

CO₂ Emisyonunun Ekonomik Büyüme ve Kentleşme ile Etkileşimi: BRICS-T Ülkeleri Örneđi

Mehmet Mert TÜRK¹ ve Salih BARIŐIK²

Öz

Çalıřmada bölgesel iliřki bakımından etkin nüfuzla sahip BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika) ülkelerine ek olarak Türkiye ekonomisi tahlil edilmeye çalıřılmıřtır. 1988-2018 dönemine ait kiři bařı CO₂ emisyonu, kiři bařı GSYH ve toplam kentleşme verileri deđiřken olarak kullanılmıřtır. Çalıřmada yöntem olarak yatay kesit bađımlılıđı ve heterojenite arařtırması yapıldıktan sonra durađanlık sınaması için CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey–Fuller) Panel Birim Kök Testi ve SURADF (Seemingly Unrelated Regression Augmented Dickey Fuller) Panel Birim Kök testleri uygulanmıřtır. Daha sonra Westerlund Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eřbütünleşme Testi ile uzun dönemli iliřki arařtırılmıř ve ardından Ortak İliřkili Etkiler Modeli (CCE) ve Geniřletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi kullanılarak bu iliřki yorumlanmaya çalıřılmıřtır. Son olarak Emirmahmutođlu ve Köse (2011) Panel Nedensellik testi ile bu iliřkinin yönü ve derecesi için ampirik analiz kısmına geçilmiřtir. Ampirik analiz neticesinde kentleşmenin CO₂ emisyonuna etkisinin ilgili ülkeler ve dönem için ekonomik büyüme göre daha baskın oluđu sonucuna ulařılmıřtır. Ülke bazlı analizde karma sonuçlara ulařılsa da kentleşme ve ekonomik büyümenin CO₂ emisyonu ile çift yönlü nedensellik iliřkisi %1 anlamlılık düzeyi ađırlıklı olmak üzere tespit edilmiřtir.

Anahtar Kelimeler: CO₂ Emisyonu, Panel Veri Analizi, Çoklu Yapısal Kırılmalı Westerlund Panel Eřbütünleşme Testi, Emirmahmutođlu ve Köse (2011) Panel Nedensellik Testi

The Interaction Of CO₂ Emission With Economic Growth And Urbanisation: The Sample Of BRICS-T Countries

Abstract

In the study, in addition to BRICS (Brazil, Russia, India, China, South Africa) countries, which have an effective influence in terms of regional relations, the Turkish economy has been analysed. CO₂ emissions per capita, GDP per capita and total urbanisation data for the period 1988-2018 are used as variable: As a method in the study, after conducting cross-sectional dependence and heterogeneity research, CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller) Panel Unit Root Test and SURADF (Seemingly Unrelated Regression Augmented Dickey Fuller) Panel Unit Root tests were applied for stationarity testing. Then, the long-run relationship is investigated with the Westerlund Panel Cointegration Test with Multiple Structural Breaks and then this relationship is interpreted using the Common Correlated Effects Model (CCE) and the Extended Mean Group (AMG) estimator. Finally, Emirmahmutođlu and Köse (2011) Panel Causality test is used to analyse the direction and degree of this relationship. As a result of the empirical analysis, it is concluded that the effect of urbanisation on CO₂ emissions is more dominant than economic growth for the relevant countries and period. Although mixed results were obtained in the country-based analysis, the bidirectional causality relationship between urbanisation and economic growth and CO₂ emission was determined with a significance level of 1%.

Keywords: CO₂ Emissions, Panel Data Analysis, Westerlund Panel Cointegration Test with Multiple Structural Breaks, Emirmahmutođlu and Köse (2011) Panel Causality Test.


Atıf İin / Please Cite As:

Türk, M. M. ve Barıřık, S. (2024). CO₂ emisyonunun ekonomik büyüme ve kentleşme ile etkileřimi: BRICS-T ülkeleri örneđi. *Manas Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 13(2), 510-533. doi:10.33206/mjss.1309493


Geliř Tarihi / Received Date: 04.06.2023

Kabul Tarihi / Accepted Date: 28.11.2023

¹ Dr. Öđr. Üyesi- Tokat Gaziosmanpařa Üniversitesi, Turhal Uygulamalı Bilimler Fakültesi, mehmetmert.turk@gop.edu.tr,

 ORCID: 0000-0002-0164-2131

² Prof. Dr.- Tokat Gaziosmanpařa Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, salih.barisik@gop.edu.tr,

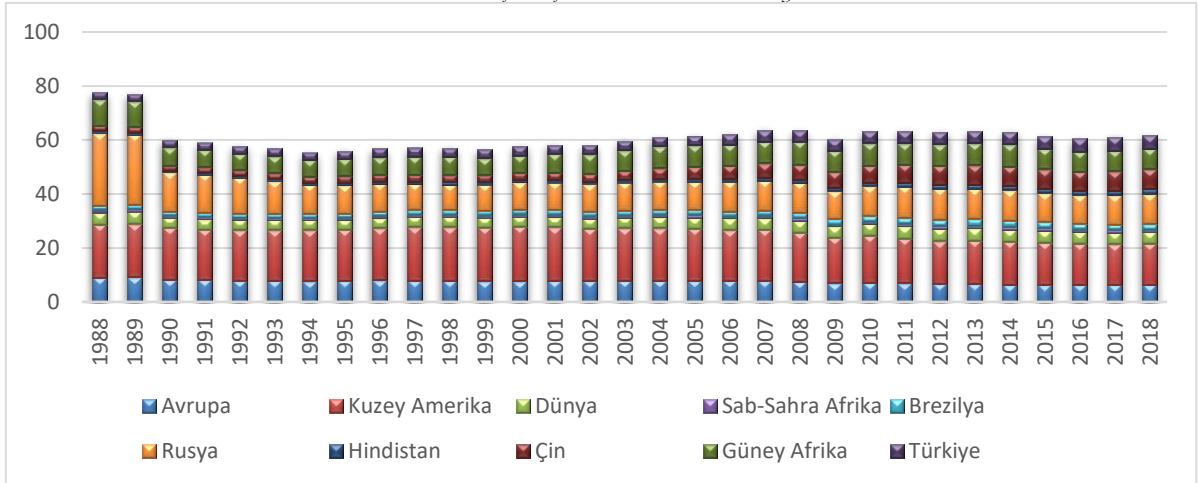
 ORCID: 0000-0002-3029-2206

Giriř

Sanayi devrimi ile artan endüstrileřme ve buna baęlı büyüyen kentlerdeki nüfus yoğunluęu artıřı ekonomik büyümeyi beraberinde getirir de sanayileřme ve kentleřme dinamięi enerji ihtiyacını da aynı oranda arttırmıřtır. Günümüze kadar enerji ihtiyacının yüksek oranlarda fosil yakıtlarla karřılanması doęal kaynakların tükenmesine ve çevresel kirlenmelere neden olarak ekonomik sürdürülebilirlik (yeřil ekonomi) kavramını gündeme tařımıřtır. Fosil yakıtların olumsuz dıřsalılıklarının artması, insanları bir yandan ikame enerji kaynak arayıřına yöneltirken dięer yandan karbondioksit (CO₂) sınırlamaları gibi pek çok çevre tahribatını önleyici tedbirlere yöneltmiřtir. Daha fazla kaynak kullanılarak veya kaynaęı daha verimli kullanarak elde edilen ülke ve dünya geneli üretim (çıktı) düzeyi bir yandan çevreye salınan gazların artmasına yol açarken bir yandan da kentleřmenin artmasına neden olmuřtur. Bu geliřmeler, ekonomik büyüme ve kentleřme gibi kavramlar ile kirlilik arasındaki iliřkinin sorgulanmasına yol açmıřtır.

İkinci Dünya Savařı sonrası ekonomik büyümenin iktisat politikalarının ilgi odaęı olması, enerji maksatlı fosil yakıtlara yönelik artan talebin yol açtıęı negatif dıřsalılıklar nedeniyle, iktisat literatüründe ekonomik büyümenin maliyetini tartıřmaya açmıřtır. Bu negatif dıřsalılıkların bařında gelen karbondioksit (CO₂) emisyonunun yol açtıęı yařam kalitesindeki bozulmalar, salt merkez ülkeleri (sanayileřmesini tamamlamıř) deęil, çevre ülkeleri de etkilemiř ve çözülmesi gereken önemli bir problem haline almıřtır. Chancel (2021) çalıřmasında sanayi devriminden bu yana Kuzey Amerika ve Avrupa'nın dünya geneli toplam CO₂ emisyonunun yarısını ürettięini belirtmekte, günümüzde dahi Kuzey Amerika'da ortalama yılda kiři bařı 20 ton, Avrupa'da ise yılda kiři bařı 10 ton CO₂ emisyonu gerçekleřtięini vurgulamaktadır. Bu sayı Çin'de 8 ton, Güney ve Güney-Doęu Asya'da 2,6 ton ve Sahra altı Afrika'da ise yılda 1,6 tondur. Tablo 1'de çalıřmanın kapsadıęı ülkelerin de dahil olduęu çeřitli ülkelere ait kiři bařı CO₂ emisyon miktarları verilmiřtir:

Tablo 1. Kiři Bařı Ortalama CO₂ Emisyonu



Kaynak: The World Bank, 2021b

Niu ve Lekse (2018) çalıřmalarında CO₂ emisyonunun temel nedenleri arasında insan kaynaklı gerçekleřen dört temel bařlık olduęunu ileri sürmüřlerdir. Gerçekleřmesi sonucunda kentleřme ve üretimden kaynaklı enerji talebinin artmasıyla sonuçlanan ve buna baęlı şekilde CO₂ emisyonunu arttıran bu bařlıklar; nüfus artıřı, ekonomik büyüme, teknolojik deęiřimler ve kentleřme kavramında yařanan sosyolojik hareketler şeklindedir (Niu ve Lekse, 2018: 3). Bu kavramsal çerçeve dâhilinde çalıřma öz olarak CO₂ emisyonunun örneklem ülkeleri için ekonomik büyüme ve kentleřme ile aralarındaki etkileřimini analiz etme amacına yöneliktir.

Çalıřmada 1988-2018 arası yıllık veriler kullanılarak BRICS-T ülkeleri şeklinde literatürde gruplanan Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye için kiři bařı CO₂ emisyonu, kiři başına düşen reel gayri safi yurt içi hâsıla (GSYH) ve kentleřme arasındaki uzun dönemli iliřki ve nedensellik arařtırılmıřtır. Uygulanan modelin dengeli panel bütünlüęü saęlaması için örneklem dönemi 1988-2018 olarak alınmıřtır. Çalıřmada duraęanlık arařtırması için Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) ve Seemingly Unrelated Regression Augmented Dickey Fuller (SURADF) birim kök testleri uygulanmıřtır. Eřbütünlüğe iliřkisi için Westerlund (2006) tarafından geliřtirilen çoklu yapısal kırılmalı panel eřbütünlüğe testi kullanılarak yatay kesit baęımlılıęı şartlarından baęımsız olarak uzun dönemli iliřki

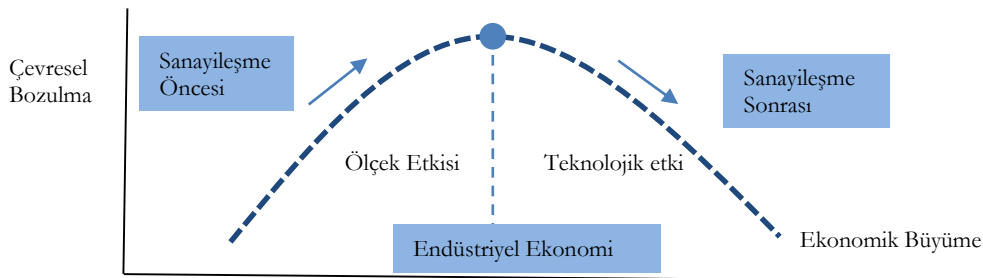
araştırılmıştır. Değişkenlerin uzun dönem katsayıları, Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE) ve Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) katsayı tahminleri kullanılarak araştırılmıştır. Son olarak değişkenler arası nedensellik sınaması için Emirmahmutoglu ve Köse (2011) tarafından geliştirilen Panel Fisher Test yöntemi kullanılarak ilişkinin varlığı ve yönü tespit edilmiştir. Çalışma dört bölüm şeklinde tasarlanmış, giriş bölümünden sonra CO₂ emisyonu, ekonomik büyüme ve kentleşmeye dair teorik altyapı verilmiştir. ikinci başlık literatür kısmına ayrılmış ve alanda yapılmış çalışmalar özetlenmiştir. Üç ve dördüncü bölümde sırasıyla veri seti ve ekonometrik yöntemle birlikte uygulanan testlerden elde edilen bulgular yer almıştır. Çalışmanın son kısmında ise uygulanan ampirik testler neticesinde elde edilen bulgular genel bir değerlendirme halinde sunulmuştur.

Teorik Çerçeve

2019 pandemisi nedeniyle fosil yakıtlarda gerçekleşen talep düşüklüğü, 2020 yılında CO₂ emisyonunu %5,8 azaltarak tüm zamanların en yüksek düşüşünün gerçekleşmesine neden olmuştur. Bu düşüşe rağmen sanayi devrimi öncesi dönemle mukayese edildiğinde, toplam CO₂ emisyon miktarı sanayi devrimi başlangıcına göre hala %50 daha fazla emisyonu tekabül etmektedir. 2021 yılında ise fosil yakıtlara oldukça yüksek talep artışı gerçekleşerek (sadece kömüre dayalı enerji talebi %60 artmış) 2020 yılında düşen CO₂ emisyonunun %80 oranında artmasına neden olmuştur (IEA, 2021). Tarihsel süreç içerisinde ekonomik büyüme kavramı ve çevresel tahribatlar eşanlı hareket etmiş, 21.yy'a gelindiğinde çevresel tahribat kavramı daha çok sera gazı emisyonu özelinde toplanmıştır. Ekonomik büyümenin ana belirleyicisi olan sanayileşme, ekosistemi bütüncül şekilde etkileyen sera gazlarının temel yapısını etkilemektedir. Sanayileşme ile artan enerji ihtiyacı bir yandan fosil yakıt kullanımını arttırırken diğer yandan da ekonomik büyümenin kentleşme oranlarını arttırması ile tahrip edilen yeşil alanlar atmosferdeki CO₂ tutulumunun azalmasına yol açmaktadır. Bu konu üzerinde fenomen olan temel hipotez, Çevresel Kuznets Eğrisi (EKC) olarak adlandırılan yapı ile ilişkilendirilmiştir.

EKC hipotezi, klasik Kuznets Eğrisi olarak literatüre geçen sanayileşen ülkelerdeki ekonomik büyüme ile gelir dağılımı adaletsizliği arasındaki ilişkiyi gösteren modelin çevreye adapte edildiği bir kuram olup, Simon Kuznets tarafından ortaya atılmıştır. Hipotez temel olarak ekonomik büyümeye paralel olarak artan gelir artışının maliyeti olarak çevresel kirlenmedeki artışı göstermektedir. Hipoteze göre ekonomik büyüme ve gelir artışının sürekliliği çevresel kirlenmeyle paralel gitmeyerek, bir noktada ekonomik büyümenin devamlılığı hem gelir artışında hem de çevresel kirlenmede düşüş yaşanmasına neden olacaktır (Bozkurt ve Okumuş, 2015: 24). Grossman ve Krueger (1991) tarafından öncül çalışmalarının gerçekleştirildiği EKC; ters-U biçimli ilişkinin çevresel kalite ve kişi başına düşen gelir arasında belirli bir eşik düzeyinden sonra ortaya çıktığı varsayımına dayanmaktadır (Polat ve Ergün, 2023: 114).

Ülkelerin sanayileşme modellerine göre hızları değişmekle birlikte az gelişmiş ekonomilerde görülen tarım tabanlı üretim modelinin çevresel kirlilik düzeyinde görece yansız olduğu bilinmektedir. Ancak refah artışı hedefiyle sanayileşme ve büyüme stratejisinin yarattığı kaynak ihtiyacı, doğal kaynaklar üzerinde hem tüketici hem de tahrip edici teknolojilerin kullanımını zaruri kılmaktadır. Belirli gelir seviyesinde kazanılan çevre bilinci nedeniyle yıkıcı üretim modeli terk edilir ve çevre duyarlılığı yüksek organizasyonel üretim biçimi teşvik edilmeye başlanarak çevresel tahribatın önüne geçilmektedir. Salvador-Guerra, Jimber-del-Río ve Vergara-Romero (2023)'ya göre EKC'nin özeti sanayileşme güdüsüyle hareket eden düşük gelirli ülkelerde kirliliğin arttığı, yüksek gelirli ülkelerde azaldığı, orta gelirli ülkelerde ise gelir-kirlilik ilişkisinin ters-U biçiminde olduğu şeklindedir (Salvador-Guerra vd., 2023: 1794). Bu açıklamalar ışığında EKC hipotezine ait şekilsel gösterim şu şekildedir:



Kaynak: (Balsalobre-Lorente, Driha, Halkos ve Mishra, 2022, s. 229)

Şekil 1. Çevresel Kuznets Eğrisi

EKC hipotezi çerçevesinde çevresel bozulma (kirlilik) ve buna sebep olan faktörleri belirlemek için yaygın olarak kullanılan model denklem (1)'de verilmiştir:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 k_{it}^2 + \beta_3 k_{it}^3 + \beta_4 l_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

y çevresel bozulmayı (kirlilik), k geliri, l ise çevresel bozulmaya sebep olmuş diğer değişkenleri temsil etmektedir. $(\beta_1 \dots \beta_4)$ katsayıları ise açıklayıcı değişkenlerin çevresel bozulmaya olan uzun dönemli etkilerini temsil etmektedir. Modelde "i" kesit boyutunu "t" ise zaman boyutunu göstermektedir (Aytun, 2014: 3).

Oluşturulan modele ait çevre ve gelir odaklı olası sonuçlar şu şekildedir (Balin ve Akan, 2015: 84):

- i. $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ ise k ile y arasında ilişki yoktur,
- ii. $\beta_1 > 0$ ve $\beta_2 = \beta_3 = 0$ ise k ile y arasında doğrusal oranda artan bir ilişki vardır,
- iii. $\beta_1 < 0$ ve $\beta_2 = \beta_3 = 0$ ise k ile y arasında doğrusal oranda azalan bir ilişki vardır,
- iv. $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ ve $\beta_3 = 0$ ise k ile y arasında ters-U (EKC) ilişkisi vardır,
- v. $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ ve $\beta_3 = 0$ ise k ile y arasında U şeklinde fonksiyonel bir ilişki vardır,
- vi. $\beta_1 < 0, \beta_2 < 0$ ve $\beta_3 > 0$ ise k ile y arasında N şeklinde bir fonksiyonel ilişki vardır,
- vii. $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ ve $\beta_3 > 0$ ise k ile y arasında ters-N şeklinde bir fonksiyonel ilişki vardır.

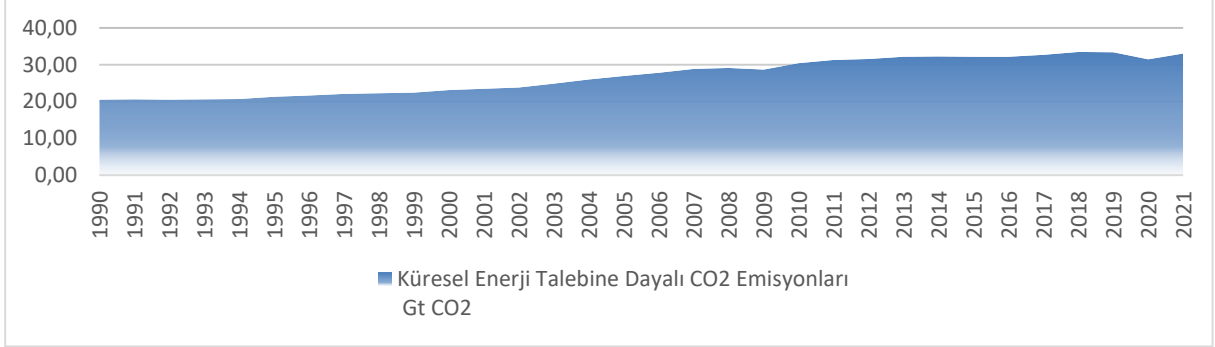
Ekonomik büyümenin çevre üzerine etkisini inceleyen Grossman ve Krueger (1991) çevresel bozulmalar üzerinde etkisi olan öğeleri; yapısal etki, ölçek etkisi ve teknoloji etkisi olarak sınıflamaktadır. Yatırım politikaları ve dış ticaret yapılarını ise sayılan bu üç temel başlık altında sürece dâhil ederek çevresel değişimler üzerinde belirleyici olduğunu vurgulamışlardır (Grossman ve Krueger, 1991: 3). Ölçek etkisi olarak üretim ve tüketim alışkanlıklarının toplam üretim düzeyinde yaratacağı dalgalanmalar (hammadde ihtiyacı, ürün talebi, enerji ihtiyacı vb.) kastedilirken, yapısal etkide ise sanayileşme aşamalarına göre değişiklik ihtiva eden, tarıma dayalı ekonominin sanayileşme sürecinde geçirdiği dönüşümün çevresel ve sosyal yapıda bıraktığı etkiler ifade edilmektedir (Everett vd., 2010: 20).

Teknolojik etkide ise diğer maddelerden ayrılarak tüketim materyallerinde gerçekleşen çevre dostu ürün tercihlerinin yaygınlaşması ve üretimin sistematik hale gelmesi ile çevresel yapı üzerinde bırakılan tesirin olumlu olacağı vurgulanmaktadır (Orubu ve Omotor, 2011: 4179). Cole (2004) çalışmasında bu etkilerin yanında kompozisyon etkisinden de bahsederek ülke ticaretine konu olan ürün kompozisyonlarının çevre üzerinde olumlu ve olumsuz olmak üzere çift yönlü etki bırakacağını belirtmektedir. Ülke sınıflandırmalarını ilgilendiren bu etki gelişmiş ve gelişmekte olan ülke çıktılarında gerçekleşen ürün bileşenleriyle ilgilidir. Örneğin ağır sanayi sektörüne dayalı gelişmiş ülke ekonomileri son yıllarda hafif imalat sanayi ve hizmet sektörü üzerine çıktı kompozisyonlarında değişikliğe gitmelerinin aksine gelişmekte olan ülke ekonomileri ağır sanayi sektörlerinde uzmanlıklarını arttırmaya başlamış ve ekonomik modellerini bunun üstüne kurmaya yönelmişlerdir (Cole, 2004: 72). Gelişmekte olan ülkelerde yaygın olan tasarruf yetersizliğinin neden olduğu doğrudan yabancı yatırımlara (DYY) bağımlı kalmış ekonomik yapı, toplam ürün kompozisyonlarının ülkelerin makroekonomik politikalarından ziyade yatırım yapan sermaye tarafından belirlenmesine imkân tanımıştır. Bu da karbon emisyonu konusunda ülkelerin daha esnek ve DYY'ye karşı daha edilgen kalmalarına yol açmaktadır.

Ürün kompozisyonlarında ve karbon emisyon oranları üzerinde doğrudan yabancı yatırımların bu etkisi literatürde "dibe doğru yarış" (race to the bottom) ve "kirlilik sığınağı" (pollution haven) şeklinde iki hipotezin gelişmesine yol açmıştır. Dibe doğru yarış hipotezinde firmaların maliyet avantajı elde edebilmek için çevresel düzenlemelerin esnek olduğu ülkeleri tercih ettiği vurgulanmıştır. Bu hipotezde ekonomik büyüme içerisinde önemli payı olan ticaret ve sanayileşme kavramlarının agresif büyüme stratejisi içinde olan gelişmekte olan ülkelere uluslararası çevresel standartları esnetebileceği vurgulanmaktadır (Frankel, 2009: 18). Kirlilik sığınağı (pollution haven) olarak adlandırılan hipotezde de benzer vurgular çok uluslu şirketlerin gelişmekte olan ülkelere yaptığı yatırımlar üzerinde yoğunlaşmaktadır. Buna göre sanayileşmelerini tamamlamış kuzey ülkeleri üretimlerini daha esnek çevresel standartların olduğu güney ülkelere kaydırarak kirlilik sığınağı yaratmakta denilmektedir (Cole, 2004: 71). Kuzey ülkelerinin yüksek refah düzeyinin sürdürülebilirliği uğruna uygulanan katı çevresel standartlar ile Güney ülkelerin ekonomik büyüme iştahı ile esnetilen çevresel standartların ortaya çıkardığı ekonomik ilişki kirlilik sığınağı hipotezinin temelini oluşturmaktadır. Her iki hipotezde de ekonomik büyüme ve çevresel etkiler ürün kompozisyonları, uygulanan sanayileşme ve ticaret modelleri, enerji ihtiyaçları vb. öğeler incelenmiş ve gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ekonomik büyüme stratejilerinin yol açtığı çevresel tahribatlara vurgu yapılmıştır.

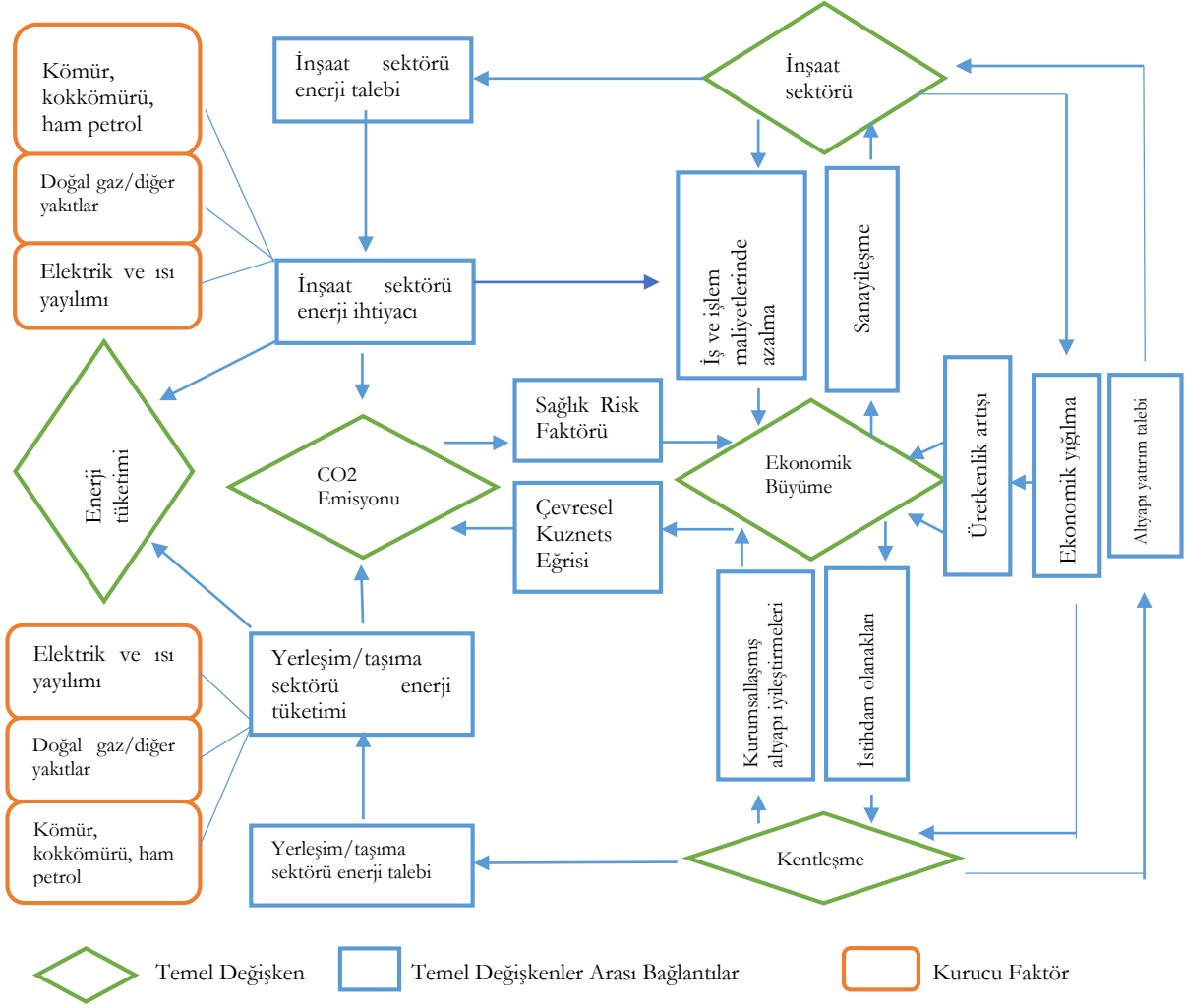
Uluslararası Enerji Ajansı (IEA) (2015) raporuna göre toplam fosil yakıtlara bağlı emisyon miktarı 2012 yılında Çin, Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ve Hindistan tarafından domine edilmiş ve toplam emisyonun yaklaşık yarısı bu üç ülke tarafından gerçekleştirilirken; Çin, ABD, Rusya, Almanya, Kore, Kanada, İran ve Suudi Arabistan ise toplamın üçte ikisine karşılık gelen bir CO₂ emisyonu gerçekleştirdiği vurgulanmıştır. 1990-2014 dönemine bakıldığında Çin’de karbon emisyonu 3 kat artarken Hindistan’da 2,5 kat artış göstermiştir (IEA, 2015, s: 26-27). Günümüzde gelişmekte olan ülkeler ve piyasalar küresel CO₂ emisyonlarının üçte ikisinden fazlasını oluşturmaktadır. Gelişmiş ekonomilere bakıldığında ise 2021 yılında gerçekleşen emisyon artışlarına rağmen yapısal olarak %4 düşüş gerçekleşmiştir. 2000’li yıllardan itibaren bakıldığında 1,8 gigaton (Gt) CO₂ emisyonu azalmış ve toplam emisyon içindeki payı 2021 itibarıyla %20 azalarak küresel toplamın üçte birinden daha aza düşmüştür (IEA, 2021: 13).

Tablo 2. *Küresel Enerji Talebine Dayalı CO₂ Emisyonları (GigaTon- Gt)*



Kaynak: IEA, 2021, s. 11

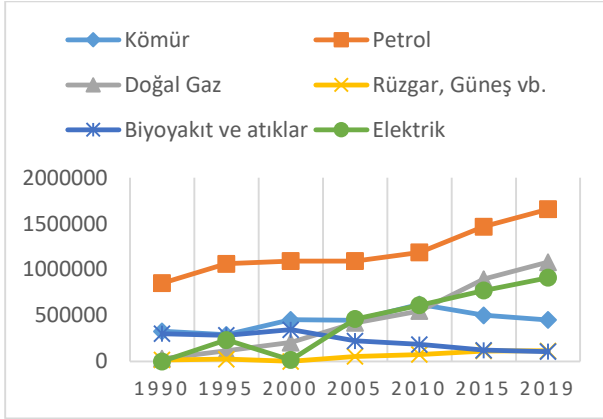
Gelişmiş ve Gelişmekte Olan ekonomilerin iktisadi büyümeye yönelik sanayileşme pratiklerinde meydana gelen dönüşüm, küresel CO₂ emisyon dağılımının değişkenliği için açıklayıcı doneler sunmakta ve CO₂ emisyonu ile ilişkili literatürü daha çok ekonomik büyüme ve kentleşme üzerinde çalışmaya yöneltmektedir. Bu üçlü yapı arasındaki korelasyonu inceleyen çalışmalarda sıkça vurgulanan hızlı ekonomik büyümenin kent nüfusları üzerinde ivmelendirici etkiler bıraktığı ve hem büyüme hem de kentleşmenin bir arada artışının karşılıklı birbirini besleyerek yetersiz altyapı (endüstriyel kirlilik, araç egzoz emisyonları, katı atık vb.) nedeniyle enerji ihtiyacına dayalı CO₂ emisyonunu yükselttiği şeklindedir (Ahmad vd., 2019: 1086). Bu üçlü yapı alt başlıkları ile beraber (CO₂ - ekonomik büyüme-kentleşme) detaylandırılarak aralarındaki korelasyon ve nedensellik ilişkisi Şekil 2’de verilmiştir:



Kaynak: Ahmad, Zhao ve Li, 2019, s. 1087

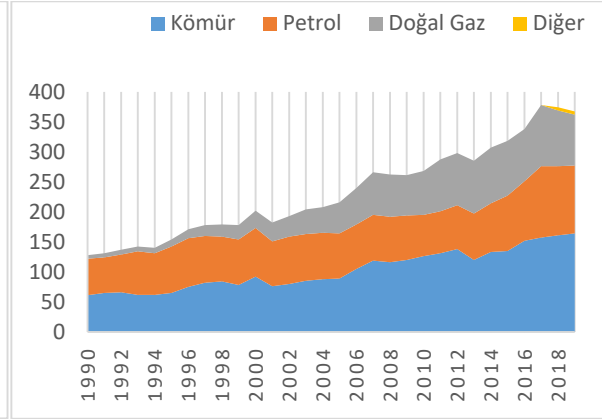
Şekil 2. *CO₂ Emisyonu, Yapılaşma Sektörü, Enerji Tüketimi, Ekonomik Büyüme Ve Kentleşme Arasındaki Etkileşim*

Türkiye özelinde değerlendirildiğinde; İEA (2021) son 20 yıldır gerçekleşen nüfus ve ekonomik büyüme artışının yol açtığı enerji ihtiyacının giderilmesinde petrol ve doğal gaz ithalatına olan yüksek bağımlılığa vurgu yapmış (sırasıyla %93 ve %99), karbon emisyonunda önemli bir yer tutan kömürün hala önemli bir enerji kaynağı olduğunun altını çizmiştir. Enerji ihtiyacının karşılanmasında kömür her ne kadar petrol, doğalgaz ve elektriğin ardından dördüncü sırada yer alsada karbon emisyonunda açık ara ilk sırada yer almaktadır. Türkiye'nin enerji ihtiyacı için başvurduğu kaynaklar ve tüketimine dayalı emisyon miktarları sırasıyla Şekil 3 ve 4'te verilmiştir:



Kaynak: IEA, 2021

Şekil 3. Enerji Tüketiminin Kaynaklara Göre Dağılımı (T)



Şekil 4. Kaynaklara Göre CO₂ Emisyonunları (Mt)

Literatür Özeti

Literatürde CO₂ emisyonu, kentleşme ve büyümenin birlikte incelendiği çalışmalar olduğu gibi, bu ilişkileri ikiye bölünmüş gruplar halinde analiz eden çalışmalar da mevcuttur. Q. Wang vd., (2016), Wang vd., (2016) ve Ahmad ve Zhao (2018b) kentleşmeden CO₂ emisyonuna yönelik tek taraflı nedensellik saptarken, Wang (2014), Li ve Lin, (2015) ve Fan vd. (2017) kentleşmeden enerji ihtiyacına tek taraflı ilişki saptamıştır. Enerji tüketimi ekonomik büyüme ilişkisi sıklıkla EKC kapsamında araştırılmış ve Abdulqadir (2023), Lan-yue vd. (2017), Özokcu ve Özdemir (2017) ve Ahmad ve Zhao (2018a) tüketimden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik tespit etmişlerdir. Konuyu salt nedensellik ilişkisinden ileri taşıyarak EKC hipotezine uygunluk yönünden ele alan çalışmalardan Hao ve Cho (2022); Çin ekonomisi üzerine gerçekleştirdikleri 1990-2019 örneklem dönemini kapsayan çalışmalarında EKC'nin ters U biçimini aldığı bir ilişki saptamış ve ekonomik büyüme, kentsel altyapı ve CO₂ emisyonu arasında kuvvetli pozitif ilişki, kentsel altyapı-CO₂ emisyonu arasında ise zayıf bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Aynı şekilde Gieraltowska, Asyngier, Nakonieczny ve Salahodjaev (2022) Dünya Bankası kaynaklı 2000-2016 dönemini kapsayan 163 ülke verisini inceledikleri çalışmalarında, CO₂ emisyonlarının kentleşme ve ekonomik büyüme ile ilişkisinin ters U şeklini aldığı yapıyı saptayarak EKC varsayımlarını teyit etmişlerdir. Myszczyzsyn ve Suproń (2022) Visegrad Bölgesi ülkelerindeki (V4) CO₂ emisyonları ve enerji tüketiminin neden olduğu çevresel bozulma, ekonomik büyüme düzeyi ve kentleşme arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında 1996-2020 dönemi verilerini kullanarak ARDL sınır testi uygulamışlardır. Analiz sonuçlarına göre kentleşme ve CO₂ emisyonu arasında çift yönlü, CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında ise var olan ilişkinin ülkeden ülkeye değişiklik gösteren bir yapı içinde olduğunu ortaya koymuşlardır. Balin ve Akan (2015) ise 27 gelişmiş ülke verisini 1997-2009 örneklem dönemini dikkate alarak EKC kapsamında ele almış ve panel veri metodolojisi izledikleri çalışmalarında CO₂ emisyonu ile kişi başına düşen gayri safi yurt içi hâsıla (GSYİH) arasında geleneksel U şeklindeki EKC'den farklı olarak, "N" notasyonuna benzer bir ilişki bulunduğunu tespit etmişlerdir. Geniş kapsamlı çalışmalardan biri olan Atalay ve Akan (2023) ise 37 OECD ülke verisini 1990-2015 dönemi için EKC hipotezine göre test etmiştir. Kentleşme ve CO₂ emisyonu özelinde ulaşılan sonuca göre, hipotezin varsayımları 14 ülke için geçerli kanıt sunarken 23 ülke için yanlışlanmıştır. Bunlara ek olarak Aydoğdu ve Özşahin (2023), Acaroğlu, Kartal ve García Márquez (2023), Massagony ve Budiono (2023), Hussain, Li, ve Yang (2023) gibi pek çok araştırmacı farklı ülke grupları üzerine EKC hipotezini test etmiş ve modelin varsayımlarını doğrular nitelikteki ilişkileri ampirik olarak ortaya koymuşlardır.

CO₂ ve kentleşme literatürüne bakıldığında; Cheng ve Hu (2023) 1997-2018 dönemi verilerini kullanarak Çin'de gerçekleşen yoğun kentleşme ve kentsel yayılmanın CO₂ emisyonu ile arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda Çin için kentleşmenin CO₂ emisyonunu arttırdığı sonucunu elde etmişlerdir. Grodzicki ve Jankiewicz (2022) 1995-2018 dönemi için Avrupa'daki CO₂ emisyonu, yenilenebilir enerji tüketimi ve kentleşme üzerine gerçekleştirdikleri çalışmalarında CO₂ emisyonu ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında zıt yönlü bir ilişki tespit etmişken, kentleşme düzeyindeki artışın CO₂ emisyon miktarını arttırdığını tespit etmişlerdir. Niu ve Lekse (2018) ise kentleşme ve CO₂ emisyonu etkileşimini dinamik mekânsal Durbin Panel modeli yardımıyla kısa ve uzun vade için araştırmış, kısa vadede kentleşme hızı, şehirlerarası mesafelerin kısalması vb. etkilerin CO₂ emisyonunu düşürmesine

rağmen uzun vadede kontrolsüz yapılaşma ve kentleşmenin bu olumlu etkiyi ortadan kaldıracaklarını saptamışlardır. Martínez-Zarzoso ve Maruotti (2011) gelişmekte olan ülkeler için 1975-2003 arası dönemi çalışmış, kentleşme ve CO₂ emisyonu ilişkisinin kentleşmenin düşük olduğu ülkelerde CO₂ emisyonunun da düşük olduğunu tespit ederek bu ilişki yapısının ters U şeklinde olduğunu vurgulamışlardır. Liu vd. (2014) Çin'in farklı bölgelerine ait 2006-2010 verileriyle CO₂ emisyonuna etki edecek değişkenleri mekânsal ekonometri yöntemiyle analiz etmiştir. İlgili dönem için bölgeler arası CO₂ emisyonları arasında korelasyon tespit etmiş ve kentleşmenin karbon emisyonu üzerindeki negatif etkisi yanında diğer olumsuz etkileri de gözeterek dekarbonizasyon için kontrol değişkeninin ekonomik büyüme değil enerji tüketimi olması gerektiğini vurgulamışlardır. Siddique vd. (2020) ise panel eşbütünleşme ve granger nedensellik testi uygulayarak 1983-2013 dönemi Güney Asya ülkelerini analiz ettiği çalışmasında Granger nedensellik testi uygulamış ve enerji tüketimi - CO₂ ve kentleşme - CO₂ arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi saptamıştır.

Raheem ve Ogebe (2017) panel veri analizi uygulayarak 20 Afrika ülkesi için 1980-2013 verilerinde yararlanarak yaptıkları çalışmalarında sanayileşme ve kentleşmenin CO₂ üzerinde olumsuz etkiler bıraktığını ancak kişi başına düşen milli gelir de gerçekleşecek iyileşmelerle bu negatif etkinin ortadan kalkacağını tespit etmişlerdir. : Wang vd. (2018) 1980-2011 dönemi için 170 ülke verisinden yararlanarak etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma metodlarını kullanarak geleceğe yönelik tahminlere de yer verdikleri çalışmalarında CO₂, kentleşme, enerji talebi ve milli gelir arasında uzun dönemli ilişki ve karşılıklı nedensellik ilişkileri tespit etmişlerdir. Shahbaz vd. (2014) Birleşik Arap Emirlikleri için 1975-2011 arası çeyrek dönem verilerinden yararlanarak VECM Granger Nedensellik Testi uyguladığı analizinde kentleşmeden CO₂ emisyonuna ve milli gelirden CO₂ emisyonuna doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi saptamış, elektrik tüketiminin CO₂ emisyonunu azaltıcı etki yaptığını saptamışlardır. Salahuddin vd. (2019) Güney Afrika için 1980-2017 dönemi verilerini kullanarak ARDL sınır testi ve BAİ ve Perron çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi metodlarını uyguladıkları çalışmalarında kentleşme ve CO₂ arasında hem uzun dönemli ilişki hem de çift yönlü nedensellik ilişkisi saptamışlardır. Görüldüğü gibi yapılan analizlerde genellikle nedensellik ilişkisi çalışılmıştır. Bunun altından yatan temel sebep değişen üretim araçları ve teknolojinin kırsalda yaşamayı kentlerde yaşamaya oranla gittikçe dezavantajlı konuma getirmesidir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde gerçekleşen endüstrileşme yeni iş imkânları yaratarak kırdan kente göçü hızlandırmakta ve kentlerde biriken nüfusun artması yanında sanayileşmenin getirdiği enerji talebi CO₂ emisyonlarını arttırmaktadır.

CO₂ ve ekonomik büyüme literatürüne bakıldığında; Jebabli, Lahiani ve Mefteh-Wali (2023) G7 ülkeleri için 1820:Q1-2021:Q4 çeyreklik verileri kullandıkları 202 yıllık bir periyodu kapsayan detaylı çalışmalarında; CO₂ emisyonları ve ekonomik büyüme ilişkisinde heterojenliğin ve niceliksel asimetrisinin altını çizmişlerdir. Naseem, Hu, Shi, Mohsin, ve Jamil (2023) BRICS ülkelerini kapsayan çalışmalarında metod olarak Pedroni Panel Eşbütünleşme, Dinamik Sıradan En Küçük Kareler ve Kantil Regresyon testlerini kullanmış ve ekonomik büyüme ile CO₂ arasındaki ilişkinin çift yönlü olduğunu tespit etmişlerdir. Kartal, Kılıç Depren, Ali ve Nurgazina (2023) ise ekonomik büyüme ve CO₂ emisyonunu kömür kullanım oranları özelinde değerlendirmiştir. Kömür kullanımı bakımından önemli iki ülke olan Çin ve Hindistan ekonomileri üzerine ARDL simülasyonları uyguladıkları çalışmalarında 1990-2021 dönemi yıllık verilerini kullanmış ve kömür kullanımının bu ülkelerde ekonomik büyüme üzerinde bıraktığı etkinin zayıf olduğunu tespit etmişlerdir. Iqbal, Tang ve Rasool (2023) 2000-2018 dönemi için BRIC ülkelerinde CO₂ emisyonu, doğrudan yabancı yatırımlar, ihracat, işgücü ve ekonomik büyüme ilişkisini araştırdıkları çalışmada, değişkenler üzerinde Dumitrescu Hurlin paneli nedensellik testi uygulamış ve karbon emisyonları ile ekonomik büyüme arasında ve ekonomik büyüme ile doğrudan yabancı yatırım arasında çift yönlü, ihracat ve işgücünden ekonomik büyümeye ise tek yönlü nedensellik varlığı bulgusuna ulaşmışlardır. İnal, Addi, Çakmak, Torusdağ ve Çalışkan (2022) ise Afrika'daki petrol üreten ülkeler üzerine gerçekleştirdikleri çalışmalarında ekonomik büyüme, CO₂ emisyonları ve yenilenebilir enerji değişkenleri arasındaki ilişkiyi panel nedensellik analizi ile test etmişlerdir. Analiz sonucunda CO₂ emisyonlarının yenilenebilir enerjiye kıyasla ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin çok daha belirgin olduğunu tespit etmişlerdir. Ang (2007) ise çalışmasında 1960-2000 dönemi için Fransa ekonomisini çalışmış ve uyguladığı VECM ve eşbütünleşme testleri sonucunda ekonomik büyümeden CO₂ 'ye yönelik tek yönlü ilişki tespit etmişlerdir. Narayan ve Narayan (2010) çalışmalarında 1980-2004 dönemi için 43 gelişmekte olan ülkeyi analiz etmiştir. Çalışmalarında EKC kapsamında incelemiş ve uzun vadeli gelir esnekliğinin, kısa vadeli esneklikten daha küçük olduğu durumlarda, CO₂ emisyonunun gelir artışıyla ters orantılı olacağını saptamışlardır. Acheampong (2018) 116 ülke ekonomisini 1990-2004 dönemi için panel VAR (PVAR) yöntemiyle tahlil etmiş ve ekonomik büyüme ile CO₂ emisyonu arasında çift yönlü nedensellik saptamıştır. Mirza ve Kanwal (2017) Pakistan için 1971-2009 dönemi yıllık verilerini kullanarak Johansen eşbütünleşme, ARDL ve

VECM testlerini uyguladıkları çalışmalarında ekonomik büyüme ve CO₂ emisyonu arasında çift yönlü nedensellik tespit etmişlerdir. Coondoo ve Dinda (2002) çalışmasında kişi başı GSYH ve kişi başı CO₂ emisyonunu 1960-1990 dönemi için 88 ülke kapsayacak şekilde detaylandırarak farklı ülke grupları için 3 farklı nedensellik yönü saptamışlardır. Emisyondan gelire doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin Kuzey Amerika ve Avrupa'nın gelişmiş ülkeleri için geçerli olduğunu, gelirden emisyonla doğru tek yönlü ilişkinin ise Orta ve Güney Amerika ile Japonya ve Okyanusya (Avustralya, Endonezya, Fiji, Kiribati, Marshall Adaları, Mikronezya, Nauru ve Palau) ülkeleri için anlamlı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çift yönlü nedensellik ilişkisine ise sadece Asya ve Afrika ülkelerinde rastlayabilmişlerdir. Lee ve Lee (2009)' de aynı şekilde kişi başı GSYH ve kişi başı CO₂ emisyonunu değişken olarak kullandıkları modellerinde 1971-2003 dönemi için 109 ülkeyi panel SUR ve FMOLS yöntemiyle analiz etmiş ve aralarında uzun dönemli ilişkinin varlığını saptamışlardır.

Özbek ve Oğul (2022) 1990-2018 dönemi verilerini kullanarak Türkiye'de EKC'nin geçerliliğini test etmişlerdir. ARDL, FMOLS ve CCR yöntemlerini uyguladıkları çalışmalarında kısa ve uzun dönemde EKC hipotezinin Türkiye için geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Soytaş ve Sari (2009) çalışmalarında Türkiye'nin 1960-2000 dönemini analiz etmiş ve Türkiye'de ekonomik büyüme planlamaları yapılırken karbon emisyonlarının göz ardı edilebileceğini çünkü aralarında herhangi bir eşbütünlük ilişkisinin olmadığını vurgulamışlardır. Topcu vd. (2019) 1960-2011 dönemi için Türkiye'de kentleşme gelir ve CO₂ emisyonunu araştırmış ve kentleşme hem uzun dönemde hem de kısa dönemde karbon emisyonunun granger nedeni iken, gelir artışı sadece uzun dönemde CO₂ emisyonunun granger nedeni olduğunu saptamıştır. Pata (2018) ise Türkiye için 1974-2013 dönemini ARDL sınır testi ile analiz ettiği çalışmada kişi başı GSYH artışı ve kentleşmenin kişi başı CO₂ emisyonunu arttırdığını tespit etmiştir. Öztürk ve Acaravcı (2010) 1968-2005 dönemi Türkiye'de ekonomik büyüme, CO₂ emisyonu ve enerji tüketimini araştırdıkları çalışmalarında yine ARDL yöntemini kullanmış ve gelirin CO₂ karşısındaki esnekliğinin -0,606 olduğunu saptamış ve karbon emisyonunun ekonomik büyüme ile ilgili herhangi bir granger nedenselliği taşımadığını saptamışlardır. Yıldız (2019) E-7 ülkeleri için 1992-2004 dönemini çalışmış ve Emirmahmutoglu ve Kose (2011) nedensellik testini kullanarak kentleşmeden CO₂ emisyonuna, enerji tüketiminden kentleşmeye ve ekonomik büyümeden kentleşmeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Topallı (2016) 1980-2010 dönemi için Hindistan, Çin, Brezilya ve Güney Afrika ülkeleri üzerine uyguladığı panel nedensellik ve panel eşbütünlük testleri sonucu ekonomik büyümeden karbon emisyonuna doğru tek yönlü nedensellik saptamış ve ekonomik büyümede gerçekleşecek %1'lik artışın Brezilya'da, Çin'de, Hindistan'da ve Güney Afrika'da karbon emisyonunu sırasıyla yaklaşık yaklaşık %1, %0,5, %0,9, %0,6 oranında arttıracaklarını tespit etmiştir. Büyükyılmaz ve Mert (2015) 1961-2010 dönemi Türkiye verilerini kullanarak MS-VAR modelleri ile analiz etmiş ve ekonomik büyümede fosil yakıtların katkısının yenilenebilir enerji alternatifine rağmen hala göz ardı edilemeyecek düzeyde olduğunu tespit etmişlerdir. Bozkurt ve Okumuş (2015) ise 1966-2011 örneklem dönemi için Türkiye'de CO₂ emisyonu, ekonomik büyüme, enerji tüketimi, ticari açıklık oranı ve nüfus yoğunluğu değişkenleri arasındaki uzun dönemli etkileşimi incelemiştir. İki yapısal kırılmaya izin veren Hatemi-J (2008) eşbütünlük testini kullandıkları analizlerinde CO₂ emisyonu (bağımlı değişken) ile bağımsız değişkenler arasında iki yapısal kırılma (1973, 1985) tespit ederek eşbütünlük ilişkisi olduğunu saptamıştır.

Ampirik Model ve Veri Seti

Veri Seti

BRICS-T (Brezilya, Rusya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye) ülkelerine ait karbondioksit (CO₂) emisyon miktarı, ekonomik büyüme ve kentleşme etkileşimini araştırma amacı güden çalışmada verilerin dengeli panel veri şartını karşılaması için 1988-2018 dönemi yıllık verilerinden istifade edilmiştir. Çalışmada bağımlı değişken olarak kişi başı metrik ton cinsi CO₂ emisyon miktarı (LNCO) alınmıştır. Bağımsız değişkenler ise kişi başı gayri safi yurtiçi hasıla (LNNGDPP) ve nüfusun toplam kentleşme oranı (LNURB) olarak belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenler Dünya Bankası veri tabanından (WDI) temin edilmiştir. Değişkenlerin önünde yer alan "LN" değişkeninin veri uyumlaştırması nedeniyle logaritmik dönüşüme tabi tutulduğunu ifade etmektedir. Ekonometrik analiz için Eviews 10, Gauss 22 ve Stata 16 ekonometri paket programlarından faydalanılmıştır.

Kurulan logaritmik model denklem 1'de gösterilmiştir:

$$lnco_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}lngdpp_{it} + \beta_{2i}lnurb_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

($i=1, \dots, 6$) ve ($t= 1988, \dots, 2018$)

Modelde i ; kesit boyutunu ve t ; zaman boyutunu göstermektedir.

Yöntem ve Bulgular

Çalışmada 2010 yılında son şeklini alan, G20 üyesi ülkelerden oluşan ve bölgesel ilişki bakımından etkin nüfuza sahip BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika) ülkelerine ek olarak Türkiye ekonomisi tahlil edilmeye çalışılmıştır. 1988-2018 dönemine ait kişi başı CO₂ emisyonu, kişi başı GSYH ve toplam kentleşme verileri değişken olarak kullanılmış, uygulanacak testlerde değişen varyans probleminin ortaya çıkmaması için değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Ekonometrik model kurulurken; değişkenler arası nedensellik sınavının çalışmanın ana fikrini oluşturmasına binaen, EKC hipotezi sınavında kullanılan kareli ya da kübik fonksiyonlar yerine, literatürdeki Abdulqadir (2023), Altıntaş (2020), Kiliç, Kurt ve Balan (2020), Myszczyzyn ve Suproń (2022), Otim, Watundu, Mutenyo ve Bagire (2023), Yıldız (2019) vs. gibi çalışmalarda olduğu şekliyle doğrusal model tercih edilmiş ve (2) numaralı eşitlikte verilmiştir. Çalışmada yöntem olarak yatay kesit bağımlılığı ve heterojenite araştırması yapıldıktan sonra durağanlık sınavı için CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey–Fuller) Panel Birim Kök Testi ve SURADF (Seemingly Unrelated Regression Augmented Dickey Fuller) Panel Birim Kök testleri uygulanmıştır. Daha sonra Westerlund Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi ile uzun dönemli ilişki araştırılmış ve ardından Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE) ve Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi kullanılarak bu ilişki yorumlanmaya çalışılmıştır. Son olarak Emirmahmutoglu ve Köse (2011) Panel Nedensellik testi ile bu ilişkinin yönü ve derecesi için nedensellik testi yapılmıştır.

Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testi

Yapılacak analizin çalışmada kullanılan modelle uyumlu olması için birtakım ön testler uygulanmıştır. İlk olarak panel veri arařtırmalarında parametre tahmini ve çıkarımı üzerinde etkileri olan yatay kesit bağımlılığı araştırılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı araştırması için literatürde; CD_{LM} (Pesaran, 2004), CD_{LM1} (Breusch ve Pagan, 1980), CD_{LM2} (Pesaran, 2004) ve CD_{LM-Adj} (Pesaran vd., 2008) testleri yer almakta ve sonuçlarına göre durağanlık sınavı için tercih edilecek birim kök testleri belirlenmektedir. Yatay kesit bağımlılığı testleri panelin zaman (T) ve kesit (N) boyutuna göre farklılık göstermektedir. T > N olan durumlarda Breusch ve Pagan (1980) LM testi, N/T \square ∞ , N > T durumlarında ise Pesaran (2004) CD testi dikkate alınmaktadır. Pesaran (2004) CD testi ise T \square ∞ veya N \square ∞ , N > T ve T > N olduğunda diğer bir ifade ile ikisinin de büyük olması durumunda doğru sonuç vermektedir (Nazlıoğlu vd., 2011: 6618). Bireysel ve grup ortalamalarının sifıra yakınsaması farklı olduğu için yukardaki 3 test sonucu da sapmalı çıkmaktadır (Pesaran vd., 2008: 106). Sapması düzeltilmiş LM testi olarak literatürde yer alan CD_{LM-Adj} (Pesaran vd., 2008) testinde ise test istatistiğine ortalama ve varyans eklenerek bu sorunun önüne geçilmiştir. Bu çalışmada veri setinin kesit ve zaman boyutu dikkate alınarak, zaman boyutunun kısa ve T > N olduğu için CD_{LM-Adj} (Pesaran vd., 2008) testi dikkate alınmıştır. Testlere ait hipotezler şu şekildedir:

H₀: yatay kesit bağımlılığı yoktur,

H₁: yatay kesit bağımlılığı vardır.

CD_{LM-Adj} (Pesaran vd., 2008) testine ait ve test istatistiğinin asimptomatik olarak normal dağıldığını ifade eden denklem şu şekildedir (Pesaran vd., 2008: 108):

$$LM_{Adj} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N P_{ij} \frac{(T-k)p_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sqrt{v_{Tij}^2}}} \quad (3)$$

(2) numaralı eşitlikte k regresör numarasını göstermektedir. μ_{Tij} , $(T - k)p_{ij}^2$ 'nin ortalamasını, v_{Tij}^2 ise $(T - k)p_{ij}^2$ 'nin varyansını ifade etmektedir.

Tablo 3. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Sabitli Model	LNCO		LNGDPP		LNURB	
	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri	İstatistik	Olasılık Değeri
<i>CD_{lm}</i> (BP,1980)	32,084***	0,006	28,767**	0,017	61,819	61,819
<i>CD_{lm}</i> (Pesaran, 2004)	3,119***	0,001	2,514***	0,006	8,548***	0,000
<i>CD</i> (Pesaran, 2004)	-3,772	0,000	-2,949***	0,002	-2,568***	0,005
<i>LM_{Adj}</i> (PUY, 2008)	8,603***	0,000	6,241***	0,000	3,902***	0,000

Not: ***, ** sırasıyla %1 ve %5 önem seviyesinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. $\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t}$ modelinde gecikme sayısı (p_i) 1 alınmıştır.

Tablo 3’de yer alan tüm değişkenlere ait CD_{LM-Adj} (Pesaran vd., 2008) testi sonuçları, “yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindeki sıfır hipotezini %1 anlamlılık düzeyinde reddetmektedir. Buna göre ülkelerden birinde oluşabilecek şok diğer ülkeleri de etkileyecektir. Yatay kesit bağımlılığının varlığının saptanması ile alternatif hipotez kabul edilmiş ve çalışmada birinci nesil panel birim kök testlerinin aksine yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleri ve çözümleme yöntemleri tercih edilmiştir.

Yatay kesit bağımlılığı tespitinden sonra eğim katsayılarının tespit edilmesi, tahmin yöntem tercihleri ve bazı yöntemler için hesaplanan katsayıların yapısına dair bağlayıcı kısıt oluşturmaktadır. Homojenlik testine ait (Slope Homogeneity Test) ön çalışmalar Swamy (1970) tarafından yapılmış ve gelişimini Pesaran ve Yamagata (2008) gerçekleştirmiştir. Homojenlik testi yatay kesitlerin herhangi birinde oluşacak değişimin diğer kesitlerde bırakacağı muhtemel etkileri araştırmaktadır. Örneklem büyüklüğüne göre farklı hesaplama sistemi sunan bu testte, büyük örneklem için “ $\tilde{\Delta}$ ”, küçük örneklem için ise “ $\tilde{\Delta}_{Adj}$ ” testleri geçerli olmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008, s: 55-57):

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}S - k}{\sqrt{2k}} \quad (4)$$

$$\tilde{\Delta}_{Adj} = \sqrt{N} \frac{N^{-1}S - E(Z_{iT})}{\sqrt{Var(Z_{iT})}} \quad (5)$$

Delta testine ait hipotezler şu şekildedir:

H₀: Eğim katsayıları homojendir ($\beta_i = \beta$),

H₁: Eğim katsayıları heterojendir ($\beta_i \neq \beta$).

Eğim parametrelerinin homojenliğine dair yapılan homojenlik test (Slope Homogeneity Test) sonuçları Tablo 4’te yer almaktadır:

Tablo 4. Pesaran ve Yamagata (2008) Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testi

Regresyon Modeli	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
$lnco_{it} = \alpha_i + \beta_1 lngdpp_{it} + \beta_2 lnurb_{it} + \varepsilon_{it}$		
<i>LM</i> (BP,1980)	84,729***	0,000
<i>CD_{lm}</i> (Pesaran, 2004)	12,731***	0,000
<i>CD</i> (Pesaran, 2004)	5,417***	0,000
<i>LM_{Adj}</i> (PUY, 2008)	14,068***	0,000
<i>LM</i> (BP,1980)	84,729***	0,000
Homojenite Testi		
	$\tilde{\Delta}$	8,109***
	$\tilde{\Delta}_{Adj}$	8,669***

Not: ***, %1 önem seviyesinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

H₀ hipotezini temsil eden, serilerde yatay kesit bağımlılığının olmadığı ve homojenliğin varlığı %1 anlamlılık seviyesinde reddedilmiştir. H₁ hipotezi temsilindeki eğim katsayılarının heterojen olduğu ve seriler arasında yatay kesit bağımlılığının varlığı yapılan test ile saptanmış olup, sonraki çözümlemelere yatay kesit bağımlılığı ve heterojeniteyi dikkate alan yöntemler ile devam edilecektir.

Panel Birim Kk Testi

Yapılan n testler neticesinde serilerde yatay kesit bağımlılığının saptanması, durağanlık analizi için ikinci nesil panel birim kk testlerinin daha doęru sonu vereceğini gstermektedir. alıřmada ikinci nesil panel birim kk testlerinden Pesaran (2007) tarafından geliřtirilen CADF (Cross-Sectionally Augmented Dickey–Fuller) testi ve Breuer vd. (2002) tarafından geliřtirilen SURADF (Seemingly Unrelated Augmented Dickey Fuller) testleri tercih edilmiřtir.

CADF (Cross Sectionally Augmented Dickey-Fuller) Panel Birim Kk Testi

CADF prosedr paneli oluřturan zaman serilerinin ortak bir bileřene sahip oldukları argmanına dayanmaktadır. Her bir serinin zaman etkilerinden ayrı etkilendięi varsayılmakta ve meknsal otokorelasyon dikkate alınmaktadır. CADF uygulanırken ilk olarak tm panel birimleri için CADF test istatistięi hesaplanır ve bulunan istatistiklerin aritmetik ortalaması alınarak panel için CIPS (Cross Sectionally Augmented IPS) test istatistięine ulařılır. Ulařılan CIPS istatistięi panel birim kk arařtırmasında kullanılırken, CADF deęeri ise birim dzeyinde durağanlık sınımasında kullanılır. Hesaplanan CADF istatistik deęerleri CADF kritik tablo deęeri ile karřılařtırılarak durağanlık arařtırması yapılır. CADF birim kk hipotezlerini test etmek için tahmin edilecek regresyon (6) numaralı eřitlikte verilmiřtir (Pesaran, 2007, s: 269-271):

$$t(N, T) = \frac{\Delta_i' \bar{M}_{iy_{i-1}}}{\bar{\sigma}^2 (\Delta y_{i-1}' \bar{M}_{iy_{i-1}})^{\frac{1}{2}}} \quad (6)$$

$$\bar{M} = (\tau, \Delta \bar{y}, \bar{y}_{t-1}) \quad (7)$$

“ τ ” (Tau) ve dięer deęerlerin istatistiksel ifadeleri ise;

$$\tau = (1, 1, \dots, 1) \quad (8)$$

$$\Delta \bar{y} = (\Delta \bar{y}_1, \Delta \bar{y}_2, \dots, \Delta \bar{y}_t)' \quad (9)$$

$$\bar{y}_{t-1} = (\bar{y}_0, \bar{y}_1, \dots, \bar{y}_{t-1}) \quad (10)$$

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{\Delta y_i \bar{M}_{iw} \Delta y_i}{T-4} \quad (11)$$

CADF için sınanan hipotezler:

H_0 : $b_i = 0$ birim kk vardır,

H_1 : $b_i < 0$ birim kk yoktur.

CIPS istatistik deęerlerinin, CADF t-istatistik deęerleri ortalamalarını ifade ettięi bilindięine gre:

$$CIPS(N, T) = t \text{ bar} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (12)$$

Hesaplanan CADF ve CIPS test istatistik deęerleri mutlak deęer olarak tablo kritik deęerinden kk ise H_0 hipotezi kabul edilerek birim kk varlıęı saptanmıř olacaktır.

Tablo 5. CADF Birim Kök Test Sonuçları

	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Gecikme Sayısı	CADF-Stat	Gecikme Sayısı	CADF-stat
LNCO				
Brezilya	1	-2,276	1	0,433
Rusya	3	-4,553***	4	-1,959
Hindistan	1	-2,670	1	-1,336
Çin	4	-2,514	4	-2,33
G. Afrika	1	-3,227*	1	-2,535
Türkiye	1	-2,669	1	-3,103
Panel CIPS	-2,985***		-1,805	
LNGDPP				
Brezilya	1	-0,143	1	-1,024
Rusya	3	-1,95	3	-1,419
Hindistan	1	-0,897	2	-4,607**
Çin	1	-0,766	1	-3,339
G. Afrika	1	-3,12*	1	-4,094**
Türkiye	3	-2,38	3	-3,564*
Panel CIPS	-1,542		-3,008**	
LNURB				
Brezilya	4	-1,707	4	-2,406
Rusya	2	-3,838**	4	-2,717
Hindistan	4	-2,874	2	-4,140**
Çin	2	-0,598	2	-0,636
G. Afrika	2	-2,022	2	-2,630
Türkiye	4	-1,512	4	-3,909**
Panel CIPS	-2,092		-2,740*	

Not: **, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. CADF istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -4,11 (%1), -3,36 (%5) ve -2,97 (%10) (Pesaran 2007, table I(b), p:275) ; sabit ve trendli modelde -4,67 (%1), -3,87 (%5) ve -3,49 (%10) (Pesaran 2007, table I(c), p:276). Panel istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2,57 (%1), -2,33 (%5) ve -2,21 (%10) (Pesaran 2007, table II(b), p:280) ; sabit ve trendli modelde -3,10 (%1), -2,86 (%5) ve -2,73 (%10) (Pesaran 2007, table II(c), p:281).

Tablo 5'deki CADF test sonuçları incelendiğinde LNCO serisinin BRICS-T ülkelerinin hemen hepsinde düzeyde [I(0)] durağan olmadığı (Rusya sabitli formda %1 anlamlılık seviyesinde, Güney Afrika isesabitli formda %10 anlamlılık seviyesinde durağandır) görülmektedir. LNGDPP serisi ise sabitli ve trendli formda çoğunlukla düzey değerlerinde durağan çıkmıştır (Hindistan sabitli formda %1 anlamlılık seviyesinde, G. Afrika sabitli formda %10, sabitli ve trendli formda %5 anlamlılık seviyesinde, Türkiye ise sabitli ve trendli formda %10 anlamlılık seviyesinde [I(0)] bulunmuştur). LNURB serisi ise Rusya için sabitli formda %5 anlamlılık seviyesinde, Hindistan ve Türkiye için ise sabitli ve trendli formda %5 anlamlılık seviyesinde düzey değerlerinde [I(0)] durağan bulunmuştur. Panelin geneli için durağanlık analizini inceleyen CIPS sonuçlarına bakıldığında LNGDPP ve LNURB serileri için sabitli ve trendli formda sırasıyla %5 ve %10 düzey değerlerinde durağanken [I(0)], LNCO serisi ise %1 önem seviyesinde sabitli modelde durağan çıkmıştır. Serilerin düzey değerlerinde durağan [I(0)] olmaması, ilgili seriye gelen şokların etkilerinin uzun vadeli olduğunu ve kısa zamanda bu şokların etkilerinin ortadan kalkmadığını göstermektedir. Diğer bir ifade ile serilerin eşbütünleşme düzeylerinin I(1) olduğu anlaşılmaktadır.

SURADF (Seemingly Unrelated Regression Augmented Dickey Fuller)

SURADF panel birim kök testi, Breuer vd. (2002) tarafından geliştirilmiş ve ADF birim kök testinin SUR (Seemingly Unrelated Regression) panel tahmin metodu yardımıyla durağanlık testi yapmasını mümkün kılmıştır. SURADF testinde, serideki otokorelasyonun ve değişen varyansın etkileri dikkate alınmakta ve test istatistikleri aşağıdaki ADF denklemleri ile tahmin edilmektedir (Breuer vd., 2002: 532):

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_1 + (\rho_1 - 1)y_{1,t-1} + \sum_{i=1} \delta_i \Delta y_{1,t-i} + \mu_{1,t} \quad (13)$$

$$\Delta y_{2,t} = \alpha_2 + (\rho_2 - 1)y_{2,t-1} + \sum_{i=1} \delta_i \Delta y_{2,t-i} + \mu_{2,t} \quad (14)$$

$$\Delta y_{N,T} = \alpha_N + (\rho_N - 1)y_{N,t-1} + \sum_{i=1} \delta_i \Delta y_{N,t-i} + \mu_{N,t} \quad (15)$$

" ρ_i " her bir (i) serisi için otoregresif katsayısı, "N" panel üyelerini (ülke sayıları) ifade etmektedir. (13), (14) ve (15) numaralı denklemler SUR yöntemi ile tahminlenmekte ve her bir " ρ_{t-1} " in anlamlılığı bootstrap simülasyonundan elde edilen kritik değerlere göre test edilmektedir.

Tablo 6. SURADF Birim Kk Testi Sonuları

Sabitli			Sabitli ve Trendli			
lkeler	Test İstatistięi	%5	Gecikme Sayısı	Test İstatistięi	%5	Gecikme Sayısı
LNCO						
Brezilya	-2,5875	-3,9574	1	-0,3743	-4,6281	1
Rusya	-3,5143	-3,9606	3	-3,2892	-4,9661	4
Hindistan	0,3391	-4,0425	1	-2,8090	-5,6213	1
in	-0,9591	-3,7065	4	-2,2130	-5,3587	4
G. Afrika	-2,1790	-3,9308	1	-1,6885	-4,8276	1
Trkiye	-1,0371	-3,8499	1	-4,5455	-5,3209	1
LNGDPP						
Brezilya	-1,503	-3,978	1	-2,901	-4,580	1
Rusya	-1,808	-4,576	3	-4,050	-4,596	3
Hindistan	-0,7646	-4,361	1	-4,530	-5,860	2
in	-1,971	-4,094	1	-2,533	-5,046	1
G. Afrika	-2,455	-4,221	1	-5,249	-4,918	1
Trkiye	-1,893	-4,942	3	-3,401	-4,997	3
LNURB						
Brezilya	-2,742	-5,627	4	-2,474	-7,098	4
Rusya	-3,854	-10,26	2	-8,141	-1,540	4
Hindistan	-2,443	-5,233	4	-1,214	-37,89	2
in	-2,812	-268,8	2	1,123	-156,8	2
G. Afrika	-2,616	-291,4	2	-3,193	-107,4	2
Trkiye	-1,534	-5,107	4	-8,152	-6,335	4

Not: Maksimum gecikme uzunluęu 4 olarak alınmıř ve optimal gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine gre belirlenmiřtir. Kritik deęerler, 100 bootstrap daęılımından elde edilmiřtir.

Tablo 6, SURADF panel birim kk test sonularını gstermektedir. Anlamlılık seviyesi olarak %5 dikkate alınmıřtır. Bu sonulara gre sadece LNGDPP serisi iin sabitli ve trendli modelde G. Afrika, LNURB iin ise aynı Őekilde sabitli ve trendli formda Rusya ve Trkiye iin temel hipotez reddedilmiř ve duraęan olduęu sonucuna ulařılmıřtır.

Westerlund oklu Yapısal Kırılmalı Panel Eřbtnleřme Testi

Westerlund (2006) tarafından geliřtirilen oklu yapısal kırılmalı panel eřbtnleřme testi, McCoskey ve Kao (1998)'nin LM testine temel alan, sabitte ve trendde yapısal kırılmaları saptayan bir testtir. Testin nemli bir avantajı yatay kesit baęımlılıęına baęlı kalmamasıdır. Sıfır hipotezi sınırlı normal daęılımı ifade ederken, daęılımın kırılma yeri ve zamanına karřı duyarlılıęı yoktur. Kk rneklem zerinde Monte Carlo simlasyonları kullanılarak yapılan alıřmalarda, ihmal edilebilir bozulmalar harici makul gte bir test olduęu Westerlund tarafından ortaya konmuřtur. İlgili teste ait test istatistięi (16) numaralı eřitlikte verilmiřtir (Westerlund, 2006: 102):

$$Z(M) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{\mu_i+1} \sum_{t=T_{ij-1}+1}^{T_{ij}} (T_{ij} - T_{ij-1})^{-2} \hat{\omega}_{i.1.2}^{-2} S_{it}^2 \quad (16)$$

Teste ait hipotezler:

H₀: $\phi_i = 0_i = 1, \dots, N$ iin (eřbtnleřme vardır)

H₁: $\phi_i \neq 0_i = 1, \dots, N$ ve $\phi_i = 0, i = N_1+1, \dots, N$ iin (eřbtnleřme yoktur).

(16) numaralı eřitlikte yer alan $\hat{\omega}_{i.1.2}^2 = \hat{\omega}_{i11}^2 - \hat{\omega}_{i21} \hat{\Omega}_{i22}^{-1} \hat{\omega}_{i21}$ ve $S_{it} = \sum_{k=T_{ij-1}+1}^t \hat{e}_{ik}^*$ ifade etmektedir. \hat{e}_{it}^* , \hat{e}_{it} 'nin etkin tahmincisidir (Westerlund, 2006, s: 105-106).

Eřbtnleřme iliřkisi analiz edilirken, panel yeleri arasında yatay kesit baęımlılıęı varlıęına gre karar lt deęiřmektedir. Eęer paneli oluřturan yeler (lkeler) arasında yatay kesit baęımlılıęı yoksa testin asimptotik olasılık deęerleri, yatay kesit baęımlılıęı varsa testin bootstrap olasılık deęerleri dikkate alınır ve eřbtnleřme arařtırması iin %5 anlamlılık dzeyine gre yorumlanır. Westerlund oklu yapısal kırılmalı panel eřbtnleřme sonuları Tablo 7'de verilmiřtir:

Tablo 7. Westerlund Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi

	LM test Aralığı	Asimptotik Olasılık Değeri	Karar	Bootstrap Olasılık Değeri	Karar
<i>Yapısal Kırılmaların Dikkate Alınmadığı Durum</i>					
Sabitte	0,614	0,270	Eşbütünleşme Vardır	0,560	Eşbütünleşme Vardır
Sabitte ve Trendde	0,731	0,233	Eşbütünleşme Vardır	0,270	Eşbütünleşme Vardır
<i>Yapısal Kırılmaların Dikkate Alındığı Durum</i>					
Sabitte	25,628	0,000	Eşbütünleşme Yoktur	0,230	Eşbütünleşme Vardır
Sabitte ve Trendde	40,434	0,000	Eşbütünleşme Yoktur	0,610	Eşbütünleşme Vardır
Kırılma Tarihleri					
	Kırılma Sayısı	Sabitli Model	Kırılma Sayısı	Sabit ve Trendli Model	
Brezilya	3	1996-2004-2011	2	2000-2012	
Rusya	2	1993-2003	1	2006	
Hindistan	2	2002-2008	2	2002-2012	
Çin	1	2004	2	1999-2007	
Güney Afrika	1	2004	2	1993-2008	
Türkiye	1	2005	0	-	

Not: Yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testinde 1.000 tekerarlı bootstrap dağılım ile olasılık değerleri hesaplanmış, maksimum kırılma sayısı 3 alınmıştır. Asimptotik olasılık değerleri, standart normal dağılımdan elde edilmiştir. Sıfır hipotezi, eşbütünleşme vardır.

Tablo 7'deki eşbütünleşme testi sonuçları incelenirken yatay kesit bağımlılığının önceki testlerle saptanmış olması nedeniyle bootstrap olasılık değerleri dikkate alınarak seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına karar verilecektir. Modelimiz için; bootstrap olasılık değerlerinin hem yapısal kırılmaları dikkate alan hem de yapısal kırılmaları ihmal eden formlarda 0,05'ten büyük olması nedeniyle, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı her iki formu kapsayacak şekilde tespit edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayıldığında ise asimptotik olasılık değerinin ancak yapısal kırılmaları dikkate alan formda hem sabitte hem de sabit ve trendde 0,05'ten büyük olduğu, başka bir ifade ile eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmektedir.

Tablo 7'de yer alan Westerlund çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testinden elde edilmiş kırılma tarihlerine bakıldığında ise çoğunun isabetli ve iktisadi açıdan yorumlanabilir özelliğe sahip olduğu görülmektedir. 1994 Doğu Asya Mali Krizi, yükselen ülke piyasalarını derinden etkileyen 2000-2010 arası yaşanan yabancı sermaye (sıcak para) mobilitesi (2000, 2008 ve 2009) ve 2008 Küresel Finans Krizi etkileri kırılma tarihleri ile uyumluluk göstermektedir.

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının saptanması sonrasında, eşbütünleşme tahmincileri kullanılarak uzun dönem katsayıları yardımıyla değişkenlerin birbirleri üzerindeki etkileri tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Uzun Dönemli Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmin Edilmesi

Yapılan ön testler neticesinde ulaşılan modelin heterojen ve yatay kesit bağımlılığı barındırıyor oluşu, katsayı tahmincisini belirlerken bu özellikleri dikkate alan bir yöntemin kullanılması gerekliliğini ortaya koymuştur. Bu amaçla çalışmada eğitim katsayılarının birimler arasında değiştiği durumlarda uygulanabilen Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE) ve Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) tahmincisi kullanılmıştır.

Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCE (Common Correlated Effects, Ortak İlişkili Etkiler) yönteminde birim katsayılarının aritmetik ortalaması panel geneli için bağımsız değişken katsayılarını vermektedir. Eberhardt ve Bond (2009)'un literatüre kazandırdığı AMG metodunda ise, ortalama grup etkisi için bireysel katsayılar ağırlıklandırılır ve panel bütününe ait sonuçlar birimler arası bağımlılıklar hesaba katılarak raporlandırılabilir.

CCE tahmin metodolojisi şu şekildedir:

$$y_{it} = \alpha_{1i} + \beta_i x_{it} + \varphi_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

x_{it} ve y_{it} , β_i ile temsile edilen ülkelere özgü eğitim katsayılarını, α_{1i} ülkeler arasında zamandan bağımsız var olan heterojenliği kapsayan sabit grup etkilerini, f_t ise gözlemlenmeyen ortak heterojen faktörleri ve ε_{it} hata terimini göstermektedir. Eşitlik (16) için tüm değişkenlerin yatay kesit ortalamaları

alınarak eşitlik (18) haline getirilir ve her bir yatay kesit için EKK (En küçük Kareler) yöntemi ile tahmin edilir:

$$y_{it} = \alpha_{1i} + \beta_i x_{it} + \delta_i \bar{y}_{it} + \theta_i \bar{x}_{it} + \varphi_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

Heterojen eğim katsayıları durumunda, bütün panele ilişkin çıkarım yapmak için ortalama grup tahmin edicisi kullanılabilir. CCE için ortalama grup tahmin edicisi her bir yatay kesite ait katsayıların aritmetik ortalaması olarak ifade edildiğinde;

$$CCEMG = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (19)$$

$\hat{\beta}_i$ (17) numaralı eşitlikteki katsayı tahminlerini içermektedir. Diğer katsayı tahminicisi olarak çalışmada faydalanılan AMG metodu, yatay kesit bağımlılığını ve heterojenliği dikkate almasının yanında ülkelere ait bireysel katsayıları ve panel geneline ait eşbütünleşme tahmin katsayılarını da hesaplayabilen bir yöntemdir. AMG testi serilerin eşbütünleşme dereceleri arasında kısıt koymaksızın uygulanabilmektedir (Eberhardt, 2012: 64). AMG ile CCE metodu arasındaki temel ayrım ise (17) numaralı eşitlikte yer alan f_t faktörü kestirim yöntemidir. AMG tahmin metodolojisine bakıldığında, (17) numaralı eşitlik birinci fark EKK ile tahmin edilmeden önce zaman kuklasıyla genişletilmektedir;

$$\Delta y_{it} = \alpha_{1i} + \beta_i \Delta x_{it} + \varphi_i f_t + \sum_{t=2}^T \tau_t DUMMY_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

Bağımlı değişkenden AMG katsayısının çıkarılması ile birim katsayı empozesi sağlanan modelde, grup ya her bir grup üyesi için birim katsayı belirlenmesi ya da grup spesifik regresyon modeli açık değişken uygulaması ile genişletilmektedir. Her regresyon zamandan bağımsız sabit etkileri kapsayan bir kesme noktasını içermektedir. AMG için ortalama grup tahmin edicisi, CCE tahmin edicisine benzer süreçle elde edilmektedir.

$$AMG = N^{-1} \sum_{i=1}^N \tilde{\beta}_i \quad (21)$$

$\tilde{\beta}_i$ (20) numaralı eşitlikteki katsayı tahminini içermektedir.

Tablo 8. Ülkelere Ait Uzun Dönem Model Katsayıları

	CCE			AMG		
	Katsayı	St.hata	Olasılık	Katsayı	St.hata	Olasılık
Brezilya						
Lngdpp	0,229***	0,061	0,000	0,047	0,349	0,177
Lnurb	1,208*	0,650	0,063	1,621***	0,286	0,000
Rusya						
Lngdpp	0,203***	0,054	0,000	0,182***	0,034	0,000
Lnurb	1,560*	0,875	0,075	-0,724	1,971	0,713
Hindistan						
Lngdpp	0,227	0,148	0,126	0,223***	0,085	0,009
Lnurb	1,245	2,533	0,623	0,870**	0,376	0,021
Çin						
Lngdpp	-1,132	0,107	0,221	0,183*	0,098	0,063
Lnurb	2,017**	0,914	0,027	1,498***	0,461	0,001
Güney Afrika						
Lngdpp	0,099	0,098	0,316	-0,003	0,063	0,953
Lnurb	-6,80***	1,610	0,000	1,566***	0,229	0,000
Türkiye						
Lngdpp	-0,010	0,061	0,865	0,048	0,036	1,191
Lnurb	0,811	1,157	0,483	1,053***	0,166	0,000
	Katsayı	Olasılık		Katsayı	Olasılık	
Panel Genelı LNGDPP	0,102	0,089		Panel Genelı LNGDPP	0,113***	0,003
Panel Genelı LNURB	0,006	0,996		Panel Genelı LNURB	0,980***	0,007

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

Tespit edilen eşbütünleşme ilişkisi neticesinde uzun dönem ilişkilerini tahlil edebilmemize imkân tanıyan CCE ve AMG tahmincilerine ait katsayılar Tablo 8'de verilmiştir. Panel geneline bakıldığında CCE tahmincisine göre değişkenler ile karbondioksit emisyonu arasında anlamlı bir ilişki tespit edilemese de AMG tahmincisine göre hem kentleşme (%0,98) hem de ekonomik büyüme (%0,11) verilerinin karbon emisyonu üzerinde pozitif ve anlamlı bir etki ortaya koyduğu görülmektedir. Kullanılan ekonometrik yöntem aynı zamanda ülke bazlı korelasyonu ayrıştırma olanağı tanıdığından her ülke özelinde farklı eğim

katsayıları tespit edilmiştir. Ekonomik büyümenin CO₂ emisyonu üzerinde etkilerine bakıldığında Rusya için %1'lik bir büyümenin karbondioksit emisyonunu CCE tahmincisine göre yaklaşık %0,20, AMG tahmincisine göre ise %0,18 oranında arttırdığını göstermektedir. Bunun haricinde CCE tahmincisi için ekonomik büyüme - CO₂ emisyon ilişkisi sadece Brezilya için anlamlı çıkmış ve %1'lik büyüme %0,22 CO₂ emisyon artışına neden olduğu saptanmıştır. AMG sonuçlarında ise Rusya'ya ek olarak %1'lik büyümenin Hindistan için %0,22, Çin için ise %0,18 CO₂ artışına neden olduğu tespit edilmiştir. Türkiye, Brezilya ve G. Afrika ülkelerinde ise ekonomik büyümenin CO₂ emisyonuna tesiri istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır.

Ülke katsayılarının ikinci grubunda yer alan kentleşmenin CO₂ emisyonuna etkilerine bakıldığında G. Afrika için CCE skorunun negatifliği azalışı işaret ettiği dikkat çekmektedir. CCE sonuçlarına göre %1'lik kentleşme CO₂ üzerinde Brezilya için %1,2, Rusya için %1,56, Çin için %2,01 artışa neden olduğu, G. Afrika için ise %6,80 azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Türkiye ve Hindistan için anlamlı sonuçlara ulaşamamıştır. AMG sonuçlarına bakıldığında ise kentleşme Brezilya'da %1,62, Rusya'da %0,18, Hindistan'da %0,87, Çin'de %0,18, G. Afrika ve Türkiye'de ise sırasıyla %1,56 ve %1,05 oranında CO₂ emisyon artışına neden olduğu görülmüştür. Hem CCE hem de AMG tahmincisi sonuçlarına göre kentleşmenin CO₂ emisyonu üzerindeki etki derecesinin ekonomik büyümeye göre daha şiddetli olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu sonuçların iktisadi yönden anlamlılıklarına bakıldığında kırılған beşli ülkelerinin makro ekonomik göstergelerinin benzerliği büyüme - CO₂ emisyon etkileşimine sirayet etmiş ancak sosyal politikalar yönünden farklılaşan ülkeleri kentleşme - CO₂ emisyon etkileşiminde farklılaştırmıştır. Kentleşme rakamlarının çoğunluğu %1 gibi kuvvetli bir anlamlılık taşıırken, ekonomik büyüme anlamlılık düzeyleri iki ülke (Türkiye ve G. Afrika) için anlamlılık göstermezken diğer ülkeler için de dağınık bir görünüm arz etmektedir.

Eşbütünleşme analizi ve uzun dönem katsayılarının tahmini ile değişkenler arasında ilişki olup olmadığını ölçülmüştür. Bu ilişkinin yönü ve derecesi hakkındaki bilgiler için ise nedensellik testi yapılacaktır.

Emirmahmutoglu ve Köse (2011) Panel Nedensellik

Çalışmada nedensellik sınaması için Emirmahmutoglu ve Kose (2011) tarafından geliştirilen, nüvesini Toda Yamamoto (1995) tarafından zaman serileri için tasarlanan nedensellik testinin oluşturduğu Panel Fisher Testi uygulanmıştır. Her bir yatay kesit için elde edilecek nedensellik Panel Fisher istatistiğine uygulanan bootstrap yöntemi ile elde edilmiştir. Serilerin entegrasyon ve eşbütünleşme derecelerine ihtiyaç duymayan, bu nedenle ön testlerle neticesinde gerçekleştirilecek sapmaları ortadan kaldıran Toda Yamamoto (1995) nedensellik testi, bu yönüyle Emirmahmutoglu ve Kose (2011) tarafından panel veri analizine uyarlanmıştır. Her birim için ayrı ayrı VAR parametreleri tahminleyen test için panel genelinin heterojen olması ve yatay kesit bağımlılığı bulunması koşulu aranmaktadır. Her kesit için tahmin edilen VAR modeli (22) numaralı eşitlikte verilmiştir (Emirmahmutoglu ve Kose, 2011, s: 870-872);

$$Z_{i,t} = U_i + A_{i1}Z_{i,t-1} + \dots + A_{ik}Z_{i,t-k} + \sum_{l=k+1}^{k_i+dmax_i} A_{il}Z_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (22)$$

$$i=1,2,3 \dots N, \quad t=1,2,3 \dots T$$

H₀ = seriler arasında nedensellik ilişkisi yoktur,

H₁ = en az 1 seri verileri arasında nedensellik vardır.

Panel Granger nedensellik hipotezi sınaması için, Fisher istatistiği (λ);

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\rho_i) \quad (23)$$

ρ_i her bir modifiye Wald istatistiğine karşılık gelen ρ değeridir. Fisher test istatistiği 2N serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahip ve geçerlilik koşulu olarak N'in $T \rightarrow \infty$ şeklinde sabitlenmesi gerekmektedir. Ön yüklem yönteminden elde edilen panel istatistiği ampirik dağılımı ile eşzamanlı korelasyon uyumu yakalanması sayesinde Fisher test istatistiği sınır dağılımını ortadan kaldıran yatay kesitler arasındaki çapraz korelasyonların varlığı sorunu giderilmektedir. Heterojen karma panellerde k_i+dmax_i gecikmeli VAR modelleri (24) ve (25) nolu eşitlikte verilmiştir:

$$x_{it} = \mu_i^x + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{11,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{12,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^x \quad (24)$$

$$y_{it} = \mu_i^y + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{21,ij}x_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmax_i} A_{22,ij}y_{i,t-j} + u_{i,t}^y \quad (25)$$

Yukardaki eşitliklerde yer alan $dmax_i$ her bir i için maksimum eşbütünleşme derecesini temsil etmektedir. (24) numaraları eşitlik y' den x' e nedenselliği, (25) numaralı eşitlik ise x' ten y' ye nedenselliği temsil etmektedir. Çalışmada kullanılan model için nedensellik testinden elde edilen sonuçlar Tablo 9 ve Tablo 10'da verilmektedir.

Tablo 9. CO₂ Emisyonu Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi

Ülkeler	Gecikme Sayısı	lnCo=>lngdpp	Olasılık Değeri	lnGdpp=>lnco	Olasılık Değeri
Brezilya	1	1,578057	0,209041	0,777520	0,377901
Rusya	3	1,941231	0,584693	1,921318	0,588897
Hindistan	3	3,037851	0,385826	17,33297***	0,000604
Çin	3	15,30425***	0,001574	3,437779	0,328922
G.Afrika	3	11,81218***	0,008055	1,895582	0,594359
Türkiye	1	0,000130	0,990911	0,001220	0,972136
Fisher		28,67763***	0,004398	21,15139***	0,048207

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

Tablo 9'da yer alan nedensellik ilişkilerine bakıldığında CO₂ emisyonu ve ekonomik büyüme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ülke bazlı bakıldığında ise Hindistan'da ekonomik büyümeden CO₂ emisyonuna doğru, Çin ve G.Afrika ülkelerinde ise CO₂ emisyonundan ekonomik büyümeye doğru olmak üzere nedensellik ilişkisinin %1 anlamlılık düzeyinde tek yönlü gerçekleştiği tespit edilmiştir. Brezilya, Rusya ve Türkiye için istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Tablo 10'da CO₂ emisyonu ve kentleşme arasındaki nedensellik ilişkisi yer almaktadır

Tablo 10. CO₂ Emisyonu ve Kentleşme Arasındaki Nedensellik İlişkisi

Ülkeler	Gecikme Sayısı	lnco =>lnurb	Olasılık Değeri	lnurb=>lnco	Olasılık Değeri
Brezilya	1	0,746186	0,688601	0,867019	0,648230
Rusya	2	13,76887***	0,003237	7,561715*	0,055994
Hindistan	3	9,036532**	0,028809	4,006835	0,260727
Çin	4	2,791783	0,424854	9,905929**	0,019383
G.Afrika	5	5,417978	0,143628	10,03817**	0,018244
Türkiye	6	6,899026*	0,075187	1,104320	0,776031
Fisher		30,07501***	0,002721	25,72225**	0,011748

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

Panel geneline bakıldığında CO₂ emisyonu ve kentleşme arasında çift yönlü nedenselliğin varlığı tespit edilmiştir. Ülke bazlı incelendiğinde ise Rusya'da çift yönlü olmak üzere Hindistan ve Türkiye için sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde CO₂ emisyonundan kentleşmeye doğru, G. Afrika ve Çin'de ise %5 anlamlılık düzeyinde kentleşmeden CO₂ emisyonuna olmak üzere tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Brezilya için ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Tartışma, Sonuç ve Öneriler

Çalışmada BRICS (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika) ülkelerine ek olarak Türkiye ekonomisi tahlil edilmeye çalışılmıştır. 1988-2018 dönemine ait kişi başı CO₂ emisyonu, kişi başı GSYH ve toplam kentleşme verileri değişken olarak kullanılmıştır. Çalışmadaki temel amaç ilgili panel ülkelerinin benzer ekonomik ve sosyal yapıları sahip olmasının; çevre, büyüme, kentleşme gibi küresel iktisadi problemler karşısında birbirlerinden ayrışıp ayrışmadığını görmektir. Ampirik yöntem olarak çoklu yapısal kırılmalara izin veren panel eşbütünleşme testleri, eşbütünleşme ilişkisinin tespiti ile ortaya çıkan ilişkinin yorumlanması için katsayı tahminçileri ve ülke bazlı nedensellik sınamasına izin veren panel nedensellik testleri kullanılmıştır.

Analiz sonuçlarına göre; uygulanan Westerlund Çoklu Yapısal Kırılmalı Panel Eşbütünleşme Testi neticesinde tespit edilen kırılma tarihleri (1994, 2000, 2008, 2009) sermaye mobilitesinde hareketliliklerin yaşandığı ve buna bağlı olarak ekonomik ve sosyal krizlerin hissedildiği tarihleri işaret ederek iktisadi konjonktürle uyum göstermektedir. Yapılan eşbütünleşme testine ait katsayıların tahmin ve

yorumlanmasında ise ilk göze çarpan sonuç ilgili dönem ve panel ülkeleri için kentleşmenin CO₂ emisyonu üzerinde ekonomik büyümeye göre daha etkili çıkmasıdır.

Ülke bazlı bakıldığında CCE tahmincisine göre Rusya ve Brezilya'da sırasıyla ekonomik büyüme CO₂ emisyonunu her %1'lik büyümeye karşılık yaklaşık %0,20 ve %0,22 arttırırken diğer ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı bir sonuç bulunamamıştır. AMG tahmincisinde ise %1'lik ekonomik büyüme CO₂ emisyonunu Rusya ve Çin'de %0,18, Hindistan'da ise yaklaşık %0,22 arttırmaktadır. Türkiye, Brezilya ve Güney Afrika için ise yine istatistiksel olarak anlamlı bir sonuca rastlanmamıştır. Kentleşme ve CO₂ etkileşimine bakıldığında ise CCE tahmincisi Türkiye ve Hindistan için anlamlı sonuç bulunamazken %1 oranında kentleşme rasyolarında gerçekleşecek bir artış CO₂ emisyonunu Brezilya'da %1,2, Rusya'da %1,56, Çin'de %2,01 arttırırken, Güney Afrika'da ise %6,8 azalmaya neden olmaktadır.

Elde edilen eşbütünleşme testi sonuçlarının iktisadi yönden anlamlılıklarına bakıldığında kırılğan beşli ülkelerinin makroekonomik göstergelerinin benzerliği ekonomik büyüme - CO₂ emisyonu etkileşimine sirayet etmiş ancak sosyal politikalar yönünden ayrışan ülkeleri kentleşme - CO₂ emisyonu etkileşiminde farklılaştırmıştır. Kentleşme rakamlarının çoğunluğu %1 gibi kuvvetli bir anlamlılık taşıırken, ekonomik büyüme anlamlılık düzeyleri iki ülke (Türkiye ve G. Afrika) için anlamlılık göstermezken diğer ülkeler için de dağınık bir görünüm arz etmektedir.

Nedensellik ilişkisine bakıldığında ekonomik büyüme - CO₂ emisyonu ve kentleşme - CO₂ emisyonu arasında karşılıklı nedensellik ilişkisinin varlığı %1 gibi güçlü bir anlamlılık düzeyinde tespit edilmiştir. Ülke bazlı incelendiğinde ise ekonomik büyüme ve CO₂ emisyonu arasında Brezilya, Rusya ve Türkiye için anlamlı bir sonuç bulunamasa da Hindistan'da ekonomik büyümeden CO₂ emisyonuna, Çin ve Güney Afrika ülkelerinde ise CO₂ emisyonundan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü ilişki tespit edilmiştir. Kentleşme - CO₂ emisyonu etkileşiminde sadece Rusya için nedensellik ilişkisi çift yönlü gerçekleşirken, Hindistan ve Türkiye'de CO₂ emisyonundan kentleşmeye doğru tek yönlü, Güney Afrika ve Çin'de ise kentleşmeden CO₂ emisyonuna doğru nedensellik ilişkisi tek yönlü olacak şekilde tespit edilmiştir. Brezilya için ise istatistiksel olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Ulaşılan sonuçlara göre örneklem grubu ülkelerinin (BRICST), sınıflandırmada üretim biçimlerindeki benzerlik nedeniyle birbirine yakınsadığı ancak kentleşme gibi sosyolojik faktörler dikkate alındığında ise birbirinden ıraksak bir görüntü arz ettiği dikkat çekmektedir. Bu yönüyle karbon emisyonu konusunda benzer politikaların ilgili ülkelerde benzer başarılar yaratacağı ihtimali düşük görünmektedir. Hindistan ve Türkiye'de tarım toplumundan sanayi toplumuna geçiş sürecinin görece gecikmesi ve nüfusun ülkedeki sanayi kentleri etrafında yoğunlaşması analiz sonucu ulaşılan nedensellik ilişkileri ile örtüşmektedir. Rusya için tespit edilen çift yönlü nedensellik ilişkisi ise Sovyet Sosyalist Cumhuriyetler Birliği döneminin yoğun sanayileşme ve nüfus politikalarının bir tezahürü olarak kabul edilmelidir. Çin ve Güney Afrika ise bu konuda farklı öznel özelliklere sahip olmakla birlikte sanayileşmesini insan popülasyonuna bağlamış, emek yoğun sanayi özelliğine sahip iki ülkedir. Çalışma sonucu elde edilen bulgular bu yönüyle nesnel gerçeklikle uyumaktadır. Bu bakımdan çalışma sonucu ortaya çıkan temel politika önerisi; CO₂ emisyonunu sorun olmaktan çıkaracak politikaların salt endüstrileşme teknikleri açısından ele alınmaması gerektiği ve sosyal yapı üzerine inşa edilmiş bir çevre politikasının daha etkin olacağı görüşüdür.

Etik Beyan

"CO₂ Emisyonunun Ekonomik Büyüme Ve Kentleşme İle Etkileşimi: BRICS-T Ülkeleri Örneği" başlıklı çalışmanın yazım sürecinde bilimsel kurallara, etik ve alıntı kurallarına uyulmuş; toplanan veriler üzerinde herhangi bir tahrifat yapılmamış ve bu çalışma herhangi başka bir akademik yayın ortamına değerlendirme için gönderilmemiştir.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazarların çalışmadaki katkı oranları eşittir.

Çatışma Beyanı

Bu çalışma ile ilgili diğer kişi veya kurumlarla yaşanabilecek herhangi bir çıkar çatışması yoktur.

Kaynakça

Abdulqadir, I. A. (2023). Urbanization, renewable energy, and carbon dioxide emissions: A pathway to achieving sustainable development goals (SDGs) in sub-Saharan Africa. *International Journal of Energy Sector Management, ahead-of-print*(ahead-of-print). doi: 10.1108/IJESM-11-2022-0032

- Acarođlu, H., Kartal, H. M. ve Garcıa Mrquez, F. P. (2023). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis in terms of ecological footprint and CO2 emissions through energy diversification for Turkey. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(22), 63289-63304. doi: 10.1007/s11356-023-26278-w
- Acheampong, A. O. (2018). Economic growth, CO2 emissions and energy consumption: What causes what and where? *Energy Economics*, 74, 677-692. doi: https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.07.022
- Ahmad, M., Zhao, Z. Y. ve Li, H. (2019a). Revealing stylized empirical interactions among construction sector, urbanization, energy consumption, economic growth and CO2 emissions in China. *Science of The Total Environment*, 657, 1085-1098. doi: 10.1016/J.SCITOTENV.2018.12.112
- Ahmad, M., Zhao, Z. Y. ve Li, H. (2019b). Revealing stylized empirical interactions among construction sector, urbanization, energy consumption, economic growth and CO2 emissions in China. *Science of The Total Environment*, 657, 1085-1098. doi: 10.1016/J.SCITOTENV.2018.12.112
- Ahmad, M. ve Zhao, Z.-Y. (2018a). Causal linkages between energy investment and economic growth: A panel data modelling analysis of China. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 13(8), 363-374. doi: 10.1080/15567249.2018.1495278
- Ahmad, M. ve Zhao, Z.-Y. (2018b). Empirics on linkages among industrialization, urbanization, energy consumption, CO2 emissions and economic growth: A heterogeneous panel study of China. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(30), 30617-30632. doi: 10.1007/s11356-018-3054-3
- Altıntař, N. (2020). Kentleřme ve Ekonomik Bymenin evresel Bozulmaya Etkisi: Trkiye rneđi. *OPUS International Journal of Society Researches*, 15(26), 4517-4539. doi: 10.26466/opus.725429
- Ang, J. B. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), 4772-4778. doi: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2007.03.032
- Atalay, A. . ve Akan, Y. (2023). OECD lkelerinin Yeřil Ekonomi Verilerinin evresel Kuznets Eđrisi Hipotezine Gre Test Edilmesi. *Trends in Business and Economics*, 37(1), 57-67.
- Aydođdu, D. G. ve zřahin, G. (2023). Byme, eřitsizlik ve karbon emisyonu: Ykselen piyasa ekonomilerinde evresel Kuznets eđrisi hipotezinin analizi. *Trakya niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi E-Derđi*, 12(1), 133-148. doi: 10.47934/tife.12.01.07
- Aytun, C. (2014). evresel Kuznets Eđrisi Hipotezi: Panel Veri Analizi. *Akademik Bakıř Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler Dergisi*, (44), 0-0.
- Balin, B. E. ve Akan, D. M. (2015). Ekc Hypothesis And The Effect Of Innovation: A Panel Data Analysis. *Journal of Business Economics and Finance*, 4(1), 0-0. doi: 10.17261/Pressacademia.201519952
- Balsalobre-Lorente, D., Driha, O. M., Halkos, G. ve Mishra, S. (2022). Influence of growth and urbanization on CO2 emissions: The moderating effect of foreign direct investment on energy use in BRICS. *Sustainable Development*, 30(1), 227-240. doi: 10.1002/sd.2240
- Bozkurt, C. ve Okumuř, İ. (2015). Trkiye'de Ekonomik Byme, Enerji Tketime, Ticari Serbestleřme ve Nfus Yođunluđunun CO2 Emisyonu zerindeki Etkileri: Yapısal Kırımlalı Eřbtnleřme Analizi. *Mustafa Kemal niversitesi Sosyal Bilimler Enstits Dergisi*, 12(32), 23-35.
- Breuer, J. B., McNown, R. ve Wallace, M. (2002). Series-specific unit root tests with panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(5), 527-546. doi: 10.1111/1468-0084.00276
- Bykyılmaz, A. ve Mert, M. (2015). CO2 Emisyonu, Yenilenebilir Enerji Tketime ve Ekonomik Byme Arasındaki İliřkinin MS-VAR Yaklařımı ile Modellenmesi: Trkiye rneđi. *Zeitschrift fr die Welt der Trken / Journal of World of Turks*, 7(3), 103-117.
- Chancel, L. (2021). Climate Change and The Global Inequality of Carbon Emissions 1990-2020. *Paris School of Economics and Sciences Po*, 1-36.
- Cheng, Z. ve Hu, X. (2023). The effects of urbanization and urban sprawl on CO2 emissions in China. *Environment, Development and Sustainability*, 25(2), 1792-1808. doi: 10.1007/s10668-022-02123-x
- Cole, M. A. (2004). Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: Examining the linkages. *Ecological Economics*, 48(1), 71-81. doi: 10.1016/j.ecolecon.2003.09.007
- Coondoo, D. ve Dinda, S. (2002). Causality between income and emission: A country group-specific econometric analysis. *Ecological Economics*, 40(3), 351-367. doi: https://doi.org/10.1016/S0921-8009(01)00280-4
- Eberhardt, M. (2012). Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes. *The Stata Journal*, 12(1), 61-71.
- Eberhardt, M. ve Bond, S. (2009). *Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator* (Sy 17692). Munich: University Library of Munich, Germany.
- Emirmahmutoglu, F. ve Kose, N. (2011). Testing for granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28(3), 870-876. doi: 10.1016/J.ECONMOD.2010.10.018
- Everett, T., Ishwaran, M., Ansaloni, G. P. ve Rubin, A. (2010). Economic growth and the environment. *Defra Evidence and Analysis Series*, 1-52.
- Fan, J.-L., Zhang, Y.-J. ve Wang, B. (2017). The impact of urbanization on residential energy consumption in China: An aggregated and disaggregated analysis. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 75, 220-233. doi: https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.10.066
- Frankel, J. (2009). *Environmental Effects of International Trade* [Working Paper Series:RWP09-006]. HKS Faculty Research Working Paper Series.
- Gieraltowska, U., Asyngier, R., Nakonieczny, J. ve Salahodjaev, R. (2022). Renewable Energy, Urbanization, and CO2 Emissions: A Global Test. *Energies*, 15(9), 3390. doi: 10.3390/en15093390

- Grodzicki, T. ve Jankiewicz, M. (2022). The impact of renewable energy and urbanization on CO₂ emissions in Europe – Spatio-temporal approach. *Environmental Development*, 44, 100755. doi: <https://doi.org/10.1016/j.envdev.2022.100755>
- Grossman, G. M. ve Krueger, A. B. (1991). *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement* (Working Paper Sy 3914). National Bureau of Economic Research. doi: 10.3386/w3914
- Hao, Y. ve Cho, H. C. (2022). Research on the relationship between urban public infrastructure, CO₂ emission and economic growth in China. *Environment, Development and Sustainability*, 24(5), 7361-7376. doi: 10.1007/s10668-021-01750-0
- Hussain, M. N., Li, Z. ve Yang, S. (2023). Heterogeneous effects of urbanization and environment Kuznets curve hypothesis in Africa. *Natural Resources Forum*, 47(2), 317-333. doi: 10.1111/1477-8947.12284
- IEA. (2015). Energy and Climate Change-World Energy Outlook Special Report. Geliş tarihi 22 Ocak 2022, gönderen IEA website: <https://www.iea.org/publications/freepublications/publication/WEO2015SpecialReportonEnergyandClimateChange.pdf>
- IEA. (2021). Global Energy Review 2021, Assessing the effects of economic recoveries on global energy demand and CO₂ emissions in 2021. Geliş tarihi 03 Ocak 2022, gönderen <https://www.iea.org/reports/global-energy-review-2021/co2-emissions>
- Iqbal, A., Tang, X. ve Rasool, S. F. (2023). Investigating the nexus between CO₂ emissions, renewable energy consumption, FDI, exports and economic growth: Evidence from BRICS countries. *Environment, Development and Sustainability*, 25(3), 2234-2263. doi: 10.1007/s10668-022-02128-6
- İnal, V., Addi, H. M., Çakmak, E. E., Torusdağ, M. ve Çalışkan, M. (2022). The nexus between renewable energy, CO₂ emissions, and economic growth: Empirical evidence from African oil-producing countries. *Energy Reports*, 8, 1634-1643. doi: 10.1016/j.egy.2021.12.051
- Jebabli, I., Lahiani, A. ve Mefteh-Wali, S. (2023). Quantile connectedness between CO₂ emissions and economic growth in G7 countries. *Resources Policy*, 81, 103348. doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103348>
- Kartal, M. T., Kılıç Depren, S., Ali, U. ve Nurgazina, Z. (2023). Long-run impact of coal usage decline on CO₂ emissions and economic growth: Evidence from disaggregated energy consumption perspective for China and India by dynamic ARDL simulations. *Energy & Environment*, 0(0), 0958305X231152482. doi: 10.1177/0958305X231152482
- Kiliç, C., Kurt, Ü. ve Balan, F. (2020). Kentleşme ve Sanayileşmenin CO₂ Emisyonu Üzerindeki Etkisi: Türkiye İçin ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 18(2), 182-196. doi: 10.18026/cbayarsos.628421
- Lan-yue, Z., Yao, L., Jing, Z., Bing, L., Ji-min, H., Shi-huai, D., ... Ya-qi, Z. (2017). The relationships among energy consumption, economic output and energy intensity of countries at different stage of development. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 74, 258-264. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.02.055>
- Lee, C.-C. ve Lee, J.-D. (2009). Income and CO₂ emissions: Evidence from panel unit root and cointegration tests. *Energy Policy*, 37(2), 413-423. doi: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.09.053>
- Li, K. ve Lin, B. (2015). Impacts of urbanization and industrialization on energy consumption/CO₂ emissions: Does the level of development matter? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 1107-1122. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.07.185>
- Liu, Y., Xiao, H., Zikhali, P. ve Lv, Y. (2014). Carbon Emissions in China: A Spatial Econometric Analysis at the Regional Level. *Sustainability*, 6(9), 6005-6023. doi: 10.3390/su6096005
- Martínez-Zarzoso, I. ve Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO₂ emissions: Evidence from developing countries. *Ecological Economics*, 70(7), 1344-1353. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2011.02.009>
- Massagony, A. ve Budiono. (2023). Is the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis valid on CO₂ emissions in Indonesia? *International Journal of Environmental Studies*, 80(1), 20-31. doi: 10.1080/00207233.2022.2029097
- McCoskey, S. ve Kao, C. (1998). A residual-based test of the null of cointegration in panel data. *Econometric Reviews*, 17(1), 57-84. doi: 10.1080/07474939808800403
- Mirza, F. M. ve Kanwal, A. (2017). Energy consumption, carbon emissions and economic growth in Pakistan: Dynamic causality analysis. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 1233-1240. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.10.081>
- Myszczyzyn, J. ve Suproń, B. (2022a). Relationship among Economic Growth, Energy Consumption, CO₂ Emission, and Urbanization: An Econometric Perspective Analysis. *Energies*, 15(24), 9647. doi: 10.3390/en15249647
- Myszczyzyn, J. ve Suproń, B. (2022b). Relationship among Economic Growth, Energy Consumption, CO₂ Emission, and Urbanization: An Econometric Perspective Analysis. *Energies*, 15(24), 9647. doi: 10.3390/en15249647
- Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2010). Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries. *Energy Policy*, 38(1), 661-666. doi: <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.005>
- Naseem, S., Hu, X., Shi, J., Mohsin, M. ve Jamil, K. (2023). Exploring the optical impact of information communication technology and economic growth on CO₂ emission in BRICS countries. *Optik*, 273, 170339. doi: 10.1016/j.ijleo.2022.170339

- Nazlioglu, S., Lebe, F. ve Kayhan, S. (2011). Nuclear energy consumption and economic growth in OECD countries: Cross-sectionally dependent heterogeneous panel causality analysis. *Energy Policy*, 39(10), 6615-6621. doi: 10.1016/j.enpol.2011.08.007
- Niu, H. ve Lekse, W. (2018). Carbon emission effect of urbanization at regional level: Empirical evidence from China. *Economics*, 12(1), 20180044. doi: doi:10.5018/economics-ejournal.ja.2018-44
- Orubu, C. O. ve Omotor, D. G. (2011). Environmental quality and economic growth: Searching for environmental Kuznets curves for air and water pollutants in Africa. *Energy Policy*, 39(7), 4178-4188. doi: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.04.025
- Otim, J., Watundu, S., Mutenyo, J. ve Bagire, V. (2023). Fossil Fuel Energy Consumption, Economic Growth, Urbanization, and Carbon Dioxide Emissions in Kenya. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 13(3), 457-468. doi: 10.32479/ijeeep.14292
- Ozturk, I. ve Acaravci, A. (2010). CO2 emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(9), 3220-3225. doi: https://doi.org/10.1016/j.rser.2010.07.005
- Özbek, S. ve Oğul, B. (2022). Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Geçerliliği: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Akademik Arařtırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 14(26), 35-46. doi: 10.20990/kilisibfakademik.1041209
- Özokcu, S. ve Özdemir, Ö. (2017). Economic growth, energy, and environmental Kuznets curve. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 639-647. doi: https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.01.059
- Pata, U. K. (2018). The effect of urbanization and industrialization on carbon emissions in Turkey: Evidence from ARDL bounds testing procedure. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(8), 7740-7747. doi: 10.1007/s11356-017-1088-6
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. doi: https://doi.org/10.1002/jae.951
- Pesaran, M. H., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127. doi: 10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x
- Pesaran, M. H. ve Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. doi: 10.1016/j.jeconomics.2007.05.010
- Polat, M. A. ve Ergün, S. (2023). Türkiye'de Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Ekonomik Büyüme ve Farklı Küreselleşme Türleri Bakımından Analizi. *İstanbul İktisat Dergisi*, 73(1), 107-142. doi: 10.26650/ISTJECON2022-1138122
- Raheem, I. D. ve Ogebe, J. O. (2017). CO emissions, urbanization and industrialization. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 28(6), 851-867. doi: 10.1108/MEQ-09-2015-0177
- Salahuddin, M., Gow, J., Ali, M. I., Hossain, M. R., Al-Azami, K. S., Akbar, D. ve Gedikli, A. (2019). Urbanization-globalization-CO2 emissions nexus revisited: Empirical evidence from South Africa. *Heliyon*, 5(6), e01974. doi: https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01974
- Salvador-Guerra, C., Jimber-del-Río, J.-A. ve Vergara-Romero, A. (2023). Environmental Kuznets Curve: An Updated Empirical Vision for Ecuador. *TEM Journal*, 12(3), 1792-1798.
- Shahbaz, M., Sbia, R., Hamdi, H. ve Ozturk, I. (2014). Economic growth, electricity consumption, urbanization and environmental degradation relationship in United Arab Emirates. *Ecological Indicators*, 45, 622-631. doi: https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2014.05.022
- Siddique, H. M. A., Majeed, D. M. T. ve Ahmad, D. H. K. (2020). The Impact of Urbanization and Energy Consumption on CO2 Emissions in South Asia. *South Asian Studies*, 31(2). Geliş tarihi gönderen http://journals.pu.edu.pk/journals/index.php/IJSAS/article/view/3083
- Soytas, U. ve Sari, R. (2009). Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: Challenges faced by an EU candidate member. *Ecological Economics*, 68(6), 1667-1675. doi: https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.06.014
- The World Bank. (2021). *World Development Indicators*. World Development Indicators | DataBank. Geliş tarihi gönderen https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#
- Topalli, N. (2016). CO2 Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Hindistan, Çin, Brezilya ve Güney Afrika için Panel Veri Analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 427-447.
- Topcu, M., Yazıcı, M. ve Kartal, G. (2019). An investigation of causality between urbanization and carbon emissions in Turkey. *Social and Political Interactions*, 81.
- Wang, Q. (2014). Effects of urbanisation on energy consumption in China. *Energy Policy*, 65, 332-339. doi: https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.10.005
- Wang, Q., Wu, S., Zeng, Y. ve Wu, B. (2016). Exploring the relationship between urbanization, energy consumption, and CO2 emissions in different provinces of China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 1563-1579. doi: https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.10.090
- Wang, S., Li, G. ve Fang, C. (2018). Urbanization, economic growth, energy consumption, and CO2 emissions: Empirical evidence from countries with different income levels. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 81, 2144-2159. doi: https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.06.025

- Wang, S., Li, Q., Fang, C. ve Zhou, C. (2016). The relationship between economic growth, energy consumption, and CO₂ emissions: Empirical evidence from China. *Science of The Total Environment*, 542, 360-371. doi: <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2015.10.027>
- Westerlund, J. (2006). Testing for panel cointegration with multiple structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1), 101-132. doi: 10.1111/J.1468-0084.2006.00154.X
- Yıldız, B. (2019). E7 Ülkelerinde CO₂ Emisyonu, Enerji Tüketimi, Ekonomik Büyüme ve Kentleşme Arasındaki İlişki. *Social Sciences Research Journal*, 8(3), 283-297.

EXTENDED ABSTRACT

The increasing industrialization with the Industrial Revolution and the resulting population density in growing cities have brought about economic growth, but the dynamics of industrialization and urbanization have also significantly increased the energy demand. Up until today, meeting the energy demand with high rates of fossil fuels has led to the depletion of natural resources and environmental pollution, thus bringing the concept of economic sustainability (green economy) to the forefront. The worsening externalities of fossil fuels have directed people towards seeking alternative energy sources while also necessitating various environmental protection measures such as carbon dioxide (CO₂) limitation: The increase in production (output) at the national and global levels, achieved through either using more resources or using them more efficiently, has led to an increase in the release of gases into the environment and, at the same time, an increase in urbanization. These developments have prompted the questioning of the relationship between concepts such as economic growth, urbanization, and pollution. Due to the 2019 pandemic, the decline in demand for fossil fuels led to a 5.8% reduction in CO₂ emissions in 2020, resulting in the largest drop ever recorded. However, when compared to the pre-industrial era, the total amount of CO₂ emissions still corresponds to 50% more emissions than the beginning of the industrial revolution. In 2021, there was a significant increase in demand for fossil fuels (coal-based energy demand alone increased by 60%), leading to an 80% increase in CO₂ emissions compared to the decline in 2020. Throughout history, the concept of economic growth has moved in parallel with environmental degradation, and in the 21st century, environmental degradation has been primarily associated with greenhouse gas emission: Industrialization, which is the main determinant of economic growth, affects the fundamental structure of greenhouse gases that impact the ecosystem as a whole. While the increasing energy demand of industrialization leads to increased fossil fuel consumption, the rising urbanization rates of economic growth result in the destruction of green areas, leading to a decrease in CO₂ absorption in the atmosphere. Grossman and Krueger (1991) classify the elements that have an impact on environmental degradation as structural effects, scale effects, and technological effects when examining the impact of economic growth on the environment. They emphasize that investment policies and trade structures play a determining role in environmental changes by incorporating them into these three main categories: Scale effects refer to fluctuations in total production levels caused by production and consumption habits (raw material needs, product demand, energy needs, etc.), while structural effects refer to the effects of the transformation of agriculture-based economies in the industrialization process on the environmental and social structure: Technological effects highlight the positive impact of environmentally friendly product preferences and the systematic organization of production materials, which separate them from other substances, on the environmental structure. In addition to these effects, Cole (2004) mentions the composition effect and states that product compositions involved in country trade will have both positive and negative effects on the environment. This effect is related to the product components in the outputs of developed and developing countries: For example, while developed economies based on heavy industry have recently made changes in output compositions towards light manufacturing and the service sector, developing economies have started to increase their expertise in heavy industry sectors and build their economic models on it. The economic structure, which relies on foreign direct investments directly caused by insufficient savings in developing countries, allows total product compositions to be determined by the investing capital rather than the macroeconomic policies of countries: This leads to countries being more flexible and passive in terms of carbon emissions and being more dependent on developed countries. The study investigates the long-term relationship and causality between per capita CO₂ emissions, per capita gross domestic product (GDP), and urbanization for the BRICS-T countries, which are Brazil, Russia, India, China, South Africa, and Turkey, grouped in the literature. Annual data from 1988 to 2018 are used for analysis: In order to ensure balanced panel integrity, the sample period is taken as 1988-2018. Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) and Seemingly Unrelated Regression Augmented Dickey Fuller (SURADF) unit root tests are applied for stationarity analysis: The panel cointegration test with multiple structural breaks developed

by Westerlund (2006) is used to investigate long-term relationship independent of cross-sectional dependence condition. The long-term coefficients of the variables are examined using the Common Correlated Effects (CCE) and Augmented Mean Group (AMG) estimator. Finally, the presence and direction of causality between variables are tested using the Panel Fisher Test method developed by Emirmahmutoglu and Köse (2011). The study is structured into four sections, with the theoretical background on CO₂ emissions, economic growth, and urbanization provided after the introduction section. The second section is dedicated to the literature review, summarizing previous studies conducted in the field. The third and fourth sections present the dataset, econometric methods, and the findings obtained from the applied tests, respectively. In the final part of the study, the findings obtained from the empirical tests are presented in a general evaluation. According to the analysis results, the break dates (1994, 2000, 2008, 2009) are in harmony with the economic conjuncture, pointing to the dates when capital mobility was experienced and economic and social crises were felt accordingly. According to the results of the cointegration test, the similarity of the macroeconomic indicators of the fragile five countries permeated the economic growth - CO₂ emission interaction, but differentiated the countries that diverged in terms of social policies in terms of urbanization - CO₂ emission interaction. When the causality relationship is examined, the existence of a bidirectional causal relationship between economic growth - CO₂ emission and urbanization - CO₂ emission was determined at a strong significance level of 1%. It is remarkable that the sample group countries (BRICST) converge to each other due to the similarity in production patterns in the classification, but present a divergent image when sociological factors such as urbanisation are taken into account. In this respect, it seems unlikely that similar policies on carbon emissions will create similar achievements in the relevant countries. In India and Turkey, the relative delay in the transition from agricultural to industrial society and the concentration of the population around the industrial cities in the region are in line with the causality relations found in the analyses. The bidirectional causality relationship found for Russia should be accepted as a reflection of the intensive industrialisation and population policies of the Union of Soviet Socialist Republics period. Although China and South Africa have different subjective characteristics in this regard, they are two labour-intensive industrialised countries that have linked their industrialisation to human population. In this respect, the findings of the study are in harmony with the objective reality. In this respect, the main policy recommendation that emerged as a result of the study is the view that policies that will make CO₂ emission no longer a problem should not be considered solely in terms of industrialisation techniques and that an environmental policy built on the sociological structure will be more effective.