



## CO<sub>2</sub> EMİSYONU VE TİCARİ AÇIKLIK ARASINDAKİ İLİŞKİ: ASYA PASİFİK ÜLKELERİ ÖRNEĞİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN CO<sub>2</sub> EMISSION AND TRADE OPENNESS: CASE OF ASIAN PACIFIC COUNTRIES

Nurgün TOPALLI<sup>1</sup>

### Öz

Dünya genelinde ülkelerin ticaret hacmindeki artışlar çevre sorunlarını ön plana çıkarmaktadır. Bu çalışmada Çin, Endonezya, Malezya ve Tayland'ın ticari açıklık ile CO<sub>2</sub> emisyonu değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki 1960-2016 dönemi dikkate alınarak incelenmiştir. İlk olarak Harvey, Leybourne & Xiao (2008) testi serilerin doğrusal olup olmadığını analiz etmek için kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre doğrusal olmayan Leybourne, Newbold & Vougas (1998), Sollis (2009) birim kök testleri, Becker, Enders & Lee (2006) Fourier durağanlık testi ve Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi kullanılmıştır. Serilerin I(1) düzeyinde durağan olması nedeniyle ticari açıklık ve CO<sub>2</sub> arasında uzun dönemli ilişki Fourier Eşbütünleşme (FSHIN) testi kullanılarak sınanmıştır. Çalışma sonucunda Çin, Malezya ve Tayland için değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı, Endonezya için ticari açıklık ve CO<sub>2</sub> emisyonu arasında pozitif ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** CO<sub>2</sub> Emisyonu, Ticari Açıklık, Asya Pasifik Ülkeleri, Fourier Eşbütünleşme Testi

### Abstract

Increases in trade volume around the world bring environmental problems to the fore. In this study, the long-term relationship between trade openness and CO<sub>2</sub> emission variables of China, Indonesia, Malaysia and Thailand was examined by considering the period of 1960-2016. Firstly, Harvey, Leybourne & Xiao (2008) test was used to analyze whether the series were linear or not. According to the findings, nonlinear Leybourne, Newbold & Vougas (1998), Sollis (2009) unit root tests, Becker, Enders & Lee (2006) Fourier stationarity test and Augmented Dickey Fuller (ADF) unit root test were used. Since the series are stationary at the I(1) level, the long-term relationship between trade openness and CO<sub>2</sub> was tested using the Fourier Cointegration (FSHIN) test. As a result of the study, it was concluded that there is no long-term relationship between the variables for China, Malaysia and Thailand, but there is a positive relationship between trade openness and CO<sub>2</sub> emissions for Indonesia.

**Keywords:** CO<sub>2</sub> Emission, Trade Openness, Asia Pacific Countries, Fourier Cointegration Test

---

<sup>1</sup>Doç. Dr, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, [nurguntopalli@nevsehir.edu.tr](mailto:nurguntopalli@nevsehir.edu.tr), Orcid: 0000-0003-2299-5363

## 1. GİRİŞ

Küreselleşmenin hızlanmasıyla birlikte ülkeler arasındaki ekonomik ve mali işbirliği önemli hale gelmeye başlamıştır. Özellikle Bretton Woods Para Sisteminin yıkılmasından sonra yaşanan gelişmeler dünya genelinde ekonomik işbirliklerin artmasına neden olmuştur. Ülkeler daha büyük piyasalara ulaşmak, ölçek ekonomilerinden yararlanmak, doğrudan yatırımları çekmek, iç piyasalarında rekabeti yükseltmek, teknoloji transferi sağlamak ve ticaret hacmini artırmak gibi çeşitli nedenlerle ekonomik işbirlikleri gerçekleştirmektedir. Ekonomik işlemlerin daha geniş hacimli piyasalarda gerçekleşmesi ülkeler arasında gerçekleştirilen ticaret akımlarını artırmaktadır. Ticaret hacmindeki artışlar ise beraberinde çevre sorunları yaratabilmektedir. Ticari açıklık ve çevre bozulması (küresel ısınma, sera gazı etkisi vb.) arasındaki ilişki dünya genelinde tüm ülkelerin ortak sorunu olarak önemini korumaktadır.

Kuşak ve Yol Projesi (BRI) ülkeler arasındaki işbirliği ve iki yönlü ticaretin avantajlarından yararlanmak amacıyla 2013 yılında Çin tarafından ortaya konulmuştur (Wu, Shi & Hu, 2021: 1589). Kuşak ve Yol Projesi dünya genelinden bir çok farklı kıtadan ülkeyi bünyesinde barındırmakta olup, 40 Sahra Altı Afrika ülkesi, 34 Avrupa & Orta Asya Ülkesi (18 ülke Avrupa Birliği Üyesi ülkesi), 25 Doğu Asya & Pasifik ülkesi, 17 Orta Doğu & Kuzey Afrika Ülkesi, 18 Latin Amerika & Karayipler ülkesi ve 6 Güney Doğu Asya ülkesinden oluşmaktadır. 2021 yılı itibariyle 140 ülke Çin ile Kuşak ve Yol Projesi (BRI)'ya imza atmış bulunmaktadır (<https://green-bri.org>). Yang vd. (2018) ile Tan vd. (2019) göre BRI'nin temel hedefleri arasında bağlanabilirliği artırmak, ticaret maliyetlerini azaltmak, yeni ve iyileştirilmiş büyük ulaşım altyapısı projeleri aracılığıyla pazar entegrasyonunu teşvik etmek yer almaktadır (Wang, Lim, Zhang, Zhao & Lee, 2020: 289). 2018 yılında Çin'in BRI ile iki yönlü ticareti 1.3 trilyon ABD doları olarak gerçekleşmiştir. 2019 yılı sonunda BRI'nin üye ülke sayısı 137'ye ulaşmış olup küresel gayrisafi yurtiçi hasılanın (GSYİH) %23'ü ve küresel CO<sub>2</sub> emisyonunun %28'i bu ülkelerden kaynaklanmıştır (Wu, Shi & Hu, 2021: 1589). Dünya genelinde korana virüs etkisiyle ticaret sisteminde bir zayıflama görülse de 2020 yılının ilk dört ayında Çin ve BRI ülkeleri arasındaki ticaret hacminde pozitif büyüme eğilimi gözlenmiştir. Çin'in BRI ülkelerine toplam ithalat ve ihracatı %0,9 artışla 388,19 milyar ABD dolarına ulaşmıştır. Aynı dönemde BRI ülkelerinin Güneydoğu Asya Ülkeleri Birliği (ASEAN) üyesi ülkelere ihracatı %0,9 artışla 104,21 milyar ABD doları değerinde olmuştur (Chen, Jiang & Kitila, 2021: 1). British Petrol (BP) (2020) verilerine göre 2019 yılında dünya genelinde CO<sub>2</sub> emisyonunun yaklaşık %50,5 Asya Pasifik ülkelerinden kaynaklıdır. CO<sub>2</sub> emisyonunda Asya Pasifik ülkelerinden Çin %28,8'lik payla ilk sırada gelmektedir. Çin'i Hindistan (%7,3), Japonya (%3,3), Güney Kore (%1,9) ve Endonezya (%1,8) izlemektedir. 2020 yılında dünya genelinde Asya Pasifik ülkelerinin CO<sub>2</sub> emisyonundaki payı yaklaşık %52,0 yükselmiştir. Bölgede CO<sub>2</sub> emisyonunda ilk sırada %30,7'lik payla Çin, %7,1'lik payla Hindistan ve %3,2'lik payla Japonya gelmektedir (BP, 2020; 2021).

Çalışmada Kuşak ve Yol Projesine dâhil olan 4 orta üst gelirli Asya Pasifik ülkesi seçilmiştir. Çin 2013 yılında, Tayland 2014 yılında, Endonezya 2015 yılında, Malezya 2017 yılında projeye dâhil olmuşlardır (Sacks, 2021). Bu ülkelerin seçilme nedeni hem CO<sub>2</sub> emisyonlarının hem de ticari açıklık seviyelerinin yüksek olmasıdır. Bu çalışma diğer çalışmalardan BRI ülkelerini dikkate alması ve ilgili ülkelerin seçilirken gelir düzeyleri dikkate alınarak analiz edilmesi ile farklılaşmaktadır. Ayrıca literatürde CO<sub>2</sub> ve ticari açıklık ilişkisi ağırlıklı olarak geleneksel yaklaşımlar kullanılarak analiz edilmiştir. Bu çalışmada yumuşak geçişli yapısal kırılmaları dikkate alan testler kullanılmıştır. Serilerin doğrusallığı Harvey, Leybourne & Xiao (2008) testi kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada serilerin birim köklü olup olmadığını test etmek amacıyla doğrusal olmayan Leybourne, Newbold & Vougas (1998), ve Sollis (2009) birim kök testleri, Becker, Enders & Lee (2006) Fourier KPSS

durağanlık testi ve ADF birim kök testi kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Tsong, Lee, Tsai & Hu (2016) çalışmasına dayanan Fouirer Eşbütünleşme (FSHIN) testi kullanılarak analiz edilmiştir.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde konu ile ilgili kavramsal çerçeve, üçüncü bölümde konu ile ilgili yapılan ampirik literatür özetlenmiştir. Dördüncü bölümde kullanılan yöntemler ve elde edilen bulgulara yer verilmiştir. Son bölümde elde edilen bulgular çerçevesinde genel bir değerlendirme yapılmıştır.

## 2. KAVRAMSAL ÇERÇEVE

Ticari açıklık ve çevre arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışmalardan biri Grossman & Krueger (1991) çalışmasıdır. İlgili çalışmada Kuzey Amerika Ticaret anlaşmasının çevresel etkileri analiz edilmiştir (Lv & Xu, 2019: 318). Grossman & Krueger (1991)'e göre uluslararası ticaret CO emisyonunu artıran gelir, endüstriyel iyileşme ve teknolojinin yayılması olmak üzere üç yolla etkilemektedir (Wu vd., 2021: 1590).

Genel olarak ticari açıklık ve çevre ilişkisi iki teorik yaklaşım kapsamında incelenebilmektedir. İlk yaklaşımda ticari açıklığın karbon emisyonunu üzerinde teknik (teknolojik) etkisi, ölçek etkisi ve bileşim (kompozisyon) etkisi olmak üzere üç etkisinin olduğu kabul edilmektedir (Mutascu, 2018: 443; Farhani & Ozturk, 2015: 15664). Teknik (teknolojik) etki, ileri teknolojik üretim tekniklerinin ve aktarılan bilgi birikiminin çevre üzerindeki etkilerini içermektedir. Ticaretin serbestleştirilmesi çevre dostu teknolojilerin ve enerji verimli üretim teknolojilerinin ülkeler arasında yayılmasına ve daha düşük emisyonla yol açmaktadır (Ertugrul, Cetin, Seker & Dogan, 2016: 545). Diğer bir ifadeyle teknik (teknoloji) etki, ticaretin artması sonucu karbon emisyonunu azaltan teknolojilerin gelişmesine yardımcı olmaktadır (Shahzad, Kumar, Zakaria & Hurr, 2017: 186). Ticari serbestleşmenin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki teknik etkisi negatiftir (Chen, Jiang & Kitila, 2021:3). Teknik etkisi dünyadaki know-how payını artıracak olan gelir düzeyi için iyi bir teşvik gibi gözükmemektedir. Bu ise kirliliği azaltan daha temiz üretim süreçlerini oluşturmaktadır (Mutascu, 2018: 443). Ölçek etkisi, serbest ticaret sonucu ticaret hacminin ve çıktıdaki artışın çevre üzerindeki bozucu etkisini ele almaktadır (Shahzad vd., 2017: 186). Ticaretten kaynaklı ekonomik büyüme daha fazla üretim ve enerji tüketimine neden olarak yüksek karbon emisyonuna yol açmaktadır. Ancak serbest ticaret ve yüksek gelir seviyesi yüksek gelişme düzeyinde çevresel gelişme sağlayabilmektedir (Ertugrul vd., 2016: 545). Bileşim etkisi karşılaştırmalı üstünlüklere dayalı üretimin yapısı ile ilişkilidir (Mutascu, 2018: 443). Ülkeler üretim yapılarını karşılaştırmalı üstünlük yapılarına göre değiştirmektedir. Eğer ticaret, emek-yoğun malların talebini artırırsa kirlilik düşecektir. Çünkü emek yoğun mallar CO<sub>2</sub> emisyonunu yükseltmemektedir. Sermaye-yoğun mallar ise emisyonu yükseltmektedir. Ticaret sonucu sermaye yoğun mallar talebi yükselirse kirlilik artacaktır. Gelişmiş ülkeler sermaye yoğun ve az gelişmiş ülkeler emek yoğun olduğu için ticaret gelişmiş ülkelerde kirliliği artıracak ve az gelişmiş ülkelerde kirliliği azaltacaktır (Jun, Mahmood & Zakaria, 2020: 1186). Kirli mallara olan talep yükseldikçe ticari açıklık kirliliği teşvik etmektedir (Mutascu, 2018: 443). Bileşim etkisinde gelişmekte olan ülkeler, ileriki dönemlerde çevrenin bozulmasına katkıda bulunan kirli yoğun endüstrileri bünyelerine çekmektedir (Shahzad vd., 2017: 186). Ölçek ve bileşim etkilerine göre ticari açıklığın CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki etkisi pozitifdir (Chen, Jiang & Kitila, 2021:3). Ticari açıklığın çevre üzerindeki net etkisi bu üç etkiden hangilerinin baskın olduğuna göre değişmektedir (Shahzad vd., 2017: 186). Aynı zamanda bu üç etkinin çevre üzerindeki etkisi seçilen ülkelerde değişiklikler gösterebilmektedir (Farhani & Ozturk, 2015: 15664). Az gelişmiş ülkelerde hem ölçek hem de bileşim etkisi teknik etkiye göre daha ağır basabilmektedir. Dolayısıyla ticari açıklık çevreyi bozmaktadır. Buna karşılık, gelişmiş ülkelerde teknik etki hem ölçek hem de bileşim

etkilerine göre daha hâkim olmakta, bu nedenle ticaretin net etkisi çevre için olumlu olmaktadır (Jun, Mahmood & Zakaria, 2020: 1186).

İkinci yaklaşım Copeland & Taylor (2004)'e ait olan kirlilik düzenlemeleri ile açıklanan "Kirlilik Sığınağı Etkisi" hipotezidir. Bu hipoteze göre kirliliği kontrol etmek için alınan düzenlemeler ticari açıklık düzeyini etkileyen tesis yeri kararı ve ticari akımlar üzerinde etkilidir (Mutascu, 2018: 443). Yabancı firmaları cezbetmek için, daha az gelişmiş ülkeler yumuşak çevre standartları uygulamaktadır. Bu uygulama ilgili ülkelerde kirliliği artırmaktadır. Literatürde bu kavram Kirlilik Sığınağı Hipotezi (PHH) olarak adlandırılmaktadır ( Jun, Mahmood & Zakaria , 2020: 1186). Kirlilik Sığınağı Hipotezine göre, çevre düzenlemesi zayıf olan düşük gelirli ülkeler, kirletici malların üretiminde uzmanlaşacak ve çokuluslu şirketler, kirletici endüstrilerini bu ülkelere yeniden tahsis ederek bundan faydalanacaklardır. Sonuç olarak, düşük gelirli ülkeler kirleticiler için cennet haline gelecek ve bu ülkelerde ticaret açıklığı çevreyi bozacak, zengin ülkeler ise serbest ticaretten fayda sağlayacaklardır. Copeland ve Taylor (2004) tarafından ticari açıklık ve çevre arasındaki bağı açıklamak için ileri sürülen diğer yaklaşım ise Faktör Donatımı Hipotezi'dir. Faktör donatımı hipotezi, sermaye zengini ülkelerin çevre politikasını dikkate almadan sermaye yoğun malların üretiminde uzmanlaşacağını öngörmektedir. Sonuç olarak, zengin ülkeler mal ihraç ederek daha kirli hale gelecek ve temiz mal üretiminde kullanılan kaynakları nispeten bol olan ülkeler serbest ticaret ile daha temiz hale gelecektir (Shahzad vd., 2017: 186).

## 2.1. Çin, Endonezya, Malezya ve Tayland'da CO<sub>2</sub> Emisyonu ve Ticari Açıklık Değerleri

Dünya genelinde CO<sub>2</sub> emisyonu bölgeler bazında incelendiğinde Asya Pasifik bölgesinin payının yüksek olduğu gözlemlenmektedir. 2020 itibariyle toplam CO<sub>2</sub> emisyonun yaklaşık yarısı (%52) Asya Pasifik ülkelerinden kaynaklanmıştır (BP, 2021). Tabloda 1'de analize dâhil edilen Çin'in, Endonezya'nın, Malezya'nın ve Tayland'ın 2010-2020 dönemi CO<sub>2</sub> emisyon değerlerine yer verilmiştir.

**Tablo 1.** 2010-2020 Dönemi CO<sub>2</sub> Emisyonu (Milyon Ton)

Yıllar	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
2010	8145.8	446.5	215.3	248.7
2011	8827.2	488.3	216.2	253.5
2012	9004.2	529.0	229.3	270.6
2013	9247.4	538.6	239.5	274.8
2014	9293.2	487.6	249.4	281.6
2015	9279.7	502.6	253.7	289.7
2016	9279.0	502.3	258.3	296.4
2017	9466.4	526.9	247.4	297.1
2018	9652.7	575.3	255.0	299.6
2019	9810.5	624.5	263.0	294.3
2020	9899.3	545.4	256.0	277.1
2020 (%)	%30.7	% 1.7	%0.8	%0.9

**Kaynak:** BP (2021). <https://www.bp.com/content/dam/bp/business-sites/en/global/corporate/pdfs/energy-economics/statistical-review/bp-stats-review-2021-full-report.pdf>

2021 yılı verilerine göre Çin'in dünya genelinde CO<sub>2</sub> emisyonundaki payı %30,7 olarak yüksek bir düzeyde gerçekleşmiştir. Orta üst gelir grubunda yer alan Asya Pasifik

ülkeleri içinde Çin'i %1,7'lik payla Endonezya, %0,9'luk payla Tayland ve %0,8'lik payla Malezya izlemektedir.

Dünya genelinde ticaret üstünlüğünün Asya ülkelerine doğru kaydığı gözlemlenmektedir. Son iki yılda Asya'nın mal ihracat ve ithalat değerleri diğer tüm bölgelerden daha fazla yükselmiştir. 2021 yılının ilk çeyreği 2019 yılının ilk çeyreği ile kıyaslandığında diğer bölgelerin ihracatı düşerken Asya'nın mal ihracat hacmi %15 artmıştır. Asya mal ithalatında da 2019 yılı aynı dönemine göre %10 artış göstererek diğer bölgelere öncülük etmiştir. 2021'in ilk çeyreğinde, Asya'da mal ihracat hacimleri yıllık bazda % 21.0 artış göstermiştir. 2020 yılında Çin dünya mal ticaretinin en büyük ihracatçısı olarak dünya ticaretindeki payı %13 olmuştur. 2019 yılının aynı dönemi ile karşılaştırıldığında 2021 Ocak-Nisan döneminde Çin'in mal ihracatı %31 artarken, Endonezya'nın %24, Malezya'nın %21 ve Tayland'ın %6 oranında artmıştır (WTO, 2021: 11-36). Pandemi süreci nedeniyle dünya genelinde ticaret hacminde bir düşüş gözlemlense de Asya bölgesinin mal ticareti yükselmiştir. Tablo 2'de Çin, Endonezya, Malezya ve Tayland'ın dışa açıklık göstergesi olarak kabul edilen ihracatın ve ithalatın GSYİH içindeki payları verilmiştir.

**Tablo 2.** 2010-2020 Mal ve Hizmet İhracatın ve Mal ve Hizmet İthalatının GSYİH içindeki Payları (%)

Yıllar	Çin		Endonezya		Malezya		Tayland	
	İhracatın GSYİH İçindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH İçindeki Payı (%)	İhracatın GSYİH İçindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH İçindeki Payı (%)	İhracatın GSYİH İçindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH İçindeki Payı (%)	İhracatın GSYİH İçindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH İçindeki Payı (%)
2010	27.18	23.53	24.29	22.40	86.93	71.01	66.48	60.76
2011	26.56	24.17	26.32	23.85	85.25	69.68	70.85	68.82
2012	25.49	22.77	24.59	24.98	79.29	68.54	68.95	68.72
2013	24.59	22.14	23.92	24.71	75.62	67.09	67.17	65.29
2014	23.51	21.39	23.66	24.41	73.79	64.51	68.39	62.51
2015	21.35	18.11	21.16	20.77	69.44	61.92	67.63	57.20
2016	19.58	17.31	19.08	18.33	66.77	60.12	67.07	53.50
2017	19.69	17.94	20.17	19.17	70.01	63.14	66.67	54.21
2018	19.11	18.34	21.00	22.07	68.56	61.86	64.85	56.01
2019	18.49	17.34	18.44	19.00	65.22	57.77	59.48	50.14
2020	18.49	16.00	17.16	16.02	61.47	55.03	51.42	46.49

**Kaynak:** World Bank (2021a), <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators#>

2020 yılı verilerine göre Çin'in ihracatının GSYİH içindeki payı yaklaşık %18,4, Endonezya'nın %17, Malezya'nın %61 ve Tayland'ın %51 olarak gerçekleşmiştir. İthalatın GSYİH içindeki payları ise Çin, Endonezya, Malezya, Tayland için sırayla %16, %16, %55, %46'dır. İlgili ülkelerin ihracatlarının ve ithalatlarının GSYİH içindeki payları incelendiğinde dış ticaretin GSYİH içindeki paylarının yüksek düzeyde olduğu gözlemlenmektedir.

### 3. LİTERATÜR

Grossman ve Krueger (1991) çalışması çevresel bozulma ve ticari açıklık arasındaki ilişkiyi inceleyen öncü çalışmaların başında gelmektedir. Bu çalışmada Kuzey Amerika Serbest Ticaret Anlaşması'nın (NAFTA) çevresel etkileri, çevre kalitesi ve ticari açıklık arasındaki ilişki incelenerek analiz edilmiştir. Grossman ve Krueger (1991) tarafından Kuznets (1955) dayalı Çevresel Kuznets Eğrisi (EKC) hipotezinin önerilmesinden sonra

emisyona ve ticari açıklık arasındaki ilişkiyi inceleyen çeşitli sayıda çalışma yapılmıştır (Zhang, Liu & Bae, 2017: 17618). Bu çalışmaların bir bölümünde panel veri yöntemi kullanılarak ticari açıklık ve emisyon ilişkisi incelenmiştir (Omri, Daly, Rault&Chaibi (2015); Dogan & Seker (2016); Balsalobre-Lorente, Shahbaz, Roubaud & Farhani (2018); Fang, Gozgor & Wu (2019); Chen, Jiang & Kitila (2021)).

Diğer bir grup çalışma ise konu zaman serisi yöntemini kullanılarak analiz edilmiştir. Örneğin Ang (2009) çalışmasında Çin'in 1953-2006 yılları arası CO<sub>2</sub> emisyonu, reel GSYİH, enerji tüketimi, ticari açıklık değişkenleri arasındaki ilişki Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) Sınır Testi yaklaşımı kullanılarak incelenmiştir. Çalışma sonucunda daha fazla enerji kullanımının, yüksek gelirin ve ticari açıklığın CO<sub>2</sub> emisyonunu artırdığı tespit edilmiştir. Jalil & Mahmud (2009) çalışmasında ARDL methodu kullanılarak Çin'in CO<sub>2</sub>, enerji tüketimi, gelir ve dış ticaret verileri arasındaki uzun dönem ilişki incelenmiştir. 1975-2005 döneminin dikkate alındığı çalışma sonucunda ticaretin CO<sub>2</sub> üzerindeki etkisinin pozitif ancak istatistiksel olarak anlamsız olduğu bulgusu elde edilmiştir. Jayanthakumaran, Verma & Liu (2012)'de Çin'in ve Hindistan'ın CO<sub>2</sub>, büyüme, ticaret ve enerji kullanımı arasındaki ilişki ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak incelenmiştir. 1971-2007 döneminin incelendiği çalışmada Çin'de sadece kısa dönem için ticaretin CO<sub>2</sub>'yi azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Ticari açıklıkta meydana gelen %1'lik artış CO<sub>2</sub> emisyonunu %0.08 oranında düşürmektedir.

Atici (2012) çalışmasında Sabit Etkiler Modeli ve Rassel Etkiler Modeli kullanılarak ASEAN ülkelerinin 1970-2006 dönemi incelenmiştir. Gelişmiş, gelişmekte olan ve geç gelişen ASEAN ülkeleri olarak sınıflandırılan çalışma sonucunda gelişmekte olan ülke grubunda yer alan Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland için ihracatın GSYİH'ye oranının CO<sub>2</sub> emisyonunu artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ubaidillah, Decker, Rahim & Ismail (2013) çalışmasında Malezya, Endonezya ve Filipinler'in 1970-2008 döneminde ticari açıklık ve CO<sub>2</sub> emisyonu arasındaki ilişki Johansen ve Juselius ile Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Çalışma sonucunda Malezya'da ticari açıklık ve çevre kalitesi arasında uzun dönemli ilişki elde edilmiştir.

Ertuğrul vd. (2016) çalışmasında 10 gelişmekte olan ülkenin 1971-2011 dönemi için CO<sub>2</sub>, ticari açıklık, reel gelir ve enerji tüketimi değişkenleri arasındaki ilişki sınır testi ve VECM Granger nedensellik testi kullanılarak analiz edilmiştir. İncelenen ülkelerden Tayland, Brezilya ve Güney Kore'de ticari açıklığın CO<sub>2</sub> emisyon düzeyi üzerinde etkisi tespit edilemezken; Türkiye, Hindistan, Çin ve Endonezya'da ticari açıklığın CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde anlamlı ve pozitif etkileri olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca uzun dönemde ticari açıklığın CO<sub>2</sub> üzerindeki temel belirleyicilerden biri olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Shahzad vd. (2017) çalışmasında Pakistan'ın 1971-2011 yılları arası karbon emisyonu, enerji tüketimi, ticari açıklık ve finansal gelişimi arasındaki ilişki incelenmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımı sonucu uzun dönemde ticari açıklığın karbon emisyonunu %0.247, kısa dönemde ise %0.122 yükselttiği bulgusu elde edilmiştir. Granger nedensellik sonuçları ise ticari açıklıktan karbon emisyonuna doğru tek yönlü ilişki olduğunu göstermiştir. Zhang, Liu & Bae (2017)'de 10 sanayileşen ülkenin ticari açıklık ve CO<sub>2</sub> emisyonu ilişkisi 1971-2013 dönemi dikkate alınarak incelenmiştir. Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Malezya, Filipinler, Tayland, Türkiye ve Güney Afrika'nın analize dâhil edildiği çalışmada panel veri yöntemi kullanılmış ve çalışma sonucunda ticari açıklığın CO<sub>2</sub> emisyonunu istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olarak etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Lv & Xu (2019) çalışmasında 55 orta gelirli ülkenin 1992-2012 dönemi ticaret açıklığının ve kentleşmenin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki etkisi incelenmiştir. Havuzlanmış Ortalama Grup Tahmincisi (PMG) kullanıldığı çalışma sonucunda kısa dönemde ticari açıklığın CO<sub>2</sub> üzerinde olumlu, uzun dönemde ise olumsuz etkilerinin olduğu sonucuna

ulaşmıştır. Sun, Clotey, Geng, Fang & Amissah (2019) çalışmasında yüksek emisyonla sahip 49 BRI ülkesinin 1991-2014 yılları arası CO<sub>2</sub>, GSYİH, enerji tüketimi ve ticari açıklık verileri panel eşbütünleşme testi kullanılarak test edilmiştir. Ülkeler gelir düzeyine (yüksek, orta, düşük) ve bölgelere (Doğu Asya, Güneydoğu Asya, Orta Asya, Güney Asya, Orta Doğu/Afrika/ Avrupa) göre ayrılmıştır. Çalışma sonuçları ticari açıklığın çevresel kirlilik üzerinde hem pozitif hem de negatif etkileri olduğunu göstermiştir. Bu etkiler ise farklı ülke gruplarına göre değişiklik göstermektedir. Ansari, Haider & Khan (2020)'de ABD, Japonya, Kanada, İran, Suudi Arabistan, İngiltere, Avusturya, İtalya, Fransa ve İspanya'nın 1971-2013 dönemine ait ekonomik büyüme, uluslararası ticaret ve CO<sub>2</sub> emisyon verileri arasındaki ilişki incelenmiştir. Sınır Testi ve VECM Granger nedensellik yöntemlerinin kullanıldığı çalışma sonucunda karma bulgular elde edilmiştir. ABD ve İtalya'da ticaretin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde negatif etkisi olduğu, Kanada ve Suudi Arabistan'da ise pozitif etkisi olduğu bulgusu elde edilmiştir.

Koç & Buluş (2020) çalışmasında 1971-2017 dönemi Güney Kore'nin kişi başına düşen GSYİH, enerji tüketimi, yenilenebilir enerji tüketimi, CO<sub>2</sub> emisyonu ve ticari açıklık değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişki incelenmiştir. Çalışma sonucunda Güney Kore'de ilgili dönemde ticari açıklığın kişi başına düşen CO<sub>2</sub> emisyonunu azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Pata & Caglar (2020) çalışmasında Çin'in 1980-2016 dönemi için gelir, beşeri sermaye, küreselleşme, yenilenebilir enerji tüketimi ve ticari açıklık arasındaki ilişki ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak analiz edilmiştir. Analiz sonucunda Çin'de küreselleşmenin, gelirin ve ticari açıklığın çevresel bozulmaya neden olduğu tespit edilmiştir. Dou, Zhao, Malik & Dang (2021) çalışmasında Çin, Japonya ve Güney Kore'nin ticari açıklık ve CO<sub>2</sub> ilişkisi 1970-2019 dönemi incelenmiştir. Panel veri yönteminin kullanıldığı çalışmada ticari açıklık, GSYİH, kentleşme oranı ve teknoloji düzeyi değişkenleri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda ticari açıklığın sera gazını pozitif olarak etkilediği, ithalatın karbon emisyonunu artırırken ihracatın karbon emisyonunu azalttığı tespit edilmiştir.

Wu vd. (2021) çalışmasında 97 BRI ülkesinin 2002-2017 dönemi Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular, Çin'den yapılan ithalat yoğunluğunun kişi başına CO<sub>2</sub> emisyonları sınırlama eğiliminde, ancak Çin'e yapılan ihracat yoğunluğunun BRI ülkelerinin kişi başına CO<sub>2</sub> emisyonlarını artırma eğiliminde olduğu yönündedir. Chen vd. (2021) çalışmasında BRI'ya üye olan 64 ülkenin panel verisi kullanılarak ticari açıklığın CO<sub>2</sub> üzerindeki etkisi 2001-2019 yılları için incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen ampirik bulgulara göre ticari açıklıktaki iyileşmenin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde anlamlı pozitif etkisi mevcuttur ve etki farklı CO<sub>2</sub> emisyon seviyelerine göre değişim göstermektedir. Ayrıca ticari açıklığın ekonomik etki yoluyla CO<sub>2</sub> emisyonları üzerindeki dolaylı etkisi pozitif iken, enerji ikamesi ve teknoloji etkisi yoluyla dolaylı etkisi negatiftir.

Ticari açıklık ve CO<sub>2</sub> emisyonu arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar değerlendirildiğinde kullanılan yöntem ve seçilen ülkelere göre karma bulguların elde edildiği gözlemlenmiştir.

### 3. VERİ VE YÖNTEM

#### 3.1 Değişkenlerin Tanımlanması

Çalışmada Kuşak ve Yol Projesine katılan orta üst gelirli Asya Pasifik ülkelerinin 1960-2016 dönemine ait kişi başına düşen CO<sub>2</sub> emisyon miktarı ve ticari açıklık verileri kullanılmıştır. İlgili veriler Dünya Bankası (World Development Indicator) istatistiklerinden elde edilmiştir (World Bank 2021a). Çalışmada ilgili değişkenlerin logaritmik halleri

kullanılmıştır. Analizlerde Gauss 6.0 ve Winrats 8.1, Eviews 10 programlarından faydalanılmıştır.

**Tablo 3:** Değişkenlerin Açıklaması

Değişkenler	Açıklaması	Değer	Kaynak
Inco2	Kişi başına düşen karbondioksit emisyonunun logaritması	CO2 Emisyonu (kişi başına metrik ton)	Dünya Bankası
Intrade	Ticari açıklığın logaritması	Mal ve hizmet ihracatı+mal ve hizmet ithalatı (GSYİH'nin %)	Dünya Bankası

**Kaynak:** World Bank (2021a), <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

Dünya Bankası ülkeleri gelir gruplarına göre düşük gelirli ülkeler, düşük orta gelirli ülkeler, üst orta gelirli ülkeler ve yüksek gelirli ülkeler olmak üzere dört grupta sınıflandırmaktadır. Üst orta gelir grubundaki ülkeler kişi başına geliri 4,046 dolar ile 12,535 dolar arası olan ülkelerdir (World Bank, 2021b). Dünya Bankası sınıflamasına göre Çin, Endonezya, Malezya ve Tayland üst orta gelir grubunda yer almaktadır.

Çalışmada serilerin logaritmaları kullanılmıştır. Serilerin logaritmaları alınarak her bir ülke için ayrı ayrı oluşturulan model Eşitlik 1’de verilmiştir.

$$\text{Inco2}_t = \beta_0 + \text{Intrade}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik (1)’de yer alan (t) dönemi, ( $\varepsilon$ ) hata terimini, (Inco2) metrik ton cinsinden kişi başına karbondioksit emisyon miktarının logaritmasını, (Intrade) ihracat ve ithalatın toplamının GSYH’ye oranı olarak ifade edilen ticari açıklığın logaritmasını göstermektedir

### 3. 2 Harvey vd. (2008) Doğrusallık Testi ve Sonuçları

Harvey vd. (2008) çalışmasında Kapetanios vd. (2003) ve Harvey ve Leybourne (2007) çalışmaları izlenerek 2 ve 5 nolu Eşitlik’te belirtilen regresyon modelleri oluşturulmuştur (Harvey vd.,2008: 4).

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-1}^2 + B_3 y_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^p B_{4,i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = B_0 + B_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_{4,i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$H_{0,0}: B_2 = B_3 = 0 \quad H_{1,0}: B_2 \neq 0 \text{ ve veya } B_3 \neq 0 \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \lambda_1 \Delta y_{t-1} + \lambda_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \lambda_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \sum_{i=2}^p \beta_{4,i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \lambda_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_{4,i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$H_{0,1}: \lambda_2 = \lambda_3 = 0, \quad H_{1,1}: \lambda_2 \neq 0 \text{ ve veya } \lambda_3 \neq 0 \quad (7)$$

Sıfır hipotezi zaman serisinin doğrusallığını, alternatif hipotez doğrusal dışılığı ifade etmektedir.

**Tablo 4.** Harvey vd. (2008) Doğrusallık Testi Sonuçları



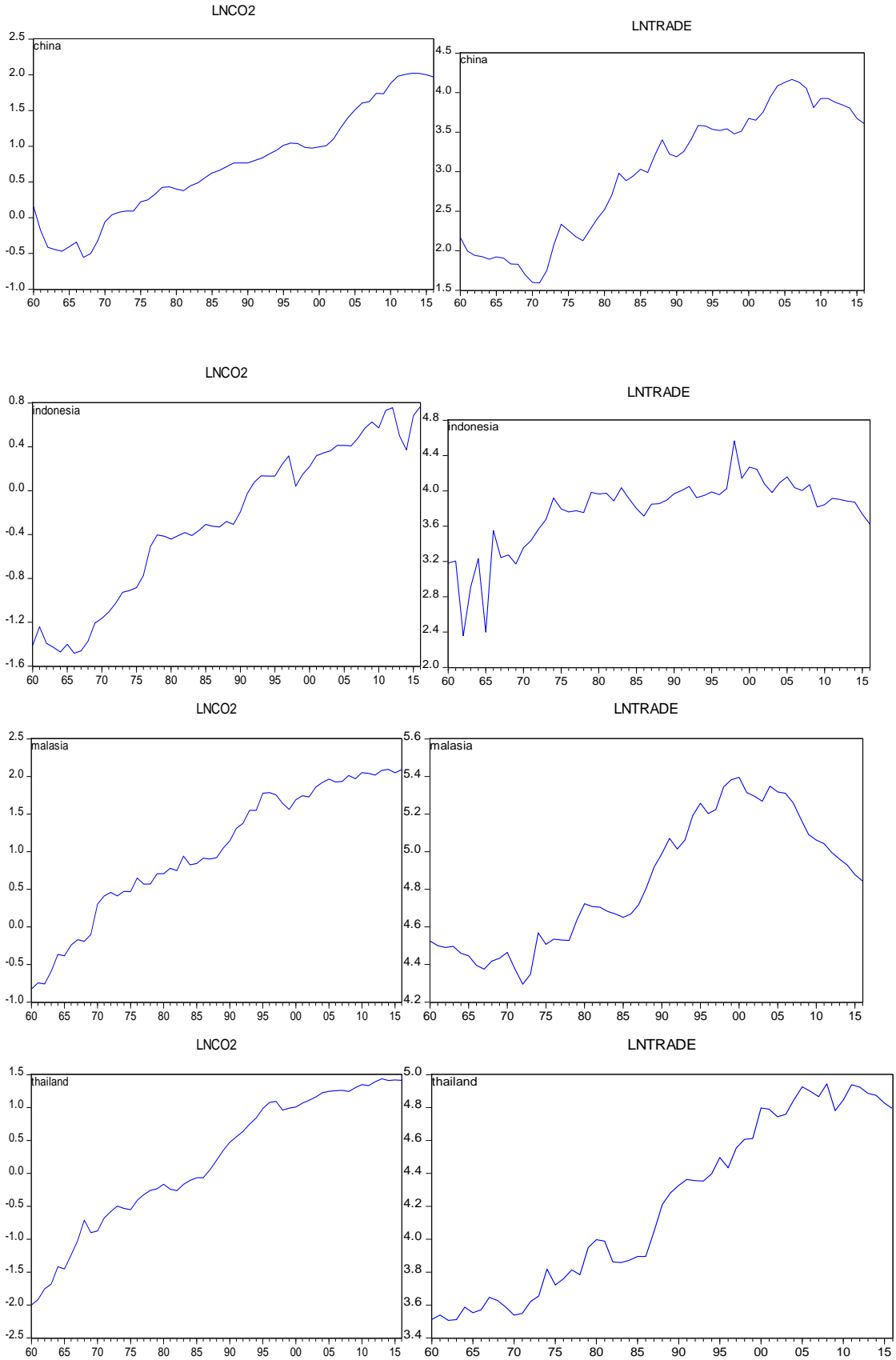
Üst Orta Gelirli Ülkeler	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	4 Serbestlik Derecesine Göre Kikare Dağılım Tablo Değeri*	Sonuç
Çin	Inco2	11.35	5.99	Doğrusal Değil
	Intrade	3.74	5.99	Doğrusal
Endonezya	Inco2	3.73	5.99	Doğrusal
	Intrade	12.70	5.99	Doğrusal Değil
Malezya	Inco2	0.28	5.99	Doğrusal
	Intrade	6.08	5.99	Doğrusal Değil
Tayland	Inco2	13.31	5.99	Doğrusal Değil
	Intrade	1.99	5.99	Doğrusal

\* Çalışmada uyumluluk olması amacıyla tüm analizlerde %5 anlamlılık düzeyi değerleri kullanılmıştır. Kikare tablo değerleri %5 anlamlılık düzeyine ait kritik değeri göstermektedir.

Harvey vd. (2008) doğrusallık testi sonuçlarına göre ülkelere göre farklı sonuçlar elde edilmiştir. Hesaplanan test istatistiği mutlak değer olarak %5 anlamlılık düzeyine ait kritik değerden küçük olduğu durumlarda serinin doğrusal olduğunu ifade eden Ho hipotezi reddedilememiştir. Hesaplanan test istatistiği mutlak değer olarak %5 anlamlılık düzeyine ait kritik değerden büyük olduğu durumlarda ise serinin doğrusal olduğunu ifade eden Ho hipotezi reddedilmiştir.

### 3.3 Birim Kök Testi ve Sonuçları

Çalışmada Inco2 ve Intrade değişkenlerinin doğrusal ve doğrusal olmama durumu tespit edildiği için hem doğrusal olmayan birim kök testleri Leybourne vd. (1998), Sollis (2009), hem yapısal kırılmayı dikkate alan Fourier durağanlık testi Beckers vd. (2006), hem de doğrusal birim kök testi ADF uygulanmıştır. Şekil 1'de sırasıyla Çin'in, Endonezya'nın, Malezya'nın ve Tayland'ın Inco2 ve Intrade değişkenlerine ait grafiklere yer verilmiştir.



Şekil 1. Lnc02 ve Lntrade grafikleri

### 3.3.1 Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri ve Sonuçları

Leybourne vd. (1998) çalışması tek yumuşak kırılmayı dikkate alan doğrusal olmayan birim kök testi olup (Bostancı, 2019, s. 29), ilgili çalışmada Model A, Model B, Model C olmak üzere yumuşak geçişli üç regresyon modeli incelenmektedir (Leybourne vd., 1998: 84-85):

$$\text{Model A} \quad y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (8)$$

$$\text{Model B} \quad y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (9)$$

$$\text{Model C} \quad y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad (10)$$

$v_t$  sıfır ortalamalı  $I(0)$  süreçtir.  $S_t(\gamma, \tau)$  lojistik yumuşak geçiş fonksiyonunu,  $\gamma$  geçişin hızını,  $\tau$  geçiş orta noktası zamanlamasını,  $T$  gözlem sayısını temsil etmektedir.

$$S_t(\gamma, \tau) = [1 + \exp\{-\gamma(t - \tau T)\}]^{-1} \gamma > 0 \quad (11)$$

Eşitlik 10'daki  $S_t(\gamma, \tau)$  rejimler arasındaki geçişi kontrol etmektedir.

Leybourne vd. (1998) çalışması iki aşamalı test istatistiğinden oluşmaktadır. İlk aşamada doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi kullanılarak tercih edilen modelin deterministik bileşeni tahmin edilmektedir. Daha sonra doğrusal olmayan en küçük karelere dayalı modelin kalıntıları hesaplanmaktadır (Leybourne vd., 1998: 86):

$$\text{Model A} \quad \hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (12)$$

$$\text{Model B} \quad \hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 t - \hat{\beta}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (13)$$

$$\text{Model C} \quad \hat{v}_t = y_t - \hat{\alpha}_1 t - \hat{\beta}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) + \hat{\beta}_2 t S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad (14)$$

İkinci aşamada olağan en küçük kareler (OLS) regresyonunda  $\hat{\rho}$  ile ilişkili  $t$  oranı, ADF istatistiği hesaplanmaktadır.

$$\Delta \hat{v}_t = \hat{\rho} \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\delta}_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \hat{\eta}_t \quad (15)$$

Sollis (2009) birim kök testi genişletilmiş üstel yumuşak geçişli otoregresif süreci (AESTAR) içermektedir (Sollis, 2009: 119). Kapetanios vd. (2003) çalışmasına benzer olarak birinci dereceden Taylor açılımı uygulanarak Eşitlik 16'daki yardımcı regresyon modeli elde edilmiştir (Sollis, 2009: 121):

$$\Delta y_t = \Phi_1 y_{t-1}^3 + \Phi_2 y_{t-1}^4 + \eta_t \quad (16)$$

Eşitlik 15'deki modelin genişletilmiş şekli Eşitlik 16'da verilmiştir.

$$\Delta y_t = \Phi_1 y_{t-1}^3 + \Phi_2 y_{t-1}^4 + \sum_{i=1}^k K_i \Delta y_{t-i} + \eta_t \quad (17)$$

Genişletilmiş yardımcı regresyonda boş hipotez  $H_0 = \Phi_1 = \Phi_2 = 0$  olarak tanımlanmıştır. Sollis (2009) testinin boş hipotezi birim kökü ifade ederken, alternatif hipotez simetrik ya da asimetric ESTAR durağanlık olarak tanımlanmıştır

Leybourne vd. 1998 ve Sollis (2009) birim kök testi sonuçları Tablo 5'de özetlenmiştir.

**Tablo 5:** Doğrusal Olmayan Birim Kök Testi Sonuçları

<b>Leybourne vd. (1998) Birim Kök Testi</b>					
<b>Inco2</b>	<b>Model 1</b>	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
	Hesaplanan Test İstatistiği	-3.3326	-4.0535	-2.0895	-1.3717
	Tablo Değeri	-5.053	-5.053	-5.053	-5.053
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
	<b>Model 2</b>				
	Hesaplanan Test İstatistiği	-3.9455	-3.9255	-2.6740	-3.6245
	Tablo Değeri	-5.395	-5.395	-5.395	-5.395
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
<b>Intrade</b>	<b>Model 1</b>				
	Hesaplanan Test İstatistiği	-3.7212	-1.4963	-3.9716	-3.6714
	Tablo Değeri	-5.053	-5.053	-5.053	-5.053
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
	<b>Model 2</b>				
	Hesaplanan Test İstatistiği	-3.7642	-3.8146	-4.8017	-4.3727
	Tablo Değeri	-5.395	-5.395	-5.395	-5.395
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
<b>Sollis (2009) Birim Kök Testi</b>					
<b>Inco2</b>	<b>Model 3</b>	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
	Hesaplanan Test İstatistiği	2.0517	1.6589	0.0277	0.3007
	Tablo Değeri	4.886	4.886	4.886	4.886
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
	<b>Model 4</b>				
	Hesaplanan Test İstatistiği	3.5501	3.0315	1.7779	2.9011
	Tablo Değeri	6.546	6.546	6.546	6.546
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
<b>Intrade</b>	<b>Model 3</b>				
	Hesaplanan Test İstatistiği	1.0740	4.3703	1.9465	0.7373
	Tablo Değeri	4.886	4.886	4.886	4.886
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
	<b>Model 4</b>				
	Hesaplanan Test İstatistiği	4.1684	5.0230	1.2202	1.6843
	Tablo Değeri	6.546	6.546	6.546	6.546
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök

\*Model 1 Deterministik trend altında sabitte tek kırılma, Model 2= Deterministik trend altında trend ve sabitte tek kırılmayı, Model 3= Sabitli modeli, Model 4=Sabitli ve Trendli Modeli göstermektedir. \*\* Tablo değerleri Leybourne vd. (1998) ve Sollis (2009) çalışmalarından alınmıştır. \*\*\*Model 1 için %5 anlamlılık düzeyi tablo kritik değeri (-5.053), Model 2 için %5 anlamlılık düzeyi kritik değeri (-5.395)'dir. Model 3 için %5 anlamlılık düzeyi tablo kritik değeri (4.886), Model 4 için %5 anlamlılık düzeyi kritik değeri (6.546)'dir. \*\*\*\* T=50 gözlem değerleri dikkate alınmıştır.

Leybourne vd. (1998) ve Sollis (2009) birim kök testi sonuçlarına göre Inco2 ve Intrade değişkenleri için tüm modellerde Ho hipotezi reddedilememektedir. Çalışmada sabitli ve trendli modellerin sonuçları dikkate alınmıştır. Bu sonuçlara göre Inco2 ve Intrade değişkenleri düzeyde durağan olmayıp birim kök içermektedir.

### 3.3.2. Fourier KPSS Durağanlık Testi ve Sonuçları

Beckers vd. (2006) tarafından KPSS tipi bir durağanlık testi geliştirilmiştir. Bu test modelin deterministik bileşenlerini yaklaşık olarak hesaplamak amacıyla bir fourier fonksiyonunun seçilmiş bir frekans bileşenini kullanan durağanlık testidir. Bu sayede bilinmeyen bir form ve sayıdaki kırılmaları kontrol etme sorununu azaltmak amaçlanmıştır (Beckers vd., 2006: 382).

Beckers vd. (2006)'da Eşitlik 18'deki veri üretme süreci izlenmiştir (Beckers vd., 2006: 382-386):

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \gamma + r_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$r_t = r_{t-1} + u_t, \quad (19)$$

$\varepsilon_t$  durağan hata terimini,  $u_t \sigma_u^2$  varyansla birlikte bağımsız ve benzer dağıtılmış (i.i.d) hata terimini göstermektedir.  $y_t$ 'nin, sabit süreci için  $X_t = [1]$ , trend durağan süreci için  $X_t = [1, t]'$  tanımlanmıştır. Deterministik trenddeki bir kırılmayı (ya da ihmal edilmiş doğrusal dışılığın diğer türlerini) yakalamak amacıyla  $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]'$  kullanılmıştır. Burada k frekansı, T örneklem büyüklüğünü temsil etmektedir.

$\sigma_u^2 = 0$  boşhipotezi altında Eşitlik (17)'de tanımlanan süreç durağandır.

İlk olarak Eşitlik (20a) ve (20b) yer alan regresyon modelleri OLS ile tahmin edilerek hata düzeltme katsayıları elde edilmiştir.

$$y_t = \alpha + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (20a)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (20b)$$

Daha sonra test istatistiği Eşitlik 21'deki şekilde oluşturulmuştur.

$$\tau_\mu(k) \text{ ya da } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \check{S}_t(k)^2}{\check{\sigma}^2} \quad (21)$$

$\check{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \check{\varepsilon}_j$ ,  $\check{\varepsilon}_j \tau_\mu(k)$  için ve  $\tau_\tau(k)$  için sırasıyla eşitlik (20a) ve (20b)den elde edilen OLS kalıntıları göstermektedir.

Ho hipotezi durağanlığı ifade ederken, alternatif hipotez birim kök olarak belirtilmiştir. Tablo 6'da Fourier durağanlık testi sonuçlarına yer verilmiştir.

**Tablo 6:** Beckers vd. (2006) Fourier Durağanlık Testi Sonuçları

<b>Inco2</b>	<b>Model A(<math>\tau_{\mu}(k)</math>)</b>	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
	Hesaplanan Test İstatistiği	0.2778	0.2902	0.3128	0.3226
	Tablo Değeri	0.1720	0.1720	0.1720	0.1720
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
<b>Intrade</b>	<b>ModelC (<math>\tau_{\tau}(k)</math>)</b>	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
	Hesaplanan Test İstatistiği	0.1363	0.0749	0.0649	0.0635
	Tablo Değeri	0.1321 (k=2)	0.0546	0.0546	0.0542
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
<b>Intrade</b>	<b>ModelA(<math>\tau_{\mu}(k)</math>)</b>	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
	Hesaplanan Test İstatistiği	0.2576	0.2173	0.1738	0.3028
	Tablo Değeri	0.1720	0.1720	0.1720	0.1720
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök
<b>Intrade</b>	<b>ModelC (<math>\tau_{\tau}(k)</math>)</b>	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
	Hesaplanan Test İstatistiği	0.0630	0.0615	0.0630	0.0779
	Tablo Değeri	0.0546	0.0546	0.0546	0.0546
	Sonuç	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök	Birim Kök

\*Model A= Sabitli Model, Model C= Sabitli ve Trendli Model, \*\*Tablo değerleri Beckers vd. (2006) çalışmasından alınmıştır. T=100 gözlem ve k=1 için kritik değerler %5 anlamlılık düzeyi tablo değerlerini göstermektedir.

Beckers vd. (2006) durağanlık testi sonuçlarına göre tüm modellerde Inco2 ve Intrade değişkenleri için  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Çalışmada sabitli ve trendli modellerin sonuçları dikkate alınmıştır. Bu sonuç ilgili değişkenlerin düzeyde birim kök içerdiğini göstermektedir.

### 3.3.3. ADF Birim Kök Testi ve Sonuçları

Tablo 7'de ADF Birim Kök Testi sonuçlarına yer verilmiştir.

**Tablo 7:** ADF Birim Kök Testi Sonuçları

<b>Çin</b>			<b>McKinnon Kritik Değerleri</b>		
<b>Sabitli Model</b>	<b>Değişken</b>	<b>Hesaplanan Test İstatistiği</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
Düzye	Inco2	-0.6360	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-5.6474**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Düzye	Intrade	-0.7343	-3.2556	-2.9145	-2.4950
Birinci farkı	$\Delta$ Intrade	-5.2373**	-3.5550	-2.9155	-2.5955

**Tablo 7.** (Devam)

<b>Sabitli ve Trendli Model</b>	<b>Değişken</b>	<b>Hesaplanan Test İstatistiği</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
Düzy	Inco2	-3.5037**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-5.3921**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Düzy	Intrade	-1.1648	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	$\Delta$ Intrade	-4.9202**	-4.1372	-3.4952	-3.1766
<b>Endonezya</b>			<b>McKinnon Kritik Değerleri</b>		
<b>Sabitli Model</b>	<b>Değişken</b>	<b>Hesaplanan Test İstatistiği</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
Düzy	Inco2	-1.0157	-3.5574	-2.9165	-2.5961
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-6.8441**	-3.5574	-2.9165	-2.5961
Düzy	Intrade	-2.8456	-3.5526	-2.9145	-2.5950
Birinci Fark	$\Delta$ Intrade	-12.7994**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
<b>Sabitli ve Trendli Model</b>	<b>Değişken</b>	<b>Hesaplanan Test İstatistiği</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
Düzy	Inco2	-2.5106	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-6.8512**	-4.1372	-3.4952	-3.1767
Düzy	Intrade	-3.4467	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	$\Delta$ Intrade	-12.8436**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
<b>Malezya</b>			<b>McKinnon Kritik Değerleri</b>		
<b>Sabitli Model</b>	<b>Değişken</b>	<b>Hesaplanan Test İstatistiği</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
Düzy	Inco2	-2.3409	-3.5526	-2.9145	-2.5950
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-7.6074**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Düzy	Intrade	-1.2049	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Birinci Fark	$\Delta$ Intrade	-5.4077**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
<b>Sabitli ve Trendli Model</b>	<b>Değişken</b>	<b>Hesaplanan Test İstatistiği</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
Düzy	Inco2	-1.8675	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-8.1007**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Düzy	Intrade	-0.0330	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	$\Delta$ Intrade	-5.5041**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
<b>Tayland</b>			<b>McKinnon Kritik Değerleri</b>		
<b>Sabitli Model</b>	<b>Değişken</b>	<b>Hesaplanan Test İstatistiği</b>	<b>%1</b>	<b>%5</b>	<b>%10</b>
Düzy	Inco2	-2.9029	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-6.4092**	-3.5550	-2.955	-2.5955
Düzy	Intrade	-0.7577	-3.5526	-2.9145	-2.5950
Birinci Fark	$\Delta$ Intrade	-7.5354**	-3.5550	-2.9155	-2.5955

**Tablo 7.** (Devam)

Sabitli ve Trendli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzyey	Inco2	-1.9009	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Birinci Fark	$\Delta$ Inco2	-7.1736**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Düzyey	Intrade	-1.9233	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	$\Delta$ Intrade	-7.4784**	-4.1338	-3.4936	-3.1756

\*Schwarz Bilgi Kriteri kullanılmış ve otomatik olarak 10 gecikme uzunluğu belirlenmiştir. \*,\*\*,\*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 değerlerine göre durağanlığı ifade etmektedir.

ADF birim kök testi sonuçlarına göre Inco2 ve Intrade değişkenleri düzeyde birimli köklü olup, I(1) düzeyinde durağan hale gelmektedir. Çalışmada sabitli ve trendli modellerin sonuçları dikkate alınmıştır. Inco2 ve Intrade değişkenlerinin her ikisinin de I(1) olduklarının tespit edilmesi ile birlikte değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı Fourier eşbütünleşme testi kullanılarak incelenmiştir.

### 3.3.4 Fourier Eş Bütünleşme Testi ve Sonuçları

Tsong vd. (2016) çalışmasındaki koentegrasyon regresyon modeli aşağıdaki eşitlikte verilmiştir (Tsong vd., 2016: 1087-1090):

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (22)$$

$\eta_t = \gamma_t + v_{1t} \gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t$ ,  $\gamma_0 = 0$  ve  $x_t = x_{t-1} + v_{2t} u_t$  sıfır ortalama ve sabit varyans  $\sigma_u^2$  ile iid sürecini,  $\gamma_t$  ise sıfır ortalamayla rassal yürüyüş sürecini izlemektedir. Eşitlik 22'deki deterministik bileşen  $d_t$ ,  $m=0$  ve  $m=1$  olmak üzere Eşitlik 23'deki gibi tahmin edilmektedir

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (23)$$

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (24)$$

$v_{1t}$  skaleri ve  $p$  vektör  $v_{2t}$  durağan olduğu için  $y_t$  ve  $x_t$  I(1) sürecidir.  $\sigma_u^2 = 0$ ,  $\eta_t = v_{1t}$  durağan bir süreç olması,  $y_t$  ve  $x_t$ 'nin eşbütünleşik olduğunu ima etmektedir. Sonuç olarak koentegrasyon sıfır hipotezine karşın koentegrasyonun olmadığı alternatif hipotez aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$H_0: \sigma_u^2 = 0 \text{ karşı } H_1: \sigma_u^2 > 0 \quad (25)$$

Eşitlik 23'deki  $f_t$  Fourier fonksiyonunu göstermekte olup,  $f_t$  deterministik  $dt$  terimindeki olası kırılmaları yakalayan,  $k$  Fourier frekansını temsil etmektedir.

$H_0: \sigma_u^2 = 0$  hipotezi altında, Eşitlik (22) ve (24)'de açıklanan model aşağıdaki şekilde yazılmaktadır:

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (26)$$

$H_0$  hipotezi yapısal kırılmalı eşbütünleşme, alternatif hipotezi eşbütünleşmenin yokluğu olan KPSS tipi koentegrasyon test istatistiği  $CI_f^m$  Eşitlik 27'de verilmiştir.

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2, \quad (27)$$



$S_t^2 = \sum_{t=1}^T \hat{v}_{1t}$  , Elde edilen en küçük kareler (OLS) kalıntılarının kısmi toplamını,  $\hat{w}_1^{-2}$  ise  $v_{1t}$  'nin uzun dönem varyansının tutarlı tahmincisini temsil etmektedir.

Inco2 ve Intrade değişkenlerinin ikisi de I(1) olduğu için eş bütünleşme ilişkisinin olup olmadığı Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier eşbütünleşme (FSHIN) testi kullanılarak analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tabloda 8'de verilmiştir.

**Tablo 8.** FourierEşbütünleşme Testi Sonuçları

<b>Sabitli Ve Trendli Model (m=1)</b> Ho: Eşbütünleşme İlişkisi Vardır Ha: Eşbütünleşme İlişki Yoktur	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
k	1	3	1	1
Hesaplanan Test İstatistiği	0.609	0.062	0.0602	0.099
Tablo Değeri	0.048	0.114	0.048	0.048
Sonuç	Ho: Red	Ho: Reddedilemez	Ho: Red	Ho: Red
<b>Fourier Katsayılarının Anlamlılığı</b> Ho: Trigonometrik terimler anlamsız Ha: Trigonometrik terimler anlamlı	<b>Çin</b>	<b>Endonezya</b>	<b>Malezya</b>	<b>Tayland</b>
Hesaplanan Test İstatistiği	-	10.666	-	-
Tablo Değeri	-	4.019	-	-
Sonuç	-	Ho: Red	-	-

\*p= 1 bağımsız değişken sayısı, k=frekans sayısını, m=1 sabitli ve trendli modeli göstermektedir. Tsong vd. (2016) çalışması Tablo1'deki % 5 anlamlılık düzeyi kritik değerleri kullanılmıştır.

Tablo 8'de Fourier eşbütünleşme testi sonuçları yer almaktadır. Fourier eş bütünleşme testi sonucuna göre sabitli ve trendli model için %5 anlamlılık düzey değerine göre Çin, Malezya ve Tayland için Ho hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir ifadeyle ilgili ülkelerde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir. Sabitli ve trendli model dikkate alındığında Fourier eşbütünleşme testi sonucuna göre %5 anlamlılık düzey değerine göre sadece Endonezya için Ho hipotezi reddedilememektedir. Eşbütünleşme ilişki tespit edildiği için Fourier katsayılarının anlamlılığının sınanması gerekmektedir. Sabitli ve trendli model için hesaplanan F istatistiği %5 düzeyindeki test istatistiği değerinden büyük olduğu için Ho hipotezi reddedilmektedir. Trigonometrik katsayılar anlamlıdır. Bu bağlamda Endonezya için Inco2 ve Intrade değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişki olduğu tespit edilmiştir. Tablo 9'da eşbütünleşme testi tahmin sonuçlarına yer verilmiştir.

**Tablo 9.** Fourier Eşbütünleşme Testi Tahmin Sonuçları

<b>Sabitli ve Trendli Model</b>			
Endonezya			
<b>Değişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std.Hata</b>	<b>t-istatistik</b>
C	-2.52	0.286	-8.81
TREND	0.03	0.001	17.77
LNTRADE	0.35	0.079	4.479
$R^2=0.98$			

Eşbütünleşme testi tahmin sonuçlarına göre Endonezya'da Intrade değişkeni Inco2 değişkenini pozitif olarak etkilemektedir. Bu sonuç ilgili ülkelerde ticari açıklığın CO<sub>2</sub> emisyonunu artırdığını desteklemektedir. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular Atici (2012), Ubaidillah vd. (2013), Lv & Xu (2019), Chen vd. (2021) çalışmaları ile benzerlik göstermektedir.

## Sonuç

Dünya genelinde yaşanan ekonomik gelişmeler beraberinde çevre bozulması sorununu gündeme getirmektedir. Ülkelerin ekonomik büyümelerini artırmak için daha fazla mal ve hizmet üretmeye yönelmeleri kaynak kullanımının artmasına neden olmaktadır. Küreselleşmenin hız kazanması ülkelerin mal- hizmet ve sermaye piyasalarının bütünleşmesine olanak sunmaktadır. Özellikle büyük piyasa avantajlarından yararlanmak isteyen ülkeler aralarında gerçekleştirdikleri ekonomik işbirlikleri ile ticaret hacimlerini artırmayı amaçlamaktadır. Ticaret hacmindeki artış daha fazla mal ve hizmet üretimi ve tüketimi yaratarak çevreye verilen CO<sub>2</sub> emisyon miktarını yükseltebilmektedir. Ticari açıklık ve çevre ilişkisi tüm ülkeler için önemini koruyan ve tartışılan bir konu olmaya devam etmektedir.

Literatürde ticari açıklığın çevre üzerindeki etkisinin pozitif (ölçek etkisi ve bileşim etkisi nedeniyle) ya da negatif (teknik-teknoloji etkisi nedeniyle) olması beklenmektedir. Bu bağlamda yapılan çalışmalarda ülkelere ve kullanılan yöntemlere göre karma bulgular elde edilmektedir. Bu çalışmada Kuşak ve Yol Projesi'ne dâhil olan ve orta üst gelir grubunda yer alan Çin, Endonezya, Malezya ve Tayland'ın 1960-2016 dönemi ticari açıklık ve kişi başına düşen CO<sub>2</sub> emisyon değişkenleri arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Çalışmada değişkenlerin doğrusal olup olmadıklarını belirlemek amacıyla Harvey vd. (2008) testi kullanılmıştır. İlgili ülkelerde değişkenlerin doğrusallığı ile ilgili karma bulgulara ulaşılmıştır. Bu nedenle serilerin birim kök içerip içermediğini test etmek amacıyla doğrusal olmayan Leybourne vd. (1998) ve Sollis (2009) birim kök testleri, yumuşak yapısal kırılmayı dikkate alan Beckers vd. (2006) durağanlık testi, ADF birim kök testi uygulanmıştır. Test sonuçları Inco<sub>2</sub> ve Intrade değişkenlerin I(1)'de durağan olduğunu göstermiştir. Her iki değişkenin I(1) düzeyinde durağan olmaları sonucu aralarındaki eş bütünleşme ilişkisi Fouriereş bütünleşme (FSHIN) testi kullanılarak analiz edilmiştir. Fourier eşbütünleşme testi sonuçlarına göre analize dâhil edilen ülkelere sadece Endonezya'da Inco<sub>2</sub> ve Intrade arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Endonezya'da Intrade Inco<sub>2</sub>'yi pozitif olarak etkilemektedir.

Sera gazlarının oluşmasında CO<sub>2</sub> ilk sırada gelmektedir. Sera gazlarının artmasında ekonomik büyüme, sanayileşme, ticari açıklık, kentleşme, nüfus artışı gibi faktörler etkili olmaktadır. Ülkeler toplum refahını artırırken aynı zamanda çevreye verdikleri olumsuz etkileri dikkate almak durumundadır. Bu bağlamda ülkelerin çevre dostu teknoloji kullanımını artırması, yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmesi, mal ve hizmet üretim süreçlerinde geri dönüşüm yapısının benimsenmesi, tüketicilerin çevreye duyarlılıklarını artırıcı bilincin oluşturulması önem göstermektedir.

Bu çalışmanın kısıtlı tek bir bağımsız değişkenin kullanılması ve analiz döneminin 1960-2016 dönemini içermesidir. Bu durumun, çalışmadan elde edilen bulgular ile (özellikle Çin için değişkenler arasında ilişki bulunamaması) literatürdeki diğer çalışmaların bulgularının uyumlu olmamasında etkili olduğu düşünülmektedir. Konu ile ilgili yapılacak diğer çalışmalarda bağımsız değişken sayısının artırılması (doğrudan yatırımlar, sanayileşme, finansal serbestleşme vb. verilerinin kullanılması) ve ilgili dönemin güncellenmesi faydalı olacaktır.

### Kaynakça

- Ang, J.B. (2009). CO<sub>2</sub> Emissions, Research and Technology Transfer in China, *Ecological Economics*, 68, 2658-2665.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S092180090900192X> E.T: 15.10.2021
- Ansari, M.A., Haider, S. & Khan, N.A. (2020). Does Trade Openness Affects Global Carbon Dioxide Emissions Evidence from The Top 10 CO<sub>2</sub> Emitters. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 31(1), 32-53.  
<https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/MEQ-12-2018-0205/full/html> E.T: 21.09.2021
- Atici, C. (2012). Carbon Emissions, Trade Liberalization, and The Japan- ASEAN Interaction: A Group- Wise Examination. *Journal of The Japanese and International Economies*, 26 (1), 167-178.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0889158311000402> E.T: 15.10.2021
- Balsalobre-Lorente, D., Shahbaz, M., Roubaud, D. & Farhani, S. (2018). How Economic Growth, Renewable Electricity and Natural Resources Contribute to CO<sub>2</sub> Emissions?. *Energy Policy*, 113, 356-367.
- Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A Stationarity Test in The Presence of An Unknown Number of Smooth Breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.  
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x> E.T: 15.10.2021
- Bostancı, F.C. (2019). *Yeni Bir Asimetrik Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi ve Uygulaması*, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi, İstanbul.  
<http://nek.istanbul.edu.tr:4444/ekos/TEZ/ET000321.pdf> E.T:25.10.2021
- BP (2020). Statistical Review of World Energy 2020, 69th Edition, 1-66,  
<https://www.bp.com/content/dam/bp/business-sites/en/global/corporate/pdfs/energy-economics/statistical-review/bp-stats-review-2020-full-report.pdf> E.T: 10.05.2020
- BP (2021). Statistical Review of World Energy 2021, 70th Edition, 1-72.  
<https://www.bp.com/content/dam/bp/businesssites/en/global/corporate/pdfs/energy-economics/statistical-review/bp-stats-review-2021-full-report.pdf> E.T:15.10.2021
- Chen, F., Jiang, G. & Kitila, G.M. (2021). Trade Openness and CO<sub>2</sub> Emissions: The Heterogeneous and Mediating Effects for the Belt and Road Countries. *Sustainability*, 13, 1958 (1-16). <https://www.mdpi.com/2071-1050/13/4/1958> E.T: 15.10.2021
- Christoph, N. (2021). Countries of the Belt and Road Initiative, Beijing, IIGF Green BRI Center, <https://green-bri.org/countries-of-the-belt-and-road-initiative-bri/> Erişim Tarihi: 10.04.2021
- Dickey, D. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.  
[https://www.jstor.org/stable/2286348?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2286348?seq=1#metadata_info_tab_contents) E.T:15.10.2021
- Dickey, D. & Fuller, W.A (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.  
[https://www.jstor.org/stable/1912517?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/1912517?seq=1#metadata_info_tab_contents) E.T: 15.10.2021

- Doğan, E. & Seker, F. (2016). The Influence of Real Output, Renewable and Non-Renewable Energy, Trade and Financial Development on Carbon Emissions in the Top Renewable Energy Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 60, 1074-1085  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1364032116002136> E.T:25.03.2022
- Dou, Y., Zhao, J., Malik, M.N. & Dong, K. (2021). Assessing the Impact of Trade Openness on CO<sub>2</sub> Emissions: Evidence from China-Japan-ROK FTA Countries, *Journal of Environmental Management*, 296, 113241.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301479721013037> E.T:11.10.2021
- Ertuğrul, H., Cetin, M., Seker, F. & Dogan, E. (2016). The Impact of Trade Openness on Global Carbon Dioxide Emissions: Evidence From The Top Ten Emitters Among Developing Countries. *Ecological Indicators*, 67, 543-555.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1470160X16301315> E.T:25.10.2021
- Fang, J., Gozgor, G., Lu, Z. & Wu, W. (2019). Effects of the Export Product Quality on Carbon Dioxide Emissions: Evidence from Developing Countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 26: 12181-12193. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-019-04513-7> E.T:25.03.2022.
- Farhani, S. & Ozturk, İ. (2015). Causal Relationship Between CO<sub>2</sub> Emissions, Real GDP, Energy Consumption, Financial Development, Trade Openness, and Urbanization in Tunisia. *Environ Sci Pollut Res.*, 22, 15663-15676.  
<https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/s11356-015-4767-1.pdf> E.T:15.10.2021
- Harvey, D.I., Leybourne, S. J. & Xiao, B. (2008). A Powerful Test for Linearity When the Other of Integration is Unknown, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3), 1-22. <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1582> E.T: 25.10.2021
- Jalil, A. & Mahmud, S.F. (2009). Environment Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> Emissions: A Cointegration Analysis for China. *Energy Policy*, 37(12), 5167-5172.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421509005527> E.T:15.10.2021
- Jayanthakumaran, K., Verma, R. & Liu, Y. (2012). CO<sub>2</sub> Emissions, Energy Consumption, Trade and Income: A Comparative Analysis of China and India, *Energy Policy*, 42, 450-460.  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421511010020> E.T:15.10.2021
- Jun, W., Mahmood, H. & Zakaria, M. (2020). Impact of Trade Openness on Environment in China, *Journal of Business Economics and Management*, 21(4), 1185-1202. <https://journals.vgtu.lt/index.php/JBEM/article/view/12050/9801> E.T:15.10.2021
- Koc, S. & Bulus, G.C. (2020). Testing Validity of the EKC Hypothesis in South Korea: Role of Renewable Energy and Trade Openness, *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 29043-29054. <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/s11356-020-09172-7.pdf> E.T:15.10.2021.
- Leybourne, S., Newbold, P. & Vougas, D. (1998). Unit Roots and Smooth Transition. *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83-97. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00078> E.T: 25.10.2021
- Lv, Z. & Xu, T. (2019). Trade Openness, Urbanization and CO<sub>2</sub> Emissions: Dynamic Panel Data Analysis of Middle-Income Countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(3), 317-330.  
<https://doi.org/10.1080/09638199.2018.1534878> E.T:15.10.2021

- Mutasca, M. (2018). A Time-frequency Analysis of Trade Openness and CO<sub>2</sub> Emissions in France. *Energy Policy*, 115, 443-455. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.01.034> E.T: 18.10.2021
- Omri, A., Daly, S., Rault, C. & Chaibi, A. (2015). Financial Development, Environmental Quality, Trade and Economic Growth: What Causes What in MENA Countries. *Energy Economics*, 48, 242-252. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988315000225> E.T:28.03.2022
- Pata, U.K. & Caglar, A.E. (2021). Investigating the EKC Hypothesis with Renewable Energy Consumption, Human Capital, Globalization and Trade Openness for China: Evidence from Augmented ARDL Approach with A Structural Break, *Energy*, 216 (1), 119220. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0360544220323276> E.T 18.10.2021
- Sacks, D. (2021). Countries in China's Belt and Roads Initiative Who's In and Who's Out. <https://www.cfr.org/blog/countries-chinas-belt-and-road-initiative-whos-and-whos-out> E.T: 14.04.2021
- Shahzad, S. J.H., Kumar, R.R., Zakaria, M. & Hurr, M. (2017). Carbon Emission, Energy Consumption, Trade Openness and Financial Development in Pakistan: A Revist. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, 185-192. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.11.042> E.T:18.10.2021
- Sollis, R. (2009). A Simple Unit Root Test Against Asymmetric STAR Nonlinearity with an Application to Real Exchange Rates in Nordic Countries. *Economic Modelling*, 26(1), 118125. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2008.06.002> E.T: 18.10.2021
- Sun, H., Clotey, S. A., Geng, Y., Fang, K. & Amisshah, J.C.K. (2019). Trade Openness and Carbon Emissions :Evidence from Belt and Road Countries. *Sustainability*, 11, 2682 (1-20). <https://www.mdpi.com/2071-1050/11/9/2682> E.T:18.10.2021
- Tsong, C-C., Lee, C-F., Tsai, L-J. & Hu, T-C. (2016). The Fourier Approximation and Testing For The Null Of Cointegration, *Empir Econ*, 51, 1085-1113. <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/s00181-015-1028-6.pdf>; DOI 10.1007/s00181-015-1028-6 18.10.2021
- Ubaidillah, N.Z., Decker, L., Rahim, R.A. & Ismail, F. (2013). The Nexus Between Trade Openness and CO<sub>2</sub> Emissions in Selected BIMF-EAGA Countries, *BIMF-EAGA Journal for Sustainable Tourism Development*, 2(2), 29-39.
- Wang, C., Lim, M. K., Zhang, X., Zhao, L. & Lee, P. T-W. (2020). Railway and Road Infrastructure in the Belt and Road Initiative Countries: Estimating the Impact of Transport Infrastructure on Economic Growth. *Transportation Research Part A, Policy and Practice*, 134, 288-307. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0965856419307001> E.T:18.10.2021
- World Bank (2021a). World Development Indicators, <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> E.T: 13.04.2021
- World Bank (2021b). World Bank Country and Lending Groups. <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>. E. T: 02.05.2021
- World Trade Organization (WTO) (2021). World Trade Statistical Review, 1-136. [https://www.wto.org/english/res\\_e/statis\\_e/wts2021\\_e/wts2021\\_e.pdf](https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/wts2021_e/wts2021_e.pdf) E.T: 13.10.2021

Wu, Y., Shi, X. & Hu, C. (2021). Per Capita CO<sub>2</sub> Emissions Divergence Influenced by Bilateral Trade with China Under the Belt and Road Initiative. *Sustainable Production and Consumption*, 27, 1589-1601.

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2352550921001172> E.T: 18.10.2021

Zhang, S.,Liu, X. & Bae, J. (2017). Does Trade Openness Affect CO<sub>2</sub> Emissions: Evidence from Ten Newly Industrialized Countries?, *Environ Sci Pollut Res*, 24, 17616-17625.<https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-017-9392-8> E.T: 18.10.2021

İnternet Kaynağı:

"Countries of the Belt and Road Initiative (BRI)" <https://green-bri.org/countries-of-the-belt-and-road-initiative-bri/> E.T: 13.04.2021