

PAPER DETAILS

TITLE: Satınalma gücü paritesinin geçerliliği: E-7 ülkeleri örneği (1992-2022)

AUTHORS: Ecem Turgut, Okyay Uçan

PAGES: 343-356

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/3510576>



SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİ: E-7 ÜLKELERİ ÖRNEĞİ (1992-2022)*

Ecem TURGUT ¹

Okuyay UÇAN ²

Öz

Uluslararası ekonomi teorilerindeki en önemli konulardan biri, satınalma gücü paritesinin döviz kuru belirleme modelleri içerisinde yer alıp almadığıdır. Bu çalışmada da özellikle E-7 (Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Rusya, Türkiye) ülkelerinde satınalma gücü paritesinin geçerli olup olmadığının incelenmesi amaçlanmıştır. Çalışmada söz konusu ülkelerin 1992-2022 dönemi verilerinden yararlanılmıştır. Yapılan ekonometrik inceleme sonucunda yatay kesitin bağımlı olduğu ve homojenlik varsayımı kabul edilmiştir. Bundan dolayı değişkenlerin durağan olduğu seviyenin tespit edilmesinde Bootstrap Hadri ikinci nesil birim kök testinden yararlanılmış ve değişkenlerin birinci farkında durağan olduğu anlaşılmıştır. Bundan dolayı değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinde ikinci nesil bir eşbütünleşme testi olan ve yatay kesit bağımlılığı altında çalışan Westerlund ECM testinden yararlanılmıştır. İnceleme sonucunda nominal döviz kuru ile yurtiçi fiyat seviyesinin yurtdışı fiyat seviyesine olan oranı arasındaki ilişkinin olumlu yönde olduğu yani değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Böylelikle bu çalışmada E-7 ülkelerinde satınalma gücü paritesinin geçerli olduğu kabul edilmiştir.

Anahtar Kelimeler : Döviz Kuru, Satınalma Gücü Paritesi, PPP, Fiyat Seviyeleri.

JEL Sınıflandırması : C01, C30, E00.

* Bu çalışma Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü bünyesinde 2. yazarın danışmanlığında ve 1. yazar tarafından hazırlanan “Döviz Kurunun Belirleyicileri: Panel Veri Analizi” başlıklı tez konusunda türetilmiştir

¹ Doktora Öğrencisi, Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, ecemtrgtt@gmail.com, ORCID: 0000-0003-2385-1580

² Prof. Dr., Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, okuyay@hotmail.com ORCID: 0000-0001-5221-4682

Atıf / Citation (APA 6):

Turgut, E., & Uçan, O. (2024). Satınalma gücü paritesinin geçerliliği: E-7 ülkeleri örneği. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 17(2), 343–356. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.1384605>.

VALIDITY OF PURCHASING POWER PARITY: EXAMPLE OF E-7 COUNTRIES (1992-2022)

Abstract

One of the most important issues in international economics theories is whether purchasing power parity is included in exchange rate determination models. In this study, it is aimed to examine whether purchasing power parity is valid especially in E-7 (Brazil, China, Indonesia, India, Mexico, Russia, Turkey) countries. In the study, the data of the mentioned countries for the period 1992-2022 are used. As a result of the econometric analysis, the cross sectional is dependent and the homogeneity assumption is accepted. Therefore, Bootstrap Hadri second generation unit root test is used to determine the level at which the variables are stationary and it is understood that the variables are stationary at the first difference. Therefore, the Westerlund ECM test, which is a second generation cointegration test and works under cross-section dependence, is used to determine the cointegration relationship between the variables. As a result of the examination, it has been determined that the relationship between the nominal exchange rate and the ratio of the domestic price level to the foreign price level is positive, that is, there is a cointegration relationship between the variables. Thus, in this study, it is accepted that purchasing power parity is valid in E-7 countries.

Keywords : Exchange Rate, Purchasing Power Parity, PPP, Price levels

JEL Classification : : C01, C30, E00.

GİRİŞ

Satınalma gücü paritesi (PPP), iki para birimi arasındaki nominal döviz kurunun iki ülke arasındaki toplam fiyat seviyelerinin oranına eşit olması gerektiğini, böylece bir ülkenin para biriminin yabancı bir ülkede aynı satın alma gücüne sahip olacağını savunan bir teoridir. PPP teorisinin ekonomide birkaç yüzyıl öncesine dayanan uzun bir geçmişi vardır. Ancak satın alma gücü paritesinin özel terminolojisi Birinci Dünya Savaşı'ndan sonraki yıllarda, savaş sırasında ve sonrasında yaşanan büyük ölçekli enflasyonların ardından büyük sanayileşmiş ülkeler arasında nominal döviz kurları için uygun seviyeye ilişkin uluslararası politika tartışmaları sırasında ortaya atılmıştır (Taylor ve Taylor, 2002: 135).

Satınalma gücü paritesinden bahsedilirken tek fiyat kanunu teriminin de bilinmesi gerekmektedir. Çünkü bu iki terim birbirinden ayrılamaz bir ikili olarak literatürde yer almaktadır. Bu nedenle tek fiyat kanununun ne olduğunun bilinmesi ve açıklanması da satınalma gücü paritesinin anlaşılmasında büyük bir önem arz etmektedir. Tek fiyat kanunu, ticari engellerin var olmadığı ve ürünlerin taşıma maliyetlerinin olmadığı ekonomilerde, aynı türdeş ürünlerin fiyatlarının ayrı ayrı piyasalarda özdeş para birimi türünden ifadesinde aynı düzeyde olması gerektiğini belirtmektedir. Bir ürün dünyanın neresinde ve piyasalarda ne koşulda satılırsa satılsın aynı fiyatta olacağını ifade etmektedir (Yanar ve Zengin, 2018: 159).

Satınalma gücü paritesi, bir ülkenin döviz kuru ile ulusal fiyat seviyesinin yabancı bir ülkenin fiyat seviyesine göre hareketi arasındaki ilişkiyi içerirken mutlak ve nispi PPP olmak üzere iki grup altında ele alınmaktadır. Mutlak PPP, bir birim yerli paranın satın alma gücünün, mutlak PPP döviz kuru üzerinden yabancı para birimine dönüştürüldüğünde, yabancı ekonomide tamamen aynı olduğunu belirtir. Nispi PPP'de ise ulusal fiyat seviyelerindeki değişiklikler, ilgili para birimleri arasındaki nominal döviz kurlarındaki orantılı değişikliklerle dengelenir (Coakley vd., 2005: 294).

Satın alma gücü paritesi döviz kuru, iki para birimi arasındaki döviz kuru olup, bu kurda ortak bir para birimi cinsinden ifade edildiğinde ilgili iki ulusal fiyat seviyesini eşitler, böylece bir para biriminin satınalma gücü her iki ekonomide de aynı olur. Bu PPP kavramı genellikle mutlak PPP olarak adlandırılır. Bir para biriminin diğerine göre değer kaybetme oranı, ilgili iki ülke arasındaki toplam fiyat enflasyonundaki farkla eşleştğinde göreceli yani nispi PPP'nin geçerli olduğu söylenir. Nominal döviz kuru basitçe bir para biriminin diğeri cinsinden fiyatı olarak tanımlanırsa, reel döviz

kuru, göreceli ulusal fiyat düzeyi farklılıklarına göre ayarlanmış nominal döviz kurudur. PPP geçerli olduğunda, reel döviz kuru sabittir, dolayısıyla reel döviz kurundaki hareketler PPP'den sapmaları temsil eder. Dolayısıyla, bir reel döviz kuru tartışması, PPP tartışması ile eşdeğerdir (Sarno ve Taylor, 2002: 65).

Satınalma gücü paritesinin arkasındaki temel kavram, yurtiçi döviz kurunun "temel" veya "denge" döviz kurunu belirlemesidir. PPP hipotezi aşağıdaki şekilde ifade edilir (Edison, 1987: 377):

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

Denklem (1)'de E denge döviz kurunu, P yurtiçi fiyatlar endeksini, P* yabancı fiyatlar endeksini ve K bir skaleri göstermektedir. Bu nedenle PPP teorisi, yurtiçi fiyat seviyesi yabancı fiyatlara göre arttığında veya azaldığında, yerli para biriminin orantılı olarak değer kaybedeceğini veya değer kazanacağını öngörmektedir. Temel fikir, malların ve piyasaların entegre olduğu ve dolayısıyla ülkeler arasında bir fiyat farkı varsa, fiyat seviyeleri eşitlenene kadar arbitrajın gerçekleşeceğini. Ancak gerçekte, ticareti yapılan malların çoğu ikame edilebilir mallardan ziyade farklılaştırılmış ürünlerdir. Bu ve diğer nedenlerden dolayı ülkeler arasındaki tüketim sepetleri farklılık göstermektedir. Başlangıç önermesindeki bu tutarsızlık, PPP teorisinin mutlak versiyonunun toplam düzeyde ampirik geçerliliğine meydan okumaktadır. Bu sorun PPP'nin nispi versiyonunda ele alınmıştır. Nispi PPP, herhangi bir zaman diliminde iki para birimi arasındaki döviz kurundaki değişim yüzdesinin, aynı zaman diliminde malların fiyat seviyelerindeki değişim yüzdesi arasındaki farka eşit olduğunu belirtir. Nispi PPP böylece mutlak PPP'yi fiyat ve döviz kuru seviyeleriyle ilgili bir ifadeden fiyat ve döviz kuru değişimiyle ilgili bir ifadeye çevirir. Mutlak PPP'den nispi PPP'ye dönüşümde, nispi PPP kavramı, hem fiyat seviyesinin hem de ticaret ortaklarına göre döviz kurunun, her bir para biriminin satın alma gücünün hem yurtiçinde hem de yurtdışında önceki oranını koruyacağını ifade eder. (Al-Zyoud, 2015: 233).

Serbest döviz kuru sistemlerinde iç ve dış fiyat düzeyleri arasındaki oran olarak tanımlanabilen mutlak satınalma gücü paritesi, iç ve dış piyasalardaki fiyat düzeyleri arasındaki denge döviz kuruna eşittir. Başka bir ifadeyle cari denge döviz kuru, iç fiyat düzeyinin dış fiyat düzeyine oranıdır. Satınalma gücü paritesi, ülkedeki genel enflasyon oranı ve fiyat değişikliklerini ele almaktadır. Enflasyon oranı yüksek olan ülke parasının diğer ülke paraları karşısında değer kaybedeceği düşünülmektedir. Enflasyon oranı yüksek ülkelerin ihraç malları dış ülkelerde daha az rekabet gücüne sahip olacak, ithal malları ise iç piyasada daha fazla rekabet gücüne sahip olacaktır. Böylelikle dış ticaret dengesinde açık ortaya çıkacak ve ülke parasının spot döviz kuru düşecektir. Başka bir yaklaşım olan nispi satınalma gücü paritesine göre ise döviz kuru değişimi yüzdesi ($E_1 - E_0 / E_0$), yurtiçi enflasyon oranından (P_h) dış enflasyon oranının (P_f) çıkarılmasına eşittir. Bu eşitlik Denklem (2)'de gösterilmiştir (Bursalı, 2020: 36).

$$\frac{E_1 - E_0}{E_0} = P_h - P_f \quad (2)$$

Denklem (2)'de E_0 baz alınan dönemin döviz kurunu, E_1 ise bir sonraki dönemin döviz kurunu temsil etmektedir.

PPP'nin döviz kurlarının belirlenmesiyle ilgili olarak kullanılmasında iki versiyonun da bir takım sakıncaları bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, sadece ticareti yapılan malların fiyatlarının dikkate alınmasıdır. Oysaki ticareti yapılmayan hizmetlerde üretilmekte, perakende fiyatlar bulunmakta ve gayri safi milli hasıla deflatörü olarak kullanılmaktadır. Bununla birlikte PPP'nin döviz kuru belirleme modellerinin hesaplanmasında kullanılmasının bir güçlüğü daha bulunmaktadır. Bu ise sürekliliğine ihtimal verilmemesidir. PPP'nin formülâtörü olarak bilinen Cassel'e göre bir yandan ticarete müdahale edilmekte, öte yandan paralar spekülâtif etkilere maruz kalmaktadır. Bazen de hükümet müdahalesi ile döviz kuru PPP'den sapmaktadır (Ertürk, 2018: 34).

Teorik olarak açıklanan satınalma gücü paritesi, uygulamada bazı sapmalar gösterebilmektedir. Satınalma gücü paritesinden sapmaların nedenleri; dış ticaretin ve sermaye hareketlerinin önündeki kısıtlayıcı engellemeler, çok uluslu şirketlerin fiyat politikaları, otonom sermaye akımları, döviz piyasalarında spekülasyonlar, yurtiçi ve yurt dışında farklı enflasyon beklentileri, resmi müdahaleler, reel ekonomilerdeki devresel sapmalar ve verimlilik farkları olarak sayılabilmektedir. Tüm bunlara karşın PPP, uzun dönemde ve ülkeler arasındaki enflasyon oranının büyük olduğu ortamlarda en iyi şekilde çalışmaktadır (Bursalı, 2020: 38).

Döviz kuru dinamiklerinin belirlenmesinde satınalma gücü paritesi bu kadar önemli paya sahipken literatürde bu konuda tartışma haline girmiştir. Bu çalışmada E-7 ülkelerinde satınalma gücü paritesinin geçerli olup olmadığının test edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada öncelikle literatürde bu konuda yapılan çalışmalara yer verilmiş böylelikle bu çalışmadan elde edilen sonuçların diğer çalışmalarla karşılaştırılabilmesi amaçlanmıştır. Akabinde çalışmada kullanılan modeller ve veri setleri açıklanırken çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler metodolojik olarak açıklanmış ve en son ampirik sonuçlar verilirken çalışma sonuç bölümüyle bitirilmiştir.

I. LİTERATÜR TARAMASI

Döviz kuru belirleme modelleri arasında satınalma gücü paritesinin yer alıp almadığı yıllardır iktisat literatüründe sıkça tartışılan bir konu haline gelmiştir. Bu konuya netlik kazandırabilmek amacıyla da literatürde özellikle farklı farklı ülke grupları üzerine hem zaman serisi analizleri hem de panel veri analizi yapılmış ve satınalma gücü paritesinin geçerliliği incelenmiştir. Çalışmanın bu bölümünde de literatürde bu konuda yapılan çalışmalara kısa bir özet geçilmiş ve genel bir bakış açısı kazandırılması amaçlanmıştır.

Olaniran ve Ismail (2023), çalışmalarında 16 batı Afrika ülkesi için 1970-2021 dönemi olmak üzere 52 yıllık döviz kurları ve fiyat seviyeleri kullanılarak satınalma gücü paritesi incelenmiştir. Sonuçlar uzun vadede ülkeler paneli için nispi PPP'nin varlığını doğrularken, uzun vadeli kesişimlerin ve eşbütünleşme vektörünün tahmini, ülkeler paneli için mutlak PPP'nin olmadığını doğrulamaktadır.

Kasem ve Al-Gasaymeh (2022), çalışmalarında orta doğu ülkeleri örnekleminden yararlanarak satınalma gücü paritesinin geçerliliğini incelemişlerdir. 2000-2020 dönemini kapsayan verileri test etmek için Johansen eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Eşbütünleşme testlerinin sonuçları, seçilen ülkeler için döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyeleri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu göstermiştir. Sonuç olarak, bu sonuçlar Satınalma lma gücü paritesi modelinin uzun vadede geçerli olduğuna kanıtlar sunmuştur.

Wee ve Lee (2022), çalışmalarında 27 ekonomide 1999'dan 2021'e kadar PPP'yi incelemektedir. Bu çalışmada diğer çalışmalardan farklı olarak ticarete konu olmayan alternatif bir mal örneği olarak Big Mac'i kullanarak inceleme yapılmıştır. Veri analizi panel birim kök ve panel eşbütünleşme yaklaşımları kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Her iki yaklaşım da zayıf formulu PPP'nin geçerliliğini doğrulamaktadır. Zayıf formulu PPP için kanıtlar sağlamken, güçlü formulu PPP için yetersiz bulunmuştur.

Wu, Bahmani-Oskooee ve Chang (2018), çalışmalarında satınalma gücü paritesinin geçerliliğini Kanada, İtalya, Japonya, Fransa, Almanya ve İngiltere olmak üzere G-6 ülkelerinde incelemiştir. 1971-2013 dönemi aylık veriler kullanılarak yapılan inceleme sonucunda altı ülkeden sadece Fransa ve Almanya'da satınalma gücü paritesinin geçerli olduğu ortaya koyulmuştur.

Güriş, Yıldırım Tıraşoğlu ve Tıraşoğlu (2016), çalışmalarında Türkiye örneğinden hareket ederek satınalma gücü paritesini test etmişlerdir. 1992-2015 dönemi üzerine yapılan inceleme sonucunda söz konusu ülkede satınalma gücü paritesinin geçerli olduğu ileri sürülmüştür.

Adigüzel vd. (2014), çalışmalarında 2002-2012 dönemi verilerinden yararlanarak 10 ülkede satınalma gücü paritesinin geçerli olup olmadığı incelenmiştir. Ampirik sonuçlardan, PPP hipotezinin serbest ticaret anlaşması olan ülkelerde geçerli olduğu, ticaret engellerinin olduğu ve mesafenin fazla olduğu ülkelerde ise ihlal edildiği sonucuna ulaşılmıştır.

Yıldırım, Mercan ve Kostakoğlu (2013), çalışmalarında satınalma gücü paritesini test etmede hem zaman serisi hem de panel veri analizinden yararlanmışlardır. Türkiye için 1960-2012, AB 15 ve G-8 ülkeleri için 1975-2012, AB-27 ülkeleri için 1990-2012 ve OECD ülkeleri için 1980-2012 dönemini kapsayan yıllık veriler kullanılmıştır. Sonuçta satınalma gücü paritesinin Türkiye ekonomisi için geçerli olmadığı tespit edilirken, diğer ülke gruplarının tamamında geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Chang, Lu, Tang ve Liu (2011), çalışmalarında 1980-2003 döneminde seçilmiş 22 Afrika ülkesinde uzun dönem Satınalma gücü paritesindeki asimetric uyumun özelliklerini araştırmak için Enders ve Siklos (2001) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testini uygulamışlardır. Çoğu Afrika ülkesi için uzun dönemli PPP'ye dair kanıtlar olmasına rağmen, ayarlama mekanizmasının asimetric olduğu belirtilmiştir.

Lu ve Chang (2011), çalışmalarında 1985 - 2008 döneminde Çin için uzun dönem Satınalma gücü paritesindeki asimetric uyumun özelliklerini eşbütünleşme tekniği kullanarak araştırmışlardır. Sonuçta hem Amerika Birleşik Devletleri hem de Japonya baz ülke olarak alındığında Çin için uzun dönem PPP'ye ilişkin kanıtlar bulunmasına rağmen, ayarlama mekanizması yalnızca Amerika Birleşik Devletleri baz ülke olarak alındığında asimetric bulunmuştur.

Shams ve Murad (2010), çalışmalarında 1971-2007 döneminde Bangladeş ekonomisinde uzun dönem satınalma gücü paritesini test etmeyi amaçlamaktadır. Yıllık gözlemlerden elde edilen döviz kuru ve fiyat endeksleri kullanılarak yapılan eşbütünleşme testleri Bangladeş için PPP önermesini reddetmektedir. Sonuçlar, yurtiçi ve yurtdışı fiyat seviyelerindeki sapmaların nominal döviz kuru hareketlerine yansımadağını göstermektedir. Bu açıdan yazarlar PPP'yi döviz kurunun belirlenmesinde tam bir model olarak düşünmek yerine, döviz kurlarının belirlenmesinde bir rehber olarak kullanılması gerektiği önerisinde bulunmaktadır.

Chocholatá (2009), çalışmasında Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme tekniklerini kullanarak satınalma gücü paritesini analiz etmiştir. Letonya ve Slovakya örneğinde gerçekleştirilen incelemede tüm analiz Ocak 1999- Mayıs 2008 dönemini kapsayan aylık veriler üzerinde yapılmıştır. Hem Engle-Granger hem de Johansen yöntemi, analiz edilen her iki dönemde de satın alma gücü paritesinin geçerliliğini doğrulamamıştır.

Doğanlar (2006), çalışmasında 1995-2002 dönemi için üç geçiş Asya ülkesi olan Azerbaycan, Kazakistan ve Kırgızistan için satınalma gücü paritesinin uzun vadeli geçerliliğini araştırmaktadır. Sonuçlar, dört farklı eşbütünleşme tekniği uygulandığında nominal döviz kurları, yurt içi ve yurt dışı fiyat serilerinin eşbütünleşmediğini göstermektedir. Bu ülkelerin reel döviz kurlarının zaman serisi özellikleri de durağan olmadıklarını göstermektedir. Tüm bu sonuçlar, bu ülkeler için Satınalma gücü paritesi'nin uzun vadede geçerliliğinin reddedilebileceğini doğrulamaktadır.

Khan ve Ahmad (2005), çalışmalarında 4 Asya ülkesinin 1976-2001 dönemi verilerinden yararlanarak ve döviz kuru ile görelî fiyatların kısa dönem davranışlarını inceleyerek uzun dönem denge koşulu olarak satınalma gücü paritesini test etmişlerdir. Yapılan inceleme sonucunda değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiş ve dolayısıyla satınalma gücü paritesi desteklenememiştir.

Zumaquero (2002), çalışmasında 1975-1995 döneminde Avrupa ülkesi için yapısal kırılmaların varlığında eşbütünleşme tekniklerini kullanarak ticarete konu olan ve olmayan sektörlere göre uzun dönem Satınalma gücü paritesi hipotezini incelemiştir. Bu yaklaşım, PPP hipotezini araştırmaya yönelik mevcut birçok yaklaşımı tamamlayıcı niteliktedir. Sonuçta uzun dönem PPP hipotezi lehine kanıtlar bulunmuştur.

Serletis (1994), çalışmasında uzun dönem satınalma gücü paritesi yaklaşımının geçerliliğine 17 OECD ülkesinden kanıtlar sunmaya çalışmıştır. İncelemenin gerçekleştirilmesinde 1973-1992 dönemi verilerinden yararlanılırken sonuçta döviz kurları ile uluslararası fiyat farklılıkları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu, ancak bu ilişkinin çoğu durumda satınalma gücü paritesinden önemli ölçüde saptığı bulunmuştur.

Bahmani-Oskooee (1993), çalışmasında az gelişmiş ülkelerin 1973-1988 dönemine ait çeyrek verilerinden yararlanarak satınalma gücü paritesinin geçerliliğini test etmiştir. Eşbütünleşme tekniği

kullanılarak yapılan inceleme sonucunda çoğu ülkede satınalma gücü paritesi için çok az ampirik destek bulunmuştur.

II. METODOLOJİ, VERİ SETİ VE ANALİZ

Döviz kuru belirleme modelleri içerisinde sayılan satınalma gücü paritesi literatürde sıkça karşılaşılan bir tartışma konusu haline gelmiştir. Bazı çalışmalar satınalma gücü paritesini döviz kuru belirleme modelleri içerisinde ele alırken bazı çalışmalar bunun yetersiz olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bu çalışmada da E-7 ülke örneğinde satınalma gücü paritesinin geçerli olup olmadığının analiz edilmesi amaçlanmıştır. Örnek ülke grubu olarak E-7 ülkelerinin seçilmesinin sebebi özellikle orta gelir grubu içerisinde yer alan gelişmekte olan ülkelerde satınalma gücü paritesinin geçerli olup olmadığının anlaşılmasının istenmesi yatmaktadır. E-7 ülkeleri ise sırasıyla *Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Türkiye* olmak üzere 7 gelişmekte olan ülkeden oluşmaktadır. Satınalma gücü paritesinin test edilmesinde söz konusu ülkelerin 1992-2022 dönemi verileri kullanılmış ve böylelikle araştırmaya güncellik kazandırılmıştır. Hsing (2010) ve Uçan (2019) takip edilerek yapılan çalışma sonucunda oluşturulan model Denklem (3)'de gösterilmiştir.

$$ER = \alpha + \beta(P/P^*) + \varepsilon \quad (3)$$

Denklem (3)'de gösterilen modeldeki değişkenler ER, nominal döviz kuru; P, yurtiçi fiyat seviyesi; P* yabancı fiyat seviyesinden oluşmaktadır. Çalışmada yurtiçi fiyat seviyesi göstergesi olarak E-7 ülkelerinin tüketici fiyat endeksi verileri kullanılırken, P* yabancı fiyat seviyesi baz olarak ise Amerika Birleşik Devletleri'nin tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır. Modelde nominal döviz kurunu temsil eden ER değişkeni bağımlı değişken olarak ele alınırken, eşitliğin sağ tarafında yer alan fiyatlar genel seviyeleri tek bir değişken olarak ele alınırken bu değişken (P/P*) olarak kullanılmış ve çalışmada bağımsız değişken olarak ele alınmıştır. Çalışmada bu verilerin elde edilmesinde IMF-IFS (International Financial Statistics) sitesinden yararlanılmıştır. Verilerin analiz edilmesinde ise Stata 15 ve Gauss 16 ekonometrik analiz programlarından yararlanılmıştır. Çalışmanın bu bölümünde öncelikle kullanılan ekonometrik analiz yöntemleri metodolojik olarak açıklanmış ve daha sonra ampirik sonuçlar verilmiştir.

I.I. Yatay Kesit Bağımlılığı

Pesaran (2004) tarafından önerilen yatay kesit bağımlılığı (CD) testi, panel üyeleri arasında sıfır bağımlılığın sıfır hipotezini test eder ve durağan ve yapısal kırılmalara sahip birim kök dinamik heterojen paneller gibi çeşitli panel veri modellerine uygulanabilir. CD testi, panel veri modelindeki bireysel regresyonlardan gelen sıradan en küçük kareler (OLS) artıklarının tüm ikili korelasyonlarının ortalamasına dayanır (Dobnik, 2011: 12).

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (4)$$

burada $i = 1, \dots, N$ enine kesit üyesini temsil eder, $t = 1, \dots, T$ zaman periyodunu ifade eder ve x_{it} gözlenen regresörlerin bir $(k \times 1)$ vektörüdür. Kesişme noktalarının (α_i) ve eğim katsayılarının (β_i) panel üyeleri arasında değişmesine izin verilir. CD test istatistiği şu şekilde tanımlanır:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (5)$$

burada ρ_{ij} , Denklem (4) ile ilişkili OLS artıklarının ikili korelasyonunun örnek tahminidir.

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2)^{1/2}} \quad (6)$$

I.II. Homojelik Testi

Panel veri analizinde ikinci konu, eğim katsayılarının homojen olup olmadığına karar vermektir. Tüm panel için ortak kısıtlama empoze ederek bir değişkenden diğerine nedensellik, güçlü sıfır hipotezidir. Ayrıca, parametreler için homojenlik varsayımı, bölgeye özgü özellikler nedeniyle heterojenliği yakalayamaz. Standart F testini uygulayarak $i \neq j$ çift taraflı eğimlerin sıfır olmayan bir fraksiyonu için homojenliğin olmadığı (heterojenlik) alternatif hipotezine karşı, $H_1: \beta_i \neq \beta_j$, tüm i için eğim homojenliğine ilişkin boş hipotez, $H_0: \beta_i = \beta_j$, test edilmektedir. Bu test, kesit boyutu (N) nispeten küçük ve zaman boyutu (T) büyük olduğunda, açıklayıcı değişkenler kesinlikle dışsal olduğunda ve hata varyansları homoskedastik olduğunda geçerlidir. Swamy, F testindeki eş varyans varsayımını gevşeterek, uygun bir havuzlanmış tahmin ediciden bireysel eğim tahminlerinin dağılımına ilişkin eğim homojenliği testini geliştirdi. Bununla birlikte, hem F hem de Swamy testi, N'nin T'ye göre küçük olduğu panel veri modelleri gerektirir. Pesaran ve Yamagata, büyük panellerde eğim homojenliğini test etmek için Swamy testinin standart bir versiyonunu önerdi. Swamy testi, $(N, T) \rightarrow \infty$ olarak, hata terimleri normal olarak dağıtıldığında, N ve T'nin bağıl genişleme oranlarında herhangi bir kısıtlama olmaksızın geçerlidir. Swamy test yaklaşımında, ilk adım Swamy testinin aşağıdaki değiştirilmiş versiyonunu hesaplamaktır (Chang vd., 2014: 7-8):

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE})' \left(\frac{X_i' M_t X_i}{\hat{\sigma}_i^2} \right) (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}) \quad (7)$$

burada $(\hat{\beta}_i)$ havuzlanmış OLS tahmincisidir. $(\hat{\beta}_{WFE})$ ağırlıklı sabit etkili havuzlanmış tahmin edicidir, (M_t) bir kimlik matrisidir, $\hat{\sigma}_i^2$, σ^2 i'nin tahmincisidir. Daha sonra standartlaştırılmış dağılım istatistiği aşağıdaki şekilde geliştirilir:

$$\bar{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (8)$$

$(N, T) \rightarrow \infty$ koşuluyla sıfır hipotezi altında, $\sqrt{N}/T \rightarrow \infty$ ve hata terimleri normal dağıldığı sürece, Swamy testi asimptotik standart normal dağılıma sahiptir. Swamy testinin küçük örnek özellikleri, aşağıdaki sapma ayarlı sürüm kullanılarak normal dağılımlı hatalar altında geliştirilebilir:

$$\bar{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\bar{z}_{it})}{\sqrt{\text{var}(\bar{z}_{it})}} \right) \quad (9)$$

burada ortalama $E(\bar{z}_{it}) = k$ ve varyans $\text{var}(\bar{z}_{it}) = 2k(T - k - 1)/T + 1$ Delta Homojenlik Testi Sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

I.III. Bootstrap Hadri Birim Kök Testi

Hadri testleri, paneldeki en az bir tek birim kök alternatifine karşı tüm bireysel serilerin durağan olduğu sıfır hipotezi üzerinde kullanılmaktadır. Hadri testleri bu nedenle sıfır hipotezi reddedilmezse paneldeki tüm cari hesap açıklarının durağan olduğuna dair kanıt olması avantajını sunar. Hadri, paneldeki en az tek bir birim kök alternatifine karşı tüm bireysel serilerin durağan (bir ortalama etrafında veya bir trend etrafında) olduğu sıfır hipotezini test etmek için bir LM prosedürü önermektedir. Hadri tarafından önerilen iki LM testi, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) tarafından geliştirilen testin panel versiyonlarıdır. Hadri panel durağanlık testi istatistiği, bireysel tek değişkenli KPSS durağanlık testlerinin basit ortalaması ile verilmektedir (Holmes, Otero ve Panagiotidis, 2010):

$$\widehat{LM}_{T,N} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \eta_{i,T} \quad (10)$$

uygun bir standardizasyondan sonra ve uygun momentler kullanılarak, standart bir normal sınırlayıcı dağılımı takip eder. Yani:

$$Z = \frac{\sqrt{N}(\widehat{LM}_{T,N} - \bar{\xi})}{\bar{\zeta}} \Rightarrow N(0,1) \quad (11)$$

Denklem (11)'de $\bar{\xi} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{\xi}_i$ ve $\bar{\zeta}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{\zeta}_i^2$ dir. Hadri'nin Monte Carlo deneyleri, bu testlerin T ve N'nin yeterince büyük olduğu durumlarda iyi boyut özelliklerine sahip olduğunu göstermektedir. Ancak, Giulietti ve ark. nispeten büyük T ve N için bile, Hadri testlerinin yatay kesit bağımlılığının varlığında ciddi boyut bozulmalarından muzdarip olduğunu göstermektedir. Aslında, bozulmanın büyüklüğü, kesit bağımlılığının gücü ile artar. Bu bulgu, Strauss ve Yiğit ve Pesaran tarafından hem IPS hem de MW panel birim kök testlerinde elde edilen sonuçlarla tutarlıdır. Kesit bağımlılığının neden olduğu boyut bozulmasını düzeltmek için Giulietti ve ark. önyükleme yöntemini uygular ve önyükleme Hadri testlerinin yaklaşık olarak doğru boyutta olduğunu bulur.

I.IV. Westerlund ECM test

Westerlund'un (2007) testleri CD'ye karşı dayanıklıdır ve ortak faktör kısıtlamaları sorunundan kaçınmaktadır. Westerlund (2007) hata düzeltme modeline (ECM) dayalı $G\tau$, $G\alpha$, $P\tau$ ve $P\alpha$ olmak üzere dört panel eşbütünleşme testi üretmiştir. İki panel testi ($P\tau$ ve $P\alpha$) tüm panelin eşbütünleşik olduğu alternatif hipotezini test etmek için tasarlanırken, diğer iki test ($G\tau$ ve $G\alpha$) en az bir yatay kesitin eşbütünleşik olduğu alternatif hipotezini test etmek için tasarlanmıştır. Bu testler için boş hipotez eşbütünleşme olmadığıdır. Westerlund (2007) aşağıdaki veri üretme sürecini varsaymıştır (Munir, Lean ve Smyth, 2020: 6-7):

$$\Delta y_{it} = \delta_i d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_t} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-qt}^{p_t} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (12)$$

burada $t = 1, \dots, T$ ve $i = 1, \dots, N$ sırasıyla zaman serisi ve yatay kesit birimlerini indekslerken, d_t deterministik bileşenleri içerir ve α_i parametresi hata düzeltme terimini temsil eder. Grup ortalamaları testinin oluşturulması üç adımdan oluşmaktadır. İlk olarak, her i birimi için Denklem (12)'yi en küçük

kareler yöntemiyle tahmin ederek e_{it} ve γ_{ij} elde edilir. İkinci olarak ise Denklem (13) hesaplanmaktadır:

$$\hat{u}_{ij} = \sum_{j=-q}^{p_t} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{e}_{it} \quad (13)$$

Üçüncü olarak ise Denklem (14) hesaplanmaktadır.

$$G_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad ve \quad G_a = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}(1)} \quad (14)$$

Denklem (14)'de $SE(\hat{\alpha}_i)$, $\hat{\alpha}_i$ 'nin geleneksel standart hatasını temsil etmektedir. Panel istatistikleri karmaşıktır çünkü Denklem (12)'nin parametrelerinin ve boyutlarının yatay kesit birimleri arasında farklılık göstermesine izin verilmektedir. Bu nedenle, üç aşamalı bir prosedür önerilmektedir. İlk adım, yukarıdaki grup ortalama istatistikleri ile aynıdır. π belirlendikten sonra, projeksiyon hatalarını elde etmek için (15) ve (16)'da gösterildiği gibi Δy_{it} 'in gecikmeleri ve Δx_{it} 'in eş zamanlı ve gecikmeli değerleri, $\Delta \hat{y}_{it}$ ve $\Delta \hat{y}_{it-1}$ sırasıyla dt üzerinde geri çekilir.

$$\Delta \hat{y}_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\delta}_i d_t - \hat{\lambda}_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_t} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=-q_1}^{p_t} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (15)$$

$$\hat{y}_{it} = y_{it} - \hat{\delta}_i d_t - \hat{\lambda}_i x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_t} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=-q_1}^{p_t} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (16)$$

İkinci adımda, ortak hata düzeltme parametresi α 'yı ve standart hatasını tahmin etmek için $\Delta \hat{y}_{it}$ ve $\hat{y}_{it}$ kullanılır.

$$\hat{\alpha} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{y}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\hat{\alpha}_i(1)} \hat{y}_{it-1} \Delta \hat{y}_{it} \quad (17)$$

Üçüncü adım, panel istatistiklerini hesaplamaktır: $SE(\hat{\alpha}) = (\hat{S}^2_N)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{y}_{it-1}^2$ ve $\hat{S}^2_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_1}{\hat{\alpha}_1(1)}$ 'nin olduğu yerdeki $P_t = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})}$ ve $P_\alpha = T \hat{\alpha}$, $\hat{\alpha}_i$ ile Denklem (12)'deki tahmini regresyon standart hatasıdır.

I.V. Ampirik Bulgular

Panel veri analizlerinde ilk aşama seriler arasında yatay kesitin bağımlı olup olmadığıdır. Bu sorun sonraki aşamada uygulanacak testleri belirlemekte ve böylelikle en doğru sonuçlara ulaşılmaktadır. Yatay kesit bağımlılığın tespit edilmesinde en sık kullanılan yöntem ise CD testidir. Bu çalışmada analize ilk olarak yatay kesit bağımlılığı test edilerek başlanmış ve sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test	İstatistik	Olasılık
LM	242,1	0,000
LM adj*	104,6	0,000
LM CD*	13,84	0,000

Tablo 1’de yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları incelendiği zaman tüm test sonuçlarında olasılık değerinin %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu görülmektedir. Bu sonuç yatay kesitin bağımsız olduğu yönündeki temel hipotez reddedilirken, yatay kesitin bağımlı olduğu yönündeki alternatif hipotezin kabul edildiği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla değişkenlerin durağan olduğu seviyenin tespit edilmesinde yatay kesit bağımlılığı altında işleyen ikinci nesil birim kök testlerinin uygulanması gerektiği görülmüştür. Ancak bu konuda bir diğer sorun ise homojenlik ve heterojenlik varsayımı olmaktadır. Çünkü her testin varsayımı kendi içerisinde farklılık arz etmektedir. Bu çalışmada hangi ikinci nesil birim kök testinin uygulanmasının en uygun sonucu vereceğini anlayabilmek için Delta homojenlik testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Delta Homojenlik Testi Sonuçları

Test	Delta	P-value
Δ	0,955	0,340
Δ_{adj}	1,005	0,315

Tablo 2’de Delta homojenlik testi sonuçları verilmiştir. Sonuçlar incelendiği zaman olasılık değerinin %5 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu dolayısıyla homojenlik varsayımını kabul eden temel hipotezin kabul edilmesi gerektiğini göstermektedir. Bu sonuç aslında diğer çalışmalardan farklılık göstermektedir. Çünkü genel olarak yatay kesit bağımlılığı altında işleyen ikinci nesil birim kök testleri heterojenlik sonucunu vermekte ve heterojenlik varsayımı altında çalışmaktadır. Ancak buna karşın bu çalışmada homojenlik varsayımı sonucu ortaya çıkmıştır. Bu noktada hem heterojen hem de homojen sonuçları veren Hadri ikinci nesil birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 3’te verilmiştir.

Tablo 3. Bootstrap Hadri İkinci Nesil Birim Kök Testi Sonuçları

	ER		P/P*	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
Z-Stat	87,276	0,000	55,093	0,000
P-chi	111,901	0,000	116,831	0,000
P-normal	18,502	0,000	19,433	0,000
Choi-normal	-8,432	0,000	-9,084	0,000

Bootstrap Hadri ikinci nesil birim kök testi, hipotezleri yönünden diğer testlerden farklılık göstermektedir. Şöyle ki temel hipotez durağan olduğu yönündeyken alternatif hipotez birim kök içerdiği yönünde işlemektedir. Ayrıca Bootstrap Hadri ikinci nesil birim kök testinde 4 farklı test sonucu verilmektedir. Bu testlerde P-chi, P-normal ve Choi-normal testleri heterojen sonuçları vermektedir. Buna karşın Z-stat testi ise homojen sonuçları vermektedir. Bu çalışmada yapılan Delta homojenlik testi sonucunda homojenlik sonucuna ulaşıldığı için Z-Stat sonuçları dikkate alınmıştır. Hem ER hem de P/P* değişkeninin Z-stat olasılık değerleri incelendiği zaman %5 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu dolayısıyla durağanlık varsayımını kabul eden temel hipotezin reddedildiği görülmektedir. Yani her iki değişkende seviyede birim kök içerirken, birinci farkında durağan çıkmıştır. Bundan dolayı çalışmada değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkinin tespit edilmesinde

ikinci nesil bir eşbütünleşme testi olan Panel Westerlund ECM testi sonuçları incelenmiş ve sonuçlar Tablo 4’te verilmiştir.

Tablo 4. Westerlund ECM

Bağımlı: ER	İstatistik		NOCD		Bootstrap p-değeri	
	p-tau	p-alpha	p-tau	p-alpha	p-tau	p-alpha
P/P*	-127,333	-81,827	0,000	0,000	0,001	0,001

Westerlund ECM testinin özelliği g-tau, g-alpha, p-tau ve p-alpha olmak üzere 4 farklı test sonucunu vermesidir. Burada önemli olan heterojen ve homojenlik varsayımlarıdır. Çünkü g-tau ve g-alpha sonuçları heterojen sonuçları verirken p-tau ve p-alpha sonuçları homojen sonuçları vermektedir. Bu çalışmada yapılan Delta homojenlik testi sonucunda homojenlik varsayımı geçerli olduğu için p-tau ve p-alpha sonuçları dikkate alınmış ve tabloda karışıklığı önlemek amacıyla sadece bu sonuçlara yer verilmiştir. Westerlund ECM testinde temel hipotez eşbütünleşme olmadığı yönünde iken alternatif hipotez eşbütünleşmenin olduğu yönündedir. Tablo 4’de verilen sonuçlar incelendiği zaman %5 anlamlılık düzeyinde temel hipotezin reddedilirken alternatif hipotezin kabul edildiği görülmektedir. Bu sonuç nominal döviz kuru ile fiyat seviyesi arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Kısacası E-7 ülkeleri için yapılan bu çalışmada satınalma gücü paritesinin geçerliliği doğrulanmıştır.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Uluslararası iktisat teorisinin bilinen en eski ve en çok kabul gören konularından biri olan PPP teorisi döviz kurlarındaki değişimleri açıklamada kullanılmaktadır. Özellikle döviz kuru dinamiklerinin belirlenmesinde önemli bir rol oynayan PPP birçok araştırmacı tarafından incelenmiş ve geçerliliği tartışma konusu haline gelmiştir. Bu konuda en çok tartışılan konu ise satınalma gücü paritesinin döviz kuru belirleme modelleri arasında sayılıp sayılmamasıdır. Bu çalışmada da satınalma gücü paritesinin geçerliliğinin E-7 ülkeleri örneğinde incelenmesi amaçlanmıştır. Analizin günümüz şartlarında geçerli olup olmadığını anlayabilmek için ise en güncel veriler kullanılmış ve E-7 ülkelerinin 1992-2022 dönemi verilerinden yararlanılmıştır. Satınalma gücü paritesinin test edilmesinde önemli olan nokta söz konusu ülkelerin yurtiçi genel fiyat seviyesi haricinde yabancı bir ülkenin fiyat seviyesinin de baz alınarak oranlanması gerekmektedir. Bu çalışmada da döviz kuru açısından en geniş kullanım alanı olan Dolar para birimi hesaba katılmış ve Amerika Birleşik Devletlerinin fiyat seviyesinden yararlanılmıştır. Böylelikle E-7 ülkelerinin fiyat seviyeleri Amerika Birleşik Devletlerinin fiyat seviyesine oranlanarak tek bir bağımsız değişken elde edilmiştir. Döviz kurunu temsilen ise bağımlı değişken olarak nominal döviz kuru ele alınmıştır.

Çalışmada çoklu ülke örnekleminde yararlanıldığı için ampirik analize ilk olarak yatay kesit bağımlılığı test edilerek başlanmıştır. Yapılan inceleme sonucunda ise yatay kesitin bağımlı olduğu dolayısıyla da değişkenlerin durağan olduğu seviyenin tespit edilmesinde ve değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinde ikinci nesil testlerin uygulanmasının en doğru sonuçları vereceği anlaşılmıştır. Ancak bu noktada ise hangi ikinci nesil testlerin uygulanacağını anlaşılabilmesi için homojenlik testi yapılmıştır. Yapılan Delta homojenlik testi sonucunda heterojenliğin aksine homojenlik varsayımı kabul edilmiştir. Bu sebepten değişkenlerin durağan olduğu seviyenin tespit edilmesi için Bootstrap Hadri ikinci nesil birim kök testi kullanılmıştır. Bunun sonucunda ise hem ER hem de (P/P*) değişkeninin birinci farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. İki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığının tespit edilmesi için ise Panel Westerlund ECM eşbütünleşme testinden yararlanılmıştır. Yapılan istatistikî analizler sonucunda ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç E-7 ülkelerinde satınalma gücü paritesinin geçerliliğinin bu çalışma kapsamında doğrulandığını göstermiştir. Bu sonuçlar literatürdeki Kasem ve Al-Gasaymeh (2022); Güriş, Yıldırım Tıraşoğlu ve Tıraşoğlu (2016) ile

Zumaquero (2002)'nin çalışmalarını doğrularken Shams ve Murad (2010); Chocholata (2009); Doğanlar (2006) ile Khan ve Ahmad (2005)'in çalışmalarına ters düşmüştür. Elde edilen bu sonuç satınalma gücü paritesinin döviz kuru belirleme modelleri arasında dikkate alınması gereken bir unsur olduğunu göstermektedir. Bundan dolayı politika yapımcıların döviz kuru ile ilgili politikaları değerlendirirken satınalma gücü paritesini de dikkate alması önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- Adiguzel, U., Sahbaz, A., Ozcan, C. C., & Nazlioglu, S. (2014). The behavior of Turkish exchange rates: A panel data perspective. *Economic Modelling*, 42, 177-185.
- Al-Zyoud, H. (2015). An empirical test of purchasing power parity theory for Canadian dollar-US dollar exchange rates. *International Journal of Economics and Finance*, 7(3), 233-240.
- 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
- Bursalı, O. B. (2020). *Döviz Kuru Riski ve Yönetimi*. Bursa: Dora Yayınevi.
- Chang, T., Gatwabuyeye, F., Gupta, R., Inglesi-Lotz, R., Manjezi, N. C., & Simo-Kengne, B. D. (2014). Causal relationship between nuclear energy consumption and economic growth in G6 countries: Evidence from panel Granger causality tests. *Progress in Nuclear Energy*, 77, 187-193.
- Chang, T., Lu, Y. C., Tang, D. P., & Liu, W. C. (2011). Long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment: further evidence from African countries. *Applied Economics*, 43(2), 231-242.
- Chocholatá, M. (2009). Purchasing power parity and Cointegration: Evidence from Latvia and Slovakia. *Ekonomický časopis*, 57(04), 344-358.
- Coakley, J., Flood, R. P., Fuertes, A. M., & Taylor, M. P. (2005). Purchasing power parity and the theory of general relativity: the first tests. *Journal of International Money and Finance*, 24(2), 293-316.
- Dobnik, F. (2011). Energy consumption and economic growth revisited: structural breaks and cross-section dependence. Available at SSRN 1981869.
- Doğanlar, M. (2006). Long-run validity of Purchasing Power Parity and cointegration analysis for Central Asian countries. *Applied economics letters*, 13(7), 457-461.
- Edison, H. J. (1987). Purchasing power parity in the long run: A test of the dollar/pound exchange rate (1890-1978). *Journal of Money, Credit and Banking*, 19(3), 376-387.
- Ertürk, E. (2018). *Döviz Ekonomisi: Dışa Açık Ekonomide Kur-Faiz İlişkileri ve Ekonomik Denge*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- Güriş, B., Yıldırım Tıraşoğlu, B. & Tıraşoğlu, M. (2016). Türkiye’de satın alma gücü paritesi geçerli mi?: doğrusal olmayan birim kök testleri. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 5(4), 30-42.
- Holmes, M. J., Otero, J., & Panagiotidis, T. (2010). On the stationarity of current account deficits in the European Union. *Review of International Economics*, 18(4), 730-740.
- Hsing, Y. (2010). Analysis of movements in the AUD/USD exchange rate: comparison of four major models. *Applied Economics Letters*, 17(6), 575-580. Doi: 10.1080/13504850802047003
- Kasem, J., & Al-Gasaymeh, A. (2022). A cointegration analysis for the validity of purchasing power parity: evidence from middle east countries. *International Journal of Technology, Innovation and Management (IJTIM)*, 2(1), 54-67.
- KHAN, F. N., & AHMAD, E. (2005). Test of purchasing power parity based on cointegration technique: The Asian evidence. *Pakistan economic and social review*, 167-183.
- Lu, Y. C., & Chang, T. (2011). Long-run purchasing power parity with asymmetric adjustment: further evidence from China. *Applied Economics Letters*, 18(9), 881-886. Doi: 10.1080/13504851.2010.513673
- Munir, Q., Lean, H. H., & Smyth, R. (2020). CO2 emissions, energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries: A cross-sectional dependence approach. *Energy Economics*, 85, 104571.
- Olaniran, S. F., & Ismail, M. T. (2023). Testing absolute purchasing power parity in West Africa using fractional cointegration panel approach. *Scientific African*, 20, e01615. Doi: 10.1016/j.sciaf.2023.e01615
- Sarno, L. And Talor, M. P. (2002). Purchasing Power Parity and the real exchange rate. *IMF Staff Paper*, 49(1), 65-105.
- Shams, N., & Murad, W. (2010). Purchasing power parity (PPP) in the long-run: A cointegration approach. *The Jahangirnagar Economic Review*, 21(4), 491-503.
- Serletis, A. (1994). Maximum likelihood cointegration tests of purchasing power parity: Evidence from seventeen OECD countries. *Review of World Economics*, 130, 476-493.
- Taylor, A. M., & Taylor, M. P. (2002). The purchasing power parity debate. *Journal of economic perspectives*, 18(4), 135-158.

- Uçan, O. (2019). *Döviz Kuru Belirleme Modelleri Ekonometrik Zaman Serisi Uygulamaları*. İstanbul: Hiperyayın.
- Wee, J. W., & Lee, H. A. (2022). Testing the validity of purchasing power parity: panel cointegration approaches with Big Mac index. *In Proceedings*, 88(1), 1-8.
- Wu, J., Bahmani-Oskooee, M., & Chang, T. (2018). Revisiting purchasing power parity in G6 countries: an application of smooth time-varying cointegration approach. *Empirica*, 45, 187-196. Doi: 10.1007/s10663-016-9355-1.
- Yanar, R. & Zengin, G. (2018). Satın alma gücü paritesi yapısal kırılmalar altında Türkiye örneği: 2003-2018. *Al Farabi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 2(4), 158-164.
- Yıldırım, K., Mercan, M., & Kostakoğlu, F. (2013). Satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin test edilmesi: zaman serisi ve panel veri analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(3), 75-95.
- Zumaquero, A. M. (2002). Purchasing Power Parity by Sectors from Selected European Countries: Cointegration and Structural Breaks. *International Economic Journal*, 16(4), 107-119.

Etik Beyanı : Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulmuştur. Aksi bir durumun tespiti halinde ÖHÜİBF Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

Yazar Katkıları : Ecem TURGUT, çalışmanın tüm bölümlerinde özellikle de veri toplama ve ekonometrik analiz aşamasında katkı sağlamıştır. Prof. Dr. Okyay UÇAN, çalışmanın tüm bölümlerinde özellikle de ekonometrik analiz ve kontrol aşamasında katkı sağlamıştır. Yazarlar çalışmaya %50 eşit oranda katkı sağlamıştır.

Çıkar Beyanı : Yazarlar arasında çıkar çatışması yoktur.

Teşekkür : Yayın sürecinde katkısı olan hakemlere ve editör kuruluna teşekkür ederiz.

Ethics Statement : Ethical rules were followed in all preparation processes of this study. In case of detection of a contrary situation, ÖHÜİBF Journal has no responsibility and all responsibility belongs to the authors of the study.

Author Contributions : Ecem TURGUT has contributed to all parts of the study, especially in the data collection and econometric analysis phase. Prof. Dr. Okyay UÇAN has contributed to all parts of the study, especially during the econometric analysis and control phase. The authors contributed 50% equally to the study.

Conflict of Interest : There is no conflict of interest between the authors.

Acknowledgement : We thank the referees and editorial board who contributed to the publication process.
