

# SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİNİN SIFIR FREKANSTA SPEKTRUM TAHMİNCİSİNE DAYANAN BİRİM KÖK TESTLERİ İLE İNCELENMESİ

Ebru ÇAĞLAYAN<sup>(\*)</sup>  
İrem SAÇAKLI<sup>(\*\*)</sup>

**Özet:** Serilerde birim kökün varlığının için test edilmesinde, varolan Dickey-Fuller birim kök testlerinin yanında spektral tahmin yöntemlerine dayanan birim kök testleri de bulunmaktadır. Bu testler sıfır frekansta spektrum tahmincisine dayanmaktadır. Bu çalışmada amaç, satın alma gücü paritesinin geçerliliği hem Türkiye hem de Birleşik Krallık için Phillips-Perron (PP,1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS, 1992) ve Elliot, Rothenberg ve Stock Nokta Optimum (ERS, 1996) testleri ile analiz etmek ve test sonuçlarını karşılaştırmaktır. Çalışmada mutlak satın alma gücü paritesinin hem Türkiye hem de Birleşik Krallık için geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** PP Testi, KPSS Testi, ERS Testi, Satın Alma Gücü Paritesi, sıfır frekansta spektrum tahmincisi

**Abstract:** For testing a series for presence of a unit root, there are unit roots tests which are based on spectral estimation methods in addition to the existing Dickey Fuller Tests. These tests based on the estimator of the spectrum at frequency zero. In this study, the aim is to analyse the validity of purchasing power parity for both Turkey and United Kingdom using by Phillips-Perron (PP,1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS, 1992) and Elliot, Rothenberg and Stock Point Optimal (ERS, 1996) Tests, and to compare the tests' results. We found that absolute purchasing power parity doesn't hold for both Turkey and United Kingdom.

**Keywords:** PP Test, KPSS Test, ERS Test, Purchasing Power Parity, estimator of spectrum at zero frequency

## I.Giriş

Bu çalışmanın temel amacı, hem uluslararası hem de ulusal literatürde yaygın olarak klasik birim kök testleri ile incelenen satın alma gücü paritesinin geçerliliğini sıfır frekansta spektrum tahmincisine dayanan birim kök testleri ile araştırmak ve bu testlerin sonuçlarını karşılaştırmaktır.

Literatürde durağanlık analizinde yaygın olarak kullanılan Dickey-Fuller(1979,1981) birim kök testleri yanında spektral tahmin yöntemlerine dayanan birim kök testleri de yer almaktadır. Bu yöntemlere dayanan birim kök testleri olarak, Phillips,Perron'un PP(1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin'in KPSS (1992) ve Elliot, Rothenberg, Stock'un Nokta Optimum (ERS,1996) testleri sayılabilir. Söz konusu birim kök testleri nonparametrik yöntemlerle Dickey Fuller testlerinin değiştirilmiş<sup>1</sup> halidir. Bu nonparametrik

---

<sup>(\*)</sup> Yrd.Doç.Dr.Marmara Üniversitesi İİBF, Ekonometri Bölümü

<sup>(\*\*)</sup> Arş.Gör. Marmara Üniversitesi İİBF, Ekonometri Bölümü

yöntemlerden yararlanılarak yapılan değiştirme ile testlerin gücünün artırılması amaçlanmaktadır. Spektral tahmin yöntemleri ile birim kök analizi klasik birim kök analizlerinin aksine frekanslara dayanmaktadır ve kovaryans durağan süreç frekanslara dayanarak incelenir.

Çalışmada ilk olarak sıfır frekansta spektrum tahmincisinin elde edilmesi ve spektrum tahmincisine dayanan birim kök testleri hakkında bilgi verilmiştir. Daha sonra uygulama ve bulgular yer almaktadır.

## II. Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisi

Spektral tahmin yöntemlerine dayanan birim kök testleri, sıfır frekansta artıkların spektrumunun tutarlı tahminini gerektirmektedir. Sıfır frekansta spektrumun ( $f_0$ ) tahmincisi, “Kernel’e Dayanan Kovaryanslar Toplamı Tahmin Yöntemi” veya “AR Spektral Tahmin Yöntemi” ile elde edilmektedir. Çalışmamızda Kernel’e Dayanan Kovaryanslar Toplamı Tahmin Yöntemi ele alınacaktır.

Uygulamada zaman serilerinin çoğunlukla durağan olmadıkları ve durağan olmamanın ortalama ve/veya varyansta söz konusu olduğu görülmektedir. Zaman serilerinde durağanlık incelenirken, serinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı dikkat edilmesi gereken karakteristiklerdir. Durağanlık koşullarından biri bilindiği gibi kovaryansın zamana bağlı gecikmelerden bağımsız olmasıdır. Bu nedenle son zamanlarda kovaryans matrislerinin tutarlı tahminlerinin elde edilmesi amacı ile HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) kovaryans matrislerinin kullanımı yaygın hale gelmiştir. Bu matrislerin elde edilmesinde Kernel’e dayalı spektral tahminler kullanılmaktadır ve HAC matrisi oluşturulurken, sıfır frekansta spektral yoğunluk matrisi artıkların bir vektörü olarak tahmin edilmektedir (Robinson,2004: 23)<sup>2</sup>.

Sıfır frekansta spektrumun Kernel’e dayanan tahmincisi otokovaryansların tartılandırılmış toplamına dayanır ve tahminci,

$$\hat{f}_0 = \sum_{j=-(T-1)}^{T-1} \hat{\gamma}(j).K\left(\frac{j}{q}\right) \quad (1)$$

olarak elde edilir. Burada  $q$  bant genişliği<sup>3</sup>,  $K(\cdot)$  Kernel fonksiyonu ve  $\hat{\gamma}(j)$  ise  $u_t$  artıklarının  $j$ .’ci örnek otokovaryansıdır.

Kovaryansları tartılandırmak için  $K(\cdot)$  olarak ifade ettiğimiz Kernel fonksiyonundan yararlanılmaktadır. Uygulamada yaygın olarak Bartlett, Parzen ve Kuadratik Spektral Kernel fonksiyonları kullanılmaktadır. Bu fonksiyonlar Tablo I’de verilmiştir<sup>4</sup>.

Tablo 1: Kernel Fonksiyonları

BARTLETT	$K(x_j) = \begin{cases} 1- x_j  & 0 \leq  x  \leq 1 \\ 0 & d.d. \end{cases}$
PARZEN	$K(x_j) = \begin{cases} 1-6x_j^2 + 6 x_j ^3 & 0 \leq  x  \leq \frac{1}{2} \\ 2(1- x_j )^3 & \frac{1}{2} \leq  x  \leq 1 \\ 0 & d.d. \end{cases}$
KUADRATİK SPEKTRAL	$K(x_j) = \frac{25}{12\pi^2 x_j^2} \left( \frac{\sin(6\pi x_j / 5)}{6\pi x_j / 5} - \cos(6\pi x_j / 5) \right)$

Fonksiyonlarda yer alan  $x_j = j/q$  olup,  $q$  bant genişliğidir.

Kovaryansları tartılandırmak için kullanılan Kernel fonksiyonunun seçimi kadar bant genişliğinin seçimi de önemlidir. Özellikle küçük örneklerde Kernel'e dayanan spektral tahminciler bant genişliğinin belirlenmesine karşı çok hassastır. Bant genişliği, yoğunluk fonksiyonu tahminlerinin düzgünlüğünü kontrol etmekte ve Kernel tarafından verilen tartıların kovaryans matrisinin tahminindeki gecikmelerle nasıl değiştiğini belirlemektedir.

Pek çok ekonometrik paket programı sabit bir bant genişliğinin belirlenmesine veya otomatik olarak bu bant genişliğinin seçilmesine imkan vermektedir. Bant genişliğinin seçiminde Newey-West ve Andrews yöntemleri yaygın olarak kullanılmaktadır. Andrews (1991) örnek momentlerinin AR(1) süreci izlediklerini varsayan, tüm momentlerin eşit olarak tartılandırıldığı parametrik bir yöntem ve Newey-West (1994) ise tahmin edilmiş çapraz momentlerin truncated tartılandırılmış toplamına dayanan nonparametrik bir yöntem önermişlerdir. Newey West tahmincileri sadece örnekteki gözlem sayısına dayanırken, Andrews yönteminde tüm T-1 tahmin edilmiş otokovaryans tahmincileri kullanılmaktadır. Her iki yöntemde de bant genişliği aynı şekilde seçilmektedir (Andrews, 1991, s:830) ve buna göre bant genişliği,

$$q = \begin{cases} \text{int}(1,1447(\hat{\alpha}(1)T)^{1/3}) & \text{Bartlett Kernel için} \\ 1,3221(\hat{\alpha}(2)T)^{1/5} & \text{QS Kernel için} \\ 2,6614(\hat{\alpha}(2)T)^{1/5} & \text{Parzen Kernel için} \end{cases}$$

olarak elde edilmektedir. Bu iki yöntemde bant genişliği aynı şekilde seçilirken  $\hat{\alpha}(1)$  ve  $\hat{\alpha}(2)$ 'nin tahmin edilmeleri farklılık gösterir<sup>5</sup>.

### III. Spektrum Tahmincilerine Dayanan Birim Kök Testleri

Çalışmamızda spektrum tahmincilerine dayanan birim kök testlerinden PP, KPSS ve ERS Testleri ele alınacaktır. Bu testlerin uygulanmasında Kernel'e dayanan tahminciler incelenecek ve Kernel fonksiyonu ile bant genişliği seçimi verilen bilgiler doğrultusunda yapılacaktır..

### A. Phillips-Perron (PP, 1988) Testi

Phillips ve Perron tarafından önerilen bu birim kök testinde nonparametrik düzeltmeler söz konusudur. Test için denklem ,

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (2)$$

olarak belirlenmektedir. Burada  $\alpha = \rho - 1$ ,  $x_t$  ise “sabit” veya “sabit ve trend”i ifade eden deterministik bileşendir.

Phillips-Perron testinde test istatistiğinin hesaplanması için nonparametrik düzeltmeler yapılmaktadır. Bu nedenle otokorelasyon, test istatistiğinin asimtotik dağılımını etkilememektedir. Bu düzeltmeler sıfır frekansta  $\varepsilon_t$ 'nin spektrum tahminine dayanır ve tutarlı tahminler sağlar. Test istatistiği,

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{-1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(s_e(\hat{\alpha}))}{\alpha f_0^{1/2} s} \quad (3)$$

olarak hesaplanır. Burada  $s_e(\hat{\alpha})$  katsayı standart hatası ,  $s$  denklemin standart hatası,  $T$  gözlem sayısı,  $\gamma_0$  hata varyansının tutarlı tahmini ve  $f_0$  ise sıfır frekansta artık spektrumunun tahmincisidir.  $f_0$ 'ın tahmini, Kernel'e Dayanan Kovaryans Toplamı Yöntemi veya AR Spektral Yoğunluk Tahmin Yöntemi ile yapılabilir.

Phillips-Perron testinde temel hipotez birim kök var şeklindedir ve hipotezler  $H_0 : \alpha = 0$  ve  $H_1 : \alpha < 0$  olarak kurulur. Test istatistiğinin asimtotik dağılımı ADF testi ile aynıdır. Bu nedenle test istatistiği MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır.

### B. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS, 1992) Testi

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından önerilen bu test, artıkların uzun dönem varyansının nonparametrik tahmincisine dayanmaktadır. Test için denklem,

$$y_t = x_t' \delta + u_t \quad (4)$$

olarak belirlenmektedir. Denklemde yer alan  $x_t$ , “sabit” veya “sabit ve trend”i ifade eden deterministik bileşendir. Bu denklem yardımı ile elde edilen artıklar test istatistiğinin hesaplanmasında kullanılmaktadır. Test istatistiği,

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / f_0 \quad (5)$$

olacaktır. Burada  $T$  gözlem sayısı,  $S_t$  birikimli artık fonksiyonudur ve  $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$  olarak hesaplanır.  $f_0$  ise sıfır frekansta artık spektrumunun tahmincisidir.

$$\hat{f}_0 = \hat{\gamma}_0 + 2 \sum_{j=1}^{T-1} K\left(\frac{q}{j}\right) \hat{\gamma}_j \quad (6)$$

olarak elde edilir ve  $\gamma_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T e_t e_{t-j}$  'dir. Yukarıda verilen ifadede  $K(\cdot)$  Kernel

fonksiyonu ve  $q$  bant genişliğidir. KPSS testinin uygulanmasında Bartlett Kernel fonksiyonunun yaygın olarak kullanıldığı görülmektedir. Ayrıca bu testin uygulanmasında Andrews(1991) tarafından daha etkin olduğu gösterilen Kuadratik Spektral Kernel fonksiyonu da kullanılabilir<sup>6</sup>.

KPSS testinde diğer birim kök testlerinden farklı olarak temel hipotez birim kök yok şeklindedir ve hipotezler  $H_0 : \rho < 1$  ve  $H_1 : \rho = 1$  olarak kurulur. LM test istatistiği KPSS(1992) kritik değerleri ile karşılaştırılır.

### C. Elliot, Rothenberg, Stock'un Nokta Optimum (ERS,1996) Testi

Elliot, Rothenberg ve Stock tarafından önerilen bu test, Dickey Fuller testlerinin değiştirilmiş halidir ve amacı bu testlerin gücünü artırmaktır. ERS testi, test denklemi oluşturulmadan önce verilerin trendden arındırılmasına dayanmaktadır ve özellikle zaman serilerinin bilinmeyen ortalamaya ve doğrusal trende sahip olmaları durumunda diğer testlerden daha üstün olduğu ileri sürülmektedir.

ERS Testi için denklem oluşturulurken quasi-farklardan yararlanılmaktadır ve tahmin edilecek denklem,

$$d(y_t / \alpha) = d(x_t / \alpha) \delta(\alpha) + \varepsilon_t \quad (7)$$

olarak belirlenmektedir. Burada  $\hat{\delta}(\alpha)$  bu denklemin en küçük kareler yöntemi ile tahmini sonucu elde edilen değer ve  $x_t$  "sabit" veya "sabit ve trend"i ifade eden deterministik bileşendir.  $\varepsilon_t$  ise bağımsız ve tanımlanmış dağılıma (iid) sahiptir. Denklemde yer alan  $\alpha$ 'nın değerinin belirlenmesi için Elliot, Rothenberg ve Stock  $\alpha = \bar{\alpha}$  alınmasını önermektedir ve

$$\bar{\alpha} = 1 + \frac{\bar{c}}{T} \quad (8)$$

olarak belirlenmektedir. Burada yer alan  $\bar{c}$  testin gücünü maksimize etmek amacı ile seçilmektedir. Denklemde yer alan deterministik bileşenlere göre,  $\bar{c}$ 'nin alacağı değer Monte Carlo denemeleri sonucunda belirlenmiştir. Buna göre denklemde sadece "sabit" varsa  $\bar{c} = -7$  veya "sabit ve trend" varsa  $\bar{c} = -13,5$  'tir. ERS Testi için test istatistiği,

$$P_T = \frac{SSR(\bar{\alpha}) - \bar{\alpha} SSR(1)}{f_0} \quad (9)$$

olacaktır. Burada SSR artıkların kareleri toplamıdır. Artıklar ve artıkların kareleri toplamı ERS denkleminde yararlanılarak,

$$\begin{aligned}\hat{\varepsilon}_t(\hat{\alpha}) &= d(y_t / \alpha) - d(x_t / \alpha)' \hat{\delta}(\alpha) \\ SSR(\alpha) &= \sum \varepsilon_t^2(\alpha)\end{aligned}\quad (10)$$

olarak elde edilir.  $f_0$  sıfır frekansında artık spektrumunun tahmincisidir ve kovaryanslar toplamına dayanan tahmincilerle elde edilebilir. Burada,

$$\hat{f}_0 = \sum_{j=-l_t}^{l_t} K\left(\frac{j}{l_t}\right) \hat{\gamma}(j) \quad (11)$$

olarak belirlenir.  $K(\cdot)$  Parzen Kernel fonksiyonu ve  $\hat{\gamma}(j) = T^{-1} \sum_{t=1}^{T-j} e_t e_{t+j}$  'dir.

Tahmincinin elde edilmesinde kullanılan  $l$  gecikme uzunluğu veya bant genişliğidir. ERS testinde  $f_0$  tahmincisinin elde edilebilmesi için bahsedilen tartılandırılmış kovaryans toplamı (SIC) yöntemi yerine AR spektral tahmin yöntemi de kullanılabilir<sup>7</sup>.

ERS testinde temel hipotez birim kök var şeklindedir ve hipotezler  $H_0 : \alpha = 1$  ve  $H_1 : \alpha = \bar{\alpha}$  olarak kurulur. Test istatistiği ERS(1996) tarafından önerilen kritik değerler ile karşılaştırılır.

#### IV. Uygulama

Çalışmamızda sıfır frekansta spektrum tahmincisine dayanan birim kök testleri ile satın alma gücü paritesinin geçerliliği incelenmiştir. Literatürde klasik birim kök testleri ile farklı ülkeler için satın alma gücü paritesinin incelendiği çok sayıda çalışma bulunurken spektrum tahmincisine dayanan birim kök testleri ile yapılmış daha az sayıda çalışmaya rastlanmıştır<sup>8</sup>.

Satın alma gücü paritesi döviz kurunun yabancı ülkenin ve incelenen ülke enflasyon oranları arasındaki farka göre belirlenmesini öngörmektedir. Bu teoriye göre, nominal döviz kurundaki değişimler, ülkeler arasındaki enflasyon farklılıklarını yansıtmaktadır. Bu durumda yabancı ülke ya da incelenen ülke fiyatlarının birisi veya her ikisi birden değişirse, nominal döviz kuru da bu farkı ortadan kaldıracak, yani reel döviz kurunu sabit tutacak şekilde değişecektir. Bu nedenle uluslararası karşılaştırmalarda satın alma gücü paritesinin kullanılmasının ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarını ortadan kaldıran, daha güvenilir sonuçlar sağlayan bir yöntem olduğu düşünülebilir.

Satın alma gücü paritesi teorisinin mantığı, her ulusal paranın belli mal ve hizmeti satın alma gücünün olmasıdır. İki para değişiminde her iki paranın görece satın alma gücü çerçevesinde bir değişim olacaktır. Satın alma gücü paritesi, belli bir miktar paranın farklı ülkelerde aynı satın alma gücüne sahip olması mantığına dayanır ve tüm ülke fiyat seviyeleri benzer kur ile ölçüldüğünde eşittir fikrini savunur (Krugman ve Obstfeld, 1997: 401).

Ülke fiyat seviyesi ile nominal döviz kuru arasındaki doğrudan ilişki uzun dönem döviz kuru davranışının temel göstergelerinden biri olan satın alma gücü paritesidir. Bu teori, incelenen ülke ve yabancı ülke mal ve hizmetlerinin

nispi fiyatlarının belirlenmesinde döviz kurunun rolünü incelemektedir (Yarbrough ve Yarbrough, 1997: 739). Satın alma gücü paritesi, iki ülkenin milli fiyatları aynı para cinsinden ifade edildiğinde aralarında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığını öngörmektedir. (Cheung ve Lai, 1998: 600). Satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerli olabilmesi için reel döviz kurunun durağan olması gerekmektedir.

Satın alma gücü paritesi mutlak ve nispi olmak üzere iki şekilde incelenebilir. Satın alma gücü paritesinin en kısıtlı hali olarak ifade edilebilecek mutlak satın alma gücü paritesinde reel döviz kuru,

$$R_r = E_t \left( \frac{P_t^*}{P_t} \right) \quad (12)$$

olarak elde edilmektedir (Gerber,1999: 188). Burada,  $E_t$  :Nominal döviz kuru ve  $P_t$  :incelenen ülke fiyat seviyesi ve  $P_t^*$  :yabancı ülke fiyat seviyesidir. Nominal döviz kuru döviz piyasasında gerçek döviz kurudur ve reel döviz kuru ise enflasyonla düzeltilmiş nominal döviz kurudur. Bu pariteye göre reel döviz kuru, incelenen ülke ve yabancı ülke genel fiyat seviyelerine göre ayarlanmış nominal kur olarak tanımlanmaktadır. Mutlak satın alma gücü paritesinin gerçekleşebilmesi için, reel döviz kurunun bire eşit olması şeklinde bir kısıt bulunmaktadır. Yukarıdaki ifadenin logaritması alındığında,

$$\ln R_r = \ln E_t + \ln P_t^* - \ln P_t \quad (13)$$

olacaktır ve bu denklemin logaritmik değerlerini aşağıdaki gibi ifade edersek mutlak satın alma gücü paritesi için reel döviz kuru,

$$r_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (14)$$

olarak elde edilecektir (Patterson,2000: 558).

Satın alma gücü paritesinin bir başka şekli nispi satın alma gücü paritesidir. Nispi satın alma gücü paritesi, her bir ülkedeki farklı malların nispi fiyatlarının değişmeyeceğini varsayan enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi gösterir. Bu satın alma gücü paritesi iki ülke döviz kurundaki yüzde değişikliğin ulusal fiyat seviyelerindeki yüzde değişiklik arasındaki farklılığa eşit olduğunu ifade eder (Yarbrough ve Yarbrough, 1997: 740). Nispi satın alma gücü paritesinde reel döviz kuru,

$$\Delta r_t = \Delta e_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t \quad (15)$$

olarak elde edilmektedir<sup>9</sup>. Burada  $\Delta$ , serilerin ilk farklarını ifade etmektedir (Patterson,2000: 558). Nispi satın alma gücü paritesi , mutlak satın alma gücü paritesinde olduğu gibi reel döviz kurunun bir olması gibi bir kısıt istememektedir. Mutlak satın alma gücü paritesinin gerçekleşmediği durumlarda nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olabileceği beklenebilir (Krugman ve Obstfeld,1997: 403; Yarbrough ve Yarbrough, 1997: 742).

### A. Veriler ve Metodoloji

Çalışmamızda satın alma gücü paritesinin geçerli olup olmadığını sınavabilmek için, nominal döviz kuru, reel döviz kuru ve nispi fiyatların birim kök analizi söz ettiğimiz testler ile yapılmıştır. Reel döviz kurları oluşturulurken, yabancı fiyatlar için Amerika Birleşik Devletlerinin fiyat endeksleri kullanılmış ve durağan olup olmadıkları spektral tahmin yöntemine dayanan birim kök testleri ile incelenmiştir

Verilerin kaynağı IMF Uluslararası Finansal istatistiklerdir. 1995.01-2004.08 dönemini içeren aylık veriler kullanılmıştır. Nominal döviz kuru olarak dolar kuru, yabancı ülke ve incelenen ülke fiyatları için tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır. Satın alma gücü paritesi incelemelerinde, ticari malları kapsamaması nedeni ile daha çok toptan eşya fiyat endeksinin kullanıldığı görülmüştür. Satın alma gücü paritesi incelemelerinde fiyat seviyelerinin seçiminde tüketici fiyat endeksleri de kullanılmaktadır. Bu durumda kur varlık olarak düşünülmekte, ticari ve ticari olmayan malların fiyatlarını içeren tüketici fiyat endeksi de kullanılabilir(Patterson, 2000: 556). Bu bilgiden yararlanarak çalışmamızda tüketici fiyat endeksi kullanılmış ve fiyat endeksleri 1996=100 olacak şekilde düzenlenmiştir.

İncelenen serilerin hareketlerinin yapısının daha iyi görülmesi için durağanlık analizleri reel döviz kuru (rt), nominal döviz kuru (et) ve nispi fiyatlar (pt/pt\*) için yapılmıştır. Satın alma gücü paritesi yüksek enflasyona sahip ve az gelişmiş ülkelerde daha çok destek görmüş bir teoridir<sup>10</sup>. Bu yapıyı analiz edebilmek için, gelişmekte olan ülke olan Türkiye'ye karşılık, gelişmiş ülke olarak Birleşik Krallık seçilmiş ve döviz kuru ile nispi fiyatların hareketlerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Satın alma gücü paritesinin bir göstergesi olan döviz kurları ile nispi fiyatların birlikte hareket edip etmemesi paritenin geçerliliği hakkında bilgi verebilmektedir.

Satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerli olabilmesi için reel döviz kurunun durağan olması gerekir. Bu nedenle reel döviz kurunun durağanlığının araştırılması satın alma gücü paritesinin tutarlılığını ortaya koyacaktır. Reel döviz kuru serileri birim kök içeriyorsa, satın alma gücü paritesinin reel döviz kuru yaklaşımına göre geçerli olmadığı söylenebilir (Doğanlar ve Özmen,1999: 7 8).

### B. Bulgular

Satın alma gücü paritesinin geçerli olabilmesi için reel döviz kurunun durağan olması gerekmektedir. Paritenin geçerliliğinin incelenmesi için hem mutlak satın alma gücü paritesi hem de nispi satın alma gücü paritesi bileşenleri PP, KPSS ve ERS birim kök testleri ile incelenmiştir. Kernel fonksiyonları seçilirken, birim kök testlerinde yaygın olarak kullanılan fonksiyonlar tercih edilmiştir. Bu nedenle PP testi için Bartlett, KPSS testi için Bartlett ve Kuadratik Spektral ve ERS testi için Parzen Kernel fonksiyonları kullanılmıştır. Yaygın olarak kullanılan Newey-West bant genişliği seçicisi yanında



farklılıklarını görmek amacı ile çalışmamızda Andrews bant genişliği seçicisi de kullanılmıştır. Bant genişliği değerleri otomatik olarak belirlenmiştir. Ekte yer alan tablolardaki işaretler(\*) 0.05 seviyesinde birim kökün varlığını ifade eden hipotezin reddini göstermektedir.

Ayrıca tablolarda HAC matris değerleri verilmiştir. Bunlar düzeltilmiş varyans değerleridir ve sıfır frekansta spektrumun  $f_0$  tahminidir. Tablo II ve III'te serilerin logaritmik değerleri incelenerek mutlak satın alma gücü paritesinin geçerliliği; Tablo IV ve V'de ise fark serileri ile çalışılarak nispi satın alma gücü paritesinin geçerliliği için elde edilen sonuçlar görülmektedir.

Tablo II'ye göre Türkiye'ye ait reel döviz kuru serileri için KPSS testleri hariç, nispi fiyatlar için de PP testi hariç tüm serilerin birim köke sahip olduğu hipotezi reddedilememiştir. Birleşik Krallığa ait serilere bakıldığında ise nominal ve reel döviz kurları için KPSS testlerinde hem Bartlett hem de Kuadratik Spektral kernel fonksiyonlarına göre birim kökün varlığı reddedilmiş ve diğer testlere göre serilerin durağan olmadığı görülmüştür. Reel döviz kurunun durağan olması satın alma gücü paritesi teorisi için uygun bir sonuç gibi görünse de, incelen birim kök testleri tutarlı sonuçlar vermemiştir. Nominal döviz kuru ve nispi fiyatların durağan olmamasına karşılık reel döviz kuru da durağan değildir. Bu durum hem Türkiye hem de Birleşik Krallık için satın alma gücü paritesinin geçerli olduğunu söylemek için tutarlı bir sonuç değildir.

Tablo III incelendiğinde, Türkiye reel kuru için sadece KPSS testine göre, Birleşik Krallık için nominal döviz kuru Andrews seçicisine göre 0.05 seviyesinde birim kök yok hipotezi kabul edilmiştir, burada serilerin deterministik trende sahip olmadığı hipotezi reddedilememiştir. Genel olarak incelersek, nominal döviz kuru, nispi fiyatlar ve reel döviz kurunun durağan olmadıkları görülmüştür ve buna göre satın alma gücü paritesinin her iki ülke için geçerli olmadığı söylenebilir.

Tablo IV'e göre deterministik bileşen olarak sadece sabit alındığında Türkiye ve Birleşik Krallık için reel döviz kurunun ve sadece Birleşik Krallık için nominal döviz kurunun PP, KPSS ve ERS testleri sonuçlarına göre birim kökün varlığının reddedildiği görülmektedir. Hem Türkiye hem de Birleşik Krallık için nispi fiyatlar incelendiğinde PP testi ve ERS dışındaki testlere göre birim kökün varlığı reddedilememiştir. Türkiye için reel döviz kuru tüm test sonuçlarına göre durağan olduğu; nispi fiyatlar ve nominal döviz kurunda ise test sonuçlarının tutarlı olmadıkları görülmektedir. Nispi fiyatların ve nominal döviz kurunun durağan olmaması karşısında reel döviz kurunun durağan olması nispi satın alma gücü paritesinin istediği bir durum olsa da, testlerin tutarlı sonuç vermemesi karşısında paritenin geçerli olduğunu söylemenin doğru olmadığı kanaatindeyiz. Birleşik Krallık incelendiğinde ise nominal döviz kuru ve reel döviz kuru durağan olmasına rağmen, nispi fiyatlar için testler farklı sonuçlar vermiştir. Buna göre satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı söylenebilir.

Birim kök test denklemlerinde deterministik bileşen olarak sabit ve trendin yer aldığı test sonuçları Tablo V'te verilmiştir. Reel döviz kurunun nispi fiyatlarının ve nominal döviz kurunun, Türkiye ve Birleşik Krallık için, tüm testlere ve bant genişliği seçicilerine göre birim kökünün olmadığını belirten hipotezin reddedilmediği görülmektedir. Sadece Türkiye incelendiğinde nispi fiyatlar için Newey-West tahmincisine göre kritik değerin tablo değerinden küçük olduğu ve  $H_0$  hipotezinin reddedildiği KPSS testine göre serinin birim köke sahip olduğu kararı verilmektedir.

### V. Sonuç

Çalışmamızda sıfır frekansta spektrum tahmincisine dayanan PP, KPSS ve ERS birim kök testleri ile reel döviz kuru, nominal döviz kuru ve nispi fiyatlar incelenerek, satın alma gücü paritesinin geçerliliği araştırılmıştır. Uygulama sonucunda incelenen birim kök testlerinin farklı Kernel fonksiyonlarına ve bant genişliği seçicilerine göre farklı sonuçlar verdikleri görülmüştür.

Elde ettiğimiz bulgulara göre mutlak satın alma gücü paritesi incelendiğinde hem Türkiye hem de Birleşik Krallık için satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı görülmüştür. Reel döviz kurunun durağan olması satın alma gücü paritesi teorisi için uygun bir sonuç gibi görünse de, incelenen birim kök testlerinin tümü tutarlı sonuçlar vermemiştir. Mutlak satın alma gücü paritesinin gerçekleşmediği durumlarda nispi satın alma gücü paritesinin geçerli olabileceği beklenmektedir. Nispi satın alma gücü paritesi incelendiğinde deterministik bileşen olarak sabit ve trendin yer aldığı test sonuçlarına göre reel döviz kurunun, nispi fiyatların ve nominal döviz kurunun, Birleşik Krallık için, tüm testlere ve bant genişliği seçicilerine göre birim kökün olmadığını belirten hipotezin reddedilmediği görülmektedir. Sonuç olarak, nispi fiyatların ve nominal döviz kurunun durağan olmaması ve reel döviz kurunun birim köke sahip olmaması durumunda nispi satın alma gücü paritesi geçerli olabilir.

Literatürde farklı ülkeler için yapılan çalışmalarda mutlak satın alma gücü paritesinin her zaman geçerli olmadığı görülmektedir. Bu teorinin kısa dönemde değil, uzun dönemde daha iyi sonuç vereceği düşünülmektedir. Gelişmiş ülke olarak seçtiğimiz Birleşik Krallık için mutlak satın alma gücü paritesi beklenildiği gibi geçerli olmamıştır. Satın alma gücü paritesinin her ne kadar yüksek enflasyona sahip ve az gelişmiş ülkelerde daha çok destek görmüş bir teori olduğu söylene de, Türkiye için de satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı görülmüştür.

Mutlak satın alma gücü paritesinin geçerli olmamasının en önemli nedeni olarak yapısal değişimler ve reel şoklar gösterilebilir. Yapısal değişiklik veya reel şoklar nedeni ile nispi fiyatlar değişme gösterebilecek ve satın alma gücü paritesinde sapmalara neden olabilecektir. Bu durum karşısında da döviz kuru uzun dönemde dengeye gelmeyecektir. Türkiye'de 1994 sonrası yaşanan krizlerin etkisi, sürekli varolan yüksek enflasyon ve yüksek enflasyon sonucu

döviz kuruna müdahaleler nedeni ile satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı söylenebilir. Ayrıca döviz kurlarındaki değişimler enflasyon oranları ile yakından ilgili olduklarından enflasyon oranındaki farklılıklar döviz kurunda değişimlere neden olacaktır.

Satın alma gücü paritesinin geçerli olmamasının başka bir nedeni, bu teori sınanırken yabancı ve yurtiçi fiyat endekslerine giren mal gruplarının ülkeden ülkeye farklılık göstermesi olabilir. İncelenen ülkelerde aynı mal grupları dikkate alınarak çalışmaların yapılmasının bu paritenin geçerliliği açısından daha iyi sonuç verebileceği düşünülebilir.

### Notlar :

1 Değiştirilmiş ifadesi modified kelimesi için kullanılmıştır.

2 HAC matrisi,  $\hat{\Omega}_{HAC} = \hat{\gamma}(0) + \left( \sum_{j=1}^{T-1} K(j,q)(\hat{\gamma}(j) + \hat{\gamma}(j)') \right)$  olarak elde edilir. Burada K, kernel

fonksiyonu ve q bant genişliğidir.  $\hat{\gamma}(j) = \frac{1}{T-K} \left( \sum_{t=j+1}^T Z_{t-j}' u_t u_{t-j}' Z_t \right)$  şeklinde hesaplanır.

3 Bant genişliği (bandwidth), pencere genişliği (windowwidth) veya düzgünleştirme parametresi (smoothing parameter) olarak da adlandırılır.

4 Çalışmamızda birim kök testlerinin uygulanmasında daha sık karşılaştığı için Bartlett, Parzen ve Kuadratik Spektral Kernel Fonksiyonları ele alınmıştır. Tukey-Hanning ve Truncated Kernel fonksiyonları için bilgi Andrews(1991) makalesinden elde edilebilir.

5 Sayfa kısıtı nedeni ile bu parametrelerin tahmini çalışmada verilmemiştir. Bu parametrelerin tahmini için Andrews(1991) ve Newey-West(1987) makaleleri incelenebilir.

6 Hobijn(1988) çalışmasında hem Bartlett hem de Kuadratik Spektral Kernel Fonksiyonlarını kullanarak karşılaştırma yapmıştır.

7 AR Spektral tahminci kullanıldığında gecikme uzunluğu Bayesyen Bilgi Kriteri(BIC) veya Akaike Bilgi Kriteri (AIC) seçilerek bulunabilir. Çalışmada bu tahminci türü ele alınmayacağı için ayrıntılı bilgi için ERS(1996) makalesine bakılabilir.

8 Deloach(1997) çalışmasında uzun dönemde reel döviz kurunun denge model tahminlerini araştırmıştır. Yedi ülkenin TÜFE, TEFE ve karşılıklı döviz kurlarını ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ile incelemiştir. Luo(2003) New Zealand için yaptığı çalışmasında, Satın alma gücü paritesinin hipotezini incelemiş ve ADF ile PP birim kök testlerini kullanmıştır. Ayrıca çalışmasında Engle-Granger Eşbütünlüme ve Johansen Eşbütünlüme Testleri sonuçları da yer almaktadır. Wickremasinghe (2004) Sri Lanka'da satın alma gücü paritesinin geçerliliğini araştırmıştır. Çalışmasında PP, KPSS, DF-GLS ve ERS testlerini kullanarak birim kök analizi yapmıştır. İncelediği birim kök testleri farklı sonuçlar vermiştir.

9 Bir değişkenin logaritmasının ilk farkı değişkendeki büyüme yaklaşık bir değerdir. Bir serideki (X) nispi değişiklik,

$$(\ln X_t - \ln X_{t-1}) \cong \frac{X_t - X_{t-1}}{X_{t-1}}$$

ifadesine eşittir. Sağdaki ifadenin yüzde çarpımı yüzde değişimi veya yüzde büyüme oranını vermektedir (Gujarati, 1995: 166 ve Patterson, 2000: 558).

10 Bu konu ile daha ayrıntılı bilgi için McNown ve Wallace(1994) makalesi incelenebilir.

TABLO II: Sabit

## TÜRKİYE

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-1.96537	-1.99481	0.170667*	0.207670*	0.165307*	0.378813*	5.461718	5.295414
B	2	5.4	8	42.2	6.89	51.2	3	9.47
C	0.002584	0.002648	0.104816	0.086140	0.108215	0.047223	0.002657	0.002741

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-4.82899*	-4.62931*	1.239500	0.515295	1.340901	1.127132	3527.644	3191.628
B	6	8.11	9	119	7.23	177	10	14.7
C	0.000742	0.000812	14.10854	33.93689	13.04162	15.51507	0.000810	0.000895

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-2.47426	-2.43307	1.217465	0.488194	1.317584	1.018023	670.4514	647.4220
B	4	5.96	9	112	7.23	165	8	10.5
C	0.003565	0.003721	13.97294	34.84593	12.91117	16.71038	0.003889	0.004027

## BİRLEŞİK KRALLIK(UK)

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-1.18653	-1.18881	0.368889*	0.230469*	0.391711*	0.426177*	13.06646	13.67581
B	3	2.67	9	62.2	7.09	81.5	9	5.04
C	0.000362	0.000363	0.041383	0.066238	0.038972	0.035820	0.000392	0.000374

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-3.47592	-3.24390	0.725489	0.331380	0.779753	0.308050	175.8065	153.9431
B	10	2.29	9	46	7.16	56.8	16	4.48
C	2.23E-05	2.83E-05	0.012602	0.027590	0.011725	0.029680	2.32E-05	2.64E-05

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-1.87227	-1.93577	0.263684*	0.158613*	0.279698*	0.179483*	6.661346	6.864221
B	2	1.74	9	37.5	7.1	44.5	8	3.67
C	0.000256	0.000277	0.019754	0.032839	0.018623	0.029021	0.000267	0.000259

Tablolarda A.Test istatistiğini, B.Bant genişliğini, C.HAC matrisini, N-W. Newey-West Seçicisini ve And. Andrews Seçicisini ifade etmektedir.

Tablo III: Sabit ve Trend

## TÜRKİYE

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-2.05441	-2.07773	0.139801*	0.141781*	0.135627*	0.220002	9.810030	9.927292
B	2	5.39	8	39.9	6.9	47.8	4	9.46
C	0.002571	0.002622	0.101221	0.099807	0.104336	0.064321	0.002739	0.002707

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	2.267397	2.106844	0.307316	0.248624	0.327933	0.977524	302.0725	308.5331
B	2	6.51	9	77.4	7.13	106	6	11.5
C	0.000387	0.000427	0.372075	0.459910	0.348683	0.116974	0.000439	0.000429

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	0.457514	0.391501	0.259763	0.446696	0.274075	3.536278	73.48721	63.13650
B	2	5.56	9	104	7.11	151	2	9.78
C	0.002958	0.003118	0.698896	0.406422	0.662400	0.051339	0.002793	0.003251

## BİRLEŞİK KRALLIK(UK)

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-0.58401	-0.47557	0.219642	0.401073	0.231171	3.206416	36.12004	35.30355
B	1	2.2	9	98	7.04	141	5	4.34
C	0.000356	0.000326	0.035994	0.019712	0.034199	0.002466	0.000315	0.000322

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-1.63507	-1.66904	0.277874	0.176874	0.298744	0.376518	140.5374	96.94425
B	16	2.01	9	58.1	7.14	75.1	20	4.07
C	1.93E-05	2.69E-05	0.006578	0.010335	0.006119	0.004855	1.74E-05	2.52E-05

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-2.00061	-2.06234	0.155059	0.107692*	0.163308	0.132101*	18.63586	18.69164
B	2	1.75	9	35	7.04	40.9	7	3.68
C	0.000256	0.000276	0.017748	0.025554	0.016851	0.020832	0.000259	0.000258

Tablolarda A.Test istatistiğini, B.Bant genişliğini, C.HAC matrisini, N-W. Newey-West Seçicisini ve And. Andrews Seçicisini ifade etmektedir.

TABLO IV.: Sabit

## TÜRKİYE

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-6.73164*	-7.1762*	0.11621*	0.108937*	0.099949*	0.101212*	3.219962*	2.11565*
B	7	1.21	1	5.34	4.19	4.66	9	2.87
C	0.001236	0.002001	0.003244	0.003461	0.003772	0.003725	0.001205	0.001834

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-3.87696*	-4.1170*	1.007390	0.799573	1.052982	0.717583	1.555605*	1.375742*
B	5	0.66	8	11.9	6.49	11.3	9	1.94
C	0.000172	0.000201	0.002064	0.002600	0.001975	0.002897	0.000181	0.000205

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-6.3366*	-6.3662*	0.596500	0.581629	0.582800	0.553581	0.623143*	0.586108*
B	1	1.63	6	6.55	5.24	5.76	8	3.51
C	0.001783	0.001814	0.004954	0.005080	0.005070	0.005338	0.001536	0.001633

## BİRLEŞİK KRALLIK(UK)

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-9.11238*	-9.0909*	0.449249*	0.455483*	0.447923*	0.439722*	0.565283*	0.478048*
B	1	0.813	2	2.5	4.32	2.38	9	2.22
C	0.000335	0.000326	0.000361	0.000356	0.000362	0.000369	0.000274	0.000324

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-8.6983*	-8.8229*	0.862219	0.796275	0.879793	0.773646	0.530278*	0.455900*
B	5	0.353	3	2.86	4.41	2.64	9	1.32
C	2.23E-05	2.71E-05	3.20E-05	3.47E-05	3.14E-05	3.57E-05	2.34E-05	2.72E-05

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-9.8615*	-9.8896*	0.109542*	0.108464*	0.114845*	0.107687*	0.637044*	0.553329*
B	2	0.493	1	1.41	2.29	1.57	4	1.62
C	0.000233	0.000258	0.000273	0.000276	0.000261	0.000278	0.000226	0.000261

Tablolarda A.Test istatistiğini, B.Bant genişliğini, C.HAC matrisini, N-W. Newey-West Seçicisini ve And. Andrews Seçicisini ifade etmektedir.

TABLO V: Sabit ve Trend

## TÜRKİYE

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-6.7225*	-7.1602*	0.064947*	0.060892*	0.055838*	0.056763*	4.790376*	3.191235*
B	6	1.25	1	5.29	4.06	4.61	9	2.93
C	0.001298	0.002004	0.003196	0.003409	0.003717	0.003657	0.001220	0.001832

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-5.6213*	-5.9523*	0.153319	0.140170*	0.149726	0.132343*	2.990439*	2.416435*
B	8	1.62	5	7.32	4.14	6.51	14	3.49
C	0.000158	0.000194	0.000555	0.000607	0.000568	0.000642	0.000147	0.000182

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-6.5613*	-6.8540*	0.119052*	0.113529*	0.112586*	0.107255*	2.396273*	2.230453*
B	3	1.72	3	5.74	3.16	5.01	5	3.64
C	0.001435	0.001753	0.003210	0.003366	0.003394	0.003563	0.001431	0.001537

## BİRLEŞİK KRALLIK(UK)

## REEL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-9.2489*	-9.3397*	0.090265*	0.090722*	0.081870*	0.083489*	2.028013*	1.741465*
B	3	0.716	2	2.08	1.34	2.07	4	2.05
C	0.000255	0.000317	0.000323	0.000322	0.000356	0.000349	0.000270	0.000314

## NİSPİ FİYATLAR

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-9.3711*	-9.4371*	0.097378*	0.069608*	0.113777*	0.068087*	2.930086*	1.722708*
B	18	0.428	17	1.97	10.7	1.99	21	1.49
C	1.74E-05	2.55E-05	2.08E-05	2.90E-05	1.78E-05	2.97E-05	1.51E-05	2.57E-05

## NOMİNAL DÖVİZ KURU

	PP(BARTLETT)		KPSS(BARTLETT)		KPSS(QS)		ERS(PARZEN)	
	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.	N-W	And.
A	-9.8236*	-9.8533*	0.099648*	0.098685*	0.103365*	0.09794*	2.108442*	1.831234*
B	2	0.489	1	1.4	2.21	1.57	4	1.62
C	0.000233	0.000257	0.000273	0.000276	0.000263	0.000278	0.000226	0.000260

Tablolarda A.Test istatistiğini, B.Bant genişliğini, C.HAC matrisini, N-W. Newey-West Seçicisini ve And. Andrews Seçicisini ifade etmektedir.

### Kaynaklar

- Andrews, D.W.K (1991), “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation”, *Econometrica*, 59(3), ss.817 858.
- Cheung Y.W. ve Lai, K.S.(1998), “Parity Reversion in Real Exchange Rates During the Post-Bretton Woods Periods”, *Journal of International Money Finance*,17, ss.597 614.
- Deloach S.B. (1997), “Do Relative Prices of Non-Traded Goods Determine Long-Run Real Exchange Rates?”, *The Canadian Journal of Economics*, 30(4), ss.891 909.
- Dickey D.A.ve Fuller W.A.(1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49(4), ss.1057 1072.
- 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, ss.427 431.
- Doğanlar M. ve Özmen M. (1999), “Gelişmekte Olan Ekonomiler için Reel Döviz Kurunun Durağanlığının Test Edilmesi”, IV. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyum Bildirileri, Antalya, ss. 5 15.
- Elliot, G., Rothenberg T. J. ve Stock, J.H. (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, 64, ss.813 836.
- Gerber,J., (1999), *International Economics*, Addison-Wesley Educational Publisher Inc., USA.
- Gujarati, D.N.(1995), *Basic Econometrics*, Third Edition, McGraw-Hill, Inc., USA.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Pres, New Jersey.
- Hobijn, B. (1998), *Generalizations of the KPSS Test for Stationary*, Econometric Institute Report, no: 9802/A, (<http://www.newyorkfed.org/research/economists/hobijn/kpsstest.pdf>)
- Krugman, P.R. ve Obstfeld M.(1997), *International Economics Theory and Policy*, Addison-Wesley Educational Publisher Inc, Fourth Edition, USA.
- 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: How Sure Are We That The Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, 54, ss.159 178.
- Luo, R.H.(2003), *On Purchasing Power Parity Puzzle: The Case of New Zealand*, Faculty of Business Auckland University of Technology, New Zealand.
- McNown R, Wallace M.S.(1994), “Cointegration Tests of The Monetary Exchange Rate Model for Three High-Inflation Economies”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 26(3), ss.396 411.



- Newey W.K. ve West K.D. (1994), “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”, *The Review of Economic Studies*, 61(4), ss.631-653.
- Patterson, K.(2000), *An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach*, Palgrave, NewYork .
- Phillips, P.C. B ve Perron, P. (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2), ss.335-346.
- Robinson, P.M (2004), *Robust Covariance Matrix Estimation: “HAC” Estimates with Long Memory/ Antipersistence Correction* (personal.lse.ac.uk /robinso1/robust-1.pdf)
- Wickremasinghe G.B.,(2004), *Purchasing Power Parity Hypothesis in Developing Economies: Some Empirical Evidence from Sri Lanka*, Monash University, Victoria.
- Yarbrough B.V ve Yarbrough R.M.,(1997), *The World Economy Trade and Finance*, The Dryden Press, Fourth Edition, Florida.