

GELİR VE CO2 EMİSYONU İLİŞKİSİ: PANEL BİRİM KÖK VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTİ

Serkan ÇINAR*

Özet

Bu çalışmada, 1971-2007 döneminde OECD ülkeleri için kişi başına CO2 emisyonları ve reel kişi başına GSYİH panel verileriyle birim kök testleri, eşbütünleşme testleri ve uzun dönem katsayıları araştırılmıştır. Birim kök tahminleri için 1. nesil birim kök testleri, eşbütünleşme testleri için Pedroni, Kao ve Westerlund eşbütünleşme testleri ve uzun dönem katsayıların tahmini için DOLS tahmincisi kullanılmıştır. Ekonometrik uygulamaların sonucunda, gelir ile CO2 emisyonları arasında eşbütünleşme ilişkisi ve istatistiki olarak anlamlı doğrusal uzun dönem katsayılarına ulaşılmıştır. Bu sonuçla, gelir artışı kirlilik düzeyini artırmaktadır ve EKC hipotezinin aksine belirli gelir düzeylerinden sonra da gelir artışı kirlilik düzeyini artırmaya devam etmektedir.

***Anahtar Kelimeler:** Çevresel Kuznets Eğrileri, Panel Veri Analizi, CO2 Emisyonları.*

Income and CO2 Emissions: Panel Unit Root and Cointegration Tests

Abstract

In this paper, relationship between per capita CO2 emissions and per capita Gross Domestic Products of OECD countries are examined as the subject matter by using panel data, unit root tests, co-integration tests and long term parameters. Unit root estimations have been attained by using the first generation unit root tests. Within the scope of this study, Pedroni, Kao and Westerlund co-integration tests are analyzed as co-integration test; and DOLS estimator to

* Araş. Gör., Celal Bayar Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Uluslararası Ticaret Bölümü.

estimate long term parameters. As a result of econometric studies, a co-integration relationship between income and CO2 emissions and statistically significant long term parameters have been achieved.

Key Words: *Environmental Kuznets Curves, Panel Data, CO2 Emissions.*

1. GİRİŞ

EKC (Environmental Kuznets Curve) literatüründe çevresel kalite, gelir seviyesinin bir fonksiyonu olarak belirlenmektedir. Gelir seviyesinin değişmesi toplumun çevresel kalite beklentisi içinde olmasına ve çevreye duyarlı süreçlerde üretilen ürünleri tercih etmesine neden olabilir. Bununla birlikte kişisel gelir seviyesindeki artış çevresel duyarlılığın artırılmasını sağlayacak kamu bilicinin de oluşmasına katkıda bulunabilir.

EKC hipotezi temelinde, CO2 emisyonu ve gelir arasındaki ilişki için ortaya atılmış bir teorem olsa da çevresel kaliteyi düşüren çok sayıda kirlenici de modele dâhil edilmiştir. Selden ve Song (1994), ulusal hava kalitesini modele dâhil etmişlerdir. Şafık (1994) orman alanlarının yok olması, çeşitli su kalitesi değerleri ve kişi başına katı atık miktarı gibi değişkenleri analize katarak farklı bir yaklaşımda bulunmuştur. Torres ve Boyce (1998), gelir seviyesinin artmasının yanında daha fazla politik özgürlük ve kişilik haklarının iyileşmesini çevresel duyarlılığı artıran faktörler arasında göstermişlerdir.

Gelir dağılımı çevresel kalite arasındaki ilişkiyi küresel ısınma, CO2 emisyonu ve fakirliğin azaltılması bağlamında değerlendiren Ravallion vd. (2000); gelir seviyesinin artmasıyla veya gelir dağılımındaki adaletsizliğin iyileştirilmesiyle küresel ısınma sorununa çare bulunabileceğini öne sürmüştür.

Heerink vd. (2001), ülke içindeki gelir dağılımı bulmak için Lorenz Eğrisini kullanmış ve modeline değişken olarak ortalama gelir, emisyon oranlarını ve sekiz çevreyi kirleneni alarak EKC tahmininde bulunmuştur.

Bu çalışmada, yatay kesit bağımlılığı ve birim kök varlığı dikkate alınarak, OECD ülkelerinden oluşan panel veri seti grubuyla, reel kişi başına GSYİH ve kişi başına CO2 emisyonları arasındaki ilişkinin eşbütünlük olup olmadığı araştırılacaktır. Çalışmanın ana amacı, 1971-2007 döneminde OECD ülkeleri için Çevresel Kuznets Eğrileri varsayımının geçerliliğinin sınanması ve kişi başına GSYİH ve kişi başına CO2 emisyonu arasında uzun dönemde eşbütünlük bir ilişkinin olup olmadığının tahminlenmesidir.

2. ÇEVRESEL KUSNETS EĞRİLERİ

Çevresel Kusnets Eğrileri büyüme-çevre ilişkilerini vurgulayan en önemli teorilerden birisidir. Simon Kuznets'in bir çalışması sırasında gelir eşitsizliği ve kişi başına gelir arasında ters-U tipli bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur (Kuznets, 1955: 14). 1990'larda pek çok araştırmacı çevresel bozulma düzeyi ve kişi başına gelir seviyesi arasında yukarıdakine benzer bir ilişkiye neden olduğunu savını ortaya atmışlardır (Grossman ve Krueger, 1995; Shafik, 1994; Panayotou, 1993). Grossman ve Krueger (1995), kentsel hava kirleticileri üzerine yaptığı araştırmada, kirlilik oranının önce kişi başına gelirle birlikte artmakta olduğunu sonra azalma eğilimine girdiğini öne sürmüşlerdir. Çevresel kalite ve kişi başına gelir arasındaki ilişkinin ters-U tipli olduğunu söylemişlerdir.

Çevresel kalite ve kişi başına gelir arasındaki ilişki ilk kez Shafik (1994) ve Grossman ve Krueger (1995) tarafından ortaya atılmıştır. Yazarlara göre, ekonomik kalkınma sürerken yoğun ve etkin ekonomik faaliyetler başlangıçta çevrenin kirlenmesine neden olmaktadır. Daha sonra yüksek gelir düzeylerinde üretim tekniği ve sürecinin farklılaşması daha verimli ekonomik işlemlerin oluşmasını sağlamakta; bunun sonucunda da çevresel kalitenin düzeyi artmaktadır.

Selden ve Song (1994), ters-U tipli eğrilerin çevresel baskı ve gelir arasındaki ilişkiyi en iyi yansıtan eğriler öne sürmüşlerdir. Bunun için ise dört neden olduğu belirtilmiştir. Bunlar: Çevresel kalitenin pozitif gelir elastikiyetine sahip olduğu, yüksek gelir düzeyiyle üretimde ve tüketimde yapısal değişikliklerin olacağı, artan gelirle birlikte ekonomik faaliyetlerin yaratacağı kirlilikler hakkında yeterli enformasyonların sağlanabileceği, artan gelir düzeyleriyle uluslararası ticaretin ve politik görüşlerin daha açık bir hale geleceği varsayımlarıdır.

Çevresel kalite ve gelir arasındaki ilişkinin sınanmasına yönelik tartışmalarda gelir dağılımı da önemli bir rol oynar. Bu tartışmalarda gelir dağılımının önemine şu iki nedenle dikkat çekilmektedir. İlk olarak, bir kamu malı olarak çevresel kalitenin seviyesinin toplumun farklı ilgi ve gelir düzeylerinde insanlar tarafından belirleniyor olmasıdır. Ve ayrıca gelir dağılımındaki eşitsizliğin diğer sosyo-ekonomik eşitsizliklerle yakından ilişkili olması da önemlidir. İkinci olarak, çevresel hasara neden olan ürünlere olan talebin mal ve hizmetlerin tüketimine ve bu mal ve hizmetlerin üretiminde kullanılan teknolojiye bağlı olarak gelir seviyesi tarafından belirlenmesidir. Bu bağlamda ortaya çıkan sonuç, çevresel kalite ve gelir ilişkisinin çevresel kalite için Engel Eğrileri olarak görülebilecek olmasıdır. Bu nedenle, çevresel kalitenin gelir arttığında zorunlu mallardan düşük mallar durumuna geçtiği düşünülebilir (Coondo ve Dinda, 2008; 378). Beckerman'a göre, eğer

birileri daha iyi bir çevre istiyorsa, onlar daha zengin olmalıdır. Bu durum bireysel, hane halkı veya ülke açısından bile doğru görünmektedir.

3. PANEL VERİ SETİ VE BİRİM KÖK TESTLERİ

Çalışmada, 1971-2007 dönemini kapsayan 31 OECD¹ ülkesi için kişi başına CO₂ emisyonları ve reel kişi başına GSYİH rakamlarından oluşan 1147 dengeli panel veri seti kullanılmıştır. Veriler International Energy Agency'den alınmıştır (IEA, 2009:151).

Çalışmada çevreyi kirletici olarak CO₂ emisyon oranlarını almamızın temel bir nedeni vardır. Günümüzde Dünya'da kullanılan birincil enerji talebinin %80'i fosil yakıtlarla karşılanmaktadır (IEA, 2009: 126). Fosil yakıt kullanımı doğaya CO₂ salınımının en büyük nedenlerinden biridir. Bu yüzden çalışmada temel kirletici olarak CO₂ emisyon oranları alınmıştır. Karbondioksitin (CO₂) doğaya salınmasına neden olan faktörler; canlıların solunumları, organik maddelerin yanması ve çürümesi, kömür, odun gibi hidrokarbonlu yakıt kullanılması, karbonlu formasyonlardan üretilen yapay gübrelerin kullanımı ve beşeri faaliyetler sonucudur. CO₂ gaz halinde temas ettiği deride veya mukozada kızartı ve tahrişler yapabilmektedir. Sıvı ya da katı haldeki CO₂ çok güçlü bir soğutucudur ve temas ettiği yerde şiddetli yanıklar oluşturur.

Birim kökün varlığını test etmek için panel verileri kullanıldığında yatay kesit bağımlılığının sınanması gerekmektedir. Panel veri setinde yatay kesit bağımlılığı (cross-section dependence) varlığı reddedilirse 1. nesil birim kök testleri kullanılabilir. Bununla birlikte panel verilerinde yatay kesit bağımlılığı varsa 2. nesil birim kök testlerini kullanmak daha tutarlı, etkin ve güçlü tahminleme yapmamızı sağlayabilir.

Panel veri setlerinde yatay kesit bağımlılığını test etmek için kullanılan testlerden biri Breusch-Pagan (1980)² testidir. CD_{LM1} yatay kesit bağımlılığı testi, T>N durumunda kullanılan bir testtir. Çalışmadaki 1971-2007 dönemini kapsayan 37 yıl (T) ve 31 OECD ülkesi (N) yatay kesit boyutunun zaman boyutundan büyük olması koşulunun gerçekleşmesini sağlamıştır. CD_{LM1} testinde her ülkenin bireysel zaman etkisinden ayrı şekilde etkilenebildiği varsayımı altında test edilir. Test LM istatistiğine bağlı olarak tahminleme yapar.

¹ OECD'nin halen 32 üye ülkesi bulunmaktadır. Veri setindeki yetersizlik nedeniyle Slovenya çalışma dışı bırakılmıştır. (www.oecd.org, 11.10.2010)

² Breusch-Pagan (CD_{LM1}) testi, Gauss 8.0 ekonometrik paket programı kullanılarak tahmin edilmiştir.

$$CD_{lm} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij}^2$$

Yukarıdaki eşitlikte ρ_{ij}^2 her bir denklemin EKK ile tahmininden elde edilen kalıntılar arasındaki basit korelasyon katsayısıdır ve kalıntılar arasında korelasyon olmadığı boş hipotezi altında CD_{LM1} , N sabitken ve $T \rightarrow \alpha$ için X^2 dağılımı göstermektedir (Pesaran, 2004: 4). CO2 emisyonu panel verileri için CD_{LM} testini maksimum 5 gecikme sayısı koşuluyla ve düzeyde test edildiğinde boş hipotezi kabul edip panel veri setinde yatay kesit bağımlılığının olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Aynı testi kişi başına GSYİH verileri için uygulandığında kişi başına GSYİH veri setinde de H_0 hipotezini kabul edilmiş yatay kesit bağımlılığının olmadığı sonucuna varılmıştır. CDLM1 tahmincisinin sonuçları aşağıdaki tabloda görülebilir.

Tablo 1. CO2 Breusch-Pagan (CDLM1) Test Sonuçları

	t_{ist}	Anlamlılık(P)
$CD_{LM(1)}$	445.4381	0.2606

Tablo 2. KBGSYİH Breusch-Pagan (CDLM1) Test Sonuçları

	t_{ist}	Anlamlılık(P)
$CD_{LM(1)}$	507.7606	0.0804

CO2 ve GSYİH panel verilerine uygulanan CDLM1 testi sonucunda yatay kesit bağımlılığının serilerde olmaması nedeniyle, 1. nesil birim kök testlerini uygulayarak çalışma sürdürülebilir. 1. nesil birim kök testleri olarak adlandırılan tahminciler Levin-Lin ve Chu (LLC), Breitung, Im-Pesaran ve Shin (IPS), Fisher ADF, Fisher PP ve Hadri birim kök testleridir.³ Aşağıdaki tabloda, 1. nesil birim kök testlerinin bireysel sabitli ve trendli olarak panel verisine uygulanması sonucu oluşan düzeydeki t-istatistiği ve düzey ve 1.farklardaki anlamlılık değerleri ayrı ayrı verilmiştir.

³ Birim kök testleri, E-Views 6 Beta ve Stata 11 ekonometrik paket programları kullanılarak tahmin edilmiştir.

Tablo 3. CO2 Verisi İçin Birim Kök Testleri

CO2	t _{istatistiği}	Anlamlılık (P) I(0)	Anlamlılık (P) I(1)
Levin, Lin & Chu	2.50710	0.0061	0.0000
Breitung	-1.3617	0.0866	0.0000
Im, Pesaran & Shin	2.95049	0.0016	0.0000
Fisher ADF-Chi ²	99.4608	0.0018	0.0000
-ChoiZ	-2.7505	0.0030	0.0000
Fisher PP-Chi ²	88.3884	0.0155	0.0000
-ChoiZ	-2.2292	0.0129	0.0000
Hadri-Ztest	11.8360	0.0000	0.0006
-HeteroZ	9.72441	0.0000	0.0000

Tablo 4. GSYİH Verisi İçin Birim Kök Testleri

GSYİH	t _{istatistiği}	Anlamlılık (P) I(0)	Anlamlılık (P) I(1)
Levin, Lin & Chu	3.85085	0.9999	0.0000
Breitung	3.97211	1.0000	0.0000
Im, Pesaran & Shin	6.80975	1.0000	0.0000
Fisher ADF-Chi ²	21.5895	1.0000	0.0000
-ChoiZ	7.04551	1.0000	0.0000
Fisher PP-Chi ²	7.20786	1.0000	0.0000
-ChoiZ	10.3730	1.0000	0.0000
Hadri-Ztest	17.8543	0.0000	0.0000
-HeteroZ	13.3874	0.0000	0.0000

Tablo 3 ve 4’de de görüleceği üzere, birinci nesil birim kök testleri sonuçlarına göre CO2 serilerinin hepsi 1. farklarda durağandır. CO2 serisi düzeyde Breitung testi dışında durağandır fakat Monte Carlo simülasyonu kullanılarak 10.000 döngüyle yapılan power (güç) testlerinde küçük örneklem için testin diğer birinci nesil birim kök testlerinden daha güçlü olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Breitung, 2001: 14) (Moon vd., 2006: 1186). Breitung testinin sonucunda, CO2 serisinin düzeyde durağan olmadığı sonucuna ulaşılabilir. GSYİH serileri ise düzeyde durağan değildir fakat tüm seriler 1. farklarda durağan çıkmıştır.

4. PANEL VERİ SETİ VE EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

Önceki başlık altında uygulanan birim kök testlerinin sonucunda CO2 ve GSYİH panel verileri için eşbütünlük testlerinin tutarlılığını ve etkinliğini etkileyecek bir sonuca ulaşılmamıştır. Bu sonuç bağlamında,

Pedroni, Kao ve Westerlund⁴ eşbütünlüşme testleri panel veri setine uygulanacaktır.

Pedroni (1999) eşbütünlüşme testi, yatay kesit bağımlılığı olmadığı varsayımı altında 7 farklı test ile panel verilerinin eşbütünlüşük olup olmadığını sınamasında kullanılır. Bu 7 farklı testin 4 tanesi gruplar içi tahmincisini 3 tanesi ise gruplar arası tahmincisini kullanarak tahminlemede bulunur. Pedroni testini uygulamak için aşağıdaki model tahmin edilecektir.

$$CO2_{it} = \alpha_i + \gamma_i t + \beta_i GSYIH_{it} + \varepsilon_{it}$$

Modelde $t=1, \dots, T$ zaman periyodunu, $i=1, \dots, N$ panel ülkelerini göstermektedir. Ülkeler (α_i), trend etkileri ise ($\gamma_i t$) ile gösterilmiştir. Panelin tüm ülke katsayılarının farklılaşmasına bütünlüşme vektörü izin verir. β modeli tahminlemek için kullanılacak parametredir. ε_{it} modelin hata terimidir. Model bireysel sabit ve bireysel trend varsayımı altında, Schwarz kriteri ve uzun dönem varyansı bulmak için Newy-West tahmincisi kullanılarak tahminlenmiştir. Testin uygulanması sonucunda aşağıdaki değerlere ulaşılmıştır.

Tablo 7. Pedroni Eşbütünlüşme Testi Sonuçları

	İstatistik	Anlamlılık (P)
Panel variance	1.145353	0.0126
Panel rho	1.864139	0.9688
Panel PP	-4.221235	0.0000
Panel ADF	-3.050499	0.0011
Group rho	2.435455	0.9926
Group PP	-4.793433	0.0000
Group ADF	-3.385308	0.0004

Panel rho ve group rho (zaman etkisi yok) istatistikleri dışında diğer tüm testlerde istatistiki olarak anlamlı bir şekilde boş hipotez olan eşbütünlüşme yoktur reddedilmiştir. Pedroni (1999), özellikle küçük örneklem için panel-ADF ve grup-ADF testlerinin daha anlamlı sonuçlar vereceğini göstermiştir. Bu uygulamada bu testlerin anlamlı çıkması panel verilerinde eşbütünlüşmenin anlamlı bir göstergesidir.

Kao hata eşbütünlüşme testi (Engle-Granger'a bağlı), ikinci olarak uygulayacağımız eşbütünlüşme testidir. Kao testi, bireysel sabit varken Schwarz kriteri ve uzun dönem varyansı bulmak için Newy-West

⁴ Pedroni ve Kao eşbütünlüşme testleri E-Views 6 Beta ekonometrik paket programı ve Westerlund eşbütünlüşme testi Gauss 8.0 ekonometrik paket programı kullanılarak tahmin edilmiştir.

tahmincileri kullanılarak tahminlenmiştir. Testin panel veri setine uygulanması sonucu çıkan sonuç aşağıdaki tablodadır.

Tablo 8. Kao Hata Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	t-istatistiği	Anlamlılık (P)
ADF	4.86539	0.0000

Olasılık değerinin anlamlı çıkması sonucunda, boş hipotez olan eşbütünleşme yoktur reddedilmiş ve alternatif hipotez olan eşbütünleşme vardır kabul edilmiştir.

Westerlund ve Basher (2009) eşbütünleşme testi ise bir LM istatistiği testidir. Yapısal kırılma ve yatay kesit bağımlılığını dikkate alan bir testdir. Westerlund testini uygulamak için aşağıdaki model tahmin edilecektir.

$$y_{it} = z'_{it}\gamma_{ij} + x'_{it}\beta_i + e_{it},$$

$$e_{it} = r_{it} + u_{it},$$

$$r_{it} = r_{it-1} + \theta_i u_{it}$$

Yukarıdaki modelde zaman serisi değişkeni (y_{it})'dir. Modelde $t=1, \dots, T$ zaman periyodunu, $i=1, \dots, N$ panel yatay kesitini göstermektedir. Testin uygulamasında Case (gözlem) = 4 (bireysel sabit ve trend varken yapısal kırılmayı dikkate alır) varsayımı tahminlenecektir. Maksimum gecikme sayısı 3 ve döngü sayısı 10.000 olarak alınması sonucu ulaşılan sonuçlar aşağıda tablolaştırılmıştır.

Tablo 9. Westerlund Eşbütünleşme Testi Sonuçları

t-istatistiği	0,017
Asimtotik Anlamlılık	0,493
Bootstrap kritik değer	0,360

Yukarıdaki tabloda yatay kesit bağımlılığını dikkate almaksızın 0,493 anlamlılık değerine göre modelin sonuçlarını yorumlanır. Westerlund testinde, boş hipotez olan eşbütünleşme vardır kabul edilmiştir. Panel veri setinde istatistiki olarak anlamlı düzeyde eşbütünleşme vardır. Yatay kesit bağımlılığını dikkate aldığımız durumda ise bootstrap kritik değerine göre yorumlama yapılır. Buna göre de, sonuçta bir değişiklik yoktur. Modelimizde eşbütünleşme vardır.

Yukarıda yapılan Pedroni, Kao ve Westerlund eşbütünleşme testleri sonucunda CO2 emisyonlarıyla reel KBGSYİH değişkenlerinin eşbütünleşik olduğu sonucu tutarlı, etkin ve kuvvetli bir şekilde kabul edilmiştir.

Modelimizdeki eşbütünleşme varlığını kabul ettikten sonra eşbütünleşme denkleminin tahmin edilebilir.

CO2 emisyonunun bağımlı değişken, KBGSYİH değişkeninin ise bağımsız değişken olduğu modelde uzun dönem eşitliğini tahmin etmek istenmektedir. Modeli tahmin ederken hem uzun hem de kısa dönem katsayılarını tahmin eden PMGE (Pooled Mean Group Estimation) ve MGE (Mean Group Estimation) tahmincilerinin tutarlılığını test etmek için Hausman testini uygulanmıştır (Baltagi, 2008: 72). Hausman testi anlamlılık (P) değerinin 0,27 çıkması sonucunda boş hipotez kabul ediliyor ve hem PMG hem de MG tahmincisinin tutarlılığını kabul edilmiştir. Modelinin çözümü sonucunda elde edilen sonuçlar aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 10. PMGE ve MGE (CO2 bağımlı değişken olarak alınmıştır)

	PMGE	MGE
KBGSYİH	0.32 (0.031)	0.93 (0.079)

Tablo 10'daki bağımlı değişkeni CO2 emisyonları olan uzun dönem denkleminin KBGSYİH katsayıları PMG veya MG tahmincisinde istatistiki olarak anlamlıdır. Modelimizden çıkan sonuçlara göre her iki tahmincide tutarlıdır ancak PMG tahmincisi daha etkindir, çıkan katsayı homojen ve pozitifdir KBGSYİH'daki %1'lik bir değişim CO2 emisyonunda %0,3 oranında bir artış yaratmaktadır. Uzun dönem katsayılarını bulmak oluşturulan eşitliğin sağ tarafına reel kişi başına GSYİH değişkenin karesini de ekleyerek Kuznets Eğrilerinin doğrusal olup olmadığı ve parabolün dip veya zirve değerleri konusunda sonuçlara ulaşılabılır.

$$CO2_{it} = \alpha_i + \gamma_i t + \beta_1 GSYİH_{it} + \beta_2 GSYİH_{it}^2 + \epsilon_{it}$$

Bunun için yukarıdaki model tahmin edilir. Modeldeki katsayıların tahmin edilmesiyle β_1 katsayısı pozitif ve β_2 katsayısı negatif çıkmıştır. Bu sonuçla, CO2 emisyonlarıyla reel kişi başına GSYİH arasında eğrisel bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılabılır fakat güvenilirlik düzeyinin istatistiki olarak anlamlı bir düzeyde olmaması nedeniyle bu sonuç ekonometrik olarak kanıtlanamamıştır.

5. SONUÇ

Çalışmada panel verilerini eşbütünleşik bulunması sonucunda elde edilen uzun dönem katsayılarına göre gelirden meydana gelen bir artışın anlamlı olarak CO2 emisyonu salınımlarını da arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Panel eşbütünleşme sonucu elde edilen sonuçlar, Dinda ve

Coondoo (2006) ve Zarzoso ve Morancho (2004)'nin elde ettiği sonuçlarla örtüşmektedir. Uygulama sonucu çıkan katsayılar yazarların çalışmalarıyla benzerlik göstermektedir. Ayrıca Romero-Avila (2008) ve Müller-Fürstenmberger ve Wagner (2007) çalışmalarındaki farklı ülke gruplarının gelir ve emisyonlar arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisiyle de benzer sonuçlara ulaşılmıştır. Ulaşılan doğrusal uzun dönem katsayıları, gelir arttıkça kirlilik düzeyinin arttığını ve EKC hipotezinin tersine gelirin belirli seviyelerinden sonra da gelir seviyesi ve kirlilik düzeyi arasında doğrusal ilişkinin devam ettiğini göstermektedir.

Bu çalışmanın ana amacı, gelir ve CO2 emisyonları arasındaki ilişkiye yönelik tartışmalara katkıda bulunmasıdır. Ulaşılan sonuçlar EKC'nin istatistiki olarak modellenmesi veya gelir ve CO2 seviyeleri ilişkisinin daha ileri düzeyde modellenmesi için kullanılabilir. Daha önce yapılan çalışmalarda da, gelir ve CO2 emisyonu arasındaki ilişkiler birim kök testleriyle açıklanmaya çalışılmış, buna bağlı olarak da uzun dönem ilişkisini tahmin etmek için panel eşbütünleşme testi kullanılmıştır.

Ulaştığımız sonuçlar ışığında, hükümetler ve özel sektör tarafından uygulanan enerji kullanım politikalarının geliştirilmesi gerekmektedir. Tüketiciler arasındaki farklı çevre duyarlılığı sorununu ortadan kaldırmak için ise hükümet tarafından yapılacak düzenlemeler etkili olabilecektir. EKC tahminine yönelik ilk çalışmalarda gelir arttıkça kirlilik oranının da artacağı daha sonra belli bir gelir seviyesinden sonra kirlilik düzeyinin azalacağı öne sürülmüştür. Fakat ülkeler ne kadar yüksek gelir rakamlarına ulaşmış olsalar bile çevreyi aşırı derecede kirleten üretim tekniklerini kullanmaya devam ediyor olabilirler. Uygulamamız açısından da bu varsayım geçerlidir. Çünkü çevreye duyarlılık düzeyi gelir dağılımındaki eşitsizliklerden ve kişisel bilinç düzeyindeki farklılıklardan ciddi oranda etkilenmektedir. Gelir düzeyi yükseldikçe çevreye daha duyarlı (yeşil) üretim teknolojileri üretim süreçlerinde kullanılsa da ekonominin geneli açısından yukarıda belirtilen neden sonucunda istenilen düzeyde bir kirletici azalması yaşanmayabilir.

Yerel ve uluslararası rekabet ortamında çalışan firmalar maliyetlerinde artış yaratabilecek yeşil üretim teknolojilerine geçmede (özellikle de daha kirletici fakat düşük maliyetli üretim tekniklerini kullanan firmalar-ülkeler varken) istekli olmayabilirler. Ancak küresel iklim değişikliği olgusunun karşısında çevreyi aşırı derecede kirleten bu sürecin uzun yıllar sürdürülemeyeceği açıktır. Modelimizde ulaştığımız gelir artışının çevreyi kirleticilerle yakından ilişkili olduğu sonucu dikkate alarak yapacağımız bir öneride; bu döngüyü tersine çevirmek için çevreyi kirletici üretim teknikleriyle büyümeyi ve gelir artışını destekleyip, gelir ve çevre bilinç düzeyi belirli seviyelere ulaştıktan sonra yeşil teknolojilere geçiş yapılabilir. Veya daha arzulanır bir öneri olarak, gelecekte yaşanacak olan yeşil teknolojiler arasındaki rekabete erkenden katılıp know-how yaratabilen

ve bu teknolojilerin geliştirilmesine yeterli kaynağı ayırabilen ülkeler arasında girmek çevreye daha duyarlı bir ekonomiye sahip olmayı sağlayabilir. Son olarak, daha ileriki çalışmalarda farklı gelir düzeylerine sahip ülke gruplarını örneklem olarak çalışma geliştirilebilir.

KAYNAKÇA

- Baltagi, B. H. (2008), *Econometric Analysis Of Panel Data*, John Wiley And Sons Ltd. 4th Edition, Chichester, England.
- Basher, S. A., Westerlund J. (2009), Panel Cointegration And The Monetary Exchange Rate Model, *Economic Modelling* 26, s.506-513.
- Beckerman, W., (1992), Economic Growth And The Environment: Whose Growth? Whose Environment?, *World Development* 20 (4): s.481-496.
- Breitung, J. (2001), The Local Power Of Some Unit Root Tests For Panel Data, *Advances in Econometrics*, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, JAI. s. 441-463.
- Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1980), The Lagrange Multiplier Test And Its Applications To Model Specification In Econometrics, *Review Of Economic Studies*, Blackwell Publishing, Vol. 47 (1): s.239-253.
- Carrion-I-Silvestre, J., Banerjee, L. (2006), Cointegration In Panel Data With Breaks And Cross-Section Dependence, *EUI Working Paper Eco No. 2006/5*: s.1-50
- Chang, C.P., Lee, C.C. (2008), Are Per Capita Carbon Dioxide Emissions Converging Among Industrialized Countries? New Time Series Evidence With Structural Breaks, *Environment And Development Economics* 13 (4): s.497-515.
- Coondoo, D., Dinda, S. (2008), Carbon Dioxide Emission And Income: A Temporal Analysis Of Cross-Country Distributional Patterns, *Ecological Economics*: s.375-385.
- Dinda, S., Coondoo, D. (2006), Income And Emission: A Panel Data-Based Cointegration Analysis, *Ecological Economics* 57: s.167-181.
- Galvao Jr., A. F., Gomes, F. A. (2007), Convergence Or Divergence In Latin America? A Time Series Analysis, *Applied Economics* 39: s.1353-1360.
- Grossman, G.M., Krueger, A.B. (1995), Economic Growth And The Environment, *Quarterly Journal Of Economics* 110 (2): s.353-377.
- Heerink, N., Mulatu, A. And Bulte, E., (2001), Income Inequality And Environment: Aggregation Bias In Environmental Kuznets Curve, *Ecological Economics* 38 (3): s.359-367.
- International Energy Agency, (2009), *Co2 Emissions From Fuel Combustion*, IEA, Paris.

- Kanjilal, K., Ghosh, S., (2002), Future Industrial Co2 Emissions And Consequences Of Co2 Abatement Strategies On The Indian Econom, *Pacific And Asian Journal Of Energy* 12: s.123–128.
- Kuznets, S., (1955), Economic Growth And Income İnequality, *The American Economic Review* 49: s.1–28.
- Lee, C.C., Chang, C. P., (2008), Are Co2 Emission Levels Converging Among Industrial Countries? New Evidence From The Unit Root Structural Break Test, *Applied Economics Letters* 15: s.551–556.
- Lee, C-C., Lee, J-D., (2009), Evidence From Panel Unit Root And Cointegration Tests, *Energy Policy*: s.413-423
- Mark, N., Sul, D., (2003), Cointegration Vector Estimation By Panel Dols And Long-Run Money Demand, *Oxford Bulletin Of Economics And Statistic*, 65, 5: s.657-680
- Müller-Fürstenberger, G., Wagner, M., (2007), Exploring The Environmental Kuznets Hypothesis: Theoretical And Econometric Problems, *Ecological Economics* 62: s.648–660.
- Moon, H.R., B. Perron, and P.C.B. Phillips (2006), On the Breitung Test for Panel Unit Roots and Local Asymptotic Power, *Further Calculations, Mimeo. Cowles Foundation* Paper No: 1179. <http://cowles.econ.yale.edu/>
- Narayan, P.K., (2008), Evidence Of Panel Stationarity From Chinese Provincial And Regional Income, *China Economic Review* 19 (2): s.274–286.
- Nguyen-Van, P., (2005), Distribution Dynamics Of Co2 Emissions, *Environmental And Resource Economics* 32: s.495–508.
- Panayotou, T., (1993), Empirical Tests And Policy Analysis Of Environmental Degradation At Different Stages Of Economic Development, *Working Paper* Wp238, Technology And Employment Programme, International Labour Office: s.1-48
- Pedroni, P., (1999), Critical Values For Cointegration Tests İn Heterogeneous Panels With Multiple Regressors, *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics* 61: s.653–670.
- Perman, R., Stern, D.I., (2003), Evidence From Panel Unit Root And Cointegration Tests That The Environmental Kuznets Curve Does Not Exist, *Australian Journal Of Agricultural And Resource Economics* 47: s.325–347.
- Pesaran, M. H., (2004), General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, *CEsifo Working Paper Series* 1229, CESifo Group Munich.
- Pesaran, M. H., (2006), A Simple Panel Unit Root Test İn The Presence Of Cross Section Dependence, *Cambridge University & Usc*: s.1-64
- Paseran, H. M., Shin, Y. And Smith R. P., (2004), Pooled Mean Group Estimation Of Dynamic Heterogenous Panels, *ESE Discussion Paper* 16: s.1-26
- Ravallion, M., Heil, M. And Jalan, J., (2000), Carbon Emissions And Income İnequality, *Oxford Economic Papers* 52 (4): s.651–669.

- Romero-Avila, D., (2008), Questioning The Empirical Basis Of The Environmental Kuznets Curve For Co2: New Evidence From A Panel Stationarity Test Robust To Multiple Breaks And Cross-Dependence, *Ecological Economics* 64 (3): s.559–574.
- Selden, T.M., Song, D. S., (1994), Environmental Quality And Development: Is There A Kuznets Curve For Air Pollution Emissions?, *J. Environmental Econ. Managment*. 27: s.147-162.
- Slottje, D., Nieswiadomy, M. And Redfearn, M., (2001), Economic İnequality And The Environment, *Environmental Modelling And Software* 16: s.183–194.
- Shafik, N., (1994), Economic Development And Environmental Quality: An Econometric Analysis, *Oxford Economic Papers* 46: 757–773.
- Sun, L., Wang, M., (1996), Global Warming And Global Dioxide Emissions: An Empirical Study, *Journal Of Environmental Management* 46: s.327–343.
- Strazicich, M.C., Lee, J. And Day, E., (2004), Are İncomes Converging Among Oecd Countries? Time Series Evidence With Two Structural Breaks, *Journal Of Macroeconomics* 26: s.131–145.
- Torras, M., Boyce, J.K., (1998), Income, İnequality, And Pollution: A Reassessment Of The Environmental Kuznets Curve, *Ecological Economics* 25 (2): s.147–160.
- Westerlund, J., (2006), Testing For Panel Cointegration With Multiple Structural Breaks, *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 68, 1: s.101-132
- Westerlund, J., (2007), Testing For Error Correction İn Panel Data, *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 69, 6: s.709-747
- Zarzoso, I., M., Morancho, A. B., (2004), Pooled Mean Goup Estimation Of An Environmental Kuznets Curve For Co2, *Economic Letters*, Volume 82, Issue 1: s.121-126
- Zhang, M., Mu, H. And Ning, Y., (2009), Accounting For Energy-Related Co2 Emission İn China, 1991-2006, *Energy Policy* 37: s.767-773