

EKOIST Journal of Econometrics and Statistics

Araştırma Makalesi | Research Article

 Açık Erişim | Open Access

Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Belirleyicileri: BRICS-T Ülkeleri Örneği

Determinants of Renewable Energy Consumption: Case of BRICS-T Countries



Esra Topaloğlu¹  & Çiğdem Demir Toker² 

¹ Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Bölümü, Antalya, Türkiye

² Akdeniz Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Antalya, Türkiye

Öz

Hızla büyüyen ekonomileri ve nüfuslarıyla BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerinin enerjiye olan ihtiyacı gün geçtikçe artmaktadır. Bu ihtiyacı gidermek için uygulayacakları enerji politikaları, söz konusu ülkelerin küresel güç dengelerindeki yerlerini belirlemede kritik rol oynayacaktır. Bu bağlamda BRICS-T ülkeleri artan bu enerji taleplerini karşılamak için fosil yakıtların sınırlı kaynakları yerine yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmişlerdir. Yenilenebilir enerji kullanımını arttırmaya yönelik stratejiler geliştirmek ve sürdürülebilir enerji politikaları ortaya koymak için bu çalışmada, BRICS-T ülkelerinin yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme, karbondioksit emisyonu, doğrudan yabancı yatırım girişleri arasındaki ilişkiyi belirlemek amaçlanmıştır. Bu amaçla, ülkelerin 1990-2020 dönemine ait yıllık verileri kullanılarak Yapısal Kırılmalı Panel-SUR yaklaşımıyla model tahminleri yapılmış ve analizler gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçlarına göre Brezilya'da 2015 yılı sonrası, Hindistan'da 2012 yılı sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde istatistiksel olarak anlamlı bir artış yaşandığı tespit edilirken, Çin'de 1998 yılı sonrası, Güney Afrika'da 2001 yılı sonrası ve Türkiye'de 2000 yılı sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde istatistiksel olarak anlamlı bir düşüş yaşandığı tespit edilmiştir. Ayrıca, yenilenebilir enerji tüketim modelinde bağımsız değişkenlerin etkilerinin ülke bazında farklılık gösterdiği dikkat çekmiştir. Bu çalışmayla, BRICS-T ülkelerinde yenilenebilir enerji tüketiminin belirleyicileri ele alınarak; enerji güvenliğinin artması, karbondioksit emisyonlarının azalmasıyla daha temiz bir çevrede yaşanması ve ekosistemin korunması gibi kritik hedeflere ulaşmada önemli katkılar sağlanmaya çalışılmıştır.

Abstract

With their rapidly growing economies and populations, the BRICS-T (Brazil, Russia, India, China, South Africa and Turkey) countries' need for energy is increasing day by day. The energy policies they will implement to meet this need will play a critical role in determining their place in the global balance of power. In this context, BRICS-T countries have turned to renewable energy resources instead of the limited resources of fossil fuels to meet these increasing energy demands. To develop strategies to increase the use of renewable energy and to put forward sustainable energy policies, this study aims to determine the relationship between renewable energy consumption and economic growth, carbon dioxide emissions and foreign direct investment inflows in BRICS-T countries. For this purpose, using the annual data of the countries for the period 1990-2020, model estimations were made and analyses were carried out with the Structural Break Panel-SUR approach. According to the results of the analyses, it was determined that there was a statistically significant increase in renewable energy consumption after 2015 in Brazil and after 2012 in India, while there was a statistically significant decrease in renewable energy consumption after 1998 in China, after 2001 in South Africa and after 2000 in Turkey. In addition, the effects of the independent variables in the renewable energy consumption model differed on a country basis. In this study, by addressing the determinants of renewable energy consumption in BRICS-T countries, it has been tried to make important



Atf | Citation: Topaloğlu, E. & Demir Toker, Ç. (2025). Determinants of renewable energy consumption: Case of BRICS-T countries. *EKOIST Journal of Econometrics and Statistics*, 42, 69-85. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2024.42.1570083>

 This work is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.  

 2025. Topaloğlu, E. & Demir Toker, Ç.

 Sorumlu Yazar | Corresponding author: Esra Topaloğlu topalogluesra3@gmail.com



contributions to achieving critical goals such as increasing energy security, living in a cleaner environment with reduced carbon dioxide emissions and protecting the ecosystem.

Anahtar Kelimeler Yenilenebilir Enerji Tüketimi • Yapısal Kırılmalı Panel-SUR • BRICS-T

Keywords Renewable Energy Consumption • Panel-SUR with Structural Break • BRICS-T

Yazar Notu Bu çalışma ISBES 2024: Uluslararası Sürdürülebilir İşletmecilik ve Ekonomi Stratejileri Kongresinde özet bildiri olarak sunulmuştur.

Author Note This study was presented as an abstract at ISBES 2024: International Sustainable Business and Economic Strategies Congress.

Extended Summary

BRICS-T countries, which stand out in global energy markets both in terms of supply and demand, hold a significant position in the energy sector. The energy policies of these countries, which play a critical role in the global energy balance, are aligned with sustainability goals in areas such as energy security, energy supply, energy prices, and the use of renewable energy. In this context, the primary motivation of this study has been to econometrically analyse the renewable energy consumption of the BRICS-T countries, with the aim of increasing the share of renewable energy use in total energy consumption.

This study aims to identify the factors affecting renewable energy use, or in other words, consumption, in BRICS-T countries using a panel data approach, with particular attention to structural breaks. For this purpose, the study uses data from BRICS-T countries for the period 1990-2020, with renewable energy consumption as the dependent variable and economic growth, carbon dioxide emissions, and foreign direct investment inflows as the independent variables. The dataset was obtained from the World Development Indicators published by the World Bank. To use the correct testing and estimation methods, the characteristics of the panel data model were initially tested using various tests found in the literature. The results revealed that the panel data structure is a heterogeneous panel data model with inter-unit correlation.

Since the time dimension of the heterogeneous panel data model considered in the study is not long enough, which would cause a loss of degrees of freedom in multiple structural breaks, structural breaks in only a single number of constants are determined heterogeneously for each BRICS-T country. For the identified structural break dates, a dummy variable approach was used and the model estimation was performed with the Seemingly Unrelated Regression with Structural Breaks (SUR) Model proposed by Guliyev (2023).

The structural break dates were found to be statistically significant at the 0.05 significance level in all countries except Russia. Accordingly, structural breaks were identified in 2015 for Brazil, 2012 for India, 1998 for China, 2001 for South Africa and 2000 for Turkey. According to the SUR estimation results, which account for structural breaks, all the individual regression equations are statistically significant at the 0.01 significance level. The coefficient of determination (R^2) values calculated for the individual regression equations are 0.89 for Brazil, 0.58 for Russia, 0.99 for India, 0.99 for China, 0.98 for South Africa, and 0.97 for Turkey. Accordingly, with the inclusion of structural breaks, it is observed that the independent variables considered in the model—economic growth, carbon dioxide emissions, and foreign direct investment inflows—highly explain the changes in renewable energy consumption in all countries except Russia.

When examining the model coefficients, it is observed that an increase in economic growth positively affects the renewable energy consumption of Brazil, India, China, and Turkey, while negatively affecting that of Russia and South Africa. Moreover, an increase in carbon dioxide emissions positively affects Russia's renewable energy consumption but negatively impacts Brazil, India, China, and Turkey. Lastly, the increase in foreign direct investment inflows positively affects the renewable energy consumption of Brazil and South Africa, while negatively impacting that of China and Turkey. Furthermore, it was found that the changes in renewable energy consumption positively affected Brazil after 2015, India after 2012, and China after 1998, South Africa after 2001, and Turkey after 2000. The structural changes evaluated for each country indicate significant dates.

In light of these findings, the study is considered to make significant contributions to the literature, not only by examining the effects of economic growth, carbon dioxide emissions, and foreign direct investment inflows on renewable

energy consumption but also by analysing structural changes and their impact on these relationships. In addition, this study indicates that countries should develop strategies to increase the use of renewable energy resources in policy processes by addressing the economic and environmental impacts of increasing energy consumption in a multidimensional way. Thus, achieving sustainable energy goals is possible by reducing carbon emissions, creating new employment opportunities and ensuring energy supply security.

Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Belirleyicileri: BRICS-T Ülkeleri Örneği

Dünya genelinde ekonomik kalkınma sürecinin önemli bir bileşeni olan enerjiye duyulan ihtiyaç, dünya nüfustaki artış ve endüstride yaşanan gelişmelerle birlikte çok hızlı bir şekilde artmaktadır. Giderek artan enerji ihtiyacı için kömür, petrol ve doğalgaz gibi fosil yakıtların kullanımı, fosil enerji kaynaklarının yoğun karbon içeriğinden dolayı küresel ısınma ve iklim değişikliği gibi çevresel problemleri beraberinde getirmektedir. Dünya genelinde küresel ısınmanın temel nedeni olarak, insan faaliyetleri sonucu ortaya çıkan sera gazı emisyonları gösterilmekte ve atmosfere salınan sera gazının, fosil yakıtların kullanımını hızlandırdığı ifade edilmektedir.

Küresel ısınma konusundaki farkındalık, ülkelerin enerjiye olan ihtiyaçlarını doğada sınırlı olarak bulunan ve kullanıldıktan sonra tükenen ya da tekrar yerine getirilmesi oldukça uzun yıllar alan fosil enerji kaynakları yerine sürdürülebilir, çevre dostu, temiz ve güvenilir enerji kaynakları olan alternatif enerji kaynaklarından sağlamasını zorunlu hale getirmektedir. Ayrıca artan enerji talebinin kendini yenileyebilen kaynaklardan karşılanması ülkenin diğer ülkelere olan enerji bağımlılığını azaltacağı için sürdürülebilirlik açısından da oldukça önemlidir. Ancak ülkelerin artan enerji ihtiyacını, fosil yakıt bazlı enerjiden yenilenebilir enerjiye dönüştürebilmeleri kısa vadede oldukça güçtür. Bunun başlıca nedenleri arasında, ülkelerin coğrafi konumu ve jeopolitik yapısı ile yenilenebilir enerji kaynaklarının ilk yatırım maliyetlerinin yüksek olması gibi birtakım faktörler yer almaktadır. Bu nedenle, çok uluslu şirketler aracılığı ile doğrudan yabancı yatırımlar (FDI) bir kanal görevi görmektedir. Ülkeler ekonomilerini geliştirmek için, vergi imtiyazları, teşvik sübvansiyonları, arazi imtiyazları ve diğer önlemler yoluyla doğrudan yabancı yatırımları çekmektedir (Zhao vd. 2024; 2). Bunun yanı sıra, literatürde doğrudan yabancı yatırımların bir kısmının gevşek çevre düzenlemeleri olan ülkelere aktığı ileri sürülmektedir (Kirlilik sığınağı hipotezi). Daha açık bir şekilde ifade etmek gerekirse endüstriyel kimyasallar, demir ve çelik, demir dışı metaller gibi kirlletici endüstriler katı çevre kurallarına sahip gelişmiş ülkelere göre zayıf çevre düzenlemelerine sahip gelişmekte olan ülkelere doğru kaymaktadır (Cole vd, 2008). Bunun tersine, teknoloji transferi yoluyla doğrudan yabancı yatırım girişlerinin ev sahibi ülkedeki çevre kalitesini artırdığı yani ev sahibi ülkelerdeki emisyonları azalttığı da savunulmaktadır (Kirlilik hale hipotezi). Böylece yerli firmalar, yabancı firmaların yayılma etkilerinden faydalanabilmekte ve ev sahibi ülkelerdeki çevresel bozulma azalmaktadır (Zarsky, 1999). Kurucu (2016), ekolojik modernleşme teorisine göre endüstrileşmenin yol açtığı ekolojik problemlerin yenilenebilir teknolojilerin getirdiği olanaklar ile çözülebildiğini ve yenilenebilir teknolojilerinin hem ekonomik büyümeyi sağlayan üretim süreçleri için gereken enerji ve hammadde miktarını hem de üretim ve tüketim süreçlerinden kaynaklanan atık miktarını azalttığını ifade etmektedir.

Bu çalışmada yenilenebilir enerji tüketiminin modellenmesi ve tahminlenmesi üzerine odaklanılmış ve böylece yenilenebilir enerji tüketimini etkileyen makroekonomik değişkenlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika'dan oluşan ve yükselen ekonomiler olarak ifade edilen BRICS ülkeleri ve Türkiye'nin (BRICS-T) yenilenebilir enerji tüketiminin 1990-2020 dönemini kapsayan verileri ile ekonomik büyüme, karbondioksit emisyonu ve doğrudan yabancı yatırım girişlerinin yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkisi yapısal kırılmalı Panel SUR yaklaşımıyla

analiz edilmiştir. Çalışmanın literatüre katkısı özellikle yapısal kırılmaların modele dahil edilerek klasik ekonometrik modellerin önemli kısıtlarından biri olan katsayıların tüm zaman dönemi boyunca aynı kalması varsayımının sağlanmadığını ortaya koyması yönünde olmuştur. Bu bağlamda uygulanan yapısal kırılmalı Panel SUR tahmincisi ile etkin tahminlere ulaşılmıştır. Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından gelen ikinci bölümde literatür taramasına yer verilmiştir. Üçüncü bölümde kullanılan veri setine ilişkin bilgiler ve ekonometrik model açıklanmıştır. Dördüncü bölümde metodoloji ve ampirik bulgular, son bölüm olan beşinci bölümde ise sonuç ve önerilerden söz edilmiştir.

Literatür Taraması

Literatürde, yenilenebilir enerji tüketiminin diğer makroekonomik değişkenler ile arasındaki ilişkisini ortaya koyan çok sayıda araştırma mevcuttur. Araştırma sonuçları, incelenen ülke ve/veya ülke grupları ile kullanılan ekonometrik modeller açısından farklılık göstermektedir.

Özşahin vd. (2016), BRICS-T ülkelerinin 2000-2013 dönemine ait yıllık verileriyle yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Panel-ARDL yöntemiyle analiz etmişlerdir. Elde edilen bulgular, yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Yiğit (2017) çalışmasında, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Türkiye (BRICT) ülkelerinin 1990-2015 yılları arasındaki gayrisafi yurt içi hasıla (GSYH), yenilenebilir enerji tüketimi, petrol fiyatları, kentleşme ve karbondioksit (CO)₂ emisyonu arasındaki ilişkiyi Dumitrescu ve Hurlin Panel nedensellik testi ile analiz etmiş, GSYH'nın kentleşmeye ve diğer değişkenlere doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi sergilediğini ortaya koymuştur. Erdinç ve Aydınbaş (2020), seçilmiş 16 ülkenin (Amerika, Almanya, Çin, Hindistan, Fransa, İngiltere, İtalya, İspanya, İsveç, Japonya, Kanada, Rusya, Türkiye, Danimarka, Avusturalya ve Brezilya) 2000-2018 dönemi verilerini kullanarak yenilenebilir enerji tüketiminin belirleyicilerini incelemişlerdir. Çalışmada sabit ekiler, tesadüfi etkiler ve GMM modelleri kullanılarak panel veri analiz yapılmış ve bu yöntemler karşılaştırmalı olarak değerlendirilmiştir. Bağımlı değişken olarak yenilenebilir enerji tüketimini ele alınırken, bağımsız değişkenler olarak GSYH, genel hükümet nihai tüketim harcamaları, (CO)₂ emisyonu, hukukun üstünlüğü endeksi, doğrudan yabancı yatırımlar ve işgücü kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, yenilenebilir enerji tüketimi ile GSYH, genel hükümet nihai tüketim harcamaları ve hukukun üstünlüğü endeksi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü ilişkiler tespit edilmiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi ile (CO)₂ emisyonu arasında ise istatistiksel olarak anlamlı, ancak negatif yönlü bir ilişki olduğu gözlemlenmiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi ile doğrudan yabancı yatırımlar arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Arı (2021), Türkiye için 1984-2019 dönemine ait doğrudan yabancı yatırımların yenilenebilir enerji üzerindeki etkisini Johansen eşbütünleşme yöntemi ve Hacker-Hatemi (2006) bootstrap nedensellik testi ile incelemiştir. Eşbütünleşme testi sonucunda, doğrudan yabancı yatırımlar ile yenilenebilir enerji arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamış, ayrıca iki değişken arasında nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Tan ve Uprasen (2022), çevre düzenlemelerinin sıklığının farklı seviyeleri altında doğrudan yabancı yatırımların yenilenebilir enerji tüketimi üzerindeki etkisini 1990-2015 dönemine ait BRICS ülkeleri verilerini kullanarak panel eşik yöntemi ile analiz etmişlerdir. Ampirik sonuçlar, FDI'nın düzenlemelerin sıklık derecesi eşik seviyesinin altında olduğunda yenilenebilir enerji tüketimini azalttığını; sıklık derecesi eşik seviyesinin üzerine çıktığında FDI'nın yenilenebilir enerji tüketimini teşvik etmeye başladığını göstermiştir. Ertekin (2023), Türkiye'nin 1972-2015 dönemi için yenilenebilir ve yenilenemeyen enerji tüketimi, (CO)₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi VAR analizi ve Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; GSYH ile diğer değişkenler arasında nedensellik ilişkisi bulunamazken, yenilenebilir enerji kaynaklarından (CO)₂ yoğunluğu ve fosil yakıt enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Veri Seti ve Ekonometrik Model

Çalışmada, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye'den oluşan BRICS-T ülkelerine ilişkin yenilenebilir enerji tüketimi (REC) bağımlı değişken, ekonomik büyüme (GDP), karbondioksit emisyonu (CO2) ve doğrudan yabancı yatırım girişleri (FDI) bağımsız değişkenler olarak ele alınıp 1990-2020 dönemi yıllık verileri için panel veri yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Değişkenlere ait veriler Dünya Bankası tarafından yayımlanan Dünya Kalkınma Göstergeleri (World Development Indicators)'nden elde edilmiş olup veri setine ilişkin bilgiler [Tablo 1](#)'de verilmiştir.

Tablo 1

Veri Seti

Değişken	Tanım	Kaynak
REC	Yenilenebilir enerji tüketimi (Toplam Enerji Tüketiminin Yüzdesi)	Dünya Kalkınma Göstergeleri
GDP	Kişi başına gayrisafi yurt içi hasıla (GSYH) (2015 yılı sabit ABD dolar fiyatlarıyla)	Dünya Kalkınma Göstergeleri
CO2	Karbondioksit emisyonu (kişi başına metrik ton)	Dünya Kalkınma Göstergeleri
FDI	Doğrudan yabancı yatırım girişleri (GSYH'nın yüzdesi)	Dünya Kalkınma Göstergeleri

Oluşturulan panel veri modeli;

$$REC_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln GDP_{it} + \beta_{2i} \ln CO2_{it} + \beta_{3i} FDI_{it} + u_{it} \quad (1)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Burada β_{0i} , tüm birimler için ($i=1,2,...,6$) değişken olan sabit parametreyi; β_{1i} , β_{2i} ve β_{3i} tüm birimler için heterojen olan eğim parametrelerini; REC_{it} , yenilenebilir enerji tüketimi bağımlı değişkeninin t zamanında ($t=1990,1991,...,2020$) i . birim ($i=1,2,...,6$) için değerini; u_{it} , sıfır ortalama ve sabit varyansla tüm zaman dönemi ($t=1,2,3,...,T$) ve tüm birimler için ($i=1,2,3,...,N$) özdeş ve bağımsız dağıldığı [$u_{it} \sim \text{IIN}(0, \sigma_u^2)$] varsayılan hata terimini ve $\ln$, doğal logaritmayı ifade etmektedir. Değişkenler belirlenirken literatürdeki çalışmalar dikkate alınmıştır. Çalışma kapsamında REC ve FDI değişkenleri hariç (yüzde oldukları için) diğer değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Değişkenlere ilişkin paneli kapsayan tanımlayıcı istatistikler [Tablo 2](#)'de yer almaktadır.

Tablo 2

Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum
REC	23.67215	16.26083	3.8	52.95
GDP	5640.046	5640.046	528.8982	12072.4
CO2	4.97836	3.668981	0.6474513	14.62149
FDI	1.881823	1.421107	-0.0600742	6.186882

Tablo 2'de görüldüğü üzere tüm panel için yenilenebilir enerji tüketiminin (REC) ortalaması 23.67215, standart sapması 16.26083, minimum ve maksimum değeri ise sırasıyla 3.18 ve 52.95 olarak hesaplanmış, Ekonomik büyümenin (GDP) ortalaması 5640.046, standart sapması 5640.046, minimum ve maksimum değeri sırasıyla 528.8982 ve 12072.4 olarak bulunmuştur. Benzer şekilde karbondioksit emisyonunun (CO2) ortalaması 4.97836, standart sapması 3.668981, minimum değeri 0.6474513 ve maksimum değeri 14.62149 olarak belirlenirken, doğrudan yabancı yatırım girişlerinin (FDI) ortalaması 1.881823, standart sapması 1.421107, minimum değeri -0.0600742 ve maksimum değeri 6.186882 olarak saptanmıştır.

Metodoloji ve Ampirik Bulgular

Birimler Arası Korelasyon Testi

Panel veri modelinin her bir birimi için tahmin edilen modellerden elde edilen kalıntılar arasında korelasyon olduğunu ifade eden birimler arası korelasyon, literatürde “yatay kesit bağımlılık” olarak da ifade edilmektedir. Birimler arası korelasyon çeşitli sebeplerden kaynaklansa da esasen modelden dışlanan değişkenlerin (birim ve/veya zaman etkilerinin) yatay kesit birimler boyunca birbirinden bağımsız olmasından kaynaklanmaktadır. Panel veri modelinde birimler arası korelasyon varsa bunu dikkate almadan tahmin yapıldığında, tahminciler etkin olmamaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2018a: 3). Bu nedenle uygun test ve tahmin yöntemlerinin belirlenebilmesi için birimler arası korelasyonun varlığı test edilmelidir.

Breusch ve Pagan (1980) LM testi, birimlerin kalıntıları arasındaki korelasyon katsayısının sıfıra eşit olduğu başka bir ifade ile birimler arası korelasyon olmadığı yokluk hipotezini sınamaktadır. Testin yokluk hipotezi,

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cov}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad (2)$$

şeklinde kurulmaktadır. Breusch ve Pagan (1980) LM test istatistiği, N sabitken, $T \rightarrow \infty$ olduğu durumlarda $d = N(N - 1)/2$ serbestlik derecesi ile Ki-kare (χ^2) dağılımına sahiptir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3)$$

Burada, $\hat{\rho}_{ij}$, kalıntıların çift yönlü korelasyonunun örnek tahminidir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (De Hoyos ve Safaridis, 2006: 485):

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left(\sqrt{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2} \right)} \quad (4)$$

Baltagi (2015), LM testinin zaman boyutu T 'nin, yatay kesit boyutu N 'den büyük olduğu durumlarda kullanılmasının uygun olduğunu belirtmiştir. Çalışmada kullanılan veri setinde birim boyutu $N=6$ ve zaman boyutu $T=31$ olduğundan N 'in T 'den küçük olduğu durumu dikkate alan Breusch ve Pagan (1980) LM testi kullanılmıştır. Test sonuçları [Tablo 3](#)'te verilmiştir.

Tablo 3

Birimler Arası Korelasyon Testi

Değişken	LM	
	Test istatistiği	p-değeri
REC	247.0890***	0.000
lnGDP	388.0660***	0.000
lnCO2	259.1629***	0.000
FDI	70.35649***	0.000
Model	88.72029***	0.000

LM- Breusch Pagan (1980) LM Testi.

*** $p < 0.01$.

[Tablo 3](#)'ün ilk kısmında değişkenlere özgü, ikinci kısmında ise model kalıntıları için birimler arası korelasyonu test etmek amacıyla uygulanan Breusch ve Pagan (1980) LM test sonuçları yer almaktadır. İlk kısımda değişkenlere özgü birimler arası korelasyon sonuçları dikkate alındığında tüm değişkenler için birimler arası korelasyonun olmadığını ifade eden yokluk hipotezi 0.01 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. İkinci kısımda yer alan model kalıntıları için uygulanan Breusch ve Pagan (1980) LM test sonucu dikkate alındığında

birimler arası korelasyonun olmadığını ifade eden yokluk hipotezi 0.01 önem düzeyinde reddedilerek model kalıntıları arasında birimler arası korelasyonun olduğu sonucuna varılmıştır.

Homojenlik Testi

Panel veri analizinde kullanılan birimler (bireyler, ülkeler, firmalar, hane halkları vb.) genellikle heterojen olmakta ve bu heterojenliği hesaba katmamak, ilgilenilen parametrelerin tutarsız tahminlerine neden olmaktadır. Heterojenlik, sabit ve/veya eğim parametrelerinin heterojen olduğu varsayımı ile modele dahil edilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2018b: 7). Bu nedenle doğru test ve tahmin yöntemlerine karar verebilmek için yapılması gereken bir sonraki aşama ise panel veri modelinin eğim parametrelerinin homojen ya da heterojen olup olmadığının belirlenmesidir. Homojenlik testleri de panel veri modellerinde eğim parametrelerinin homojen olup olmadığına başka bir ifade ile her bir panel için hesaplanan katsayıların birbirine eşit olup olmadığına odaklanmaktadır. Homojenlik testleri için yokluk hipotezi tüm birimler için hesaplanan katsayıların birbirine eşit (homojen) olduğunu ifade ederken alternatif hipotez en az bir birim için hesaplanan katsayıların diğerlerinden farklı (heterojen) olduğunu ifade etmektedir (Pesaran, 2015: 734). Tüm birimler için eğim parametrelerinin homojen olduğunu ifade eden yokluk hipotezi literatürde yer alan çeşitli testler yardımıyla test edilmektedir.

Swamy (1970) $\tilde{S}$ testi

Eğim parametrelerinin homojen olduğu yokluk hipotezini test eden Swamy (1970) istatistiği, $\tilde{S}$,

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_T X_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}) \quad (5)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Eşitlikte yer alan $\hat{\sigma}_i^2$, σ_i^2 'nin tahmincisi ve $\hat{\beta}_{WFE}$, $\hat{\sigma}_i^2$ kullanılarak hesaplanan ağırlıklandırılmış havuzlanmış tahmincidir. Test istatistiği, $k(N-1)$ serbestlik derecesi ile asimptotik olarak χ^2 (Ki-kare) dağılımına sahiptir (Pesaran, 2015: 738). Eğer hesaplanan test istatistiği kritik değerden büyükse tüm birimler için eğim parametrelerinin homojen olduğu yokluk hipotezi reddedilerek en az bir birim için eğim parametrelerinin heterojen olduğu kararı verilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 97).

Pesaran ve Yamagata (2008) Δ testi

Pesaran ve Yamagata (2008) hatalar normal dağıldığında, N ve T 'nin göreceli genişleme oranları üzerinde herhangi bir kısıtlama olmaksızın $(N, T) \rightarrow \infty$ olarak geçerli olan $\tilde{\Delta}_{adj}$ olarak gösterilen Δ -testinin ortalama ve varyans sapması düzeltilmiş versiyonunu önermişlerdir (Pesaran, 2015: 738-741):

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (6)$$

Burada $E(\tilde{z}_{iT}) = \frac{k(T-k-1)}{T-k-3}$, $Var(\tilde{z}_{iT}) = \frac{2k(T-k-1)^2(T-3)}{(T-k-3)^2(T-k-5)}$ ve $Var(\tilde{z}_{iT}) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1}$ şeklinde hesaplanmaktadır.

Monte Carlo simülasyonları, $\tilde{\Delta}_{adj}$ testinin normallikten büyük sapmalar olsa bile iyi çalıştığını göstermektedir ancak bu test hata teriminin normal dağıldığı, birimler arası korelasyonun ve otokorelasyonun olmadığı durumlarda geçerli olmaktadır. Bu nedenle Blomquist ve Westlund (2013) $\tilde{\Delta}$ testini otokorelasyona ve/veya değişen varyansa karşı dirençli olacak şekilde düzenleyerek $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testini ileri sürmüşlerdir:

$$\tilde{\Delta}_{HAC} = \sqrt{N} \frac{N^{-1} S_{HAC} - k}{\sqrt{2k}} \quad (7)$$

burada,

$$S_{HAC} = \sum_{i=1}^N T(\hat{\beta}_i - \hat{\beta})' (\hat{Q}_{i,T} \hat{V}_{i,T}^{-1} \hat{Q}_{i,T}) (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}) \quad (8)$$

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N T \hat{Q}_{i,T} \hat{V}_{i,T}^{-1} \hat{Q}_{i,T} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{Q}_{i,T} \hat{V}_{i,T}^{-1} X_i' M_{\tau} y_i \quad (9)$$

olmaktadır. $\hat{\beta}$, i kesit birimi için EKK tahmincisi olmak üzere, $X_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,T})' T \times k$ boyutlu matris, $M_{\tau} = I_T - \tau_T(\tau_T' \tau_T)^{-1} \tau_T'$ eşit ve τ_T , $T \times 1$ boyutlu birim matris, $\hat{Q}_{i,T} = T^{-1}(X_i' M_{\tau} X_i)$, $\hat{V}_{i,T}$ ise değişken varyans ve birimler arası korelasyonun hesaba katıldığı Kernel yoğunluk fonksiyonuna dayanan dirençli tahmincidir (Blomquist ve Westurlund, 2003: 375).

Bersvendsen ve Ditzen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ Testi

Pesaran ve Yamagata tarafından geliştirilen $\tilde{\Delta}$ testi ve otokorelasyona ve/veya değişken varyansa karşı dirençli olacak şekilde Blomquist ve Westurlund (2013) tarafından modifiye edilmiş olan $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testi, birimler arası korelasyonu dikkate almamaktadır. Bersvendsen ve Ditzen (2021) çalışmalarında $\tilde{\Delta}_{HAC}$ testinin birimler arası korelasyonun varlığı durumunda güç ve boyut özelliklerini araştırmışlardır.

Literatürde birimler arası korelasyonun veya yatay kesit bağımlılığın (CSD) zayıf ve güçlü formlarından bahsedilmektedir (Chudik vd., 2011: 45-60). Zayıf birimler arası korelasyon genellikle mekansal yöntemlerle tahmin edilirken güçlü birimler arası korelasyon zamana özgü ortak bir faktör (f_t) ve faktör yükü (γ_i) ile modellenmektedir:

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta'_{1i} X_{1i,t} + \beta'_{2i} X_{2i,t} + u_{i,t} \quad (10)$$

$$u_{i,t} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{1,t} \quad (11)$$

burada f_t bilinmeyen ortak faktörlerin $m \times 1$ vektörü, γ_i bilinmeyen faktör yüklerinin $m \times 1$ vektörüdür. Ortak faktörler ve açıklayıcı değişkenler ilişkilendirildiğinde, faktörlerin hesaba katılmaması değişken yanlılığının göz ardı edilmesine yol açmaktadır. Özellikle, birime özgü tahmin edici ile birleştirilmiş tahmin edici arasındaki mesafeyi karşılaştıran bir testle eğitim heterojenliği testinin ışığında, tahmin edilen katsayılardaki sapmanın büyük bir etkisi olabilir. Ortak faktörler ortak etkiler olarak da bilinmekte veya Bai (2009) tarafından geliştirilen temel bileşenler (PC) ya da Pesaran'ın (2006) ortak ilişkili etkiler (CCE) tahmincisi ile modellenmektedir. CCE tahmincisi ortak faktörlerin sayısının önceden bilinmesine gerek olmaması avantajına sahiptir. Bu nedenle geri kalan kısımda güçlü CSD'yi ortadan kaldırmak için ikinci yöntem tercih edilmektedir.

Chudik ve Pesaran (2015), Pesaran'ın (2006) bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yatay kesit ortalamalarını (CSA) içeren Ortak İlişkili Etkiler (CCE) tahmincisine gecikmeli değerlerini (p_{CSA}) de dahil ederek CCE tahmincisinin dinamik panellere genişletilmesini önermiştir:

$$y_{i,t} = \mu_i + \beta'_{1i} X_{1i,t} + \beta'_{2i} X_{2i,t} + \sum_{l=1}^{p_{CSA}} \gamma_{i,l} \bar{v}_t = \gamma_{i,l} \bar{v}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$\bar{v}_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (x_{1j,t}, x_{2j,t}, y_{j,t}) \quad (13)$$

burada, $\bar{v}_t$ yatay kesit ortalamaları (CSA)'dır ve $X_{1i,t}$ ve $X_{2i,t}$ bağımsız ve $y_{j,t}$ bağımlı değişkeni içerir, p_{CSA} ise CSA'nın gecikmeli değerleridir. Ampirik olarak $p_{CSA} = [T^{\frac{1}{3}}]$ olarak önerilmektedir. CCE tahmincisi havuzlanmış (pooled) ve ortalama grup (mean group) modeline uygulanabilir.

Bersvendsen ve Ditzgen CSD robust delta testi için, modeldeki güçlü CSA'yı modelden çıkarmak amacıyla CSA'yı kısmi olarak ayırmayı önermiştir:

$$\bar{V}_t = (\tilde{V}_t, \dots, \tilde{V}_{t-p_{CSA}}) \quad (14)$$

burada $\bar{V}_t$, CSA ve gecikmeleri için bir vektördür. Eşitlikten yararlanarak deflate edilen değişkenler, standart $\tilde{\Delta}$ testi ve HAC robust $\tilde{\Delta}_{HAC}$ test süreçlerini takip ederek $\tilde{\Delta}_{CSA}$ 'yi elde etmek için kullanılmaktadır (Bersvendsen ve Ditzgen, 2021: 55-56).

Panel veri modelinin eğim parametrelerinin homojen ya da heterojen olduğunun belirlenmesi amacıyla yapılan homojenlik test sonuçları aşağıdaki tabloda özetlenmiştir.

Tablo 4

Homojenlik Testi

Test	İstatistik Değeri	p-değeri
Swamy (1980) $\tilde{S}$ testi	10737.31***	0.000
Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ Testi	17.509***	0.000
Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}_{adj}$ Testi	19.118***	0.000
Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC}$	10.174***	0.000
Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$	11.109***	0.000
Bersvendsen ve Ditzgen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$	5.192***	0.000
Bersvendsen ve Ditzgen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$	5.752***	0.000

*** p<0.01

Tablo 4'de eğim parametrelerinin homojenliğini test etmek için kullanılan Swamy (1980) $\tilde{S}$ testi, Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ ve onun küçük örneklem sapması düzeltilmiş versiyonu $\tilde{\Delta}_{adj}$ testleri, otokorelasyon ve/veya değişen varyansa karşı dirençli olan Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC}$ ve onun küçük örneklem için düzeltilmiş versiyonu $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$ testleri, son olarak otokorelasyon, değişen varyans ve birimler arası korelasyonu dikkate alan Bersvendsen ve Ditzgen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ testi ve onun küçük örneklem için düzeltilmiş versiyonu $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testleri yer almaktadır. Tablo incelendiğinde Swamy (1980) $\tilde{S}$ testi, Pesaran ve Yamagata (2008) $\tilde{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}_{adj}$ testleri sonuçlarına göre eğim parametrelerinin homojen olduğunu ifade eden yokluk hipotezi 0.01 anlam düzeyinde reddedilmektedir. Ancak literatürde belirtildiği üzere bu testler heteroskedastisite ve/veya otokorelasyona karşı dirençli değildir. Bu yüzden Blomquist ve Westurlund (2013) $\tilde{\Delta}_{HAC}$ ve $\tilde{\Delta}_{HAC-adj}$ test sonuçları daha güvenilir olmaktadır. Bu test sonuçlarına göre de eğim parametrelerinin homojen olduğunu ifade eden yokluk hipotezi 0.01 önem düzeyinde reddedilmekte ve eğim katsayılarının heterojen olduğu sonucuna varılmaktadır. Tabloda son olarak Bersvendsen ve Ditzgen (2021) $\tilde{\Delta}_{CSA}$ ve $\tilde{\Delta}_{CSA-adj}$ testleri yer almaktadır. Söz konusu testler tüm varsayım (otokorelasyon, değişen varyans ve birimler arası korelasyon) bozulmalarını dikkate aldığından kullanılması daha güvenilir olmaktadır. Bu test sonuçlarına göre de eğim parametrelerinin homojen olduğunu ifade eden yokluk hipotezi 0.01 önem düzeyinde reddedilmektedir. Sonuç olarak, ele alınan panel veri yapısının birimler arası korelasyona sahip ve eğim katsayılarına göre heterojen olduğu kararı verilmiştir.

Eğim parametresine göre heterojen panel veri modellerinde, sabitte yapısal kırılmalar tek kırılmalı olarak Supremum testler ve çok kırılmalı olarak Bai ve Perron (1998, 2003) testleri ile belirlenebilmektedir. Heterojen panel veri modellerinde yapısal kırılmalar belirlenirken söz konusu testler tüm panele uygulanması yerine her bir birime ait bireysel regresyon modellerine uygulanmaktadır. Çalışmada, yatay kesit bağımlılık ve homojenlik test sonuçları, kullanılan panel veri yapısının birimler arası korelasyona sahip ve eğim parametrelerinin heterojen olduğunu ortaya koymuştur. Bu nedenle model, hem eğim parametrelerindeki heterojenliği hem de hata terimleri arasında birimler arası korelasyonu dikkate alan Görünürde İlişkisiz

Regresyon (Seemingly Unrelated Regression, SUR) Modeli ile yapısal kırılmaları dikkate alarak tahmin edilmiştir.

Yapısal Kırılmaların Belirlenmesi

Ekonomide bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki doğrusal ilişkiler sıklıkla araştırma konusu olmaktadır. Bu tür ilişkileri araştırmak için bir veya daha fazla yatay kesit birime ilişkin ($N=1$ için zaman serisi modeli ve $N>1$ için panel veri modelidir) zaman içerisindeki gözlemler toplanır ve daha sonra regresyon modellerinin katsayıları tahmin edilir. Buradaki temel varsayım, katsayıların zamanla değişmediğidir. Ancak bu varsayıma sahip olmak finansal kriz, doğal afet, politika değişiklikleri gibi büyük yıkıcı olaylar nedeniyle pek mümkün değildir. Bu nedenle varsa yapısal kırılmaların veya başka bir ifade ile yapısal değişikliklerin varlığının tespit edilmesi ve tarihlendirilmesi yalnızca tahmin için değil, aynı zamanda değişimin itici güçlerini ve bunların ilişkiler üzerindeki etkisini anlamak için de gereklidir (Ditzen vd. 2021:2). Yapısal kırılma sabitte, eğimde veya hem sabitte hem eğimde (rejimde) olmak üzere üç farklı şekilde ortaya çıkabilir. Bir yapısal değişimin olup olmadığına karar verebilmek için kırılma noktası hem dışsal hem içsel olarak belirlenerek test edilebilmekte ve çeşitli yaklaşımlarla modellenenmektedir. Uygulamada çoğu zaman yapısal kırılma tarihleri önceden bilinmemektedir. Bu nedenle yapısal kırılma tarihinin araştırmacı tarafından dışsal (ekzojen) olarak değil model tarafından içsel (endojen) olarak belirlendiği testler önemli olmaktadır. Bunun için zaman serisi analizinde, tek sayıda yapısal kırılmanın içsel olarak belirlenmesinde kullanılan Supremum testler ve birden fazla sayıda yapısal kırılma noktasının içsel olarak belirlenmesi için Bai ve Perron (1998, 2003) yapısal kırılma testleri kullanılabilir. Çalışmada ele alınan veri setinin zaman boyutu $T=31$ olduğu dikkate alınırsa belirlenen yapısal kırılma sayısındaki artış serbestlik derecesi azalması sorununa yol açacağından; her bir BRICS-T ülkesi için ayrı ayrı tek sayıda sabitte gerçekleşen yapısal kırılmalar, BP (2003) tarafından önerilen ve ardışık bir şekilde hipotez testi stratejisine dayanan $\sup F_t(\ell + 1 | \ell)$ testi kullanılarak belirlenmekte ve kukla değişken yaklaşımı ile modellenmektedir. Bai ve Perron (1998, 2003) çoklu yapısal kırılma test yaklaşımında ilk hipotez testi, kırılmanın olmadığı ($\ell = 0$) yokluk hipotezine karşı tek sayıda kırılmanın olduğu ($\ell + 1 = 1$) alternatif hipotezin testi olmaktadır. Bu testin test istatistiği $\sup F_t(1 | 0)$, Supremum Wald istatistiğine eşit olmaktadır ($\sup F_T(1 | 0) = \text{Sup} F_T(1)$). Test sonuçları ve belirlenen yapısal kırılma tarihleri **Tablo 5**'te özetlenmektedir.

Tablo 5

Yapısal Kırılma Testi

Ülkeler	Hipotez	Test istatistiği	Kritik değer **	Kırılma tarihi
Brezilya	$F(1 0)$	25.85395**	8.58	2015
Rusya	$F(1 0)$	6.190280	8.58	-
Hindistan	$F(1 0)$	15.30462**	8.58	2012
Çin	$F(1 0)$	34.46710**	8.58	1998
Güney Afrika	$F(1 0)$	37.49218**	8.58	2001
Türkiye	$F(1 0)$	46.22153**	8.58	2000

Kırılma parametresi 0.15 olarak belirlenmiştir.

** : 0.05 önem düzeyinde anlamlıdır.

** : 0.05 önem düzeyi için Bai-Perron (2003) kritik değer

Tablo 5'te her bir birim için ayrı ayrı kırılmanın olmadığı yokluk hipotezine karşı tek sayıda kırılmanın olduğu alternatif hipotez test edilmiş ve eğim parametresi birimlere göre heterojen olan panel veri modeli için sabitte yapısal kırılma tarihleri birimlere göre heterojen olarak belirlenmiştir. Belirlenen yapısal kırılma tarihleri Rusya hariç diğer tüm ülkelerde 0.05 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna

göre yapısal kırılma tarihleri; Brezilya için 2015 yılı, Hindistan için 2012 yılı, Çin için 1998 yılı, Güney Afrika için 2001 yılı ve Türkiye için 2000 yılı olarak bulunmuştur.

Sabitte Yapısal Kırılmalı SUR Tahmincisi

Eğim parametresine göre heterojen olan panel veri modellerinde yapısal kırılmalar belirlendikten sonra birimler arası korelasyonu da dikkate alacak şekilde modelin tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu durumda hem eğim parametrelerindeki heterojenliği hem de hata terimleri arasında birimler arası korelasyonu dikkate alan Zellner (1962) Görünürde İlişkisiz Regresyon (Seemingly Unrelated Regression, SUR) modeli kullanılmaktadır. Zellner (1962) çalışmasında hata terimleri ilişkili olan çoklu regresyon denklemlerinin tahminini tüm denklem sistemine uygulayarak elde etmiştir. Zellner (1962)'a göre, SUR modelinde denklemler arasındaki hata terimlerinin yüksek korelasyonlu olması durumunda, SUR modelini oluşturan denklemlerin ortak tahmini, her denkleme bireysel uygulanan EKK yöntemine göre etkinlik bakımından üstünlük sağlayacaktır (Aksakal, 2011: 54).

Panel veri analizinde, n birim sayısı ve t her birime karşılık gelen gözlem sayısı olmak üzere sabitte yapısal kırılmalarla genişletilmiş SUR modeli denklem sistemi aşağıdaki gibi yazılabilir (Guliyev, 2023: 50):

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \alpha_{01} + \beta_{11}X_{11t} + \beta_{12}X_{12t} + \dots + \beta_{1kt}X_{1kt} + (t \geq b_1)\delta_1 + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \alpha_{02} + \beta_{21}X_{21t} + \beta_{22}X_{22t} + \dots + \beta_{2kt}X_{2kt} + (t \geq b_2)\delta_2 + \varepsilon_{2t} \\ &\vdots \\ Y_{nt} &= \alpha_{0n} + \beta_{n1}X_{n1t} + \beta_{n2}X_{n2t} + \dots + \beta_{nkt}X_{nkt} + (t \geq b_n)\delta_n + \varepsilon_{nt} \end{aligned} \quad (15)$$

Burada α_{0n} her bir birime ait regresyon modelinin sabit parametresini, modele dahil edilen bağımsız değişken sayısı k olmak üzere X_{nk} her birime ait bağımsız değişkenleri ve β_{nk} bağımsız değişkenlerin katsayısını ve ε hata terimini ifade etmektedir. $b_1, \dots, b_n$ ise her birime ait Supremum testlerle belirlenen tek sayıda yapısal kırılmayı ve $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_n$ her birime ait yapısal kırılmaları dikkate alarak türetilmiş kukla değişkenlerin tahmin edilen ve yapısal kırılmanın sabit parametrede yarattığı değişikliği ifade eden katsayı değeridir. Burada dikkat edilmesi gereken husus yapısal kırılmalar birimler bazında belirlendiği için homojen (ortak) değil heterojen olmaktadır.

Yapısal kırılmalarla genişletilmiş SUR modelinin varsayımları ile SUR modelinin varsayımları aynıdır ve aşağıdaki gibi sıralabilir (Erdugan, 2012: 24):

1. Birimlere ait hata terimleri arasında eş zamanlı korelasyon vardır.

$$cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0 \quad t = 1, 2, \dots, T \text{ ve } i, j = 1, 2, \dots, N \quad (16)$$

2. Her bir birime ait hata teriminin beklenen değeri (ortalaması) sıfır ve varyansı sabittir.

$$E(\varepsilon_i) = 0, i = 1, 2, \dots, n \text{ ve } cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it}) = var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{ii}^2 \quad (17)$$

3. Birimlere ait hata terimleri arasında farklı zaman döneminde ($t \neq s$) otokorelasyon yoktur.

$$cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0, t \neq s \quad (18)$$

Yukarıda belirtilen 1. varsayım hariç diğerlerinin EKK tahmincisine özgü varsayımlar olduğu görülmektedir. İlk varsayım panel veri yapısının birimler arası korelasyona sahip modellere özgü olmasından kaynaklanmaktadır. Belirtilen varsayımlara ek olarak panel veriler için kullanılan SUR modelinin zaman boyutu T 'nin birim boyutu N 'den büyük olma şartı ($T > N$) bulunmaktadır (Aksakal ve Arıcıgil Çılan, 2015: 244). Ayrıca etkinlik kaybının olmaması için de birim boyutu N 'nin 10'dan küçük veya eşit olması ($N \leq 10$) istenilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 73). Sabitte yapısal kırılma tarihleri dikkate alınarak tahmin edilen heterojen panel SUR modeli tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda özetlenmiştir.

Tablo 6

Yapısal Kırılmalı SUR Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	St. Hata	Z İstatistik	Prob.
Brezilya				
lnGDP	35.57554	3.00078	11.86***	0.000
lnCO2	-37.28861	2.899087	-12.86***	0.000
FDI	0.2890695	0.1622128	1.78*	0.075
D2015	2.229267	0.3652697	6.10***	0.000
Sabit	-250.543	25.39338	-9.87	0.000
Rusya				
lnGDP	-.7394577	.1248739	-5.92***	0.000
lnCO2	1.330274	.3278645	4.06***	0.000
FDI	.0111507	.0262362	0.43	0.671
Sabit	6.854456	1.088666	6.30	0.000
Hindistan				
lnGDP	6.305408	1.386276	4.55***	0.000
lnCO2	-30.62188	1.836987	-16.67***	0.000
FDI	.0391123	.1641509	0.24	0.812
D2012	1.463016	.3680144	3.98***	0.000
Sabit	.6121992	9.400779	0.07	0.948
Çin				
lnGDP	9.680186	.9871942	9.81***	0.000
lnCO2	-29.40394	1.363366	-21.57***	0.000
FDI	-.2005861	.0940607	-2.13**	0.033
D1998	-2.895325	.4366144	-6.63***	0.000
Sabit	13.01204	6.102142	-2.13	0.033
Güney Afrika				
lnGDP	-19.75596	1.401968	14.09***	0.000
lnCO2	-1.031902	1.778829	-0.58	0.562
FDI	.3462263	.0714269	4.85***	0.000
D2001	-2.846896	.373029	-7.63***	0.000
Sabit	185.3485	10.01565	18.51	0.000
Türkiye				
lnGDP	7.569766	2.203949	3.43***	0.001
lnCO2	-21.9641	3.10195	-7.08***	0.000
FDI	-.5246731	.1757583	-2.99***	0.003
D2000	-3.226124	.4365502	-7.39***	0.000
Sabit	-19.97453	16.02705	-1.25	0.213

Breusch-Pagan (1980) LM birimler arası korelasyon testi: $\chi^2_{15} = 35.250$ (p-değeri=0.0023)

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.10

Tablo 6’da, sabitte yapısal kırılmalarla birleştirilmiş heterojen panel SUR tahmin sonuçları ve birimler arası korelasyon testine yer verilmiştir. Tablo 7’de her bir BRICS-T ülkesi için bireysel regresyon denklemlerine ilişkin RMSE (Root Mean Square Error) değeri, R^2 ve χ^2 istatistiği ve anlamlılık testine ilişkin hesaplanan

olasılık (prob.) değerleri görülmektedir. Bireysel regresyon denklemleri için R^2 değerleri Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için sırasıyla %89, %58, %99, %99, %98 ve %97 olarak hesaplanmıştır. Buna göre Rusya hariç diğer tüm ülkeler için modele dahil edilen bağımsız değişkenlerin yapısal kırılmalarla birlikte yenilenebilir enerji tüketimini yüksek düzeyde açıklamaktadır. Ayrıca bireysel olarak tüm regresyon denklemleri 0.01 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 7Ülkeler için RMSE, R^2 , χ^2 Değerleri

Denklem	RMSE	R^2	χ^2 İstatistik	Prob.
Brezilya	0.7679377	0.8960	327.76***	0.000
Rusya	0.1578948	0.5831	46.59***	0.000
Hindistan	0.4546093	0.9957	7443.39***	0.000
Çin	0.7001928	0.9931	4563.78***	0.000
Güney Afrika	0.4379184	0.9887	2804.02***	0.000
Türkiye	0.6898127	0.9748	1212.85***	0.000

*** p<0.01

Tablo 6'nın son kısmında SUR modeline ilişkin varsayım testi yer almaktadır. SUR modeli için önemli varsayımlardan olan birimler arasında korelasyonsuzluk varsayımı, Breusch-Pagan (1980) LM testi ile sınanmaktadır. Bu test sonucunda LM test istatistiği $\chi^2_{15} = 35.250$ olarak hesaplanmış ve 0.01 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu durum, 6 ülke için ayrı ayrı kurulan regresyon modeline ilişkin hataların birbiriyle ilişkisiz olduğunu ifade eden yokluk hipotezinin reddedildiği anlamına gelir. Bu yüzden bu ülkelere ait regresyon modellerini ayrı ayrı EKK ile tahmin etmek yerine sistem olarak tahmin etmek ve birimler arası korelasyonu dikkate alarak Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) yaklaşımına dayanan SUR modelini kullanmak daha tutarlı ve sapmasız sonuçlar elde edilmesini sağlamıştır.

Model katsayılarına bakıldığında, ele alınan değişkenlerin yenilenebilir enerji tüketimini ülkelere göre farklı etkilediği görülmektedir:

Brezilya'da ekonomik büyümedeki (GDP) %1'lik bir artış, yenilenebilir enerji tüketimini (REC) yaklaşık %35.58 oranında artırmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki (CO_2) %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketimini ortalama %37.29 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç, petrol, kömür ve doğal gaz gibi fosil yakıtların genellikle düşük maliyetli olması nedeniyle enerji üretiminde daha yoğun olarak tercih edilmesinin, yenilenebilir enerjiye geçiş sürecini yavaşlatarak kısa vadede yenilenebilir enerji tüketimini azalttığı şeklinde açıklanabilir. Ayrıca, doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki (FDI) %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketiminde 0.29'luk bir artışa neden olmaktadır. Bu durum, küresel sürdürülebilir kalkınma hedefleri ve karbon emisyonlarının azaltılması çerçevesinde Brezilya'nın yenilenebilir enerji projelerine yönelik yatırımları artırarak yenilenebilir enerji kullanımını hızlandırmasıyla ifade edilebilir.

Rusya'da ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %0.74 oranında azaltmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %1.33 oranında artırmaktadır. Doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketiminde yaklaşık %0.01'lik artışa yol açmaktadır; ancak bu artış, istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Hindistan'da ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %6.31 oranında artırmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini ortalama %30.62 oranında azaltmaktadır. Bu sonuç, yüksek karbon emisyonlarının yenilenebilir enerjiye olan talebi artırmak yerine fosil yakıt kullanımını teşvik ettiğini ve yenilenebilir kaynaklara geçiş sürecini yavaşlattığını

düşündürmektedir. Doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimi yaklaşık %0.04 oranında artırmaktadır. Ancak bu artış istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Çin'de ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %9.68 oranında artırmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %29.40 oranında azaltmaktadır. Benzer şekilde, doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %0.20 oranında azaltmaktadır. Bu durum, yabancı yatırımların ev sahibi ülkede temiz enerji kaynakları yerine fosil yakıtlara dayalı enerji üretimi yatırımlarını tercih ettiği şeklinde açıklanabilir.

Güney Afrika'da ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %19.76 oranında azaltmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini %1.03 oranında azaltırken, doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %0.35 oranında artırmaktadır.

Son olarak, Türkiye'de ekonomik büyümedeki %1'lik artış, yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %7.57 oranında artırmaktadır. Karbondioksit emisyonlarındaki %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %21.96 oranında azaltmaktadır. Doğrudan yabancı yatırım girişlerindeki %1'lik artış ise yenilenebilir enerji tüketimini yaklaşık %0.52 oranında azaltmaktadır.

Ayrıca modele dahil edilen ve sabitte yapısal kırılmaları temsil eden kukla değişkenler 0.01 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla belirlenen yapısal kırılma tarihlerinin sistem içerisinde de anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Brezilya'da 2015 yılı sonrası, Hindistan'da 2012 yılı sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde istatistiksel olarak anlamlı bir artış yaşanırken, Çin'de 1998 yılı sonrası, Güney Afrika'da 2001 yılı sonrası ve Türkiye'de 2000 yılı sonrası yenilenebilir enerji tüketiminde istatistiksel olarak anlamlı bir düşüş yaşanmıştır.

Bulunan yapısal kırılma tarihleri ülke bazında incelendiğinde kırılmaların nedenleri şu şekilde tespit edilmiştir:

2015 yılında Brezilya'nın çeşitli yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelik yatırımları artmış ve bu alanda önemli adımlar atılmıştır. Nitekim Brezilya, 2015 yılında toplam yenilenebilir enerji kurulu gücünü 5,434 MW'a çıkaracak 5.3 milyar dolarlık çeşitli yenilenebilir enerji kaynaklarını kapsayacak şekilde 5 adet enerji ihalesi ile 137 proje gerçekleştirmiştir. 2015 yılında gerçekleştirilen bu büyük ölçekli yenilenebilir enerji projeleri, ülkenin yenilenebilir enerji stratejisinde önemli bir yer tutmakta ve artış trendini sürdürmektedir.

2023 yılında Çin'i geçerek dünyanın en kalabalık ülkesi olan Hindistan ise kişi başına artan enerji tüketimini karşılayabilmek için yenilenebilir enerji kapasitesini artırmaya çalışmaktadır. Bu anlamda 2012 yılında ülkede yenilenebilir enerji projelerini desteklemek amacıyla önemli düzenlemeler ve yasalar getirilmiştir. Güneşin yenilenebilir kaynaklı üretimdeki payını artırmaya çalışan Hindistan, 2012 yılında güneş enerjisi teknolojisinin geliştirilmesi için Ulusal Güneş Enerjisi Gösterge Planı'nı (National Solar Mission) açıklamış ve ilk konsantre güneş enerjisi sistemi, kısaca CSP teknolojisini bu planın bir parçası olarak ele almıştır. CSP projeleri, Hindistan'ın güneş enerjisi kapasitesini artırma ve yenilenebilir enerji hedeflerine ulaşmasında önemli rol oynamaktadır.

1990'ların başında ekonomik geçiş süreci yaşayan Çin, ekonomik reformların bir sonucu olarak enerji talebini büyük ölçüde kömür ve diğer fosil yakıtlara bağımlı olarak karşılamaktaydı. 1998 yılında da Çin'in yenilenebilir enerji tüketiminin toplam enerji tüketimi içerisindeki payı oldukça azdı. 1997 yılında yaşanan Asya Krizi Çin'i doğrudan etkilemese de ülkenin enerji ve ekonomik politikaları üzerinde dolaylı etkiler yaratmış olabilir. Son dönemlerde yaptığı yenilenebilir enerji yatırımları ile dikkat çeken Çin, önemli bir büyüme ve gelişim göstermekte olup, günümüzde yenilenebilir enerji sektöründe küresel lider konumundadır. Ancak

aynı zamanda enerji talebindeki hızlı büyüme nedeni ile dünyanın en büyük petrol ithalatçısı ve kömür tüketicisi olup en çok karbondioksit salınımı yapan küresel aktördür.

Elektrik enerjisi ihtiyacının büyük bir çoğunluğunu kömürle karşılayan Güney Afrika'nın 2001 yılında yenilenebilir enerji kaynaklarının toplam enerji tüketimi içerisindeki payı oldukça azdı. Ülkenin o dönemde yenilenebilir enerji yatırımları ve projeleri sınırlıydı. Ancak son dönemlerde enerji ihtiyacının karşılanmasında fosil yakıtlara olan bağımlılığı azaltmak için yenilenebilir enerji kaynakları ile enerji krizine çözüm getirmeyi ve karbondioksit emisyonunu azaltmayı amaçlamaktadır.

Son olarak 2000'li yılların başında ekonomik krizler yaşayan Türkiye'nin yenilenebilir enerji tüketimi, krizin ekonomik etkilerinden dolayı yoldan etkilenmiş olabilir. Ancak enerji talebini büyük ölçüde fosil yakıtlardan petrol ve doğal gazın neredeyse tamamını ithal ederek karşılayan Türkiye, enerjide dışa bağımlılığını ve karbondioksit emisyonu salınımını azaltmak için alternatif enerji kaynaklarına yönelmiştir.

Bu bulgular, genel olarak yapısal kırılma tarihlerinin her bir BRICS-T ülkesi için önemli tarihleri temsil ettiğini ve bu nedenle bulunan yapısal kırılma tarihlerinin yenilenebilir enerji tüketimini etkileyen önemli kırılma noktaları olarak değerlendirilebileceğini göstermektedir.

Sonuç ve Öneriler

Çalışmada, BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerinin yenilenebilir enerji tüketimi ile karbondioksit emisyonu, ekonomik büyüme, doğrudan yabancı yatırım girişleri arasındaki ilişki Yapısal Kırılmalı Panel SUR yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Heterojen panel veri modeli kapsamında sabitte yapısal kırılma tarihleri birimlere göre heterojen olarak belirlenmiş ve model tahmin edilmiştir.

Model tahmin sonuçları her bir BRICS-T ülkesi için söz konusu değişkenlerin yenilenebilir enerji tüketimini farklı etkilediğini ortaya koymuştur. Bu bağlamda, bulgular; ekonomik büyüklükleri ve küresel etkileri açısından önemli rol oynayan BRICS ülkeleri ile Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilere sahip ülkelerin kendine özgü enerji stratejileri geliştirmesinin ve ekonomik büyüme ile çevresel sürdürülebilirliği birleştiren etkili politikalar oluşturmasının önemini vurgulamaktadır. Bu strateji ve politikalar, doğrudan yabancı yatırımları ve yenilenebilir enerji projelerine yönelik finansal teşviklerle birleşerek, karbondioksit emisyonlarının azaltılmasına ve ekonomik büyümenin sürdürülebilir şekilde sağlanmasına katkı sunacaktır.



Hakem Değerlendirmesi	Dış bağımsız.
Yazar Katkısı	Çalışma Konsepti/Tasarımı: E.T., Ç.D.T.; Veri Toplama: E.T., Ç.D.T.; Veri Analizi /Yorumlama: E.T., Ç.D.T.; Yazı Taslağı: E.T., Ç.D.T.; İçeriğin Eleştirel İncelemesi: E.T., Ç.D.T.; Son Onay ve Sorumluluk: E.T., Ç.D.T.
Çıkar Çatışması	Yazarlar çıkar çatışması bildirmemiştir.
Finansal Destek	Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Peer Review	Externally peer-reviewed.
Author Contributions	Conception/Design of study: E.T., Ç.D.T.; Data Acquisition: E.T., Ç.D.T.; Data Analysis/Interpretation: E.T., Ç.D.T.; Drafting Manuscript: E.T., Ç.D.T.; Critical Revision of Manuscript: E.T., Ç.D.T.; Final Approval and Accountability: E.T., Ç.D.T.
Conflict of Interest	The authors have no conflict of interest to declare.
Grant Support	The authors declared that this study has received no financial support.

Yazar Bilgileri Author Details

Esra Topaloğlu (Doktora Öğrencisi)

¹ Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Bölümü, Antalya, Türkiye

 0000-0001-9374-5404  topalogluesra3@gmail.com

Çiğdem Demir Toker (Doç. Dr.)

² Akdeniz Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Antalya, Türkiye

 0000-0003-3291-3085  demircigdem@akdeniz.edu.tr

Kaynakça | References

- Arı, A. (2021). Yenilenebilir enerji ve doğrudan yabancı yatırımlar. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 23(40), 122-131.
- Aksakal, M. (2011). *Görünürde ilişkisiz regresyon modelleri ve turizm sektörü üzerine bir uygulama*. (Yüksek Lisans Tezi). İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Aksakal, M., & Arıcıgil Çılan, Ç. (2015). Türkiye'ye yönelik turizm talebinin görünürde ilişkisiz regresyon modelleri ile incelenmesi. *Uluslararası İktisadi Ve İdari İncelemeler Dergisi* (14), 235-256. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ulikidince/issue/21614/232167>
- Bai, J. (2009). Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, 77(4), 1229-1279. <https://doi.org/10.3982/ECTA6135>
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
- Baltagi, B. H. (2015). *The Oxford Handbook of Panel Data*. New York: Oxford University Press.
- Bersvendsen, T., & Ditzén, J. (2021). Testing for slope heterogeneity in Stata. *Stata Journal*, 21(1), 51-80. <https://doi.org/10.1177/1536867X2110000>
- Blomquist, J., & Westerlund, J. (2013). Testing slope homogeneity in large panels with serial correlation. *Economics Letters*, 121(3), 374-378. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.09.012>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007>
- Chudik, A., Pesaran, M. H., & Tosetti, E. (2011). Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels. *Econometrics Journal*, 14(1), C45-C90. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2010.00330.x>
- Cole, M. A., Elliott, R. J., & Strobl, E. (2008). The environmental performance of firms: The role of foreign ownership, training, and experience. *Ecological Economics*, 65(3), 538-546. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.07.025>
- De Hoyos, R. E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-datamodels. *The Stata Journal*, 6(4), 482-496. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600403>



- Ditzen, J., Karavias, Y., & Westerlund, J. (2021). Testing and Estimating Structural Breaks in Time Series and Panel Data in Stata. *Discussion Papers*, 21-14.
- Erdinç, Z., & Aydınbaş, G. (2020). Yenilenebilir enerji tüketiminin belirleyicileri üzerine panel veri analizi. *Journal of Social, Humanities and Administrative Sciences*, 6(24), 346-358. <http://dx.doi.org/10.31589/JOSHAS.266>
- Erdugan, F. (2012). *Görünürde İlişkisiz Regresyon Modellerinde Parametre Tahmin Yöntemleri*. (Doktora Tezi). Çukurova Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Adana.
- Ertekin, M. N. (2023). *Yenilenebilir ve Yenilenemeyen Enerji Tüketimi, CO2 Salımı ve Sürdürülebilir Kalkınma İlişkisi: Türkiye Örneği*. (Yüksek Lisans Tezi). Bandırma Onyedil Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bandırma.
- Guliyev, H. (2023). *Heterojen Yapısal Kırımları Dikkate Alan Heterojen Panel Veri Tahmincilerinin Türetilmesi: G7 Ülkelerinde Ekonomik Büyüme İle Enerji Tüketimi Arasındaki İlişki*. (Doktora Tezi). İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi, İstanbul.
- Kurucu, A. A. (2016). Yenilenebilir Enerji Örneği Üzerinden Ekolojik Modernleşme Kuramı Tartışması. *Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 2, 1-20. https://doi.org/10.1501/sbder_0000000120
- Özşahin, Ş., Mucuk, M., & Gerçekler, M. (2016). Yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: BRICS-T ülkeleri üzerine panel ARDL analizi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(11), 111-130.
- Pesaran, H. M. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Swamy, P. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Tan, Y., & Uprasen U. (2022). The effect of foreign direct investment on renewable energy consumption subject to the moderating effect of environmental regulation: Evidence from the BRICS countries. *Renewable Energy*, 201(2), 135-149. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2022.11.066>
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2018a). *Panel Zaman Serileri Analizi* (2. bs). İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2018b). *Panel Veri Ekonometrisi* (4. bs). İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *Panel Veri Ekonometrisi* (5. bs). İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Yiğit, E. (2017). *BRIC Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Karbon Emisyonları, Kentleşme ve Petrol Fiyatları Üzerine VAR Analizi*. (Yüksek Lisans Tezi). Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi, Tokat.
- Zarsky, L. (1999). Havens, Halos and Spaghetti: Untangling the Evidence About the Relationship Between Foreign Investment and the Environment. *Foreign Direct Investment and the Environment*, 13(8), 47-74.
- Zellner, A. (1962). Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations: Some Exact Finite Sample Results. *Journal of the American Statistical Association*, 58(304), 977-992. <https://doi.org/10.2307/2283326>
- Zhao, M., Chen, Q., Dai, D., Fan, Y., & Xie, J. (2024). The Spillover Effect of Foreign Direct Investment on China's High-Tech Industry Based on Interprovincial Panel Data. *Sustainability*, 16(4), 1660. <https://doi.org/10.3390/su16041660>