kurlarının

durağan ancak dirençli ve uzun hafıza özelliği göstermesi, Türkiye’nin finansal istikrar politikalarında kalitesini arttırması ve makro iktisadi anlamda rekabet derecesini yükseltmesi için döviz kurlarındaki istikrarı hedeflemesi gerekmektedir.

Elde edilen analiz bulguları, Erlat (2003), Yıldırım ve Yıldırım (2012), Kutlu ve Yurttagüler (2014), Çeviş ve Ceylan (2015) ve Güriş vd.’nin (2016) çalışmalarıyla benzeşmektedir. İlerdeki çalışmalarda döviz kurlarındaki değişimlerin faiz paritesi teorisi bağlamında ele alınarak incelenmesi SAGP hipotezinin test edildiği çalışmalara derinlik kazandıracağı düşünülmektedir.

## KAYNAKLAR

- AHKING, F. W. (2010), Non-Parametric Tests Of Real Exchange Rates in The Post-Brettonwoods Era, *Empir Econ*, 39, 439–456.
- ALBA, J. D., ve PAPELL, D. (2007), Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from the Panel Data Tests, *Journal of Development Economics*, 83, 240-251.
- ALOY, M., BOUTAHAR, M., GENTE, K. ve FEISSOLLE, A. P. (2011), Purchasing Power Parity and The Long Memory Properties of Real Exchange Rates: Does One Size Fit All?”, *Economic Modelling*, 28, 1279-1290.
- ASLAN, N. ve KANBUR A. N. (2007), Türkiye’de 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımı, *Marmara Üniversitesi İ.İ.F. Dergisi*, 23(2), 9-43.
- BELKACEM, L., EL MEDDEB, Z. ve BOUBAKER, H. (2005), Foreign Exchange Market Efficiency: Fractional Cointegration Approach, *International Journal of Business*, 10(3), 285-302.
- BOZOKLU, Ş. ve YILANCI, V. (2010), Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- BÜBERKÖKÜ, Ö. (2014), Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Uluslararası Satın Alma Gücü Paritesi: Panel Koentegrasyon Testlerinden Kanıtlar, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 8(1), 117-139.
- CASSEL, G. (1918), Abnormal Deviations in International Exchanges, *The Economic Journal*, 28, 413-415.
- 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.
- ÇEVİK, E. İ. ve ERDOĞAN, S. (2009), Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasasının Etkinliği: Yapısal Kırılma Ve Güçlü Hafıza. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(1), 26-40.
- ÇEVİŞ, İ. ve CEYLAN, R. (2015), Kırılgan Beşlide Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) Hipotezinin Test Edilmesi, *Journal of Yasar University*, 10(37), 6381-6393.
- DICKEY, D. A. ve FULLER, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- DICKEY, D. A. ve FULLER, W. A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- ERLAT, H. (2003), The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates, *Emerging Markets Finance & Trade*, 39(2), 70-97.
- GEWEKE, J. ve PORTER-HUDAK, S. (1983), The Estimation And Application Of Long Memory Time Series Models, *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- GRANGER, C. W. J. VE JOYEUX, R. (1980), An Introduction To Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), 15-29.
- GÜLOĞLU, B., İSPİR, S. ve ONAT D. (2011). Testing The Validity of Quasi PPP Hypothesis: Evidence From A Recent Panel Unit Root Test With Structural Breaks, *Applied Economics Letters*, 18, 1817-1822.
- GÜRİŞ, B., YILDIRIM TIRAŞOĞLU, B. ve TIRAŞOĞLU, B. (2016), Türkiye’ de Satın alma Gücü Paritesi Geçerli mi?: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri, *Social Sciences Research Journal*, 5(4), 30-42.
- HADRI, K. ve RAO, Y. (2008), Panel Stationarity Test with Structural Breaks, *Oxf Bull Econ Stat*, 70, 245–269.
- HOLMES, M. J. (2002), Purchasing Power Parity and the Fractional Integration of the Real Exchange Rate: New Evidence for Less Developed Countries, *Journal of Economic Development*, 27(1), 125-135.
- HOLMES, M.J., OTERO, J. VE PANAGIOTIDİS, T. (2012), PPP in OECD Countries: An Analysis of Real Exchange Rate Stationarity, Cross-Sectional Dependency and Structural Breaks, *Open Economies Review*, 23(5), 767-783.

- HOSKING, J. R. M. (1981), Fractional Differencing, *Biometrika*, 68(1), 165-176.
- JOHANSEN, S. (1988), Statistical Analysis Of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- JOHANSEN, S. ve JUSELIUS, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration With Applications To The Demand For Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2),169-210.
- KALYONCU, H. (2009), New Evidence Of The Validity of Purchasing Power Parity From Turkey, *Applied Economics Letters*, 16, 63–67.
- KAROGLOU, M., ve MORLEY, B. (2012), Purchasing Power Parity and Structural Instability in the US/UK Exchange Rate, *Inter. Fin. Markets, Int. and Money*, 22, 958-972.
- KUTLU, S ve YURTTAGÜLER, İ. M. (2014), Türkiye’de Reel Döviz Kurlarının Uzun Hafıza Özellikleri: Kesirli Bütünleşme Analizi, *Marmara Üniversitesi İİB Dergisi*, 36(1), 373-389.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. ve SHIN, Y. (1992), Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of A Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- LO, A. W. (1991), Long-Term Memory in Stock Market Prices, *Econometrica*, 59(5), 1279-1313.
- LOTHIAN, J. R. ve TAYLOR, M. P. (2000), Purchasing Power Parity over Two Centuries: Strengthening The Case for Real Exchange Rate Stability: A Reply To Cuddington And Liang, *Journal of International Money and Finance*, 19, 759–764.
- LOTHIAN, J. R. ve TAYLOR, M. P. (2008), Real Exchange Rates over The Past Two Centuries: How Important is The Harrod–Balassa–Samuelson Effect?, *The Economic Journal*, 118, 1742–1763.
- PERRON, P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- PETER, C. B. P. ve PERRON, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- PHILLIPS, P. C. B. (1999a), Discrete Fourier Transforms of Fractional Processes, Unpublished Working Paper, 1243, Cowles Foundation for Research in Economics, 01 Şubat 2018 tarihinde Yale Üniversitesi <http://Cowles.Econ.Yale.Edu/P/Cd/D12a/D1243.pdf> adresinden alındı.
- PHILLIPS, P. C. B. (1999b), Unit Root Log-Periodogram Regression, Unpublished Working Paper, 1244, Cowles Foundation For Research in Economics, 01 Şubat 2018 tarihinde Yale Üniversitesi <http://Cowles.Econ.Yale.Edu/P/Cd/D12a/D1244.pdf> adresinden alındı.
- ROBINSON, P. M. (1995), Log-Periodogram Regression Of Time Series With Long Range Dependence, *Annals of Statistics*, 23, 1048-1072.
- ROGOFF, K. (1996), The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.
- SARNO, L. ve TAYLOR, M. P. (2002). Purchasing Power Parity and The Real Exchange Rate. *IMF Staff Papers*, 49(1), 65–105.
- SARNO, L. ve TAYLOR, M. P. (2003). *The Economics of Exchange Rates*, New York: Cambridge University Press.
- SIMS, C. A. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- STOCK, J. H. ve WATSON, M. W. (2001), Vector Autoregressions, *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.
- ŞENER, S., YILANCI, V. ve CANPOLAT, E. (2015), Satın Alma Gücü Paritesi ve Varyasyonlarının Türkiye İçin Sınanması, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(25), 53-63.
- TARI, R. ve YILDIRIM, D. Ç. (2009), Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama, *Yönetim ve Ekonomi*, 16(2), 95-105.
- TATOĞLU, F. Y., (2009), Reel Efektif Döviz Kurunun Durağanlığının Yapısal Kırımlı Panel Birim Kök Testleri Kullanılarak Sınanması, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 310-323.

- TAYLOR, A. M. ve TAYLOR, M. P. (2004), The Purchasing Power Parity Debate, *Journal of Economic Perspectives*, 18, 135–158.
- TAYLOR, M. P. (1995), The Economics of Exchange Rates, *Journal of Economic Literature*, 33(1), 13-47.
- TAYLOR, M. P. (2003), Purchasing Power Parity, *Review of International Economics*, 11, 436-452.
- TAYLOR, M. P. (2006), Real Exchange Rates and Purchasing Power Parity: Mean-Reversion in Economic Thought, *Applied Financial Economics*, 16:1-2, 1-17.
- TAYLOR, M. P. ve SARNO, L. (1998). The Behavior of Real Exchanges During The Post- Bretton Woods Period, *Journal of International Economics*, 46, 281–312.
- TCMB (2013), Parasal Aktarım, 30 Nisan 2017, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/8cdd0f38-142f-493b-b489-bdc0111491bb/ParasalAktarim.pdf?MOD=AJPERES> adresinden alınmıştır.
- TELATAR, E., ve HASANOV, M. (2009), Purchasing Power Parity in Transition Economies: Evidence From The Commonwealth of Independent States, *Post-Communist Economies*, 21(2), 157-173.
- TURGUTLU, E. (2004), Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık Ve Parçalı Koentegrasyon Analizi, *DEÜ İİBF Dergisi*, 19(2), 55-75.
- TÜİK (2008), Satınalma Gücü Paritesi Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi, 4, 1-64.
- YILDIRIM, K., MERCAN, M., ve KOSTAKOĞLU, F. S. (2013). Satın Alma Gücü Paritesinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(3), 75-95.