



KOORDİNELİ PİYASA EKONOMİLERİNDE TARIM, ORMAN ALANLARI VE ENERJİ  
TÜKETİMİNİN ÇEVRESEL KALİTE ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: AMPİRİK BİR ANALİZ  
THE IMPACT OF AGRICULTURE, FOREST AREAS AND ENERGY CONSUMPTION ON  
THE ENVIRONMENTAL QUALITY IN COORDINATED MARKET ECONOMIES: AN  
EMPIRICAL ANALYSIS

Hüseyin ÜNAL<sup>1</sup>, Oğuz Yusuf ATASEL<sup>2</sup>



1. Arş. Gör., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, huseyinunal02@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-6323-1322>
2. Arş. Gör., Karadeniz Teknik Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, oguzataseel@hotmail.com, <https://orcid.org/0000-0003-1654-9850>

|                            |                         |
|----------------------------|-------------------------|
| <b>Makale Türü</b>         | <b>Article Type</b>     |
| Araştırma Makalesi         | Research Article        |
| <b>Başvuru Tarihi</b>      | <b>Application Date</b> |
| 17.01.2021                 | 01.17.2021              |
| <b>Yayına Kabul Tarihi</b> | <b>Admission Date</b>   |
| 02.11.2021                 | 11.02.2021              |

DOI

<https://doi.org/10.30798/makuiibf.863178>

### Öz

Bu çalışma, 1990-2016 döneminde koordineli piyasa ekonomileri için tarımsal katma değerin, orman alanlarının, ekonomik büyümenin ve yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketiminin çevresel kalite üzerindeki etkisini panel Common Corelated Effects (CCE) modelini kullanarak incelemeyi amaçlamaktadır. Panel CCE modelinden elde edilen uzun dönem katsayılarına göre orman alanlarının çevre kalitesini artırdığı, başka bir ifadeyle karbondioksit emisyonunu azalttığı, yenilenemez enerji tüketiminin ve ekonomik büyümenin ise çevre kalitesi üzerinde negatif bir etki oluşturduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, incelenen dönemde tarımsal katma değerin ve yenilenebilir enerji tüketiminin çevre kalitesi üzerinde bir etki oluşturmadığı görülmüştür. Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu–Hurlin testi ile araştırılmıştır. Uygulanan nedensellik testi ile tarım ile karbondioksit emisyonları, tarım ile yenilenemez enerji tüketimi, yenilenebilir enerji tüketimi ile yenilenemez enerji tüketimi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi elde edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Tarımsal Katma Değer, Orman Alanı, Yenilenebilir-Yenilenemez Enerji Tüketimi, Çevresel Kalite, Panel CCE Modeli.

### Abstract

This study aims to investigate the impact of agricultural added value, forest areas, economic growth, renewable and non-renewable energy consumption (REC-NREC) on environmental quality using panel Common Corelated Effects (CCE) model for coordinated market economies for the period 1990-2016. According to the long-term coefficients obtained from the panel CCE model, it has been determined that the forest areas increase the environmental quality, in other words, it reduces the carbon dioxide (CO<sub>2</sub>) emissions, and the NREC and economic growth have a negative effect on the environment quality. Moreover, It has been observed that agricultural added value and REC do not have an effect on environmental quality. Finally, the causality relationship between variables is investigated with Dumitrescu – Hurlin test. With the applied causality test, there is bidirectional causality relationship between agriculture and CO<sub>2</sub> emissions; agriculture and NREC; REC and NREC.

**Keywords:** Agriculture Value Added, Forest Areas, Renewable-Non-renewable Energy Consumption, Environmental Quality, Panel CCE Model.

## **EXTENDED SUMMARY**

### **Research Problem**

The aim of this study is to examine the impact of economic growth, REC-NREC, forest areas, and agricultural value-added on environmental quality in coordinated market economies, namely Germany, Austria, Belgium, Denmark, Finland, Netherlands, Sweden, Switzerland, and Norway. In this context, the panel CCE model was used to determine the relationship between the variables for the period 1990-2016.

### **Research Questions**

Does economic growth and NREC have an impact on environmental quality? Does REC reduce CO2 emissions? How do agricultural production and forest areas affect environmental degradation?

### **Literature Review**

In the literature, various studies have been conducted to examine the effects of economic growth, REC, NREC, forest areas and agricultural added value on CO2 emissions. These studies have found mixed results between economic growth and CO2 emissions. However, in general, there is a negative relationship between REC and CO2 emissions, and a positive relationship between NREC and environmental pollution. In terms of forest areas, it is empirically proven that these areas can be used as the biggest tool in preventing CO2 emissions. Finally, there are studies in the literature indicate that the agricultural added value has a positive or negative effect on CO2 emissions. However, no study has been conducted for coordinated market economies. Therefore, in this study, we aim to contribute the current literature by investigating the effect of the mentioned variables on environmental quality for the coordinated market economies.

### **Methodology**

This study uses various panel data methodologies for coordinated market economies over the period 1990-2016. Firstly, second generation unit root test, Pesaran (2007) test is used to determine the stationarity of the series. Secondly, Westerlund (2007) ECM cointegration test is used for the test the cointegration relationship among the series. Thirdly, the panel CCE model developed by Pesaran (2006) is used to estimate long term coefficients. The CCE estimator is an important estimator because it allows for slope heterogeneity between units and it can examine the long-run dynamics between variables at different stationarity levels (I (0) and I (1)). Finally, the causality relationship between variables is investigated using the Dumitrescu and Hurlin (2012) test. This method is a modified version of Granger causality and has also been adapted to heterogeneous panel data.

### **Results and Conclusions**

In this study, the impact of agricultural added value, forest areas, REC, NREC and economic growth on the environmental quality of coordinated market economies are investigated for the period 1990-2016. The study is accomplished by using various panel data methods. According to the Pesaran (2007) panel unit root test results, it is found that the variables are stationary at first difference at 1%

significance level. Westerlund (2007) is used to decide the cointegration relationship of the variables. According to the results of these test the null hypothesis of no cointegration is rejected at the 1% significance level and the existence of a cointegration relationship between variables are confirmed. After determining the cointegration relationship, the long term relationship between the variables are estimated using the panel CCE model. According to the panel CCE results, NREC and economic growth increase CO<sub>2</sub> emissions in the long term. Therefore, these variables affect the environmental quality negatively. On the other hand, it is observed that forest areas improve the environmental quality. According to the causality test results of Dumitrescu - Hurlin (2012), various causality relationships are found between agricultural added value, NREC consumption and CO<sub>2</sub> emissions.

## 1. GİRİŞ

Çevresel sürdürülebilirlik, özellikle gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiler için hayati önem taşıyan konuların başında gelmektedir. Küresel bilinçle birlikte dünyadaki canlıların yönetimi, korunması ve sürdürülebilirliği gibi konuların önemi her geçen gün artmaktadır. Bu küresel bilinç, özellikle daha temiz enerji kaynaklarını ön plana çıkarmaktadır (Emir ve Bekun 2019; Agboola ve Bekun, 2019). Çevresel sürdürülebilirlik esas itibariyle 1972 yılında Birleşmiş Milletler tarafından düzenlenen “Çevre ve İnsan Konferansı”nda gündeme gelmiştir. İlgili konferansta ülkelerin ekonomik büyümelerinin çevresel sorunlara neden olacağı endişesi belirtilmiştir. Daha sonra yine Birleşmiş Milletler tarafından 1987 yılında “Ortak Geleceğimiz” raporu yayımlanmıştır. Bu raporda özet olarak ekonomik kalkınma ve çevresel sürdürülebilirliğin bir arada değerlendirilerek dikkate alınması gerektiği ifade edilmiştir. 1992 yılına gelindiğinde ise Rio de Janeiro’da “Birleşmiş Milletler Çevre ve Kalkınma Konferansı” düzenlenmiştir. Söz konusu konferansta sürdürülebilir kalkınma için temel ilkeler belirlenmiştir. Ayrıca çevre ile iklim değişikliği konuları görüşülmüştür. Bu gelişmeler yüksek çevresel maliyetlerin tanınmasına ve sürdürülebilir kalkınma kavramının ortaya çıkmasına zemin hazırlamıştır. Bu doğrultuda ekonomik büyüme ve çevresel sorunlar arasındaki ilişkiyi araştırmacılar, politika yapıcılar ve uluslararası kuruluşlar bazında en çok araştırılan ve tartışılan konulardan biri haline getirmiştir (Bölük ve Mert, 2015; Gökmenoğlu ve Taşpınar, 2018; Başoğlu ve Üzar, 2019). Sürdürülebilirlik Kalkınma Hedefleri (SKH) açısından Birleşmiş Milletlerin 2030 küresel gündemi, ulusların refahının gelişmesine katkı sağlarken dünyanın korunmasına yönelik politikaların da geliştirilmesini sağlamaktır. Ayrıca SKH çerçevesinde uluslararası alanda Küresel Raporlama Girişimi (Global Reporting Initiative-GRI) G4 Sürdürülebilirlik Raporlama Kılavuzları’nı yayımlayarak sürdürülebilir ekonomik, sosyal ve çevreye dikkat çekmektedir.

Birleşmiş Milletler ekonomik kalkınma ile çevre arasındaki ilişkiye yönelik sadece sürdürülebilir kalkınma amaçlarına yönelmemiş, ayrıca iklim değişikliği ile ilgili önemli çalışmalar ortaya koymuştur. Bunlardan bazıları; “İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi”, “Biyolojik Çeşitlilik Sözleşmesi”, “Birleşmiş Milletler Çölleşme ile Mücadele Sözleşmesi” şeklinde sıralanabilir.

İklim değişiklikleri bir ortamda kısa vadeli olarak meydana gelmeye devam eder, ancak uzun vadeli değişikliklere atmosferik sera gazları neden olmaktadır (Abas, Kalair, Khan ve Kalair, 2017; Ullah, Khan, Khan ve Zheng, 2018). Uzun vadedeki bu değişim çevresel bozulmaların artmasının yanında küresel ısınmaya da neden olmaktadır. Bunların sonucunda ise çevre kirliliğinde artış meydana gelmekte ve bu durum dünya çapında hem sürdürülebilir büyümeyi hem de insan sağlığını ciddi şekilde etkilemektedir. 1950’li yıllardan itibaren, sera gazları yayan insan faaliyetleri küresel ısınmanın en önemli nedeni olarak görülmektedir (Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC], 2013). Karbondioksit (CO<sub>2</sub>) emisyonunun doğrudan iklim değişikliğine, küresel ısınmaya ve sera etkilerinin artmasına neden olduğu söylenebilir (Gökmenoğlu, Taşpınar ve Kaakeh, 2019). Karl ve Trenberth

(2003)'e göre, dünya atmosferindeki birincil sera gazları arasında; karbondioksit (CO<sub>2</sub>), su (H<sub>2</sub>O), metan (CH<sub>4</sub>), azot protoksit (N<sub>2</sub>O) ve ozon (O<sub>3</sub>) yer almaktadır. Enerji tüketimi, karbon emisyonun ana kaynağıdır. Ancak enerji tüketiminin aynı zamanda ekonomik büyüme ve sosyal kalkınma için gerekli bir koşul olduğu da söylenebilir (Cherni ve Jouini, 2017; Zhang, Pang, Chen ve Lu, 2019). Nitekim Sanayi Devrimi ve sonrasında enerji tüketimi ile ekonomik büyüme hızlı bir şekilde artmış, bunun karşılığında sera gazı emisyonunda da artışı meydana getirmiştir. Başka bir ifadeyle, ekonomik faaliyetlerin genişlemesi, küresel enerji tüketiminde benzeri görülmemiş bir artışa yol açmış ve bu da küresel ısınma gibi, ciddi çevre sorunlara neden olmuştur (Qiao, Zheng, Jiang ve Dong, 2019). Sanayi Devrimi sonrası başlıca sera gazı emisyonları CO<sub>2</sub> (%76), CH<sub>4</sub> (%16), N<sub>2</sub>O (%6) ve florlu gazlar (%2) şeklinde ortaya çıkmıştır (Abas vd., 2017; Ullah vd., 2018). Bundan dolayı iklim değişikliğinin ve küresel ısınmanın da ana nedeni olan sera gazı emisyonları esas olarak CO<sub>2</sub> içermektedir (Li ve Yang 2016; Ullah vd., 2018). Paramati vd. (2017)'e göre de küresel ısınmanın birincil nedeni, %72'si CO<sub>2</sub> olan sera gazları emisyonundan kaynaklanmaktadır. Bu nedenle, küresel ısınma tehdidi ortaya çıktıkça, sera gazı emisyonlarının, özellikle de CO<sub>2</sub>'nin azaltılması, tüm dünyanın ele alması gereken çok önemli bir konu haline gelmiştir (Qiao vd., 2019).

Sera gazı emisyonlarını azaltmak için uluslararası alanda önemli bir düzenleme olan Kyoto Protokolü Aralık 1997'de yürürlüğe girmiştir. Bu düzenleme sera gazı emisyonlarını sınırlandıran ilk düzenlemelerden birini temsil etmektedir (Zhang vd., 2019). Sera gazı azaltımı ile ilgili diğer bir önemli düzenleme ise 2015 yılında Birleşmiş Milletler İklim Değişikliği Çerçeve Sözleşmesi kapsamındaki yapılan Paris Anlaşması'dır. İlgili düzenlemeyi 195 ülke imzalamış olup sözleşme kapsamında iklim değişikliği ile ilgili bilgilere yer verilmiş ve sıcaklığın kaç derece düşürülmesi gerektiği belirtilmiştir (Bildirici ve Özaksoy, 2016; Agboola ve Bekun, 2019).

Sera gazı yayıcısı olarak dünyada ikinci konumda olan tarım sektörü esas itibarıyla, fosil yakıt bazlı gübrelerin, tarım makinelerinin kullanımı ve biokütlenin yakılması nedeniyle böylesi bir konuma sahiptir (Qiao vd., 2019). Diğer sektörler gibi tarım da üretim için hayati bir girdi olarak enerjiye ihtiyaç duymaktadır. Tarım sektörü özellikle fosil yakıt, elektrik, doğalgaz ve kok gibi yenilenemeyen enerji kaynaklarını makine ve teçhizatı çalıştırmak, binaları ısıtmak ya da soğutmak, çiftliğin aydınlatması ve dolaylı olarak gübre üretimi için kullanmaktadır. Reynolds ve Wenzlau (2012)'e göre, tarımda kullanılan yoğun fosil enerji nedeniyle, tarım sektörünün dünya sera gazı emisyonlarına yaklaşık % 14–30 aralığında neden olduğu belirtilmiştir (Aydoğan ve Vardar, 2020). Nitekim, Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü'nün (Food and Agriculture Organization of the United Nations- FAO) (2016) raporuna göre de, dünyadaki sera gazı emisyonlarının yaklaşık %21'i tarım sektöründen kaynaklandığı ve karbondioksit eşdeğer değerinin 5.242 (milyon ton) olduğu ifade edilmiştir. Hatta tarımsal üretimin çevresel kalite üzerinde olumsuz, başka bir ifadeyle karbondioksit emisyonunu artırıcı etkisi olduğunu tespit eden ampirik çalışmalara (Ben Jebli ve Ben Youssef, 2017a; Gökmenoğlu ve Taşpınar, 2018; Agboola ve Bekun, 2019; Dogan, 2019) rastlanmaktadır. Yenilenebilir ve yenilenemez enerji kullanımı

çevresel kaliteyi olumlu ya da olumsuz etkileme potansiyeline sahiptir. Literatürde yenilenebilir enerji tüketiminin çevresel kaliteyi arttırdığı, başka bir ifadeyle karbondioksit emisyonunu azalttığını, yenilenemez enerji tüketiminin çevresel kaliteyi azalttığı, başka bir ifadeyle karbondioksit emisyonunu arttırdığını tespit eden ampirik çalışmalar (Ben Jebli, Ben Youssef ve Öztürk, 2013; Bilgili, Koçak ve Bulut, 2016; Saidi ve Ben Mbarek, 2016; Ben Jebli ve Ben Youssef, 2017b; Apergis, Ben Jebli ve Ben Youssef, 2018; Waheed, Chang, Sarwar ve Chen, 2018; Nathaniel ve Iheonu, 2019; Pata, 2021) vardır. Ayrıca toplam enerji tüketimini dikkate alarak çevresel kalite üzerindeki etkisini araştıran çalışmaların (Ang, 2007; Lean ve Smyth, 2010; Pao ve Tsai, 2010; Hamit-Haggar, 2012; Pata, 2018) olduğu ve toplam enerji tüketiminin çevre kalitesini azalttığı, başka bir ifadeyle karbondioksit emisyonunu arttırdığı sonucuna ulaşıldığı ifade edilebilir.

Her ne kadar tarımın sera gazı yayıcı bir sektör olduğu belirtilse de, tarım sektörünün bazı ülkelerin en önemli faaliyet alanı olduğu unutulmamalıdır. Bilgi çağı ve küreselleşme ile birlikte tarım sektörü ekonomik büyümenin ana itici gücü olmuştur. Tarım, ulusal ekonomilerin toplam üretkenliğindeki artışlara hala çok önemli katkı sağlamaktadır (Fuglie, 2010; Gökmenoğlu ve Taşpınar, 2018).

Tarım, ekonomik sistemde hayati bir rol oynamaktadır. Tarımda daha yüksek üretkenlik ve daha fazla çıktı bir ülkenin genel ekonomik kalkınması için son derece önemlidir. Tarımsal kalkınma, sanayiye hammadde sunma gibi pek çok açıdan ekonomiyi desteklemektedir. Ayrıca, tarım sektörü tüm canlılar için gıda sağlamaktadır. Ancak tarım, gıda ve hammadde sağlamanın yanında aynı zamanda; bir ülkenin rekabet gücünü artırır, hem ihracatın hem de ithalatın önemli bir bölümünü temsil ederek uluslararası ticarete katkıda bulunur. Son olarak tarım ülkeye ihracat yoluyla döviz sunar ve ülke nüfusunun önemli bir kısmına istihdam sağlar (Köseoğlu ve Ünal, 2019; Gökmenoğlu vd., 2019). Tarımsal üretimin çevresel kalite üzerinde olumlu, başka bir ifadeyle karbondioksit emisyon azaltıcı etkisi olduğunu tespit eden ampirik çalışmaların (Liu, Zhang ve Bae, 2017; Zhang vd., 2019; Aziz, Sharif, Raza ve Rong, 2020; Prastiyo, Irham, Hardyastuti ve Jamhari, 2020) da bulunduğunu belirtmek yerinde olacaktır.

Karbondioksit emisyonunu engelleyen diğer bir unsur ise hiç şüphesiz orman alanlarıdır. Orman alanları, çevresel sürdürülebilirliği yönetmede önemli bir role sahiptir. Çünkü orman alanları, iklim değişikliğinin zararlı etkilerini azaltmakta ve ekosistemi canlandırmaya katkı sağlamaktadır. Günümüzde, 264 milyon hektarlık alan, her yıl yaklaşık 1,5 gigaton karbondioksit emen ormanla kaplıdır. Bu nedenle orman alanlarının CO2 emisyonu üzerindeki rolü büyük önem arz etmektedir (Waheed vd., 2018).

Yukarıdaki açıklamalar doğrultusunda, bu çalışmanın amacı, koordineli piyasa ekonomilerinde (Almanya, Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Hollanda, İsveç, İsviçre ve Norveç) ekonomik büyümenin, enerji tüketiminin (yenilenebilir ve yenilenemez enerji), ormanlık alanların ve tarımsal

katma değer in çevresel kalite üzerindeki etkisini panel Common Corelated Effects (CCE) modeli aracılığıyla incelemektir. Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde, ilgili değişkenler açısından koordineli piyasa ekonomilerini örnek olarak dikkate alan çalışmaya rastlanmamıştır. Çalışmada ilk kez bu örneklem grubu için ampirik bulgular sunulmaktadır. Koordineli piyasa ekonomilerinde Eren (2020)'e göre, imalat sanayinde yüksek kalite ve yenilikçilik ön plandadır. Ayrıca ilgili ekonomilerde uzlaşma kültürü, politikası, güçlü refah devleti ve düşük eşitsizlik dikkat çekmektedir. Çalışmanın bundan sonraki kısımlarında sırasıyla; veri seti ve ekonometrik yöntem, daha sonra ampirik bulgulara ve son olarak da sonuç ve değerlendirmeye yer verilmiştir.

## 2. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmada koordineli piyasa ekonomilerinin çevresel kalitesini incelemek amacıyla literatürde yer alan ve Liu vd., (2017), Waheed vd., (2018), Aydoğan ve Vardar (2020) tarafından kullanılan değişkenler kapsamında aşağıdaki ampirik model kurulmuştur.

$$\begin{aligned} \ln CO_{2,it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln AGRI_{it} + \beta_3 \ln FO_{it} + \beta_4 \ln REC_{it} \\ & + \beta_5 \ln NREC_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Denklem (1)'de yer alan  $i$ , koordineli piyasa ekonomilerini;  $t$ , 1990-2016 zaman dönemini;  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  ve  $\beta_5$  bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkisini;  $\beta_0$  sabit terimi ve  $e_{it}$  hata terimini göstermektedir. Bunun yanında denklemdeki CO<sub>2</sub>, GDP, AGRI, FO, REC ve NREC değişkenleri ise sırasıyla karbondioksit emisyonunu (kişi başına metrik ton), kişi başına milli geliri (sabit 2010 ABD doları), işçi başına tarımsal katma değeri (sabit 2010 ABD doları), orman alanının toplam kara alanına oranını (%), yenilenebilir enerji tüketimini (TJ) ve yenilenemez enerji tüketimini (TJ) göstermektedir. Her bir değişkenin doğal logaritması alınarak modele dahil edilmiş ve söz konusu değişkenlere ait veriler World Development Indicators (WDI, 2020) web adresinden temin edilmiştir.

Panel veri modellerinde birimler arası yatay kesit bağımlılığının belirlenmesi önemlidir. Yatay kesit bağımlılığının durumuna göre, kullanılacak tahminciye karar verilmektedir. Dolayısıyla yatay kesit bağımlılığının varlığında daha etkin ve tutarlı katsayılar elde etmek için dirençli tahminciler tercih edilmektedir (Pesaran, 2004; Breusch ve Pagan, 1980). Ele alınan verilerin zaman boyutu birim boyutundan büyük olan panel veriler için birimler arası yatay kesit bağımlılığı, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testi ile sınımlanmaktadır. LM test istatistiği ise aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$LM = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi^2 \frac{N(N-1)}{2} \quad (2)$$

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (3)$$

Denklem (2)' de kullanılan  $\hat{\rho}_{ij}$  korelasyon katsayılarını ifade etmektedir. Hesaplanan LM istatistiği ile  $H_0: \hat{\rho}_{ij} = Cov(e_{it}, e_{jt}) = 0$  (birimler arası yatay kesit bağımlılığı yoktur) sıfır hipotezine karşılık  $H_1: \hat{\rho}_{ij} = Cov(e_{it}, e_{jt}) \neq 0$  (birimler arası yatay kesit bağımlılığı vardır) alternatif hipotezi test edilmektedir.

Panel verilerde yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi durumunda eğim homojenliğinin kontrol edilmesi gerekmektedir. Bunun temel sebebi yatay kesit birimlerinin birbirleri ile etkileşime girebilmesi ve eğim heterojenliğinin ortaya çıkabilmesidir. Dolayısıyla güvenilir bir tahmin yapabilmek için eğim homojenliğinin test edilmesi önemlidir (Breitung, 2005). Literatürde heterojenlik üzerine bilinen ilk çalışmalar Swamy (1970) tarafından yapılmıştır. Daha sonra Pesaran and Yamagata (2008), delta tilde ( $\bar{\Delta}$ ) ve düzeltilmiş delta tilde ( $\bar{\Delta}_{adj}$ ) istatistiklerini ortaya koymuşlardır. Söz konusu bu istatistikler  $E(\bar{z}_{it}) = k$  ve  $var(\bar{z}_{it}) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1}$  olmak üzere aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$\bar{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\bar{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \sim \chi_k^2 \quad (4)$$

$$\bar{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}\bar{S} - E(\bar{z}_{it})}{\sqrt{var(\bar{z}_{it})}} \right) \sim N(0,1) \quad (5)$$

Burada  $\bar{S}$ , Swamy test istatistiğini ifade etmektedir. Pesaran and Yamagata (2008) heterojenlik testinde hesaplanan ( $\bar{\Delta}$ ) ve ( $\bar{\Delta}_{adj}$ ) istatistikleri ile “eğim katsayıları homojendir” sıfır hipotezine karşı “eğim katsayıları heterojendir” alternatif hipotezi sınanmaktadır.

Zaman boyutunun büyük olduğu panel verilerde durağanlığın test edilmesi önem arz etmektedir. Mevcut literatürde kesitsel bağımlılığa göre panel birim kök testleri birinci nesil ve ikinci nesil olmak üzere iki grupta incelenmektedir. Birinci nesil birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmayan; ikinci nesil birim kök testleri ise yatay kesit bağımlılığa karşı dayanıklı testlerdir (Pesaran, 2007; Phillips ve Sul, 2003). Çalışmada değişkenlerin durağanlığı için CADF (kesitsel olarak düzeltilmiş Dickey-Fuller) ve CIPS (kesitsel olarak düzeltilmiş Im-Pesaran-Shin) ikinci nesil birim kök testleri kullanılmıştır (Pesaran, 2007). CADF test istatistiği, Denklem (6) ile verilen  $\beta_i$  katsayısının t istatistik değerlerini ifade etmektedir.

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i Y_{it-1} + \delta_0 \bar{Y}_{t-1} + \delta_1 \Delta \bar{Y}_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Pesaran (2007) tarafından önerilen CIPS istatistiği, her bir birim için hesaplanan CADF istatistiklerinin ortalaması olarak aşağıdaki şekilde elde edilmektedir.

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (7)$$



Hesaplanan CIPS test istatistikleri Pesaran'ın Monte Carlo simülasyonu tarafından elde edilen kritik tablo değerleri ile karşılaştırılır. CIPS istatistik değerleri mutlak değerce tablo kritik değerinden büyük olduğu durumda birim kökün varlığını kabul eden sıfır hipotezi reddedilmekte ve serilerin durağan olduğuna karar verilmektedir (Pesaran, 2007).

Durağanlık analizinin ardından Westerlund (2007) ECM eşbütünleşme testi kullanılarak değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki araştırılmıştır. Hata düzeltme modeline (ECM) dayalı olan Westerlund (2007) eşbütünleşme testi, hem heterojen panel hem de ortak faktör sorununu dikkate alan tahminler yapılmasına imkân sağlamaktadır. ECM eşbütünleşme testinde test istatistiklerinin hesaplanabilmesi için öncelikle aşağıdaki modeller dinamik EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir (Westurlund, 2007).

$$\Delta Y_{it} = \delta_i d_t + \lambda_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-1} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$Y_{it-1} = \delta_i d_t + \lambda_i x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-1} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + e_{it} \quad (9)$$

Denklemlerde yer alan  $dt$ , deterministik bileşenleri;  $p_i$ , gecikme uzunluğunu;  $\alpha_i$  ise hata düzeltme terimini temsil etmektedir. Model tahmininden sonra panelin tamamı için hata düzeltme katsayısı ve onun standart hatası aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$\alpha_i = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\tilde{Y}_{it-1})^2 \right]^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\alpha_i(1)} \tilde{Y}_{it-1} \Delta \tilde{Y}_{it} \quad (10)$$

$$S.E(\alpha_i) = \left[ (\tilde{S}_N)^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\tilde{Y}_{it-1})^2 \right]^{-1/2} \quad (11)$$

Elde edilen bulgulara göre panel eş-bütünleşme istatistikleri aşağıdaki gibi formüle edilmektedir.

$$P_t = \frac{\alpha}{S.E(\alpha)} \sim N(0,1) \text{ ve } P_\alpha = T\alpha \sim N(0,1) \quad (12)$$

Burada  $P_t$  ve  $P_\alpha$  istatistiklerine bağlı olarak grup ortalama test istatistikleri ( $G_t$  ve  $G_\alpha$ ) hesaplanmaktadır. Hesaplanan panel test istatistikleri ile  $H_0: \alpha_i = 0$  (tüm birimler için eşbütünleşme yoktur) sıfır hipotezine karşı  $H_0: \alpha_i < 0$  (en az bir birim için eşbütünleşme vardır) alternatif hipotezi test edilmektedir.

Eşbütünleşme testlerinden sonra uzun dönem katsayıları tahmin etmek için yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Pesaran (2006) tarafından geliştirilmiş Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (Common Correlated Effects Mean Group -CCEMG) yöntemi kullanılmıştır. CCE tahmincisi, birimler

arası eğim heterojenliğine izin vermesi ve farklı durağanlık seviyelerindeki (I (0) ve I (1)) değişkenler arasında uzun dönem dinamikleri inceleyebilmesi açısından önemli bir tahmincidir (Pesaran, 2006).

CCE yöntemi, aşağıdaki panel veri regresyon modeline dayanmaktadır (Pesaran, 2006):

$$y_{it} = \alpha_i' d_i + \beta' x_{it} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$
$$e_{it} = \gamma_i' f_i + \epsilon_{it} \quad (13)$$

CCEMG tahmincisi, her bir birim için uzun dönem eşbütünlük katsayılarını aşağıdaki denklem ile hesaplamaktadır.

$$\hat{b}_{MG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \quad (14)$$

Denklem (14)'te  $\hat{b}_i$  her bir yatay kesit birimi için eğim katsayısının CCE tahminini verir. CCEMG tahmincisi her bir birime ait katsayıların ortalamasını alarak uzun dönem eşbütünlük katsayılarını elde etmektedir (Pesaran, 2006).

Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu ve Hurlin (2012) testi ile sınanmıştır. Bu yöntem Granger nedenselliğinin değiştirilmiş bir versiyonudur ve heterojen panel verilerine de uyarlanmıştır. Modelin test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{it} \quad (15)$$

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \sim N(0,1) \quad (16)$$

Burada  $W_{it}$  wald istatistiğidir.  $W_{N,T}^{HNC}$  İstatistiği, yatay kesitler için her bir Wald istatistiğinin ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. Bu test prosedüründe sıfır hipotezi “homojen nedensellik yoktur” alternatif hipotez ise “heterojen nedensellik ilişkisi vardır” şeklinde kurulmaktadır.

### 3. AMPİRİK BULGULAR

Bu çalışmada 1990-2016 dönemi ele alınarak koordineli piyasa ekonomilerinde yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi, ekonomik büyüme, tarım ve orman alanlarının karbondioksit emisyonu üzerindeki etkisi panel CCE (Common Correlated Effects) Modeli ile araştırılmıştır. Koordineli piyasa ekonomilerinin çevre kalitesini incelemek amacıyla kullanılan değişkenlerin 1990-2016 dönemine ait tanımlayıcı istatistikleri Tablo 1'de sunulmuştur.

**Tablo 1.** Tanımlayıcı İstatistikler

|                    | CO2    | GDP      | AGRI     | FO      | REC      | NREC     |
|--------------------|--------|----------|----------|---------|----------|----------|
| <i>Ortalama</i>    | 7,8396 | 42508,68 | 22769,89 | 46,4640 | 269758,6 | 696394,7 |
| <i>Ortanca</i>     | 7,7720 | 43052,60 | 23406,06 | 46,5706 | 244256,6 | 691157,5 |
| <i>Maksimum</i>    | 8,9716 | 48259,94 | 29810,11 | 46,9057 | 373423,7 | 813796,4 |
| <i>Minimum</i>     | 6,8922 | 33889,00 | 16608,31 | 45,7254 | 191963,7 | 571744,0 |
| <i>Std. Sapma</i>  | 0,5835 | 5107,73  | 4304,69  | 0,3564  | 58821,83 | 67805,81 |
| <i>Jargue Bera</i> | 1,1959 | 2,6992   | 1,8035   | 2,7302  | 2,7436   | 0,6325   |
| <i>Olasılık</i>    | 0,5499 | 0,2593   | 0,4059   | 0,2554  | 0,2536   | 0,7289   |

Tablo 1'e göre koordineli piyasa ekonomilerinin 1990-2016 döneminde ortalama; kişi başına karbondioksit emisyonlarının 7,8396 metrik ton, 2010 sabit fiyatlarla kişi başına düşen milli gelirin 42508,68 ABD\$, 2010 sabit fiyatlarla tarımın işçi başına katma değerinin 22769,89 ABD\$, orman alanlarının toplam kara alanlarına oranı % 46,4640, yenilenebilir enerji tüketiminin 269758,6 TJ ve yenilenemez enerji tüketiminin ise 696394,7 TJ olduğu anlaşılmaktadır. Söz konusu değişkenlerin Jargue Bera test istatistikleri ve olasılık değerleri dikkate alındığında, bu değişkenlerin normal dağılım gösterdiği görülmektedir. Tanımlayıcı istatistikleri verilen değişkenlerin yatay kesit bağımlılığı Breusch-Pagan LM ve Pesaran CD testleri ile sınanmış ve sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

**Tablo 2.** Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

| Değişkenler   | Breusch-Pagan LM | Olasılık | Pesaran CD  | Olasılık |
|---------------|------------------|----------|-------------|----------|
| <i>lnCO2</i>  | 436,9317***      | 0,000    | 15,33057*** | 0,000    |
| <i>lnLGDP</i> | 890,5070***      | 0,000    | 29,82308*** | 0,000    |
| <i>lnAGRI</i> | 578,4953***      | 0,000    | 23,03153*** | 0,000    |
| <i>lnFO</i>   | 24,6447***       | 0,000    | 14,61106*** | 0,000    |
| <i>lnREC</i>  | 778,6758***      | 0,000    | 27,58181*** | 0,000    |
| <i>lnNREC</i> | 377,2075***      | 0,000    | 13,89760*** | 0,000    |

Not: \*\*\*, % 1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 2'de verilen Breusch-Pagan LM ve Pesaran CD test sonuçları incelendiğinde, koordineli piyasa ekonomilerinde ilgilenilen dönemde bütün değişkenlerin yatay kesit bağımlı olduğu görülmektedir. Yatay kesit bağımlılığının varlığında değişkenlerin durağanlığı, ikinci nesil birim kök testlerinden olan Pesaran (2007) Kesitsel Artırılmış IPS (CIPS) testi ile incelenmiş ve sonuçları Tablo 3'te özetlenmiştir.

**Tablo 3.** Pesaran (2007) Panel Birim Kök Test Sonuçları

| Değişkenler   | Seviyesinde |          |         | Birinci Farkında |          |         |
|---------------|-------------|----------|---------|------------------|----------|---------|
|               | t-bar       | Z[t-bar] | P-value | t-bar            | Z[t-bar] | P-value |
| <i>lnCO2</i>  | -1,155      | 1,870    | 0,969   | -2,723           | -2,978   | 0,001   |
| <i>lnGDP</i>  | -2,415      | -2,027   | 0,021   | -3,723           | -6,071   | 0,000   |
| <i>lnAGRI</i> | -1,964      | -0,631   | 0,264   | -2,851           | -3,376   | 0,000   |
| <i>lnFO</i>   | -1,379      | 1,178    | 0,881   | -4,316           | -7,904   | 0,000   |
| <i>lnREC</i>  | -2,096      | -1,038   | 0,150   | -3,404           | -5,083   | 0,000   |
| <i>lnNREC</i> | -1,411      | 1,078    | 0,860   | -4,282           | -7,799   | 0,000   |

Tablo 3'te verilen birim kök test sonuçları incelendiğinde; ampirik modelde kullanılan *lnCO2*, *lnAGRI*, *lnFO*, *lnREC* ve *lnNREC* değişkenlerinin % 1 anlamlılık düzeyinde birinci farkında durağan olduğu, *lnGDP* değişkeninin ise % 5 önem düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Birim kök test sonuçlarının ardından yatay kesit bağımlılığının varlığında, güvenilir bir tahmin yapabilmek için eğim homojenliğinin test edilmesi önemlidir. Dolayısıyla tahmin edilen modelin eğim parametresinin heterojen olup olmadığı, Pesaran ve Yamagata (2008) homojenlik testi ile incelenmiş ve test sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4.** Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenlik Test Sonuçları

| Slope Homogeneity    | Test istatistiği | Olasılık |
|----------------------|------------------|----------|
| $\bar{\Delta}$       | 9,324***         | 0,000    |
| $\bar{\Delta}_{adj}$ | 10,834***        | 0,000    |

Not: \*\*\*, % 1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 4'te yer alan homojenlik test sonuçları incelendiğinde; yatay kesit birimlerinin eğim katsayılarını homojen kabul eden sıfır hipotezi red edilerek modelin eğim parametresinin heterojen olduğu tespit edilmiştir.

Durağanlık analizinin ardından birinci farkında durağan olan bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin tespiti için yatay kesit bağımlılığı dikkate alan Westerlund (2007) ECM eşbütünleşme testi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 5'te özetlenmiştir.

**Tablo 5.** Westerlund (2007) ECM Eşbütünleşme Testi

| Test İstatistiği | Değer   | Z-değeri | Olasılık |
|------------------|---------|----------|----------|
| <i>Gt</i>        | -3,482  | -3,784   | 0,000    |
| <i>Ga</i>        | -11,673 | -1,820   | 0,034    |

|                      |         |        |       |
|----------------------|---------|--------|-------|
| <i>P<sub>t</sub></i> | -10,148 | -3,685 | 0,000 |
| <i>P<sub>a</sub></i> | -12,723 | -1,770 | 0,038 |

Westerlund (2007) ECM eşbütünleşme test istatistik sonuçları homojenlik ve heterojenlik varsayımına göre iki ayrı grupta değerlendirilmektedir. Homojenlik varsayımı söz konusu olduğunda bütün yatay kesit birimlerine ait *P<sub>t</sub>* ve *P<sub>a</sub>* panel test istatistikleri ile heterojenlik varsayımı altında ise *G<sub>t</sub>* ve *G<sub>a</sub>* grup test istatistikleri ile sonuçlar değerlendirilmektedir (Aytun ve Akın, 2014: 80). Bu bağlamda Tablo 5’te verilen Westerlund (2007) ECM eşbütünleşme test sonuçları incelendiğinde; eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını kabul eden sıfır hipotezi red edilerek, hem homojen hem de heterojen varsayımı altında söz konusu değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucu elde edilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin tespitinden sonra söz konusu değişkenler arasında uzun dönem dinamikleri incelemek için panel CCE modeli kullanılmış ve test sonuçları Tablo 6’da sunulmuştur.

**Tablo 6.** Panel CCE Modeli Tahmin Sonuçları

| Bağımlı değişken: <i>lnCO<sub>2</sub></i> |            |               |               |          |
|---|------------|---------------|---------------|----------|
|   | Katsayı    | Standart Hata | z-istatistiği | Olasılık |
| <i>lnGDP</i>                              | 0,6448**   | 0,2713        | 2,38          | 0,017    |
| <i>lnAGRI</i>                             | -0,0859    | 0,0732        | -1,17         | 0,241    |
| <i>lnFO</i>                               | -7,6590*** | 2,6670        | -2,87         | 0,004    |
| <i>lnREC</i>                              | 0,1538     | 0,1630        | 0,94          | 0,345    |
| <i>lnNREC</i>                             | 0,8098***  | 0,1190        | 6,80          | 0,000    |
| <i>C</i>                                  | 66,7989    | 52,9343       | 1,26          | 0,207    |
| Wald $\chi^2$ (olasılık)                  |            | 65,07 (0,000) |               |          |
| Gözlem Sayısı                             |            | 243           |               |          |
| Grup Sayısı                               |            | 9             |               |          |

Not: \*\* ve \*\*\* sırası ile %5 ve %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 6’da yer alan Wald  $\chi^2$  test istatistiğinin %1 önem düzeyinde anlamlı olması, kullanılan panel CCE modelinin etkin ve tutarlı sonuçlar ürettiği anlamını taşımaktadır. Panel CCE modelinden elde edilen tahmin sonuçları incelendiğinde; kişi başına düşen milli gelirin CO<sub>2</sub> üzerinde %5 anlamlılık düzeyinde pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu durum koordineli piyasa ekonomilerinde ilgilenilen dönemde kişi başına düşen milli gelirden meydana gelecek %1 oranındaki bir artışın, CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde yaklaşık olarak %0,64 oranında bir artışa sebep olacağını göstermektedir. Benzer şekilde CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde yenilenemez enerji tüketiminin pozitif, orman alanlarının ise negatif ve %1 önem düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşlardır. Buna göre söz konusu ekonomilerde

yenilenemez enerji tüketiminde meydana gelecek %1 oranındaki bir artış CO<sub>2</sub> emisyonu üzerinde yaklaşık olarak %0,81 oranında bir artışa sebep olacaktır. Buna karşın orman alanlarında ortaya çıkan %1 oranındaki bir artışın, CO<sub>2</sub> emisyonunu yaklaşık olarak %7,66 oranında azaltacağı tespit edilmiştir. Modelde kullanılan tarımsal katma değer katsayısı negatif, yenilenemez enerji tüketiminin katsayısı ise pozitif bulunmuştur. Ancak bu değişkenlerin çevre kalitesi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki oluşturmadığı ortaya konulmuştur. Panel CCE modelinin uzun dönem dinamiklerinin ardından değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi için Granger nedensellik tabanlı Dumitrescu – Hurlin (2012) nedensellik testi kullanılmış ve test sonuçları Tablo 7’de özetlenmiştir.

**Tablo 7.** Dumitrescu – Hurlin (2012) Panel Nedensellik Test Sonuçları

| Nedensellik Yönü                              | Wald ist. | Olasılık | Nedensellik Yönü                              | Wald ist. | Olasılık |
|---|-----------|----------|---|-----------|----------|
| $\Delta \ln CO_2 \Rightarrow \Delta \ln GDP$  | 2,068     | 0,852    | $\Delta \ln REC \Rightarrow \Delta \ln GDP$   | 3,182     | 0,246    |
| $\Delta \ln GDP \Rightarrow \Delta \ln CO_2$  | 4,441***  | 0,007    | $\Delta \ln GDP \Rightarrow \Delta \ln NREC$  | 7,066***  | 0,000    |
| $\Delta \ln CO_2 \Rightarrow \Delta \ln AGRI$ | 3,691*    | 0,076    | $\Delta \ln NREC \Rightarrow \Delta \ln GDP$  | 2,262     | 0,962    |
| $\Delta \ln AGRI \Rightarrow \Delta \ln CO_2$ | 4,911***  | 0,001    | $\Delta \ln AGRI \Rightarrow \Delta \ln FO$   | 1,914     | 0,710    |
| $\Delta \ln CO_2 \Rightarrow \Delta \ln FO$   | 2,419     | 0,813    | $\Delta \ln FO \Rightarrow \Delta \ln AGRI$   | 7,083***  | 0,000    |
| $\Delta \ln FO \Rightarrow \Delta \ln CO_2$   | 5,938***  | 0,000    | $\Delta \ln AGRI \Rightarrow \Delta \ln REC$  | 2,482     | 0,754    |
| $\Delta \ln CO_2 \Rightarrow \Delta \ln REC$  | 3,543     | 0,111    | $\Delta \ln REC \Rightarrow \Delta \ln AGRI$  | 5,805***  | 0,000    |
| $\Delta \ln REC \Rightarrow \Delta \ln CO_2$  | 7,642***  | 0,000    | $\Delta \ln AGRI \Rightarrow \Delta \ln NREC$ | 4,949***  | 0,001    |
| $\Delta \ln CO_2 \Rightarrow \Delta \ln NREC$ | 2,569     | 0,676    | $\Delta \ln NREC \Rightarrow \Delta \ln AGRI$ | 4,205**   | 0,017    |
| $\Delta \ln NREC \Rightarrow \Delta \ln CO_2$ | 3,225     | 0,226    | $\Delta \ln FO \Rightarrow \Delta \ln REC$    | 3,102     | 0,288    |
| $\Delta \ln GDP \Rightarrow \Delta \ln AGRI$  | 6,171***  | 0,000    | $\Delta \ln REC \Rightarrow \Delta \ln FO$    | 5,038***  | 0,000    |
| $\Delta \ln AGRI \Rightarrow \Delta \ln GDP$  | 2,783     | 0,499    | $\Delta \ln FO \Rightarrow \Delta \ln NREC$   | 4,766***  | 0,002    |
| $\Delta \ln GDP \Rightarrow \Delta \ln FO$    | 3,746*    | 0,066    | $\Delta \ln NREC \Rightarrow \Delta \ln FO$   | 3,328     | 0,182    |
| $\Delta \ln FO \Rightarrow \Delta \ln GDP$    | 4,715***  | 0,003    | $\Delta \ln REC \Rightarrow \Delta \ln NREC$  | 7,649***  | 0,000    |
| $\Delta \ln GDP \Rightarrow \Delta \ln REC$   | 4,415***  | 0,008    | $\Delta \ln NREC \Rightarrow \Delta \ln REC$  | 3,826*    | 0,053    |

Not: \*, \*\* ve \*\*\* sırası ile %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 7 ile verilen Dumitrescu – Hurlin test sonuçlarına göre, incelenen dönemde koordineli piyasa ekonomilerinde tarım ile CO<sub>2</sub> emisyonu, tarım ile yenilenemez enerji tüketimi ve yenilenebilir enerji tüketimi ile yenilenemez enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca Tablo 7’de görüldüğü gibi, Wald istatistiği anlamlı olan değişkenler arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi elde edilmiştir.

#### 4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Sürdürülebilir bir ekonomi ve çevrenin her geçen gün öneminin arttığı günümüzde, sadece ekonomik büyümenin tek başına bir anlam ifade etmediği, 1987 yılında “Ortak Geleceğimiz” raporunda da belirtildiği gibi bugünün ihtiyaçlarının gelecek nesillerin ihtiyaçlarından ödün vermeden karşılanması gerektiği ortaya koyulmuştur. Başka bir ifadeyle ekonomik büyüme çevresel sorunları dikkate almadan gerçekleştirildiğinde felaketi getirmekte, nitekim bu felaket Sanayi Devrimi sonrası, özellikle 1950’li yıllardan itibaren insan faaliyetleriyle birlikte karbondioksit emisyonuna artış olarak yansımaktadır. Karbondioksit emisyonundaki bu denli artışlar çevresel kaliteyi olumsuz etkilemektedir. Bunun altında yenilenemez enerji kaynaklarının kullanılması yatmaktadır. Zaman ilerledikçe yenilenebilir enerji kaynakları gündeme gelmiş ve ilgili kaynakların kullanılması ile birlikte CO2 emisyonunu azaltıcı etkisi görülmüştür. Ayrıca orman alanlarının CO2 emisyonunu engellemenin en basit yolu olarak görülmesi; hükümetleri, kurum ve kuruluşları ağaçlandırma politikalarına yönlendirmiştir. Birçok ekonomi için hala tarım sektörü önemli bir konuma sahip olup bunun temel nedeni başka sektörlerle hammadde sağlaması ve insanların temel besin kaynağını üretmesidir.

Bu çalışmada 1990-2016 dönemi ele alınarak koordineli piyasa ekonomilerinde tarım, orman alanları, enerji tüketimi ve ekonomik büyümenin çevresel kalite üzerindeki etkileri panel CCE modeli ile incelenmiştir. Araştırmada öncelikle söz konusu örneklemin yatay kesit bağımlılığı ve eğim heterojenliği kontrol edilmiştir. Daha sonra değişkenlerin durağanlığı, yatay kesit bağımlılığının varlığını dikkate alan Pesaran (2007) ikinci nesil birim kök testi ile araştırılmış ve değişkenler genellikle birinci farkında durağan bulunmuştur. Birinci farkında durağan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi için ikinci nesil Westerlund (2007) ECM eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Westerlund (2007) ECM bulguları, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin tespitinden sonra panel CCE modeli ile değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki araştırılmıştır. Panel CCE modeli sonuçlarına göre ilgilenilen dönemde koordineli piyasa ekonomileri için yenilenemez enerji tüketiminin ve kişi başına düşen milli gelirin uzun dönemde CO2 emisyonunu arttırdığı dolayısıyla çevre kalitesini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Buna karşın orman alanlarının uzun dönemde çevresel kaliteyi arttırdığı, ancak yenilenebilir enerji tüketimi ve tarımsal katma değer çevre üzerinde bir etki oluşturmadığı gözlenmiştir. Bu sonuçlar Saidi ve Ben Mbarek (2016), Ben Jebli ve Ben Youssef (2017b), Apergis vd. (2018), Waheed vd. (2018), Nathaniel ve Iheonu (2019), Pata (2021)’nin orman alanlarının CO2 emisyonunu azalttığı, yenilenemez enerjinin CO2 emisyonunu arttırdığı bulgusunu destekler niteliktedir. Çalışmanın son aşamasında Dumitrescu – Hurlin (2012) testi ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Test sonuçlarına göre en çok ilişkinin tarımsal katma değer, yenilenemez enerji tüketimi ve karbondioksit emisyonu arasında olduğu gözlenmiştir. Özellikle bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene doğru tek yönlü ilişkinin tespit edilmesi, kurulan ampirik modelin etkinliğini göstermektedir.

FAO (2016) raporuna göre koordineli piyasa ekonomilerinde tarımdan kaynaklanan karbondioksit emisyonunun 125 854 (bin ton) olduğu ve aynı piyasalar için orman alanların 133 003 (bin ton) karbondioksiti emebildiği belirtilmiştir. Dünya Bankası verilerine göre de koordineli piyasa ekonomilerinde toplam 1 253 498 (bin ton) karbondioksit emisyonu olduğu açıklanmıştır. FAO (2016) raporu ve Dünya Bankası'nın karbondioksit verilerine göre toplam karbondioksitin %10,04'ü tarımsal faaliyetlerden kaynaklanmakta, yine toplam karbondioksitin %10,61 ise orman alanları sayesinde emilmektedir. Bu durum ise çalışmadaki ormanlık alanların karbondioksit emisyonunu azalttığı tespitini doğrulamaktadır.

## KAYNAKÇA

- Abas, N., Kalair, A., Khan, N. ve Kalair, A. R. (2017). Review of GHG emissions in Pakistan compared to SAARC countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 80, 990–1016. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.04.022>
- Agboola, M. O. ve Bekun, F. V. (2019). Does Agricultural value added induce environmental degradation? Empirical evidence from an Agrarian country. *Environmental Science and Pollution Research*, 26, 27660–27676. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-05943-z>
- Ang, J. B. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), 4772–4778. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2007.03.032>
- Apergis, N., Ben Jebli, M. ve Ben Youssef, S. (2018). Does renewable energy consumption and health expenditures decrease carbon dioxide emissions? Evidence for Sub-Saharan Africa countries. *Renewable Energy*, 127, 1011–1016. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2018.05.043>
- Aydoğan, B. ve Vardar, G. (2020). Evaluating The role of renewable energy, economic growth and agriculture on CO2 emission in E7 countries. *International Journal of Sustainable Energy*, 39(4), 335-348. <https://doi.org/10.1080/14786451.2019.1686380>
- Aytun, C., ve Akın, C. S. (2014), OECD Ülkelerinde Telekomünikasyon Altyapısı ve Ekonomik Büyüme: Yatay Kesit Bağımlı Heterojen Panel Nedensellik Analizi. *İktisat, İşletme ve Finans*, 29(340), 69-94.
- Aziz, N., Sharif, A., Raza, A. ve Rong, K. (2020). Revisiting the role of forestry, agriculture, and renewable energy in testing environment Kuznets curve in Pakistan: Evidence from quantile ARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 10115–10128. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-07798-1>
- Baçoğlu, A. ve Üzar, U. (2019). An empirical evaluation about the effects of environmental expenditures on environmental quality in coordinated market economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 26, 23108–23118. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-05567-3>
- Ben Jebli, M. ve Ben Youssef, S. (2017a). Renewable energy consumption and agriculture: evidence for Cointegration and Granger causality for Tunisian economy. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 24(2), 149-158. <https://doi.org/10.1080/13504509.2016.1196467>
- Ben Jebli, M. ve Ben Youssef, S. (2017b). The Role of renewable energy and agriculture in reducing co2 emissions: Evidence for North Africa countries. *Ecoogical Indicators*, 74, 295-301. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2016.11.032>



- Ben Jebli, M., Ben Youssef, S. ve Öztürk, I. (2013). The environmental Kuznets curve: The role of renewable and non-renewable energy consumption and trade openness. MPRA paper 51672 University Library of Munich, Germany. Erişim adresi <https://econpapers.repec.org/paper/pramprapa/51672.htm>
- Bildirici, M. ve Özaksoy, F. (2016). Woody biomass energy consumption and economic growth in Sub-Saharan Africa. *Procedia Economics and Finance*, 38, 287-293. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(16\)30202-7](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)30202-7)
- Bilgili, F., Koçak, E. ve Bulut, Ü. (2016). The dynamic impact of renewable energy consumption on CO2 emissions: A revisited environmental Kuznets curve approach. *Renewable & Sustainable Energy Reviews*, 54, 838–845. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.10.080>
- Bölük, G. ve Mert, M. (2015). The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: An ARDL approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 587–595. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.07.138>
- Breitung, J. (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, 24(2), 151-173. <https://doi.org/10.1081/ETC-200067895>
- Breusch, T. S., ve Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Cherni, A. ve Jouini, S.E. (2017). An ARDL approach to the CO2 emissions, renewable energy and economic growth nexus: Tunisian evidence. *International Journal of Hydrogen Energy*, 42(48), 29056-29066. <https://doi.org/10.1016/j.ijhydene.2017.08.072>
- Dogan, N. (2019). The impact of agriculture on CO2 emissions in China. *Panaeconomicus*, 66(2), 257-271. <https://doi.org/10.2298/PAN160504030D>
- Dumitrescu, E. I. ve Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29, 1450–1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Emir, F. ve Bekun, F. V. (2019). Energy intensity, carbon emissions, renewable energy, and economic growth nexus: New insights from Romania. *Energy & Environment*, 30(3), 427-443. <https://doi.org/10.1177/0958305X18793108>
- Eren, E. (2020). Neoklasik iktisada çoğulcu yaklaşmak. *İktisat ve Toplum*, 114, 53-64.
- Food and Agriculture Organization of the United Nations [FAO] (2016). *The State of food and agriculture climate change, agriculture and food security*. Rome. Erişim adresi <http://www.fao.org/3/a-i6030e.pdf>
- Fuglie, K. (2010). Total factor productivity in the global agricultural economy: Evidence from FAO data. J. M. Alston, B. A. Babcock, ve P. G. Pardey (Ed.) *The Shifting patterns of agricultural production and productivity worldwide* içinde (63-95). Ames, Iowa: The Midwest Agribusiness Trade Research and Information Center Iowa State University. Erişim adresi [https://lib.dr.iastate.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1001&context=card\\_books#page=92](https://lib.dr.iastate.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1001&context=card_books#page=92)
- Gökmenoğlu, K. K., Taşpınar, N. ve Kaakeh, M. (2019). Agriculture-induced environmental Kuznets curve: The case of China. *Environmental Science and Pollution Research*, 26, 37137–37151. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-06685-8>
- Gökmenoğlu, K.K., ve Taşpınar, N. (2018). Testing the agriculture-induced EKC hypothesis: The case of Pakistan. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(23), 22829-22841. <https://doi.org/10.1007/s11356-018-2330-6>

- Hamit-Haggar, M. (2012). Greenhouse gas emissions, energy consumption and economic growth: A panel cointegration analysis from Canadian industrial sector perspective. *Energy Economics*, 34(1), 358–364. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.06.005>
- Im, K. S., Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC] (2013). *Climate change 2013 the physical science basis*. Erişim adresi [https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/WG1AR5\\_SummaryVolume\\_FINAL.pdf](https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/03/WG1AR5_SummaryVolume_FINAL.pdf)
- Karl, T. R. ve Trenberth, K. E. (2003). Modern global climate change. *Science*, 302(5651), 1719–1724. <https://doi.org/10.1126/science.1090228>
- Köseoğlu, M. ve Ünal, H. (2019). Türkiye'nin sürdürülebilir ekonomik büyümesinde tarım, kentleşme ve yenilenebilir enerjinin etkisi: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(2), 400-415. <https://doi.org/10.17218/hititsosbil.590338>
- Lean, H. H. ve Smyth, R. (2010). CO2 emissions, electricity consumption and output in ASEAN. *Applied Energy*, 87(6), 1858–1864. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2010.02.003>
- Li, D. ve Yang, D. (2016) Does non-fossil energy usage lower CO2 emissions? Empirical evidence from China. *Sustainability*, 8(9), 1–11. <https://doi.org/10.3390/su8090874>
- Liu, X., Zhang, S. ve Bae, J. (2017). The impact of renewable energy and agriculture on carbon dioxide emissions: Investigating the environmental Kuznets curve in four selected ASEAN countries. *Journal of Cleaner Production*, 164, 1239-1247. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.07.086>
- Nathaniel, S. P. ve Iheonu, C. O. (2019). Carbon dioxide abatement in Africa: The role of renewable and non-renewable energy consumption. *Science of the Total Environment*, 679, 337–345. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.05.011>
- Pao, H. T. ve Tsai, C. M. (2010). CO2 emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries. *Energy Policy*, 38(12), 7850–7860. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.08.045>
- Paramati, S. R., Mo, D. ve Gupta, R., (2017). The Effects of stock market growth and renewable energy use on CO2 emissions: Evidence from G20 countries. *Energy Economics*, 66, 360–371. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.06.025>
- Pata, U. K. (2018). The Effect of urbanization and industrialization on carbon emissions in Turkey: Evidence from ARDL bounds testing procedure. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(8), 7740-7747. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-1088-6>
- Pata, U. K. (2021). Renewable and non-renewable energy consumption, economic complexity, CO 2 emissions, and ecological footprint in the USA: Testing the EKC hypothesis with a structural break. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 846–861. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10446-3>
- Pesaran, H. M. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. University of Cambridge, *Cambridge Working Papers in Economics*, 435.
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>

- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. [https://doi.org/ 10.1002/jae.951](https://doi.org/10.1002/jae.951)
- Pesaran, M. H. ve Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics* 142(1), 50–93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Phillips, P. C. ve Sul, D. (2003). Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *The Econometrics Journal*, 6(1), 217-259. [https://doi.org/ 10.1111/1368-423X.00108](https://doi.org/10.1111/1368-423X.00108)
- Prastiyo S. E., Irham, Hardyastuti, S. ve Jamhari (2020). How agriculture, manufacture, and urbanization induced carbon emission? The case of Indonesia. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 42092–42103. [https://doi.org/ 10.1007/s11356-020-10148-w](https://doi.org/10.1007/s11356-020-10148-w)
- Qiao, H., Zheng, F., Jiang, H. ve Dong, K. (2019). The Greenhouse effect of the agriculture-economic growth-renewable energy nexus: evidence from G20 countries. *Science of the Total Environment*, 671, 722-731. [https://doi.org/ 10.1016/j.scitotenv.2019.03.336](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.03.336)
- Reynolds, L. ve S. Wenzlau. (2012). Climate-friendly agriculture and renewable energy: Working hand-in-hand toward climate mitigation. *Worldwatch Institute*. Erişim adresi <https://www.renewableenergyworld.com/articles/2012/12/climate-friendly-agriculture-and-renewable-energy-working-hand-in-hand-toward-climate-mitigation.html>
- Saidi, K. ve Ben Mbarek, M. (2016). Nuclear energy, renewable energy, CO2 emissions, and economic growth for nine developed countries: Evidence from panel Granger. *Progress in Nuclear Energy*, 88, 364–374. [https://doi.org/ 10.1016/j.pnucene.2016.01.018](https://doi.org/10.1016/j.pnucene.2016.01.018)
- Ullah, A., Khan, D., Khan, I. ve Zheng, S. (2018). Does agricultural ecosystem cause environmental pollution in Pakistan? Promise and menace. *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 13938–13955. [https://doi.org/ 10.1007/s11356-018-1530-4](https://doi.org/10.1007/s11356-018-1530-4)
- Waheed, R., Chang, D., Sarwar, S. ve Chen, W. (2018). Forest, agriculture, renewable energy, and CO2 emission, *Journal of Cleaner Production*, 172, 4231-4238. [https://doi.org/ 10.1016/j.jclepro.2017.10.287](https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.10.287)
- Westerlund, J. (2007), Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-748. [https://doi.org/ 10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x)
- World Bank (2020). World Development Indicators. Erişim adresi <http://data.worldbank>
- Zhang, L., Pang, J., Chen, X. ve Lu, Z. (2019). Carbon emissions, energy consumption and economic growth: evidence from the agricultural sector of China's main grain-producing areas. *Science of the Total Environment*, 665, 1017-1025. [https://doi.org/ 10.1016/j.scitotenv.2019.02.162](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019.02.162)