

PAPER DETAILS

TITLE: CO2 EMİSYONU VE TİCARİ AÇIKLIK ARASINDAKİ İLİSKİ: ASYA PASİFİK ÜLKELERİ
ÖRNEĞİ

AUTHORS: Nurgün TOPALLI

PAGES: 1109-1130

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/2047407>

CO₂ EMİSYONU VE TİCARİ AÇIKLIK ARASINDAKİ İLİŞKİ: ASYA PASİFİK ÜLKELERİ ÖRNEĞİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN CO₂ EMISSION AND TRADE OPENNESS: CASE OF ASIAN PACIFIC COUNTRIES

Nurgün TOPALLI¹

Öz

Dünya genelinde ülkelerin ticaret hacmindeki artışlar çevre sorunlarını ön plana çıkarmaktadır. Bu çalışmada Çin, Endonezya, Malezya ve Tayland'ın ticari açıklık ile CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ emisyonu arasında pozitif ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ emissions for Indonesia.

Keywords: CO₂ Emission, Trade Openness, Asia Pacific Countries, Fourier Cointegration Test

¹Doç. Dr. Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, 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 itibarıyla 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 CO₂ 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 CO₂ emisyonunun yaklaşık %50,5 Asya Pasifik ülkelerinden kaynaklıdır. CO₂ 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 CO₂ emisyonundaki payı yaklaşık %52,0 yükselmiştir. Bölgede CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ 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 artırırse kirlilik düşecektir. Çünkü emek yoğun mallar CO₂ 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 CO₂ 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, kirleticiler malların üretiminde uzmanlaşacak ve çokuluslu şirketler, kirleticiler 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 CO₂ Emisyonu ve Ticari Açıklık Değerleri

Dünya genelinde CO₂ emisyonu bölgeler bazında incelendiğinde Asya Pasifik bölgesinin payının yüksek olduğu gözlemlenmektedir. 2020 itibarıyla toplam CO₂ 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 CO₂ emisyon değerlerine yer verilmiştir.

1112

Tablo 1. 2010-2020 Dönemi CO₂ 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 CO₂ 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 içindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH içindeki Payı (%)	İhracatın GSYİH içindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH içindeki Payı (%)	İhracatın GSYİH içindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH içindeki Payı (%)	İhracatın GSYİH içindeki Payı (%)	İthalatın GSYİH içindeki 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 aıklık arasındaki iliřkiyi inceleyen eřitli sayıda alıřma yapılmıřtır (Zhang, Liu & Bae, 2017: 17618). Bu alıřmaların bir blmnde panel veri yntemi kullanarak ticari aıklık ve emisyon iliřkisi incelenmiřtir (Omri, Daly, Rault&Chaibi (2015); Dogan &Seker (2016); Balsalobre-Lorente, Shahbaz, Roubaud & Farhani (2018); Fang, Gozgor &Wu (2019); Chen, Jiang &Kitila (2021)).

Diđer bir grup alıřma ise konu zaman serisi yntemini kullanarak analiz edilmiřtir. rneđin Ang (2009) alıřmasında in'in 1953-2006 yılları arası CO₂ emisyonu, reel GSYİH, enerji tketimi, ticari aıklık deđiřkenleri arasındaki iliřki Otoregresif Dađıtılmıř Gecikme (ARDL) Sınır Testi yaklařımı kullanarak incelenmiřtir. alıřma sonucunda daha fazla enerji kullanımının, yksek gelirin ve ticari aıklığın CO₂ emisyonunu artırdıđı tespit edilmiřtir. Jalil & Mahmud (2009) alıřmasında ARDL methodu kullanarak in'in CO₂, enerji tketimi, gelir ve dıř ticaret verileri arasındaki uzun dnem iliřki incelenmiřtir. 1975-2005 dneminin dikkate alındıđı alıřma sonucunda ticaretin CO₂ zerindeki etkisinin pozitif ancak istatistiksel olarak anlamsız olduđu bulgusu elde edilmiřtir. Jayanthakumaran, Verma & Liu (2012)'de in'in ve Hindistan'ın CO₂, byme, ticaret ve enerji kullanımı arasındaki iliřki ARDL sınır testi yaklařımı kullanarak incelenmiřtir. 1971-2007 dneminin incelendiđi alıřmada in'de sadece kısa dnem iin ticaretin CO₂'yi azalttıđı sonucuna ulařılmıřtır. Ticari aıklıkta meydana gelen %1'lik artıř CO₂ emisyonunu %0.08 oranında dřrmektedir.

Atici (2012) alıřmasında Sabit Etkiler Modeli ve Rassal Etkiler Modeli kullanarak ASEAN lkelerinin 1970-2006 dnemi incelenmiřtir. Geliřmiř, geliřmekte olan ve ge geliřen ASEAN lkeleri olarak sınıflandırılan alıřma sonucunda geliřmekte olan lke grubunda yer alan Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland iin ihracatın GSYİH'ye oranının CO₂ emisyonunu artırdıđı sonucuna ulařılmıřtır. Ubaidillah, Decker, Rahim & Ismail (2013) alıřmasında Malezya, Endonezya ve Filipinler'in 1970-2008 dneminde ticari aıklık ve CO₂ emisyonu arasındaki iliřki Johansen ve Juselius ile Vektr Hata Dzeltme Modeli (VECM) yntemi kullanarak incelenmiřtir. alıřma sonucunda Malezya'da ticari aıklık ve evre kalitesi arasında uzun dnemli iliřki elde edilmiřtir.

Ertuđrul vd. (2016) alıřmasında 10 geliřmekte olan lkenin 1971-2011 dnemi iin CO₂, ticari aıklık, reel gelir ve enerji tketimi deđiřkenleri arasındaki iliřki sınır testi ve VECM Granger nedensellik testi kullanarak analiz edilmiřtir. İncelenen lkelerden Tayland, Brezilya ve Gney Kore'de ticari aıklığın CO₂ emisyon dzeyi zerinde etkisi tespit edilemezken; Trkiye, Hindistan, in ve Endonezya'da ticari aıklığın CO₂ emisyonu zerinde anlamlı ve pozitif etkileri olduđu sonucuna ulařılmıřtır. Ayrıca uzun dnemde ticari aıklığın CO₂ zerindeki temel belirleyicilerden biri olduđu sonucuna ulařılmıřtır. Shahzad vd. (2017) alıřmasında Pakistan'ın 1971-2011 yılları arası karbon emisyonu, enerji tketimi, ticari aıklık ve finansal geliřimi arasındaki iliřki incelenmiřtir. ARDL sınır testi yaklařımı sonucu uzun dnemde ticari aıklığın karbon emisyonunu %0.247, kısa dnemde ise %0.122 ykselttiđi bulgusu elde edilmiřtir. Granger nedensellik sonuları ise ticari aıklıktan karbon emisyonuna dođru tek ynl iliřki olduđunu gstermiřtir. Zhang, Liu & Bae (2017)'de 10 sanayileřen lkenin ticari aıklık ve CO₂emisyonuiliřkisi 1971-2013 dnemi dikkate alınarak incelenmiřtir. Brezilya, in, Endonezya, Hindistan, Meksika, Malezya, Filipinler, Tayland, Trkiye ve Gney Afrika'nın analize dhil edildiđi alıřmada panel veri yntemi kullanılmıř ve alıřma sonucunda ticari aıklığın CO₂ emisyonunu istatistiksel olarak anlamlı ve negatif olarak etkilediđi sonucuna ulařılmıřtır.

Lv & Xu (2019) alıřmasında 55 orta gelirli lkenin 1992-2012 dnemi ticaret aıklığın ve kentleřmenin CO₂ emisyonu zerindeki etkisi incelenmiřtir. Havuzlanmıř Ortalama Grup Tahmincisi (PMG) kullanıldıđı alıřma sonucunda kısa dnemde ticari aıklığın CO₂ zerinde olumlu, uzun dnemde ise olumsuz etkilerinin olduđu sonucuna

ulaşmıştır. Sun, Clotey, Geng, Fang & Amissah (2019) çalışmasında yüksek emisyonla sahip 49 BRI ülkesinin 1991-2014 yılları arası CO₂, 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 CO₂ emisyon verileri arasındaki ilişki incelenmiştir. Sınır Testi ve VECM Granger nedensellik yöntemlerinin kullanıldığı çalışma sonucunda karma bulgular elde edilmiştir. ABD ve İtalya'da ticaretin CO₂ 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, CO₂ emisyonu ve ticari açıklık değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişki incelenmiştir. Çalışma sonucunda Güney Kore'de ilgili dönemde ticari açıklığın kişi başına düşen CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ emisyonları sınırlama eğiliminde, ancak Çin'e yapılan ihracat yoğunluğunun BRI ülkelerinin kişi başına CO₂ emisyonlarını artırma eğiliminde olduğu yönündedir. Chen vd. (2021) çalışmasında BRI'ya üye olan 64 ülkenin panel verisi kullanılarak ticari açıklığın CO₂ üzerindeki etkisi 2001-2019 yılları için incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen ampirik bulgulara göre ticari açıklıktaki iyileşmenin CO₂ emisyonu üzerinde anlamlı pozitif etkisi mevcuttur ve etki farklı CO₂ emisyon seviyelerine göre değişim göstermektedir. Ayrıca ticari açıklığın ekonomik etki yoluyla CO₂ emisyonları üzerindeki dolaylı etkisi pozitif iken, enerji ikamesi ve teknoloji etkisi yoluyla dolaylı etkisi negatiftir.

Ticari açıklık ve CO₂ 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 CO₂ 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.

$$\lnco2_t = \beta_0 + \lntrade_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Eşitlik (1)’ de yer alan (t) dönemi, (ε) hata terimini, (lnco2) metrik ton cinsinden kişi başına karbondioksit emisyon miktarının logaritmasını, (lntrade) ihracat ve ithalatın toplamının GSYH’ye oranı olarak ifade edilen ticari açıklığın logaritmasını göstermektedir

1116

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

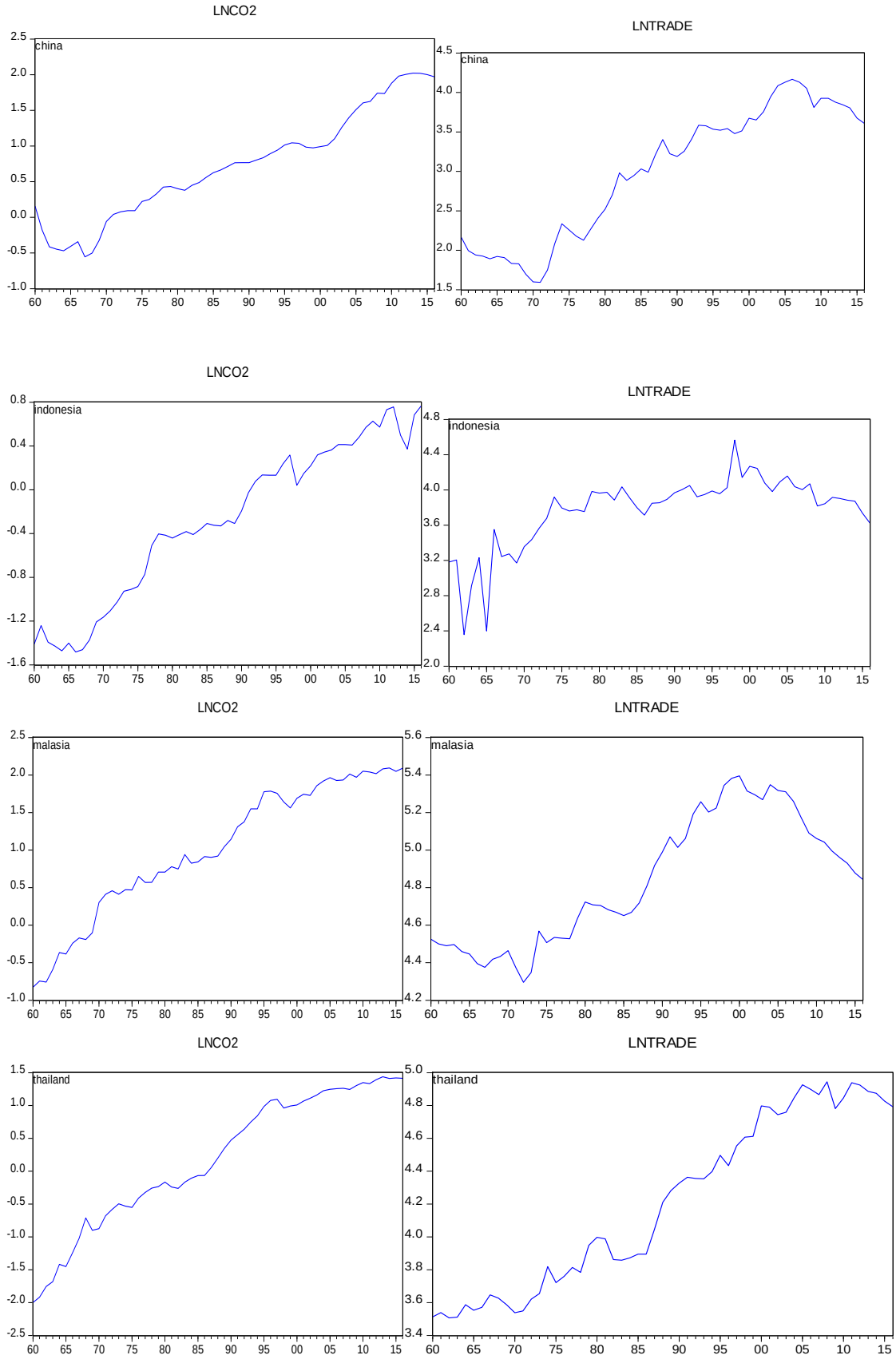
Üst Orta Gelirli Ülkeler	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	4 Serbestlik Derecesine Göre Kikare Dağılım Tablo Değeri*	Sonuç
Çin	Inco2	11.35	5.99	Doğrusal Değil
	Intrade	3.74	5.99	Doğrusal
Endonezya	Inco2	3.73	5.99	Doğrusal
	Intrade	12.70	5.99	Doğrusal Değil
Malezya	Inco2	0.28	5.99	Doğrusal
	Intrade	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. Lnco2 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, γ geçişin hızını, τ 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):

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

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

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

1119

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 asimetrik 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

Leybourne vd. (1998) Birim Kök Testi					
Inco2	Model 1	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
	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
	Model 2				
	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
Intrade	Model 1				
	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
	Model 2				
	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
Sollis (2009) Birim Kök Testi					
Inco2	Model 3	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
	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
	Model 4				
	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
Intrade	Model 3				
	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
	Model 4				
	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):

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

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

ε_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.

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

$\check{S}_t(k) = \sum_{j=1}^t \check{e}_j$, $\check{e}_j \tau_\mu(k)$ için ve $\tau_t(k)$ için sırasıyla eşitlik (20a) ve (20b)den elde edilen OLS kalıntılarını 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

Inco2	Model A($\tau_{\mu}(k)$)	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
	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
	ModelC ($\tau_{\tau}(k)$)	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
	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
Intrade	ModelA($\tau_{\mu}(k)$)	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
	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
	ModelC ($\tau_{\tau}(k)$)	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
	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

Çin			McKinnon Kritik Değerleri		
Sabitli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzyey	Inco2	-0.6360	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Birinci Fark	Δ Inco2	-5.6474**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Düzyey	Intrade	-0.7343	-3.2556	-2.9145	-2.4950
Birinci farkı	Δ Intrade	-5.2373**	-3.5550	-2.9155	-2.5955

Tablo 7. (Devam)

Sabitli ve Trendli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzey	lnco2	-3.5037**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Birinci Fark	Δlnco2	-5.3921**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Düzey	lntrade	-1.1648	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	Δlntrade	-4.9202**	-4.1372	-3.4952	-3.1766
Endonezya			McKinnon Kritik Değerleri		
Sabitli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzey	lnco2	-1.0157	-3.5574	-2.9165	-2.5961
Birinci Fark	Δlnco2	-6.8441**	-3.5574	-2.9165	-2.5961
Düzey	lntrade	-2.8456	-3.5526	-2.9145	-2.5950
Birinci Fark	Δlntrade	-12.7994**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Sabitli ve Trendli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzey	lnco2	-2.5106	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	Δlnco2	-6.8512**	-4.1372	-3.4952	-3.1767
Düzey	lntrade	-3.4467	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	Δlntrade	-12.8436**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Malezya			McKinnon Kritik Değerleri		
Sabitli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzey	lnco2	-2.3409	-3.5526	-2.9145	-2.5950
Birinci Fark	Δlnco2	-7.6074**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Düzey	lntrade	-1.2049	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Birinci Fark	Δlntrade	-5.4077**	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Sabitli ve Trendli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzey	lnco2	-1.8675	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	Δlnco2	-8.1007**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Düzey	lntrade	-0.0330	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	Δlntrade	-5.5041**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Tayland			McKinnon Kritik Değerleri		
Sabitli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzey	lnco2	-2.9029	-3.5550	-2.9155	-2.5955
Birinci Fark	Δlnco2	-6.4092**	-3.5550	-2.955	-2.5955
Düzey	lntrade	-0.7577	-3.5526	-2.9145	-2.5950
Birinci Fark	Δlntrade	-7.5354**	-3.5550	-2.9155	-2.5955

Tablo 7. (Devam)

Sabitli ve Trendli Model	Değişken	Hesaplanan Test İstatistiği	%1	%5	%10
Düzy	lnco2	-1.9009	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Birinci Fark	$\Delta \lnco2$	-7.1736**	-4.1338	-3.4936	-3.1756
Düzy	lntrade	-1.9233	-4.1305	-3.4921	-3.1748
Birinci Fark	$\Delta \lntrade$	-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 lnco2 ve lntrade değişkenleri düzeyde birimli köklü olup, I(1) düzeyinde durağan hale gelmektedir. Çalışmada sabitli ve trendli modellerin sonuçları dikkate alınmıştır. lnco2 ve lntrade 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 σ_u^2 ile iid sürecini, γ_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 vektörü 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.

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

$S_t^2 = \sum_{t=1}^T \hat{v}_{1t}$, 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

Sabitli Ve Trendli Model (m=1) Ho: Eşbütünleşme İlişkisi Vardır Ha: Eşbütünleşme İlişki Yoktur	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
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
Fourier Katsayılarının Anlamlılığı Ho: Trigonometrik terimler anlamsız Ha: Trigonometrik terimler anlamlı	Çin	Endonezya	Malezya	Tayland
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 ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Tablo 9'da eşbütünleşme testi tahmin sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 9. Fourier Eşbütünleşme Testi Tahmin Sonuçları

Sabitli ve Trendli Model			
Endonezya			
Değişkenler	Katsayı	Std.Hata	t-istatistik
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 CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ 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 Inco2 ve Intrade değişkenlerinin 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 Inco2 ve Intrade arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Endonezya'da Intrade Inco2'yi pozitif olarak etkilemektedir.

Sera gazlarının oluşmasında CO₂ 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). CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ 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 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 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 CO₂ 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 CO₂ 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 CO₂ 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). CO₂ 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 CO₂ 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

- Mutascu, M. (2018). A Time-frequency Analysis of Trade Openness and CO₂ 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., Clottey, S. A., Geng, Y., Fang, K. & Amissah, 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 CO₂ 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 E.T: 13.10.2021

Wu, Y., Shi, X. & Hu, C. (2021). Per Capita CO₂ 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 CO₂ 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