



**Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi**  
The International Journal of Economic and Social Research  
2022, 18(2)

**Ticari Açıklığın ve Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Çevresel Etkilerinin Ekolojik Ayak İzi Üzerinden Değerlendirilmesi; Yükselen Piyasa Ekonomileri Örneği**  
Assessment The Environmental Effect of Trade Openness and Renewable Energy Through Ecological Footprint; The Case of Emerging Markets

Alper YILMAZ<sup>1</sup> 

**Geliş Tarihi (Received):** 4 Haziran 2022 **Kabul Tarihi (Accepted):** 19 Ağustos 2022 **Yayın Tarihi (Published):** 30 Aralık 2022

**Abstract:** The global warming and climate change are one of the most important challenge that modern economies have to struggle over the last few decades. At the same time, it takes an important place in the environmental literature. In this article, we address the problem through ecological foot print which is a proxy for determining the effect of renewable energy usage and trade openness by employing co- integration and causality methods for emerging countries over 1990-2018 period with yearly data. In this context co- integration relationship between the variables are analyzed firstly by employing Durbin-Hausman (Durbin-H) test and it's proved that variables are move together in the long-run and any deviations from the long run equilibrium are corrected simultaneously. Second, the short run Granger causality relationship between the variables are examined by applying Dimitrescu-Hurlin (2012) test, and than the long-run causality relationship are analyzed by using Canning-Pedroni (2008) test which provides both direction and sign of causality as positive or negative. According to the test results, on the one hand, there is no causality from ecological foot print to other variables, on the other, there is Granger causality that runs from renewable energy usage and trade openness to ecological foot print both in the long and the short run.

**Keywords:** Ecological Foot Print, Renewable Energy Usage, Trade and Environment, Panel Data Analysis

&

**Öz:** Küresel ısınma ve iklim değişikliği son dönemlerde modern ekonomilerin üzerinde önemle durduğu problemlerdendir. Dolayısıyla konu ile ilgili çalışmalar ampirik literatürde önemli yer tutmaktadır. Bu çalışmada küresel ısınma ve iklim değişikliği gibi önemli çevresel sorunları ekolojik ayak izi değişkeni üzerinden ele alınarak, yenilenebilir enerji ve ticari açıklığın bunlar üzerinde ne derece belirleyici olduğu ve ne derece etkilediği değişkenler arasındaki eş bütünleşme ve nedensellik ilişkileri bağlamında, yükselen piyasa ülkelerine ait 1990-2018 dönemi yıllık verileri için analiz edilmiştir. Bu doğrultuda öncelikle değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi Durbin-Hausman (Durbin-H) testi ile incelenmiş ve değişkenlerin birlikte hareket ettikleri, uzun dönem denge değerinden sapma olduğu takdirde dengeye birlikte döndükleri tespit edilmiştir. İkinci olarak değişkenler arasındaki Granger nedensellik ilişkisi önce kısa dönemde Dimitrescu-Hurlin (2012) testi ile, daha sonra uzun dönemde hem nedenselliği hem de nedenselliğin yönünü pozitif yada negatif olarak verebilen Canning-Pedroni (2008) testi ile analiz edilmiştir. Sonuçlara göre ekolojik ayak izi değişkeninden diğer değişkenlere doğru nedensellik tespit edilemezken, yenilenebilir enerji ve ticari açıklık değişkenleri üzerinden ekolojik ayak izi değişkenine doğru hem kısa hem uzun dönemde nedensellik tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Ekolojik Ayak İzi, Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Ticaret ve Çevre, Panel Veri Analizi

**Atıf/Cite as:** Yılmaz, A. (2022). Ticari Açıklığın ve Yenilenebilir Enerji Tüketiminin Çevresel Etkilerinin Ekolojik Ayak İzi Üzerinden Değerlendirilmesi; Yükselen Piyasa Ekonomileri Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*. 18(2). 32-57.

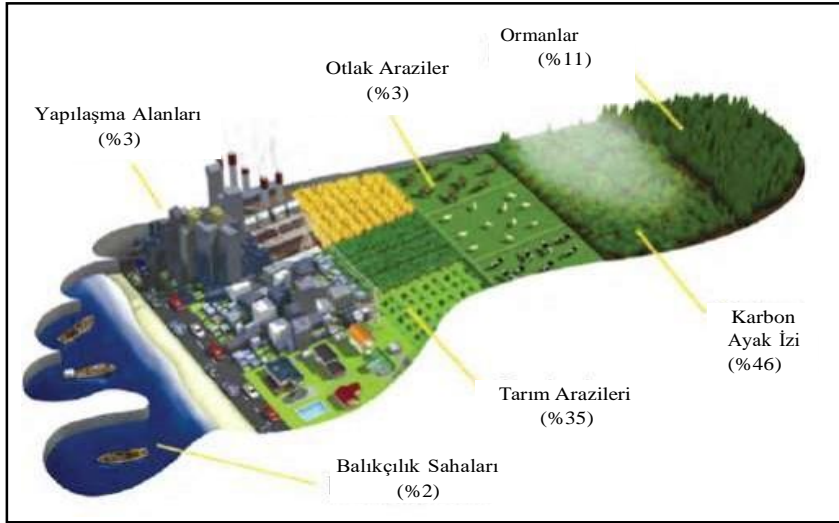
**İntihal-Plagiarism/Etik-Ethic:** Bu makale, en az iki hakem tarafından incelenmiş ve intihal içermediği, araştırma ve yayın etiğine uyulduğu teyit edilmiştir. / This article has been reviewed by at least two referees and it has been confirmed that it is plagiarism-free and complies with research and publication ethics. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ijaws>

**Copyright** © Published by Bolu Abant İzzet Baysal University, Since 2005 – Bolu

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Aydn Adnan Menderes Ünivesitesi, e-mail: [alper.yilmaz@adu.edu.tr](mailto:alper.yilmaz@adu.edu.tr), ORCID:8000-0002-1253-7097 (Sorumlu Yazar)

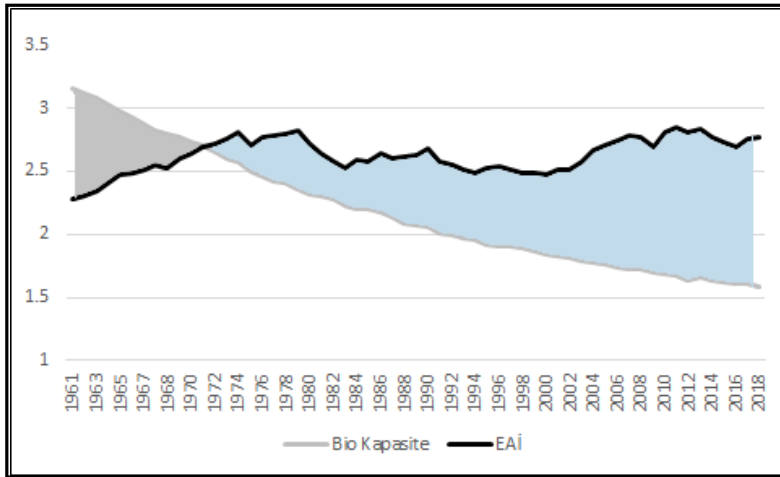
## 1. Giriş

Endüstri devriminden itibaren neredeyse tüm insan faaliyetleri ve pek çok sektör, makineleşmeyle birlikte enerjiye bağımlı hale gelmiştir. Enerji bir ülkenin kalkınmasında ve yaşam standartlarının yükselmesinde artık önemli bir girdidir. Bu bağımlılık, fosil tabanlı yakıtlara dayalı teknolojilerle geliştirildiği için özellikle kömür ve petrol gibi kaynakların kullanımı hızla artmıştır. Diğer yandan hızlı nüfus artışı, kentleşmenin hızlanması, işgal edilen tarım alanları, yeni teknolojilerle sayısı artan alet ve makineler, çeşitlenen tüketim alışkanlıkları ve yükselen tüketici beklentileri neticesinde biyo çeşitlilik ve çevre üzerindeki baskı artmış ve zamanla kaynak talep dengesi bozulmaya başlamıştır (Keleş, Hamamcı ve Çoban, 2009: 149). İşte bu denge ihtiyacı bizi Ekolojik Ayak İzi (EAI) kavramına götürür. Ayak izi kavramının esin kaynağı, canlının kendi büyüklüğüne ve ağırlığına göre yere yaptığı baskıdır. Buradaki metafor, bir bireyin veya ülkenin, gezegene yaptığı çevresel baskı ve biyo-alan kullanımı arttıkça, ayak izinin de derinleşmesi anlamına gelmektedir. Wackernagel and Rees (1996) çalışmada, kavramdan ilk defa insan yaşamının sürdürülebilir olması için gerekli biyolojik olarak verimli karasal ve sulak alanların küresel hektar cinsinden büyüklüğü olarak bahsetmiştir (Widemann, 2009: 176). Buradaki temel vurgu “sürdürülebilirlik” üzerinedir. İnsanoğlu olarak biyolojik kapasitenin (toprak, su, doğal kaynaklar, altyapı, bitki örtüsü vb.) kullanım yüzdesi bu alanların kendilerini yenileme kapasitesini geçmemesi, insan ve ekosistem arasındaki arz talep dengesinin korunması, ekonomik faaliyetlerin biyo-taşıma kapasitesini dikkate alması gerekir (Galli, Lin, Wackernagel, Gressot ve Winkler, 2015: 1-4 ; Grunewald, Hanscom, Halle, Iha ve Galli, 2015: 4-5). Bu çerçevede izlenen değişkenlerden birisi Ekolojik Ayak İzidir. Karbondioksit salınımından (CO<sub>2</sub>) farklı olarak EAI, insanların kullandığı kaynakları sağlayabilmek için gereken, biyolojik verimli ve kullanılabilir alanları hesaplar.



Şekil 1. Ekolojik Ayak İzi'nin Bileşenleri, Grunewald ve diğerleri, 2015, s.7

Şekil 1’de görüldüğü gibi EAI’nin bileşenleri, %46’lık payla karbon salınımı başta olmak üzere altı tanedir. Fosil yakıt kullanımının aşırı artması ve ekosistemlerin bozulması gibi nedenlerle artık atmosferin depolama kapasitesinin çok üzerinde salınım gerçekleşmektedir. Bu yüzden karbon ayak izi en büyük paya sahiptir. Tüm bu alanların toplamı EAI’ni oluşturmaktadır (Bond, 2002: 9-11). EAI, ekonominin talepleri (gıda, barınma, ulaştırma, şehir altyapısı, fosil yakıtlar gibi) ve ekosistemin karşılayabileceği kaynaklar (ormanlar, tarımsal faaliyetler, hayvancılık arazileri ve deniz alanları gibi biyolojik kaynaklar) dikkate alınarak hesaplanır ve küresel hektar (kha) olarak ifade edilir. Dünyanın ortalama verimliliği üzerinden 1 hektar arazinin üretim kapasitesini temsil eder (Akıllı, Kemahlı, Okudan ve Polat, 2008: 3-7 ; World Wild Fund, 2012: 7-10). 2019 yılı için biyolojik olarak verimli karasal ve sulak alanların küresel toplamı 12.2 milyar hektardır ve dünya yüzeyinin yaklaşık %22’sine tekabül etmektedir. Kalan %67’si düşük verimlilikteki okyanus alanları ve %11’i de çöller ve buzullardan oluşmaktadır. Bu alanlara dikkat edilerek, taleplerle kaynaklar arasında denge kurulması hedeflenmektedir. Olması istenen biyolojik kapasitenin, EAI’ni geçmesidir (Wackernagel, 2007: 7; Global Footprint Network, 2022).



Şekil 2. Bio Kapasite Karşısında Ekolojik Ayak İzi (Kha/kişi), GFP, Country Trends. Erişim adresi: <https://data.footprintnetwork.org/#/countryTrends?type=BCpc,EFCpc&cn=5001>

Ancak Şekil 2'de görüldüğü gibi 1970'lerden itibaren bu denge bozulmuş, ihtiyaçlar ve insan kaynaklı faaliyetler (üretim, sanayi gibi) karşısında biyolojik kapasite imkanları yetersiz kalmaya başlamıştır. Artık yenilenebilir kaynakların yeniden üretilmesinden daha hızlı tüketilmesi (Örneğin bir ormanda yeniden yetişenden daha fazla ağaç kesilmesi veya her yıl yeniden üreyenden daha fazla balık tutulması gibi) söz konusudur. Global Footprint Network (GFN) Enstitüsünün hesapladığı Dünya Limit Aşımı Günü (Earth Overshoot Day) ele alınan yıldaki toplam talebin kaynakların yenilenme oranını yani dünya'nın o yıl yeniden kazanabileceği tarihi geçtiği günü gösterir. 2018'de 1 Ağustos olan limit aşım günü, 2019'da 29 Temmuz olarak hesaplanmıştır ve 2011 yılından beri her yıl üç gün öne gelmektedir. Bu hesaba göre gezegenin 12 ayda ürettiği doğal kaynaklar aslında 12 ayda tüketilmesi gerekirken, yaklaşık 8 ay içinde tüketilmektedir (Mena ve Yadav, 2019, s. 25-26). Şekil 2'de görüldüğü gibi 1960'ların başında toplam ihtiyaçlardan %38 daha fazla olan biyokapasite, 1970'lerin başında sınırlarına ulaşarak insan ihtiyaçları karşısında yetersiz kalmaya başlamış, 1980 sonrası neoliberal dönemde süreç hızlanmış ve 2018 itibarıyla toplam talebin ancak %57'sini karşılayabilir hale gelmiştir. Ülke bazında bile neredeyse hepsinde aynı trend geçerlidir. Eldeki son verilere göre 2,8 kha'lık (küresel hektar) ayak izine karşılık sadece 1,6 kha'lık küresel kapasite bulunmaktadır. Artık gezegen sürekli limit aşımına maruz kalmaktadır. Aslında olması istenen biyo kapasitenin kuvvetlenmesi ve ekolojik izin küçülmesidir. Ancak süreç boyunca hızlı nüfus artışı ve şehirleşme, sanayileşme, fosil enerji kaynaklarının yoğun kullanımı gibi insan kaynaklı kullanımlarla, verimlilik, geri dönüşüm ve yeşil enerjinin ihmal edilmesi gibi nedenlerle denge giderek bozulmuştur (World Wild Fund, 2012: 16-19). Uzun vadede fiziksel yapıda geri dönüşümü olmayan değişiklikler ortaya çıkması, iklim olaylarının sertleşmesi, kuraklıkların şiddetlenmesi, göç hareketlerini tetiklemesi, gıda ve su kıtlığına neden olması, seller ve toprak bozulmalarının artması beklenmektedir (Çalışkan, 2009: 298).

Şekil 2'de ekolojik iz ile kaynaklar arasındaki dengesizliğin 1980 sonrası neo liberal politika dönemi ile birlikte arttığı görülmektedir. Türkiye, Çin, Malezya, Filipinler, Meksika, Tayland ve Vietnam gibi ihracata dayalı büyümeyi benimseyen ülkelerde durum daha nettir. Ayrıca yüksek gelire sahip ülkelerin, düşük gelirli ülkelere göre ekolojik ayak izi daha yüksektir. Başta bu ülkeler olmak üzere 1980 sonrası dönemde dış ticaret mevzuatında, doğrudan yabancı yatırımlarda, mal ve hizmet akımlarında serbestleşme süreci başlamış, gerek dış ticaret hacmi gerekse doğrudan yabancı yatırımlar, ihracatı önceleyecek şekilde hızla artmıştır. Doğrudan yabancı yatırımların hızlanmasıyla kendi ülkelerindeki sıkı düzenlemelerden kaçan kirlenici endüstriler özellikle Hindistan, Çin gibi büyümeyi ve ihracatı ilk sıraya koyan Asya ülkelerinde yoğunlaşmışlardır. Rekabette öne geçmek isteyen ülkeler, çevresel kaygıları göz ardı etmişler, iyileştirici ve koruyucu yasal düzenlemeleri ihmal etmişlerdir. Ticaret kanallarının açılması, artan yabancı yatırımlar ve ihracat artışı ile ekolojik izler derinleşmeye başlamıştır. Dış ticaret politikalarında dış fazla vermek birinci hedefken, çevresel etkiler arka plana atılmıştır (Copeland ve Taylor, 2004: 8-9).

Diğer yandan olumlu gelişmelerde ortaya çıkmıştır. Örneğin dışa açık ekonomiler ticaret kanalları sayesinde, verimliliği artırıcı, enerji yoğunluğunu düşürücü ve yenilenebilir enerji üretimini teşvik edici teknik bilgi ve teknolojiyi transfer edebilme imkanına kavuşmuş, serbestleşen sermaye hareketleri ile gelişmekte olan ülkeler, yeşil ekonomi dönüşümünde ve gerekli Ar-Ge harcamalarında, uluslararası finansal kuruluşlardan kredi desteği bulabilmişlerdir (Zhang, Lee ve Zhou, 2021: 3 ; Hossain, 2011: 6999). Bu bağlamda ticaret ve yenilenebilir enerjinin olumlu veya olumsuz etkilerine imkan tanıyan etkileşim kanalları, aşağıdaki teoriler çerçevesinde ele alınmıştır.

## 2. Teorik Çerçeve

Enerji tüketimi, çevre ve iktisat kapsamında çevresel etkilerini analiz eden eserlerin çoğunun teorik hareket noktası çevresel Kuznets hipotezidir. Hipoteze göre karbon salınımı ile milli gelir arasında önce pozitif sonra negatife dönüşen doğrusal olmayan bir ilişki vardır.  $\ln(e_{it}) = \alpha_i + \gamma_{it} + \beta_1 \ln(y_{it}) + \beta_2 \ln(y_{it})^2 + u_{it}$  şeklinde formüle edilen bu üssel fonksiyonel ilişkiye göre düşük gelir ( $y_{it}$ ) seviyelerinde ekonomi sanayiden çok tarıma dayalı olduğu için çevresel kirlenme de düşüktür. Sanayileşme arttıkça ilerleyen gelir seviyesi, çevresel tehditleri artırır da, çevresel kaliteye olan duyarlılık artış gösterecek, toplumsal bilinç eğitim düzeyi ile birlikte artacak, daha düşük emisyon yayan yeşil teknolojiler ve üretim faaliyetleri artacak, düzenleyici kurumlar işlevsel hale gelecek ve kirlilik azalma evresine geçecektir. Böylece dikey ekseninde emisyon ve yatayda gelir düzeyinin gösterildiği analitik düzlemdeki ilişki ters U şeklinde ortaya çıkacaktır (Wagner, 2006: 5 ; Çetin ve Saygın, 2018: 531-532).

Ancak bu ilişkinin ortaya çıkmasında ölçek etkisi, kompozisyon etkisi ve teknolojik etkiler söz konusudur. İlk olarak ölçek etkisi (Scale Effect) üretime veya ekonomik büyümeye işaret eder. Diğer faktörler sabitken üretim artarsa enerji tüketimi artar. Buna büyüme hipotezi de denir. Bu durumda enerjiden büyümeye doğru nedensellik söz konusudur. Böyle bir ekonomide enerji koruma politikaları büyümeye zarar verebilir. Ayrıca çıktı arttıkça daha fazla atık ve kirlenme emisyonları artabilecektir. Nedenselliğin yönü büyümeden enerjiye doğru da çıkabilir. Bu gibi durumlarda enerji verimliliği ve enerji koruma politikaları önem kazanacaktır. Nedensellik çift yönlü de olabilir. Buna geri bildirim (feedback) hipotezi denir. Böyle bir ekonomide büyüme ve enerji politikaları birbirini tamamlayıcı olmalı, politika setlerinde çelişkili öğeler olmamalıdır. Bazı ekonomilerde ise iki değişken arasında nedensellik tespit edilemeyebilir. Buna da nötrlük hipotezi denir. Bu gibi ekonomilerde enerji verimlilik ve koruma politikalarının gelir ve üretim üzerindeki olumsuz etkilerinden kaçınmak daha kolaydır (Srinivasan ve Ravindra, 2015: 170).

Ölçek etkisi dış ticaret ile yakından ilgilidir. Öncelikle klasik (mutlak ve karşılaştırmalı üstünlükler) ve neo klasik iktisat teorisinden (teklif eğrileri, faktör donatımı) temellerini alan ticari açıklık kavramı, uluslararası düzeyde mal ve hizmet hareketlerinin önündeki engellerin azaltılması anlamına gelmektedir ve serbestleşme gibi kavramlarla beraber tartışılmaktadır (Bilman, 2014: 4-5). Ticari dışa açıklık, ticari bariyerlerin azalması, mal ve hizmet akımlarının serbestleşmesi, doğrudan yabancı yatırımların ve portföy yatırımlarının artması, ihracat üzerinden ölçek etkisinin ortaya çıkmasına neden olabilecektir. Tam tersine dışa kapalı ticaret politikaları izleyen, yabancı sermaye girişleri az olan, dış ticaret hacmi küçük ekonomide negatif ölçek etkisi çıkabilir (Ghisso ve Liverman, 2006: 5).

İkinci etki kompozisyon etkisidir (Composition Effect). Ekonomik büyüme ile birlikte zamanla yapısal değişimler ortaya çıkacaktır. Gelir düzeyi, eğitim, teknoloji seviyesi, arttıkça düşük enerji yoğunluğuna dayanan, ileri teknoloji hizmetler sektörü kolları yaygınlaşacak, kirlenme ağır sanayi faaliyetlerinin milli gelirdeki payı azalacaktır. Bu sayede ekonominin enerji yoğunluğu da azalacaktır. Bilgi toplumuna geçiş süreci ile doğal kaynaklara olan bağımlılık düşecek, yeşil ekonominin kökleşmeye başlamasıyla karbon salınımı ve diğer kirlenmelerin baskısı hafifleyecek, ekolojik ayak izi küçülecektir (Şahinöz ve Fotourehchi, 2013: 202). Ancak dışa kapalı ekonomik yapılarda bu tip dönüşümler çok ağır ilerler. Bilgi toplumuna, düşük enerji yoğunluklu, ileri teknoloji hizmetler sektörlerine doğru dönüşüm için ülkenin dünya ile entegre ekonomi ve dış ticaret politikaları yürütmesi, dışa açık olması önemlidir (Ghisso ve Liverman, 2006: 5). Serbest dış ticaret ile karşılaştırmalı üstünlüklerinden daha iyi yararlanmaya çalışan ülkede, üretim merkezi, çok fazla kirlilik yaratmayan, düşük enerji yoğunluklu ve ileri teknolojinin kullanıldığı sektörler doğru olacaktır. Bu durumda oluşan negatif kompozisyon etkisi emisyonların ve kirlenmelerin seviyesini düşürebilecektir (Zeren ve Akkuş, 2020: 323).



Son olarak teknik etkiden (Technique Effect) bahsedilebilir. Buna göre üretimde ve çeşitli üretim proseslerinde teknoloji seviyesinin ilerlemesi ile çevresel baskılar hafifleyecektir. Gelişmiş ülkelerden teknoloji transferi veya doğrudan yabancı yatırımlarla üretim metotlarının güncellenmesi ve en yeni teknolojilerin kullanımıyla verimlilik artacak, enerji yoğunluğu azalacaktır. Serbest dış ticaret ortamında temiz teknolojilerin yurt içi ekonomiye kazandırılması ve geliştirilmesi daha kolay olacaktır. Yine dış ticaret ile tüketici tercihleri ve politik karar alma süreçleri üzerinden çıktı başı emisyon düşürülebilir. Çevre kalitesi normal ürün olarak kabul edilirse (klasik talep kanununa uygun) artan ticaret hacmi ile birlikte yükselen kişi başı gelir ona olan talebi artıracaktır. Yürütme erki bu konudaki toplumsal taleplere duyarlı olduğundan, üreticilerin emisyonlarını düşürmesi için gerekli mali ve yasal düzenlemeler devreye alınabilecektir. İlk başlarda kirli ve büyüyen ekonomiyle ortaya çıkan teknik ilerlemenin sonraki aşamalarında, ekonomik büyümeyle birlikte eski ve kirlilik yaratan teknolojiler yerini yenilenebilir enerjinin daha yaygın kullanıldığı, temiz teknolojilere bırakacaktır. Böylelikle teknik etki, çevre kirleticilerin miktarında yada artış hızında azalma yapabilecektir (Başar, 2007: 70 ; Önder, 2012: 2).

Teknik etkinin temelinde üretim fonksiyonu vardır. Bilindiği gibi gelişmiş ülkeler daha çok sermaye yoğun tekniklerle üretim yaparken diğer ülke gruplarında emek yoğun teknikler daha yaygındır. Üretim tekniğini çevre ile bağlayan hipotez bunu dikkate alır. Sermaye-emek etkisi (Capital-Labor Effect) hipotezine göre çevre kirliliğinde bir malın üretim tekniğinin yakından ilgili olduğu düşünülür. Emek yoğun mallarla sermaye yoğun malların üretim süreçleri farklıdır. Daha eski teknoloji, gereğinden büyük ölçekte ve hantal yapılı işletmeler daha emek yoğun iken, bilgi toplumu sürecinde ileri teknolojiyi yakalamış, dinamik ve daha küçük ölçekteki firmalar, sermaye yoğun mallarda uzmanlaşma eğilimindedirler. Sermaye ve emeğin fiyatı da sermaye emek oranını etkileyebilir. Dolayısıyla dinamik yapılı ve daha yeni üretim süreçlerini uygulayan sermaye yoğun firmaların emisyon hacimleri de daha düşük olacaktır (Deschenes, 2015: 5-6). Tersine daha enerji yoğun ve karbon salınımı yüksek ürünler üretilen firmaların çevresel baskısı daha fazla olacaktır. Daha düşük verimlilik düzeyi ile yollarına devam eden bu tip firmaların ayakta kalıp kalmayacağı pazardaki rekabet yapısına, yasal ve yönetsel çerçeveye bağlıdır (Sen ve Acharyya, 2012: 207-209).

Firmalar için ekonomide geçerli olabilecek bu ikili yapıda çevresel düzenlemelerin, yasa ve yönetmeliklerin önemli rolü vardır. Kirlilik Cenneti (sığınağı) Hipotezine (Pollution Haven Hypothesis) göre, gelişmekte olan ülkeler için öncelikli hedef istihdam ve büyümedir. Bu ülkeler sanayileşme ve üretim politikalarında kaliteden ziyade miktara daha çok önem verirler. Daha çok üretilen ihracat yapmak ekonomik büyüme ve istihdam getirirken çevresel etkiler (hava kirliliği, atıkların nehir ve denizlere bırakılması gibi) göz ardı edilebilir. Çevre politikalarında ve denetimlerde devlet hem yerli hem de yabancı firmalara daha esnek davranabilir. Sıkı çevre düzenlemeleri yerini üretim ve istihdamı önceleyen hedeflere bırakabilir. Bu durumda ülke, kirletici endüstrilerde karşılaştırmalı üstünlük kazanma yolunu seçerek (kömür madenciliğinin, demir çelik sanayilerinin üçüncü dünya ülkelerinde yoğunlaşması örneği) bu tip malların üretim ve ihracatında uzmanlaşacaktır. (Gill, Viswanathan, ve Abdulkarim, 2018: 167-168 ; Yılmaz ve Ersoy, 2009: 1444-1446). Tersine, sıkı çevre ve denetim politikaları izleyen gelişmiş ülkeler ise daha temiz teknoloji ve düşük enerji yoğunluklu ürünlerde karşılaştırmalı üstünlüğe gideceklerdir. Bu durumda yabancı yatırımlardan daha fazla kar elde etmek ve işlerinde rahat hareket etmek isteyen kirletici sanayiler daha az gelişmiş ülkelerde doğrudan yatırımlara girecekler ve bu ülkelerde kirlilik öbekleri oluşacaktır. Çevresel düzenleme ve denetimlerin sıkı olması halinde, fiyat avantajı arzu eden işletmeler kirletici etkisi yüksek teknolojilerini, çevresel politikalarını gevşek uygulayan ülkelere yönlendirecek ve bu ülkelerde kirlilik yoğun endüstrilerde yoğunlaşma görülecektir. Bu tip politika altında ticari ve ekonomik dışa açıklık kirliliği artırıcı olacaktır. (Tobey, 1990: 192-193 ; Copleland ve Taylor, 2004: 9 ; Akar, 2019: 38).

### 3. Literatür İncelemesi

Bu teoriler çerçevesinde literatürde çok sayıda ampirik çalışma ortaya koyulmuştur. Özellikle 1970'lerin petrol krizleri, 1980'lerin neo-liberal dönemi ve küresel ısınma / iklim değişikliğine dair etkilerin gündelik yaşamda daha görünür ve hissedilir olmasıyla çeşitli kollarında çalışmalar yaygınlaşmıştır. Bu çalışmalarını üç ana grup altında toplamak mümkündür. İlk olarak çevresel kirleticiler ve ekonomik büyüme ilişkisinden bahsedilebilir. Bu çalışmalar daha çok çevresel Kuznets eğrisinden hareketle kişi başı gelir ve üretim

arttıkça çevresel etkilerin nasıl değişeceğini, bu süreçteki dinamik nedensellik ilişkisinin yönünü (tek yönlü veya çift yönlü) analiz etmeye çalışmışlardır. Grossman ve Krueger (1991), Heil ve Selden (2001), Dinda ve Coondoo (2006), Soytaş, Sarı ve Ewing (2007), Tamazian ve Rao (2009), Lean ve Smyth (2010), Yalta (2011), Yıldırım ve Aslan (2012) gibi çalışmaların bazıları hipotezi destekleyici bazıları çelişkili sonuçlara ulaşmışlardır. İkinci grup çalışmalar enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedenselliği incelemiştir. Yu ve Hwang (1984), Yu ve Choi (1985), Erol ve Yu (1987), Stern (1993), Cheng (1995) her iki değişken arasında ilişki tespit edemezken, Masih ve Masih (1997), Asafu ve Adjaye (2000), Glasure (2002), Oh and Lee (2004a, 2004b) çift yönlü nedensellik tespit etmişlerdir. Glasure ve Lee (1998), Cheng ve Lai (1995), Cheng (1999), Narayan ve Smyth (2008) çıktı miktarından enerji tüketimine doğru nedenselliğe ulaşırlarken, Masih ve Masih (1996), Yang (2000), Morimoto ve Hope (2004), Altinay ve Karagol (2005), Narayan ve Singh (2007) ise enerji tüketiminden üretime doğru nedensellik bulmuşlardır. Üçüncü grup çalışmalar ise konuyu diğer değişkenlere doğru genişleterek üç değişkenli analizler üzerinde yoğunlaşmışlardır. Soytaş ve Sarı (2003), Akbostanci, Asık ve Tunç (2009), Jalil ve Mahmud (2009), Zhang ve Cheng (2009), Narayan ve Narayan (2010) daha çok karbon emisyonu, enerji tüketimi ve büyüme arasında Granger nedensellik ve eş bütünleşme ilişkisi olduğunu savunmuşlardır.

Bu çalışmaların bazıları ticaretle ilgili (dışa açıklık oranı, dış ticaret hacmi, dış ticaret haddi, ihracat gibi) değişkenleri içine alacak şekilde, bazıları ise kirlilik üzerinde (karbon salınımı) azaltıcı etkide bulunduğu için yenilenebilir enerji kullanımına ve yatırımlarına doğru konuyu genişletmişlerdir. Omri ve Nguyen, (2014), Topcu ve Payne (2018), Bellakhal, Kheder, ve Haffoudhi (2019), Alam ve Murad (2020), Murshed (2020), Zeren ve Akkus (2020) ve Zhang, Lee, ve Zhou (2021) dış ticaretin ve yenilenebilir enerji tüketiminin karbon salınımı üzerinde önemli etkileri olduğunu, karbon emisyonunu düşürücü etkilediğini, dış açıklığın yenilenebilir enerji tüketimi ile nedensellik ilişkisi içinde olduğunu ve yenilenebilir enerji yatırımlarını olumlu etkilediğini, Grossman and Krueger (1991) çalışmasında belirttikleri teorik çerçeve içinde göstermişlerdir. Mielnik and Goldemberg (2002), Chima (2007), Hubler (2009), Xiaoli et al. (2007) Sadorsky (2010), Zheng, Qi ve Chen (2011), Lee (2013), Li, Dong, Huang, ve Failler (2019) çalışmalarını nedensellik ve eş bütünleşme testlerini kullanarak doğrudan yabancı yatırımları içerecek şekilde kapsama almışlar ve bu değişkendeki artışların bir yandan enerji tüketimini ve karbon salınımını artırırken diğer yandan ülkeyi yeni teknolojilerle buluşturduğu için artan verimlilik üzerinden çevresel baskıları hafifletici etki yaptıkları sonucuna ulaşmışlardır. Sulaiman, Azman ve Saboori (2013), Al-mulali, Fereidouni, ve Lee (2014), Jebli, Youssef ve Apergis (2019), Amri (2019), Zafar, Mirza, Zaidi, ve Hou, (2019) analizlerinde ticaret değişkeni ile yenilenebilir enerji arasında çift yönlü nedensellik tespit etmişlerdir.

#### 4. Veri ve Amaç

Bu çalışmada yükselen piyasa ülkelerinden, 1990-2018 döneminde seçilmiş 16 ülkeye (Arjantin, Brezilya, Çin, Endonezya, Filipinler, Hırvatistan, Hindistan, Güney Afrika, Meksika, Malezya, Nijerya, Romanya, Rusya, Tayland, Türkiye, Vietnam) ait yıllık veriler kullanılmıştır. Veriler Dünya Bankası veri tabanı ve Global Footprint Network enstitüsünden elde edilmiştir. Amaç ticari dışa açıklık oranları ve yenilenebilir enerji kullanım oranının, ekolojik ayak izi (EAİ) büyüklüğü (küresel hektar/kişisi) üzerindeki etkilerini, yükselen piyasa ülkeleri (Emerging Markets) bazında panel veri modelleri ile araştırmak ve politika çözümleri ortaya koymaktır. Literatürdeki diğer çalışmalar bağımlı değişken olarak karbon büyüklüklerini kullanırken bu çalışmada farklı olarak "ekolojik ayak" izi bağımlı değişken olarak belirlenmiştir. Bu kavram diğer çevresel kirleticileri içine alan çatı bir kavramdır. Karbon salınımı daha çok enerji kullanımı kaynaklı sera gazı emisyonlarının etkilerini ortaya koymakta ve gerekli ekolojik kapasitenin eksikliğini göstermektedir. Ekolojik ayak izi ise ülkenin, tüm eko-sistemden talep ettikleri ile biyo kaynaklar arasındaki ilişkiyi ele almakta ve bireylerin veya şirketlerin kullandığı tüm ürün ve hizmetlerin üretim ve tüketimi açısından, biyolojik kapasite üzerindeki etkilerine odaklanmaktadır (Küçükkaya, 2019 ; Boone, Jayaraman, ve Ganeshan, 2012: 188).

Bireysel olarak insan hayatı önemli miktarda karbon salınımına neden olmaktadır. Fakat ulaşım tarzı (toplu taşıma kullanılıyor mu?), beslenme tarzı (et veya sebze ağırlıklı mı besleniyor?), tasarruf ve verimlilik önlemlerine uyulup uyulmadığı, geri dönüşüm faaliyetlerinin varlığı gibi biyolojik kapasteyi tüketen faaliyetler nihai anlamda çevresel hedeflerde izlenmesi gereken büyüklüklerdir. Ekolojik iz, bir

ürün yada hizmetin tüm tedarik zincirini dikkate alması açısından önemlidir. Bu ayrıştırma ile toplam karbon emisyonunun azaltılması çalışmaları sektörel bazda ve ürün bazında daha verimli hale gelebilecektir. Diğer yandan az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde iklim değişikliği ve küresel ısınma ile mücadele çalışmaları üretim maliyetlerinde artışa neden olabildiği için rekabet güçleri ve pazar payları azalmaktadır. Ancak karbon ayak izi üzerinden hazırlanan program ve projeler, bireysel ve firma bazında programlandığı için kamusal yük azalmaktadır (McAusland ve Najjar, 2015, s. 37-38).

Çalışmada diğer bir farklılık yöntemle ilgilidir. Heterojenliğe izin veren yöntemlerin son dönemlerde geliştirilmesiyle, yenilenebilir enerji ve ticaret değişkenlerinin çevresel etkilerin her ülkede farklı şiddette etki etmesine izin verilmiş ve kurulan modellerde bu farklılıklar analiz edilebilmiştir. İkinci olarak bu çalışmada nedensellik ilişkisi uzun dönem ve kısa dönemde ayrı testlerle analiz edilmiştir. Kısa dönemde var olan nedensellik ilişkisi uzun dönemde görülmeyebilir yada kısa dönemde etki göstermeyen ekonomik faktörler uzun dönemde nedenselliğin ortaya çıkmasına neden olabilir. Dolayısıyla dönemlere ayırarak incelemek faydalı olacaktır. Yine bu çalışmada nedensellik analizinde toplam etki pozitif ve negatif şoklara ayrılarak gerçekleştirilmiş ve bu sayede uzun dönem nedenselliğin hem yönü hem de işareti (artı veya eksi) incelenmiştir. Pozitif nedensellikte sonuç ögesi (etkilenen), neden ögesi (etkileyen) ile aynı yönde değişim gösterirken negatif nedensellikte ise aksi yönde değişim görülmektedir.

## 5. Ekonometrik Yöntem

### 5.1. Model

Bu çalışmada, zaman boyutuna sahip yatay kesit verileri tek bir çatı altında birleştiren panel veri modeli kullanılmıştır. Modelin en genel hali şu şekilde yazılabilir;

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}x_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \dots + \beta_{Kit}x_{Kit} + u_{it} \quad [1]$$

Eşitlikte  $y$  bağımlı,  $x$  bağımsız değişkeni ( $k$  tane),  $\alpha$  parametresi sabit terimi,  $u$  sıfır ortalama ve sabit varyansı olan hata terimini belirtmektedir. Burada,  $i$  alt indisi 1'den  $N$ 'ye kadar kesit indeksini (birey, firma veya ülke gibi) ve  $t$  indisi 1'den  $T$ 'ye kadar zaman indeksini (yıllık veya üç aylık) verir. Yukarıdaki panel model çalışmadaki veri setine uygulandığında, ekolojik ayak izi ile yenilenebilir enerji tüketimi ve ticari açıklık arasındaki nedensellik ve eş bütünleşme ilişkisi aşağıdaki model çerçevesinde incelenmiştir;

$$EAI_{it} = f(YET_{it}; TA_{it}) + u_{it} \quad [2]$$

$$EAI_{it} = \alpha + \sum_{i=1}^t \beta X_{it} + \mu_i + u_{it} \quad [3]$$

Modelde Ekolojik ayak izi bağımlı değişken, ticari açıklık (TA) ve yenilenebilir enerji (YET) değişkenlerini kapsayan  $X$ , bağımsız değişkenler vektörünü vermektedir.  $\beta$ 'lar ise eğim katsayılarıdır.  $\mu_i$  bireysel etkileri,  $\alpha$  modeldeki sabit terimleri,  $u_{it}$ , rassal hata terimlerini verir. Son olarak  $i$  ve  $t$  indisleri sırasıyla yatay kesit birimlerini (ülkeler;  $i=1, \dots, 16$ ) ve zaman aralığını ( $T = 1990, \dots, 2018$ ) temsil etmektedir.

### 5.2. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Heterojenlik

Analize yatay kesit bağımlılığı ve birim kök analizi ile başlamak gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığı kesit birimlerin birbirleriyle bağıntılı olup olmadığını, seriyeye gelen şoklardan birimlerin aynı ölçüde etkilenip etkilenmediklerini ifade eder ve görülme sıklığı oldukça fazladır. Dışsal şok sunucu tüm kesitlerin aynı derecede etkilenmesi gerçekçi değildir. Küreselleşmenin yayıldığı, uluslararası ticaretin hızlandığı günümüzde, herhangi bir ülkede ortaya çıkan ekonomik şokun, modeldeki her ülkeyi farklı şekilde etkilemesi beklenir. Her ülkenin kendine özgü koşulları, ekonomik, sosyal ve hukuk düzeni, gelir düzeyleri farklıdır. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmadan yapılan analizlerde sonuçlar sapmalı ve tutarsız olabileceğinden, seriler arasında yatay kesit bağımlılığının test edilmesi yerinde olacaktır (Menyah, Nazlıoğlu, ve Wolde-Rufael, 2014: 235). Yatay kesit bağımlılığını/bağımsızlığını tespit edebilmek için

$\Delta y_{it} = d_i + \delta_i y_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{ij} \Delta y_{it} + u_{it}$  modelinden hareketle Breusch-Pagan, (1980) tarafından geliştirilen LM testi, Pesaran, (2004) tarafından geliştirilen CDLM ve CD testleri ve son olarak Pesaran Ullah and Yamagata (2008) ile literatüre giren Bias adjusted CD testi kullanılmıştır.

İkinci adım eğim katsayılarının homojenliğidir. Modeldeki eğim katsayılarının kesitler arasında homojen olup olmadığı delta testi ile belirlenebilir. Bu noktada ilk çalışma Swamy (1970)'e aittir. Daha sonra Pesaran and Yamagata (2008), birim boyutu N'in ve zaman boyutu T'nin büyük olduğu panel veri modelleri için asimptotik olarak normal dağılan standardize edilmiş Delta ( $\tilde{\Delta}$ ) ve uyarlanmış Delta ( $\tilde{\Delta}_{ADJ}$ ) testlerini geliştirmişlerdir. Önce  $y_{it} = \beta_i' X_{it} + u_{it}$  modeli tahmin edilir. Burada boş hipotez  $H_0 : \beta_i = \beta$  yani paneldeki eğim katsayıları homojendir ve alternatif hipotez  $H_1 : \beta_i \neq \beta$  yani paneldeki katsayılar istatistiksel olarak farklıdır (heterojendir) şeklindedir.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) ; \tilde{\Delta}_{ADJ} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{\text{var}(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad [4]$$

Denklemden  $E(\tilde{z}_{iT}) = k$  ve  $\text{Var}(\tilde{z}_{iT}) = 2k(T - k - 1) / T + 1$ 'dir. Yine T zaman, N kesit boyutu ve k açıklayıcı değişkenleri vermektedir.  $\tilde{S}$  ise Swamy test istatistiğidir. Bu test sayesinde ayrıca eş bütünleşme ve nedensellik testlerindeki grup yada panel istatistiklerinden hangisinin kullanılacağı kesinleşecektir (Bersvendsen ve Ditzgen, 2021: 3-4).

## 5.2. Birim Kök Testleri

Yatay kesit ve homojenite durumuna bakıldıktan sonra serilerin durağanlığına bakılmalıdır. Durağan olmayan seriler kullanılması halinde regresyon modelinin varsayımları ihlal edilmekte, tahmin sonuçları ve parametreler güvenilir olmamaktadır (Bilman, 2014: 168-196). Ancak panel birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığını dikkate alanlar (ikinci kuşak testler) ve almayanlar (birinci kuşak testler) olarak ikiye ayrılır. Yatay kesit bağımlılığı ret edilirse birinci nesil, diğer durumda ikinci nesil testler kullanılır (Çınar, 2010: 594). Birinci kuşak testler, paneli oluşturan yatay kesit birimlerinin bağımsız olduğunu, yani paneli oluşturan birimlerden birine gelen şoktan tüm yatay kesitlerin aynı düzeyde etkilendikleri savunmaktadır. Ancak yukarıda belirtildiği gibi günümüz küresel ekonomik sisteminde ülkelerin bağımlılık derecesi göz önünde bulundurulursa, gelen dış şoktan birimlerin farklı düzeyde etkilenmesi daha gerçekçidir. İşte bu eksikliği gidermek için, ikinci nesil birim kök testleri geliştirilmiştir. Literatürdeki araştırmalarda en sık kullanılan ikinci kuşak testlerden Bai ve Ng (2004)'nin PANIC testi ve Hadri Kurozumi (2012) testleri bu çalışmada kullanılmıştır.

Çalışmada ilk birim kök testi, gözlemlenemeyen ortak faktörün durağan olup olmadığına dayanan PANIC (Panel Analysis of Nonstationarity in the Idiosyncratic and Common) testidir. Bu testte ilk olarak  $y_{it} = \mu_i + \lambda' F_t + \varepsilon_{it}$  modeli tahmin edilir. Denklemden  $\varepsilon_{it}$  hata terimi ve  $\mu_i$  sabit terimdir. Eşitlikte ilk fark alındığında  $\Delta y_{it} = \lambda' f_t + \Delta \varepsilon_{it}$ 'ye ulaşılır. Fark denklemindeki  $f_t$  ortak faktörleri temsil eder ve  $f_t = \Delta F_t$ 'ye eşittir. Fark denkleminde temel bileşenler analizi uygulanırsa r faktörlü  $\hat{f}_t$  elde edilir. Zaman boyutunda

$t=2, \dots, T$  olmak üzere ortak bileşen  $\hat{F}_t = \sum_{s=2}^t \tilde{f}_s$ 'ye eşittir. Eşitlik  $y_{it} = \mu_i + \lambda' F_t + \varepsilon_{it}$ , EKK ile tahmin edilir ve

buradan  $\mu_i$ ,  $\lambda_i$  ve  $\hat{\varepsilon}_{it}$  terimleri elde edilir. Ancak ortak bileşen  $\hat{F}_t$ 'nin durağan olması gerekir. ADF testi, boş hipotezi (seri durağan değildir) test etmek için kullanılabilir (Shibamoto ve Tsutsui, 2014: 533-535).

Çalışmada birim kök süreç ikinci olarak Hadri and Kurozumi (2012) testi ile incelenmiştir. Burada temel mantık, yatay kesit bağımlılığı kesit ortalamaları ile dikkate alınır. İlk olarak  $y_{it} = z_i' \delta_i + f_i \gamma_i + \varepsilon_{it}$  modeli EKK ile tahmin edilir. Burada i ve t her zaman olduğu gibi kesit ve zaman boyutunu,  $z_i$  trend veya mevsimsel



kukla gibi deterministik bileşenleri verir. Hata terimi  $\varepsilon_{it} = \phi_{i1}\varepsilon_{it-1} + \dots + \phi_{ip}\varepsilon_{it-p} + v_{it}$  eşitliği ile ifade edilir. Hadri testinde deterministik bileşen  $z_t = z_t^u = 1$  ya da  $z_t = z_t^f = [1, t]$  olarak kabul edilir. Bu bileşenlerin katsayıları  $z = 1$  iken  $\delta_i = \alpha_i$  şeklinde ve  $z = [1, t]$  iken  $\delta_i = [\alpha_i, \beta_i]'$  olarak tanımlanır. EKK ile tahmin edilen  $y_{it}$  modelinde  $z_t'\delta_i$  ifadesi bireysel etkileri,  $f_t$ , gözlemlenemeyen ortak etkileri (common factors),  $\gamma_i$  yük faktörünü ve  $\varepsilon_{it}$  hata terimini belirtir. Gecikme uzunluğu  $p$  her kesit için farklı değerler alabilir. Model belirtildikten sonra oto regresif olarak belli bir  $p$  gecikme değeri ile tahmin edilir. Hadri testinde boş hipotez  $H'_0: \phi(1) \neq 0$  seri durağan değil, alternatif hipotez  $H'_0: \phi(1) = 0$  yani seri durağan demektir. Her bir  $i$  için yatay kesit bağımlılığının düzeltilmesi  $y_{it}$  'nin  $w_t = [z_t', \bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, \dots, \bar{y}_{t-p}]$  üzerine regres edilmesi ile bulunur çünkü  $\varepsilon_{it}$ , AR(p) yani otoregresif süreci izlemektedir. Durağanlığa karar vermek için test istatistiği hesaplanır ve kritik değerlerle karşılaştırılır.  $\bar{ST} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ST_i$ ,  $ST_i = \frac{1}{\hat{\sigma}_i^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^W)^2$  ve  $S_{it}^W = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{is}$  olmak üzere  $Z_A = \frac{\sqrt{N}(\bar{ST} - \xi)}{\varsigma}$  şeklinde hesaplanır.  $Z_A$  istatistiğindeki ST, KPSS test istatistiğinin ortalamasıdır.

Yani  $Z_A$ , KPSS testinin bir nevi panel versiyonu gibidir. Denklemdaki " $\varsigma$ " ST'nin varyansını ve  $\xi$  ifadesi uzun dönemli varyansı vermektedir (Hadri ve Kurozumi, 2012: 31-34).

### 5.3. Eş Bütünleşme

Eş bütünleşme, belli bir zaman periyodunda iki ekonomik büyüklük arasındaki ortak harekettir. Birim kök süreç içeren iki büyüklük eğer aynı derecede bütünleşikse, bu iki seri arasında bir eş bütünleşme ilişkisi olabilir. Durağan serilerde zaten eş bütünleşme ilişkisi bellidir (Turan, 2018: 205-209). Çalışmada yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci kuşak testlerden Durbin Hausman eş bütünleşme testi kullanılmıştır. Bu testte bağımsız değişkenler I(0) yada I(1) gibi farklı derecelerde durağan olabilir, ancak bağımlı değişkenin durağan olmaması gerekmektedir. Ayrıca bu test hem heterojenlik hem de homojenlik varsayımı altında kullanılabilir (Westerlund, 2008: 196-199). Durbin-Hausman testi grup ve panel olmak üzere iki tip test istatistiği sunar. Homojenlik varsayımı kabul edilmişse panel istatistikleri, heterojenlik kabul edilmişse grup istatistiklerine bakılır. Grup testinde otoregresif parametrenin kesitler arasında farklılaşmasına izin verilmektedir. Bu testte  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi, en azından bazı kesitler için eş bütünleşme var demektir. Panel kısımda ise, otoregresif parametrenin bütün kesitler için aynı olduğu kabul edilmektedir. Bu varsayım altında,  $H_0$  hipotezi reddedildiğinde, bütün kesitler için eş bütünleşme ilişkisi vardır (Di Iorio and Fachin, 2008: 1-3). Tahmin sürecinde öncelikle kalıntılar elde edilir. Ancak ortak faktör sorunu olduğundan kalıntılar, EKK yerine temel bileşenler prosedürü izlenerek elde edilir. Daha sonra varyans ve bant genişliği (bandwidth) bilgileri kullanılarak kalıntılara OLS tahmini yapılır ve test istatistikleri elde edilir (Topal, 2017: 195-196). Testin boş hipotezi  $H_0: \phi_1 = 1$  ifadesi eş bütünleşme ilişkisi yoktur. ( $i=1,2,\dots,n$ ) ve alternatifi  $H_1: \phi_1 < 0$  Eş bütünleşme ilişkisi vardır. ( $i=1,2,\dots,n$ ) şeklindedir. Buradaki hipotezlerin kabul edilip edilmeyeceğine hesaplanan test istatistiği ile kritik değerler karşılaştırılarak karar verilir. Eğer elde edilen test istatistiği 1,645'ten büyük olduğunda (% 1 anlamlılık düzeyi için),  $H_0$  hipotezi reddedilir ve eş bütünleşme vardır sonucuna ulaşılır. Test istatistiği  $y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + z_{it}$  ve  $x_{it} = \delta X_{it-1} + w_{it}$  panel modellerinden hareketle elde edilir. Kalıntıları gösteren  $z_{it}$ 'nin dağılımının, aşağıda belirtilen denklemlerle uyumlu olduğu varsayılır. Bu denklemlerde hata terimi bileşenlerine ayrılmıştır ve ortak faktör tahmini yapılarak yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmıştır.

$$z_{it} = \lambda_i' F_t + e_{it} \quad [5]$$

$$F_{jt} = \rho_j F_{jt-1} + u_{jt} \quad [6]$$

$$e_{it} = \phi e_{it-1} + v_{it} \text{ (Her } j \text{ için } \rho_j < 1) \quad [7]$$

Burada ortak faktörler  $F_{jt}$ , k-boyutlu ortak faktör vektörü ( $j=1\dots k$ ) ile temsil edilir.  $\lambda_i$  ise bu faktör yükleri ile uyumlu yük vektörüdür. Daha sonra (5) no'lu denklemde fark işlemi uygulanır;  $\Delta z_{it} = \Delta \lambda_i' F_t + \Delta e_{it}$ . Fark denklemdeki  $\Delta z_{it}$  bilinirse,  $\lambda_i$  ve  $\Delta F_t$  temel bileşenler yöntemi ile tahmin edilebilir. Ancak buradaki  $\Delta z_{it}$  bilinmemektedir ve bu yüzden  $\Delta z_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\beta}_i' \Delta x_{it}$  modeli EKK yerine temel bileşenler analizi ile tahmin edilir. Buradaki  $\hat{\beta}_i$ ,  $\Delta y_{it}$ 'nin  $\Delta x_{it}$  üzerine regres edilmesiyle elde edilen katsayı parametreleridir.  $\Delta F_t$ 'nin temel bileşen tahmincisi yani fark tahmini  $\Delta \hat{F}_t$ ,  $|\Delta \hat{z}_{it} \dots \Delta \hat{z}_{it}'|$  matrisinin en büyük Eigen değeriyle uyumlu Eigen vektörünün  $\sqrt{T-1}$  defa hesaplanmasıyla bulunur. Tahmin edilen faktör yükleri matrisi  $\hat{\lambda} = \Delta \hat{F}' \Delta \hat{z} / (T-1)$  şeklinde hesaplanır.  $\hat{\lambda}_i$  ve  $\Delta \hat{F}_t$  hesaplandıktan sonra, artık değerler ilk farkları  $\Delta \hat{e}_{it} = \Delta \hat{z}_{it} - \lambda_i' \Delta \hat{F}_t$  eşitliği ile bulunur. Buradaki hata terimi  $\hat{e}_{it} = \sum_{j=2}^t \Delta \hat{e}_{ij}$  şeklindedir. Boş hipotez eş bütünleşme yoktur ( $\phi_i = 1$ ) olarak gösterilir ve  $\hat{e}_{it} = \phi_i \hat{e}_{it-1} + \dots$  hata terimi ile test edilir. Durbin-Hausman testi, boyut bozulmalarına karşı parametrik olmayan düzeltme yöntemleri yani çekirdek tahmincilerden (kernel estimator) kullanır;

$$\omega_i = \frac{1}{T-1} \sum_{j=M_i}^M \left( 1 - \frac{j}{M_i+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{v}_{it} \hat{v}_{it-j} \quad [8]$$

Buradaki  $\hat{v}_{it}$ , denklem (19)'un EKK ile tahmin edilmesinden gelen artık değerlerdir.  $M_i$  bant genişliği (bandwidth) parametresidir. Çekirdek tahmincinin değeri,  $\hat{v}_{it}$ 'nin uzun dönem varyansı ile tutarlıdır. Eşitlik 20'de eşanlı varyans tahmini  $\hat{\sigma}_i^2$ 'dir. Eldeki iki farklı varyans birbirlerine oranlanırsa;  $\hat{S}_i = \hat{\omega}_i^2 / \hat{\sigma}_i^4$  ve  $\hat{S}_i = \hat{\omega}_n^2 / \hat{\sigma}_n^4$  elde edilir;

$$\hat{\omega}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\omega}_i^2 \quad ; \quad \hat{\sigma}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\sigma}_i^2 \quad [9]$$

Yani uzun dönemli ve eşanlı varyanslar, kendi tahminlerinin ortalamalarına eşittir. Son olarak grup ve panel  $DH_g$  ve  $DH_p$  istatistikleri denklem (10) yardımıyla elde edilir;

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}_i (\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad \text{ve} \quad DH_p = \hat{S}_n \hat{S}_i (\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad [10]$$

#### 5.4. Nedensellik

Eş bütünleşme analizinden sonra nedensellik ilişkisi Granger (1969) modeli ile incelenmiştir. Nedensellik analizine göre iki değişkenli bir modelde bir X değişkene ait bilgiler diğer Y değişkenin öngörüsünde katkı sağlıyorsa, X değişkeninden Y değişkenine doğru Granger nedensellik ilişkisi vardır (Granger, 1969, s. 424-426). Granger nedensellik testi zamanla panel modellere de uygulanmış ve panel modellerin yapısı gereği araştırmacılara bazı avantajlar sunmuştur. Bu bağlamda farklı formattaki ilişkilere uygulanabilen Granger nedensellik testlerinin panel veri için kullanılan yöntemleri de mevcuttur (Hood, Kidd, ve Morris, 2008, s. 2). Bu çalışmada kısa dönemli nedenselliğin testinde Dimitrescu-Hurlin (2012) testi kullanılmıştır. Bu test hem yatay kesit bağımlılığını hem de heterojenliği dikkate almakta, hem de  $T < N$  veya  $T < N$  iken kullanılabilir. Ayrıca bu test ile eş bütünleşme olsun yada olmasın nedensellik analizi yapılabilmektedir (Alper ve Oransay, 2015, s. 80). İlk önce X ve Y gibi iki durağan seri, aşağıdaki doğrusal heterojen modeldeki gibi ifade edilebilir;

$$y_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \gamma_k y_{t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad [11]$$

$x$ 'in  $y$  üzerindeki nedenselliğini test etmek için kullanılacak bu modelde  $x$ 'in geçmiş değerleri  $y$ 'nin cari değerlerinin tahmininde istatistiksel olarak anlamlı ise  $x$ 'den  $y$ 'ye nedensellik vardır. Modelde  $t$  zaman boyutunu,  $n$  kesitleri,  $\alpha$ , bireysel etkileri gösteren sabitleri,  $\gamma_k$  gecikme parametrelerini ve  $\beta_k$  eğim katsayılarını verir. Testte gecikme uzunluğu  $K$ 'nın yatay kesitlerde aynı olduğu, eğim katsayıları ve gecikme parametrelerinin birimler arasında değiştiği varsayılır. Bu modelde tüm birimler için nedensellik olmadığını söyleyen boş hipotez  $H_0 = \beta_i = 0 \quad (\forall i = 1, \dots, N)$  ve bazı kesitler için nedensellik gösteren alternatif hipotez  $H_0 = \beta_i = 0 \quad (\forall i = 1, \dots, N_1)$  olmak üzere  $\beta_i = 0 \quad (\forall i = N_1 + 1, \dots, N)$ 'dir. Burada  $N_1$  bilinmemektedir ancak  $0 \leq N_1 / N < 1$  koşulunu sağlamaktadır. Burada  $N_1 / N$  ifadesi birden küçüktür. Eğer  $N_1 = N$  ise o kesit için nedensellik yoktur. Eğer  $N_1 = 0$  ise tüm kesitler için nedensellik vardır. Eğer  $N_1 > 0$  ise nedensellik ilişkisi heterojendir.

Regresyon modelindeki nedensellikler ülkeden ülkeye değişmektedir. Karar vermek için gerekli olan ortalama bireysel Wald test istatistiği  $W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{it}$  şeklinde hesaplanır.  $W_{it}$  ifadesi  $i$ . kesit için nedenselliği test etmekte kullanılan ve bireysel test  $H_0 = \beta_i = 0$  a denk gelen Wald istatistiğidir. Ancak nedensellik yoktur diyen boş hipotez altında bireysel Wald istatistikleri  $K$  serbestlik derecesiyle ki kare dağılımına yakınsarlar.  $W_{i,T} \xrightarrow{d} \chi^2(K) \forall i = 1, \dots, N$  yani  $T$  sonsuza giderken  $\{W_{i,T}\}_{i=1}^N$  aynı dağılımı gösterir. Burada  $T$  sonsuza giderse bireysel Wald istatistikleri  $W_{i,T}$ 'ler,  $E(W_{i,T}) = K$  ve  $V(W_{i,T}) = 2K$  olmak üzere bir birinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip (i.i.d.) olacaklardır. İlk önce  $T$  sonra  $N$  sonsuza gittikçe Bireysel wald istatistikleri  $W_{i,T}$  sonlu ikinci derece moment (örneğin  $X$  değişkeni için  $\text{Var}(X) = E(X^2) - E(X)^2$ ) sayesinde i.i.d olacak ve bu yüzden boş hipotezi test etmek için kullandığımız  $W_{N,T}^{HNC}$  istatistiği,  $Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} N(0,1)$  dağılımına yakınsar. Bireysel hata terimleri  $\varepsilon_{it}$ ,  $\forall t = 1, \dots, T$ , beklenen değeri sıfır olduğu takdirde bağımsız ve normal dağılım gösterecek ve sonlu heterojen varyansa  $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_{\varepsilon,i}^2$  sahip olacaktır. Bu varsayım altında eğer  $T > 5+3K$  olursa  $w_{i,t}$  yani wald istatistikleri bağımsız olacak ancak i.i.d. olmayacaktır. Yapılan monte carlo simülasyonları test istatistiğinin  $\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$  küçük boyutlu panellerde bile boyut ve güç (size ve power) özelliklerinin iyi olduğunu göstermiştir. Hatta dengesiz panellerin ve çok sayıda açıklayıcı değişkenin olduğu ve kesit birimlerin de heterojen gecikme uzunluklarına sahip olduğu paneller için de uygulanabilmektedir. İşte bunun için  $\tilde{Z}_{N,T}^{HNC}$  aşağıdaki şekilde uyarlanmıştır (Dimitrescu ve Hurlin, s. 2-5);

$$\tilde{Z}_{N,T}^{HNC} = \frac{\sqrt{N} \left[ W_{N,T}^{HNC} - N \sum_{i=1}^N E(\tilde{W}_{i,T}) \right]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}(\tilde{W}_{i,T})}} \quad [12]$$

İkinci olarak uzun dönemde nedensellik Canning-Pedroni (2008) testi ile incelenmiştir. Bu test hem uzun dönem nedenselliği hem de nedenselliğin yönünü pozitif yada negatif olarak vermektedir. Test hata düzeltme mekanizmasına (ECM) dayalı nedensellik testidir. Ancak bu testi uygulamak için seriler arasında eş bütünleşme olmalı ve panel, heterojen yapıda olmalıdır. İlk olarak aşağıdaki panel regresyon modeli tahmin edilir;

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \gamma_i + X_{it} \beta_i + e_{it} \quad [13]$$

Aynı şekilde  $y$  bağımlı değişkeni,  $x$  bağımsız değişkenler vektörünü,  $i$  kesit ve  $T$  zaman boyutunu göstermektedir. Durağan olmayan bu değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi tespit edilirse seriler hata düzeltme modeli şeklinde yazılır.

Yazılan bu modeli tahmin etmek için iki aşamalı yöntem uygulanır. İlk adımda her bir kesit için yukarıda ifade edilen  $x$  ve  $y$  gibi değişken arasındaki eş bütünleşme ilişkisi Johansen Maksimum Olabilirlik yada Tam Modifiye Edilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemi ile tahmin edilir. Eş bütünleşmenin tespit edildiği modelde hata terimleri serisi  $I(0)$ 'dır. İkinci adımda  $\hat{e}_{it} = y_{it} - \hat{\alpha}_t - \hat{b}_t - \hat{\beta}_t X_{it}$  şeklinde ifade edilen hata terimi aşağıdaki hata düzeltme modeli tahmin edilir;

$$\Delta y_{it} = c_{1i} + \lambda_{1i} \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^K \varphi_{11ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \varphi_{12ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{1it} \quad [14]$$

$$\Delta y_{it} = c_{2i} + \lambda_{2i} \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^K \varphi_{21ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \varphi_{22ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{2it} \quad [15]$$

Hata terimi  $e_{it}$ , hata düzeltme terimidir ve uzun dönem dengesinden ilgili değişkenin ne kadar sapma gösterdiğini ve dengeye tekrar gelmesi için hangi oranda değişme olması gerektiğini verir. Granger nedensellik metodolojisine göre hata düzeltme teriminin katsayıları olan uyarılama katsayıları  $\lambda_{1i}$  ve  $\lambda_{2i}$  en az birinin sıfırdan farklı olması gerekir. Dinamik hata düzeltme denklemi  $\Delta x_t$ 'deki eş bütünleşme ilişkisinin gecikmeli değeri  $\lambda_{2i}$  katsayısı, ancak ve ancak  $x$ 'in inovasyonlarının  $y$  üzerindeki etkisi kalmadığında sıfır olur. Buna göre boş hipotez eş bütünleşme yoktur;  $\lambda_{2i} = 0$  şeklindedir. Diğer nokta nedenselliğin işareti ile ilgilidir. Hata düzeltme terimlerinin katsayılarının birbirine oranı;  $-\lambda_2 / \lambda_1$ ,  $y$ 'nin  $x$  üzerindeki inovasyonların uzun dönem etkilerinin işareti ile aynıdır. Yani bu oran hem uzun dönem nedenselliğin yönünü hem de işaretini verir. Tam tersine  $-\lambda_1 / \lambda_2$  oranı ise  $x$ 'nin  $y$  üzerindeki uzun dönem nedenselliğini ve işaretini verir. Buradaki negatif veya pozitif nedensellik ilişkisinin yönünü ifade eder. Örneğin pozitif nedensellik sonuç ögesinin (etkilenen), neden ögesi (etkileyen) ile aynı yönde, negatif nedensellikte ise aksi yönde değişim göstermesidir.

Testte son olarak grup ortalamaları (Group Mean) ile tüm panel için nedensellik incelenir ve panelin geneli için yorum yapılır. Grup ortalaması testi her bir kesite ait  $\lambda_2$  testlerin örneklem ortalamasına yani

$$\bar{\lambda}_2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \bar{\lambda}_{2i} \text{ 'ye dayanır. Buna ait test istatistiği } \bar{t}_{\lambda_2} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{\lambda_2} \text{ şeklinde hesaplanır. Her kesite ait test}$$

istatistiğinde boş hipotez uzun dönemde eş bütünleşme yoktur  $t_{\lambda_2} = 0$  şeklindedir.  $t_{\lambda_2}$  testi standart normal dağılıma sahiptir. Panelin genelinde Lambda Pearson  $\lambda_2 / \lambda_1$  oranının kararı için test istatistiğinin olasılık

değerlerine bakılır. Bu istatistik  $P_{\lambda_2} = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_{\lambda_{2i}}$  ile bulunur ve her iki alternatifte de pozitif işaretlidir.

Bu eşitlikte  $\ln p_{\lambda_{2i}}$  ilgili kesite ait t istatistiklerinin olasılık değerlerinin logaritmasıdır ve boş hipotez  $\lambda_{2i} = 0$  (uzun dönemde değişkenler arasında nedensellik yoktur) şeklindedir.  $P_{\lambda_2}$  istatistiği  $2N$  serbestlik derecesiyle ki kare dağılımı gösterir (Canning ve Pedroni, 2008: 506-508).

## 6. Analiz Bulguları

Çalışmanın bu kısmında belirtilen panel modeller kullanılarak değişkenler arasındaki nedensellik ve eş bütünleşme ilişkisi çeşitli testlerle sınanmış ve test sonuçları tartışılmıştır. İlk olarak istatistiksel ön bilgi edinebilmek için değişkenlerin betimleyici istatistikler verilmiştir. Bu kapsamda serilerin dağılımına bakılır. Normal dağılım için eğiklik değerinin 0, basıklık değerinin 3 olması istenir. Veriler kapsamında tüm değişkenler için pozitif çıkan eğiklik (skewness) değerleri dağılımın sağa eğik olduğunu gösterir. İkinci olarak basıklık (kurtosis) değerine göre, her üç değişken için 3'ten biraz büyük çıkan değerler, dağılımın hafifçe sivri yapıya (leptokurtic) sahip olduğuna işaret eder. Normalite konusunda daha kesinlik için Jarque-bera normal dağılım test sonuçlarına bakılmalıdır. Jarque-Bera değeri 5'ten küçük veya olasılık değerinin 0.10 değerinden yüksek olması gerekir (Teyyare, 2018: 130). Jarque-Bera testi sonuçlarına göre

olasılık değerleri istatistiksel olarak %10 önem düzeyinden büyük çıktığı için hata terimlerinin normal dağılım gösterdiğini ifade eden  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

Tablo 1.

## Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	EAİ	YET	TA	Korelasyon;	EAİ	YET	TA
Ortalama	2.51	28.31	65.89				
Medyan	2.59	23.15	53.55	EAİ	1	-0.68	0.59
En yüksek	6.95	88.7	220.4	YET	-0.68	1	0.49
En düşük	0.68	2.00	13.8	TA	0.59	0.49	1
Standart Sapma	1.18	21.70	42.50	Kovaryans;	EAİ	YET	TA
Eğiklik	0.66	0.12	0.59	EAİ	1.41	-17.59	3.01
Basıklık	3.14	3.12	3.23	YET	-17.59	469.78	206.34
Jarque-Bera	7.05	3.87	3.19	TA	3.01	206.34	1082.16
Olasılık	0.11	0.14	0.20				
Gözlem sayısı	464	464	464				

Tanısal tabloda son olarak korelasyon ve kovaryans ilişkileri görülmektedir. Korelasyon matrisine göre ekolojik ayak izi değişkeni yenilenebilir enerji tüketimi ile negatif, ticari açıklık ile pozitif ilişkilidir. Ayrıca yenilenebilir enerji tüketimi ile ticari açıklık arasında pozitif korelasyon vardır. Korelasyon üzerinden ilişkinin derecesine bakılırsa çevreyle ilgili ayak izi ile yenilenebilir enerji arasında yaklaşık %68 gibi güçlü bir ilişki, ticari açıklık arasında %59'lük orta kuvvette ilişki görülmektedir. Benzer şekilde enerji ve ticaret değişkeni arasında %49 oranında orta düzeyde ilişki olduğu söylenebilir.

Tanısal özelliklerden sonra çalışmada kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadıkları incelenmiştir. Durağan olmayan seriler birim kök süreçten arındırılmazsa sahte regresyon problemine neden olabilmektedir (Wooldridge, 2013: 385-389). Panel veri metodolojisinde, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birincil nesil testler ile yatay kesit bağımlılığını ve serilerin heterojenliğini dikkate alan ikincil nesil testler bulunmaktadır (Çınar, 2011: 74). Bu yüzden, birim kök testinden önce serilerin yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik heterojenlik durumu incelenmiş ve Tablo 2'de sonuçlar verilmiştir.

Tablo 2.

## Yatay Kesit Bağımlılığı ve Heterojenite

Yatay Kesit Bağımlılığı	Ekolojik Ayak İzi		Yenilenebilir Enerji		Ticari Açıklık	
	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık	Test İstatistiği	Olasılık
CD <sub>LM1</sub>	40.33***	0.00	55.11***	0.00	76.21***	0.00
CD <sub>LM2</sub>	2.98***	0.00	5.26***	0.00	8.53***	0.00
CD <sub>LM</sub>	-0.25	0.38	1.27*	0.09	5.51***	0.00
Bias Adj. CD	6.11***	0.00	9.91***	0.00	6.12***	0.00
<i>Homojenite-Heterojenite</i>						
$\Delta$ Testi	10.51***	0.00	9.19***	0.00	14.85***	0.00
$\Delta$ adj. Testi	10.93***	0.00	9.90***	0.00	16.81***	0.00

Not: \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 1%, 5% and 10% önem seviyelerinde boş hipotezin reddedilme yüzdelere göstermektedir.

Tabloda görüldüğü gibi CDLM (Pesaran, 2004-CD) testi hariç diğer tüm testlerde serilerde yatay kesit bağımlılığı yoktur diyen boş hipotez %1 önem seviyesinde reddedilmiştir. Dolayısıyla eş bütünlük ve nedensellik testlerinde ikinci kuşak birim kök testleri kullanılmalıdır. Tablonun alt kısmında ise katsayıların heterojenlik durumuna bakılmıştır. Delta testi olasılık değerlerine göre serilerin homojen olduğunu söyleyen boş hipotez reddedilmektedir. Yani dışsal şoklar, her kesite ait katsayıları farklı etkilemektedir. Bu yüzden nedensellik ve eşbütünlük testleri kullanılırken heterojen testler kullanılmalıdır. Serilerin yatay kesit bağımsızlığı ve heterojenlik özelliklerine karar verildikten sonra durağanlık sınamasına geçilebilir. Bu amaçla ikincil nesil testlerden, PANIC (2004) ve Hadri-Kurozumi (2012) birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo 3'de verilmiştir.



Tablo 3.

Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Seviye				Birinci Fark			
	PANIC Testi		Hadri-Kurozum Testi		PANIC Testi		Hadri-Kurozum Testi	
	$P^{CHOI}$	$P^{MW}$	$Z^{SPAC}$	$Z^{LA}$	$P^{CHOI}$	$P^{MW}$	$Z^{SPAC}$	$Z^{LA}$
EAI	-0.87 (0.64)	33.65 (0.38)	-0.76 (0.77)	-3.08 (0.87)	9.01 (0,00)	76.44 (0,00)	2,21 (0,00)***	2,69 (0,00)***
YET	-2.24 (0.82)	11.14 (0.87)	-2.48 (0.87)	-3.31 (0.97)	4,84 (0,00)	39,65 (0,00)	1.46 (0,07)*	1.79 (0,03)**
TA	-2.68 (0.96)	10.55 (0.97)	-3.04 (0.97)	-3.72 (0.98)	10.33 (0,00)	79.54 (0,00)	1.31 (0,09)*	2.05 (0,01)**

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 1%, 5% and 10% önem seviyelerinde boş hipotezin reddedilme yüzdeleri göstermektedir.

Durağanlık testi sonuçları her üç değişken için de serilerin seviye değerlerinde durağanlığın olmadığını ancak birinci farkı alındıktan sonra serilerin olasılık değerlerinin %10'dan küçük hale gelerek birim kök süreçten arındığı görülmektedir. Her üç değişken için de fark alındıktan sonra serilerin durağan hale geldiği, dolayısıyla değişkenlerin I(1) sürecini izlediği görülmektedir.

Seriler durağan hale getirildikten sonra, Durbin-Hausman eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Bu testin özelliği seriler hem I(0) hem de I(1) iken kullanılabilir. Yani hem durağan hem de durağan olmayan seriler kullanılabilir. Test, yatay kesit bağımlılığını ve serilerin homojenlik-heterojenlik durumlarını da dikkate alır. Testte üç model vardır. Model 0, sabit ve trendin olmadığı, Model 1, sabitli terimin olduğu eşitlik ve Model 2 sabit ve trendli modeli göstermektedir.

Tablo 4.

Durbin Hausman Panel Eş Bütünleşme Testi

Modeller	Panel ve Grup İstatistiği	İstatistik Değeri	Olasılık	Karar
Model 0	Durbin-H Grup İstatistiği	-4.413	(0.97)	Eş Bütünleşme Yok
EAI = f (TA;YET)	Durbin-H Panel İstatistiği	-1.214	(0.11)	Eş Bütünleşme Yok
Model 1	Durbin-H Grup İstatistiği	-1.828**	(0.03)	Eş Bütünleşme Var
EAI = f (TA;YET)	Durbin-H Panel İstatistiği	-1.997**	(0.02)	Eş Bütünleşme Var
Model 2	Durbin-H Grup İstatistiği	-2.713***	(0.00)	Eş Bütünleşme Var
EAI = f (TA;YET)	Durbin-H Panel İstatistiği	-1.747**	(0.03)	Eş Bütünleşme Var

Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 1%, 5% and 10% önem seviyelerinde boş hipotezin reddedilme yüzdeleri göstermektedir.

Test hem paneldeki birimler için hem de panelin geneli için eşbütünleşme tahmin sonuçları vermektedir. Ancak bu çalışmada panelin heterojen olması nedeniyle grup istatistiklerine göre karar vermek gerekir. Tabloda görüldüğü gibi ekolojik ayak izi değişkeninin bağımlı değişken olarak alındığı model 0'da (sabit ve trendsiz) eşbütünleşme ilişkisi yoktur iddiasındaki boş hipotez red edilememiştir. Ancak model 1 (sabitli ve trendsiz) ve model 2'de (sabitli ve trendli) olasılık değeri %10'dan küçük olduğu için eş bütünleşme tespit edilmiştir. Genel olarak değerlendirildiğinde ekolojik ayak izi değişkeni ile yenilenebilir enerji ve ticaret değişkeni arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu söylenebilir.

Eş bütünleşme ilişkisi araştırıldıktan sonra eş bütünleşme katsayıları tahmin edilmiştir. Bu noktada klasik en küçük kareler (EKK) yöntemine ilaveten Bai ve Kao (2006) ve Bai, Kao ve Ng (2009) tarafından önerilen Cup-FMOLS (Continuous Updated Fully Modified Ordinary Least Squares), Bun ve Carree (2005)'te belirtilen sapması düzeltilmiş EKK (Bias Corrected/Adjusted -OLS), Eberhardt ve Teal (2010) çalışmasında önerilen AMG (Augmented Mean Group) ve Pesaran (2006) tarafından önerilen CCE (Common Correlated Effect) olmak üzere dört farklı tahminciye göre sonuçlar verilmiştir. Klasik regresyon modeli kullanıldığında katsayı tahminleri süper tutarlı (sınama için kullanılan regresyon istatistiğinin farklı durumlarında birim kök sınavının ortalama ve varyansının değişmesi) olabilmekte ve eş bütünleşme içsellik sorununa (hata terimlerinin beta katsayıları ile ilişkili olması) yol açmaktadır (Nargeleçkenler, 2009: 88). Bu durumda dışsal şoklar modeldeki içsel (endojen) değişkenlerle ilişkili olmakta ve  $E(u | x) \neq 0$  durumunda ortaya çıkmaktadır. İkinci problem, kullanılacak tahmincilerin buna izin vermesi gerekir. İşte bu koşullar altında artık klasik EKK tahmincileri sapmalı olur (Kar ve Kar, 2019, s. 1001).

Tablo 5:

Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini (Model;  $E\dot{A}I_{it} = \alpha + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it}$ )

Tahminci	$\beta_i$		Standart Sapma		t-İstatistiği	
	YET	TA	YET	TA	YET	TA
OLS	-1.671	0.126	4.961	0.381	-0.33	0.43
Cup-FM	-0.612	0.454	0.355	0.258	-1.72	1.86
Ba-OLS	-1.808	0.627	0.471	0.279	-4.05	4.39

Tahminci	$\beta_i$		Z İstatistiği		Olasılık Değeri	
	YET	TA	YET	TA	YET	TA
AMG	-1.907*	0.558*	-1.88	1.24	(0.06)	(0.09)
CCE	-1.297*	0.489	-1.56	0.17	(0.09)	(0.84)

Not: Ba-OLS tahmincisinde ortak maksimum faktör sayısı 2 olarak alınmış ve Schwarz bilgi kriteri kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 1%, 5% and 10% önem seviyelerinde boş hipotezin reddedilme yüzdeleri göstermektedir. Tabloda t istatistiği için kritik değerler sırasıyla 1.64 (%10), 1.96 (%5) ve 2.58 (%1) şeklindedir.

Ekolojik Ayak İzi değişkeninin bağımlı değişken kabul edildiği panel modelde ilk olarak klasik en küçük kareler (OLS) yöntemine göre enerji (YET) katsayısı (-1.671), bağımlı değişken ile negatif, ticaret değişkeni ise pozitif (0.126) ilişkili çıkmıştır. Ancak katsayıların t istatistiğine bakıldığında (-0.33 ve 0.43) 1.68'den küçük olduğu için istatistiksel olarak anlamsızdır. İkinci tahminci Cup-FM'e göre yenilenebilir enerji tüketimi katsayısı (-0.612) negatif ve ticari açıklık değişkeni pozitif (0.454) korelasyonlu olduğu görülmektedir. Enerji ve ticaret değişkenlerindeki her bir birimlik artış, ekolojik ayak izi değişkeni üzerinde sırasıyla 0.612 birim düşüş ve 0.454 birim artışa neden olmaktadır. Katsayıların t istatistiği 1.68'den büyük olduğu için istatistiksel olarak %10'da anlamlıdır. Ba-OLS yöntemine göre enerji ve ticaret değişkenleri için katsayılar sırasıyla -1.808 ve 0.62756483'dir. Katsayılara ait t istatistiğine göre sonuçlar istatistiksel olarak anlamlıdır ve aynı şekilde yorumlanabilir. Ortalama grup tahmincilerinden AMG'ye göre enerji katsayısı benzer şekilde negatif ilişkili (-1.907) ve olasılık değeri (0.06) %10'dan küçük olduğu için anlamlı, ticaret değişkeni ise pozitif ilişkili (0.558) ve olasılık değerine göre (0.09) istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durumda enerji ve ticaret değişkenlerindeki her bir birimlik artış karbon ayak izi değişkeni üzerinde sırasıyla 1.907 birim düşüş ve 0.558 birim artışa neden olmaktadır. Son olarak CCE tahmincisine göre enerji değişkeni katsayısının -1.297 ve olasılık değerinin 0.09 ile anlamlı olduğu söylenebilirken ticaret değişkeni için 0.489 çıkan katsayının istatistiksel olarak anlamsız (0.84) olduğu görülmektedir.

Eş bütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra değişkenler arasındaki "kısa dönem" nedensellik incelenmiştir. Nedenselliğin yönü ve etkileşimi, ilgili politikaların oluşturulmasında yardımcı olacaktır. Tablo 6'da sonuçlar verilmiştir. Yıllık frekansta 4 gecikmeye kadar değerlendirilen Dimitrescu – Hurlin (2012) panel nedensellik testine göre, 1 gecikmeli modelde değişkenler arasında nedensellik tespit edilememiştir. İki gecikmeli modelde ise sadece enerji değişkeninden ekolojik değişkene doğru tek yönlü nedensellik görülmektedir. Üç ve dört gecikmeli modellerde ise ticaret ve enerji değişkenlerinden EAI'ne doğru tek yönlü nedensellik söz konusu iken, enerji ve ticaret değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik görülmüştür.

Tablo 6.

Dimitrescu – Hurlin Panel Nedensellik Testi

Gecikme	Boş Hipotez	W İstatistiği	Z bar-İstatistiği	Olasılık
1	YET değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	2.770	0.937	(0.35)
	EAİ değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	2.694	0.912	(0.36)
	YET değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	0.839	-0.609	(0.54)
	TA değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	1.292	0.486	(0.63)
	EAİ değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	1.232	0.341	(0.73)
	TA değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	1.251	0.386	(0.70)
Gecikme	Boş Hipotez	W İstatistiği	Z bar-İstatistiği	Olasılık
2	YET değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	3.926***	5.206	(0.00)
	EAİ değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	1.274	0.732	(0.88)
	YET değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	1.023	0.670	(0.89)
	TA değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	1.747	0.842	(0.45)
	EAİ değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	2.332	0.197	(0.84)
	TA değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	3.492**	2.086	(0.04)
Gecikme	Boş Hipotez	W İstatistiği	Z bar-İstatistiği	Olasılık
3	YET değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	4.323**	2.227	(0.05)
	EAİ değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	2.852	1.044	(0.29)
	YET değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	3.226***	5.876	(0.00)
	TA değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	5.201	2.338	(0.02)
	EAİ değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	5.421	0.794	0.43
	TA değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	6.654	4.177	(0.00)
Gecikme	Boş Hipotez	W İstatistiği	Z bar-İstatistiği	Olasılık
4	YET değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	6.722*	2.077	(0.04)
	EAİ değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	5.478	0.916	(0.36)
	YET değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	6.158*	1.603	(0.09)
	TA değişkeni, YET değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	8.344***	3.811	(0.00)
	EAİ değişkeni, TA değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	5.312	0.687	(0.49)
	TA değişkeni, EAİ değişkeninin homojen olarak nedenseli değildir	7.757***	3.219	(0.00)

Not: Kullanılan değişkenlerin seviyeleri birim kök içerdiği için nedensellik analizinde durağan olan birinci farkları kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 1%, 5% and 10% önem seviyelerinde boş hipotezin reddedilme yüzdeleri göstermektedir.

Değişkenler arasındaki “uzun dönem” nedensellik ilişkisi ve nedenselliğin işareti Canning-Pedroni (2008) testi ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 7’de gösterilmiştir. Klasik Granger nedensellik analizi kısa dönemde nedenselliği verirken, uzun dönemde bu ilişki değişebilir. Ayrıca bu testte sonuçlar ülke bazlı yorumlanabilir. Ancak bu testi kullanabilmek için katsayılar kesitler arasında heterojen olmalı, seriler durağan olmalı yada serilerin durağan halleri kullanılmalı ve aralarında eş bütünleşme ilişkisi olmalıdır. Tablo 7.a’da yenilenebilir enerji tüketiminin bağımsız, ekolojik ayak izi değişkeninin bağımlı değişken olduğu modelde,  $\lambda$  (Lambda-Pearson) katsayıları (uyum parametreleri) değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü belirtmektedir. Buna göre  $\lambda_1$  yenilenebilir enerji tüketiminden ekolojik ayak izine ve  $\lambda_2$  ekolojik ayak izi değişkeninden yenilenebilir enerji tüketimine uzun dönem nedenselliği vermektedir. Y/X oranı ekolojik ayak izi değişkeninden yenilenebilir enerji tüketimine ve X/Y oranı yenilenebilir enerji tüketiminden ekoloji değişkenine doğru nedenselliğin işaretini (artı veya eksi) göstermektedir. Tablonun üst kısmında bireysel sonuçlar, alt kısmında panel sonuçlar gösterilmiştir. Panelin geneli için grup ortalamalara dayalı ve Lambda-Pearson’a dayalı olmak üzere iki çeşit test istatistiği verilmiştir. Daha önce delta testi ile katsayıların heterojen olduğu ve yine birim kök testi sonuçlarına göre serilerin birim kök süreç içerdiği gösterilmiştir. Durbin – Housman testi ise seriler arasındaki eş bütünleşme ilişkisine işaret etmektedir. Dolayısıyla serilerin durağan hallerinin kullanıldığı uzun dönem nedensellik testi sonuçları Tablo 7’de iki kısım halinde verilmiştir.

Tablo 7.a

## Canning- Pedroni (2008) Nedensellik Testi (Y: EAİ / X: YET)

Bireysel Sonuçlar;

Ülke	$\lambda_1: X \Rightarrow Y$			$\lambda_2: Y \Rightarrow X$			Oran (Y/X)	Oran(X/Y)
	Lamda	t-istatistiği	Olasılık	Lamda	t-istatistiği	Olasılık		
Arjantin	-0.304	-2.077	0.05	-0.026	-0.555	0.58	0.086	11.692
Brezilya	0.31	-2.625	0.02	0.195	-0.951	0.35	-0.629	-1.59
Çin	-0.051	-2.472	0.02	-0.012	-1.449	0.16	-0.235	-4.25
Endonezya	-0.634	-1.771	0.09	-0.006	-1.452	0.16	-0.009	-105.667
Filipinler	0.04	0.536	0.06	0.003	-1.142	0.26	-0.075	-13.333
G. Afrika	-0.487	-5.172	0.00	0.009	0.073	0.94	0.018	54.111
Hırvatistan	-0.181	-1.14	0.27	-0.001	0.022	0.98	-0.006	-181.04
Hindistan	0.191	-2.383	0.03	0.007	-2.262	0.03	-0.037	-27.286
Malezya	0.043	-0.635	0.53	-0.041	-1.948	0.06	0.953	1.049
Meksika	-0.116	-1.694	0.09	0.064	1.415	0.17	0.552	1.813
Nijerya	-0.642	-1.811	0.09	-0.004	0.763	0.45	-0.006	-160.5
Romanya	-1.085	-1.88	0.09	0.005	0.462	0.64	0.005	217.25
Rusya	0.022	2.011	0.06	-0.306	-0.724	0.47	13.909	0.072
Tayland	-0.506	-2.613	0.02	-0.011	-0.658	0.51	-0.022	-46.12
Türkiye	-0.431	-1.721	0.09	0.042	-0.336	0.74	0.097	10.262
Vietnam	-0.143	-1.117	0.28	-0.003	-0.708	0.48	-0.021	-47.667

Panel Sonuçlar;

X=>Y	Lamda	t-istatistiği	Olasılık	Y=>X	Lamda	t-istatistiği	Olasılık
Grup Ortalama	-7.725	-1.712	0.09	Grup Ortalama	-0.121	-0.97	0.39
Lamda Pearson	49.811***		0.00	Lamda Pearson	44.067**		0.07

Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 1%, 5% and 10% önem seviyelerinde boş hipotezin reddedilme yüzdelerini göstermektedir. Tablodaki t istatistiği için kritik değerler sırasıyla 1.64 (%10), 1.96 (%5) ve 2.58 (%1) şeklindedir.

Yukarıdaki tabloya göre hem bireysel hem de grup (panelin geneli) olarak yenilenebilir enerji tüketiminden ekolojik ayak izine doğru ( $\lambda_1: X \Rightarrow Y$ ) uzun dönemde çeşitli önem düzeylerinde nedensellik tespit edilmiştir. Bireysel uyum parametresi  $\lambda_1$  katsayıları, olasılık değerlerine göre Hırvatistan, Filipinler, Malezya ve Vietnam hariç istatistiksel olarak sıfırdan farklıdır. Boş hipotez  $\lambda_1 = 0$ , diğer ülkeler için ret edilmiş, Filipinler, Hırvatistan, Malezya ve Vietnam için ret edilememiştir. Nedenselliğin işareti  $-(\lambda_1 / \lambda_2)$ , Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Nijerya ve Tayland'ta negatif diğer ülkelerde pozitifdir. Yani yenilenebilir enerji tüketimi bu ülkede negatif nedensellik ile ilişkili görünmektedir. Yenilenebilir enerji tüketimi ile ekolojik ayak izi büyüklüğü arasındaki nedensellikte aksi yönde değişim söz konusudur. Bu ülkelerde yenilenebilir enerjinin, hem elektrik üretiminde hem de birincil enerji tüketimindeki payında ve sektörel yatırımlarda, diğer ülkelere göre belli bir büyüklüğe ulaşmıştır. Bu ülkelerde yenilenebilir enerjinin payı yaklaşık %42'dir. Ülke özelinde Nijerya %85, Hindistan %48 ve Brezilya'da %45 ile öne çıkmaktadır. Ancak Arjantin, G. Afrika, Meksika, Romanya, Rusya ve Türkiye'de pozitif nedensellik görülmektedir. Bu ülkelerde yenilenebilir enerji yatırımları ihtiyacın altında gerçekleşmekte ve yenilenebilir enerjinin payı (mevcut durumda ortalama %10 civarında) düşük seviyelerde seyretmektedir. Dolayısıyla bu ülkelerde yapılacak ilave yatırımlar marjinalde pozitif etki yaratacaktır. Panelin geneli için sonuçlar yorumlanırsa, yenilenebilir enerji tüketiminin ekolojik ayak izi değişkeninin nedenseli olmadığını söyleyen hipotez %10 önem düzeyinde ret edilmektedir. Tablodaki orta sütunda ekolojik ayak izinden yenilenebilir enerji tüketimine doğru ( $\lambda_2: Y \Rightarrow X$ ) uzun dönemde nedensellik incelenmiş ve hem bireysel (Hindistan hariç) hem de panelin geneli olarak herhangi bir nedensellik tespit edilememiştir.

Tablo 7.b

Canning- Pedroni (2008) Nedensellik Testi (Y: EAİ / X: TA)

Bireysel Sonuçlar :

Ülke	$\lambda_1: X \Rightarrow Y$			$\lambda_2: Y \Rightarrow X$			Oran (Y/X)	Oran(X/Y)
	Lamda	t-istatistiği	Olasılık	Lamda	t-istatistiği	Olasılık		
Arjantin	-0.753	-2.71	0.01	14.247	-2.496	0.02	18.920	0.053
Brezilya	-0.457	-2.451	0.02	0.516	-0.111	0.91	1.129	0.886
Çin	0.222	2.011	0.06	1.016	0.706	0.48	-4.577	-0.219
Endonezya	0.090	-1.061	0.30	29.752	-1.532	0.13	-330.578	-0.003
Filipinler	0.108	-0.462	0.65	9.102	0.319	0.75	-84.278	-0.012
G. Afrika	-0.492	-2.922	0.01	-3.341	-0.862	0.39	-6.791	-0.147
Hırvatistan	-0.114	-0.937	0.36	-3.821	-1.709	0.10	-33.518	-0.030
Hindistan	0.040	-0.379	0.71	-5.046	0.329	0.74	126.150	0.008
Malezya	-0.390	-2.371	0.03	-9.911	-1.462	0.15	-25.413	-0.039
Meksika	-0.569	-2.638	0.02	-1.724	-0.523	0.60	-3.030	-0.330
Nijerya	0.262	-1.974	0.06	-8.553	0.349	0.73	32.645	0.031
Romanya	-0.425	-1.703	0.09	-2.618	-0.551	0.58	-6.160	-0.162
Rusya	-0.381	-3.157	0.01	-8.759	-3.851	0.00	-22.990	-0.043
Tayland	-0.455	-2.759	0.01	-1.858	-0.168	0.86	-4.084	-0.245
Türkiye	0.217	-2.523	0.02	9.356	1.911	0.07	-43.115	-0.023
Vietnam	0.203	-1.746	0.07	14.397	0.766	0.45	-70.921	-0.014

Panel Sonuçlar :

X=>Y	Lamda	t-istatistiği	Olasılık	Y=>X	Lamda	t-istatistiği	Olasılık
Grup Ortalama	-8.425**	-2.089	0.06	Grup Ortalama	-0.076	-0.03	0.92
Lamda Pearson	48.301**		0.06	Lamda Pearson	31.07***		0.00

Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. \*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla 1%, 5% and 10% önem seviyelerinde boş hipotezin reddedilme yüzdeleri göstermektedir. Tabloda t istatistiği için kritik değerler sırasıyla 1.64 (%10), 1.96 (%5) ve 2.58 (%1) şeklindedir.

Tablo 7.b'de ticari değişkenin bağımsız, ekolojik ayak izi değişkeninin bağımlı değişken alındığı modelde,  $\lambda$  (Lambda-Pearson) katsayıları aynı şekilde değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü vermektedir. Buna göre  $\lambda_1$  ticari açıklık değişkeninden ekolojik ayak izine ve  $\lambda_2$ , ekolojik ayak izi değişkeninden ticaret değişkenine doğru uzun dönem nedenselliği göstermektedir. Sonuçlara göre hem bireysel hem de grup (panelin geneli) olarak ticaret değişkeninden ekolojik ayak izine doğru ( $\lambda_1: X \Rightarrow Y$ ) uzun dönemde nedensellik görülmektedir. Bireysel uyum parametresi  $\lambda_1$  katsayıları olasılık değerlerine göre Endonezya, Filipinler, Hırvatistan ve Hindistan hariç istatistiksel olarak sıfırdan farklıdır. Bu ülkeler hariç nedensellik yoktur diyen  $\lambda_1 = 0$  boş hipotez reddedilmiştir. Nedenselliğin işareti ise  $-(\lambda_1 / \lambda_2)$ , sadece Arjantin, Brezilya ve Nijerya'da pozitifken, kalan istatistiksel olarak anlamlı ülkelerde negatiftir. Arjantin, Brezilya ve Nijerya'da ticari açıklık ortalama %30 civarındayken, diğer ülkelerde ortalama %84 civarındadır. Dolayısıyla  $-(\lambda_1 / \lambda_2)$  katsayısı negatif olan ülkelerde dış açılma politikalarındaki devamlılık ve her ilave politika tedbiri marjinalde negatif etki yaratmaktadır. Panelin geneli de aynı şekilde sonuç vermekte ve ticaret değişkeninin, ekolojik ayak izi değişkeninin nedenseli olmadığını söyleyen hipotez %5 önem düzeyinde ret edilmektedir. Tablo 7.b'de orta sütunda ekolojik ayak izinden ticaret değişkenine doğru ( $\lambda_2: Y \Rightarrow X$ ) uzun dönemde nedensellik analiz edilmiş ve bireysel olarak sadece Arjantin, Rusya ve Türkiye hariç  $\lambda_2 = 0$  olduğunu söyleyen boş hipotez ret edilememiştir. Panelin geneli için sonuç aynı şekilde ortaya çıkmakta ve ekolojik ayak izinden, ticari açıklığa doğru nedenselliği destekleyici sonuç elde edilememiştir.

## 7. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada yenilenebilir enerji ve ticari açıklığın, ekolojik ayak izi üzerindeki etkileri, panel eş bütünleşme ve nedensellik testleri üzerinden, seçilmiş 16 yükselen piyasa ekonomisi için 2000-2018 yıllık verileri ile analiz edilmiştir. Ticaret ve enerji değişkenlerinin bağımsız, ekolojik ayak izi değişkeninin bağımlı olduğu iki model oluşturulmuş ve bu modeller üzerinden hem değişkenlerin uzun dönem hareketleri hem de nedensellik ilişkisindeki artı veya eksi işaretli tepkileri ele alınmıştır. Ticaret ve yenilenebilir enerji değişkenlerinin ekonomik büyüme, doğrudan yabancı yatırımlar gibi değişik makro büyüklüklerle ilgili etkileşimini içeren çalışmalar oldukça yaygındır. Ancak bu çalışmada çevresel etkiler



karbon salınımı üzerinden değil ekolojik ayak izi üzerinden değerlendirilmiştir.

Eş bütünleşme analizinde ilk olarak yenilenebilir enerji değişkeni ile ekolojik ayak izi arasında eş bütünleşme ilişkisi olduğu, değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri test sonuçlarına göre tespit edilmiştir. Ayrıca yenilenebilir enerji değişkeninden ekolojik ayak izi değişkenine kısa ve uzun dönemde tek yönlü nedensellik görülmektedir. Uzun dönem nedensellikte, yenilenebilir enerjinin payı %10'lar gibi düşük seviyede olan Arjantin, G. Afrika, Meksika, Romanya, Rusya ve Türkiye'de pozitif tepkiler verilmektedir. Yenilenebilir enerjinin payının belirtilen ülkelerde ve hatta küresel olarak da bu seviyelerde olması ekolojik ayak izi bakımından yeterli değildir. Çünkü ekolojik izin neredeyse yarısı karbon ayak izinden oluşmaktadır ve karbon salınımının en büyük nedeni enerji kullanımudur. Küresel enerji karmasının %84'ünün fosil tabanlı yakıtlara dayalı olması hem ekonomik hem de çevresel anlamda sürdürülebilir değildir. Yenilenebilir enerji çok düşük karbon salınımı, yeryüzünde yaygın olması, yerli bir kaynak olması ile iyi bir alternatiftir. Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Nijerya ve Tayland gibi ülkelerde negatif nedensellik söz konusudur. Dolayısıyla bu ülkeler küresel ısınma ve iklim değişikliği ile mücadelede, çevresel baskıların azaltılmasında farklı politika setlerine (verimlilikte iyileştirmeler, toplumsal bilincin artırılması, bilinçli tüketim alışkanlığının kazandırılması, geri dönüşüm, tasarruflu ürünlerin tercihi gibi) yer verebilir. İkinci husus, yükselen piyasa ekonomileri için büyüme ve kalkınmada enerji kritik önemdedir. Bu ülkeler zaten fosil tabanlı yakıtlarda dışa bağımlıdır. Enerji de dış bağımlılık, kalkınma ve büyüme hedefleri için engel teşkil edebilecektir. Dolayısıyla yenilenebilir enerjinin payının artması, literatürdeki pek çok çalışmada belirtildiği üzere, karbon salınımının azaltılması kanalıyla ekolojik ayak izini küçültücü etki yapacak, hem de fosil tabanlı yakıtlarda dışa bağımlılığı azaltarak, onları küresel fiyat dalgalanmalarından, savaş, iç karışıklık ve halk hareketleri gibi öngörülemez olayların yarattığı arz kesintilerinden koruyabilecektir.

Eş bütünleşme analizi sonuçları, ticaret ve ekolojik değişkenin uzun vadede beraber hareket ettiklerini göstermektedir. Uluslararası ticaretin, 1980 sonrası neo liberal dönemde, küreselleşme sürecinin hızlanması ile hacminin artması, üretim ve ihracat üzerinden çevresel baskıların yükselmesine ve ekolojik ayak izi büyüklüğünde artışa neden olmuştur. 1980 sonrası dönemde yükselen piyasa ekonomilerinin her biri (örneğin, Çin, Vietnam gibi) başarılı ihracat performansları ile hızla büyümüşler, dışa açıklık oranlarında ortalama %80'in üzerine çıkmışlar ve kişi başı milli gelirlerini katlayarak yükseltmişlerdir. Gelişmiş ülkeleri yakalamak isteyen bu ülkeler önceliği istihdam ve refah yaratmaya verdikleri için, ekonomi politikalarında, devlet teşvikleri ve yasal düzenlemelerinde, doğrudan yabancı yatırım çekmede çevresel kaygılar ikinci planda kalmıştır. Literatürdeki pek çok çalışmada da belirtildiği gibi ticaret hacmi ve doğrudan yabancı yatırımların ekolojik etkileri, çevresel regülasyonların sıkı yada gevşek olmasına bağlı olarak değişmektedir. Çevresel maliyetlerin içselleştirilmediği durumlarda dış ticaret politikalarının, çevre politikalarındaki yetersizlikleri dengeleyici ve iyileştirici şekilde uygulanması refahı artırıcı etki yapacaktır. Yükselen piyasa ekonomileri içinde ticari açıklık oranı düşük olan ülkeler veya ihracat performanslarını daha da artırmak isteyen diğer ülkeler, bunu dikkate alarak ticaret politikalarında çevresel maliyetleri içselleştirmek suretiyle göz önünde bulundurabilirler. Konunun diğer boyutu nedensellik analizi ile incelenmiştir. Kısa ve uzun dönem nedensellik analizinde ticaret değişkeninden ekoloji değişkenine doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Uzun dönem nedensellik ilişkisinde, düşük açıklık oranına sahip ülkelerin, bu yönde tek yönlü pozitif nedensellik ilişkisi içinde olmaları, onların uluslararası ticaret ve dışa açılma politikalarında ekolojik baskıyı artırıcı uygulamalara ve kararlara daha fazla dikkat etmeleri gerektiğine işaret etmektedir. Diğer yandan gelişmiş ülkeleri yakalamak isteyen yükselen piyasa ekonomilerinin enerji koruma politikalarına daha fazla sahip çıkmaları gerektiğini ortaya koymakta ve politika setlerini ekolojik ayak izini düşürücü şekilde dizayn etmelerinin önemini ortaya koymaktadır. Bu noktada tutarlı politikaların uygulanması, farkındalığın artırılması, vergi düzenlemeleri, bireysel ve sektörel anlamda enerji dahil tüm doğal kaynakların daha verimli kullanılması, tedarik zincirindeki israfın azaltılması, geri dönüşüme önem verilmesi, ulaşım ve alışverişte daha çevre dostu tercihlere yönelmek faydalı olacaktır.

### **Etik Beyanı**

Bu makalede hiçbir insan çalışması sunulmamıştır.

### **Yazar Katkıları**

Tek yazarlı bu araştırma makalesinde yazar bu çalışmaya katkıları olduğunu beyan etmiş ve yayın için onaylamıştır.

### **Çıkar çatışması**

Yazar, araştırmanın potansiyel bir çıkar çatışması olarak yorumlanabilecek ticari veya finansal ilişkilerin yokluğunda yürütüldüğünü beyan etmektedir.

## Kaynaklar

- Akbostancı, E., Asık, S. ve Tunc, G. (2009). The relationship between income and environment in Turkey: is there an environmental Kuznets curve?. *Energy Policy*, 37, 861–867.
- Akar, I. (2019). Kirlilik cennetleri hipotezi ve dış ticaret çevre ilişkisinde literatür incelemesi. *Economics Literature*, 1(1), 37-50.
- Akıllı, H., Kemahlı, F., Okudan, K. ve Polat, F. (2008). Ekolojik ayak izinin kavramsal içeriği ve Akdeniz Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi'nde bireysel ekolojik ayak izi hesaplaması. *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, (15) 2008, 1- 25.
- Alam, M.M. ve Murad, M.W. (2020). The impacts of economic growth, trade openness and technological progress on renewable energy use in organization for economic cooperation and development countries. *Ren. Energy*, 145, 382–390.
- Al-Mulali, U., Fereidouni, H.G. ve Lee, J.Y.M. (2014). Electricity consumption from renewable and non-renewable sources and economic growth: evidence from Latin American countries. *Renewable Sustainable Energy Review*, 30, 290–298.
- Alper, A.E. ve Oransay, G. (2015). Cari açık ve finansal gelişmişlik ilişkisinin panel nedensellik analizi ekseninde değerlendirilmesi. *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 1 (2), 73-85.
- Altınay, G. ve Karagöl, E. (2005). Electricity consumption and economic growth: evidence from Turkey. *Energy Economics*, 27, 849–856.
- Amri, F. (2019). Renewable and non-renewable categories of energy consumption and trade: do the development degree and the industrialization degree matter?. *Energy*, 173, 374–383.
- Asafu, J. ve Adjaye, Y. (2000). The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics*, 22 (6), 615–625.
- Bai, J. ve Ng, S. (2004). A Panic attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72 (4), 1127-1177.
- Bai, J. ve Kao, C. (2006). On the estimation and inference of a panel cointegration model with cross-sectional dependence. *Contributions to Economic Analysis*, 274, 3-30.
- Bai, J., Kao, C. ve Ng, S. (2009). Panel cointegration with global stochastic trends. *Journal of Econometrics*, 149, 82-99. Baltagi, B.H. (2008). *Econometric analysis of panel data*. Chichester, John Wiley & Sons Ltd.
- Başar, S. (2007). İktisadi büyümenin çevresel etkileri. 1. Baskı, Ankara, İmaj Yayınevi.
- Bellakhal, R., Kheder, S.B. ve Haffoudhi, H. (2019). Governance and renewable energy investment in MENA countries: how does trade matter?. *Energy Economics*, 84, Issue C, 104541.
- Bersvendsen, T. ve Ditzen, J. (2021). Testing for slope heterogeneity in Stata. *The Stata Journal*, 21 (1), 51-80.
- Bilman, A. S. (2014). Interaction between trade openness and growth: panel data analysis and comparison between countries (Doktora tezi). Erişim adresi: <https://tez.yok.gov.tr/UlusalTezMerkezi/tezDetay.jsp?id=y1NmBZkMLDsf6JWfv2O6A&no=kL526xvJlUJnYSNp4b5rfA>
- Bond, S. (2002). *Ecological footprints; a guide for local authorities*. No: 181247, Panda House Weyside Park, Godalming Surrey GU7 1XR, Published by WWF-UK.
- Boone, T. Jayaraman, V. ve Ganeshan, R. (2012). Carbon foot print of products supply chain approach. T. Boone, V. Jayaraman, ve R. Ganeshan (Yay. Haz.). *International Series in Operations Research & Management Science, Sustainable Supply Chain içinde* (p. 175-191), CA-USA, Springer.
- Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification tests in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47 (1), 239-253.

- Canning, D. ve Pedroni, P. (2008). Infrastructure, long-run economic growth and causality tests for cointegrated panels. *The Manchester School*, 76 (5), 504-527.
- Cheng, B.S. ve Lai, T.W. (1995). An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan. *Energy Economics*, 19(4), 435-444.
- Cheng, B.S. (1995). An investigation of cointegration and causality between energy consumption and economic growth. *Journal of Energy and Development*, 21, 73-84.
- Cheng, B.S. (1999). Causality between energy consumption and economic growth in India: an application of cointegration and error correction modelling. *Indian Economic Review*, 34, 39-49.
- Chima, C. M. (2007). Intensity of energy use in the U.S.A.: 1949-2003. *Journal of Business and Economic Research*, 5, 17-30.
- Copeland, B. ve Taylor, S. (2004). Trade, growth, and the environment. *Journal of Economic Literature, American Economic Association*, 42 (1), 7-71.
- Çalışkan, S. (2009). Türkiye'nin enerjide dışa bağımlılık ve enerji arz güvenliği sorunu. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 25, 297-310.
- Çetin, M. ve Saygın, S. (2018). Çevresel Kuznets eğrisi hipotezi'nin ampirik analizi: Türkiye örneği. *Yönetim ve Ekonomi*, 26 (2), 529-546.
- Çınar, S. (2010). OECD Ülkelerinde kişi başına GSYH durağan mı? panel veri analizi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 29, 591-601.
- Çınar, S. (2011). Gelir Ve CO2 Emisyonu ilişkisi: panel birim kök ve eş-bütünleşme testi. *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30 (2), 71-83.
- Deschenes, O. (2015). Environmental regulations and labor markets. *IZA World of Labor 2018: 22v2*. Erişim adresi: <https://wol.iza.org/uploads/articles/458/pdfs/environmental-regulations-and-labor-markets.pdf>
- Di Iorio, F. ve Fachin, S. (2008). A note on the estimation of long-run relationships in dependent cointegrated panels. *MPRA Paper*, 12053, 1-7.
- Dimitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 2012, 29 (4), 1450-1460.
- Dinda, S. ve Coondoo, D. (2006). Income and emissions: a panel based cointegration analysis. *Ecological Economics*, 57, 167-181.
- Eberhart M, ve Teal F. (2010). Productivity analysis in global manufacturing production. *Economic Series Working Paper*, 515, 1-32.
- Erol, U. ve Yu, E.S.H. (1987). On the causal relationship between energy and income for industrialized countries. *Journal of Energy and Development*, 13 (1), 113-122.
- Galli, A., Lin, D. Wackernagel, M., Gressot, M. ve Winkler, S. (2015). Humanity's growing ecological footprint: sustainable development implications. *Brief for GSDR 2015. Global Footprint Network*. Erişim adresi: <https://sustainabledevelopment.un.org/content/documents/5686humanitysgrowingecologicalfootprint.pdf>
- Ghiso, S. J. V. ve Liverman, D. M. (2006). Scale, technique and composition effects in the Mexican agricultural sector: the influence of NAFTA and the institutional environment. *Third North American Symposium on Assessing the Environmental Effects of Trade*. Erişim adresi: <http://www.cec.org/files/documents/publications/2258-scale-technique-and-composition-effect-in-mexican-agricultural-sector-influence-en.pdf>

- Gill, F.L., Viswanathan, K. ve Abdulkarim, M. (2018). The critical review of the pollution haven hypothesis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(1), 167-174.
- Glasure, Y. U. (2002). Energy and national income in Korea: further evidence on the role of omitted variables. *Energy Economics*, 24, 355-365.
- Glasure, Y.U. ve Lee, A.R. (1998). Cointegration, error correction and the relationship between GDP and energy: the case of South Korea and Singapore. *Resource and Energy Economics*, 20 (1), 17-25.
- Global Footprint Network (2022). <https://www.footprintnetwork.org/resources/glossary/>
- Granger, C.W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- Grossman, M. ve Krueger, B. (1991). Economic environment and the economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 110 (2), 353-377.
- Grunewald, N., Hanscom, L., Halle, M., Iha, K. ve Galli, A. (2015). Montenegro Ecological Footprint Study. Global Footprint Network, November 2015, Montenegro. Erişim adresi: [https://www.footprintnetwork.org/content/documents/2015\\_Montenegro\\_Ecological\\_Footprint\\_Technical\\_Report.pdf](https://www.footprintnetwork.org/content/documents/2015_Montenegro_Ecological_Footprint_Technical_Report.pdf)
- Hadri, K. ve Kurozumi, E. (2012). A simple panel stationarity test in the presence of serial correlation and a common factor. *Economics Letters*, 115 (1), 31-34.
- Halıcioğlu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey, *Energy Policy*, 37, 1156-1164.
- Heil, M.T. ve Selden, T.M. (2001). Carbon emissions and economic development: future trajectories based on historical experience. *Environmental and Development Economics*, 6, 63-83.
- Hood, M.V., Kidd, Q. ve Morris, I.L., (2008). Two sides of the same coin: employing granger causality tests in a time series cross-section framework. *Political Analysis*, 161, 324-344.
- Hossain, S. (2011). Panel estimation for CO2 emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. *Energy Policy*, 2011, 39 (11), 6991-6999.
- Hubler, M. (2009). Energy saving technology diffusion via FDI and trade using CGE model of China. Kiel Institute for the World Economy, 1491, 1-40.
- Jalil, A. ve Mahmud, S.F. (2009). Environment Kuznets curve for CO2 emissions: a cointegration analysis for China. *Energy Policy*, 37, 5167-5172.
- Jebli, M.B., Youssef, S.B., ve Apergis, N. (2019). The dynamic linkage between renewable energy, tourism, CO2 emissions, economic growth, foreign direct investment, and trade. *Latin American Economic Review*, 28, 1-19.
- Kar, M. ve Kar, B. B. (2019). OECD ülkelerinde mobil iletişimin talep esnekliklerinin tahmini. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 15 (4), 991-1009.
- Keleş, R., Hamamcı, C. ve Çoban, A. (2009). Çevre politikası. 9. Baskı, Ankara, İmge Kitabevi Yayınları.
- Küçükçaya, E. (2019). Ekolojik ayak izi nedir, nasıl hesaplanır?. Erişim adresi: <https://www.enerjiportali.com/ekolojik-ayak-izi-nedir-nasil-hesaplanir/>
- Lean, H.H. ve Smyth, R. (2010). CO2 Emissions, electricity consumption and output in ASEAN. *Applied Energy*, 87, 1858-1864.
- Lee, J.W. (2013). The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth. *Energy Policy*, 55, 483-489.
- Li, Z., Dong, H. Huang, Z. ve Failler, P. (2019). Impact of foreign direct investment on environmental performance. *Sustainability*, 11 (13), 3538.



- Masih, A.M.M. ve Masih, R. (1996). Energy consumption, real income and temporal causality: results from multi- country study based on cointegration and error correction modeling techniques. *Energy Economics*, 18, 165–183.
- Masih, A.M.M. ve Masih, R. (1997). On the temporal causal relationship between energy consumption, real income, and prices: some new evidence from Asian energy dependent NICs based on a multivariate cointegration and vector error- correction approach. *Journal of Policy Modeling*, 19 (4), 417–440.
- Mcausland, C. ve Najjar, N. (2015). Carbon footprint taxes, *Environmental Resource Economics*. 61, 37–70. doi: 10.1007/s10640-013-9749.
- Mena, A. K. ve Yadav, T. K. (2019). What is ecological footprintand why is it important?. *Agro-Bios Newsettler*, 18 (1), 25- 26.
- Menyah, K., Nazlıoğlu, Ş. ve Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries: new insights from a panel causality approach. *Economic Modelling*, 37, (386-394),
- Mielnik, O. ve Goldemberg, J. (2002). Foreign direct investment and decoupling between energy and gross domestic production in developing countries. *Energy Policy*, 30, 87–89.
- Morimoto, R. ve Hope, C. (2004). The impact of electricity supply on economic growth in Sri Lanka. *Energy Economics*, 26, 77–85.
- Murshed, M. (2020), Are trade liberalization policies aligned with renewable energy transition in low- and middle- income countries; An instrumental variable approach. *Renewable Energy*, 151, 1110–1123.
- Narayan, P.K. ve Singh, B. (2007). The electricity consumption and GDP nexus for the Fiji Islands. *Energy Economics*, 29, 1141–1150.
- Narayan, P.K. ve Smyth, R. (2008). Energy consumption and real GDP in G7 countries: new evidence from panel cointegration with structural breaks. *Energy Economics*, 30, 2331–2341.
- Narayan, P.K. ve Narayan, S. (2010). Carbon dioxide and economic growth: panel data evidence from developing countries. *Energy Policy*, 38, 661–666.
- Nargeleçekenler, M. (2009). Makroekonomik ve finansal serilerin ekonometrik analizi: panel veri yaklaşımı (Doktora tezi). Erişim adresi: <https://acikerisim.uludag.edu.tr/handle/11452/3316>
- Oh, W. ve Lee, K. (2004a). Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970–1999. *Energy Economics*, 26, 51–59.
- Oh, W. ve Lee, K. (2004b). Energy consumption and economic growth in Korea: testing the causality relation. *Journal of Policy Modeling*, 26, 973–981.
- Önder, H. (2012). Trade and climate change: an analytical review of key issues. *The World Bank Economic Premise, Poverty Reduction and Economic Management Network*, August 2012, No: 86.
- Omri, A. ve Nguyen, D.K. (2014). On the determinants of renewable energy consumption: international evidence. *Energy*, 72, 554–560.
- Pesaran, H. M. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *University of Cambridge Discussion Paper*, 1240, 1-42.
- Pesaran M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error. *Econometrica*, 74 (4): 967-1012.
- Pesaran, H. M., Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11 (1), 105-127.
- Pesaran, M. H. ve Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142 (2008), 50–93.

- Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*, 38, 2528–2535.
- Sen, A. & Acharyya, R (2012). Environmental standard and employment: impact of productivity effect. *Environment and Development Economics*, 17 (2), 207-225.
- Shibamoto, M. ve Tsutsui, Y (2014). Note on the interpretation of convergence speed in the dynamic panel model. *Applied Economics Letters*, 21 (8): 533-535.
- Soytaş, U. ve Sarı, R. (2003). Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics*, 25, 33–37.
- Soytaş, U., Sarı, R. ve Ewing, B.T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62, (482–489).
- Srinivasan, P. ve Ravindra, I. S. (2015). Causality among Energy Consumption, CO2 Emission, Economic Growth and Trade: A Case of India. Indian Institute of Foreign Trade SAGE Publications, Foreign Trade Review, 50 (3), 168–189.
- Stern, D. I. (1993). Energy growth in the USA: a multivariate approach. *Energy Economics*, 15, 137–150.
- Sulaiman, J., Azman, A. ve Saboori, B. (2013). The potential of renewable energy: using the environmental Kuznets curve model. *American Journal of Environment and Science*, 9, 103–112.
- Swamy, P. A. V. B. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*, 38 (2), 311-323.
- Şahinöz, A. ve Fotourehchi, Z. (2013). Çevresel Kuznets eğrisi: indirgenmiş ve ayrıştırılmış modellerle ampirik bir analiz. *H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 31 (1), 199-224.
- Tamazian, A. ve Rao, B. B. (2009). Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies. *EERI Research Paper*, 02/2009.
- Teyyare, E. (2018). Tasarruf-yatırım-kurumsal kalite ilişkisine yönelik bir analiz: Türkiye örneği. *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2018, 18 (1), 119-139.
- Tobey, J. (1990). The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test. *Kyklos International Review for Social Sciences*, 43 (2), 191-209.
- Topcu, M. ve Payne, J. E. (2018). Further evidence on the trade-energy consumption nexus in OECD countries. *Energy Policy*, 117, 160–165.
- Topal, M. H. (2017). Vergi yapısının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: oecd ülkelerinden ampirik bir analiz. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, Temmuz 2017, 5 (3), 183-206.
- Turan, Z. (2018). Türkiye’de tarımsal mal ticaretinin ve hayvancılığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi (1990-2014). *International Journal of Disciplines Economics and Administrative Sciences Studies*, 4 (8), 200-209.
- Wagner, M. (2006). The Carbon Kuznets Curve: A cloudy picture emitted by bad econometrics. *IHS Economics Series*, 197, 1-36.
- Wackernagel, M. ve Rees, W. E. (1996). Our ecological footprint: Reducing human impact on the earth. Gabriola Island: New Society Publishers, *UCLA Electronic Green Journal*, 1 (17), 1997. Erişim adresi: <https://escholarship.org/content/qt7730w81q/qt7730w81q.pdf?t=q9ns62>
- Wackernagel, M. (2007). Advancing sustainable production with the ecological footprint. Copenhagen Workshop - Solstice, 2007, Global Footprint Network. Erişim adresi: <https://www.oecd.org/greengrowth/38875804.pdf>
- Westerlund, J. (2008). Panel cointegration tests of the fisher effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23 (2), 193-223.

- Widemann, T. (2009). Carbon footprint and input–output analysis; an introduction. *Economic System Research*, 21 (3): 175-186.
- T. (2009). A first empirical comparison of energy Footprints embodied in trade; MRIO versus PLUM. *Ecological Economics*, 68, 1975-1990.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Econometrics A Modern Approach*. 5 th. edition, South-Western, Cengage Learning.
- World Wide Fund (2012). Türkiye'nin ekolojik ayak izi raporu, World Wide Fund for Nature. Erişim adresi:  
[https://www.footprintnetwork.org/content/images/article\\_uploads/Turkey\\_Ecological\\_Footprint\\_Report\\_Turkish.pdf](https://www.footprintnetwork.org/content/images/article_uploads/Turkey_Ecological_Footprint_Report_Turkish.pdf)
- Xiaoli, S., Junfeng, S. ve Xuefei, S. (2007). Empirical of industry distribution of FDI impact on China's energy consumption analysis. *Finance & Trade Economics*, 3, 117–121.
- Yalta, A. T. (2011). Analyzing energy consumption and GDP nexus using maximum entropy bootstrap: the case of Turkey. *Energy Economics*, 33 (3), 453-460.
- Yang, H.Y. (2000). A note on the causal relationship between energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics*, 22 (3), 309– 317.
- Yıldırım, E. ve Aslan, A. (2012). Energy consumption and economic growth nexus for 17 highly developed OECD countries: further evidence based on bootstrap corrected causality tests. *Energy Policy*, 51, 985-993.
- Yılmaz, M. ve Ersoy, B. (2009). Kirlilik sığınağı hipotezi, doğrudan yabancı yatırımlar ve kamu politikaları. *Ege Akademik Bakış*, 9 (4), 1441-1462.
- Yu, E.S.H. ve Hwang, B.K. (1984). The relationship between energy and GNP: further results. *Energy Economics*, 6 (3), 186–190.
- Yu., E.S.H. ve Choi, J.Y. (1985). The causal relationship between energy and GNP: an International comparison. *Journal of Energy and Development*, 10 (2), 249–272.
- Zafar, M.W., Mirza, F.M., Zaidi, S.A.H., ve Hou, F.J. (2019). The nexus of renewable and nonrenewable energy consumption, trade openness, and CO2 emissions in the framework of EKC: evidence from emerging economies. *Environmental Science Pollution Research*, 26, 15162–15173.
- Zhang, X. P. ve Cheng, X. M. (2009). Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in China. *Journal of Ecological Economics*, 68, 2706–2712.
- Zhang, M., Lee, C. ve Zhou, D. (2021). Effects of trade openness on renewable energy consumption in OECD countries: New insights from panel smooth transition regression modelling. *Energy Economics*, 104 (2021), 105649.
- Zheng, Y., Qi, J. ve Chen, X. (2011). The effect of increasing exports on industrial energy intensity in China. *Energy Policy*, 39, 2688–2698.
- Zeren, F. ve Akkuş, H. T. (2020). The relationship between renewable energy consumption and trade openness: new evidence from emerging economies. *Renewable Energy*, 147 (2020), 322-329.