

## BRICS Ülkelerinde Enflasyon Yakınsaması ve Ortak Para Olasılığı: Ampirik Bir Yaklaşım\*

Araştırma Makalesi /Research Article

Ayşe Hafsa KARA<sup>1</sup>  
İbrahim AL<sup>2</sup>

**ÖZ:** Optimum para alanı teorisine göre, bir ekonomik birlikte ortak para birimi kullanmanın gerekli ön koşullarından biri söz konusu ülkeler arasında enflasyon yakınsamasıdır. Bu çalışmanın amacı, ortak para yaratma olasılığı doğrultusunda BRICS ülkeleri arasında enflasyon yakınsamasının varlığını araştırmaktır. Bu amaçla, söz konusu ülke grubunda yer alan Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika, İran, Mısır, Etiyopya ve Suudi Arabistan'a ait aylık frekansta belirlenen on iki aylık enflasyon serilerinin durağanlığı 2012:M1-2024:M10 dönemi için panel birim kök testleri ile araştırılmıştır. Araştırmada, ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan PANICCA testi ile ani ve yumuşak kırılmaları dikkate alan Fourier Panel KPSS panel birim kök testi kullanılmıştır. Bulgulara göre, söz konusu ülkeler arasında enflasyon yakınsaması vardır. Bu bağlamda, söz konusu ülkelerin ortak para yaratmasının ön koşullarından birinin gerçekleştiği ifade etmek mümkündür. Ancak, ülkelerinin ekonomik ve ticari yapıları ve politik sistemleri farklılıklar ve ortak paranın egemenlik kaygılarına yol açması gibi nedenlerden dolayı BRICS'in ortak para yaratma olasılığının düşük olduğu ifade edilebilir.

**Anahtar Kelimeler:** Enflasyon yakınsaması, Ortak para, BRICS, Panel birim kök testi

## Inflation Convergence and the Prospect of a Common Currency in BRICS Countries: An Empirical Approach

**ABSTRACT:** According to the theory of optimum currency areas, one of the fundamental prerequisites for the adoption of a common currency within an economic union is the convergence of inflation rates among the member states. The primary objective of this study is to examine the presence of inflation convergence among BRICS countries in the context of a potential common currency initiative. For this purpose, the stationarity of twelve-month inflation series, determined at a monthly frequency for the countries of Brazil, Russia, India, China, South Africa, Iran, Egypt, Ethiopia, and Saudi Arabia, was analyzed over the period 2012:M1 to 2024:M10 using panel unit root tests. In the empirical analysis, the PANICCA test, which accounts for cross-sectional dependence, and the Fourier Panel KPSS test, which captures both abrupt and smooth structural breaks, were employed. The empirical findings indicate the existence of inflation convergence among the countries studied. In this regard, it may be asserted that one of the necessary conditions for the formation of a common currency among these countries is met. Nevertheless, significant differences in the economic structures, trade patterns, and political systems of the member states, as well as potential concerns regarding national sovereignty, suggest that the likelihood of BRICS establishing a common currency remains limited.

**Keywords:** Inflation convergence, Common currency, BRICS, Panel unit root test

\* Bu çalışma, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Teorisi Yüksek Lisans programında kabul edilen "Enflasyon Yakınsaması: BRICS Ülkeleri Örneği" adlı tezden türetilmiştir.

<sup>1</sup> Yüksek Lisans Öğrencisi, Karadeniz Teknik Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Teorisi Yüksek Lisans Programı, hafsakara130@gmail.com, <https://orcid.org/0009-0002-8824-1580>

<sup>2</sup> Doç. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ibrahimal@ktu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-2653-4663>

Geliş Tarihi / Received: 23/10/2025

Kabul Tarihi / Accepted: 26/01/2026

## 1. Giriş

Uluslararası ticarete doların hegemonyasını kırmak ve ABD'nin küresel etkisini dengelemek için başta Çin ve Rusya olmak üzere bazı ülkeler çeşitli arayışlara girişmişler; ekonomik, askeri ve siyasi alanlarda farklı stratejiler ve alternatif yapılar geliştirmişlerdir. Bu bağlamda, 2006 yılında Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin öncülüğünde başlayan ve 2010 yılında Güney Afrika'nın da dâhil olduğu BRICS adlı bir grup oluşturulmuştur. Bu ülke grubuna, 2024 yılında İran, Mısır, Etiyopya, Birleşik Arap Emirlikleri (BAE) ve Suudi Arabistan; 2025 yılında ise Endonezya katılmıştır. BRICS, kurumsal yapısının olmaması, sekretaryası, anlaşması veya bağlayıcı hukuki metninin bulunmaması nedeniyle birlik statüsünde olmayıp, siyasi, ekonomik ve stratejik bir iş birliği platformu olarak da nitelendirilmektedir. Bu grubun hedefleri arasında doların küresel rezerv para olarak kullanımını azaltmak amacıyla yerel para birimleriyle ticareti teşvik etmek ve alternatif finans sistemleri kurmak yer almaktadır.

Farklı ülkelerin tek bir para birimi kullanmasını ifade eden ortak para ve bunun ekonomik etkilerini inceleyen Ortak Para Teorisi, özellikle Mundell (1961)'in Optimum Para Alanı Teorisi ile şekillenmiştir. Bu teoriye göre, ortak para birimini benimseyen ülkelerin, ekonomik şoklara ortak yanıt verebilecek kadar ekonomik entegrasyon, fiyat ve ücret esnekliği, sermaye ve iş gücü hareketliliği gibi bazı ekonomik özelliklere sahip olmaları gerekmektedir. Şayet bu koşullar sağlanamazsa, ülkeler para politikası bağımsızlıklarını kaybedeceklerinden, ekonomik krizlere karşı daha kırılgan hale geleceklerdir. Diğer bir deyişle bu teori, farklı ülkelerin ortak para kullanımı nedeniyle ekonomik fayda sağlayabilmelerinin ön koşullarını belirleyen analitik bir çerçeve sunmaktadır.

Ortak para yaratılması ile ilgili bir diğer kavram ise optimum parasal birliktir. Bu kavram, optimum para alanının sunduğu teorik çerçevenin ötesine geçerek ortak para biriminin uygulanabilirliği, ortak para ve maliye politikaları, kurumsal altyapı ve siyasi entegrasyon gibi faktörleri de kapsayan daha geniş bir yapıyı ifade etmektedir. Dolayısıyla, bir ülke grubu optimum para alanı kriterlerini sağlasa bile, kurumsal altyapıyı teşkil edemezse ve siyasi irade gösteremezse tam anlamıyla bir parasal birlik oluşturamaz. Bu bağlamda Avrupa Birliği (AB)'nin Euro deneyimi, ortak parasal birliğin pratikteki en önemli örneğidir. Optimum para birliği teorisi, ortak bir para biriminin başarılı olabilmesi için ilgili ülkelerin ekonomik yapılarının benzer olmasını ve makroekonomik göstergelerin birbirine yakınsamasını öngörür. AB'nin üyelik sürecinde uyguladığı Maastricht Kriterleri, ortak paraya geçişte gereken koşulların bir örneğini oluşturmakta olup, ülkelerin enflasyon, faiz, bütçe dengesi ve borç yükü bakımından birbirine yakın özellikler taşıması ve döviz kuru istikrarını sağlamış olmaları gerekmektedir. Bu kriterler arasında en önemlisi ülkeler arasında enflasyonun yakınsamasıdır. Zira farklı enflasyon oranlarına sahip ülkelerin aynı para birimini kullanması durumunda, ortak para politikası tüm üyeler için eşit derecede etkili olamaz; düşük enflasyonlu ülkeler faizlerin gereksiz yere yüksek kalmasından, yüksek enflasyonlu ülkeler ise yeterli parasal sıkılaştırma

yapılamamasından şikâyet edebilirler. Bu nedenle, enflasyon oranlarının birbirine yakınsaması, parasal birlikte fiyat istikrarının sağlanması, ortak merkez bankasının etkili para politikası yürütmesi açısından kritik bir öneme sahiptir. Aksi takdirde, para birliği içinde ekonomik dengesizlikler artar ve birliğin sürdürülebilirliği riske girer. AB'nin yanı sıra Batı Afrika Ülkeleri Ekonomik Topluluğu (ECOWAS) da ortak para yaratma düşüncesinde olup, gerekli ön koşulları sağlamaya çalışmaktadır. Ayrıca BRICS grubunun da ortak para kullanımını zaman zaman telaffuz edilmektedir.

BRICS gibi nüfus, enerji, hammadde, üretim ve dış ticaret gibi konularda büyük öneme sahip bir ülke grubunun ortak para kullanması doların uluslararası ticaret ve finans sistemindeki statüsünü derinden etkileyecektir. Böyle bir olasılığın bile askeri, siyasi ve ekonomik pek çok sonucu olabilir. Dolayısıyla bu çalışma, dünya ekonomisinde önemli bir yere sahip bir ülke grubu için ortak para olasılığını değerlendirmesi ve bu doğrultuda politika yapıcılara fikir vermesi açısından önem teşkil etmektedir. Bu çalışmanın amacı, enflasyon yakınsamasının varlığını BRICS grubuna üye dokuz ülke açısından araştırmaktır. Bu bağlamda, BRICS ülkeleri için aylık frekansta belirlenen on iki aylık enflasyon serisinden grup ortalaması çıkarılarak elde edilen enflasyon farkı serisinin durağanlığı 2012:M1-2024:M10 dönemi için test edilmiştir. Çalışmada, Reese ve Westerland (2016) tarafından geliştirilen ve ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate alan PANICCA testi, serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan Carrion-i Silvestre vd. (2005) yapısal kırılmalı panel birim kök testi (PKPSS) ve Bahmani-Oskooee (2014) ani ve yumuşak kırılmaları dikkate alan tek değişkenli Fourier panel birim kök testi (FPKPSS) kullanılmıştır. Literatürde farklı ülke grupları ve BRICS için enflasyon yakınsamasının test edildiği çalışmaların mevcut olduğu görülmektedir. Ancak bu çalışmanın, gruba yeni katılmış ülkeleri de kapsaması ve BRICS ülkeleri için enflasyon yakınsamasının test edilmesinde ani ve yumuşak yapısal kırılmaları da dikkate alması bakımından literatüre katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir.

Çalışma başlıca dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde yakınsama teorisi ve enflasyon yakınsamasına ilişkin ampirik literatüre yer verilmiştir. Üçüncü bölümde araştırmanın metodolojisi açıklanmıştır. Bu bağlamda öncelikle veri seti ve yöntem tanıtılmış, daha sonra araştırmadan elde edilen bulgular sunulmuştur. Dördüncü bölümde ise sonuçlara ilişkin değerlendirmelerde bulunulmuştur.

## 2. Teori ve Literatür

Yakınsama, ekonomik açıdan fakir ülkelerin daha zengin ülkelere büyüme oranları ve gelir düzeyleri bakımından yaklaşabilmesini ifade etmektedir (Quah, 1996: 1). Hollandalı iktisatçı Jan Tinbergen tarafından geliştirilen yakınsama hipotezinin temeli Solow (1956)'un Neo-klasik büyüme modeline dayanmakta olup, büyüme teorisinin içerisindeki alt bir literatür olarak gelişim göstermiştir (Yeşilyurt, 2014: 305). Tinbergen (1961)'e göre, ekonomi politikaları, küresel etkileşim ve uluslararası teknoloji transferleri sayesinde az gelişmiş ülkeler, gelişmiş ülkeleri ekonomik açıdan zamanla yakalayabilir.

Romer (1986)'in geliřtirdiđi iřsel byme modeli ise bu tartiřmaya yeni bir boyut kazandırmıřtır. Bu model, ekonomik bymenin kaynađının iřsel faktrler olduđunu ve sermaye faktrnde azalan getiri varsayımının geęerli olmadıđını savunmaktadır. Dolayısıyla bu teoriye gre yakınsama hipotezi geęersizdir. Solow modeli ile iřsel byme modeli arasındaki bu çatıřma deneysel alıřmalara da yansımıř ve yakınsama hipotezinin geęerliliđi ampirik olarak test edilmeye bařlanmıřtır. Yapılan alıřmalar farklı yakınsama trlerinin ortaya ıkmasına da imkn sađlamıřtır (Islam, 1995: 1130). Bylelikle yakınsama kavramı, genel olarak gelir yakınsaması erevesinde incelenirse de son zamanlarda iřsizlik, faiz, enflasyon, vb. makroekonomik deđiřkenlerin yakınsaması da farklı blgeler ve lke grupları aısından sıklıkla arařtırılmaktadır (Girgin, 2023: 5).

Bu alıřmanın inceleme konusunu oluřturan enflasyon yakınsaması, enflasyon oranlarının lkeler arasında benzer dzeylere inmesi veya aynı uzun vadeli trende gre hareket etmesi řeklinde tanımlanmakta ve makroekonomik dzeyde hem uluslararası hem de yurtiinde nemli bir anlam tařımaktadır. Bunun ana sebebi ise enflasyon artıřı ile birlikte bir yandan alım gcnn dřmesi ve refah dzeyinin azalması, diđer yandan etkin kaynak dađılımının bozulmasıdır. Bu durum sadece tek bir lke veya bir lkedeki tek bir blge ile sınırlı kalmamakta ve yayılım gstermektedir. Bu yayılımın ana sebepleri ise finansal liberalleřmenin yanı sıra ulařım ve iletiřim ađlarının geliřmesi, lkeler arası ticaretin artması ve zellikle son yıllarda lkelerin ve blgelerin birbirleri ile entegrasyon ierisinde olma abalarıdır (Das ve Bhattacharya, 2008: 300). Bir lke grubu arasında enflasyon yakınsamasının varlıđı bu lke grupları arasında mal piyasalarının entegre olduđu ve uzun vadede enflasyon oranlarının yakınsama gstereceđi anlamına gelmektedir. Bu sonu ise lke grupları arasında ortak bir parasal birliđin oluřabilmesi iin etken bir rol oynamaktadır (Griř vd., 2020: 86).

İlgili literatr incelendiđinde, enflasyon yakınsamasının pek ok blge veya lke grubu iin test edildiđi, bununla birlikte alıřmaların byk lde AB ve zellikle Euro Blgesi zerine yođunlařtıđı dikkati ekmektedir. Bu bađlamda Kocenda ve Pappell (1997), Lopez ve Papell (2012), Liontakis ve Kremmydas (2014), zmen ve Baktemur (2015), Broř ve Koenda (2018), Yilmazkuday (2022) AB yeleri; Siklos ve Wohar (1997), Westbrook (1998), Temiz ve Konat (2019) ise Avrupa Para Sistemindeki lkeler ve Spuru (2008) ise AB'ye aday 11 lke iin enflasyon yakınsamasının varlıđını arařtırmıřlar ve yakınsamanın olduđunu tespit etmiřlerdir. Ayrıca Arestis vd. (2014) OECD lkeleri; Kisswani ve Nusair (2014) Asya lkeleri, Anoruo ve Murthy (2014) Orta Afrika Ekonomik ve Para Topluluđu lkeleri ve Belliler ve Demiralp (2024) G-20 lkeleri iin enflasyon yakınsamasını arařtırmıřlar ve yakınsamanın olduđu sonucuna ulařmıřlardır.

Bunun yanı sıra, 16 EMS lkesi iin enflasyon yakınsamasını arařtıran Giannellis (2013), Almanya ve Fransa dıřındaki lkelerde; Orta ve Dođu Avrupa'da yer alan 7 lke ile Euro Blgesi lkeleri arasındaki arařtıran Cuestas vd. (2016) Orta ve Dođu Avrupa lkelerinin ođunda yakınsama tespit etmiřlerdir. Benzer řekilde 15

AB üyesi ülke için enflasyon yakınsamasını araştıran Karademir (2022), Hollanda, Lüksemburg ve İsveç dışındaki ülkeler arasında yakınsama tespit etmiştir. Holmes (2002) ise 1972-1999 dönemini ele alan çalışmada Belçika, Fransa, Almanya, İtalya, Hollanda ve Birleşik Krallık arasındaki yakınsamayı araştırmış ve 1983-1990 dönemindeki yakınsamanın daha güçlü olduğuna dair kanıtlara ulaşmıştır. Tsafa-Karakatsanidou ve Fountas (2018), 1974-2016 24 AB ülkesi arasında ortak paraya geçmeden önce zayıf yakınsama varken geçtikten sonraki süreçte yakınsamada artış gözlemlenmiştir. Oysaki Mentz ve Sebastian (2003), 8 AB üyesi ülkede ortak para birimine geçilmeden önceki süreçte yakınsamaya rastlanırken, ortak paraya geçişten sonraki süreçte yakınsamanın bulunmadığı sonucuna varmışlardır. Weber ve Beck (2005), 6 EMS ülkesinde 1995 yılında kadar enflasyon yakınsaması gözlemlenirken, Maastricht Kriterleri karşılandıktan sonra yakınsamanın yavaşladığını tespit etmişlerdir. Hatta Busetti vd. (2006), 12 AB ülkesi için 1980-1997 döneminde enflasyon yakınsaması varken, 1997 yılından sonraki dönemde ise enflasyon ıraksamasının olduğu sonucuna varmışlardır.

Diğer ülke grupları için enflasyon yakınsamasını araştıran çalışmalarda Valera ve Valera (2014), ASEAN-5 ülkeler arasında kısmi yakınsama tespit etmişlerdir. N-11 Ülkeleri için enflasyon yakınsamasını araştıran Hepsağ (2017), Mısır, Nijerya ve Pakistan hariç diğer ülkelerde enflasyon yakınsamasının olduğunu belirlemiştir. 98 Ülke için 1970-2016 dönemini kapsayan çalışmada Liu ve Lee (2021), Japonya, Polonya, Şili, İsveç, Burundi haricindeki ülkelerde enflasyon yakınsamasının olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde Girgin (2023), 53 ülkeyi kapsayan çalışmada 37 ülke için yakınsamanın olduğu, 16 ülkede ise yakınsamanın olmadığını ortaya koymuştur.

Farklı dönemler için Kırılgan Beşli Ülkeleri için enflasyon yakınsamasını araştıran Güriş vd. (2020), Endonezya haricindeki ülkelerde ve Gökteş (2024) ise Türkiye ve Hindistan dışındaki ülkelerde enflasyon yakınsamasının bulunmadığı sonucuna varmışlardır. Hyvonen (2004), 1961-1992 dönemini kapsayan çalışmada OECD ülkeleri arasında enflasyon yakınsaması tespit edememiştir. Tıraşoğlu ve Yurttagüler (2018) ise 2009:01-2015:07 dönemini kapsayan çalışmalarında BRICS ülkelerinde enflasyon yakınsamasının varlığını birim kök testleri ile araştırmışlardır. Araştırmacılar, Hindistan ve Güney Afrika dışındaki ülkelerde yakınsamanın olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Söz konusu çalışmalarda, genellikle birim kök testleri kullanılmış olmakla birlikte, Siklos ve Wohar (1997), Westbrook (1998), Holmes (2002) ve Mentz ve Sebastian (2003) gibi bazı çalışmalarda eşbütünleşme testleriyle enflasyon yakınsamasını test etmişlerdir. Bulgular ise bölgelere ve dönemlere göre farklılık göstermekle birlikte, özellikle AB gibi daha bütünleşik yapılarda enflasyon yakınsamasının daha güçlü olduğu, buna karşın gelişmekte olan ülkeler grubunda yapısal farklılıklar ve dışsal şoklar nedeniyle yakınsamanın sınırlı kaldığı yönündedir. Literatür genel olarak değerlendirildiğinde, BRICS ülkelerinde enflasyon yakınsamasının test edildiği çok sınırlı sayıda çalışmaya rastlanmıştır. Ayrıca söz konusu sınırlı literatürde gruba

yeni katılan ülkelerin çalışmaya dâhil edilmediği veya yapısal kırılmaları dikkate alınmadığı görülmektedir. Dolayısıyla bu çalışma, gruba yeni katılan ülkeleri kapsamı ve yapısal kırılmaları da dikkate alması nedeniyle literatürdeki boşluğu doldurmaya katkı sağlamaktadır.

### 3. Araştırmanın Metodolojisi

#### 3.1. Veri Seti

Bu çalışmada, BRICS grubunda yer alan ülkeler arasında enflasyon yakınsamasının varlığı 2012:M1-2024:M10 dönemi için araştırılmıştır. Araştırmanın kapsamını grubun kurucu ülkeleri olan Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ile gruba sonradan üye olan Mısır, Etiyopya, İran ve Suudi Arabistan oluşturmaktadır. Başlangıç tarihinin 2012:M1 olarak seçilmesinin nedeni, kurucu üyeler arasında yer alan Hindistan'a ait düzenli verilerin bu tarihten itibaren ulaşılabilir olmasıdır. Enflasyon göstergesi olarak kullanılan aylık frekansta on iki aylık (yıllık) enflasyon verilerinin düzenli yayımlanmaması nedeniyle BAE araştırmanın kapsamı dışında tutulmuştur. Araştırmada kullanılan verilere ilişkin açıklamalar Tablo 1'de sunulmuştur.

**Tablo 1:** Veri Seti

Değişken	Açıklama	Veri Kaynağı
Enflasyon	Aylık, On İki Aylık Enflasyon, Yüzde (%)	Trading Economics
Enflasyon Farkı	Enflasyon-Grup Ortalaması, Yüzde (%)	Trading Economics

Araştırmada kullanılan enflasyon değişkenine ait veriler aylık frekansta olup, her ay hesaplanan on iki aylık enflasyon (yüzde, %) değerlerinden oluşmaktadır. Her bir ülke için 154 ve toplamda 1386 gözlem bulunmaktadır ve bu nedenle panel dengelidir. Enflasyon serisinin ortalaması 9.78; standart sapması 10.8; medyanı 5.9; maksimum değeri 55.5 ve minimum değeri -5'tir. Söz konusu veriler Trading Economics adlı siteden alınmıştır. Çalışmada yakınsama stokastik yakınsama çerçevesinde fark serilerinin durağanlığı üzerinden test edilmektedir. Bu nedenle öncelikle her bir dönem için grup ortalaması her bir ülkeye ve her bir döneme ait enflasyon değerlerinden çıkarılarak enflasyon fark serisi elde edilmiş, ardından elde edilen bu fark serisinin durağanlığı birim kök testleriyle araştırılmıştır.

#### 3.2. Yöntem

##### 3.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Ülkeler arasında mal ve hizmet ticaretinin ve sermaye hareketlerinin varlığı ve boyutu dikkate alındığında, paneli oluşturan ülkelere herhangi birinde meydana gelen ekonomik bir şokun diğer ülkelere de sıçraması son derece gerçekçi bir yaklaşımdır. Yatay kesit bağımlılığı, paneli oluşturan kesitlerden herhangi birine gelen ekonomik şoktan paneli oluşturan diğer birimlerin de etkilendiği varsayımına dayanmaktadır. Dolayısıyla analize geçilmeden önce birimler arasında bir yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı test edilmeli ve bu durumu dikkate alan

yöntemler tercih edilmelidir. Aksi takdirde sonuçlar sapmalı ve tutarsız olacaktır (Berusch ve Pagan, 1980; Pesaran, 2004).

Breusch ve Pagan (1980), yatay kesit bağımlılığını test etmek amacıyla Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier-LM) testini geliştirmiştir. Ancak bu test, yalnızca yatay kesit sayısının (N) nispeten küçük ve zaman serisi boyutunun (T) büyük olduğu örneklerde geçerlidir (Tugcu ve Tiwari, 2016: 613). LM testinin bu dezavantajını ortadan kaldırmak için Pesaran (2004), LM testinin ölçeklendirilmiş versiyonu olan  $CD_{lm}$  testini geliştirmiştir.  $CD_{lm}$  testi hem N'nin hem de T'nin sonsuza gittiği durumlar için geçerli olup, sıfır hipotezi altında normal dağılıma sahiptir. Ancak bu test, büyük N ve küçük T durumunda önemli bozulmalar sergileyebilmektedir (Tugcu ve Tiwari, 2016: 613). Pesaran (2004), bu durumlar için CD testini önermektedir. Pesaran vd. (2008), grup ortalamalarının ikili korelasyonlarının bulunmadığı ve tek bir birimin ortalamasının ikili korelasyonlarının bulunduğu durumda CD testinin sapmalı olduğunu göstermişler ve varyans ve ortalamayı da test istatistiğine ekleyerek normal dağılım özelliği gösteren sapması düzeltilmiş  $LM_{adj}$  testini geliştirmişlerdir. Baltagi vd. (2012), ise hata terimleri arasındaki korelasyona odaklanmıştır. Eğer bu korelasyonlar sıfırdan farklıysa, birimler arasında yatay kesit bağımlılığı vardır. Bu testlerin tamamının  $H_0$  hipotezi ortak olup,  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi durumunda birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucuna ulaşılır.

### 3.2.2. Panel Birim Kök Testi

Ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi neticesinde, bu durumu dikkate alan panel birim kök testleri uygulanmasına karar verilmiş ve  $T > N$  olması nedeniyle PANICCA testi kullanılmıştır. Ayrıca yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Carrion-i Silvestre (2005) yapısal kırılmalı panel birim kök testi ve Bahmani-Oskooee vd. (2014) ani ve yumuşak kırılmalı tek değişkenli panel birim kök testleri ile de durağanlık araştırılmıştır.

Bai ve Ng (2004) tarafından geliştirilen Panel Analysis of Nonstationarity in Idiosyncratic and Common Components (PANIC) testi, panel verilerde durağanlık testi yapmak ve verileri ortak faktörler ve idiyosenkratik (her seriye özgü) bileşenler olarak ayırmak için bir yöntem sunmaktadır. Testin temel amacı, panel verilerde gözlemlenen durağan olmama durumunun ortak şoklardan mı yoksa her seriye özgü yapısal bozukluklardan mı kaynaklı olup olmadığının tespit edilmesidir. Bu test, faktörlerin durağanlığını ve kendine özgü bileşenleri ayrı ayrı ADF testiyle test etmekte ve panelde birim kökün ortak faktörlerden mi yoksa bireysel bileşenlerden mi kaynaklandığı anlaşılmaktadır. Test, T'nin büyük olduğu durumlarda ( $T > N$ ) daha etkili sonuç vermekte ve T'nin küçük olduğu durumlarda testin gücü zayıflamaktadır. Bai ve Ng (2010), PANIC testinin çerçevesini genişleterek, panel verilerde idiyosenkratik bileşenlerin durağanlığını test eden yeni panel istatistikleri geliştirmiştir. PANIC testi, küçük örneklerde ve güçlü yatay kesit bağımlılığında sorun yaşayabilir. Reese ve Westerlund (2016) ise, Bai ve Ng (2004) testini daha da geliştirmiş ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan PANICCA panel

birim kök testini ortaya koymuştur. Bu test, ortak faktör modellemesine dayanmakta ve yatay kesit ortalamalarını dikkate almaktadır. PANICCA testi, serilerin sadece seviyede birim kök içerip içermediklerine dair bulgu sunmakta; serilerin farklarında durağan olup olmadıklarına dair bir bilgi içermemektedir. Testin  $H_0$  hipotezi ise serilerde birim kökün varlığı varsayımına dayanmaktadır. Ortak faktör(ler) için hangi testin uygulanacağı, tahmin edilen ortak faktör sayısına bağlıdır. Sadece bir ortak faktör tahmin edilirse, genişletilmiş Dickey–Fuller (ADF) testi; en az iki ortak faktör tahmin edilirse, Bai ve Ng (2004) tarafından önerilen yinelemeli prosedür uygulanmaktadır. Tüm panellerin idiyosenkratik bileşenlerinde birim kök bulunduğu şeklindeki sıfır hipotezi ise, Bai ve Ng (2010) tarafından önerilen Pa, Pb ve PMSB test istatistikleri aracılığıyla sınanmaktadır.

Ülkelerde meydana gelen ekonomik krizler ve yapısal dönüşümler kullanılan serilerde yapısal kırılmalara neden olmaktadır. Bu kırılmaları dikkate alan Carrion-i Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testi, Hadri (2000) tarafından geliştirilen ve zaman serilerinde kullanılan KPSS testinin panel veriler için genelleştirilmiş halidir. Serilerde yatay kesit bağımlılığı ve çoklu yapısal kırılmaların olması durumunda kullanılabilen bu test, kırılma sayısının ve kırılma tarihlerinin birimler arasında farklılaşmasına izin verecek kadar esneklerdir. Kırılma tarihlerinin önsel olarak belirlenmesi zorunluluğu olmaması testin önemli avantajlarından biridir. Carrion-i Silvestre vd. (2005) panel durağanlık testinde, sıfır hipotezi altında veri yaratama süreci aşağıdaki şekildedir (Carrion-i Silvestre vd., 2005: 160-163):

$$y_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\alpha_{i,t} = \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} D(T_{b,k}^i)_t + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{i,k} DU_{i,k,t} + \alpha_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (2)$$

Eşitlik 2’de,  $i=1, \dots, N$  birimleri ve  $t=1, \dots, T$  zaman boyutunu göstermektedir.  $v_{i,t} \sim i. i. d. (0, \sigma_{v,i}^2)$  ve  $\alpha_{i,0} = \alpha_i$  olan bir sabittir.  $k$  kırılma sayısını göstermekte olup,  $k=1, \dots, m_i$ ,  $m_i \geq 1$  ve  $\varepsilon_{i,t}$  ve  $v_{i,t}$  karşılıklı bağımsız dağıldığı varsayılmaktadır.  $D(T_{b,k}^i)_t$  ve  $DU_{i,k,t}$  kukla değişkenlerdir.  $D(T_{b,k}^i)_t$ ,  $t = T_{b,k}^i + 1$  iken 1 değerini, diğer durumlarda ise 0 değerini almaktadır.  $DU_{i,k,t}$  ise sabitteki kırılmayı gösteren sabit terim kuklası olup,  $t > T_{b,k}^i + 1$  iken 1 değerini, diğer durumlarda ise 0 değerini almaktadır.  $T_{b,k}^i$ ,  $i$ . Birimdeki  $k$ . Kırılma tarihini göstermektedir. Modelde maksimum ( $m_i$ ) 5 kırılmaya kadar izin verilmektedir. Gerekli düzenlemelerden sonra model Eşitlik 3’teki gibi ifade edilmektedir.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{i,k} DU_{i,k,t} + \beta_{i,t} + \sum_{k=1}^{m_i} \gamma_{i,k} DT_{i,k,t}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Eşitlik 10'da,  $DT_{i,k,t}^*$  trenddeki kırılmayı gösteren trend kuklası olup,  $t > T_{b,k}^i$  durumu için  $DT_{i,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$  değerini almakta, diğer durumlarda ise 0 değerini almaktadır.  $\varepsilon_{i,t}$  ise denklemden elde edilen artıklardır. Sıfır hipotezinin durağanlık testi Hadri (2000) tarafından önerilen ve Kwiatkowski vd. (1992) tarafından geliştirilen tek değişkenli durağanlık testi KPSS'nin ortalaması olarak tasarlanmıştır.

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left( \hat{\omega}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{i,t}^2 \right) \quad (4)$$

Eşitlik 4'te,  $\hat{\omega}_i^2$  uzun dönem varyansı göstermektedir. Tahmin edilen EKK artıklarının kısmi toplam süreci ise  $\hat{S}_{i,t} = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{i,j}$  şeklinde ifade edilmektedir. Birimler için elde edilen bireysel istatistiklerin ortalaması  $\xi$  ve varyansı  $\zeta^2$  iken çoklu yapısal kırılmaya sahip panelin test istatistiği Eşitlik 5'teki gibi hesaplanmaktadır.

$$Z(\lambda) = \frac{\sqrt{N}(LM(\lambda) - \xi)}{\bar{\zeta}} \quad (5)$$

Birim kök testinde  $Z(\lambda)$  test istatistiği  $T \rightarrow \infty$  ve  $N \rightarrow \infty$  durumu için standart normal dağılım göstermektedir. Bu test yapısal kırılmalar için Bai ve Perron (1998) hata kareler toplamının global minimizasyonu (SSR) sürecini izlemektedir. Kırılma tarihlerinin tahmini ve seçiminde bireysel  $SSR(T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i)$  hesaplanmaktadır.

$$(\hat{T}_{b,1}^i, \dots, \hat{T}_{b,m_i}^i) = \arg \min_{T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i} SSR = (T_{b,1}^i, \dots, T_{b,m_i}^i) \quad (6)$$

Bu testte hesaplanan test istatistikleri Bootstrap kritik değerleri ile karşılaştırılarak serilerin durağanlığı konusunda karar verilmektedir. Bahmani-Oskooee vd. (2014), serilerindeki ortalamaya dönüş özelliklerini modellemek amacıyla, seviye denkleminin ilişkin yeni bir tahmin yöntemi önermiştir. Bu model, yalnızca Enders ve Holt (2012) çalışmasının bir uzantısı olmakla kalmayıp, aynı zamanda Carrion-i-Silvestre vd. (2005) ve Becker vd. (2006) testlerinin bir birleşimidir. Testin  $H_0$  hipotezi ve  $H_a$  alternatif hipotezi aşağıdaki gibidir.

$H_0$ : Panel durağandır.

$H_a$ : Panel durağan değildir.

Bahmani-Oskooee vd. (2014), kukla değişkenlerin yanı sıra Fourier fonksiyonlarını da modele dâhil etmişlerdir. Buradaki gerekçe ise kukla değişkenler ile ani değişimleri yakalarken, Fourier fonksiyonları ile yavaş gerçekleşen değişimleri yakalamaktır. Dolayısıyla bu test, hem ani hem de yavaş değişimlere izin vermektedir. Ayrıca bu test, farklı ülkeler için farklı sayıda kırılmaya ve yatay kesit

bağımlılığına izin vermektedir. Bahmani-Oskooee vd. (2014),  $y_t$  serisinin seviye durağan olduğunu ve Eşitlik 7'deki gibi ifade edilebileceğini varsaymışlardır.

$$y_t = \alpha + \sum_{l=1}^{m+1} \theta_l DU_{l,t} + \sum_{k=1}^n \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Eşitlik 14'te,  $t, T$  ve  $m$  sırasıyla zaman trendi, örneklem büyüklüğü ve optimal kırılma sayısıdır.  $DU_{l,t}$  şayet  $TB_{k-1} < t < TB_k$  ise 1, aksi durumlarda 0 değerini almaktadır.  $DU$  ani kaymaları (keskin sapmaları) yakalamak amacıyla modele dahil edilmiştir. Gallant (1981) çalışmasını takiben, düzgün geçişten global bir yaklaşım elde edebilmek için Fourier yaklaşımı kullanılmış ve modele hem  $\sum_{k=1}^n \gamma_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$  hem de  $\sum_{k=1}^n \gamma_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$  terimleri dahil edilmiştir.  $n$ , yaklaşımda yer alan frekansların sayısı olup,  $n \leq \frac{T}{2}$  dir.  $k$  ise özel frekanstır.

Eşitlik 14'ün tahmini  $m, n$  ve  $k$ 'nin seçimi şeklinde üç farklı durumu içermektedir: Becker vd. (2004) tarafından belirtildiği gibi,  $n=1$  şeklinde bir kısıtlama getirmek makul bir yaklaşımdır. Çünkü eğer  $\gamma_{1,k} = \gamma_{2,k} = 0$  hipotezi bir frekans için reddedilebiliyorsa, bu durumda zamanla sabitlik (time invariance) yönündeki sıfır hipotezi de reddedilmiş olur. Ayrıca Enders ve Lee (2012),  $n=1$  kısıtının uygulanmasının serbestlik derecelerini korumak ve aşırı uyum (over-fitting) sorununu önlemek açısından faydalı olduğunu belirtmiştir. Bu nedenle, yukarıdaki denklem Eşitlik 8'deki gibi yeniden ifade edilebilir:

$$y_t = \alpha + \sum_{l=1}^{m+1} \theta_l DU_{l,t} + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Eşitlik 15 iki aşamada tahmin edilir. İlk aşamada, optimal kırılma noktaları  $m$  ve optimal frekans  $k$  belirlenir ve  $k$  en fazla 7 olacak şekilde işleme başlanır. Ardından, her bir  $K=k$  için Bai ve Perron (1998) tarafından önerilen yöntem kullanılarak Eşitlik 15 tahmin edilir ve hata kareler toplamı SSR kaydedilir. SSR'yi minimize eden frekans  $k^*$  optimal frekans olarak seçilir. Daha sonra Eşitlik 15,  $K=k^*$  için yeniden tahmin edilir ve elde edilen kırılma sayısı ile yerleri, optimal kırılma sayısı ve konumları olarak kabul edilir. İkinci adımda ise, Eşitlik 15'te doğrusal olmayan bileşenin yokluğu test edilir. Bu amaçla, Becker vd. (2004)'ü takip ederek klasik F test istatistiği kullanılır.

$$F(k^*) = \frac{(SSR_{kısıtsız} - SSR_{kısıtlı}(k^*)) / 2}{SSR_{kısıtlı}(k^*) / T - q} \quad (9)$$

$SSR_{kısıtsız}$  ve  $SSR_{kısıtlı}$ , sırasıyla Eşitlik 9'un doğrusal olmayan bileşenle ve doğrusal olmayan bileşen olmadan tahmin edilmesinden elde edilen hata kareler toplamını

ifade etmektedir. Becker vd. (2004) tarafından belirtildiği üzere, başa çıkılması gereken (nuisance) bir parametrenin varlığı nedeniyle F-testinin standart bir dağılımı yoktur. Bu nedenle, kritik değerleri Monte Carlo simülasyonu kullanarak hesaplanmaktadır. Test prosedürlerinin geri kalanı ise Carrion-i-Silvestre vd. (2005)'in yöntemleriyle aynıdır. Test sonuçlarına göre, enflasyon serisi birim köke sahip değilse yani seri durağan ise enflasyon yakınsamasının varlığından söz edilmektedir.

### 3.3. Ampirik Bulgular

Araştırma kapsamında, öncelikle kullanılacak birim kök testlerine karar verebilmek için INF enflasyon farkı serisinin yatay kesit bağımlılığı test edilmiştir. Panelde yatay kesit bağımlılığı, yatay kesit boyutunun küçük (N=9) ve zaman boyutunun büyük (T=154) olması nedeniyle Breusch-Pagan (1980) LM testi ile araştırılmıştır. Sonuçların sağlamlığını kontrol etmek amacıyla ayrıca Pesaran (2004) CD testi uygulanmıştır. Yapılan yatay kesit bağımlılığı testlerinden elde edilen bulgular Tablo 2'de sunulmuştur.

**Tablo 2:** Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
Breusch-Pagan (1980) LM	1567.297*	0.0000
Pesaran (2004) CD	1.850**	0.0644
* ve ** sırasıyla %1 ve %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılık seviyesini ifade etmektedir.		

Tablo 2'deki verilere göre Breusch-Pagan (1980) LM testi için olasılık değeri <0.01 olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Yani panel için INF serisinde %1 anlamlılık seviyesinde yatay kesit bağımlılığı vardır. Dolayısıyla bundan sonraki aşamada yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testi ve yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmalıdır. Bu bağlamda hem sabit hem de sabit ve trendli modele ilişkin PANICCA panel birim kök testi sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur.

**Tablo 3:** PANICCA Panel Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabit		Sabit ve Trend		
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri		Test İstatistiği	Olasılık Değeri
ADF Test	-12.229	0.0001***	ADF Test	-12.239	0.0001***
Pa	-4.134	0.0000***	Pa	-2.043	0.0205**
Pb	-2.072	0.0191**	Pb	-1.427	0.0767*
PMSB	-1.122	0.1310	PMSB	-0.993	0.1604
*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.					

Tablo 3'teki PANICCA testi sonuçlarına göre, hem sabitli modelde hem sabit ve trendli modelde ortak faktörlere ilişkin ADF test istatistiğinin olasılık değeri %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı olup, ortak faktörün birim köke sahip olduğu

şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Bu bulgu, paneldeki tüm birimleri etkileyen ortak şokların kalıcı olmadığını göstermektedir. Ayrıca, Bai ve Ng (2010) tarafından önerilen Pa ve Pb istatistikleri idiyosenkratik bileşenlerde birim kök olmadığına işaret etmektedir. Genel olarak bulgular, değişkende gözlenen dinamiklerin ortak faktörlerden değil, geçici ve durağan panel-özel bileşenlerden kaynaklandığını ve değişkenin panel genelinde durağan kabul edilebileceğini göstermektedir.

Carrion-i Silvestre vd. (2005) yapısal kırılmalı panel birim kök testinin geçerli bir şekilde uygulanabilmesi için bireysel test istatistiklerinin kesitsel olarak bağımsız olması gerekmektedir. Ancak panelde kesitsel bağımlılık tespit edildiğinden, bu sorunun üstesinden gelebilmek amacıyla PKPSS panel durağanlık test istatistiğinin dağılımı Maddala ve Wu (1999) tarafından önerilen bootstrap tekniği kullanılarak deneysel olarak hesaplanmıştır. Panel istatistiği için kritik değerler, 10.000 tekrar (replikasyon) ile yapılan bootstrap simülasyonları aracılığıyla elde edilmiştir. Yapısal değişimlerdeki geçişin sert/keskin şekilde modellendiği PKPSS'in sabit ve sabit ve trendli model için hem homojen hem de heterojen uzun dönem varyanslarına dayanan versiyonlarından elde edilen test istatistikleri Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4:** PKPSS Birim Kök Testi Sonuçları

	Test İstatistiği	Kritik Değerler				
		%90	%95	%97.5	%99	Olasılık Değeri
Sabit						
PKPSS <sub>Hom</sub>	-3.0490	8.3716	9.5524	10.3546	11.2037	0.9989
PKPSS <sub>Het</sub>	-3.0798	1.2678	1.8645	2.3709	3.1390	0.9990
Sabit ve Trend						
PKPSS <sub>Hom</sub>	-5.4982	-0.9540	-0.5760	-0.3118	0.1700	1.0000
PKPSS <sub>Het</sub>	-5.4998	-2.7905	-2.4877	-2.2030	-1.8333	1.0000
Tablo kritik değerleri Bootstrap simülasyon tekniği kullanılarak 10000 replikasyon sonucunda elde edilmiştir.						

Tablo 4'teki verilere göre hem sabit hem de sabit ve trendli model için hesaplanan homojen ve heterojen panele ait test istatistik değerleri Boostsrapt simülasyonu ile elde edilen tablo kritik değerinden %5 anlamlılık düzeyinde küçüktür. Her iki test türünde de test istatistikleri kritik değerlerin altında kalması sıfır hipotezinin reddedilemeyeceğini göstermektedir.  $H_0$  Hipotezi, paneldeki tüm ülkelerin enflasyon serilerinin durağanlık yapısına sahip olduğu varsayımını içerir. PKPSS test sonuçları hem homojenlik hem de heterojenlik varsayımına göre ülkelerin bir bütün olarak durağan olduğunu gösteren yokluk hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir. Dolayısıyla BRICS ülkelerinden meydana gelen panel durağandır. Bu sonuçlar, paneldeki ülkelerin enflasyon serilerinin benzer uzun dönem dinamikler ve yapısal kırılmalar sergilediğini ortaya koymaktadır.

Yapısal değişimlerin Fourier yaklaşımı ile modellendiği, serilerde birimler arası bağımlılığa ve yapısal değişimlerin yumuşak/kademeli geçişine izin veren Carrion-

i Silvestre vd. (2005) tek değişkenli versiyonu Fourier Panel KPSS (FPKPSS) test sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

**Tablo 5:** FPKPSS Birim Kök Testi Sonuçları

Kritik Değerler						
Ülkeler	Bartlett	%90	%95	%97.5	%99	Kırılma Tarihler
<b>Sabit</b>						
Brezilya	0.0425	0.0747	0.0879	0.1039	0.1202	2014:06 ve 2017:09
Rusya	0.0381	0.0733	0.0899	0.1015	0.1186	2014:06 ve 2017:09
Hindistan	0.0306	0.0702	0.0848	0.1000	0.1166	2014:06 ve 2017:09
Çin	0.0306	0.0715	0.0866	0.1022	0.1214	2014:06 ve 2017:09
G. Afrika	0.0355	0.0715	0.0865	0.0985	0.1253	2014:06 ve 2017:08
Mısır	0.0406	0.0686	0.0876	0.1056	0.1319	2014:06 ve 2017:08
Etiyopya	0.0372	0.0674	0.0851	0.0977	0.1220	2014:07 ve 2017:08
İran	0.0388	0.0723	0.0872	0.1041	0.1234	2014:07 ve 2017:08
S. Arabistan	0.0692	0.1003	0.1200	0.1521	0.1857	2014:07 ve 2017:08
<b>Sabit ve Trend</b>						
Brezilya	0.0140	0.0377	0.0455	0.0543	0.0636	2016:01 ve 2019:12
Rusya	0.0137	0.0364	0.0419	0.0467	0.0523	2015:11 ve 2019:11
Hindistan	0.0125	0.0382	0.0443	0.0510	0.0602	2015:12 ve 2019:11
Çin	0.0132	0.0381	0.0452	0.0522	0.0649	2015:12 ve 2019:11
G. Afrika	0.0143	0.0357	0.0434	0.0505	0.0593	2016:01 ve 2019:11
Mısır	0.0155	0.0378	0.0448	0.0526	0.0623	2016:03 ve 2019:11
Etiyopya	0.0148	0.0377	0.0439	0.0480	0.0603	2015:12 ve 2019:11
İran	0.0160	0.0361	0.0431	0.0488	0.0593	2015:12 ve 2019:10
S. Arabistan	0.0140	0.0373	0.0431	0.0473	0.0607	2015:12 ve 2019:10

Tablo kritik değerleri Monte Carlo simülasyon tekniği kullanılarak 10000 replikasyon sonucunda elde edilmiştir. Maksimum kırılma sayısı 5'tir. \*, %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 5'teki verilere göre, BRICS grubunu oluşturan her bir ülke için yapılan tek değişkenli FPKPSS durağanlık testinde, enflasyon serisi için elde edilen test istatistiği tüm anlamlılık düzeylerindeki tablo kritik değerlerinden küçüktür. Bu sonuç, her bir ülke için durağanlık hipotezinin reddedilememesine neden olmakta ve dolayısıyla enflasyon serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

#### 4. Sonuç ve Değerlendirme

Ülkeler, uluslararası ticarete kur dalgalanmalarının etkisini azaltmak ve döviz riskini ortadan kaldırmak için yerel para birimleriyle ticaret yapmayı veya ortak bir para birimi kullanmayı yeğlerler. Günümüzde ortak para yaratılmasının en başarılı ve somut örneğini AB'nin yarattığı Euro oluşturmaktadır. Ayrıca ECOWAS kendi ortak para birimini yaratmaya çalışmaktadır. Bu bağlamda ortak para yaratılmasının en önemli ön koşullarından birisi ülkeler arasında enflasyon yakınsamasının varlığıdır. Enflasyon yakınsamasının önemli bir koşul olma sebeplerinden biri

şüphesiz ki ortak paraya geçiş sürecinde ülkelerin ortak merkez bankası kurmaları ve ortak para politikası belirlemeleridir. Böyle bir durumda enflasyon problemi karşısında merkez bankası tarafından uygulanacak tek bir para politikası olacaktır. Örneğin ülkelerden biri enflasyon problemi yaşarken diğer ülkenin deflasyon riskiyle karşı karşıya olması durumunda merkez bankasının nasıl bir para politikası uygulayacağı belirsizdir. Bu nedenle ülkeler arasında enflasyon yakınsamasının varlığı önemli olup, enflasyon oranlarının birlikte hareket etmesi uygulanacak para politikasının belirlenmesi açısından önem arz etmektedir. Ancak bu sağlanması gereken koşullardan yalnızca biri olup, bu koşulun sağlanması optimum para alanının sağlandığı şeklinde yorumlanmamalıdır.

BRICS grubunun da ortak para yaratma olasılığından söz edilmesi bunun ekonomik ve siyasi altyapısının uygun olup olmamasının değerlendirilmesini zorunlu kılmaktadır. Bu çalışmada, ortak paranın ekonomik altyapısına ilişkin ön koşullardan biri olan enflasyon yakınsamasının varlığı BRICS grubuna dâhil toplam 9 ülke için 2012:M1-2024:M10 dönemini kapsayan yapısal kırılmalı Fourier panel birim kök testleri ile araştırılmıştır. Araştırmada aylık frekansta ülkelerin son 12 aylık (yıllık) enflasyon verileri kullanılmıştır. Küreselleşme ve uluslararası ticaretin gelişmesi ve sermaye hareketlerini serbestleşmesi ülkeleri birbirine daha fazla bağımlı hale getirmiştir. Dolayısıyla bir ülkede meydana gelen ekonomik bir şok diğer ülkeye de sıçramaktadır. Bu durumda teorik olarak paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olma olasılığı yüksektir. Bu bağlamda araştırmada, paneli oluşturan ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı yatay kesit bağımlılığı testleri ile araştırılmış ve test sonuçlarına göre ülkeler arasında yatay kesit bağımlılığının olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle araştırmada yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Reese ve Westerland (2016) tarafından geliştirilen PANICCA panel birim kök testi uygulanmıştır. Bu test sonuçlarına göre ortak faktörlerde durağanlık tespit edilmiştir. Bu bulgu, enflasyon serisinin panel düzeyinde ortak trendden etkilendiği anlamına gelmektedir. Ancak panelin bütünü için hesaplanan pooled ADF test istatistiği olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve bu bulgu paneli oluşturan serilerin bazılarının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ayrıca zamanla çeşitli şoklar ortaya çıkmakta ve şoklar yapısal kırılmalara neden olmaktadır. Dolayısıyla yapılan testlerin serilerdeki yapısal kırılmaları da dikkate alması gerekmektedir. Bu bağlamda araştırmada Carrion-i Silvestre vd. (2005) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı panel birim kök testi olan PKPSS testi kullanılmıştır. PKPSS birim kök testi sonuçlarına göre panelin bütünü için hem homojenlik hem de heterojenlik varsayımına göre ülkelerin bir bütün olarak durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, paneldeki ülkelerin enflasyon serilerinin benzer uzun dönem dinamikler ve yapısal kırılmalar sergilediğini ortaya koymaktadır. Yani paneli oluşturan ülkeler arasında enflasyon yakınsaması vardır. Ayrıca yapısal değişimlerin Fourier yaklaşımı ile modellendiği, serilerde birimler arası bağımlılığa ve yapısal değişimlerin yumuşak/kademeli geçişine izin veren Carrion-i Silvestre vd. (2005)'nin tek değişkenli versiyonu olan FPKPSS birim kök

testi yapılmış ve paneli oluşturan her bir ülke için ayrı ayrı test sonuçları elde edilmiştir. Bulgulara göre paneli oluşturan her bir ülkenin enflasyon serisinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yapısal kırılma tarihleri incelendiğinde, 2014 yılındaki birinci kırılma tarihinin FED'in parasal genişlemeyi bitirme sinyalleri verdiği, buna bağlı olarak gelişmekte olan ülkelerden sermaye çıkışlarının hızlandığı ve yerel para birimlerinin değer kaybettiği bir döneme denk gelmektedir. Bu durum döviz kurundan enflasyona geçişkenliğin yüksek olduğu BRICS ülkelerinde maliyet kaynaklı enflasyonun yükselmesine neden olmuştur. 2017 yılına denk gelen ikinci kırılma dönemi ise özellikle Çin ve ABD arasında ticaret savaşlarının ortaya çıktığı, jeopolitik risklerin arttığı ve buna bağlı olarak emtia fiyatlarındaki dalgalanmanın enflasyonda oynaklığı artırdığı bir dönemdir. Sabitli ve trendli modeldeki kırılma tarihleri, BRICS ülkelerinde enflasyonun hem seviyesinde hem de uzun dönem eğiliminde yapısal değişimlere işaret etmektedir. 2015 sonu ve 2016 başında özellikle petrol başta olmak üzere küresel emtia fiyatlarındaki sert düşüş, Çin kaynaklı büyüme endişeleri ve gelişmiş ülkelerde süregelen sıkı para politikası beklentileri BRICS'te enflasyonun belirgin biçimde gerilemesine ve dezenflasyonist bir trende geçilmesine neden olmuştur. Buna karşılık 2019'un son çeyreğinde ortaya çıkan kırılmalar, küresel ticaret savaşlarının birikimli etkileri, artan jeopolitik belirsizlikler ve para politikalarında eş zamanlı gevşeme ile birlikte enflasyon trendinin yeniden yukarı yönlü kırılmaya başladığını göstermektedir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, panelin bütünü ve her bir ülkenin ayrı ayrı enflasyon farkları serileri durağan olup, enflasyon yakınsamasının olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla araştırmanın kapsamını oluşturan BRICS ülkeleri için ortak para yaratılmasının ön koşullarından birinin sağlandığını söylemek mümkündür.

Bu bağlamda, ortak para hedefi için enflasyon yakınsaması çok katmanlı ve kademeli biçimde ele alınmalıdır. Ülke bazında, Çin ve Hindistan görece düşük ve daha öngörülebilir enflasyon yapılarıyla birlikte Suudi Arabistan, enerji gelirleri ve kur istikrarı sayesinde nominal çıpa ülkeler olarak ortak enflasyon çerçevesinin merkezinde yer almalıdır. Brezilya ve Güney Afrika yüksek kur geçişkenliği, Rusya ve İran ise yaptırımlar ve enerji fiyat oynaklığı nedeniyle esnek katılım grubunda değerlendirilerek, ortak para öncesinde sıkı mali kurallar ve enflasyon bantlarıyla uyum sürecine tabi tutulmalıdır. Mısır ve Etiyopya gibi enflasyon oynaklığı yüksek yeni üyeler için ise tam entegrasyon yerine, ortak para alanına geçmeden önce uzun süreli nominal yakınsama ve gözetim mekanizmaları uygulanmalıdır. BRICS+ düzeyinde öneri, tek ve ani bir ortak para yerine, ortak bir enflasyon endeksi, farklılaştırılmış enflasyon hedefleri ve enerji fiyat şoklarını dengeleyen mali transfer araçlarıyla desteklenen çok hızlı değil, dayanıklı bir parasal yakınsama mimarisi kurulmasıdır.

BRICS ülkeleri için olası bir ortak para çalışmasında AB'nin deneyimlerinden faydalanılabilir. Bu çerçevede, para politikası koordinasyonunu sağlamak için üye

ülkelerin merkez bankaları arasında iletişim ve veri paylaşımı sağlanmalı ve benzer para politikası rejimleri uygulanmalı, bütçe açığı ve kamu borcuna ilişkin sınırlar konulmalı, döviz kuru rejimleri uyumlu hale getirilmeli ve aşırı oynaklığın önlenmesi için gerekli müdahale mekanizmaları kurulmalıdır. İlaveten, ticari ve finansal entegrasyonun artırılması çerçevesinde grup içinde ulusal para birimleriyle ticaret artırılmalı, SWIFT'e alternatif ödeme sistemlerinin yaratılması ve kullanılmalıdır. Ayrıca grubun bağımsız ve saygın bir kurumsal yapısı oluşturulması çerçevesinde ülkeler gerekli yasal düzenlemeleri yapmalıdır. Bununla birlikte, AB ile kıyaslandığında BRICS'in ortak para yaratma olasılığı daha zayıf görünmektedir. Çünkü ülkelerinin ekonomik ve ticari yapıları ve politik sistemleri farklılık göstermektedir. Ortak para, egemenlik kaygılarına yol açtığı için ülkeler arasında güçlü bir güven ilişkisi ve uzun vadeli taahhüt gerektirmektedir. Ayrıca ABD'nin grup üyeleri üzerine baskısı gruptaki bazı ülkeleri caydırma potansiyeli taşımaktadır.

Konuya ilişkin gelecek çalışmalarda, enflasyon yakınsaması ve optimum para alanı teorisinin belirlediği kriterler çerçevesinde diğer şartların sağlanıp sağlanmadığı farklı ekonometrik yöntemlerle araştırılabilir. Ayrıca, söz konusu ülke grubuna devam eden yeni katılımları da kapsayacak şekilde örneklem grubu genişletilebilir.

#### **Araştırma ve Yayın Etiği Beyanları**

##### **1. Yazar Katkı Beyanı**

Bu çalışmada yer alan tüm yazarlar araştırmanın tasarımı, veri toplama, analiz ve yorumlama süreçleri ile makalenin yazımına anlamlı, doğrudan ve özgün katkılarda bulunmuştur. Yazar katkıları şu şekildedir: A.H.K.: araştırma tasarımı, metodolojinin geliştirilmesi, veri düzenleme ve analiz, makalenin yazımı, gözden geçirilmesi ve düzenlenmesi. İ.A: araştırma tasarımı, metodolojinin geliştirilmesi, danışmanlık. Tüm yazarlar makalenin nihai versiyonunu okuyarak onaylamış ve çalışmanın içeriğine ilişkin ortak sorumluluğu kabul etmiştir.

##### **2. Çıkar Çatışması Beyanı**

Yazar(lar), bu çalışmanın hazırlanması, yürütülmesi, veri analizi, sonuçların yorumlanması veya yayımlanması süreçlerinde çıkar çatışmasına yol açabilecek herhangi bir finansal, akademik veya kişisel ilişki ya da çıkar bulunmadığını beyan etmektedir.

##### **3. Etik Beyanı**

Bu çalışma, COPE (Committee on Publication Ethics) tarafından belirlenen araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak yürütülmüştür. Araştırma, insan veya hayvan katılımcılar üzerinde herhangi bir deneysel uygulama içermemektedir. Bu nedenle çalışma için etik kurul onayı gerekmemektedir. Çalışmada kullanılan veriler kamuya açık kaynaklardan elde edilmiş veya ikincil veri analizi yöntemiyle değerlendirilmiştir. Araştırmada kullanılan veri ve materyaller, talep doğrultusunda yazarlardan temin edilebilir.

#### **Kaynakça**

Anoruo, E., ve Murthy, V. N. R. (2014). Testing nonlinear inflation convergence for the Central African Economic and Monetary Community. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(1), 1-7.

Arestis, P., Chortareas, G., Magkonis, G. ve Moschos, D. (2014). Inflation targeting and inflation convergence: International evidence. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31, 285-295.

Bahmani-Oskooee, M., Chang, T., ve Wu, T. (2014). Revisiting purchasing power parity in African countries: Panel stationary test with sharp and smooth breaks. *Applied Financial Economics*, 24(22), 1429-1438.

Bai, J., ve Ng, S. (2004). A panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1178.

Bai, J., ve Ng, S. (2010). Panel unit root tests with cross-section dependence: A further investigation. *Econometric Theory*, 26(4), 1088-1114.

Bai, J., ve Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78.

Baltagi, B. H., Feng, Q., ve Kao, C. (2012). A Lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177.

Becker, R., Enders, W., ve Hurn, S. (2004). A general test for time dependence in parameters. *Journal of Applied Econometrics*, 19(7), 899-906.

Becker, R., Enders, W., ve 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.

Belliler, İ. S., ve Demiralp, A. (2024). G-20 ülkelerinde enflasyon yakınsaması: Panel birim kök testinden kanıtlar. *Ardahan Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 40-47.

Breusch, T. S., ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its application to model specifications in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.

Brož, V., ve Kočenda, E. (2018). Dynamics and factors of inflation convergence in the European Union. *Journal of International Money and Finance*, 86, 93-111.

Carrion-i Silvestre, J. L., Del Barrio-Castro, T., ve López-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: An application to the gdp per capita. *The Econometrics Journal*, 8(2), 159-175.

Cuestas, J. C., Gil-Alana, L. A. ve Taylor, K. (2016). Inflation convergence in Central and Eastern Europe vs. the Eurozone: Non-linearities and long memory. *Scottish Journal of Political Economy*, 63(5), 519-538.

Das, S. ve Bhattacharya, K. (2008). Price convergence across regions in India. *Empirical Economics*, 34(2), 299-313.

Enders, W., ve Holt, M. T. (2012). Sharp breaks or smooth shifts? An investigation of the evolution of primary commodity prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 94(3), 659-673.

Gallant, A. R. (1981). On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form. *Journal of Econometrics*, 15(2), 211-245.

Giannellis, N. (2013). Asymmetric behavior of inflation differentials in the Euro area: Evidence from a threshold unit root test. *Research in Economics*, 67(2), 133-144.

Girgin, M. (2023). Gelişmekte olan ülkelerde enflasyon yakınsaması: Yakınsama kulüpleri analizi (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Pamukkale Üniversitesi: Denizli.

Göktaş, Ö. (2024). Inflation convergence in fragile five countries: Evidence from RALS-LM unit root tests. *Eurasian Econometrics, Statistics and Empirical Economics Journal*, 25(25), 1-11.

Güriş, S., Çağlayan Akay, E. ve Bülbül, H. (2020). Enflasyon yakınsamasının fourier birim kök testleri ile incelenmesi: Kırılgan beşli örneği. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 9(3), 85-92.

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3(2), 148-161.

Hepsağ, A. (2017). Inflation convergence among the next eleven economies: Evidence from asymmetric nonlinear unit root test. *Theoretical and Applied Economics*, 24(4), 43-52.

Holmes, M. J. (2002). Panel data evidence on inflation convergence in the European Union. *Applied Economics Letters*, 9(3), 155-158.

Hyvonen, M. (2004). Inflation convergence across countries. Economic Research Department Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper. 2004-04.

Islam, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1170.

Karademir, C. (2022). Seçili AB ülkelerinde enflasyon oranı yakınsaması analizi: Nahar-Inder tekniğinden kanıtlar. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 57(4), 3030-3041.

Kisswani, K. M., ve Nusair, S. A. (2014). Nonlinear convergence in Asian interest and inflation rates: Evidence from Asian countries. *Economic Change and Restructuring*, 47(3), 155-186.

Kočenda, E., ve Papell, D. H. (1997). Inflation convergence within the European Union: A panel data analysis. *International Journal of Finance and Economics*, 2(3), 189-198.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Liontakis, A., ve Kremmydas, D. (2014). Food inflation in the European Union: Distribution analysis and spatial effects. *Geographical Analysis*, 46(2), 148-164.
- Liu, T. Y., ve Lee, C. C. (2021). Global convergence of inflation rates. *The North American Journal of Economics and Finance*, 58, 101501, 1-13
- Lopez, C., ve Papell, D. H. (2012). Convergence of Euro Area inflation rates. *Journal of International Money and Finance*, 31(6), 1440-1458.
- Maddala, G. S., ve Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 631-652.
- Mentz, M., ve Sebastian, S. P. (2003). Inflation convergence after the introduction of the Euro. Goethe University Frankfurt CFS Working Paper, 2003-30.
- Mundell, R. A. (1961). A theory of optimal currency areas. *American Economic Review*, 51(4), 657-665.
- Özmen, M., ve Baktemur, F. İ. (2015). Enflasyon yakınsamasının mekansal ekonometrik analizi. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 4(2), 187-194.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. CESifo Working Paper Series, 1229.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., ve Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *Econometrics Journal*, 11(1), 105-127.
- Reese, S. ve Westerlund, J. (2016). Panicca: Panic on cross-section averages. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 961-981.
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Quah, D. T. (1996). Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. *The Economic Journal*, 106(437), 1045-1055.
- Siklos, P. L., ve Wohar, M. E. (1997). Convergence in interest rates and inflation rates across countries and over time. *Review of International Economics*, 5(1), 129-141.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Spiru, A. M. (2008). Inflation convergence in Central and Eastern European economies. *Romanian Economic and Business Review*, 3(4), 14-34.

Temiz, M., ve Konat, G. (2019). Euro Bölgesi ülkeleri için enflasyon yakınsamasının panel birim kök testi ile incelenmesi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 11(3), 2333-2337.

Tıraşoğlu, M., ve Yurttagüler, İ. M. (2018). BRICS ülkelerinde enflasyon yakınsaması: Kapsamlı bir birim kök testi analizi. *Alphanumeric Journal*, 6(2), 311-324.

Tinbergen, J. (1961). Do communist and free economies show a converging pattern?. *Soviet Studies*, 12(4), 333-341.

Tsafa-Karakatsanidou, M., ve Fountas, S. (2018). Testing for inflation convergence among European Union countries: A Panel Approach. *Applied Economics Quarterly*, 64(1), 17-37.

Tugcu, C. T., ve Tiwari, A. K. (2016). Does renewable and/or non-renewable energy consumption matter for total factor productivity (TFP) growth? Evidence from the BRICS. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 65, 610-616.

Valera, M. L. G., ve Valera, H. G. (2014). Testing the inflation convergence among the original ASEAN members. *Journal of Global Business and Trade*, 10(2), 71-78.

Weber, A. A., ve Beck, G. W. (2005). Inflation rate dispersion and convergence in monetary and economic unions: Lessons for the ECB. Goethe University Frankfurt CFS Working Paper, 2005/31.

Westbrook, J. R. (1998). Monetary integration, inflation convergence and output shocks in the European monetary system. *Economic Inquiry*, 36(1), 138-144.

Yilmazkuday, H. (2022). Inflation convergence over time: Sector-level evidence within Europe. *International Finance*, 25(2), 183-217.