
ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİNİN AMPİRİK OLARAK ANALİZİ: MEKSİKA ÖRNEĞİ¹

Süleyman YURTKURAN²

Harun TERZİ³

Öz

Bu çalışma; Meksika'da 1971-2015 döneminde otoregresif gecikmesi dağıtılmış model (ARDL), sınır testi, Bayer-Hanck eşbütünlük testi, hata düzeltme modeli ve Hatemi-J asimetrik nedensellik yöntemi yardımıyla kişi başına düşen karbon salımı, kişi başına düşen kömür tüketimi, finansal gelişim, kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ve kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılanın karesi arasındaki ilişkiyi araştırmayı amaçlamaktadır. Sınır ve Bayer-Hanck testleri sonucunda seriler arasında uzun dönemde eşbütünlük ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Yapılan ARDL testi sonucunda uzun dönemde kişi başına düşen kömür tüketimi, finansal gelişim ve kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıladan kişi başına düşen karbon salımına doğru tek yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye ulaşılmıştır. Finansal gelişimin karbon salımını negatif olarak etkilemesi, Meksika'da finansal gelişim arttıkça çevre kirliliğinin azaldığını göstermektedir. Kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ile karbon salımı arasında istatistiksel olarak anlamlı tespit edilen ters U şeklindeki bu ilişki, Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezini destekler niteliktedir. Kömür tüketiminde artış karbon salımını arttırdığı için korumacı politikalar uygulanması ekonomik büyümede azalışa sebep olabilir. Bu yüzden enerji kaynaklarının verimli kullanılması politika yapıcıların öncelikle hedefleri arasında yer almalıdır.

Anahtar Kelimeler: Karbondioksit Salımı, Çevresel Kuznets Eğrisi, Ekonomik Büyüme, Kömür Tüketimi
JEL Sınıflandırması: C22, Q40, Q43

EMPIRICAL ANALYSES OF ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE: MEXICAN CASE

Abstract

This study aims to investigate the relationship between carbon emission per capita, coal consumption per capita, financial development, income per capita and the square of income per capita in Mexico covering the period from 1971 to 2015 and using autoregressive distributed lag (ARDL) approach, bounds testing, Bayer-Hanck cointegration testing, error correction model and Hatemi-J Asymmetric causality model. The bounds and Bayer-Hanck tests for cointegration indicates that the analyzed variables are cointegrated. ARDL test result revealed that there is a one-way and statistically significant relationship moving from coal consumption per capita, financial development and income per capita to carbon emission per capita in the long-run. The negative impact of financial development on carbon emissions shows that as financial development in Mexico increases, environmental pollution decreases. This inverted U-shaped relationship, which is statistically significant between income per capita and carbon emissions per capita, supports the Environmental Kuznets Curve hypothesis. Applying conservative policies may cause a decrease in economic growth because the increase in coal consumption increases carbon emissions. Therefore, the efficient use of energy resources should be a primary goal of policy makers.

Keywords: Carbon Dioxide Emissions, Environmental Kuznets Curve, Economic Growth, Coal Consumption
JEL Classification: C22, Q40, Q43

¹ Bu çalışma 18. EYİ sempozyumunda sunulan bildirinin genişletilmiş halidir.

² Doktora öğrencisi, Karadeniz Teknik Üniversitesi-İktisat Bölümü, suleymanyurtkuran@hotmail.com, ORCID: 0000-0002-7085-9203

³ Prof. Dr., Karadeniz Teknik Üniversitesi-İktisat Bölümü, hterzi@ktu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4368-9157

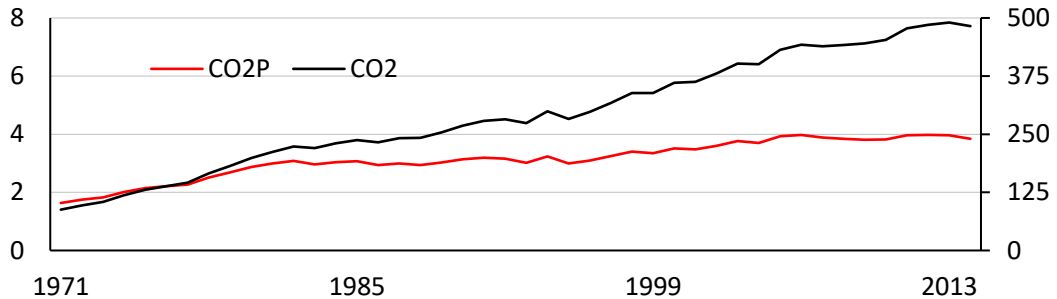
1. Giriş

Üretim ve tüketim faaliyetleri direkt olarak enerjiye bağlı oldukları için enerji olgusu ekonomik aktivitelerin temel yapı taşları arasında yer almaktadır. Endüstri devriminden bu yana fosil yakıtlar enerjinin ana kaynağını oluşturmaktadır. Ekonomik büyüme için hızlı bir şekilde tüketilen fosil yakıtlar, potansiyel olarak atmosferde bulunan birçok zararlı sera gazının önemli bir ölçüde artışına neden olmaktadır. Bu gazlar çevre tahribatının yanında insan sağlığı üzerinde de önemli bir etkiye sahiptir. Atmosferdeki karbondioksit (CO₂) ve diğer sera gazlarının giderek artan miktarı, dünyanın en büyük çevresel tehditlerinden biri olarak kabul edilmektedir (Javid ve Sharif, 2016:406). Dünyada sera gazları içerisinde %58'lik bir orana sahip olan CO₂ gazı çevre kirliliğinin oluşmasında çok önemli bir paya sahiptir (Shahzad, Kumar ve Zakaria, 2017:185).

Yüzyıllar boyunca enerji güvenliği, devletler için uluslararası bir güvenlik meselesi olarak düşünülmüştür. Bununla birlikte, I. ve II. Dünya savaşları sonrasında gerçekleştirilen endüstriyel devrim ve hızla artan küreselleşme neticesinde, enerji güvenliği yerine sürdürülebilir kalkınma görüşü ortaya çıkmıştır. Sürdürülebilir kalkınma görüşü, hem mevcut enerji kaynaklarının etkin bir şekilde kullanılmasını hem de yeni enerji yollarının geliştirilmesini öngörmektedir. Dünyanın gelişmiş ekonomileri, sürdürülebilir enerji kaynakları yoluyla uzun vadeli sürdürülebilir kalkınma hedeflerini gerçekleştirmede önemli ölçüde ilerlemesine karşın, gelişmekte olan ekonomilerin çoğu bu hedefleri gerçekleştirememektedir (Ahmed, 2017:487).

Enerji kaynakları birincil ve ikincil olmak üzere iki şekilde sınıflandırılmaktadır. Doğada buldukları biçimde değiştirilmeden kullanılabilen kömür, ham petrol, doğalgaz, rüzgar, uranyum ve benzeri enerji kaynakları birincil enerji; belirli işlemlerden geçirilerek elde edilen diğer enerji kaynakları ise ikincil enerji olarak sınıflandırılmaktadır (Pata ve Yurtkuran, 2017:342). Birincil enerji kaynakları içerisinde yer alan kömür tüketimi dünya genelinde 2015 yılında %1,8 oranında azalmıştır. Yenilenebilir enerji kaynaklarının artması ve çevre dostu yakıtların kullanılması neticesinde atmosfere sera gazı salarak hava kirliliğine neden olan kömür tüketiminin birincil enerji kaynakları içerisindeki payı 2005'ten bu yana en düşük seviyeye düşerek %29,2 oranında gerçekleşmiştir. Meksika'da ise birincil enerji kaynakları içerisinde yer alan kömür tüketiminin payı 2015 yılında %7 olarak gerçekleşmiştir (BP Statistical Review, 2016). Meksika'da çevre kirliliği verilerine bakıldığında ise 1971 yılında 87,8 milyon ton olan CO₂ salımı 2015 yılına gelindiğinde %548 oranında artarak 481,4 milyon tona ulaşmıştır. Kişi başına düşen CO₂ salımı 1971 yılında 1,6 ton iken 2015 yılında bu değer %231 oranında artarak 3,7 ton değerine ulaşmıştır. Grafik 1'de Meksika'da 1971-2015 yılları arasında gerçekleşen toplam ve kişi başına düşen CO₂ salımı verileri gösterilmektedir. Toplam CO₂ salımında sürekli bir artış yaşanırken, kişi başına düşen karbon salımı (CO₂P) belirli bir yıldan sonra sabit bir hal almıştır.

Grafik 1: Meksika'da 1971-2015 Yılları Arası Gerçekleşen Toplam ve Kişi Başına Düşen Karbon Salımı



Kaynak: <http://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>

Ekonomik büyüme ile gelir adaletsizliği arasında bir çalışma yapan Kuznet (1955), kişi başına düşen gelir arttıkça ilk başlarda gelir dağılımında dengesizliğin de arttığını; fakat belli bir dönüm noktasından sonra gelir dağılımında gerçekleşen adaletsizliğin giderek azaldığını belirtmiştir. Kişi başına düşen karbon salımı ile ekonomik büyüme arasında ilişkinin varlığını ilk kez araştıran Grossman ve Krueger (1991), Kuznets (1955)'in yapmış olduğu gelir adaletsizliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki analizinden esinlenerek Çevresel Kuznets Eğrisi (ÇKE) hipotezini geliştirmişlerdir. Bu hipoteze göre Grossman ve Krueger (1991), ekonomik büyümenin ilk yıllarında sanayileşme ile birlikte kaynakların verimsiz bir şekilde kullanılmasıyla çevresel kirliliğin artacağını; fakat belirli bir dönüm noktasından sonra toplumların bilinçlenmesiyle çevre kuruluşların kurulacağını, temiz çevreye olan talebin artacağını ve çevre dostu teknolojilerin kullanılarak çevresel kirliliğin azalacağını varsaymaktadırlar. ÇKE hipotezini test etmek için yapılan çalışmalarda CO₂ başta olmak üzere sülfür dioksit (SO₂), nitrojen oksit (NO_x) vb. emisyonlar kullanılmaktadır. ÇKE hipotezi çalışmalarında karbon salımında gerçekleşen değişimler sadece enerji tüketimi ve ekonomik büyüme değişkenlerine bağlı değildir. ÇKE hipotezinin geçerliliğini test etmek için yapılan çalışmalarda bu değişkenlerin yanında başka değişkenler de kullanılmasına rağmen finansal gelişim değişkeni göz ardı edilmektedir (Jalil ve Feridun, 2011:284). Finansal gelişim, finansman maliyetlerinin düşmesine ve işletmelerin daha fazla yatırım yapma, yeni makine ve ekipman satın almalarına imkan sağlar. Finansal gelişim bir yandan, daha düşük finansman maliyetleri ve artırılmış finansman ağları tarafından teşvik edilen yeni endüstriyel makine ve teçhizatın alımlarındaki artışa bağlı olarak enerji tüketimini ve CO₂ salımını artırabilir; diğer yandan enerji ve iş performansının verimliliğini artırabilir, bu da daha düşük enerji tüketimi ve CO₂ salımı ile sonuçlanır. Finansal gelişimin net etkisi ülkenin gelişmişlik düzeyine göre CO₂ salımını pozitif veya negatif olarak etkilemektedir (Dogan ve Seker, 2016:1075). Finansal gelişim, daha düşük kişisel kredi faiz oranlarıyla ilişkili olduğundan, tüketicilerin satın alma isteğini arttırmakta; bu da enerji tüketiminde ve karbon salımında artışa sebebiyet vermektedir. Öte yandan finansal gelişim, enerji tüketimini ve CO₂ salımını azaltabilir; çünkü finansal gelişim sayesinde potansiyel olarak iş performansının etkinliği arttırabilir ve enerji verimliliği canlandırabilir. Bunun yanında, finansal gelişimin çevre ve ekonomik büyüme üzerinde birçok etkisi bulunmaktadır. Örneğin; Frankel ve Romer (1999), bir ülkede gerçekleşen finansal gelişimin doğrudan yabancı yatırımları arttıracığını ve araştırma ve geliştirme faaliyetlerini geliştireceğini; bu sayede de ekonomik büyüme seviyesinde artış yaşanacağını ve bu durumun da çevre üzerinde etkili olacağını savunmuşlardır. Aynı şekilde Birdsall ve Wheeler (1993) ve Frankel ve Rose (2002), finansal gelişim sayesinde gelişmiş ekonomilerin çevre dostu teknolojileri kullanarak karbon salımını azaltacağını belirtmişlerdir. Tamazian ve Rao (2010) güçlü kurumlarla birlikte gerçekleştirilen finansal gelişimin karbon salımını azaltacağını vurgulamışlardır. Claessens ve Feijen (2007) karbon salımında azalışa destek vermek isteyen ve işinde başarılı bir yönetim sergileyen işadamları sayesinde finansal gelişimde yaşanan artışların işletmelerin performansını arttıracığını, bu durumun da enerji tüketimini ve karbon salımını azaltacağını öngörmüşlerdir.

Bu çalışmanın amacı, Meksika'da ÇKE hipotezi varsayımının geçerli olup olmadığını ortaya koymaktır. Meksika'da finansal gelişim değişkeni kullanılarak ÇKE ile ilgili bir analiz yapılmadığından dolayı bu çalışma bu alanda yapılan çalışmalarda bir ilk olmaktadır. Ayrıca; seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını kanıtlamak için iki farklı eşbütünleşme testi uygulanmış ve elde edilen bulguların literatüre katkı sağlaması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda çalışma, giriş bölümünü takiben dört ana başlık altında oluşturulmuştur. Çalışmanın ikinci kısmında ÇKE hipotezine ait literatür çalışmalarına yer verilmiştir. Çalışmanın üçüncü kısmında ise veri seti ve değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklerden bahsedilmiştir. Çalışmanın dördüncü bölümü, ampirik analizleri ve bulguları içerirken; çalışmanın son kısmında ise ulaşılan bulgular değerlendirilmiş ve politika yapıcılara önerilerde bulunulmuştur.

2. Literatür

Literatüre bakıldığında ekonomik büyümenin çevresel bozulmayı etkilediğini ve iki değişken arasında ters-U şeklinde bir ilişki olduğunu tespit eden birçok çalışma bulunmaktadır. Ters-U şeklinde ilişki literatürde ÇKE olarak adlandırılmaktadır. Grossman ve Krueger (1991) öncülüğünde gerçekleştirilen ÇKE hipotezi daha sonra Selden ve Song (1994), Shafik (1994), Stern, Common ve Barbier (1996), Ekins (1997), Stern (1998), Friedl ve Getzner (2003), Stern (2004), Dinda ve Coondoo (2006) ve Managi ve Jena (2008) gibi yazarlar tarafından da test edilmiştir. Bununla birlikte, ÇKE hipoteziyle ilgili yapılmış olan çalışmalara bakıldığında farklı sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Çevre kirliliği ile ekonomik büyüme ilişkisinin tahmininde katsayıların işaretleri, bu işaretlerin büyüklükleri, anlamlılıkları ve dönüm noktası değerleri farklı çıkmaktadır. Örneğin; Soytaş, Sarı ve Ewing (2007), Halicioglu (2009), Pao, Yu ve Yang (2011), Dogan ve Turkecul (2015), Al-Mulali ve Ozturk (2015), yapmış oldukları çalışmada ÇKE hipotezinin geçerli olmadığını belirtirken; Jalil ve Feridun (2011), Nasir ve Rehman (2011), Yavuz (2014), Shahbaz, Khraief, Uddin ve Ozturk (2014), ve Tang ve Tan (2015) çalışmalarında ÇKE hipotezinin geçerli olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, yapılan çalışmalarda ÇKE hipotezinin varlığının tespitinde emisyon olarak CO₂, SO₂ ve NO_x gibi farklı gazlar kullanılmıştır. Bu çalışmanın amacı ÇKE hipotezinin varlığını finansal gelişim değişkenini de kullanarak test etmek olduğundan literatür özetinde sadece finansal gelişim değişkeninin olduğu ve Meksika'da yapılan ÇKE hipotezinin yapıldığı çalışmalara yer verilmiştir. Meksika'da yapılan çalışmalara bakıldığında;

1980-2004 döneminde Meksika'nın da içinde yer aldığı 43 gelişmekte olan ülkede ÇKE hipotezini test etmek için Pedroni Panel eşbütünleşme testi uygulayan Narayan ve Narayan (2010), yapmış oldukları test sonucunda Meksika'nın da içinde yer aldığı 15 ülkede uzun dönem gelir elastikiyet katsayısının kısa dönemdekinden düşük çıktığını belirlemiştir ve bu ülkelerde ÇKE hipotezinin geçerli olduğunu tespit etmişlerdir.

1980-2010 döneminde Meksika'nın da içinde yer aldığı Latin Amerika ülkeleri ile karayip ülkelerinde karbon salımı, ekonomik büyüme, yenilenebilir enerji tüketimi ve finansal gelişim değişkenleri arasındaki ilişkiyi belirlemek ve ÇKE hipotezinin geçerliliğini test etmek için Panel Kao eşbütünleşme, FMOLS ve VECM yöntemlerini kullanan Al-mulali, Tang ve Ozturk (2015), seriler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme olduğunu bulmuşlar ve uzun dönemde ÇKE hipotezinin geçerli olduğunu tespit etmişlerdir. FMOLS yöntemine göre uzun dönemde finansal gelişim katsayısının karbon salımını negatif yönde etkilediğini tespit eden Al-mulali, Tang ve Ozturk (2015), VECM yöntemine göre de finansal gelişimin, ekonomik büyümenin ve yenilenebilir enerji tüketiminin karbon salımını negatif yönde etkilediğini belirlemiştir.

1971-2011 döneminde karbon salımı, enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve dışa açıklık arasında ilişkiyi araştırmak ve ÇKE hipotezinin varlığını test etmek için ARDL, sınır testi ile Granger nedensellik analizine dayanan VECM modelini uygulayan Gomez ve Rodriguez (2016), seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulmuşlardır; fakat ÇKE hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca Gomez ve Rodriguez (2016), Granger nedensellik testine göre uzun dönemde enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve ticari açıklıktan karbon salımına doğru tek yönlü; kısa dönemde dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü, ekonomik büyümeden karbon salımına, ticari açıklığa ve enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

Meksika dışında başka ülkelerde yapılan çalışmalara bakıldığında;

Malezya'da 1971-2011 döneminde ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve finansal gelişim değişkenleri arasındaki ilişkiyi araştırmak için ARDL, sınır testi ve VECM modelini kullanan Shahbaz, Solarin, Mahmood ve Arouri (2013), uzun dönemde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisini tespit etmişler, uzun dönem katsayılarından finansal gelişimin karbon salımını negatif, ekonomik büyümenin ise karbon salımını pozitif yönde etkilediğini belirlemişler, VECM modelinde de uzun dönemde finansal gelişim ile karbon salımı, finansal gelişim ile enerji tüketimi, finansal gelişim ile

ekonomik büyüme ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü; kısa dönemde ise ekonomik büyüme ile karbon salımı, enerji tüketimi ile karbon salımı ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü, finansal gelişimden karbon salımına ve enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

Hindistan'da 1971-2008 döneminde karbon salımı, ekonomik büyüme, enerji tüketimi, ticari açıklık ve finansal gelişim arasında ilişkinin tespitinde ARDL, sınır testi ve Granger nedensellik testine dayalı VECM yöntemini kullanan Boutabba (2014), seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığını; uzun dönemde finansal gelişimin, ekonomik büyümenin ve enerji tüketiminin karbon salımını pozitif olarak etkilediğini, finansal gelişimin çevre üzerinde olumsuz etkisinin bulunduğunu ve ÇKE hipotezinin Hindistan'da geçerli olduğunu belirtmiştir. Ayrıca; VECM yöntemine göre uzun dönemde karbon salımı ile enerji tüketimi arasında çift yönlü, finansal gelişim, ekonomik büyüme ve ticari açıklık değişkenlerinden karbon salımına ve enerji tüketimine doğru tek yönlü; kısa dönemde ise karbon salımından, finansal gelişimden ve ekonomik büyümeden enerji tüketimine, ekonomik büyümeden ve enerji tüketiminden ticari açıklığa doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

ABD'de 1960-2010 döneminde karbon salımı, ekonomik büyüme, enerji tüketimi, ticari açıklık, kentleşme ve finansal gelişim değişkenleri arasındaki ilişkinin tespitinde ARDL, sınır testi ve Granger nedensellik yöntemine dayanan VECM yöntemini kullanan Dogan ve Turkekul (2015), seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu, uzun dönemde enerji tüketimi ve kentleşmenin çevresel kirliliği negatif yönde, ticari açıklığın pozitif yönde etkilediğini, finansal gelişimin çevre üzerinde hiçbir etkisinin bulunmadığını tespit etmişlerdir. Ayrıca VECM modeline göre; karbon salımı ile ekonomik büyüme, karbon salımı ile enerji tüketimi, karbon salımı ile kentleşme, ekonomik büyüme ile kentleşme ve ekonomik büyüme ile ticari açıklık arasında çift yönlü; ekonomik büyümeden enerji tüketimine, finansal gelişimden ekonomik büyümeye ve kentleşmeden finansal gelişime doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiş ve ABD'de ÇKE hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Portekiz'de 1971-2011 döneminde ekonomik büyüme, enerji yoğunluğu, karbon salımı ve finansal gelişim değişkenleri arasında ilişkinin tespitinde ARDL, sınır testi ve VECM yöntemini kullanan Shahbaz, Jam, Bibi ve Loganathan (2015), seriler arasında uzun dönemde ilişki olduğunu, ARDL modelinde uzun dönemde bütün katsayıların anlamlı ve finansal gelişim değişkeninin katsayısının negatif olduğunu, VECM modeline göre uzun dönemde enerji yoğunluğu ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü; ekonomik büyümeden enerji yoğunluğuna, ekonomik büyümeden karbon salımına, finansal gelişimden enerji yoğunluğuna ve finansal gelişimden karbon salımına doğru tek yönlü; kısa dönemde ise ekonomik büyüme ile enerji yoğunluğu, enerji yoğunluğu ile karbon salımı ve ekonomik büyüme ile karbon salımı arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

23 ülkede 1985-2011 döneminde ekonomik büyüme, yenilenebilir ve yenilenebilir enerji, ticari açıklık ve finansal gelişim değişkenlerinin karbon salımı üzerindeki etkisini Pedroni, Kao ve LM bootstrap panel eşbütünleşme testleri ve FMOLS, DOLS yöntemleriyle araştıran Dogan ve Seker (2016), seriler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu; yenilenebilir enerji kaynaklarının, ticari açıklığın ve finansal gelişimin karbon salımını negatif yönde, yenilenebilir enerji kaynaklarının karbon salımını pozitif yönde etkilediğini belirlemişlerdir ve ÇKE hipotezinin test edilen ülkelerde geçerli olduğunu tespit etmişlerdir.

Pakistan'da 1972-2013 döneminde ekonomik büyüme, enerji tüketimi, ticari açıklık ve finansal gelişim arasındaki ilişkinin tespitinde ARDL, sınır testi ve VECM yöntemini kullanan Javid ve Sharif (2016), değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olduğunu, katsayıların ise kısa ve uzun dönemde anlamlı olduğunu, finansal gelişim katsayısının da pozitif olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca Granger nedensellik yöntemine dayalı VECM yönteminde uzun dönemde ekonomik büyüme değişkeni hariç diğer değişkenlerin bağımlı oldukları modellerin anlamlı çıktığı, kısa dönemde ise karbon salımı ile enerji tüketimi arasında çift yönlü, finansal gelişimden karbon salımına, enerji

tüketimine ve ticari açılığa, enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye’de 1974-2013 döneminde karbon salımı, ekonomik büyüme, enerji tüketimi, finansal gelişme, kentleşme ve sanayileşme arasındaki ilişkileri ARDL, sınır testi yöntemi ile inceleyen Pata (2017), seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu ve enerji tüketimi, finansal gelişme, kentleşme ve sanayileşmenin karbon salımını arttırdığını belirlemiştir. Ayrıca ÇKE hipotezinin geçerli olduğunu tespit etmiştir.

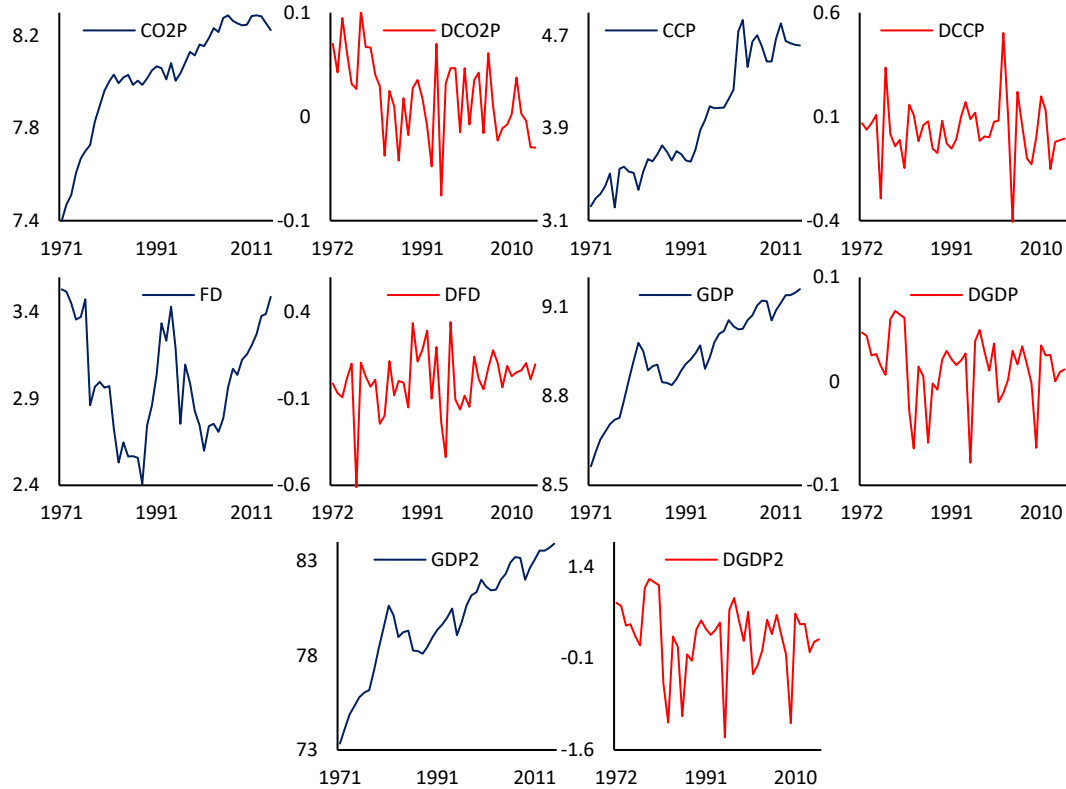
Literatürde yapılan çalışmalara bakıldığında ÇKE hipotezi ile ilgili görüş birliğinin olmadığı, kullanılan yöntemde ve dönemde farklılıklar olduğu, Meksika’da ÇKE hipotezinin varlığının tespiti için finansal gelişim değişkeninin kullanılmadığı görülmüştür. Bu çalışmada ÇKE hipotezinin varlığının tespiti için finansal gelişim değişkeni de modele eklenerek literatürdeki bu boşluğun doldurulması hedeflenmiştir.

3. Metodoloji

Meksika örneğinde ekonomik büyümenin, finansal gelişimin ve kömür tüketiminin karbon salımına olan etkilerini belirlemek ve ÇKE hipotezinin varlığını test etmek amacıyla; logaritmik formda kurulan ekonometrik model denklem 1’de ve seviye değerlerinde artış trendine sahip olan, birinci farklarında ise durağan oldukları görülen seriler Grafik 2’de gösterilmektedir..

$$CO_2P = a_0 + a_1 CCP + a_2 GDP + a_3 GDP^2 + a_4 FD + u_t \quad (1)$$

Grafik 2: Seviyesinde ve Birinci Farkında Değişkenler



Denklem 1’de kullanılan değişkenlerden, CO₂P kişi başına düşen karbon salımını (metrik ton); CCP kişi başına düşen kömür tüketimini (kilogram eşdeğer petrol); GDP kişi başına düşen reel gayri safi yurtiçi hasılayı (2010 yılı \$ sabit fiyatlar ile); GDP² kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılayın karesini; FD finansal gelişimi (özel sektör kredileri) ve u_t hata terimlerini göstermektedir. 1971-2015

dönemi baz alınarak yıllık formda analize dahil edilen değişkenler, Dünya Bankası Kalkınma Göstergelerinden ve BP Dünya Enerji İstatistiklerinden (2016) elde edilmiştir. Denklem 1’de kömür tüketimindeki artışın karbon salımını da arttıracacağı beklentisi ile a_1 katsayısının pozitif olması; ÇKE hipotezi varsayımının geçerli olması için ise a_2 katsayısının pozitif, a_3 katsayısının da negatif olması beklenmektedir. ÇKE varsayımı gereği kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla artışı belirli bir seviyeye kadar kişi başına düşen karbon salımını arttırmaktadır. Belirli bir dönüm noktasından sonra da kişi başına düşen karbon salımı azalmaya başlamaktadır. a_3 katsayısının anlamsız olması halinde ise kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ile kişi başına düşen karbon salımı arasında monoton bir ilişki oluşmaktadır. a_4 katsayısının da ülkenin gelişmişlik durumuna göre pozitif veya negatif olması beklenmektedir.

3.1. DF-GLS Birim Kök Testi

Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından yayınlanan DF-GLS birim kök testi, ADF birim kök testinin geliştirilmiş halidir. Birim kök analizi yaparken serileri trendden ayırması, bu testi avantajlı kılmaktadır. Bu birim kök testinde sadece sabitli ve sabitli-trendli modellerin analizi yapılmaktadır ve bulunan DF-GLS istatistikleri sonuçları Mackinnon (1996) kritik tablo değerleriyle karşılaştırılmakta ve serilerin birim kök içerip içermediğine karar verilmektedir. DF-GLS birim kök testi sonucunda elde edilen bulgular tablo 1’de gösterilmektedir. Tablo 1’deki sonuçlara bakıldığında serilerin seviyelerinde birim kök içerdikleri; birinci farklarında ise durağan oldukları görülmektedir.

Tablo 1: DF-GLS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	C	C+T
CCP	-0,34(0)	-3,09(0)
CO ₂ P	-0,19 (0)	-1,20 (0)
FD	-1,53 (0)	-1,70 (0)
GDP	0,21 (0)	-2,03 (0)
GDP ²	0,23 (0)	-2,06 (0)
ΔCCP	-6,64 ^a (1)	-6,71 ^a (1)
ΔCO ₂ P	-2,18 ^b (1)	-6,61 ^a (0)
ΔFD	-7,24 ^a (0)	-7,66 ^a (0)
ΔGDP	-4,60 ^a (0)	-5,22 ^a (0)
ΔGDP ²	-4,68 ^a (0)	-5,26 ^a (0)

Not: a: %1’de, b: %5’te anlamlı. DF-GLS birim kök testinde optimal gecikme uzunluğu SIC’ye göre belirlenmiştir. () optimal gecikme uzunluğunu vermektedir.

3.2. Bayer-Hanck Eşbütünlüme Testi

İlk defa hata terimlerini temel alarak yapılan ve iki değişken arasındaki eşbütünlüme testi Engle ve Granger (1987) tarafından gerçekleştirilmiştir. Engle ve Granger (EG) testinden sonra bu testi temel alan Johansen ve Juselius (JJ) (1990) eşbütünlüme testi, ECM temelli F testine dayanan Boswijk (B) (1994) ve ECM temelli t testine dayanan Banerjee, Dolado ve Mestre (BDM) (1998) modelleri uygulanmıştır. Fakat bu testlerden elde edilen sonuçlar farklı çıkmaktadır. Ayrıca bu yaklaşımların her biri, farklı tahminlere yol açan farklı teorik uygulamalardan elde edilmiştir. Engle ve Granger, Johansen ve Juselius ve Boswijk, Banerjee, Dolado ve Mestre testlerini bir arada sunarak bu testlerin gücünü arttırmak için Bayer ve Hanck (2013), eşbütünlüme testi geliştirmiştir. Bayer-Hanck (2013) eşbütünlüme testinde her bir testin anlamlılık düzeyinin tespitinde Fisher (1932) denklemi (denklem 2 ve 3) kullanılmaktadır.

$$EG-J=-2[\ln(p_{EG})+\ln(p_J)] \quad (2)$$

$$EG-J-B-BDM=-2[\ln(p_{EG})+\ln(p_J)+\ln(p_B)+\ln(p_{BDM})] \quad (3)$$

Denklem 2’de ve 3’te yer alan p_{EG} , p_J , p_B ve p_{BDM} sırasıyla; Engle ve Granger, Johansen ve Juselius, Boswijk ve Banerjee, Dolado ve Mestre testlerinin olasılık değerlerini göstermektedir. Fisher (1932)

denklemler sonucunda elde edilen istatistik değeri Bayer-Hanck (2013) tablo değerinden büyükse seriler arasında eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilmekte, alternatif hipotez kabul edilmekte ve uzun dönemde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir. Bayer-Hanck eşbütünleşme testi JJ eşbütünleşme testinde olduğu gibi gecikmelere duyarlıdır ve bu test için optimal gecikme uzunluğu kısıtsız VAR modeliyle tahmin edilmektedir. Tablo 2'ye bakıldığında, VAR analizi sonucunda FPE, SIC ve HQ kritik değerlerine göre optimal gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2: Var Analizi Sonucunda Elde Edilen Optimal Gecikme Uzunlukları

Gecikme	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
0	-	1,83E-11	-10,54	-10,33	-10,46
1	314,80	9,66E-15*	-18,09	-16,85*	-17,64*
2	38,23*	9,76E-15	-18,13*	-15,86	-17,30
3	22,89	1,53E-14	-17,82	-14,51	-16,61

Not: LR ardışık geliştirmiş test istatistiğini, FPE son tahmin hata kriterini, AIC Akaike bilgi kriterini, SIC Schwarz bilgi kriterini ve HQ Hannan-Quinn bilgi kriterini göstermektedir. *: Optimal gecikme uzunluğu.

Tablo 3'te hesaplanan EG-J ve EG-J-B-BDM Fisher istatistikleri Bayer-Hanck tablo değerinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilerek seriler arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3: Bayer-Hanck Eşbütünleşme Testi

Model	EG-J	EG-J-B-BDM	%1 Kritik Tablo		%5 Kritik Tablo	
			EG-J	EG-J-B-BDM	EG-J	EG-J-B-BDM
$CO_2P = f(GDP, GDP^2, CCP, FD)$	11,26**	80,33***	15,85	30,77	10,58	20,14

Not: ***: %1'de anlamlı, **: %5'te anlamlı.

3.3. ARDL, Sınır Testi

Pesaran vd (2001) tarafından literatüre kazandırılan ve eşbütünleşme testleri için kullanılan ARDL yönteminin diğer eşbütünleşme testlerine göre birçok avantajı bulunmaktadır. Bu avantajlar, serilerin aynı derecede durağan olmalarına gerek kalmaması; serilerden birisinin seviyesinde I(0) durağan olabilirken, diğer serinin birinci farkında I(1) durağan olabilmesi; bağımsız değişkenlerin kısa ve uzun dönem etkilerinin eş zamanlı olarak değerlendirilmesi; gözlem sayısı az olan seriler için bu yöntemin uygun olması; son olarak diğer eşbütünleşme testleriyle alakalı olan içsellik sorununun bu yöntemde ortadan kalkması olarak sıralanabilir. Bu çalışmada kişi başına düşen karbon salımı ile kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla, kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılanın karesi, kişi başına düşen kömür tüketimi ve finansal gelişim arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin tespitinde sınır testi uygulanmıştır.

$$\Delta CO_2P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1k} \Delta CO_2P_{t-i} + \sum_{i=0}^l \alpha_{2k} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3k} \Delta GDP^2_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4k} \Delta CCP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{5k} \Delta FD_{t-i} + \phi_1 CO_2P_{t-1} + \phi_2 GDP_{t-1} + \phi_3 GDP^2_{t-1} + \phi_4 CCP_{t-1} + \phi_5 FD_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Denklemin 4'te yer alan kısıtsız hata düzeltme modelinde (UECM); α_0 sabit terimi, ε_t hata terimini; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ ve α_5 hata düzeltme dinamiklerini; $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4$ ve ϕ_5 uzun dönem katsayılarını; k, l, m, n ve p optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. Kısıtsız hata düzeltme modelinde ilk aşamada serilere en küçük kareler (OLS) yöntemi uygulanır. Sınır testi sonucunda F veya Wald testi istatistikleri için, H_0 hipotezine göre eşbütünleşme ilişkisi bulunmazken ($\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = \phi_4 = \phi_5 = 0$); alternatif hipoteze göre seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi bulunmaktadır.

$\phi_1 \neq \phi_2 \neq \phi_3 \neq \phi_4 \neq \phi_5 \neq 0$). Pesaran vd (2001) sınır testi sonuçlarını test etmek için 500-1000 gözlem arası serilerde F-istatistik kritik tablo değerleri oluştururken; Narayan (2005) gözlem sayısı daha az olan seriler için ayrı bir tablo kritik değerleri oluşturmuştur. Narayan (2005)'a göre Pesaran vd (2001) tarafından oluşturulan kritik tablo değerleri gözlem sayısı az olan serilerde kullanılması uygun değildir. Bu yüzden bu çalışmada sınır testi sonucunda elde edilen F istatistiğinin anlamlılığını tespit etmek için Narayan (2005)'in kritik tablo değerleri esas alınmıştır. Bulunan F-istatistik değeri $I(0)$ alt sınırdan küçükse H_0 hipotezi reddedilemeyerek eşbütünleşmenin olmadığı sonucuna varılmakta, $I(1)$ üst sınırından büyükse alternatif hipotez kabul edilerek seriler arasında eşbütünleşmenin varlığına karar verilmekte; bu aşamadan sonra uzun ve kısa dönem katsayıların tahmini için hata düzeltme modeli kullanılmaktadır. Son olarak; hesaplanan F-istatistik değerinin $I(0)$ ile $I(1)$ arasında bulunması durumunda ise eşbütünleşmenin olup olmadığı konusunda kesin bir karara varılamamakta, diğer eş-bütünleşme testlerinin uygulanması önerilmektedir. Sınır testi sonucunda elde edilen F-istatistik değerinin ve Narayan (2005)'in kritik tablo değerlerinin yer aldığı veriler tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4: Sınır Testi Sonuçları

Model (k=4)	F-İstatistiği	Alt Sınır	Üst Sınır	Anlamlılık
CO ₂ P=f(GDP, GDP ² , CCP, FD)	7,17***	4,27	5,41	%1
		3,08	4,02	%5

Not: k=4 (hesaplanan modeldeki bağımsız değişken sayısı). ***: %1'de anlamlı.

Tablo 4'te bulunan F-istatistik değerinin anlamlı olması, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını kanıtlamaktadır. ARDL modeli sonucunda elde edilen katsayılar tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 5: ARDL Modeli (2,0,0,0,2) Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistiği	Diagnostik Testler [Anlamlılıklar]
CO ₂ P(-1)	0,21*	1,70	JB=1,51 [0,47]
CO ₂ P(-2)	0,16*	1,83	
GDP	16,64***	3,97	RESET=0,84 [0,40]
GDP ²	-0,90***	-3,84	
CCP	0,07***	4,57	BG-LM=0,35 [0,71]
FD	0,04**	2,28	
FD(-1)	-0,05**	-2,41	WHITE=0,51 [0,84]
FD(-2)	-0,04*	-1,84	
C	-71,79***	-3,86	ARCH=1,09 [0,30]

Not: ***: %1'de, **: %5'te, *: %10'da anlamlı. ARDL modelini belirleme SIC bilgi kriteri kullanılmıştır ve Maksimum gecikme sayısı 4 olarak belirlenmiştir. JB: Jargue-Bera normallik testi, RESET: Ramsey Reset testi, BG-LM: Breusch-Godfrey otokorelasyon testi, WHITE: White değişen varyans testi, ARCH: Arch değişen varyans testi.

Tablo 5'te diagnostik testlere bakıldığında modelde otokorelasyon, değişen varyans, normallik ve spesifikasyon sorununun olmadığı görülmektedir. Eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra seriler arasında uzun dönem katsayılarının tahmininde kullanılacak yöntem denklem 5'te gösterilmiştir. Kısa dönem katsayılarının tahmininde de uzun dönem katsayılarından elde edilen hata düzeltme teriminin bir gecikmesi alınarak yeni bir denklem kurulmaktadır. Denklem 6'da bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci farkı alınmakta ve hata düzeltme teriminin farkı alınmadan bir gecikmeli değeri kullanılmaktadır. Kısa dönemde meydana gelen şokların uzun dönemde ne kadar sürede ortadan kalkacağını gösteren hata düzeltme terimi katsayısının 0 ile -1 arasında bir değer alması ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir.

$$CO_2P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_1 CO_2P_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_2 GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_3 GDP^2_{t-i} + \sum_{i=0}^s \alpha_4 CCP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta CO_2P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta CO_2P_{t-i} + \sum_{i=0}^l \lambda_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \theta_i \Delta GDP^2_{t-i} + \sum_{i=0}^n \Phi_i \Delta CCP_{t-i} + \delta ECT_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Tablo 6’da ARDL modeline ait uzun ve kısa dönem katsayıları gösterilmektedir. Tablo 6’da uzun dönem katsayılarının hepsinin anlamlı olduğu, kömür tüketimindeki artışın karbon salımını arttırdığı görülmektedir. Finansal gelişim katsayısının negatif çıkması finansal gelişimin çevre üzerinde olumlu etkisi olduğunu göstermektedir. Finansal gelişimde gerçekleşen %1’lik bir artış, karbon salımını %0,08 oranında azaltmaktadır. Bulunan bu sonuç Birdsall ve Wheeler (1993) Frankel ve Romer (1999), Frankel ve Rose (2002), Shahbaz, Solarin, Mahmood ve Arouri (2013), Shahbaz, Jam, Bibi ve Loganathan (2015) ve Dogan ve Seker (2016)’in çalışmalarını destekler niteliktedir. GDP katsayısının pozitif, GDP² katsayısının da negatif olması karbon salımı ile ekonomik büyüme arasında ters-U şeklinde bir ilişki; yani Meksika’da ÇKE hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. Ayrıca dönüm noktası değeri ilgili dönem aralığının üstünde bir değer olan 10 347 \$ olarak hesaplanmıştır. Negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunan Hata düzeltme terimi kısa dönemde meydana gelen şokların %57’sinin ilk dönemde, tüm şokların ise yaklaşık olarak 2 yıl içerisinde ortadan kalkacağını göstermektedir.

Tablo 6: ARDL Uzun ve Kısa Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık Değeri
CCP	0,11	4,97	0,00
GDP	26,11	4,33	0,00
GDP ²	-1,41	-4,16	0,00
FD	-0,08	-3,62	0,00
$\Delta CO_2(-1)$	-0,15	-1,62	0,11
ΔCCP	0,06	3,06	0,00
D(GDP)	16,92	2,45	0,02
ΔGDP^2	-0,91	-2,35	0,02
ΔFD	0,03	2,00	0,05
$\Delta FD(-1)$	0,03	1,38	0,18
C	-64,35	-5,42	0,00
$ECT(-1)$	-0,57	-5,42	0,00

ARDL modelinde yapısal kırılma olup olmadığının tahmininde Brown, Durbin ve Evans (1975) tarafından geliştirilen Cusum ve Cusum-sq yapısal kırılma testleri kullanılmaktadır. Yapılan bu çalışmada ARDL modelinde herhangi bir yapısal kırılma sorunu yaşanmadığı Tablo 7’deki sonuçlarda gösterilmiştir.

Tablo 7: Cusum ve Cusum-sq Test Sonuçları

Model (2,0,0,2)	Cusum Test İstatistiği	P-değeri	Cusum-sq Test İstatistiği	P-değeri
$CO_2P=f(CCP, GDP, GDP^2, FD)$	0,53	0,57	0,10	1,00

3.4. Asimetrik Nedensellik Testi

Hatemi-J (2012), değişkenlerdeki şokları ilk defa pozitif ve negatif olarak ayıran Granger ve Yoon (2002)'un asimetrik eş-bütünleşme analizini Granger nedensellik testi için geliştirmiştir. Bu yaklaşım pozitif ve negatif şokların potansiyel etkilerini ayrı ayrı dikkate almaktadır. Granger ve Yoon (2002), asimetrik eşbütünleşme analizini gerçekleştirdikten sonra Hatemi-J (2012) bu yaklaşımdan hareketle Granger nedensellik testi için yeni bir yöntem geliştirmiştir. Bu yöntemde, değişkenlerde meydana gelen şoklar pozitif ve negatif olarak ayrı ayrı dikkate alınmaktadır.

$$CCP_t = CCP_{t-1} + \varepsilon_{1t} = CCP_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad FD_t = FD_{t-1} + \varepsilon_{2t} = FD_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (7)$$

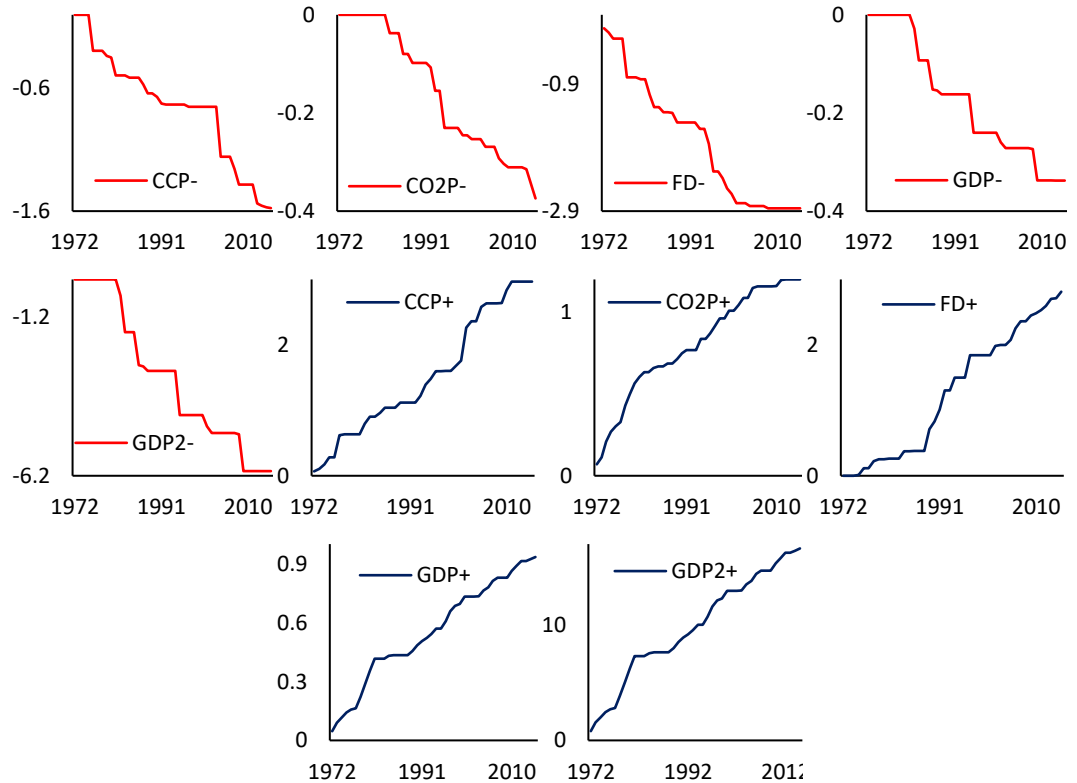
Denklem 7'de $t=1,2,3,4,5,\dots,T$, sabit terimler $CCP_{1,0}$ ve $FD_{2,0}$ başlangıç değerlerini, ε_{1i} ve ε_{2i} beyaz gürültülü durağan hata terimlerini göstermektedir. Pozitif şoklar $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$; negatif şoklar $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$ şeklinde gösterilmektedir. Bütün olarak $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde ifade edilmektedir. Pozitif ve negatif şoklar ayrıştırıldıktan sonra oluşturulan yeni denklem aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$CCP_t = CCP_{t-1} + \varepsilon_{1t} = CCP_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (8)$$

$$FD_t = FD_{t-1} + \varepsilon_{2t} = FD_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (9)$$

Değişkenlerin pozitif ve negatif şoklara ayrıştırıldıktan sonra elde edilen bilgiler grafik 3'te gösterilmiştir. Grafik 3'te yer alan bilgilere göre değişkenlerin pozitif şoklarında artış trendinde, negatif şoklarında ise azalış trendinde olduğu görülmektedir.

Grafik 3: Değişkenlerin Pozitif ve Negatif Şokları



Değişkenler pozitif ve negatif bileşenlerine ayrıştırıldıktan sonra VAR modelinin tahmininde HJC bilgi kriteri kullanılmakta ve bootstrap simülasyonu ile tablo kritik değeri oluşturulmaktadır. Tablo 8'de Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 8'de birinci farkında durağan olan pozitif ve negatif şoklara Toda-Yamamoto (1995)'nin önerisiyle +1 gecikme uzunluğu eklenerek yapılan Hatemi-J (2012) Granger nedensellik testi sonucunda; kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılanın pozitif şoklarından karbon salımının pozitif şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuca göre; gayri safi yurt içi hasıladaki artışlar, çevre üzerinde olumsuz bir etkiye sebep olmaktadır. Kişi başına düşen kömür tüketiminin pozitif şoklarından karbon salımının pozitif şoklarına doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Birincil enerji kaynakları içerisinde yer alan kömür tüketiminde gerçekleşen artış, beklenildiği gibi bulunan sonuçlar neticesinde karbon salımını ve çevre kirliliğini arttırmaktadır. Finansal gelişimin pozitif şoklarından karbon salımının negatif şoklarına ve finansal gelişimin negatif şoklarından karbon salımının pozitif şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuca göre de; finansal gelişim değişkeninin çevre üzerinde olumlu bir etkisi bulunmaktadır. Finansal gelişimde gerçekleşen artış çevre kirliliğini azaltırken, bu değişkende gerçekleşen azalış çevre üzerinde olumsuz bir etki oluşturmaktadır. Bu değişkenlerin dışında; kömür tüketiminin negatif şoklarından kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılanın pozitif şoklarına, finansal gelişimin negatif şoklarından kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılanın pozitif şoklarına ve kömür tüketiminin negatif şoklarından finansal gelişimin negatif şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 8: Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Model	Test İstatistiği	%1	%5	%10	Model	Test İstatistiği	%1	%5	%10
GDP ⁺ →CO ₂ P ⁺	5,04**	7,41	4,16	2,76	CCP ⁺ →CO ₂ P ⁺	5,14**	7,38	4,12	2,91
GDP ⁻ →CO ₂ P ⁻	0,03	11,44	4,73	2,84	CCP ⁻ →CO ₂ P ⁻	0,44	11,25	4,66	2,86
GDP ⁺ →CO ₂ P ⁻	2,52	11,36	6,85	5,13	CCP ⁺ →CO ₂ P ⁻	0,01	9,27	4,26	2,85
GDP ⁻ →CO ₂ P ⁺	0,01	7,46	4,12	2,87	CCP ⁻ →CO ₂ P ⁺	0,21	7,72	4,07	2,83
CO ₂ P ⁺ →GDP ⁺	1,28	7,24	4,11	2,84	CO ₂ P ⁺ →CCP ⁺	1,65	7,42	4,05	2,78
CO ₂ P ⁻ →GDP ⁻	0,43	10,93	4,44	2,61	CO ₂ P ⁻ →CCP ⁻	0,25	12,79	4,63	2,75
CO ₂ P ⁺ →GDP ⁻	0,20	7,19	3,95	2,76	CO ₂ P ⁺ →CCP ⁻	1,98	7,84	4,12	2,90
CO ₂ P ⁻ →GDP ⁺	2,67	10,06	6,39	4,90	CO ₂ P ⁻ →CCP ⁺	0,77	9,44	4,30	2,76
FD ⁺ →CO ₂ P ⁺	0,04	6,79	3,96	2,79	GDP ⁺ →CCP ⁺	0,57	7,53	4,04	2,81
FD ⁻ →CO ₂ P ⁻	0,12	9,12	4,15	2,82	GDP ⁻ →CCP ⁻	0,33	12,83	4,67	2,64
FD ⁺ →CO ₂ P ⁻	4,26**	8,48	4,23	2,85	GDP ⁺ →CCP ⁻	0,05	11,16	6,77	5,08
FD ⁻ →CO ₂ P ⁺	12,59***	7,42	3,97	2,86	GDP ⁻ →CCP ⁺	1,37	9,05	4,36	2,75
CO ₂ P ⁺ →FD ⁺	0,46	7,46	4,10	2,86	CCP ⁺ →GDP ⁺	1,93	7,12	4,04	2,89
CO ₂ P ⁻ →FD ⁻	2,59	10,05	4,17	2,61	CCP ⁻ →GDP ⁻	0,06	11,83	4,73	2,71
CO ₂ P ⁺ →FD ⁻	0,11	7,40	3,99	2,73	CCP ⁺ →GDP ⁻	0,48	10,36	4,49	2,75
CO ₂ P ⁻ →FD ⁺	1,29	8,05	4,19	2,87	CCP ⁻ →GDP ⁺	12,10***	11,30	6,90	5,04
GDP ⁺ →FD ⁺	0,04	7,85	4,33	3,02	FD ⁺ →CCP ⁺	0,34	9,57	4,32	2,81
GDP ⁻ →FD ⁻	1,81	10,91	4,28	2,67	FD ⁻ →CCP ⁻	2,14	12,29	4,75	2,85
GDP ⁺ →FD ⁻	2,29	7,70	4,09	2,87	FD ⁺ →CCP ⁻	0,10	9,88	4,30	2,77
GDP ⁻ →FD ⁺	0,06	9,20	4,26	2,88	FD ⁻ →CCP ⁺	0,06	10,96	4,72	2,85
FD ⁺ →GDP ⁺	0,05	7,71	4,11	2,83	CCP ⁺ →FD ⁺	0,21	8,50	4,11	2,73
FD ⁻ →GDP ⁻	0,30	9,78	4,44	2,81	CCP ⁻ →FD ⁻	3,93*	10,91	4,29	2,70
FD ⁺ →GDP ⁻	0,00	8,02	4,20	2,83	CCP ⁺ →FD ⁻	0,42	9,69	4,35	2,85
FD ⁻ →GDP ⁺	12,00***	10,66	6,61	5,01	CCP ⁻ →FD ⁺	0,08	8,89	4,50	2,92

Not: Optimal Gecikme Uzunluğu HJC bilgi kriteri ile tespit edilmiştir. Bootstrap sayısı 10000. + ve - sırasıyla pozitif ve negatif şokları göstermektedir. ***: %1'de, **: %5'te ve *: %10'da anlamlı

4. Sonuç

Yapılan bu çalışmada Meksika'da 1971-2015 döneminde kişi başına düşen karbon salımı, kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasıla, kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasılanın karesi, kömür tüketimi ve finansal gelişim değişkenleri arasında ilişkinin varlığı test edilmiştir. İlk başta değişkenlerin durağanlığını tespit etmek için DF-GLS birim kök testi uygulanmış ve serilerin seviyelerinde artış trendinde, birinci farklarında ise durağan oldukları tespit edilmiştir. I(1) seviyesinde durağan olan serilerin uzun dönemde koentegre olup olmadıklarının tespiti için sınır ve Bayer-Hanck eşbütünleşme testleri uygulanmış ve değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Değişkenlerin uzun ve kısa dönem katsayılarının tespiti için ARDL testi uygulanmış ve kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ve kişi başına düşen kömür tüketiminin katsayılarının pozitif, finansal gelişimin katsayısının negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması gereken hata düzeltme terimi katsayısının -0,57 çıkması yaklaşık olarak iki dönem içerisinde kısa dönemde yaşanan şokların ortadan kalkacağını göstermektedir. Finansal gelişim katsayısının negatif çıkması ise Meksika'da finansal gelişimin çevre üzerinde olumlu bir etki oluşturduğunu göstermektedir. Kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasıla katsayısının pozitif, kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılanın karesinin katsayısının negatif çıkması Meksika'da ÇKE hipotezinin geçerli olduğunu ve 10347 \$ olan dönüm noktası değerinin ilgili dönem aralığında bulunan kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasıladan yüksek çıkması, Meksika'nın gelişmekte olan bir ülke olduğunu ve bu ülkede kirlenerek büyümenin gerçekleştiğini göstermektedir. Gelişmekte olan ülkelerde ilgili dönem aralığının dışında bulunan dönüm noktası değeri Jalil ve Mahmud (2009), Iwata, Okada ve Samreth (2010) ve Saboori ve Sulaiman (2013)'in çalışmalarını destekler niteliktedir. Ayrıca Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetric nedensellik testi sonucuna göre kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılanın ve kişi başına düşen kömür tüketiminin pozitif şoklarından karbon salımının pozitif şoklarına; finansal gelişimin pozitif şoklarından karbon salımının negatif şoklarına ve finansal gelişimin negatif şoklarından karbon salımının pozitif şoklarına; finansal gelişimin ve kişi başına düşen kömür tüketiminin negatif şoklarından kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasılanın pozitif şoklarına ve kişi başına düşen kömür tüketiminin negatif şoklarından finansal gelişimin negatif şoklarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Meksika'da potansiyel olarak iş performansının kalitesini arttırmak ve enerjiyi daha verimli kullanmak için finansal gelişim faaliyetlerine daha fazla önem verilmeli, Ar-Ge faaliyetlerine daha fazla bütçe ayrılmalı, kredi faiz oranları düşürülerek doğrudan yabancı sermaye girişi teşvik edilmeli, çevre dostu yeni teknolojilerle çevre kirliliğinin önüne geçilmelidir.

Kaynakça

- Ahmed, K. (2017). Revisiting the Role of Financial Development for Energy-Growth-Trade Nexus in Brics Economies. *Energy*, 128, 487-495.
- Al-Mulali, U. ve Ozturk, I. (2015). The Effect of Energy Consumption, Urbanization, Trade Openness, Industrial Output, and the Political Stability on the Environmental Degradation in the MENA (Middle East And North African) Region. *Energy*, 84, 382-389.
- Banerjee, A., Dolado, J. ve Mestre, R. (1998). Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-283.
- Bayer, C. ve Hanck, C. (2013). Combining Non-Cointegration Tests. *Journal of Time Series Analysis*, 34(1), 83-95.
- Birdsall, N. ve Wheeler, D. (1993). Trade Policy and Industrial Pollution in Latin America: Where are the Pollution Havens? *The Journal of Environment & Development*, 2(1), 137-149.
- Boswijk, H. P. (1994). Testing for an Unstable Root in Conditional and Structural Error Correction Models. *Journal of Econometrics*, 63(1), 37-60.

- Boutabba, M. A. (2014). The Impact of Financial Development, Income, Energy and Trade on Carbon Emissions: Evidence from the Indian Economy. *Economic Modelling*, 40, 33-41.
- BP Statistical Review of World Energy (2016). Erişim Adresi <https://www.bp.com/content/dam/bp/pdf/energy-economics/statistical-review-2016/bp-statistical-review-of-world-energy-2016-full-report.pdf>.
- Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (methodological)*, 149-192.
- Claessens, S. ve Feijen, E. (2007). *Financial Sector Development and the Millennium Development Goals (No. 89)*. World Bank Publications.
- Dinda, S. ve Coondoo, D. (2006). Income and Emission: A Panel Data-Based Cointegration Analysis. *Ecological Economics*, 57(2), 167-181.
- Dogan, E. ve Seker, F. (2016). The Influence of Real Output, Renewable and Non-Renewable Energy, Trade and Financial Development on Carbon Emissions in the Top Renewable Energy Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 60, 1074-1085.
- Dogan, E. ve Turkekul, B. (2016). CO₂ Emissions, Real Output, Energy Consumption, Trade, Urbanization and Financial Development: Testing the EKC Hypothesis for the USA. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(2), 1203-1213.
- Ekins, P. (1997). The Kuznets Curve for the Environment and Economic Growth: Examining the Evidence. *Environment and Planning A*, 29(5), 805-830.
- Elliot, B. E., Rothenberg, T. J. ve Stock, J. H. (1996). Efficient Tests of the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 64(8), 13-36.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Fisher, I. (1932). Booms and Depressions.
- Frankel, J. A., ve Romer, D. (1999). Does Trade Cause Growth? *American Economic Review*, 89, 379-399.
- Frankel, J. ve Rose, A. (2002). An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 437-466.
- Friedl, B. ve Getzner, M. (2003). Determinants of CO₂ Emissions in a Small Open Economy. *Ecological Economics*, 45(1), 133-148.
- Gomez, M. ve Rodriguez, J. C. (2016). Analysis of Causality between Economic Growth and Carbon Emissions: The Case of Mexico 1971-2011. *World Academy of Science, Engineering and Technology, International Journal of Environmental, Chemical, Ecological, Geological and Geophysical Engineering*, 10(12), 1074-1079.
- Granger, C. W. ve Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. *University of California, Working Paper*, 2002-02.
- Grossman, G. M. ve Krueger A. B. (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement, *National Bureau of Economic Research*, 3914, 1-39.
- Halicioglu, F. (2009). An Econometric Study of CO₂ Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric Causality Tests with an Application. *Empirical Economics*, 1-10.

- Iwata, H., Okada, K. ve Samreth, S. (2010). Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO₂ in France: The Role of Nuclear Energy. *Energy Policy*, 38(8), 4057-4063.
- Jalil, A. ve Feridun, M. (2011). The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis. *Energy Economics*, 33(2), 284-291.
- Jalil, A. ve Mahmud, S. F. (2009). Environment Kuznets Curve for CO₂ Emissions: a Cointegration Analysis for China. *Energy Policy*, 37(12), 5167-5172.
- Javid ve Sharif (2016). Environmental Kuznets Curve and Financial Development in Pakistan. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 406-414.
- Johansen, S. ve 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.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 601-618.
- Managi, S. ve Jena, P. R. (2008). Environmental Productivity and Kuznets Curve in India. *Ecological Economics*, 65(2), 432-440.
- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment nexus for China: Evidence from Cointegration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2010). Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: Panel Data Evidence from Developing Countries. *Energy Policy*, 38(1), 661-666.
- Nasir, M. ve Rehman, F. U. (2011). Environmental Kuznets Curve for Carbon Emissions in Pakistan: An Empirical Investigation. *Energy Policy*, 39(3), 1857-1864.
- Pao, H. T., Yu, H. C. ve Yang, Y. H. (2011). Modeling the CO₂ Emissions, Energy Use, and Economic Growth in Russia. *Energy*, 36(8), 5094-5100.
- Pata, U. K. (2017). The Effect of Urbanization and Industrialization on Carbon Emissions in Turkey: Evidence from ARDL Bounds Testing Procedure. *Environmental Science and Pollution Research*, 1-8, Erişim Adresi: <https://link.springer.com/article/10.1007/s11356-017-1088-6>
- Pata, U. K. ve Yurtkuran, S. (2017). The Relationship between Electricity Consumption and Economic Growth in the Selected Member Countries of the International Energy Agency (IEA): An ARDL Bounds Test Approach. *Iranian Economic Review*, 21(2), 341-364.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Saboori, B. ve Sulaiman, J. (2013). Environmental Degradation, Economic Growth and Energy Consumption: Evidence of the Environmental Kuznets Curve in Malaysia. *Energy Policy*, 60, 892-905.
- Selden, T. M. ve 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*, 46(5), 757-773.

- Shahbaz, M., Jam, F. A., Bibi, S. ve Loganathan, N. (2016). Multivariate Granger Causality between CO₂ Emissions, Energy Intensity and Economic Growth in Portugal: Evidence from Cointegration and Causality Analysis. *Technological and Economic Development of Economy*, 22(1), 47-74.
- Shahbaz, M., Khraief, N., Uddin, G. S. ve Ozturk, I. (2014). Environmental Kuznets Curve in an Open Economy: A Bounds Testing and Causality Analysis for Tunisia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 34, 325-336.
- Shahbaz, M., Solarin, S. A., Mahmood, H. ve Arouri, M. (2013). Does Financial Development Reduce CO₂ Emissions in Malaysian Economy? A Time Series Analysis. *Economic Modelling*, 35, 145-152.
- Shahzad, S. J. H., Kumar, R. R., Zakaria, M. ve Hurr, M. (2017). Carbon Emission, Energy Consumption, Trade Openness and Financial Development in Pakistan: A Revisit. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 70, 185-192.
- Soytas, U., Sari, R. ve Ewing, B. T. (2007). Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(3), 482-489.
- Stern, D. I. (1998). Progress on the Environmental Kuznets Curve? *Environment and Development Economics*, 3(2), 173-196.
- Stern, D. I. (2004). The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development*, 32(8), 1419-1439.
- Stern, D. I., Common, M. S. ve Barbier, E. B. (1996). Economic Growth and Environmental Degradation: The Environmental Kuznets Curve and Sustainable Development. *World Development*, 24(7), 1151-1160.
- Tamazian, A., ve Rao, B. B. (2010). Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies. *Energy Economics*, 32(1), 137-145.
- Tang, C. F. ve Tan, B. W. (2015). The Impact of Energy Consumption, Income and Foreign Direct Investment on Carbon Dioxide Emissions in Vietnam. *Energy*, 79, 447-454.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.
- 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: Economics, Planning, and Policy*, 9(3), 229-235.

EMPIRICAL ANALYSES OF ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE: MEXICAN CASE

Extended Abstract

Purpose: Global increase in energy demand and intense energy consumption in the industry had started with Industrial Revolution (Mucuk and Uysal, 2009:105). While energy contributes largely to the economic development and expansion of the countries, this resource has become an asset. Energy resource can be classified as primary and secondary resources. Coal, raw petrol, natural gas, wind, uranium, and similar energy resources which can be used as in the natural form without any alteration are classified as primary energy resources while other energy resources that are subjected to certain processes are classified as secondary energy resources. Additionally, most of the energy consumed around the world consists of primary energy resources including coal. When these resources are consumed, CO₂ gas is released to the atmosphere. Compared to other gases, CO₂ (carbon dioxide) corresponds a large percentage among greenhouse gases. Therefore, reducing CO₂ emission was one of the priorities of the countries in terms of environmental policies. Researches that investigated environmental pollution and economic growth mainly test the validity of Environmental Kuznets Curve (EKC) theory. According to this theory, at the first stage, economic growth expansion could negatively affect the environment, yet, after a certain threshold, the effect would be positive. The objective of this study is to test the validity of EKC hypothesis under Mexican context by evaluating carbon emission per capita, gross domestic product per capita, square of gross domestic product per capita, coal consumption per capita, and financial development variables.

Method: Empirical part of the study investigated Mexico for 1971-2015 period. For this period, DF-GLS unit root test, ARDL, bounds test, Bayer-Hanck cointegration test and error correction models were applied. Equations structured based on EKC hypothesis is stated below:

$$CO_2P = a_0 + a_1 CCP + a_2 GDP + a_3 GDP^2 + a_4 FD + u_t \quad (1)$$

In Equation 1, variables adopted in the logarithmic forms are represented as follows; CO₂P is carbon emission per capita (metric ton); CCP is coal consumption per capita (kilogram equivalent of petrol); GDP is gross domestic product per capita (with 2010 constant \$ index); GDP² is the square of gross domestic product per capita; FD is financial development (private sector credits), and u_t is the error term, respectively. Variables included in the study based on 1971-2015 period in annual basis were obtained from World Bank Development Indicators and BP World Energy Statistics (2016). In Equation 1, it was assumed that increase in coal consumption will trigger an increase of carbon emission, therefore, it was expected that a₁ coefficient will be positive, and a₂ coefficient will be positive and a₃ coefficient will be negative under the assumption of EKC hypothesis. Under the assumption of EKC, increase in gross domestic product per capita should increase the carbon emission per capita until certain level. After certain turning point, carbon emission per capita was expected to adopt a decreasing curve. In case of a₃ coefficient was insignificant, monotonous relationship between gross domestic product per capita and carbon emission per capita was overserved. a₄ coefficient was expected to be positive or negative depending on the development level of the country.

Findings: DF-GLS unit root test results indicated that the series include unit roots along the levels, and were stable for first differences. As a result of the bounds test and the Bayer Hanck cointegration analysis, it was determined that there was a cointegration relationship between the series in the long run. As a result of ARDL model, all series except FD were observed to be significant in the short run and affected CO₂P. Long run negative coefficient of FD indicated that successful environmental policies were adopted. According to Diagnostic test showed that there were no significant problems in the following tests and models; autocorrelation in BG-LM test model, normality in JB test, variance in White and ARCH tests, and specification in RESET test. -0.57 coefficient of error correction term suggests that short run shocks are expected to disappear approximately after 2 periods, and could achieve balance in long term. Additionally, the positive value of GDP and the

negative value of GDP^2 demonstrates that there is an inverted-U relationship between the variables and the validity of EKC hypothesis is approved Mexico case.

Conclusions: Turning point value of EKC was determined as \$10347. This value was higher than per capita income in Mexico. Iwata et al. (2010) argued that turning point values are higher between the analyses period in developed countries and outside the analyses period in developing countries. From this point forth, turning point values outside the analyses period for Mexico, which is considered as a developing country, demonstrated results that support the argument of Iwata et al. (2010).