

Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimine Ekonomik Büyüme ve İşgücü Üzerine Etkisi: AB-28 Panel Veri Analizi*

Selena KANTARMAÇI¹ Şenay ÜÇDOĞRUK BİRECİKLİ²

Özet

Dünyada tükenir enerji kaynaklarının kullanımının artması fiyatların artmasına, emisyon sorununun giderek büyümesine ve kaynakların giderek tükenmesine neden olmaktadır. Bunun sonucunda ülkeler yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmiştir. Çalışmanın amacı Avrupa Birliği'ne üye olan 28 ülkenin 2006 ile 2016 yılları arasındaki yenilenebilir enerji birincil üretiminin ekonomik büyüme ve işgücüne katkısını panel veri analizi kullanılarak araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda, iki ayrı model kurulmuş ve uygulanan her sınaama iki model içinde gerçekleştirilmiştir. Serilerin durağanlık durumu incelenmiş, uzun dönemli ilişkilerin varlığının sınanması amacıyla eşbütünleşme testlerinden Pedroni-Kao kullanılmıştır. AB-28 panelinde kullanılan modeller aracılığıyla yenilenebilir enerji birincil üretiminin, ekonomik büyüme ve işgücü ile uzun dönem ilişkisi mevcuttur. Eşbütünleşmeye ait katsayılar Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler ile tahmin edilmiş ve yenilenebilir enerji birincil üretiminin ekonomik büyüme ve işgücüne katkısı pozitif yönde ve istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Çalışmanın farkı, AB-28 paneli için ekonomik büyüme -yenilenebilir enerji ve işgücü - yenilenebilir enerji uzun dönem ilişkisinin katsayılarını belirleyebilmek için kullanılan yenilenebilir enerji birincil üretimidir. Elde edilen sonuçlar literatürdeki çalışmaları desteklemektedir.

Anahtar Kelimeler: Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi, Avrupa Birliği, Ekonomik Büyüme, İşgücü, Panel Veri Analizi
Jel Kodu: C33, O13, O44, Q43, Q21

The Effect of Renewable Energy Primary Production on Economic Growth and Labor Force : Eu-28 Panel Data Analysis

Abstract

The increase in the use of non-renewable energy sources in the world leads to an increase in prices, an increase in the emission problem and a depletion of resources. As a result, countries have turned to renewable energy sources. This study examined the contribution of primary production of renewable energy to economic growth and labor force. The purpose of this study is to investigate the contribution of the primary production of renewable energy to the economic growth and labor force of 28 member states of the European Union between 2006 and 2016 by using panel data analysis. For this purpose, two different models were established and each test applied was performed in both models. The stationarity of the series was examined and Pedroni-Kao cointegration tests were used to test the existence of long-term relationships. The primary production of renewable energy through the models used in the EU-28 panel has a long-term relationship with economic growth and labor. Coefficients of cointegration were estimated with Fully Modified Least Squares and the contribution of renewable energy primary production to economic growth and labor force was found to be positive and statistically significant. The biggest difference of the study from the others is that the variable used to determine the coefficients of the long-term relationship between economic growth - renewable energy and labor - renewable energy for the EU-28 panel is the primary generation of renewable energy. The results obtained support the studies in the literature.

Keywords: Renewable Energy Primary Production, European Union, Economic Growth, Labor Force, Panel Data Analysis
Jel Codes: C33, O13, O44, Q43, Q21

ATIF ÖNERİSİ (APA): Kantarmacı, S., Üçdoğruk Birecikli, Ş. (2020). Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimine Ekonomik Büyüme ve İşgücü Üzerine Etkisi: AB-28 Panel Veri Analizi. *İzmir Yönetim Dergisi*, 1(1), 10-28.

*Bu çalışma; Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı yüksek lisans programında hazırlanan 2019 yılı 'Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimine Ekonomik Büyüme ve İşgücü İlişkisi: AB-28 Panel Veri Analizi' başlıklı tezden türetilmiştir.

¹ Doktora Öğrencisi, Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İZMİR, **EMAIL:** selenakantarmaci@gmail.com, **ORCID:**0000-0002-0809-9477

² Prof. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İZMİR, **EMAIL:** s.ucdogruk@deu.edu.tr, **ORCID:**0000-0002-5842-4012

1. GİRİŞ

Dünyada tükenir enerji kaynaklarının elde edilmesinin giderek zorlaşması, emisyon sorunu ve fiyat artışı birçok ülkenin yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmesine neden olmuştur. Kaynağının doğaya bağlı ve sonsuz olması, tükenir kaynaklara kıyasla emisyonu negatif etkisinin çok daha az olması, ithalata çok fazla ihtiyaç duyulmaması ve kaynaklardan yararlanma teknolojilerinin gelişmesi gibi birden fazla neden yenilenebilir enerji kaynaklarını ülkelerin gözünde eskiye kıyasla çok daha önemli bir hale getirmiştir. Fizik biliminde enerji "iş yapabilme kapasitesi" olarak açıklanırken, ekonomik açıdan enerji; tüm enerji kaynaklarının, üretim ve tüketimini içerir. Uluslararası alanda enerji ölçü birim Joule'dür. Birincil enerji üretimi, enerji ürünlerinin kullanıma hazır bir şekilde enerji kaynaklarından elde edilmesidir. Doğal kaynaklardan faydalandığında veya biyoyakıt üretiminde kullanılır. Enerjiyi bir formdan diğerine dönüştürmek birincil enerji üretimi olmayacaktır. Konuyu somutlaştıracak bir örnek vermek gerekir ise birincil enerji kaynaklarının yakıldığı termik santrallerde elde edilen elektrik veya ısı enerjisi birincil üretim değildir.

Avrupa ülkelerinin hedef yıllara göre ulaşmaya çalıştıkları amaçlara yönelik birden fazla enerji stratejileri ve enerji yol haritaları mevcuttur. Bunlardan bazıları hedef yıla yönelik 2020, 2030 ve 2050 enerji stratejileridir. Ortak amaç emisyonu indirmek, yenilenebilir enerji kaynaklarının tüketimini arttırmak, enerji teknolojileri üzerine yoğunlaşmak ve enerji pazarında söz sahibi olmak üzerine kurulmuştur. AB (Avrupa Birliği) 2020 Enerji Stratejisi emisyonu minimum %20 azaltmayı, yenilenebilir enerjinin kullanımını %20 arttırmayı ve en az %20 enerji tasarrufunu hedeflemektedir. Ayrıca AB ülkeleri hedeflerinde, ulaştırma sektörü için %10'luk bir yenilenebilir enerji payı aramaktadır. Belirlenen hedefler çevre kirliliği, iklim değişikliği, hava kirliliğini indirmeye yönelik

seçilmiştir. Tüketici ve işletmeler için fosil yakıtlara bağımlılığın azaltılması ile uygun, ulaşılabilir enerji sağlamak diğer hedefler gibi önemli konumdur. Diğer stratejiler gibi 2030 stratejisinde temiz enerji, enerji verimliliği, uzun dönemde hedef olarak 2050'ye kadar olan dönemde emisyonun azaltılmasını hedeflemiştir. Rekabetçi, güvenilir ve sürdürülebilir enerji sistemleri üzerinde yoğunlaşmıştır. Düşük karbon teknolojileri, elektrik şebekeleri ve yeni boru hatları için yapılacak her türlü yatırıma teşvik edilmiştir. 2050 yılı için yapılan bir ekonomik analiz, dekarbonizasyonun etkin maliyetle nasıl yapılacağına kanıt olmuştur. Bu amaçlara bağlı olarak 2030 yılı için hedefler ve politikalar belirlenmiştir. Avrupa Komisyonu 2011 Enerji Yol Haritası enerji sisteminin sürdürülebilir, rekabetçi, güvenilir bir enerji sistemine dönüşümü için geliştirilmiş 2050 Enerji Yol Haritası oluşturulmuştur. 2050 Enerji Yol Haritası için dört ana unsur belirlenmiştir ve bunlar sırasıyla enerji verimliliği, yenilenebilir enerji, nükleer enerji, karbon depolama şeklindedir. Bu unsurlar uzun dönemde hedef yıla kadar oluşabilecek yedi senaryo oluşturmak ve analiz etmek için farklı yollarla birleştirilmiştir. (European Commission, 2018).

1.1. Enerji Kaynaklarının Sınıflandırılması

Sınıflandırma iki türlü incelenebilir fakat çalışmanın amacına paralel olarak ilgilenilen sınıflandırma tükenirliğe göre olmalıdır. Literatürde var olan diğer sınıflandırmalara da değinmek gerekir. Enerji kaynaklarının sınıflandırılması üç şekilde gerçekleştirilmiştir. Bunlar:

- Yeraltı ve Yerüstü Kaynakları Olup Olmadıklarına Göre
Yeraltı Enerji Kaynakları
Yerüstü Enerji Kaynakları
- Tükenebilir Kaynaklar Olup Olmadıklarına Göre
Tükenebilir (Fosil) Enerji Kaynakları
Yenilenebilir Enerji Kaynakları

- Jenetik Açıdan Organik Olup Olmadığına Göre
İnorganik Kökenliler
Organik Kökenliler

2. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında, enerji üretimi ile ekonomik büyüme arasında, yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ve yenilenebilir enerji üretimi ile ekonomik büyüme arasında olan ilişkiye dair birçok çalışma bulunmaktadır. Çalışmalarda çoğunlukla rastlanılan değişkenler enerji tüketimi-üretimi, yenilenebilir enerji üretimi-tüketimi, reel gayri safi yurt içi hasıla veya kişi başına düşen reel gayri safi yurt içi hasıla, enerji bağımlılığı, sermaye, emek gücü, karbondioksit emisyonudur. Analizlerin çoğunda nedensellik ilişkisi kullanılmıştır. Bu çalışmada ise yenilenebilir birincil enerji üretiminin ekonomik büyüme ve işgücüne katkısı eşbütünleşme katsayılarını tahminleyerek ölçülmüştür.

Apergis ve Payne yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamak için çeşitli çalışmalar ortaya koymuştur. 2010 yılında literatüre geçen çalışmasında 1985 ile 2005 yılları arasında 20 OECD ülkesi için panel veri kullanmıştır. İkili değişken olarak yenilenebilir enerji tüketimi, reel gayri safi yurt içi hasıla, emek gücü ve sabit sermaye oluşumunu dikkate almışlardır. Eşbütünleşme analizi ve nedenselliğin olup olmadığı eğer varsa tek yönlü mü çift yönlü mü olduğunu görmek için panel nedenselliği kullanmışlardır. Çalışma sonucunda yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümenin nedeni aynı zamanda ekonomik büyüme yenilenebilir enerji tüketiminin nedeni olduğunu bulmuşlardır (Apergis ve Payne, 2010:656-660). Doğan 2016 yılındaki çalışmasında 1988 ve 2012 yılları arası dönemde Türkiye'yi analiz etmiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi, reel gayri safi yurt içi hasıla, tükenir enerji tüketimi, emek gücü, sermaye değişkenlerinin kullanıldığı

çalışmada ARDL Sınır Testi, Gregory-Hansen ve Johansen Eşbütünleşme, VECM, Granger Nedensellik yöntemleri ile yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedenselliğe ulaşılmıştır (Doğan, 2016:1126-1136). Kahia, Aissa ve Charfeddine 2016 yılındaki çalışmada 1980 ve 2012 yılları arası dönemde net petrol ihracatçısı olan 13 Orta Doğu ülkesini incelemişlerdir. Yenilenebilir enerji tüketimi, reel gayri safi yurt içi hasıla, tükenir enerji tüketimi, emek gücü, sermaye ve sabit sermaye oluşumu kullanılarak yapılan analizde FMOLS ve Granger Nedensellik kullanılarak beş ülke için yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedenselliğe ulaşılmıştır (Kahia, Aissa ve Charfeddine, 2016:102-115). Rafindadi ve Öztürk 2017 yılında ortaya çıkardığı çalışmalarında 1971 yılının birinci çeyreğinden 2003 yılının son çeyreğine kadar Almanya'yı analiz etmişlerdir. Yenilenebilir enerji tüketimi, reel gayri safi yurt içi hasıla, emek gücü, sermaye değişkenleri kullanılarak yapılan analizde yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedenselliğe ulaşılmıştır (Rafindadi ve Öztürk, 2017:1130-1141). Bhattacharya, Paramati, Ozturk ve Bhattacharya'nın 2016 yılındaki çalışması 1991 ve 2012 yılları arasındaki dönemde 38 ülkeyi incelemiştir. Analiz sonucunda yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedensellik bulunmuştur (Bhattacharya, Paramati, Ozturk ve Bhattacharya, 2016:733-741). Naseri, Motamedi ve Ahmadian'ın 2016 yılındaki çalışması ise OECD ülkelerini incelemektedir. 1990 ve 2012 yılları arasındaki dönemi inceleyen çalışmada ARDL Sınır Testi ve Johansen Eşbütünleşme sonucunda yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedensellik söz konusu olduğunu bulmuştur (Naseri, Motamedi ve Ahmadian, 2016:502-509). Bhattacharya, Churchill ve Paramati'nin ortak çalışması 2017 yılında yayınlanmıştır. Çalışmada 1991-2012 yılları arasındaki

dönemde toplam 85 ülke incelenmiştir. yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedensellik ilişkisi olduğunu görmüşlerdir (Bhattacharya, Churchill ve Paramati 2017:157-167). Brini, Amara ve Jemmali 2017 yılında 1980 ve 2011 yılları arasındaki dönemde Tunus'u incelemişlerdir. Yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedensellik bulunmuştur (Brini, Amara ve Jemmali, 2017:620-627). Ben Jebli ve Ben Youssef 2015 yılındaki ortak çalışmada 69 ülkenin 1980 ve 2010 yılları arasındaki dönemini incelemişlerdir. Yapılan analizde reel gayri safi yurt içi hasıla ve yenilenebilir enerji tüketimi arasında nedenselliğe ulaşamamıştır (Ben Jebli ve Ben Youssef, 2015:799-808). 2013 yılında yapılan Al-Mulali, Fereidouni, Lee ve Sab ortak çalışmasında 108 ülke incelenmiştir. 1980 ve 2009 yılları arasındaki dönemi inceleyen analizde yenilenebilir enerji tüketimi ve reel gayri safi yurt içi hasıla kullanılmıştır. iki ülkede reel gayri safi yurt içi hasıladan yenilenebilir enerji tüketimine doğru nedensellik, 21 ülke için ise herhangi bir nedensellik bulunamamıştır (Al-Mulali, Fereidouni, Lee ve Sab, 2013:290-298). Koçak ve Şarkgüneşi 2017 yılında yayınlanan çalışmada dokuz Balkan ve Karadeniz ülkesini incelemiştir. Yenilenebilir enerji tüketimi, reel gayri safi yurt içi hasıla, sermaye, emek gücü değişkenleri kullanılarak 1990 ve 2012 yılları arasındaki dönem incelenmiştir. üç ülke için çift yönlü, beş ülke için yenilenebilir enerji tüketiminden reel gayri safi yurt içi hasılaya doğru nedensellik bulunmuştur. Toplam panelde çift yönlü nedensellik ve bir ülke için nedensellik bulunamamıştır (Koçak ve Şarkgüneşi, 2017:51-57).

3. METODOLOJİ

3.1.Im, Pesaran ve Shin Panel Birim Kök Testi

Lin ve Chu ile Levin'in geliştirdiği testler, kesitlere ait birimlerin otoregresif katsayılarının homojenliğini istese de, IPS(Im-

Pesaran-Shin Panel Birim Kök Testi) otoregresif katsayıların heterojen olmasına izin vermektedir. Test, yatay kesit birimleri arasında farklı seri özellikleri ile hata terimi μ_{it} korelasyonlu ise ADF testinin kullanılmasını doğru bulmaktadır. Sıfır hipotezi serinin birim kök içerdiği, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğu yani birim kök içermeme varsayımı altında oluşturulmuştur (Baltagi, 2005:242;Gül ve Kamacı, 2012:85). Test her yatay kesite dair olarak ayrı β değerlerine izin vermektedir. Panelin dengeli olması kesin bir gereklilik değildir. Dengesiz paneller için de uygundur. Yatay kesitlere ait olan ve ayrı hesaplanan ADF testlerinde çeşitli gecikmelere izin verilmektedir (Aslan ve Kula, 2008:5). ADF ortalaması (1)'de yer almaktadır.

$$\bar{t} = 1/N \sum_{i=1}^N t_{\rho i} \quad (1)$$

Denklem (1)'de $t_{\rho i}$ birim t istatistiği olarak yer almaktadır ve denklem (2)'de gösterilmiştir.

$$t_{\rho i} = \int_0^1 w_{iz} dw_{iz} / (\int_0^1 w_{iz}^2)^{1/2} = t_{iT} \quad (2)$$

Zaman boyutu sonsuza giderken, t_{iT} 'nin ortalama ve varyansının sonlu olduğu varsayılır (Öksüzkaya, 2013:29). N sonsuza giderken IPS testinin t istatistiği Lindeberg-Levy merkezi limit teoreminden hareketle denklem (3)'deki şeklini alır (Baltagi, 2005:243).

$$t_{IPS} = \sqrt{N} (\bar{t} E(t_{iT} | \rho_i = 1)) / \sqrt{Var(t_{iT} | \rho_i = 1)} \rightarrow N(0,1) \quad (3)$$

3.2.Fisher Panel Birim Kök Testi

Bu testlerde her yatay kesit birimine ait olan veri için birim kök testi yapılır. Ulaşılan olasılık değerleri tüm testin sonucuna ulaşmak için aracı olmaktadır. Fisher zaman serileri ile çalışıldığında, bilinen ADF testini kullanmaktadır. Bununla birlikte, Phillips Perron testi zaman serisinde birimlere ayrı ayrı test uygulaması yapmaktadır (Tatoğlu, 2012:214).Fisher testleri panel verilere dengeli olmak gibi bir sınırlama koymamaktadır. Zaman boyutunun sonsuza uzandığı durumlar için geçerli sayılan bu test

kesit boyutunun sonlu durumlarında ise H_1 hipotezine karşı tutarlılık göstermektedir. Sıfır hipotezi birim kök mevcut durağanlık yoktur şeklinde kurulurken, alternatif hipotez bazı birimlere ait zaman serileri bazıları ise tam tersi olarak kurulmaktadır. Fisher ADF testinin kullandığı model (4)'de gösterilmiştir.

$$Y_{it} = d_{it} + X_{it} \quad i = 1 \dots N \text{ ve } t = 1 \dots T_i \quad (4)$$

Bu model için çeşitli eşitlikler vardır. Y_{it} 'nin varlığı skotastik değişken olan X_{it} ve olmayan d_{it} 'nin birleşmesine bağlıdır. $d_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}t + \dots + \beta_{im}t^m$ ve $X_{it} = \alpha_i X_{it-1} + u_{it}$ eşitlikleri söz konusudur ve u_{it} durağan varsayılmaktadır (Tatoğlu, 2012:215). Denklem (5)'de yer alan istatistik Fisher ADF test istatistiği, denklem (6)'da yer alan istatistik ise PP test istatistiğidir.

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\rho_i) \rightarrow X_{2N^2} \quad (5)$$

$$Z = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2\ln(\rho_i) - 2) \rightarrow N(0,1) \quad (6)$$

3.3. Pedroni Eşbütünleşme Testi

Pedroni eşbütünleşme testi sıfır hipotezi eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı varsayımı altında kurulmaktadır. Eşbütünleşmeyi araştırmak amacıyla dördü grup içi ve üçü gruplar arası olmak üzere yedi test sınaması bulunmaktadır. Ayrımın nedeni ise otoregresif katsayı yani ρ_i 'nin değeri ile alakalıdır. Grup içerisinde otoregresif katsayı ortak değer alabilirken bu durum gruplar arası durumda mümkün değildir. Pedroni'nin yola çıktığı eşbütünleşme modeli denklem (7)'de verilmiştir. Pedroni eşbütünleşmede kurulan modelde T zaman boyutunu, N kesit boyutunu, K değişken sayısını, β 'lar eğim katsayılarını, α_i sabit etkiyi, δ_{it} ise trend anlamına gelmektedir (Şahan ve Bektaşoğlu, 2010:10).

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i}X_{1it} + \beta_{2i}X_{2it} + \dots + \beta_{ki}X_{kit} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

Pedroni eşbütünleşme testinin olumlu yönlerinden biri artıkların heterojen olmasına imkan sağlamasıdır. Diğer bir olumlu yönü ise kesitler arası değişimlere de olanak vermesidir. İlk iki test parametrik olmamakla birlikte ikincisi için söylenebilen bir benzerlik

PP ρ istatistiğine olan benzerliktir. Üçüncü sırada olan istatistik PP t istatistiğine benzemekle birlikte gene parametrik yapıya sahip değildir. Son grup içi test ise parametrik ve ADF t istatistiğine benzemektedir. Gruplar arası testlere geldiğimizde ortalama esasına dayanır ve parametrik değildir. Sırasıyla PP ρ , PP t ve ADF t istatistiğine benzerlik söz konusudur (Pedroni, 1999). Pedroni eşbütünleşme testleri,

Panel v istatistiği

$$T^2 N^{2/3} Z_{\hat{\rho}_{N,T}} \equiv T^2 N^{2/3} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (8)$$

Panel p istatistiği

$$T\sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv T\sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

Panel parametrik olmayan t istatistiği

$$Z_{t \quad N,T} \equiv \left(\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

Panel parametrik olan t istatistiği

$$Z_{t \quad N,T}^* \equiv \left(\hat{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (11)$$

Grup p istatistiği

$$TN^{-1/2} \tilde{Z}_{\hat{\rho}_{N,T-1}} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

Grup parametrik olmayan t istatistiği

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{t \quad N,T} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

Grup parametrik olan t istatistiği

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{t \quad N,T}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (14)$$

3.4. Kao Eşbütünleşme Testleri

Kao eşbütünleşme testleri sıfır hipotezi seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklinde kurulmaktadır. DF ve ADF testlerinin savunduğu yaklaşıma benzerliği mevcuttur. Bu testler artıkları öncelikle sabit etki modeli aracılığıyla ortaya koymaktadır. Kullanılan

model, $y_{it} = X'_{it}\beta + Z'_{it}\gamma + e_{it}$ şeklindedir. y_{it} ve X_{it} değişkenleri birinci derecede durağan ve Z'_{it} birimin etkisidir. Modelin grup içerisinde dönüşüm yaşaması sonucunda birim etki model dışı kalmaktadır. Bunun sonucunda artıklar $\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + v_{it}$ şeklinin alır. ρ 'nun EKK tahmin denklem (15)'te ve istatistiği (16)'da verilmiştir.

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it} \hat{e}_{it-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it}^2} \quad (15)$$

$$t_{\rho} = \frac{(\hat{\rho}-1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it}^2}}{s_e} \quad (16)$$

Denklem (16)'da bulunan s_e^2 denklem (17)'de gösterilmiştir.

$$s_e^2 = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it} \hat{\rho} \hat{e}_{it-1})^2 \quad (17)$$

Kao Dickey Fuller test istatistiklerini kullanarak dört tane Genişletilmiş Dickey Fuller kullanarak bir tane test istatistiği türetmiştir (Baltagi, 2005, ss.252-253;Chaiboonsri vd, 2010:73-74). İstatistikler;

Dickey Fuller ρ istatistiği

$$DF_{\rho} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{\frac{51}{5}}} \quad (18)$$

Dickey Fuller t istatistiği

$$DF_t = \sqrt{\frac{5}{4}} t_{\rho} + \sqrt{\frac{15N}{8}} \quad (19)$$

Dickey Fuller* ρ istatistiği

$$DF^*_{\rho} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho}-1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}} \quad (20)$$

Dickey Fuller* t istatistiği

$$DF^*_{t} = \frac{t_{\rho} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2 + 3\hat{\sigma}_v^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (21)$$

$\hat{e}_{it} = \rho\hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p v_j \Delta\hat{e}_{it-j} + \varepsilon_{it}$ regresyon tahmini ADF istatistiği

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2 + 3\hat{\sigma}_v^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (22)$$

4. VERİLER VE ANALİZ YÖNTEMLERİ

AB ülkelerinin son yıllardaki yenilenebilir enerji birincil üretimi-ekonomik büyüme ve istihdam yönlü durumu araştırılmaktadır. Bu amaçla analiz, 2006 ile 2016 yılları arasındaki dönemde AB-28 ülkelerinin yıllık verilerinden yararlanılarak yapılmıştır. Reel gayri safi yurt içi hasıla 2010 yılına göre sabit \$ cinsinden ölçülmüş yani 2010 deflatörü kullanılarak reelleştirilmiş ve Dünya Bankası'nın WDI (World Development Indicators) veri tabanından çekilmiştir. Yenilenebilir enerji birincil üretimi içerik olarak güneş enerjisi, biyokütle enerjisi ve atıklar, jeotermal enerji, hidrolik enerji, rüzgar enerjisi ve deniz kaynaklı enerjinin birincil üretimini kapsamaktadır ve veriler Eurostat'ın ten00081 kodlu veri tabanından alınmıştır. İşgücü değişkeni Dünya Bankası'nın WDI veri tabanından toplam işgücü olarak kişi bazında seçilmiş ve alınmıştır. Gayri safi sabit sermaye oluşumu değişkeni 2010 yılına göre sabit \$ cinsinden ve yine WDI veri tabanından elde edilmiştir. Yenilenebilir enerji birincil üretimi ölçütü olarak bin ton petrol eşdeğeri olan Ktoe birimi kullanılmaktadır. Panel veri analizinde 2006-2016 yılları arasındaki 10 yıllık zamana dair boyut T=11, yatay kesit boyutu ise 28 AB ülkesi N=28 olarak gösterilmektedir. İlk olarak üçüncü bölümde değinilen ve serilerin durağanlığı sınıadığımız IPS, Fisher ADF, Fisher PP birim kök testleri uygulanmıştır. Daha sonra düzeyde durağan olmayan fakat aynı derecede durağan olan seriler arasında Johansen eşbütünleşme için uygun gecikme kriteri belirlenerek uzun dönem etkileri belirlemek amacıyla VAR modeli kurulmuştur. Eşbütünleşme ilişkilerini test etmek amacıyla tüm varsayımları sınavan test sonuçları gözlemlenip Akaike ve Schwarz kriterine bağlı olarak uygun eşbütünleşme varsayımı seçilmiştir. İz testi ve özdeğer testi sonuçlarına göre eşbütünleşme ilişkisi yorumlandıktan sonra boyutunun anlaşılabilmesi amacıyla normalize edilmiş vektörler incelenmiştir. Daha sonra kısa dönem etkileri için uygun gecikmelerle hata düzeltme modeli VECM

kurulmuştur. Elde edilen sonuçların doğruluğu ve güvenilirliği için ters kökler, otokorelasyon ve değişen varyans sınaması yapılmıştır. Ortaya çıkan farklı varyans sorunu sonucunda bu soruna dirençli Pedroni ve Kao Eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Bu testlere göre ortaya çıkan uzun dönemli ilişki katsayılarını tahminleyebilmek için Pedroni'nin geliştirdiği otokorelasyon, içsellik, farklı varyans sorunlarını düzelterek sapmasız sonuçları alabileceğimiz FMOLS modeli kullanılmıştır.

4.1. Modeller

28 AB ülkesi panel veri analizine katılarak oluşturulan iki modelde yenilenebilir enerji üretiminin ekonomik büyümeye katkısı araştırılmak istenmiştir. Mevcut literatür çalışmalarında ekonomik büyüme göstergesi olarak kişi başına düşen reel gayri safi yurt içi hasılaya odaklanılmıştır. Sabit sermaye oluşumu ve işgücü gibi göstergeler arka planda kalmıştır. İlk model yenilenebilir enerji birincil üretiminin ekonomik büyümeye katkısını araştırırken bu göstergeleri göz önünde bulundurmamak için kurulmuştur. Oluşturulan model sonucunda yenilenebilir enerji birincil üretiminin etkisi dışında sabit sermaye oluşumunun ve işgücünün katkısında FMOLS'de yorumlanabilmektedir. Model 1, denklem (23)'de verilmiştir. İşgücü_{it} t. inci zaman boyutunda i. inci yatay kesit biriminin yani ülkenin toplam işgücü değerini, Sabit Sermaye Oluşumu_{it} ise t. inci zaman boyutunda i. inci yatay kesit biriminin sabit sermaye oluşum değerini göstermektedir.

$$\text{Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi}_{it} + \beta_2 \text{İşgücü}_{it} + \beta_3 \text{Sabit Sermaye Oluşumu}_{it} + \epsilon_{it} \quad (23)$$

İkinci model ise yenilenebilir enerji birincil enerji üretiminin işgücüne katkısı olup olmadığını araştırmak üzere kurulmuştur. Bunun yanında bu model kapsamında reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla'nın, sabit sermaye oluşumunda işgücüne katkısı FMOLS

sonucunda yorumlanmaktadır. Model 2 denklem (24)'de verilmiştir.

$$\text{İşgücü}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi}_{it} + \beta_2 \text{Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla}_{it} + \beta_3 \text{Sabit Sermaye Oluşumu}_{it} + \epsilon_{it} \quad (24)$$

4.2. Deneysel Sonuçlar

Seriler, modeller için analiz sonucunda güvenilir sonuçlar elde etmek amacıyla ve eşbütünleşme ilişkisinin derecesini saptamak birim kök testine tabi tutulmuştur. Birim kök içeren serilerle çalışıldığında sahte regresyon ortaya çıkmaktadır. R² ve F istatistik sonuçlarında sapma oluşması durağan olmayan serilerle kurulan modellerde görülen bir olumsuzluktur. Panel veri analizinde kullanılan yatay kesitler genel olarak heterojendir. Bu heterojenliği kabul etmemek parametrelerin tutarsız tahminlerine neden olmaktadır. Heterojenliği yansıtmamanın en geçerli yolu sabit veya eğim parametrelerinin heterojen olduğunu kabul edip bu bağlamda tahmin yöntemleri seçmektir (Tatoğlu, 2016:7). Uygun birim kök testlerinin belirlenebilmesi amacıyla yatay kesit bağımlılığı testleri kullanılmaktadır. Fakat birkaç yılı içeren mikro panellerde yatay kesit bağımlılığı bir sorun olarak görülmemektedir (Hoeckle, 2007:1-31). Baltagi'ye göre 20 ve 30'u aşan zaman boyutlu makro panellerde yatay kesit bağımlılığı sorun olarak kabul edilirken birkaç yılı içeren mikro panellerde böyle bir sorun görülmemektedir (Baltagi, 1998). Yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik çalışmada incelenmiş ve analize uygun olarak yatay kesit boyutu, zaman boyutundan büyük olduğundan Pesaran'ın CD testi kullanılmıştır (Pesaran, 2004). Kullanılan modeller için uygun etkiler belirlenmiş ve model bazında yapılan Pesaran CD testi ile olasılık değeri her iki model içinde 0.05'ten büyük bulunmuştur ve yatay kesit bağımlılığı yoktur varsayımı altındaki H₀ hipotezi reddedilememektedir. Modeller için parametre heterojenliği testi yapılmıştır. Sonuca göre hesap değeri tablo değerinden büyük bulunarak H₀ hipotezi reddedilmiştir. Buna göre heterojen paneller için önerilen tahmin yöntemleri kullanılacaktır.

4.3. Birim Kök Testleri

Sıfır hipotezi serinin birim kök içerdiği yani durağan olmadığı alternatif hipotez ise serinin birim kök içermediği (durağan olduğu) şeklinde kurulmuştur. Olasılık değerleri 0.05'ten düşük çıkan durumlarda sıfır hipotezi reddedilip serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır. Fisher ADF ve Fisher PP birim kök testi sabitli, sabit terimli ve trendli, sabit terimsiz ve trendsiz olmak üzere üç sına yapılmaktadır. IPS birim kök testi ise sabit terimli, sabit terimli ve trendli olmak üzere iki çeşit sına yapılmaktadır. IPS ve Fisher ADF testi için analizde Akaike Bilgi Kriteri'ne göre otomatik gecikme uzunluğu kullanılmıştır. Fisher PP testinde Barlett Kernel metodu Bandwith genişliği Newey-West yöntemi kullanılmıştır. Modeller için uygun etkiye bağlı olarak birim bazında sonuçlarla F testi yapılmıştır. Sonuca göre H_0 hipotezi reddedilmiştir. Buna göre heterojen paneller için önerilen tahmin yöntemleri kullanılacaktır. Modellerde yer alan tüm değişkenlerin birim kök testleri Tablo 1 -Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 1 : IPS Birim Kök Testi Sonuçları

	Değişkenler	IPS İstatistik	Olasılık Değeri
Sabit	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	-0.5425	0.2937
	Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	1.1407	0.8730
	D(Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla)	-7.4318	0.0000*
	D(Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi)	-9.2340	0.0000*
	İşgücü	1.5527	0.9398
	Sabit Sermaye Oluşumu	-3.6766	0.0001*
	D(İşgücü)	-7.5365	0.0000*
	D(Sabit Sermaye Oluşumu)	-5.9819	0.0000*
Sabit ve Trend	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	-0.4513	0.3259
	Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	-2.1627	0.0153*
	D(Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla)	-8.5171	0.0000*
	D(Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi)	-5.0656	0.0000*
	İşgücü	-1.9957	0.0230*
	Sabit Sermaye Oluşumu	-0.3828	0.3509
	D(İşgücü)	-2.9891	0.0014*
	D(Sabit Sermaye Oluşumu)	-5.1144	0.0000*

*Olasılık değeri %5 altındaki değerleri gösterir.

IPS birim kök testi sonuçları tüm seriler için Tablo 1'de gösterilmiştir. Değişkenlerin birinci dereceden farkları alınmış hali parantez içerisinde başına D eklenip gösterilmiştir. Denklem (23) ve denklem (24)'te kullanılan

değişkenlerin IPS birim kök sonuçlarına göre reel gayri safi yurt içi hasıla ve yenilenebilir enerji birincil üretimi için sabit terimli sınamada olasılık değeri > 0.05 olduğundan her iki seride birim kök içermekte olup durağanlık söz konusu değildir. Sabit katsayı ve trend içeren sınamada reel gayri safi yurt içi hasıla olasılık değeri > 0.05 olduğundan düzeyde durağan değildir. Yenilenebilir enerji birincil üretimi ise olasılık değeri < 0.05 olduğundan seride birim kök yoktur seri durağandır sonucuna ulaşılmıştır. Birinci dereceden farkları alındığında her iki seride hem sabit içeren hem sabit ve trend içeren sınamada durağan bulunmuştur. Bu durumda aynı dereceden durağan oldukları yani $I(1)$ oldukları için eşbütünleşme testine uygunluk şartı sağlanmıştır. Sermaye oluşumu serisi sabit terimli sınamada düzeyde olasılık değeri < 0.05 olduğundan durağandır. İşgücü serisi ise sabit içeren sınamada düzey için olasılık değeri > 0.05 olduğundan durağan değildir. Sabit ve trend içeren sınamada işgücü serisi olasılık değeri < 0.05 olduğundan durağan, sabit sermaye oluşumu serisi olasılık değeri > 0.05 olduğundan durağan değildir. Her iki serinin hem sabitli sınamada hem trend ve sabitli sınamada birinci dereceden farkları alınması sonucunda durağanlık sonucuna ulaşılmıştır. Yani $I(1)$ serilerdir.

Tablo 2 : Fisher ADF ve Fisher PP Birim Kök Testi Sonuçları

	Değişkenler	Fisher ADF İstatistik	Olasılık değeri	Fisher PP İstatistik	Olasılık değeri	
Sabit	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	59.0086	0.3661	47.1006	0.7956	
	Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	40.9281	0.9348	84.0571	0.0090*	
	D(Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla)	167.078	0.0000*	163.985	0.0000*	
	D(Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi)	196.809	0.0000*	269.927	0.0000*	
	İşgücü	63.2986	0.2345	92.1070	0.0017*	
	Sabit Sermaye Oluşumu	105.375	0.0001*	49.3929	0.7214	
	D(İşgücü)	158.611	0.0000*	149.727	0.0000*	
	D(Sabit Sermaye Oluşumu)	148.256	0.0000*	126.186	0.0000*	
	S	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	69.9999	0.0988	58.6029	0.3802

	Değişkenler	Fisher ADF İstatistik	Olasılık değeri	Fisher PP İstatistik	Olasılık değeri
	Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	94.2234	0.0011*	113.738	0.0000*
	D(Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla)	227.458	0.0000*	228.176	0.0000*
	D(Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi)	165.730	0.0000*	242.802	0.0000*
	İşgücü	84.3787	0.0084*	97.1438	0.0005*
	Sabit Sermaye Oluşumu	70.6846	0.0895	43.4901	0.8887
	D(İşgücü)	124.882	0.0000*	154.711	0.0000*
	D(Sabit Sermaye Oluşumu)	186.695	0.0000*	172.744	0.0000*
	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	17.8544	1.0000	21.8986	1.0000
Sabitsiz Trendsiz	Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	3.08770	1.0000	1.0549	1.0000
	D(Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla)	254.541	0.0000*	245.300	0.0000*
	D(Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi)	228.872	0.0000*	230.222	0.0000*
	İşgücü	39.8559	0.9493	37.1321	0.9756
	Sabit Sermaye Oluşumu	34.4078	0.9898	38.7097	0.9621
	D(İşgücü)	151.011	0.0000*	163.576	0.0000*
	D(Sabit Sermaye Oluşumu)	251.918	0.0000*	230.222	0.0000*

*Olasılık değeri %5 altındaki değerleri gösterir.

Fisher ADF ve Fisher PP sonuçlarına ait sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir. Fisher ADF sonucuna göre reel gayri safi yurt içi hasıla serisi hem sabitli hem sabitli trendli hem sabitsiz trendsiz sınamada düzeyde olasılık değeri > 0.05 olduğundan durağan değildir. Yenilenebilir enerji birincil üretimi ve işgücü serisi düzeyde sabitli ve sabitsiz trendsiz sınamada olasılık değeri > 0.05 olduğundan birim kök içermektedir. Fakat sabitli ve trendli sınama için bu durum tam tersidir. Sabit sermaye oluşumu serisi ise %5 anlamlılık seviyesine göre düzeyde sadece sabitli sınamada durağan bulunmuştur. Birinci dereceden fark alındığında tüm sınamalarda tüm seriler durağan bulunmuştur. Seriler $I(1)$ 'dir. Bunun sonucunda Fisher ADF testinin tüm sınamaları kapsayan sonuçları dahilinde bütün seriler aynı dereceden yani birinci dereceden durağan bulunmuşlardır. Bu eşbütünlük testi için gerekli olan şartın sağlandığı anlamına gelmektedir.

Fisher PP sonuçlarına geldiğimizde reel gayri safi yurt içi hasıla ve sabit sermaye oluşumu serisi her üç sınama için $I(0)$ 'da olasılık değeri

> 0.05 olduğundan durağan değildir. Yenilenebilir enerji birincil üretimi ve işgücü serileri için $I(0)$ 'da sabitsiz ve trendsiz sınamada olasılık değeri > 0.05 nedeniyle birim kök içermektedir. Sabit ve sabit trend içeren sınamada yenilenebilir enerji birincil üretimi ve işgücü serileri olasılık değeri < 0.05 olduğundan birim kök yoktur. Son olarak tüm seriler birinci dereceden farkları alındığında durağan hale gelmişlerdir. Fisher PP test istatistik sonuçlarına göre seriler $I(1)$ 'dir ve eşbütünlük için gerekli şart sağlanmıştır.

4.4.Eşbütünlük

Serilerin analize katılabilmesi için durağan olması gerekliliği güvenilirlik ve sapmasız sonuçlar açısından önemli rol oynamaktadır. Durağanlığı sağlamak amacıyla yapılan fark alma işlemi veri ve bilgi kaybına neden olmaktadır. Eşbütünlük serilerin düzey birleşimlerinin durağanlığını incelerken aynı zamanda olumlu sonuç halinde uzun dönem dengenin araştırılması ve yorumlamasını sağlamaktadır. Seriler eşbütünlük ise paneldeki her bir değişken herhangi bir şok değil stokastik trend etkisindedir (Tarı ve Yıldırım, 2009:100). Johansen eşbütünlük temelini aynı dereceden durağan olan serilerin bulunduğu modelde yer alan her değişken için bu değişkenlerin düzey ve gecikmeli değerlerini barındıran VAR'a dayamıştır. Denklem (25)'te değinilecek olan denklem sisteminde katsayılar matrisi Π 'dir ve rankı varolan eşbütünlük ilişkisini vermektedir. Rankın sıfıra eşitliği eşbütünlük ilişkisinin olmadığını söylemektedir. Rank bire eşit ise değişkenler arasında bir, daha büyükse birden fazla eşbütünlük ilişkisi söz konusudur. Maksimum özdeğer ve iz testi istatistikleri eşbütünlük ilişkilerinin varlığını sınamaktadır. Sıfır hipotez rankın r 'ye eşitliği veya r 'den küçüklüğü şeklinde kurulur. İstatistiklerin kritik değere kıyasla fazla olması durumunda sıfır hipotezi kabul edilmemekte ve eşbütünlük ilişkisinin varlığı doğrulanmaktadır.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \Delta X_{t-k} + \epsilon_t$$

$$\Gamma_1 = -1 + \Pi_1 + \dots + \Pi_k \quad i = 1, \dots, k \quad (25)$$

ARDL yöntemi yerine Johansen'a yönelimin nedeni paneli oluşturan ülkelerin ortak özelliklere, benzer yapıya sahip olmaları ve geniş kapsamlı gözlem setinin söz konusu olmasıdır. Johansen VAR'a dair uygun gecikmelerin bulunabilmesi amacıyla iki model içinde Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn

bilgi kriteri ile nihai tahmini hata, LR test istatistiği kullanılmıştır. En düşük değer Akaike bilgi kriteri tarafından verilmektedir. Yıllık verilere dayalı olması maksimum gecikme uzunluğunu dört olarak belirleme nedenidir. Ayrı ayrı her model için Akaike bilgi kriterine göre gecikme uzunluğu 4 seçilmiştir. Her bir model için VAR(4) sonuçları Tablo 3 ve 4'de verilmiştir.

Tablo 3 : Model 1 İçin VAR(4) Sonucu

	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	Yenilenebilir Enerji Birincil	İşgücü	Sabit Sermaye Oluşumu
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-1)	1.2101*	-0.5336	-0.0138	1.5581*
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-2)	-0.4658*	1.1829*	0.0769	-1.5028*
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-3)	0.4544*	-0.6095	-0.1180*	0.8826*
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-4)	-0.1985*	-0.1666	0.0568	-0.8880*
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	-0.0219	0.7506*	0.0012	-0.1507*
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	0.0275	0.0339	0.0009	0.1412*
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	0.0038	0.0391	-0.0005	0.0123
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	-0.0100	0.0645	-0.0038	-0.0143
İşgücü (-1)	-0.0941	-0.7516	1.3349*	0.5613
İşgücü (-2)	0.0593	-0.5957	-0.3057*	-0.5913
İşgücü (-3)	-0.0617	1.1192	-0.0260	-0.6229
İşgücü (-4)	0.1042	0.1480	-0.0043	0.6718
Sabit Sermaye Oluşumu (-1)	0.0683*	0.1027	0.0268*	0.9371*
Sabit Sermaye Oluşumu (-2)	-0.0328	-0.0242	-0.0318*	-0.1841
Sabit Sermaye Oluşumu (-3)	-0.0158	-0.0090	0.0228	0.1083
Sabit Sermaye Oluşumu (-4)	-0.0293	0.1060	-0.0153	0.1274
C	0.1444*	-0.8260*	-0.04270	-0.4303*
R ² Değeri	0.9986	0.9962	0.9999	0.9973
Düzeltilmiş R ² Değeri	0.9984	0.9959	0.9999	0.9971
F-İstatistik Değeri	7982.383	2984.208	235594.9	4226.192
Log Olabilirlik	455.2804	159.0413	633.2628	215.0581
Akaike AIC	-4.4722	-1.4494	-6.2883	-2.0210
Schwarz SC	-4.1879	-1.1650	-6.0040	-1.7366

*%5 olasılık düzeyine göre anlamlı olanları göstermektedir

Birinci modele dair VAR(4) sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. Bu sonuçlara göre ikinci modelde ilgilenilen reel gayri safi yurt içi hasıla üzerine katkı olduğundan bu kısım dikkate alınarak reel gayri safi yurt içi hasılanın bir dönem gecikmesinin reel gayri safi yurt içi hasıla üzerine pozitif ve anlamlı, iki dönem gecikmesinin negatif ve anlamlı, üç dönem

gecikmesinin pozitif ve anlamlı, dört dönem gecikmesinin negatif ve anlamlı etkisi vardır. Diğer değişkenlerden sadece sabit sermaye oluşumunun bir dönem gecikmesinin reel gayri safi yurt içi hasıla üzerinde pozitif ve anlamlı etkisi mevcuttur. Sabit terim ise pozitif ve anlamlı etkiye sahiptir

Tablo 4 : Model 2 İçin VAR(4) Sonucu

	İşgücü	Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	Sabit Sermaye Oluşumu
İşgücü (-1)	1.3349*	-0.0941	-0.7516	0.5613
İşgücü (-2)	-0.3057*	0.0593	-0.5957	-0.5913
İşgücü (-3)	0.0260	-0.0617	1.1192	-0.6229
İşgücü (-4)	-0.0043	0.1042	0.1480	0.6718
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-1)	-0.0138	1.2101*	-0.5336	1.5581*
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-2)	0.0769	-0.4658*	1.1829*	-1.5028*
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-3)	-0.1180*	0.4544*	-0.6095	0.8826*
Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (-4)	0.0568	-0.1985*	-0.1666	-0.8880*
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi (-1)	0.0012	-0.0219	0.7506*	-0.1507*
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi (-2)	0.0009	0.0275	0.0339	0.1412*
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi (-3)	-0.0005	0.0038	0.0391	0.0123
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi (-4)	-0.0038	-0.0100	0.0645	-0.0143
Sabit Sermaye Oluşumu (-1)	0.0268*	0.0683*	0.1027	0.9371*
Sabit Sermaye Oluşumu (-2)	-0.0318*	-0.0328	-0.0242	-0.1841
Sabit Sermaye Oluşumu (-3)	0.0228	-0.0158	-0.0090	0.1083
Sabit Sermaye Oluşumu (-4)	-0.0153	-0.0293	0.1060	0.1274
C	-0.0427*	0.1444*	-0.8260*	-0.4303*
R ² Değeri	0.9999	0.9986	0.9962	0.9973
Düzeltilmiş R ² Değeri	0.9999	0.9984	0.9959	0.9971
F-İstatistik Değeri	235594.9	7982.383	2984.208	4226.192
Log Olabilirlik	633.2628	455.2804	159.0413	215.0581
Akaike AIC	-6.2883	-4.4722	-1.4494	-2.0210
Schwarz SC	-6.0040	-4.1879	-1.1650	-1.7366

*%5 olasılık düzeyine göre anlamlı olanları göstermektedir.

Tablo 4’de ikinci modele dair VAR(4) sonuçları verilmiştir. Model 2 işgücü değişkeni üzerine etkiyi incelediğinden ilgilenilen ilk kısım olacaktır. Sonuçlara göre işgücü değişkeninin bir dönem gecikmesinin işgücü üzerinde pozitif ve anlamlı, iki dönem gecikmesinin negatif ve anlamlı etkisi vardır. Reel gayri safi yurt içi hasıla değişkeninin üç dönem gecikmesinin işgücü üzerinde negatif ve anlamlı etkisi mevcuttur. Sabit sermaye oluşumu değişkeninin bir dönem gecikmesinin işgücü üzerinde pozitif ve anlamlı, iki dönem gecikmesinin negatif ve anlamlı etkisi vardır. Sabit terim ise negatif ve anlamlı bir katkı sağlamaktadır. VAR(4) modelleri tahmin edildikten Johansen eşbütünleşme analizine geçilmiştir. Sıfır hipotez “H₀ : Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.”, alternatif hipotez ise “H₁ : Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.” şeklinde kurulmaktadır. Johansen eşbütünleşme doğrusal, deterministik ve

kuadratik trende izin verip vermemesi veya hiçbir deterministik trend bulunmaması şeklinde, ayrıca sabit içerip içermemesinde kapsayan birçok tahmin varsayımı sunmaktadır. Akaike bilgi kriterine göre uygun varsayımı seçebilmek için var olan beş varsayımın özetleri tahminlenmiş ve en optimal değeri veren, iki model için deterministik trendi yok sayan sabitli varsayım uygun çıkmıştır. Modellerin Johansen eşbütünleşme sonuçları hem özdeğer hem iz testi ile Tablo 5’te verilmiştir.

Model 1 ve 2 farklı bağımlı değişkene fakat aynı serilere sahip olduklarından her iki modele ait olan Johansen eşbütünleşme sonuçları aynıdır. İki modelin eş Johansen eşbütünleşme özdeğer ve iz testi sonuçları Tablo 5’te verilmiştir. İz test istatistiği veya özdeğer test istatistiği %5 anlamlılık seviyesindeki kritik tablo değerinden büyük ise H₀ hipotezleri reddedilmektedir. Sonuçlar

incelendiğinde hem iz hem özdeğer testi eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını varsayan H_0 hipotezini reddetmektedir. Özdeğer testi seriler arası iki eşbütünleşme ilişkisi bulunurken iz testi bir eşbütünleşme ilişkisi bulmuştur. Bu gibi durumlarda iz test istatistiği en küçük özdeğerleri bile göz önüne alarak olduğundan iz test istatistiğine önem vermek doğru olacaktır (Kasa, 1992; Serletis ve King, 1997). Johansen ve Juselius bu iki test sonucunda herhangi bir çelişkide iz testinin kullanılması gerektiğini savunmuştur. **Bu durumda reel gayri safi yurt içi hasıla, yenilenebilir enerji birincil üretimi, sabit sermaye oluşumu, işgücü serileri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur.** Diğer bir ifadeyle seriler arasında bir eşbütünleşik vektör bulunmaktadır. Eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Fakat uzun dönemde ilişki içerisinde olan seriler arasında kısa dönemde dengesizlikler görülebilmektedir. Hata teriminin gecikmelisine dair olan katsayı uyarılama katsayısı olarak adlandırılır. 0 ile -1 arasında olması VECM çalışma şartıdır. Uyarılama katsayısının istatistiki olarak anlamlı çıkması kısa dönemde etkiden bahsedebilmek için gereklidir.

Tablo 5 :Johansen Eşbütünleşme Analiz Sonuçları

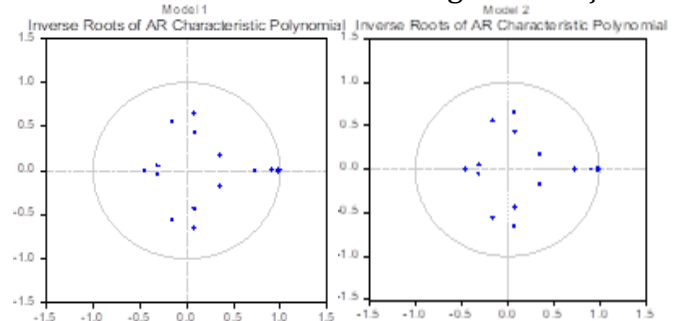
Model 1				
Eşbütünleşme Sayısına Dair Hipotezler	Eşbütünleşme Sayısına Dair Hipotezler	Maksimum Özdeğer İstatistik Değeri	Kritik Değer	Olasılık Değeri
$H_0: r = 0$	$H_1: r \geq 1$	54.8150	28.588	0.0000
$H_0: r = 1$	$H_1: r \geq 2$	22.5994	22.299	0.0454
$H_0: r = 2$	$H_1: r \geq 3$	6.7922	15.892	0.6948
$H_0: r = 3$	$H_1: r \geq 4$	0.2506	9.1645	0.9998
Maksimum özdeğer testi, 0,05 düzeyinde 2 eşbütünleşik denklem içerir.				
Model 2				
Eşbütünleşme Sayısına Dair Hipotezler	Eşbütünleşme Sayısına Dair Hipotezler	İz İstatistik Değeri	Kritik Değer	Olasılık Değeri
$H_0: r = 0$	$H_1: r = 1$	84.4574	54.079	0.0000
$H_0: r \leq 1$	$H_1: r = 2$	29.6423	35.192	0.1754
$H_0: r \leq 2$	$H_1: r = 3$	7.0428	20.261	0.8945

$H_0: r \leq 3$	$H_1: r = 4$	0.2506	9.1645	0.9998
İz testi, 0,05 düzeyinde 1 eşbütünleşik denklem içerir.				

Model 1 hata düzeltme modeline göre, ECT_{t-1} yani hata terimi bir dönem gecikmeli değer 0 ile -1 arasında ve %10'a göre anlamlı bulunmuştur. Bu durumda şartlar sağlanmış ve kısa dönem bir etkiden bahsetmek mümkün olacaktır. Bir yıl içerisinde bağımsız değişkenlerde meydana gelecek herhangi bir şokun neden olduğu dengesizliğin %0.38'i yıl içerisinde ortadan kalkacak veya eski haline dönecektir. Bu şekilde uzun dönemde denge yavaş yavaş sağlanacaktır. Uyarılama hızının yavaş olduğu söylenebilmektedir. Model 2 hata düzeltme modelinde işgücüne olan etki araştırılmıştır. Hata teriminin bir dönem gecikmelisi bağımlı değişkenden türetilmiştir. 0 ile -1 arasında %10'göre anlamlıdır. Yıl içerisinde bağımsız değişkenlerden kaynaklı herhangi bir şokun işgücü üzerinde yarattığı dengesizliğin %0.15'i yıl sonuna kadar düzeltilecek veya ortadan kalkacaktır. Uyarılama hızının diğer modeldeki gibi yavaş olduğu söylenebilmektedir.

4.5. Model Doğrulama Şartları

Bütün bu sonuçlar için model doğrulama şartları vardır. Bunlar VAR modelinin karakteristik ters köklerini bulmak, otokorelasyon sınaması ve değişen varyans testidir. İlk olarak modeller için ters köklerin birim çember içerisinde yer alıp almadığına bakılacaktır. Modeller için Şekil 2'de VAR modelinin karakteristik kökleri gösterilmiştir.



Şekil 2 : Modeller İçin VAR(4) Karakteristik Ters Kökleri

VAR(4) modelinin karakteristik ters kökleri incelendiğinde ne Model 1 ne Model 2'de birim

çember dışında hiçbir köke rastlanmamıştır. Bu test sonuçlarının durağan ve tutarlı olduğunu göstermektedir. Diğer bir doğrulama şartı otokorelasyon sınamasıdır. Bunun için LM testi kullanılmıştır. Sıfır hipotezi LM testi için otokorelasyon sorunu yoktur şeklinde kurulmaktadır ve olasılık değeri kritik anlamlılık seviyelerinden büyükse H_0 reddedilememektedir. Her bir VAR modeline ait LM sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır. Sonuçlara göre her iki modelde 4. gecikmede %5 anlamlılık seviyesine göre olasılık değeri > 0.05 olduğundan otokorelasyon içermemektedir.

Tablo 6 : LM Otokorelasyon Test Sonuçları

Model 1 İçin Otokorelasyon LM Testi		
Gecikmeler	LM-İstatistiği	Olasılık Değeri
1	98.22489	0.0000
2	46.05639	0.0001
3	40.63873	0.0006
4	25.84826	0.0562
Model 2 İçin Otokorelasyon LM Testi		
Gecikmeler	LM-İstatistiği	Olasılık Değeri
1	98.22489	0.0000
2	46.05639	0.0001
3	40.63873	0.0006
4	25.84826	0.0562

Son doğrulama şartı ise değişen varyans sınamasıdır. Bu amaçla White testi kullanılmıştır. Sıfır hipotezi H_0 : sabit varyans, alternatif hipotez ise H_1 : değişen varyans şeklinde kurulmuştur. Olasılık değeri > 0.05 ise H_0 reddedilememektedir. Modellere ait White testi sonuçları Tablo 7'de verilmiştir. Sonuçlara göre VAR modellerinde değişen varyans sorununa rastlanmıştır. Değişen varyans sonucu VAR modellerinin standart hatalarında, varyanslarında sapma sorununa neden olabilmektedir. Bunun sonucunda uzun dönem ilişkisini değişen varyans sonucuna duyarlı kesitler için ayrı ayrı veya birlikte uzun dönem ilişkisini inceleyebilen Pedroni eşbütünleşme kullanılacaktır. Model 1 için Pedroni'de Grup ADF ve Panel ADF istatistikleri arasında tutarsızlık söz konusu olduğundan Kao eşbütünleşmede kullanılacaktır.

Tablo 7 : White Değişen Varyans Test Sonuçları

Model 1 White Testi Sonuçları			
	Ki Kare İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Olasılık değeri
No Cross Terms	614.4220	320	0.0000
With Cross Terms	1574.854	1170	0.0000
Model 2 White Testi Sonuçları			
	Ki Kare İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Olasılık değeri
No Cross Terms	614.4220	320	0.0000
With Cross Terms	1575.380	1190	0.0000

4.6. Pedroni Eşbütünleşme

VAR modellerinde değişen varyans sorununa rastlandığından bu soruna dirençli olan Pedroni eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Pedroni eşbütünleşmede sıfır hipotez " H_0 : Seriler arası eşbütünleşme ilişkisi yoktur." alternatif hipotez " H_1 : Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır." şeklinde kurulmaktadır. Grup içi veya gruplar arası kalıntı temelli yedi istatistiğin hangisini kullanması gerektiğine Monte Carlo simülasyonu ile karar veren Pedroni 20 veya daha az dönem içeren küçük örneklem için Panel ADF veya Grup ADF istatistiğinin diğerlerine göre daha tutarlı sonuç verdiğini görmüştür (Pedroni, 2004:597-625). Olasılık değerleri kritik anlamlılık düzeylerinden küçük ise H_0 hipotezi reddedilmektedir. Düzeltmiş Dickey-Fuller artık varyansları kullanılmış, gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş ayrıca Barlett Kernel metodu ve Bandwith genişliği Newey-West yöntemi kullanılarak otomatik belirlemiştir. Newey-West yöntemi kullanma nedeni değişen varyansa karşı duyarlı olmasıdır. Kurulan modellere ilişkin Pedroni eşbütünleşme sonuçları Tablo 8 ve 10'da verilmiştir.

Model 1 için yapılan Pedroni eşbütünleşme sonuçları Tablo 8'de gösterilmektedir. Üç test istatistiği %5'e göre H_0 hipotezini reddetmektedir yani eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmektedir. Diğer dört istatistik ise eşbütünleşme ilişkisini reddetmektedir. Grup ADF test istatistiği eşbütünleşme ilişkisini doğrularken, Panel ADF istatistiği

eşbütünleşme ilişkisini yok saymaktadır. Tam anlamıyla uzun dönem ilişkisinin varlığını belirlemek için Kao eşbütünleşme analizi uygulanmıştır. Kao eşbütünleşme için gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş ayrıca Barlett Kernel metodu ve Bandwith genişliği Newey-West yöntemi kullanılarak otomatik belirlenmiştir. Kao eşbütünleşme analiz sonuçları Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 8 : Model 1 İçin Pedroni Eşbütünleşme Sonuçları

	İstatistik	Olasılık Değeri	Ağırlıklandırılan İstatistik	Olasılık Değeri
Grup İçi İstatistikler				
Panel v-İstatistiği	-0.0625	0.5249	-1.0174	0.8455
Panel rho-İstatistiği	2.2654	0.9883	2.5610	0.9948
Panel PP-İstatistiği	-4.0794*	0.0000	-6.6143*	0.0000
Panel ADF-İstatistiği	-1.2588	0.1040	-3.6925*	0.0001
Gruplar Arası İstatistikler				
Grup rho-İstatistiği	5.3201	1.0000		
Grup PP-İstatistiği	-9.7140*	0.0000		
Grup ADF-İstatistiği	-4.5668*	0.0000		

*%5 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 9 : Model 1 İçin Kao Eşbütünleşme Analiz Sonuçları

	t-İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
ADF	-2.9380	0.0017
Artık Varyans	0.0007	
HAC Varyans (Heteroskedasticity and autocorrelation-consistent estimators)	0.0008	

Kao eşbütünleşme sonuçlarına göre olasılık değeri < 0.05 olduğundan eşbütünleşme ilişkisinin varlığını kabul etmeyen H_0 hipotezi reddedilmektedir. Buna göre seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığından söz edilebilmektedir. Khobai'nin 2018 yılındaki çalışmasında yenilenebilir enerjiden elektrik üretimi, emisyon, işgücü, sermaye ve ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme

ilişkisi bulunmuştur. Son olarak Model 2'ye ait Pedroni eşbütünleşme test sonuçları Tablo 10'da verilmiştir. Bu sonuçlara göre hem her kesite özgü hem kesitler arası artık temelli yedi test istatistiğinin dördü %5'e göre H_0 hipotezini reddetmektedir. Diğer üçü ise %5 anlamlılık seviyesine göre H_0 hipotezini reddedememektedir. Grup ADF ve Panel ADF test istatistiği sonuçları eşbütünleşme ilişkisi yoktur varsayımını içeren H_0 hipotezini reddetmektedir. Bu durumda ikinci modeli oluşturan seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı söz konusudur.

Tablo 10 : Model 2 İçin Pedroni Eşbütünleşme Sonuçları

	İstatistik	Olasılık Değeri	Ağırlıklandırılan İstatistik	Olasılık Değeri
Grup İçi İstatistikler				
Panel v-İstatistiği	0.3615	0.3588	0.0220	0.4912
Panel rho-İstatistiği	2.6287	0.9957	2.4914	0.9936
Panel PP-İstatistiği	-3.1057*	0.0009	-3.5289*	0.0002
Panel ADF-İstatistiği	-2.1636*	0.0152	-2.9187*	0.0018
Gruplar Arası İstatistikler				
Grup rho-İstatistiği	4.9649	1.0000		
Grup PP-İstatistiği	-6.4542*	0.0000		
Grup ADF-İstatistiği	-3.9669*	0.0000		

*%5 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 10'daki sonuçları destekler nitelikte literatürde Bayrakkutan, Yılgör ve Uçak'ın 2011 yılındaki çalışmasında yenilenebilir enerjiden elde edilen elektrik üretimi ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Yine Özkan, Kuyuk ve Özkan'ın 2012 yılındaki Türkiye çalışmasında enerji üretimi ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Dinç ve Akdoğan'ın 2019 yılındaki çalışmasında yenilenebilir enerji üretimi ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Singh, Nyuur ve Richmond'un 2019 yılındaki çalışmasında işgücü, sabit sermaye oluşumu, yenilenebilir enerji üretimi,

reel gayri safi yurt içi hasıla ve fosil yakıt tüketimi arasında da eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur.

4.7. Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (FMOLS)

Pedroni ve Kao eşbütünleşme çıktılarına göre belirlenen tüm modellerin serileri arasında uzun dönemli ilişki saptanmıştır. Sonraki aşama ise ilişkinin sapmasız ve nihai katsayılarını tahminlemektir. Pedroni'nin önerdiği FMOLS kullanılacaktır. İçsellik, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarından oluşabilecek sapmaları düzelterek çıktı vermesi yöntemin en önemli avantajıdır. Katsayıların hesaplanması grupların öngörü ortalamalarına dayanır ve t istatistikleri normal dağılıma gitmektedir. Monte Carlo sonucunda Pedroni küçük örneklerde FMOLS'nin etkin sonuçlar verdiğini gözlemlemiştir (Kök ve Şimşek:2006). Bartlett Kernel yöntemi ve Bandwith genişliği Newey-West otomatik gecikme uzunluğu kullanılarak oluşturulan her modele ait FMOLS sonuçları sırasıyla Tablo 11 ve 12'de verilmiştir.

Tablo 11 : Model 1 İçin FMOLS

Bartlett Kernel, Newey-West Otomatik Genişliği ve Newey-West Otomatik Gecikme Uzunluğu Kullanılarak Oluşturulan FMOLS Modeli				
	Katsayı Değeri	Standart Hata	t- İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Yenilenebilir Enerji Birincil Üretimi	0.516270	0.020533	25.14360	0.0000
İşgücü	0.038553	0.018442	2.090453	0.0376
Sabit Sermaye Oluşumu	0.111808	0.044453	2.515213	0.0125
R ² Değeri	0.953460			
Düzeltilmiş R ² Değeri	0.947853			

İlk modele ait FMOLS sonucu Tablo 11'de verilmiştir ve tahminlenen FMOLS sonucuna göre bağımsız değişkenlerin reel gayri safi hasıla üzerindeki uzun dönem etkisi anlamlı bulunmuştur. Yenilenebilir enerji birincil

üretimünün, işgücünün ve sabit sermaye oluşumunun uzun dönemde reel gayri safi hasılaya pozitif yönde anlamlı etkisi mevcuttur. Yenilenebilir birincil enerji üretimindeki %1'lik artış uzun dönemde reel gayri safi yurt içi hasılayı %0.51, sabit sermaye oluşumundaki %1'lik artış uzun dönemde reel gayri safi yurt içi hasılayı %0.11, işgücündeki %1'lik artış uzun dönemde reel gayri safi yurt içi hasılayı %0.03 arttırmaktadır. Sonuçları destekler nitelikte Singh, Nyuur ve Richmond'un 2019 yılındaki çalışmasında gayri safi yurt içi hasılanın bağımlı değişken olduğu modelde tüm etkiler anlamlı bulunmakla birlikte sabit sermaye oluşumundaki %1'lik artış reel gayri safi hasılaya %0.44, yenilenebilir enerji üretimindeki %1'lik artış reel gayri safi hasılaya %0.06, fosil yakıtlar elektrik enerji tüketimindeki %1'lik artış reel gayri safi hasılaya %0.07 artış nedenidir. Sabit sermaye oluşumunun bağımlı değişken olduğu modelde yenilenebilir enerji üretimi ile reel gayri safi yurt içi hasıla uzun dönem etkisi anlamlı bulunmakla birlikte yenilenebilir enerji üretimindeki %1'lik artış sabit sermaye oluşumunda %0.053 azalma, işgücündeki %1'lik artış sabit sermaye oluşumunda %0.15 azalma, fosil yakıtlar elektrik enerji tüketimindeki %1'lik artış sabit sermaye oluşumunda %0.047 artış, reel gayri safi hasılaya %1'lik artış sabit sermaye oluşumunda %1.57 artış sonucuna neden olmuştur (Singh, Nyuur ve Richmond, 2019: 1-18).

İkinci modelde farklı olarak bağımlı değişken işgücü seçilmiş ve işgücü üzerinde yenilenebilir enerji birincil üretimi, sabit sermaye oluşumu ve reel gayri safi hasılanın etkisi araştırılmıştır. Uzun dönemde reel gayri safi yurt içi hasılanın, sabit sermaye oluşumunun, yenilenebilir enerji birincil üretiminin işgücüne etkisi anlamlı bulunmuştur. Uzun dönemde yenilenebilir enerji birincil üretiminin ve sabit sermaye oluşumunun işgücüne pozitif yönde, reel gayri safi yurt içi hasılanın ise negatif yönde etkisi mevcuttur. Yenilenebilir enerji birincil

üretiminde uzun dönemde %1'lik artış işgücünü %0.07, sabit sermaye oluşumunda uzun dönemde %1'lik artış işgücünü %0.13 arttırmaktadır. Son olarak reel gayri safi hasılda uzun dönemde %1'lik artış işgücünü %0.27 düşürmektedir. Analizi destekler nitelikteki Singh, Nyuur ve Richmond'un 2019 yılındaki çalışmasında sabit sermaye oluşumunda %1'lik artış işgücünde %0.09 ve yenilenebilir enerji birincil üretimindeki %1'lik artış işgücünde %0.23 artış, fosil yakıtlar elektrik enerji tüketimindeki %1'lik artış işgücünde %0.02 artış ile sonuçlanmıştır. İktisat teorisinde işgücü arzını belirleyecek faktörler boş zaman ve çalışma arasında yapılan tercihtir. İşgücüne ait arzı ücretin artan fonksiyonudur yani gerçek ücretin artmasıyla işgücü arzı da artmaktadır. Fakat ücretin artması boş zaman tercihini de arttırabilir. Ücret artışı çalışmayarak harcanan boş zamanın fırsat maliyetini yükseltir. Bunun sonucunda birey boş zamana yönelik talebini azaltır ve ikame etkisi ile emek arzını yani çalışma saatlerini arttırır. Diğer bir durum ise ücret artışının bireyin gelir düzeyini yükselterek, hedef gelir düzeyini gerçekleştirmesidir. Bu durumda boş zaman gelir artışı sayesinde talep edilen normal mal olarak görülür. Birey görece zenginleştikten sonra gelir etkisi ile çalışma saatlerini yani emek arzını azaltır (Rıfkın, 1996;Ünsal, 2017). Model 2'de işgücünün negatif etkisi gelir etkisi ile açıklanabilmektedir ve bu durum refahın göstergesidir. Emek ve sermaye arasındaki ikame olanakları teknolojik bir sorundur. Teknolojik gelişmelerin hızla üretim sürecinde bulunmaları emek kullanımını azaltmış ve istihdamı düşürerek teknolojik işsizliği ortaya çıkarmıştır (Ataman, 1996:59-72). Yenilenebilir enerji sektörü teknolojilerinin üstünlüğü ve emek gücüne duyduğu ihtiyacın birinci bölümde bahsedildiği üzere minimum düzeyde olması Model 2'de elde edilen işgücünün negatif etkisinde göze alınması gereken nokta olabilir.

Tablo 12: Model 2 için FMOLS

Bartlett Kernel Yöntemi ve Bandwith Genişliği Newey-West Otomatik Gecikme Uzunluğu Kullanılarak Oluşturulan FMOLS Modeli				
	Katsayı Değeri	Standart Hata	t- İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
Reel Gayri Safi Yurt İçi	-0.27691	0.011743	-23.5803	0.0000
Yenilenebilir Enerji Birincil	0.075145	0.001479	50.79413	0.0000
Sabit Sermaye Oluşumu	0.136680	0.004526	30.19770	0.0000
R ² Değeri	0.999724			
Düzeltilmiş R ² Değeri	0.999690			

5. SONUÇ

Çalışmanın amacı yenilenebilir enerji birincil üretiminin ekonomik büyümeye ve işgücüne katkısını araştırmaktır. AB-28 için panel veri analizi yapılmıştır. Yenilenebilir enerji birincil üretimi ile gayri safi yurt içi hasıla ve işgücü arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ortaya koymak amacıyla eşbütünleşme analizleri kullanılmıştır. 2006 ve 2016 yılları arası zaman boyutuna dair veriler Eurostat ve Dünya Bankası WDI veri tabanından alınmıştır. Veriler zaman boyutu (T=11), yatay kesit boyutu (N=28) olup analiz toplam 308 gözlemden oluşmaktadır. İlk olarak heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığı incelenmiş, bundan sonraki aşamalar panelin heterojen olduğu ve yatay kesit bağımsızlığı varsayımı altında yapılmıştır. Değişkenler için birim kök testleri uygulanmış, seriler eşbütünleşme şartını doğrular nitelikte aynı derecede durağan I(1) bulunmuştur. Johansen eşbütünleşme için VAR uygulanmıştır. Değişen varyans için dirençli Pedroni-Kao eşbütünleşme testi kullanılmış, uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Aynı zamanda ve kısa dönem etkiler için VECM uygulanmıştır. Çalışma, diğer birçok çalışmadan farklı olarak yenilenebilir enerji birincil üretimi ile ekonomik büyüme ve işgücü arasındaki ilişkiyi FMOLS ile ortaya koymuştur. Analiz sonuçları kapsamında

yenilenebilir enerji birincil üretiminin ekonomik büyüme ve işgücü üzerindeki uzun dönemli etkileri anlamlı bulunmuş ve yorumlanmıştır. Literatürde, elde edilen sonuçları destekleyen çalışmalara değinilmiştir. Yenilenebilir enerjinin, enerji kaynaklarından hazır elde edilmesinin sonucunda tükenir enerji kaynakları gibi boru hatları vb. yöntemlerle dağıtılmadığı düşünülebilmektedir. Fakat boru hattı ve daha çeşitli yöntemler ile Avrupa ülkeleri de dahil olmak üzere birçok ülke yenilenebilir enerji ithalat ve ihracatını yapmaktadır. AB-28 toplamda 2007 yılında 5574.8 Ktoe, 2012 yılında 13727.7 Ktoe ve 2016 yılında 16395.1 Ktoe yenilenebilir enerji ithalatı yapmıştır. Yıllar geçtikçe yenilenebilir enerji kaynak teknolojilerinin gelişmesi, tükenir kaynakların elde edilmesindeki zorluklar ile fiyat artışları yenilenebilir enerji ve ekonomik büyüme ilişkisini geliştirecektir. Ayrıca emisyon

sorununa katkıda bulunmama isteği, temiz enerji kullanımına yatkınlık vb. gibi nedenlerle bu ilişkisinin gitgide artacağı gerçeği göz ardı edilmemelidir. Bu bağlamda ülkelerin yenilenebilir enerji teknolojilerine sermaye yatırımları artmalı, fosil yakıtların kullanımı azaltılmalı, yenilenebilir enerji kaynakları tesisleri için uygun araziler belirlenmelidir. AB-28 ülkeleri arasında yenilenebilir enerjiye dair işbirlikleri, istatistik transferleri, destek projeleri, ortak projeler yoğunlaştırılmalıdır. Ülkeler ithal edilen fosil yakıtların bağımlılığını azaltırsa tükenir enerji kaynakları fiyatları düşecek ve emisyon stratejisi desteklenecektir. Yenilenebilir enerji ile ilgili çalışmaların ve analizlerin çoğaltılması çıkacak sonuçlar doğrultusunda ülkelerin politikalarını belirlemesine yardımcı olacaktır.

REFERANSLAR

AL-MULALİ, U., GHOLİPOUR, H. F., LEE, J. Y. ve SAB, C. N. (2013). Examining the bi-directional long run relationship between renewable energy consumption and GDP growth, *Renewable and Sustainable Energy Review*, 22(C), 209-222.

APERGİS, N. ve E.PAYNE, J. (2010). Renewable energy consumption and economic growth: Evidence from a panel of OECD countries, *Energy Policy*, 38(1), 656-660.

ASLAN, A. ve KULA, F. (2008). Türkiye İmalat Sanayinde Fiyat-Maliyet Marjları: Dönemler ve Sektörler İtibariyle Karsılastırmalı Bir Analiz, 2. Ulusal İktisat Kongresi 1-15. İzmir: Dokuz Eylül Üniversitesi.

ATAMAN, B. C. (1996). İşsizlik Sorununa Yeni Yaklaşımlar. Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, 53(1).

BALTAGİ, B. (1998). *Econometrics* (Cilt 1). Berlin: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

BALTAGİ, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Wiltshire, West Sussex, İngiltere: John Wiley ve Sons Ltd:British Library Cataloguing.

BAYRAKTUTAN, Y., YILGÖR, M. ve UÇAK, S. (2011). Renewable Electricity Generation and Economic Growth Panel Data Analysis for OECD Members, *International Research Journal of Finance and Economics*, (66), 59-66.

BHATTACHARYA, M., CHURCHİLL, S. A. ve PARAMATİ, S. R. (2017). The dynamic impact of renewable energy and institutions on economic output and CO2 emissions across regions, *Renewable Energy*, 111(C), 157-167.

BHATTACHARYA, M., PARAMATİ, S. R., OZTURK, I. ve BHATTACHARYA, S. (2016). The effect of renewable energy consumption on

economic growth : Evidence from top 38 countries, *Applied Energy*, 162(C), 733-741.

BRİNİ, R., AMARA, M. ve HATEM JEMMALİ. (2017). Renewable energy consumption, International trade, oil price and economic growth inter-linkages: The case of Tunisia, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76(C), 620-627

CHAİBOONSRI, C., SRİBOONJIT, J., CHAİTIP, P., SRİWICHAILAMPHAN, T., SRİBOONCHITTA, S. ve CALKINS, P. (2010). A panel cointegration analysis: An application to international tourism demand of Thailand. *Annals of the University of Petrosani: Economics*, 2(2), 85-100.

DİNÇ, D. T. ve AKDOĞAN, E. (2019). Renewable Energy Production, Energy Consumption and Sustainable Economic Growth in Turkey: A VECM Approach, *Sustainability*, 11(5), 1-14.

DOĞAN, E. (2016). Analyzing the linkage between renewable and non-renewable energy consumption and economic growth by considering structural break in time-series data, *Renewable Energy*, 99(C), 1126-1136.

DOĞANAY, H. ve COŞKUN, O. (2017). *Enerji Kaynakları*. Ankara: Pegem Akademi.

EUROSTAT. (2018). Energy Statistics: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Energy_statistics_an_overview#Primary_energy_production, (24.10.2018).

EUROSTAT. (2018). Energy Statistics: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Energy_statistics_an_overview#Final_energy_consumption, (5.09.2018).

EUROSTAT. (2018). Primary production of renewable energy

bytype:<https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&language=en&pcode=ten00081>, (24.10.2018).

GÜL, E. ve KAMACI, A. (2012). Dış ticaretin büyüme üzerine etkileri: bir panel veri analizi, *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 4(3), 81-91.

HOECHLE, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence, *The Stata Journal*, 1-31.

JEBLİ, M. B., ve YOUSSEF, S. B. (2015). Output, renewable and non-renewable energy consumption and international trade: Evidence from a panel of 69 countries, *Renewable Energy*, 83(C), 799-808.

KAHİAA, M., AİSSA, M. S. ve CHARFEDDİNE, L. (2016). Impact of renewable and non-renewable energy consumption on economic growth: New evidence from the MENA Net Oil Exporting Countries (NOECs), *Energy*, 116(1), 102-115.

KASA, K. (1992). Common stochastic trends in international stock markets, *Journal of Monetary Economics*, 29(1), 95-124.

KİNG, A. S. (1997). Common Stochastic Trends and Convergence of European Union Stock Markets, *The Manchester School*, 65(1), 44-57.

KOÇ, E. ve ŞENEL, M. C. (2013). Dünya'da ve Türkiye'de Enerji Durumu Genel Değerlendirme, *Mühendislik ve Makine*, 54(639), 32-44.

KOÇAK, E. ve ŞARKGÜNEŞİ, A. (2017). The renewable energy and economic growth nexus in Black Sea and Balkan countries, *Energy Policy*, 100(C), 51-57.

NASERİ, S. F., MOTAMEDİ, S. ve AHMADİAN, M. (2016). Study of Mediated Consumption Effect of Renewable Energy on Economic Growth of

OECD Countries, *Procedia Economics and Finance*, 36(C), 502-509.

ÖZKAN, F., ÖZKAN, Ö. ve KUYUK, H. S. (2012). Energy Production and Economic Growth: Empirical Evidence From Turkey, *Applied Econometrics and International Development*, 12(2), 79-88.

ÖZTÜRK, H. (2013). *Yenilenebilir Enerji Kaynakları*. İstanbul: Birsen Yayınevi.

PEDRONİ, (2004) P. Pedroni Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis *Economet. Theor.*, 20 (2004), 597-625 doi: 10.1111/1468-0084.0610s1653

PEDRONİ, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 653-670.

PESARAN, (2004 M.H.) Pesaran General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge working papers in economics* 0435 Faculty of Economics, University of Cambridge (2004)

RAFİNDADİ, A. A. ve OZTURK, I. (2017). Impacts of renewable energy consumption on

the German economic growth: Evidence from combined cointegration test, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 75(C), 1130-1141.

RİFKİN, J. (1996). *La fin du travail*. Paris: Ed. La Decouvrcrc.

SİNGH, N., NYUUR, R. ve RİCHMOND, B. (2019). Renewable Energy Development as a Driver of Economic Growth: Evidence from Multivariate Panel Data Analysis, *Sustainability*, 11(8), 1-18.

ŞAHAN, F. ve BEKTAŞOĞLU, Y. (2010). Panel cointegration analysis of budget deficit and inflation for EU countries and Turkey. 6 th Internatioanl Student Conference, 1-22. İzmir.

TARI, R. ve YILDIRIM, D. Ç. (2009). Döviz Kuru Belirsizliğinin İhracata Etkisi: Türkiye İçin Bir Uygulama, *Celal Bayar Üniversitesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 11(2), 95-105.

TATOĞLU, F. Y. (2012). *Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Basım Yayın.

ÜNSAL, E. M. (2017). *Mikro İktisat (Cilt 11)*. Ankara: Murat Yayınları.