

Araştırma Makalesi

**BRICS-T Ekonomilerinde Enflasyon Dinamikleri ve Makroekonomik Belirleyiciler:
Panel Nedensellik Analizi**

*Inflation Dynamics and Macroeconomic Determinants in BRICS-T Economies: Panel
Causality Analysis*

İbrahim YILDIRIMÇAKAR Dr. Öğr. Üyesi, Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi ibrahimyildirimcakar@yyu.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-1933-9798	Nigar ALEV Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi nigaralev@yyu.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-0154-6211	Mustafa TORUSDAĞ Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi mustafatorusdag@yyu.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-8839-0562
---	--	--

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
13.06.2025	06.11.2025

Öz

Bu çalışmada, BRICS-T ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ekonomilerinde enflasyon dinamikleri ve temel makroekonomik belirleyicileri ile olan ilişkileri ekonometrik yöntemlerle analiz edilmiştir. Çalışmada, enflasyon farklı teorik yaklaşımlar çerçevesinde ele alınarak, para arzı, bütçe açığı, faiz oranı, döviz kuru ve ödemeler dengesi gibi politika araçlarının enflasyon üzerindeki etkileri incelenmiştir. Bulgular, bu değişkenlerin enflasyon üzerinde önemli etkiler yarattığını ve ülkeler arasında heterojen yapılar sergilediğini ortaya koymuştur; uzun dönemli ilişkilerde bütçe açığı, M3 para arzı ve döviz kurunun enflasyon üzerinde pozitif, reel faiz oranının ise negatif etkileri olduğu, ödemeler dengesi ile enflasyon arasındaki ilişkinin çok yönlü bir dinamik sergilediği belirlenmiştir. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi kullanılarak yapılan analizler, ülkeler arasında farklı nedensellik ilişkilerinin bulunduğunu, bazı ülkelerde enflasyonun reel faiz, döviz kuru ve bütçe açığı ile güçlü ilişkiler gösterdiğini, ancak para arzı ile enflasyon arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi bulunmadığını ortaya koymuştur. Bu sonuçlar, BRICS-T ülkelerinde enflasyonun tek bir faktöre indirgenemeyeceğini ve politika yapıcıların enflasyonla mücadelede ülkesel farklılıkları göz önünde bulundurarak daha kapsamlı stratejiler geliştirmesi gerektiğini vurgulamakta ve bu ülkelerde enflasyonla mücadele politikalarının etkinliğine katkı sağlamayı hedeflemektedir.

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, BRICS-T Ülkeleri, GUV Testi, Emirmahmutoğlu-Köse Testi.

Abstract

This study analyzes inflation dynamics and their relationship with key macroeconomic determinants in the BRICS-T economies (Brazil, Russia, India, China, South Africa, and Türkiye) using econometric methods. Examining inflation within the framework of various theoretical approaches, the study investigates the effects of policy tools such as money supply, budget deficit, interest rate, exchange rate, and balance of payments on inflation. The findings reveal that these variables exert significant impacts on inflation and exhibit heterogeneous structures across countries; long-run relationships indicate that budget deficit, M3 money supply, and exchange rate have positive effects on inflation, while the real interest rate has a negative effect, and the relationship between the

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Yıldırımçakar, İ. & Alev, N., Torusdağ, M., 2025, BRICS-T Ekonomilerinde Enflasyon Dinamikleri ve Makroekonomik Belirleyiciler: Panel Nedensellik Analizi, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 60(4), 3710-3734.

balance of payments and inflation displays a more complex dynamic. Analyses conducted using the Emirmahmutoğlu and Köse (2011) panel causality test reveal the presence of diverse causal relationships among countries. Specifically, it is found that inflation in some countries demonstrates strong relationships with real interest rates, exchange rates, and budget deficits, but no reciprocal causal relationship exists between money supply and inflation. These results underscore that inflation in BRICS-T countries cannot be reduced to a single factor, emphasizing the necessity for policymakers to develop more comprehensive strategies for combating inflation, taking into account country-specific differences. The study aims to contribute to the effectiveness of inflation-fighting policies in these nations.

Keywords: Inflation, BRICS-T Countries, Gengenbach-Urbain-Westerlund (GUW) Test, Emirmahmutoğlu-Köse Test.

GİRİŞ

İktisat politikalarının temel amacı, ekonomik istikrarın sağlanması ve sürdürülmesidir. Ekonomik istikrar kavramı, makroekonomik değişkenlerde gözlemlenen ani ve aşırı dalgalanmaların önlenmesi; ekonomik faaliyetlerin ise öngörülebilir, sürdürülebilir ve arzu edilen düzeylerde seyretmesi durumu olarak tanımlanmaktadır. Bu kapsamda, iktisat literatüründe ekonomik istikrarın temel bileşenlerinden biri olarak kabul edilen fiyat istikrarı, genel fiyat düzeyindeki artışların kabul edilebilir sınırlar içerisinde tutulmasını ifade etmektedir. Fiyat istikrarının bozulması, özellikle yüksek enflasyonist ortamlarda, ekonomik ve sosyal dengesizlikleri beraberinde getirmekte ve bu nedenle arzu edilmeyen bir durum olarak değerlendirilmektedir (Çevik, 2022, s. 182).

Kronik enflasyon, ekonomik etkinlikler üzerinde bozucu etkiler yaratmakla kalmayıp, gelir dağılımı, tasarruflar ve yatırım kararları gibi temel iktisadi süreçleri de olumsuz yönde etkilemektedir (Bozdağı ve Yılmaz, 2017, s. 2). Bu çerçevede, fiyat istikrarının sağlanması ve korunması hem ulusal hem de uluslararası düzeydeki ekonomik politika yapımının temel önceliklerinden biri hâline gelmiştir. Enflasyonun, fiyat istikrarını tehdit eden en temel unsur olması nedeniyle, etkili bir enflasyonla mücadele stratejisinin geliştirilmesi için öncelikle enflasyonun kaynaklarının doğru şekilde tespit edilmesi önemlidir. Aksi takdirde, yanlış teşhis edilen nedenlere dayalı politika uygulamaları, mevcut istikrarsızlıkları daha da derinleştirebilir. Bu nedenle, maliye ve para politikalarının koordineli bir biçimde tasarlanması ve uygulanması, fiyat istikrarının sürdürülebilirliği açısından kritik öneme sahiptir.

Paranın değeri meselesi, iktisadi düşüncenin tarihsel gelişimi boyunca farklı yaklaşımlar çerçevesinde ele alınmıştır. Merkantilist düşünce, paranın değerini altın ve gümüş birikimiyle özdeşleştirirken; Fizyokratlar, üretim süreçleri ve gelir bölüşümü ekseninde bu kavrama farklı bir perspektif kazandırmışlardır. Klasik iktisat teorisi ise enflasyon olgusuna yönelik daha sistematik bir analiz çerçevesi sunmuş ve bu analizlerini, Fisher’ın miktar teorisi ile somutlaştırmışlardır. Fisher, para arzındaki artışların genel fiyat düzeyinde yükselmeye neden olduğunu, dolayısıyla enflasyonun temel belirleyicisinin para arzı olduğunu ifade etmektedir. Bu görüş, daha sonraki dönemde Monetarist okulun önde gelen temsilcisi Friedman tarafından da benimsenmiş ve “Enflasyon her zaman ve her yerde parasal bir olgudur” (Friedman, 1977) önermesi ile literatürde yer bulmuştur. Öte yandan, Keynesyen iktisat yaklaşımı, enflasyonu toplam talebin toplam arzı aşması durumunda ortaya çıkan bir olgu olarak değerlendirmekte; maliyet-itici yaklaşım ise ücret ve maliyet artışlarını enflasyonun temel nedenleri arasında saymaktadır. Yapısalcı iktisatçılar ise enflasyonun, gelişmekte olan ülkelerde gözlenen yapısal sorunlardan kaynaklandığını ileri sürmektedir (Totonchi, 2011, s. 459). Bu çerçevede, enflasyonun yalnızca para arzı gibi parasal değişkenlerle değil, aynı zamanda bütçe açıkları, döviz kuru hareketleri, faiz oranları ve dış dengesizlikler gibi diğer makroekonomik faktörlerle de yakından ilişkili olduğu görülmektedir.

21. yüzyılda küresel ekonomik sistem ve siyasette önemli dönüşümler yaşanmaktadır. Gelişmiş Batı ekonomilerinde büyüme hızları yavaşlarken, gelişmekte olan ülkelerin ekonomilerindeki hızlı yükseliş dikkat çekmektedir. Özellikle Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika Cumhuriyeti’nden oluşan BRICS ekonomileri, sahip oldukları düşük üretim maliyetleri ve ucuz iş gücü sayesinde kayda değer büyüme oranları ve milli gelir artışları sergilemektedir. Bu durum, söz konusu ülkelerin önemli miktarda yabancı sermaye yatırımı çekmelerine ve ekonomik krizlere karşı daha dirençli hale gelmelerine olanak sağlamıştır. Bu kapsamda, BRICS ülkelerindeki makroekonomik dinamikler ve fiyat istikrarı literatürde sıklıkla tartışılan konular arasında yer almaktadır. Son dönemde yaşanan ABD-Çin

ticaret savaşlarının ise hem Çin ekonomisi hem de diğer BRICS ülkelerinin makroekonomik göstergeleri ve fiyat istikrarı üzerindeki etkileri yoğun bir şekilde tartışılmaktadır.

Bu gelişmeler ışığında, bu çalışmanın temel amacı, BRICS-T ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) özelinde enflasyonun temel makroekonomik belirleyicilerini tespit etmek ve bu faktörlerin enflasyon üzerindeki etkilerini ekonometrik yöntemlerle analiz etmektir. Çalışmada, para arzı, bütçe açığı, faiz oranı, döviz kuru ve ödemeler dengesi gibi değişkenlerin enflasyonla olan ilişkileri incelenerek, bu ülkelerdeki enflasyon dinamiklerinin yapısal bir çerçevede anlaşılmasına katkıda bulunulması hedeflenmektedir. Elde edilecek bulgular, BRICS-T ülkelerinde uygulanacak enflasyonla mücadele politikalarının geliştirilmesi açısından önemli bir yol haritası sunmayı amaçlamaktadır. Bu amaç doğrultusunda, çalışmanın sonraki kısımlarında öncelikle ilgili kaynak taraması yapılacaktır. Daha sonra, çalışmada kullanılan BRICS-T ülkelerinin makroekonomik verileri ve ekonometrik yöntemler ayrıntılı bir şekilde anlatılacaktır. Son olarak, ampirik analizle elde edilen sonuçlar üzerinde tartışmalar yapılacak ve ulaşılan bulgulara dayalı politika önerileri sunularak çalışma sona erecektir.

2. TEORİK VE AMPİRİK LİTERATÜR

2.1. Teorik Literatür

Enflasyon, küresel ekonomik sistemler için önemli bir makroekonomik sorun olup, özellikle gelişmekte olan ve az gelişmiş ekonomilerde daha belirgin bir tehdit oluşturmaktadır. Fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artış olarak tanımlanan enflasyon, ekonomiyi derinden etkileyen çeşitli makroekonomik faktörlerle etkileşim halindedir. Enflasyonun hangi faktörlerden etkilendiğinin belirlenmesi, bu olguyla başa çıkabilecek başarılı bir ekonomi politikası için kritik bir öneme sahiptir. Bu nedenle, enflasyonun farklı etmenler karşısındaki tepkilerinin incelenmesi, iktisatçılar arasında uzun yıllardır tartışılan önemli bir araştırma alanı olmuştur.

Enflasyon ile faiz oranları arasındaki ilişki, makroekonomik teoremin önemli bir parçasını oluşturur. Para politikasının etkinliği, özellikle faiz oranları ve enflasyon arasındaki ilişkiden doğrudan etkilenmektedir (Evren ve Mucuk, 2019, s. 181). Para politikası, faiz oranlarını belirleyerek ekonomik karar birimlerinin, yani hanehalkı ve firmaların gelecekteki ekonomik koşullara yönelik beklentilerini şekillendirir. Ekonomik karar birimleri, gelecekte faiz ve enflasyon oranlarının artacağına dair beklentiler geliştirdiklerinde, bu beklentiler tüketim ve yatırım kararlarını etkiler. Faiz oranları ve enflasyon oranları hem bireysel ekonomik kararları hem de para politikasının kararlarını önemli ölçüde şekillendirir. Bu kapsamda, para politikası, faiz ve enflasyon değişkenleri üzerindeki etkilerinin yanı sıra, bu iki değişkenin de para politikası kararlarını nasıl etkilediğine dair literatürde pek çok çalışma bulunmaktadır (Altunöz, 2018, s. 28).

Enflasyon ve faiz oranları arasındaki ilişki literatürde uzun süre tartışılmıştır. İlk olarak Irving Fisher tarafından ortaya atılan Fisher Hipotezi, nominal faiz oranının, reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranının toplamına eşit olduğunu öne sürmüştür (Atgür ve Altay, 2015, s. 521). Fisher Hipotezi'ne göre, nominal faiz oranı, reel faiz oranı ve beklenen enflasyon oranının toplamı olarak ifade edilebilir:

$$i = r + \pi^e$$

Burada i : nominal faiz oranını, r : reel faiz oranını ve π^e : ise beklenen enflasyon oranını temsil etmektedir. Fisher (1930) tarafından geliştirilen bu hipotez, beklenen enflasyonun uzun dönemde artması durumunda nominal faiz oranlarının da artacağını, aynı şekilde beklenen enflasyonun düşmesi durumunda nominal faiz oranlarının azalacağını ileri sürmektedir. Ancak, reel faiz oranları, bu tür parasal şoklardan etkilenmeyecek, çünkü bireyler tasarruf ve yatırım kararlarında rasyonel davranarak, reel faiz oranlarını temel alacaklardır (Mishkin, 1984). Fisher Hipotezi, para politikasının etkinliğine dair önemli bir görüş sunmakta olup, özellikle uzun vadede enflasyonun reel faiz oranları üzerindeki etkisini tartışmaktadır.

Enflasyon, sadece faiz oranları ile değil, aynı zamanda para ve maliye politikalarıyla da doğrudan ilişkilidir. Bu kapsamda, enflasyonun para ve maliye politikalarıyla olan ilişkisini anlamak, ekonomik istikrarı sağlamak için kritik öneme sahiptir.

Para politikası, merkez bankalarının para arzı ve faiz oranları gibi araçları kullanarak genel ekonomi hedeflerine ulaşmaya çalıştığı bir süreçtir. Ayrıca, açık piyasa işlemleri ve zorunlu karşılık oranları gibi

araçlar aracılığıyla piyasada nakit ihtiyacı ayarlanabilir. Maliye politikası ise, kamu gelirlerinin yönetilmesi ile ekonomik istikrarı sağlamayı hedefleyen bir ekonomik politika alanıdır. Para ve maliye politikalarının koordinasyonu, ekonomik büyüme ve fiyat istikrarının sağlanmasında kritik bir rol oynamaktadır. Politikalar arasındaki koordinasyon eksikliği, ekonominin dengesizliğe düşmesine ve uzun dönemli ekonomik sorunların ortaya çıkmasına yol açabilir (Çolak ve Gökçe, 2021, s. 42).

Para ve maliye politikaları koordinasyonunun fiyat istikrarı açısından önemine yönelik yaklaşımlardan biri Sargent ve Wallace (1981), kamu borçlanma süreci ve enflasyon ilişkisini inceledikleri çalışmalarında ortaya koymuşlardır. Bu yaklaşıma göre, sürekli bütçe açığının olduğu bir ekonomide para politikasının maliye politikasının baskısı altında olduğunu belirtmişlerdir (Sargent ve Wallace, 1981, s. 1). Sargent ve Wallace (1981) yaklaşımında “Hoş Olmayan Monetarist Aritmetik” şeklindeki önermelerine göre, bütçe açıklarının sürekli olması ve bu açığın para basılarak finansmanının sağlanması ekonomide enflasyonist bir ortamın oluşmasına neden olabilmektedir. Buna göre enflasyonist ortamın oluşması süreci ise şu şekilde meydana gelmektedir: ekonomide uygulanan daraltıcı para politikası sonucu, otoritenin bütçe açıklarını finansmanı için borçlanmaya giderek, reel faizlerin artmasına ve bu borcun faiz yükü ile mevcut borçların yeni borçlarla finansmanına neden olacaktır. Söz konusu daraltıcı para politikasının arzu edilmeyen en önemli sonuçları ise yüksek oranlı faiz ödemeleri ve devasa borç stoku olacaktır. Böylece kamu otoritesinin edindiği borçları ödeyemez duruma gelecek ve bu borçların ödenmesi ancak para basması ile yüksek enflasyon oranlarının ortaya çıkmasına neden olacaktır (Telatar, 1999).

2.2. Ampirik Literatür

Literatürde enflasyonun makroekonomik belirleyicilerini ampirik olarak inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu araştırmalar, farklı ülke ve dönemlerde enflasyonu etkileyen temel makroekonomik değişkenleri tespit etmeyi amaçlamaktadır. Tablo 1, literatürü yayın yıllarına göre kronolojik olarak sunarak, enflasyon ile makroekonomik faktörlerin zaman içindeki değişimini, gelişimini ve farklılaşmasını özetlemektedir.

Tablo 1: Ampirik Literatür Özeti

Araştırmacı(lar) & Yıl	Ülke(ler) & Dönem	Yöntem(ler)	Temel Bulgular
Moser 1995	Nijerya 1960-1993	Engle-Granger Eşbütünleşme	Araştırma bulguları, parasal genişlemenin Nijerya ekonomisinde enflasyonist bir ortamın oluşmasında önemli bir rol oynadığını işaret etmektedir.
Cheng 1999	ABD, Japonya 1951-1994	Granger Nedensellik, VAR, ECM	Kısa dönemde faiz oranlarının döviz kurunu etkilediği, uzun dönemde ise nispi fiyatlar ve faiz oranlarının döviz kurlarının temel belirleyicileri arasında yer aldığı tespit edilmiştir.
Girginer ve Yenilmez 2005	Türkiye 1982-2002	Regresyon Analizi	Döviz kuru değişimlerinin enflasyon üzerinde kayda değer etkileri olduğu, para arzı, ücretler ve bütçe açığının da enflasyonun diğer önemli nedenleri arasında bulunduğu saptanmıştır.
Saatçioğlu 2005	Türkiye 1998-2004	Johansen Eşbütünleşme	Para arzı, nominal faiz oranı, bütçe açığı, döviz kuru ve ücretler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ekonometrik olarak kanıtlanmıştır.
Oktayer 2010	Türkiye 1987-2009	Johansen Eşbütünleşme	Yapılan analizler, para arzı ve bütçe açığının uzun dönemde fiyat düzeyi üzerinde etkili olduğunu göstermektedir.
Adu ve Marbuah 2011	Gana 1960-2009	ARDL	Para arzı, nominal faiz oranı, bütçe açığı ve döviz kurunun enflasyonu uzun dönemde etkileyen başlıca makroekonomik değişkenler olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Özmen ve Koçak	Türkiye	ARDL	Enflasyon, para arzı ve bütçe açığı arasında anlamlı bir uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlenmiş; para arzının

2012	1994Q1-2011Q4		enflasyon üzerinde uzun dönemli anlamlı ve pozitif bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Enflasyon-bütçe açığı ilişkisi ise anlamlı bulunmamıştır.
Doğru ve Şentürk 2015	Latin Amerika 1980-2011	Eşbütünleşme	Bütçe açığının kısa dönemde enflasyonun temel nedeni olmadığı, ancak uzun dönemde pozitif bir etkisinin bulunduğu bulgusuna ulaşılmıştır.
Hossain ve Islam 2013	Bangladeş 1990-2010	EKK	Para arzındaki artışın cari dönem enflasyonunu pozitif etkilediği belirlenmiştir. Aynı zamanda, cari açığın da para arzı ve dolayısıyla enflasyon üzerinde pozitif bir etkisi vardır. Bunun yanı sıra, enflasyon üzerinde faiz oranlarının gecikmeli olarak pozitif, bütçe açığının ise gecikmeli olarak negatif bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.
Nair 2014	Hindistan 2005-2013	Eşbütünleşme, VECM	Kısa dönemde enflasyon ile para arzı, döviz kuru ve çıktı arasında anlamlı bir ilişkinin varlığı saptanmıştır.
Chaudhry ve ark. 2015	Pakistan 1973-2013	ARDL Sınır Testi	Uzun dönemde para arzı ve faiz oranlarının enflasyonu kontrol altında tutmada önemli olduğu, kısa dönemde GSYİH'nin enflasyonu azalttığı saptanmıştır.
Göçmen 2016	Türkiye 1970-1996	Eşbütünleşme, VECM	Para arzının enflasyon üzerinde doğrudan ve tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Abasimi ve ark. 2018	Gana 1990-2017	ARDL	Para arzının enflasyon üzerinde anlamlı etkisi olmadığı; döviz kuru ve nominal faiz oranının kısa ve uzun dönemde pozitif ve önemli etkileri olduğu belirlenmiştir.
Alev 2019	Türkiye 2006Q1-2018Q2	ARDL Sınır Testi	Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiş; para arzı, bütçe açığı ve faiz oranının enflasyon üzerinde uzun dönemde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Evren ve Mucuk 2019	Türkiye 1980-2018	Var, Etki-Tepki Modeli	Para arzı ve talebinin belirlediği faiz oranlarının, enflasyon, üretim ve işsizlik gibi makroekonomik değişkenler üzerinde önemli etkileri olduğu belirtilmiştir. Bu çalışmada, Türkiye ekonomisinde faiz ve enflasyonun uzun vadede birlikte hareket ettiği ve faiz oranlarındaki artışların enflasyonu düşürdüğü ortaya konulmuştur. Bu bulgular ışığında, ekonomik istikrarın sağlanabilmesi için maliye ve para politikalarının uyumlu bir şekilde yürütülmesi gerektiği vurgulanmıştır.
Yenisu 2019	Türkiye 2010Q1-2017Q12	Toda-Yamamoto	Çalışmanın kısa dönem sonuçlarına göre, Türkiyede para arzı ve petrol fiyatları enflasyonun nedeni iken, analizde kullanılan diğer değişkenlerin ise enflasyonun nedeni olmadığı tespit edilmiştir.
Fagbemi ve Ajibike 2019	Nijerya 1999-2017	Granger Nedensellik, VECM	Uzun vadede ekonomik üretim ile döviz kuru arasında bir nedensellik ilişkisi olduğu, reel çıktı ile enflasyon arasında ise negatif bir ilişki bulunduğu tespit edilmiştir.
Kara ve Sarıkaya 2021	Türkiye 2006-2021	Zaman Serisi Modelleri	2017 sonrası enflasyonun çıpalanma derecesinin zayıfladığı, fiyat dinamiklerinde değişimler ve kur geçişkenliğinin arttığı gözlemlenmiştir.
Gür 2021	BRICS-T Ekonomileri 2010Q1-2020Q3	LM Bootstrap Eşbütünleşme Testi	İncelemeler sonucunda, ticari açıklık ile enflasyon arasında uzun vadeli bir ilişki olduğu ve ticari açıklığın enflasyonu düşürdüğü belirlenmiştir.

Geyik ve ark. 2022	BRICS-T Ülkeleri 1996M10- 2021M12	Panel Eşbütünleşme Analizi	Faiz, döviz kuru ve enflasyon arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada, döviz kuru yükseldikçe enflasyonun arttığı gözlemlenmiştir. Ayrıca, faiz oranlarının enflasyon üzerindeki etkisinin ülkeden ülkeye değiştiği belirlenmiştir. Bu etki, Brezilya, Çin ve Güney Afrika'da negatif yönlüken, Rusya ve Türkiye'de ise pozitif olarak tespit edilmiştir.
Coşkun 2022	BRICS-T 2011-2020	Entropi, WASPAS	Bu çalışma, Çin'in makroekonomik performansını GSYİH, kişi başına düşen GSYİH, ihracat, büyüme oranı, doğrudan yabancı yatırım, ithalat, enflasyon oranı ve işsizlik oranı gibi göstergeler üzerinden değerlendirmiştir. Sonuç olarak, Çin'in bu göstergeler açısından diğer ülkelere kıyasla daha iyi bir performans sergilediği tespit edilmiştir.
Taşdöken ve Kahyaoğlu 2023	Euro Bölgesi 2001-2022	Birim Kök Testleri	2018 öncesinde şokların enflasyon üzerinde uzun süreli etkisi olmadığı, ancak bu tarihten sonra etkili olduğu sonucuna varılmıştır.
Ali ve ark., 2024	Pakistan 1991-2022	Regresyon, ARDL	Bulgulara göre, ithalat, ekonomik büyüme ve toplam borç servisi enflasyonu artırırken, kişi başına düşen GSYİH ve nüfus artışı enflasyonu düşürmektedir. Çalışma, bu bulgular ışığında fiyat istikrarını sağlamak için ithalatın ve borç yönetiminin önemini vurgulamaktadır.
Jusaj 2025	39 ülke grubu 2020-2023	Panel OLS, Sabir ve Rassal Etkiler Modeli, GMM	Çalışmanın bulgularına göre, özellikle Latin Amerika ve gelişmekte olan ülkelerde para arzı büyümesinin enflasyonun temel belirleyicisi olduğu tespit edilmiştir. Avrupa ve Asya'da ise ithalat ve ihracatın enflasyon üzerinde düşürücü bir etki gösterdiği belirlenmiştir. Buna karşın, Latin Amerika ve Afrika'da enflasyon oynaklığının daha yüksek olduğu gözlemlenmiştir.

Enflasyonun makroekonomik belirleyicileri üzerine yapılan ampirik çalışmalar, farklı ülke örnekleri ve zaman dilimlerinde enflasyonu etkileyen temel makroekonomik faktörleri araştırmaktadır. Yukarıda özetleri bulunan literatür araştırmasında, enflasyonun dinamik yapısını anlamak için kullanılan farklı yöntemler ve değişkenler arasındaki ilişkilerin analizi düzenli bir şekilde ele alınmaktadır. Çalışmalar, belirli ülke ekonomilerinde para arzı, döviz kuru, faiz oranları, bütçe açığı ve ödemeler dengesi gibi değişkenlerin enflasyon üzerindeki etkilerini ve bu etkilerin zaman içinde nasıl şekillendiğini göstermektedir. Enflasyonun, sadece tek bir faktöre dayalı olarak açıklanamayacağı, aksine çeşitli faktörlerin etkileşimiyle oluşan bir olgu olduğu ve ekonomik koşullar ile politika tercihlerine bağlı olarak şekillendiği literatürle doğrulanmaktadır. Özellikle 1990'lardan itibaren yapılan çalışmalarda, farklı ekonomilerde enflasyon ile diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler farklı şekillerde ortaya çıkmaktadır. Örneğin, 1995 yılında Moser'in Nijerya ekonomisinde yaptığı çalışma, parasal genişlemenin enflasyonist süreçlerin oluşumunda belirleyici bir faktör olduğunu ortaya koymuştur. 1999'da Cheng, Amerika Birleşik Devletleri ve Japonya ekonomilerinde kısa vadede faiz oranları ile döviz kuru arasında bir nedensellik ilişkisi bulmuş, uzun vadede ise faiz oranları ve nispi fiyatların döviz kuru üzerindeki etkilerini incelemiştir. Türkiye üzerine yapılan çalışmalar, özellikle 2000'li yıllarda, döviz kuru değişimlerinin fiyat artışları üzerinde belirgin bir etkisi olduğunu ve enflasyon üzerinde para arzı ve bütçe açığının önemli rol oynadığını göstermektedir. Bu araştırmalar, ekonomik verilerin analizinde kullanılan yöntemlerin çeşitliliğini ve sonuçların ülkeler arası farklılıklarını gözler önüne sermektedir. 2010 ve sonrasında yapılan araştırmalar, özellikle gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru ve faiz oranlarının enflasyon üzerindeki etkilerini incelemekte yoğunlaşmıştır. Kara ve Sarıkaya'nın 2021'deki Türkiye ekonomisine yönelik çalışmasında, 2017 sonrası enflasyonun çıpalanma derecesinin zayıfladığı ve fiyat dinamiklerinin değiştiği gözlemlenmiştir. Benzer şekilde, Taşdöken ve Kahyaoğlu'nun 2023'teki Euro Bölgesi üzerine yaptıkları analiz, 2018 sonrasında ekonomik şokların enflasyon üzerinde daha belirgin bir etki yaratmaya başladığını ortaya koymuştur. Bu literatür taraması,

enflasyonun makroekonomik faktörlerle olan ilişkilerinin her dönemde ve her ülkede farklılıklar gösterdiğini, dolayısıyla tek bir genel modelin tüm ülkelerde geçerli olmadığını vurgulamaktadır. Bu çalışmalar, enflasyonun evrensel bir belirleyiciden ziyade, her ülkenin özgün ekonomik koşulları ve politika tercihleri doğrultusunda şekillenen dinamik bir olgu olduğunu açıkça ortaya koymaktadır.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu bölümde çalışmanın veri setinden ve analizlerde kullanılacak olan yöntemlerden bahsedilecektir.

3.1. Veri Seti

Bu çalışmada, BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerinde bütçe açığı, enflasyon, M3 para arzı, ödemeler dengesi, döviz kuru ve reel faiz oranı arasındaki potansiyel nedensellik ilişkisi 1997-2023 dönemine ait yıllık veriler aracılığıyla analiz edilmiştir. Bu amaçla, ikinci nesil panel nedensellik testlerinden biri olan Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) nedensellik test yöntemi uygulanmıştır. Paneli oluşturan ülkelere ait veriler, TCMB ve Dünya Bankası'nın veri tabanından temin edilmiştir. Ekonometrik analiz sonuçları Stata ve Gauss yazılımları vasıtasıyla elde edilmiştir.

Tablo 2: Değişkenlere İlişkin Bilgiler

Değişkenler	Değişken açıklaması	Kodlar	Veri Kaynağı
Bütçe açığı	GSYİH'nin yüzdesi olarak merkezi yönetim borç stoku	BA	Dünya Bankası
Reel faiz oranı	Reel faiz oranı (%)*	RF	Dünya Bankası, TCMB (2025)
M3 para arzı	GSYİH'nin yüzdesi olarak geniş para arzı	M3	Dünya Bankası
Döviz kuru	Reel efektif döviz kuru endeksi (2010=100 bazlı)	DK	Dünya Bankası
Ödemeler dengesi	GSYİH'nin yüzdesi olarak cari işlemler dengesi	OD	Dünya Bankası
Enflasyon	Tüketici fiyatları endeksinin yıllık yüzde değişimi	ENF	Dünya Bankası

* Türkiye verisi yazarlar tarafından TCMB veri tabanı esas alınarak hesaplanmıştır.

3.2. Yöntem

Bu çalışmada gerçekleştirilen ekonometrik incelemede, panel veri setindeki heterojenliği, yatay kesit bağımlılığını, birim kök ile eşbütünleşme ilişkilerini göz önünde bulunduran gelişmiş panel veri teknikleri kullanılmıştır. Bu yöntem, panel verinin özgün yapısından kaynaklanabilecek problemleri çözmek ve elde edilen bulguların güvenilirliğini artırmak için tercih edilmiştir. Bu çerçevede, öncelikle değişkenler arasındaki yatay kesit bağımlılığı ele alınmış, ardından homojenlik ve panel birim kök testleriyle verinin temel özellikleri tespit edilmiştir. Nihayetinde, uzun dönemli değişken ilişkisi eşbütünleşme testleri ve nedensellik testleri yardımıyla incelenmiştir. Uygulanan her bir yöntem, panel veri analizinde sıkça karşılaşılan sorunlara çözüm üreterek daha güvenilir ve geçerli sonuçlar elde etmeyi hedeflemektedir.

3.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Bu araştırmada birimler bazında veri setlerinde kesitsel bağımlılığın olup olmadığı incelenmiştir. Bu sebeple, panel veri setlerinde kesitsel bağımlılığı test etmek için kullanılan yöntemler şunlardır: Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen Lagrange çarpanı (CDLM) testi, Pesaran (2004) tarafından sunulan CDLM₁ testi, Pesaran (2004) tarafından oluşturulan CD ve Pesaran ve ark. (2008) tarafından geliştirilen CDLM_{adj} testidir. Bu testlerin her biri için sıfır hipotezi, kesitsel bağımlılığın bulunmadığını ifade eder. CDLM₁ ve CDLM₂ testleri, zaman boyutunun kesitsel boyutundan daha fazla olduğu durumlarda (T > N) daha etkili sonuçlar verir.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{it} X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Burada Y bağımlı değişken,

i : 1, 2, ..., N kesit birimini ,

t : 1, 2, ..., T zaman dönemini,

X : k adet açıklayıcı değişkeni,

α_i : zamanla değişmeyen bireysel parametreyi,

μ_{it} : hata terimi katsayısını temsil etmektedir.

Panel birimleri arasındaki kesitsel bağımlılığı değerlendirmek için, kesitsel bağımlılığın olmadığı sıfır hipotezi test edilir. Bu testlerden elde edilen olasılık değeri, %5'lik anlamlılık düzeyinde 0.05'ten küçük olduğunda, sıfır hipotezi reddedilir ve panel birimleri arasında kesitsel bağımlılık olduğuna karar verilir (Pesaran ve ark., 2008). Breusch ve Pagan (1980), kesitsel bağımlılığı incelemek amacıyla Lagrange Çarpımı (LM) testini geliştirmiştir. CDLM testi şu şekilde yazılabilir:

$$CDLM = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T (\hat{\rho}_{ij}^2) \sim X^2 \frac{N(N-1)}{2} \quad (2)$$

Burada $\hat{\rho}_{ij}$ her kesit için (1) numaralı denklemin OLS tahmininden elde edilen artıkların çiftler halinde korelasyonunun örneğidir. LM testi, küçük N ve yeterince büyük T koşulunu sağlayan paneller için uygundur. $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ durumlarında, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen ölçeklendirilmiş versiyon aşağıdaki gibidir:

$$CD = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (\hat{\rho}_{ij}^2) \sim N(0, 1) \quad (3)$$

CD testinin küçük T ve büyük N durumlarında başarısız olma olasılığı göz önüne alındığında, Pesaran (2004) çalışmasında daha anlaşılır bir test geliştirmiştir. $CDLM_1$ test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$CDLM_1 = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \frac{(T-K-1)\hat{\rho}_{ij} - \hat{\mu}_{Tij}}{\hat{v}_{Tij}} \sim N(0, 1) \quad (4)$$

Daha sonra, Pesaran ve ark. (2008), gerçekten değiştirilmiş bir LM testinin versiyonu olan bir bias-düzeltilmiş test önermiştir. $CDLM_{adj}$ testi şu şekilde tanımlanabilir:

$$CDLM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \frac{(T-K-1)\hat{\rho}_{ij} - \hat{\mu}_{Tij}}{\hat{v}_{Tij}} \sim N(0, 1) \quad (5)$$

(5) numaralı denklemde, $\hat{\mu}_{Tij}$ ortalama, $\hat{v}_{Tij}$ varyansı ve elde edilecek test istatistiği asimptotik olarak normal olacaktır (Pesaran ve ark., 2008).

3.2.2. Homojenlik Testi

Eşbütünleşme denklemlerinde eğim katsayılarının homojen olup olmadığına yönelik tartışmalar, Swamy (1970) testi ile başlamıştır. Bu test, katsayıların yatay kesitler arasında tutarlı olup olmadığını değerlendirmek için bir temel oluşturmuştur. Daha sonra, Pesaran ve Yamagata (2008), Swamy'nin orijinal testini geliştirerek bu alana önemli katkılar sağlamışlardır.

Özellikle, bir eşbütünleşme denkleminde, eğim katsayılarının yatay kesitler arasında farklılık gösterip göstermediği, yani homojen olup olmadığı test edilmektedir. Bu testin hipotezleri (Şahin, 2018, s. 315) aşağıdaki gibidir:

Sıfır Hipotezi (H_0): Eğim katsayıları homojendir.

Alternatif Hipotez (H_1): Eğim katsayıları homojen değildir.

Pesaran ve Yamagata (2008), bu hipotezleri test etmek amacıyla iki farklı test istatistiği geliştirmişlerdir (Şahin, 2018, s. 315, 316). Bu istatistikler, eşbütünleşme ilişkilerindeki eğim katsayılarının birimler arası farklılıklarını daha sağlam bir şekilde belirlemeyi amaçlamaktadır.

Büyük örneklem için:

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \hat{S}^{-k}}{2k} \right) \approx x^2 k \quad (6)$$

Küçük örneklem için:

$$\hat{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \hat{S}^{-k}}{v(T,k)} \right) \approx N(0,1) \quad (7)$$

Denklemden N yatay kesit sayısını, S Swamy test istatistiğini, k açıklayıcı değişken sayısını ve v(T, k) standart hatayı belirtmektedir.

3.2.3. Panel Birim Kök Testi

Bu çalışmada, değişkenlerin durağanlığı Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından geliştirilen birim kök testi yöntemiyle kontrol edilmiştir. Bu test, özellikle eğim katsayılarının heterojen olduğu durumlarda dahi kullanılabilen bir yöntem olup, Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CADF ve CIPS testlerine bir alternatif sunmaktadır.

Hadri ve Kurozumi (2012) birim kök testi, hem sabit etkileri hem de eğilimleri dikkate alarak panel veri setlerinde daha güvenilir sonuçlar sağlamaktadır. Hadri ve Kurozumi (2012) panel birim kök testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

- H_0 : Seriler durağandır.
- H_1 : Seriler durağan değildir.

Hadri ve Kurozumi (2012) panel birim kök testi, aşağıdaki şekilde matematiksel olarak ifade edilir:

$$y_{it} = Z_t S_i + f_t Y_i + e_{it} = \theta_{i1} e_{it} - 1 + \dots + \theta_{ip} e_{it} - p \quad (8)$$

Burada, y_{it} serisinin gözlemi, Z_t zaman etkileri, S_i ülke etkileri, $f_t Y_i$ serinin eğilimi ve e_{it} hata terimidir. Bu model, serilerin birim kök içerip içermediğini belirlemeye yönelik testler için kullanılır.

3.2.4. Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) Eşbütünleşme Testi

Değişkenlerin durağanlık seviyeleri test edildikten sonraki aşamada, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ve değişkenler arasındaki uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. İkinci nesil eşbütünleşme testi olan Gengenbach ve ark. (2016) eşbütünleşme testinin aşamaları aşağıdaki gibidir;

Gengenbach ve ark., (2016) eşbütünleşme testi modeli 9, 10, 11 ve 12 numaralı denklemlerde belirtildiği gibi kurulmuştur (Alev ve Erdemli, 2019, s. 75-76):

$$\Delta y_{i,t} = \delta'_{y,xi} d_t + \alpha_{yi} y_{i,t-1} + \gamma'_{\omega i,t-1} + \beta_{y,yi}(L) \Delta y_{i,t-1} + A_{y,x,xi}(L) \Delta x_{i,t} + \Delta_{y,F,xi}(L) \Delta F_t + \eta'_{y,xi} f_{it} + \varepsilon_{y,xi,t} \quad (9)$$

Öncelikle, testteki her bir birim için test istatistiksel değerleri, denklem 9'da ifade edildiği modelle hesaplanır.

$$\Delta y_i = d \delta_{y,xi} + \alpha_{yi} \gamma_{i,-1} + \omega_{i,-1} \gamma_i + v_i \pi_i + \varepsilon_{y,xi} = \alpha_{yi} \gamma_{i,-1} + g_i^d \lambda_i + \varepsilon_{y,xi} \quad (10)$$

Testteki ilk aşamadaki denklem 10'da görüldüğü gibi, her bir birim için modelin OLS tahmini, $H_0 = \hat{\alpha}_{yi} = 0$: hipotez testi ile yapılır:

Gengenbach ve ark., (2016), eşbütünleşme test modeli 9, 10, 11 ve 12 nolu denklemlerde belirtildiği gibi kurulmuştur (Alev ve Erdemli, 2019, s.75-76):

$$\hat{\sigma}_{y1} = \frac{y'_{i,-1} M g_i^d \Delta y_i}{y'_{i,-1} M g_i^d \Delta y_{i,-1}} \quad (11)$$

ve

$$\hat{\sigma}_{\sigma_{yi}}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{y,xi}^2}{y'_{i,-1} M g_i^d \Delta y_{i,-1}}$$

buradan

$$T_{\alpha_{yi}}(F, 0) = \frac{\hat{\alpha}_{yi}}{\hat{\sigma}_{\alpha_{yi}}} \quad (12)$$

$H_0 = \alpha_{y1}, \dots, \alpha_{yN} = 0$: Eşbütünleşme ilişkisi yoktur,

H_A : en az bir i için $\alpha_{yi} < 0$: Eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Denklem 12’de ifade edildiği gibi hesaplanan panel istatistiksel değerleri için sıfır hipotezi ve alternatif hipotez kurulmuştur. H_0 hipotezine göre eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı yorumu yapılabilirken, H_1 hipotezine göre eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilmektedir. Serilerin düzey değerde durağan olduğu tespit edildiğinde, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek amacıyla GUW eşbütünleşme testi kullanılmaktadır (Pehlivan ve ark., 2020, s. 334-348; Gengenbach ve ark., 2016, s. 982-1004). Bu test, özellikle durağanlık özelliği gösteren değişkenler arasında kalıcı bir denge ilişkisinin varlığını araştırmada önemli bir araçtır.

3.2.5. Emirmahmutoğlu ve Köse Panel Nedensellik Testi

Ampirik ekonomi literatüründe nedensellik ilişkilerinin yönünü belirlemek veya mevcut bir teoriyi test etmek sıkça başvurulan yöntemlerdir. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) bu amaçla Toda ve Yamamoto’nun (1995) heterojen panel nedensellik analizine dayanan bir yaklaşım kullanmışlardır. Bu analiz, k_1 gecikmeli n değişkenli VAR modelinden hareketle açıklanabilir.

$$z_{it} = \mu_i + A_{i1}z_{it-1} + \dots + A_{ik_1}z_{it-k_1} + \mu_{it} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (13)$$

Yukarıdaki (13) numaralı denklemde i birimi, t ise zamanı temsil etmektedir. μ_i zamandan bağımsız N boyutlu bireysel etkileri, $A_{i1}, \dots, A_{ik_1}$ ise $N \times N$ boyutlu sabit matris parametrelerini göstermektedir. μ_{it} ise her bir birim için geçerli bir hata terimini ifade eder. VAR sürecindeki değişkenler Wald istatistiklerinin standart asimptotik dağılıma sahip olması nedeniyle Granger (1969) nedensellik analizi, modellenebilen durağan olmayan değişkenler olması durumunda bile kullanılabilir. Bu kapsamda, Toda ve Yamamoto (1995), (13) numaralı denklemde elde edilen gecikme uzunluğuna maksimum eşbütünleşme derecesinin eklendiği aşağıdaki $VAR(k_1 + dmax_i)$ modelini önermişlerdir:

$$z_{it} = \mu_i + A_{i1}z_{it-1} + \dots + A_{ik_1}z_{it-k_1} + \sum_{l=k_1+1}^{k_1+dmax_i} A_{il}z_{it-l} + \mu_{it} \quad (14)$$

(14) numaralı denklemde i yine birimi ve t zamanı göstermektedir; $i=1,2,\dots,N$ ve $t=1,2,\dots,T$. Bu yaklaşım, “nedensellik yoktur” şeklindeki sıfır hipotezini, her bir birim için oluşturulan alternatif hipoteze karşı test eder. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011), her bir birim için elde edilen p -değerlerini, panel test istatistiği olarak Fisher (1930) tarafından geliştirilen test istatistiğine göre hesaplamışlardır. Bu test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad i=1,2,\dots,N \quad (15)$$

(15) numaralı denklemde p_i , paneldeki i . kesitin Wald istatistiğine karşılık gelen p -değerini ifade etmektedir. Bu test, $2N$ serbestlik derecesine sahip ki-kare dağılımına uymaktadır.

4. AMPİRİK BULGULAR

Bu bölümde, BRICS-T ekonomilerinde enflasyonun makroekonomik belirleyicileri ile olan ilişkisini ekonometrik olarak inceleyen analizlerin bulguları sunulmaktadır. Çalışma kapsamında öncelikle yatay kesit bağımlılığı ve birim kök testleri ile veri setinin temel özellikleri ve serilerin durağanlıkları incelenmiştir. Ardından, değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkileri eşbütünleşme testleriyle belirlenmiş, nihayetinde ise Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi ile değişkenler arasındaki nedensellik yönleri ve büyüklükleri analiz edilmiştir. Aşağıdaki kısımlarda, bu testlerden elde edilen bulgular detaylı olarak yorumlanmaktadır.

4.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Her bir serinin farklı dışsal ve ekonomik şoklara maruz kalması durumunda, bu şokların diğer serileri ne düzeyde etkilediğini tahmin etmek amacıyla yatay kesit bağımlılığı testi uygulanır. Seriler arasındaki yatay kesit bağımlılığının doğru bir şekilde tahmin edilmesi, analiz bulgularının güvenilirliğini ve

yorumlanabilirliğini önemli ölçüde etkilemektedir (Breusch ve Pagan, 1980). Bu nedenle, birim kök testi, eşbütünlük testi ve nedensellik testleri gibi analizlere başlamadan önce yatay kesit bağımlılığı testinin yapılması kritik önem taşımaktadır. Değişkenlere ilişkin yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3: Değişkenler İçin Yatay Kesit Bağımlılığı Testlerinin Sonuçları

Testler	ÖD	RF	M3	ENF	BA	DK
LM _{BP} (Breusch ve Pagan, 1980)	56.075*** (0.000)	95.760*** (0.000)	313.043*** (0.000)	88.110*** (0.000)	56.075*** (0.000)	102.494*** (0.000)
CD _{LM} (Pesaran, 2004)	7.499*** (0.000)	14.728*** (0.000)	54.415*** (0.000)	13.348*** (0.000)	7.499*** (0.000)	15.974*** (0.000)
CD (Pesaran, 2004)	-3.014*** (0.001)	-3.247*** (0.001)	-3.791*** (0.000)	-1.777** (0.038)	-3.014*** (0.001)	-3.597*** (0.000)
LM _{adj} (Pesaran ve ark., 2008)	4.977*** (0.000)	1.706** (0.044)	18.444*** (0.000)	2.067** (0.019)	4.977*** (0.000)	8.991*** (0.000)

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına göre %5 anlamlılık düzeyinde yatay kesit bağımlılığın olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. Bu bulgulara göre, bir ülkede ortaya çıkan olası ödemeler dengesi, enflasyon, faiz, bütçe açığı, döviz kuru ve M3 para arzı ekonomik değişkenlerinden birinde meydana gelen şokların diğer ülkeleri de etkileyeceği öngörülmektedir.

4.2. Birim Kök Testi

Hadri ve Kurozumi (2012) panel birim kök testi sonuçlarına göre, incelenen tüm değişkenler (ödemeler dengesi, geniş para arzı, risksiz faiz oranı, enflasyon, bütçe açığı ve döviz kuru) için hem Z_A^{SPAC} hem de Z_A^{LA} istatistiklerinin p-değerleri 0.05 anlamlılık düzeyinin üzerindedir (Tablo 4). Bu durum, sıfır hipotezinin (tüm serilerin durağan olduğu) reddedilemediği anlamına gelir. Yani, testin sonuçlarına göre, paneldeki tüm seriler durağan kabul edilmektedir ve bu değişkenlerin hiçbirinde birim kök bulunmamaktadır. Bu da bu değişkenlerle yapılacak ekonometrik analizlerde, özellikle nedensellik analizleri gibi analizlerde, durağanlık varsayımının sağlanmış olabileceğini gösterir.

Tablo 4: Hadri ve Kurozumi (2012) Panel Birim Kök Testi Sonuçları (Sabit & Trend)

Değişkenler	Z_A^{SPAC}	Z_A^{LA}
ÖD	0.9269 (0.1770)	1.3361 (0.9083)
M3	15.3026 (0.3584)	5.7148 (0.1640)
RF	0.0977 (0.4611)	0.0948 (0.4622)
ENF	4.0361 (0. 6002)	7.7653 (0. 2608)
BA	0.9269 (0.1770)	1.3361 (0.9018)
DK	3.8777 (0.8931)	2.3486 (0.7403)

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

4.3. Homojenlik Testi

Tablo 5: Değişkenler için Homojenlik Testleri Sonuçları

Testler	ÖD	RF	M3	ENF	BA	DK
Delta-tilde	-1.548* (0.0939)	2.727*** (0.003)	-1.198* (0.0884)	-1.254* (0.0895)	1.332* (0.091)	-1.369* (0.0914)
Delta-tilde-adj	-1.646* (0.0950)	2.845*** (0.002)	-1.267* (0.0897)	-1.330* (0.0908)	1.389* (0.082)	-1.446* (0.0926)

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 5'te yer alan bulgulara göre, Delta testlerinde modelin homojen olduğu varsayımına dayanan boş hipotez, alternatif hipoteze karşı sınanmıştır. %5 anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedilmesi sonucunda, eğim katsayılarının heterojen olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum, paneldeki eğimler arasında homojenlik olduğunu varsayan boş hipotezin geçersiz olduğunu ve dolayısıyla, yatay kesit birimlerinin eğim parametrelerinin heterojen olduğunu göstermektedir.

Elde edilen yatay kesit bağımlılığı ve testlerinin sonuçlarına bağlı olarak, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak amacıyla ikinci nesil panel eşbütünleşme testlerinden Gengenbach ve ark., (2016) testi ve panel nedensellik testlerinden Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi uygulanmıştır.

4.4. Eşbütünleşme Testi

Tablo 6: Gengenbach, Urbain ve Westerlund Eşbütünleşme Testi

Modeller	d.y	Coef	T-bar	P-val
Model 1: ENF = f (BA)	y(t-1)	-0.924***	-3.740	<=0.01
Model 2: ENF = f (ÖD)	y(t-1)	-50536***	1.1866	<=0.01
Model 3: ENF = f (M3)	y(t-1)	-0.773***	-3.489	<=0.01
Model 4: ENF = f (DK)	y(t-1)	-0.936***	-3.726	<=0.01
Model 5: ENF = f (RF)	y(t-1)	-0.726***	-3.635	<=0.01

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 6, döviz kuru, M3 para arzı, ödemeler dengesi, bütçe açığı ve enflasyon değişkenlerinin ayrı ayrı bağımlı değişken olarak ele alındığı ikili değişken modellerinden (Model 1, 2, 3, 4, 5) elde edilen sonuçları sunmaktadır. Bu sonuçlar, H_0 hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedilemeyeceğini ortaya koymaktadır.

Gengenbach ve ark. (2016) eşbütünleşme testi sonuçları, bu modellere göre sırasıyla enflasyon ile incelenen tüm makroekonomik değişkenler arasında uzun dönemli, istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin olduğunu göstermektedir. Ancak, bazı değişkenler için elde edilen negatif katsayılar, teorik beklentilerden farklı yönlerde ilişkilerin olabileceğine işaret etmektedir. Bu durumun incelenen ülkelerin özgün ekonomik yapıları ve politika uygulamalarıyla ilişkili olabileceği düşünülmektedir.

4.5. Uzun Dönem Katsayı Tahminleri

Tablo 7: Değişkenler Arası Uzun Dönem İlişkiler

Modeller	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Model 1: ENF = f (BA)	0.3406	0.43165	0.79	0.0430**
Model 2: ENF = f (ÖD)	0.700	0.757005	0.05	0.0965*
Model 3: ENF = f (M3)	0.484	0.2602193	1.86	0.0638*
Model 4: ENF = f (DK)	27.229	9.934873	-2.74	0.006***
Model 5: ENF = f (RF)	-0.026	0.3642011	-0.942	0.073*

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 7’de yer alan uzun dönem eşbütünleşme katsayıları, enflasyon ile seçilen makroekonomik değişkenler arasındaki uzun dönemli denge ilişkilerinin yönünü ve büyüklüğünü ortaya koymaktadır. Analiz sonuçları, her bir modelde enflasyonun farklı bir değişkene bağlı olarak incelendiği senaryolarda anlamlı istatistiksel ilişkiler olduğunu göstermektedir. Bu bulgular, söz konusu değişkenlerin enflasyon üzerindeki etkilerini uzun vadeli bir bakış açısıyla değerlendirme imkânı sunmaktadır.

Model 1’de, enflasyonun bütçe açığına bağlı olduğu durumda, uzun dönem katsayısı 0.3406 olarak bulunmuş ve %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu pozitif ilişki, bütçe açığındaki bir birim artışın uzun vadede enflasyonu yaklaşık 0.34 birim artırabileceğini göstermektedir. Sonuç, kamu açıkları ile enflasyon arasındaki pozitif yönlü ilişkiye dair teorik beklentileri destekler niteliktedir. Bu bulgu, Girginer ve Yenilmez (2005), Oktayer (2010), Özmen ve Koçak (2012) ile Alev (2019)’un çalışmalarında elde edilen sonuçlarla paralellik göstermektedir. Bu durum, literatürdeki verilerle tutarlılık arz etmektedir. Benzer şekilde, Model 2’de ödemeler dengesine bağımlı bir yapıda, uzun dönem katsayısı 0.700 olarak tahmin edilmiştir. %10 düzeyinde anlamlı olan bu katsayı, ödemeler dengesindeki iyileşmelerin paradoksal şekilde enflasyonu artırabileceğini işaret etmektedir. Bu durum, incelemeye dahil edilen ülkelerde ödemeler dengesi ile enflasyon arasındaki ilişkinin çok yönlü dinamiklere sahip olabileceğine işaret etmektedir. Bu bulgu, Hossain ve Islam (2013) tarafından yapılan çalışmanın sonuçlarıyla tutarlılık göstermektedir.

Model 3’te, M3 para arzına bağlı olarak tahmin edilen uzun dönem katsayısı 0.484 düzeyindedir ve %10 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Para arzındaki bir artışın enflasyonu artırıcı etkisi, klasik monetarist görüşle örtüşmektedir. Bu sonuç, para arzının enflasyonist baskılar üzerindeki kritik rolünü vurgulayan literatürle uyum içindedir. Bu bulgu, özellikle Chaudhry ve ark. (2015), Alev (2019), Yenisu (2019) ve Jusaj (2025) gibi araştırmacıların çalışmalarında elde edilen sonuçlarla benzerlik göstermektedir. Model 4’te ise enflasyonun döviz kuruna bağlı olduğu senaryoda, yüksek bir katsayı (27.229) elde edilmiştir. Bu güçlü pozitif ilişki, döviz kurundaki dalgalanmaların enflasyon üzerindeki etkisinin özellikle gelişmekte olan ülkelerde önemli derecede belirleyici olabileceğini göstermektedir. Bu durum, döviz kuru geçişkenliğinin yüksek olduğu ekonomilerde enflasyon yönetiminin ne denli zorlu bir süreç olduğuna işaret etmektedir. Bu bulgu, Nair (2014), Geyik ve ark., (2022), Girginer ve Yenilmez (2005) ve Adu ve Marbuah (2011) gibi araştırmacıların çalışmalarında elde edilen sonuçlarla benzerlik arz etmektedir.

Son olarak, Model 5’te enflasyonun reel faiz oranına bağlı olduğu durumda negatif bir ilişki ortaya çıkmaktadır. Uzun dönem katsayısı -0.026 olarak tahmin edilmiş ve %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu negatif katsayı, reel faiz oranlarındaki artışın enflasyonu baskılama yönünde bir etki yarattığını göstermektedir. Bu sonuç, yüksek reel faizlerin toplam talebi sınırlayarak enflasyonu düşürme etkisini vurgulayan geleneksel ekonomik yaklaşımlarla örtüşmektedir. Bu sonuç, faiz oranlarını reel faiz olarak ele alan Evren ve Mucuk (2019) tarafından yapılan çalışmanın bulgularıyla benzerlik arz etmektedir. Genel olarak, her bir modelden elde edilen bulgular, enflasyonun farklı makroekonomik göstergelerle çeşitli yönlerde uzun dönemli ilişkiler içinde olduğunu ortaya koymaktadır.

4.6. Nedensellik Testi Bulguları

Tablo 8’de enflasyonun bütçe açığı ve bütçe açığının da enflasyon üzerindeki etkisi incelenmiştir.

Tablo 8: Enflasyon ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi

H₀: Enflasyon döviz kurunun nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	4.690	0.030**
Rusya	1	7.234	0.007***
Hindistan	1	10.210	0.001***
Çin	1	1.091	0.296
Güney Afrika	2	3.517	0.172
Türkiye	2	7.949	0.019**
Panel Test İstatistiği: 19.397 [0.079]*			
H₀: Döviz kuru enflasyonun nedeni değildir.			
Ülkeler		Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	0.230	0.632
Rusya	1	0.078	0.780
Hindistan	1	0.622	0.430
Çin	1	1.221	0.269
Güney Afrika	2	3.445	0.179
Türkiye	2	10.224	0.006***
Panel Test İstatistiği: 43.918 [0.000]***			

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 8’de yer alan ve ülke bazında elde edilen Wald istatistikleri ve p-değerleri doğrultusunda, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Türkiye için p-değerlerinin 0.05 anlamlılık düzeyinin altında olması, bu ülkelerde enflasyonun döviz kuru üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğunu ve sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Buna karşın, Çin ve Güney Afrika için p-değerlerinin 0.05’in üzerinde bulunması, bu ülkelerde sıfır hipotezinin reddedilememesi ve enflasyonun döviz kuru üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna varılmasına yol açmaktadır. Panel testinin p-değeri ise 0.079 olup, 0.05’in üzerinde olması nedeniyle, tüm ülkeler genelinde enflasyonun döviz kurunun nedeni olmadığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilememekte, bu da panel genelinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmadığını ancak ülke bazında heterojen sonuçların ortaya çıktığını göstermektedir.

Döviz kurunun enflasyon üzerindeki etkisine ilişkin analizlerde, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika için elde edilen p-değerleri %5’in üzerinde olduğu için, bu ülkelerde döviz kurunun enflasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı ve sıfır hipotezin reddedilemediği görülmektedir. Ancak Türkiye için p-değeri (0.006) %5’in altında olduğundan, döviz kurunun enflasyon üzerinde anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Panel testine ait p-değeri ise 0.000 olup, bu değer %5 anlamlılık düzeyinin oldukça altında olduğu için, tüm ülkeler genelinde döviz kurunun enflasyonun nedeni olmadığı yönündeki sıfır hipotez reddedilmiş ve panel genelinde döviz kurunun enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 9: Enflasyon ve Bütçe Açığı Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi

H₀: Enflasyon bütçe açığının nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	1.921	0.166
Rusya	1	4.620	0.032**
Hindistan	1	7.114	0.008***
Çin	1	2.157	0.142
Güney Afrika	1	1.986	0.159
Türkiye	1	0.598	0.439
Panel Test İstatistiği: 29.480 [0.003]***			
H₀: Bütçe açığı enflasyonun nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	2.570	0.109
Rusya	1	1.564	0.211
Hindistan	1	0.870	0.351
Çin	1	0.970	0.325
Güney Afrika	1	3.373	0.066*
Türkiye	2	7.944	0.019**
Panel Test İstatistiği: 25.263 [0.014]**			

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 9’da enflasyonun bütçe açığı üzerindeki etkisi incelenmiştir. Ülke bazında elde edilen p-değerlerine göre, Rusya ve Hindistan için p-değerlerinin 0.05 anlamlılık düzeyinin altında olması, bu ülkelerde enflasyonun bütçe açığının nedeni olmadığı yönündeki sıfır hipotezinin reddedilmesine ve enflasyonun bütçe açığı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunduğu işaret etmektedir. Diğer yandan, Brezilya, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için p-değerlerinin 0.05’in üzerinde olması, bu ülkelerde enflasyonun bütçe açığı üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir. Panel testine ilişkin p-değeri ise 0.003 olup, bu değer 0.05 anlamlılık düzeyinin altında olduğu için, tüm ülkeler genelinde enflasyonun bütçe açığının nedeni olmadığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilmekte ve panel genelinde enflasyonun bütçe açığı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Aynı tabloda, bütçe açığının enflasyon üzerindeki etkisi de incelenmiştir. Türkiye için elde edilen p-değeri 0.019 ile 0.05 anlamlılık düzeyinin altında olduğundan, bütçe açığının enflasyonun nedeni olmadığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilmiş ve Türkiye’de bütçe açığının enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Diğer taraftan, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin için p-değerleri 0.05’in üzerinde bulunmakta ve bu ülkelerde sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dolayısıyla bütçe açığının enflasyon üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna varılmaktadır. Güney Afrika için p-değeri 0.066 olup, bu değer 0.05’e yakın olmasına rağmen anlamlılık düzeyinin altında kaldığından, burada da sıfır hipotezi reddedilememektedir. Panel testine ait p-değeri ise 0.014 olup, bu değer 0.05’in altında olduğundan, tüm ülkeler genelinde bütçe açığının enflasyonun nedeni olmadığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilmiş ve panel genelinde bütçe açığının enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunduğu sonucuna varılmaktadır.

Tablo 10: Enflasyon ve Para Arzı Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi

H₀: Enflasyon para arzının nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	0.359	0.549
Rusya	1	0.374	0.541
Hindistan	1	0.171	0.679
Çin	1	0.345	0.557
Güney Afrika	1	0.110	0.740
Türkiye	1	0.080	0.778
Panel Test İstatistiği: 5.477 [0.940]			
H₀: Para arzı enflasyonun nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	0.145	0.703
Rusya	1	0.155	0.694
Hindistan	1	0.269	0.604
Çin	1	0.486	0.486
Güney Afrika	1	0.252	0.616
Türkiye	1	0.144	0.704
Panel Test İstatistiği: 5.560 [0.937]			

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 10’da sunulan ülke bazlı analizlere göre, enflasyonun para arzı üzerindeki etkisi incelenmiştir. Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye’ye ait p-değerleri %5 anlamlılık düzeyinin üzerinde olduğu için, enflasyondan para arzına doğru Granger nedensellik ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotez reddedilememiştir. Bu sonuçlar, söz konusu ülkelerde enflasyonun para arzı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir. Panel testinde elde edilen p-değeri (0.940) de %5 anlamlılık düzeyinin çok üzerinde olduğu için, tüm ülkeler genelinde enflasyonun para arzı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna varılmıştır. Benzer şekilde, para arzının enflasyon üzerindeki etkisi de analiz edilmiştir. Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için elde edilen p-değerleri %5 anlamlılık düzeyinin üzerinde çıkmıştır. Bu durum, para arzından enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotezin reddedilemediğini ortaya koymaktadır. Panel testinde de benzer bir sonuç (p-değeri 0.937) elde edilmiştir. Bu sonuçlar hem ülke bazında hem de panel genelinde para arzından enflasyona doğru anlamlı bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Tablo 11: Enflasyon ve Ödemeler Dengesi Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi

H₀: Enflasyon ödemeler dengesinin nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	0.501	0.479
Rusya	1	3.202	0.074*
Hindistan	1	6.003	0.014**
Çin	1	0.569	0.451

Güney Afrika	1	0.801	0.371
Türkiye	1	0.570	0.450
Panel Test İstatistiği: 20.364 [0.061]*			
H₀: Ödemeler dengesi enflasyonun nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	2.253	0.133
Rusya	1	1.199	0.273
Hindistan	1	0.804	0.370
Çin	1	0.827	0.363
Güney Afrika	1	3.269	0.071*
Türkiye	1	3.862	0.049**
Panel Test İstatistiği: 21.956 [0.038]**			

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 11'deki nedensellik testi sonuçlarıyla enflasyon ile ödemeler dengesi arasındaki çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi ülke bazında ve panel düzeyinde incelenmiştir. İlk aşamada, enflasyondan ödemeler dengesine doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı hipotezi sınanmıştır. Hindistan için elde edilen p-değeri (0.014) %5'lik anlamlılık düzeyinin altında bulunduğundan, bu ülkede enflasyonun ödemeler dengesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu ve boş hipotezin reddedildiği tespit edilmiştir. Ancak, Brezilya, Rusya, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için p-değerleri %5 anlamlılık düzeyini aştığından, bu ülkelerde enflasyondan ödemeler dengesine doğru Granger nedensellik ilişkisi gözlemlenmemiştir. Rusya'nın p-değeri %10 düzeyinde sınırda anlamlı olsa da geleneksel %5 eşiği temel alındığında bu bulgu istatistiksel olarak yetersiz bulunmaktadır. Panel düzeyinde, elde edilen p-değeri (0.061) %5'lik anlamlılık düzeyinin üzerinde olduğu için, panel genelinde enflasyonun ödemeler dengesi üzerinde anlamlı bir etkisi olduğuna dair yeterli kanıt bulunamamıştır. Aynı tabloda, ödemeler dengesinin enflasyonun Granger nedeni olmadığı hipotezi de sınanmıştır. Türkiye için elde edilen p-değeri (0.049) %5 anlamlılık düzeyinin altında bulunduğu için, ödemeler dengesinin bu ülkede enflasyon üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu ve boş hipotezin reddedildiği sonucuna varılmıştır. Buna karşın, Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin için elde edilen p-değerleri %5'in üzerinde olduğundan, bu ülkelerde ödemeler dengesinin enflasyon üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Güney Afrika için hesaplanan p-değeri (0.071) %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı kabul edilse de %5 eşiği temel alındığında bu hipotez reddedilememiştir. Panel düzeyinde ise, elde edilen p-değeri %5 anlamlılık düzeyinin altında çıkmış ve ödemeler dengesinin enflasyon üzerinde Granger nedenselliği oluşturduğu yönündeki hipotez panel genelinde onaylanmıştır. Tüm bu sonuçlar, söz konusu ülkelerde ödemeler dengesi ve enflasyon arasındaki ilişkinin ülkeden ülkeye değiştiğini, ancak panelin bütününde ödemeler dengesinden enflasyona doğru anlamlı bir nedensel ilişkinin var olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 12: Enflasyon ve Reel Faiz Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi

H₀: Enflasyon reel faizin nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	0.210	0.647
Rusya	1	0.504	0.478
Hindistan	1	0.010	0.921
Çin	1	1.794	0.180
Güney Afrika	1	0.157	0.692

Türkiye	1	0.598	0.439
Panel Test İstatistiği: 8.317 [0.760]			
H₀: Reel faiz enflasyonun nedeni değildir.			
Ülkeler	Lag	Wald istatistiği	P-value
Brezilya	1	0.146	0.702
Rusya	1	0.000	0.985
Hindistan	1	27.740	0.000***
Çin	1	0.330	0.566
Güney Afrika	1	0.096	0.757
Türkiye	2	0.004	0.951
Panel Test İstatistiği: 25.263 [0.014]			

Not: ***, **, * sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 12’de sunulan nedensellik testi sonuçları, enflasyon ve reel faiz arasındaki Granger nedensellik ilişkilerini ayrıntılı bir şekilde göstermektedir. Öncelikle, enflasyonun reel faizin Granger nedeni olmadığı hipotezi test edilmiştir. Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için elde edilen p-değerlerinin %5’lik anlamlılık düzeyinden daha büyük olması, bu ülkelerde enflasyonun reel faizi Granger anlamında nedensel olarak etkilemediğini göstermektedir. Panel testi için hesaplanan p-değeri (0.760) %5’lik anlamlılık düzeyinin üzerinde bulunduğundan, tüm ülkeler genelinde enflasyonun reel faiz üzerinde Granger nedenselliği oluşturmadığı sonucuna ulaşılmıştır. İkinci olarak, reel faizin enflasyonun Granger nedeni olmadığı hipotezi test edilmiştir. Bu test sonuçlarına göre, Brezilya, Rusya, Çin, Güney Afrika ve Türkiye’de reel faizden enflasyona doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilemezken, Hindistan için bulunan p-değeri %1’lik anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini ve reel faizin enflasyon üzerinde önemli bir Granger nedenselliği ortaya koyduğunu göstermektedir.

Genel olarak, panel testi istatistiği %5’lik anlamlılık düzeyinin altında bulunmuştur. Bu durum, tüm ülkeler genelinde reel faizin enflasyonu Granger anlamında nedensel olarak etkilediği sonucuna ulaşılmasını sağlamaktadır. Nihayetinde, Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi sonuçları, reel faizden enflasyona doğru tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin (özellikle Hindistan’da ve panel genelinde) varlığını göstermektedir. Ancak, enflasyondan reel faize doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Bu sonuçlar, para politikası uygulamalarında enflasyonu kontrol altına almak için reel faiz oranlarının potansiyel rolünün önemli olduğunu göstermektedir.

SONUÇ

Ekonomik istikrarın temel taşı olan fiyat istikrarı, enflasyonun ekonomik etkinlikler üzerindeki olumsuz etkileri dolayısıyla oldukça kritiktir. Bu çerçevede, enflasyonun nedenlerini doğru bir biçimde tespit etmek, etkili bir makroekonomik politika geliştirmek için büyük önem taşımaktadır. Bu çalışmada, küresel ekonomideki yükselişleriyle dikkat çeken BRICS-T ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ekonomilerinde enflasyon dinamikleri ve temel makroekonomik belirleyicileri ile olan ilişkileri, kapsamlı bir şekilde analiz edilmiştir. Analiz, enflasyonu yalnızca Fisher’ın Miktar Teorisi gibi klasik bakış açılarıyla kısıtlamayıp, aynı zamanda Keynesyen ve yapısalci ekonomistlerin görüşlerini de içermektedir. Bu çok yönlü teorik çerçeve, para arzı, bütçe açığı, faiz oranları, döviz kurları ve ödemeler dengesi gibi önemli politika unsurlarının enflasyona etkilerini eleştirel bir biçimde değerlendirmemize olanak tanımıştır.

Ampirik analizde, öncelikle değişkenlerin durağanlık özellikleri (yatay kesit bağımlılığı ve birim kök testleri) araştırılmış, ardından değişkenler arasındaki uzun dönemli etkileşimler (eşbütünleşme testleri) belirlenmiştir. Bu analizler, Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testinin de dahil olduğu gelişmiş ekonometrik yöntemlerle desteklenmiştir. Bu çalışmada yapılan analizler, incelenen değişkenler arasında çeşitli nedensellik ilişkileri olduğunu ortaya koymaktadır. Özellikle, uzun dönem

katsayı tahminleri, enflasyonun bütçe açığı, M3 para arzı ve döviz kuru ile pozitif yönde anlamlı bir ilişki içinde olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, bütçe açıklarındaki artışın enflasyonu yükseltebileceğini, böylece kamu maliyesinin enflasyon üzerindeki etkisini vurgulamaktadır. Para arzı ile enflasyon arasındaki pozitif ilişki, monetarist görüşlerle uyumlu sonuçlar sunmaktadır. Ayrıca, döviz kurundaki dalgalanmaların enflasyon üzerindeki güçlü etkisi, özellikle gelişmekte olan ekonomilerde kur geçişkenliğinin önemini teyit etmektedir. Buna karşın, reel faiz oranlarındaki artışın enflasyonu baskılaması, geleneksel para politikası araçlarının etkinliğini desteklemektedir. Ödemeler dengesi ile enflasyon arasındaki pozitif ilişki ise daha karmaşık dinamiklere işaret etmektedir.

Gerçekleştirilen nedensellik bulguları hem ülkeler bazında hem de panel genelinde elde edilen sonuçların çeşitli farklılıklar sergilediğini göstermektedir. Bu durum, her bir ekonominin kendine özgü dinamiklere sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Brezilya, Rusya, Hindistan ve Türkiye’de enflasyonun döviz kursu üzerinde belirgin bir etkisi bulunurken, Çin ve Güney Afrika’da bu yönde bir ilişkiye rastlanmamıştır. Panel genelinde ise, enflasyonun döviz kurunu etkilemediği sonucuna varılmıştır. Öte yandan, döviz kurunun enflasyon üzerindeki etkisinin sadece Türkiye’de önemli olduğu, fakat panel genelinde döviz kuru ile enflasyonun neden-sonuç ilişkisi içinde olduğu belirlenmiştir. Elde edilen bu bulgu Nair (2014), Alev (2019), Geyik ve ark., (2022)’nin çalışmasına benzerlik göstermektedir. Ayrıca, enflasyonun bütçe açığına etkisi Rusya ve Hindistan’da önemli bulunmuş; panel genelinde ise enflasyonun bütçe açığının nedeni olduğu saptanmıştır. Bütçe açığının enflasyonu etkilediği durum yalnızca Türkiye’de geçerli olurken, panel bazında bütçe açığının enflasyonu tetiklediği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar, özellikle Türkiye’de döviz kuru ve bütçe açığının enflasyon üzerinde önemli bir etkisi olduğunu vurgulamaktadır. Bu bulgular Girginer ve Yenilmez (2005), Oktayer (2010), Özmen ve Koçak (2012)’nin çalışmasına paralellik göstermektedir. Ayrıca, panel geneli için elde edilen bulgular, bu makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin bölgesel ve yapısal farklılıklara bağlı olarak değiştiğini göstermektedir.

Para arzı ve enflasyon ilişkisi incelendiğinde hem bireysel ülkelerde hem de panel genelinde karşılıklı herhangi bir Granger nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Bu bulgu, “enflasyonun her zaman ve her yerde parasal bir olgu olduğu” şeklindeki klasik görüşün BRICS-T ekonomileri bağlamında her zaman geçerli olmayabileceğini düşündürmektedir. Bu bulgu Abasimi ve ark. (2018)’nin çalışmasına benzerlik göstermektedir. Enflasyonun ödemeler dengesi üzerindeki etkisi sadece Hindistan’da anlamlı bulunmuş, panel genelinde anlamlı bir ilişki gözlenmemiştir. Ödemeler dengesinin enflasyon üzerindeki etkisi ise Türkiye’de anlamlıyken, panel genelinde bu yönde bir Granger nedenselliği olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak, Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi, enflasyon ve reel faiz arasındaki ilişkiyi netleştirmiştir. Enflasyonun reel faizin Granger nedeni olmadığı hem bireysel ülkeler hem de panel genelinde teyit edilirken, reel faizin enflasyonun Granger nedeni olduğu özellikle Hindistan özelinde ve panel genelinde anlamlı bulunmuştur. Bu bulgu Chaudhry ve ark. (2015), Alev (2019), Geyik ve ark., (2022)’nin çalışmalarına paralellik göstermektedir. Bu tek yönlü nedensellik bulgusu, para politikası otoritelerinin reel faiz oranlarını enflasyonla mücadelede aktif bir araç olarak kullanabileceğine dair önemli bir işaret vermektedir.

Bu çalışmanın bulguları, BRICS-T ülkelerinde enflasyonla mücadelenin, yalnızca para politikasına odaklanarak değil, aynı zamanda kapsamlı ve entegre bir makroekonomik politika çerçevesiyle mümkün olduğunu göstermektedir. Bu doğrultuda, BRICS-T ülkeleri, enflasyonla başa çıkmak amacıyla yalnızca para politikalarına yoğunlaşmak yerine, mali ve yapısal stratejileri bir araya getiren kapsamlı bir makroekonomik çerçeve kullanmalıdır. Araştırmalar, bütçe açıklarındaki artışların enflasyonu artırdığını ortaya koymuştur; bu nedenle, politika yapıcılarının mali disiplin sağlaması ve özellikle Türkiye gibi ülkelerde enflasyonun başlıca sebeplerinden biri olan döviz kurlarının istikrarını hedefleyen önlemleri alması son derece önemlidir. Merkez bankalarının, reel faiz oranlarının enflasyonu baskı altında tutma potansiyelini destekleyen verilere dayanarak, bağımsız ve kararlı para politikalarıyla reel faizi etkili bir araç olarak kullanmaları önerilmektedir. Ayrıca, ülkeler arasında görülen belirgin farklı dinamikler sebebiyle, genel politikaların yanı sıra her ülkenin kendine özgü makroekonomik ve yapısal koşullarına uygun, ülkeye has politikaların geliştirilmesi büyük bir öneme sahiptir.

KAYNAKÇA

- Abasimi, I., Li, X., Salim, A., & Vorlak, L. (2018). The Dynamics of Inflation, Money Growth, Exchange Rates and Interest Rates in Ghana. *Economic Research*, 2(6), 21-32. <https://doi.org/10.29226/TR1001.2018.39>
- Adu, G. & Marbuah, G. (2011). Determinants of Inflation in Ghana: An Empirical Investigation. *South African Journal of Economics*, 79(3), 251-269. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2011.01273.x>
- Alev, N. (2019). Türkiye’de Enflasyonun Belirleyicileri: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı (2006: Q1-2018: Q2 Dönemi). *Uluslararası Ekonomi İşletme ve Politika Dergisi*, 3(1), 1-18. <https://doi.org/10.29216/ueip.471966>
- Alev, N. ve Erdemli, M. (2019). Elektrik Enerjisi Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Avrupa Birliği Ülkeleri ve Türkiye için Bir Analiz. *ASSAM Uluslararası Hakemli Dergi*, 6(15), 88-111.
- Ali, I., Kumar, S. V., & Gusev, V. D. (2024). Determinants of Inflation in Pakistan: A Comprehensive Analysis of Macroeconomic Variables (1991–2022). *Мир новой экономики*, 18(3), 96-113. <https://doi.org/10.26794/2220-6469-2022-18-3-96-113>
- Atgür, M. ve Altay, O. (2015). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013). *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 22 (2), 521-533. <https://doi.org/10.18657/yecbu.78391>
- Altunöz, U. (2018). Investigating The Presence of Fisher Effect for The China Economy. *Sosyoekonomi*, 26(35), 27-40. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.378725>
- Bozdağlı, E. ve Yılmaz, M. (2017). Türkiye’de Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: 1994-2014 Yılları Arası Bir İnceleme. *BEÜ Akademik İzdüşüm Dergisi*, 2(3), 1-20.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-254. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Cheng, B. S. (1999). Beyond The Purchasing Power Parity: Testing for Cointegration and Causality Between Exchange Rates, Prices, and Interest Rates. *Journal of International Money and Finance*, 18(6), 911-924. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(99\)00035-2](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(99)00035-2)
- Chaudhry, I. S., Ismail, R., Farooq, F., & Murtaza, G. (2015). Monetary Policy and its Inflationary Pressure in Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 53(2), 251-268.
- Coşkun, A. E. (2022). BRICS-T Ekonomilerinin Makroekonomik Performanslarının Değerlendirilmesi: Entropi Tabanlı Waspas Yaklaşımı. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(45), 1320-1340. <https://doi.org/10.46928/iticusbe.1134477>
- Çolak, Ö. F. ve Gökçe, A. (2021). *Enflasyon Hedeflemesi Kuram ve Türkiye Uygulaması*. Efil Yayınevi, 1. Baskı, Ankara.
- Çevik, F. (2022). Gelişmekte Olan Ülkelerde Makroekonomik İstikrar Açısından Doğrudan Yabancı Yatırımların Önemi, Seyri (1990-2020) ve Salgının Beklenen Etkileri. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 23(1), 181-196. <https://doi.org/10.31671/doujournal.949261>
- Doğru, B. ve Şentürk, S. (2015). Latin Amerika Ülkelerinde Bütçe Açığı ve Enflasyon Arasındaki Eş Bütünleşme İlişkisinin Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (41), 89-109.
- Emirmahmutoğlu, F. ve N. Köse (2011). Testing for Granger Causality in Heterogeneous Mixed Panels. *Economic Modelling*, 28, 870-876. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.10.018>
- Evren, S. ve Mucuk, M. (2019). Faiz ile Enflasyon Arasındaki İlişkinin Test Edilmesi: Türkiye Örneği 1980-2018. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 42(1), 180-187.
- Friedman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.

- Fagbemi, F., & Ajibike, J. O. (2019). Nigerian Economic Performance: Exploring Dynamics of Exchange Rate, Inflation and Economic Output. *International Journal of Social Sciences Perspectives*, 5(2), 57-71. <https://doi.org/10.33094/7.2017.2019.52.57.71>
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Spend It*. MacMillan Company: New York
- Gengenbach, C., Urbain, J. P., & Westerlund, J. (2016). Error Correction Testing in Panels With Common Stochastic Trends. *Journal of Applied Econometrics*, 31(6), 982-1004. <https://doi.org/10.1002/jae.2475>
- Girginer, N. ve Yenilmez, F. (2005). Türkiye’de Enflasyonun Ekonometrik Olarak İncelenmesi (1982-2002). *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(1), 101-116.
- Göçmen, T. (2016). Causal Relationship Between Money and Inflation During A High Inflation Period: The case of Turkey. *Journal of International Business and Economics*, 4(2), 1-11. <https://doi.org/10.15640/jibe.v4n2a1>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gür, B. (2021). Ticari Dışa Açıklık ve Enflasyon İlişkisi: BRICS-T Ülkeleri için Romer Hipotezinin Sınanması. *International Journal of Applied Economic and Finance Studies*, 6(1), 35-45.
- Geyik, O., Demir, M. ve Erdoğan, H. (2022). BRICS-T Ülkelerinde Faiz, Döviz Kuru ile Enflasyon İlişkisi: Panel Eşbütünleşme Analizi. *Journal of Life Economics*, 9(3), 109-127. <https://doi.org/10.15637/jlecon.9.3.01>
- Hadri, K., & Kurozumi, E. (2012). A Simple Panel Stationarity Test in The Presence of Serial Correlation and A Common Factor. *Economics Letters*, 115(1), 31-34. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.11.036>
- Hossain, T., & Islam, N. (2013). An Economic Analysis of The Determinants of Inflation in Bangladesh. *The International Journal of Social Sciences*, 11(1), 29-36.
- Jusaj, Y. (2025). Inflation Dynamics: A Comprehensive Analysis of Key Determinants Using Panel Data. *Journal of Risk Analysis and Crisis Response*, 15(1), 34-45. <https://doi.org/10.54560/jracr.v15i1.549>
- Kara, H. ve Sarıkaya, Ç. (2021). *Enflasyon Dinamiklerindeki Değişim: Döviz Kuru Geçişkenliği Güçleniyor Mu?* (No. 2121). Working Paper.
- Mishkin, F. S. (1984). Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions. *The Journal of Finance*, 39(5), 1345-1357. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb04911.x>
- Moser, G. G. (1995). The Main Determinants of Inflation in Nigeria. *Staff Papers*, 42(2), 270-289.
- Nair, M. S. (2014). Inflation Dynamics in India: An Analysis. *Munich Personal Repec Archive*, Online At <https://Mpra.Ub.Uni-Muenchen.De/57110/> Mpra Paper No. 57110, Posted 05 Jul 2014 06:15 Utc, 1-18.
- Oktayer, A. (2010). Türkiye’de Bütçe Açığı, Para Arzı ve Enflasyon İlişkisi. *Maliye Dergisi*, 158(1), 431-447.
- Özmen, M. ve Koçak, F. (2012). Enflasyon, Bütçe Açığı ve Para Arzı İlişkisinin ARDL Yaklaşımı ile Tahmini: Türkiye Örneği. *Çukurova Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(1), 1-19.
- Pehlivan, C., Han, A. ve Bingöl, N. (2020). G20 Ülkelerinde CO2 Emisyonu ve Enerji Tüketiminin Sosyal ve Ekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkisi. *Beykoz Akademi Dergisi*, 8(1), 334-348. <https://doi.org/10.14514/byk.m.26515393.2020.8/1.334-348>

- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels (Discussion Paper, No. 1240). <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142, 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17. <https://doi.org/10.21034/qv.531>
- Saatçioğlu, C. (2005). Türkiye Ekonomisindeki Enflasyonist Sürecin İncelenmesine Yönelik Bir Uygulama. *ODTÜ Gelişme Dergisi*, 32(1), 155-184.
- Swamy, P. A. V. B. (1970). Efficient Inference in A Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Şahin, D. (2018). D-8 Ülkelerinde Finansal Gelişme ve Ticari Açıklığın Çevresel Kalite Üzerine Etkisi: Panel Veri Analizi. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(15), 48-67.
- Telatar, E. (2000). Yeni Fiyat Belirleme Teorisi Çerçevesinde Döviz Kurunun Belirlenebilirlik Koşulları. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(1), 321-337.
- Taşdöken, Ö. ve Kahyaoğlu, H. (2023). EURO Bölgesi Enflasyon Oranında Şokların Kalıcılığı Üzerine Bir İnceleme. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(3), 622-641. <https://doi.org/10.17494/ogusbd.1290193>
- Toda, H. Y., & Yamamoto T. (1995). Statistical Inferences in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Totonchi, J. (2011). Macroeconomic Theories of Inflation. *In International Conference on Economics and Finance Research*. 4(1), 459-462.
- TCMB, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2025). Mevduat Faiz Oranları Mart 2025. Erişim Tarihi: 20 Mart 2025. <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- Yenisu, E. (2019). Türkiye’de Enflasyonun Makroekonomik Belirleyicileri: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 43-58.

Research Article**BRICS-T Ekonomilerinde Enflasyon Dinamikleri ve Makroekonomik Belirleyiciler:
Panel Nedensellik Analizi***Inflation Dynamics and Macroeconomic Determinants in BRICS-T Economies: Panel
Causality Analysis*

İbrahim YILDIRIMÇAKAR Dr. Öğr. Üyesi, Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi ibrahimyildirimcakar@yyu.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-1933-9798	Nigar ALEV Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi nigaralev@yyu.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-0154-6211	Mustafa TORUSDAĞ Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi mustafatorusdag@yyu.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-8839-0562
---	--	--

Extensive Summary

Price stability, which forms the bedrock of economic stability, refers to keeping increases in the general price level within acceptable limits. High inflation not only distorts economic activities but also adversely affects fundamental economic processes such as income distribution, savings, and investment decisions, leading to serious macroeconomic imbalances. Therefore, combating inflation is a primary objective of national and international economic policymaking. Developing an effective strategy necessitates accurate identification of the sources of inflation, as misdiagnoses have the potential to deepen existing instabilities. In this context, the coordinated design and implementation of fiscal and monetary policies play a critical role in sustaining price stability.

In the history of economic thought, inflation has been examined from a broad perspective within various theoretical frameworks. Fisher's Quantity Theory and Friedman's Monetarist view contend that increases in the money supply are the primary determinant of inflation, asserting that inflation is "always and everywhere a monetary phenomenon." In contrast, the Keynesian economic approach associates inflation with situations where aggregate demand exceeds aggregate supply, while the cost-push approach identifies increases in wages and costs as fundamental causes of inflation. Furthermore, structuralist economists have argued that structural problems observed in developing countries are the source of inflation. These diverse theoretical frameworks demonstrate that inflation is not solely limited to monetary variables but is also closely related to various macroeconomic factors such as budget deficits, exchange rate movements, interest rates, and external imbalances.

The twenty-first century is witnessing significant transformations in the global economic and political landscape. While growth rates in advanced Western economies are slowing, the rapid rise of economies in developing countries is noteworthy. Particularly, the BRICS economies, comprising Brazil, Russia, India, China, and the Republic of South Africa, exhibit significant growth rates and increases in national income due to their advantages in low production costs and cheap labor. This has enabled these countries to attract substantial foreign direct investment and become more resilient to economic crises. Recent global developments, such as the US-China trade disputes, have intensely debated their impacts on these countries' macroeconomic indicators and price stability. This study aims to identify and econometrically analyze the main macroeconomic determinants of inflation, specifically for the BRICS-T countries (Brazil, Russia, India, China, South Africa, and Türkiye), within the context of these global economic

dynamics. Through its findings, this analysis seeks to provide a crucial roadmap for developing anti-inflationary policies to be implemented in these countries.

A review of the empirical literature reveals that studies on the macroeconomic determinants of inflation present heterogeneous results across different countries and time periods. The literature indicates that inflation cannot be explained by a single factor; instead, it is a multifactorial and dynamic phenomenon shaped by economic conditions and policy choices. For example, Moser (1995) found that monetary expansion was a decisive factor in inflationary processes in the Nigerian economy, while Cheng (1999) identified causality between interest rates and exchange rates in the US and Japan. Studies on Türkiye (especially in the 2000s) have shown that exchange rate changes, money supply, and budget deficits have significant effects on inflation. More recent studies, such as Kara and Sarıkaya (2021) and Taşdöken and Kahyaoğlu (2023), indicate an increased impact of economic shocks on inflation and a weakening degree of inflation anchoring. These studies emphasize that inflation is not a universal determinant but rather a dynamic phenomenon shaped by each country's unique economic conditions and policy preferences. The current study analyzed potential causal relationships among budget deficit, inflation, M3 money supply, balance of payments, exchange rate, and real interest rate in BRICS-T countries using annual data from 1997-2023. For the analysis, the Emirmahmutoğlu and Köse (2011) causality test procedure, a second-generation panel causality test, was applied; data were obtained from TCMB and World Bank databases, and econometric analyses were performed using Stata and Gauss software.

In the initial stage of the econometric analyses, cross-sectional dependence tests, homogeneity tests, panel unit root tests, the Gengenbach et al. (2016) cointegration test, and the Emirmahmutoğlu and Köse (2011) panel causality test were successively applied to analyze inflation dynamics in BRICS-T countries. The cross-sectional dependence test results indicated the presence of cross-sectional dependence at the 5% significance level, implying that economic shocks occurring in one country can affect others. According to the Hadri-Kurozumi panel unit root test results, all variables examined were found to be stationary and free of unit roots, which satisfies a fundamental assumption for econometric analyses. Homogeneity test results revealed that the slope coefficients were heterogeneous, suggesting that each country's unique economic structure and policy implementations could create differences in macroeconomic relationships.

The Gengenbach et al. (2016) cointegration test results revealed statistically significant long-run relationships between inflation and all examined macroeconomic variables. Long-Run Coefficient Estimates showed a positive relationship between inflation and budget deficit (0.3406), M3 money supply (0.484), and exchange rate (27.229), indicating that increases in these variables raise inflation. A paradoxical relationship was also identified, where improvements in the balance of payments could increase inflation (0.700). In contrast, an increase in real interest rates was observed to have a negative effect on inflation (-0.026), suppressing it. Emirmahmutoğlu and Köse (2011) Causality Test Findings displayed significant heterogeneities both on a country-specific basis and across the panel. For instance, a strong causality from the exchange rate to inflation was observed in Türkiye, while this effect varied in other BRICS-T countries. Similarly, the effect of the budget deficit on inflation was significant in Türkiye, whereas this effect was less pronounced in other countries. No reciprocal Granger causality relationship was detected between money supply and inflation, either in individual countries or across the panel; this finding suggests that the classical monetarist view may not always hold true in the context of BRICS-T economies. On the other hand, it was significantly found that the real interest rate Granger causes inflation, particularly in India and across the panel; this unidirectional causality provides an important indication that monetary policy authorities can use real interest rates as an active tool in combating inflation.

This study presents important findings demonstrating that inflation in BRICS-T countries is a multifaceted phenomenon not dependent on a single factor. In light of the obtained results, it is essential for policymakers to adopt a comprehensive and integrated approach. This approach should not only focus on monetary policy but also include controlling budget deficits by ensuring fiscal discipline, aiming for exchange rate stability, and effectively utilizing real interest rates as a tool in combating inflation. Furthermore, due to the observed heterogeneities among countries, developing country-specific policy approaches that consider each country's unique dynamics is of paramount importance.

These differences clearly indicate that a standard anti-inflationary prescription may not always be effective. Adapting policies to local conditions will lead to more effective and sustainable results in the fight against inflation. This study aims to contribute to strengthening the economic stability of BRICS-T countries by offering important policy implications for ensuring price stability in these economies.