



TÜRKİYE'DE YENİLENEBİLİR ENERJİ ÜRETİMİ VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ ÜZERİNE AMPİRİK BULGULAR

*Selim ERDOĞAN¹
Engin DÜCAN²
Mehmet ŞENTÜRK³
Aslı ŞENTÜRK⁴*

Özet

Geleneksel enerji kaynaklarının arz güvenliği endişeleri ve çevresel etkileri nedeniyle yenilenebilir enerji her geçen gün biraz daha önem kazanmaktadır. Öyle ki, fosil kaynaklara sahip ülkeler dahi gelecek yıllarda mevcut ekonomik statülerini sürdürebilmek amacıyla yenilenebilir enerji kaynaklarına yatırım yapmaktadırlar. Şüphesiz bu yatırımlar ülkelerin ekonomik büyüme performansları üzerinde etkili olmaktadır. Bu çalışmada, Türkiye'de yenilenebilir enerji üretimi (YEN) ile ekonomik büyüme (GSYH) arasındaki ilişki Johansen Eşbütünleşme Testi ve VECM nedenselliği ile sorgulanmıştır. Sonuç olarak, ekonomik büyümenin yenilenebilir enerji üretiminin uzun dönemde nedeni olduğu ve bu iki değişkenin eşbütünleşik oldukları tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Yenilenebilir Enerji, Ekonomik Büyüme, Türkiye.
Jel Sınıflandırılması: O11, Q43, F43.

EMPIRICAL RESULTS ON RENEWABLE ENERGY PRODUCTION AND ECONOMIC GROWTH RELATIONS IN TURKEY

Abstract

Renewable energy is getting more and more important every day due to the safety concerns of traditional energy sources and their environmental impacts. Even so, even countries with fossil resources are investing in renewable energy sources in order to sustain their current economic status in the coming years. Undoubtedly, these investments have an impact on the economic growth performances of the countries. In this study, the relationship between renewable energy production (YEN) and economic growth (GSYH) in Turkey has been questioned by Johansen Cointegration test and VECM causation. As a result, it has been reported that economic growth is the long-term cause of renewable energy production and that these two variables are cointegrated.

Key Words: Renewable Energy, Economic Growth, Turkey.
Jel Classification: O11, Q43, F43

¹ Prof. Dr., Iğdır Üniversitesi, İİBF, selimerdogan1960@gmail.com

² Dr. Öğr. Üyesi, Adana Bilim ve Teknoloji Üniversitesi, Turizm Fakültesi, enginducan@gmail.com

³ Doç. Dr., Kilis 7 Aralık Üniversitesi, İİBF, sen-turkmehmet@hotmail.com (Sorumlu Yazar)

⁴ Yüksek Lisans Öğrencisi, Gaziantep Üniversitesi, SBE, aslisturk@outlook.com

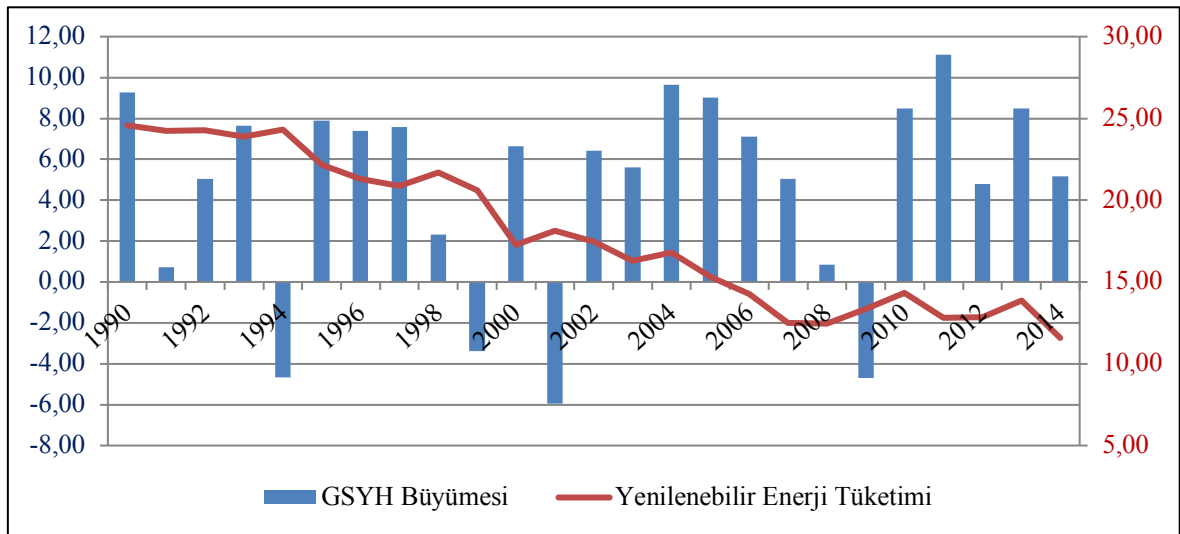
I. TÜRKİYE'DE YENİLENEBİLİR ENERJİ KAYNAKLARI VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ

Türkiye, gelişmekte olan bir ülke olması münasebetiyle, gerek artan nüfusu ve gerekse de büyüyen ekonomisine paralel olarak enerji kaynakları tüketimi artan hızla devam etmektedir. Hali hazırda enerji alanında dışa bağımlılık oranı %72 olan Türkiye, bu oranı azaltabilmek için bir yandan sınırları içinde fosil enerji kaynakları hammaddesi arama çalışmaları yürütürken, diğer yandan da yenilenebilir enerji kaynaklarının potansiyelinin belirlenmesi ve kullanımı konusunda çalışmalar yapmaktadır. Türkiye bu sayede ithal enerji kaynaklarına olan bağımlılığını azaltmayı hedeflerken, enerji kaynaklarını da çeşitlendirmeyi planlamaktadır (Yılmaz, 2012: 33-54).

Türkiye'de yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisi Şekil 1'de verilmektedir. Buna göre, 1990-2014 döneminde Türkiye çok volatil (dalgalı) bir ekonomik büyüme gelişimine sahiptir. Hemen her genişleme dönemini mutlaka bir daralma dönemi takip etmektedir. Bu da, bir dönem elde edilen çıktı seviyesinin bir sonraki dönemde kaybedilmesi anlamına gelmektedir. Türkiye ekonomisi 2002 sonrası dönemde geçmiş dönemlere kıyasla daha pozitif bir büyüme trendine girmiş olsa da 2008 küresel ekonomik krizinin etkisiyle yine bir daralma trendine girmiştir. Ancak, AB ile kıyaslandığında Türkiye'nin küresel krizden çıkış hızı daha yüksek olup kriz sonrası dönemdeki ekonomik performansı daha istikrarlıdır.

Yenilenebilir enerji tüketiminin toplam enerji tüketimi içerisindeki payına bakıldığında ise, Türkiye AB'ye zıt olarak aşağı yönlü bir trend izlemektedir. Bu durum; Türkiye'nin yeterince yenilenebilir enerji yatırımı yapmamış olmasından ve artan enerji talebine bağlı olarak mevcut yenilenebilir kaynakların yetersiz kalmasından kaynaklanmaktadır. Enerji talebi arttıkça toplam enerji üretiminin içerisindeki yenilenebilir enerji payı giderek azalmakta ve talep, petrol ve doğalgaz başta olmak üzere ithal edilen kaynaklarla karşılanmaktadır. Bu da, hem cari açığın genişlemesine hem de Türkiye'nin enerji alanındaki dışa bağımlılığının artmasına neden olmaktadır.

Şekil 1. Türkiye'de Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi (%)

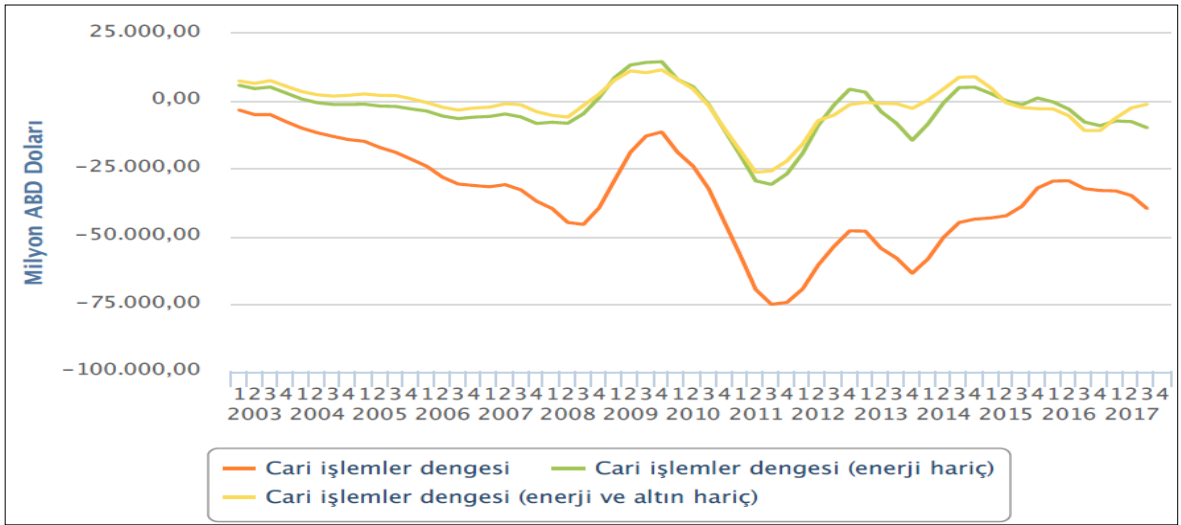


Kaynak: Dünya Bankası verilerinden hareketle yazarlar tarafından hazırlanmıştır. databank.worldbank.org, Erişim Tarihi, 27.12.2017.

Türkiye'nin enerji hariç cari işlemler dengesi Şekil 2'de verilmektedir. Buna göre, 2003 yılı itibariyle Türkiye'de ekonomik büyümeye bağlı olarak artan enerji talebi neticesinde cari işlemler açığının da arttığı görülmektedir. Öyle ki, ekonomik büyüme performansının nisbeten düşük kaldığı daralma dönemlerinde, cari işlemler dengesi ile enerji hariç cari işlemler dengesi arasındaki makas daralırken; ekonominin genişleme dönemlerinde iki seri arasındaki makas açılmaktadır.

Bu grafik, Türkiye'nin enerji alanında dışa bağımlı olmaması durumunda cari işlemler bilançosunun zaman zaman fazla verdiğini göstermektedir. Şekil 2'de cari fazla verilen dönemler Şekil 1 ile kıyaslanacak olursa söz konusu dönemlerde Türkiye ekonomisinin daraldığı görülecektir. Bu da ekonomi daralırken enerji talebinin azaldığını ve cari işlemler bilançosunun fazla verdiğini göstermektedir.

Şekil 2. Türkiye'nin Enerji Hariç Cari İşlemler Dengesi (çeyreklik, birikimli)



Kaynak: tcmb.gov.tr. (Erişim Tarihi: 27.12.2017).

II. LİTERATÜR TARAMASI

Erdal (2012)'ye göre, Türkiye'de yenilenebilir enerji ve enerji verimliliği teknolojileri istihdam kaynağı olarak görülmeye başlamıştır. Kamu ve özel sektörün işbirliğine bağlı olarak karbon salınımının azaltılması yönündeki çabalar ve yenilenebilir enerji sektörüne yapılacak yatırımların orta ve uzun vadede ulaşım, inşaat, enerji tarım gibi sektörlerde istihdam olanaklarını artıracaktır.

Aydın (2010), Türkiye'de 1996-2004 döneminde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi en küçük kareler yöntemiyle incelemiş ve enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu sonucuna varmıştır. Gövdere ve Can (2015), Türkiye'de enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisini 1970-2014 dönemi için eşbütünleşme analizi ile incelemişler ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir.

Korkmaz ve Develi (2012), Türkiye'de 1960-2009 döneminde Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH), birincil enerji üretim ve tüketimi arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ve Granger nedenselliği ile incelemiş ve değişkenler arasında uzun dönemli ve anlamlı bir ilişki tespit

etmişlerdir. Ayrıca, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü Granger nedenselliğinin var olduğunu vurgulamışlardır.

Özşahin v.d. (2016)'ya göre, ülkeler enerji ihtiyaçlarını yenilenebilir ve yenilenemeyen enerji kaynaklarından karşılamakla birlikte yenilenemeyen enerji kaynaklarının (fosil yakıtlar) dünyada dengesiz dağılımı nedeniyle söz konusu kaynaklara sahip olmayan ülkeler için yenilenebilir enerji gerekli ve zorunlu hale gelmektedir. Özşahin v.d. (2016) 2000-2013 döneminde BRICS-T ekonomileri olarak atfedilen Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin, Güney Afrika ve Türkiye'de yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme ilişkisini panel ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) yaklaşımı ile incelemişler ve değişkenler arasında uzun dönemli pozitif ilişki tespit etmişlerdir.

Bakırtaş ve Çetin (2016), 1992-2010 döneminde G-20 ülke grubunda bulunan 18 ülke için kişi başına düşen reel GSYH ile kişi başına düşen yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki uzun dönem ilişkisi EKC (Çevresel Kuznets Eğrisi) hipotezi bağlamında panel eşbütünleşme analizi ile incelemişlerdir. Sonuç olarak, incelemeye alınan ülkelerde kişi başına düşen reel GSYH'da meydana gelecek %1'lik artış, kişi başına düşen yenilenebilir enerji tüketimini %0.59 artırmaktadır. Bu da, değişkenler arasında uzun dönemli pozitif yönlü bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir.

Çınar ve Yılmaz (2015), 1990-2013 döneminde 8 gelişmekte olan ülke ekonomisi için yenilenebilir enerji kaynaklarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini ve yenilenebilir enerji kaynaklarının belirleyicilerini panel veri analizi yardımıyla araştırmışlar ve yenilenebilir kaynakların ekonomik büyüme üzerinde pozitif yönde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Türkiye'de toplam enerji kullanımı içerisinde alternatif enerjinin payı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1960-2014 dönemi için saklı eşbütünleşme testleri ile inceleyen İnal v.d. (2017)'ye göre, değişkenlerin pozitif ve negatif birikimli şokları arasında uzun dönemli ilişki mevcuttur.

MENA bölgesinde bulunan 9 ülkede (Lübnan, İran, Irak, Cezayir, Mısır, Tunus, Fas, İsrail ve Türkiye) 1988-2010 döneminde yenilenebilir enerji tüketimi, büyüme ve karbondioksit emisyonu arasındaki ilişkiyi panel VAR ve nedensellik testleriyle inceleyen Akay-Çağlayan v.d. (2015)'ne göre, yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik söz konusudur. Ayrıca, yenilenebilir enerji tüketiminde yaşanacak bir pozitif şok, büyümeyi olumlu yönde etkilerken, karbondioksit emisyonunu olumsuz yönde etkilemektedir.

Gelişmiş ülkelerde (ABD, İngiltere, Fransa, Kanada ve Japonya) kaynaklarına göre enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik testleriyle inceleyen Şentürk (2012)'ye göre, yenilenebilir dışı enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli pozitif ilişkinin varlığı söz konusuysa, yenilenebilir enerji kaynakları ile ekonomik büyüme arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmamaktadır. GSYH'nın yenilenebilir dışı enerji tüketimi karşısında esnekliği ise 0.21'dir. G7 ülkelerinde enerji tüketimi ile reel GSYH arasındaki ilişkiyi panel eşbütünleşme ve yapısal kırılma testleri ile inceleyen Narayan ve Smyth (2008)'e göre, değişkenler arasında uzun dönemli pozitif ilişki söz konusudur.

Destek ve Aslan (2017), yenilenebilir ve yenilenebilir dışı enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 17 gelişmekte olan ülkede 1980-2012 dönemi için Bootstrap panel nedensellik testi ile incelemişlerdir. Buna göre, yenilenebilir enerji tüketiminden, ekonomik büyümeye doğru tek nedensellik ilişkisi Peru için tespit edilmiştir. Ekonomik büyümeden, yenilenebilir enerji tüketimine doğru nedensellik ilişkisi ise Kolombiya ve Tayland için söz konusudur. Yunanistan ve Güney Kore'de ise, ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. Buna karşın, Meksika, Filipinler, Portekiz, Güney Afrika, Türkiye, Brezilya, Şili, Çin, Mısır, Hindistan, Endonezya ve Malezya'da ise, değişkenler arasında nedensellik söz konusu değildir.

Salim ve Rafiq (2012), Brezilya, Çin, Hindistan, Endonezya, Filipinler ve Türkiye’de yenilenebilir enerji tüketiminin temel belirleyicilerini panel eşbütünleşme ve Granger nedenselliğini kullanarak incelemiştir. Buna göre, Brezilya, Çin, Hindistan ve Endonezya’da yenilenebilir enerji tüketimi uzun dönemde ekonomik büyüme ve karbon salınımının; Filipinler ve Türkiye’de ise sadece ekonomik büyümenin temel belirleyicisidir. Değişkenler arasındaki iki yönlü nedensellik ilişkisi ise kısa dönemde geçerli olmaktadır.

Omri (2013), 14 MENA ülkesinde 1990-2011 döneminde enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve karbon salınımı ilişkisini GMM tahmin edicisini kullanarak incelemiş ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü pozitif ilişki tespit etmiştir.

Sadorsky (2009), 1994-2003 döneminde 18 gelişmekte olan ülkede yenilenebilir enerji kullanımı ve ekonomik büyüme ilişkisini panel eşbütünleşme testi ile incelemiştir. Buna göre, kişi başına düşen ekonomik büyümede meydana gelen bir artış (%1) kişi başına düşen yenilenebilir enerji tüketimini pozitif yönde ve önemli ölçüde (%3.5) etkilemektedir. Ayrıca, kişi başına düşen yenilenebilir enerji tüketiminin fiyat esnekliği de -0.70 olarak tespit edilmiştir.

Gelişmiş 42 ülkede 2002-2011 döneminde karbon salınımı, yenilenebilir ve yenilenebilir dışı enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel regresyon tekniği ile inceleyen Ito (2017)’ye göre, yenilenebilir enerji tüketimi ekonomik büyümeyi uzun dönemde pozitif etkilerken, yenilenebilir dışı enerji tüketimi ekonomik büyümeyi negatif etkilemektedir.

Aslan ve Ocal (2016), AB’ye üye olan ülkelerde 1990-2009 döneminde yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisini ARDL yaklaşımı ile incelemişler ve tüm ülkelerde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi pozitif etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Rafindadi ve Ozturk (2017), Avrupa’nın en büyük ekonomisi olan Almanya’da 1971-2013 döneminde Bayer-Hanck kombine eşbütünleşme ve ARDL sınır testi yaklaşımlarını kullanarak yenilenebilir enerji kullanımı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Buna göre, Almanya’da yenilenebilir enerji tüketiminde meydana gelen %1’lik artış, ekonomik büyümeyi yaklaşık %0.22 pozitif etkilemektedir. Nedensellik testi sonuçları da değişkenler arasında iki yönlü ilişki olduğuna işaret etmektedir.

Doğan (2016), Türkiye’de yenilenebilir ve yenilenemeyen enerji kaynaklarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini ARDL sınır testi yaklaşımıyla 1988-2012 dönemi için incelemiştir. Buna göre, söz konusu dönem için Türkiye’de yenilenebilir enerji kaynaklarının ekonomik büyüme üzerinde kayda değer bir etkisi bulunmazken; yenilenemeyen enerji kaynaklarının önemli bir etkisi bulunmaktadır.

15 Avrupa Birliği ülkesinde yenilenebilir ve yenilenebilir dışı enerji kaynaklarının ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini 1990-2011 dönemi için panel eş bütünleşme testi ve Granger nedenselliği ile inceleyen Ucan v.d. (2014), değişkenler arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir. Ayrıca, yenilenebilir dışı enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Pin (2014), 9 OECD ülkesinde yenilenebilir enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi 1982-2011 döneminde ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelemiştir. Buna göre, İtalya ve Birleşik Krallık’ta ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji tüketimine doğru kısa dönemli, Japonya’da ise uzun dönemli, ABD’de ise hem kısa hem de uzun dönemli güçlü bir ilişki söz konusudur. Almanya, ve Birleşik Krallık’ta yenilenebilir enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru hem kısa hem de uzun dönemli, İtalya’da ise sadece uzun dönemli nedensellik ilişkisi söz konusudur.

Armeanu v.d. (2017), 28 AB ülkesinde yenilenebilir enerji kullanımının ekonomik büyümeye katkısını 2003-2014 dönemi için eşbütünleşme yaklaşımıyla incelemiştir. Sonuç olarak ise, yenilenebilir enerji tüketiminin toplam gayri safi enerji tüketimi içindeki payının %15 olduğu ve bu

alanda meydana gelecek %1’lik tüketim artışının ekonomik büyümeyi %0.05/%0.06 oranında teşvik edeceği vurgulanmıştır.

Bhattacharya v.d. (2016), 1991-2012 döneminde yenilenebilir enerji kaynaklarını en yoğun bir biçimde kullanan 38 ülkede söz konusu enerji kullanımının ekonomik büyümeye etkisini heterojen panel veri analizi ile incelemiş ve ekonomik çıktı üzerinde yenilenebilir enerji kullanımının %57 pay sahibi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

MENA net petrol ihracatçısı ülkelerinde 1980-2012 döneminde panel eşbütünleşme yaklaşımıyla yenilenebilir ve yenilenebilir dışı enerji tüketiminin ekonomik büyümeye yansımalarını inceleyen Kahia (2016)’ya göre, yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü pozitif yönlü güçlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, her iki tip enerji tüketimi arasında da kısa dönemde iki yönlü negatif yönlü nedensellik söz konusudur. Öyle ki, yenilenebilir enerji tüketimindeki artış, yenilenemeyen enerji kaynaklarına olan talebi azaltmaktadır.

Lin ve Moubarak (2014), 1977-2011 döneminde Çin’de yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi yaklaşımı ve Granger nedenselliği ile incelemişler ve değişkenler arasında uzun dönemde iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Brini v.d. (2017)’nin Tunus için 1980-2011 dönemini kapsayan çalışmalarında ARDL sınır testi sonuçlarına göre, petrol fiyat artışları yenilenebilir enerji talebini canlandırmaktadır.

OECD ülkelerinde 1990-2010 döneminde yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik zenginlik üzerindeki etkisini inceleyen İnglesi-Lotz (2016)’un panel veri analizi sonuçlarına göre, değişkenler arasında pozitif yönlü ve son derece güçlü bir ilişki söz konusudur. Cezayir’de 1980-2012 döneminde yenilenebilir ve yenilenebilir dışı enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi ve Granger nedenselliği ile sorgulayan Amri (2017)’ye göre, yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyümeye pozitif anlamda katkısı bulunmamaktadır. Yine, OECD ülkelerinde 1990-2012 döneminde yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi yaklaşımıyla inceleyen Naseri v.d. (2016)’ya göre, yenilenebilir enerji tüketimindeki artış ekonomik büyümeye öncülük etmektedir.

III. METODOLOJİ

III.I. Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Ekonometrik modellerde serilerin durağan olup olmadıklarının araştırılmasında Dickey-Fuller (1979) tarafından önerilen ve isimlerinin baş harfleriyle ifade edilen (DF) test metodu literatürde sıklıkla kullanılmaktadır.

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (1)$$

burada $-1 < \phi \leq 1$ arasında yer almaktadır ve $H_0 : \phi = 1$ temel hipotezine karşılık $H_1 : \phi < 1$ alternatif hipotezi test edilir. Uygulama kolaylığı açısından 1 nolu denklemin her iki tarafından y_{t-1} çıkarılırsa;

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \phi y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

elde edilir. Burada $\gamma = \phi - 1$ ’dir. Denklem 1’i test etmek için kullandığımız hipotezler denklem 2’nin kullanılmasıyla beraber şu şekilde kurulur;

$H_0 : \gamma = 0$ (seri durağan değildir, birim kök taşır)

$H_0 : \gamma < 0$ (seri durağandır, birim kök yoktur)

Hipotezler τ (tau) istatistiği (DF-test istatistiği) yardımıyla sınanır. Söz konusu test istatistiği mutlak değeri MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden küçükse serinin durağan olmadığı sonucuna varılırken, büyük olması durumunda serinin durağan olduğu sonucuna varılır (Dikmen, 2012: 310).

DF testi sadece birinci dereceden bir AR (otoregresif) sürecini baz alır. Ancak hata teriminin beyaz gürültü özelliği gösterebilmesi için daha yüksek dereceden AR modellerine ihtiyaç olabilir. Eğer y_t 'nin önemli gecikmelerinden birisi unutulursa o zaman model kurma hatasına yol açılarak hata teriminin otokorelasyonlu olmasına neden olunur. Bu eksiklik, ADF (Augmented Dickey-Fuller) testlerinde daha yüksek dereceden otoregresif süreçlere yer verilerek giderilmeye çalışılmış ve denklem 2 şu şekilde genişletilmiştir:

$$\Delta y = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$\Delta y = b_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (4)$$

$$\Delta y = b_0 + \gamma y_{t-1} + b_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2) \quad (5)$$

Modelde kullanılan gecikmeli fark terimlerinin sayısı genellikle amprik olarak belirlenir. Denklemde yer alan hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlayacak sayıda terimin modele katılması amaçlanmaktadır.

III.II. Philips-Perron Birim Kök Testi

Dickey-Fuller testlerinde rassal hataların istatistiksel olarak bağımsız, normal dağıldığı, sabit ortalama ve sabit varyansa sahip olduğu varsayılmaktadır. Phillips-Perron (1988) (PP) testi ile DF testinde kabul edilen hata terimlerinin arasında otokorelasyon olmadığı varsayımı genişletilerek rassal hataların dağılımları ile ilgili yeni bir varsayımda bulunmaktadır.

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_0 + \mu_1 y_{t-1} + u_t \\ y_t &= \mu_0^* + \mu_1^* y_{t-1} + u_t \\ y_t &= \mu_0^* + \mu_1^* y_{t-1} + \mu_2^* (t - T/2) + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

denklemleri ele alındığında; T gözlem sayısını μ_1 hata terimlerinin dağılımını göstermekte ve $E(u_t) = 0$ olduğundan, hata terimleri arasında içsel bağlantının (serial correlation) olmadığı veya homojen olması gerektiği şeklinde bir zorunluluk yoktur. Bu açıdan bakıldığında DF testinin bağımsızlık ve homojenite varsayımları PP testinde terk edilerek hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin verilmiştir.

PP testinde $y_t = t_{t-1} + u_t$ süreci şeklinde üretilen veriler için, m ve m^* ile m_1 katsayılarına karşı temel hipotez sınamasına başvurulur. Kritik tablo değerleri de regresyon denkleminin sabit ve trend durumuna göre farklı olacaktır. DF için kullanılan testlerin PP versiyonu (z) ile gösterilir. PP testinde DF testinin hata terimleri konusundaki sınırlayıcı varsayımlarından vazgeçilmesinin nedeni

hata terimlerini ya da bu hata terimlerinin geçmiş değerlerinin hareketli ortalama olarak (MA-Moving Avarage) kullanmalarıdır. Dolayısıyla DF testindeki AR süreci PP testinde ARMA sürecine dönüştürülmüş olmaktadır (Dikmen: 2012: 318-319).

III.III. Eşbütünleşme Analizi

Eşbütünleşme (cointegration) analizi iktisadi değişkenlere ait seriler durağan olmasalar bile, bu serilerin durağan bir doğrusal kombinasyonunun varolabileceğini ve şayet var ise, bunun ekonometrik olarak belirlenebileceğini ileri sürmektedir. Değişkenler arasında böyle bir eşbütünleşme varolabilmesi ancak, dışsal olan kalıcı şokların farklı dozlarda ve biçimlerde de olsa sistemdeki tüm değişkenleri ortak olarak etkilemesiyle mümkündür. Durağan olmayan iki zaman serisi aynı dereceden entegre iseler, bu durumda iki seri arasında bir eşbütünleşme olabilir ve aralarındaki regresyon yanıltıcı olmaz (Tarı, 2011: 415). Seriler eşbütünleşik ise, uzun dönemde birlikte hareket ettikleri söylenebilir. Eşbütünleşme analizi için geliştirilmiş testlerden en yaygın olarak kullanılan Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testidir. Engle-Granger eşbütünleşme yaklaşımı popüler bir yaklaşım olmasına karşın, değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi söz konusu olduğunda sadece bir denge varmış gibi bir kısıtlamaya gidilmiş olacaktır. Başka bir ifadeyle, modelde yer alan değişkenler arasında birden fazla denge ilişkisi olabilir. Genel olarak m sayıda değişken için $m-1$ adet eşbütünleşme vektörü görülebilir.

Johansen (1988, 1995) çok denklem yaklaşımı geliştirerek, değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisi olabileceğini ortaya koymuştur. Söz konusu çok değişkenli model, yüksek mertebeden bir otoregresif süreçle ifade edilmektedir. Bu yöntemin dayandığı VAR modellerinde bir değişken, kendisinin ve modelde yer alan bütün değişkenlerin gecikmeli değerleri ile ifade edilmektedir. Modelde yer alan bütün değişkenlerin içsel değişken olarak kabul edildiği eşanlı bir denklem sistemi söz konusudur (Tarı, 2011: 426).

Johansen yöntemi, Dickey-Fuller yönteminin genelleştirilmiş bir gösterimidir.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + e_t \quad (7)$$

Burada X , geçmiş değerleri ile ifade edilen değişkenler vektörünü simgelemektedir. Durağanlık mertebelerine karar verilen denklem sistemi, değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR modeli şeklinde ifade edilir. Modeli hareketli ortalama gösterimi ile ifade ettiğimizde aşağıdaki eşitliğe ulaşılır;

$$A(e) = I - \Pi_1 e - \dots - \Pi_k e_k \quad (8)$$

A matrisini rankı r , koentegre vektör sayısını vermektedir. Eşitliklerdeki p boyutlu değişken vektörünün en fazla bir eksiği kadar $r < p$ olabilir. Hata terimi e ise, beyaz gürültü sürecine sahiptir.

$$A(e)|_{e=1} = \Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k, \quad \Pi = \alpha\beta' \quad (9)$$

Π katsayılar matrisi ($p \times r$) boyutlu α ve β' matrislerinin çarpımıdır. α ayarlama hızı, β' ise sahip olduğu satır sayısının koentegre vektör sayısına eşit olduğu, en çok olabilirlik tahmini ile elde edilen matristir. En çok r tane koentegre vektör olduğunu ileri süren hipotezin en çok olabilirlik tahmini ile değerlendirilmesine yöneliktir (Bozkurt, 2007: 116-117).

III.IV. Hata Düzetme Modeli

Eşbütünleşik serilerde serinin kısa dönem dinamikleri hata düzelme modeli (ECM) ile incelenebilir. Eşbütünleşme değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin araştırılmasıdır. Ancak kısa

dönemde iki değişken arasında bir denge olmayabilir. Bu durumda bulunan hata terimleri u_t kısa dönem değerleri ile uzun dönem değerleri arasında bir köprü kurulmasını sağlar. Hata düzeltme modeli bu amaçla geliştirilmiştir (Dikmen, 2012: 331). X ve Y serilerinin eşbütünleşik olduğu varsayımı altında hata düzeltme modelini (ECM) şu şekilde gösterebiliriz:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha_2 u_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Burada Δy_t , bize x_t değişkenindeki kısa dönem dalgalanmaları, u_{t-1} ise uzun dönem dengeye doğru olan ayarlanmaları ifade eder. α_2 katsayısı sapmaları gösterir ve ayarlama veya uyarlama hızı olarak da adlandırılır. α_2 istatistiksel olarak anlamlı ise x_t 'deki kısa dönem dengesizliğin bir dönem sonra ne oranda düzeltileceğini ortaya koyar. Pozitif ise uzun dönem dengeden uzaklaşma, negatifse sapma uzun dönem değerine yaklaşmaktadır. Dolayısı ise negatif olduğunda hata düzeltici mekanizmanın çalıştığı ve sapmanın azaldığı söylenebilir (Dikmen, 2012: 332).

IV. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada, Türkiye için kullanılan verilerden ekonomik büyüme (GSYH) ve yenilenebilir enerjinin toplam elektrik enerjisi üretimindeki payı (YEN); Dünya Bankası veri tabanından temin edilmiş olup 1998-2015 dönemini kapsamaktadır. Zaman serisi analizi Eviews 9.0 paket programı kullanılarak yapılmıştır.

Öncelikle GSYH ile YEN değişkeni arasındaki korelasyon incelenmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Korelasyon Analizi Sonuçları

	GSYH	YEN
GSYH	1.00	-
YEN	0.73**	1.00

***, **, ve * sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Korelasyon analizi sonuçlarına göre, GSYH ile YEN değişkeni arasındaki korelasyon 0.73 gibi yüksek bir değere sahiptir. Söz konusu değer, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.

VAR analizi için ele alınan serilerin durağan olmaları gerektiğinden (Lutkepohl, 2005: 25), önce birim kök testleri kullanılarak değişkenlerin durağanlıkları araştırılmıştır. Daha sonra, uygun VAR modeli belirlenerek değişkenler arasındaki etkileşim ortaya konmuştur. Modelde kullanılan değişkenlerin birim kök özellikleri literatürde yaygın bir şekilde kullanılan ADF ve PP birim kök testleri kullanılarak, "sabitli" ve "sabitli ve trendli" modeller için araştırılmış ve sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. Birim Kök Testleri Sonuçları

Birim Kök Testleri	GSYH		YEN	
	Seviyesinde			
	Sabitli Model	Sabit ve Trendli Model	Sabitli Model	Sabit ve Trendli Model
ADF	-1.97 (0) [0.2900]	-1.64 (0) [0.7092]	4.76 (0) [1.0000]	-5.58 (1) [0.9516]
PP	-2.67 (6) [0.1101]	-1.01 (5) [0.8969]	5.34 (1) [1.0000]	0.05 (0) [0.9895]
1. Farkında				
ADF	-3.15* (0) [0.0552]	-3.74* (0) [0.0708]	-0.13 (1) [0.9168]	-3.68* (0) [0.0828]

PP	-3.27** (5) [0.0459]	-6.47*** (9) [0.0028]	0.34 (1) [0.9673]	-5.28** (3) [0.0102]
----	-------------------------	--------------------------	----------------------	-------------------------

*Parantez içerisindeki değerler, ADF testi için optimum gecikme uzunluğunu, PP testi için bant genişliğini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki rakamlar, olasılık “p-value” değerleridir. ***, **, ve * sırasıyla yüzde 1, 5 ve 10 anlam düzeylerini ifade etmektedir.

Elde edilen sonuçlara göre GSYH değişkeni sabitli modelde ve sabitli-trendli modelde 1. fark durağan iken, YEN değişkeni sabitli-trendli modelde 1. fark durağandır. Birim kök testi sonuçlarına göre ele alınan iki değişken de 1. farklarında durağan olduğundan aralarında eşbütünleşme ilişkisi olabileceği için, öncelikle uygun VAR modeli belirlenmiş ve Johansen eşbütünleşme testi yapılmıştır. GSYH ve YEN değişkenlerinin kullanıldığı VAR modeli için seriler seviye değerinde alınmış ve model aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur.

$$GSYH_t = a_{11}GSYH_{t-1} + a_{12}YEN_{t-1} + b_1 + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$YEN_t = a_{21}YEN_{t-1} + a_{22}GSYH_{t-1} + b_2 + \varepsilon_{2t}$$

Burada gecikme uzunluğu t ile gösterilirken, a ve b tahmin edilecek parametreleri ifade etmektedir. ε ise hata terimlerini göstermektedir.

Öncelikle varsayımları sağlayacak uygun gecikme sayısına sahip bir VAR modeli oluşturulmuştur. Model için uygun gecikme sayısı Schwarz ve Akaike bilgi kriterlerine göre 2 olarak hesaplanmıştır. 2 gecikmeli VAR modelinde otokorelasyon sorunu olup olmadığı LM testi ile sınanmış ve elde edilen sonuçlar Ek 1’de verilmiştir. Daha sonra, değişen varyans sorunu ki-kare testi ile sınanmış ve hata terimlerinde değişen varyans sorunu olmadığı bulunmuştur. Elde edilen değişen varyans testi sonuçları ek 2’de verilmiştir. Varsayımların test edildiği bu adımın son aşaması olarak istikrar koşulu test edilmiştir. Ek 3, otoregresif karesteriğe ait köklere ait birim çemberi vermektedir. Bütün ters kökler birim çemberin içerisinde yer aldığından VAR(2) modeli istikrar koşulunu yerine getirmektedir.

IV.I. Johansen Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme testi durağan olmayan seriler gerektirdiğinden, değişkenler seviye değerleriyle kullanılmışlardır. Öncelikle Johansen (1995: 80-84)’de belirtilen 5 farklı deterministik trend durumunun karşılaştırılması için pantula ilkesi kullanılmıştır. Farklı deterministik trend durumlarından en sık karşılaşılan model 2, model 3 ve model 4 içinden, VAR modelinde sabite izin vermeyen fakat eşbütünleşme ilişkisinde sabit ve trendde birlikte izin veren model 4 baz alınarak Johansen Eşbütünleşme testi yapılmış ve elde edilen iz ve maksimum özdeğer istatistikleri sonuçları Tablo 5’de sunulmuştur.

Değişkenlerin sıralamasında birinci değişken GSYH ikinci değişken ise YEN olarak alındığı ve uygunluğu pantula prensibine göre belirlenen model 4 çerçevesinde yapılan Johansen eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 5’de verilmiştir. Johansen Eşbütünleşme testi iz ve maksimum özdeğer test istatistikleri sonuçlarına göre, değişkenler arasında eşbütünleşme vektörü olmadığı yönündeki temel hipotez reddedilirken; en çok bir eşbütünleşme vektörü vardır şeklindeki temel hipotez reddedilememiştir. Dolayısıyla değişkenler arasında 1 eşbütünleşme vektörü olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 5. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

H ₀ Hipotezi	H ₁ Hipotezi	İz Testi İstatistiği	Olasılık Değeri	Max. Özdeğer Testi İstatistiği	Olasılık Değeri
r=0	r≥1	36.83*	0.0015	29.93*	0.0010

$r \leq 1$	$r \geq 2$	6.90	0.3555	6.90	0.3555
------------	------------	------	--------	------	--------

*, Asimptotik Ki-kare dağılımına göre hesaplanmış olasılık değerlerinin %5'den küçük olduğunu ve H_0 temel hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

IV.II. VECM Analizi Sonuçları

Johansen eşbütünleşme testi serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla, analize VAR modeli yerine VECM kullanılarak devam edilmiştir. GSYH birinci değişken, YEN ise ikinci değişken olmak üzere kurulan VECM modelinin, değişkenlerin 1 gecikmeli değerlerinin³ açıklayıcı değişken olarak yer aldığı sonuçları tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 6. VECM analizi sonuçları

	D(GSYH)	D(YEN)
CointEq1	-0.110769 (0.52162) [-0.21236]	-5.59E-12 (7.3E-13) [-7.66833]

ECT uzun dönem eş-bütünleşme ilişkisine ait hata terimidir. Parantez içersindeki ifadeler standart hataları, köşeli parantez içersindeki ifadeler t-istatistiklerini göstermektedir.

VECM analizi sonuçlarına göre YEN değişkenine ait uzun dönem hata düzeltme katsayısı beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Söz konusu katsayı, serilerin durağan olmamasından kaynaklanan kısa dönem sapmaların bir sonraki dönemde dengeye gelme hızını göstermektedir. Buna göre YEN değişkeninin bağımlı değişken olarak alındığı modelde negatif olarak bulunan hata düzeltme katsayısı, bir dönemde ortaya çıkacak bir sapmanın bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşılabileceğini göstermektedir. Bu sonuç, GSYH değişkeninden YEN değişkenine doğru uzun dönem nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye'de yenilenebilir enerji üretimi ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönem bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Johansen Eşbütünleşme Testi ile ortaya konmuştur. Seriler eşbütünleşik olduklarından, VECM kullanılarak aralarındaki nedensellik incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar, GSYH değişkeninden YEN değişkenine doğru uzun dönem nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Türkiye'de ekonomik büyüme hızlandıkça enerji ihtiyacı da artmakta ve birincil enerji kaynakları bağlamında dışa bağımlılık yüksek olduğundan yenilenebilir enerjiye olan talep canlanmaktadır. Çalışmadan elde edilen ampirik bulgular bu görüşü desteklemektedir.

KAYNAKÇA

Akay-Çağlayan, E., Abdieva, R. ve Oskonbaeva, Z., (2015). Yenilenebilir Enerji Tüketimi, İktisadi Büyüme ve Karbondioksit Emisyonu Arasındaki Nedensel İlişki: Orta Doğu ve Kuzey

³ VECM'de bağımlı değişkenin bir gecikmesi alındığından, önce kurulmuş olan ve gerekli varsayımları sağlayan VAR modeli gecikme sayısının bir eksiği alınmıştır.

- Afrika Ülkeleri Örneği, *International Conference on Eurasian Economies*, 9-11 Eylül 2015, Kazan-Rusya, 628-636.
- Amri, F., (2017). The Relationship amongst Energy Consumption (Renewable and Non-Renewable), and GDP in Algeria, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76: 62-71.
- Armeanu, D.Ş., Vintila, G. ve Gherghina, C.Ş., (2017). Does Renewable Energy Drive Sustainable Economic Growth? Multivariate Panel Data Evidence for EU-28 Countries, *Energies*, 10 (381): 1-21.
- Aslan, A. ve Ocal, O., (2016). The Role of Renewable Energy Consumption in Economic Growth: Evidence from Asymmetric Causality, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 60: 953-959.
- Aydın, F.F., (2010). Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 35: 317-340.
- Bakırtaş, İ. ve Çetin, M.A., (2016). Yenilenebilir Enerji Tüketimi ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: G-20 Ülkeleri, *Sosyoekonomi*, 24(28): 131-145.
- Bhattacharya, M., Paramati, 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: 733-741.
- Bozkurt, H., (2007). “Zaman Serileri Analizi”, *Bursa: Ekin Yayınevi*.
- Brini, R., Amara, M. ve Jemmali, H., (2017). Renewable Energy Consumption, International Trade, Oil Price and Economic Growth Inter-Linkages: The Case of Tunisia, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76: 620-627.
- Çınar, S. ve Yılmaz, M., (2015). Yenilenebilir Enerji Kaynaklarının Belirleyicileri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Örneği, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 30(1): 55-78.
- Destek, M.A. ve Aslan, A., (2017). Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Economic Growth in Emerging Economies: Evidence from Bootstrap Panel Causality, *Renewable Energy*, 111: 757-763.
- Dickey D.A. ve Fuller, W.A., (1979). “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dikmen, N., (2012). “Ekonomtri Temel Kavramlar ve Uygulamalar”, *Dora Yayınları*, 2. Baskı, Bursa.
- 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: 1126-1136.
- Erdal, L., (2012). Türkiye’de Yenilenebilir Enerji Yatırımları ve İstihdam Yaratma Potansiyeli, *Sosyal ve Beşeri Bilimler Dergisi*, 4(1): 171-181.
- İnal, V., İnançlı, S. ve Çalışkan, M., (2017). Alternatif Enerjinin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Saklı Eşbütünleşme Testi, *Anadolu International Conference in Economics V*, 11-13 Mayıs 2017, Eskişehir-Türkiye.
- Inglesi-Lotz, R., (2016). The Impact of Renewable Energy Consumption to Economic Growth: A Panel Data Application, *Energy Economics*, 53: 58-63.
- Ito, K., (2017). CO2 Emissions, Renewable and Non-Renewable Energy Consumption, and Economic Growth: Evidence from Panel Data for Developing Countries, *International Economics*, October, Vol: 151, 1-6.
- Johansen, S., (1988) “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamic and Control*, (12), pp..231-254.

- Johansen, S., (1995). “Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”, *Oxford: Oxford University Press*.
- Kahia, M., Aissa, M.S.B. ve Charfeddine, 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: 102-115.
- Korkmaz, Ö. ve Develi A., (2012). Türkiye’de Birincil Enerji Kullanımı, Üretimi ve Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH) Arasındaki İlişki, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(2): 1-25.
- Lin, B. ve Moubarak, M., (2014). Renewable Energy Consumption–Economic Growth Nexus for China, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40: 111-117.
- Lütkepohl, H., (2005). “New Introduction to Multiple Time Series Analysis”, *Germany: Springer*.
- Narayan, P.K. ve Smyth, R., (2008). Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Cointegration with Structural Breaks, *Energy Economics*, 30(5): 2331-2341.
- Naseri, S.F., Motamedi, S. ve Ahmadian, M., (2016). Study of Mediated Consumption Effect of Renewable Energy on Economic Growth of OECD Countries, *Procedia Economics and Finance*, 36: 502-509.
- Omri, A., (2013). CO₂ Emissions, Energy Consumption and Economic Growth Nexus in MENA Countries: Evidence from Simultaneous Equations Models, *Energy Economics*, 40: 657-664.
- Özşahin, Ş, Mucuk, M. ve Gerçekler, M., (2016). Yenilenebilir Enerji ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: BRICS-T Ülkeleri Üzerine Panel ARDL Analizi, *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4(4): 111-130.
- Phillips, P.C.B.ve Perron, P. (1988).“Testingfor a UnitRoot in Time Series Regressions”, *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pin, L.H., (2014). Renewable Energy Consumption and Economic Growth in Nine OECD Countries: Bounds Test Approach and Causality Analysis, *Scientific World Journal*, 2014: 1-6.
- Rafindadi, A.A. ve Ozturk, İ., (2017). Impacts of Renewable Energy Consumption on the German Economic Growth: Evidence from Combined Cointegration Test, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 75: 1130-1141.
- Sadorsky, P., (2009). Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economies, *Energy Policy*, 37: 4021-4028.
- Salim, R.A. ve Rafiq, S., (2012). Why Do Some Emerging Economies Proactively Accelerate the Adoption of Renewable Energy, *Energy Economics*, 34: 1051-1057.
- Şentürk, İ., (2012). *Kaynaklarına Göre Enerji Tüketiminin Ekonomik Büyümeye Etkileri*, Doktora Tezi, Hacettepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat A.B.D., Ankara.
- Tarı, R., (2011). “Ekonometri”, *Umuttepe Yayınları*, 7.Basım, Kocaeli.
- Ucan, O., Arıcıoğlu, E. ve Yucel, F., (2014). Energy Consumption and Economic Growth Nexus: Evidence from Developed Countries in Europe, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(3): 411-419.
- Yılmaz, M., (2012). Türkiye’nin Enerji Potansiyeli ve Yenilenebilir Enerji Kaynaklarının Elektrik Enerjisi Üretimi Açısından Önemi, *Ankara Üniversitesi Çevre Bilimleri Dergisi*, 4(2): 33-54.
- <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TCMB+TR/TCMB+TR/Main+Menu/Para+Politikasi/Interaaktif+Grafikler/Cari+islemler+dengesi> (Erişim Tarihi: 27.12.2017).
- <http://databank.worldbank.org> (Erişim Tarihi: 31.07.2017).

EKLER

Ek 1. VAR Modeli Hata Terimleri Otokorelasyon Testi (LM Testi)

Gecikmeler	LM test istatistiği	Olasılık Değerleri
1	9.769833	0.0445
2	5.718386	0.0812
3	12.82639	0.0122
4	9.425994	0.0513

H₀: Otokorelasyon yoktur. Olasılık değerleri, 4 serbestlik dereceli ki-kare değerleri kullanılarak elde edilmiştir.

Ek 2. VAR modeli hata terimleri değişen varyans Testi (Ki-kare testi)

Ki-kare değeri	Serbestlik Derecesi	Olasılık Değeri
24.54010	24	0.4311

H₀: Değişen varyans sorunu yoktur.

Ek 3. Ters Kökler Birim Çemberi Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

