

DÜŞÜK KARBONLU YEŞİL BÜYÜME VE KARBONDİOKSİT SALINIMININ TEMEL BELİRLEYİCİLERİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

Yazarlar/Authors: Yrd. Doç. Dr./ Asst. Prof. Dr. Fahri SEKER⁸

Doç. Dr./ Assoc. Prof. Dr. Murat ÇETİN⁹

Özet

Bu çalışmada, Yoichi Kaya ayrıştırmasında ortaya konulan üç temel karbondioksit salınımı belirleyicisinin (ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve nüfus) karbondioksit salınımı üzerindeki etkisi Türkiye ekonomisi bağlamında 1961-2010 dönemi için incelenmektedir. Bu amaçla, ARDL sınır testi ve Johansen-Juselius eşbütünleşme yaklaşımları ile VECM Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Sonuçlar değişkenlerin birinci farkında durağan olduğunu, seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını, çevresel Kuznets eğrisi hipotezinin Türkiye ekonomisi için uygunluğunu, nüfus artışı ile karbondioksit salınımı arasında uzun dönemde pozitif bir ilişkiyi ve tüm bağımsız değişkenlerden karbondioksit salınımına doğru bir uzun dönem nedenselliğini ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Yeşil büyüme, Karbondioksit salınımı, ARDL sınır testi, Vektör hata düzeltme modeli, Eşbütünleşme, Granger nedenselliği

LOW-CARBON GREEN GROWTH AND MAIN DETERMINANTS OF CARBON DIOXIDE EMISSIONS: A CASE STUDY FOR TURKEY

Abstract

In this study, the impact of three fundamental CO₂ emissions determinants (economic growth, energy consumption, and population) disclosed in Yoichi Kaya decomposition on CO₂ emissions has been analyzed for Turkey from 1961 to 2010. For this purpose, the ARDL bounds testing and Johansen-Juselius approaches to cointegration and VECM Granger causality test are used. The results reveal that i) the variables are stationary in their first differences, ii) the series are cointegrated, iii) the environmental Kuznets curve hypothesis is valid for Turkish economy, iv) there exists a positive link between population growth and CO₂ emissions in the long run, v) there exists a long run causality running from all the explanatory variables to CO₂ emissions.

Key Words: Green growth, CO₂ emissions, ARDL bound test, Vector error correction model, Cointegration, Granger causality

1. Giriş

Sera gazlarının artışına bağlı olarak küresel iklim değişikliği giderek büyüyen bir tehlike oluşturmaya devam etmektedir. Küresel ısınmayla ortaya çıkan doğal felaketler (sel, deprem, fırtına, tsunami vb.) dünyanın ve insanlığın geleceği açısından endişe verici boyutlara ulaşmıştır (Ahmed vd., 2015). Hükümetlerarası İklim Değişikliği Paneli dördüncü değerlendirme raporunda, iklim değişikliğinden en çok etkilenecek bölgenin Türkiye'nin de içinde bulunduğu Akdeniz havzası olduğu belirtilmiştir (IPCC, 2007). İklim değişikliği esas olarak sera gazlarından ve özellikle bu gazların % 80'inden fazlasını oluşturan karbondioksit (CO₂) salınımindan

⁸ Bozok Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, fahri.fseker@gmail.com

⁹ Namık Kemal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, mcetin@nku.edu.tr

kaynaklanmaktadır. Bu nedenle Birleşmiş Milletler, Dünya Bankası ve OECD gibi uluslararası kuruluşlar son yıllarda, düşük karbonlu ekonomik büyüme, yeşil büyüme gibi kavramları politik uygulamalar bağlamında yoğun bir şekilde tartışmaktadır (UNESCAP, ADB ve UNEP, 2012; WB, 2012; IEA, 2014). Bu bağlamda, 2013 yılında Dünya Bankası'nın Türkiye için hazırladığı yeşil büyüme raporu, Türkiye literatürünü ve tartışma zeminini genişletici niteliktedir (WB, 2013). Ayrıca Çevre ve Şehircilik Bakanlığı'nın 2011'de yayınladığı çevre durum raporu ve ulusal iklim değişikliği faaliyet planı, çevresel önlemler için gerekli bilgi akışını sağlamaktadır.

Yeşil büyüme, OECD (2011) tanımına göre, insan ihtiyaçlarını karşılayan doğal varlıklara zarar vermeden ekonomik büyümenin sürdürülebilir bir şekilde devam etmesini sağlamaktır. Türkiye için daha özel bir tanım yapmak gerekirse yeşil büyüme, stratejik sektörlerde çevre politikalarını uygulamak ve çevresel AB standartlarını yerine getirmek suretiyle, yeşil üretimi, enerji verimliliğini ve çevresel sektörlerde istihdamı artırarak ve böylece sera gazı salınım oranlarını düşürerek ekonomik büyümeyi gerçekleştirmektir (WB, 2013). Tanımdan da anlaşılacağı gibi, yeşil büyüme yaklaşımında temel hedef büyüme oranlarından ciddi tavizler vermeden, çevresel iyileştirmelerin sağlanmasıdır. Başka bir ifadeyle büyüme ve sera gazı arasındaki bağımlılık yerine bu iki değişken arasında ayrışmanın (decoupling) sağlanması amaçlanmaktadır. 2012 yılında düzenlenen Rio+20 konferansındaki nihai metin bu anlamda iyimser bir bakış açısı sergilemektedir. Rapora göre gelecek yıllarda çevresel düzenlemeler büyümeyi yavaşlatmak yerine yeni gelişen yeşil ekonomi fırsatları (yeşil ekonomi teknolojileri ve hizmet sektörü gibi) ile büyümeyi sürdürülebilir ölçütlerde tutmaya yardımcı olacaktır.

Bu çalışmada, Yoichi Kaya ayrıştırmasında (Kaya decomposition) ortaya konulan üç temel karbondioksit salınımı belirleyicisinin (ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve nüfus) CO₂ salınımı üzerindeki etkisi incelenmektedir. Ampirik analiz için Türkiye ekonomisine ilişkin 1961-2010 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Analizin tutarlılığı açısından tüm veriler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiş ve karbondioksit verileri 2010 yılına kadar mevcut olduğundan dolayı, analiz dönemi bu zaman dilimi ile sınırlandırılmıştır. Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin belirlenmesinde ARDL sınır testi ve Johansen-Juselius yöntemi kullanılmıştır. Nedensellik ilişkisinin varlığı ise vektör hata düzeltme modeline (VECM) dayalı Granger nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Ampirik sonuçlar kişi başına reel gelir, reel gelirin karesi, enerji tüketimi ve nüfus artışı ile kişi başına karbondioksit salınımı arasında uzun dönem denge ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Hem uzun hem de kısa dönemde kişi başına karbondioksit salınımı ile kişi başına reel gelir arasında pozitif, diğer taraftan kişi başına reel gelirin karesi ile kişi başına karbondioksit salınımı arasında negatif ilişkinin varlığı, çevresel Kuznets eğrisi (ÇKE) hipotezinin geçerliliğini kanıtlar niteliktedir. Uzun dönemde ayrıca nüfus artışı ile kişi başına karbondioksit salınımı arasında pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Ampirik sonuçlar kişi başına reel gelir, reel gelirin karesi, enerji tüketimi ve nüfus artışından kişi başına karbondioksit salınımına doğru işleyen uzun dönem nedenselliğini göstermektedir. Ayrıca sonuçlar, kişi başına reel gelir ve kişi başına reel gelirin karesinden kişi başına karbondioksit salınımına doğru işleyen kısa dönem nedenselliğini ortaya koymaktadır. CUSUM ve CUSUMsq testleri sonucunda, uzun dönem modelinin parametrelerinin istikrarlı bulunması Türkiye ekonomisine ilişkin sağlıklı politika çıkarımları yapma imkânı sunmaktadır. Bu bağlamda Türkiye, yenilenebilir enerji kaynağı potansiyelini (rüzgâr, jeotermal ve hidroelektrik) kullanmak

suretiyle özellikle enerji tüketimine bağlı karbondioksit salınımını düşürebilir ve diğer taraftan ekonomik büyüme ve karbondioksit salınımı bağılılığını ayırarak (decoupling), tatmin edici potansiyel büyüme oranlarından taviz vermeden çevreye duyarlı sürdürülebilir büyüme hedefine ulaşabilir.

Bu çalışma ile çevre, iklim değişikliği ve büyüme literatürüne farklı açılardan katkı sağlanması amaçlanmaktadır. Öncelikle, yeşil büyüme kavramını ekonometrik analiz ile ele alan az sayıdaki literatür zenginleştirilmiştir. Ayrıca kullanılan göreceli olarak yeni ekonometrik teknikler ile teorik tartışmalar güçlü bir şekilde desteklenmiştir. Son olarak, literatürde yoğun bir şekilde tartışılan çevresel Kuznets eğrisi hipotezine Türkiye ekonomisi açısından güncel verilerle yeni kanıtlar sunulmuştur. Çalışmanın sonraki bölümleri şu şekilde oluşmuştur: İkinci bölümde Türkiye bağlamında düşük karbonlu yeşil büyüme tartışılmış ve üçüncü bölümde Türkiye ekonomisine dair literatür incelenmiştir. Dördüncü ve beşinci bölümlerde analize konu olan model, veri seti ve ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Altıncı bölümde, ampirik bulgular tartışılmış ve son bölümde çalışmanın sonuçları ve politika önerileri sunulmuştur.

2. Düşük Karbonlu Yeşil Büyümenin Belirleyicileri ve Türkiye

Türkiye, CO₂ salınımının üç temel belirleyici göstergesi olan nüfus, enerji tüketimi ve gelirin hızla artış gösterdiği bir ülke durumundadır. Yıllık yaklaşık 1 milyon nüfus atışı, OECD ortalamalarının üzerinde gerçekleşen gayri safi yurt içi hasıla (GSYİH) artışı ve buna bağlı olarak enerji tüketimindeki son yıllardaki hızlı artış, çevresel baskıları giderek artırmaktadır. 2012 yılında Türkiye'nin yıllık CO₂ miktarı 1990'a göre % 138 artışla 302 milyon tona ulaşmıştır (TURKSTAT, 2014). Bununla birlikte Türkiye Kyoto Protokolü'nün CO₂ emisyonunu indirme şartlarını çeşitli nedenlerle (tarihsel sorumluluğunun az olması ve rekabet endişesi gibi) kabul etmemiş ve fakat Avrupa Birliği müzakereleri çerçevesinde farklı düzeylerde çevresel düzenlemeleri yapmayı taahhüt etmiştir (Adaman vd., 2011). Yine aynı şekilde Çevre ve Şehircilik Bakanlığı 2011-2013 Ulusal İklim Değişikliği Faaliyet Planı çerçevesinde çeşitli çevresel önlemlerin alınacağı taahhüdünde bulunmuştur.

Türkiye'nin tarihsel sera gazı sorumluluğu açısından toplam CO₂ salınımının birçok gelişmiş ülkenin çok altında olduğu görülmektedir. Tablo 1'de birim üretim (GSYİH) başına CO₂ salınımında Türkiye, gelişmiş ülkelere göre 0.48 oranıyla daha kötü durumdadır. Yeşil teknoloji, verimlilik artışı gibi sera gazı azaltıcı faktörlerin yanında kirlilik yoğun üretim tekniklerinin gelişmekte olan ülkelere aktarılmasının da etkisiyle (kirlilik sığınağı hipotezi) CO₂/GSYİH oranları, ABD'de 0.36 ve Almanya'da 0.25 ile oldukça düşük seviyede görünmektedir. Diğer taraftan enerji yoğunluğu rakamlarına bakıldığında Türkiye, Çin'e kıyasla 2.83 oranı ile çok daha iyi durumdadır. Tablo 1'de önemli bir göstergenin de kişi başına CO₂ (CO₂/Nüfus) olduğu söylenebilir. Beklendiği gibi yüksek gelirli ülkeler gelirleri ile doğru orantılı olarak gelişmekte olan ülkelere göre çok daha yüksek oranlara sahiptir. Örneğin ABD için bu oran 16.15 iken, Türkiye için 4.04'tür. Özellikle bu oranlara bakılarak gelişmiş ülkelerin tarihsel CO₂ sorumluluğunun gelişmekte olan ülkelere göre çok daha yüksek olduğu ve bu nedenle sera gazı salınımının düşürülmesinde en büyük sorumluluğu bu ülkelerin alması gerektiği tartışılmaktadır. Türkiye tarihsel sorumluluk anlamında, gelişmiş ülkelere göre çok daha düşük sorumluluğa sahiptir. Bu nedenle de Kyoto Protokolünde yer alan sera gazı düşürme yükümlülüklerini kabul etmemiş ve Ek 2 listesinden çıkma talebi Birleşmiş Milletler tarafından kabul edilmiştir.

Tablo 1: Dünyada En Fazla Salınım Yapan İlk10 Ülke ve Türkiye'nin CO₂ Göstergeleri*

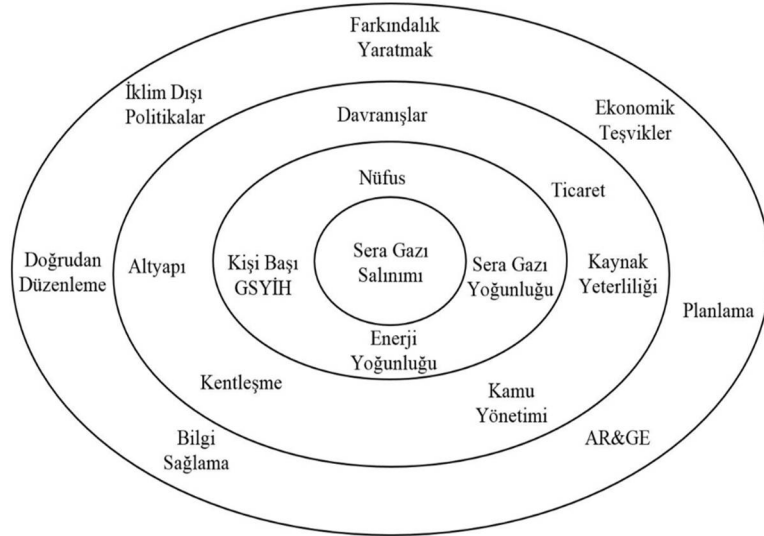
Dünya Sıralaması	Toplam CO ₂ Milyon ton (% değişim- 1990-2012)	CO ₂ / GDP (2012)	CO ₂ / Nüfus (2012)	CO ₂ yoğunluğu (2012) (Dünya Bankası)	Kişi başına enerji tüketimi (2011)	Ticari açıklık (Ticaret/GDP) (2012) (Dünya Bankası)	Kişi Başına GSYİH (2012) (Dünya Bankası)	GSYİH (2012,US\$, Milyar) (Dünya Bankası)	Nüfus (Milyon) (2012) (IEA)
1. Çin	8 250 (262%)	1.73	6.08	3.29	2029	51.8	6092	8229	1357.9
2. ABD	5 074 (4%)	0.36	16.15	2.45	7032	30.6	51495	16163	314.3
3. Hindistan	1 954 (236%)	1.41	1.58	2.77	613	54.7	1503	1858	1236.7
4. Rusya	1 659 (-23%)	1.69	11.56	2.47	5113	51.8	14090	2017	143.5
5. Japonya	1 223 (15%)	0.26	9.59	2.34	3610	31.3	46679	5954	127.6
6. Almanya	755 (-20%)	0.25	9.22	2.26	3811	85.9	43931	3533	81.9
7. G. Kore	592 (158%)	0.55	11.86	2.27	5231	109.8	24453	1222	50.0
8. Kanada	533 (24%)	0.41	15.30	1.98	7333	62.0	52409	1821	34.9
9. İran	532 (197%)	2.17	6.96	2.71	2812	--	6578	502	76.4
10. S. Arabistan	458 (203%)	0.92	16.22	2.41	6738	83.7	25945	733	28.3
19. Türkiye	302 (138%)	0.48	4.04	2.83	1539	57.7	10660	788	74.9
Dünya	31 734 (51%)	0.58	4.51	--	4509	--	--	72804	7037.1

Kaynak: World Bank, 2014 ve IEA, 2014. *Tablo yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

Sera gazı salınımının azaltılmasına yönelik araştırmalar öncelikle bu gazların miktarını artıran temel faktörlere odaklanmaktadır. Tam bir uzlaşma sağlanamasa da genellikle en önemli uluslararası yeşil büyüme belirleyicileri; kişi başına sera gazı salınımı, hizmet sektörünün GSYİH'ye oranı, birim GSYİH başına enerji tüketimi, enerji tüketiminde yenilenebilir enerjinin oranı, artezyen ve yüzey sularının toplam su miktarına oranı, ormanlaşma, kamu çevre harcamalarının GSYİH'ye oranı, çevre teknolojileri patent sayısı, AR&GE harcamalarının GSYİH'ye oranı olarak sıralanabilir (Kim vd., 2014). Şekil 1'de görüldüğü gibi kişi başına GSYİH, enerji yoğunluğu, sera gazı yoğunluğu ve nüfus, sera gazının salınımında birincil derecede etkili faktörler arasındadır. İkinci daire yer alan değişkenler, sera gazı salınımına olumlu ve olumsuz etkileri söz konusu olabilmektedir. Burada belirleyici olan unsur bu faktörlerin bölgesel ve mikro düzeyde nasıl düzenlendikleridir. Son daire içindeki dolaylı faktörler merkeze uzaklığından dolayı etkisinin az olduğu izlenimi verse de, aslında çevresel iyileştirmelerin en önemli başlangıç noktalarıdır. Son halkayı oluşturan dolaylı

faktörlerde bir iyileşme olmadan, sera gazı salınımında sürdürülebilir bir iyileşmeden söz etmek oldukça zor olacaktır.

Şekil 1: Sera Gazı Belirleyicileri Arasındaki Karşılıklı İlişkiler



Kaynak: IPCC, 2014.

Tablo 2’de OECD ülkelerinde sera gazlarının özellikle CO₂ gazı salınımının azaltılmasında etkinlik sıralaması gösterilmiştir. İsviçre % 75 oranıyla en başarılı ülke konumundadır. Türkiye 30. sıra ile en kötü performans gösteren ülke olduğu görülmektedir. Çevreyi korumaya yönelik iyi niyetli çabalara rağmen Türkiye’nin gelişmiş ülkelerle karşılaştırıldığında daha fazla önlemler alması gerektiği söylenebilir.

Tablo 2: Sera Gazı Azaltılmasında Etkinlik sıralaması (İlk 10 OECD ülkesi ve Türkiye)

OECD Ülkeleri (İlk 10 ve Türkiye)	Belirleyicilerin (Üretim, tüketim ve değişimde çevresel etkinlik; doğal sermaye stoku ve çevre kalitesi; yaşam kalitesi; ekonomik aktörlerin etkinliği) Ortalaması (%)	Sıralama
İsviçre	75.00	1
Fransa	74.67	2
Japonya	73.83	3
Almanya	72.67	4
İtalya	72.50	5
USA	70.00	6
İsveç	67.00	7
İspanya	66.00	8*
Avusturya	66.00	8*
İngiltere	65.00	10
Türkiye	29.00	30

Kaynak: Kim, 2014. *paylaşılan sıralama.

Türkiye’nin sera gazı salınımının büyük oranda CO₂ kaynaklı olması (% 81 CO₂, % 15 CH₄, % 4 diğer) ve CO₂ salınımının da % 75 oranında enerji kaynaklı

olması nedeniyle, özellikle enerji sektörüne yönelik politika uygulamalarının öncelikli olması kaçınılmazdır. Ancak son yıllarda Türkiye’de zengin linyit ve kömür yataklarının bulunması nedeniyle, fosil yakıtlardan kaynaklanan CO₂ salınımının oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Özellikle enerji ithalatından kaynaklanan cari açığın azaltılması için kömür ve linyit zenginliğinin daha fazla kullanılmasına yönelik politikalar bu riski daha da artırmaktadır.

3. Literatür

Türkiye için çevre kirliliği üzerine yapılan ampirik çalışmaların büyük bir kısmı ÇKE hipotezini test etmeyi amaçlamaktadır. ÇKE hipotezine göre ülkelerin kişi başına gelir düzeyleri arttıkça çevresel bozulmalar azalan oranda artacaktır. Belli bir gelir düzeyinden sonra gelirdeki artış çevre kirliliğini azaltıcı yönde etki edecektir (Abid, 2015: 11). İyimser liberal ortodoks bakış açısına göre, ortaya çıkan ters-U şeklindeki eğri, çevresel bozulmaların herhangi bir müdahaleye gerek kalmadan azalacağına işaret etmektedir. Türkiye üzerine yapılan çalışmalar genellikle ÇKE hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunu göstermektedir (Atıcı ve Kurt, 2007; Halıcıoğlu, 2009; Ozturk ve Acaravcı, 2010; Ozturk ve Acaravcı, 2013; Saatçi ve Dumrul, 2011; Shahbaz vd., 2013; Yavuz, 2014). Diğer taraftan Akbostancı vd. (2009) ve Lise (2006) Türkiye ekonomisi için ÇKE hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna varmıştır. Tablo 3’te konuya dair Türkiye literatürü özetlenmiştir.

Tablo 3: Karbondioksit Salınımına Dair Ampirik Çalışmalar: Türkiye Uygulamaları

Yazarlar	Zaman ve Değişken	Yöntem	Sonuçlar
Akbostancı vd. (2009)	1968-2003, CO ₂ , Y	VAR, Johansen Eşbütünlük testi	ÇKEH geçerli değil. Değişkenler arasında eşbütünlük var.
Akbostancı vd. (2005)	1980-2000	Ayrıştırma analizi	İthalat sektöründe kirlilik sığnağı hipotezi geçerli
Atıcı ve Kurt (2007)	1968-2000, CO ₂ , Y, TR	EKK	ÇKEH ve kirlilik sığnağı hipotezi geçerli.
Halıcıoğlu (2009)	1960-2005, CO ₂ , EN, GDP, TR, Y	ARDL, GN, VECM	ÇKEH geçerli, Y ↔ CO ₂ , EN ↔ CO ₂
Lise (2006)	1980-2003, Y, EN, CO ₂	Ayrıştırma analizi, EKK	ÇKEH geçerli değil. Ölçek etkisi en önemli CO ₂ nedenidir.
Öztürk ve Acaravcı(2010)	1968-2005, CO ₂ , Y, EN, İSD	GC, ARDL, VECM	ÇKEH geçerli, İSD → Y, CO ₂ → Y, EC ≠ Y, CO ₂ ≠ Y
Öztürk ve Acaravcı(2013)	1960-2007, CO ₂ , Y, EN, TR, FD	ARDL, VECM, GN	ÇKEH geçerli. FD → Y, FD → EN
Saatçi ve Dumrul (2011)	1950-2007, CO ₂ , Y	Kejriwal eşbütünlük testi	ÇKEH geçerli
Say ve Yücel (2006)	1970-2002, Y, EN, CO ₂ , Nüfus	EKK	EN artarken Y artıyor. CO ₂ artarken EN artıyor.
Shahbaz vd. (2013b)	1970-2010, CO ₂ , EY, Y	ARDL ve VECM, GN	ÇKEH geçerli. Y ↔ CO ₂ , EY ≠ Y
Soytaş ve Sarı (2009)	1960-2000, CO ₂ , Y, İSD, SER	VAR, Toda-Yamamoto GN	CO ₂ → EN
Yavuz (2014)	1960-2007, CO ₂ , EN, Y	JGH, TMEKK eşbütünlük testi,	ÇKEH geçerli

Not: \leftrightarrow ve \rightarrow : Sırasıyla çift ve tek yönlü nedensellik, \neq : Nedensellik yok, GN: Granger Nedensellik, ÇKEH:

Çevresel Kuznets Eğrisi Hipotezi, EN: Enerji, CO₂: Karbondioksit, Y: Gayri Safi Yurt İçi Hasıla, EY: Enerji Yoğunluğu, TR: Ticaret açıklığı, EKK: En Küçük Kareler, ISD: İstihdam, TMEKK: Tam Modife En Küçük Kareler, JGH: Johansen ve Gregory-Hansen, VAR: Vektör Auto Regresif, VECM: Vektör Hata Düzeltme Modeli, SER: Sermaye, FD: Finansal gelişme

Az sayıda da olsa Türkiye için, ticaret açıklığı ve CO₂ salınımı arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar vardır. Çalışmaların bir kısmı bu ilişkiyi Kirlilik Sığınağı Hipotezi (KSH) çerçevesinde ele almıştır. KSH'ne göre gelişmiş ülkeler kirli endüstrilerini, çevresel yasal düzenlemelerin daha gevşek olduğu gelişmekte olan ülkelere kaydırmaktadır. Bu nedenle gelişmekte olan ülkelerde dışa açıklık arttıkça çevresel bozulmalar da artmaktadır. Kirlilik sığınağı hipotezini test eden Akbostancı vd. (2005) ve Atıcı & Kurt (2007) Türkiye'nin ithalat kompozisyonunun kirli endüstri sığınağı hipotezinin öngördüğü biçimde geliştiğini bulgusuna ulaşmıştır. Türkiye için yapılan çalışmalar aynı zamanda enerji tüketimi ve CO₂ salınımı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ampirik çalışmaların sonuçları, beklentilere paralel olarak, enerji tüketiminin CO₂ salınımını artırdığı yönündedir. Ayrıca, Halıcıoğlu (2009) ve Soytaş ve Sarı (2009), CO₂ ve enerji tüketim arasında Granger nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermişlerdir.

4. Model ve Veri Seti

Ampirik literatürü takiben, ÇKE hipotezi ile birlikte ekonomik büyüme, enerji tüketimi, nüfus artışı ve karbondioksit salınımı arasındaki ilişkiyi inceleyebilmek için standart logaritmik bir lineer spesifikasyon kullanılmıştır. Böylece etkin ve uyumlu bulgular elde etmek mümkün olmuştur. Begum vd. (2015) çalışması dikkate alınarak değişkenler arasındaki ilişki aşağıdaki gibi modellenmiştir:

$$\ln C_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \delta \ln Y_t^2 + \gamma \ln E_t + \lambda P_t + \mu_t \quad (1)$$

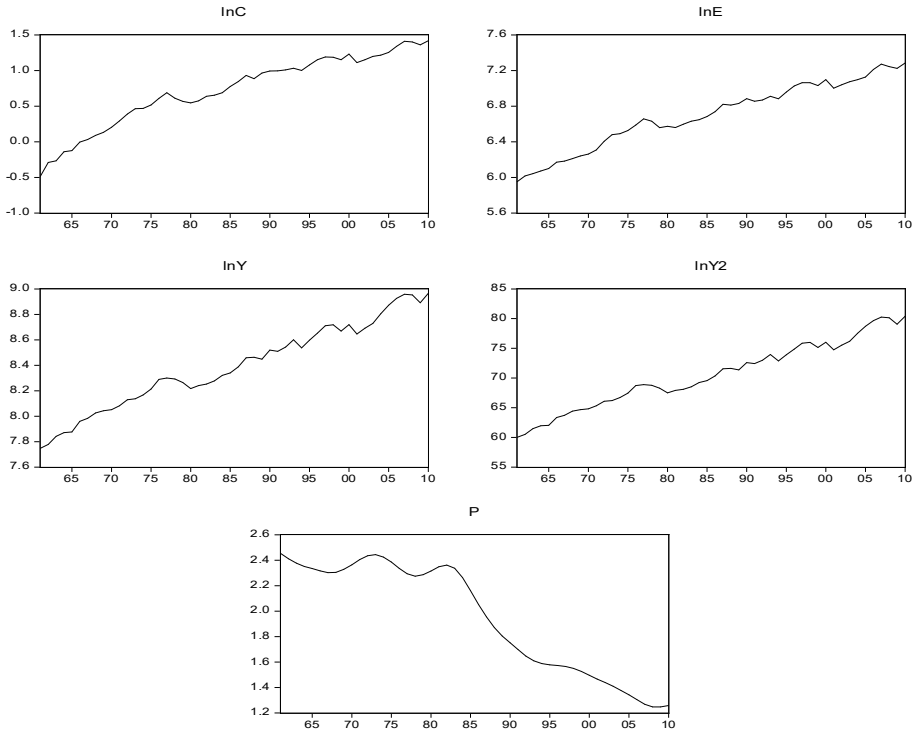
Denklemden C_t kişi başına karbondioksit salınımını (metrik ton), Y_t kişi başına reel geliri (2005 sabit fiyatlarıyla US\$), Y_t^2 kişi başına reel gelirin karesini, E_t kişi başına enerji tüketimini (kg, petrol eşdeğeri) ve P ise nüfus artışını niteler. μ_t normal dağılım, sıfır ortalama ve sabit varyans özelliklerine sahip regresyon hata terimini gösterir. Türkiye için 1961-2010 dönemine ilişkin yıllık veriler Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri (WB, 2014) veri tabanından elde edilmiştir. Nüfus artışı hariç tüm değişkenler logaritmik formda analize dâhil edilmiştir.

$\beta, \delta, \gamma, \lambda$ parametreleri sırasıyla kişi başına karbondioksit salınımı, kişi başına reel gelir, kişi başına reel gelirin karesi, kişi başına enerji tüketimi ve nüfus artışı elastikiyetlerini gösterir. ÇKE hipotezi altında β ve δ parametrelerinin sırasıyla pozitif ve negatif işaret alması beklenir (Saboori ve Sulaiman, 2013). Şayet söz konusu beklenen işaretler gerçekleşirse bu durumda söz konusu değişkenler arasında ters U şeklinde bir ilişki kabul edilir. Enerji tüketimi artışının ekonomik faaliyetleri genişleterek karbondioksit salınımını artırdığı düşünülürse bu durumda γ 'nın pozitif bir değer alması beklenir (Shahbaz vd., 2013). Son olarak nüfus artışı ile karbondioksit salınımı arasında pozitif bir ilişki beklendiğinden λ 'nın artı değer alması mümkündür (Onafowora ve Owoye, 2014). Tablo 4'de değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler verilmektedir.

Tablo 4: Tanımlayıcı İstatistikler (Zaman Serisi: 1961-2010, Gözlem Sayısı:50)

İstatistikler/Değişkenler	$\ln C_t$	$\ln Y_t$	$\ln Y_t^2$	$\ln E_t$	P_t
Ortalama	0.722	8.393	70.561	6.699	1.944
Ortanca	0.810	8.364	69.958	6.711	2.105
Standart hata	0.506	0.338	5.676	0.377	0.435
Minimum	-0.486	7.745	60.024	5.951	1.247
Maximum	1.418	8.966	80.392	7.284	2.453
Çarpıklık	-0.611	-0.049	0.013	-0.318	-0.290
Basıklık	2.421	2.056	2.044	2.041	1.415

Şekil 2’de bağımlı ve bağımsız değişkenlerin grafikleri görülmektedir. Grafiklerde görülen değişkenlerin birlikte hareketi, serilerdeki trendden kaynaklanabileceği gibi eşbütünleşik olabileceklerine de işaret etmektedir. Bunu tespit etmek için çeşitli ekonometrik araçlara ihtiyacımız olacaktır. Aşağıda bu yöntemler ortaya konulmaktadır.

Şekil 2: Serilerin Uzun Dönem Eğilimleri

5. Ekonometrik Yöntem

Değişkenler arasındaki eşbütünlük ve nedensellik ilişkisinin analiz edilmesinde üç aşamalı strateji izlenmiştir. Birinci adımda birim kök analizi, ikinci adımda eşbütünlük analizi ve son adımda ise nedensellik analizi üzerinde durulmuştur.

5.1. Birim Kök Testi

Bu çalışmada değişkenlerin birim kök analizi için KPSS testi kullanılmıştır. KPSS testinde sıfır hipotez, serinin durağan olduğunu ifade ederken alternatif hipotez serinin birim kök taşıdığı yönündedir. Bu bakımdan KPSS testi serinin birim kök taşıdığı sıfır hipotezine sahip ADF ve PP testlerine göre daha yenilikçi ve güvenilir bir nitelik taşır. KPSS tarafından önerilen spesifikasyon şu şekildedir:

$$y_t = \delta + \zeta_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada $\zeta_t = \zeta_{t-1} + u_t$ ve sıfır hipotez $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ şeklindedir. Yukarıdaki spesifikasyon Nabeya ve Tanaka (1988)'nin ileri sürdüğü aşağıdaki modelin özel bir versiyonudur.

$$y_t = \beta_t x_t + \gamma' z_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$u_t : IID(0, \sigma_u^2) \quad (5)$$

Burada şu test istatistiği söz konusudur:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / S_\varepsilon^2 \quad (6)$$

$$S_t = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \quad (7)$$

Yukarıda ifade edilen LM test istatistiği hata terimleri IID olması durumunda geçerlidir. KPSS genel durumu dikkate alarak bu test istatistiğinin bir modifikasyonunu önerir. Hata terimlerin varyansının kullanılması yerine uzun dönem varyansının Newey-West HAC tahmincisini tavsiye eder. Bu durumda KPSS test istatistiği şu şekilde ifade edilir:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2 \quad (8)$$

KPSS test istatistiğinin asimtotik dağılımı standart değildir. Kwiatkowski vd. (1992) tarafından gerçekleştirilen Monte Carlo simülasyonları ile test istatistiğinin kritik değerleri hesaplanmıştır. Hesaplanan test istatistiği değeri kritik değerden büyükse

serinin durağan olduğu yönündeki sıfır hipotezi reddedilir, aksi durumda serinin durağan olduğuna karar verilir.

5.2. ARDL Sınır Testi Yaklaşımı

Pesaran vd. (2001) tarafından ortaya konan ARDL sınır testi yaklaşımı pek çok yönden standart eşbütünleşme testlerine göre üstün niteliklere sahiptir. İlk olarak; sınır testi prosedürü Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testlerine göre bazı durumlarda daha uygun bir metottür. İkinci olarak bu yaklaşımda değişkenlerin bütünleşme düzeylerinin $I(0)$ ya da $I(1)$ olmasına izin verir. Üçüncü olarak kısa ve uzun dönem parametreleri ARDL modelinden elde edilen kısıtsız hata düzeltme modeli yardımıyla eşanlı olarak tahmin etme imkânı sunar. Dördüncü olarak; sonlu ve küçük örneklemelerde diğer testlere göre uygun sonuçlar elde edilir. Son olarak; tüm değişkenlerin modelde içsel olduğu kabul edilmektedir (Panopoulou ve Pittis, 2004). ARDL sınır testi yaklaşımı için kısıtsız hata düzeltme modelinin denklemi aşağıda belirtilmiştir:

$$\Delta \ln C_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{3i} \Delta \ln Y_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^k \alpha_{4i} \Delta \ln E_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^k \alpha_{5i} \Delta P_{t-i} + \lambda_1 \ln C_{t-1} + \lambda_2 \ln Y_{t-1} + \lambda_3 \ln Y_{t-1}^2 + \lambda_4 \ln E_{t-1} + \lambda_5 P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Burada α_0 sabit terimi, Δ birinci fark operatörünü, ε_t ise hata terimini ifade eder. Regresyon için uygun gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ya da Schwarz-Bayesian Kriteri (SBC) ile belirlenir. Sınır testi yaklaşımında birinci adım hesaplanan F istatistiğinin Pesaran vd. (2001) tarafından üretilen kritik sınır değerleri ile karşılaştırılmasıdır. Burada üst ve alt kritik sınır değerleri söz konusudur. Eşbütünleşmenin olmadığı yönündeki sıfır hipotezi $H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_5 = 0$ eşbütünleşmenin olduğu şeklindeki alternatif hipotez $H_a : \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_5 \neq 0$ 'e karşı test edilir. Şayet hesaplanan F istatistiği üst kritik sınır değerini aşar ise bu durumda değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığına hükmedilir. Şayet hesaplanan F istatistiği alt kritik sınır değerinin altında ise bu durumda değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı kabul edilir. Hesaplanan F istatistiği üst ve alt kritik sınır değerleri arasında yer alır ise bu durumda belirsizlik durumu söz konusudur.

ARDL modelinin uygunluğu otokorelasyon, fonksiyonel form, hata terimlerinin normal dağılımı ve değişen varyans gibi bazı tanısıl testler ile belirlenebilir. ARDL modeli parametrelerinin istikrarlılığı ise Brown vd. (1975) tarafından geliştirilen CUSUM ve CUSUMsq testleri kullanılarak test edilebilir. ARDL modelinin SBC ve AIC kriterleri yardımıyla uygun gecikme uzunlukları belirlendikten sonra değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi En Küçük Kareler (EKK) metodu ile tahmin edilir. Son olarak; kısa dönem dinamikleri ARDL modeline dayalı Hata Düzeltme Modeli ile araştırılır. Hata Düzeltme Modeli denklemi aşağıdaki gibi kurulabilir:

$$\Delta \ln C_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^l \alpha_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln Y_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta \ln E_{t-i} + \sum_{i=0}^o \alpha_{5i} \Delta P_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Hata düzeltme terimi (ECT_{t-1}) uyarılama hızını ve değişkenlerin uzun dönem dengesine ne kadar hızla geri dönebileceğini yansıtır. Söz konusu terimin negatif ve istatistikî olarak anlamlı bir değer alması beklenir. Bu aynı zamanda değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisinin varlığı yönünde bir ampirik kanıt olarak kabul edilir.

5.3. Johansen-Juselius Testi

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin test edilmesinde ARDL sınır testi yaklaşımının yanı sıra Johansen-Juselius eşbütünleşme tekniği kullanılmıştır. Böylece uzun dönem ilişkisinin varlığı daha güçlü bir şekilde analiz edilmeye çalışılmıştır. Johansen-Juselius eşbütünleşme yaklaşımı değişkenler arasında uzun dönem denge (eşbütünleşme) ilişkisinin test edilmesinde en sık başvurulan tekniklerden birisidir. Johansen-Juselius prosedürü Engle-Granger (1987)'ın önerdiği iki aşamalı prosedürden daha üstün yönere sahiptir. Bu prosedür aşağıdaki gibi VAR modeline dayanır:

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Burada X , $n \times 1$ boyutunda bir değişkenler vektörünü, μ $n \times 1$ boyutunda bir sabit terimler vektörünü, $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_p$ $n \times n$ boyutunda bir katsayı matrisini, ε ise sıfır ortalama ve sabit varyans özelliklerine sahip $n \times 1$ boyutunda bir hata terimleri vektörünü ifade eder. Bu bilgiler ışığında 11 no'lu denklem aşağıdaki gibi tekrar ifade edilebilir:

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Gamma X_{t-p} + e_t \quad (12)$$

Eşbütünleşme vektörlerinin sayısını belirleyebilmek için Johansen-Juselius prosedürü, i) iz ve ii) maksimum özdeğer olmak üzere iki test istatistiği sunar. Bunlar şu şekilde ifade edilebilir:

$$J_{iz} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (14)$$

Burada T örnek büyüklüğünü, $\hat{\lambda}_i$ ise i 'ninci en büyük kanonik korelasyonu gösterir. İz test istatistiğinde r tane eşbütünleşme vektörünün olduğu şeklindeki sıfır hipotezi n tane eşbütünleşmenin olduğu alternatif hipoteze karşı test edilirken maksimum öz değer test istatistiğinde ise r tane eşbütünleşme vektörünün olduğu sıfır

hipotezi $r+1$ tane eşbütünleşme vektörünün olduğu alternatif hipoteze karşı test edilir. Johansen-Juselius prosedürünün gecikme uzunluğuna oldukça duyarlı olduğu için VAR modeli yardımıyla AIC ve SBC gibi kriterler kullanılarak uygun gecikme uzunluğu tespit edilir.

5.4. Vektör Hata Düzeltme Modeline Dayalı Granger Nedenselliği Testi

Bu çalışmada değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığını analiz etmek için kullanılan ARDL sınır testi yaklaşımı, eşbütünleşmenin varlığını ve en azından bir yönde bir nedenselliğin olduğunu belirler ancak değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin yönü hakkında bilgi sunmaz. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönünün belirlenmesinde Vektör hata düzeltme modeline (VHDM) dayalı Granger nedensellik testi kullanılabilir. Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen bu yaklaşımda hata düzeltme terimi (ECT_{t-1}) uzun dönem ilişkisinden elde edilir ve standart VAR modeline ilave değişken olarak eklenir. Bu nedensellik yaklaşımının ampirik denklemi aşağıdaki gibi kurulabilir:

$$(1-L) \begin{bmatrix} \ln C_t \\ \ln Y_t \\ \ln Y_t^2 \\ \ln E_t \\ P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p (1-L) \begin{bmatrix} b_{11} b_{12} b_{13} b_{14} b_{15} \\ b_{21} b_{22} b_{23} b_{24} b_{25} \\ b_{31} b_{32} b_{33} b_{34} b_{35} \\ b_{41} b_{42} b_{43} b_{44} b_{45} \\ b_{51} b_{52} b_{53} b_{54} b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln C_{t-1} \\ \ln Y_{t-1} \\ \ln Y_{t-1}^2 \\ \ln E_{t-1} \\ P_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \\ \lambda \\ \gamma \\ \varphi \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Burada $(1-L)$ fark operatörünü, ECT_{t-1} uzun dönem ilişkisinden elde edilen gecikmesi alınmış hata düzeltme terimini ifade eder. VHDM kısa ve uzun dönem nedenselliklerini birbirinden ayırt etme imkânı sunan uygun bir metottur. Gecikmeli hata düzeltme teriminin katsayılarının anlamlı t istatistiği, uzun dönemde değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin varlığına işaret eder. Diğer taraftan değişkenlerin birinci farklarının katsayıları üzerine anlamlı F istatistiği ise değişkenler arasında kısa dönem nedenselliğinin varlığını gösterir.

6. Ampirik Bulgular

Birim kök testleri eşbütünleşme ve nedensellik testleri için bir ön hazırlık niteliğindedir. Burada kullanılan KPSS testinden elde edilen sonuçlar Tablo 5'te görülmektedir. Ampirik bulgular %1 anlamlılık seviyesinde serilerin düzey değerlerinde LM test istatistiğinin kritik değerden büyük olduğunu, dolayısıyla serilerin durağan olduğu yönündeki sıfır hipotezinin reddedilebileceğini, serilerin birinci farkında ise tam tersi bir durum arz ettiğinden sıfır hipotezinin reddedilemeyeceğini ortaya koymaktadır. Bu nedenle serilerin birinci farkında durağan olduğu söylenebilir. Bu ampirik bulgular seriler arasında bir uzun dönem ilişkisinin varlığını analiz etmede hem Johansen-Juselius testi hem de ARDL sınır testi yaklaşımının uygulanabileceğini göstermektedir.

Tablo 5: KPSS Birim Kök Test Sonuçları

Düzyey			Birinci fark		
Değişkenler	Band genişliği	LM test istatistiği	Değişkenler	Band genişliği	LM test istatistiği
$\ln C_t$	5	0.915***	$\Delta \ln C$	1	0.582
$\ln Y_t$	5	0.937***	$\Delta \ln Y$	2	0.067
$\ln Y^2_t$	5	0.937***	$\Delta \ln^2$	2	0.051
$\ln E_t$	5	0.928***	$\Delta \ln E$	1	0.150
P_t	5	0.874***	ΔP	4	0.161

Not: Birim kök analizinde sabitli model kullanılmıştır. Band genişliği Newey-West metodu ile belirlenmiştir. *** %1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder.

Tablo 6 değişkenler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin olup olmadığını test etmek için kullanılan ARDL sınır testi yaklaşımının sonuçlarını sunmaktadır. Modelin uygun gecikme uzunluğu AIC kriterine göre 5 olarak belirlenmiştir. Sınır testi F istatistiği 4.27 olarak hesaplanmış, söz konusu değer Pesaran vd. (2001) tarafından kısıtsız sabitli ve kısıtsız trendli modele göre belirlenmiş kritik üst sınır tablo değerinden %10 anlamlılık düzeyinde büyük olduğu için, değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin varlığına hükmedilmiştir. R^2 , uyarlanmış R^2 ve F -test istatistiği değerleri söz konusu modelin uygunluğuna işaret etmektedir. Ayrıca diğer tanısal testler de modelde kurulum hatası, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığını ve normal dağılımın gerçekleştiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 6: Sınır Testi Sonuçları

Model	Optimal gecikme uzunluğu	Hesaplanmış F -istatistiği
$F(\ln C/\ln Y, \ln Y^2, \ln E, P)$	[5]	4.27*
Pesaran vd. (2001) kritik sınır değerleri: kısıtsız sabit ve kısıtsız trendli		
Anlamlılık düzeyi	Alt sınır, $I(0)$	Üst sınır, $I(1)$
1%	4.40	5.72
5%	3.47	4.57
10%	3.03	4.06
Tanısal testler		
R^2		0.980
Düzeltilmiş- R^2		0.893
F -istatistiği		11.338***
Breusch-Godfrey LM testi		2.971(0.128)
ARCH LM testi		2.326 (0.134)
J-B normallik testi		0.067 (0.966)
Ramsey RESET testi		0.000 (0.988)

Not: Sınır testi için sabitli ve trendli model kullanılmıştır. Optimal gecikme uzunluğu AIC kriterine göre belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini ifade eder. *** ve * sırasıyla %1 ve 10 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığını analiz etmede kullanılan bir diğer test olan Johansen-Juselius eşbütünlüşme test sonuçları Tablo 7'te sunulmuştur. Bu tablodan görüleceği gibi, hem iz test istatistiği hem de maksimum öz değer test istatistiği değerleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik tablo değerlerinden büyük olduğu için 3 tane eşbütünlüşme vektörünün olduğuna yani en azından üç eşbütünlüşme

ilişkisinin varlığına işaret eden bir ampirik kanıt söz konusudur. Bu sonuçlar ARDL sınır testi sonuçları ile örtüşmekte ve birlikte uzun dönem ilişkisinin varlığına güçlü bir kanıt oluşturmaktadır.

Tablo 7: Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Sıfır hipotezi	Alternatif hipotez	İz test istatistiği	Kritik değer (%5)
$R=0$	$R \geq 1$	122.394	69.818***
$R \leq 1$	$R \geq 2$	72.897	47.856***
$R \leq 2$	$R \geq 3$	32.236	29.797**
$R \leq 3$	$R \geq 4$	9.043	15.494
$R \leq 4$	$R \geq 5$	0.142	3.841
Sıfır hipotezi	Alternatif hipotez	Maximum özdeğer test istatistiği	Kritik değer (%5)
$R=0$	$R \geq 1$	49.496	33.876***
$R \leq 1$	$R \geq 2$	40.661	27.584***
$R \leq 2$	$R \geq 3$	23.192	21.131**
$R \leq 3$	$R \geq 4$	8.901	14.264
$R \leq 4$	$R \geq 5$	0.142	3.841

Not: Test istatistikleri sabitli model sonuçlarını yansıtır. *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

Johansen-Juselius test sonuçlarına göre normalize edilmiş eşbütünleşme vektörü dikkate alındığında değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\ln C_t = -76.240 + 16.463 \ln Y_t - 0.871 \ln Y_t^2 - 0.007 \ln E_t + 0.161 P_t \quad (16)$$

(-14.702) (14.792) (0.043) (-4.223)

Bu sonuçlara göre kişi başına reel gelir ile kişi başına karbondioksit salınımı arasında pozitif bir ilişki söz konusu iken kişi başına reel gelirin karesi ile kişi başına karbondioksit salınımı arasında negatif bir ilişki belirlenmiştir. Bu, Türkiye ekonomisinde ÇKE hipotezinin varlığına işaret etmektedir. Ayrıca tahmin sonuçları nüfus artışının kişi başına karbondioksit salınımı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu, kişi başına enerji tüketimi ile kişi başına karbondioksit salınımı arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığını göstermektedir.

ARDL sınır testi yaklaşımında değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığının araştırılmasından sonra ikinci adımda kişi başına reel gelir, kişi başına reel gelirin karesi, kişi başına enerji tüketimi ve nüfus artışının kişi başına karbon dioksit salınımı üzerindeki etkisi analiz edilir. Tahmin edilen uzun ve kısa dönem sonuçları Tablo 8’de verilmiştir. Uzun dönem sonuçları göstermektedir ki, kişi başına reel gelir ve kişi başına reel gelirin karesi ile kişi başına karbon dioksit salınımı arasında sırasıyla pozitif ve negatif istatistikî olarak anlamlı bir ilişki vardır. Bu sonuç ÇKE hipotezi ile uyusmaktadır. Uzun dönemde nüfus artışı ile kişi başına karbon dioksit salınımı arasında %1 anlamlılık seviyesinde pozitif bir ilişki söz konusudur. Diğer taraftan kişi başına enerji tüketimi ile kişi başına karbon dioksit salınımı arasında istatistikî olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Kısa dönem tahmin sonuçlarına göre kişi başına reel gelir ve kişi başına reel gelirin karesi ile kişi başına karbon dioksit salınımı arasında uzun dönemde olduğu gibi ÇKE hipotezini destekleyici bir kanıt tespit edilmiştir. Kısa

dönemde kişi başına enerji tüketimi ile kişi başına karbon dioksit salınımı arasından pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir ilişki tespit edilirken nüfus artışının kişi başına karbon dioksit salınımı üzerindeki etkisi anlamlı değildir. Hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistikî olarak anlamlı bulunması ise değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin varlığına bir kanıt olarak yorumlanabilir. Uzun dönem modelinin R^2 , uyarlanmış R^2 ve F -test istatistiği değerleri söz konusu modelin uygunluğunu göstermekte olup, diğer tanısal testler de modelde kurulum hatası, seri korelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığını ve normal dağılımın gerçekleştiğini ifade etmektedir.

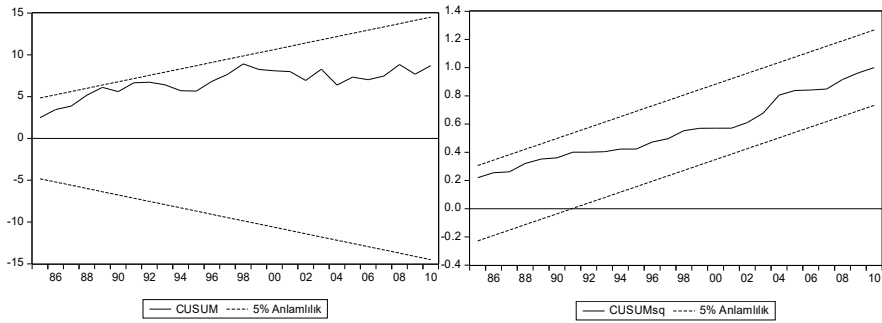
Tablo 8: Uzun ve Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Panel A: Uzun dönem			Panel B: Kısa dönem		
Bağımlı değişken: $\ln C_t$			Bağımlı değişken: $\Delta \ln C_t$		
Değişkenler	Katsayılar	t -istatistiği	Değişkenler	Katsayılar	t -istatistiği
Sabit	-69.242	-8.183***	Sabit	0.006	1.299
$\ln Y_t$	15.377	7.252***	$\Delta \ln Y_t$	11.820	6.224***
$\ln Y_t^2$	-0.824	-7.394***	$\Delta \ln Y_t^2$	-0.677	-6.149***
$\ln E_t$	-0.208	-0.764	$\Delta \ln E_t$	0.924	9.838***
P_t	0.134	2.870***	ΔP_t	0.392	0.324
			$ECT(-1)$	-0.822	-6.721***

Panel C: Uzun dönem tanısal testleri	
R^2	0.999
Düzeltilmiş- R^2	0.998
F -istatistiği	1467.074***
Breusch-Godfrey LM testi	2.735 (0.110)
ARCH LM testi	1.561 (0.218)
J-B normallik testi	0.831 (0.659)
Ramsey RESET testi	0.574 (0.455)

Not: Uzun ve kısa dönem katsayıları AIC kriterine göre (1,3,0,5,4) ARDL modeli temelinde elde edilmiştir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini gösterir. *** %1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder.

Uzun dönem parametrelerinin istikrarlı olup olmadığını test edebilmek için CUSUM ve CUSUMsq testlerinden istifade edilmiştir. Şekil 3, söz konusu test değerlerinin %5 kritik band içerisinde yer aldığı dolayısıyla uzun dönem parametrelerinin istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Bu nedenle söz konusu ampirik sonuçlar Türkiye ekonomisinde politika çıkarımları için kullanılabilir.

Şekil 3: CUSUM ve CUSUMsq Testleri

Son olarak değişkenler arasında kısa ve uzun dönem nedenselliklerinin yönü hakkında bilgi sahibi olabilmek için VHDM'ne dayalı Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Tablo 9 Granger nedensellik testinin sonuçlarını sunmaktadır. Sonuçlar hata düzeltme teriminin negatif ve istatistikî olarak anlamlı olduğunu dolayısıyla uzun dönemde kişi başına reel gelir, kişi başına reel gelirin karesi, kişi başına enerji tüketimi ve nüfus artışından kişi başına karbon dioksit salınımına doğru işleyen bir nedenselliğin varlığını göstermektedir. Uzun dönemde ayrıca kişi başına reel gelir, kişi başına reel gelirin karesi, kişi başına karbon dioksit salınımı ve nüfus artışından kişi başına enerji tüketimine doğru işleyen bir nedensellik tespit edilmiştir. Bu sonuçlar kişi başına enerji tüketimi ile kişi başına karbon dioksit salınımı arasında uzun dönemde çift yönlü bir nedenselliğe kanıt niteliğindedir. Diğer taraftan kısa dönemde kişi başına reel gelir ve kişi başına reel gelirin karesinden kişi başına karbon dioksit salınımına doğru işleyen bir nedensellik belirlenmiştir. Uzun ve kısa dönem nedensellik sonuçları dikkate alındığında ÇKE hipotezinin varlığına ilişkin önemli bir kanıt elde edilmiştir.

Tablo 9: Granger Nedenselliği Test Sonuçları

Bağımlı değişken	Kısa dönem (<i>F</i> -istatistiği)				Uzun dönem (<i>t</i> -istatistiği)	
	$\Delta \ln C_t$	$\Delta \ln Y_t$	$\Delta \ln Y_t^2$	$\Delta \ln E_t$	ΔP_t	
$\Delta \ln C_t$	-	2.393** (0.021)	2.434** (0.019)	0.383 (0.703)	0.245 (0.807)	-1.851* (0.071)
$\Delta \ln Y_t$	0.830 (0.411)	-	0.716 (0.477)	0.444 (0.659)	0.921 (0.362)	-0.433 (0.666)
$\Delta \ln Y_t^2$	0.819 (0.417)	0.551 (0.584)	-	0.485 (0.630)	0.967 (0.339)	-0.555 (0.581)
$\Delta \ln E_t$	1.973* (0.055)	1.217 (0.230)	1.327 (0.191)	-	0.537 (0.593)	-1.933* (0.060)
ΔP_t	0.340 (0.735)	0.045 (0.964)	0.073 (0.941)	0.570 (0.571)	-	-0.238 (0.812)

Not: Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC kriteri kullanılmıştır. ** ve *, sırasıyla %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı gösterir. Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini ifade eder.

7. Sonuçlar ve Politika Çıkarımları

Bu çalışma kişi başına reel gelir, kişi başına reel gelirin karesi, kişi başına enerji tüketimi, nüfus artışı ile kişi başına karbondioksit salınımı arasındaki

eşbütünleşme ve nedensellik ilişkilerini araştırır. Ampirik analiz Türkiye ekonomisine ilişkin 1961-2010 dönemi yıllık verilerini esas alır. Değişkenlerin birim kök analizinde KPSS testi, uzun dönem ilişkisinin araştırılmasında ise ARDL sınır testi ve Johansen-Juselius eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Değişkenler arasında kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkisinin varlığı VHDM'ne dayalı Granger nedensellik testi ile incelenmiştir. Türkiye ekonomisine ilişkin sağlıklı politika önerileri yapabilmek için uzun dönem modelinin parametrelerinin istikrarlılığı CUSUM ve CUSUMsq testleri ile araştırılmıştır.

Ampirik kanıtlar değişkenlerin eşbütünleşik olduğunu dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Sonuçlar, uzun dönem tahmin sonuçları kişi başına reel gelir ile kişi başına karbondioksit salınımı arasında ters U şeklinde bir ilişkinin varlığını savunan ÇKE hipotezini kanıtlar niteliktedir. Ampirik kanıtlar uzun dönemde nüfus artış hızının kişi başına karbondioksit salınımını pozitif yönde etkilediğini göstermektedir. Çalışma hem uzun hem de kısa dönemde kişi başına reel gelir ile kişi başına reel gelirin karesinden kişi başına karbondioksit salınımına doğru işleyen bir nedenselliğe işaret etmektedir. Uzun dönemde ayrıca kişi başına enerji tüketimi ve nüfus artışından kişi başına karbondioksit salınımına doğru işleyen nedensellik belirlenmiştir. Ampirik bulgular Türkiye ekonomisine ilişkin bir dizi politika sunma imkânı vermektedir.

Ampirik sonuçlar ÇKE hipotezinin geçerliliğini Türkiye açısından desteklenesine rağmen, gelir artışına paralel olarak henüz çevresel iyileşmelerin yeterli düzeyde olmadığı görülmektedir. Enerji kullanımından kaynaklı CO₂ artışının önlenmesi ise ancak yenilenebilir alternatif kaynakların daha etkin bir şekilde kullanılmasına bağlıdır. Bu konuda da çok başarılı olunduğu söylenemez. Örneğin Türkiye'nin yenilenebilir yeşil enerji potansiyeli oldukça yüksek olmasına karşılık, hidroelektrik dışında bu kaynakları (rüzgâr, güneş, biyoenerji vb.) etkin olarak kullanmadığı görülmektedir. Özellikle rüzgâr enerjisi ve jeotermal kaynaklar büyük oranda atıl durumdadırlar. Üretim maliyetlerinin ucuzlaması ile bu alanda yenilenebilir enerji üretiminin devlet destekleri kanalıyla daha da artacağı beklenebilir. Diğer taraftan ampirik sonuçlar nüfus değişkeninin CO₂ salınımı üzerinde etkili olduğunu göstermesine rağmen Türkiye politika anlamında nüfus artış hızını destekleyici ve teşvik edici politikalar (3 çocuk politikaları, çocuk yardımı, aile yardımı, evlilik teşvikleri gibi) uygulanmaktadır. Bu konuda Türkiye'nin yaşanan nüfus tehlikesini, çevre sorunlarına karşı öncelediği görülmektedir. Konuyla ilgili olarak artan nüfus ile kirliliğin ayrıştırılabilmesi ancak çevresel farkındalığın artırılması ve eğitim fırsatlarının genişletilmesi ile mümkün görünmektedir.

Daha ileri ampirik analizler için özellikle yasal düzenlemelerin ve gönüllü katılımların (karbon piyasası gibi) etkisi değişkenlere dahil edilebilir. Örneğin çevresel vergilerin dolaylı olarak sera gazı salınımının azaltılmasına katkı sağlaması beklenebilir. Türkiye çevresel verileri tam olarak çevresel faydaları nedeniyle uygulamış olmasa da, toplam vergilerin yaklaşık % 25'ine karşılık gelmektedir ve bu oran ile OECD ülkeleri arasında çevre ile ilişkili vergi gelirleri en yüksek ülke konumundadır (OECD, 2008: 15). Son olarak uluslararası düzeyde, AB Entegre Çevre Uyum Stratejisi Çerçeve Direktifleri ve AB emisyonları ile kalite standartlarına özel bir dikkat göstererek ulusal çevre mevzuatının AB çevre müktesebatı ile yakınlaştırılmasına devam edilmesi çevresel iyileştirmeleri hızlandıracaktır. Ayrıca Türkiye, OECD'nin devucu üyesidir ve OECD Konseyi'nin tüm çevresel kararlarına bağlıdır. OECD (2008) raporuna göre, Türkiye'nin çevresel sorunlarını etkin bir şekilde çözebilmesi için i) çevresel

politikalarını güçlendirmesi ve uygun olan yerlerde bunları uygulaması; ii) çevresel kaygıları ekonomik ve sektörel kararlara daha fazla dâhil etmesi ve iii) uluslararası çevresel işbirliğini daha da geliştirmesi gerekmektedir.

Kaynakça

Abid, M. (2015). The close relationship between informal economic growth and carbon emissions in Tunisia since 1980: The (ir)relevance of structural breaks, *Sustainable Cities and Society*, 15, 11–21.

Adaman, F., Karalı N., Kumbaroğlu G., Or İ., Özkaynak B. and Zenginobuz, Ü. (2011). What determines urban house holds' willingness to pay for CO₂ emission reductions in Turkey: A contingent valuation survey, *Energy Policy*, 39, 689-698.

Ahmed, K., Shahbaz, M., Qasim, A. and Long W., (2015). The linkages between deforestation, energy and growth for environmental degradation in Pakistan, *Ecological Indicators*, 49, 95-103.

Akbostancı, E., Tunç İ. and Türüt-Aşık, S. (2005). İmalat sanayi ve kirlilik: Bir kirliliği endüstri sığmağı olarak Türkiye, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 60 (1), 3-28.

Akbostancı, E., Türüt-Aşık, S. and Tunç, İ. (2009). The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve? *Energy Policy*, 37, 861-867.

Atıcı, C. ve Kurt, F. (2007). Türkiye'nin dış ticareti ve çevre kirliliği: Çevresel Kuznets eğrisi yaklaşımı, *Tarım Ekonomisi Dergisi*, 13, 61-69.

Begum, R. A., Sohag, K., Sharifah, M. S. A. and JAAFAR, M. (2015). CO₂ emissions, energy consumption, economic and population growth in Malaysia, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41, pp. 594-601.

Brown, R. L., Durbin, J. and M. Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relations over time", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37, 149-163.

Engle, R. F. and W.J. Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.

Halicioğlu, F. (2009). An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey, *Energy Policy*, 37, 1156-1164.

IEA (2014). CO₂ Emissions from fuel combustion: Highlights, Internet Addresses: <http://www.iea.org/publications/freepublications/publication/CO2EmissionsFromFuelCombustionHighlights2014.pdf>. Date of Access: 19.01.2015.

IPCC (2007). Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability. Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, M.L. Parry, O.F. Canziani, J.P. Palutikof, P.J. van der Linden and C.E. Hanson, Eds., Cambridge University Press, Cambridge, UK.

IPCC (2014). Climate Change 2014: Mitigation of climate change. Contribution of Working Group III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, [Edenhofer, O., R. Pichs-Madruga, Y. Sokona, E. Farahani, S. Kadner, K. Seyboth, A. Adler, I. Baum, S. Brunner, P.

Eickemeier, B. Kriemann, J. Savolainen, S. Schlömer, C. von Stechow, T. Zwickel and J.C. Minx (eds.]. Cambridge University Press, USA, UK.

Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

Kim, S. E., Kim, H. and Chae, Y. (2014). A new approach to measuring green growth: Application to the OECD and Korea, *Futures*, 63, 37-48.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of Stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.

Lise, W. (2006). Decomposition of CO₂ emissions over 1980-2003 in Turkey", *Energy Policy*, 34, 1841-1852.

Nabeya, S. and Tanaka, K. (1988). Asymptotic theory of a test for the constancy of regression coefficients against the random walk alternative, *Annals of Statistics*, 16, 218-235.

Onafowora, O. and Owoye, O. (2014). Bounds testing approach to analysis of the environment Kuznets curve hypothesis, *Energy Economics*, 44, 47-62.

OECD (2008). OECD environmental performance review: Turkey. Internet Addresses:http://www.oecd-ilibrary.org/environment/oecd-environmental-performance-reviews-turkey-2008_9789264049161-en. Date of Accesses: 02.02.2015.

OECD (2011). Towards Green Growth: Monitoring Progress. Internet Addresses: <http://www.oecd.org/greengrowth/48224574.pdf>. Date of Accesses: 12.01.2015.

Ozturk, I. and Acaravci, A. (2010). CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in Turkey, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14, 3220-3225.

Ozturk, 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.

Panopoulou, E. and Pittis, N. (2004). A comparison of autoregressive distributed lag and dynamic OLS cointegration estimators in the case of a serially correlated cointegration error, *The Econometrics Journal*, 7 (2), 585-617.

Pesaran, 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.

Saatçi, M. ve Dumrul, Y. (2011). Çevre kirliliği ve ekonomik büyüme ilişkisi: Çevresel Kuznets eğrisinin Türk ekonomisi için yapısal kırılmalı eşbütünleşme yöntemiyle tahmini, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 37, 65-86.

Saboori, B. and Sulaiman, J. (2013). CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) countries: A cointegration approach, *Energy*, 55, 813-822.

Say, N.P. and Yücel, M. (2006). Energy consumption and CO₂ emissions in Turkey: Empirical analysis and future projection based on economic growth, *Energy Policy*, 34, 3870–3876.

Shahbaz, M., Ozturk, I., Afza, T. and Ali, A. (2013). Revisiting the environmental Kuznets curve in a global economy, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 494-502.

Soytas, U. and Sari, R. (2009). Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: Challenges faced by an EU candidate member, *Ecological Economics*, 68,1667-1675.

TURKSTAT (2014). National greenhouse gas inventory report: 1990-2012, Ankara.

UNESCAP, ADB and UNEP (2012). Green growth, resources and resilience environmental sustainability in Asia and the Pacific, Bangkok.

WB, World Bank (2013). Turkey green growth policy paper: Towards a greener economy, The International Bank for Reconstruction and Development, USA.

WB, World Bank (2012). Inclusive green growth: The pathway to sustainable development. Internet Accesses: http://siteresources.worldbank.org/EXTSDNET/Resources/Inclusive_Green_Growth_May_2012.pdf. Date of Access: 03.02.2015.

WB, World Bank (2014). World Development Indicators, Washington, DC.

Yavuz, N.Ç. (2014). CO₂ emission, energy consumption, and economic growth for Turkey: Evidence from a cointegration test with a structural break, *Energy Sources*, Part B, 9, 229-235.