

Türkiye’de Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezinin Geçerliliği: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı¹

Emrah KOCAK

Ahievran Üniversitesi, Mucur Meslek Yüksekokulu, Kırşehir.
Email: ekocak@ahievran.edu.tr

ÖZET: Bu çalışmada, Türkiye’de Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi 1960-2010 dönemi yıllık verileri ile araştırılmıştır. Bu amaç için, kübik bir model kullanılmıştır. Modelde karbondioksit emisyonu, gelir ve enerji tüketimi arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Ekonometrik yöntem olarak ARDL sınır testi yöntemi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; uzun dönemde ÇKE hipotezini destekler bir sonuca ulaşılmamıştır. Bunun yanında, enerji tüketiminin uzun dönemde karbondioksit emisyonunu arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç çerçevesinde Türkiye’de çevresel kirliliği azaltmak için özellikle yenilenebilir enerji politikalarının önemi vurgulanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Çevresel Kuznets Eğrisi; CO₂ emisyonu; Enerji Tüketimi; ARDL Yaklaşımı

JEL Kodu: C22; O1; Q4; Q5

The Validity of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Turkey: ARDL Bounds Test Approach

ABSTRACT: In this study, the Environmental Kuznets Curve Hypothesis is investigated in Turkey using yearly data from 1960 to 2010. For this purpose, a cubic model is used. In the model, the relationships among carbon dioxide emissions, income, and energy consumption are examined, and ARDL bounds testing method is employed as the econometric method. According to the findings obtained, a result that can support EKC hypothesis is not met in the long term. Besides, the findings show that energy consumption affects carbon monoxide emissions positively in the long term. In this framework, especially the importance of renewable energy policies is emphasized in order to reduce the environmental pollution.

Keywords: Environmental Kuznets Curve; CO₂ emissions; Energy Consumption; ARDL Approach

JEL Code: C22; O1; Q4; Q5.

1. Giriş

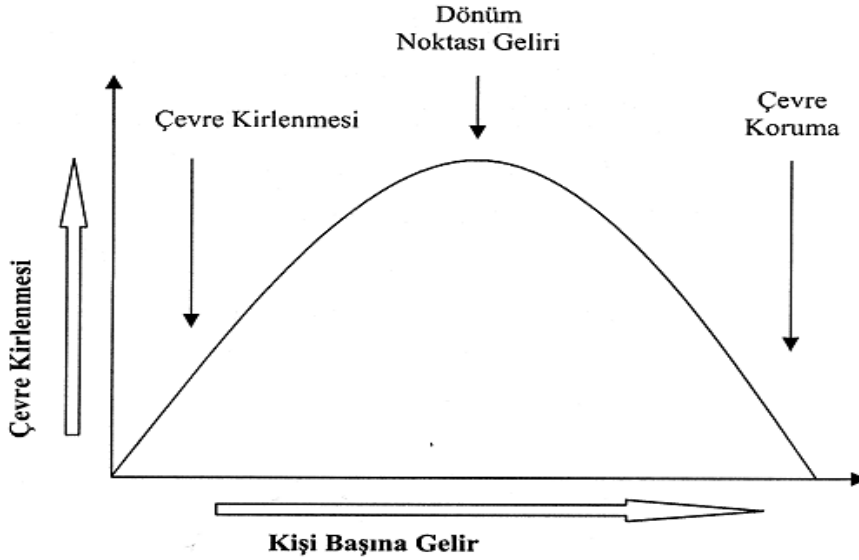
Simon Kuznets (1955) çalışmasında, gelir dağılımı ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Söz konusu çalışmada, ekonomik gelişmeye bağlı olarak kişi başına düşen gelir miktarının arttığını ancak gelişmenin ilk safhasında gelir eşitsizliğinin de artmakta olduğunu bildirmiştir. Daha sonra Kuznets, artan gelir eşitsizliğinin ekonomik gelişmenin devam etmesine bağlı olarak belirli bir dönüm noktasından sonra azalmaya başladığını ileri sürmüştür. Bu ilişki “*Ters U*” veya “*Çan Eğrisi*” hipotezi olarak tanımlanmakta ve gelir dağılımı ile gelir düzeyi arasındaki ilişkiyi gösteren eğri, Kuznets Eğrisi Yaklaşımı olarak ifade edilmektedir.

1990’lı yılların başında küresel ısınma, hava kirliliği, artan doğal kaynak kullanımı, karbon dioksit salınımı gibi çevresel sorunların etkilerinin iyice hissedilmesiyle beraber uluslararası platformlarda ekonomik büyüme alanında çevre ve enerji hususları birincil derecede önemli hale gelmiştir. Bu gelişmelerle beraber Kuznets Eğrisi yaklaşımı 1990’lı yıllarda çevreye uyarlanmış, kişi başına düşen gelir ile çevre kalitesi arasındaki ilişkiye dayalı olarak yeniden yorumlanmaya başlamıştır. Ekonomistler yapılan bazı çalışmalarda çevresel kirlilik düzeyinin ekonomik büyüme

¹ Bu çalışma Prof. Dr. Faik BİLGİLİ danışmanlığında hazırlanan “Türkiye’nin Enerji Tüketimi ile Karbondioksit Emisyonu Arasındaki İlişkinin Çevresel Kuznets Eğrisi Yaklaşımı Çerçevesinde Değerlendirilmesi” başlıklı yüksek lisans tezinden yararlanılarak hazırlanmıştır.

sürecinde önce arttığını daha sonra azaldığını dolayısıyla kişi başına düşen gelir ile kirlilik düzeyi arasında ters U biçiminde bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur (Grossman ve Krueger; 1991, 1995; Shafik, 1994; Panayotou, 1993). Bu ilişki ekonomi literatüründe Çevresel Kuznets Eğrisi (ÇKE) hipotezi olarak adlandırılmaktadır. Çevresel Kuznets Eğrisi Yaklaşımına göre, çevresel kirlilik düzeyi, ekonomik kalkınma sürecinde, önce artmakta daha sonra azalmaktadır (Stern, 2004). Dolayısıyla ÇKE yaklaşımının nihai sonucu ekonomik büyümenin çevre açısından bir sorun oluşturmadığı, tam tersine ekonomik büyüme sürecinin çevreyi olumlu yönde etkilediği şeklindedir. Bu ilişki Şekil 1’de ÇKE diyagramı olarak gösterilmektedir.

Şekil 1. Çevresel Kuznets Eğrisi (ÇKE)



Kaynak: Yandle vd. (2004).

ÇKE ilişkisinin nasıl gerçekleşeceği konusunda açıklama yapan temel çalışma Grossman ve Krueger (1991)’in çalışmaları kabul edilmektedir (Carson, 2010: 7). Çalışmada yazarlar; ekonomik büyümenin çevre kalitesi üzerindeki etkisini; ölçek, yapısal ve teknolojik etkiler olmak üzere üç farklı kanaldan göstereceğini ifade etmişlerdir. Bu etkilere göre; ekonomik büyümenin ilk aşamalarında teknoloji veri iken üretim arttıkça, üretim sürecinde kullanılan girdi olarak daha fazla kaynak ve enerji kullanılacaktır. Dolayısıyla daha fazla üretim, daha fazla kaynak ve enerji kullanımı daha fazla atığa ve kirletici emisyonlara neden olacak ve çevresel kalite bozulacaktır (Torras ve Boyce, 1998; Dinda, 2004; Prieur, 2009). Ölçek etkisi olarak ifade edilen bu etki ekonomik büyüme sürecinin ilk aşamalarında ortaya çıkmaktadır. Yapısal etki ise, devam eden büyüme süreci ile ekonominin yapısal bir dönüşüme uğrayacağını ve bu dönüşüm ile ekonomik büyümenin çevre üzerinde etkisinin pozitif yönde olacağını ifade etmektedir. Çünkü gelir düzeyi arttıkça ekonominin yapısı değişmekte ve kademeli olarak üretimde çevreyi daha az kirleten ekonomik faaliyetlerin payı artmaktadır. Buna ilaveten yapısal dönüşümün son aşamasında enerji yoğun sektör olan sanayi sektöründen teknoloji yoğun sektör olan hizmet ve bilgi sektörüne geçiş yaşanmaktadır. Teknoloji yoğun sektörler daha az doğal kaynak kullandığı için bu sektörlerin çevre kirliliği üzerindeki etkisi daha az olacaktır (Tsurumi ve Managi, 2010: 20). Büyüme sürecinde son etki kanalı ise teknoloji etkidir. Gelir düzeyi yüksek olan ülke ar-ge harcamalarına daha fazla kaynak ayırabilecek olması nedeniyle yeni teknolojik süreçler ortaya çıkacaktır. Böylece ülke eski ve kirli olan teknolojilerini yeni ve temiz teknolojiler ile değiştirerek, çevresel kaliteyi arttıracaktır (Copelan ve Taylor, 2003). Bu açıklamalar çerçevesinde şekil 1’de gösterilen ÇKE ilişkisinde; ölçek etkisi ÇKE’nin artan kısmını, yapısal ve teknolojik etki kanalları ise ÇKE ‘nin azalan kısmını temsil etmektedir.

Bu çerçevede çalışmanın temel amacı, ÇKE hipotezinin Türkiye’de geçerliliğini; 1960-2010 dönemi itibarıyla çevre, gelir ve enerji arasındaki ilişkiler kapsamında sınamaktır. Çalışmada bağımlı değişken olarak kişi başına düşen karbondioksit (CO₂) emisyonu değerleri, açıklayıcı değişken olarak ise kişi başına düşen gayrisafi yurtiçi hâsıla ve kişi başına düşen enerji tüketim değerleri

kullanılacaktır. Bu amaç doğrultusunda çalışmanın izleyen ikinci bölümünde ampirik literatür incelenecektir. Üçüncü bölümde model ve veri seti, dördüncü bölümde yöntem ve bulgulara yer verilecektir. Son olarak çalışmanın beşinci kısmında elde edilen sonuçlar değerlendirilecektir.

2. Ampirik Literatür

Çevresel Kuznets Eğrisi Yaklaşımının geçerliliğine ilişkin yapılan çalışmaların sayısında son yıllarda önemli artışlar olduğu görülmektedir. Çalışmaların sonuçları, kullanılan kirlilik çeşidine (karbon dioksit, kükürt dioksit, nitrojen oksit, partikül madde, karbon vb., su kirliliğine ilişkin çözünmüş oksijen, fosfor ve azot değerleri, ormansızlaşma vb), kurulan modellerin farklılıklarına (logaritmik, log-lineer, kübik, kuadratic), ele alınan dönemlere ve ülkelere bağlı olarak farklılık göstermektedir.

Çevresel kalite ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışma Grossmann ve Krueger (1991) tarafından yapılmıştır. Çalışmada 42 NAFTA ülkesi için hava kalitesi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki yatay kesit analizi ile incelenmiştir. Hava kalitesi göstergesi olarak Kükürtdioksit (SO₂) ve Partikül madde (PM) değerleri kullanılmıştır. Bu çalışmada çevre ve gelir arasında ters U şeklinde bir ilişki elde edilmiştir. Grossman ve Krueger (1995) ilk çalışmalarını genişleterek hava kalitesi dışında su kalitesi ile kişi başına düşen gelir arasındaki ilişkiyi de incelemiştir. Farklı ülke grupları ve farklı dönemler ele alınan çalışmada kirlilik göstergesi olarak 14 farklı değişken (arsenik, kadmiyum, nitrat, kurşun, koliform gibi) kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda kullanılan 14 değişkenin 5'i için ters U, 6'sı için N şeklinde ilişki elde edilmiştir.

Çevresel Kuznets Eğrisi Yaklaşımını hava kirliliği çerçevesinde inceleyen bir diğer çalışmada Selden ve Song (1994) hava kirliliği ile ekonomik gelişme arasındaki ilişkileri yüksek, orta ve düşük gelirli şekilde sınıflandırılan 30 ülke açısından panel veri yöntemi ile incelemiştir. Ele alınan dönemler ise sırasıyla, 1973-1975, 1979-1981 ve 1982-1984 yıllarını kapsamaktadır. Kirletici olarak SO₂, PM, azotoksit (NO_x) ve karbonmonoksit(CO) değerleri kullanılmıştır. Çalışmada tüm göstergeler için ÇKE ilişkisi elde edilmiştir. Benzer şekilde Panayotou (1997) 1982-1994 dönemlerinde 30 ülkeyi kapsayan çalışmasında kirlilik göstergesi olarak SO₂ 'yi kullanmıştır. Elde edilen ampirik sonuçlara göre ters U şeklinde bir ÇKE ilişkisi elde etmiştir.

Hava kirliliğine neden olan kirletici gazların dışında literatürde kirlilik göstergesi olarak karbondioksit (CO₂) salınımı değerleri kullanılmıştır. Bu gaz küresel bir kirletici olup, küresel ısınma ve iklim değişikliği sorununun temel kaynağıdır. Denhez (2007)'ye göre, küresel ısınmaya neden olan sera gazları içinde CO₂ gazının payı %60 civarındadır. Bu nedenle çok sayıda çalışma Çevresel Kuznets Yaklaşımını CO₂ gazı çerçevesinde incelemektedir. Moomaw ve Unruh (1997) 1950-1992 dönemleri için 16 ülkeyi kapsayan çalışmalarında, kirlilik göstergesi olarak CO₂ ele almıştır. Panel veri yöntemi kullanılarak CO₂ ve kişi başına düşen gelir ilişkisi incelenmiş ve N şeklinde bir ilişki elde edilmiştir. Bir diğer çalışmada Dijkgraaf ve Vollebergh (2005) OECD ülkelerinde CO₂ ile kişi başına düşen gelir arasındaki ilişkiyi 1960-1997 dönemlerini ele alarak incelemişlerdir. Uygulamada panel veri yöntemi kullanmıştır. Çalışmanın sonucunda örnek ülkelerde CO₂ emisyonu için ÇKE ilişkisinin varlığını destekler sonuçlar elde edilmiştir. Diğer önemli bir çalışmada Ang (2007), CO₂ emisyonu, gelir ve enerji kullanımı çerçevesinde ÇKE ilişkisini Fransa'da 1960- 2000 dönemi için incelemiştir. Çalışmada ÇKE ilişkisi destekler bulgular elde edilmiş ve buna ilaveten enerji verilerinin analize katılması ile daha tatmin edici bir ÇKE elde edileceğini belirtilmiştir. Benzer şekilde Shahbaz vd. (2012) , 1971-2009 yılları için Pakistan'da, CO₂, kişi başına düşen gelir, enerji tüketimi ve dışa açıklık arasındaki ilişkileri sınımlarıdır. Yöntem olarak (ARDL) sınır testi yaklaşımı ve nedensellik analizi kullanılmıştır. Çalışmada bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve ÇKE ilişkisinin desteklendiği sonucuna ulaşılmıştır.

Çevresel Kuznets Yaklaşımını CO₂ gazı çerçevesinde inceleyen bazı çalışmalarda ise bu yaklaşımı destekler bulgulara ulaşamamıştır. He ve Richard (2010), 1948-2004 yılları arası CO₂ emisyonu verilerini kullanarak Kanada için ÇKE ilişkisini incelemiş ve elde edilen bulgulara göre ilişki desteklenmemiştir. Bir diğer çalışmada Agras ve Chapman (1999), 1971- 1989 yılları arası 34 ülkeyi kapsayan çalışmalarında panel veri yöntemini kullanmış ve ÇKE ilişkisini destekler sonuçlar bulamamıştır. Benzer şekilde Fodha ve Zaghoud (2010), 1961-2004 yılları için Tunus'da ÇKE yaklaşımının geçerliliğini sınımlarıdır. Yöntem olarak eşbütünleşme ve nedensellik analizleri kullanılmıştır. ÇKE ilişkisi bulunamamış, CO₂ ile kişi başına düşen gelir arasında doğrusal bir ilişki elde edilmiştir.

Türkiye’de ÇKE ilişkisinin geçerliliğine yönelik çalışmalar oldukça sınırlıdır. Bu çalışmalardan Başar ve Temurlenk (2007), 1950-2000 dönemi için ÇKE ilişkisinin geçerliliğini Türkiye açısından en küçük kareler yöntemi ile sınamıştır. Kirlilik göstergesi olarak CO₂ emisyonu kullanılmış olup, emisyonun açığa çıkma nedenine göre 3 farklı model ele alınmıştır. Birinci modelde katı yakıt ve fueloil kaynaklı CO₂, ikinci modelde kişi başına düşen CO₂ ve üçüncü modelde fosil yakıt kaynaklı CO₂ ile kişi başına düşen gelir arasındaki ilişkiler regresyon yöntemi ile incelenmiştir. Çalışmada birinci model için anlamlı bir sonuç elde edilememiş olup, ikinci ve üçüncü modeller için ters N şeklinde bir ilişki elde edilmiştir. Atıcı ve Kurt (2007) Türkiye’de 1968-2000 dönemi için CO₂, gelir ve dış ticaret arasındaki ilişkiyi zaman serisi verileri kullanılarak en küçük kareler yöntemi ile incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre Türkiye’de CO₂ ile gelir arasındaki ÇKE ilişkisini kanıtlar bulgular elde edilmiştir. Diğer bir çalışmada Akbostancı vd. (2009), CO₂, SO₂ ve PM için Türkiye’de ÇKE yaklaşımının geçerliliğini sınamıştır. Birinci modelde, CO₂ ile kişi başına düşen gelir arasındaki ilişkiler için 1968-2003 dönemi ele alınmış olup, yöntem olarak Johansen - Juselius eşbütünleşme yöntemi kullanılmıştır. İkinci modelde ise, SO₂ ile kişi başına düşen gelir ve PM ile kişi başına düşen gelir arasındaki ilişkiler için 1992-2001 dönemi ele alınmış olup, 58 il için panel veri yöntemi kullanılmıştır. Çalışmanın sonucunda CO₂ ile kişi başına düşen gelir arasında doğrusal ve uzun dönemli bir ilişki elde edilmiştir. SO₂ ve PM ile gelir arasında N şeklinde bir ilişki elde edilmiştir. Halıcıoğlu (2009) , 1960-2005 döneminde Türkiye’de CO₂, enerji tüketimi, gelir ve dış ticaret arasındaki ilişkileri nedensellik analizi ve ARDL sınır testi yöntemi ile sınamıştır. Çalışmada bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna ilaveten CO₂ emisyonunu etkileyen asıl faktörün gelir olduğunu, bu faktörü enerji tüketimi ve dış ticaretin izlediğini belirtilmiştir. Öztürk ve Acaravcı (2010), Türkiye’de 1968-2005 döneminde ekonomik büyüme, CO₂ emisyonu, enerji tüketimi ve istihdam oranı arasındaki ilişkileri eşbütünleşme ve nedensellik çerçevesinde ARDL sınır testi ve Granger nedensellik testi yöntemiyle tahmin etmiştir. Çalışmanın sonucunda değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi elde edilmiş olup; CO₂ emisyonunun geliri azalttığı, enerji tüketiminin ise geliri arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca nedensellik çerçevesinde doğrusal bir modelde (log-linear) ÇKE ilişkisi sınanmış ve ilişkiyi destekler bulgular elde edilememiştir.

3. Model ve Veri Seti

Çevre ile gelir arasındaki ilişkileri araştırmak için üç temel model sınanmaktadır (Shafik ve Bandyopadhyay, 1992):

Bu modeller şu şekilde ifade edilmektedir.

$$E_{i,t} = a_1 + a_2 \log Y + a_3 \text{time} + e_{i,t} \quad (1)$$

$$E_{i,t} = a_1 + a_2 \log Y + a_3 \log Y^2 + a_4 \text{time} + e_{i,t} \quad (2)$$

$$E_{i,t} = a_1 + a_2 \log Y + a_3 \log Y^2 + a_4 \log Y^3 + a_5 \text{time} + e_{i,t} \quad (3)$$

Modellerde E değişkeni çevresel kirliliği, Y değişkeni kişi başına düşen milli geliri ve time değişkeni zaman trendini ifade etmektedir. Bu eşitliklerden model (1), çevre ile gelir arasındaki doğrusal (log linear) ilişkiyi, model (2) kuadratik ilişkiyi ve model(3) ise, kübik ilişkiyi tahmin etmektedir. Literatürde ÇKE yaklaşımının geçerliliğin sınamak için birçok ampirik çalışma kuadratik (Orubu ve Omotor, 2011; Sahbaz vd., 2012) veya kübik (Akbostancı vd., 2009; Fodha ve Zaghdoud, 2010) modelleri kullanmaktadır. Kuadratik modelde a₂ ‘nin pozitif ve a₃ ‘ün negatif olması durumunda gelir ile çevre kirliliği arasında ters U biçiminde (ÇKE ilişkisi) bir ilişki elde edilir. Kübik modelde ise a₂ ‘nin pozitif, a₃ ‘ün negatif ve a₄ ‘ün sıfır olması durumunda gelir ile çevre kirliliği arasında ters U şeklinde bir ilişki elde edilir. Bu çerçevede kuadratik bir model tahmin ediliyorsa a₂ ve a₃; kübik bir model tahmin ediliyorsa a₂, a₃ ve a₄ katsayıları dikkate alınarak değerlendirme yapılmalıdır. Buna ilaveten her 3 modelde zaman değişkenini ifade eden time değişkeni, ÇKE ilişkisini sınanan çalışmalarda çevresel kaliteyi etkilediği düşünülen gelir dışındaki faktörleri ifade etmektedir.

Bu çalışmada Türkiye için ÇKE ilişkisinin geçerliliğini sınamak için kübik bir model tercih edilmiş ve bu model şu şekilde tanımlanmıştır:

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln GDP_t^2 + \beta_3 \ln GDP_t^3 + \beta_4 \ln ENR_t + e_t \quad (4)$$

Model (4)’de lnCO₂; kişi başına düşen CO₂ emisyonunu (kilogram) , lnGDP; kişi başına düşen cari gayrisafi yurtiçi hasılayı (bin dolar), lnENR ise kişi başına düşen enerji tüketimini (kilogram) ifade etmektedir. Tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Çalışmada, CO₂ emisyonu üzerinde önemli bir etkiye sahip olması nedeniyle enerji tüketim değişkeni kontrol değişkeni olarak modele

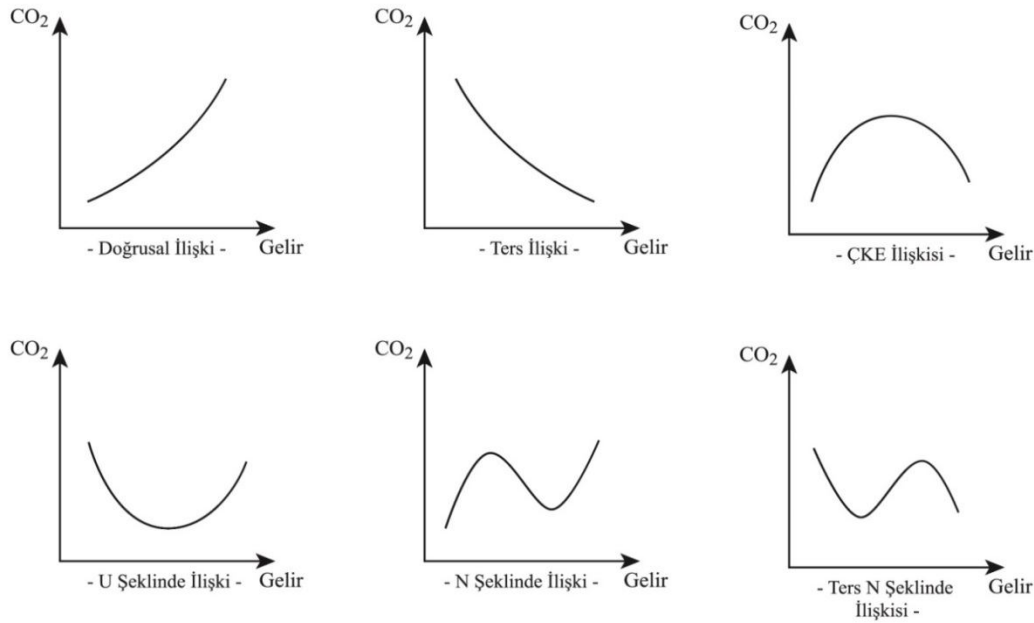
eklenmiştir (Shahbaz vd., 2012). Çalışmada kullanılacak veriler yıllık olup, 1960-2010 dönemini kapsamaktadır. Tüm veriler Dünya Bankası istatistiksel veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler (1960-2010)

	lnCO ₂	lnGDP	lnGDP ²	lnGDP ³	lnENR
Tanımlayıcı İstatistikler					
Ortalama	0.6987	7.4219	56.0915	431.2307	6.6854
Medyan	0.7747	7.3657	54.2541	399.6219	6.6839
Maksimum	1.4185	9.2475	85.5178	790.8340	7.2844
Minimum	-0.4935	5.6490	31.9114	180.2682	5.9515
Std. Hata	0.5292	1.0128	15.0616	170.8976	0.3874
Jarque-Bera	4.1015	1.8814	1.87430	2.472825	2.9284
Olasılık	0.1286	0.3903	0.3917	0.290424	0.2312
Gözlem Sayısı	51	51	51	51	51

Model (4)’ün muhtemel sonuçları şöyledir: i) $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ olması durumunda CO₂ ile gelir arasında bir ilişki yoktur. ii) $\beta_1 > 0$ ve $\beta_2 = \beta_3 = 0$ durumunda CO₂ ile gelir arasında lineer (doğrusal) bir ilişki vardır. iii) $\beta_1 < 0$ ve $\beta_2 = \beta_3 = 0$ durumunda CO₂ ile gelir arasında ters bir ilişki vardır. iv) $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ ve $\beta_3 = 0$ durumunda CO₂ ile gelir arasında ters U şeklinde bir ilişki vardır. Bu durumda Çevresel Kuznets Eğrisi yaklaşımı geçerlidir. v) $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ ve $\beta_3 = 0$ durumunda CO₂ ile gelir arasında U şeklinde bir ilişkisi vardır. vi) $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ ve $\beta_3 > 0$ durumunda CO₂ ile gelir arasında N şeklinde bir ilişkisi vardır. vii) $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ ve $\beta_3 < 0$ durumunda CO₂ ile gelir arasında ters N şeklinde bir ilişki vardır. Şekil 2’de tahmin edilen kübik bir modelin muhtemel sonuçlara ilişkin grafikler gösterilmiştir.

Şekil 2: Kübik Bir Modelde Çevresel Kuznets Eğrisi Yaklaşımına İlişkin Muhtemel Sonuçların Grafikselsel Gösterimi



4. Yöntem ve Bulgular

Zaman serisi analizlerinde önce verilerin durağanlığının incelenmesi gerekmektedir. Durağan olmayan zaman serileri ekonometrik analizde çoğunlukla sorunlu olarak nitelendirilmişlerdir. Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan tahminde ortaya sahte regresyonun çıkacağını belirtmişlerdir. Dolayısıyla, ekonometrik analizlerde değişkenler arasında anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için analizi yapılan serilerin durağan olması gerekmektedir. Durağanlık genel olarak; ortalamasıyla varyansı zaman içinde sabit olan ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, bu ortak

varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır şeklinde ifade edilmektedir. Kısaca, eğer bir zaman serisi durağansa, ortalaması, varyansı ve çeşitli gecikmelerdeki ortak varyansı, bunlar ne zaman ölçülürse ölçülsün aynı kalmaktadır (Gujarati, 2006: 713). Bu çalışmada durağanlık sınaması için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1981) ve Philips ve Perron (PP) (1988) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) için sıfır hipotezi birim kök varlığını yani serilerin durağan olmadığını, alternatif hipotez ise birim kök olmadığını, yani serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Testler sonucunda H_0 reddedilemiyorsa, serinin durağan olmadığına karar verilmekte ve serinin farkı alınarak birim kök incelemesine devam edilmektedir.

Tablo 2. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları (1960 – 2010)

Değişkenler	ADF (Düzye)	ADF (Birinci Fark)	Sonuç	PP (Düzye)	PP (Birinci Fark)	Sonuç
lnCO ₂	1.9535 (0)	-4.9669 (0)	I(1)	1.1768	-5.0873	I(1)
lnGDP	2.3592 (0)	-6.9503 (0)	I(1)	2.3592	-6.9386	I(1)
lnGDP ²	2.4949 (0)	-6.7351 (0)	I(1)	2.5778	-6.7910	I(1)
lnGDP ³	2.5982 (0)	-6.6030 (0)	I(1)	2.7322	-6.7038	I(1)
lnENR	4.5371 (0)	-4.9897 (0)	I(0)	4.5378	-5.2318	I(0)
% 1 Kritik Değeri	-2.6120	-2.6120		-2.6120	-2.6120	

Not: ADF testi için parantez içindeki değer SIC kriterine göre seçilen gecikme sayısını göstermektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 10 olarak alınmıştır.

ADF ve PP birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Çalışmada ele alınan 1960-2010 döneminde ekonomide birçok yapısal değişikliklerin meydana gelmesi olasıdır. Bu nedenle olası bir yapısal kırılma ADF ve PP test sonuçlarını etkileyebilmektedir. Bu nedenle çalışmada ADF ve PP testleri dışında yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot ve Andrews (1992) test sonuçları da dikkate alınmıştır. Zivot ve Andrews (1992) sınamasında üç model tahmin edilmektedir. Model A, ortalamadaki; Model B eğimdeki ve Model C hem ortalamadaki hem de eğimdeki kırılma zamanını ve etkisini göstermektedir. Zivot ve Andrews sınaması için sıfır hipotezi birim kök varlığını yani serilerin durağan olmadığını, alternatif hipotez ise birim kök olmadığını, yani serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Testler sonucunda H_0 reddedilemiyorsa, serinin durağan olmadığına karar verilmekte ve serinin farkı alınarak birim kök incelemesine devam edilmektedir.

Tablo 3. Zivot-Andrews Birim Kök Testi (1960-2010)

Değişkenler	Model A			Model B			Model C		
	Düzye	Birinci Fark	Sonuç	Düzye	Birinci Fark	Sonuç	Düzye	Birinci Fark	Sonuç
lnCO ₂	-3.8228	-8.6212	I(1)	-3.7535	-8.5050	I(1)	-3.8133	-8.7978	I(1)
lnGDP	-3.8820	-8.8091	I(1)	-3.7822	-7.9610	I(1)	-4.8115	-8.6395	I(1)
lnGDP ²	-4.0258	-8.5216	I(1)	-3.8416	-7.7595	I(1)	-4.1843	-8.5417	I(1)
lnGDP ³	-4.4893	-8.3543	I(1)	-4.0906	-7.6954	I(1)	-3.6689	-8.6872	I(1)
lnENR	-4.0729	-7.6188	I(1)	-3.7950	-7.0516	I(1)	-4.1756	-7.5431	I(1)
% 1 Kritik Değeri	-5.34	-5.34		-4.93	-4.93		-5.57	-5.57	

Not: Kritik değerler Zivot-Andrews (1992:264) Tablo 9'dan alınmıştır.

Tablo 2'de görüldüğü gibi ADF ve PP test sonuçlarına göre analizde kullanılan lnENR değişkeni dışındaki değişkenlerin tümü düzeyde durağan değilken, ilk farklarda durağandır. Tablo 3'de ise yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot- Andrews test sonuçlarına göre tüm değişkenler ilk farklarda durağandır. Bu durumda sahte regresyon sorununu çözmek için eşbütünleşme analizi önerilmektedir (Gujarati,2006). Bu analiz sonucunda durağan olmayan zaman serileri arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit edilirse bu değişkenlerin düzey değerleri ile bulunan regresyon anlamlı olacak ve bu değişkenlerin ilk farklarının kullanılması durumunda kaybedilecek olan değerli bir uzun dönem ilişkisi artık kaybedilmeyecektir (Gujarati, 2006: 726).

Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemede yaygın olarak Engle ve Granger (1987), Johansen (1988), 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 (1988), Johansen ve Juselius (1990) testleri için tüm serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan olmaları gerekmektedir. Klasik eşbütünleşme testleri ile ilgili bu kısıtlar Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modellere (ARDL) dayalı sınır testi yönteminin gelişmesine neden olmuştur (Pesaran vd., 2001). Bu yöntemde değişkenlerin I(0) veya I(1) olmasına bakılmaksızın değişkenler arasında hem uzun dönemli ilişki hem de kısa dönemli ilişki test edilebilmektedir. Narayan ve Narayan (2006) ve Sahbaz vd., (2012) göre, ARDL yönteminin test sonuçları klasik eşbütünleşme yöntemlerinin test sonuçlarına göre daha etkili ve tarafsız olup, küçük örneklerde daha iyi sonuç vermektedir. Bu çalışmada, belirtilen avantajlar nedeniyle seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin incelenmesinde ARDL sınır testi yöntemi uygulanacaktır. Sınır testi için öncelikle kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (Unrestricted Error Correction Model-UECM) tanımlanmaktadır. Bu modelin çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 \ln CO_{2t-1} + \beta_2 \ln GDP_{t-1} + \beta_3 \ln GDP_{t-1}^2 + \beta_4 \ln GDP_{t-1}^3 + \beta_5 \ln ENR_{t-1} + \beta_6 \text{Trend} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \ln GDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta \ln GDP_{t-i}^3 + \sum_{i=0}^p \phi_i \Delta \ln ENR_{t-i} + e_t \quad (5)$$

Sabit ve trendi aynı anda içeren (5) numaralı denklemin tahmini için ilk olarak uygun gecikme uzunluğu belirlenmelidir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, Akaike (AIC) ve Schwarz-Bayesian (SBC) gibi bilgi kriterleri dikkate alınır ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Ancak seçilen gecikme uzunluğunda modelin otokorelasyon içermemesi gerekir. Eğer otokorelasyon sorunu mevcutsa otokorelasyonsuz en küçük kritik değer, gecikme uzunluğu olarak kullanılmalıdır. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin sınanması için F istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Ancak buradaki F istatistiklerinin asimptotik dağılımları, standart F dağılımlarına uymamaktadır. Bu modelde hesaplanan F istatistikleri Pesaran vd. (2001)'deki alt ve üst kritik değere göre değerlendirilmektedir. Bu yaklaşımda hesaplanan F istatistiği alt kritik değerden küçük ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığına, üst kritik değerden büyükse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilmektedir. Eğer hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değer arasında ise eşbütünleşme ilişkisi konusunda bir karar verilememektedir.

Bu çalışmada (5) numaralı denklem için sıfır hipotezi seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklinde tanımlanmaktadır ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$). Bu hipotez çalışmada, trend ve seviye değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak sıfıra eşit olup olmadıklarını sınavan F istatistiği ile test edilecektir. Sınır testi yaklaşımında F istatistiklerinin yanı sıra bağımlı değişkenin gecikmesinin sıfıra eşit olup olmadığını test etmek üzere t istatistikleri de kullanılmaktadır (Abdioğlu ve Terzi, 2009: 203-204). Sınır testi sonucu değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilirse, değişkenlere ait uzun dönem ve kısa dönem ilişkilerini belirlemek için ARDL modelleri tanımlanmaktadır. Bu nedenle çalışmada önce gecikme uzunluğu ve sınır testi sonuçlarına ve eşbütünleşme ilişkisi elde edilmesi durumunda uzun dönem ve kısa dönem ARDL modellerinin tahmin bulgularına yer verilecektir.

Tablo 4. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi (1960-2010)

P	AIC	SBC	B-G Testi
1	-4.2186	-3.7979	0.0007
2	-4.7342	-4.0855	0.7731
3	-4.4808	-3.6622	0.8678
4	-4.7032	-3.7107	0.9244
*P, gecikme sayısını; AIC, Akaike ve SBC, Schwarz-Bayesian Bilgi Kriterini temsil eder.			
*B- G testi; Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi olasılık değerleridir			

Bu çalışmada sınır testi için maksimum gecikme uzunluğu 4 alınmış olup, AIC ve SBC kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Seçilen gecikme uzunluğunda otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. Gecikme sayısı belirlendikten sonra sınır testi ile seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Tablo 5 sınır testi sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 5. Sınır Testi Sonuçları (1960 – 2010)

k	F İstatistiği	Alt Sınır (%5)	Üst Sınır (%5)
4	8.89	3.05	3.97

*k, (5) numaralı denklemdeki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran vd.(2001)’deki Tablo CI(iv)’ten alınmıştır. F istatistiği, Sabitli-trendli modeldeki gecikmeli seviye değişkenleri ile trend değişkenine ait katsayıların, bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadığının test edilmesi sonucu elde edilen F istatistiğidir.

Tablo 5’de değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Çalışmanın sonraki aşamasında ARDL modeli ile uzun ve kısa dönemli ilişkiler tahmin edilecektir. Bu amaç için ilk olarak ARDL modelinde bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikme uzunlukları AIC veya SBC bilgi kriterine göre seçilecek ve uygun ARDL modeli belirlenecektir. İkinci olarak uzun dönem katsayılar elde edilecektir. Üçüncü olarak ise kısa dönem ilişkiler, ARDL hata düzeltme modeli ile tahmin edilecektir. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin belirlenmesi amacıyla kurulan ARDL modelinin çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\ln CO_{2t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \ln GDP_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^p \theta_i \ln GDP_{t-i}^3 + \sum_{i=0}^p \phi_i \ln ENR_{t-i} + u_t \quad (6)$$

Çalışmada gecikme uzunluklarının belirlenmesinde SBC kriteri kullanılmıştır. Buna göre uzun dönem tahmin edilecek model ARDL (2, 0, 0, 0, 2) modeli olduğuna karar verilmiştir. Tablo 6’de bu sonuçlara dayanarak tahmin edilen uzun dönem katsayıları ve tanısal test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 6. ARDL(2,0,0,0,2) Modeline Bağlı Olarak Tahmin Edilen Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t İstatistiği
lnGDP	-0.9372	-0.2418
lnGDP ²	0.1037	0.2054
lnGDP ₃	-0.0041	-0.1924
lnENR	1.3825	6.0325*
Tanısal Test Sonuçları		
R ²	0.998	Normallik ^b
Adj R ²	0.997	Değişen Varyans ^c
Otokorelasyon ^a	1.898	Model Kurma ^d
		0.458
		1.277
		2.009

^a Breusch-Godfrey LM, ^b Jarque- Bera Normallik, ^c White, ^d Ramsey Reset Testlerini temsil etmektedir.

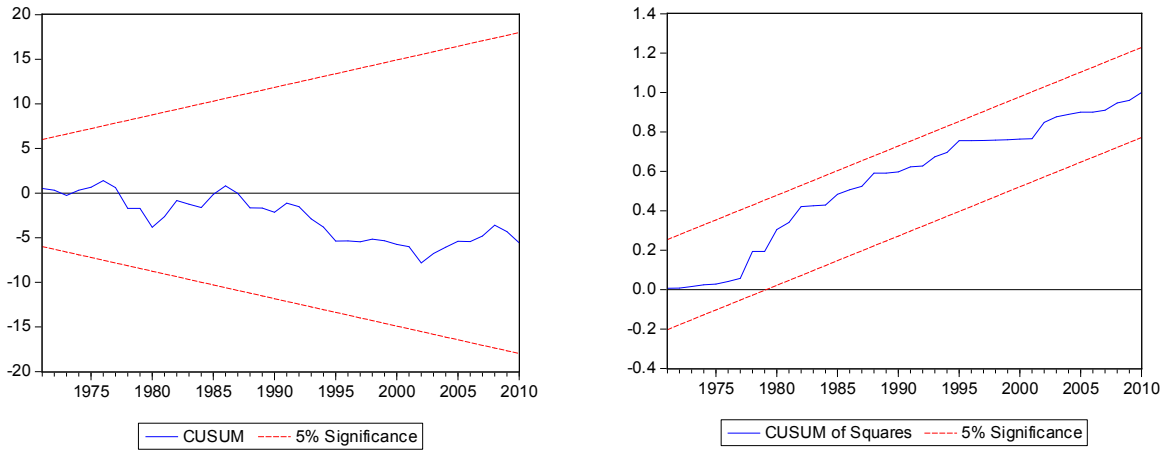
*, 0.01 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 6’daki sonuçlara göre Uzun dönemde lnGDP, lnGDP² ve lnGDP³ değişkenlerine ait katsayıların istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu nedenle Türkiye’de 1960-2010 döneminde Çevresel Kuznets Eğrisi ilişkisini destekler bir sonuca ulaşamamıştır. Modelde gelir dışında diğer açıklayıcı değişken olan lnENR’nin katsayısı pozitif ve anlamlıdır. Bu sonuç ise Türkiye’de kişi başına düşen enerji tüketiminin kişi başına düşen CO₂ emisyonu üzerinde önemli ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Modelin tanısal test sonuçları değerlendirildiğinde Breusch-Godfrey LM testi sonuçlarına göre modelde otokorelasyon olmadığı, Jarque- Bera test sonuçlarına göre hata teriminin normal dağıldığı, White testi sonuçlarına göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı ve Ramsey Reset Testi sonuçlarına göre modelin doğru spesifikasyonlarda kurulmuş olduğu görülmektedir. Dolayısıyla bu sonuçlar elde edilen tahmin sonuçlarının güvenilir olduğunu desteklemektedir. Son olarak ARDL uzun dönem katsayılarının kararlılığını sınınamak için Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen Cusum ve Cusumq grafiklerine şekil 3’de yer verilmiştir.

Cusum ve Cusumq testine göre, hata terimlerine yönelik test istatistikleri sonucu elde edilen eğriler %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar arasında bulunuyorsa tahmin edilen parametreler kararlıdır. Şekil 3’deki grafikler değerlendirildiğinde ARDL uzun dönem tahmin sonucu elde edilen parametrelerin kararlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Sekil 3. Cusum ve Cusumq Grafikleri (1960-2010)



Değişkenler arasında kısa dönemli ilişkinin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli kurulmaktadır:

$$\Delta \ln CO_{2t} = \beta_0 + \beta_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta \ln GDP_{t-1} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \ln GDP_{t-1}^2 + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta \ln GDP_{t-1}^3 + \sum_{i=0}^p \phi_i \Delta \ln ENR_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Denklem (7)'deki ECT_{t-1} değişkeni uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı, kısa dönemdeki dengeden sapmaların ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir. Bu katsayının istatistiki olarak anlamlı ve işaretinin negatif olması beklenmektedir.

Bu çalışmada, kısa dönem analizinde uzun dönem analizinde takip edilen yol izlenmiştir. Öncelikle gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiş ve seçilen bu gecikme uzunluğunda otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. Seçilen gecikme uzunluğu çerçevesinde kısa dönem ilişkisinin araştırılmasında tahmin edilecek model ARDL (1, 0, 0, 0, 1) modeli olduğuna karar verilmiştir. Bu modelin tahmin sonuçları Tablo 7’de gösterilmektedir.

Tablo 7. ARDL (1,0,0,0,1) Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları (1960-2010)

Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği
ΔC	-0.0020	-0.4742
$\Delta \ln CO_2(-1)$	-0.4679	-4.5628*
$\Delta \ln GDP$	-3.2731	-2.2506*
$\Delta \ln GDP^2$	0.4059	2.1356*
$\Delta \ln GDP^3$	-0.0167	-2.0337*
$\Delta \ln ENR$	1.2171	14.4724*
$\Delta \ln ENR(-1)$	0.4490	3.2097*
$ECT(-1)$	-0.3037	-7.9854*

*, 0.05 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 7’deki sonuçlara göre, ilgili değişkenlerin işaretleri uzun dönem katsayı işaretlerini destekleyecek şekilde beklendiği yönde sonuçlar vermiştir. Ayrıca hata düzeltme teriminin katsayısı (ECT_{t-1}) -0,30376 olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme teriminin işareti beklenen şekilde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretlidir. Buna göre, kısa dönemdeki sapmanın %30’u bir sonraki dönemde düzeltilmektedir. Bir başka ifadeyle uzun dönem dengesine oldukça hızlı bir şekilde dönülmektedir.

5. Sonuç ve Politika Önerisi

Ekonomik büyüme ve çevre ilişkisi iktisatçıların önemle üzerinde durduğu bir konudur. Özellikle 1990’lı yılların başında çevre sorunları giderek artan bir şekilde hissedilmeye başlamıştır. Bu nedenle günümüzde uluslararası alanda çevre sorunları temel gündemi oluşturmaktadır. Bu konu ile ilgili olarak Çevresel Kuznets Hipotezi, büyümenin nihai olarak çevre üzerinde olumsuz etkisi olmayacağını tam tersine büyümenin çevreyi olumlu yönde etkileyeceğini ima etmektedir. Bu

kapsamda çalışmada Çevresel Kuznets Hipotezinin geçerliliği Türkiye’de 1960-2010 verileri kullanılarak sınanmıştır. Bu amaç çerçevesinde kübik bir model oluşturulmuş, ampirik sınama için ARDL sınır testi yöntemi kullanılmıştır. Çalışmanın bulgularına göre uzun dönemde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. ÇKE hipotezinin sınanması için dikkate alınan $\ln GDP$, $\ln GDP^2$ ve $\ln GDP^3$ değişkenlerine ait katsayıların (β_1 , β_2 , β_3) istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmüştür. Bu sonuçlara göre 1960-2010 döneminde Türkiye’de ÇKE hipotezi desteklenmemektedir. Uzun dönemde elde edilen bulguların ilgili literatürle uyumlu olduğu görülmektedir (Başar ve Temurlenk (2007); Akbostancı vd. (2009); . Öztürk ve Acaravcı (2010)). Çalışmada kısa dönem dinamikleri açısından hata düzeltme teriminin katsayısı (ECT_{t-1}) -0,30376 olarak tahmin edilmiş olup, kısa dönemdeki sapmaların uzun dönemde düzeltildiğini tespit edilmiştir..

Modele gelir dışında diğer bir açıklayıcı değişken olarak dâhil edilen $\ln ENR$ değişkeninin katsayısı (β_4) pozitif işaretli ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu durum ele alınan dönemde Türkiye’de enerji tüketiminin CO_2 emisyonunu arttırıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu konu ile ilgili olarak Dünya Bankasının verileri değerlendirildiğinde, Türkiye’de toplam enerji tüketimi içinde fosil enerji kaynaklarının payı 2012 yılı için %89,5 olduğu görülmektedir. Dolayısıyla Türkiye enerji ihtiyacının büyük bir kısmını fosil kaynaklardan sağlamakta ve bu ihtiyacın önemli bir kısmını dışarıdan temin etmektedir. Bu durum Türkiye için hem çevre açısından hem de enerjide dışa bağımlılık açısından sorun teşkil etmektedir. Günümüzde yapılan hesaplamalara göre küresel düzeyde toplam CO_2 emisyonunun yaklaşık %60’lık kısmı fosil yakıt kullanımı kaynaklıdır (Meng ve Niu 2011). Ancak fosil enerji tüketiminin çevre üzerindeki olumsuz etkilerine rağmen ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu da unutulmamalıdır. Bugün enerji-büyüme alanında yapılan birçok çalışma enerji ile büyüme arasındaki ilişkiyi desteklemektedir (Öztürk, 2010). Bu nedenle Türkiye’de bir taraftan CO_2 emisyonunun neden olduğu çevresel sorunların azaltılması açısından; diğer taraftan ekonomik büyüme açısından enerji politikaları kritik bir öneme sahiptir. Bu çerçevede çalışmanın Türkiye bağlamında temel önerisi toplam enerji tüketimi içinde özellikle yenilenebilir enerji tüketiminin artırılmasına yönelik politikaların desteklenmesidir. Örneğin Avrupa Birliği Komisyonu’nun hazırladığı yenilenebilir Enerji Raporunu (2011) değerlendirildiğinde, Avrupa Birliği’nin toplam enerji kullanımı içinde yenilenebilir enerji kaynaklarının payının önemli olduğu, bu oranın yaklaşık %12’lerde olduğu ve ayrıca 2020 yılına kadar bu oranın %20’ye yükseltilmesinin temel hedef olduğu görülmektedir. Bugün birçok AB ülkesinde yenilenebilir enerji üretimini teşvik etmek için devlet alım garantili bir tarife uygulamakta, yenilenebilir enerji piyasasının gelişmesini sağlayacak altyapı yatırımlarını gerçekleştirmektedir. Buna ilaveten elektrik üreten şirketlere, kota uygulaması yapılarak üretiminin belirli bir oranının yenilenebilir kaynaklı olması zorunlu tutulmaktadır. Yine birçok AB ülkesinde çeşitli sübvansiyonlar, vergi indirimleri ve kredi kolaylıkları sağlanarak yenilenebilir enerji üretim maliyetleri düşürülmekte, yenilenebilir enerji ile ilgili bürokratik konular minimum düzeye indirilmektedir. Türkiye’nin de benzer politikalar yoluyla uzun vadede fosil kaynak kullanımını azaltarak hem çevresel kirliliği hem de fosil kaynaklara olan bağımlılığını azaltabilmesi olasıdır. Bu kapsamda uzun vadede Türkiye enerji bağımlılığını azaltarak, çevresel kirliliğini minimum düzeye indirecek bir istikrarlı büyüme yolu veya sürdürülebilir bir büyüme performansı için enerji politikaları içinde yenilenebilir enerji politikalarına ayrı bir önem vermelidir.

Kaynakça

- Abdioğlu, Z., Terzi, H. (2009). *Enflasyon ve Bütçe Açıkları İlişkisi*, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 23(2).
- Agras, J., Chapman, D. (1999). *A Dynamic Approach to the Environmental Kuznets Curve Hypothesis*. Ecological Economics, 28(2), 267-277.
- Akbostancı, E., Türüt-Aşık, S., 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). *CO₂ Emissions, Energy Consumption, and Output in France*. Energy Policy, 35(10), 4772-4778.
- Atici, C., Kurt, F. (2007). *Türkiye’nin Dış Ticareti ve Çevre Kirliliği: Çevresel Kuznets Eğrisi Yaklaşımı*, Tarım Ekonomisi Dergisi, 13(2), 61-69.
- Başar, S., Temurlenk M.S.; (2007). *Çevreye Uyarlanmış Kuznets Eğrisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama*, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 21(1), 1-12.

- Brown, R.L., Durbin, J., 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.T. (2010). *The Environmental Kuznets Curve: Seeking Empirical Regularity and Theoretical Structure*. Review of Environmental Economics and Policy, 4(1), 3-23.
- Copeland, B.R., Taylor, M.S. (2003). *Trade and the Environment* (p. 295). Princeton: Princeton University Press.
- Denhez, F. (2007). *Küresel Isınma Atlası* (1. Baskı) (Çev: Özgür Adadağ) İstanbul: NTV Yayınları.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root*. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1057-1072.
- Dijkgraaf, E., Vollebergh, H.R. (2005). *A Test for Parameter Homogeneity in CO₂ Panel EKC Estimations*. Environmental and Resource Economics, 32(2), 229-239.
- Dinda, Soumyananda. "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: a survey. Ecological Economics 49(4): 431-455.
- Engle, R.F., Granger, C.W. (1987). *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 251-276.
- European Commission, *Renewable Energy Policy Country Profiles 2011 Version*, URL:http://www.reshaping-res-policy.eu/downloads/RE-Shaping_CP_final_18JAN2012.pdf, Erişim Tarihi: 21.01.2014
- Fodha, M., Zaghdoud, O. (2010). *Economic Growth and Pollutant Emissions in Tunisia: An Empirical Analysis of The Environmental Kuznets Curve*. Energy Policy, 38(2), 1150-1156.
- Granger, C.W., Newbold, P. (1974). *Spurious Regressions in Econometrics*. Journal of Econometrics, 2(2), 111-120.
- Grossman, G.M., Krueger, A.B. (1991). *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement* (No. w3914). National Bureau of Economic Research.
- Grossman, G.M., Krueger, A.B. (1995). *Economic Growth and The Environment*. The Quarterly Journal of Economics, 110(2), 353-377.
- Gujarati, D. N (2006); *Temel Ekonometri*. (Çev: Ümit Senesen, Gülay Günlük Senesen). İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- Halicioğlu, F. (2009). *An Econometric Study of CO₂ Emissions, Energy consumption, Income and Foreign Trade in Turkey*. Energy Policy, 37(3), 1156-1164.
- He, J., Richard, P. (2010). *Environmental Kuznets Curve for CO₂ in Canada*. Ecological Economics, 69(5), 1083-1093.
- Johansen, S. (1988). *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2), 231-254.
- Johansen, S., 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.
- Kuznets, S. (1955). *Economic Growth and Income Inequality*. The American Economic Review, 45(1), 1-28.
- Meng, M., Niu, D. (2011). *Modeling CO₂ Emissions from Fossil Fuel Combustion Using the Logistic Equation*. Energy, 36(5), 3355-3359.
- Moomaw, W.R., Unruh, G.C. (1997). *Are Environmental Kuznets Curves Misleading Us? The Case of CO*. Environment and Development Economics, 2, 451-463
- Narayan, P.K., Narayan, S. (2006). *Savings Behaviour in Fiji: An Empirical Assessment Using the ARDL Approach to Cointegration*. International journal of social economics, 33(7), 468-480.
- Orubu, C.O., Omotor, D.G. (2011). *Environmental Quality and Economic Growth: Searching for Environmental Kuznets Curves for Air and Water pollutants in Africa*. Energy Policy, 39(7), 4178-4188.
- Öztürk, I. (2010). *A Literature Survey on Energy–Growth Nexus*. Energy Policy, 38(1), 340-349.
- Öztürk, I., Acaravci, A. (2010). *CO₂ Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey*. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 14(9), 3220-3225.
- Panayotou, T. (1993). *Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development* (No. 292778). International Labour Organization.
- Panayotou, T. (1997). *Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into A Policy Tool*. Environment and Development Economics, 2(4), 465-484.

- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J. (2001). *Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships*. Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.
- Phillips, P.C., Perron, P. (1988). *Testing for A Unit Root in Time Series Regression*. Biometrika, 75(2), 335-346.
- Prieur, F. (2009). *The environmental Kuznets Curve in a World of Irreversibility*. Economic Theory, 40(1), 57-90.
- Selden, T. M., Song, D. (1994). *Environmental Quality and Development: Is There A Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?*. Journal of Environmental Economics and Management, 27(2), 147-162.
- Shafik, N. (1994). *Economic Development and Environmental Quality: An Econometric Analysis*. Oxford Economic Papers, 757-773.
- Shafik, N., Bandyopadhyay, S. (1992). *Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross Country Evidence* (Vol. 904). World Bank-free PDF.
- Shahbaz, M., Lean, H.H., Shabbir, M.S. (2012). *Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger Causality*. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 16(5), 2947-2953.
- Stern, D.I. (2004). *The Rise and Fall of The Environmental Kuznets Curve*. World Development, 32(8), 1419-1439.
- Torras, M., Boyce, J.K. (1998). *Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve*. Ecological Economics, 25(2), 147-160.
- Tsurumi, T., Managi, S. (2010). *Decomposition of The Environmental Kuznets Curve: Scale, Technique and Composition Effects*. Environmental Economics and Policy Studies, 11(1-4), 19-36.
- World Bank Data,
URL: <http://data.worldbank.org/indicator/EG.USE.COMM.FO.ZS>, Erişim tarihi: 06.12.2013.
- Yandle, B., Bhattarai, M., Vijayaraghavan, M. (2004). *Environmental Kuznets Curves: A Review of Findings, Methods and Policy Implications*. Research Study,2, 1-16.
- Zivot, E., Andrews, D.W.K. (1992). *Further Evidence on The Great Crash, The Oil-Price*. Journal of Business and Economic Statistics, 10(3), s. 251-270.