

ARAŞTIRMA MAKALESİ / RESEARCH

EKONOMİK KARMAŞIKLIK VE BÜYÜME: BRICS-T ÜLKELERİ ÜZERİNE KARŞILAŞTIRMALI BİR ANALİZ¹ ECONOMIC COMPLEXITY AND GROWTH: A COMPARATIVE ANALYSIS ON THE BRICS-T COUNTRIES

Rümeysa Buket ÖNER*
Levent KÖSEKAHYAOĞLU**

ÖZET

BRICS ülkeleri, ihrac ettiği ürünlerde sahip olduğu bilgi ve çeşitlilikten kaynaklı olarak son dönemde büyüme literatüründe önemli bir konuma sahip olmuştur. Bu durum, yükselen ekonomiler arasında yer alan BRICS ülkeleri ile Türkiye ekonomisini karşılaştırmalı incelemeyi gerektirmiştir. Bu çalışmanın amacı, BRICS ülkeleri ve Türkiye'nin 1995-2022 arası dönemde, ekonomik karmaşıklık düzeyi ile büyüme değerleri arasındaki ilişkiyi incelemektir. Çalışmada, ekonomik karmaşıklık endeksi (EKE) ve kişi başına düşen gelir (KBDG) değişkenleri kullanılarak panel veri analiz yöntemi uygulanmıştır. İlgili çalışmada; Breusch-Pagan (1980) LM testi ile yatay kesit bağımlılık durumu, Pesaran Yamagata (2008) delta testi ile homojenlik durumu ve Pesaran (2007) CADF ikinci nesil birim kök testi ile durağanlık durumu sınanmıştır. I(1) seviyede durağan seriler arasındaki eşbütünleşme durumu, Gengenbach, Urbain ve Westerlund (GUW) (2016) eşbütünleşme testi ile belirlenmiştir. Uzun dönemde eşbütünleşme katsayıları ise Ortak İlişkili Etkiler (CCE) tahmincisi ile tespit edilmiştir. Son olarak panel nedensellik ilişkisi, panel Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) testi ile belirlenmiştir. Çalışmanın sonucunda; BRICS-T ülkeleri örneğinde, kısa dönemde ekonomik karmaşıklıktan büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu; uzun dönemde ise büyümeden ekonomik karmaşıklığa doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Sonuç olarak, Türkiye, gelecek dönemde BRICS ülkelerinin iktisadi birliğine dâhil edilirse, ekonomik olarak uyum sağlayabilecektir.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik Büyüme, Ekonomik Karmaşıklık Endeksi, Panel Veri Analizi, BRICS Ülkeleri, Türkiye.

Jel Kodları: O40, F43, C23.

ABSTRACT

BRICS countries have recently had an important place in the growth literature due to the knowledge and diversity they have in the products they export. This situation necessitated a comparative study of the BRICS countries, which are among the decelerating economies, and the Turkish economy. The aim of this study is to examine the relationship between the level of economic complexity and growth values of BRICS countries and Turkey in the period between 1995-2022. In the study, panel data analysis method was applied using economic complexity index (ECI) and income per capita (GDP) variables. In the related study; the cross-sectional dependence status was tested by the Breusch-Pagan (1980) LM test, the homogeneity status by the Pesaran Yamagata (2008) delta test and the unit root status by the Pesaran (2007) CADF second generation unit root test. The cointegration status between stationary series at level I(1) was tested with the Gengenbach, Urbain and Westerlund (GUW) (2016) cointegration test. The cointegration coefficients in the long term were determined with the Common Correlated Effects (CCE) estimator. Finally, the panel causality relationship was determined with the panel Vector Error Correction Model (VECM) test. As a result of the study; in the case of BRICS-T countries, it is seen that there is a one-way causality

¹ Bu makale, Süleyman Demirel Üniversitesi SBE İktisat Anabilim Dalında Prof. Dr. Levent KÖSEKAHYAOĞLU danışmanlığında yürütülmekte olan, Rümeysa Buket ÖNER'in "Ekonomik Karmaşıklık Endeksi ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği" başlıklı doktora tez çalışmasının bir bölümünden türetilerek hazırlanmıştır.

*Doktora Öğrencisi, Süleyman Demirel Üniversitesi, SBE, İktisat Anabilim Dalı, rumeysabuketoner@gmail.com, ORCID: 0000-0002-5554-5564.

** Prof. Dr., Süleyman Demirel Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, leventkosekahyaoglu@sdu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5466-5396.

relationship from economic complexity to growth in the short term; and there is a one-way causality relationship from growth to economic complexity in the long term. As a result, if Turkey is included in the economic union of BRICS countries in the future, it will be able to adapt economically.

Keywords: Economic Growth, Economic Complexity Index, Panel Data Analysis, BRICS Countries, Türkiye.

Jel Codes: O40, F43, C23

1.GİRİŞ

Son yıllarda dünya ekonomisinde yaşanan belirgin dönüşümler, ülkeler için üretkenliği arttırmanın önemine değinen ‘karmaşıklık ekonomisi’ üzerine yeni bir literatürü ortaya çıkarmıştır. Bu literatür ilk olarak, Hidalgo ve Hausmann (2009) tarafından ortaya konulmuştur. Devamında Hidalgo ve Hausmann’ı takip eden diğer araştırmacıların katkıları ile gelişmekte olan bir literatüre dönüşmüştür.

‘Ekonomik karmaşıklık’ esasında, ülkelerin üretken yapısı ve ihraç ettiği ürünlere ait bilgi ve yetenekle ilgilenmektedir. Bu bağlamda, ekonomik karmaşıklık ülkelerin ne ürettiği ile değil, üretilen ürünlerin ne kadar katma değer kazandırdığı ile ilgilenir (Soyyigit, 2018: 375). Böylelikle ekonomik karmaşıklık, ekonomiye yüksek bilgi, teknoloji ve çeşitlilik sunan katma değerle, ekonomik büyümeye önemli katkılar sunmaktadır.

Çalışmanın amacı, ekonomik karmaşıklık düzeyi ile büyüme arasındaki ilişkiyi test etmektir. Literatür incelendiğinde, ekonomik karmaşıklık ile büyüme üzerine yapılan çalışmalarda ağırlıklı olarak bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ancak bazı çalışmalarda, ekonomik karmaşıklık ile büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı tespit edilmiştir. Bu konu ile ilgili yapılan çalışmalardaki görüş ayrılıklarının nedenleri araştırıldığında, analizlerde kullanılan ekonometrik testler ve örneklem seçiminde yapılan farklılıklardan kaynaklandığı görülmektedir. Bu bağlamda, çalışma kapsam olarak BRICS ülkeleri (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika) ile Türkiye gibi 1990’lı yıllardan itibaren yükselen ekonomilere sahip ülke örneklerinden oluşmaktadır.

Çalışma beş bölümde incelenmiştir. Giriş bölümünde, çalışma hakkında genel bilgiler verilmiştir. İkinci bölümde, çalışmanın teorik yapısı ve literatür araştırması hakkında bilgiler sunulmuştur. Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan ekonometrik model, veri ve yöntem anlatılmıştır. Dördüncü bölümde ise, araştırma konusuna yönelik analizler yapılarak bulgular değerlendirilmiştir. Çalışmanın analiz kısmında, ilk olarak panel verilerin yatay kesit bağımlılığı sınanmıştır. Ardından homojenlik testi yapılmıştır. Yatay kesit bağımlılık durumuna göre durağanlık testi uygulanmıştır. Sonrasında panel eşbütünlük ve panel nedensellik testi yapılarak bulgular yorumlanmıştır.

Çalışmanın sonuç kısmı olan beşinci bölümde, araştırma bulguları hakkında genel bir değerlendirme sunularak BRICS ülkeleri ile Türkiye örneği karşılaştırılarak politika önerileri sunulmuştur.

2.TEORİK YAPI

Çalışmanın bu bölümünde, karmaşıklık kavramı tanımlanarak, ekonomik karmaşıklık kuramı ve ekonomik karmaşıklık düzeylerinin ölçümünü yapan Hidalgo-Hausmann endeksi incelenmiştir. Devamında, çalışmanın kapsamı olan BRICS ülkeleri ile ilgili bilgi verilecektir. Sonrasında ekonomik karmaşıklık endeksinin ekonomik büyümeye etkisi, BRICS ülkeleri ile Türkiye karşılaştırması sunulmuştur.

2.1. Karmaşıklık Kavramı ve Ekonomik Karmaşıklık

Karmaşıklık kavramı, bilimsel anlamda ‘bir sistemi oluşturan her bir nesne veya birimin birbirleriyle olan karşılıklı etkileşimleri sonucu belirli bir düzen içerisinde ortaya çıkan karmaşık bir yapı’ şeklinde açıklanmaktadır (Durlauf, 1998: 157). Diğer bir ifade ile, bir bütünün parçalarının birbirleriyle olan etkileşimi sonrasında meydana gelen bütünü oluşturan parçaların her birine ait niteliklerin toplamından daha fazla ve farklı olan özellikler topluluğudur. Karmaşıklık kavramı bu tanımıyla, Fizik biliminin alt dalı olan Kuantum fiziğinde kullanılan ve anlamsal olarak temel anlamına nazaran daha çok olumlu anlamlara sahip bir kavram olduğu görülmektedir. Kavramın teorik temelleri, tanımında olduğu gibi bilimsel yazında Karmaşıklık Teorisi’nden yola çıkılarak açıklanmaktadır (Türkcan, 2018: 6).

Karmaşıklık kavramı ekonomi biliminde, sosyoekonomik yapıların birden çok heterojen birimden meydana gelen yapılar fikrinden yola çıkılarak açıklanmaktadır (Türkcan, 2018: 5). Ekonomik karmaşıklık, bir ekonomideki üretken bilgi ve kabiliyet düzeyini ölçer. Bu ölçümde kullanılan ekonomik verilerin soyut nitelikli olması, ölçümü zorlaştırmaktadır. Bu açıdan Hidalgo ve Hausmann, üretken bilgi için bir ülkenin ürettiği ürün bileşimini yansıttığı varsayımından yola çıkarak, dış ticaret verileri yardımıyla hesaplanan ekonomik karmaşıklık endeksini (EKE-ECI) geliştirmişlerdir (Yalta ve Yalta, 2021: 7). Ekonomik karmaşıklık endeksi (EKE-ECI), “çeşitlilik ve yaygınlık” kavramları üzerinde durularak bir ülkeye ait üretkenlik düzeyini belirlemektedir. Çeşitlilik, ihracatı yapılan ürün sayısını; yaygınlık ise ilgili ürünü ihracatta bulunan ülke sayısını ifade etmektedir (Hidalgo ve Hausmann, 2009: 10571).

Çeşitlilik ve yaygınlık kriteri üzerinden geliştirilen ekonomik karmaşıklık endeksi, matris denklem ile hesaplanmaktadır.

$$\text{Çeşitlilik} \quad k_{c,0} = \sum_p M_{cp} \quad (1)$$

$$\text{Yaygınlık} \quad k_{p,0} = \sum_c M_{cp} \quad (2)$$

İktisadi karmaşıklık ölçümleyen ilgili bu denklemlerde (1) (2), ‘c’ değişkeni ‘ülke’, ‘p’ değişkeni ‘ihrac edilen ürün’ olarak ifade edilmektedir. Matris denklemde, satırların toplamı ‘çeşitliliği’, sütunların toplamı ise ‘yaygınlık’ değerini vermektedir. Karmaşıklık matris denklemi bir örnekle şöyle açıklanmaktadır: ‘c’ olarak belirtilen ilgili ülke, ‘p’ olarak belirtilen ilgili ürünü ihrac ediyorsa ‘1’ değerini alır, ‘p’ ürününü ihrac etmiyorsa ‘0’ değerini alır (Hausmann vd., 2013: 24).

İlerleyen süreçte yazarlar, ülkelerin var olan ya da yeni bir ürün üretimi için ihtiyaç duyulan yetenek sayısına ilişkin doğru sonuçlara ulaşmak amacıyla çeşitlilik ve yaygınlık denklemlerini geliştirerek yeni denklemler ortaya koymuşlardır. Bu denklemlerle (3) (4), ülkeler açısından ihrac edilen ürünlerin ortalama yaygınlığı; ürünler açısından ise ürettikleri ürünlere göre ülkelerin ortalama çeşitliliği hesaplanmaktadır (Hausmann vd., 2013: 24)

$$k_{c,N} = \frac{1}{k_{c,0}} \sum_p M_{cp} \cdot k_{p,N-1} \quad (3)$$

$$k_{p,N} = \frac{1}{k_{p,0}} \sum_c M_{cp} \cdot k_{c,N-1} \quad (4)$$

Yukarıdaki (4) numaralı denklem, (3) numaralı denklemin içerisine yerleştirildiğinde, (5) numaralı denklem elde edilmektedir.

$$k_{c,N} = \sum_c k_{c,N-2} \sum_p \frac{M_{cp} M_{cp}}{k_{c,0} k_{p,0}} \quad (5)$$

$$\tilde{M}_{cc} = \sum_p \frac{M_{cp} M_{cp}}{k_{c,0} k_{p,0}} \quad (6)$$

(5) Numaralı denklem içerisindeki $\sum_p \frac{M_{cp} M_{cp}}{k_{c,0} k_{p,0}}$ denklem, $\tilde{M}_{cc}$ olarak kabul edildiğinde, $k_{c,N}$ eşitliği aşağıda belirtilen (7) numaralı denkleme dönüşmektedir.

$$k_{c,N} = \sum_{c \in C} \tilde{M}_{cc} k_{c,N-2} \quad (7)$$

Denklem (7), “ $k_{c,N} k_{c,N-2} = 1$ ” eşitliğinde sağlamaktadır. Bu sağlaması yapılan ifade, $\tilde{M}_{cc}$ matrisine ait en büyük özdeğer ile ilişkili özvektördür. Bu ifadeyi oluşturan elemanlar 1 değerinde olup bilgi sağlayıcı niteliği bulunmamaktadır. Bu durumda, ikinci büyük özdeğerin özvektörleri ile hesaplama yapılmıştır. Ekonomik karmaşıklık endeksi (EKE-ECI) denklemi (8) aşağıda belirtildiği şekilde açıklanmaktadır:

$$EKE(ECI) = \frac{\bar{K} - \langle \bar{K} \rangle}{\text{stdhata}(\bar{K})} \quad (8)$$

Söz konusu (8) EKE denkleminde; $\bar{K}$ ve $\tilde{M}_{cc}$ matrisine ait en büyük ikinci özdeğer ve onunla ilişkili olan özvektör, $\langle \rangle$ (bu sembol ile) ortalamayı temsil etmektedir.

Ekonomik karmaşıklık endeksi, ülkelerin ve ürünlerin karmaşıklık ölçütünü belirlemek amacıyla mevcut ekonomik verilerle şunları oluşturmaktadır:

- Bir ülkede mevcut olan yetenekler setinin karmaşıklığı hakkında bilgi toplanmasına kolaylık sağlar.
- Kişi başına düşen gelir ile kuvvetli bir bağ kurar.
- Geleceğe yönelik büyüme tahmininde bulunur.
- Bir ülkenin gelecekteki ihracatına ait karmaşıklığını öngörülebilir kılarak, kalkınma seviyesi ile ülke karmaşıklık düzeyi arasında bir ilgi olduğuna dair önemli çıkarımlarda bulunur (Hidalgo ve Hausmann, 2009: 10575).

Bu bağlamda ekonomik karmaşıklık endeksi, ‘bir ülkedeki ürün çeşitliliğinin ve yaygınlığının genel ölçüsüdür’. Ayrıca bir ülkedeki ekonomik gelişmeyi yönlendiren esas unsur, üretimin karmaşıklığıdır (Inoua, 2023: 1). Bu açıdan değerlendirildiğinde, ekonomik karmaşıklık ve büyüme birbiri ile ilişkili ve birbirinden etkilenen iki önemli unsur olarak görülmektedir.

2.2. BRICS Ülkelerinin Temel Özellikleri

BRICS, dünya ticaretinin serbestleşmesi ile birlikte bölgesel olmayan ekonomik ülkeler topluluğudur. Goldman Sachs isimli bir yatırım grubunun yönetim kurulu başkanı Jim O’Neill’in tarafından hazırlanan “Building Better Global Economic BRICS” isimli raporla, ilk kez 2001 yılında BRIC olarak gündeme gelmiştir. BRIC’in resmîyet kazanması, 2006 yılında Birleşmiş Milletler toplantısında olmuştur. Topluluk, 2011 yılında Güney Afrika’yı da bünyesine dahil ederek BRICS adını almış ve bugünkü haline gelmiştir. BRICS adını, ‘Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika’ kurucu ülkelerin İngilizce baş harflerinden almaktadır. Ülkeler topluluğu olarak kabul gören BRICS, her yıl topluluğu oluşturan bir ülkede “güncel siyasi, ekonomik, eğitim, sağlık ve sosyo-kültürel” konularla ilgili geleceğe yönelik bir yol haritası belirleyen zirveler düzenlemektedir (Doğan, 2021: 28-29).

BRICS ülkeleri, son yıllarda gözle görülür bir nüfus ve GSYH artışına sahip olan ülkelerdir. Yapılan araştırmalara göre; BRICS ülkeleri günümüzde dünya nüfusunun %45’ini; GSYH açısından 28,5 trilyon dolar ile dünya ekonomisinin %28’ini oluşturmaktadır (Howell, 2023). Bu değerler dikkate alındığında, yakın bir gelecekte BRICS ülkeleri dünya ekonomisinin seyrini etkileyebilecek ekonomik bir güce ulaşacağı öngörülmektedir. BRICS ülkelerindeki bu dikkat çekici büyüme, iktisadi büyüme literatüründe araştırmacılara bir ilham kaynağı olmuştur.

Tablo 1. BRICS ve Türkiye Ülke Profilleri (1995, 2022)

Yıllar	1995				2022			
			GSYH				GSYH	

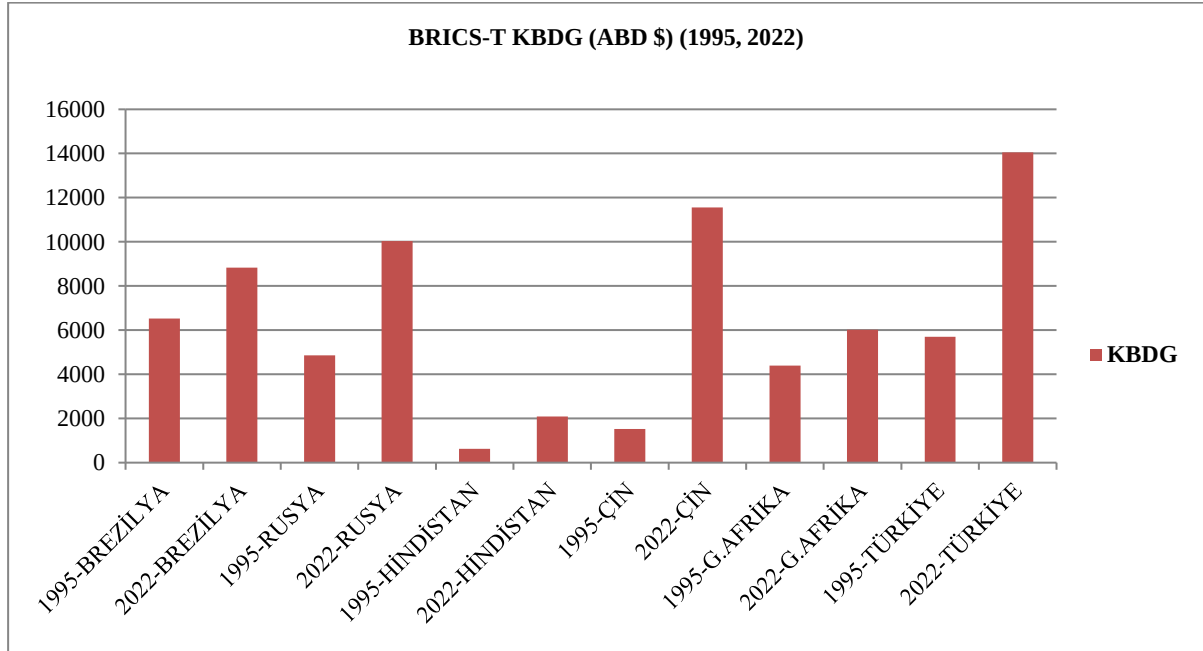
Ülkeler	Nüfus (Milyon)	KBDG (\$)	(sabit 2015) (Milyon \$)	GSYH Oranı (%)	Nüfus (Milyon)	KBDG (\$)	(sabit 2015) (Milyon \$)	GSYH Oranı (%)
Brezilya	163,5 *	6.524	1.066 **	4,2	215,3 *	8.831	1.899 **	3
Rusya	148,3 *	4.862	721 *	-4,1	144,2 *	10.030	1.471 **	-2
Hindistan	964,2 *	618	596 *	7,5	1.417 **	2.089	2.973 **	6,9
Çin	1.204 **	1.520	1.831 **	10,9	1.412 **	11.560	1.632 ***	2,9
Güney Afrika	43,9 *	4.392	193 *	3,1	59,8 *	6.022	360 *	1,9
Türkiye	59,3 *	5.702	338 *	7,8	84,9 *	14.055	1.194 **	5,5
Dünya	5.726 **	7.050	4.037 ***	3	7.951 **	11.364	9.036 ***	3

Kaynak: World Bank, (2024a). * Milyon \$/Nüfus Milyon, ** Milyar \$ /Nüfus Milyar, *** Trilyon \$.

Tablo 1’de 1995 ve 2022 yılları karşılaştırmalı olarak dünya, BRICS ülkeleri ve Türkiye’ye ait nüfus, (enflasyondan arındırılmış sabit-reel) KBDG, GSYH ve GSYH oransal değerlerine yer verilmiştir. BRICS-T ülkelerinin profiline bakıldığında, Rusya hariç, ‘Brezilya, Hindistan, Çin, Güney Afrika’nın ve Türkiye’nin nüfus, KBDG, GSYH ve GSYH oransal değişiminin son yirmi sekiz yıllık süreçte, çalışmada incelenen 1995 yılındaki değerlerin 2022 yılına gelindiğinde arttığı görülmektedir. Rusya, BRICS ülkeleri içerisinde 1995 yılına kıyasla 2022 yılında nüfusu azalmış, KBDG, GSYH artmış ancak negatif büyüme değerlerine sahip olmuştur.

2.3. BRICS-T Ülkeleri Ekonomik Karmaşıklık ve Büyüme İlişkisi

Ülkelerin iktisadi büyümesine önemli katkılar sunan ekonomik karmaşıklık endeksi, büyümeye olan etkileri ayrıca değerlendirilmesi gereken bir konudur. Çalışmada, ekonomik karmaşıklık endeksi ve büyüme ilişkisi, BRICS ülkeleri ile Türkiye karşılaştırması, 1995-2022 yılları arası dönemde incelenmiştir.



Şekil 1. BRICS-T Kişi Başına Düşen GSYH (Reel)

Kaynak: World Bank, (2024b). Bu grafik, yazar tarafından oluşturulmuştur.

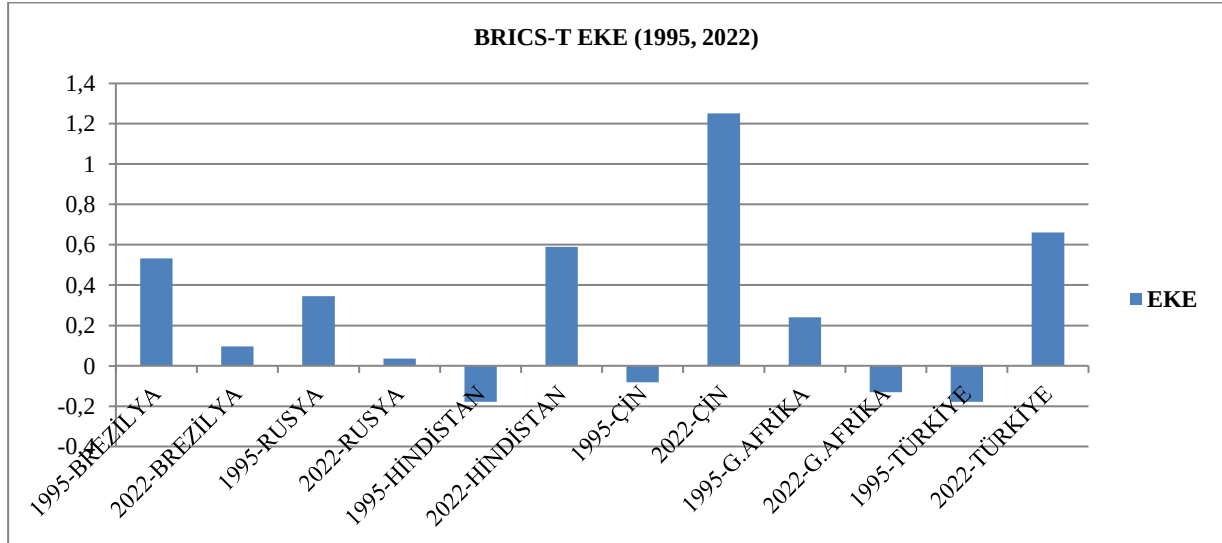
Şekil 1’de 1995 ve 2022 dönemi BRICS ülkeleri ve Türkiye’ye ait kişi başına düşen reel gelir verileri karşılaştırmalı olarak sunulmuştur. Şekilde görüldüğü üzere, KBDG 1995 ve 2022 yılları kıyaslandığında; BRICS ülkeleri ve Türkiye’nin KBDG arttığı, iktisadi anlamda dönemsel karşılaştırmada büyüdüğü görülmüştür.

Tablo 2. BRICS-T EKE Karşılaştırması (1995, 2022)

		1995		2022		
G. Sıra	D. Sıra	Ülke	EKE	D.Sıra	Ülke	EKE
1	24	Brezilya	0,53	18	Çin	1,25
2	32	Rusya	0,35	38	Türkiye	0,66
3	36	Güney Afrika	0,24	40	Hindistan	0,59
4	45	Çin	-0,08	61	Brezilya	0,10
5	49	Hindistan	-0,18	62	Rusya	0,03
6	50	Türkiye	-0,18	71	Güney Afrika	-0,13

Kaynak: The Observatory of Economic Complexity (OEC), (2024).

Tablo 2’de BRICS ülkeleri henüz daha bir birlik oluşturmamış önceki 1995 yılına ait karmaşıklık endeks değerleri ile birlik olarak kurulduktan sonraki dönemde 2022 yılına ait karmaşıklık endeks değerleri, Türkiye ile karşılaştırmalı sunulmuştur. 1995 yılında Brezilya, Rusya, Güney Afrika ve Çin, Türkiye’ye kıyasla karmaşıklık düzeyi sıralama ve değer olarak yüksekti. 1995 yılında Hindistan ve Türkiye negatif değerlerle BRICS ülke grubunda son sıralarda yer almıştır. 2022 yılında ise Çin, Türkiye ve Hindistan ilk üç sırada yer alırken; Brezilya, Rusya ve Güney Afrika geri sıralara düşmüştür. Bu durum, Çin, Türkiye ve Hindistan’ın yıllar içerisinde ihracat değeri yüksek teknolojik ürünlere yöneldiğini göstermektedir.

**Şekil 2. BRICS-T Ekonomik Karmaşıklık Endeks Değerleri**

Kaynak: OEC, (2024). Bu grafik, yazar tarafından oluşturulmuştur.

Şekil 2’de 1995 ve 2022 yıllarına ait BRICS ülkeleri ile Türkiye’nin ekonomik karmaşıklık endeks değerleri verilmiştir. Şekil 2’de BRICS ülkeleri içerisinde Brezilya, Rusya ve Güney Afrika’nın ekonomik karmaşıklık değerlerinin 1995 yılına kıyasla 2022 yılında azaldığı, Hindistan ve Çin’in ise karmaşıklık değerinin arttığı görülmektedir. Grafikte sunulan değerler ışığında, Türkiye’nin 1995 yılına kıyasla 2022 yılında ekonomik karmaşıklık düzeyinin pozitif yönlü arttığı görülmektedir. Türkiye, BRICS ülkeleri ile karşılaştırıldığında, 1995 yılında negatif karmaşıklık düzeylerinden 2022 yılında gelindiğinde pozitif karmaşıklık düzeyine geçerek yüksek teknolojik ürün ihracatına yöneldiği görülmektedir.

BRICS-T ülkeleri 1995 ve 2022 yıllarında ihraç ettikleri ilk 5 ürün açısından değerlendirildiğinde, ekonomik karmaşıklık endeks düzeyleri daha anlaşılır olmaktadır.

1995 yılında Brezilya, sırasıyla en çok ‘demir cevheri (metal), soya fasulyesi unu (sebze), kahve (sebze), ham şeker (sebze), sülfat kimyasal odun hamuru (mineral)’ ihracatında bulunmuştur. 2022 yılında

Brezilya, sırasıyla ilk beşte ‘soya fasulyesi (sebze), ham petrol (mineral), demir cevheri (metal), rafine petrol (kimyasal), mısır (sebze)’ ihraç etmiştir (OEC, 2024).

1995 yılında Rusya, ilk beşte en fazla ‘ham petrol (mineral), ham alüminyum (metal), petrol gazı (mineral), rafine petrol (mineral), ham nikel (metal)’ ihracatında bulunmuştur. 2022 yılında Rusya’nın en çok ihraç ettiği ürünler, ‘ham petrol (kimyasal), petrol gazı (kimyasal), rafine petrol (kimyasal), kömür briketleri (mineral), altın (değerli metal)’ olmuştur (OEC, 2024).

1995 yılında Hindistan, sırasıyla en fazla ‘elmaslar (değerli metal), pirinç (sebze), perakende olmayan saf pamuk iplik (tekstil), örgü olmayan kadın takımları (tekstil), kabuklu (hayvansal) ürünler’ ihraç etmiştir. 2022 yılında Hindistan, sırasıyla ilk beşte ‘rafine petrol (kimyasal), elmaslar (değerli metaller), paketlenmiş ilaçlar (kimyasal), mücevherler (değerli metaller), pirinç (sebze)’ ihracatında bulunmuştur (OEC, 2024).

1995 yılında Çin, ‘sandık ve kasalar (hayvan postları), diğer oyuncaklar (çeşitli ürünler), örgü olmayan kadın takımları (tekstil), deri ayakkabı (ayakkabı ve şapkalar), örgü kazaklar (tekstil) en fazla ihraç ettiği ürünler arasında yer almıştır. 2022 yılında Çin, sırasıyla ‘yayincılık ekipmanları (makine), entegre devreler (makine), bilgisayarlar (makine), ofis makine parçaları (makine), yarı iletken aygıtlar (makine)’ ihraç etmiştir (OEC, 2024).

1995 yılında Güney Afrika’da en fazla ihracata konu olan beş ürün sırasıyla, ‘altın (değerli metal), kömür briketleri (mineral), elmaslar (değerli metal), platin (değerli metal), ferroalaşımlar (metal)’dır. 2022 yılında Güney Afrika, sırasıyla ilk beşte ‘altın (değerli metal), platin (değerli metal), kömür briketleri (mineral), arabalar (toplu taşıma), elmaslar (değerli metal)’ ihracatında bulunmuştur (OEC, 2024).

1995 yılında Türkiye ise, sırasıyla ilk beşte ‘örgü kazaklar (tekstil), ham demir çubuklar (metaller), örgü olmayan kadın takımları (tekstil), örgü tişörtler (tekstil), diğer kuruyemişler (sebze)’ ihraç etmiştir. 2022 yılına gelindiğinde Türkiye, sırasıyla ilk beşte ‘rafine petrol (kimyasal), arabalar (toplu taşıma), mücevherler (metal), motorlu taşıtlar-parçalar-aksesuarlar (toplu taşıma), teslimat kamyonları (toplu taşıma)’ ihracatında bulunmuştur (OEC, 2024).

1995 yılında en yüksek karmaşıklık düzeyine sahip ülkelerin ‘Brezilya, Rusya ve Güney Afrika’ olduğu görülmektedir. 1995 yılında en yüksek karmaşık düzeyine sahip Brezilya, dünya pazarında metal ve makine ürünleri ürettiği, aynı karmaşıklık düzeyi (0,53) ile Rusya ise mineral ve metal ürünler ürettiği görülmüştür. Güney Afrika (0,49), değerli metaller ve metal ürünler ihraç ederek 1995 yılında BRICS kurulmuş olsaydı, bu birliği oluşturan ülkeler arasında yüksek karmaşıklık düzeyine sahip ikinci ülke olacaktı. 2022 yılında en yüksek karmaşıklık düzeyine sahip ülkeler, ‘Çin, Türkiye ve Hindistan’ olduğu görülmektedir. 2022 yılında en yüksek karmaşıklık düzeyine sahip Çin’in (1,25) makine ürünleri ürettiği, Hindistan’ın (0,59) ise ikinci en yüksek karmaşıklık düzeyi ile değerli metaller ürettiği görülmüştür. Türkiye, 1995 yılında ağırlıklı olarak tekstil ürünleri ihraç ederken, 2022 yılına gelindiğinde, toplu taşıma araçları ürün grubu kapsamındaki ürünler ihraç etmiştir. 1995 ile 2022 yılları karşılaştırıldığında, Türkiye’nin teknoloji düzeyi yüksek ürünler ihraç ederek karmaşıklık düzeyinin yükseldiği görülmektedir.

3. VERİ VE YÖNTEM

Çalışmada, BRICS ülkeleri ile Türkiye’nin 1995-2022 yılları arası dönemde, ekonomik karmaşıklık düzeyinin iktisadi büyüme üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bu amaçla, çalışmaya ilişkin bir ekonometrik model kurulmuş ve bu model kapsamında veriler analiz edilmiştir. Çalışmanın bu kısmında, araştırmaya ait ampirik çalışmalar, veri seti, yöntem ve model açıklanacaktır.

3.1. Ampirik Çalışmalar

Ülkelerin ekonomik karmaşıklık endeksi (EKE-ECI) ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki, son yıllarda ciddi bir merak konusu haline gelmiştir. Ekonomik karmaşıklık düzeyi, bir ülkenin ürün çeşitliliğinde yaşadığı farklılıklar hakkında bilgiler sunmaktadır. Ekonomik karmaşıklık esasında, bir ülkeye ait ihracat ürünlerinin niteliklerinin, ülkenin rekabet gücüne ve büyümesine yönelik etkileri üzerine yoğunlaşmaktadır (Doyar ve Yaman, 2020: 42). Bu yoğunlaşmayı daha net açıklayabilmek için ülke örnekleri dahil edilerek, büyüme iktisadi ile karmaşıklık düzeyi arasındaki ilişki karşılaştırmalı nedensellik analizi yapılarak incelenmektedir.

Hidalgo ve Hausmann (2009) tarafından, panel veri analiz yöntemi ile yapılan çalışmada, iktisadi karmaşıklık ile büyüme arasında pozitif nitelikli bir ilişki olduğuna dair tespitte bulunmuşlardır.

Hausmann vd. (2013), 128 ülkenin 1978-2008 arası döneme ait verileri ile panel veri analiz yöntemini kullanarak, ekonomik karmaşıklık endeksinin büyüme üzerinde pozitif nitelikte bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Özgüzer ve Binatlı (2016), 1995-2010 yılları arası dönem için AB ülke grubunun ticari karmaşıklık ve büyüme ilişkisini, panel veri analiz yöntemi kullanarak test etmişlerdir. İlgili çalışmada, ticaret verileri ile incelenen karmaşıklık düzeyinin, büyüme üzerinde pozitif bir etkisi olduğunu belirlemişlerdir.

Stojkoski ve Kocarev (2017) tarafından, Güneydoğu ve Orta Avrupa’da yer alan on altı ülkenin 1995-2013 dönemine ait ekonomik karmaşıklık ile büyüme değerleri arasında bir ilişki olup olmama durumu, panel veri yöntemi ile araştırılmıştır. İlgili çalışmada, ekonomik karmaşıklık uzun dönemde büyümeyi açıklarken üretken bilginin ise kısa dönemde incelenen ülkelerin gelir düzeyini etkilemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Çeştepe ve Çağlar (2017), Türkiye’nin de içerisinde bulunduğu 86 ülkeye ait karmaşıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi, panel veri analiz yöntemi ile araştırmışlardır. Söz konusu çalışmada, ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerinde pozitif yönlü bir ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

Gala vd. (2018), 147 ülkenin 1979-2011 zaman aralığına ait verilerle ekonomik karmaşıklık, büyüme ve kalkınma arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yazarlar ilgili çalışmada, ekonomik karmaşıklığın büyüme ve kalkınma üzerinde negatif yönlü bir etkisi olduğuna dair tespitte bulunmuşlardır.

Soyyigit (2018), OECD ülkelerinin 1990-2016 yıllarına ait karmaşıklık ve kişi başı GSYH değerleri arasındaki ilişkiyi, panel eşbütünleşme analizi ile araştırmıştır. Soyyigit bu çalışmasında, genel anlamda karmaşıklığın büyüme üzerinde bir nedensellik oluşturmadığını; Avusturya, Kanada, Yunanistan, İrlanda ve ABD örneğinde pozitif, Norveç örneğinde ise negatif bir nedensellik olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Uçar vd. (2019), G-8 ülkelerine ait ihracat, kişi başına düşen gelir düzeyi ve karmaşıklık verileri kullanarak panel granger nedensellik analizi yapmışlardır. Yazarlar çalışmalarında, G-8 ülkelerinde kişi başına düşen gelirden iktisadi karmaşıklık düzeyine doğru, pozitif yönlü nedensellik ilişkisi belirlemişlerdir.

Soyyigit vd. (2019) tarafından, G-20 ülkelerinin incelendiği çalışmada; kişi başına düşen gelir, ihracat, sabit sermaye ve ekonomik karmaşıklık endeksi değerleri kullanılmıştır. İlgili çalışmada, panel veri analizi yapılmış olup nedensellik ilişkisi test edilmiştir. Çalışmada, G-20 ülkeleri içerisinde yer alan Brezilya, Almanya, Endonezya, Japonya, Meksika, Güney Kore, Türkiye ve ABD için karmaşıklık düzeyinin kişi başına düşen gelir üzerinde pozitif yönlü nedensellik ilişkisi olduğuna dair tespitte bulunulmuştur.

Boğa (2019), 1995-2017 arası dönem için Avrupa kıtasında bulunan 13 geçiş ülkesine ait ekonomik karmaşıklık ve büyüme değerleri arasında herhangi bir ilişki olup olmama durumunu incelemiştir. İlgili araştırmada, ülkeler iki grup halinde panel veri analiz yöntemi kullanılarak değerlendirilmiştir. Analize göre, ekonomik karmaşıklığın büyüme üzerindeki etkisi birinci grup ülkelerde pozitif yönlü olduğu; ikinci grup ülkelerde ise herhangi bir anlamlı ilişki olmadığı sonucu tespit edilmiştir.

Bayar (2022) tarafından, CIVETS ülkeleri için 1995-2019 arası döneme ait ekonomik karmaşıklık ve büyüme ilişkisi, Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi ile incelenmiştir. İlgili çalışmada, panelde yer alan tüm ülkeler ve Mısır ülke örneğinde karmaşıklık büyüme ilişkisinin çift yönlü olduğu; Vietnam, Kolombiya ve Türkiye için ise iktisadi büyümeden karmaşıklığa doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Endonezya örneğinde, ekonomik karmaşıklık endeksinden büyümeye doğru tek yönde nedensellik ilişkisi olduğu belirtilmiştir. Güney Afrika örneğinde ise karmaşıklık ile büyüme arasında nedensellik olmadığı bulgusuyla karşılaşılmıştır. Bayar (2022)'ın bu çalışmasında, belirli ülkelerin ekonomik karmaşıklık ve büyüme arasında nedensellik ilişkisi olduğu gözlenmiştir.

Türk (2023), BRICS ülkeleri ile Türkiye karşılaştırmasında 2000-2020 dönemi için ekonomik karmaşıklık, enerji tüketimi ve büyüme arasındaki ilişkiye Emirmahmutoğlu-Köse panel Granger nedensellik testi uygulamıştır. Ampirik bulgulara göre, ekonomik karmaşıklık düzeyinden enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çalışmanın sonucunda, enerjide dışa bağımlı ülkelerin ürün çeşitlendirmesine gitmeden istenilen büyüme seviyelerine ulaşamayacakları belirtilmiştir.

Literatür incelendiğinde, karmaşıklık ekonomisinin son yıllarda önem kazanmasıyla birlikte, ekonomik karmaşıklık düzeyi ile büyüme arasında; bazı çalışmalarda nedensellik ilişkisi olduğu, bazı çalışmalarda ise nedensellik ilişkisi olmadığı görülmektedir. Bu konudaki görüş ayrılıkları, analizlerde kullanılan ekonometrik testler ve örneklem farklılığından kaynaklanabilmektedir. Bu bağlamda çalışmada, BRICS ülkeleri ile Türkiye örneklemini, 1995-2022 dönemi için ekonomik karmaşıklık düzeyi ile büyüme arasındaki ilişki test edilmiştir.

3.2. Veri Seti

Bu çalışmada, BRICS grubu ülkeler ile Türkiye'nin 1995-2022 yıllarına ait verileri ile ekonomik karmaşıklık ve büyüme arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi test edilmektedir. Çalışmaya ait veriler; ekonomik karmaşıklık endeks değerleri, Harvard Ekonomik Karmaşıklık Atlas veri tabanından edinilmiştir. Kişi başına düşen GSYH (reel) (KBDG) değerleri ise Dünya Bankası veri tabanından alınmıştır.

Tablo 3. Modele Ait Değişkenler ve Tanımları

Değişken Adı	Değişken Sembolü	Açıklama	Cinsi	Kaynak
Kişi Başına Düşen Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH)	KBDG	2015 yılı sabit fiyatları ile hesaplanmış KBDG (reel) verileri	Milyon Dolar (\$)	Dünya Bankası (World Bank)
Ekonomik Karmaşıklık Endeksi	EKE	Ticaret verileri üzerinden hesaplanmış ekonomik karmaşıklık endeks verileri	Sayı	Harvard Ekonomik Karmaşıklık Atlası (Harvard's Atlas of Economic Complexity)

Kaynak: Tablo, yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 3'te çalışmaya ait değişkenlerin; sembolü, açıklaması, cinsi ve kaynağı verilmiştir. Çalışmaya ait veriler, Eviews 12 ve Stata 16 programlarında analiz edilmiştir. 3

3.2. Yöntem

Bu çalışmada, BRICS ülkeleri ve Türkiye'nin 1995-2022 yılları arası döneme ait, EKE ve KBDG değerleri kullanılarak, karmaşıklık büyüme ilişkisi panel veri analizi ile test edilmiştir.

Panel veriler, değişkenler arasındaki dinamik ilişkiler olarak tanımlanan değişimleri zaman, mekan, durum ve konu açısından birlikte inceleme olanağı sunmaktadır. Bir ekonometrik araştırmada, kısa ve uzun dönemli etkileri incelemede genel, dinamik bir yapıyı formüllerle ve tahminlerle ulaşılmasını sağlamaktadır (Çınar, 2021: 7-8).

Bu çalışmada, ekonomik büyüme ile karmaşıklık düzeyine ilişkin eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi; karşılaştırmalı bir öneri sunmak için panel veri analizi ile incelenecektir. Analiz yapılırken öncelikle yatay kesit bağımlılık sınama testleri ve homojenlik testi yapılacaktır. Ardından yatay kesit bağımlılık sınamasına göre, birim kök testi uygulanacaktır. Sonrasında, panel eşbütünleşme ve panel nedensellik testleri yapılacaktır.

Çalışmanın Ekonometrik Modeli

Bu çalışmada, ekonomik karmaşıklık endeksi (EKE) ile büyüme (KBDG) arasındaki ilişkiyi test etmek için kurulan model, denklem (9) ve (10)'da yer almaktadır.

$$\ln KBDG_{it} = \beta_{1i} + B_{11} \ln KBDG_{it} + B_{12} EKE_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (9)$$

$$EKE_{it} = \beta_{2i} + B_{21} EKE_{it} + B_{22} \ln KBDG_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (10)$$

İlgili panel VAR modelinde, “i” (i=1,...,6) kesit sayısını “t” (t=1995,...,2022) zaman aralığını ifade etmektedir.

4. AMPİRİK BULGULAR VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada panel veri analizine başlamadan önce, ilk olarak kesitler (ülkeler) arasında yatay kesit bağımlılık sınaması Breusch-Pagan (1980) LM testi ile incelenmiştir. Ardından serilere Pesaran-Yamagata (2008) Delta homojenlik testi uygulanmıştır. Durağanlık durumu, ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) CADF ve CIPS testleri ile sınanmıştır. I(1) seviyede durağan seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olup olmama durumu, ‘Gengenbach, Urbain ve Westerlund (GUW) (2016)’ panel eşbütünleşme testi ile tespit edilmiştir. Serilere ait eşbütünleşme katsayıları, panel Ortak İlişkili Etkiler (CCE) tahmicisi ile belirlenmiştir. Son olarak değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olup olmama durumu panel Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) nedensellik testi ile incelenmiştir.

Tablo 4. Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistikleri

Değişkenler	Açıklama(Birim)	Gözlem Sayısı	Standart S.	Ortalama	Min	Max
lnKBDG	Logaritması alınmış Kişi Başına Düşen Gelir (reel GSYH)	168	0,7795798	8,504299	6,426714	9,550741
EKE	Ekonomik Karmaşıklık Endeksi	168	0,3278918	0,393571	- 0,1780987	1,251918

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur.

BRICS-T ülkeleri arasında dengeli bir panel veri seti oluşturmak amacıyla, 6 ülkenin kesit verileri ve 28 yıllık bir zaman serisi verileri çalışmaya dahil edilmiştir. Çalışmanın gözlem sayısı 168’dir. BRICS-T ülkelerinin 1995-2022 arası dönem için; kişi başına düşen gelir (KBDG) katsayı ortalaması 8,50 iken, EKE katsayı ortalaması 0,39’dur.

4.1.Yatay Kesit Bağımlılık Testi

Panel veri analizinde, zaman serisi ve yatay kesit verileri bir arada kullanılmaktadır. Bu durum, zaman ve kesit veri boyutunun özelliklerinin bir arada incelenmesini zorunlu kılmaktadır. Bir panel veri analizine başlarken zaman boyutunda, zaman serileri analizinde görülen durağanlık probleminin çözülmesi gerekmektedir. Serilerin birbirleri ile herhangi bir bağlantı problemi olup olmadığı yatay kesit bağımlılık (CD-Cross Sectional Dependence) testi ile belirlenmektedir (Çınar, 2021: 4-5). Panel veri analizinde, durağanlık testleri yapılmasının ön koşulu, yatay kesit bağımlı olup olmama durumuna göre değişmektedir. Bu sebeple, durağanlık testi öncesinde yatay kesit bağımlılığı test edilmektedir.

Panel veri analizlerinde yatay kesit bağımlılık sınaması; Breusch-Pagan (1980) LM, Pesaran (2004) Scaled LM, Baltagi vd. (2012) Bias-corrected scaled LM ve Pesaran CD (2004) testleri ile ölçülmektedir. Bu testler, panel verilerin zaman boyutu (T) ve kesit boyutu (N) sayısına göre tercih edilmektedir. Panel veri analizinde; zaman boyutu (T), kesit boyutundan (N) büyük (T>N) olduğunda Breusch-Pagan (1980) LM testi; zaman boyutu (T), kesit boyutundan (N) küçük (T<N) olduğunda Pesaran (2004) CD testi uygulanmaktadır.

Çalışmada yatay kesit bağımlılık durumu, T>N koşulunda geçerli olan Breusch ve Pagan (1980) CDLM testi ile sınanmıştır. Breusch-Pagan (1980) LM testi, LM istatistiğine dayanmakta olup CDLM₁ şeklinde de gösterilmektedir (Pesaran, 2004):

$$CD_{LM} = CDLM_1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \quad (11)$$

(11) Denklem eşitliğinde, $\hat{p}_{ij}^2$ kalıntılara ait ikili korelasyonu tahmin etmektedir. $\hat{p}_{ij}$ 'yi oluşturan denklem ise (12) aşağıda gösterildiği şekildedir:

$$\hat{p}_{ij} = \hat{p}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (12)$$

İlgili (12) denklem eşitliğinde, $e_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i' x_{it}$ ifadesi şeklinde tanımlanmaktadır. u_{it} ise hata terimine ait En Küçük Kareler (EKK) tahmini olmaktadır. Bu bağlamda LM testi, T>N olması halinde geçerli bir testtir.

Tablo 5. Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Testler	Değişkenler			
	LnKBDG		EKE	
	Test İstatistiği	Olasılık (p)	Test İstatistiği	Olasılık (p)
Breusch-Pagan (1980) LM	366,5280	0,0000 * * * *	257,7604	0,0000 * * * *
Pesaran scaled (2004) LM	64,17994	0,0000	44,32179	0,0000
Baltagi vd. (2012) Bias-corrected scaled LM	64,06882	0,0000	44,21068	0,0000
Pesaran (2004) CD	19,12572	0,0000	-1,512486	0,1304

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur. Açıklama: Olasılık (p) * %1 (p<0,01), ** %5 (p<0,05) ve *** %10 (p<0,10) kritik anlamlılık düzeyidir. H_0 =Yatay kesit bağımlılık yoktur. H_1 = Yatay kesit bağımlılık vardır.

Tablo 5'te BRICS-T ülkelerine ait yatay kesit bağımlılık testlerine ilişkin sonuçlar verilmiştir. Yatay kesit bağımlılık durumu, Breusch ve Pagan (1980) tarafından önerilen ve T>N durumunda geçerli olan CDLM testi ile sınanmaktadır. İlgili çalışmada, Breusch-Pagan LM test sonuçları, olasılık değeri %1, %5 ve %10 kritik düzeyde anlamlı bulunmuştur. Anlamlılık düzeyinde, yatay kesit bağımlı olduğu tespit edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının olduğu H_0 hipotezi red edilerek, H_1 hipotezi kabul edilmiştir.

4.2. Homojenlik Testi

Panel veri analizinde, yatay kesit bağımlılık ve eğim parametrelerinin durumu, homojenlik testi ile belirlenmektedir. Bu çalışmada, homojenlik testi için “Pesaran Yamagata (2008) Delta” testi kullanılmıştır.

Pesaran-Yamagata (2008) Delta testi, eğim parametrelerinin homojenlik durumunu sınavan Swamy (1970) testinin geliştirilmesi ile elde edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının eğimine ait homojenlik durumunu sınavan delta testi, $N > T$ ve $T > N$ gibi geçerli varsayımlar altında uygulanmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008:51-54). Pesaran ve Yamagata (2008) delta testi, $Y_{it} = \alpha + \beta_{it} X_{it} + \varepsilon_t$ eşbütünleşme denkleminde eğim katsayılarının (β_i) farklı olup olmama durumunu, Delta ve düzeltilmiş Delta denklemleri ile göstermektedir. Pesaran-Yamagata (2008) Delta homojenlik testi formülü aşağıda belirtildiği şekildedir (Pesaran ve Yamagata, 2008:55):

$$\Delta = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} S-k}{\sqrt{2k}} \right) \approx \chi^2_k \quad (13)$$

$$\Delta_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} S-k}{v(T,k)} \right) \approx N(0,1) \quad (14)$$

Yukarıdaki (13) ve (14) denklemlerde yer alan sembollerden; N yatay kesit bağımlılığına ait sayıyı, S Swamy test istatistiğini, k açıklayıcı değişkene ait sayıyı ve v(T,k) standart hatayı temsil etmektedir.

Tablo 6. Pesaran Yamagata (2008) Delta Test Sonuçları

	Test İstatistiği	Olasılık (p)
Delta Testi	27,412	0,000
Düzeltilmiş Delta Testi (Adj.)	29,010	0,000

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur. **Açıklama:** Olasılık (p) * %1 ($p < 0,01$), ** %5 ($p < 0,05$) ve *** %10 ($p < 0,10$) kritik anlamlılık düzeyidir. $H_0 = \beta_i = \beta$ “Eğim katsayıları homojen dağılıma sahiptir”. $H_1 = \beta_i \neq \beta$ “Eğim katsayıları homojen dağılıma sahip değildir”. “Adj., delta test sonucunun düzeltilmiş halidir.”

Tablo 6’da Pesaran-Yamagata (2008) Delta testi ve düzeltilmiş delta testi sonuçları incelendiğinde, olasılık değerleri %1, %5 ve %10 kritik anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Değişkenlerin homojen dağılıma sahip olduğunu ifade eden H_0 hipotezi reddedilmiştir. H_1 hipotezi kabul edilerek eğim parametrelerinin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Çalışmada birim kök testi öncesinde, modele ait uygun gecikme uzunluğu belirlenmiştir.

Tablo 7. Gecikme Uzunluğu Sonuçları

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-161,4988	NA	0,052299	2,724980	2,771438	2,743846
1	401,0587	1096,987	4,74e-06	-6,584311	-6,444937	-6,527711
2	415,9105	28,46595*	3,95e-06*	-6,765175*	-6,532884*	-6,670840

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur. **Açıklama:** Lag: Gecikme sayısı; LogL: Gecikme değeri, LR: Test istatistiği; FPE: Son kestirim hatası, AIC: Akaike bilgi kriteri, SC: Schwarz bilgi kriteri, HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteridir.

Tablo 7’de modele ait uygun gecikme uzunluğu sonuçları verilmiştir. Modelde uygun gecikme uzunluğu, Akaike Bilgi Kriteri’ne (AIC) göre “2” olarak belirlenmiştir.

4.3.Birim Kök Testi

Panel veri analizinde, yatay kesit bağımlılığına göre belirlenen durağanlık, seriler arasında sahte regresyon sorunu oluşmaması için önem arz etmektedir. Ekonometrik bir analizde durağanlık testi, birim kök testleri ile ölçülmektedir. Bu çalışmada, yatay kesit bağımlılığı ve heterojenite altında “Pesaran (2007) CADF testi” ile ikinci nesil birim kök testi yapılmıştır.

Pesaran (2007) ikinci nesil birim kök testi, yatay kesit genişletilmiş Dickey-Fuller (CADF) testidir. CADF testi, $N > T$ ve $T > N$ her iki durumda da kullanılabilir. CADF testi, panel veri analizlerinde hem panelin geneli hem de her bir birim için ayrı ayrı birim kök hesaplaması yapmaktadır. CADF testi, panel genelindeki birim kök testi sonuçları, her birim için test istatistiklerine ait ortalamaların alınmasıyla hesaplandığında CIPS testi olarak ifade edilmektedir (Pesaran, 2007).

Pesaran tarafından geliştirilen CADF ve CIPS ikinci nesil birim kök testi, basit dinamik doğrusal ve heterojen panel veri modeline göre oluşturulmuştur. İlgili modelde, i ($i=1, \dots, N$) yatay kesit birimlerini, t ($t=1, \dots, T$) ise zaman birimlerini temsil etmektedir. CADF test istatistiği, $t_i(N, T)$ formülü aşağıda belirtildiği şekildedir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_{t-1} + e_{it} \quad (14)$$

$$t_i = (N, T) = \left(\frac{\Delta y_i \bar{M}_{wy_{i-1}}}{\sigma(y'_{i-1} \bar{M}_{wy_{i-1}})^{1/2}} \right) \quad (15)$$

Panele ait CIPS istatistik hesaplaması (16) numaralı denklemlerle elde edilmektedir:

$$\text{CIPS}(N, T) = \bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (16)$$

Tablo 8. lnKBDG Değişkeni CADF-CIPS Panel Birim Kök Test Sonuçları

lnKBDG Değişkeni CADF Sonuçları						
Ülkeler	Düzy Sabitli Model			Birinci Fark Sabitli Model		
	Gecikme Sayısı	CADF Test İstatistiği	Olasılık	Gecikme Sayısı	CADF Test İstatistiği	Olasılık
Brezilya	1	-1,82076	$\geq 0,10$	0	-2,55349	$\geq 0,10$
Rusya	1	-1,93109	$\geq 0,10$	0	-3,59208	$< 0,05^{**}$
Hindistan	0	-1,51645	$\geq 0,10$	0	-4,65024	$< 0,01^{*}$
Çin	2	-1,22477	$\geq 0,10$	1	-2,46850	$\geq 0,10$
Güney Afrika	1	-1,76259	$\geq 0,10$	0	-3,86084	$< 0,05^{**}$
Türkiye	2	-2,91547	$\geq 0,10$	0	-3,85866	$< 0,05^{**}$
İstatistik	CADF Test İstatistik			CADF Test İstatistik		
%1	-4,18			-4,21		
%5	-3,38			-3,39		
%10	-2,98			-2,98		
lnKBDG Değişkeni Panel Geneli CIPS Sonuçları						
İstatistik	Düzy Sabitli Model			Birinci Fark Sabitli Model		
	CİPS Test İstatistik	Olasılık (p) Değeri		CİPS Test İstatistik	Olasılık (p) Değeri	
CİPS	-1,86186	$\geq 0,10$		-3,49730	$< 0,01^{*}$	
%1	-2,58	-		-2,58	-	
%5	-2,33	-		-2,33	-	
%10	-2,21	-		-2,21	-	

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur. **Açıklama:** Olasılık (p) * %1 ($p < 0,01$), ** %5 ($p < 0,05$) ve *** %10 ($p < 0,10$) kritik anlamlılık düzeyidir. AIC bilgi kriterine göre test edilmiştir. H_0 = “Düzeyde durağandır.” H_1 = “Düzeyde durağan değildir.”

Tablo 8’de lnKBDG değişkenine ait Pesaran (2007) CADF ve CIPS panel birim kök test sonuçları verilmiştir. Test bulgularına göre, CADF sabitli modelde, BRICS-T ülkelerine ait serilerin 0,10 anlamlılık düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Birinci farkları alındığında, sabitli modelde BRICS-T ülke grubunda Rusya, Güney Afrika ve Türkiye’nin 0,05 anlamlılık düzeyde durağan olduğu, Hindistan’ın 0,01 anlamlılık düzeyde durağan olduğu tespit edilmiştir. Panel geneline CIPS test istatistikleri incelendiğinde ise, sabitli modelde durağan olmayan serilerin, birinci düzeyde farkı alındığında 0,01 anlamlılık düzeyinde durağanlaşmaktadır. Sonuç olarak, lnKBDG I(1) seviyede eşbütünlük derecesine sahiptir.

Tablo 9. EKE Değişkeni CADF-CIPS Panel Birim Kök Test Sonuçları

EKE Değişkeni CADF Sonuçları						
------------------------------	--	--	--	--	--	--

Ülkeler	Düzy Sabitli Model			Birinci Fark Sabitli Model		
	Gecikme Sayısı	CADF Test İstatistiği	Olasılık (p)	Gecikme Sayısı	CADF Test İstatistiği	Olasılık (p)
Brezilya	0	-0,65160	$\geq 0,10$	0	-6,16709	$< 0,01^*$
Rusya	1	-2,77610	$\geq 0,10$	2	-1,79488	$\geq 0,10$
Hindistan	1	-0,36043	$\geq 0,10$	0	-3,62952	$< 0,05^{**}$
Çin	1	-4,05906	$> 0,05^{**}$	2	-2,84130	$\geq 0,10$
Güney Afrika	1	-1,91240	$\geq 0,10$	1	-4,76464	$< 0,01^*$
Türkiye	0	-1,47444	$\geq 0,10$	0	-3,25139	$< 0,10^{***}$
İstatistik	CADF Test İstatistik			CADF Test İstatistik		
%1		-4,18			-4,21	
%5		-3,38			-3,39	
%10		-2,98			-2,98	
EKE Değişkeni Panel Geneli CIPS Sonuçları						
İstatistik	Düzy Sabitli Model		Olasılık (p) Değeri	Birinci Fark Sabitli Model		Olasılık (p) Değeri
	CİPS Test İstatistik			CİPS Test İstatistik		
CİPS	-1,87234		$\geq 0,10$	-3,74147		$< 0,01^*$
%1	-2,58		-	-2,58		-
%5	-2,33		-	-2,33		-
%10	2,21		-	-2,21		-

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur. **Açıklama:** Olasılık (p) * %1 ($p < 0,01$), ** %5 ($p < 0,05$) ve *** %10 ($p < 0,10$) kritik anlamlılık düzeyidir. AIC bilgi kriterine göre test edilmiştir. H_0 = “Düzeyde durağandır.” H_1 = “Düzeyde durağan değildir.”

Tablo 9’da EKE değişkenine ait Pesaran (2007) CADF ve CIPS panel birim kök test sonuçları verilmiştir. Test bulgularına göre, CADF sabitli modelde BRICS-T ülkeleri içerisinde Çin 0,05 anlamlılık düzeyde durağan iken, diğer ülkelere ait serilerin ise 0,10 anlamlılık düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Birinci farkları alındığında, sabitli modelde Brezilya’nın ve Güney Afrika’nın 0,01 anlamlılık düzeyde, Hindistan’ın 0,05 anlamlılık düzeyde, Türkiye’nin ise 0,10 anlamlılık düzeyde serileri durağan hale gelmektedir. Panel geneli CIPS test istatistikleri incelendiğinde ise, sabitli modelde durağan olmayan seriler, birinci düzeyde farkı alındığında 0,01 anlamlılık düzeyinde durağanlaşmaktadır. Sonuç olarak, EKE I(1) seviyede eşbütünleşme derecesine sahiptir.

Tablo 8 ve Tablo 9’da verilen Pesaran (2007) CADF ve CIPS test sonuçlarına göre, değişkenlerin her ikisi de (birinci farkı alındığında) I(1) seviyede eşbütünleşme derecesine sahiptir. Bu bağlamda, iki değişken arasında uzun dönemli ilişki olup olmama durumu incelenmesi gerekmektedir.

4.4. Panel Eşbütünleşme Testi

Değişkenler birim kök içerdiğinde, seriler arasında uzun dönemde herhangi bir ilişki olup olmama durumu araştırılmaktadır. Panel veri analizlerinde değişkenler, I(1) seviyede eşbütünleşme aşamasında olması sebebiyle, panel eşbütünleşme testleri uygulanmaktadır. Literatürde, yatay kesit bağımlılığı ve heterojenite altında birim kök testi sonuçlarına göre I(1) seviyede bütünleşme derecesi olan serilere ‘Gengenbach, Urbain ve Westerlund (GUW)’ panel eşbütünleşme testi önerilmektedir. Bu çalışmada, birinci mertebeye durağan serilere Gengenbach vd. (2016) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. GUW panel eşbütünleşme testi, seriler seviyede I(0) ya da birinci seviyede I(1) durağan olduğu her iki durumda da, uygulanabilen bir testtir.

Gengenbach vd. (2016), ortak stokastik eğilimlere sahip ekonometrik bir modelin hata düzeltilmesi olmayan sıfır hipotezini belirlemek amaçlı bazı testler geliştirmişlerdir. GUW (2016) testi modeline ait formüller, sırasıyla aşağıda belirtilmiştir (Gengenbach vd., 2016):

$$\Delta y_i = d\delta_{y.xi} + a_{yi}y_{i,-1} + w_{i,-1}y_i + v_i\Pi_i + \varepsilon_{y.xi} = a_{yi}y_{i,-1} + g_i^d\lambda_i + \varepsilon_{y.xi} \quad (17)$$

(17) Numaralı denklemde, en küçük kareler (EKK-OLS) t istatistiği temel hipotez $H_0 : a_{yi}=0$, (T-1-p)×(T-1-p) izdüşüm matrisi olarak hesaplandığında, aşağıdaki (18) numaralı denklem ile elde edilmektedir:

$$M_A = I_{T-1-p} - A(A'A)^{-1}A' \quad (18)$$

(T-1-p) sıralı bir A matrisi olarak kabul edilirse, bu doğrultuda en küçük kareler tahmincisi a_{yi} ve varyansı (19) numaralı denklemle verilmektedir:

$$\hat{a}_{yi} = \frac{\sum_{i=1}^T \hat{y}_{i-1} M_{gi} d\Delta y_i}{\sum_{i=1}^T \hat{y}_{i-1} M_{gi} d\Delta y_{i-1}} \quad \hat{a}_{\hat{a}yi}^2 = \frac{\hat{a}_{y.xi}^2}{\sum_{i=1}^T \hat{y}_{i-1} M_{gi} d\Delta y_{i-1}} \quad (19)$$

$$\hat{a}_{\hat{a}yi}^2 = T^{-1}(\Delta y_i - \hat{a}_{yi} y_{i-1})' M_{gi} d(\Delta y_i - \hat{a}_{yi} y_{i-1}) \quad (20)$$

Söz konusu denklemlere ait parametre vektörü c_i , T'ye ait test istatistiğindeki gösterimi $T_{ci}(a,b)$ 'dir. $a(b) F_t(f_{i,t})$ ise denklemde nasıl açıklandığını göstermektedir. T istatistiği, temel hipotez $H_0 : a_{yi}=0$ olarak aşağıdaki denklemdeki gibi ifade edilmektedir:

$$Ta_{yi}(F,0) = \frac{\hat{a}_{yi}}{\sigma \hat{a}_{yi}} \quad (21)$$

Panel veri analizinde, yatay kesit birimlere ait test ortalamaları, en az bir i için temel hipotez $H_0 : a_{yi}<0$ koşulunda aşağıdaki denklem aracılığıyla belirlenmektedir (Gengenbach vd., 2016):

$$\check{T}_c = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N T_{ci} \quad (22)$$

GUW testi, hipotez kurulurken p olasılık değeri “p>0,01” durumuna göre değerlendirilmektedir. Olasılık değeri (p), 0,01'den büyük olduğunda eşbütünleşme yoktur. Olasılık değeri (p), 0,01'den küçük olduğunda eşbütünleşme olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Gengenbach vd., 2016).

Tablo 10. Gengenbach, Urbain ve Westerlund (GUW) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

EC-Test			
d.y	Katsayı	T-bar	Olasılık (p)
y(t-1)	-0,749	-3,582	<=0,01 *

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur. **Açıklama:** Olasılık (p) * %1 (p<0,01), kritik anlamlılık düzeyidir. $H_0 = p<0,01$ ise eşbütünleşme ilişkisi vardır. $H_1 = p>0,01$ ise eşbütünleşme ilişkisi yoktur. $H_0 =$ “Eşbütünleşme ilişkisi vardır.” $H_1 =$ “Eşbütünleşme ilişkisi yoktur.”

Tablo 10'daki GUW panel eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, olasılık değeri 0,01 olduğu için H_0 kabul edilmektedir. Çalışmanın tüm kesitleri arasında eşbütünleşme olduğu görülmektedir.

4.5. Panel Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayısı

Yatay kesit bağımlılığı ve hetorejenite altında birinci seviyede durağanlaşan ve aralarında eşbütünleşme bulunan serilere ait modelin uzun döneme ait eşbütünleşme vektörü bulunmaktadır. Modele ait söz konusu uzun dönem eşbütünleşme vektörü, Ortak İlişkili Etkiler Modeli (Common Correlated Effects Model-CCE) ile belirlenmektedir. CCE modeli, uzun dönemde eşbütünleşme katsayısını tahmin etmektedir. Panel veri analizinde CCE modeli, N>T ve T>N her iki durumda kullanılmaktadır (Pesaran, 2006).

CCE testi formülü, panel veri regresyon modeline dayanmaktadır. Panel CCE modeli denklemi aşağıda belirtildiği şekildedir (Pesaran, 2006):

$$y_{it} = a_i d_t + \hat{b} x_{it} + e_{it} \quad (23)$$

$$e_{it} = \gamma f_t + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

Söz konusu yukarıdaki denklem (23) d, (sabit, trend vb.) gözlemlenebilir ortak etkileri temsil etmektedir. Yukarıdaki denklem (24) f ise gözlemlenemeyen ortak etkileri açıklamaktadır. CCE tahminçileri, seriler $I(0)$ ya da $I(1)$ olduğu her iki koşulda da hesaplanabilmektedir (Pesaran, 2006).

Değişkenlerin uzun dönemde regresyon katsayılarına ait tahminde bulunmak amacıyla CCE modeli, iki farklı tahminci geliştirmiştir. Söz konusu tahminçiler; Ortak İlişkili Etkiler Ortalama (CCEMG) ve Ortak İlişkili Etkiler Havuzlanmış (CCEP) tahminçilerdir. CCEMG ve CCEP tahminçilerine ait eşbütünleşme katsayı hesaplamaları aşağıda belirtildiği şekildedir (Pesaran, 2006):

$$\hat{\alpha}_{CCEMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\alpha}_i \quad (25)$$

$$\alpha_{CCEMG} = (\sum_{i=1}^N \theta_i x_i M_w x_i)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i x_i M_w x_i \quad (26)$$

Tablo 11. Panel CCE Modeli Sonuçları

Bağımlı Değişken lnKBDG	Katsayı	Standart Sapma	Z İstatistik	Z Olasılık
Bağımsız Değişken EKE	0,0429042	0,0951759	0,45	0,652

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur.

Tablo 11'deki panel CCE test sonucuna göre, kişi başına düşen gelir değişkenine ve ekonomik karmaşıklık endeksine ait katsayı değerleri, 0 ile 1 arasında olup teori ile uyumludur. Kişi başına düşen gelir (büyüme) ile ekonomik karmaşıklık birbiriyle ilişkili değişkenlerdir. Modelin katsayı değerleri, %95 güven aralığında anlamlıdır. KBDG'de bir birimlik değişim, EKE'yi 0,04 oranında değiştirmektedir. Model için hesaplanan katsayı değeri, incelenen örneklem için anlamlıdır.

4.6. Panel VECM Nedensellik Testi

Ekonometrik bir modelde meydana gelen nedensellik ilişkisini açıklamak için panel Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model-VECM) kullanılmaktadır. Panel VECM, bir hata düzeltme modeli olup değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri açıklamaktadır. Panel VECM nedensellik denklemi, aşağıda belirtildiği şekildedir:

$$\Delta \ln KBDG_{it} = \sigma_{1i} + \sum_{p=1}^k \sigma_{11ip} \Delta \ln KBDG_{it-p} + \sum_{p=1}^k \sigma_{12ip} \Delta EKE_{it-p} + \varphi_{1i} \dot{\epsilon}_{it-1} + u_{1it} \quad (27)$$

$$\Delta EKE_{it} = \sigma_{2i} + \sum_{p=1}^k \sigma_{21ip} \Delta EKE_{it-p} + \sum_{p=1}^k \sigma_{22ip} \Delta \ln KBDG_{it-p} + \varphi_{2i} \dot{\epsilon}_{it-1} + u_{2it} \quad (28)$$

Yukarıdaki (27) ve (28) numaralı denklemlerde yer alan k optimal gecikme uzunluklarını, $\dot{\epsilon}_{it}$ ise eşbütünleşme katsayılarına ait artık terimleri göstermektedir. Panel VECM'ye göre, değişkenlerin kısa dönemli nedensellik ilişkisi Wald testi ile belirlenmektedir. Değişkenlerin uzun dönemli nedensellik ilişkisi ise hata düzeltme katsayısı (φ) ECT (Coint Eq1, Hata düzeltme) ile belirlenmektedir.

Tablo 12. Panel VECM Modeli Nedensellik Test Sonuçları

Kısa Dönemde Nedensellik		
Hipotez	Ki-Kare	Olasılık
lnKBDG granger nedeni değildir EKE	0,331703	0,8472
EKE granger nedeni değildir lnKBDG	6,355892	0,0417
Uzun Dönemde Nedensellik		
$\Delta \ln KBDG$	Coint Eq1 (ECT(-1))	ΔEKE
		-0,010871 (0,00324) [-3,35106]*
		$\Delta \ln KBDG$

AEKE	Coint Eq1 (ECT(-1))	0,004582 (0,00579) [0,79184]
------	---------------------	------------------------------------

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur. **Açıklama:** Tabloda parantez içerisinde verilen değerler 'standart hata değerlerini', köşeli parantez içerisinde yer alan değerler ise 't-istatistik değerlerini' belirtmektedir. 'T' istatistik değerleri 1,96 tablo değeri '*' karşılaştırılarak değerlendirilmelidir.

Tablo 12'de panel VECM modelin nedensellik testi sonuçları verilmiştir. Çalışmanın nedensellik testi sonuçları incelendiğinde kısa dönemde; ekonomik karmaşıklık düzeyinden kişi başına düşen gelire (büyümeye) doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu, fakat kişi başına düşen gelirden (büyümeden) ekonomik karmaşıklık düzeyine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı görülmektedir. Uzun dönemde t istatistik tablo değerine göre; kişi başına düşen gelirden ekonomik karmaşıklık düzeyine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Ancak uzun dönemde, ekonomik karmaşıklık düzeyinden kişi başına düşen gelire doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır.

Tablo 13. Panel VECM Nedensellik İlişkisi

Kısa Dönem	EKE	→KBDG (Ekonomik Büyüme)
Uzun Dönem	KBDG (Ekonomik Büyüme)	→EKE

Kaynak: Tablo, yazar tarafından analiz programında yer verilen sonuçlara göre oluşturulmuştur.

Tablo 13'te BRICS ülkeleri ve Türkiye karşılaştırmasında, ekonomik karmaşıklık düzeyi ile büyüme ilişkisine dair nedensellik ilişkisi özetlenmiştir. BRICS-T ülkeleri örneğinde, kısa dönemde ekonomik karmaşıklığın, ekonomik büyümeyi açıklamada tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu; uzun dönemde ise ekonomik büyümenin, ekonomik karmaşıklığı açıklamada tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

5. SONUÇ

İktisadi karmaşıklık düzeyinin büyüme üzerindeki olumlu etkisine yönelik tespitler, son yıllarda bu konuya olan önemi giderek artırmıştır. Ekonomik karmaşıklık düzeyi, ülkelerin üretim yapıları hakkında bilgi sağlamanın yanında, ülkelere geleceğe yönelik büyüme tahmininde bulunma imkânı sunmaktadır. Karmaşıklık endeksinin iktisadi büyüme üzerindeki etkilerine yönelik yapılan çalışmaların gündeme gelmesi, farklı dönemlerde çeşitli ülke örneklerini incelemeyi zorunlu hale getirmiştir.

Türkiye, BRICS ülkeleri ile karşılaştırıldığında (daha BRICS ülke birliği kurulmamışken) 1995 yılında 5.702 dolar ile ikinci sıradayken, 2022 yılına gelindiğinde Türkiye (14.055 dolar ile), hem dünya ortalamasının hem de BRICS ülke grubuna göre en yüksek KBDG düzeyine sahip ülke konumundadır. Karmaşıklık düzeyi açısından Türkiye, BRICS ülkeleri ile karşılaştırıldığında, 1995 yılında (-0,18 değer ile) son sırada, 2022 yılında (0,66 değer ile) ikinci sırada yer almaktadır. Türkiye 28 yıllık süreçte, ekonomik karmaşıklık ve büyüme değerleri artış gösteren bir ülkedir.

Bu çalışmada, 1995-2022 döneminde BRICS ülkeleri ve Türkiye karşılaştırmasında, ekonomik büyüme ve karmaşıklık düzeyi arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek amacıyla, panel VECM nedensellik analizi yapılmıştır. Seriler arasındaki durağanlığı test etmek için öncelikle yatay kesit bağımlılığı araştırılmıştır. Çalışmada incelenen Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye her ne kadar birbirlerinden farklı coğrafyalarda, farklı sosyo-ekonomik yapılara sahip olsalar da, söz konusu ülkeler arasında büyüme ve karmaşıklık değerlerinde bağımlılık ilişkisi tespit edilmiştir. Yatay kesit bağımlılık testi sonrasında, Pesaran-Yamagata delta homojenlik testi yapılmıştır. Serilerin heterojen bir dağılıma sahip olması sonucunda, yatay kesit bağımlılığı altında ikinci nesil birim kök testleri uygulanmıştır. İkinci nesil birim kök testi Pesaran CADF testine göre, seriler durağan hale getirilmiştir. I(1) seviyede durağanlaşan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Gengenbach, Urbain ve Westerlund (GUW) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testine göre değişkenler arasında uzun dönemde bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Eşbütünleşik modelin, uzun dönem eşbütünleşme vektörü Ortak İlişkili Etkiler Modeli (Common Corelated Effects Model-CCE) ile tespit edilmiştir. CCE test sonucuna göre, kişi başına düşen gelir (büyüme) ve ekonomik karmaşıklık düzeyi katsayı değerleri, teoriye uygun olarak 0 ile 1 arasında olduğu görülmektedir. Bu bağlamda, kişi başına düşen gelir (büyüme) ile ekonomik karmaşıklık birbiriyle ilişkili değişkenlerdir. Modelin katsayı değerleri %95 güven aralığında anlamlıdır. Büyümede (KBDG) bir birimlik gerçekleşen değişim, EKE'yi 0,04 oranında değiştirmektedir.

Eşbütünleşme ilişkisi ve katsayı değerleri tespiti sonrasında, panel VECM nedensellik analizi yapılmıştır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, BRICS ülkeleri ve Türkiye karşılaştırmasında, panel genelinde kısa dönemde, ekonomik karmaşıklık düzeyinden kişi başına düşen gelire (büyümeye) doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Fakat, kısa dönemde kişi başına düşen gelirden (büyümeden) ekonomik karmaşıklık düzeyine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Uzun dönemde, kişi başına düşen gelirden (büyümeden) ekonomik karmaşıklık düzeyine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Fakat, uzun dönemde ekonomik karmaşıklık düzeyinden kişi başına düşen gelire (büyümeye) doğru nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

Sonuç olarak, BRICS-T ülkeleri örneğinde, kısa dönemde ekonomik karmaşıklık endeksinin ekonomik büyümeyi açıklamada tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu; uzun dönemde ise ekonomik büyümenin, ekonomik karmaşıklığı açıklamada tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

Söz konusu BRICS ülkeleri ile Türkiye; coğrafi, demografik, sosyo-kültürel, tarihsel ve siyasi farklılıklara sahip olabilirler. Ancak iktisadi açıdan Türkiye, gelecekte BRICS ülke birliğine dâhil edilirse, ekonomik olarak uyum sağlayabilecektir. Türkiye, 1995-2022 yılları arası süreçte, 1995 yılında tekstil üretimi ağırlıklı üretim yapısından, 2022 yılına gelindiğinde toplu taşıma araçları üretimine yönelerek karmaşıklık düzeyini yükseltmiştir. 1995 yılında Brezilya, Rusya ve Güney Afrika, yüksek karmaşıklık düzeyleri ile dünya pazarında metal ve makine ürünleri üretirken, 2022 yılında 1995 yılında yakaladıkları üretim yapısını yakalayamamışlardır. BRICS ülke birliği kurulduktan sonraki süreçte, 2022 yılında Çin makine ürünlerine, Hindistan değerli metal ürünleri üretimine yönelerek karmaşıklık düzeyleri yüksek ürünler ihraç etmişlerdir. Bu durum, Çin ve Hindistan'ın son yıllarda teknoloji yoğun üretime yöneldiklerini göstermektedir. BRICS ülkeleri arasında Çin ve Hindistan'ın son yıllarda yaşadığı üretim yapısındaki değişim, Türkiye örneğinde de gözlenmektedir. Türkiye, daha fazla teknoloji yoğun ürünlere yönelirse, ilerleyen dönemde BRICS üyesi olabilir. Türkiye, BRICS üyesi olması durumunda ise karmaşıklık düzeyi yüksek, bilgi ve teknolojiye dayalı ürün üretimi ile teknoloji üreticisi ülke konumuna gelebilir. Bu bağlamda, BRICS ülkeleri, Türkiye'yi yakın bir gelecekte birliklerine dâhil ederlerse, karmaşıklık düzeyi yüksek ürünlere erişimleri kolay olabilecektir.

KAYNAKÇA

- 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.
- Bayar, İ., (2022), "Ekonomik Karmaşıklık İndeksi ve Ekonomik Büyüme: CIVETS Ülkelerinden Ampirik Kanıtlar", *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 36, 237-251.
- Boğa, S., (2019), "Ekonomik Karmaşıklık Seviyesinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Geçiş Ülkeleri İçin Bir Panel Zaman Serisi Analizi", *Akademik Hassasiyetler*, 6 (12), 357-386.
- Breusch, T., S. ve Pagan, A., R., (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Çeştepe, H. ve Çağlar, O., (2017), "Ürün Sofistikasyonu ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Veri Analizi", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, ICMEB17 Özel Sayısı, 992-1000.
- Çınar, M. (2021). *Panel Veri Ekonometrisi Stata ve Eviws Uygulamalı*, Bursa: Ekin Yayınevi.

- Doğan, D., (2021), Demokrasi Göstergelerinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: BRICS-T Ülkelerinden Ampirik Bulgular, Yüksek Lisans Tezi, Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Edirne.
- Doyar, B., V. ve Yaman, H., (2020), “Ekonomik Karmaşıklık Endeksi, Gelir ve Yüksek Teknoloji İhracatı Arasındaki Karşılıklı İlişkilerin Analizi: Türkiye Örneği”, *Pearson Journal of Social Sciences and Humanities*, 5 (8), 41-52.
- Durlauf, S., N., (1998), “What Should Policymakers Know About Economic Complexity”, *The Washington Quarterly*, 21 (1), 155-165.
- Gala, P., Rocha, I. ve Magacho, G., (2018), “The Structuralist Revenge: Economic Complexity As An Important Dimension To Evaluate Growth And Development”, *Brazilian Journal of Political Economy*, 38 (2), 219-236.
- Gengenbach, C., Urbain, J.-P. ve Westerlund, J., (2016), “Error Correction Testing in Panels with Common Stochastic Trends”, *Journal of Applied Econometrics*, 31 (6), 982–1004.
- Hausmann, R., Hidalgo, C., A., Bustos, S., Coscia, M., Simoes, A. ve Yıldırım, M., A., (2013), “The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity”, Center for International Development at Harvard University and Macro Connections MIT Media Lab, https://growthlab.hks.harvard.edu/files/growthlab/files/atlas_2013_part1.pdf, (Erişim Tarihi:10 Eylül 2024).
- Hidalgo, C., A. ve Hausmann, R., (2009), “The Building Blocks Of Economic Complexity”, *Proceedings of the National Academy of Sciences (PNAS)*, 106 (26), 10570-10575.
- Howell, J., (2023), “BRICS: Hangi ülkeler üye, grubun amacı ne?”, *BBC Türkçe Haber*, <https://www.bbc.com/turkce/articles/c0j3zwvjw3jo>, (Erişim Tarihi: 10 Eylül 2024).
- Inoua, S., (2023), “A Simple Measure of Economic Complexity”, *Research Policy*, 52 (7), 1-10.
- Özgüzer, G., E. ve Binatlı, A., O., (2016), “Economic Convergence in the EU: A Complexity Approach”, *Eastern European Economics*, 54 (2), 93-108.
- Pesaran, M., H., (2007), “A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence”, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, M., H., (2006), “Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure”, *Econometrica*, 74, 967-1012.
- Pesaran, M., H., (2004), “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, *IZA Discussion Paper No. 1240*, 1-39.
- Pesaran, M., H. ve Yamagata, T., (2008), “Testing Slope Homogeneity in Large Panels”, *Journal of Econometrics*, 142 (1), 50-93.
- Soyyigit, S., (2018), “OECD Kurucu Ülkelerinde Ekonomik Kompleksite Düzeyi ile Kişi Başına Düşen GSYH Arasındaki İlişki: Panel Eşbütünleşme Analizi”, *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 21 (2), 374-392.
- Soyyigit, S., Topuz, H. ve Özekicioğlu, H., (2019), “Ekonomik Kompleksite, İhracat ve Sabit Sermaye Yatırımlarının Kişi Başına Düşen Gelir Üzerindeki Etkisi: G-20 Ülkeleri Örneği”, *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6 (2), 393-407.
- Stojkoski, V. ve Kocarev, L., (2017), “The Relationship Between Growth and Economic Complexity: Evidence from Southeastern and Central Europe”, *Munich Personal RePEc Archive (MPRA Paper 77837)*, 1-25.

- The Observatory of Economic Complexity (OEC), (2024), “Complexity Rankings”, <https://oec.world/en/rankings/eci/hs4/hs92?tab=ranking>, (Erişim Tarihi: 1 Ekim 2024).
- Türk, M., M., (2023), “Ekonomik Karmaşıklık Düzeyinin Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme ile İlişkisi: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Panel Veri Analizi”, Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 24(4), 131-152.
- Türkcan, B. (2018). Karmaşıklık Ekonomisi “Diğer Her Şey Sabit Değilken”, Ankara: İmaj Yayınevi.
- Uçar, M., Soyyiğit, S. ve Nişancı, M., (2019), “Ülkelerin İktisadi Gelişmişlik ve İktisadi Karmaşıklık Düzeyleri Arasındaki İlişki: G8 Ülkeleri Örneği”, C.Ü.İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 20 (1), 138-148.
- World Bank, (2024a), Population, GDP, GDP per capita, <https://data.worldbank.org/?locations=TR-BR-RU-IN-CN-ZA>
https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?_gl=1%2A12zreim%2A_gcl_au%2AMTA2MzMwNTE2OS4xNzI2MjU2MjI4, (Erişim Tarihi: 10 Ekim 2024).
- World Bank, (2024b), GDP, <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>, (Erişim Tarihi: 10 Ekim 2024).
- Yalta, A., Y. ve Yalta, T., (2021), “Determinants of Economic Complexity in MENA Countries”, Journal of Emerging Economies and Policy (JOEEP), 6 (1), 5-16.