

## ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ HİPOTEZİ: TÜRKİYE İÇİN EŞBÜTÜNLEŞME VE NEDENSELLİK ANALİZİ

### THE ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE HYPOTHESIS: COINTEGRATION AND CAUSALITY ANALYSIS FOR TURKEY

**Fuat LEBE**

*Adıyaman Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü*

*flebe@adiyaman.edu.tr*

*Geliş/Received: 23-12-2015, Kabul/Accepted: 04-04-2016*

**ÖZ:** Bu çalışmanın amacı, Türkiye'nin 1960-2010 dönemi için Çevresel Kuznets Eğrisi (EKC) hipotezinin geçerliliğini test etmektir. Değişkenler arasındaki ilişki ARDL sınır testi ile Granger nedensellik testiyle araştırılmıştır. Analiz sonucu, EKC hipotezinin Türkiye için geçerli olduğu ve özellikle enerji tüketimi (EC), finansal gelişme (FD) ve dışa açıklığın (OP) karbondioksit (CO<sub>2</sub>) emisyonunu arttırdığı tespit edilmiştir. Nedensellik testi sonucuna göre, kısa dönemde FD'den CO<sub>2</sub> emisyonuna, EC'ye ve GDP'ye doğru tek yönlü nedensellik belirlenmiştir. Uzun dönemde ise CO<sub>2</sub> emisyonu ile EC, CO<sub>2</sub> emisyonu ile ekonomik büyüme (EG) ve CO<sub>2</sub> emisyonu ile FD arasında feed-back (geri-besleme) hipotezini doğrulayan bulgular elde edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Çevresel Kuznets Eğrisi; CO<sub>2</sub> Emisyonu; Finansal Gelişme; Dışa Açıklık; ARDL Sınır Testi

**ABSTARCT:** *The aim of study examines the validity of the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis in Turkey between the years of 1960 and 2010. The relationship among variables were researched by ARDL bound test and Granger causality analysis. As the result of analysis it is stated that the EKC hypothesis is valid for Turkey and especially energy consumption (EC), financial development (FD) and openness (OP) have an increasing effect on CO<sub>2</sub> emission. As a result of causality test, unidirectional causality from FD to CO<sub>2</sub> emission, EC and EG have been found in short term. Findings which confirm the feed-back hypothesis between CO<sub>2</sub> emission and EC, CO<sub>2</sub> emission and EG, CO<sub>2</sub> emission and FD variables have been obtained in long term.*

**Keywords:** *Environmental Kuznets Curve; CO<sub>2</sub> Emissions; Financial Development; Openness; ARDL Bounds Test*

**JEL Classifications:** *C32, Q43, Q53, Q56*

### 1. Giriş

Ekonomik büyüme ve çevre ilişkisi iktisatçıların son yıllarda üzerinde önemle durduğu bir konudur. Küresel ısınma, hava kirliliği, artan doğal kaynak kullanımı, CO<sub>2</sub> emisyonu gibi çevresel sorunların etkileri özellikle 1990'lı yıllardan itibaren iyice hissedilmesiyle beraber uluslararası platformlarda ekonomik büyüme alanında çevre ve enerji hususları birincil derecede önemli hale gelmiştir. Bu nedenle günümüzde uluslararası alanda çevre sorunları temel gündemi oluşturmaktadır. Bu alanda Kuznets (1955)'in çalışması önemli bir yere sahiptir.

Kuznets (1955) ekonomik büyüme ile gelir dağılımındaki eşitsizlik arasında bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Araştırmacı söz konusu çalışmasında, ekonomik büyüme ve gelişmeye bağlı olarak kişi başı milli gelir miktarının arttığı, ancak ekonomik gelişmenin ilk safhasında gelir eşitsizliğinin de artmakta olduğunu tespit etmiştir. Çünkü sanayileşme ile birlikte bu faaliyetten ilk olarak gelir artışına sahip olanların servet ve sermaye birikimlerinin artması, zengin ve servet sahibi olanları daha zengin olmasına yol açmakta ve bu durum gelir eşitsizliği de beraberinde getirmektedir. Artan bu gelir eşitsizliğinin ekonomik gelişmenin devam etmesine bağlı olarak belirli bir dönüm noktasından sonra azalmaya başladığı ve değişim seyrinin ters-U biçiminde olduğu ileri sürülmüştür (Kuznets, 1955: 14). Gelir dağılımı ile gelir düzeyi arasındaki ters-U'yu andıran bu ilişki, Çevresel Kuznets Eğrisi (Environmental Kuznets Curve-EKC)'nin doğuşuna zemin hazırlamıştır. Bu konu 1990'larda çevreye uyarlanıp, kişi başı gelir ile çevre kalitesi arasındaki ilişkiye dayalı olarak bazı çalışmalarda yeniden ele alınmıştır (Grossman ve Krueger, 1991, 1995; Shafik, 1994; Panayotou, 1993; Seldon ve Song 1994). Bu çalışmalarda, çevresel kirlilik düzeyinin ekonomik büyüme sürecinde önce arttığı, daha sonra azaldığı ve dolayısıyla kişi başına düşen gelir ile çevresel kirlilik düzeyi arasında ters-U şeklinde bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bu ilişki literatürde Çevresel Kuznets Eğrisi (EKC) hipotezi olarak adlandırılmaktadır.

EKC hipotezi, CO<sub>2</sub> emisyonun belli bir gelir veya gelişmişlik düzeyine kadar gelir artışıyla birlikte artacağını (ki buna ölçek etkisi), daha sonra yapısal ve teknolojik etkiyle bu gelir veya gelişmişlik düzeyi arttıkça CO<sub>2</sub> emisyonun artmayacağını, aksine azalacağını ifade etmektedir. İlk bakışta EKC hipoteziyle ilgili, ülkelerdeki CO<sub>2</sub> emisyonu ile ekonomik büyümenin ilişkilendirildiği yönünde bir algı vardı. Ancak, ülkelerdeki CO<sub>2</sub> emisyonu seviyesi sadece ekonomik büyümeye bağlı olarak değişmez, aynı zamanda enerji tüketimi, dışa açıklık ve finansal gelişme gibi etmenlere de bağlıdır (Ang, 2007; Zhang, 2011; Sadorsky, 2010; Öztürk ve Acaravcı, 2013). Bu değişkenlerin analizlere katılmasıyla EKC hipoteziyle ilgili daha tatmin edici sonuçların elde edildiği görülmektedir.

Türkiye ekonomisi de, son yıllarda büyük bir yükseliş trendine girmiş olup Türkiye'nin enerji talebi de gün geçtikçe artış göstermektedir. Bu durum beraberinde fosil yakıtların ağırlıkta olduğu Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde CO<sub>2</sub> emisyonu seviyesinde artışa yol açmaktadır. Enerji Tabii Kaynaklar Bakanlığı (ETKB) verilerine göre, Türkiye'de toplam enerji tüketimi içinde fosil enerji kaynaklarının payı 2013 yılı için % 87.9 olduğu görülmektedir. Dolayısıyla Türkiye enerji ihtiyacının büyük bir kısmını fosil kaynaklardan sağlamaktadır. Bu durum Türkiye için hem çevre açısından hem de enerjide dışa bağımlılık<sup>1</sup> yönünden sorun teşkil etmektedir. Günümüzde küresel düzeyde toplam CO<sub>2</sub> emisyonunun % 60'ının fosil yakıt kullanımından kaynaklandığı (Meng ve Niu, 2011) göz önüne alındığında, bu konuya daha fazla ağırlık verilmesi gerektiği söylenebilir. Türkiye için EKC hipotezini ele alan çalışmalar mevcuttur (Başar ve Temurlenk, 2007; Atıcı ve Kurt, 2007; Akbostancı, Türüt-Aşık ve Tunç, 2009; Halicioğlu, 2009; Öztürk ve Acaravcı, 2010, 2013). Ancak, bu çalışmaların hemen hemen hepsinin ele aldıkları değişkenler itibariyle dar kapsamda kaldığı söylenebilir. Özellikle, enerji tüketimi, dışa açıklık ve finansal gelişme gibi değişkenlerin analizlere katılmasıyla EKC hipoteziyle ilgili daha tatmin edici sonuçların elde edildiği göz önüne alındığında (Ang, 2007; Zhang, 2011; Sadorsky, 2010), yerli çalışmaların oldukça yetersiz olduğu ifade edilebilir (Öztürk ve

<sup>1</sup> Türkiye enerji ihtiyacının % 24'ünü yerli kaynaklarla karşılarken, bu ihtiyacın % 76'sında dışa bağımlı durumdadır (ETKB, 2015).

Acaravcı, 2013 hariç). Dolayısıyla, bu çalışmada Türkiye’de finansal gelişme ve dış açıklık gibi kontrol değişkenleri ile CO<sub>2</sub> emisyonu arasındaki ilişki ele alınarak bu alandaki boşluk giderilmeye çalışılacaktır. Bu yönüyle çalışmamız, literatürdeki yerli çalışmalardan ayrılmaktadır.

Çalışmamız beş bölümden oluşmaktadır. Giriş niteliğindeki bu bölümün ardından ikinci bölümde konuyla ilgili literatür verilmiş, üçüncü bölümde araştırmada kullanılacak veriler ve modellerin yapısının yer aldığı çalışmanın metodolojisi ortaya konmuştur. Tahmin sonuçları dördüncü bölümde sunulmuştur. Beşinci bölümde ise sonuç ve öneriler kısmına yer verilmiştir.

## 2. Literatür

Literatürde, çevresel kirlenme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi konu alan birçok ampirik çalışma mevcuttur. Bu çalışmaların özellikle son yıllarda hızlı bir artış eğiliminde olduğu görülmektedir. Çevresel kirlenme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan literatürdeki ampirik çalışmaları iki gruba ayırabiliriz.

*Birinci* grubu çevresel kirlilikle ile ekonomik büyüme arasında ilişkiyi Türkiye ekonomisi dışında başka ülke veya ülke grupları için ele alan çalışmalar oluşturmaktadır. Bu çalışmalardan bazıları söz konusu ülke(ler) için ters-U şeklinde bir ilişkinin olduğunu (yani, EKC hipotezini) doğrulayan bulgular elde etmişlerdir (Panayotou, 1997; Antle ve Heidebring, 1995; Bradford, Schlieckert ve Shore, 2000; Bhattarai ve Hammig, 2001; Rupasingha, Goetz, Debartin ve Pagoulatos, 2004; McPherson ve Nieswiadomy, 2005; Jalil ve Feridun, 2011; Pao ve Tsai, 2011; Shahbaz, Lean ve Shabbir, 2012; Shahbaz, Mutascu ve Azim, 2013; Shahbaz, Uddin, Rehman ve Imran, 2014). Bu konudaki ilk ampirik çalışma olan Grossman ve Kreuger (1991) çalışması NAFTA ülkeleri için yapılmıştır. Araştırmacılar çalışmalarında hava kirliliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi yatay kesit analiziyle test etmişlerdir. Grossman ve Kreuger (1995) çalışmalarında ise, ilk çalışmalarını genişleterek hava kirliliğinin yanında su kirliliğini de katmış olup, 14 farklı değişkenle kişi başı gelir arasındaki ilişkiyi tekrar analiz etmişlerdir. Her iki çalışmada da EKC hipotezini doğrulayan bulgular elde edilmiştir. Ang (2007) 1960-2000 dönemine ait yıllık verileri kullanarak CO<sub>2</sub> emisyonu, gelir ve enerji kullanımı arasındaki ilişkiyi Fransa için araştırmıştır. Çalışmada Fransa için EKC ilişkisini destekleyen bulgular elde edilmiş olup, enerji verilerinin analize dâhil edilmesiyle daha tatmin edici bir EKC ilişkisinin tespit edildiği vurgulanmıştır. Pao ve Tsai (2011) panel eşbütünleşme yaklaşımını kullanarak ekonomik büyüme ve finansal gelişmenin çevre kirliliği üzerindeki etkisi BRIC (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin) ülkeleri için ele almışlardır. Bu çalışma Rusya (1997-2007) hariç, diğer ülkelerin 1980-2007 dönemine ait verileri kullanılarak yapılmıştır. Analiz sonuçları, EKC hipotezinin BRIC ülkeleri için geçerli olduğunu teyit etmektedir. Nedensellik testi sonucu, ekonomik büyüme ile CO<sub>2</sub> emisyonu ve ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında çift yönlü, enerji tüketiminden CO<sub>2</sub> emisyonuna doğru tek yönlü güçlü bir nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Shahbaz ve diğerleri (2012) Pakistan’ın 1971-2009 dönemi için CO<sub>2</sub> emisyonu, kişi başına düşen gelir, enerji tüketimi ve açıklık arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme (ARDL) ve nedensellik testleriyle analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda, EKC hipotezini destekleyen bulgulara ulaşılmıştır. Shahbaz, Mutascu ve Azim (2013), Romanya’nın 1980-2010 dönemine ait verilerini kullanarak ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve CO<sub>2</sub> emisyonu arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testiyle araştırmışlardır. ARDL sınır

testi sonucu, hem kısa hem de uzun dönemde EKC hipotezinin Romanya için geçerli olduğu ortaya konmuştur. Shahbaz ve diğerleri (2014) elektrik tüketimi, sanayileşme, ticari açıklık ve CO<sub>2</sub> emisyonu arasındaki ilişkiyi Bangladeş'in 1975-2010 dönemine ait çeyreklik verileri kullanarak araştırmışlardır. Analiz sonucu, Bangladeş'te EKC ilişkisini doğrulayan bulgular elde edilmiştir. Nedensellik testi sonucu, elektrik tüketiminin; sanayileşme (endüstriyel büyüme), finansal gelişme ve CO<sub>2</sub> emisyonun Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Diğer taraftan, Türkiye ekonomisinin ele alınmadığı birinci grupta bulunan çalışmalardan bazıları, söz konusu ülke veya ülke grupları için CO<sub>2</sub> emisyonu ile gelir arasında EKC hipotezini ret eden bulgular elde etmişlerdir (Roberts ve Grimes, 1997; Carson, Jeon ve McCubbin, 1997; Seppala, Haukioja ve Kaivi-Oja, 2001; Focacci, 2003; Dietz ve Adger, 2003; Bertinelli ve Strobl, 2005; Richmond ve Kaufmann, 2006; Fodha ve Zaghdoud, 2010; He ve Richard, 2010; Wang, Wu, Zhu ve Wei, 2013). Bu çalışmalardan Fodha ve Zaghdoud (2010) Tunus'un 1961-2004 dönemine ait verilerini kullanarak EKC hipotezini eşbütünleşme ve nedensellik testleriyle test etmişlerdir. Analiz sonucunda, EKC hipotezinin geçerliliği ile ilgili herhangi bir bulguya ulaşılmamıştır. Wang ve diğerleri (2013) Çin'in Guangdong eyaletinde CO<sub>2</sub> emisyonu etkileyen faktörler 1980-2010 dönemine ait verilerle ele alınarak ortaya konulmaya çalışılmıştır. EKC hipotezi çerçevesinde analiz sonuçları ele alındığında Çin'in Guangdong eyaletinin ters-U şeklindeki eğrisinin sol tarafında olduğu, yani EKC hipotezinin geçerli olmadığı belirlenmiştir.

*İkinci* grup çalışmalarda ise, çevresel kirlilikle ile ekonomik büyüme arasında ilişkiyi Türkiye ekonomisi için ele alan çalışmalar bulunmaktadır. Bu çalışmalardan bazıları CO<sub>2</sub> emisyonu ile gelir arasında ters-U ilişkisini doğrulayan bulgular elde etmişlerdir (Atıcı ve Kurt, 2007; Halicioğlu, 2009; Özcan, 2015). Örneğin, Atıcı ve Kurt (2007) 1968-2000 dönemi için CO<sub>2</sub> emisyonu, gelir ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi OLS yöntemiyle incelemişlerdir. Analiz sonucu, Türkiye için EKC hipotezini doğrulayan bulgular elde edilmiştir. Halicioğlu (2009) CO<sub>2</sub> emisyonu, enerji tüketimi, gelir ve açıklık arasındaki ilişkiyi 1960-2005 dönemi için ARDL sınır testiyle ele almıştır. Analiz sonucunda, CO<sub>2</sub> emisyonunu etkileyen asıl faktörün gelir olduğu, bu faktörü enerji tüketimi ve dış ticaret açıklığının izlediği tespit edilmiştir. CO<sub>2</sub> emisyonu ile gelir arasındaki ilişki ele alındığında EKC hipotezini destekleyen bulgular elde edilmiştir. Öztürk ve Acaravcı (2013) Türkiye'de finansal gelişme, ticaret açığı, ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve CO<sub>2</sub> emisyonu arasındaki ilişkiyi 1960-2007 dönemi için ele almışlardır. Analiz sonucunda, EKC hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde edilmiştir. Özcan (2015) çalışmasında ise, EKC hipotezinin geçerliliği Türkiye'nin de aralarında bulunduğu 4 yükselen piyasa ekonomisi (Brezilya, Hindistan, Çin ve Türkiye) için test etmiştir. Bu amaçla, enerji tüketimi, kişi başı gelir ve CO<sub>2</sub> emisyonu değişkenlerinin 1971-2008 dönemine ait yıllık verileri kullanılmıştır. Panel FOLS testi sonucunda, CO<sub>2</sub> emisyonu ile gelir arasında EKC hipotezinin öngördüğü ters U ilişkisi, Türkiye'nin içinde olduğu 3 ülke için geçerli olduğu tespit edilmiştir (Hindistan, Çin ve Türkiye). Diğer taraftan, Türkiye ekonomisini ele alan çalışmaların bazıları ise EKC hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerli olmadığını ortaya koymuştur (Başar ve Temurlenk, 2007; Akbostancı ve diğerleri, 2009; Öztürk ve Acaravcı, 2010). Bu çalışmalardan Başar ve Temurlenk (2007), 1950-2000 dönemi için EKC hipotezi geçerliliğini Türkiye için sınımıştır. Kirlilik göstergesi olarak CO<sub>2</sub> emisyonu kullanılmış olup, emisyonun açığa çıkma nedenine göre üç farklı model OLS (En Küçük Kareler) yöntemiyle ele alınmıştır. Çalışmada EKC hipotezinin Türkiye için geçerli olduğuna dair herhangi bir bulguya ulaşılmamış olup, ters N şeklinde bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Akbostancı ve

diğerleri (2009), çevreyi kirlletici maddeler (CO<sub>2</sub> emisyonu, sülfür dioksit-SO<sub>2</sub> emisyonu ve parçacıklı madde-PM<sub>10</sub> emisyonu) için EKC hipotezinin geçerliliğini test etmiştir. Analiz sonucunda, SO<sub>2</sub> emisyonu ile PM<sub>10</sub> ile gelir arasında N şeklinde bir ilişki elde edilmiş, ancak ne CO<sub>2</sub> emisyonu ne de SO<sub>2</sub> emisyonu ile PM<sub>10</sub> için EKC hipotezinin geçerliliğini destekleyen herhangi bulguya ulaşılmamıştır. Öztürk ve Acaravcı (2010), Türkiye’de 1968-2005 döneminde ekonomik büyüme, CO<sub>2</sub> emisyonu, enerji tüketimi ve istihdam oranı arasındaki ilişki eşbütünleşme ve nedensellik çerçevesinde ele almıştır. Analiz sonucunda, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi elde edilmiş olup; CO<sub>2</sub> emisyonun geliri azalttığı, enerji tüketiminin ise geliri arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca nedensellik çerçevesinde doğrusal bir modelde EKC hipotezi sınanmış ve bu ilişkiyi destekleyen bulgular elde edilememiştir.

EKC hipoteziyle ilgili olarak gerek yerli gerekse yabancı çalışmalar göz önüne alındığında bu çalışmalarda bir fikir birliğinin olmadığı ve bu hipotezin tartışılmaya devam ettiği görülmektedir. Bununla birlikte, Türkiye ekonomisi ile ilgili mevcut çalışmaların konu kapsamı ve ele aldığı değişkenler itibariyle çalışmamıza göre sınırlı kaldığı söylenebilir. Özellikle, finansal gelişme ve dışa açıklık gibi kontrol değişkenleri çerçevesinde EKC hipotezini ele alan çalışmalar oldukça azdır (Öztürk ve Acaravcı, 2013). EKC hipotezi çerçevesinde bu çalışma, mevcut yerli çalışmalara göre daha geniş kapsamlı olduğu söylenebilir.

### 3. Metodoloji

#### 3.1. Değişkenler ve Veriler

Çevresel kirlilik ile gelir arasındaki ilişki kuadrik formda<sup>2</sup> aşağıdaki (1) denklem şeklinde ifade edilebilir:

$$E_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 Y_t^2 + \alpha_3 Z + +e_t \quad (1)$$

(1) nolu denklemdeki  $E$  çevresel kirliliği,  $Y$  geliri,  $Y^2$  gelirin karesini temsil etmektedir.  $Z$  ise çevresel kirliliği etkilediği düşünülen diğer değişkenleri (kontrol değişkenleri) temsil etmektedir. Literatürdeki ampirik çalışmalar<sup>3</sup> ışığında çevresel kirliliği etkilediği düşünülen enerji tüketimi, finansal gelişme ve dışa açıklık değişkenlerinin (1) nolu denkleme eklenmesiyle bu çalışmada esas alınacak model Türkiye için şu şekilde tanımlanmıştır:

$$CO_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP_t + \alpha_2 \ln GDP_t^2 + \alpha_3 \ln EC_t + \alpha_4 FD_t + \alpha_5 OP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada, çevresel kirliliği temsilen  $CO$  karbondioksit (CO<sub>2</sub>) emisyonunu<sup>4</sup>,  $GDP$  ekonomik büyümeyi temsilen reel GSYH’yi,  $GDP^2$  reel GSYH’nin karesini,  $EC$  enerji

<sup>2</sup> Bu çalışmada,  $GDP^3$  değişkeninin ilavesi ile test edilebilen kübik polinomal form (N şeklindeki ilişkinin varlığı) test edilmiş ancak, ilgili parametre anlamsız olduğu için  $GDP^3$  değişkeni modelden çıkarılmış ve bu yüzden çevresel kirlilik ile gelir arasındaki ilişki için kuadrik form esas alınmıştır.

<sup>3</sup> Bu çalışmalardan bazıları: Jalil ve Feridun (2011), Öztürk ve Acaravcı (2013), Shahbaz, Mutascu ve Azim (2013) ve Shahbaz, Solarin, Mahmood ve Arouri (2013).

<sup>4</sup> EKC ilgili bir çok ampirik çalışmada çevre kirliliğini temsilen CO<sub>2</sub> emisyonun kullanıldığı görülmektedir (Halicioğlu, 2009; Fodha ve Zaghoud, 2010; Pao ve Tsai, 2011; Öztürk ve Acaravcı, 2013; Shahbaz ve diğerleri, 2012; Shahbaz ve diğerleri, 2014). Çünkü, bu gaz küresel bir kirlletici olup, küresel ısınma ve iklim değişikliğinin temel kaynağıdır.

tüketimini, *FD* finansal gelişmeyi, *OP* ticaret açığını ve  $\varepsilon_t$  ise hata terimini göstermektedir. Çalışmada kullanılacak değişkenler EKC hipotezi ve ampirik çalışmalar ışığında belirlenmiştir.<sup>5</sup> CO<sub>2</sub> emisyonu ile gelir arasındaki ilişkinin ters-U şeklinde olduğunu ifade eden EKC hipotezi gereği (1) nolu modeldeki  $\alpha_1$ 'nın katsayısının pozitif,  $\alpha_2$ 'ün ise negatif olması beklenmektedir. Enerji tüketimi artkça (veya azaldıkça) çevre kirliliği de artacağından (veya azalacağından) dolayı  $\alpha_3$  katsayısının pozitif olması beklenmektedir. Finansal gelişme katsayısı olan  $\alpha_4$  negatif olabileceği gibi pozitif de olabilir. Çünkü güçlü ve gelişmiş bir finansal sektör çevre dostu teknolojiyi üretim sürecindeki firmalara adaptasyonunu sağlayarak çevre kirliliğini azaltabilir (Talukdar ve Meisner, 2001: 831-832). Aksi bir durumda ise, çevre kirliliğinin artması beklenir. Dışa açıklık katsayısı olan  $\alpha_5$  ise pozitif olması beklenmektedir. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde çevreyi kirletici ağır sanayinin mevcut olması ve çevre kirliliği azaltıcı yasal düzenlemelerin istenen düzeyde olmaması bu beklentiyi yükseltmektedir. Bu açıklamaların ışığında, çalışmamızda kullanılacak değişkenler ve kaynakları Tablo 1'de verilmektedir.

**Tablo 1. Değişkenler ve Kaynakları**

Değişkenler	Açıklama	Kaynaklar
<i>CO</i>	CO <sub>2</sub> emisyonu, (kişi başı), kg	WB
<i>EC</i>	Enerji tüketimi (kişi başı enerji kullanımı, petrol eşdeğeri), kg	WB
<i>GDP</i>	Ekonomik büyüme (reel GDP, kişi başı, 2005 sabit fiyatlarıyla), \$	WB
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	Reel GDP'nin karesi, \$	
<i>FD</i>	Finansal gelişme (özel sektör yurtiçi krediler/GDP), %	WB
<i>OP</i>	Dışa açıklık (İhracat + İthalat/GDP), %	WB

Modelde kullanılan tüm değişkenler Dünya Bankası (WB)'nin elektronik veri tabanından elde edilmiştir. Veriler yıllık olup, 1960-2010 dönemi çalışmamızın kapsamını oluşturmaktadır. Bunun nedeni, WB'nin veri tabanında Türkiye ekonomisi için CO<sub>2</sub> emisyonu verileri 1960-2010 dönemiyle sınırlı kalmasıdır.

İktisadi değişkenler, gerçek değerleri üzerinde doğrusal değil, genellikle logaritmik değerleri üzerinde doğrusaldır. Bu yüzden, serilerin gerçek değerleri yerine logaritmik değerlerinin kullanılması önerilmektedir (Yaylalı ve Lebe, 2012: 52). Bu yüzden birim kök testleri de dâhil bütün analizler, finansal gelişme (*FD*) ve dışa açıklık (*OP*) hariç, tüm değişkenlere ait verilerin logaritmik değerleri dikkate alınarak yapılmıştır.

### 3.2. Ekonometrik Model

Ekonometrik model olarak Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi tercih edilmiştir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemede yaygın olarak Engle ve Granger (1987), Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen yöntemler kullanılmaktadır. Engle ve Granger yöntemi ikiden fazla değişken olduğunda birden fazla eşbütünleşme ilişkisi olabileceği için tercih edilmemektedir. Johansen ve Juselius (1990) testleri için tüm serilerin düzeyde durağan olmaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan olmaları gerekmektedir. Bu dezavantajlar Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modellere

<sup>5</sup> Türkiye'nin 1980 ve 2001 dönemleri için modele kukla değişkenler ilave edilmiştir. Ancak anlamsız olduğundan modelden çıkarılmıştır. Zaten ham CO<sub>2</sub> emisyon serisine bakıldığında söz konusu tarihlerde ciddi bir kırılma olmadığı ve dolayısıyla bu dönemler için kukla değişkenlerin anlamsız çıkması gayet doğal görülmektedir (*Bknz:* EK 1).

(ARDL) dayalı sınır testi yönteminin gelişmesine neden olmuştur. Bu yöntemde değişkenlerin  $I(0)$  veya  $I(1)$  olmasına bakılmaksızın değişkenler arasında hem uzun dönemli ilişki hem de kısa dönemli ilişki test edilebilmektedir. Bununla birlikte, ARDL sınır testi yaklaşımı diğer eşbütünleşme yaklaşımlarına göre daha etkili ve tarafsız olup, küçük örneklerde daha iyi sonuç vermektedir. Ayrıca, belirtilen bu avantajların yanında ARDL sınır testi yaklaşımı hem yapısal modellerin oluşturulup tahmin edilmesine uygun olması, hem de modellerde yer alacak değişkenlerin durağanlık düzeylerinin  $I(0)$  veya  $I(1)$  olması<sup>6</sup> nedeniyle tercih edilmiştir.

#### 4. Ampirik Bulgular

Bu bölümde önce analizde kullanılacak olan değişkenlerin durağanlık test sonuçlarına, daha sonra eşbütünleşme test sonuçları ile ARDL sınır testi sonuçlarına ve son olarak, nedensellik test sonuçlarına yer verilecektir.

##### 4.1. Durağanlık Test Sonuçları

ARDL yaklaşımında, modelde yer alacak değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadıklarını tespit etmek için bir ön test yapılması zorunlu olmamakla birlikte, modeldeki değişkenlerden hiçbirinin  $I(2)$  olmaması gerekliliği bulunmaktadır. Çünkü Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından verilen alt ve üst kritik değerler, serilerin  $I(0)$  ve  $I(1)$  olma kriterlerine göre türetilmiştir. Bu amaçla, uygulamaya geçmeden önce değişkenlerin durağanlık durumu Genişletilmiş Dickey&Fuller (ADF), Phillips&Perron (PP) ve Dickey-Fuller GLS birim kök testlerine göre araştırılmıştır. ADF, PP ve GLS için sıfır hipotezi ( $H_0$ ) birim kök var olduğunu, yani serilerin durağan olmadığını; alternatif hipotez ( $H_1$ ) ise birim kök olmadığını, yani serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Birim kök testler sonucunda  $H_0$  ret ediliyorsa serinin durağan olduğuna,  $H_0$  ret edilemiyorsa serinin durağan olmadığına karar verilmektedir. Buna göre, değişkenlere ait durağanlık test sonuçları aşağıdaki Tablo 2'de özetlenmiştir.

**Tablo 2. ADF, PP ve GLS Birim Kök Test Sonuçları**

Değişken	Düzyer Değerleri			1. Farkları			
	ADF	PP	GLS	ADF	PP	GLS	
Test İstatistiği* (sabitli & trendli)	InCO	-2.48(0)	-2.50(6)	-1.36(0)	-7.87(0)	-7.84(1)	-7.23(0)
	InEC	-4.54(0)	-4.53(1)	-4.36(0)	-	-	-
	InGDP	2.99(0)	-3.04(1)	-2.75(0)	-7.24(0)	-7.23(1)	-6.71(0)
	InGDP <sup>2</sup>	-3.02(0)	-3.08(1)	-2.82(0)	-7.24(0)	-7.23(2)	-6.77(0)
	FD	-1.01(1)	-0.61(1)	-0.87(1)	-5.09(0)	-5.01(0)	-4.46(0)
	OP	-2.81(1)	-2.87(3)	-2.80(0)	-6.30(0)	-6.70(8)	-5.82(0)
Kritik Değerler**	% 1	-4.15	-3.77	-4.15	-3.77	-3.77	
	% 5	-3.50	-3.19	-3.50	-3.19	-3.19	
	% 10	-3.18	-2.89	-3.18	-2.89	-2.89	

\*Parantez içindeki değerler ADF ve GLS için gecikme uzunluklarını, PP için bant genişliğini ifade etmektedir. Gecikme uzunluğunun seçiminde Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır. Bant genişliği ise Bartlett Kernel modeli kullanılarak Newey-West göre belirlenmiştir.

\*\*ADF ve PP için %1, %5 ve %10 önem düzeylerindeki MacKinnon (1996) kritik değerleridir. GLS için ise, %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde Elliott-Rothenberg-Stock (1996) tarafından geliştirilen kritik tablo değerleridir.

<sup>6</sup>Bknz: Tablo 2.

Tablo 2'ye bakıldığında enerji tüketimi (*InEC*) hariç diğer tüm değişkenlerin ADF, PP ve GLS test istatistiklerinin mutlak değerleri, kritik tablo değerlerinin mutlak değerlerinden küçük olduklarından serilerin düzey değerleriyle durağan olmadıkları tespit edilmiştir. Dolayısıyla, sadece *InEC* düzey değeri itibarıyla durağan, yani  $I(0)$ 'dır. Düzey değerlerinde durağan olmayan *InCO*, *InGDP*, *InGDP<sup>2</sup>*, *FD* ve *OP* serilerinin birinci farkları alındığında, mutlak değer olarak ADF, PP ve GLS test istatistiği değerleri tüm önem düzeylerindeki kritik değerlerinden büyüktür. Bu, söz konusu serilerin ilk farklarının durağan olduğunu, yani  $I(1)$  ifade etmektedir. Dolayısıyla, ARDL yaklaşımı gereği modelde yer alacak değişkenlerin  $I(0)$  veya  $I(1)$  olduğu ve ayrıca değişkenlerden hiçbirinin  $I(2)$  olmadığı söylenebilir.

#### 4.2. ARDL Sınır Testi

ARDL yaklaşımı gereği ilk önce modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı test edilmelidir. Bunun için ilk önce Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli (UECM) oluşturulur. Eşbütünlüşme analizi gecikme sayısına duyarlı olduğundan, gecikme sayısı seçme sürecinde sistematik bir süreç izlemek gerekmektedir (Uluyol, Lebe ve Akbaş, 2014: 79). Buna göre, bizim çalışmada, maksimum gecikme sayısı iki olarak belirlenmiştir.<sup>7</sup> Eşbütünlüşme analizinde bir diğer önemli mesele, eşbütünlüşme denklemlerinde bir zaman trendinin olup olmayacağıdır (Pesaran ve diğerleri, 2001: 296-301). Bu nedenle, eşbütünlüşme testinin test edilmesi aşamasında standart bilgi kriterlerinin (AIC ve SBC) yanında deterministik trendin yer aldığı ve yer almadığı UECM tahminleri yapılmıştır. Deterministik trendin oluşturulan modelde anlamlı olmadığı tespit edilmiş ve bu yüzden analize dâhil edilmemesine karar verilmiştir. UECM'ye dayanan bu test çalışmamıza uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1,i} \Delta \ln CO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2,i} \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3,i} \Delta \ln GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{4,i} \Delta \ln GDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^m \alpha_{5,i} \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6,i} \Delta OP_{t-i} \quad (3) \\ & + \alpha_7 \ln CO_{t-1} + \alpha_8 \ln EC_{t-1} + \alpha_9 \ln GDP_{t-1} \\ & + \alpha_{10} \ln GDP_{t-1}^2 + \alpha_{11} FD_{t-1} + \alpha_{12} OP_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

(3) nolu denklemde yer alan değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisini test etmek için oluşturulan trendsiz modelin sıfır hipotezi ve alternatif hipotezleri, sırasıyla  $H_0: \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = \alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$ ,  $H_1: \alpha_7 \neq \alpha_8 \neq \alpha_9 \neq \alpha_{10} \neq \alpha_{11} \neq \alpha_{12} \neq 0$  şeklinde kurulabilir. Değişkenler arasındaki eşbütünlüşme ilişkisi, (3) nolu denklemdeki  $\alpha_7$ ,  $\alpha_8$ ,  $\alpha_9$ ,  $\alpha_{10}$ ,  $\alpha_{11}$  ve  $\alpha_{12}$  katsayılarının  $F$  testi (Wald testi) ile topluca anlamlılığının test edilmesi yoluyla belirlenmektedir. Değişkenler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olup olmadığına, hesaplanan  $F$  istatistiği ile Pesaran ve diğerleri (2001)'deki kritik sınır değerlerinin karşılaştırılması sonucunda karar verilmektedir. Bu çalışmada yıllık veriler kullanıldığından (3) nolu model, maksimum iki gecikmeyle ve trendsiz olarak tahmin edilmiştir. Tablo 3'de eşbütünlüşme ilişkisinin test edilmesiyle ilgili  $F$  istatistiği sonuçları yer almaktadır.

<sup>7</sup> Çünkü, veriler yıllık olduğundan ve serbestlik derecesi problemi olmaması için maksimum gecikme sayısı iki olarak belirlenmiştir. Bununla birlikte, maksimum gecikme sayısı iki olarak model tahmini yapıldığında hata terimleri arasında ardışık bağımlılık problemi olmadığı görülmektedir (Bkz: EK 2).



**Tablo 3. Eşbütünlük Test Sonuçları**

Model	<i>m</i>	<i>k</i>	<i>F</i> -İstatistiği	<i>I</i> (0) ve <i>I</i> (1) Kritik Değerleri
ARDL(1,1,1,0,1,1)	2	5	4.881 (0.001)	3.41-4.68*
				2.62-3.79**
				2.26-3.35***

\*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. *m* maksimum gecikme sayısını, *k* modelde yer alan bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler, Pesaran ve diğerleri (2001:300) çalışmalarında yer alan Tablo C1(iii)'de sunulan *k*=5 durumuna ait değerlerdir. Parantez içerisindeki değer *F* istatistiğinin *p* (olasılık) değerini ifade etmektedir.

Tabloda görüldüğü gibi hesaplanan *F* istatistiği, bütün önem düzeylerinde üst kritik değerden büyük olduğu görülmektedir (Tablo 3). Dolayısıyla CO<sub>2</sub> emisyonu, enerji tüketimi, ekonomik büyüme, finansal gelişme ve dışa açıklık arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisi bulunmadığını öngören sıfır hipotezi reddedilir.<sup>8</sup> Başka bir ifadeyle, analize konu olan dönemde Türkiye ekonomisi için söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olduğu söylenebilir.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin tespit edilmesinden sonra ikinci aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini analiz etmek için ARDL modeli tahmin edilmelidir. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin belirlenmesi amacıyla kurulan ARDL modelinin çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
 \ln CO_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1,i} \ln CO_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2,i} \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^v \alpha_{3,i} \ln GDP_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^w \alpha_{4,i} \ln GDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^y \alpha_{5,i} FD_{t-i} + \sum_{i=0}^z \alpha_{6,i} OP_{t-i} + \omega_t
 \end{aligned} \quad (4)$$

Microfit programı ile en uygun ARDL modelini belirlemek için ilk olarak (4) nolu denklem *p*, *q*, *v*, *w*, *y* ve *z* = 1, 2, ..., *m* ve *i* = 1, 2, ..., *k* nın bütün muhtemel değerleri için OLS yaklaşımıyla tahmin edilmektedir. Bu tahminde maksimum gecikme uzunluğu (*m*) iki olarak alınmıştır. Daha sonra tahmin edilen modeller arasından model seçim kriterleri olan; *R*<sup>2</sup>, Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bayesian Kriteri (SBC) veya Hannan-Quinn Kriteri (HQC)'den birisine göre model seçimi yapılmaktadır. (4) nolu denklem için en uygun ARDL(1,1,1,0,1,1)<sup>9</sup> modeli SBC'ye göre tahmin edilmiştir.<sup>10</sup>

Tamam testlerden Breusch-Godfrey hata terimlerinde ardışık bağımlılık olup olmadığını belirlemek için kullanılan *LM* testidir. Ramsey model kurma hatası olup olmadığı hakkında bilgi veren, Jarque-Bera hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını gösteren ve White testi ise hata terimlerinin değişen varyanslı olup

<sup>8</sup> Narayan (2005) tarafından türetilen asimptotik alt ve üst kritik değerleriyle (*n*=50, *k*=5 için Case III: 3.955-5.583 / 2.900-4.218 / 2.435-3.600) karşılaştırıldığında % 5 ve % 10 önem düzeylerinde eşbütünlük ilişkisiyle ilgili benzer sonuçlar elde edilmektedir.

<sup>9</sup> Microfit paket programıyla tahmin yapılır iken her bir değişken için ayrı ayrı en uygun gecikmeyi belirlemeye gerek yoktur. Bu işlemi Microfit paket programı kendisi gerçekleştirmektedir [Bknz: Pesaran and Pesaran (2009). *Time Series Econometrics Using Microfit 5.0*. New York: Oxford University Press].

<sup>10</sup> ARDL(1,1,1,0,1,1) modelinin tahmin sonuçları EK 2'de yer almaktadır. Bu tahmin sonuçlarının bütün katsayı ve testleri bu kısımda yorumlanmayacaktır. Sadece tahmin edilen ARDL modelinin Tamam Testleri yorumlanacaktır. ARDL modelinin tamam test sonuçları EK 2'de özetlenmektedir.

olmadığını araştırmada kullanılan bir testtir. EK 2'deki ARDL (1,1,1,0,1,1) modelinin tanısal test sonuçlarına bakıldığında; ardışık bağımlılık, değişen varyans, model kurma hatası ve normal dağılım testlerine ait  $p$  (olasılık) değerleri, % 1 önem düzeyinde daha büyüktür (Bknz: EK 2). Dolayısıyla, kurulan ARDL (1,1,1,0,1,1) modeli için tanısal test problemlerinin söz konusu olmadığı söylenebilir.

#### 4.2.1. Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler arasında eşbütünleşme tespit edilip en uygun ARDL modeliyle tahminde bulunulduktan sonraki aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin katsayıları tahmin edilir ve katsayılar hakkında değerlendirmeler yapılır (Pesaran ve Pesaran, 2009: 319). Bu amaçla,  $InCO_2$  emisyonunun bağımlı değişken olması durumunda, ARDL (1,1,1,0,1,1) modelinin uzun dönem katsayı sonuçları Tablo 4'de yer almaktadır.

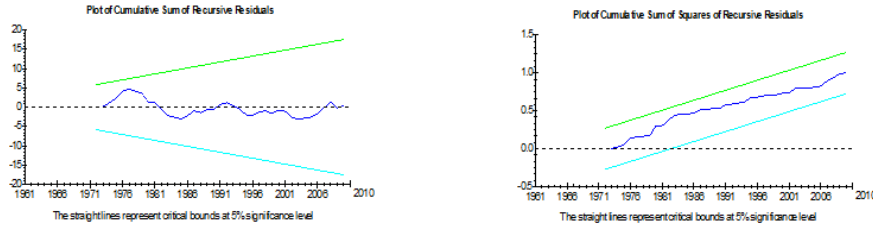
**Tablo 4. Uzun Dönem Katsayıları**

Bağımsız Değişkenler	Bağımlı Değişken: $InCO_2$		
	Katsayı	$t$ istatistik (std. hata)	Olasılık ( $p$ )
$InEC$	0.642	4.119 (0.156)	0.000
$InGDP$	11.757	9.861 (1.192)	0.000
$InGDP^2$	-1.523	-10.248 (0.148)	0.000
$FD$	0.396	2.127 (0.186)	0.039
$OP$	0.105	2.559 (0.041)	0.012
$C$	-21.162	-10.431 (2.028)	0.000

Tablo 4'te görüldüğü üzere, uzun dönem katsayıları iktisadi yönden beklenen işarete sahip olup, tüm katsayılar istatistiki olarak % 5 önem düzeyinde anlamlıdır. Başka bir ifadeyle, Türkiye ekonomisinde  $CO_2$  emisyonunu enerji tüketimi ve ekonomik büyüme pozitif yönde; ekonomik büyümenin karesi ( $InGDP^2$ ) ise negatif yönde etkilediği ve bu etkilerin anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu bulgulara bağlı olarak, Türkiye'nin 1960-2010 dönemi için uzun dönemde EKC hipotezini doğrulayan bulgular elde edildiği söylenebilir. Bununla birlikte, finansal gelişme ve dışa açıklık  $CO_2$  emisyonunu pozitif yönde etkilediği ve bu etkilerin de anlamlı olduğu belirlenmiştir.

Son olarak, değişkenlere ilişkin yapısal kırılmanın varlığını araştırmak üzere, geri dönüşlü artıkların karelerini kullanan ve bu şekilde sistemdeki değişkenlere ilişkin yapısal kırılmayı araştıran CUSUM ve CUSUM Q grafiklerinden yararlanılmıştır. Şekil 1'de, CUSUM ve CUSUM Q grafikleri yer almaktadır.

ARDL uzun dönem katsayılarının kararlılığını sınınamak için Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUM Q grafikleri % 5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar arasında bulunuyorsa, tahmin edilen parametrelerin kararlı (veya tutarlı) olduğuna karar verilir. Dolayısıyla Şekil 1'deki CUSUM ve CUSUM Q grafiklerine bakıldığında, ARDL modelinin tahmin edilmesi sonucu elde edilen uzun dönem katsayılarının tutarlı olduğu söylenebilir.



Şekil 1. CUSUM ve CUSUMQ Grafiği (1960-2010)

#### 42.2. Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin katsayıları tahmin edilip ve katsayılar hakkında değerlendirmeler yapıldıktan sonra, son olarak hata düzeltme modeli ile kısa dönem katsayıları tahmin edilir (Uluyol ve diğerleri, 2014: 81). Bu çerçevede ARDL (1,1,1,0,1,1) modeline dayalı hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1,i} \Delta \ln CO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2,i} \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3,i} \Delta \ln GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{4,i} \Delta \ln GDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^m \alpha_{5,i} \Delta FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6,i} \Delta OP_{t-i} \\ & + \alpha_7 ECM_{t-1} + \vartheta_t \end{aligned} \quad (5)$$

Burada,  $ECM_{t-1}$  hata düzeltme terimlerini ifade etmekte olup, (4) nolu modelde yer alan hata terimi serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Kısa dönem katsayıları uzun dönemde olduğu ARDL (1,1,1,0,1,1) modeliyle araştırılmış olup, tahmin sonuçları Tablo 5’de yer almaktadır.

Tablo 5. Kısa Dönem Katsayıları

Bağımsız Değişkenler	Bağımlı Değişken: $\ln CO_2$		
	Katsayı	t istatistik (std. hata)	Olasılık (p)
$\Delta \ln EC$	1.061	7.490 (0.141)	0.000
$\Delta \ln GDP$	8.856	4.598 (1.926)	0.000
$\Delta \ln GDP^2$	-1.197	-4.659 (0.256)	0.000
$\Delta FDI$	0.219	2.854 (0.076)	0.007
$\Delta OP$	0.053	1.734 (0.030)	0.082
C	-16.634	-4.635 (3.588)	0.000
$ECM_{t-1}$	-0.786	-5.285 (0.148)	0.000

Kısa dönem tahmin sonuçlarının yer aldığı Tablo 5’e bakıldığında, hemen hemen tüm katsayıların<sup>11</sup> % 1 önem düzeyinde istatistikî olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Daha açık bir ifadeyle, Türkiye ekonomisinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme  $CO_2$  emisyonunu pozitif yönde; ekonomik büyümenin karesi

<sup>11</sup> Sadece dışa açıklık (OP) katsayı % 10 önem düzeyinde istatistikî olarak anlamlıdır.

(*InGDP*<sup>2</sup>) ise negatif yönde etkilediği ve bu etkilerin anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte, Türkiye’de finansal piyasalardaki gelişmeler ile dışa açıklık CO<sub>2</sub> emisyonunu pozitif yönde etkilediği ve bu etkilerin anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Diğer taraftan, modelin hata düzeltme terimi -0.786 olarak tahmin edilmiş olup, beklenildiği gibi işareti negatif ve istatistiksel olarak % 1 önem düzeyinde anlamlıdır. Dolayısıyla, kısa dönem CO<sub>2</sub> emisyonunda meydana gelecek bir sapma, bir sonraki dönemde % 78.6’lık kısmı giderilerek uzun dönem dengesine ulaşabileceği savunulabilir. Bir başka ifadeyle uzun dönem dengesine oldukça hızlı bir şekilde dönüldüğü söylenebilir. Bu, oluşturulan modelin anlamlı olduğu ve çalıştığı anlamına gelmektedir.

Sonuç olarak, uzun dönemde olduğu gibi kısa dönemde de, Türkiye’nin 1960-2010 dönemi için EKC hipotezini doğrulayan bulgular elde edildiği ifade edilebilir. Bu yönüyle çalışmamız Türkiye’yi konu alan Atıcı ve Kurt (2007), Halicioğlu (2009), Öztürk ve Acaravcı (2013) çalışmalarıyla benzerlik göstermektedir. Katsayıların sayısal büyüklüklerine baktığımızda, hem kısa dönemde hem de uzun dönemde ekonomik büyümenin, diğer değişkenlere göre Türkiye’deki CO<sub>2</sub> emisyon seviyesi üzerinde daha büyük rol oynadığı söylenebilir.<sup>12</sup> Bu etkinin beklentilere uygun olarak uzun dönemde daha yüksek olduğu görülmektedir. Ancak bunun tek istisnası enerji tüketimidir. Enerji tüketiminin CO<sub>2</sub> emisyon seviyesi üzerindeki etkisi kısa dönemde daha büyük olduğu<sup>13</sup> tespit edilmiştir (*Bknz*: Tablo 4 ve 5). Bu durum Türkiye’deki enerji tüketiminin fosil ağırlıklı olmasından (2013 yılı itibarıyla yaklaşık % 88 düzeyinde) ve fosil enerji tüketimiyle ortaya çıkan zehirli gaz miktarı ilk başta (kısa dönemde) yoğun iken, zamanla (uzun dönemde) bu miktar çevredeki yeşil alanların (fotosentezi) sayesinde daha düşük seviyelere gerilemesinden kaynaklanabilir. Bununla birlikte, kömür yerine doğalgaz gibi CO<sub>2</sub> emisyonu düşük enerji kaynaklarına veya çevre dostu yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmesi (kısa döneme göre) uzun dönemde daha kolay olmasından dolayı, enerji tüketiminin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerindeki etkisinin uzun dönemde daha düşük seviyede tahmin edilmesinin gerekçesi olabilir.

Son olarak, kontrol değişkenlerinin (finansal gelişme ile açıklığın) Türkiye’deki CO<sub>2</sub> emisyon seviyesi üzerinde hem kısa hem de uzun dönemde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Finansal gelişme katsayısının pozitif olarak tahmin edilmesi, finans sektöründeki gelişmelerin daha çok sektördeki firma sayısını arttırmaya odaklandığını göstermektedir (Shahbaz, Hye, Tiwari ve Leitão, 2013: 113). Bununla birlikte, finans piyasasındaki gelişmelerin çevre dostu teknolojilerin firmalar aracılığıyla sektöre adaptasyonunu sağlayacak düzeyde olmadığını da kanıtlamaktadır (Talukdar ve Meisner, 2001: 831-832). Dışa açıklık katsayısının pozitif olması ise, genelde gelişmekte olan ülkelerde görülen ağır sanayiye dayalı bir üretim sürecinin mevcut olduğunu (Grossman ve Krueger, 1995: 358-359; Halicioğlu, 2009: 1158) ve çevreyi korumaya yönelik yasaların istenen seviyede olmadığını göstermektedir.

#### 4.3. VECM Dayalı Nedensellik Testi

Eşbütünlüşme analizi, söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğunu göstermektedir. Ancak nedenselliğin yönü ilgili bir bilgi vermemektedir.

<sup>12</sup> Dolayısıyla, Türkiye’de CO<sub>2</sub> emisyon seviyesini etkileyen asıl faktörün gelir (ekonomik büyüme) olduğu ifade edilebilir.

<sup>13</sup> Halicioğlu (2009), Öztürk ve Acaravcı (2013) çalışmalarında da Türkiye ekonomisi için benzer bulgulara ulaşılmıştır.

Engle ve Granger (1987) göre değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunması durumunda değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedensellik mevcuttur ve bu, hata düzeltme modeline (VECM) dayalı nedensellik testiyle test edilmelidir. Çünkü böyle bir durumda standart nedensellik testi kullanılırsa, gerçekte var olan nedensellik ilişkisinin mevcut olmadığı sonucuna varılabilir. Ki bu nedensellikle ilgili doğru olmayan sonuçların elde edilmesine yol açar. Bu nedenle eşbütünlük serilerde VECM nedensellik testinin kullanılması gerekmektedir. Her bir değişkenin bağımlı değişken olduğu bizim çalışmaya uyarlanmış haliyle hata düzeltme modelleri (6) nolu denklemde<sup>14</sup> yer almaktadır.

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1,i} \Delta \ln CO_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2,i} \Delta \ln EC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3,i} \Delta \ln GDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^m \alpha_{4,i} \Delta \ln GDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^m \alpha_{5,i} \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{6,i} \Delta OP_{t-i} \\ & + \alpha_7 ECM_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

Burada,  $u_t$ , söz konusu modeldeki hata terimleri olup, ortalaması sıfır, varyansı sabit, ardışık bağımlı olmayan, rassal hata terimidir.  $ECM_{t-1}$  hata düzeltme terimlerini ifade etmekte olup, uzun dönem ilişkisinin test etmek için kurulan modellerin hata terimi serilerinin bir dönem gecikmeli değerleridir.

VECM dayalı Granger nedensellik iki yolla test edilebilir: *Birincisi*, VEC modellerindeki bağımsız değişken katsayıları bir bütün olarak  $F$  istatistiğiyle veya Wald testiyle test edilebilir. Ki bu, kısa dönem nedensellik ilişkisinin test edilmesini sağlamaktadır (Enders, 2010: 375, 401; Jones ve Joulfaian, 1991; Masih ve Masih, 1996: 170-171). *İkincisi*, hata düzeltme terimi katsayıları  $t$  istatistiği veya Wald testiyle anlamlılığı test edilebilir. Bu ise, uzun dönem nedensellik ilişkisinin mevcut olup olmadığını test etme imkânı sağlamaktadır (Jones ve Joulfaian, 1991; Masih ve Masih, 1996: 170-171).

VECM dayalı nedenselliğin kaynağının tespit edilmesi için, (6) nolu denklemde olduğu gibi diğer değişkenlerin ( $\ln EC$ ,  $\ln GDP$ ,  $\ln GDP^2$ ,  $FD$  ve  $OP$ ) bağımlı değişken olduğu denklemler ayrı ayrı tahmin edildikten sonra, her bir bağımlı değişken için açıklayıcı (bağımsız) değişkenlerin katsayılarına beraber uygulanan Wald testinden elde edilen  $F$  istatistik değerleri ile hata düzeltme terimlerinin katsayılarının  $t$  istatistik değerleri Tablo 6'da özetlenmektedir.

Tablo 6'daki kısa dönem nedensellik test sonuçlarına bakıldığında, finansal gelişmeden  $CO_2$  emisyonuna, enerji tüketimine, ekonomik büyüme ve ekonomik büyümenin karesine doğru tek yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, dışa açıklıktan ekonomik büyüme ve ekonomik büyümenin karesine doğru kısa dönemde tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Bu bulgular, finans

<sup>14</sup> Her bir değişkenin bağımlı değişken olduğu diğer denklemler [ $(\ln EC/\ln CO, \ln GDP, \ln GDP^2, FD, OP)$ ,  $(\ln GDP/\ln CO, \ln EC, \ln GDP^2, FD, OP)$ ,  $(\ln GDP^2/\ln CO, \ln EC, \ln GDP, FD, OP)$ ,  $(FD/\ln CO, \ln EC, \ln GDP, \ln GDP^2, OP)$  ve  $(OP/\ln CO, \ln EC, \ln GDP, \ln GDP^2, FD)$ ] bu yazımda fazla yer tutmaması için yer verilmemiştir.

piyasasındaki gelişmelerin Türkiye'deki CO<sub>2</sub> emisyon seviyesi, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme üzerinde önemli bir oynadığını göstermektedir.

**Tablo 6. Nedensellik Test Sonuçları**

Değişkenler	Nedensellik Türü						
	Kısa Dönem						Uzun Dönem
	$\Delta \ln CO$	$\Delta \ln EC$	$\Delta \ln GDP$	$\Delta \ln GDP^2$	$\Delta FD$	$\Delta OP$	$ECM_{t-1}$
	F istatistiği (p değeri)						[t testi]
$\Delta \ln CO$		2.546 (0.279)	3.146 (0.207)	3.368 (0.185)	6.765 (0.034)**	2.391 (0.302)	-0.384 [-2.041]**
$\Delta \ln EC$	0.122 (0.940)		2.758 (0.251)	3.126 (0.209)	9.358 (0.009)*	2.633 (0.267)	-0.286 [-1.913]***
$\Delta \ln GDP$	0.740 (0.690)	1.894 (0.387)		4.217 (0.121)	16.789 (0.000)*	6.011 (0.049)**	-0.460 [-3.350]*
$\Delta \ln GDP^2$	0.488 (0.783)	1.995 (0.368)	4.249 (0.119)		17.209 (0.000)*	6.230 (0.044)**	-3.457 [-3.381]*
$\Delta FD$	0.517 (0.771)	2.054 (0.358)	1.531 (0.465)	1.604 (0.448)		0.815 (0.665)	-0.757 [-2.576]**
$\Delta OP$	1.036 (0.595)	1.295 (0.523)	0.416 (0.812)	0.319 (0.852)	1.275 (0.528)		-0.591 [-1.071]

Ho: hipotezi "Değişkenler arasında Granger nedensellik ilişkisi yoktur" şeklindedir. \*, \*\* ve \*\*\* sırasıyla, % 1, % 5 ve % 10 önem düzeyinde anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Uzun dönem nedensellik test sonuçları incelendiğinde ise, CO<sub>2</sub> emisyonu ile enerji tüketimi, CO<sub>2</sub> emisyonu ile ekonomik büyüme, CO<sub>2</sub> emisyonu ile ekonomik büyümenin karesi ve CO<sub>2</sub> emisyonu ile finansal gelişme arasında çift yönlü nedensellik olduğu görülmektedir. Yani, söz konusu değişkenlerin birbirilerini etkilediği ve birbirinin Granger nedeni olduğunu söylenebilir. Bununla birlikte, uzun dönemde dışa açıklıktan CO<sub>2</sub> emisyonuna, enerji tüketimine, ekonomik büyümeye, ekonomik büyümenin karesine ve finansal gelişmeye doğru tek yönlü nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Bu, dışa açıklığın Türkiye'deki CO<sub>2</sub> emisyonu, ekonomik büyüme ve finansal gelişme üzerinde kayda değer rol oynadığını göstermektedir.

## 5. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye ekonomisi için EKC hipotezini test etmektir. Bununla birlikte, EKC hipotezi çerçevesinde kontrol değişkeni olarak Türkiye'deki finansal gelişme ile dışa açıklığın etkisi de ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu amaç çerçevesinde, CO<sub>2</sub> emisyonu, enerji tüketimi, finansal gelişme, dışa açıklık ve ekonomik büyüme serileri kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişkisi ARDL sınır testi ve VECM dayalı Granger nedensellik testiyle incelenmiştir. Bu çalışmada ele alınan dönem, verilerin temin edildiği WB'nin elektronik veri tabanındaki mevcudiyetine göre belirlenmiştir. Veriler yıllık olup, Türkiye'nin 1960-2010 dönemi çalışmamızın kapsamını oluşturmaktadır.

Eşbütünlüme analizi sonucu, söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ortaya konmuştur. ARDL sınır testi sonucunda, hem kısa hem de uzun dönemde Türkiye'de CO<sub>2</sub> emisyon seviyesini, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme pozitif yönde; ekonomik büyümenin karesi ( $\ln GDP^2$ ) ise negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Bu bulgular, EKC hipotezinin Türkiye için geçerli olduğunu ortaya koymaktadır. Bu yönüyle çalışmamız Atıcı ve Kurt (2007), Halicioğlu (2009), Öztürk ve Acaravcı (2013) çalışmalarıyla benzerlik göstermektedir. Bununla birlikte, Türkiye'de finansal gelişme ile dışa açıklık CO<sub>2</sub> emisyon seviyesini pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Nedensellik testinin sonucu, kısa dönemde finansal

gelişmeden CO<sub>2</sub> emisyonuna, enerji tüketimine ve ekonomik büyümeye doğru tek yönlü olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemde ise CO<sub>2</sub> emisyonu ile enerji tüketimi, CO<sub>2</sub> emisyonu ile ekonomik büyüme, CO<sub>2</sub> emisyonu ile finansal gelişme birbirinin Granger nedeni olduğu ortaya konmuştur. Yani, Türkiye’de söz konusu değişkenler için feedback (geri-besleme) hipotezini doğrulayan bulgular elde edilmiştir. Bununla birlikte, Türkiye’de dışa açıklık; CO<sub>2</sub> emisyon seviyesi, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme üzerinde önemli rol oynadığı nedensellik testi sonucu tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, ele alınan dönemde Türkiye için EKC hipotezinin geçerli olduğu ve özellikle enerji tüketimi, finansal gelişme ve dışa açıklığın CO<sub>2</sub> emisyonunu arttırdığı tespit edilmiştir. Türkiye’de enerji ihtiyacının büyük bir kısmı fosil kaynaklardan sağlanmakta (% 87.9) ve bu ihtiyacın önemli bir kısmını dışarıdan temin etmektedir. Bu durum Türkiye için hem çevre açısından (CO<sub>2</sub> ve SO<sub>2</sub> gibi zehirli gazlar) hem de enerjide dışa bağımlılık (dışa açıklık) açısından sorun teşkil etmektedir. Günümüzde küresel düzeyde toplam CO<sub>2</sub> emisyonunun % 50’den fazlasının fosil yakıt kullanımından kaynaklandığı göz önüne alındığında politika yapıcılarının bu konuda çevresel politikalara ve yasal düzenlemelere ağırlık vermesi gerektiğini söyleyebiliriz. Bu nedenle Türkiye’deki enerji politikaları, gerek CO<sub>2</sub> emisyonu gibi zehirli gazların neden olduğu çevresel sorunların azaltılması açısından, gerekse dışa açıklık ve ekonomik büyüme açısından büyük bir öneme sahiptir. Bu çerçevede çalışmamızın temel önerisi uzun vadede Türkiye enerji bağımlılığını azaltarak, çevresel kirliliğini minimum düzeye indirecek istikrarlı büyüme politikaları uygulanmalıdır. Daha açık bir ifadeyle, sürdürülebilir bir büyüme performansı için enerji politikaları içinde özellikle yenilenebilir enerji tüketiminin artırılmasına yönelik politikalara öncelik verilmelidir. Örneğin, birçok AB ülkelerinde olduğu gibi, elektrik üreten şirketlere<sup>15</sup>, kota uygulaması getirilerek üretiminin belirli bir oranının yenilenebilir kaynaklı olması zorunluluğu getirilmelidir. Yine yenilenebilir enerji üretimini teşvik etmek için çeşitli sübvansiyonlar, vergi indirimleri ve kredi kolaylıkları sağlanarak üretim maliyetleri düşürülmeli ve bu alanda bürokratik engeller ortadan kaldırılmalıdır.

## 6. Referanslar

- Akbostancı, E., Türot-Aşık, S. and Tunç, G.İ. (2009). The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve? *Energy Policy*, 37(3), 861-867.
- Ang, J.B. (2007). CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy*, 35(10), 4772-4778.
- Antle, J. and Heidebrink, G. (1995). Environment and development: Theory and international evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 43, 603-25.
- Atıcı, C. ve Kurt, F. (2007). Türkiye’nin dış ticareti ve çevre kirliliği: Çevresel Kuznets eğrisi yaklaşımı. *Tarım Ekonomisi Dergisi*, 13(2), 61-69. ss.
- Başar, S. ve Temurlenk, M.S. (2007). Çevreye uyarlanmış Kuznets eğrisi: Türkiye üzerine bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(1), 1-12.
- Bertinelli, T. and Strobl, E. (2005). The environmental Kuznets curve semi-parametrically revisited. *Economics Letters*, 88(3), 350-357.
- Bhattarai, M. and Hammig, M. (2001). Institutions and the environmental Kuznets curve for deforestation: A cross-country analysis for Latin America, Africa and Asia. *World Development*, 29(6), 995-1010.

<sup>15</sup> Özellikle Türkiye’de elektrik üretiminden kaynaklanan CO<sub>2</sub> emisyon oranını yaklaşık % 80 olduğu göz önüne alındığında, bunun öncelik arz ettiği söylenebilir.

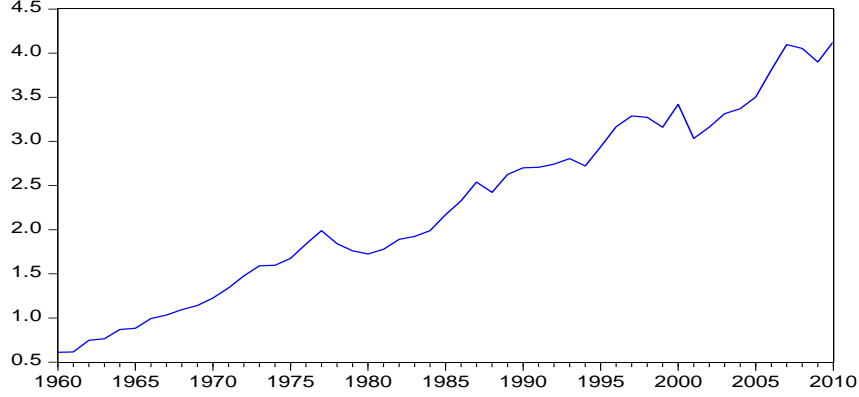
- Bradford, D.F., Schlieckert, R. and Shore, S.H. (2000). The environmental Kuznets curve: Exploring a fresh specification. *CESifo Working Paper Series*, No. 367.
- Brown, R.L., Durbin, J. and Evans, J.M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relations overtime. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(13), 149-163.
- Carson, R., Jeon, Y. and McCubbin, D. (1997). The relationship between air pollution emissions and income: USA data. *Environment and Development Economics*, 2(4), 433-450.
- Dietz, S. and Adger, W.N. (2003). Economic growth, biodiversity loss and conservation effort. *Journal of Environmental Management*, 68, 23-35.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series* (3<sup>rd</sup> ed.). New York: John Wiley and Sons.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- ETKB (2015). *2014 yılı enerji dengesi*. <http://www.enerji.gov.tr/tr-TR/EIGM-Raporlari> Erişim tarihi: 29.03.2016.
- Focacci, A. (2003). Empirical evidence in the analysis of the environmental and energy policies of a series of industrialised nations, during the period 1960-1997, using widely employed macroeconomic indicators. *Energy Policy*, 31, 333-352.
- Fodha, M. and Zaghoud, O. (2010). Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: An empirical analysis of the environmental Kuznets curve. *Energy Policy*, 38(2), 1150-1156.
- Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. NBER Working Paper, No. 3914.
- Grossman, G.M. and Krueger, A.B. (1995). Economic environment and the economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-377.
- Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164.
- He, J. and Richard, P. (2010). Environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub> in Canada. *Ecological Economics*, 69(5), 1083-1093.
- Jalil, A. and Feridun, M. (2011). The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: A cointegration analysis. *Energy Economics*, 33, 284-291.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Jones, J. and Joufaian, D. (1991). Federal government expenditures and revenues in the early years of the American republic: Evidence from 1792 and 1860. *Journal of Macroeconomics*, 13, 133-155.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Masih, A.M.M. and Masih, R. (1996). Energy consumption, real income and temporal causality: Results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modeling techniques. *Energy Economics*, 18(3), 165-183.
- Mcpherson, M.A. and Nieswiadomy, M.L. (2005). Environmental Kuznets curve: threatened species and spatial effects. *Ecological Economics*, 55, 395-407.
- Meng, M. and Niu, D. (2011). Modeling CO<sub>2</sub> emissions from fossil fuel combustion using the logistic equation. *Energy*, 36(5), 3355-3359.
- Özcan, B. (2015). ÇKE hipotezi yükselen piyasa ekonomileri için geçerli mi? Panel veri analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 16(1), 1-14.
- Öztürk, I. and Acaravci, A. (2010). CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(9), 3220-225.
- Öztürk, I. and Acaravci, A. (2013). The long-run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey. *Energy Economics*, 36, 262-267.
- Panayotou, T. (1993). Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. *ILO Technology and Employment Programme Working Paper*, WP238.
- Panayotou, T. (1997). Demystifying the environmental Kuznets curve: Turning a black box into a policy tool. *Environment and Development Economics*, 2(4), 465-484.



- Pao, H.-T. and Tsai C.M. (2011). Multivariate Granger causality between CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy*, 36, 685-693.
- Pesaran, B. and Pesaran, M.H. (2009). *Time series econometrics using Microfit 5.0*. New York: Oxford University Press Inc.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Richmond, A.K. and Kaufmann, R.K. (2006). Is there a turning point in the relationship between income and energy use and/or carbon emissions? *Ecological Economics*, 56, 176-189.
- Roberts, J.T. and Grimes, P.E. (1997). Carbon intensity and economic development 1962-1991: A brief exploration of the environmental Kuznets curve. *World Development*, 25(2), 191-198.
- Rupasingha, A., Goetz, S.J., Debertin, D.L. and Pagoulatos, A. (2004). The environmental Kuznets curve for us counties: A spatial econometric analysis with extensions. *Papers in Regional Science*, 83, 407-424.
- Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*, 38, 2528-2535.
- Seppala, T., Haukioja, T. and Kaivi-Oja, J. (2001). The EKC hypothesis does not hold for direct material flows: Environmental Kuznets curve hypothesis tests for direct material flows in five industrial countries. *Population and Environment*, 23(2), 217-238.
- Shafik, N. (1994). Economic development and environmental quality: An econometric analysis. *Oxford Economic Papers*, 46(Special Issue), 757-773.
- Shahbaz, M., Hye, Q.M.A., Tiwari, A.K. and Leitão, N.C. (2013). Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO<sub>2</sub> emissions in Indonesia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 109-121.
- Shahbaz, M., Lean, H.H. and Shabbir, M.S. (2012). Environmental Kuznets curve hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger causality. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(5), 2947-2953.
- Shahbaz, M., Mutascu, M. and Azim, P. (2013). Environmental Kuznets curve in Romania and the role of energy consumption. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 18, 165-173.
- Shahbaz, M., Solarin, S.A., Mahmood, H. and Aroui, M. (2013). Does financial development reduce CO<sub>2</sub> emissions in Malaysian economy? A time series analysis. *Economic Modelling*, 35, 145-152.
- Shahbaz, M., Uddin, G.S., Rehman, I.U. and Imran, K. (2014). Industrialization, electricity consumption and CO<sub>2</sub> emissions in Bangladesh. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 31, 575-586.
- Talukdar, D. and Meisner, C.M. (2001). Does the private sector help or hurt the environment? Evidence from carbon dioxide pollution in developing countries. *World Development*, 29(5), 827-840.
- Uluyol, O., Lebe, F. ve Akbaş, Y.E. (2014). Firmaların finansal kaldıraç oranları ile öz sermaye karlılığı arasındaki ilişki: Hisseleri Borsa İstanbul (BİST)'da işlem gören şirketler üzerinde sektörler bazında bir araştırma. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 6(1), 70-89.
- Wang, P., Wu, W., Zhu, B. and Wei, Y. (2013). Examining the impact factors of energy-related CO<sub>2</sub> emissions using the STIRPAT model in guangdong province, China. *Applied Energy*, 106, 65-71.
- Yaylalı, M. ve Lebe, F. (2012). İthal ham petrol fiyatlarının Türkiye'deki makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, XXXII(I), 43-68.
- Zhang, Y.-J. (2011). The impact of financial development on carbon emissions: An empirical analysis in China. *Energy Policy*, 39(4), 2197-2203.

## Ekler

**EK 1. CO<sub>2</sub> Emisyonu Serisi**  
CO



**EK 2. ARDL (1,1,1,0,1,1) Modeli Tahmin Sonuçları**

Bağımsız		Bağımlı Değişken: $\ln CO_2$		
Değişkenler	Katsayı	$t$ istatistik (std. hata)	Olasılık ( $p$ )	
$\ln CO_2(-1)$	0.214	1.438(0.148)	0.158	
$\ln EC$	1.061	7.490(0.141)	0.000	
$\ln EC(-1)$	-0.555	-3.267(0.170)	0.002	
$\ln GDP$	8.856	4.598(1.926)	0.000	
$\ln GDP(-1)$	0.385	2.484(0.155)	0.017	
$\ln GDP^2$	-1.197	-4.659(0.256)	0.000	
$FD$	0.219	2.854(0.077)	0.007	
$FD(-1)$	0.092	2.173(0.042)	0.036	
$OP$	0.053	1.734(0.030)	0.083	
$OP(-1)$	0.030	0.597(0.050)	0.554	
$C$	-16.634	4.635(3.588)	0.000	
Tanısal Testler				
$R^2$	0.9984	$DW$	2.2668	
$\bar{R}^2$	0.9980	$F$	2524.4[0.000]	
$\chi^2_{BG}$	2.608[0.178]	$\chi^2_{NORM}$	2.173[0.337]	
$\chi^2_{RAMSEY}$	0.226[0.372]	$\chi^2_{WHITE}$	5.283 [0.312]	

$\chi^2_{BG}$ ,  $\chi^2_{RAMSEY}$ ,  $\chi^2_{NORM}$ ,  $\chi^2_{WHITE}$  sırasıyla, Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, Ramsey regresyonda model kurma hatası, Jarque-Bera normallik ve White değişen varyans sınaması için kullanılan testlerdir. Köşeli parantez içindeki değerler, tanısal testlere ait p-olasılık değerlerini temsil etmektedir.