



İğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi
e-ISSN: 2147-6152
Yıl 10, ICOMEP Özel Sayısı, Aralık 2021

Makale Adı /Article Name

OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Analizi | Analysis of The Validity of Purchasing Power Parity in OECD Countries

Yazar/Author

İsmail Cem AY
Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Gelişim Üniversitesi, İİSBF, Ekonomi ve Finans
Bölümü, icay@gelisim.edu.tr  ORCID: 0000-0002-8915-8183

Yayın Bilgisi/Article Information

Yayın Türü: Araştırma Makalesi
Gönderim Tarihi: 06.09.2021
Kabul Tarihi: 17.10.2021
Yayın Tarihi: 20.12.2021
Sayfa Aralığı: 180-191
DOI: 10.54600/igdirsosbilder.991721

Kaynak Gösterme/Citation

Ay, İsmail Cem (2021). "OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Analizi", *İğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, ICOMEP Özel Sayısı, s. 180-191

(Bu makale, yazar beyanına göre, TR DİZİN tarafından öngörülen "ETİK KURUL ONAYI" gerektirmemektedir.)

ÖZ

Satın alma gücü paritesinin geçerliliği iktisat literatüründe hala önemini koruyan inceleme alanları arasındadır. Bu çalışmada, 37 OECD ülkesi için 2008-2020 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak satın alma gücü paritesinin geçerli olup olmadığı, Pesaran (2007) birim kök testi uygulanarak incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, CIPS test sonuçlarına göre, OECD ülkeleri için panel bazında satın alma gücü paritesinin %1 anlam düzeyinde geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer yandan Truncated CIPS test sonuçlarına göre ise, satın alma gücü paritesi ancak %10 anlam düzeyinde geçerli çıkmaktadır. OECD ülkeleri bazında satın alma gücü paritesi değişkeni için CADF birim kök test sonuçlarına göre, Avusturya, Kanada, Danimarka, İzlanda, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Litvanya, Norveç, Polonya, Slovenya ve Birleşik Krallık'ta satın alma gücü paritesi geçerli iken diğer ülkelerde satın alma gücü paritesinin geçerli olduğuna yönelik istatistiksel kanıt bulunamamıştır. Satın alma gücü paritesinin geçerli olmasını engelleyen ülkelere özgü çok sayıda faktör söz konusu olabilmektedir. Küresel ve ulusal şoklar, kur, faiz ve dış ticarete yönelik uygulanan politikalar, uluslararası risklerin artması, beklentilerin bozulması gibi faktörler satın alma gücü paritesinin geçerli olmasını kısıtlayabilmektedir. Uluslararası ticaret politikalarının ülkelerin refahını artıracak şekilde işbirliği içinde tasarlanması küresel refah artışının sürdürülebilirliği için de önemli rol oynayabilecektir.

Anahtar Kelimeler: Satın Alma Gücü Paritesi, OECD Ülkeleri, Panel Birim Kök Testi

ABSTRACT

The validity of purchasing power parity is among the fields of study that still maintains its importance in the economics literature. In this study, the validity of purchasing power parity was examined by applying the Pesaran (2007) unit root test, using annual data for the period 2008-2020 for 37 OECD countries. According to the results of the analysis, according to the CIPS test results, it is concluded that the purchasing power parity on a panel basis is valid at 1% significance level for OECD countries. On the other hand, according to the Truncated CIPS test results, purchasing power parity is valid only at 10% significance level. According to the CADF unit root test results for the purchasing power parity variable on the basis of OECD countries, purchasing power parity is valid in Austria, Canada, Denmark, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Lithuania, Norway, Poland, Slovenia and the United Kingdom. There is no statistical evidence that purchasing power parity is valid in other countries. There are many country-specific factors that prevent purchasing power parity from being valid. Factors such as global and national shocks, policies applied towards exchange rates, interest rates and foreign trade, increase in international risks, deterioration in expectations may limit the validity of purchasing power parity. Collaborative design of international trade policies to increase the welfare of countries can also play an important role in the sustainability of global welfare increase.

Keywords: Purchasing Power Parity, OECD Countries, Panel Unit Root Test

1. Giriş

Satın alma gücü paritesinin (PPP) geçerliliğinin test edilmesi iktisat literatüründe ve uygulamalı çalışmalarda hala önemli bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Satın alma gücü paritesi temeli uluslararası serbest ticaret koşullarında herhangi bir engel ve taşıma maliyeti durumu yok iken, ülkelerdeki benzer malların fiyatlarının benzer olacağı yaklaşımına dayanmaktadır. Ülkeler arasında mallar için fiyat farklılıkları olması durumunda arbitraj mekanizması sayesinde ülkeler arasındaki kıtlık ve bolluk durumları fiyatları birbirine yaklaştıracaktır. Tek fiyat kanun genişletilmiş hali olan satın alma gücü paritesine göre ülkelerdeki fiyat endekslerinin oranı döviz kurları oranına eşittir.

Narayan (2005) çalışmasında reel döviz kuru ve satın alma gücü paritesinin geçerlilik koşulunu aşağıdaki şekilde ortaya koymuştur: Reel döviz kuru şu şekilde

hesaplanır: $RER_t = NER \frac{P_t^f}{P_t^d}$. Burada NER, nominal döviz kuru (bir birim yabancı paranın yerli para birimi fiyatı) olup, P_t^f ve P_t^d sırasıyla yurt dışı ve yurt içi fiyat seviyeleridir. RER_t , log şeklinde yazıldığında, $\ln RER_t = \ln NER_t + \ln p_t^f - \ln p_t^d$. Reel döviz kuru birinci dereceden otoregresif bir süreç izliyorsa, $\ln RER_t = \alpha_0 + \alpha_1 RER_{t-1} + \varepsilon_t$, burada ε_t seri olarak korelasyonsuz bir hata süreci ve α_0 bir sabittir. Uzun vadeli PPP, $\hat{\alpha}_1 < 1$ reel döviz kurunun durağan bir süreç olmasını gerektirir. $\hat{\alpha}_1 = 1$ ise, reel döviz kuru serisinde bir birim kök vardır, bu da reel döviz kuruna gelen şokların kalıcı olduğunu ve uzun dönem satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığını gösterir.

Satın alma gücü paritesi mutlak ve göreceli satın alma gücü paritesi olarak ifade edilebilmektedir. Mutlak satın alma gücü paritesi, $NER = P_t^d - P_t^f$ şeklinde ifade edilmektedir. Göreceli satın alma gücü paritesine göre $RER_t = \ln NER_t + \ln p_t^f - \ln p_t^d$ şeklinde ifade edilmektedir. Ülkeler arasında fiyat farkı reel ve nominal döviz kuru farkı olarak kendisini gösterecektir.

Satın alma gücü paritesinin teorik yaklaşımları Merkantilist ekole kadar uzanmaktadır. Satın alma gücü paritesinin gelişimine ve uygulamada teoriden sapmaların kaynakları üzerine pek çok teorisyen katkıda bulunmuştur (Bkz. Cassel, 1918; Balassa, 1964; Samuelson, 1964; Dornbusch, 1976; Dornbusch, 1985; Rogoff, 1996; Obstfeld, 1993; Taylor, 2002; Taylor ve Taylor, 2004).

Bu çalışmada, 37 OECD ülkesi için 2008-2020 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak satın alma gücü paritesinin geçerli olup olmadığı, Pesaran (2007) birim kök testi uygulanarak incelenmiştir. Çalışmanın literatüre özgün katkısı, OECD ülkeleri için satın alma gücü paritesinin geçerliliğini inceleyen literatürdeki en son çalışma 2018 yılında yapılmıştır. Bu bağlamda bu çalışma 2018 yılından sonra OECD ülkeleri için satın alma gücü paritesinin geçerliliğini inceleyen son güncel çalışma olmasıdır.

2. Literatür

Satın alma gücü paritesinin geçerliliğinin sınanmasına yönelik olarak önemli bir literatür söz konusudur. Ancak literatürdeki araştırmaların sonuçları da çalışmaların, kapsamı, analiz edilen ülke grupları ve kullanılan ampirik yöntemlerdeki farklılıklara bağlı olarak farklı sonuçlar verebilmektedir. Tablo-1.'de satın alma gücü paritesinin geçerliliği üzerine ilgili literatür özeti verilmiştir. Buna göre sonuçlar analiz dönemleri ülke grupları ve kullanılan yöntemlere göre farklılaşmaktadır.

| <i>Yazar(lar)</i> | <i>Kapsam</i> | <i>Sonuçlar</i> |
|-----------------------------|--|---|
| Kumar Narayan (2005) | 17 OECD ülkesi için satın alma gücü paritesinin geçerliliği test edilmiştir. Yapısal kırılmaya izin veren bir birim kök testi kullanılmıştır. 1973-2003 dönemi için aylık veri kullanılmıştır. | Satın alma gücü paritesinin geçerliliği test sonuçları karma sonuçlara ulaşılmıştır. Reel döviz kuru ABD doları bazında olduğunda, yalnızca Fransa, Portekiz ve Danimarka için PPP'nin geçerli iken, Reel döviz kuru Deutschmark'a dayandığında, Avusturya, Belçika, Norveç, İspanya, Hollanda, İsviçre ve Danimarka için PPP'nin geçerli olduğu tespit edilmiştir. |
| Choi vd (2006) | 1948'den 2002'ye kadar 21 OECD ülkesi için reel döviz kurlarının yıllık panel veri seti analiz edilmiştir. | Çalışmada yarı ömür nokta tahmini 5.5 yıl olarak tespit edilmiştir. |
| Qin (2008). | Beş OECD ülkesi Satın Alma Gücü Paritesi teorisinin (PPP) geçerliliği test edilmiştir | Çalışmada, PPP bulgusunun değişkenlerdeki hatalardaki zayıflamadan kaynaklanması gerektiğini ve bunun düzeltilmesinin gizli değişkenlerin etkin bir şekilde yapılandırılmasında yattığını belirtilmiştir. |
| Kalyoncu ve Kalyoncu (2008) | 25 OECD ülkesi için satın alma gücü paritesinin (PPP) geçerliliğini bir panel birim kök metodolojisi kullanarak incelenmiştir. | OECD ülkelerinde reel döviz kuru durağan olup uzun dönem satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu bulunmuştur |
| Narayan, (2008). | 16 OECD ülkesi için PPP'nin geçerliliği test edilmiştir. | Test sonuçlarına göre farklı düzeylerde satın alma gücü paritesinin geçerliliği sonuçlarına ulaşılmıştır. |
| Narayan vd (2009) | Nominal döviz kuru ile çoklu yapısal kırılmaları açıklayan nispi fiyatlar arasında basit bir eşbütünleşme testi kullanarak Satın Alma Gücü Paritesi teorisinin (PPP) geçerliliği test edilmiştir | 15 OECD ülkesinden 14'ü için PPP'nin geçerli olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır |
| Lau (2009) | Dört OECD ülkesi üzerindeki uzun vadeli satın alma gücü paritesi (PPP) hipotezi 1950 ve 1995 yılları arasında test edilmiştir. | Dört OECD ülkesinden üçü için uzun vadeli satın alma gücü paritesi lehine güçlü kanıtlar bulunmuştur. |

| Yazar(lar) | Kapsam | Sonuçlar |
|-----------------------------------|--|--|
| Holmes vd. (2012) | 1972-2008 dönemi boyunca OECD reel döviz kurlarının durağanlığı 26 üye ülke için incelenmiştir. Hadri ve Rao testi kullanılmıştır. | 26 OECD ülkesi için satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu bulunmuştur. |
| Jiang vd. (2015) | Ocak 1994-Ağustos 2013 döneminde 34 OECD ülkesinde Satın Alma Gücü Paritesi teorisinin (PPP) geçerliliği test edilmiştir | PPP'nin 34 OECD ülkesinin yarısında geçerli olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. |
| Bahmani-Oskooee ve Ranjbar (2016) | 23 OECD ülkesinin reel efektif döviz kurları birim kök testleri ile incelenmiştir. | 16 OECD ülkesi için satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu bulunmuştur. |
| Bahmani-Oskooee vd. (2017) | 23 OECD'nin her birinde PPP geçerliliği incelenmiştir. | Örneklemdaki çoğu ülkede PPP'nin geçerli olduğu bulunmuştur. |
| Bahmani-Oskooee ve Wu (2018) | 1994:01-2016:03 döneminde 34 OECD ülkesinin her birinde PPP incelenmiştir. | Avusturya, Şili, Estonya, Finlandiya, Fransa, Almanya, İtalya, Kore, Meksika, Hollanda, Yeni Zelanda, Polonya, Portekiz, Slovenya, İsveç, İsviçre, Türkiye ve Birleşik Krallık olmak üzere 18 ülkede PPP'nin geçerli olduğu bulunmuştur. |

Tablo-1: OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliği Üzerine İlgili Literatür Özeti

3. Ampirik Analiz

3.1. Veri ve Yöntem

Çalışmada kullanılan veriler OECD istatistik veri tabanından sağlanmıştır. Çalışmada kullanılan satın alma gücü paritesi temsilen değişken, OECD tarafından hesaplanan ABD doları başına ulusal para birimi için GSYİH için Satın Alma Gücü Pariteleri'dir. Çalışmada, satın alma gücü paritesi geçerliliğinin analizi için 37 OECD ülkesi için 2018-2020 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır.

Çalışmada, Pesaran (2007) birim kök testi ile analizler yapılmıştır. Pesaran (2007) birim kök testi yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır. Pesaran (2007) tarafından ortaya konan genişletilmiş yatay kesit yaklaşımı, ek açıklayıcı değişken olarak ADF test regresyona dahil edilen verilerin ortak bileşenlerini temsilen \bar{y}_{t-1} ve $y_{i,t-1}$ 'in $\Delta\bar{y}_t$ yatay kesit ortalamalarını kullanır. Ancak, $y_{i,t}$ birim kök durağan değilse, o zaman \bar{y}_t 'de bu şekildedir. Ortaya çıkan CADF ve CIPS istatistiklerinin asimptotik dağılımları, \bar{y}_t tarafından oluşturulan Brownian harekete bağlı olacaktır (Westerlund & Hosseinkouchack, 2016).

Doğrusal heterojen panel veri modeli denklem (1)'deki model gibi verilsin, (Detaylar için bkz. Pesaran, 2007)

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

f_t gözlemlenemeyen ortak etki ve ε_{it} bireysel spesifik (idiosyncratic) hata terimi iken, düzenleme sonucunda model Denklem (3)'teki gibi gösterilsin,

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i, \beta_i = -(1 - \phi_i) \text{ ve } \Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$$

Birim kök hipotezi, $\phi_i = 1$

$H_0: \beta_i = 0$, tüm i 'ler için

Olası heterojen alternatiflere karşın,

$H_1: \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1, \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$

3.2. Ampirik Sonuçlar

Tablo-2'de ülkelere göre satın alma gücü paritesi değişkeni tanımlayıcı istatistikleri verilmiştir. Buna göre panel Medyan değeri 1.1 ve panel ortalaması 87.8 olarak tespiti edilmiştir.

| Ülke | Ortalama | Medyan | Maks. | Min. | Topl. | Std. Sapma | Çarpık. | Basık. |
|-----------------|----------|--------|--------|--------|---------|------------|---------|--------|
| Avustralya | 1.5 | 1.5 | 1.5 | 1.4 | 19.2 | 0.0 | 0.9 | 3.2 |
| Avusturya | 0.8 | 0.8 | 0.9 | 0.8 | 10.4 | 0.0 | 0.3 | 1.7 |
| Belçika | 0.8 | 0.8 | 0.9 | 0.8 | 10.4 | 0.0 | 0.2 | 1.9 |
| Kanada | 1.2 | 1.2 | 1.2 | 1.2 | 15.9 | 0.0 | 0.2 | 1.7 |
| Şili | 375.5 | 367.2 | 418.4 | 340.4 | 4882.0 | 27.6 | 0.2 | 1.5 |
| Kolombiya | 1239.0 | 1232.9 | 1352.8 | 1068.5 | 16107.5 | 96.7 | -0.4 | 1.9 |
| Kosta Rika | 335.4 | 341.4 | 354.0 | 284.8 | 4360.0 | 19.0 | -1.6 | 5.0 |
| Çek Cumhuriyeti | 13.0 | 12.8 | 13.9 | 12.4 | 168.8 | 0.5 | 0.5 | 1.8 |
| Danimarka | 7.2 | 7.3 | 7.9 | 6.6 | 94.2 | 0.4 | -0.2 | 1.9 |
| Estonya | 0.5 | 0.5 | 0.5 | 0.5 | 6.9 | 0.0 | 0.0 | 1.8 |
| Finlandiya | 0.9 | 0.9 | 0.9 | 0.8 | 11.5 | 0.0 | -0.7 | 1.9 |
| Fransa | 0.8 | 0.8 | 0.9 | 0.7 | 10.5 | 0.0 | -0.2 | 1.8 |
| Almanya | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.7 | 10.1 | 0.0 | 0.2 | 1.8 |
| Yunanistan | 0.6 | 0.6 | 0.7 | 0.5 | 8.2 | 0.1 | 0.2 | 1.4 |
| Macaristan | 132.3 | 131.0 | 148.0 | 124.3 | 1720.4 | 7.4 | 0.8 | 2.6 |
| İzlanda | 135.5 | 138.3 | 145.3 | 114.5 | 1761.4 | 8.4 | -1.5 | 4.3 |
| İrlanda | 0.8 | 0.8 | 0.9 | 0.8 | 10.8 | 0.0 | 1.5 | 4.3 |
| İsrail | 3.8 | 3.9 | 4.0 | 3.6 | 50.0 | 0.1 | -0.6 | 2.2 |

| Ülke | Ortalama | Medyan | Maks. | Min. | Topl. | Std. Sapma | Çarpık. | Basık. |
|--------------------|----------|--------|--------|-------|---------|------------|---------|--------|
| İtalya | 0.7 | 0.7 | 0.8 | 0.7 | 9.5 | 0.0 | -0.3 | 1.7 |
| Japonya | 106.5 | 104.3 | 116.8 | 101.3 | 1384.0 | 5.0 | 1.1 | 2.9 |
| Kore | 853.1 | 858.8 | 872.6 | 785.7 | 11089.7 | 23.9 | -1.9 | 5.9 |
| Letonya | 0.5 | 0.5 | 0.5 | 0.4 | 5.9 | 0.0 | 2.0 | 6.1 |
| Litvanya | 0.5 | 0.5 | 0.6 | 0.5 | 6.5 | 0.0 | 2.3 | 7.6 |
| Lüksemburg | 0.9 | 0.9 | 0.9 | 0.8 | 11.5 | 0.0 | -0.1 | 1.6 |
| Meksika | 8.3 | 8.0 | 9.5 | 7.4 | 107.8 | 0.7 | 0.5 | 1.8 |
| Hollanda | 0.8 | 0.8 | 0.9 | 0.8 | 10.5 | 0.0 | 0.2 | 1.6 |
| Yeni Zelanda | 1.5 | 1.4 | 1.5 | 1.4 | 19.0 | 0.0 | 0.2 | 1.4 |
| Norveç | 9.4 | 9.3 | 10.0 | 8.9 | 122.6 | 0.4 | 0.2 | 1.4 |
| Polonya | 1.8 | 1.8 | 1.9 | 1.7 | 23.2 | 0.0 | 0.9 | 2.9 |
| Portekiz | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 7.7 | 0.0 | 0.5 | 1.6 |
| Slovak cumhuriyeti | 0.5 | 0.5 | 0.5 | 0.5 | 6.6 | 0.0 | 0.1 | 2.0 |
| Slovenya | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 0.6 | 7.8 | 0.0 | 0.3 | 1.7 |
| İspanya | 0.7 | 0.7 | 0.7 | 0.6 | 8.7 | 0.0 | 0.1 | 1.5 |
| İsveç | 8.8 | 8.8 | 9.0 | 8.6 | 114.6 | 0.1 | -0.3 | 2.9 |
| İsviçre | 1.3 | 1.3 | 1.5 | 1.1 | 16.9 | 0.1 | 0.3 | 1.6 |
| Türkiye | 1.3 | 1.1 | 2.1 | 0.9 | 16.3 | 0.4 | 1.1 | 3.0 |
| Birleşik Krallık | 0.7 | 0.7 | 0.7 | 0.7 | 9.0 | 0.0 | -0.2 | 1.8 |
| Panel | 87.8 | 1.1 | 1352.8 | 0.4 | 42235.9 | 249.0 | 3.6 | 15.4 |

Tablo-2: Ülkelere Göre Satın Alma Gücü Paritesi Değişkeni Tanımlayıcı İstatistikler

Satın alma gücü paritesi değişkeni için yatay kesit bağımlılığı için test sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. Buna göre satın alma gücü paritesi değişkeni yatay kesit bağımlılığı içermektedir.

| Test | İstatistik | Prob. |
|--------------------------|------------|-------|
| Breusch-Pagan LM | 4333.940 | 0.00* |
| Pesaran scaled LM | 100.5009 | 0.00* |
| Bias-corrected scaled LM | 98.95927 | 0.00* |
| Pesaran CD | 11.34244 | 0.00* |

*, **, *** işaretleri sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir

Tablo-3: Ülkelere Göre Satın Alma Gücü Paritesi Değişkeni İçin Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Tablo-4.'te ülkelere göre satın alma gücü paritesi değişkeni için CIPS birim kök test sonuçları verilmiştir. Buna göre CIPS test sonuçlarına göre, temel hipotez %1 anlam düzeyinde reddedilmektedir. Bu bağlamda, OECD ülkeleri için panel bazında satın alma gücü paritesi değişkeninin birim kök içermediği, serinin durağan olduğu ve sonuç olarak OECD ülkelerinde grup olarak satın alma gücü paritesinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer yandan Truncated CIPS test sonuçlarına göre ise, satın alma gücü paritesi ancak %10 anlam düzeyinde geçerli çıkmaktadır.

| (H ₀ :Birim Kök) | | | |
|-----------------------------|---------------|----------------|--------------------|
| <i>Test Sonuçları</i> | | | |
| <i>İstatistik Değerler</i> | <i>t-stat</i> | <i>p-value</i> | |
| CIPS: | -3.836 | <0.01 | |
| Truncated CIPS: | -2.6727 | <0.10 | |
| <i>Kritik Değerler</i> | | | |
| | <i>Düzye</i> | <i>CIPS</i> | <i>Trunc. CIPS</i> |
| | 1% | -3.09 | -2.98 |
| | 5% | -2.82 | -2.75 |
| | 10% | -2.68 | -2.62 |

Tablo-4: Ülkelere Göre Satın Alma Gücü Paritesi Değişkeni İçin CIPS Birim Kök Test Sonuçları

Tablo-5'te ülkelere göre satın alma gücü paritesi değişkeni için CADF birim kök test sonuçları ülkelere göre verilmiştir. Buna göre ülkeler düzeyinde sonuçlar farklılaşmaktadır. Avusturya, Kanada, Danimarka, İzlanda, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Litvanya, Norveç, Polonya, Slovenya ve Birleşik Krallık test sonuçlarına göre satın alma gücü paritesi geçerli iken diğer ülkelerde satın alma gücü paritesinin geçerli olduğuna yönelik istatistiksel kanıt bulunamamıştır.

| (H ₀ :Birim Kök; Gecikme Uzunluğu, AIC with maxlag=2) | | | | | |
|--|----------|-----------|---------|----------------|---------|
| Ülke | ADF lags | CADF | | Truncated CADF | |
| | | t-stat | p-value | t-stat | p-value |
| Avustralya | 2 | -0.96087 | >=.10 | -0.96087 | >=.10 |
| Avusturya | 2 | -31.57719 | <0.01 | -6.42000 | <0.01 |
| Belçika | 2 | -2.22412 | >=.10 | -2.22412 | >=.10 |
| Kanada | 2 | -6.20630 | <0.05 | -6.20630 | <0.01 |
| Şili | 2 | -0.73315 | >=.10 | -0.73315 | >=.10 |
| Kolombiya | 2 | -0.73157 | >=.10 | -0.73157 | >=.10 |
| Kosta Rika | 2 | -2.36111 | >=.10 | -2.36111 | >=.10 |

(H₀:Birim Kök; Gecikme Uzunluğu, AIC with maxlag=2)

| Ülke | CADF | | | Truncated CADF | |
|--------------------|----------|-----------|---------|----------------|---------|
| | ADF lags | t-stat | p-value | t-stat | p-value |
| Çek Cumhuriyeti | 1 | -0.76011 | >=.10 | -0.76011 | >=0.10 |
| Danimarka | 2 | -9.14131 | <0.01 | -6.42000 | <0.01 |
| Estonya | 2 | -1.75393 | >=.10 | -1.75393 | >=0.10 |
| Finlandiya | 2 | -3.14125 | >=.10 | -3.14125 | >=0.10 |
| Fransa | 2 | -1.73423 | >=.10 | -1.73423 | >=0.10 |
| Almanya | 1 | -2.32077 | >=.10 | -2.32077 | >=0.10 |
| Yunanistan | 2 | -0.50033 | >=.10 | -0.50033 | >=0.10 |
| Macaristan | 2 | -0.70563 | >=.10 | -0.70563 | >=0.10 |
| İzlanda | 2 | 3.91880 | >=.10 | -6.42000 | <0.01 |
| İrlanda | 2 | -35.75124 | <0.01 | -6.42000 | <0.01 |
| İsrail | 2 | -8.29252 | <0.01 | -6.42000 | <0.01 |
| İtalya | 2 | -4.45611 | <0.10 | -4.45611 | <0.10 |
| Japonya | 2 | -7.98139 | <0.01 | -6.42000 | <0.01 |
| Kore | 2 | -0.68827 | >=.10 | -0.68827 | >=0.10 |
| Letonya | 2 | -1.07617 | >=.10 | -1.07617 | >=0.10 |
| Litvanya | 1 | -5.07112 | <0.05 | -5.07112 | <0.05 |
| Lüksemburg | 2 | -0.90202 | >=.10 | -0.90202 | >=0.10 |
| Meksika | 2 | 0.98699 | >=.10 | 0.98699 | >=0.10 |
| Hollanda | 2 | -1.94280 | >=.10 | -1.94280 | >=0.10 |
| Yeni Zelanda | 2 | -1.16828 | >=.10 | -1.16828 | >=0.10 |
| Norveç | 2 | -8.44927 | <0.01 | -6.42000 | <0.01 |
| Polonya | 2 | -4.50708 | <0.10 | -4.50708 | <0.10 |
| Portekiz | 2 | 0.64289 | >=.10 | 0.64289 | >=0.10 |
| Slovak cumhuriyeti | 2 | 1.51146 | >=.10 | 1.51146 | >=0.10 |
| Slovenya | 2 | -4.72150 | <0.05 | -4.72150 | <0.05 |
| İspanya | 1 | -1.69523 | >=.10 | -1.69523 | >=0.10 |
| İsveç | 2 | -0.22580 | >=.10 | -0.22580 | >=0.10 |
| İsviçre | 2 | -0.23108 | >=.10 | -0.23108 | >=0.10 |
| Türkiye | 2 | 0.14892 | >=.10 | 0.14892 | >=0.10 |
| Birleşik Krallık | 2 | 2.86900 | >=.10 | -6.42000 | <0.01 |

Critical values:

| Level | CADF | Trunc. CADF |
|-------|-------|-------------|
| 1% | -6.79 | -6.04 |
| 5% | -4.60 | -4.60 |
| 10% | -3.86 | -3.86 |

Tablo-5: Ükelere Göre Satın Alma Gücü Paritesi Değişkeni İçin Ükelere Göre CADF Birim Kök Test Sonuçları

4.Sonuç

Çalışmada 37 OECD ülkesi için satın alma gücü paritesinin geçerli olup olmadığı, Pesaran (2007) birim kök testi uygulanarak incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre,

CIPS test sonuçlarına göre OECD ülkeleri için panel bazında satın alma gücü paritesinin %1 anlam düzeyinde geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Diğer yandan Truncated CIPS test sonuçlarına göre ise, satın alma gücü paritesi ancak %10 anlam düzeyinde geçerli çıkmaktadır.

OECD ülkeleri bazında satın alma gücü paritesi değişkeni için CADF birim kök test sonuçlarına göre Avusturya, Kanada, Danimarka, İzlanda, İrlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Litvanya, Norveç, Polonya, Slovenya ve Birleşik Krallık test sonuçlarına göre satın alma gücü paritesi geçerli iken diğer ülkelerde satın alma gücü paritesinin geçerli olduğuna yönelik istatistiksel kanıt bulunamamıştır. Satın alma gücü paritesinin geçerli olmasının önünde ülkelere özgü çok sayıda faktör söz konusu olabilmektedir. Uluslararası işbirlikleri ile uluslararası ticaretin tüm ülkelerin daha fazla kazanç elde edebileceği bir mimariye taşınması küresel sürdürülebilir ekonomik büyüme ve refah için önemli rol oynamaktadır.

5. Kaynakça

- Bahmani-Oskooee, M.,; Ranjbar, O. (2016). “*Quantile Unit Root Test and PPP: Evidence From 23 OECD Countries*”, Applied Economics, 48(31), 2899-2911.
- Bahmani-Oskooee, M.,; Wu, T. P. (2018). “*PPP in The 34 OECD Countries: Evidence from Quantile-Based Unit Root Tests with both Smooth and Sharp Breaks*”, Applied Economics, 50(23), 2622-2634.
- Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., Ranjbar, O. J. A. E. Q. (2017). “*The Fourier Quantile Unit Root Test with an Application to The PPP Hypothesis in The OECD*”, Applied Economics Quarterly, 63(3), 295-317.
- Balassa, B. (1964). “*The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal*”, Journal of Political Economy, 72(6), 584-596.
- Cassel, G. (1918). “*Abnormal Deviations in International Exchanges*”, The Economic Journal, 28(112), 413-415.
- Choi, C. Y., Mark, N. C., Sul, D. (2006). “*Unbiased Estimation of The Half-Life to PPP Convergence in Panel Data*”, Journal of Money, Credit and Banking, 921-938.
- Dornbusch, R. (1976). “*Expectations and Exchange Rate Dynamics*”, Journal of Political Economy, 84(6), 1161-1176.
- Dornbusch, R. (1985). Purchasing Power Parity. NBER Working Paper, (w1591).
- Holmes, M. J., Otero, J., Panagiotidis, T. (2012). “*PPP in OECD Countries: An Analysis of Real Exchange Rate Stationarity, Cross-Sectional Dependency and Structural Breaks*”, Open Economies Review, 23(5), 767-783.
- Jiang, C., Bahmani-Oskooee, M., Chang, T. (2015). “*Revisiting Purchasing Power Parity in OECD*”, Applied Economics, 47(40), 4323-4334.

- Kalyoncu, H.; Kalyoncu, K. (2008). “*Purchasing Power Parity in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root*”, *Economic Modelling*, 25(3), 440-445.
- Kumar Narayan, P. (2005). “*New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries*”, *Applied Economics*, 37(9), 1063-1071.
- Lau, C. K. M. (2009). “*A More Powerful Panel Unit Root Test with An Application to PPP*”, *Applied Economics Letters*, 16(1), 75-80.
- Narayan, P. K. (2008). “*The Purchasing Power Parity Revisited: New Evidence for 16 OECD Countries from Panel Unit Root Tests with Structural Breaks*”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18(2), 137-146.
- Narayan, P. K., Narayan, S., Prasad, A. (2009). “*Evidence on PPP from A Cointegration Test with Multiple Structural Breaks*”, *Applied Economics Letters*, 16(1), 5-8.
- Obstfeld, M. (1993). *Model Trending Real Exchange Rates* (No. C93-011). University of California at Berkeley.
- Qin, D. (2008). *Uncover Latent PPP by Dynamic Factor Error Correction Model (DF-ECM) Approach: Evidence from Five OECD Countries*, *Economics*, 2(1).
- Rogoff, K. (1996). “*The Purchasing Power Parity Puzzle*”, *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.
- Samuelson, P. A. (1964). “*Theoretical Notes on Trade Problems*”, *The Review of Economics and Statistics*, 145-154.
- Taylor, A. M. (2002). “*A Century of Purchasing-Power Parity*”, *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139-150.
- Taylor, A. M.; Taylor, M. P. (2004). “*The Purchasing Power Parity Debate*”, *Journal of Economic Perspectives*, 18(4), 135-158.
- Westerlund, J.; Hosseinkouchack, M. (2016). “*Modified CADF and CIPS Panel Unit Root Statistics with Standard Chi-squared and Normal Limiting Distributions*”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(3), 347-364.

EK: Analiz kapsamındaki ülkeler

| Sıra | Ülke |
|------|------------|
| 1 | Avustralya |
| 2 | Avusturya |
| 3 | Belçika |
| 4 | Kanada |
| 5 | Şili |
| 6 | Kolombiya |
| 7 | Kosta Rika |

| | |
|----|--------------------|
| 8 | Çek Cumhuriyeti |
| 9 | Danimarka |
| 10 | Estonya |
| 11 | Finlandiya |
| 12 | Fransa |
| 13 | Almanya |
| 14 | Yunanistan |
| 15 | Macaristan |
| 16 | İzlanda |
| 17 | İrlanda |
| 18 | İsrail |
| 19 | İtalya |
| 20 | Japonya |
| 21 | Kore |
| 22 | Letonya |
| 23 | Litvanya |
| 24 | Lüksemburg |
| 25 | Meksika |
| 26 | Hollanda |
| 27 | Yeni Zelanda |
| 28 | Norveç |
| 29 | Polonya |
| 30 | Portekiz |
| 31 | Slovak cumhuriyeti |
| 32 | Slovenya |
| 33 | İspanya |
| 34 | İsveç |
| 35 | İsviçre |
| 36 | Türkiye |
| 37 | Birleşik Krallık |

Çatışma beyanı

Makalenin yazarı, bu çalışma ile ilgili taraf olabilecek herhangi bir kişi ya da finansal ilişkisi bulunmadığını dolayısıyla herhangi bir çıkar çatışmasının olmadığını beyan eder.

Destek ve teşekkür

Çalışmada herhangi bir kurum ya da kuruluştan destek alınmamıştır.