

Satınalma Gücü Paritesi Yaklaşımı: Teori, Literatür ve Türkiye Örneği İçin ADF-Temelli ve KPSS-Temelli Testlerden Kanıtlar*

The Purchasing Power Parity Approach: Theory, Literature, and Evidence from the ADF-Based and KPSS-Based Tests for the Case of Türkiye

Fatih Çiftçi¹ 

ÖZ

Bu çalışmanın temel amacı, satınalma gücü paritesi (PPP) hipotezinin mutlak versiyonunun geçerliliğini, Türkiye ekonomisi bağlamında, Şubat 2001 sonrası dalgalı döviz kuru rejimi dönemi için ve alternatif araçlar kullanarak test etmektir. Bu çalışmayla ulaşılmak istenen tali amaçlar ise, PPP yaklaşımını kısaca tanıtmak ve konuya dair ekonometrik literatürü gözden geçirmektir. Çalışmanın ekonometrik uygulama kısmında, esas olarak, reel TL/USD kuru değişkeninin düzey-değerinde durağan olup olmadığı, ADF- ve KPSS-temelli birtakım geleneksel ve modern test teknikleri kullanılarak incelenmiştir. Bunun için, dönem-ortalama ve dönem-sonu değerleri itibariyle ölçümlenmiş 2 alternatif nominal TL/USD kuru serisi ile tüketici ve üretici fiyat endeksleri cinsinden tanımlanmış 2 alternatif ortalama fiyat serisinin kullanıldığı 4 farklı türde reel döviz kuru değişkeni oluşturulmuştur. Tüketici (üretici) fiyat endeksinin kullanıldığı 2 alternatif reel döviz kuru, 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1) dönemini kapsayan çeyreklik verilerle hesaplanmıştır. Birim-kök ve durağanlık testleri sonucunda, mutlak PPP hipotezinin, sadece yapısal kırılma olasılığının belirli bazı yöntemlerle dikkate alınması halinde geçerli olduğu, aksi halde geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Bu çalışmada, ikincil olarak, nominal TL/USD kuru ve nispi fiyat değişkenleri arasında bir eşbütünlüşme ilişkisi olup olmadığı, yine bu 2 değişkenin alternatif versiyonları ve ADF- ve KPSS-temelli birkaç teknik kullanılarak, aynı veri-seti yardımıyla sorgulanmıştır. Buna göre, mutlak PPP hipotezi, modelde yapısal kırılma potansiyelinin dikkate alınması halinde güçlü, dikkate alınmaması halinde ise zayıf bir destek bulmuştur. Çalışmada kullanılan KPSS-temelli testler, ADF-temelli testlere nispetle, PPP ilişkisinin hem kısıtlı hem de kısıtsız formdaki geçerliliği lehine daha fazla kanıt sunmuştur. Ekonometrik analiz bulgularının ima ettiği sonuçlardan birisi, Türkiye’de nominal TL/USD kurunun denge değerinin, standart-PPP yaklaşımından ziyade, sınırlı-PPP yaklaşımı kullanılarak daha doğru bir biçimde belirlenebileceğidir.

Anahtar Kelimeler: Döviz kurları, Döviz kuru rejimi, Mutlak PPP hipotezi, Yapısal kırılmalı testler, Fourier-fonksiyonlu modeller

Jel Sınıflaması: C22, F02, F31

¹Dr. Öğr. Üyesi, Yozgat Bozok Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yozgat, Türkiye

Sorumlu yazar /

Corresponding author: Fatih Çiftçi

E-posta / E-mail: fatih.ciftci@bozok.edu.tr

*Bu çalışmanın belirli bir kısmının özet hali, 11 Ekim 2022 tarihinde, V. Uluslararası Ekonomi, Siyaset ve Yönetim Sempozyumu bünyesinde düzenlenen çevrimiçi (online) toplantıda, Yazar tarafından sunulmuştur. Sempozyum bünyesinde sunulan (ve buradakinden farklı bir başlık taşıyan) söz konusu bildiri özetinin detaylı künye bilgisi için bkz. Çiftçi (2022).

Başvuru / Submitted : 27.04.2023

**Revizyon Talebi /
Revision Requested** : 11.07.2023

**Son Revizyon /
Last Revision Received** : 28.07.2023

Kabul / Accepted : 11.09.2023



This article is licensed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial 4.0 International License (CC BY-NC 4.0)

ABSTRACT

The main aim of this study is to test, by using alternative tools, the validity of the absolute version of the purchasing power parity (PPP) hypothesis within the context of the Turkish economy for the post-February-2001-period of floating exchange rate regime. Additional aims pursued by the present study are to introduce briefly the PPP approach and review the relevant econometric literature. Using an array of ADF- and KPSS-based traditional and modern test techniques, the econometric implementation part of this paper has primarily been devoted to investigate whether the real TL/USD exchange rate variable is stationary at its level. To that end, four different types of the real exchange rate variable have been constructed, in which two alternate nominal TL/USD exchange rate series measured by the period-average and end-of-period values and two alternate average price series defined in terms of the consumer and producer price indexes were used. The two alternate real exchange rates that use the consumer (producer) price index were calculated by means of the quarterly data that comprise the period of 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1). Based on the unit-root and stationarity tests, it has been found that the absolute PPP hypothesis is valid only when the possibility of structural breaks is taken into account by using some particular methods. Otherwise, it has been found to be invalid. The secondary empirical analyses of this paper have questioned if there is a cointegration relationship between the variables of nominal TL/USD exchange rate and relative price, again, by using the alternate versions of the two variables and a number of ADF- and KPSS-based techniques. In doing so, the same data-set as above was utilized. Accordingly, the absolute PPP hypothesis has been supported strongly when the potential of a structural break in the model is taken into account, while the support has been found to be weak when the other way is the case. The KPSS-based tests used in the current study have provided more evidence in favor of the validity of the PPP relationship, both in its restricted and unrestricted forms, relative to the ADF-based tests. One of the conclusions implied by the findings of the econometric analyses is that the equilibrium value of the nominal TL/USD exchange rate in Türkiye can be determined more accurately by utilizing the qualified-PPP approach, rather than its standard version.

Keywords: Foreign exchange rates, Exchange rate regime, Absolute PPP hypothesis, Tests with structural breaks, Models with a Fourier-function

Jel Classification: C22, F02, F31

EXTENDED ABSTRACT

One of the topics that have intensively been examined and discussed in international economics literature, particularly since the 1980s, is whether the purchasing power parity (PPP) hypothesis is valid in reality. It is a well-known fact that the PPP doctrine that has a special place among different theories of exchange rates is built around a sound theoretical base, i.e., the notion of the law of one-price. However, when the studies testing the validity of the PPP approach, especially of its absolute version, through time-series techniques are reviewed generally, it can easily be inferred that no widespread evidence favoring the hypothesis has surfaced as yet. One may even go on to conclude that the findings obtained against it outweigh those of the opposite case when it comes to developing economies. The mixed evidence appeared in the literature can partly be attributed to the limitations of the traditional econometric methodologies and/or to the shortness of the time-spans that have been made use of in some of the studies. Indeed, the analyses taking account of potential structural breaks or non-linear developments in the relevant series or models have, in general, yielded more evidence in favor of the PPP approach relative to those making use of traditional methods. Besides, the studies utilizing time-spans that are relatively longer in terms of the number of years have typically provided more support to the PPP hypothesis than otherwise, probably because it is, in essence, a long-term phenomenon.

The fact that there has generally been a noticeable disagreement between the PPP doctrine and empirical evidence has motivated many researchers to carry out new studies on the subject, especially

for developing countries. Recent advancements in econometrics and the increasing numbers of observations emerging during the era of floating exchange rate regime have facilitated carrying out more reliable tests for the PPP hypothesis. Using a battery of alternative econometric techniques, this study attempts to uncover if the absolute PPP hypothesis holds good in the Turkish economy for the period in which the floating regime is effectively adopted. Specifically, during the political and economic crises that had begun towards the 20th of February, 2001, the Turkish exchange rate regime was, once and for all, switched from a type of crawling-peg regime to a floating one on the 22nd of the same month of 2001. The empirical investigations of the current study cover the time-periods spanning from just after this latest major change in the regime to the most recent available time-points that varied according to which one of the two average price indicators, i.e., the CPI and PPI series, was considered. The nominal exchange rate variables were measured based on two different types, i.e., the period-average and end-of-period rates. Therefore, four alternate real exchange rate variables or long-run regression models were made use of in testing the hypothesis. Those nominal and real exchange rate variables are defined in terms of the direct quotation between the Turkish Lira (TL) and the US Dollar (USD). The data employed here are of quarterly frequency.

The analyses of central interest in the current study were conducted by using the ADF-based unit-root tests and KPSS-based stationarity tests. Traditional versions of those tests, which do not take control of potential structural breaks, have all shown that each of the four alternate real exchange rate series has a unit-root at its level. Based on this incomplete picture, one might conclude that deviations from the equilibrium exchange rate implied by the PPP relationship are permanent. Secondary analyses conducted here within the same context relate to the question of whether there is a cointegration relationship between the variables of nominal exchange rate and relative price, for each model composed of alternate variables. Doing so has made it possible to determine whether the results of the unit-root and stationarity tests are sensitive to relaxing the restriction of “proportionality”. The findings from the traditional ADF-type cointegration tests have indicated that, with one exceptional case, there is no long-run equilibrium relationship between those two variables while the traditional KPSS-type cointegration tests have, in general, yielded findings showing that there does exist such a relationship. An important implication derived from these two types of tests is the lack of an unambiguous confirmatory evidence supporting the existence of a long-run relationship. Taking into consideration the results of these KPSS-type cointegration tests, I went ahead and estimated the long-run models by means of the dynamic OLS (DOLS) and fully-modified OLS (FMOLS) techniques. Those models have revealed that the coefficient estimates are significantly different from zero and the condition of proportionality is, as expected, not satisfied. To evaluate the findings obtained by using, and based on, the traditional cointegration tests shortly, one can say that the weak form of the absolute PPP hypothesis has been supported for the Turkish economy only weakly.

This study also contains some analyses in which a series of modern test procedures taking into account the possibility of structural breaks in the relevant real exchange rate variables are used. Among four different types of ADF-based tests that control for the structural break(s) in the variables of interest by way of the standard “dummy variable” approach, one type, which controls for two breaks, has produced strong evidence in favor of the PPP hypothesis. The other three, however, have returned findings indicating otherwise for almost all the alternative cases. Nevertheless, the KPSS-based tests used in this very context have unequivocally supported the validity of the hypothesis. What seemed intriguing based on these modern tests is that the findings obtained by

using the one-break version of the ADF unit-root test are clearly at odds with those of the one-break version of the KPSS stationarity test. Because of this contradiction, the ADF- and KPSS-based cointegration tests that control for one-break in the relevant model were also carried out in this study. The results obtained therefrom have shown that the contradictory findings just mentioned were, to a certain extent, resolved as a result of relaxing the restriction of proportionality. The long-run models estimated based on those tests by employing the DOLS and FMOLS estimators have provided robust evidence indicating the validity of the absolute PPP hypothesis with a break in its weak form. This study, on the other hand, benefited from a newer strand of unit-root and stationarity tests in which potential structural breaks in the relevant series are taken into account with the aid of a Fourier-function. The Fourier-ADF tests employed in this regard have unanimously shown that the PPP hypothesis is valid when the frequencies contained in the relevant Fourier-expansions are taken fractionally, and invalid when they are defined by integer values. Finally, the Fourier-KPSS tests with integer frequencies have, to a large extent, yielded evidence indicating the validity of the hypothesis.

Based upon the econometric analyses carried out in this study, one can derive a few “generalized” results. First, according to the findings from the traditional unit-root and stationarity tests, the absolute PPP hypothesis does not seem to hold in its restricted (or strong) form in Türkiye for the particular time-periods studied. It has, however, been found to hold true when a number of modern tests with higher performance are employed. Second, the KPSS-based modern tests with the null hypothesis of stationarity have provided more evidence favoring the PPP hypothesis, compared to the ADF-based modern tests taking the presence of a unit-root as their null hypothesis. Third, traditional cointegration tests that were used to determine whether the absolute PPP hypothesis is valid in its unrestricted (or weak) form have not yielded convincing evidence in its favor. Nonetheless, the cointegration tests taking the possibility of a break into account have returned some affirmative and confirmed findings in that regard. Fourth, it has been seen that the findings obtained both in favor of and against the hypothesis are not fragile to changing the measurement type of the exchange rate variable. Unlike this, the variables or models constructed with the PPI indicator have, in some cases, led to achieving more pronounced evidence in support of the PPP relationship, relative to those constructed with the CPI. Fifth, the findings obtained here have generally supported the qualified-PPP hypothesis, rather than its standard (Casselian) version. The reason for this is that the affirmative evidence that is mutually confirmed, to a certain degree, by two different types of tests has only come from the cases with structural breaks. Overall, the empirical analyses conducted in this paper reveal the non-trivial dependence of the results pertaining to the PPP hypothesis on the techniques and methods employed. They also imply that the equilibrium bilateral exchange rate between the TL and the USD can best be calculated by using the PPP models that take account of the possibility of structural breaks. It may nevertheless need to be emphasized that all the results presented herein should be approached with some caution because of the boundaries involved.

1. Giriş

1870’lerden itibaren bir grup ülke tarafından benimsenip uygulanan “altın-para standardı”na ve pür sabit kur rejimine dayalı uluslararası para sistemi, 1914 yılında, I. Dünya Savaşı’nın başlamasıyla birlikte hızla terkedildi (Eun & Resnick, 2015; Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2012; Salvatore, 2013). Bu sistem, II. Dünya Savaşı’nın sonlarına kadar yerini genel olarak kabul gören ve kalıcı bir düzenlemeye bırakamamıştı. Bundan dolayı uluslararası mal, hizmet, ödeme ve sermaye akımları, söz konusu iki Savaş’ın arasındaki dönemde oldukça yavaşlamıştı (Salvatore, 2013; Eun

& Resnick, 2015; Seyidođlu, 2015). 1944 yılında, esas olarak uluslararası iktisadi ilişkileri yeniden düzenlemek maksadıyla, 44 ülkenin konsensüsüne istinaden, “Bretton Woods” adıyla bilinen yeni bir uluslararası para sisteminin kurulması kararlaştırıldı (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013). Bazı kesimler, ayarlanabilir sabit döviz kuru rejimine dayalı, ABD dolarının (USD’nin) başlıca rezerv (anahtar) para statüsünde olduğu ve altın ile dolar arasında sabit (ve taahhüt edilmiş) bir paritenin belirlendiği Bretton Woods sisteminin, duraksayan uluslararası iktisadi ilişkileri canlandıracağı inancına sahiptiler. Diğer bir adı “altın-kambiyo standardı” olan bu sistem, belirli bir süre boyunca kendisinden beklenen işlevleri büyük ölçüde yerine getirebilmişti. Ancak, temelde sistemin dayandığı mantığın kendi içinde tutarlı olmayışı, kısaca “likidite-güven ikilemi”, 1971 yılında Bretton Woods sisteminin fiilen çökmesine neden oldu (Haberler, 1977; Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Eun & Resnick, 2015; Seyidođlu, 2015).

1960’ların ortalarından itibaren ABD’nin giderek artan ödemeler bilançosu açıkları, doların devalüe edileceğine dair güçlenen beklentiler ve esasen dolar arzındaki artışların yol açtığı dünya çapındaki yüksek enflasyon ortamı, dolara karşı uluslararası spekülasyon sermaye akımlarını tetiklemişti. Bu gelişmeler, 1971 Ağustosunda dolar-altın konvertibilitesinin ABD yönetimi tarafından kaldırılmasına ve sonuçta Bretton Woods sisteminin fiili olarak terkedilmesine sebep oldu. 1971’de doların belirlenen pariteden altına dönüştürülme taahhüdünden vazgeçilmesi olgusu, bahsedilen sorunların devam etmesi nedeniyle, 1973 yılı Mart ayına kadar (ABD’nin de aralarında yer aldığı) birçok sanayileşmiş ülkenin sabit kur rejimini terk edip, dalgalı kur rejimi uygulamalarına geçmesiyle neticelendi (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Eun & Resnick, 2015; Seyidođlu, 2015; Ocampo, 2016). USD ile altın arasındaki karşılıklı dönüştürülebilirliğe bağlı olan Bretton Woods sistemi 1970’lerde tamamen terkedilmiş olsa da, USD’nin bu süreçte kazandığı “temel rezerv para” rolü, günümüze kadar geçerliliğini koruyageldi (Krugman vd., 2012; Eun & Resnick, 2015; Eichengreen, Chiü, & Mehl, 2016; COFER, 2022).

Genel bir deyişle, yukarıda ifade edilen kur rejimi deđişimleri, zaman içerisinde diğer gelişmiş ülkeler (GÜ’ler) ve bazı gelişmekte olan ülkeler (GOÜ’ler) tarafından da takip edildi. Nitekim, 2021 yılı itibariyle, Türkiye’nin de dâhil olduğu 64 adet ülkenin tam manasıyla dalgalı döviz kuru (müdahaleli veya pür dalgalı kur) düzenlemesine, 12 adet ülkenin ise diğer yönetimli kur düzenlemesine tabi olduğu bilinmektedir (IMF, 2022a). Sadece dalgalı kur rejimini benimseyen söz konusu 64 ülkenin, 2020 yılı itibariyle, cari USD cinsinden, dünya üretim hacmi (dünya nüfusu) içerisindeki payı %71 (%52) civarında, dünya ihracat hacmindeki (dünya portföy girişlerindeki) payı ise %65’lerin (%90’ların) üzerinde gerçekleşmiştir (WDI, 2022). Bu yeni dönemde, birçok merkez bankası, özellikle uluslararası finansal sermaye akımları nedeniyle (tahmin edilen) uzun-dönemli denge deđerlerinden sapan döviz kurlarının denge deđerlerine yönelmesini sağlayabilmek için ve/veya kurlardaki aşırı dalgalanmaları yatıştırabilmek için döviz piyasalarına müdahalelerde bulunabilmektedir (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Eun & Resnick, 2015; Madura, 2018; IMF, 2022a).

Bretton Woods sisteminin yıkılması ve birçok ülkede dalgalı kur rejimlerine geçilmesi sonucunda, nominal ve dolayısıyla reel döviz kurlarındaki deđişimlerin (changes) ve deđişkenliklerin (variabilities) ortalama olarak arttığı söylenebilir (Mussa, 1986; Baxter & Stockman, 1989; Taylor, 2002). Nitekim, sabit döviz kuru rejiminde, genellikle ilgili resmi otoritelerin alacakları kararlara bađlı olarak ve nadiren yapılan nominal döviz kuru deđişimleri, çağdaş dalgalı döviz kuru rejiminde, piyasa güçleri tarafından, neredeyse sürekli ve gerçek zamanlı olarak meydana gelmektedir. Bu bağlamda, sabit kur rejimi uygulamasında, aşağıda özetle açıklanacak olan satınalma gücü paritesi

(purchasing power parity: PPP) kurundan sapmalar olması halinde, PPP'nin yeniden geçerli olabilmesi, serbest piyasada mal ve hizmet fiyatlarında oluşan değişimlerin yanı sıra, ilgili resmi mercilerin nominal kur seviyesine dair alacakları kararlara bağlıdır. Oysa, dalgalı kur rejiminde gerek fiyatlar gerekse nominal kur serbest piyasada arz ve talep güçlerince belirlenebildiği için, bu rejimde PPP'den sapmaların elimine edilme biçimi –örneğin, mevcut kur seviyesinin denge kur seviyesine ne kadar uzakta olduğuna veya nominal kur ve nispi fiyatların karşılaştırılmalı yakınsama hızlarına bağlı olarak– sabit rejimdekinden farklılık arz edebilmektedir.¹ Ne var ki, dalgalı kur rejiminde, reel kuru etkileyen –esasen nominal kur değişimlerinden ve bazen reel faktörlerden kaynaklanan– geçici şokların etkileri nispeten daha uzun süreli ve/veya daha şiddetli olabilmekte, bu ise, genel olarak, herhangi bir sapma sonrasında PPP'ye dönüşü güçleştirebilmektedir (örneğin bkz. Mussa, 1986; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2002; Taylor, 2006; Engel & Morley, 2001; Froot & Rogoff, 1995; Cheung, Lai, & Bergman, 2004). Bu tür sebeplerden dolayı, uygulanan döviz kuru rejiminin, PPP hipotezinin geçerliliğini etkileyebileceğini ileri sürmek mümkündür (Mussa, 1986; Froot & Rogoff, 1995; Taylor, 2002; Kohli, 2002; Taylor, 2006).

PPP hipotezinin, kısa- ve orta-vadede olmasa bile, yeterince uzun bir zaman-dönemi boyunca karşılanması beklentisi, literatürdeki pek çok çalışma tarafından vurgulanmış ve bunu destekleyici birtakım ekonometrik bulgulara da ulaşılmıştır (örneğin bkz. Froot & Rogoff, 1995; Taylor, 1995; Taylor, 2002; Rogoff, 1996; Abuaf & Jorion, 1990; Lothian & Taylor, 1996; Sarno & Taylor, 2003). Bununla birlikte, PPP'nin sınanması için (farklı döviz kuru rejimlerini kapsayacak şekilde) nispeten uzun-dönemli bir veri-seti kullanıldığında, eğer rejim farklılıkları açıkça dikkate alınmıyorsa, örneğin PPP'nin geçerli olup olmadığına veya denge kurdan bir sapmanın kaç dönem içerisinde yarı-ömrünü (half-life) tamamlayacağına dair test bulguları yanıltıcı olabilecektir (örneğin bkz. Mussa, 1986; Froot & Rogoff, 1995; Rogoff, 1996; Lothian & Taylor, 1996; Taylor, 2002; Taylor, 2006; Hegwood & Papell, 1998). Dolayısıyla, Bretton Woods sonrası dönem için PPP'nin geçerliliği hakkında yapılacak ekonometrik testlerin güvenilir sonuçlar üretebilmesi, dalgalı rejimde birkaç onyılın geçmesini gerektirmiştir. Ayrıca, zaman geçtikçe, PPP ilişkisinin sınanması için, zaman-serisi ve panel-veri temelli birim-kök (unit-root) ve eşbütünleşme (cointegration) testleri gibi –standart regresyon analizine göre– daha elverişli ekonometrik yöntemler de geliştirilmiştir (Froot & Rogoff, 1995; Oh, 1996; Cheung & Lai, 1998; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006).

Çoğunlukla gelişmiş ülkelerin ilgili verilerinin analiz edildiği ampirik literatürün genel olarak gözden geçirildiği Lothian ve Taylor (1996), Sarno ve Taylor (2003) ve Taylor (2006) gibi bazı çalışmalarda, konuya dair dikkat çekici bir tespit ortaya atılmıştır. Buna göre, Bretton Woods sonrası dönem boyunca, PPP'nin geçerliliğini incelemek gayesiyle (bilhassa GÜ'ler için) yapılan ekonometrik çalışmalar, genellikle, zaman içerisinde, birbirleriyle çelişir tarzda sonuçlar üretmiştir. Bu bağlamda, 1970'li yıllarda yapılan çalışmalarda PPP hipotezi çoğunlukla desteklenirken, bu hipotez 1980'lerde yapılan çalışmalarda genellikle reddedilmiş, 1990'lardan itibaren ise ihtiyatlı bir biçimde yeniden kabul görmüştür. Uygulamalı literatürün bu yönde bir genel eğilim sergilemesi, diğer faktörlerin yanı sıra, dalgalı kur rejimi dönemi için kullanılan veri sayısındaki artışa ve/veya daha güçlü test tekniklerinden yararlanılmasına bağlanabilir.

Bu çalışmanın temel amacı, Şubat 2001 ekonomik krizinin ortaya çıkışının hemen akabinde (müdahaleli) dalgalı döviz kuru rejimini tam manasıyla uygulamaya başlayan Türkiye'de, söz

¹ Belirtilmelidir ki, gerek bazı sabit kur rejimlerinde, gerekse dalgalı kur rejimlerinde, reel döviz kurlarının hesaplanmasında kullanılan nispi fiyatlar, nominal döviz kuru değişkenine göre, genellikle daha az değişkenlik sergiler; bundan dolayı, reel döviz kurundaki değişkenliklerin başlıca kaynağının, nominal döviz kuru değişkenlikleri olduğu sonucuna varılabilir (Mussa, 1986; Taylor, 2002; Taylor, 2006; Engel & Morley, 2001).

konusu yeni rejim dönemi boyunca, PPP hipotezinin geçerli olup olmadığını çeşitli yöntemlerle test etmektir.² Bu testlerin öncesinde, ilk olarak konuya ilişkin kavramsal ve teorik çerçeve tanıtılacaktır. Daha sonra, Türkiye ve diğer bazı GOÜ'ler için PPP ilişkisini ekonometrik araçlarla inceleyen çalışmalardan bir kısmı gözden geçirilecektir. Hem yukarıda bahsi geçen ve genellikle GÜ'leri kapsayan literatürden, hem de aşağıda bazı GOÜ'ler için sunulacak olan literatürden anlaşılmaktadır ki, PPP hipotezinin geçerliliği konusu halen tartışmalıdır. Türkiye'deki durumun güncel bir ekonometrik analizini gerçekleştirmeye odaklanan bu çalışmada, esas olarak, "birim-kök" ve "durağanlık" test yöntemlerinden faydalanılacaktır. Nitekim, bu tür bir yaklaşım, reel döviz kurunun zaman içerisinde kendi (sabit veya değişen) ortalama değerine dönme eğiliminde olup olmadığının anlaşılmasını sağlamakta ve uygulamalı literatürde oldukça yaygın bir biçimde kullanılmaktadır. Çalışmada, bu testlerin haricinde, nominal kur ve nispi fiyat değişkenleri arasındaki muhtemel uzun-dönemli ilişkileri incelemek üzere eşbütünleşme yaklaşımından da yararlanılacaktır. Söz konusu analizler, ADF-temelli ve KPSS-temelli bir dizi geleneksel ve modern teknik aracılığıyla gerçekleştirilecektir. Çalışmanın bulguları göstermiştir ki, istihdam edilen ekonometrik teknik veya yaklaşım, PPP hipotezinin geçerliliği hakkında ulaşılabilecek sonuçlara kolayca etki edebilmektedir.

Çalışmanın "Giriş" bölümünü takip eden kısımları şöyle organize edilmiştir: 2. Bölümde, konuyla ilgili birtakım kavramsal ve teorik bilgiler sunulacaktır. 3. Bölüm, sınırları birkaç kriterle çizilmiş özet bir ekonometrik literatür incelemesine tahsis edilecektir. 4. Bölümde, ekonometrik analiz kısmında kullanılacak olan başlıca teknikler ve modeller takdim edilecektir. 5. Bölümde ise, hem analizlerde kullanılan veri-seti tanıtılacak, hem de temel ve yardımcı analizlerin bulgu ve yorumlarına yer verilecektir. Çalışma, bir "Sonuç" bölümü ile neticelendirilecektir.

2. Kavramsal ve Teorik Çerçeve

Bu bölümde, çalışmanın ana temasını teşkil eden satınalma gücü paritesi (PPP) doktrini ile onun ihtiva ettiği ya da alakalı olduğu bazı kavramlar/konular kısaca tanıtılacaktır. PPP yaklaşımını oluşturan temel faktörlerden birisi, döviz kurudur. Herhangi iki ülkenin para birimleri arasındaki değişim oranını temsil eden döviz kuru, doğrudan ve dolaylı olmak üzere 2 farklı kotasyon ile ifade edilebilir. Doğrudan kotasyon ile döviz kuru, 1 birim yabancı paranın, yerli para birimi karşısındaki değerini, yani yabancı paranın yerli para cinsinden fiyatını temsil eder. Buna göre, kurdaki artış (azalış), *ceteris paribus*, ilgili ülke para biriminin dış değerinin ve böylece dış satınalma gücünün azalması (artması) demektir (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015).

Döviz kurları, nominal döviz kuru ve reel döviz kuru olmak üzere 2 kategoriye ayrılabilir. Reel döviz kuru, ulusal para birimi cinsinden, 2 farklı ülke arasında ilgili mal ve hizmetlerin nispi fiyatlarını (yani, aynı para birimi üzerinden dış fiyat-ıç fiyat oranını) yansıtır. Reel kur, kısaca, ülkeler-arasında, ortalama fiyatlardaki farklılıkların dikkate alınmasını sağlar. Dolayısıyla, ulusal paranın gerçek dış satınalma gücü veya ondaki değişimler, reel kur ile ölçülebilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013). Reel kur değişkenini, formel olarak aşağıdaki gibi ifade etmek mümkündür (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012):

² Mevcut dalgalı döviz kuru rejimi uygulaması, Türkiye için çok yeni değildir. Genel bir deyişle, Türkiye'de, 24 Ocak 1980 Kararları'nın özüne uygun olarak, Mayıs 1981'den Aralık 1999'a kadar, birkaç farklı formda "yönetimli dalgalı kur rejimi" uygulanmış; Ocak 2000 ve sonrasında ise "2000 Yılı Enflasyonu Düşürme Programı" doğrultusunda ilk etapta "bantsız sürünen pariteler rejimi"ne geçilmiş; ancak bu uygulamaya Şubat 2001 kriziyle birlikte son verilmiştir (TCMB, 1999; CBRT, 2002; Kasman & Ayhan, 2006; Özatay & Sak, 2003). IMF'in (2022a, ss. 3734-3736) "de facto" [müdahaleli] dalgalı ve "de jure" serbest dalgalı olarak sınıflandırdığı Türkiye'nin mevcut döviz kuru rejimi uygulaması, esasen "serbest piyasa odaklı" olup, bu yönüyle öncükilerin genelinden farklılaşmaktadır. Türkiye'deki bu uygulama, spesifik olarak, 22 Şubat 2001 tarihinde başlamış ve halen devam etmektedir (CBRT, 2002; Özatay & Sak, 2003; Kasman & Ayhan, 2006; IMF, 2022a).

$$RER = NER \frac{P_f}{P_d} \quad (1)$$

Eşitlik (1)'de *RER* değişkeni reel döviz kurunu, *NER* değişkeni doğrudan kotasyonla nominal döviz kurunu, P_f değişkeni yurtdışı fiyatlar genel seviyesini, P_d değişkeniyse yurtiçi fiyatlar genel seviyesini temsil eder. *RER*'in artması (azalması), yurtdışındaki fiyatların ulusal para cinsinden nispi olarak arttığı (azaldığı) manasına gelir. Bundan dolayı, *RER*'de meydana gelen bir artış, yabancılar açısından ana ülke ihracatını nispeten ucuz ve yerleşikler açısından ana ülke ithalatını nispeten pahalı hale getirerek, belirli şartlarda, ana ülkenin net ihracatını olumlu yönde etkileyebilir. Diğer yandan, *RER*'deki bir azalış ise, ana ülke ihracatını yabancılar pahalılaştırırken, ana ülke ithalatını ülke yerleşiklerine ucuzlatır ve böylece ana ülke net ihracatına olumsuz etki edebilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015). Döviz kuru değişkeninin, dış ticaret değişkeni haricinde, örneğin, uluslararası sermaye akımları, enflasyon oranı, faiz oranı, yatırım hacmi, iktisadi büyüme oranı ve gelir dağılımı gibi pek çok makro-iktisadi değişkenle, belirli ölçülerde ilişkili olması beklenir (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Madura, 2018). Dolayısıyla, döviz kurlarındaki gelişmeler, ekonominin çeşitli kesimleri tarafından genellikle yakından takip edilme potansiyeline sahiptir.

Nominal döviz kurlarını açıklamaya yönelik başlıca 4 adet teorik yaklaşım bulunmaktadır: Dış ticaret akımları yaklaşımı, PPP yaklaşımı, parasalcı yaklaşım ve portföy dengesi yaklaşımı. Bunlardan son ikisinin gelişimi esas olarak Bretton Woods sisteminin çöktüğü ve dalgalı kur rejimine geçişlerin başladığı 1970'ler ve civarına tekabül ederken, ilk iki yaklaşımın ortaya çıkışı çok daha eski zamanlara dayanır (Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015; Sarno & Taylor, 2003). Genel bir ifadeyle, dış ticaret akımları ve PPP yaklaşımları, döviz kurlarını reel faktörlere bağlı olarak, parasalcı yaklaşım ve portföy dengesi yaklaşımı ise finansal faktörlere bağlı olarak açıklar. Diğer yandan, portföy dengesi yaklaşımı döviz kurlarının açıklanmasında nispeten kısa-vadeli bir perspektif kullanırken, diğer 3 yaklaşım kurların açıklanmasında genellikle uzun-vadeli bir bakış açısından yararlanır. Bu yaklaşımlardan hiçbirisi, dış ödemeler bilançosunun cari işlemler hesabı ile finans (ve sermaye) hesabındaki gelişmeleri ve buna bağlı olarak döviz kurlarındaki değişimleri tek başına (bütünsel olarak) açıklayamamaktadır (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Eun & Resnick, 2015). Aşağıda, bu teorik yaklaşımlar içerisinde sadece PPP yaklaşımı üzerinde durulacaktır.³

“Satılma gücü paritesi (PPP)” teriminin, ilk olarak, 1918 yılında, Gustav Cassel tarafından, I. Dünya Savaşı sonrasında altın standardına yeniden dönüş için denge kurların belirlenebilmesi bağlamında kullanıldığı ileri sürülmektedir (Shapiro, 1983; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006; Salvatore, 2013). Satılma gücü paritesi yaklaşımı, bir yandan döviz kurlarının oluşumunu veya kurlardaki değişimleri açıklamaya yönelik olarak geliştirilen temel bir yaklaşım olma özelliği taşıırken, diğer yandan parasalcı yaklaşım ve portföy dengesi yaklaşımıyla kurların açıklanmasında da önemli bir rol oynar (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012). Bu yaklaşıma göre, belirli koşullar altında, ülkeler-arasında karşılaştırılabilir (referans veya ortak) bir sepette yer alan malların ortalama fiyatları, aynı para birimi cinsinden ifade edildiğinde, ülkeler-arasında birbirleriyle aynı olmalıdır. Dolayısıyla, PPP hipotezinde, (doğrudan kotasyonla ifade edilen) denge nominal döviz kurunun,

³ Döviz kurlarının açıklanmasında kullanılan teorik yaklaşımlar hakkında detaylı bilgi için örneğin bkz. Krugman vd. (2012), Salvatore (2013), Seyidoğlu (2015).

yurtiçi ve yurtdışı ortalama fiyatlar arasındaki orana eşit olduğu iddia edilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013):

$$NER = \frac{P_d}{P_f} \quad (2)$$

Eşitlik (2)'deki terimler, Eşitlik (1)'dekiler ile aynı manalara gelmektedir. Pratikte, NER ve P_f terimleri, ana ülkeyle ticaret ortağı olan bir grup ülkenin, ana ülke dış ticaretindeki ağırlıklarına bağlı olarak hesaplanan sırasıyla efektif kur ve efektif ortalama fiyat seviyesi değerleri olarak düşünülebilir. Bunun haricinde, söz konusu terimler, sadece tek bir dış ticaret ortağı için ya da dünya ticareti ve sermaye akımlarında yeterince büyük bir paya sahip olan yabancı bir ülke için geçerli olan sırasıyla karşılıklı kur ve ortalama fiyat seviyesi olarak da değerlendirilebilir.

Eşitlik (2), belirli başlangıç koşullarında, PPP'nin geçerli olması halinde, Eşitlik (1) ile ifade edilen reel döviz kurunun (RER) denge değerinin 1'e eşit olması ve orada sabit kalması gerektiğini ima etmektedir (Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004; Katseli-Papaefstratiou, 1979):

$$RER = NER \frac{P_f}{P_d} = \frac{P_d P_f}{P_f P_d} = A = 1 \quad (3)$$

Eşitlik (3)'e bağlı olarak, denilebilir ki, başlangıçta dengede olan reel döviz kurunda dalgalanmalar meydana geldiğinde, aynı zamanda denge PPP kurundan da sapmalar meydana gelmiş olur (Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004; Bekaert & Hodrick, 2012). PPP hipotezinin küresel ölçekte geçerli olması demek, bir ülkenin parasının 1 biriminin satınalma gücünün, ilgili ülkelerin para birimleri cinsine dönüştürüldükten sonra, diğer ülkelerde de, ana ülkedekiyle aynı olması demektir (Sarno & Taylor, 2003; Bekaert & Hodrick, 2012; Krugman vd., 2012). Bir ülke para biriminin yurtiçindeki satınalma gücünün veya değerinin (V), belirli bir ortak (referans) mal ve hizmet sepetinin fiyatı ile “ters yönlü ve bire-bir” bir ilişki içinde olduğunu ($V=1/P_d$) dikkate alalım. Bu durumda, PPP hipotezine göre, ilgili ülke parasının iç satınalma gücündeki bir artış (yurtiçi fiyatlar genel seviyesindeki bir düşüş), *ceteris paribus*, o ülkenin para biriminin, ticaret ortağı olan diğer bir ülkenin para birimine karşı aynı oranda değer kazanmasına (ilgili NER değerinde aynı oranlı bir düşüşe) yol açmalıdır veya *vice versa*. Bu sebepten, PPP yaklaşımı, diğer şeyler sabitken, ana ülkenin ortalama fiyat seviyesinde bir değişim olduğunda, nominal döviz kurunun bu duruma gereken tepkiyi vermesi sonucunda, ana ülke para biriminin iç satınalma gücünün, ilgili ticaret ortağı ülkedeki (dış) satınalma gücüyle yeniden eşitlenme eğilimine gireceği iddiasını taşır (Bekaert & Hodrick, 2012; Krugman vd., 2012).

PPP hipotezinin temelinde, ünlü “tek-fiyat kanunu (the law of one-price: LOOP)” yaklaşımı bulunmaktadır. Bu yaklaşımı tanıtabilmek için, öncelikle dış ticaret üzerinde herhangi bir doğal veya yapay engelin ve dış ticaretten doğan ekstra bir maliyetin olmadığını varsayalım. Bu durumda, eğer dış ticarete konu olan özdeş bir malın fiyatı, belirli bir piyasa kuru üzerinden aynı para birimine dönüştürüldüğünde ülkeler-arasında farklılık arz ediyorsa, arbitrajcular, normal şartlarda, bu fiyat farklılığından doğan kar fırsatını (herhangi bir risk üstlenmeden) derhal değerlendirmek isteyeceklerdir. Gerekli arbitraj işlemleri yapıp karlı arbitraj olanağı sona erdiğinde ise, ilgili malın fiyatının nispeten düşük olduğu ülkede bu fiyatın yükselmesi, yüksek olduğu ülkede fiyatın düşmesi, böylece ülkeler-arasında ilgili mal fiyatlarının (aynı para birimi cinsinden) eşitlenme eğilimine girmesi beklenir. Diğer yandan, bu süreç boyunca, piyasa döviz kuru da, ülkeler-arasındaki karlı

arbitraj olanağını ortadan kaldıracak biçimde denge değerine doğru yönelebilir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidođlu, 2015; Katseli-Papaefstratiou, 1979; Sarno & Taylor, 2003). Sonuç olarak, LOOP koşulunun sağlanması veya döviz kurunun serbestçe değişmesini engelleyici sebeplerin ortaya çıkması, büyük olasılıkla PPP hipotezinin geçerliliğini de olumsuz yönde etkileyecektir.

PPP yaklaşımı, genel olarak, yukarıda sözü edilen “tek mallı arbitraj” sonucunda ortaya çıkan ülkeler-arası fiyat eşitliği eğiliminin, 1’den fazla mal ve hizmeti içeren referans bir sepeti ve ayrıca döviz kuru değişimlerini kapsayacak şekilde genişletilmesine dayanır. Nitekim, PPP hipotezi, belirli şartlar altında, tek bir malda olduğu gibi, bir referans sepetin belirli bir para birimi cinsinden fiyatının da ülkeler-arasında eşitlenme eğilimine gireceğini öngörür (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidođlu, 2015; Katseli-Papaefstratiou, 1979; Froot & Rogoff, 1995; Sarno & Taylor, 2003). Bununla birlikte, LOOP tam olarak geçerli olmasa dahi, bazen, PPP hipotezi halen geçerli olmaya devam edebilir. Buna göre, örneğin, başlangıçta nominal döviz kuru PPP’nin işaret ettiği kur seviyesiyle örtüşüyorken ve ortalama fiyatlar ilgili ticaret ortağı ülkede sabitken, ana ülkede ortalama fiyatların bir sebepten dolayı artmış olduğunu düşünelim. Bu durum, ana ülkenin net ihracatını olumsuz yönde etkileyebilecek ve böylece (esnek kur rejiminde) döviz kuru artış eğilimine, yurtiçi fiyatlar ise düşüş eğilimine girebilecektir. Söz konusu değişimlerin etkisiyle, başlangıçta bozulan PPP ilişkisi, tam bir arbitraj süreci yaşanmadan dahi yeniden sağlanabilecektir (Krugman vd., 2012). Öte yandan, PPP hipotezi (ideal olarak) ortak bir sepetin ortalama fiyat seviyelerine bağlı olduğu için, bazı bireysel ürünler bakımından LOOP karşılanamasa bile, söz konusu ürünlerin ülkeler-arasındaki (pozitif ve negatif) fiyat farklılıkları birbirlerini bir ölçüde nötrleştirdiği sürece, referans sepetin ortalama fiyatları (aynı para birimi cinsinden) birbirine yaklaşabilir (Froot & Rogoff, 1995).

Her ne kadar güçlü teorik temellere sahip olsa da, gerçek hayatta PPP hipotezinin tam olarak tutmasını engelleyebilecek birtakım faktörler bulunmaktadır. Bu faktörlerden birincisi, PPP kurunun hesaplanmasında kullanılan referans mal ve hizmet sepetlerinin içeriğinin, sepetlerdeki mal ve hizmetlerin ağırlıklarının ve/veya bu mal ve hizmetlerin özelliklerinin ülkeler-arasında birbirlerinden farklı olabilmesidir (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Krugman vd., 2012; Seyidođlu, 2015; Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004; Bozoklu & Yılandı, 2010). İkinci olarak, dış ticaret üzerine getirilen görünür ve görünmez engeller, dış ticaret teşvikleri, taşıma ve işlem maliyetleri, fiyat yapışkanlıkları ve fiyat farklılaştırması gibi birtakım unsurlar, ülkeler-arasında tam bir fiyat eşitliği sağlanmasını engelleyebilir (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Sarno & Taylor, 2003; Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; Seyidođlu, 2015). Bu ise, PPP kurunun, gerçekçi veya dış ticaret dengesini sağlayıcı bir “denge kuru olma” özelliğini yitirmesine yol açar (Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013). Ayrıca, PPP kuru, normalde, taşıma maliyetleri nispeten oldukça yüksek olan malların ve ülkeler-arasında yeterince mobil olamayan hizmetlerin varlığını da referans sepette dikkate almaktadır. Dış ticarete konu olamayan bu tür mal ve hizmetlerin fiyatları ülkeler-arasında tam bir eşitlenme eğilimine giremeyeceği için, PPP kuru, bu durumda da dış ticaret bilançosu dengesini sağlayıcı “denge kuru olma” özelliğini taşıyamayacaktır (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Seyidođlu, 2015).

Dördüncüsü, buraya kadar bahsedilen diğer tüm gereklilikler karşılanırsa bile, uluslararası sermaye akımlarına açık bir ekonomide, PPP’nin öngördüğü döviz kuru, makro-ölçekte denge döviz kurundan yine de farklılaşabilecektir. Bunun sebebi, PPP kurunun (en iyi ihtimalle) yalnızca dış ticaret dengesini sağlayabilecek bir kur olma özelliği sergilemesi, sermaye ve finans hesabı gibi diğer

ödemeler bilançosu hesaplarından kaynaklanan döviz arz ve talebini ise dikkate alamamasıdır (Salvatore, 2013; Seyidoğlu, 2015; Bozoklu & Yılcı, 2010). Beşincisi, ülkeler-arası verimlilik farklılıklarından (reel faktörlerden) kaynaklanan Balassa-Samuelson etkisi de, PPP hipoteziyle öngörülen kurların, denge kurdan farklı olmasına veya zaman içinde farklılaşmasına yol açabilecektir (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Bahmani-Oskooee, 1992; Rogoff, 1996; Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2009). Son olarak, birçok ülkede merkez bankaları, uygulamak istedikleri makro-iktisadi politikalar doğrultusunda döviz piyasalarına alım-satım yoluyla müdahalelerde bulunabilmekte; bu ise, kurların, PPP'nin işaret ettiği düzeyden sapmasına neden olabilmektedir (Seyidoğlu, 2015). Bunlar gibi sebeplerden dolayı, PPP hipotezi, döviz kurlarının açıklanmasında tek başına yeterli görülmemeyebilir.

PPP yaklaşımı “mutlak (absolute)” ve “nispi (relative)” olmak üzere 2 farklı biçimde tanımlanır. Buraya kadar genel olarak PPP hipotezinin mutlak versiyonundan bahsedilmiştir. Nispi PPP hipotezi ise, bir ülke parasının başka bir ülke parasına kıyasla değerinde meydana gelen değişimi, ilgili 2 ülkenin enflasyon oranları arasındaki farklılıklara bağlar. Buna göre, nispi PPP hipotezinde, nominal döviz kuru ve ilgili ülkelerin fiyatlar genel seviyeleri arasında, yüzde-değişimler cinsinden, şöyle bir bağlantı öngörülür (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012; Katseli-Papaefstratiou, 1979):

$$\% \Delta NER = \% \Delta P_d - \% \Delta P_f \quad (4)$$

Eşitlik (4)'te yer alan Δ terimi birinci-fark işlemcisini temsil ederken, diğer terimlerin açıklamaları Eşitlik (1)'de olduğu gibidir. Nispi PPP hipotezine göre, belirli bir dönem sonunda, örneğin, ana ülkenin enflasyon oranı, ticaret ortağı ülkeninkine nispetle daha yüksek çıkmış ise, ana ülke para biriminin, ticaret ortağı ülkenin para birimine karşı “enflasyon oranları arasındaki mutlak farklılık ölçüsünde” değer kaybetmesi (nominal kuru o oranda yükselmesi) beklenir (Krugman vd., 2012; Bekaert & Hodrick, 2012).

Mutlak PPP hipotezinin gerçekleşmesini engelleme potansiyeline sahip unsurlardan bazıları (örneğin, mal ve hizmet sepetlerinin kompozisyon ve ağırlıklandırma bakımlarından ülkeler-arası heterojenliği ve dış ticaret engelleri gibi unsurlar), nispi PPP hipotezi kullanılarak elimine edilebilmektedir. Ancak, bu eliminasyonun gerçekleşebilmesi için, mutlak PPP'den sapmalara yol açan ilgili unsurların zaman içerisinde sabit kalması gerekir (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013; Madura, 2018). Ne var ki, PPP'nin nispi versiyonu da, söz konusu unsurların tamamını ortadan kaldıramadığı ve/veya ilgili unsurlarda zaman içerisinde meydana gelebilecek değişimleri dikkate alamadığı için, döviz kurlarının denge seviyesinin veya denge kurlardaki değişimlerin açıklanmasında genel itibarıyla tek başına yeterli olamamaktadır (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Krugman vd., 2012; Salvatore, 2013).

Nispi PPP hipotezi (Eşitlik (4)), doğrudan doğruya mutlak PPP hipotezinden (Eşitlik (2)'den) türetilmiş olduğu için, mutlak PPP hipotezinin karşılanması halinde, nispi PPP hipotezi de otomatik olarak karşılanmış olur. Ancak, nispi PPP hipotezinin karşılanması demek, tek başına, mutlak PPP hipotezinin de karşılandığı manasına gelmez (Taylor & Taylor, 2004; Salvatore, 2013; Hondroyannis & Papapetrou, 1997). Dolayısıyla, eğer belirli bir dönemde, belirli bir ekonomide, mutlak PPP'nin sağlandığına dair dirençli ekonometrik kanıtlar bulunur ise, o ekonomide, PPP kurunun, ortalama olarak ve kuvvetli bir biçimde hüküm sürdüğüne karar verilebilir. PPP hipotezi, uygulamada, genellikle başlıca gelişmiş ülkelerin para birimleri için uzun-dönemli veriler kullanıldığında, kolayca dış ticareti yapılabilen mal grupları dikkate alındığında ve/veya ilgili

ülkelerin enflasyon oranları nispeten yüksek çıktığı zamanlarda daha çok destek bulabilmektedir (Bekaert & Hodrick, 2012; Salvatore, 2013; McNown & Wallace, 1989; Froot & Rogoff, 1995; Sarno & Taylor, 2003; Taylor & Taylor, 2004).

Tüm teorik veya mantıksal boşluklarına rağmen, PPP hipotezinin geçerliliğini test etmenin çeşitli nedenleri veya faydaları olabilir. Birincisi, PPP hipotezi, eğer geçerliyse, denge döviz kurunun ne olduğunun bilinmesini veya döviz kurunun gelecekte alabileceği değerlerin öngörülmesini sağlar (Kohli, 2002; Wickremasinghe, 2005; Bekaert & Hodrick, 2012; Chang & Tzeng, 2011). Buna bağlı olarak da, zamanın belirli bir noktasında, yerli para biriminin, PPP kuruna kıyasla, aşırı-değerli mi yoksa noksan-değerli mi olduğuna ya da döviz kurundaki ayarsızlığın (misalignment) ölçüsüne karar verilmesine yardımcı olur. Dolayısıyla, mevcut PPP değerinin bilinmesi veya gelecekteki PPP değerlerinin tahmin edilmesi, ilgili ülke merkez bankasının (özellikle cari işlemler bilançosunu dengeleme amaçlı) döviz kuru politikalarına rehberlik edebilir (Sarno & Taylor, 2003; Kohli, 2002; Wickremasinghe, 2005; Holmes, 2001; Chang & Tzeng, 2011). İkincisi, PPP hipotezinin geçerliliği, gerek parasalcı yaklaşımın gerekse portföy dengesi yaklaşımının geçerli olabilmesi için bir önkoşul niteliği taşır (Salvatore, 2013; Krugman vd., 2012; Katseli-Papaefstratiou, 1979; Taylor, 1988; Holmes, 2001; Kohli, 2002; Taylor & Taylor, 2004). Üçüncüsü, PPP kuruna bağlı olarak yapılan milli gelir hesaplamaları, ülkeler-arasındaki refah farklılıklarının ve ülkelerin ekonomik büyüklüklerinin daha net bir biçimde görülebilmesini sağlar (Sarno & Taylor, 2003; Bekaert & Hodrick, 2012). Bu sonuncu maddeye başka bir yönden bakılırsa, PPP kurunun, hayat pahalılığı bakımından ülkeler-arasında daha gerçekçi bir karşılaştırma yapılmasını olanaklı kıldığı söylenebilir (Bekaert & Hodrick, 2012). Tüm bu gerekçelerden dolayı, belirli bir ekonomi için, yeni veriler ortaya çıktıkça ve/veya yeni teknikler geliştikçe PPP hipotezinin tekrardan test edilmesi, hem teorik gelişim hem de optimal politika yapımı açısından faydalı olabilecektir.

3. Literatür İncelemesi

Bu bölümde, Türkiye ve diğer bazı GOÜ'lerde PPP hipotezinin geçerliliğini test eden bir grup çalışma, uygulamaya dair genel özellikleriyle, kısaca gözden geçirilecektir.⁴ Burada ele alınacak olan çalışmalara dair bazı tamamlayıcı ve özet bilgiler ise, Tablo Ek-1 aracılığıyla sunulacaktır.⁵ Konuyla ilgili genel bir literatür incelemesi göstermiştir ki, PPP hipotezinin geçerliliğini sınavan çalışmaların önemli bir kısmında GÜ'ler üzerine yoğunlaşmış ve Bretton Woods sonrası dönemin verileri birtakım zaman-serisi araçları kullanılarak analiz edilmiştir. Bu tür çalışmalarda, tipik olarak, reel döviz kuru değişkeninin birim-köklü olup olmadığı ve/veya nominal döviz kuru ve (nispi) fiyatlar arasında (ya da aynı para birimi cinsinden yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar arasında) bir eşbütünlüşme ilişkisinin bulunup bulunmadığı test edilmiştir.⁶ Bu bölümde, esas olarak, GOÜ'lerin ilgili verilerini, zaman-serisi teknikleriyle, Bretton Woods sonrası dönem için analiz eden bir grup çalışma ele alınacaktır.⁷ Bununla birlikte, 1'den fazla ülke için ekonomi-bazlı incelemelerin yapıldığı bazı çalışmalarda, GOÜ'lerin yanı sıra, GÜ'ler de kapsam içerisinde olabilmektedir. Bundan dolayı, söz konusu GÜ'lere dair ulaşılan sonuçlar da literatür incelemesinde dikkate alınacaktır.⁸ Aşağıda,

⁴ Bu çalışmada, bir ülkenin "gelişmekte olan ülke (GOÜ)" kategorisinde olup olmadığı hususunda, IMF (2022b) tarafından yayımlanan "World Economic Outlook" dokümanında yer alan "Emerging Market and Developing Economies" listesi (ss. 106-107) kriter olarak alınmıştır.

⁵ Bu başlık altında geçen ilgili kısaltmaların manaları da, Tablo Ek-1'den görülebilir.

⁶ Bu başlık çerçevesinde tanıtılacak PPP çalışmalarında, konuyla ilgili değişkenler genellikle doğal-logaritma bazında analiz edilmiştir. Anlatım sadeliği ve yer tasarrufu için, literatür incelemesinde bu ayrıntıya tekrardan değinilmeyecektir.

⁷ PPP yaklaşımını test eden çalışmalara dair genel literatür incelemeleri veya özetleri, Froot ve Rogoff (1995), Rogoff (1996), Hondroyiannis ve Papapetrou (1997), Sarno ve Taylor (2003), Taylor ve Taylor (2004), Taylor (2006), Bahmani-Oskooee ve Hegerty (2009), Çağlayan ve Şak (2009), Bozoklu ve Yılancı (2010) gibi yazarlar tarafından sunulmaktadır.

⁸ Literatür incelemesine tabi tutulan çalışmalarda yer alan ülkelerin GOÜ veya GÜ biçiminde sınıflandırılmasında, yukarıda bahsedilen IMF (2022b, ss. 103-107) dokümanındaki bilgiler esas alınmıştır.

önce analizlerinde yapısal kırılma olasılığını nazara almayan, ardından bu olasılığı hesaba katan çalışmalara değinilecek, son olarak da literatüre dair kısa bir değerlendirme yapılacaktır.

3.1. Geleneksel Tekniklerin Kullanıldığı Çalışmalar

McNown ve Wallace (1989), PPP hipotezini, zamanın güncel tekniklerini kullanarak test eden ilk çalışmalar arasında yer almaktadır. 3 adet gelişmekte olan ülkenin (Arjantin, Brezilya, Şili) ve 1 adet gelişmiş ülkenin (İsrail) zaman-serisi verilerini analiz eden McNown ve Wallace, PPP hipotezinin testinde, hem eşbütünleşme hem de birim-kök yöntemlerinden yararlanmışlardır.⁹ Yazarlar, analizler sonucunda bir dizi karma bulguya ulaşmıştır. Söz konusu çalışmanın bulgularına genel olarak bakıldığında, PPP hipotezinin ilgili örneklerdeki geçerliliğinin, kısmen kullanılan ekonometrik tekniğe ve/veya modele, büyük ölçüde de kullanılan ortalama fiyat göstergesine bağlı olduğu sonucuna varılabilir.

PPP hipotezini nispeten yeni tekniklerle test eden diğer bir çalışma, Bahmani-Oskooee'ye (1993) aittir. Bu çalışmada, aralarında Türkiye'nin de bulunduğu ve büyük çoğunluğu GOÜ'lerden oluşan 25 ülkenin zaman-serisi veri-seti kullanılmıştır. PPP hipotezinin geçerliliği, aynı para birimi cinsinden yurtiçi ve yurtdışı ortalama fiyatlar arasında uzun-dönemli bir denge ilişkisi olup olmadığı test edilerek incelenmiştir. Çalışmadaki testler göstermiştir ki, analiz edilen 25 ülkenin (Türkiye dâhil) büyük bir kısmında PPP hipotezi herhangi bir destek bulamazken, PPP hipotezinin desteklendiği az sayıdaki ülkede de sonuçlar tam manasıyla dirençli değildir.

Thacker (1995), PPP hipotezinin geçerli olup olmadığını, gelişmekte olan Polonya ve Macaristan ekonomileri için test etmiştir. McNown ve Wallace'a (1989) benzer bir biçimde, Thacker, hem ilgili PPP modelini eşbütünleşme testlerine tabi tutmuş, hem de alternatif reel döviz kuru serilerinin düzeyde-durağan olup olmadığını sınımıştır. Eşbütünleşme testleri, nominal döviz kurunun bağımlı, nispi fiyatların açıklayıcı değişken olduğu alternatif modeller üzerinden gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmadaki bulguların işaret ettiği net sonuç, kullanılan fiyat göstergesinden ve seçilen ticaret ortağı ülkeden bağımsız olarak, gerek Polonya'da gerekse Macaristan'da, incelenen örneklem dönemlerinde, PPP hipotezinin geçerli olmadığı yönündedir.

Bahmani-Oskooee (1998), PPP hipotezinin geçerliliğini test etmek için, Türkiye'nin de aralarında yer aldığı 11 adet gelişmekte olan ülkenin reel efektif döviz kuru serilerini kullanmıştır. Yazar, önceki birçok çalışmadan farklı olarak, reel kur değişkeninin zaman-serisi özelliklerini, ADF birim-kök tekniğinin yanı sıra, KPSS durağanlık tekniğiyle de sınımıştır. ADF testinin bulguları, modelin deterministik elemanlarından bağımsız olarak, PPP hipotezinin yalnızca 2 ülkede desteklendiğini göstermiştir. Diğer yandan, sadece sabit bileşenin içerildiği modeller üzerinden yapılan KPSS testleri, yine ülkelerin büyük bir kısmı için PPP hipotezi aleyhine sonuçlar ortaya koymuştur. Oysa, sabit ve trend bileşenlerinin birlikte içerildiği KPSS modellerinin bulgularına bakıldığında, analiz edilen 11 ülkeden (Türkiye de dâhil) 8 adedinde PPP hipotezinin mevcudiyetine dair kanıtlara ulaşıldığı görülebilir. Bununla birlikte, söz konusu 8 ülkeden 5'inde, durağanlık boş hipotezinin desteklenmesinin, kullanılan gecikme-kesme parametresi değerine bağlı olduğu anlaşılmaktadır. Kısaca, bu çalışma da, McNown ve Wallace'ın (1989) çalışmasında olduğu gibi, PPP hipotezinin geçerliliğinin duruma-bağlı olduğunu göstermiştir.

⁹ Bu alt-başlıkta ele alınan çalışmalarda genellikle Engle-Granger türü eşbütünleşme testleri (Engle & Granger, 1987) ve/veya Dickey-Fuller türü birim-kök testleri (Dickey & Fuller, 1979, 1981; Phillips & Perron, 1988) kullanılmıştır.

PPP hipotezini, önceki birçok çalışmaya benzer tekniklerle ve fakat sadece Türkiye ekonomisi için inceleyen bir çalışma, Telatar ve Kazdagli (1998) tarafından icra edilmiştir. Yazarlar, PPP yaklaşımının geçerli olup olmadığını tespit etmek için, Türkiye ile onun başlıca ticaret ortaklarından 4 adedi arasındaki karşılıklı nominal döviz kuru ve nispi fiyat değişkenlerini dikkate almışlardır. Çalışmada erişilen bulgular, ele alınan her bir ticaret ortağı ülke kapsamında söz konusu 2 değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını, yani PPP hipotezinin desteklenmediğini göstermiştir.

Diğer yandan, Bahmani-Oskooee (1998) gibi, Apergis (2003) de, PPP hipotezinin geçerliliğini, (karşılıklı) reel döviz kuru değişkenini kullanarak, gelişmekte olan bir ekonomi (Ermenistan) için test etmiştir. Apergis, reel döviz kurunun birim-kök taşıyıp taşımadığını, DF-GLS tekniğiyle, 2 alternatif model için sınımış ve bu değişkenin düzeyde-durağan olmadığını, yani mutlak PPP'nin geçerli olmadığını bulmuştur. Yazar, ayrıca, OLS tekniği yardımıyla nispi PPP hipotezini de test etmiş ve yine PPP'nin geçerliliği için gerekli kanıtı ulaşmamıştır. Çalışmasında varyans-ayırıştırması analizinden de yararlanan Apergis, PPP hipotezinin reel şokların etkisinden dolayı desteklenmediği sonucuna ulaşmıştır.

Yazgan (2003), PPP koşulunun karşılanıp karşılanmadığını, çok-değişkenli bir model ve nispeten yeni bir teknik yardımıyla analiz etmiştir. Çalışmasını Türkiye ekonomisi için gerçekleştiren Yazgan, nominal efektif döviz kuru ile yurtiçi ve efektif yurtdışı ortalama fiyat değişkenleri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını, trend değişkenini de modele katarak sınımıştır. Eşbütünleşme analizi için Johansen (1991, 1995) tekniğinin bir varyantını kullanan Yazar, ilgili değişkenler arasında 1 adet uzun-dönemli denge ilişkisi olduğunu saptamıştır. Tahmin edilen parametre vektörü üzerine konulan kısıtlamalar, PPP hipotezinin güçlü formda destek bulduğuna işaret etmiştir. Söz konusu bulguların, VAR (vektör oto-regresyon) modelinin gecikme uzunluklarındaki değişimlere karşı kırılğan olmadığı anlaşılmıştır. Yazgan, uyguladığı "süreklilik profili" analizine bağlı olarak, Türkiye'de ilgili dönemde yaşanan yüksek ortalama enflasyonun, döviz kurunda oluşan dengesizliklerin nispeten daha hızlı bir biçimde elimine edilmesine yol açmış olduğu sonucuna varmıştır.

Wickremasinghe (2005), gelişmekte olan bir ekonomi olan Papua Yeni Gine için PPP koşulunun sağlanıp sağlanmadığını, bazı formel ve enformel yöntemlerle test etmiştir. Çalışmada, PPP hipotezinin formel olarak sınanmasında, NP test tekniğinden yararlanılmıştır. 4 farklı yabancı para birimi cinsinden tanımlanan karşılıklı reel döviz kuru değişkenlerinin her biri için 2'şer alternatif modelle tatbik edilen NP birim-kök testleri, PPP hipotezinin geçerli olmadığını göstermiştir. Buna ilave olarak, enformel yöntemler de PPP hipotezinin aleyhine sonuçlar üretmiştir. Bir taraftan ana ülke para biriminin söz konusu 4 farklı para birimi karşısında analiz dönemi boyunca noksan-değerli olduğunun tespit edilmesi, diğer taraftan her bir karşı ülke para birimi cinsinden nominal ve reel döviz kurları arasında nispeten yüksek bir korelasyonun bulunması, Wickremasinghe'i böyle bir sonuca sevk etmiştir.

McNown ve Wallace (1989) ve Thacker (1995) çalışmalarına benzer olarak PPP hipotezini eşbütünleşme ve birim-kök testleriyle inceleyen başka bir çalışma, Janjua ve Ahmad (2006) tarafından yapılmıştır. Analizlerini 4 adet gelişmekte olan Asya ülkesi (Bangladeş, Hindistan, Pakistan, Sri Lanka) için gerçekleştiren Janjua ve Ahmad, oluşturdukları her bir karşılıklı reel döviz kuru değişkeninin durağanlığını, ADF ve PP birim-kök testleriyle incelemiştir. Genel bir ifadeyle, bu testler, 4 ülkeden hiçbirinde PPP hipotezini destekleyici sonuçlar üretmemiştir. Öte yandan, nominal döviz kurunun bağımlı ve nispi fiyatların açıklayıcı değişken olduğu modeller

için yapılan eşbütünleşme testlerine göre, PPP hipotezinin, Pakistan’da dirençli, Hindistan ve Sri Lanka’da dirençsiz bir biçimde geçerli olduğu, Bangladeş’te ise geçerli olmadığı anlaşılmıştır. Netice olarak, bu çalışmadan da, kullanılan örneklem, yöntem ve değişkenlerin, ulaşılan sonuçlar üzerinde kritik bir etki yapabildiği anlaşılmaktadır.

3.2. Modern Tekniklerin Kullanıldığı Çalışmalar

Literatürdeki bazı çalışmalar, PPP hipotezinin geçerli olup olmadığını görmek için, ilgili seri veya modellerdeki muhtemel yapısal kırılmaları ve/veya non-lineer gelişmeleri dikkate alan modern test tekniklerinden faydalanmışlardır. Bu kapsamdaki çalışmaların önemli bir kısmı, eşbütünleşme testlerinden ziyade, birim-kök veya durağanlık testlerini kullanarak, ilgili reel döviz kuru serisinin, non-lineer veya kırılmaya göre değişen bir ortalamaya dönme eğilimine sahip olup olmadığını tespit etmeye odaklanmıştır. Dolayısıyla, bu tür çalışmalarda, genel bir ifadeyle, “yakın-PPP” veya “sınırlı-PPP” hipotezi analiz edilmiş olmaktadır. Bu doğrultudaki araştırmalardan birisi, Erlat (2003) tarafından, Türkiye ekonomisi bağlamında gerçekleştirilmiştir. Erlat, PPP ilişkisinin geçerliliğini test etmek için 4 farklı karşılıklı reel döviz kuru serisi kullanmıştır. Yazar, öncelikle (etki-kuklası haricinde) kırılmanın dikkate alınmadığı ADF birim-kök testleri yapmış ve incelenen hiçbir değişkenin düzeyde-durağan $I(0)$ olmadığı bulgusuna ulaşmıştır. Çalışmada, daha sonra, sabitte, trendde veya bunların her ikisinde birlikte 1 veya daha fazla yapısal kırılmayı dikkate alan ADF-temelli çeşitli birim-kök testleri yapılmıştır.¹⁰ Bu testlerin genel olarak ortaya koyduğu sonuç, TL/USD kuru ve CPI göstergesi kullanılarak oluşturulan serinin, 1 veya 2 kırılmanın dikkate alındığı tüm alternatif modellerde $I(0)$ olduğu, diğer 3 serinin ise çoğunlukla $I(0)$ olmadığı yönündedir. Yazar, ayrıca, ilgili 4 reel kur serisi için hem sabitte hem de trendde çoklu yapısal kırılmaların hesaba katıldığı kesirli bütünleşme testleri de gerçekleştirmiş ve sonuçta tüm serilerin $I(0)$ olduğu yönünde, yani sınırlı-PPP lehine kanıtlar elde etmiştir. Kısaca, söz konusu çalışma, kullanılan model spesifikasyonu, değişken ve test tekniklerinin, konu hakkında varılacak kararda etkili olabildiğini göstermiştir.

PPP koşulunun sağlanıp sağlanmadığını potansiyel yapısal kırılmaları dikkate alarak analiz eden başka bir çalışma, Akinboade ve Makina’ya (2006) aittir. Güney Afrika ekonomisi için gerçekleştirilen çalışmada, Güney Afrika Randı ile başlıca 4 ticaret ortağının para birimleri arasındaki (karşılıklı) reel döviz kuru değişkenleri kullanılmıştır. Geleneksel ADF, PP ve KPSS test sonuçları, her bir reel döviz kuru serisinin birinci-farkında durağan $I(1)$ olduğunu göstermiştir. Yazarlar, yapısal değişimlerin dikkate alınması halinde değişkenlerin $I(0)$ olup olmadığını belirleyebilmek için, Perron (1997) ve Vogelsang ve Perron (1998) çalışmalarındaki metodolojiyi takip etmişlerdir. Ani çoklu yapısal değişimleri dikkate alan ADF-temelli “toplamsal outlier” birim-kök test sonuçları, ilgili değişkenlerin $I(0)$ olduğunu göstermiştir. Aynı testin kademeli yapısal değişimleri dikkate alan “yenilikçi outlier” versiyonunda ise, tam tersine, değişkenlerin $I(0)$ olmadığı anlaşılmıştır. Sonuçta, bu çalışmaya göre de, gelişmekte olan bir ülke için PPP hipotezinin geçerliliğine dair dirençli bulgulara ulaşılamadığı ifade edilebilir.

Bozoklu ve Yılcı (2010), sınırlı-PPP’nin geçerliliğini test etmek için, tek (ani) yapısal kırılmalı birim-kök testi ile yapısal kırılmanın non-lineer olmasına (yani, yumuşak kırılmaya) izin verilen 2 alternatif birim-kök testi gerçekleştirmiştir. Yazarlar, ADF-temelli olan bu testleri, aralarında

¹⁰ Bu alt-başlıkta geçen “ADF-temelli” kırılmalı birim-kök testleri, genel olarak, Zivot ve Andrews (1992), Perron ve Vogelsang (1992), Perron (1997), Ohara (1999) ve Kapetanios (2005) gibi çalışmalarda geliştirilen testleri veya onların bazı varyantlarını ima etmektedir.

Türkiye'nin de bulunduğu 7 adet GOÜ kapsamında hesaplanan karşılıklı reel döviz kuru serileri için uygulamıştır. Çalışmada raporlanan bulgular, 7 ülkeden 5'inde, kullanılan 3 farklı test tekniğinden her birine göre, ilgili reel döviz kurunun düzeyde-durağan olmadığını göstermektedir. Söz konusu 5 ülke arasında Türkiye de yer almaktadır. Öte yandan, reel kur serisi, geri kalan 2 ülkeden 1'inde, kullanılan 3 farklı tekniğin tümü için, diğerinde ise 3 farklı tekniğin 2'si için düzeyde-durağan bulunmuştur. Bu bulgular, sınırlı-PPP hipotezinin geçerliliğinin ülkeden ülkeye değişebildiğini, fakat kırılmayla ilgili kullanılan kriterlere çok bağlı olmadığını ortaya koymuştur.

Şener, Yılcı ve Canpolat (2015), sınırlı-PPP hipotezinin geçerliliğini, Erlat (2003) çalışmasında olduğu gibi, reel döviz kurundaki yapısal kırılma olasılığını dikkate alan alternatif ADF-temelli birim-kök test tekniklerini istihdam ederek sınamıştır. Türkiye ekonomisi için gerçekleştirilen çalışmada, yapısal kırılmalı testlere geçmeden önce NP birim-kök testleri uygulanmış ve TL-USD arasındaki reel kurun düzeyde-durağanlığına dair hiçbir kanıt elde edilememiştir. Reel TL/USD kuru, sabitli ve trendsiz model spesifikasyonu üzerinden, sabitte çok-kırılma (tek-kırılma) için birim-kök testine tabi tutulduğunda, bu değişkenin $I(0)$ olduğu ($I(0)$ olmadığı) görülmüştür. Diğer yandan, sabitli ve trendli model yapısı için, sadece sabitte (sabit ve trend bileşenlerinin her ikisinde de) çoklu-kırılmaya izin verilmesi halinde reel kurun durağan olmadığı (durağan olduğu) tespit edilmiştir. Dolayısıyla, Şener vd.'nin çalışmasında, sınırlı-PPP hipotezi lehine, nispeten kısıtlı bir destek sunulmuştur.

Güncel ekonometrik PPP literatürüne bakıldığında, ilgili zaman-serisinin gerçek veri üretme sürecinde potansiyel yapısal kırılmaları ve aynı zamanda (açık veya zımni olarak) non-lineer ilişkileri dikkate alan yeni bir yaklaşımdan yararlandığı görülebilir. Becker, Enders ve Lee (2006) ve Enders ve Lee (2012a, 2012b) gibi çalışmaları takip eden bu güncel literatür, değişkenlerin zaman-serisi özelliklerini, genellikle Fourier-fonksiyonunun ilave edildiği modelleri kullanarak analiz etmektedir. Su, Tsangyao ve Chang'ın (2011) çalışması, bu yaklaşımı benimseyen ilk çalışmalar arasında sayılabilir. Yazarlar, bu çalışmada, 15 adet gelişmekte olan Latin Amerika ülkesinin bireysel karşılıklı reel döviz kurlarının durağan olup olmadığını, yukarıda tanıtılan bazı çalışmalarda olduğu gibi, hem modern hem de geleneksel test teknikleriyle incelemiştir. ADF, PP ve KPSS testlerinden elde edilen bulgular, birkaç istisnai durum hariç, tüm ülkeler için, reel kur serisinin $I(1)$ olduğuna işaret etmiştir. Çalışmada ayrıca ilgili seride eğrisel uyarlanmayı dikkate alan Kapetanios, Shin ve Snell'in (2003) birim-kök testi de uygulanmış; raporlanan bulgulara göre, 15 ülkeden 13'ünde bireysel reel kur serilerinin $I(0)$ olmadığı görülmüştür. Becker vd.'nin (2006) Fourier-KPSS testini de istihdam eden Su vd. (2011), bunun sonucunda, analiz ettikleri ülkelerin 10'unda reel kur serisinin $I(0)$ olmadığını ortaya koymuştur.¹¹ Genel olarak bakılırsa, bu çalışma, PPP hipotezi lehine çok zayıf bir destek sunabilmiştir.

Su, Chang ve Zhu (2012), PPP hipotezini, 20 adet gelişmekte olan Afrika ülkesi bağlamında, Su vd. (2011) çalışmasındaki gibi, bireysel karşılıklı reel kur değişkenleri için, geleneksel ve Fourier-temelli teknikler ile test etmiştir. Su vd. (2012) çalışmasında da öncelikle ADF, PP ve KPSS testlerinden faydalanılmıştır. Buna göre, 20 ülkeden 18'inde reel döviz kurunun $I(1)$ olduğu, 2'sinde ise $I(0)$ olduğu tespit edilmiştir. Fourier-temelli test tekniği olarak esasen Enders ve Lee'nin (2012b) LM tekniğini takip ettiği anlaşılan Su vd. (2012), bu testlere göre, analiz edilen 20 ülkeden 19'unda reel kurun $I(0)$ olduğunu bulmuştur. Diğer yandan, Chang, Liu ve Su (2012), PPP hipotezinin

¹¹ Su vd.'nin (2011, s. 843) raporladığı tekli-frekans sayıları ile test istatistikleri ve Becker vd.'nin (2006) ilgili kritik değerlerine göre, durağanlık boş hipotezinin (yani, PPP ilişkisinin geçerliliğinin) incelenen 15 ülkeden 5'inde reddedilemediği anlaşılmaktadır. Oysa, Su vd. (2011, ss. 843-844), bu sayının 4 olduğunu belirtmiştir. İlgili çalışmada raporlanan tekli-frekans sayılarında bir yanlışlık yoksa, bu sayının, 4 değil, 5 olması gerektiği söylenebilir.

geçerliliğini, Su vd. (2012) çalışmasındakiyle aynı değişken ve teknikleri kullanarak, 6 adet Merkezi & Doğu Avrupa ülkesi ve Rusya için test etmiştir. Geleneksel testlerin bulguları, istisnai olarak Çek Cumhuriyeti için KPSS testi hariç, her durumda reel döviz kuru serisinin I(1) olduğunu göstermiştir. Oysa, Fourier-LM test sonuçları, reel kur değişkeninin, çalışılan 7 ülkeden her birinde I(0) olduğunu ortaya koymuştur. Reel döviz kurunun durağanlığını Fourier-temelli bir teknik ile test eden diğer bir çalışma, Köktürk ve Ural'a (2019) aittir. Fourier-fonksiyonlu alternatifler arasında Fourier-KPSS tekniğini Türkiye ekonomisi için kullanan Köktürk ve Ural'ın raporladığı bulgular, durağanlık boş hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedilemediğini ve fakat %5 anlamlılık düzeyinde reddedilebildiğini (dolayısıyla PPP lehine zayıf bir kanıt ulaşıldığını) göstermektedir. Geleneksel ADF tekniğinin de kullanıldığı bu son çalışmada, yapılan alternatif testler sonucunda, reel döviz kurunun I(0) olmadığı saptanmıştır.

She, Zakaria, Khan ve Wen (2021), Pakistan ekonomisi bağlamında, 21 adet karşılıklı reel döviz kuru serisinin I(0) olup olmadığını geleneksel ve modern tekniklerle test etmiştir. Geleneksel test yaklaşımları arasında ADF bulguları 21 reel kur serisinden 4'ünün, KPSS bulguları ise 6'sının düzeyde-durağan olduğunu göstermiştir. Diğer yandan, trigonometrik terimlerin katsayılarının ve ilgili test istatistiklerinin anlamlılıkları birlikte dikkate alındığında, Fourier-ADF test bulguları 21 reel kur serisinden 3'ünün, Fourier-KPSS test bulguları ise 10'unun düzeyde-durağan olduğunu ortaya koymuştur.¹² Dolayısıyla, bu çalışmadan, KPSS-temelli testlerin, ADF-temelli testlere kıyasla, PPP hipotezi lehine bir miktar daha fazla kanıt sunduğu anlaşılmıştır. She vd.'nin çalışmasında raporlanan birim-kök ve durağanlık test bulguları, yukarıda tanıtılan Şener vd. (2015), Su vd. (2012) ve Chang vd. (2012) çalışmalarında olduğu gibi, geleneksel ve modern test tekniklerinin birbirleriyle çelişen sonuçlar üretebildiğini bir kez daha göstermiştir.

Literatürde, modern teknikler kullanarak, PPP hipotezinin geçerliliğini güçlü (dirençli) bir şekilde destekleyen veya reddeden çalışmalara da rastlanabilmektedir. Modern birim-kök test teknikleri vasıtasıyla, birbirleriyle tutarlı bir biçimde PPP lehine kanıtlar sunan bir çalışma, Aydın (2019) tarafından icra edilmiştir. Türkiye ekonomisi için analizler yapan Aydın, PPP hipotezinin testinde sadece Fourier-temelli tekniklerden faydalanmıştır. Çalışmada, öncelikle, incelenen reel döviz kuru değişkeninin lineer bir yapıda olup olmadığı sınanmış ve neticede lineer olmadığı tespit edilmiştir. Bunun ardından, bahsedilen değişken için, hem sabitli, hem de sabitli ve trendli modeller üzerinden, 2'şer adet Fourier-temelli birim-kök testi yapılmıştır. Bu alternatif testler, esas olarak, Enders ve Lee'nin (2012a) yapısal kırılmalı ADF test yaklaşımı ile Kapetanios vd.'nin (2003) non-lineer birim-kök test yaklaşımının 2 farklı yöntemle birleştirilmesi olarak görülebilir. Söz konusu testlerden elde edilen bulgular, mutabakat içinde, PPP hipotezi lehine kanıtlar sunmuştur. Öte yandan, yine Türkiye ekonomisi için Yücesan (2021) tarafından gerçekleştirilen bir çalışmada raporlanan bulgulara göre, PPP hipotezinin geçerliliği, kullanılan tüm farklı modern teknikler tarafından reddedilmiştir. Bu son çalışmada, PPP hipotezi, hem karşılıklı reel döviz kuru hem de reel efektif döviz kuru değişkeni yardımıyla analiz edilmiştir. Yücesan tarafından raporlanan Fourier-fonksiyonlu KPSS (Becker vd., 2006), GLS (Rodrigues & Taylor, 2012) ve ADF (Enders & Lee, 2012a) test sonuçlarına göre, gerek sabitli gerekse sabitli ve trendli modeller için, her 2 reel kur değişkeninin de düzeyde-durağan bulunmadığı söylenebilir. Yücesan, çalışmasında, tekli- veya

¹² She vd. (2021) çalışmasında ADF ve Fourier-KPSS testleri için raporlanan test istatistikleri ve ilgili kritik değerler dikkate alındığında ulaşılan durağan reel kur değişkeni sayıları, ilgili çalışmanın metninde belirtilen sayılardan farklıdır. Burada durağan olduğu ifade edilen reel kur sayıları, She vd.'nin raporladığı somut istatistiklere ve ilgili kritik değerlere dayanmaktadır. Öte yandan, She vd.'nin çalışmasında yapısal kırılmalı ADF birim-kök testine dair sonuçlar da raporlanmış, fakat bu testin muhteviyatı hakkında yeterli bilgi verilmemiştir. Çalışmada, ayrıca, nominal döviz kurunun bağımlı, nispi fiyatın açıklayıcı değişken olduğu regresyon modelleri de tahmin edilmiş ve 21 ülkeden 9'unda PPP'yi destekleyici bulgulara ulaşılmıştır.

çoklu-kırılmayı dikkate alan bazı birim-kök testlerini de istihdam etmiştir. Bu testler için raporlanan bulgulardan anlaşılmaktadır ki, salt yapısal kırılmayı dikkate alan testler de ilgili reel kur serilerinin I(0) olmadığına işaret etmektedir.

3.3. Genel Değerlendirme

PPP yaklaşımı üzerine yapılan genel bir ekonometrik literatür incelemesinden edinilen izlenimi birkaç cümleyle özetlemek mümkündür. İlk olarak, gelişmekte olan ülkelerde, Bretton Woods sonrası dönem için, PPP hipotezinin geçerliliğine dair geniş çaplı ve güçlü bir eğilimin (henüz) ortaya çıkmadığı kolayca anlaşılabilmektedir. Hatta, geleneksel yöntemler ve nispeten kısa-dönemli veriler kullanıldığında, PPP aleyhine elde edilen bulguların daha ağırlıklı olduğu görülebilir. İkinci olarak, zaman içerisinde yeni ekonometrik tekniklerin gelişmesi ve yeni verilerin oluşması, birçok araştırmacıyı, bu güncel teknik ve verilerle PPP hipotezini yeniden ele almaya sevk etmiştir. Bu bağlamda, yukarıda ve Tablo Ek-1’de özetle tanıtılan çalışmaların bulguları genel olarak göstermiştir ki, modern test teknikleri, geleneksel tekniklere kıyasla, PPP ilişkisinin geçerliliği konusunda, nispeten daha fazla kanıt sunmaktadır. Fakat, PPP’yi destekleyici bu kanıtların dahi yeterince ikna edici olmadığı ifade edilebilir. Kısaca, her ne kadar güçlü bir teorik altyapıya sahip olsa da, PPP yaklaşımının ekonometrik açıdan desteklenmesi veya reddedilmesi, araştırmaya-özgü koşullara yakından bağlı gibi gözükmektedir. Uygulamalı literatürde zamanla ortaya çıkan karma sonuçlar ve bu sonuçların kullanılan tekniğe genellikle duyarlı olması, mevcut çalışmada yapılan ekonometrik analizlerin temel motivasyonlarını oluşturmaktadır.

4. Ekonometrik Yöntem ve Model

İlgili literatür incelendiğinde, PPP hipotezinin, zaman-serisi veya panel-veri metodolojileri kullanılarak, genellikle eşbütünleşme testleri veya birim-kök/durağanlık testleri yardımıyla sınındığı görülebilir. Bu çalışmada, PPP hipotezine zaman-serisi ekonometrisi perspektifinden bakılacak ve bu hipotez, Türkiye ekonomisi için, öncelikle bir grup birim-kök ve durağanlık test teknikleri kullanılarak test edilecektir. Çalışmada, ayrıca, eşbütünleşme yönteminden de sınırlı bir ölçüde yararlanılacaktır. PPP yaklaşımının ekonometrik olarak test edilmesinde, reel döviz kurunun birim-kök/durağanlık analiziyle, nominal kur ve ilgili (nispi) fiyatlar arasındaki eşbütünleşme analizinin birbirleriyle yakından bağlantılı olduğu söylenebilir. Söz konusu bağlantıyı görebilmek için, bu bölümde öncelikle eşbütünleşme yaklaşımı üzerinde kısaca durulacaktır.

Eşbütünleşme testleri yoluyla “mutlak PPP analizi”, genellikle, aşağıdaki 2 modelden herhangi birinin hata terimi tahmininin durağan olup olmadığının sınanması yoluyla gerçekleştirilir. Eğer ilgilenilen modelin hata terimi tahmini (yani, kalıntı terimi) durağan bulunur ise, eğim parametresinin veya parametrelerinin değerleri üzerine konulan (ve aşağıda bahsedilen) kısıtlar test edilir. Eşbütünleşme ilişkisini sınamak için mevcut PPP literatüründe yaygın olarak kullanılan (ve esasen Eşitlik (2)’den türetilen) uzun-dönem stokastik zaman-serisi modelleri, şöyle ifade edilebilir (Cheung & Lai, 1993, 1998; Corbae & Ouliaris, 1988; Taylor & McMahon, 1988; Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Sarno & Taylor, 2003):

$$\ln(NER)_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(P_d)_t - \alpha_3 \ln(P_f)_t + e_t \quad (5)$$

$$\ln(NER)_t = \beta_1 + \beta_2 \ln\left(\frac{P_d}{P_f}\right)_t + e_t \quad (6)$$

Eşitlik (5)'teki α_1 ve Eşitlik (6)'daki β_1 sabit terimi, e_t ise hata terimini temsil eder. Bu eşitliklerde bulunan orijinal değişkenlerin tanımlamaları, Eşitlik (1)'de olduğu gibidir. Literatürdeki genel eğilimi takiben, orijinal değişkenler, hem Eşitlik (5)'te hem de Eşitlik (6)'da, doğal-logaritmaları alınarak modellere katılmıştır. Eğer Eşitlik (5) kapsamında $\alpha_2=\alpha_3$ biçimindeki boş hipotez reddedilemez ise “simetri koşulu” sağlanmış demektir. Yine aynı eşitlikte, $\alpha_2=\alpha_3=1$ boş hipotezi reddedilemez ise, “simetri koşulu” ile birlikte, “oransallık koşulu” da sağlanmış demektir. Öte yandan, Eşitlik (6), simetri koşulunun mevcut olduğu varsayımı altında, oransallık koşulunun test edilmesine imkân verir. Buna göre, $\beta_2=1$ biçimindeki boş hipotez reddedilemezse “oransallık koşulu”nun karşılandığı sonucuna varılabilir (Cheung & Lai, 1993; Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Sarno & Taylor, 2003).

Gerek (5) numaralı, gerekse (6) numaralı eşitlik için, tahmin edilen hata terimi düzey-değerinde durağan, yani I(0) olarak bulunmuş ise ve ilgili boş hipotez(ler) de reddedilemez ise, mutlak PPP hipotezinin güçlü veya katı formda geçerli olduğu söylenebilir. Eğer söz konusu kalıntı terimi I(0) bulunmuş ve fakat ($\alpha_2>0$, $\alpha_3>0$ ve $\beta_2>0$ iken) ilgili boş hipotez(ler) reddedilir ise, PPP hipotezinin zayıf formda geçerli olduğu savunulabilir (Culver & Papell, 1999; Froot & Rogoff, 1995; Zhou, 1997; Kohli, 2002; Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2009). (5) veya (6) numaralı eşitliklerde ilgili değişkenlerin doğrusal bir birleşimi olan hata teriminin tahminleri eğer birinci veya daha yüksek mertebeden durağan bulunursa, PPP hipotezinin zayıf formda dahi geçerli olmadığı sonucuna varılır (Taylor, 1988, 2006; Froot & Rogoff, 1995; Sarno & Taylor, 2003). Burada ima edilen eşbütünleşme testleri, esasen Engle ve Granger (1987) veya Johansen (1988, 1991) türündeki testlerdir. Bu testlerin sonuçlarının (mutlak PPP yaklaşımı bağlamında) güvenilir olması için, ilgili modellerdeki bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerin birinci-farklarında durağan, yani I(1) olmaları gerekmektedir (Froot & Rogoff, 1995; Hondroyannis & Papapetrou, 1997; Sarno & Taylor, 2003).

Mutlak PPP hipotezi, reel döviz kuru serisinin düzeyde-durağan olup olmadığı incelenerek de test edilebilir. Nominal döviz kuru ve (nispi) fiyatlar arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test etmek yerine, reel döviz kuru için bir birim-kök veya durağanlık testi yapmak, her şeyden önce, eşbütünleşme testinin belirli şartlarda yol açtığı “küçük-örneklem sapması (small-sample bias)” sorununun azaltılmasına yardımcı olabilir (Froot & Rogoff, 1995). Birim-kök veya durağanlık test yaklaşımı, ayrıca, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda geçerli olup olmadığını belirlemeyi kolaylaştırır (Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Sarno & Taylor, 2003). Bunlarla birlikte, eşbütünleşme ve birim-kök/durağanlık testleri, bu konuda, birbirlerini tamamlayıcı analizler olarak kullanılabilir. Eğer reel döviz kuru kısa-vadedeki şokların etkisini absorbe edip zaman içerisinde (PPP'nin işaret ettiği seviye olsun veya olmasın) kendi (sabit) ortalama değerine dönme eğilimi sergiliyorsa, yani PPP kurundan sapmalar zamanla yok oluyorsa, mutlak PPP hipotezi (güçlü formda) destek bulmuş olur (Taylor & Taylor, 2004; Taylor, 2006; Corbae & Ouliaris, 1988; Hegwood & Papell, 1998).

PPP yaklaşımı bağlamında birim-kök veya durağanlık testini gerçekleştirebilmek için, öncelikle Eşitlik (1)'deki çarpımsal (multiplicative) reel döviz kuru formülasyonu, aşağıda gösterildiği gibi log-lineer veya toplamsal (additive) forma dönüştürülür (Oh, 1996; Taylor & McMahon, 1988; Erlat, 2003; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006):

$$\ln(RED)_t = \ln\left(\frac{(NER)(P_f)}{(P_d)}\right)_t = \ln(NER)_t - \ln(P_d)_t + \ln(P_f)_t \quad (7)$$

Eşitlik (7)'deki (doğal-logaritmaları alınmış) değişkenler, yine Eşitlik (1)'de ifade edilen manalara sahiptir. (7) numaralı matematiksel eşitliğin kısıtsız ekonometrik versiyonuna şöyle ulaşılabilir: İlk olarak, (7)'nin sağ tarafında logaritmik fiyat değişkenlerinin parametreleri üzerine konulan kısıtlamalar kaldırılır; ikincisi, mutlak PPP uyarınca logaritmik reel döviz kurunun "0" değerine eşit olma kısıtlaması kaldırılır; üçüncüsü, modele rassal (stokastik) hata terimi eklenir. Böyle bir modelin zaman-serisi gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\ln(RED)_t = y_t = \ln(NER)_t - \omega_2 \ln(P_d)_t + \omega_3 \ln(P_f)_t = \omega_1 + e_t \quad (8)$$

Bu eşitlik, reel döviz kurunun doğal-logaritmasının, herhangi bir ortalama (sabit) değer etrafında, rassal olarak dalgalanmasına olanak sunar. Eşitlik (7) ve (8) birlikte değerlendirildiğinde, $\ln(RED)_t = y_t$ değişkeninin zaman-serisi özelliğinin veya bütünleşme derecesinin test edilmesi demek, otomatik olarak, $\omega_2 = \omega_3 = 1$ olduğunun, yani simetri ve oransallık koşullarının birlikte karşılandığının varsayılması demektir. Diğer yandan, Eşitlik (5) ve (8)'in ilgili parametreleri arasındaki ilişkileri de şöylece ifade etmek mümkündür: $\alpha_1 = \omega_1$, $\alpha_2 = \omega_2$, $\alpha_3 = \omega_3$. Ayrıca, eğer $\beta_1 = \omega_1$, $\beta_2 = \omega_2 = \omega_3$ olarak alınırsa, Eşitlik (6) ve (8) arasında da bir benzerlik olduğu görülebilir.

Eşitlik (5), (6) ve (8)'de sabit terimin bulunma nedenleri arasında, dış ticaret üzerindeki çeşitli engellerin ilgili ülkelerin ortalama fiyat seviyelerini birbirlerinden farklılaştırması ve fiyat seviyesinin temsilinde genellikle farklı şekillerde normalize edilen fiyat endekslerinin kullanılması sayılabilir (Krichene, 1998; Abuaf & Jorion, 1990; Taylor, 2006). Diğer yandan söz konusu modellere hata terimi (e_t) ilave edildiğinde, nominal veya reel döviz kurunun, PPP'nin işaret ettiği denge kurdan geçici olarak farklılaşmasına (yani, kısa-dönemli şoklara) izin verilmiş olmaktadır (Katseli-Papaefstratiou, 1979; Cheung & Lai, 1993; Taylor & McMahon, 1988; Corbae & Ouliaris, 1988; Abuaf & Jorion, 1990).

Eşitlik (8)'deki $\ln(RED)_t = y_t$ değişkeninin birim-kök testi, süreçte deterministik trend teriminin varlığına da izin verildikten sonra, aşağıdaki ADF (Augmented Dickey-Fuller) modeli dikkate alınarak gerçekleştirilebilir (Dickey & Fuller, 1979, 1981; Said & Dickey, 1984; Froot & Rogoff, 1995; Cheung & Lai, 2001; Sarno & Taylor, 2003; Taylor, 2006; Gujarati & Porter, 2009):

$$\Delta y_t = \alpha + \mu t + (\beta - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9)$$

Dickey ve Fuller (1979, 1981), Eşitlik (9)'dakine benzer oto-regresif modeller yoluyla birim-kök testinin uygulanma prosedürünü geliştiren ilk araştırmacılar arasında yer alır. Eşitlik (9)'daki regresand ($\Delta \ln(RED)_t = \Delta y_t$), Eşitlik (1) yoluyla hesaplanan reel döviz kurunun doğal-logaritmasının birinci-farkını temsil ederken, α sabit terimi, t lineer zaman trendini, e_t ise pür-rassal (purely-random) veya beyaz-gürültü (white-noise) hata terimini yansıtmaktadır. Eşitlik (9)'a gecikmeli bağımlı değişkenlerin eklenme nedeni, bu değişkenlerin modelde bulunmaması halinde hata teriminde muhtemelen ortaya çıkacak olan bir oto-korelasyon sorununu elimine etmektir. Bu eşitliğe kaç adet gecikmeli terim ekleneceğine, maksimum gecikme uzunluğu belirlendikten sonra, "Akaike bilgi

kriteri”, “Schwarz bilgi kriteri” veya “genelden-özele yaklaşımıyla eklenen son terimin katsayısının t -testi kriteri” gibi çeşitli kriterlere göre karar verilebilir. Şayet, seçilen kritere göre bağımlı değişkenin herhangi bir gecikmeli değerinin modelde bulunmamasına karar verirse, genişletilmiş DF testi, sıradan DF (Dickey-Fuller) testine dönüşür (Dickey & Fuller, 1981; Said & Dickey, 1984; Ng & Perron, 1995; MacKinnon, 1996; Gujarati & Porter, 2009). Phillips ve Perron (1988), ADF-temelli alternatif bir test prosedürünü, yani PP test tekniğini geliştirmiştir. Bu alternatif testte, Eşitlik (9) kapsamında, $\lambda_i=0$ ($i=1,2,\dots,p$) olduğu varsayımı altında, hata terimindeki muhtemel bir oto-korelasyon sorunu, y_{t-1} değişkeninin katsayısı için elde edilen test istatistiği non-parametrik bir düzeltmeye tabi tutularak elimine edilebilmektedir (Phillips & Perron, 1988; MacKinnon, 1996; Gujarati & Porter, 2009).

Trend değişkeninin –örneğin Eşitlik (9)’da olduğu gibi– ilgili test modeline katılması, genel bir deyişle, standart (“Casselian”) PPP yaklaşımıyla uyumlu görülmemektedir (Culver & Papell, 1999; Cheung & Lai, 2001; Papell & Prodan, 2006). Bununla birlikte, trend değişkeninin modeldeki varlığı, olası bir Balassa-Samuelson etkisinin (yani, faktör verimliliğinde ülkeler-arasında zamanla meydana gelebilen farklılıkların yol açtığı etkinin) dikkate alınmasını sağlayabilir (Froot & Rogoff, 1995; Cheung & Lai, 2001; Taylor & Taylor, 2004; Papell & Prodan, 2006).¹³ Eğer Eşitlik (9)’daki trend teriminin katsayısı için $\mu=0$ olduğu kabul edilirse, bu eşitlik sadece sabit terimli bir ADF modeline dönüşür. Trend teriminin varlığı veya yokluğundan bağımsız bir biçimde, Eşitlik (9) kullanılarak yapılabilecek bir ADF (veya PP) birim-kök testi, sırasıyla şu boş ve alternatif hipotezleri ihtiva eder: $H_0: (\beta-1)=\rho=0$ ve $H_a: \rho<0$. Eğer söz konusu boş hipotez, alternatif hipotez lehine reddedilir ise, ilgili serinin düzeyde-durağan (yani, $y_t \sim I(0)$) olduğu sonucuna varılabilir. Bu da, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda destek bulduğu manasına gelir (Froot & Rogoff, 1995; Kohli, 2002; Taylor, 2006).

Eşitlik (8)’deki $\ln(RER)_t = y_t$ değişkeni için, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS-türü bir durağanlık testi ise, yine deterministik trend değişkeninin varlığına da izin verilerek, aşağıdaki model aracılığıyla gerçekleştirilebilir (Kwiatkowski vd., 1992; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a; Lee, Huang, & Shin, 1997; Bahmani-Oskooee, 1998):

$$y_t = \delta t + r_t + e_t \quad (10)$$

Bu son eşitlikte, e_t beyaz-gürültü hata terimini temsil ederken, r_t ise $r_t = r_{t-1} + u_t$ biçimindeki bir rassal yürüyüş sürecini yansıtır. Burada u_t , 0 ortalamaya ve σ_u^2 sabit varyansına sahip, bağımsız ve özdeş dağılımlı bir hata terimini gösterir. KPSS testinin boş hipotezi $H_0: \sigma_u^2=0$ biçiminde, alternatif hipotezi ise $H_a: \sigma_u^2>0$ biçimindedir. Eğer bu boş hipotez, $\delta \neq 0$ olduğu varsayımı altında reddedilemez ise y_t serisinin trend-etrafında-durağan olduğu; $\delta=0$ olduğu varsayımı altında reddedilemez ise y_t serisinin ortalama-etrafında-durağan olduğu sonucuna varılabilir. Trend teriminin dışarıda bırakıldığı model için, y_t serisinin bir sabit terim ($r_0=\alpha$) ile hata terimi (e_t) üzerine regrese edildiğini düşünelim: $y_t=\alpha+e_t$. İşte bu modelin tahmininden elde edilecek kalıntı terimi değerleri (\hat{e}_t), Kwiatkowski vd.’nin (1992, s. 165) geliştirdiği $\hat{\eta}_\mu$ formülasyonu çerçevesinde kullanılarak, düzeyde-durağanlığın sınanması için KPSS-test istatistiğine ulaşılabilir (Kwiatkowski vd., 1992; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a; Lee vd., 1997). Hipotez testi sonucunda yukarıda sözü edilen boş hipotez reddedilemez ise, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda destek bulduğu kararına varmak mümkün olur.

¹³ PPP hipotezinin geçerliliğinin analiz edildiği ekonometrik literatüre bakıldığında, çalışmaların büyük bir kısmının, ilgili testleri sadece sabit terimin dikkate alındığı (yani, trend değişkeninin yer almadığı) modeller üzerinden gerçekleştirdiği görülebilir. Bu çalışmada da, istisnai iki durum haricinde reel kur için tüm birim-kök ve durağanlık testleri ve ayrıca ilgili uzun-dönem modelleri için tüm eşbütünlüşme testleri, trend değişkeninin bulunmadığı (sabit terimli) modeller kullanılarak icra edilecektir.

Bir zaman-serisinin durağanlığı veya bütünleşme derecesi, yukarıda birkaçı özetle tanıtılmaya çalışılan geleneksel tekniklerle analiz edilirken, zımni olarak, ilgili serinin zaman içerisinde kayda-değer bir yapısal değişime uğramadığı varsayımı yapılmaktadır. Oysa, genel bir deyişle, bu varsayım, kalıcı şoklara maruz kalan birçok makro-iktisadi değişken açısından gerçekçi gözükmemektedir. Zaman-serisi ekonometrisi literatüründeki güncel gelişmeler göstermiştir ki, bir serideki potansiyel yapısal kırılmalar dikkate alınmadan gerçekleştirilen birim-kök veya durağanlık testleri, esasında hatalı olan durağan-dışılık hipotezinin reddedilememesine (örneğin, ADF testi kapsamında “Tip II” hataya) yol açabilmektedir. Başka bir deyişle, eğer incelenen değişkenin deterministik terim veya terimlerinde zaman içerisinde anlamlı (kalıcı) bir değişim meydana gelmişse, geleneksel ADF testi düşük-güç (low-power) özelliği taşıyacak, geleneksel KPSS testi ise boyut-çarpıklıklarına (size-distortions) sahne olacaktır (Perron, 1989; Perron & Vogelsang, 1992; Zivot & Andrews, 1992; Lee vd., 1997; Hegwood & Papell, 1998; Busetti & Taylor, 2003; Papell & Prodan, 2006). Bu gibi sorunları belirli bir ölçüde aşabilmek için, literatürde, öncelikle, rejim değişimlerini tekli-kırılma çerçevesinde dikkate alan bazı teknikler geliştirilmiştir (örneğin, Perron, 1989; Perron & Vogelsang, 1992; Zivot & Andrews, 1992; Perron, 1997; Kurozumi, 2002). Bilinmektedir ki, standart PPP yaklaşımında reel döviz kurunun durağanlığı, bu serinin uzun-dönemde kendi “sabit” ortalama değerine dönme eğilimine sahip olması demektir. Dolayısıyla, yapısal kırılma ihtimali reel döviz kuru değişkeni için tanıtılırsa, artık bu serinin “değişen” bir ortalamaya dönmesi mümkün hale gelir. Bu durum, literatürde, standart-PPP koşulundan farklılığı belirtmek için, “yakın-PPP (quasi-PPP) koşulu” veya “sınırlı-PPP (qualified-PPP) koşulu” olarak tanımlanabilmektedir (Hegwood & Papell, 1998; Erlat, 2003; Papell & Prodan, 2006; Şener vd., 2015).

Öte yandan, belirtmek mümkündür ki, bir serideki muhtemel yapısal kırılmayı dikkate almak kadar, bu kırılmanın sayısı veya modellenme biçimi de, ilgilenilen serinin durağan olup olmadığı hakkında varılacak kararı etkileyebilecektir. Literatürde, son yıllarda, bir seride 1’den fazla (sınırlı sayıda) potansiyel yapısal kırılmayı dikkate alan testler (örneğin, Lumsdaine & Papell, 1997; Clemente, Montañés, & Reyes, 1998; Ohara, 1999; Kapetanios, 2005; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2007; Narayan & Popp, 2010) kadar, potansiyel yapısal kırılmaları farklı bir formatta dikkate alan testler (örneğin, Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a, 2012b) de geliştirilmiştir. Bir değişkenin birim-köklü olup olmadığı veya durağanlığı incelenirken çok sayıda yapısal kırılmanın dikkate alınması, özellikle tahmin edilecek parametre sayısındaki artıştan ve/veya bazen yapısal kırılma sayısının yanlış tespit edilmesinden dolayı, boş hipotezin geçerliliği hakkında varılacak kararı hatalı bir yönde etkileyebilir. Genel olarak, çoklu-yapısal kırılmalı birim-kök veya durağanlık testlerinde olduğu gibi, tekli-yapısal kırılmalı testlerde de, serinin trendindeki potansiyel değişimler hatalı bir biçimde (örneğin, kademeli (gradual) olması gerekirken, keskin (sharp) bir biçimde) modellendiğinde, yine yanıltıcı sonuçlara ulaşılabilir (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a).

Bir değişkendeki olası çoklu- veya tekli-yapısal kırılmaların geleneksel (kukla değişkenli) yöntemlerle kontrol altına alınması sonucunda ortaya çıkabilecek problemleri aşabilmenin yollarından birisi, Fourier-fonksiyonu ile genişletilmiş birim-kök veya durağanlık testlerine başvurmak olarak görülebilir. Nitekim, Fourier-fonksiyonlu testler, ilgili seride analiz edilen dönem boyunca meydana gelmiş olabilen yapısal kırılma veya kırılmaların formatı (biçimi), sayısı ve süresi hakkında herhangi bir ön bilgi gerektirmeden, serilerin bütünleşme derecelerini belirlemeye olanak vermektedir. Ayrıca, bu testler, potansiyel yapısal kırılmalarla birlikte, serilerdeki muhtemel non-linear bileşenleri de belirli ölçülerde dikkate alabilmektedir (Becker vd., 2006; Enders & Lee,

2012a, 2012b; Chang vd., 2012; She vd., 2021). Bu, kısıtlı da olsa, kayda-değer bir avantajdır. Çünkü, test edilen seriler zaman içerisinde belirgin bir non-lineer (eğrisel) gelişim sergilediğinde, bu potansiyeli dikkate alan güçlü (powerful) testler, diğer testlere göre, daha güvenilir sonuçlar üretebilir (Chortareas, Kapetanios, & Shin, 2002; Sarno & Taylor, 2003; Su vd., 2011; Chang vd., 2012; Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a). Fourier-temelli testlerin avantaj sağlayabilecek yönlerinden bir diğeri ise, bunların, ilgili değişkendeki “uzun-dönüşleri (long-swings)” veya “U-biçimli ve yumuşak (smooth) kırılmaları” etkin bir biçimde modelleyebilme özelliğine sahip olmalarıdır (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012b). Fourier-fonksiyonlu testlerde bu özelliğin mevcut olması, literatürde “yarı-ömür” süresi genellikle beklenenden uzun bulunan reel döviz kuru serisinin durağanlık analizi açısından oldukça önemlidir.

Genel bir ifadeyle, Fourier-temelli teknikler, geleneksel birim-kök veya durağanlık testlerinin gerçekleştirildiği modellerin, belirli bir (tekli veya çoklu) frekans değerine sahip Fourier-fonksiyonuyla genişletilmesine dayalıdır. Bu yaklaşımı kısaca özetlemek için, öncelikle ilgili DF veya KPSS modelindeki sabit terimin, aşağıdaki gibi zamana-bağlı ve deterministik bir basit Fourier-fonksiyonu ile ikame edildiğini ve böylece ilgili modelin genişletildiğini düşünelim (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a, 2012b):

$$\alpha(t) = \theta_1 + \theta_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \theta_3 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (11)$$

Eşitlik (11)’de bulunan k tekli-frekans sayısını, t zaman trendini, T ise veri-setindeki gözlem sayısını ifade eder. Anlatım/uygulama basitliği ve pratiklik açısından, Eşitlik (11)’de, çoklu-frekanslar yerine, tekli-frekans değeri dikkate alınmıştır. Kırılma ve (sınırlı) eğriselliğin tekli-frekans ile (yaklaşık olarak) temsil edilmesi, belirli şartlarda yeterli olabilmektedir. Bu prosedürde, söz konusu tekli-frekans değeri, belirli bir maksimum tekli-frekans sayısı üzerinden, birim-kök veya durağanlık testi uygulanan (ve yukarıdaki Fourier-fonksiyonu ile genişletilmiş olan) modelin kalıntı kareleri toplamını (RSS) minimize eden değere tekabül etmelidir. Gerekli test istatistiği, alternatifler arasından minimum RSS değerini veren optimal modelin bulguları kullanılarak elde edilir ve sonra bu değer, ilgili kritik değerle karşılaştırılır. Bunun sonucunda serinin durağan olup olmadığı hakkında bir karara varılabilir. Öte yandan, birim-kök veya durağanlık testi uygulanan değişkenin deterministik bileşeninde eğriselliğin mevcut olup olmadığı tespit edilmek istendiğinde, yine optimal frekansın yer aldığı nihai model tahminleri kullanılır. Bu çerçevede, Eşitlik (11)’deki trigonometrik terimlerin katsayılarının birlikte 0’a eşitliği hipotezi ($H_0: \theta_2=\theta_3=0$), söz konusu nihai model tahminleri üzerinden, F-testine tabi tutulabilir. Eğer ilgili boş hipotez reddedilirse, analiz edilen seride eğrisel bir trendin mevcut olduğuna karar vermek mümkündür. Böyle bir durumda, istihdam edilen Fourier-temelli test tekniğinin, bunun mukabili olan geleneksel test tekniğine tercih edilmesi gerektiği söylenebilir (Becker vd., 2006; Enders & Lee, 2012a).

Fourier-genişletmeli ADF testinin detaylı uygulanma prosedürü ile gerekli kritik değerler Enders ve Lee (2012a) çalışmasında, Fourier-genişletmeli KPSS testinin detaylı uygulanma prosedürü ile gerekli kritik değerler ise Becker vd. (2006) çalışmasında sunulmaktadır. Not etmek gerekir ki, hem Enders ve Lee’nin (2012a), hem de Becker vd.’nin (2006) Fourier-genişletmeli testlerinde, yukarıda bahsedilen frekanslar “tamsayı” cinsinden alınmaktadır. Öte yandan, Omay (2015), tamsayı frekanslar için geliştirilmiş Fourier-ADF (F-ADF) testini, (belirli bir aralıktaki) kesirli frekanslar (fractional frequencies) için genişletmiştir. Omay (2015), F-ADF tekniği yerine

Fractional-Fourier-ADF (FF-ADF) tekniği kullanıldığında, ilgili serideki eğrisel trendin daha iyi modellenme olanağına kavuşabileceğini ima etmiştir.

Burada, yöntem bakımından son olarak bir hususa vurgu yapmak faydalı olabilir. ADF ve ADF-türevi testler, boş hipotezlerinde, ilgili serinin birim-köke sahip olduğunu, yani durağan olmadığını iddia etmektedir. Oysa, KPSS ve KPSS-türevi testler, durağanlık boş hipotezine sahiptir. Fourier-fonksiyonuyla genişletilmiş ADF ve KPSS testleri de bu kapsamdadır. Buna göre, PPP yaklaşımındaki boş hipotezin “PPP kuru geçerlidir” biçiminde olduğu düşünülürse, KPSS ve türevi testlerin, PPP hipotezinin sınanmasına, ADF ve türevi testlere kıyasla, daha uyumlu olduğu iddia edilebilir (Culver & Papell, 1999; Taylor, 2001; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a; Froot & Rogoff, 1995; Becker vd., 2006; Su vd., 2011). Öte yandan, özellikle örneklemin zaman boyutu kısıtlı olduğunda, KPSS-temelli testler, ADF-temelli testlere göre daha avantajlı görülebilmektedir (Culver & Papell, 1999). Tüm bunlarla birlikte, KPSS ve türevi testleri, ADF ve türevi testlerin rakibi olarak değerlendirmek yerine, bunların genellikle birbirlerini tamamlayabileceğini düşünmek daha makul olabilir (Kwiatkowski vd., 1992; Shin, 1994; Kurozumi, 2002; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006a, 2006b, 2007; Becker vd., 2006). Sonuç olarak, bu çalışmada, Türkiye-ABD karşılıklı verileriyle hesaplanan çeşitli reel döviz kuru değişkenlerinin durağanlığı, dirençlilik analizi açısından, hem ADF-temelli hem de KPSS-temelli bir grup test tekniği kullanılarak sınanacaktır. Ayrıca, ADF-temelli ve KPSS-temelli birkaç teknik vasıtasıyla, yardımcı analizler olarak görülen bazı eşbütünleşme testleri de gerçekleştirilecektir.

5. Veri-Seti ve Ekonometrik Bulgular

Bu çalışmadaki temel ekonometrik analizler, 4 alternatif reel döviz kuru serisi kullanılarak tatbik edilecektir. Birim-kök ve durağanlık analizlerine tabi tutulacak olan bu seriler, yukarıda ifade edilen (7) numaralı eşitliğe bağlı kalınarak oluşturulmuştur. Eşitlik (7)’deki nominal döviz kuru değişkenini temsilen, Türk Lirası (TL) ile ABD Doları (USD) arasındaki (doğrudan kotasyonla ifade edilen) dönem-ortalaması ve dönem-sonu nominal döviz kuru değerleri kullanılmıştır. Öte yandan, yurtiçi ortalama fiyat seviyesini temsilen, Türkiye’nin tüketici fiyat endeksi (consumer price index: CPI) ve üretici fiyat endeksi (producer price index: PPI) değerlerinden; bu değişkenin yurtdışı karşılıklarını temsilen de, ABD’nin CPI ve PPI değerlerinden faydalanılmıştır.¹⁴

Karşılıklı reel kur hesaplamaları için kullanılan serilerin tümü IMF’in IFS (2022) veri-tabanından temin edilmiş olup, tüm veriler çeyreklik (3-aylık) frekansa sahiptir. Birim-kök ve durağanlık testleri öncesinde, hesaplanan tüm alternatif reel döviz kuru değişkenlerinin doğal logaritmaları alınmıştır. Bahsedilen 4 farklı reel kur serisine dair özet bilgi ve istatistikler Tablo 1’de raporlanmış, bu serilerin zaman-grafikleri ise Şekil Ek-1 ve Şekil Ek-2’de sunulmuştur. Söz konusu tablodan görülebileceği gibi, CPI (PPI) serileri kullanılarak hesaplanan reel kur değişkenleri, 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1) zaman aralığını içermektedir.¹⁵ Hem Şekil Ek-1’den hem de Şekil Ek-2’den anlaşılabilir gibi, reel TL/USD kuru değişkenleri, U-biçimli uzun-dönüşler sergilemektedir. Bundan dolayı, özellikle Fourier-fonksiyonuyla genişletilmiş testlerin, bu 4 değişkene ilişkin gerçek veri-üretim sürecini etkin bir biçimde yakalaması beklenmektedir.

¹⁴ Bu çalışmada PPP hipotezinin test edilmesinde karşı ülke olarak ABD’nin seçilmesinin birkaç nedeni vardır. Bunlar arasında, USD’nin “temel rezerv ve araç para” rolüne sahip olması, ABD’nin Türkiye’nin başlıca dış ticaret ortakları arasında yer alması ve ABD’nin dünya ekonomisindeki ağırlığı sayılabilir.

¹⁵ Bu çalışmada kullanılan veriler, IFS (2022) veri-tabanından, 2022 yılının Ağustos ayında temin edilmiştir. Söz konusu tarihte CPI ve PPI serilerinin veri-tabanındaki bitiş zaman noktaları birbirleriyle aynı olmadığı için, analizlerde kullanılan zaman aralıkları, ilgili değişkenlere göre farklılaşmıştır.

Tablo 1: Analiz Edilen Reel Döviz Kuru Değişkenlerine Dair Bazı Bilgi ve İstatistikler

Sembol	Hesaplama	Minimum / Maksimum	Ortalama	Standart Sapma	Zaman aralığı	Kaynak
$\ln(\text{rera_cpi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ax} \left[\frac{(CPI_{USA})}{(CPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3327 / 1.3974	0.7437	0.2857	2001Q2-2022Q2	IFS (2022)
$\ln(\text{rere_cpi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ex} \left[\frac{(CPI_{USA})}{(CPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3285 / 1.5519	0.7598	0.3013	2001Q2-2022Q2	IFS (2022)
$\ln(\text{rera_ppi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ax} \left[\frac{(PPI_{USA})}{(PPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3287 / 1.1211	0.6309	0.2080	2001Q2-2020Q1	IFS (2022)
$\ln(\text{rere_ppi})$	$\ln\left((TL/USD)^{ex} \left[\frac{(PPI_{USA})}{(PPI_{TUR})}\right]\right)$	0.3172 / 1.2259	0.6427	0.2191	2001Q2-2020Q1	IFS (2022)

Notlar: “ $(TL/USD)^{ax}$ ” ve “ $(TL/USD)^{ex}$ ” terimleri, sırasıyla, dönem-ortalama ve dönem-sonu itibarıyla ölçümlenen nominal TL/USD döviz kurunu yansıtmaktadır. CPI (PPI) terimi, tüketici (üretici) fiyat endeksini temsil eder. CPI ve PPI göstergeleri için kullanılan baz yılı 2010’ dur. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Bu çalışmada, PPP hipotezini test etmek amacıyla, öncelikle geleneksel ADF, PP ve KPSS test tekniklerinden yararlanılacaktır. Diğer yandan, yapısal kırılmaları dikkate alan ADF-temelli testler arasından 1-kırılmalı Perron ve Vogelsang (1992) ve Zivot ve Andrews (1992) testleri ile 2-kırılmalı Clemente vd. (1998) ve Narayan ve Popp (2010) testleri kullanılacaktır. KPSS-temelli yapısal kırılmalı testler için, Kurozumi (2002) ve Carrion-i-Silvestre ve Sansó (2007) çalışmaları esas alınacaktır. Bu çalışmalardan birincisi ilgilenilen değişkende tek yapısal kırılmaya, ikincisi ise çift yapısal kırılmaya izin vermektedir. Burada bahsedilen yapısal kırılmalı testlerin ortak özelliklerinden birisi, kırılma tarihlerinin model tarafından içsel olarak (endogenously) belirleniyor olmasıdır. Çalışmada, son olarak, Enders ve Lee’nin (2012a) F-ADF testi, Omay’ın (2015) FF-ADF testi ve Becker vd.’nin (2006) F-KPSS testi yardımıyla, ilgili değişkenlerdeki kırılmalar ve (sınırlı) non-lineerlik birlikte kontrol edilebilecektir. Burada bahsedilen geleneksel ADF ve PP testleri ile ADF-temelli diğer testler, boş hipotezlerinde ilgili serinin birim-köke sahip olduğu iddiasını taşımaktadır. Öte yandan, geleneksel KPSS testi ile KPSS-temelli diğer testler ise, durağanlık boş hipotezine sahiptirler. Not edilmelidir ki, ZA (1992) ve NP (2010) birim-kök testlerinde kullanılan oto-regresif modeller sabit terim ile birlikte trend terimini de ihtiva ederken, diğer testlerin tümünde trend terimi dışarıda bırakılmış, yani diğer testler için sadece sabit terimli test modelleri kullanılmıştır. Geleneksel testlerin dışındaki testlerin her birinde, muhtemel yapısal kırılma veya kırılmaların sabit terimde olduğu varsayımı yapılmıştır. Burada bahsedilen birim-kök ve durağanlık testlerinin bulguları, kullanılan kritik değerlerin kaynakları ve ilgili diğer bilgiler, Tablo 2’de raporlanmıştır.

Tablo 2: Reel TL/USD Kuru İçin Birim-Kök ve Durağanlık Testleri

Test tekniği	Boş hipotez	ln(rera_cpi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	ln(rere_cpi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	ln(rera_ppi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	ln(rere_ppi)	Kırılma tarihi / Frekans sayısı	PPP hipotezi	Kullanılan yazılım (Ekstra modül)	Kritik değerler
ADF(c)	A	-0.43(0)	N.A.	-0.83(1)	N.A.	-1.69(0)	N.A.	-1.95(0)	N.A.	Geçersiz	Eviews 12	MacKinnon (1996), Eviews (2020a)
PP(c)	A	-0.43[0]	N.A.	-0.60[2]	N.A.	-1.70[2]	N.A.	-1.84[2]	N.A.	Geçersiz	Eviews 12	MacKinnon (1996), Eviews (2020a)
KPSS(c)	B	0.50[6]**	N.A.	0.52[6]**	N.A.	0.37[6]*	N.A.	0.38[6]*	N.A.	Geçersiz	Eviews 12	KPSS (1992, s. 166, Tablo 1)
1K-ADF(c)	A	-2.75(0)	2016Q3	-2.96(0)	2018Q1	-5.04(2)**	2014Q4	-4.26(2)	2014Q4	Çoğunlukla geçersiz	Eviews 12	PV (1992, s. 307, Tablo 2)
2K-ADF(c)	A	-3.22(0)	2014Q3 2017Q4	-3.43(4)	2014Q3 2017Q4	-5.14(2)	2013Q1 2014Q3	-4.21(4)	2012Q4 2014Q3	Geçersiz	Stata 14 (clemao_io)	CMR (1998, s. 178, Tablo 1)
1K-ADF(t)	A	-3.16(2)	2006Q4	-2.97(2)	2006Q4	-4.23(2)	2015Q1	-4.06(2)	2006Q3	Geçersiz	Stata 14 (zandrews)	ZA (1992, s. 256, Tablo 2)
2K-ADF(t)	A	-4.07(5)*	2006Q2 2009Q4	-4.48(6)**	2006Q2 2010Q1	-5.39(4)***	2006Q2 2014Q3	-6.20(6)***	2006Q4 2014Q3	Geçerli	Gauss 22 (tsplib)	NP (2010, s. 1429, Tablo 3)
1K-KPSS(c)	B	0.18[4]	2004Q4	0.19[4]	2004Q3	0.19[4]	2003Q2	0.19[4]	2003Q1	Geçerli	Gauss 22 (tsplib)	Kurozumi (2002, s. 71, Tablo 1)
2K-KPSS(c)	B	0.14[4]	2003Q2 2016Q4	0.19[4]	2003Q1 2018Q1	0.15[4]	2003Q1 2015Q1	0.14[4]	2003Q1 2014Q4	Geçerli	Gauss 22 (tsplib)	CSS (2007), Gauss (2022, tsplib)
F-ADF(c)	A	-1.47(3)	1 (5.19)	-0.37(8)	1 (2.13)	-3.05(5)	1 (8.02)**	-2.21(8)	1 (4.66)	Geçersiz	Eviews 12	EL (2012a, s. 197; Tablo 1b)
FF-ADF(c)	A	-4.80(5)***	0.6 (27.76)***	-4.78(5)***	0.5 (24.88)***	-4.44(5)**	0.8 (16.58)***	-5.37(7)***	0.7 (19.11)***	Geçerli	Eviews 12	Omay (2015, s. 124, Dipnot 1, Tablo 1)
F-KPSS(c)	B	0.17[4]*	1	0.16[4]*	1	0.06[4]	1	0.07[4]	1	Kısmen geçerli	Gauss 22 (tsplib)	BEL (2006, s. 389, Tablo 1)

Notlar: Tablodaki test tekniklerinin açıklamaları şunlardır: ADF: Genişletilmiş Dickey-Fuller; PP: Phillips-Perron; KPSS: Kwiatkowski vd.; 1K-ADF: 1 yapısal kırılmalı ADF; 2K-ADF: 2 yapısal kırılmalı ADF; 1K-KPSS: 1 yapısal kırılmalı KPSS; 2K-KPSS: 2 yapısal kırılmalı KPSS; F-ADF: Fourier-ADF; FF-ADF: Kesirli-Fourier-ADF; F-KPSS: Fourier-KPSS. "(c)": Sabitli, trendsiz model testi; "(t)": Sabitli ve trendli model testi. "A" boş hipotezi, test edilen serinin birim-köke sahip olduğunu; "B" boş hipotezi, test edilen serinin durağan olduğunu ifade eder. İlgili test istatistiklerinin yanında yuvarlak parantez içerisindeki ifadeler optimal gecikme uzunluklarını, köşeli parantez içerisindeki ifadeler ise optimal bant-genişliği (bandwidth) sayılarını temsil eder. ADF, F-ADF ve FF-ADF testlerindeki optimal gecikme uzunlukları, maksimum 8 gecikme üzerinden. Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş; PP ve KPSS testlerindeki optimal bant-genişliği parametreleri Bartlett kernel spektral tahmin yaklaşımı kullanılarak Newey-West yöntemiyle belirlenmiş; 1K-ADF(c), 1K-ADF(t) ve 2K-ADF(t) [2K-ADF(c)] testlerindeki optimal gecikme uzunlukları, maksimum 8 gecikme üzerinden, t-istatistiği anlamlılığı kriterine göre [modülde varsayılan kriterlere göre] belirlenmiş; 1K-KPSS, 2K-KPSS ve F-KPSS testlerindeki optimal bant-genişliği parametreleri sabit (4) olarak alınmıştır. 1K-ADF(c) ve 2K-ADF(c) testlerinde, yapısal kırılma türü için "yenilikçi dışa-düşen değer (innovational outlier)" seçilmiştir. Her bir 1K-ADF(c) testinde, yapısal kırılma noktası "Dickey-Fuller minimum-t-istatistiği" kriterine göre tayin edilmiştir. F-ADF, FF-ADF ve F-KPSS testleri için frekans sayıları, Fourier-fonksiyonunda kullanılan optimal tekli-frekans değerlerini temsil etmektedir. F-ADF ve FF-ADF testlerinde frekans değerlerinin yanındaki parantez-çi ifadeler, Fourier-fonksiyonundaki trigonometrik terimlerin katsayıları için F-test istatistiklerini yansıtır. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı gösterir. "Clemao_io", "zandrews" ve "tsplib" ekstra modüllerinin yazar bilgileri sırasıyla şöyledir: Baum (2004a), Baum (2004b) ve Nazlioglu (2021). Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

TL-USD arasında oluşturulan 4 farklı reel kur serisinin geleneksel birim-kök ve durağanlık test bulgularına Tablo 2'den bakıldığında, bu değişkenlerin düzey-değerlerinde durağan olmadığı sonucuna varılabilir. Bu durağan-dışılık bulgusu, tüm değişkenler için dirençli bir bulgudur. Dolayısıyla, geleneksel tekniklere bağlı olarak, ilgili analiz dönemlerinde, reel TL/USD kuru için PPP hipotezinin geçerli olmadığı söylenebilir. Oysa, söz konusu değişkenlerde yapısal kırılmaların mevcudiyetine izin verildiğinde karma bulguların ortaya çıktığı, yine Tablo 2'den görülebilir. Serilerdeki yapısal kırılma potansiyelini dikkate alan ve fakat eğriselliği dikkate almayan ADF-temelli testler genellikle PPP hipotezinin geçerli olmadığına yönelik bulgular üretirken, bu kapsamdaki KPSS-temelli testler ise, güçlü bir biçimde, PPP hipotezinin lehine bulgular ortaya koymuştur. Burada, şöyle bir sonucun ortaya çıkması dikkat çekicidir: Tüm alternatif ADF-temelli ve kırılmalı testler içinden sadece NP (2010) testi, 4 farklı reel kur değişkeninden her birinin düzeyde-durağan olduğunu göstermiştir. Bu son test, ayrıca, PPI cinsinden hesaplanan reel döviz kuru değişkenlerinin düzeyde-durağanlığına dair daha anlamlı kanıtlar sunmuştur. NP (2010) testi, Perron-türü standart içsel yapısal kırılmalı birim-kök testlerinden farklı olarak, kırılmanın varlığını hem boş hem de alternatif hipotezde dikkate almakta ve bu yüzden yakın muadillerine göre daha avantajlı görülmektedir. Bu bağlamda, 2-kırılmalı NP (2010) ADF testi ile 2-kırılmalı CSS (2007) KPSS testinin birbirleriyle tutarlı bulgular üretmesi, PPP hipotezine önemli bir destek olarak görülebilir.

Öte yandan Tablo 2’de Fourier-fonksiyonunu içeren test bulgularına bakıldığında, yine bir ölçüde karma sonuçlar ortaya çıktığı söylenebilir. Buna göre, tam-sayıli Fourier-fonksiyonlu ADF (F-ADF) testi, analiz edilen tüm reel kur serileri için düzeyde birim-kökün varlığına işaret etmekte, fakat kesirli Fourier-fonksiyonlu ADF (FF-ADF) testi, yine ilgili tüm seriler için, düzeyde-durağanlığı ve eğriselliğin mevcudiyetini savunmaktadır. Omay (2015) çalışmasında gösterildiği gibi, veri-setindeki gözlem sayısı sınırlıyken FF-ADF testi, F-ADF testine kıyasla daha üstün performans sergileyebilmektedir. Bu çalışmada kullanılan gözlem sayıları küçük örneklem kapsamında kaldığı için, FF-ADF testinin bulgularına, yakın muadilinin bulgularına göre, daha güvenle bakılabilir. Tablo 2’de yer alan tam-sayıli Fourier-fonksiyonlu KPSS (F-KPSS) test bulguları incelendiğinde, %10 anlamlılık düzeyinde, 4 farklı reel kur serisinden CPI-bazlı olanların düzeyde-durağan olmadığı, PPI-bazlı olanların ise düzeyde-durağan olduğu görülebilir. Anlamlılık düzeyi %5 olarak alındığında, F-KPSS testinin, tüm alternatif reel kur serileri için durağanlık sonucunu verdiğini söylemek mümkündür. Sonuç olarak, FF-ADF, NP (2010), F-KPSS, CSS (2007) ve Kurozumi (2002) testlerinin bulguları birlikte değerlendirilirse, özellikle fiyat göstergesi olarak PPI seçildiğinde, PPP hipotezi lehine güçlü sonuçlar ortaya çıktığı ifade edilebilir.¹⁶

Belirtmek gerekir ki, buraya dek mutlak PPP hipotezi lehine sunulan kanıtlar, sadece yapısal kırılmalı testlerden kaynaklanmıştır. Bundan dolayı, söz konusu analizlerin, standart-PPP hipotezinden ziyade, sınırlı-PPP hipotezine kayda-değer bir destek sağladığı ifade edilebilir. Güncel zaman-serisi literatüründe, yapısal kırılmanın varlığını ve/veya non-lineer ilişkileri dikkate alan birim-kök veya durağanlık testlerinin (ve ayrıca eşbütünleşme testlerinin), bu testlerin geleneksel versiyonlarına göre genellikle daha güçlü (powerful) olduğu sıkça vurgulanmaktadır. Bu sebeple, bu çalışmada modern teknikler yardımıyla ulaşılan sonuçlara nispeten daha fazla güven duyulabileceğini iddia etmek olanaklıdır.

Tablo 2’deki testler, mutlak PPP hipotezinin güçlü formda geçerli olup olmadığının sınanmasına, yani “oransallık” ve “simetri” koşullarının birlikte karşılanıp karşılanmadığının anlaşılmasına yardımcı olmaktadır. Dolayısıyla, bu testler, mutlak PPP hipotezinin zayıf formdaki geçerliliğine dair dolaysız bir bilgi sunmaktan uzaktır. Durağanlık yaklaşımı yerine eşbütünleşme yaklaşımı kullanıldığında, oransallık koşulu gevşetilmiş olunur ve böylece PPP’nin zayıf veya kısıtsız formdaki geçerliliği hakkında net bir bilgiye ulaşılabilir. Bu çalışmada, PPP hipotezinin kısıtsız formdaki geçerlilik durumunu tespit edebilmek için, ilk olarak, modelde bir rejim değişimi olmadığını varsayan (geleneksel) eşbütünleşme analizlerine yer verilecektir. Bu kapsamda, Engle ve Granger (1987) ve Phillips ve Ouliaris (1990) ile Shin’in (1994) eşbütünleşme test teknikleri istihdam edilecektir. Çalışmada, yardımcı analizler kapsamında, ikinci olarak, tek-kırılmalı Gregory ve Hansen (1996) ve Carrion-i-Silvestre ve Sansó (2006b) testleri icra edilecektir. Burada bahsedilen EG (1987), PO (1990) ve GH (1996) testleri ADF-temelli testlerdir ve “ilgili değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı” yönünde bir boş hipoteze sahiptir. Oysa, Shin (1994) ve CSS (2006b) testleri, “eşbütünleşmenin varlığı” boş hipotezine sahip olan KPSS-temelli testlerdir. Eşbütünleşme testlerinin gerçekleştirilmesinde, (trend değişkenini içermeyen) Eşitlik (6) dikkate alınacaktır. İkinci grup eşbütünleşme testleri bağlamında, Eşitlik (6), sabitte kırılmayı temsil edecek bir kukla değişken ve onun parametresi ile genişletilecektir. Eşbütünleşme analizlerinde, bağımlı değişken için TL ve USD arasındaki (doğrudan kotasyonla ölçülen) nominal döviz kurunun doğal logaritması, açıklayıcı

¹⁶ Tipik olarak, PPI bazlı reel döviz kuru, CPI bazlı reel kura kıyasla, dış ticareti yapılabilen malları daha yüksek oranda kapsamaktadır. Bundan dolayı, F-KPSS ve NP (2010) testleri için, PPI göstergesi kullanıldığında reel kurun durağanlığına dair daha güçlü destek bulunması, tek-fiyat kanununa dayalı mutlak PPP hipoteziyle tutarlı bir sonuçtur.

değişken için ise Türkiye'deki fiyat endeksinin ABD'deki fiyat endeksine oranının doğal logaritması kullanılacaktır. Söz konusu değişkenlerin tanımlamaları ve zaman-serisi özellikleri, Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3: Eşbütünleşme Testlerinde Kullanılan Değişkenler ve Bütünleşme Dereceleri

Değişken	Hesaplama	ADF(c)	ADF(t)	PP(c)	PP(t)	KPSS(c)	KPSS(t)	Karar
ln(nera_cpi)	$\ln[(TL/USD)^a]$	4.62(5)	1.05(5)	4.43[6]	1.54[5]	1.01[7]***	0.33[6]***	DD
ln(nere_cpi)	$\ln[(TL/USD)^e]$	4.14(4)	1.08(4)	3.51[3]	0.89[3]	1.01[7]***	0.33[6]***	DD
ln(relp_cpi)	$\ln\left[\frac{(CPI_{TUR})}{(CPI_{USA})}\right]$	2.74(5)	2.20(5)	0.33[4]	-1.22[4]	1.31[6]***	0.19[6]**	DD
ln(nera_ppi)	$\ln[(TL/USD)^a]$	2.92(5)	-0.29(5)	1.33[3]	-0.55[3]	0.98[6]***	0.29[6]***	DD
ln(nere_ppi)	$\ln[(TL/USD)^e]$	1.07(0)	-0.20(6)	1.75[4]	-0.56[3]	0.99[6]***	0.29[6]***	DD
ln(relp_ppi)	$\ln\left[\frac{(PPI_{TUR})}{(PPI_{USA})}\right]$	-0.60(1)	-2.64(1)	-1.70[5]	-3.59[5]**	1.15[6]***	0.14[6]*	DD
Dln(nera_cpi)	$\ln(nera_cpi)_t - \ln(nera_cpi)_{t-1}$	-7.63(0)***	-6.10(4)***	-7.63[2]***	-9.00[5]***	0.82[2]***	0.11[4]	D
Dln(nere_cpi)	$\ln(nere_cpi)_t - \ln(nere_cpi)_{t-1}$	-8.98(0)***	-6.05(3)***	-8.99[3]***	-10.71[4]***	0.80[3]***	0.08[2]	D
Dln(relp_cpi)	$\ln(relp_cpi)_t - \ln(relp_cpi)_{t-1}$	-1.24(4)	-1.40(4)	-4.26[9]***	-4.09[11]***	0.28[4]	0.25[4]***	?
Dln(nera_ppi)	$\ln(nera_ppi)_t - \ln(nera_ppi)_{t-1}$	-8.05(0)***	-6.24(4)***	-8.05[0]***	-9.25[5]***	0.42[0]*	0.07[4]	D
Dln(nere_ppi)	$\ln(nere_ppi)_t - \ln(nere_ppi)_{t-1}$	-9.07(0)***	-5.89(5)***	-9.06[1]***	-13.06[8]***	0.38[0]*	0.07[5]	D
Dln(relp_ppi)	$\ln(relp_ppi)_t - \ln(relp_ppi)_{t-1}$	-5.20(0)***	-5.11(0)***	-5.00[4]***	-4.87[4]***	0.22[4]	0.20[4]**	D

Notlar: “DD” terimi durağan-dışılığı, “D” terimi durağanlığı simgeler. Bu tabloda bulunan diğer kısaltmaların manaları ve ilgili diğer açıklamalar, Tablo 1 ve Tablo 2’de olduğu gibidir. Buradaki testler, EvIEWS 12 yazılımıyla gerçekleştirilmiştir. Testler için kullanılan verilerin (kritik değerlerin) kaynakları, Tablo 1’de (Tablo 2’de) olduğu gibidir. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı gösterir. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Tablo 3’te ifade edilen değişkenler yine çeyreklik bazda olup, bunlardan ilk 3’ü 2001Q2-2022Q2 dönemini, ikinci 3’ü ise 2001Q2-2020Q1 dönemini ihtiva etmektedir. Dolayısıyla, CPI (PPI) cinsinden yapılacak eşbütünleşme testlerinin zaman-dönemi 2001Q2-2022Q2 (2001Q2-2020Q1) olacaktır. Tablo 3’te ifade edilen orijinal (logaritması alınmamış) serilerin her biri Tablo 1’deki karşılıklarıyla aynıdır ve dolayısıyla veri kaynakları bakımından da onlarla aynıdır. Tablo 3’te sunulan geleneksel birim-kök ve durağanlık test bulguları göstermektedir ki, kanıt üstünlüğü kriterine göre, bir istisna hariç, ilgili değişkenlerin tümü I(1)’dir.¹⁷ Bu yaklaşık tespitin ardından, eşbütünleşme testlerine geçilebilir. Geleneksel eşbütünleşme testlerine ilişkin bulgular Tablo 4’te, tek-kırlımalı (modern) eşbütünleşme testlerine dair bulgular ise Tablo 5’te raporlanmaktadır. Buradaki modern eşbütünleşme testlerinde, sadece modelin sabit teriminde bir kırılma olduğu varsayılmakta ve trendsiz model kalıbı kullanılmaktadır. Spesifik olarak, GH (1996, s. 103) çalışmasındaki “Model 2” ile CSS (2006b, ss. 625-626) çalışmasındaki “Model An”, Tablo 5’teki ilgili modellerin karşılıklarını teşkil eder. Tablo 4 ve Tablo 5’te, eşbütünleşme test bulgularının yanı sıra, ilgili eşbütünleşme testlerine karşılık gelen uzun-dönem model tahminleri de sunulmaktadır.

¹⁷ Buradaki geleneksel testlerle I(1) olduğuna dair güçlü kanıt bulunamayan değişken, “ln(relp_cpi)” değişkenidir.

Tablo 4: Geleneksel Eşbütünleşme Testleri ve Model Tahminleri

Panel A: Eşbütünleşme testleri								
Bağımlı değişken ↓	Engle ve Granger (1987) testi			Phillips ve Ouliaris (1990) testi		Shin (1994) testi		
	EG τ =ADF	EG z =ADF z	p	PO τ =Z t	PO z =Z t,z	OLS	DOLS	q
ln(nera_cpi)	-2.49	-6.07	0	-2.50	-5.94	0.25*	0.14	4
ln(nere_cpi)	-2.70	-8.12	0	-2.70	-7.20	0.25*	0.14	4
ln(nera_ppi)	-3.06	-7.24	0	-3.06	-7.45	0.22	0.12	4
ln(nere_ppi)	-3.09	-9.65	0	-3.13*	-8.82	0.22	0.11	4
Panel B: Shin testine bağlı uzun-dönem modelleri								
Bağımlı değişken →	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)
Model	DOLS tahminleri				FMOLS tahminleri			
Sabit	0.41*** (0.05)	0.40*** (0.05)	0.47*** (0.03)	0.46*** (0.03)	0.63*** (0.05)	0.63*** (0.05)	0.55*** (0.04)	0.55*** (0.04)
ln(relp_cpi)	1.38*** (0.08)	1.37*** (0.08)			1.26*** (0.10)	1.29*** (0.10)		
ln(relp_ppi)			1.36*** (0.06)	1.34*** (0.05)			1.26*** (0.10)	1.28*** (0.10)
H ₀ : Eğim=1	23.13*** (0.0000)	20.02*** (0.0000)	41.71*** (0.0000)	40.24*** (0.0000)	7.26*** (0.0086)	8.33*** (0.0050)	6.65** (0.0119)	7.18*** (0.0091)
R ²	0.96	0.96	0.96	0.96	0.84	0.84	0.82	0.81

Notlar: Tablodaki bazı kısaltmaların karşılıkları şöyledir: OLS: Sıradan en küçük kareler; DOLS: Dinamik OLS; FMOLS: Tam-değiştirilmiş OLS. EG τ , EG z , PO τ , ve PO z test istatistiklerinin formülasyonları, EvIEWS (2020b, ss. 308-309) kaynağında sunulmaktadır. Birinci ve ikinci gruptaki eşbütünleşme testleri için MacKinnon (1996) çalışmasına bağlı olarak EvIEWS 12 yazılımı tarafından hesap edilen olasılık değerleri, üçüncü gruptakiler için ise Shin (1994, s. 100, Tablo 1) çalışmasındaki ilgili kritik değerler dikkate alınmıştır. ADF eşbütünleşme testleri için “p” terimi optimal gecikme uzunluğunu, OLS ve DOLS eşbütünleşme testleri için “q” terimi varsayılan bant-genişliği parametresini gösterir. İlgili testlerdeki “p” değerleri, maksimum 4 gecikme üzerinden, Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş; “q” değerleri ise sabit (4) olarak alınmıştır. Katsayı tahminlerinin altındaki parantez-içi ifadeler, standart hata tahminleridir. Modellerin ilgili eğim parametreleri için oluşturulan boş-hipotezler F-testi ile test edilmiş olup, bu testlerin altlarında olasılık değerleri de raporlanmıştır. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. EG (1987) ve PO (1990) testleri için EvIEWS 12 yazılımı, Shin (1994) testleri için Gauss 22 yazılımında Nazlioglu’nun (2021) “tspdlib” ekstra modülü, uzun-dönem modellerinin tahminleri için yine EvIEWS 12 yazılımı kullanılmıştır. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Tablo 5: Tek Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testleri ve Model Tahminleri

Panel A: Eşbütünleşme testleri								
Bağımlı değişken ↓	Gregory ve Hansen (1996) testi			Kırılma zamanı	Carrion-i-Silvestre ve Sansó (2006b) testi			
	ADF	Zt	p		OLS	DOLS	q	Kırılma zamanı
ln(nera_cpi)	-4.43*	-4.05	1	2006q1 (ADF)	0.17*	0.11	4	2006q4 (DOLS)
ln(nere_cpi)	-4.83**	-4.18	1	2006q2 (ADF)	0.16*	0.10	4	2006q3 (DOLS)
ln(nera_ppi)	-3.44	-4.65**	1	2003q4 (Zt)	0.16*	0.10	4	2014q4 (DOLS)
ln(nere_ppi)	-3.73	-4.51*	1	2004q1 (Zt)	0.17*	0.10	4	2014q4 (DOLS)
Panel B-1: GH testi uzun-dönem modelleri				Panel B-2: CSS testi uzun-dönem modelleri				
Bağımlı değişken →	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)	ln(nera_cpi)	ln(nere_cpi)	ln(nera_ppi)	ln(nere_ppi)
Model	DOLS tahminleri				DOLS tahminleri			
Sabit	0.76*** (0.06)	0.77*** (0.05)	0.87*** (0.08)	0.65*** (0.10)	0.41*** (0.05)	0.39*** (0.05)	0.47*** (0.03)	0.46*** (0.03)
ln(relp_cpi)	1.59*** (0.07)	1.62*** (0.06)			1.38*** (0.08)	1.37*** (0.08)		
ln(relp_ppi)			1.45*** (0.06)	1.42*** (0.08)			1.36*** (0.06)	1.34*** (0.05)
Kukla değişken	-0.35*** (0.07)	-0.36*** (0.06)	-0.37*** (0.08)	-0.18* (0.09)	0.02 (0.04)	0.02 (0.05)	0.00 (0.03)	0.04 (0.03)
H ₀ : Eğim=1	62.33***	105.04***	50.47***	28.42***	22.24***	19.24***	40.61***	38.99***
Olasılık	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
R ²	0.98	0.98	0.95	0.96	0.96	0.96	0.96	0.96
Model	FMOLS tahminleri				FMOLS tahminleri			
Sabit	1.07*** (0.08)	1.07*** (0.08)	0.99*** (0.07)	0.95*** (0.07)	0.64*** (0.05)	0.65*** (0.05)	0.54*** (0.04)	0.55*** (0.04)
ln(relp_cpi)	1.63*** (0.09)	1.67*** (0.10)			1.26*** (0.10)	1.29*** (0.10)		
ln(relp_ppi)			1.52*** (0.08)	1.52*** (0.09)			1.26*** (0.10)	1.27*** (0.10)
Kukla değişken	-0.54*** (0.10)	-0.54*** (0.10)	-0.48*** (0.08)	-0.43*** (0.08)	-0.92** (0.42)	-1.06** (0.43)	0.49 (0.31)	0.56* (0.31)
H ₀ : Eğim=1	49.50***	48.86***	42.59***	36.79***	7.02***	8.07***	6.50**	6.93**
Olasılık	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0097)	(0.0057)	(0.0129)	(0.0104)
R ²	0.93	0.92	0.93	0.91	0.83	0.81	0.81	0.79

Notlar: Bu tablodaki OLS, DOLS, FMOLS, “p” ve “q” kısaltmalarının karşılıkları, Tablo 4’te belirtildiği gibidir. Birinci gruptaki eşbütünleşme testleri için GH (1996, s. 109, Tablo 1) çalışmasındaki, ikinci gruptakiler için ise CSS (2006b, s. 629, Tablo 1) çalışmasındaki ilgili kritik değerler dikkate alınmıştır. İlgili testlerdeki “p” değerleri, maksimum 4 gecikme üzerinden, Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş; “q” değerleri ise sabit (4) olarak alınmıştır. Tabloda ifade edilen her bir kırılma zamanı, sadece (%90 veya daha yüksek bir güven katsayısıyla) eşbütünleşmenin varlığına işaret eden ilgili testin ürettiği kırılma zamanıdır. Birinci grup testlere istinaden tahmin edilen modellerdeki kukla değişkenler, ilgili kırılma zamanı ve öncesi için 0, kırılmayı takip eden zaman noktasından itibaren 1 değerini alır. İkinci grup testlerin tahmin modellerindeki kukla değişkenler ise, ilgili kırılma zamanını takip eden zaman noktasında 1, onun öncesi ve sonrasında dönemlerde 0 değerini alır. Katsayı tahminlerinin altındaki parantez-içi ifadeler, standart hata tahminleridir. Modellerin ilgili eğim parametreleri için oluşturulan boş-hipotezler F-testi ile test edilmiş olup, bu testlerin altlarında olasılık değerleri de raporlanmıştır. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. GH (1996) testleri için Stata 14 yazılımında Pérez’in (2011) “ghansen” ekstra modülü, CSS (2006b) testleri için Gauss 22 yazılımında Nazlioglu’nun (2021) “tspdlib” ekstra modülü, uzun-dönem modellerinin tahminleri için Eviews 12 yazılımı kullanılmıştır. Bu tablo, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Tablo 4'ün A panelinde sunulan ADF-temelli EG (1987) ve PO (1990) eşbütünleşme testlerine göre, bir istisna haricinde, nominal döviz kuru ile nispi fiyatlar arasında uzun-dönemli bir denge ilişkisinin olmadığı söylenebilir. Bu ise, mutlak PPP hipotezinin geçerliliği için “gerekli koşul”un sağlanmadığı, yani bu hipotezin zayıf formda dahi destek bulmadığı manasına gelir. EG (1987) ve PO (1990) eşbütünleşme tekniklerinin temel özelliklerinden birisi, eşbütünleşme testlerini gerçekleştirmek üzere oluşturulan modellerin, OLS (sıradan en küçük kareler) tekniği ile tahmin edilmesidir. Oysa, Shin'in (1994) KPSS-temelli eşbütünleşme yaklaşımında, regresörlerin kesin dışsal olup olmamasına göre, eşbütünleşme vektörünün tahmininde, OLS veya DOLS (dinamik OLS) prosedürlerinden en uygun olanı kullanılabilir. Tablo 4'teki Shin (1994) testleri göstermektedir ki, nispi fiyat değişkeninin CPI cinsinden tanımlandığı ve eşbütünleşme vektörünün tahmininde OLS tekniğinin kullanıldığı 2 durum haricindeki diğer tüm durumlarda, %10 anlamlılık düzeyinde, nominal kur ve nispi fiyat değişkenleri arasında bir uzun-dönem ilişkisi bulunmaktadır. Anlamlılık düzeyi %5 olarak alındığında ise, OLS- ve DOLS-bazlı tüm Shin (1994) eşbütünleşme testlerine göre, bu değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu söylenebilir. Modeldeki regresörlerin kesin dışsal olmaması halinde, Stock ve Watson'ın (1993) DOLS tahmincilerine dayalı eşbütünleşme testinin, OLS tahmincilerine dayalı teste göre genellikle daha güçlü olduğu bilinmektedir (örneğin bkz. Shin, 1994; Carrion-i-Silvestre & Sansó, 2006b). Eşitlik (6)'da bulunan regresörün “kesin dışsal” olmadığı, ilgili literatürden görülebilir. Bütün bu faktörler dikkate alınır, DOLS-bazlı eşbütünleşme testlerine bağlı olarak, nominal TL/USD kuru ve Türkiye ile ABD'nin nispi fiyat endeksi değişkenleri arasında dirençli bir uzun-dönem ilişkisi bulunduğunu savunmak mümkündür.

Yukarıdaki 3 eşbütünleşme testinden farklı olarak değişkenler arasındaki ilişkilerde muhtemel bir yapısal kırılmayı dikkate alan ADF-temelli GH (1996) ve KPSS-temelli CSS (2006b) test bulguları, Tablo 5'in A panelinde raporlanmıştır. Buradaki GH (1996) test bulguları, eşbütünleşmenin varlığına dair göreceli olarak zayıf deliller sunmaktadır. Nitekim, alternatifler arasından nispi fiyatların ölçümünde CPI göstergesini kullanan 2 model sadece ADF testine göre bir uzun-dönemli ilişkinin varlığını gösterirken, PPI göstergesini kullanan diğer 2 model sadece Zt testine göre aynı sonucu vermektedir. Öte yandan, DOLS-bazlı (OLS-bazlı) CSS (2006b) testlerine göre, %10 (%5) anlamlılık düzeyinde, söz konusu 2 değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu, yine Tablo 5'ten anlaşılabilir. Bu sonuç, kullanılan fiyat göstergesi ve nominal kurun ölçüm türüne karşı dirençli bir sonuçtur. Tıpkı yukarıdaki eşbütünleşme testlerinde olduğu gibi, ADF-temelli GH (1996) tekniği eşbütünleşme testleri için OLS tahmincisinden yararlanmakta, KPSS-temelli CSS (2006b) tekniği ise OLS ve DOLS tahmincileri arasında seçim yapma olanağı sunmaktadır. Yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinde regresör olarak kullanılan nispi fiyat değişkeninin, kuvvetle muhtemel “içsel” bir değişken olduğu ifade edilebilir. Dolayısıyla, CSS'in (2006b) DOLS tekniği bulgularına bağlı olarak, Türkiye ekonomisi için mutlak PPP hipotezinin kısıtsız formda geçerli olduğu güçlü bir biçimde iddia edilebilir.

Gerek Tablo 4'teki gerekse Tablo 5'teki testlerin bir kısmı, kullanılan değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığına dair kayda-değer kanıtlar üretmiştir. Bu ise, eşbütünleşmenin varlığını destekleyen her bir spesifik test için bir uzun-dönem modelinin tahminini makul hale getirmektedir. Bu tahminler yoluyla, katsayıların istatistiksel anlamlılığı ve PPP ilişkisinde “oransallık” koşulunun sağlanıp sağlanmadığı test edilebilir. Bu çalışmada, Eşitlik (6) ile ifade edilen uzun-dönem modelini ve onun sabit terim kuklası eklenmiş versiyonunu tahmin etmek için, Stock ve Watson'ın (1993) DOLS tahmincileri ile Phillips ve Hansen'ın (1990) FMOLS (tam-değiştirilmiş

OLS) tahmincilerinden yararlanılmıştır. Bu tahminciler, genel bir deyişle, eşbütünleşmenin varlığı halinde “süper-tutarlılık” ve “etkinlik” özelliklerinin her ikisine birden sahip olup, modelde içsel regresörlerin mevcudiyetine de izin vermektedir.

Tablo 3’te tanıtılan düzey-değişkenleri kullanılarak elde edilen DOLS ve FMOLS tahminleri, yapısal-kırılmasız ve yapısal-kırılmalı modeller için, sırasıyla, Tablo 4’ün ve Tablo 5’in B panellerinde sunulmaktadır. Bu tablolardaki alternatif uzun-dönem modellerinin her birinde, sabit ve eğim parametrelerinin DOLS ve FMOLS tahminleri, %1 anlamlılık düzeyinde 0’dan farklı bulunmuştur. Ayrıca, Tablo 5’ten görülebileceği gibi, dikkate alınan eşbütünleşme testlerinden elde edilen spesifik kırılma zamanlarına göre oluşturulan kukla değişkenlerin parametre tahminleri de, özellikle FMOLS tekniğinin kullanıldığı modellerin çoğunda istatistiksel bakımdan anlamlı bulunmuştur. Diğer yandan, oransallık koşulunu sınamak üzere uygulanan F-testi bulguları, istisnasız olarak (kırılmalı ve kırılmasız) tüm alternatif modellerde, bu koşulun sağlanmadığına işaret etmektedir. Tablo 4’te (Tablo 5’te) raporlanan bulgular toplu olarak göstermektedir ki, Türkiye ekonomisinde, standart (sınırlı) mutlak PPP hipotezi, zayıf formda dahi olsa, geçerlidir. Bununla birlikte, modelde rejim değişimini dikkate almayan KPSS-temelli ve ADF-temelli test bulguları birbirleriyle büyük ölçüde çeliştiğinden dolayı, Tablo 4’teki uzun-dönem tahminlerine biraz temkinli yaklaşılması gerektiği düşünülmektedir. Sonuç itibariyle, Türkiye’de, zayıf formdaki mutlak PPP hipotezinin, modern (kırılmalı) veya KPSS-temelli testlerle mühim bir destek bulduğu ifade edilebilir.

6. Sonuç

Satınalma gücü paritesi (PPP) yaklaşımının mutlak versiyonu, döviz kurlarının açıklanmasında, hem doğrudan hem de dolaylı olarak kritik bir yere sahiptir. Bu sebepten ve benzeri sebeplerden dolayı, PPP yaklaşımının geçerliliği, bilhassa 1980’lerden bu yana, çeşitli ekonometrik araçlar kullanılarak, birçok yazar tarafından test edilegelmiştir. Bu testlerde genellikle zaman-serisi metodolojileri kullanılmış; reel döviz kuru için durağanlık veya nominal döviz kuru ve nispi fiyatlar için eşbütünleşme analizlerine odaklanılmıştır. Konuyla ilgili ekonometrik literatür bir bütün olarak değerlendirildiğinde, mutlak PPP hipotezinin geçerliliğine dair ikna edici sonuçlara ulaşıldığından söz etmek güçtür. Nitekim, analizlerde ele alınan ekonominin, zaman-döneminin, ilgili dönemde hüküm süren döviz kuru rejiminin, kullanılan ortalama fiyat göstergesinin ve ekonometrik teknik veya yaklaşımın, hipotezin geçerliliği hakkında varılacak sonuca kolayca etki edebildiği, literatürden anlaşılabilir. Bu çalışmada, söz konusu hipotezin geçerli olup olmadığı, Türkiye ekonomisi açısından ve Türkiye’nin serbest piyasa merkezli dalgalı döviz kuru rejimini uygulamaya başladığı Şubat 2001 sonrası dönem için incelenmiştir. Ekonometrik analizler alternatif TL/USD kuru değişkenleri kullanılarak ve çeyreklik verilerle tatbik edilmiş, ilgili değişkenler için son zaman noktalarının belirlenmesinde “veri-bulunabilirliği (data-availability)” kriteri dikkate alınmıştır. Söz konusu analizler, literatürü takiben, bazı geleneksel ve modern birim-kök, durağanlık ve eşbütünleşme test teknikleri aracılığıyla gerçekleştirilmiştir. Not edilmelidir ki, PPP hipotezinin test edilmesinde kullanılan geleneksel teknikler ilgili değişken veya modeldeki muhtemel yapısal kırılmaları dikkate alamamakta, oysa modern teknikler buna dair bir olanak sunmaktadır. Bu çalışmanın (kullanılan ortalama fiyat göstergesine göre değişen) analiz dönemlerinde oluşan içsel ve dışsal iktisadi şokların döviz kurlarında kırılmalara yol açmış olma olasılığı dikkate alınır, geleneksel tekniklere kıyasla, modern tekniklerin sonuçlarına daha fazla güven duyulabilir.

Bu çalışmada kullanılan ADF-temelli birim-kök ve KPSS-temelli durağanlık analizleri, şöyle bir sonuca ulaşılmasına yol açmıştır: Mutlak PPP hipotezi, geleneksel birim-kök ve durağanlık test teknikleri kullanıldığında kesin olarak reddedilmekte, nispeten daha yüksek performansa sahip modern teknikler kullanıldığında ise genellikle destek bulmaktadır. Öte yandan, bu analizler sonucunda, KPSS-temelli kırılmalı testlerin, ADF-temelli kırılmalı testlere göre, PPP hipotezi lehine daha fazla kanıt sunduğu da görülmüştür. Birim-kök ve durağanlık testleri, mutlak PPP hipotezinin sadece güçlü veya kısıtlı formda geçerli olup olmadığına dair bir bilgi sunmakta, hipotezin zayıf veya kısıtsız formdaki geçerliliği konusunda doğrudan bir fikir vermemektedir. Bundan dolayı, bu çalışmada, mutlak PPP hipotezinin kısıtsız formda geçerli olup olmadığını tespit edebilmek üzere, yine ADF- ve KPSS-temelli eşbütünleşme testlerine de başvurulmuştur. Bu testler, ilgili modelde yapısal kırılmanın hiç dikkate alınmadığı ve tek-kırılmanın dikkate alındığı iki alternatif durum için yapılmıştır. Birinci gruptaki test bulguları, mutlak PPP hipotezine tutarlı bir destek sunamamıştır. İkinci gruptaki testler ise, bu hipotez lehine nispeten dirençli kanıtlar üretmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret eden bulgulara erişildiği durumlar için, DOLS ve FMOLS tahmincileri yardımıyla uzun-dönemli model tahminleri de yapılmıştır. Söz konusu tahminlerin akabinde gerçekleştirilen hipotez testleri, mutlak PPP yaklaşımının, zayıf formda da olsa geçerli olduğunu göstermiştir. Çalışmada PPP hipotezi lehine veya aleyhine ulaşılan bulguların, döviz kuru ölçüm biçimindeki değişimlere karşı kırılman olmadığı, fakat ortalama fiyat göstergesindeki değişimlerden kısmen de olsa etkilendiği görülmüştür.

Buradaki ekonometrik analizlerin sonuçlarına göre, denilebilir ki, hem güçlü hem de zayıf formdaki “sınırlı” mutlak PPP hipotezi, Türkiye ekonomisi için, incelenen spesifik dönemler bağlamında, önemli bir destek bulmuştur. Oysa, aynı veriler için, “standart” mutlak PPP hipotezi genellikle reddedilmiştir. Sonuç olarak, Türkiye’de, (a) PPP hipotezinin geçerliliğinin “duruma-bağlı” olduğunu, (b) yapısal kırılma veya kırılmaların mevcudiyeti dikkate alınarak yapılacak PPP-bazlı bir döviz kuru hesaplamasının, nominal (ve dolayısıyla reel) TL/USD kurunun denge değeri hakkında yaklaşık bir fikir verebileceğini iddia etmek olanaklıdır. Söz konusu hesaplamalar, örneğin bu çalışmadaki bazı kukla değişkenli DOLS ya da FMOLS model tahminleri kullanılarak veya (ilgili bütünleşme ve eşbütünleşme koşullarının sağlanması halinde) bunlara benzer modeller kurulup tahmin edilerek gerçekleştirilebilir. Böylece, eğer döviz piyasasında oluşan kur, PPP’nin işaret ettiği denge değerinden farklılaşmışsa, bu “yanlış ayarlanma (misalignment)” hakkında yaklaşık bir öngöründe bulunulabilir ve bunu düzeltici para ve döviz politikaları tatbik edilebilir.

Uygulamalı PPP literatürüne bu çalışma aracılığıyla birkaç yönden katkı yapılması hedeflenmiştir. Lakin, belirtmek gerekir ki, mevcut çalışmanın uygulama kısmı; kullanılan zaman-dönemi, ekonometrik yaklaşım, değişkenler ve model spesifikasyonu gibi açılardan bazı sınırlılık veya sınırlamalara tabidir. Bundan dolayı, burada raporlanan, özetlenen ve yorumlanan sonuçlara ihtiyatla yaklaşılması gerektiği düşünülmektedir. PPP teorik yaklaşımı, esasında, bir “uzun-dönem” ve “dalgalı döviz kuru rejimi” olgusu olarak görülür. Bu sebepten, nispeten yüksek performansa sahip bazı modern teknikler kullanılarak, dalgalı kur rejiminde gözlem sayısı zaman içerisinde arttıkça yapılabilecek yeni analizler sayesinde, konu hakkında daha güvenilir sonuçlara ulaşmanın mümkün olacağı ifade edilebilir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması beyan etmemiştir.

Finansal Destek: Yazar finansal destek beyan etmemiştir.

Peer Review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: Author declared no conflict of interest.

Financial Disclosure: Author declared no financial support.

ORCID:

Fatih Çiftci 0000-0001-8782-5408

KAYNAKLAR / REFERENCES

- Abuaf, N., & Jorion, P. (1990). Purchasing power parity in the long run. *The Journal of Finance*, 45(1), 157-174. doi:10.1111/j.1540-6261.1990.tb05085.x
- Akinboade, O. A., & Makina, D. (2006). Mean reversion and structural breaks in real exchange rates: South African evidence. *Applied Financial Economics*, 16(4), 347-358. doi:10.1080/09603100500401260
- Apergis, N. (2003). Testing purchasing power parity: Results from a new foreign exchange market. *Applied Economics Letters*, 10(2), 91-95. doi:10.1080/1350485022000029306
- Aydın, M. (2019). Satın alma gücü paritesi hipotezi geçerliliğinin Fourier birim kök testleri ile incelenmesi: Türkiye örneği. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, 30, 35-48. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ekoist/issue/48369>
- Bahmani-Oskooee, M. (1992). A time-series approach to test the productivity bias hypothesis in purchasing power parity. *Kyklos*, 45(2), 227-236. doi:10.1111/j.1467-6435.1992.tb02115.x
- Bahmani-Oskooee, M. (1993). Purchasing power parity based on effective exchange rate and cointegration: 25 LDCs' experience with its absolute formulation. *World Development*, 21(6), 1023-1031. doi:10.1016/0305-750X(93)90058-H
- Bahmani-Oskooee, M. (1998). Do exchange rates follow a random walk process in Middle Eastern countries? *Economics Letters*, 58, 339-344. doi:10.1016/S0165-1765(98)00013-5
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. W. (2009). Purchasing power parity in less-developed and transition economies: A review paper. *Journal of Economic Surveys*, 23(4), 617-658. doi:10.1111/j.1467-6419.2009.00574.x
- Baum, C. F. (2004a). CLEMAO_IO: Stata module to perform unit root tests with one or two structural breaks (Version 23 April 2018) [Computer software component]. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s444302.html>
- Baum, C. F. (2004b). ZANDREWS: Stata module to calculate Zivot-Andrews unit root test in presence of structural break. (Version 31 July 2015) [Computer software component]. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s437301.html>
- Baxter, M., & Stockman, A. C. (1989). Business cycles and the exchange-rate regime: Some international evidence. *Journal of Monetary Economics*, 23(3), 377-400. doi:10.1016/0304-3932(89)90039-1
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. doi:10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x
- Bekaert, G., & Hodrick, R. (2012). *International financial management* (Second Edition). Boston, MA: Pearson Education.
- Bozoklu, Ş., & Yılcı, V. (2010). Reel döviz kurlarının durağanlığı: E7 ülkeleri için ampirik bir inceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606. <https://hmb.gov.tr/maliye-dergisi-sayi-158-ocak-haziran-2010>
- Busetti, F., & Taylor, A. M. R. (2003). Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots. *Journal of Econometrics*, 117, 21-53. doi:10.1016/S0304-4076(03)00117-9

- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sansó, A. (2006a). A guide to the computation of stationarity tests. *Empirical Economics*, 31, 433-448. doi:10.1007/s00181-005-0023-8
- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sansó, A. (2006b). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623-646. doi:10.1111/j.1468-0084.2006.00180.x
- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sansó, A. (2007). The KPSS test with two structural breaks. *Spanish Economic Review*, 9, 105-127. doi:10.1007/s10108-006-9017-8
- Cassel, G. (1918). Abnormal deviations in international exchanges. *The Economic Journal*, 28(112), 413-415. doi:10.2307/2223329
- CBRT. (2002). *The impact of globalization on the Turkish economy*. Ankara: The Central Bank of the Republic of Turkey.
- Chang, H.-L., Liu, D.-C., & Su, C.-W. (2012). Purchasing power parity with flexible Fourier stationary test for Central and Eastern European countries. *Applied Economics*, 44(32), 4249-4256. doi:10.1080/00036846.2011.587791
- Chang, T., & Tzeng, H.-W. (2011). Long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment: Further evidence from nine transition countries. *Economic Modelling*, 28, 1383-1391. doi:10.1016/j.econmod.2011.02.012
- Cheung, Y.-W., & Lai, K. S. (1993). Long-run purchasing power parity during the recent float. *Journal of International Economics*, 34, 181-192. doi:10.1016/0022-1996(93)90073-7
- Cheung, Y.-W., & 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. doi:10.1016/S0261-5606(98)00020-5
- Cheung, Y.-W., & Lai, K. S. (2001). Long memory and nonlinear mean reversion in Japanese yen-based real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 20, 115-132. doi:10.1016/S0261-5606(00)00037-1
- Cheung, Y.-W., Lai, K. S., & Bergman, M. (2004). Dissecting the PPP puzzle: The unconventional roles of nominal exchange rate and price adjustments. *Journal of International Economics*, 64, 135-150. doi:10.1016/S0022-1996(03)00076-X
- Chortareas, G. E., Kapetanios, G., & Shin, Y. (2002). Nonlinear mean reversion in real exchange rates. *Economics Letters*, 77, 411-417. doi:10.1016/S0165-1765(02)00157-X
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59, 175-182. doi:10.1016/S0165-1765(98)00052-4
- COFER. (2022). *Currency composition of official foreign exchange reserves* [The International Monetary Fund]. <https://data.imf.org/?sk=E6A5F467-C14B-4AA8-9F6D-5A09EC4E62A4>
- Corbae, D., & Ouliaris, S. (1988). Cointegration and tests of purchasing power parity. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 508-511. doi:10.2307/1926790
- Culver, S. E., & Papell, D. H. (1999). Long-run purchasing power parity with short-run data: Evidence with a null hypothesis of stationarity. *Journal of International Money and Finance*, 18, 751-768. doi:10.1016/S0261-5606(99)00028-5
- Çağlayan, E., & Şak, N. (2009). OECD ülkelerinde satınalma gücü paritesi: Panel eşbütünleme yaklaşımı. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 26(1), 483-500. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/muiibd/issue/485>
- Çiftci, F. (2022). *Satınalma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği: Türkiye örneği üzerine esnek döviz kuru rejimi dönemi için ekonometrik bir inceleme* [Özet]. V. Uluslararası Ekonomi, Siyaset ve Yönetim Sempozyumu Bildiri Özetleri Kitabı, 10-11 Ekim 2022, Diyarbakır. <http://tr.isepa.org/wp-content/uploads/2022/10/ISEPA-22-Bildiri-Ozetleri-Kitabi.pdf>
- Dickey, D. A., & 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. doi:10.2307/2286348
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. doi:10.2307/1912517
- Eichengreen, B., Çiğdem, L., & Mehl, A. (2016). Stability or upheaval? The currency composition of international

- reserves in the long run. *IMF Economic Review*, 64(2), 354-380. doi:10.1057/imfer.2015.19
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836. doi:10.2307/2171846
- Enders, W., & Lee, J. (2012a). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117, 196-199. doi:10.1016/j.econlet.2012.04.081
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599. doi:10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x
- Engel, C., & Morley, J. C. (2001). *The adjustment of prices and the adjustment of the exchange rate*. NBER Working Paper Series, No. 8550. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. doi:10.2307/1913236
- Erlat, H. (2003). The nature of persistence in Turkish real exchange rates. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(2), 70-97. doi:10.1080/1540496X.2003.11052536
- Eun, C. S., & Resnick, B. G. (2015). *International financial management* (Seventh Edition). New York, NY: McGraw-Hill.
- Eviews (IHS Markit). (2020a). Eviews statistical software: Release 12. Seal Beach, CA: IHS Global Inc..
- Eviews (IHS Markit). (2020b). *EViews 12 User's Guide II*. Seal Beach, CA: IHS Global Inc..
- Froot, K. A., & Rogoff, K. (1995). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In G. M. Grossman & K. Rogoff (Eds.), *Handbook of international economics* (Vol. 3, pp. 1647-1688). Amsterdam: Elsevier.
- Gauss (Aptech Systems). (2022). Gauss statistical software: Release 22. Higley, AZ: Aptech Systems Inc..
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126. doi:10.1016/0304-4076(96)01685-7
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (Fifth Edition). New York, NY: McGraw-Hill/Irwin.
- Haberler, G. (1977). The international monetary system after Jamaica and Manila. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 113(1), 1-30. doi:10.1007/BF02696562
- Hegwood, N. D., & Papell, D. H. (1998). Quasi purchasing power parity. *International Journal of Finance and Economics*, 3, 279-289. <https://onlinelibrary.wiley.com/toc/10991158/1998/3/4>
- Holmes, M. J. (2001). New evidence on real exchange rate stationarity and purchasing power parity in less developed countries. *Journal of Macroeconomics*, 23(4), 601-614. doi:10.1016/S0164-0704(01)00180-X
- Hondroyannis, G. B., & Papapetrou, E. (1997). Purchasing power parity and cointegration: The case of Greek exchange rates. In P. Karadeloglou (Ed.), *Exchange rate policy in Europe* (pp. 60-80). Basingstoke: The Macmillan Press.
- IFS. (2022). *International Financial Statistics* [The International Monetary Fund]. <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b>
- IMF. (2022a). *Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions* (2021). Washington, DC: International Monetary Fund.
- IMF. (2022b). *World Economic Outlook: Countering the cost-of-living crisis* (2022 Oct). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Janjua, S. A., & Ahmad, E. (2006). Tests of purchasing power parity for South Asian countries. *Pakistan Economic and Social Review*, 44(2), 235-243. <https://www.jstor.org/stable/25825295>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254. doi:10.1016/0165-1889(88)90041-3
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. doi:10.2307/2938278
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. New York, NY: Oxford

University Press.

- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to M structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133. doi:10.1111/j.1467-9892.2005.00393.x
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112, 359-379. doi:10.1016/S0304-4076(02)00202-6
- Kasman, S., & Ayhan, D. (2006). Macroeconomic volatility under alternative exchange rate regimes in Turkey. *Central Bank Review*, 6(2), 37-58. <https://econpapers.repec.org/RePEc:tcb:cebare:v:6:y:2006:i:2:p:37-58>
- Katseli-Papaefstratiou, L. T. (1979). *The reemergence of the purchasing power parity doctrine in the 1970s*. Special Papers in International Economics, No. 13. Princeton, NJ: Princeton University, Department of Economics.
- Kohli, R. (2002). Real exchange rate stationarity in managed floats: Evidence from India. *Economic and Political Weekly*, 37(5), 475-477+479-482. <https://www.jstor.org/stable/4411695>
- Köktürk, O., & Ural, M. (2019). Fourier birim kök testi ile satın alma gücü paritesinin Türkiye için geçerliliğinin analizi. *Business & Management Studies: An International Journal*, 7(2), 877-890. <https://www.bmij.org/index.php/1/issue/view/69>
- Krichene, N. (1998). *Purchasing power parities in five East African countries: Burundi, Kenya, Rwanda, Tanzania, and Uganda*. IMF Working Papers, No. WP/98/148. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2012). *International economics: Theory & policy* (Ninth Edition). Boston, MA: Addison-Wesley.
- Kurozumi, E. (2002). Testing for stationarity with a break. *Journal of Econometrics*, 108, 63-99. doi:10.1016/S0304-4076(01)00106-3
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54, 159-178. doi:10.1016/0304-4076(92)90104-Y
- Lee, J., Huang, C. J., & Shin, Y. (1997). On stationary tests in the presence of structural breaks. *Economics Letters*, 55, 165-172. doi:10.1016/S0165-1765(97)00073-6
- Lothian, J. R., & Taylor, M. P. (1996). Real exchange rate behavior: The recent float from the perspective of the past two centuries. *Journal of Political Economy*, 104(3), 488-509. doi:10.1086/262031
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218. doi:10.1162/003465397556791
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618. <https://www.jstor.org/stable/2285154>
- Madura, J. (2018). *International financial management* (Thirteenth Edition). Boston, MA: Cengage Learning.
- McNown, R., & Wallace, M. S. (1989). National price levels, purchasing power parity, and cointegration: A test of four high inflation economies. *Journal of International Money and Finance*, 8, 533-545. doi:10.1016/0261-5606(89)90035-1
- Mussa, M. (1986). Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 117-214. doi:10.1016/0167-2231(86)90039-4
- Narayan, P. K., & Popp, S. (2010). A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time. *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425-1438. doi:10.1080/02664760903039883
- Nazlioglu, S. (2021). TSPDLIB: GAUSS time series and panel data methods (Version 2.1) [Computer software component]. <https://github.com/aptech/tspdlib>
- Ng, S., & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281. doi:10.2307/2291151
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554. doi:10.1111/1468-0262.00256

- Ocampo, J. A. (2016). *A brief history of the international monetary system since Bretton Woods*. UNUWIDER Research Papers, No. 2016/97. Helsinki: WIDER, United Nations University.
- Oh, K.-Y. (1996). Purchasing power parity and unit root tests using panel data. *Journal of International Money and Finance*, 15(3), 405-418. doi:10.1016/0261-5606(96)00012-5
- Ohara, H. I. (1999). A unit root test with multiple trend breaks: A theory and an application to US and Japanese macroeconomic time-series. *The Japanese Economic Review*, 50(3), 266-290. doi:10.1111/1468-5876.00119
- Omay, T. (2015). Fractional frequency flexible Fourier form to approximate smooth breaks in unit root testing. *Economics Letters*, 134, 123-126. doi:10.1016/j.econlet.2015.07.010
- Özatay, F., & Sak, G. (2003). Banking sector fragility and Turkey's 2000-01 financial crisis. In S. M. Collins & D. Rodrik (Eds.), *Brookings Trade Forum 2002* (pp. 121-172). Washington, DC: Brookings Institution Press.
- Papell, D. H., & Prodan, R. (2006). Additional evidence of long-run purchasing power parity with restricted structural change. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(5), 1329-1349. doi:10.1353/mcb.2006.0073
- Pérez, J. E. P. (2011). GHANSEN: Stata module to perform Gregory-Hansen test for cointegration with regime shifts (Version 30 September 2013) [Computer software component]. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457327.html>
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. doi:10.2307/1913712
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80, 355-385. doi:10.1016/S0304-4076(97)00049-3
- Perron, P., & Vogelsang, T. J. (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 301-320. doi:10.2307/1391544
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. doi:10.2307/2297545
- Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193. doi:10.2307/2938339
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. doi:10.1093/biomet/75.2.335
- Rodrigues, P. M. M., & Taylor, A. M. R. (2012). The flexible Fourier form and local generalised least squares de-trended unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 736-759. doi:10.1111/j.1468-0084.2011.00665.x
- Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668. <https://www.jstor.org/stable/2729217>
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. doi:10.1093/biomet/71.3.599
- Salvatore, D. (2013). *International economics* (Eleventh Edition). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2003). *The economics of exchange rates*. Cambridge & New York, NY: Cambridge University Press.
- Seyidoğlu, H. (2015). *Uluslararası iktisat: Teori, politika ve uygulama* (20. Baskı). İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Shapiro, A. C. (1983). What does purchasing power parity mean? *Journal of International Money and Finance*, 2, 295-318. doi:10.1016/S0261-5606(83)80005-9
- She, F., Zakaria, M., Khan, M., & Wen, J. (2021). Purchasing power parity in Pakistan: Evidence from Fourier unit root tests. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(13), 3835-3854. doi:10.1080/1540496X.2019.1709820
- Shin, Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1), 91-115. doi:10.1017/S0266466600008240
- Stata (StataCorp). (2015). Stata statistical software: Release 14. College Station, TX: StataCorp LLC.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems.

- Econometrica*, 61(4), 783-820. doi:10.2307/2951763
- Su, C.-W., Chang, H.-L., & Zhu, M.-N. (2012). Flexible Fourier stationary test in purchasing power parity for African countries. *Applied Economics*, 44(25), 3255-3262. doi:10.1080/00036846.2011.570729
- Su, C.-W., Tsangyao, C., & Chang, H.-L. (2011). Purchasing power parity for fifteen Latin American countries: Stationary test with a Fourier function. *International Review of Economics and Finance*, 20, 839-845. doi:10.1016/j.iref.2011.03.004
- Şener, S., Yılcı, V., & Canpolat, E. (2015). Satın alma gücü paritesi ve varyasyonlarının Türkiye için sınanması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(25), 53-63. doi:10.17130/ijmeb.2015.11.25.526
- Taylor, A. M. (2001). Potential pitfalls for the purchasing-power-parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price. *Econometrica*, 69(2), 473-498. doi:10.1111/1468-0262.00199
- Taylor, A. M. (2002). A century of purchasing-power parity. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139-150. doi:10.1162/003465302317331973
- Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2004). The purchasing power parity debate. *The Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135-158. doi:10.1257/0895330042632744
- Taylor, M. P. (1988). An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques. *Applied Economics*, 20(10), 1369-1381. doi:10.1080/00036848800000107
- Taylor, M. P. (1995). The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, 33(1), 13-47. <https://www.jstor.org/stable/2728909>
- Taylor, M. P. (2006). Real exchange rates and purchasing power parity: Mean-reversion in economic thought. *Applied Financial Economics*, 16(1-2), 1-17. doi:10.1080/09603100500390067
- Taylor, M. P., & McMahon, P. C. (1988). Long-run purchasing power parity in the 1920s. *European Economic Review*, 32(1), 179-197. doi:10.1016/0014-2921(88)90041-4
- TCMB. (1999). 2000 Yılı Enflasyonu Düşürme Programı: Kur ve para politikası uygulaması. https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/555855c8-90e0-4740-9188-e5b03bdc96a8/baskan_ParaPol00.pdf?MOD=AJPERES
- Telatar, E., & Kazdaglı, H. (1998). Re-examine the long-run purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: The case of Turkey 1980-93. *Applied Economics Letters*, 5(1), 51-53. doi:10.1080/758540127
- Thacker, N. (1995). Does PPP hold in the transition economies? The case of Poland and Hungary. *Applied Economics*, 27(6), 477-481. doi:10.1080/00036849500000134
- Vogelsang, T. J., & Perron, P. (1998). Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. *International Economic Review*, 39(4), 1073-1100. doi:10.2307/2527353
- WDI. (2022). *World Development Indicators* [The World Bank]. <https://databank.worldbank.org/home.aspx>
- Wickremasinghe, G. B. (2005). Purchasing power parity of Papua New Guinea: Evidence from the floating exchange rate regime. *Applied Financial Economics Letters*, 1(6), 335-338. doi:10.1080/17446540500393740
- Yazgan, M. E. (2003). The purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: A re-examination of the case of Turkey. *Applied Economics Letters*, 10(3), 143-147. doi:10.1080/1350485022000041078
- Yücesan, M. (2021). Fourier tipi birim kök testleri ile Türkiye ekonomisinde satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin test edilmesi (1980: M1 - 2019: M9). *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 19(39), 43-62. doi:10.35408/comuybd.682219
- Zhou, S. (1997). Purchasing power parity in high-inflation countries: A cointegration analysis of integrated variables with trend breaks. *Southern Economic Journal*, 64(2), 450-467. doi:10.2307/1060860
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270. doi:10.2307/1391541

Atıf biçimi / How to cite this article

Çiftci, F. (2024). Satınalma gücü paritesi yaklaşımı: Teori, literatür ve Türkiye örneđi için ADF-temelli ve KPSS-temelli testlerden kanıtlar. *İktisat Politikası Arařtırmaları Dergisi - Journal of Economic Policy Researches*, 11(2), 115-157. <https://doi.org/10.26650/JEPR1288813>

Ekler:**Tablo Ek-1: PPP Hipotezini Test Eden Bazı Zaman-Serisi Çalışmaları ve Temel Özellikleri**

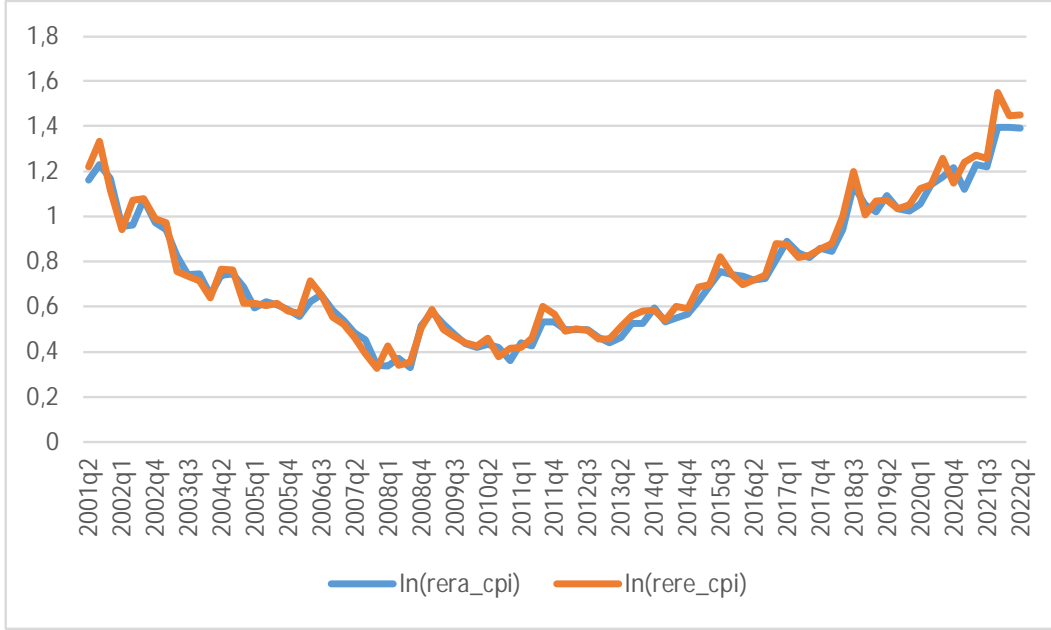
Çalışma	Ülke	Dönem / Frekans	PPP Test Yöntemi (Tekniği)	Döviz kuru	Fiyat göstergesi	Başlıca genel sonuçlar
Panel A: Yapısal kırılmayı dikkate almayan testlerin kullanıldığı çalışmalar						
McNown ve Wallace (1989)	3 GOÜ 1 GÜ	Çeşitli (1971-sonrası) Aylık	ET (EG, ECM) DT (ADF)	LCU/USD	CPI, WPI	PPP; Şili’de güçlü, Brezilya’da çok zayıf, Arjantin ve İsrail’de kısmi bir destek bulmuştur.
Bahmani-Oskooee (1993)	22 GOÜ 3 GÜ	1973-88 Çeyreklik	ET (EG)	NEER LCU/FCU	CPI	PPP; 25 ülkeden en az 17’sinde hiçbir destek bulamamış, diğerlerinde genellikle zayıf bir destek bulmuştur.
Thacker (1995)	Polonya Macaristan	Çoğu durumda 1981M1-93M2 Aylık	ET (EG) DT (PP)	LCU/FCU	CPI, WPI	PPP; gerek Polonya gerekse Macaristan’da hiçbir destek bulamamıştır.
Bahmani-Oskooee (1998)	11 GOÜ	1971Q1-94Q4 Çeyreklik	DT (KPSS, ADF)	REER	CPI	PPP; trendli KPSS testinde önemli bir destek bulmuş, diğer durumlarda çoğunlukla reddedilmiştir.
Telatar ve Kazdagli (1998)	Türkiye	1980M10-93M10 Aylık	ET (EG)	LCU/FCU	CPI	PPP’nin geçerliliğine dair hiçbir kanıt bulunamamıştır.
Apergis (2003)	Ermenistan	1993M1-96M12 Aylık	LRM (OLS) DT (DF-GLS)	LCU/USD	CPI	PPP hipotezi ne nispi ne de mutlak formda geçerlidir.
Yazgan (2003)	Türkiye	1982Q1-2001Q4 Çeyreklik	ET (G-Joh)	NEER	CPI	PPP’nin geçerliliğine dair güçlü bulgular elde edilmiştir.
Wickremasinghe (2005)	Papua Yeni Gine	1994Q1-2004Q3 Çeyreklik	DT (NP)	LCU/FCU	CPI	PPP’yi destekleyici herhangi bir kanıt ulaşılamamıştır.
Janjua ve Ahmad (2006)	4 GOÜ	Çoğu ülkede 1984M1-2002M12 Aylık	DT (ADF, PP) ET (EG)	LCU/USD	CPI, WPI	PPP; birim-kök testlerine göre hiçbir destek bulamamış, eşbütünleşme testlerine göre 3 ülkede destek bulmuştur.
Panel B: Yapısal kırılmayı dikkate alan testlerin kullanıldığı çalışmalar						
Erlat (2003)	Türkiye	1984M1-2000M9 Aylık	DT (ADF) KDT (ADF-türü)	LCU/USD LCU/DM	CPI, WPI (PPI)	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP belirli şartlarda geçerlidir.
Akinboade ve Makina (2006)	Güney Afrika	Çoğu durumda 1978M1-2002M7 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) KDT (ADF-türü)	LCU/FCU	CPI	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP sadece “toplamsal outlier” model için geçerlidir.
Bozoklu ve Yılcancı (2010)	7 GOÜ	Çoğu ülkede 1995M1-2009M12 Aylık	KDT & NDT (ADF-türü)	LCU/USD	N.A.	Q-PPP sadece 2 ülkede geçerli, diğerlerinde ise geçerli değildir.

Tablo Ek-1: Continued

Çalışma	Ülke	Dönem / Frekans	PPP Test Yöntemi (Tekniği)	Döviz kuru	Fiyat göstergesi	Başlıca genel sonuçlar
Şener vd. (2015)	Türkiye	1980M1-2012M12 Aylık	DT (NP) KDT (ADF-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP'nin geçerliliği kırılma sayısına ve biçimine bağlıdır.
Su vd. (2011)	15 GOÜ	1994M12-2010M2 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) NDT (KSS) FDT (KPSS-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP, 2 istisna haricinde, hiçbir teste göre geçerli değildir. Q-PPP, NDT ve FDT testlerine göre, toplamda 6 ülkede geçerlidir.
Su vd. (2012)	20 GOÜ	1981-2009 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) FDT (LM-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP sadece 2 ülkede geçerlidir. Q-PPP ise 19 ülkede geçerlidir.
Chang vd. (2012)	5 GOÜ 2 GÜ	1993-2008 Aylık	DT (ADF, PP, KPSS) FDT (LM-türü)	LCU/USD	CPI	S-PPP, 1 istisna haricinde, hiçbir teste göre geçerli değildir. Q-PPP ise tüm ülkelerde geçerlidir.
Köktürk ve Ural (2019)	Türkiye	2003M1-2018M12 Aylık	DT (ADF) FDT (KPSS-türü)	LCU/USD	N.A.	S-PPP geçerli değildir. Q-PPP %1 (%5) anlamlılık düzeyinde geçerlidir (geçerli değildir).
She vd. (2021)	Pakistan	1983Q1-2014Q4 Çeyreklik	DT (ADF, KPSS) FDT (ADF- ve KPSS-türü)	LCU/FCU	CPI & WPI	KPSS-temelli testler, ADF-temelli testlere göre, PPP lehine daha fazla kanıt üretmiştir. Yine de PPP lehine bulgular sınırlıdır.
Aydın (2019)	Türkiye	1992M1-2018M12 Aylık	NFDT (ADF-türü)	LCU/USD	CPI	Q-PPP, alternatif test tekniklerinin tümü tarafından desteklenmiştir.
Yücesan (2021)	Türkiye	1980M1-2019M9 Aylık	KDT (ADF-türü) FDT (ADF-, GLS- ve KPSS-türü)	LCU/USD REER	CPI	Q-PPP, kullanılan test tekniklerinin her birine göre reddedilmiştir.

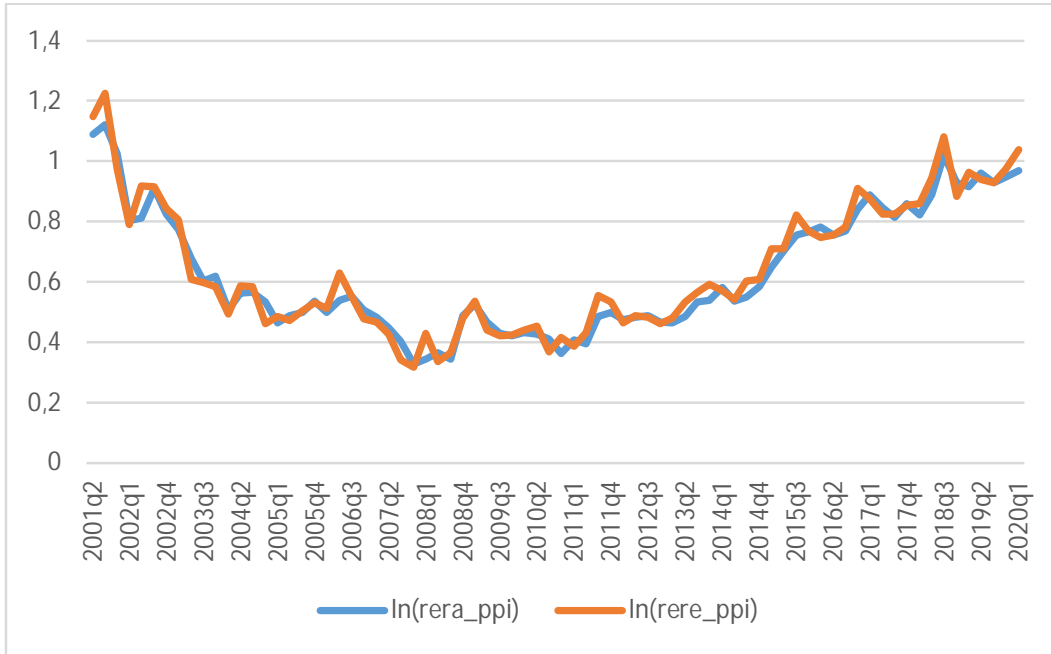
Notlar: Tabloda kullanılan kısaltmaların karşılıkları, alfabetik sıralamayla, şöyledir: ADF: Genişletilmiş Dickey ve Fuller (1979, 1981) testi. CPI: Tüketici fiyat endeksi (TÜFE). DF-GLS: Elliott, Rothenberg ve Stock (1996) testi. DM: Alman Markı. DT: Durağanlık (veya birim-kök) testi. ECM: Hata düzeltme modeli testi. EG: Engle ve Granger (1987) testi. ET: Eşbütünleşme testi. FCU: Yabancı para birimi (USD dâhil veya hariç). FDT: Fourier-fonksiyonlu DT. G-Joh: Genelleştirilmiş Johansen (1991, 1995) testi. GLS: Genelleştirilmiş en küçük kareler testi. GOÜ: Gelişmekte olan ülke. GÜ: Gelişmiş ülke. KDT: Kırılmalı DT. KPSS: Kwiatkowski vd. (1992) testi. KSS: Kapetanios vd. (2003) testi. LCU: Yerel para birimi. LM: Lagrange çoğaltma testi. LRM: Lineer regresyon modeli. NDT: Non-lineer DT. NEER: Nominal efektif döviz kuru. NFDT: Non-lineer FDT. NP: Ng ve Perron (2001) testi. OLS: Sıradan en küçük kareler tahmin tekniği. PP: Phillips ve Perron (1988) testi. PPI: Üretici fiyat endeksi (ÜFE). PPP: Satınalma gücü paritesi. Q-PPP: Sınırlı-PPP. REER: Reel efektif döviz kuru. S-PPP: Standart-PPP. USD: ABD Doları. WPI: Toptan eşya fiyat endeksi (TEFE).

Şekil Ek-1: CPI ile Hesaplanan Reel TL/USD Kurlarının Gelişimi (Doğal-Logaritma Bazında)



Notlar: İlgili değişkenlerin hesaplanma biçimi ve bu hesaplamalarda kullanılan verilerin kaynağı Tablo 1’de belirtildiği gibidir. Bu şekil, Yazar tarafından hazırlanmıştır.

Şekil Ek-2: PPI ile Hesaplanan Reel TL/USD Kurlarının Gelişimi (Doğal-Logaritma Bazında)



Notlar: İlgili değişkenlerin hesaplanma biçimi ve bu hesaplamalarda kullanılan verilerin kaynağı Tablo 1’de belirtildiği gibidir. Bu şekil, Yazar tarafından hazırlanmıştır.