



ISSN 1304-8120 | e-ISSN 2149-2786

Araştırma Makalesi * Research Article

Türkiye için Turizm Kaynaklı EKC Hipotezinin Test Edilmesi

Testing the Tourism-Induced EKC Hypothesis for Turkey

Esra CANPOLAT GÖKÇE

Dr. Öğr. Üyesi, İnönü Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, esra.canpolat@inonu.edu.tr
ORCID: 0000-0003-1447-7267

Fatma KIZILKAYA

Dr. Öğr. Üyesi, Malatya Turgut Özal Üniversitesi, Sağlık Bilimleri Fakültesi,
Acil Yardım ve Afet Yönetimi Bölümü, fatma.kizilkaya@ozal.edu.tr
ORCID: 0000-0002-1028-9341

Öz: Ülkelerin ekonomik büyümesi için önemli bir faktör olan turizmin, ekonomik, sosyal, çevresel birçok zararlı etkileri de bulunmaktadır. Turizmin gelişmesi, enerji tüketiminde artışa yol açmakta ve ayrıca turizm büyümesini etkileyebilecek çevresel bozulmalara neden olabilmektedir. Değişen iklim koşulları ile başa çıkmak ve turizmin çevre üzerindeki etkisini azaltmak için uygun politikaların uygulanması gerekmektedir. Bu nedenle, turizm bağlamında karbondioksit (CO_2) emisyonları, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki etkileşim hakkında daha fazla bilgi edinmek oldukça önemlidir.

Bu çalışma, Türkiye için 1965-2019 dönemi yıllık verileri kullanılarak turizm kaynaklı EKC hipotezinin geçerliliğini sınamayı amaçlamaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri ADF ve Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testi kullanılarak sınanmıştır. Birim kök testi sonucuna göre ele alınan tüm değişkenler birinci farklarında durağan bulunmuştur. Ardından CO_2 emisyonu, enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve turizm geliri arasındaki eşbütünlük ilişkisi RALS Engle-Granger eşbütünlük testi kullanılarak incelenmiştir. Yapılan analiz sonucunda incelenen değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olduğu görülmüştür. Uzun dönem katsayıları ise CCR tahmin yöntemi ile elde edilmiştir. Analiz sonucunda, turizm kaynaklı EKC hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Turizm gelirleri, enerji tüketimi, reel gayri safi yurtiçi hasıla ve CO_2 emisyonları arasındaki ilişki göz önüne alındığında, Türkiye'nin sürdürülebilir turizme daha fazla önem vermesi gerektiği söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Turizm, ekonomik büyüme, EKC hipotezi, RALS, engle-granger eşbütünlük testi.

Abstract. Tourism, which is an important factor for the economic growth of countries, has many economic, social and environmental detrimental effects. The development of tourism leads to an increase in energy consumption as well as environmental degradation that can affect tourism growth. Appropriate policies need to be implemented to cope with changing climate conditions and to reduce the impact of tourism on the environment. Therefore, it is important to learn more about the interaction between carbon dioxide (CO_2) emissions, energy consumption and economic growth in the context of tourism.

The relationship between environmental pollution and income growth is expressed with the environmental kuznets curve (EKC) hypothesis. According to this hypothesis, there is an inverse U-shaped relationship between environmental pollution level and income level. The level of environmental pollution first increases

with the income level, and as the income increases, the desire to protect the environment increases and the pollution level is tried to be reduced. In this study, the validity of tourism-induced EKC hypothesis is tested for Turkey, using annual data for the period of 1965-2019. Whether the variables contain unit root or not is tested using the ADF and Fourier ADF unit root test developed by Enders and Lee (2012). All variables are found to be stationary in their first differences. Then, the cointegration relationship between CO_2 emission, energy consumption, economic growth and tourism income is analyzed using the RALS Engle-Granger cointegration test. As a result of the analysis, it is seen that there is a long-run relationship between the variables. Long term coefficients are obtained by CCR method. As a result of the analysis, it is concluded that the tourism-induced EKC hypothesis is valid. Given the relationship between tourism receipts, energy consumption, real GDP and CO_2 emissions, sustainable tourism should be given more importance in Turkey.

Keywords: Tourism, economic growth, EKC hypothesis, RALS, engle-granger cointegration test .

GİRİŞ

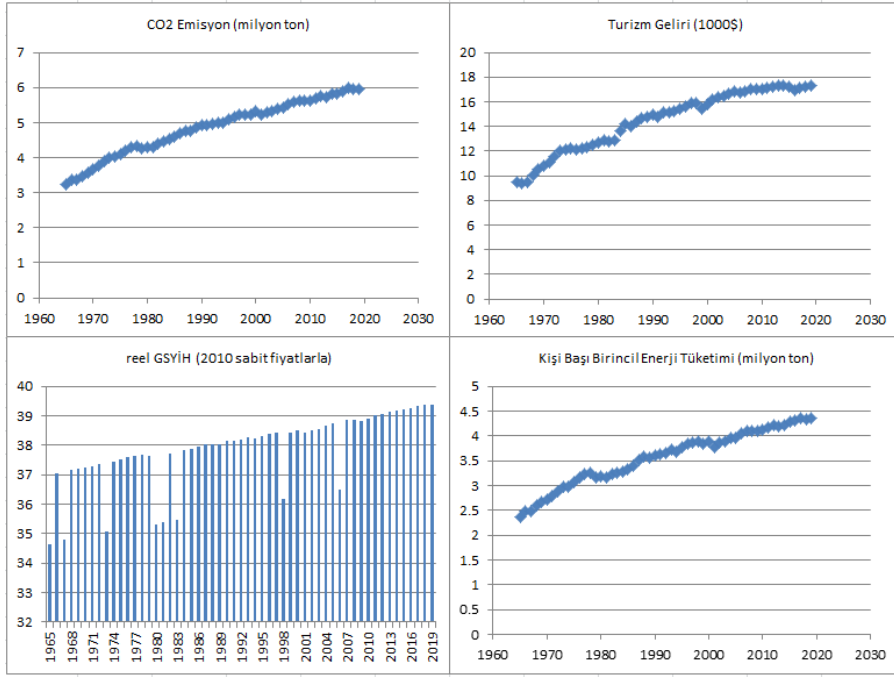
Turizm bir yandan ülkelerin ekonomik büyümesi için bir katalizör görevi görürken diğer yandan, hızla artan turizmin ekonomik (gelir eşitsizliği, jeopolitik riskler, artan malzeme maliyetleri vb.), sosyal (çocuk işçiliği ve zorla çalıştırma, insan ticareti vb.) ve çevresel (iklim değişikliği, sera gazı emisyonu, su ve diğer kaynak kıtlığı, aşırı enerji tüketimi vb.) birçok zararlı etkisi vardır (Mowforth ve Munt, 2016: 94). Hızlı nüfus artışı, kentleşme düzeyinin artması, yaşam tarzlarındaki değişiklikler, sanayileşme ve artan enerji tüketimi nedeniyle turizmin iklim değişikliğine etkisi son yıllarda araştırmacılar tarafından ilgi görmeye başlamıştır. Turizmin gelişmesi, enerji tüketiminde artışa ve ayrıca turizm büyümesini etkileyebilecek çevresel bozulmalara yol açar. Değişen iklim koşullarıyla başa çıkmak ve turizmin çevre üzerindeki etkisini azaltmak için uygun politikaların uygulanması gerekmektedir. Bu nedenle, turizm bağlamında karbondioksit (CO_2) emisyonları, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki etkileşim hakkında daha fazla bilgi edinmek önemlidir.

Turizm sektörlerinin hızla gelişmesiyle birlikte turizmdeki büyümenin çevreye olan olumsuz etkisi ile ilgili endişeler ortaya çıkmıştır. Turizm sektörü iklim değişikliğine etki ettiği gibi iklim değişikliğinden de etkilenir. Nitekim ulaşımdan konaklamaya kadar turizm faaliyetlerinin her aşamasında enerji tüketimi vardır. Turizm sektöründe enerji kullanım kaynağına (örneğin yenilenebilir ve yenilenemez enerji) bağlı olarak kirlilik düzeyi değiştirilebilir. Buna ek olarak, turizmin çevre üzerindeki etkisi, düşük sera gazı emisyonları düzeyine yönelik destekleyici politikalar ile hükümet müdahaleleri ve sektörde temiz teknolojilerin kullanılması yoluyla farklılık gösterebilir. Küresel ısınmanın % 4.6'sının, enerji tüketiminden kaynaklı yayılan CO_2 emisyonlarının yaklaşık % 5'inin turizm kaynaklı olduğu tahmin edilmektedir (Gao vd., 2019: 3-4, Doğan ve Aslan, 2017: 239-240).

Turizmin gelişmesi, yatırımların ve ekonomik faaliyetlerin artmasına sebep olmaktadır. Bu nedenle enerji talebinin de giderek artmasıyla CO_2 emisyon düzeyinde yükselmenin beklenmesi olağandır. Dolayısıyla iklim değişikliği, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme turizm bağlamında ilişkilidir. Bu ilişkinin daha iyi anlaşılması, sürdürülebilir turizmin sağlanması için iklim değişikliği, enerji tüketimi ve ekonomik büyümenin birlikte ele alınması önemlidir. Çevre kirliliği ile gelir artışı arasındaki ilişki çevresel kuznets eğrisi (EKC) hipotezi ile ifade edilmektedir. Bu hipoteze göre çevre kirlilik düzeyi ile gelir düzeyi arasında ters U şeklinde bir ilişki bulunmaktadır. Çevre kirlilik düzeyi gelir düzeyi ile birlikte önce artmakta daha sonra gelir yükseldikçe çevreyi koruma isteği artarak kirlilik düzeyi azaltılmaya çalışılmaktadır.

Turizm, dinamik endüstriyel yapısı nedeniyle bütün ülkelerde önemli bir kaynak olarak görülmektedir. Turizmin Türkiye için önemi Türkiye Kültür ve Turizm Bakanlığı'nın 2020 yılında yayınladığı rapordan anlaşılabilir. Rapora göre Türkiye 2019 yılında gelen turist sayısında dünyada 6. sırada yer almasına rağmen turizm gelirinde 13. sırada yer almaktadır. Avrupa'da ise turist sayısında 4. sırada, turizm gelirinde ise 6. sıradadır. Türkiye'de turizm gelirinin toplam GSYİH içindeki payı 2019 yılında 34,5 milyar \$ ile % 4.58'dir. Grafik 1'de görüldüğü gibi CO_2 emisyonu, turizm geliri ve enerji tüketimi giderek artan bir görünüm sergilemektedir.

Grafik 1. Türkiye’de yıllara göre CO_2 emisyonu, turizm geliri, kişi başı gayrisafi yurtiçi hasıla ve kişi başı birincil enerji tüketimi grafikleri



Çalışmanın temel amacı, dünyanın önemli turizm ülkelerinden biri olan Türkiye’de turizm kaynaklı EKC hipotezinin geçerli olup olmadığını incelemektir. Çalışma ayrıca ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve CO_2 emisyonları arasındaki ilişkiyi bir arada inceleyen az sayıda çalışmadan bir tanesi olması nedeniyle literatüre katkı sağlamaktadır. Çalışma beş kısımdan oluşmaktadır. İlk kısmında konu hakkında kısa bir bilgi verilmiştir. İkinci kısımda konu ile ilgili literatür çalışması tablo halinde sunulmuştur. Üçüncü kısımda veri seti ve ekonometrik yöntem anlatımı yapılmıştır. Dördüncü kısımda ampirik analiz sonuçlarına yer verilmiş ve son kısımda elde edilen sonuçlara ilişkin genel bir değerlendirme yapılarak çalışma sonlandırılmıştır.

LİTERATÜR

Literatürde çoğu araştırmacı yalnızca turizm ve ekonomik büyüme arasındaki veya turizm ile emisyonlar arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Enerji tüketimi ve ekonomik büyüme kanalıyla turizm gelişimi ile CO_2 emisyon seviyesi arasındaki ilişkinin bir arada ele alındığı az sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmaların özeti Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1. Literatür özeti

Yazar	Ülke	Ekonometrik Yöntem	Bulgular
Katırcıoğlu (2014)	Singapur (1971-2010) Yıllık	Granger nedensellik testi	Singapur ekonomisinin uzun vadesinde turizm gelişiminden CO_2 emisyonu artışına uzanan tek yönlü nedensellik olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle, turizm kaynaklı EKC hipotezi Singapur örneğinde doğrulanmıştır.
Katırcıoğlu vd. (2014)	Güney Kıbrıs (1970-2009)	ARDL eşbütünlük testi, Granger nedensellik testi	Turizmin gelişmesinin enerji tüketimi ve CO_2 emisyonlarındaki artışlar için bir katalizör olduğunu, CO_2 emisyonu ile turist gelişmelerinin ilişkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Vita vd. (2015)	Türkiye (1960-2009) Yıllık	Maki (2012) eşbütünlük testi	EKC hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Zhang ve Gao (2016)	Çin (1995-2011) Yıllık	Pedroni eşbütünlük testi, Granger nedensellik testi	EKC hipotezinin doğu ve batı Çin'de zayıf bir şekilde desteklediği sonucuna ulaşılmıştır.
Doğan ve Aslan (2017)	AB ve Aday Ülkeler (1995-2011) Yıllık	LM bootstrap panel eşbütünlük testi, Emirmahmutoglu-Kose panel nedensellik	Turizmden CO_2 emisyonlarına tek yönlü nedensellik ve CO_2 emisyonları ile enerji tüketimi ve gerçek gelir ile CO_2 emisyonları arasında iki yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Azam vd. (2018)	Malezya, Singapur ve Tayvan (1990-2014) Yıllık	Gregory-Hansen eşbütünlük testi, FMOLS tahmincisi	Malezya, Tayland'da EKC hipotezi geçerli, Singapur'da geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Gao vd. (2019)	18 Akdeniz Ülkesi (1995-2010) Yıllık	Pedroni eşbütünlük testi, Dumitrescu-Hurlin nedensellik testi, FMOLS ve CPR tahmincileri	3 ülke için EKC hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Anser vd. (2020)	G-7 Ülkeleri (1995-2015) Yıllık	Pedroni eşbütünlük testi	CO_2 emisyonları ile ekonomik büyüme arasında ters U-biçimli EKC ilişkisini doğrulayan sonuçlar elde edilmiştir.
Mursed vd. (2020)	12 OPEC Üye Ülke (1992- 2015) Yıllık	Mekansal panel analizi	EKC hipotezinin yalnızca inşaat hizmetleri bağlamında geçerli olduğunu, ancak restoran hizmetleri, turizm ve ulaşım hizmetleri için

			geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Usman vd. (2020)	En yüksek emisyonla sahip ekonomiler (1995-2015) Yıllık	CADF ve CIPS panel birim kök testi, Westerlund eşbütünlük testi, AMG tahmincisi	İran ve Türkiye için tersine çevrilmiş U-şeklinde bir EKC ilişkisi mevcutken, U-şekilli EKC hipotezi Brezilya, Almanya, Endonezya, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri için geçerli bulunmuştur.

Tablo 1’de görüldüğü gibi, EKC hipotezi çerçevesinde ele alınan çalışmaların her biri farklı bir ülkeyi veya ülke grubunu ele almıştır. Bu nedenle EKC hipotezi hakkında ortak bir çıkarımda bulunmak mümkün değildir. Çalışmalarda ele alınan değişkenler ve kullanılan yöntemler farklılık göstermektedir. Bazı çalışmalar sadece CO_2 emisyonu ve ekonomik büyümeyi modellerine dâhil ederken bazı çalışmalar ise CO_2 emisyonu, ekonomik büyüme ve enerji tüketimini birlikte modellerine dâhil etmiştir.

VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, Türkiye için turizm kaynaklı EKC hipotezi 1965-2019 dönemi için sınanmıştır. Çalışmada Katırcıoğlu (2014:384) ve Gao vd. (2018:7-8) tarafından kullanılan model takip edilmiştir. Bağımlı değişken olarak CO_2 emisyonu değişkeni, bağımsız değişkenler olarak reel gayri safi yurt içi hâsıla (GSYİH), reel GSYİH’nin karesi, turizm gelirleri (T) ve birincil enerji tüketimi (E) kullanılmıştır. CO_2 değişkeni ve birincil enerji tüketimi verilerine www.bp.com adresinden, turizm gelirlerine Türkiye Turizm ve Kültür Bakanlığı’nın veri tabanından, GSYİH verilerine ise Dünya Bankası web sayfasından erişilmiştir. Çalışmada kullanılan veriler logaritmik formda analizlere dâhil edilmiştir.

Bu çalışmada turizm kaynaklı EKC modeli için literatür takip edilerek oluşturulan model şu şekildedir (Katırcıoğlu, 2014:384):

$$CO_2 = f(E_t^{\beta_1} GSYİH_t^{\beta_2} (GSYİH_t^2)^{\beta_3} T_t^{\beta_4}) \quad (1)$$

Turizm kaynaklı EKC modelinde uzun dönemde ekonomideki büyümenin etkilerini görebilmek için (1) numaralı model aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$\ln CO_2 = \beta_1 \ln E_t + \beta_2 \ln GSYİH_t + \beta_3 \ln (GSYİH_t^2) + \beta_4 \ln T_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada t, zamanı gösteren indis; $\ln CO_2$, CO_2 emisyonunun doğal logaritması; $\ln E$, enerji tüketiminin doğal logaritması; $\ln GSYİH$, GSYİH’nin doğal logaritması; $\ln GSYİH^2$, GSYİH’nin karesinin doğal logaritması ve $\ln T$, turizm gelirinin doğal logaritmasıdır.

Değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri Enders ve Lee (2012:196-199) tarafından geliştirilen fourier ADF birim kök testi kullanılarak sınanmıştır. Tüm değişkenler birinci farklarında durağan bulunmuştur. Ardından değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin araştırılmasında Lee vd. (2015:397-413) tarafından geliştirilen kalıntılarla genişletilmiş en küçük karelere dayanan Engle Granger (RALS-EG) eşbütünlük testi uygulanmıştır. Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem katsayıları CCR tahmin yöntemi ile elde edilmiştir.

Enders ve Lee (2012) Fourier ADF Birim Kök Testi

Zaman serileri ile çalışılırken değişkenlerin durağan bir seyir izleyip izlemedikleri analizlerin sonuçlarını etkilemektedir. Serilerin durağanlık sınamaları için geliştirilen birim kök testleri zaman serisi literatüründe büyük öneme sahiptir. Durağan olmayan seriler kullanılarak oluşturulan regresyon modellerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılabilir. Bu problemin üstesinden gelebilmek için serilerin durağanlık özelliklerinin göz önünde bulundurulması gerekir. Bu bağlamda birim kök literatürü bir hayli gelişme göstermiştir. Birim kök testlerinin başlangıcını Dickey ve Fuller (DF) birim kök testi oluşturmaktadır. Serilerin birim kök içerip içermediğini sistematik olarak ilk defa sınanan bu testin ardından serilerdeki yapısal değişimleri dikkate alan birim kök testleri geliştirilmiştir. Ardından

bu yapısal değişimlerin sayısı ve formu ile ilgili değişiklik gösteren birim kök testleri geliştirilmiştir. Literatüre son zamanlarda kazandırılan Fourier fonksiyonlu birim kök testlerinin güçlü sonuçlar verdiği görülmektedir. Yapısal değişimlerin formunun ve sayısının önceden bilinmesinin gerekli olmadığı bu testler sayesinde serilerdeki yapısal değişimlerin daha hassas şekilde tahmin edildiği ortaya koyulmuştur. Bu çalışmada da serilerin durağanlığının sınanmasında yapısal değişimlerin tahmininde güçlü sonuçlar veren Enders ve Lee (2012:196-199) tarafından önerilen DF tipi fourier birim kök testi kullanılmıştır.

Enders ve Lee (2012: 196-199) tarafından önerilen bu birim kök testi Dickey Fuller birim kök testinin regresyonuna dayanan Fourier fonksiyonlu bir testtir.

Bu testte y_t için önerilen veri üretme süreci şu şekildedir:

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (3)$$

ε_t durağan süreç izleyen hata terimi ve $\alpha(t)$ deterministik bir bileşendir. Bu deterministik bileşen Enders ve Lee(2012:197) tarafından şu şekilde modellenmiştir:

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin(2\pi kt/T) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos(2\pi kt/T); \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (4)$$

Burada n frekans sayısını k ise özel bir frekansı temsil eder ve T gözlem sayısıdır. $\alpha_1 = \beta_1 = \dots = \alpha_n = \beta_n = 0$ olduğu durumda yani fourier terimleri anlamsızsa sürecin doğrusal olduğu kabul edilerek geleneksel birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Ancak kırılma doğrusal olmayan trend veya en az bir Fourier frekans içeriyorsa $n=1$ olduğu durumun güçlü sonuçlar verdiğini belirten Enders ve Lee(2012:197) veri üretme sürecinin aşağıdaki şekilde olmasını önermişlerdir:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (5)$$

Burada $\rho = 0$ temel hipotezi serinin birim kök içerdiğini gösterir. Birim kök temel hipotezi için kritik değerler hem frekans sayısı k 'ya hem de örneklem boyutu T 'ye bağlıdır. Simülasyon ile elde edilen kritik değerler Enders ve Lee (2012:197)'nin çalışmasında tablolaştırılmıştır.

RALS-EG Eşbütünleşme Testi

Durağan olmayan serilerle çalışılırken model tahminlerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşmamak için serilerin farklarının alınarak durağanlaştırılması gerekmektedir. Ancak farkları alınarak durağan hale getirilen serilerde bilgi kaybı yaşanmaktadır. Bu kaybı önlemek için aynı dereceden durağan olan serilerin farkları alınmadan oluşturulan doğrusal bileşimlerinin dolayısıyla hatalarının durağanlığına bakılır. Seviye değerlerinde durağan olmayıp aynı dereceden durağan hale gelen serilerden oluşturulan doğrusal modellerin hataları durağansa bu durumda değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılır. Literatürde eşbütünleşme teorisi ilk olarak Engle Granger (1987:251-276) tarafından oluşturulmuştur. Engle Granger (EG) eşbütünleşme testi iki aşamalı bir testtir. Öncelikle aynı dereceden bütünüleşik olan seriler arasındaki ilişki En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilir. Ardından tahmin edilen modelin kalıntılarına Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi uygulanır. Eğer kalıntılar durağan bulunursa değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılır.

EG eşbütünleşme testinin gücünün artırılması için Lee vd. (2015:397-413) ikinci aşamada elde edilen modelin EKK yerine, Im ve Schmidt (2008:219-233) tarafından önerilen RALS (residual augmented least squares-kalıntılarla genişletilmiş EKK) yönteminin kullanılarak test edildiği RALS-EG eşbütünleşme yöntemini geliştirmişlerdir. Bu testte EG eşbütünleşme testi için tahmin edilen 1. aşamada tahmin edilen aşağıdaki model kullanılır:

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (6)$$

EG eşbütünleşme testinin ikinci aşamasında (6) numaralı modelin hata teriminin birim kök içerip içermediğinin tespitinde kullanılmak üzere aşağıdaki ADF denklemi kullanılır:

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha_0 + \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-1} + e_t \quad (7)$$

RALS-EG eşbütünleşme testinde ise (7) numaralı model aşağıdaki şekilde yeniden oluşturulur:

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha_0 + \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \hat{w}_t' \gamma + v_t \quad (8)$$

$$\hat{w}_t = h(\hat{e}_t) - \hat{K} - \hat{e}_t \hat{D}_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (9)$$

Burada \hat{e}_t (7) numaralı modelin kalıntıları, $h(\hat{e}_t) = [\hat{e}_t^2, \hat{e}_t^3]'$, $\hat{K} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h(\hat{e}_t)$, $\hat{D}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h'(\hat{e}_t)$.

$m_j = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^j$ olmak üzere \hat{w}_t terimi şu şekilde gösterilebilir:

$$\hat{w}_t = [\hat{e}_t^2 - m_2, \hat{e}_t^3 - m_3 - 3m_2 \hat{e}_t]' \quad (10)$$

(10) numaralı modeldeki ilk terim $E[(e_t^2 - \sigma_e^2)y_{t-1}] = 0$ şeklindeki sabit varyans varsayımını gösteren, moment koşuluna bağlı olarak oluşturulmuştur. Bu koşul kalıntıların simetrik olmadığı durularda tahminciler için etkinlik özelliğini sağlar. İkinci terim ise dağılım normal olduğunda sağlanan $\mu_j = E(e_t^j)$ ile $\mu_4 = 3\sigma^4$ şeklindeki belirlenme koşulu ile ilgilidir. Normal olmayan dağılımlarda bu koşul sayesinde durağan bir terim türetilir ve bu terim kullanılarak genişletilen testler daha güçlü sonuçlar vermektedir (Yılancı, Aydın, 2018:105-106).

(8) numaralı modelde yer alan ρ katsayısının anlamlılığının sınanmasına dayanan RALS-EG eşbütünleşme testinin temel hipotezi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını gösterir. RALS-EG yöntemi için Lee vd. (2015:402) tarafından oluşturulan test istatistiği şu şekildedir:

$$t^* \rightarrow pt + \sqrt{1-p^2} \cdot Z \quad (11)$$

Burada t, EG test istatistiğini; Z, standart normal dağılan rassal bir değişkeni; p, (7) numaralı modelden elde edilen kalıntılar (e_t) ile (8) numaralı modelden elde edilen kalıntılar (v_t) arasındaki uzun dönemli korelasyonu göstermektedir. RALS-EG Eşbütünleşme testi için kritik değerler Lee vd. (2015) tarafından yapılan çalışmada yer almaktadır.

Uzun Dönem Katsayılarının Tahmini

Değişkenler arasında var olan uzun dönemli ilişkinin katsayılarının tahminleri için bu çalışmada FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares; Tamamen Değiştirilmiş En Küçük Kareler) ve CCR (Canonical Cointegrating Regression; Kanonik Eşbütünleşme Regresyonu) tahmin yöntemleri kullanılmaktadır.

FMOLS tahmin yöntemi Phillips ve Hansen (1990:99-125) tarafından önerilmiştir. Bu yöntemle eşbütünleşme denklemi ile stokastik şoklar arasındaki uzun dönemli korelasyondan kaynaklanan sorunların üstesinden yarı parametrik yöntemlerle gelinir. FMOLS yöntemi ile küçük örneklerde bile istenilen özelliklere sahip asimptotik olarak t-yansız ve tutarlı tahminciler elde edilebilmektedir. FMOLS tahmincisi asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir. FMOLS için belirlenen denklem şu şekildedir (Kaya, 2020:604):

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (12)$$

Burada $D_t = (D_{1t}' + D_{2t}')$ olmak üzere deterministik trend değişkenleridir. Stokastik değişkenler ise düzey değerleri ya da fark alınarak (13) ve (14) nolu modellerdeki şekilde elde edilir:

$$X_t = \tilde{\Gamma}_{21}' D_{1t} + \tilde{\Gamma}_{22}' D_{2t} + \hat{e}_{2t} \quad (13)$$

$$\Delta X_t = \tilde{\Gamma}_{21}' \Delta D_{1t} + \tilde{\Gamma}_{22}' \Delta D_{2t} + \Delta \hat{e}_{2t} \quad (14)$$

Düzeltilmiş veri şu şekilde gösterilir:

$$y_t^* = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \quad (15)$$

$\hat{\Omega}$ ve $\hat{\Lambda}$, $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \Delta \hat{e}_{2t})'$ kalıntıları ile elde edilen uzun dönem kovaryans matrisi olmak üzere düzeltme terimi şu şekilde elde edilir:

$$\lambda_{12}^* = \lambda_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (16)$$

FMOLS tahmincisi aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = (\sum_{t=2}^T Z_t Z_t')^{-1} (\sum_{t=2}^T Z_t y_t^* - T \begin{bmatrix} \lambda_{12}^* \\ 0 \end{bmatrix}) \quad (17)$$

CCR tahmin yöntemi Park (1992) tarafından önerilmiştir. FMOLS tahmin yönteminden farklı olarak eşbütünlük denklemleri ile stokastik şoklar arasında var olan uzun dönem korelasyon sorununun üstesinden gelinmesi için (y_{1t}, X_t') değişkenlerinin durağan değerleri kullanılır. FMOLS yönteminde ise bu değişkenlerin düzey değerleri kullanılmaktadır. (y_{1t}, X_t') değişkenleri için dönüştürülmüş değişkenler aşağıdaki şekilde elde edilir (Kaya,2020:605):

$$X_t^* = X_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_t \quad (18)$$

$$y_t^* = y_t - \left(\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \beta + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \end{bmatrix} \right)' \hat{u}_t \quad (19)$$

$Z_t^* = (Z_t^*, D_{1t}^*)'$ olmak üzere dönüştürülmüş verilere en küçük kareler uygulanarak elde edilen CCR tahmincisi şu şekilde gösterilebilir:

$$\begin{bmatrix} \beta \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'})^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* y_t^* \quad (20)$$

AMPİRİK SONUÇLAR

Çalışmada ilk olarak ele alınan değişkenlerin durağanlığı ADF ve Enders ve Lee (2012:196-199) tarafından önerilen Fourier ADF (FADF) birim kök testi ile sınanmıştır. ADF ve FADF birim kök testi sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır.

Tablo2. FADF birim kök testi sonucu

Modeller	Fourier ADF			ADF						
	Sabitli	Sabitli ve Trendli		Sabitli	Sabitli ve Trendli					
Değişkenler	k	Fourier Test İstatistiği	F Test İstatistiği	k	Fourier Test İstatistiği	F Test İstatistiği	Test istatistiği	p-değeri	Test istatistiği	p-değeri
CO_2	5	-0,027	2,615	5	-0,217	4,176	-3,004	0,041*	-2,424	0,363
ΔCO_2	3	-1,158	4,134	5	-1,232	3,905	-7,379	0,000	-8,062	0,000*
GSYİH	1	-0,983	12,98**	3	-2,638	0,374	--	--	-3,441	0,059
$\Delta GSYİH$	4	-6,088	3,400	4	-6,095	3,268	-5,967	0,000	-5,906	0,001*
GSYİH2	1	-2,133	6,027	3	-1,066	0,627	-0,061	0,948	-2,767	0,216
$\Delta GSYİH2$	3	-3,706	0,584	3	-3,709	0,477	-8,114	0,000	-8,068	0,000*
T	3	-0,111	5,165	1	-0,827	9,906**	-2,455	0,133	---	---
ΔT	3	-2,392	7,524	3	-2,478	4,849	-6,125	0,000	-4,115	0,011**
E	5	-0,032	1,773	5	-0,492	3,944	-2,162	0,222	-3,034	0,134
ΔE	3	-1,172	3,841	3	-1,172	1,822	-3,107	0,033	-3,612	0,039**

Not: FADF birim kök testinde sabitli model için F testinin kritik değerleri %1 için 10.35, %5 için 7.58, %10 için 6.35'dir. Sabitli ve trendli model için kritik değerler %1 için 12.21, %5 için 9.14, %10 için 7.78'dir. *%1 düzeyinde, **%5 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 2’den elde edilen sonuçlara göre GSYİH değişkeni sabitli model ve T değişkeni sabitli trendli model haricindeki tüm değişkenler için Fourier terimleri anlamsız bulunmuştur. Fourier terimleri anlamsız bulunan değişkenleri için ADF birim kök testinin sonuçları dikkate alınmıştır. Birim kök testi sonuçlarına göre bütün değişkenler birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedirler. Ancak CO₂ değişkeni için sabitli model düzeyde durağan sonucunu verirken sabitli ve trendli model serinin düzeyde durağan olmadığını göstermektedir. CO₂ değişkeninin grafiği incelendiğinde (bkz. Grafik 1) bu değişkenin hem sabit hem de trend içerdiği görüldüğü için sabitli trendli model sonucu dikkate alınmıştır. Sonuç olarak bütün değişkenler 1. dereceden bütünleşik yani I(1) bulunmuşlardır.

Çalışmanın ikinci aşamasında hepsi aynı dereceden bütünleşik bulunan seriler için RALS-EG eşbütünleşme testi yapılmıştır. Sonuçlar Tablo 3’de yer almaktadır.

Tablo 3. RALS-EG eşbütünleşme testi sonucu

	Test İstatistiği	k	p
EG	-4,7160170	0	-
RALS-EG	-4.6268587	0	0.7669

Not: k; genelden özele t-anlamlılık yöntemi ile elde edilen uygun gecikme sayısını, p uzun dönemli korelasyon katsayısını göstermektedir. EG kritik değerleri %1, %5 ve %10 düzeyinde sırasıyla 5.41, 4.76 ve 4,42’dir. RALS-EG kritik değerleri ise %1, %5 ve %10 düzeyinde sırasıyla -4.90, -4.27 ve 3.94’dür.

EG testine göre %5 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır. EG testine göre daha güçlü bir test olan RALS-EG eşbütünleşme testinde ise eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını söyleyen temel hipotez %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

RALS-EG eşbütünleşme testinin sonuçları doğrultusunda bulunan uzun dönemli ilişkinin katsayı tahminleri FMOLS ve CCR yöntemi ile tahmin edilmiştir. Sonuçlar Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4. Uzun dönemli model tahmin sonuçları

	FMOLS	CCR
GSYİH	-0.004(0.598)	0.082(0.000)
GSYİH ²	0.000(0.912)	-0.045(0.000)
T	0.032(0.076)	0.045(0.000)
E	1.126(0.000)	1.131(0.000)

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.

Uygulanan FMOLS sonuçları GSYİH ve karesi şeklinde olan değişkenlere ait katsayıların anlamsız olduğunu gösterirken CCR yöntemi ile elde edilen katsayılar ve işaretler EKC hipotezi ile uyumlu sonuçlar içermektedir. CCR yönteminin sonuçlarına göre Türkiye’nin 1965-2019 dönemi için turizm kaynaklı EKC hipotezi geçerlidir. Değişkenler arasında ters U şeklinde bir ilişki gözlenmektedir. GSYİH değişkenindeki yüzde bir birimlik bir artış CO₂ değişkenini yüzde 0.08 birim artırırken, GSYİH değişkeninin karesindeki yüzde bir birimlik artış CO₂ değişkeninin yüzde 0.04 birim azaltmaktadır. Turizm gelirlerindeki yüzde bir birimlik artış CO₂ değişkenini yüzde 0.03 birim artırmaktadır. Enerji kullanımı ise CO₂ değişkeninde yüzde 1.13 birimlik bir artış oluşturmaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye için turizm kaynaklı EKC hipotezi 1965-2019 dönemi için sınanmıştır. Bağımlı değişken olarak CO₂ emisyonu, bağımsız değişkenler olarak da reel GSYİH, reel GSYİH’nin karesi, turizm gelirleri ve birincil enerji tüketimi kullanılmıştır. Değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen fourier ADF birim kök testi kullanılarak sınanmıştır. Tüm değişkenler birinci farklarında durağan bulunmuştur. Ardından değişkenler arasında uzun dönemli ilişki Lee vd. (2015) tarafından geliştirilen kalıntılarla genişletilmiş en küçük karelere dayanan Engle Granger (RALS-EG) eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin

olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönem katsayıları CCR tahmin yöntemi ile elde edilmiştir. CCR yönteminin sonuçlarına göre Türkiye'nin 1965-2019 dönemi için turizm kaynaklı EKC hipotezi geçerlidir. Değişkenler arasında ters U şeklinde bir ilişki gözlenmektedir.

Türkiye'de turizm kaynaklı EKC hipotezinin geçerli olduğu ve enerji tüketimi ve reel gelir artışı kanalıyla turizm gelişimi ile CO_2 emisyon seviyesi arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Türkiye'de sürdürülebilir turizme daha fazla önem verilmesi, çevresel koruma politikalarının makroekonomik hedeflerle iyi dengelenmesi gerektiğine, iklim değişikliğiyle başa çıkacak politikalar tasarlaması, yürürlüğe koyulması ve turizmin olumsuz çevresel etkilerini hafifletecek adımlar atılmasına ihtiyaç vardır.

KAYNAKÇA / REFERENCE

Anser, M.K., Yousaf, Z., Nassani, A. A., Abro, M. M. Q., & Zaman, K. (2020). International tourism, social distribution, and environmental Kuznets curve: evidence from a panel of G-7 countries, *Environmental Science and Pollution Research*, 27(3), 2707-2720. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-07196-2>

Azam, M., Alam, M. M., & Hafeez, M. H. (2018). Effect of tourism on environmental pollution: Further evidence from Malaysia, Singapore and Thailand, *Journal of cleaner production*, 190, 330-338. <https://doi.org/10.1016/j.clepro.2018.04.168>

Vita, D. G., Katircioglu, S., Altinay, L., Fethi, S., & Mercan, M. (2015). Revisiting the environmental Kuznets curve hypothesis in a tourism development context, *Environmental Science and Pollution Research*, 22(21), 16652-16663. <https://doi.org/10.1007/s11356-015-4861-4>

Dogan, E., & Aslan, A. (2017). Exploring the relationship among CO_2 emissions, real GDP, energy consumption and tourism in the EU and candidate countries: Evidence from panel models robust to heterogeneity and cross-sectional dependence, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 239-245. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.03.111>

Enders, W., & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests, *Economics Letters*, 117, 196-199. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276. <https://www.jstor.org/stable/1913236>

Gao, J., Xu, W., & Zhang, L. (2019). Tourism, economic growth, and tourism-induced EKC hypothesis: evidence from the Mediterranean region, *Empirical Economics*, 1-23. <https://doi.org/10.1007/s00181-019-01787-1>

Im, K. S., & Schmidt, P. (2008). More Efficient Estimation under Non-normality When Higher Moments Do Not Depend on the Regressors, Using Residual-augmented Least Squares, *Journal of Econometrics*, 144, 219-233. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.01.003>

Katircioglu, S., T., Feridun, M., & Kilinc, C. (2014). Estimating tourism-induced energy consumption and CO_2 emissions: The case of Cyprus, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 29, 634-640. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2013.09.004>

Katircioğlu, S., T. (2014). Testing the tourism-induced EKC hypothesis: The case of Singapore, *Economic Modelling*, 41, 383-391. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.05.028>

Kaya, L. (2020). Türkiye'de Tüketici Güven Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Fourier Fonksiyonları Yaklaşımı, *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmaları Dergisi*, 5(4), 2602-2486. <https://doi.org/10.29106/fesa.756071>

Lee, H., Lee, J., & Im, K (2015). More Powerful Cointegration Tests with Non-Normal Errors, *Studies in Nonlinear Dynamics ve Econometrics*, 19(4), 397-413. <https://doi.org/10.1515/sn-de-2013-0060>

Mowforth, M., & Munt, I. (2015). *Tourism and sustainability: Development, globalisation and new tourism in the third World*. Routledge.

Muntasir, M., Nurmakhanova, M., Elheddad, M., & Ahmed, R. (2020). Value addition in the services sector and its heterogeneous impacts on CO 2 emissions: revisiting the EKC hypothesis for the OPEC using panel spatial estimation techniques, *Environmental Science and Pollution Research*, 27(31), 38951-38973. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09593-4>

Park, J., Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions, *Econometrica*, 60(1), 119 - 143. <https://doi.org/10.2307/2951679>

Phillips, P., C., B., & Hansen, B., E. (1990). Statistical Inference In Instrumental Variables Regression With I(1) Processes, *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99 - 125. <https://doi.org/10.2307/2297545>

T.C. Kültür ve Turizm Bakanlığı Yatırım İşletmeler Genel Müdürlüğü (2020). *Turizm İstatistikleri Kitapçığı Ocak- Eylül*. <https://yigm.ktb.gov.tr/TR-9851/turizm-istatistikleri.html>

Usman, M., Kousar, R., & Makhdum, M., S., A. (2020). The role of financial development, tourism, and energy utilization in environmental deficit: evidence from 20 highest emitting economies, *Environmental Science and Pollution Research*, 27(34), 42980-42995. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10197-1>

Yılandı, V., & Aydın, M. (2018). Türkiye’de Kadın Okullaşmasının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: RALS-EG Eşbütünleşme Testi Yaklaşımı, *ÜİİD-IJEAS*, Prof. Dr. Harun Terzi Özel Sayısı, 101-112. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.426922>

Zhang, L., & Gao, J. (2016). Exploring the effects of international tourism on China's economic growth, energy consumption and environmental pollution: Evidence from a regional panel analysis, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 53, 225-234. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.08.040>