

## ENERJİ TÜKETİMİNİN ÇEVRE KİRLİLİĞİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: BİR PANEL VERİ ANALİZİ

**Doç.Dr. Murat ÇETİN**

Namık Kemal Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü, Tekirdağ

[mcetin@nku.edu.tr](mailto:mcetin@nku.edu.tr)

**Yrd.Doç.Dr. İbrahim DOĞAN**

Bozok Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü, Yozgat

[ibrahim.dogan@bozok.edu.tr](mailto:ibrahim.dogan@bozok.edu.tr)

**Yrd.Doç.Dr. Hayriye IŞIK**

Namık Kemal Üniversitesi, İİBF Maliye Bölümü, Tekirdağ

[hisik@nku.edu.tr](mailto:hisik@nku.edu.tr)

### Özet

Bu çalışma, 1971-2011 döneminde panel veri metodolojisini kullanarak düşük, orta ve yüksek gelirli ülkeler grubu için enerji tüketiminin karbon dioksit salınımı üzerindeki etkisini analiz etme amacını taşır. Sonuçlar, orta ve yüksek gelirli ülkeler grubu için değişkenler arasında bir uzun dönem denge ilişkisinin varlığını göstermektedir. Ayrıca, bu iki ülke grubu için enerji tüketiminden karbon dioksit salınımına doğru işleyen bir nedensellik tespit edilmiştir. Parametre tahminleri, karbon dioksit salınımının enerji elastikiyetinin orta gelirli ülke grubunda yüksek gelirli ülke grubuna göre daha yüksek olduğunu kanıtlamaktadır. Söz konusu ampirik bulgular, önemli politika çıkarımları sunmaktadır.

**Anahtar kelimeler:** Enerji tüketimi, kirlilik, panel eşbütünleşme, panel nedensellik.

## THE IMPACT OF ENERGY CONSUMPTION ON ENVIRONMENTAL POLLUTION: A PANEL DATA ANALYSIS

### Abstract

Using the panel data, this study was conducted to analyse the impact of energy consumption on carbon dioxide emissions for low-income, middle-income and high-income countries from 1971 to 2011. The results indicate that there is a long-run equilibrium relationship between variables for middle-income and high-income countries. Additionally, causality running from energy consumption to carbon dioxide emissions was observed for these countries. Parameter estimations show that the energy elasticity of carbon dioxide emissions in middle-income countries is higher than that of high-income countries. These empirical findings present some important policy implications.

**Keywords:** Energy consumption, pollution, panel cointegration, panel causality.

## 1. Giriş

Enerji tüketiminin birikimsel artışı, endüstri devriminin başlangıcından bu yana, global çevre üzerinde önemli değişimler yaratmaktadır. Nitekim, atmosferdeki ortalama karbondioksit salınımindaki artış 1750 yılında 280 ppm iken, 2011 de 390 ppm'e ulaşmıştır (Michaelides, 2012:33). Özellikle de enerji tüketim oranlarının önemli derecede yüksek olduğu ve çevre yönetiminin altyapı ile tam olarak ilişkilendirilmediği gelişmekte olan ya da yeni endüstrileşmiş ülkelerde çevresel problemler su yüzüne çıkmaktadır. Bununla birlikte, endüstrileşmiş ülkelerin de hava kirliliği, ozon tabakasının delinmesi ve karbon salınımlarının önemli bir kısmından sorumlu olduğu unutulmamalıdır (Dincer ve Zamfirescu, 2011:76).

Çevre kirliliği ile doğal kaynaklar arasındaki ilişkiyi inceleyen farklı teorik yaklaşımlar geliştirilmektedir. Örneğin; Jorgenson ve Wilcoxon (1993) ve Xepapadeas (2005) enerji tüketimi, çevre kirleticileri ve ekonomik büyüme arasındaki bağlantıyı toplam büyüme modelini içeren bir dende yaklaşımı çerçevesinde modellemişlerdir. Bir diğer teorik araştırma grubunu Ang (2007, 2008) ve Soytaş vd., (2007) oluşturmaktadır. Yazarlar, enerji tüketimi ve karbon dioksit salınımı arasındaki ilişkiyi tek denklemliler bağlamında açıklamaya çalışmışlardır. Diğer taraftan Say ve Yucel (2006) Türkiye ekonomisinde karbon dioksit salınımını tahmin edebilmek için enerji kullanımını gelir, nüfus ve salınımların bir fonksiyonu olarak modellemişlerdir. Çevresel etkinlik bağlamında Türkiye'nin OECD ülkeleri arasında yer alan en kötü performansa sahip beş ülke içinde olduğunu ortaya koymuşlardır.

Son zamanlarda büyüme, enerji tüketimi ve çevre arasındaki dinamik ilişkileri analiz eden önemli bir literatür grubu gelişme göstermektedir (Soytaş vd., 2007; Zhang ve Cheng 2009; Soytaş ve Sarı 2009; Jalil ve Mahmud 2009; Baek 2011; Harry vd., 2012; Apergis ve Payne 2010; Wang vd., 2011; Mahamat 2012). Bu ampirik çalışmaların zaman serisi ve panel data analizleri olmak üzere iki kısma ayrıldığı görülmektedir. Örneğin; Soytaş vd., (2007) Amerikan ekonomisinde karbon salınımı, enerji kullanımı ve büyüme arasındaki uzun dönemli Granger nedenselliğini analiz etmişlerdir. Yazarlar gelir ve karbon salınımı, gelir ve enerji tüketimi arasında bir nedensellik ilişkisine rastlamazken, enerji kullanımının karbon salınımlarının temel kaynağı olduğunu doğrulamışlardır.

Soytaş ve Sarı (2009) zaman serilerini kullanarak ekonomik büyüme, karbon dioksit salınımı ve enerji tüketimi arasındaki uzun dönemli nedensellik ilişkisini Türkiye ekonomisi için incelemişlerdir. Toda-Yamamoto test sonuçlarına göre 1960-2000 periyodunda karbon dioksit salınımı enerji tüketiminin Granger nedeni iken, tersi yönde bir nedenselliğe rastlanmamıştır. Zhang ve Cheng (2009) 1960-2007 periyodunda Çin ekonomisi için ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve karbon salınımı arasındaki nedenselliğin varlığını zaman serileri yardımıyla analiz etmeye çalışmıştır. Sonuçlar, enerji tüketiminden karbon salınımı doğru Granger nedenselliğine işaret etmektedir.

Menyah ve Wolde-Rufael (2010) ekonomik büyüme, kirlilik salınımları ve enerji tüketimi arasındaki uzun dönemli ve nedensellik ilişkisini Güney Afrika için 1965-2006 döneminde incelemişlerdir. Sınır testi yaklaşımını kullanarak değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli bir ilişki tespit etmişlerdir. Üstelik, Granger nedensellik testi sonuçlarına göre enerji tüketiminden karbon dioksit salınımına doğru işleyen tek yönlü bir nedensellik söz konusudur. Liming vd., (2011) 1980-2008 döneminde Çin ekonomisi için temel enerji tüketimi ile karbon dioksit emisyonu arasındaki ilişkiyi ele almışlardır. Çalışmada, değişkenler arasındaki ilişki Engle ve Granger (1987) iki aşamalı eş bütünlük testi ve Granger nedensellik testleri ile analiz edilmiştir. Sonuçlar, temel enerji tüketiminden karbon dioksit salınımına doğru tek yönlü bir nedenselliğin varlığını göstermektedir. Yani, enerji tüketimi Çin ekonomisinde karbon dioksit salınımını artırma eğilimindedir.

Jalil ve Feridun (2011) finansal gelişme, ekonomik büyüme ve enerji tüketiminin çevre kirliliği üzerindeki etkisini Çin ekonomisi bağlamında incelemişlerdir. 1953-2006 döneminin analiz edildiği ve ARDL sınır testinin kullanıldığı bu çalışmanın ampirik bulgularına göre uzun dönemde enerji tüketimi, ticaret açıklığı ve gelir karbon salınımını etkilemektedir. Bu sonuç, enerji tüketiminin karbon salınımının önemli bir belirleyicisi olduğunu ortaya koymaktadır. Nasir ve Ur Rehman (2011) Pakistan'da 1972-2008 dönemi için karbon salınımı, gelir, enerji tüketimi ve dış ticaret arasındaki ilişkileri analiz etmişlerdir. Johansen eşbütünleşme metodunun kullanıldığı çalışmanın sonuçları, enerji tüketimi ve dış ticaretin karbon salınımı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Shahbaz vd., (2011) karbon dioksit emisyonu, enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve ticaret açıklığı arasındaki ilişkiyi Pakistan ekonomisi bağlamında 1971-2009 dönemini dikkate alarak incelemişlerdir. Çalışmada, sınır testi ve Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Ampirik sonuçlar değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkiye işaret etmekte, hem kısa hem de uzun dönemde enerji tüketimi karbon dioksit salınımını artırmaktadır. Baek (2011) ticaret, ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve karbon dioksit salınımı arasındaki dinamik ilişkileri G-20 ekonomileri için eşbütünleşik vektör otoregresyon yapısı çerçevesinde analiz etmiştir. Eşbütünleşik VAR katsayılarının tahmininde Johansen maximum likelihood prosedürü kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde enerji tüketimi çevre kalitesini kötüleştirmektedir.

Harry vd., (2012) hem arz yönlü hem de talep yönlü bir çerçeve içinde Çin ekonomisi için kömür tüketimi, gelir ve karbon dioksit salınımı arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 1977-2008 ve 1965-2008 dönemlerine ilişkin yıllık verilerin kullanıldığı bu çalışmada, Johansen eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme modelinden istifade edilmiştir. Sonuçlar, hem kısa hem de uzun dönemde kömür tüketimi ve karbon dioksit salınımı arasında çift yönlü nedelliği ortaya koymaktadır.

Apergis ve Payne (2009) panel eşbütünleşme ve nedensellik testlerini kullanarak Güney Amerika ülke grupları için enerji kullanımı, ekonomik büyüme ve karbon dioksit salınımı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Test sonuçları enerji tüketiminin kısa dönemde karbon dioksit salınımı üzerinde pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Uzun dönemde de benzer bir sonuca ulaşılmıştır. Apergis ve Payne (2010) karbon dioksit salınımı, enerji tüketimi, reel çıktı arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmişlerdir. Çalışmada, panel hata düzeltme modeli kullanılarak 1992-2004 dönemi için yeni bağımsızlığına kavuşmuş 11 ülke analiz edilmiştir. Ampirik bulgular uzun dönemde enerji tüketiminin karbon dioksit salınımı üzerinde pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir etkisinin olduğunu, ayrıca kısa dönemde enerji tüketiminden karbon dioksit salınımına doğru bir nedenselliğin varlığını ispatlamaktadır.

Niu vd., (2011) 1971-2005 döneminde 8 Asya Pasifik ülkesine yönelik panel verileri kullanarak enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve karbon salınımı arasındaki nedenselliği araştırmaya çalışmışlardır. Sonuçlar değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığına, aynı zamanda enerji tüketiminden karbon dioksit salınımına doğru işleyen bir nedenselliğe işaret etmektedir. Parametre tahminleri, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında önemli farklılıkları ortaya koymaktadır. Wang vd., (2011) Çin ekonomisi için 1995-2007 periyodunda karbon dioksit salınımı, enerji tüketimi ve reel ekonomik çıktı arasındaki nedensellik ilişkisini panel veri analizi çerçevesinde incelemiştir. Panel eşbütünleşme ve vektör hata düzeltme modeli tekniklerinin kullanıldığı çalışmanın ampirik bulguları, değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisini göstermektedir. Ayrıca, karbon dioksit salınımı ve enerji tüketimi arasında çift yönlü bir nedensellik bulunmuştur.

Hossain (2011) karbon dioksit salınımı, enerji tüketimi, ekonomik büyüme, ticaret açıklığı ve şehirleşme arasındaki ilişkileri yeni endüstrilemiş ülkeler bağlamında ampirik olarak araştırmıştır. 1971-2007 dönemine ilişkin panel eşbütünleşme test sonuçları, değişkenler arasında

bir eşbütünleşmenin varlığına işaret etmektedir. Uzun dönemli bir nedenselliğe rastlanmaz iken, karbon dioksit salınımının uzun dönemli enerji tüketimi elastikiyeti kısa dönemli elastikiyetten daha yüksek bulunmuştur. Bulgular, yeni endüstrileşmiş ülkelerde enerji tüketimi arttıkça karbon dioksit salınımının da artacağını ispatlamaktadır. Mahamat (2012) Kanada endüstri sektörleri için 1990-2007 döneminde panel eşbütünleşme ve nedensellik testlerini kullanarak sera gazı salınımı, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ve nedensellik ilişkisini incelemiştir. Ampirik sonuçlara göre, enerji tüketimi uzun dönemde sera gazı salınımı üzerinde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır. Kısa dönem dinamikleri, enerji tüketiminden sera gazı salınımına doğru zayıf bir nedensellik ilişkisine işaret etmektedir.

Yukarıda bahsedilen panel data çalışmaları ya tek ülkedir, ya gelişmekte olan ülkeleri ya da gelişmiş ülkeleri içeren analizlerdir. Üstelik, bu çalışmalar çevre kirliliğinin belirleyicisi olarak bir çok bağımsız değişkeni kullanmışlardır. Çalışmaların ampirik sonuçları, genelde değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi tespit ederken nedensellik sonuçları ise oldukça karmaşıktır. Bu çalışmanın temel amacı, 1971-2011 döneminde enerji tüketiminin karbon dioksit salınımı üzerindeki etkisini panel veriler kullanarak analiz etmektir. Burada, sadece tek bir bağımsız değişken (enerji tüketimi) kullanılması diğer çalışmalardan ayrıştığı noktayı ifade etmektedir. Çalışmanın bir diğer farkı, düşük gelirli, orta gelirli ve yüksek gelirli ülkeler grubunu karşılaştırmalı olarak analiz etmesidir. Değişkenlerin bütünleşme derecesi Im, Pesaran ve Shin (2003), Breitung (2000) ve Maddala ve Wu (1999) tarafından önerilen panel birim kök testleriyle gerçekleştirilmiştir. Enerji tüketimi ve karbon dioksit salınımı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırabilmek için Pedroni (1999) ve Kao (1999) panel eşbütünleşme metodolojileri kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem parametrelerini tahmin edebilmek için havuzlanmış OLS ve Pedroni (1999) DOLS tahminicileri istihdam edilmiştir. Son olarak, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi panel vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile incelenmiştir. Bu analizler, var olan literatüre yeni politika çıkarımları sunabilecektir.

Çalışmanın bundan sonraki kısmı, şu şekilde dizayn edilmiştir. İkinci bölüm, ampirik analizlerde kullanılan model ve verileri tanımlar. Üçüncü bölüm, panel birim kök, eşbütünleşme ve nedensellik testleri üzerinde durur. Elde edilen ampirik sonuçlar, yine bu bölümde sunulmuştur. Çalışma, kısa bir değerlendirme ve bazı politika çıkarımları ile son bulmaktadır.

## 2. Model Belirleme ve Veri Seti

Enerji tüketimi ve çevre kirliliği arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırabilmek için aşağıdaki gibi panel data formatında bir lineer regresyon modeli kullanılmıştır:

$$LNCO_{2it} = \alpha + \beta LNENERGY_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada  $i=1, \dots, N$  ülkeyi gösterir,  $t=1, \dots, T$  ise zaman dilimini yansıtır.  $CO_2$  karbon dioksit salınımını (kişi başına metrik ton),  $ENERGY$  ise enerji kullanımını (kişi başına petrol eşdeğeri kg) ifade etmektedir. Ampirik analizlerde değişkenlerin logaritmik hali kullanılmıştır.  $\beta$  parametresi, karbon dioksit salınımının enerji tüketimi elastikiyetini verir. Enerji tüketimindeki bir artışın karbon dioksit salınımında bir artışa neden olacağı düşünüldüğünden bu parametrenin pozitif bir değer alması beklenmektedir.

Data seti 1971-2011 dönemine ilişkin yıllık verileri kapsayıp, Dünya Bankası'nın Dünya Kalkınma Göstergeleri (2012)'nden elde edilmiştir. Ülkeler Dünya Bankası gelir gruplarına göre sınıflandırılmıştır. Çalışmada dikkate alınan düşük gelirli ülkeler grubunda Benin, Kongo, Etiyopya, Haiti, Kenya, Mozambik, Myanmar, Nepal, Tanzanya, Togo ve Zimbabve yer almaktadır. Orta gelirli ülkeler ise Algeriya, Angola, Arjantin, Brezilya, Şili, Çin, Kolombiya, Kosta Rika, Dominik Cumhuriyeti, Ekvator, Jamaika, Jordan, Malezya, Meksika, Panama, Peru, Romanya, Güney Afrika, Tayland, Tunus, Türkiye, Uruguay ve Venezuela'dır. Bahreyn, Bruney,

Kıbrıs, Hong Kong, Malta, Oman, Katar, Sudi Arabistan, Singapur, Trinidad ve Birleşik Arap Emirliği ise yüksek gelirli ülkeler grubunu oluşturmaktadır. Ülkelerin belirlenmesinde verilerin elde edilebilirliği önemli rol oynamıştır.

### 3. Ekonometrik Metodoloji ve Sonuçlar

Bu çalışmada, enerji tüketiminin karbon dioksit salınımı üzerindeki etkisi panel eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi bağlamında analiz edilmektedir. İlk olarak; değişkenlerin bütünleşme derecelerinin belirlenmesinde Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003), Breitung (2000) ve Maddala ve Wu (1999) tarafından önerilen panel birim kök testleri uygulanmıştır. İkinci olarak; Pedroni (1999) ve Kao (1999)'nun geliştirdiği metodolojiler kullanılarak panel eşbütünleşme ilişkisi test edilmektedir. Üçüncü olarak; panel OLS ve Pedroni DOLS tahmincileri yardımıyla uzun dönem parametreleri tahmin edilmeye çalışılmıştır. Son olarak; değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin test edilmesinde panel vektör hata düzeltme modeli tercih edilmiştir.

#### 3.1. Panel Birim Kök Testleri

Panel eşbütünleşme analizinin birinci adımı, değişkenlerin durağanlık özellikleri ve bütünleşme derecesinin araştırılmasıdır.<sup>1</sup> Panel data analizlerinde uzun dönem ilişkisini analiz edilmesinde iktisatçı araştırmacılar tarafından IPS (2003) testinin üstün bir test gücüne sahip olduğuna inanıldığı için bu çalışmada öncelikle bu prosedürü kullanacağız.<sup>2</sup> IPS her bir yatay kesit için ayrı bir ADF regresyonu belirleyerek başlar. Burada, bireysel etkilere sahip ancak zaman trendinin bulunmadığı aşağıdaki gibi bir regresyon dikkate alınır:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Burada  $i = 1, \dots, N$  ve  $t = 1, \dots, T$

Sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibi belirlenir:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots \rho_N = \rho = 0 \quad (3)$$

$$H_1 : \rho_1 = \rho_2 = \dots \rho_N = \rho < 0 \quad (4)$$

IPS,  $N$ -yatay kesit birim için müstakil birim kök testlerini kullanır. Bu testler, gruplar arası ortalamaları alınmış ADF istatistiklerine dayanır. Müstakil ADF regresyonlarının tahmin edilmesinden sonra bireysel ADF regresyonlarından elde edilen  $p_1$  için  $t$ -istatistiklerinin ortalaması aşağıdaki şekilde elde edilir:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}(p_i \beta_i) \quad (5)$$

O zaman  $t$ -bar standardize olmuş olur ve  $t$ -bar istatistiğinin  $N$  ve  $T \rightarrow \infty$  olarak standart normal dağılımlara yakınsadığı görülür. IPS (1997)  $t$ -bar testinin  $N$  ve  $T$  küçük değerler aldığı anda daha iyi bir performans sergilediğini ortaya koymuşlardır.

Maddala ve Wu (1999) ve Choi (2001) aynı yapıyı sergiler. Test ettikleri hipotez IPS testindeki ile aynıdır. Bu yazarlar aşağıdaki gibi bir Fisher-tipi test önermişlerdir:

<sup>1</sup> İki tip panel birim kök süreci vardır. İstikrarlı parametreler yatay-kesit birimler arasında ortak ise bu süreç ortak birim kök süreci olarak isimlendirilir. Levin, Lin ve Chu (LLC) ve Breitung bu tür bir süreci varsayar. Şayet istikrarlı parametreler serbest bir şekilde yatay-kesit birimler arasında hareket ediyorsa, bu durumda birim kök süreci bireysel birim kök süreci olarak isimlendirilir. IPS, Fisher-ADF ve Fisher-PP testleri bu tür bir süreci kabul ederler (Morshed, 2010:9).

<sup>2</sup> IPS (2003) testi, dengeli panel verilere uygulanır. Bu test aynı zamanda herhangi bir parametrik birim kök testi ile birlikte de kullanılabilir. IPS testi her ne kadar dengeli bir paneli gerekli kılsa da basit ve kullanımı kolay olduğu için uygulamada en sık tercih edilen bir test olarak bilinmektedir.

$$P = -\sum_{i=1}^N \ln \pi_i \quad (6)$$

Bu test, önemli avantajları bünyesinde barındırır.<sup>3</sup> Sıfır hipotezi altında  $P$   $2N$  serbestlik derecesine sahip asimptotik olarak  $\chi^2$  dağılımı sergiler. Bu,  $N$  sabit ancak  $T \rightarrow \infty$  iken elde edilmiş olur.  $N$  sonsuz bir eğilim sergilediğinde Choi (2001)  $P$ 'nin aşağıdaki gibi standardize olabileceğini göstermiştir:

$$P_m = \frac{1}{2\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (-2 \ln \pi_i - 2) = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N (\ln \pi_i + 1) \quad (7)$$

Burada  $N(0,1)$  asimptotik dağılım söz konusudur.

Breitung (2000) LLC and IPS test istatistiklerinin yerel gücünü incelemiştir. Breitung, LLC ve IPS testlerinin bireysel-spesifik trend dahil edildiğinde güç kaybına uğradığını bulmuştur. Bu, genelde sapmaların düzeltilmesi nedeniyledir. Breitung sapmaların ayarlanmasını içermeyen bir test istatistiği önerir. Bu test istatistiğinin gücü, Monte Carlo deneyimlerine göre LLC ve IPS testlerinden önemli derecede yüksektir. Simülasyon sonuçları, LLC ve IPS testlerinin gücünün deterministik terimlerin belirlenmesine oldukça duyarlı olduğunu göstermiştir. Breitung (2000) aşağıdaki gibi bir temel bileşenler modeli ile üretilen bir panel data serisi ( $y_{it}$ ) önerir:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_{it} + x_{it}, \quad (8)$$

Burada, gözlemlenemeyen hata terimi  $x_{it}$  aşağıdaki gibidir:

$$x_{it} = \rho_i x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Bu testte yatay-kesit birimlerdeki birim kökün varlığının belirlenmesinde sıfır hipotezi  $H_0 : \rho_i = 1$  (tüm  $i$ 'ler için) şeklinde kurulur. Breitung  $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$  ve  $E(\varepsilon_{it}^4) < \infty$ , olduğunu varsayar.

Makroekonomik değişkenlerin zaman içerisinde bir trend eğilimi sergileyebileceği bilinmektedir. Bu nedenle değişkenlerin düzey ve birinci fark formlarında sabitli-trendli regresyon eşitliğinin dikkate alınması uygun olacaktır. Panel birim kök testlerinden elde edilen ampirik bulgular, Tablo 1'de görülmektedir. Düzey değerleri dikkate alındığında, en azından paneldeki bir serinin durağan olduğu alternatif hipotezine karşı tüm serilerin durağan olmadığı sıfır hipotezini reddedememekteyiz. Serilerin birinci farkı alındığında, durağan değildir sıfır hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedilebileceği görülmektedir. Böylece, her üç test istatistiğinin sonuçları tüm değişkenlerin birinci farkında durağan olduğu sonucuna varmıştır.

<sup>3</sup> Bu testin avantajı, IPS testinde olduğu gibi dengeli bir paneli gerektirmemesidir. Ayrıca, bireysel ADF regresyonlarında farklı gecikme uzunlukları kullanılabilir. Fisher testinin bir diğer avantajı, türetilen herhangi bir birim kök testi için gerçekleştirilebiliyor olmasıdır. Testin dezavantajı ise olasılık değerlerinin Monte Carlo simülasyonları ile elde edilmek zorunda olmasıdır (Maddala ve Wu, 1999).

**Tablo 1.** Panel Birim Kök Test Sonuçları

Ülke grupları/ Değişkenler	Breitung test istatistiği	IPS test istatistiği	ADF-Fisher test istatistiği
<i>Panel A: Düşük gelirli</i>			
LNCO <sub>2</sub>	-0.071	-1.301	38.344 <sup>b</sup> [0.016]
LNENERGY	4.515	3.242	6.336
ΔLNCO <sub>2</sub>	-15.011 <sup>a</sup> [0.000]	-16.675 <sup>a</sup> [0.000]	-
ΔLNENERGY	-10.373 <sup>a</sup> [0.000]	-13.956 <sup>a</sup> [0.000]	184.201 <sup>a</sup> [0.000]
<i>Panel B: Orta gelirli</i>			
LNCO <sub>2</sub>	-0.262	-1.285	58.037
LNENERGY	1.364	0.045	48.233
Δ LNCO <sub>2</sub>	-17.401 <sup>a</sup> [0.000]	-22.145 <sup>a</sup> [0.000]	447.184 <sup>a</sup> [0.000]
ΔLNENERGY	-9.784 <sup>a</sup> [0.000]	-18.197 <sup>a</sup> [0.000]	364.287 <sup>a</sup> [0.000]
<i>Panel C: Yüksek gelirli</i>			
LNCO <sub>2</sub>	-1.057	-0.957	28.441
LNENERGY	0.763	-0.088	27.317
ΔLNCO <sub>2</sub>	-11.040 <sup>a</sup> [0.000]	-16.300 <sup>a</sup> [0.000]	231.344 <sup>a</sup> [0.000]
ΔLNENERGY	-7.319 <sup>a</sup> [0.000]	-20.427 <sup>a</sup> [0.000]	325.124 <sup>a</sup> [0.000]

*Not:* Δ, birinci fark işlemcisidir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Schwarz Kriteri kullanılmıştır. LLC testinde Barlett çekirdeğine sahip Newey-West band genişliği kullanılmıştır. a ve b sırasıyla, %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı ifade eder.

### 3.2. Panel Eşbütünleşme Testleri

Bu bölümde, Pedroni (1999) ve Kao (1999) panel eşbütünleşme testleri uygulanmaktadır. Yazarlar, kalıntılar odaklı panel eşbütünleşme testleri geliştirmişlerdir.<sup>4</sup> Pedroni (1999) sıfır hipotezi eşbütünleşme yoktur şeklinde ifade edilen 7 farklı panel eşbütünleşme test istatistiği elde etmiştir. Bunların dördü grup içi (panel- $\nu$ , panel- $\rho$ , yarı parametrik panel- $t$  ve parametrik panel- $t$ ) istatistiklerini kapsar. Gruplar arası odaklı testler ise grup- $\rho$  istatistiği, yarı parametrik group- $t$  istatistiği ve parametrik group- $t$  istatistiği olarak sıralanabilir.

Pedroni (1999) ilk olarak aşağıdaki gibi bir eşbütünleşik regresyonun kalıntılarını tahmin eder:

$$y_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i}t + x'_{it}\beta_i + e_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T, \quad (10)$$

Burada  $T$  zaman içindeki gözlemlerin sayısını,  $N$  ise paneldeki yatay-kesit birimlerin sayısını ifade eder.  $y_{it}$  ve  $K$  boyutlu bağımsız değişkenler vektörü ( $x_{it} = x_{i,t-1} + v_{it}$ ) nün en azından  $I(1)$  olduğu varsayılır. Eşbütünleşme vektörü  $\beta_i = (\beta_{1i}, \dots, \beta_{Ki})'$ , bireysel spesifik sabit  $\delta_{0i}$ , ve trend parametresi  $\delta_{1i}$  yatay kesitlerde değişebilmektedir. İlaveeten, hata sürecinin  $w_{it} = (e_{it}, v'_{it})$  yatay-kesit olarak bağımsız dağılım sergilediği kabul edilir.

Pedroni'nin geliştirdiği 7 temel istatistiği şunlardır:

#### 1. Panel- $\nu$ istatistiği

$$T^2 N^{3/2} Z\widehat{V}_{NT} = T^2 N^{3/2} \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{L}_{11i}^{-2} \widehat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}, \quad (11)$$

<sup>4</sup> Kao testleri bağımsız değişkenler arasında dışsalığın olmamasına izin verir. Bu, kovaryans matrisinin ülkeler arasında aynı olduğu anlamına gelir. Pedroni testlerinde bu varsayım yumuşamıştır. Diğer taraftan Kao testleri, Pedroni'nin testlerine göre kısa zaman diliminde daha yüksek bir güce sahiptir (Gutierrez, 2003). İlk kalıntılar odaklı panel eşbütünleşme testlerini geliştiren Pedroni (2004) aynı zamanda bu eşbütünleşme prosedürünü çoklu bağımsız değişkenlere de uyarlamıştır.

2. Panel- $\rho$  istatistiği

$$T\sqrt{N}Z_{\hat{\rho}_{NT^{-1}}} = T\sqrt{N}\left(\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1}\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{it}-\hat{\lambda}_i), \quad (12)$$

3. Panel- $t$  istatistiği (yarı-parametrik)

$$Z_{t_{NT}} = \left(\tilde{\sigma}_{NT}^2\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{it}-\hat{\lambda}_i), \quad (13)$$

4. Panel- $t$  istatistiği (parametrik)

$$Z_{t_{NT}}^* = \left(\tilde{s}_{NT}^{*2}\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{i=1}^N\sum_{t=1}^T\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{it}, \quad (14)$$

5. Group- $\rho$  istatistiği

$$TN^{-1/2}\tilde{Z}\hat{\rho}_{NT^{-1}} = TN^{-1/2}\sum_{i=1}^N\left[\left(\sum_{t=1}^T\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1}\sum_{t=1}^T(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{it}-\hat{\lambda}_i)\right], \quad (15)$$

6. Group- $t$  istatistiği (yarı-parametrik)

$$N^{-1/2}\tilde{Z}_{t_{NT}} = N^{-1/2}\sum_{i=1}^N\left[\left(\hat{\sigma}_i^2\sum_{t=1}^T\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^T(\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{it}-\hat{\lambda}_i)\right], \quad (16)$$

7. Group- $t$  istatistiği (parametrik)

$$N^{-1/2}\tilde{Z}_{t_{NT}}^* = N^{-1/2}\sum_{i=1}^N\left[\left(\hat{s}_i^{*2}\sum_{t=1}^T\hat{e}_{i,t-1}^2\right)^{-1/2}\sum_{t=1}^T\hat{e}_{i,t-1}\Delta\hat{e}_{it}\right] \quad (17)$$

Burada

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{T}\sum_{s=1}^{M_i}\left(1-\frac{s}{M+1}\right)\sum_{t=s+1}^T\hat{u}_{it}\hat{u}_{i,t-s}, \quad \hat{s}_i^2 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^T\hat{u}_{it}^2, \quad (18)$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \hat{s}_i^2 + 2\hat{\lambda}_i, \quad \tilde{\sigma}_{NT}^{*2} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^N\hat{L}_{11i}^{-2}\hat{\sigma}_i^2, \quad \tilde{s}_i^{*2} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^T\hat{u}_{it}^{*2}, \quad \tilde{s}_{NT}^{*2} = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^N\tilde{s}_i^{*2} \quad (19)$$

Panel eşbütünleşme testi için eşbütünleşme yoktur sıfır hipotezi her bir istatistik için aynıdır ve bu hipotez aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$H_0 : \rho_i = 1, \text{ tüm } i\text{'ler için } i = 1, \dots, N, \quad (20)$$

Oysa ki, grup içi ve gruplar arası panel eşbütünleşme testleri için alternatif hipotez farklılık gösterir. Gruplararası odaklı istatistikler için alternatif hipotez şöyledir:

$$H_0 : \rho_i < 1, \text{ tüm } i\text{'ler için } i = 1, \dots, N. \quad (21)$$

Grup içi temelli istatistikler için alternatif hipotez şu şekildedir:

$$H_0 : \rho_i = \rho < 1, \text{ tüm } i\text{'ler için } i = 1, \dots, N. \quad (22)$$

Bu çalışmada kullanılan bir diğer kalıntılar odaklı eşbütünleşme testi, Kao (1999) metodolojisidir. Kao (1999) Dickey-Fuller (DF) ve Augmented Dickey-Fuller (ADF) tipi testler önermiştir. ADF tipi panel eşbütünleşme testinde, eşbütünleşme vektörlerinin homojen olduğu varsayılır. Kao, aşağıdaki gibi bir modeli dikkate alır:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (23)$$

Burada



$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \quad (24)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$\alpha_i$  yatay kesit gözlemler arasında değişen sabit etkiyi,  $\beta$  eğim parametresini,  $y_{it}$  ve  $x_{it}$  her bir  $i$  için bağımsız rassal yürüyüş sürecini ifade eder. Kalıntılar serisi  $e_{it}$   $I(1)$  olmalıdır. ADF testi için, tahmin edilen kalıntılar şöyledir:

$$\widehat{e}_{it} = \rho \widehat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta \widehat{e}_{it-j} + v_{itp} \quad (26)$$

Sıfır ve alternatif hipotez  $H_0 : \rho = 1$  ve  $H_0 : \rho < 1$  şeklinde kurulabilir. Eşbütünlüşme yoktur sıfır hipotezi altında, ADF test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilebilir:

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \sqrt{6N} \widehat{\sigma}_v / (2\widehat{\sigma}_{0v})}{\sqrt{\widehat{\sigma}_{0v}^2 / (2\widehat{\sigma}_v^2) + 3\widehat{\sigma}_v^2 / (10\widehat{\sigma}_{0v}^2)}} \sim N(0,1) \quad (27)$$

Burada

$$t_{ADF} = \frac{(\widehat{\rho} - 1) \left[ \sum_{i=1}^N (e_i' Q_i e_i) \right]^{1/2}}{S_v}, \quad \widehat{\sigma}_v^2 = \sum_{u \in \varepsilon} - \sum_{u \in \varepsilon} \sum_{\varepsilon}^{-1}, \quad \Omega \text{ uzun dönem kovaryans matrisi, } t_{ADF}$$

ADF regresyonundaki  $t$ -istatistiğidir. Kao, ADF testinin standart normal dağılıma  $N(0,1)$  yakınsadığını gösterir.

Tablo 2, Pedroni panel eşbütünlüşme testlerinden elde edilen ampirik sonuçları sunar. Sabitli model dikkate alındığında, düşük gelirli ülkeler grubu için tüm test istatistikleri eşbütünlüşme yoktur sıfır hipotezinin %5 anlamlılık seviyesinde reddedilemeyeceğini gösterir. Sabitli-trendli modelde ise 7 testin 6'sı %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünlüşme yoktur sıfır hipotezini reddetmektedir. Bu sonuçlar, sabitli-trendli modele göre değişkenler arasında bir eşbütünlüşme olduğuna işaret etmektedir.

Orta gelirli ülkeler grubu için sabitli model dikkate alındığında, tüm test istatistikleri eşbütünlüşme yoktur sıfır hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini gösterir. Sabitli-trendli modelde ise, 7 istatistikten 6'sı %5 anlamlılık seviyesinde eşbütünlüşme yoktur sıfır hipotezinin reddedildiğini ortaya koymaktadır. Söz konusu bulgular, değişkenler arasında her iki modele göre bir eşbütünlüşmenin olduğunu kanıtlamaktadır. Son olarak, yüksek gelirli ülkeler grubu için tüm test istatistikleri sıfır hipotezinin %1 anlamlılık seviyesinde reddedilebileceğini ispatlamaktadır. Sabitli-trendli model dikkate alındığında ise, 7 test istatistiğinden dördü sıfır hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedilebileceğini göstermektedir. Dolayısıyla iki modele göre, söz konusu ülkeler grubu için değişkenler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin olduğu söylenebilir.

**Tablo 2.** Pedroni Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları  
(Bağımlı değişken: LNCO<sub>2</sub>)

Ülke grupları/Test istatistikleri	Sabitli	Sabitli-trendli
<i>Panel A: Düşük gelirli</i>		
Panel v	-0.288[0.613]	1.021[0.153]
Panel rho	-0.463[0.321]	-3.116 <sup>a</sup> [0.000]
Panel pp	-0.765[0.222]	-4.296 <sup>a</sup> [0.000]
Panel adf	-0.896[0.184]	-4.705 <sup>a</sup> [0.000]
Group rho	-0.814[0.207]	-0.828 <sup>a</sup> [0.000]
Group pp	-0.987[0.161]	-2.629 <sup>a</sup> [0.004]
Group adf	-1.638 <sup>c</sup> [0.050]	-3.225 <sup>a</sup> [0.000]
<i>Panel B: Orta gelirli</i>		
Panel v	2.577 <sup>a</sup> [0.005]	1.010[0.156]
Panel rho	-6.877 <sup>a</sup> [0.000]	-8.712 <sup>a</sup> [0.000]
Panel pp	-6.137 <sup>a</sup> [0.000]	-9.476 <sup>a</sup> [0.000]
Panel adf	-5.616 <sup>a</sup> [0.000]	-5.125 <sup>a</sup> [0.000]
Group rho	-3.320 <sup>a</sup> [0.000]	-4.454 <sup>a</sup> [0.000]
Group pp	-3.759 <sup>a</sup> [0.000]	-5.930 <sup>a</sup> [0.000]
Group adf	-2.995 <sup>a</sup> [0.000]	-2.260 <sup>b</sup> [0.011]
<i>Panel C: Yüksek gelirli</i>		
Panel v	-3.731 <sup>a</sup> [0.000]	0.467[0.320]
Panel rho	-3.784 <sup>a</sup> [0.000]	-1.503 <sup>c</sup> [0.066]
Panel pp	-3.257 <sup>a</sup> [0.000]	-2.284 <sup>b</sup> [0.011]
Panel adf	-2.955 <sup>a</sup> [0.001]	-2.027 <sup>a</sup> [0.008]
Group rho	-2.969 <sup>a</sup> [0.001]	-1.125[0.130]
Group pp	-3.799 <sup>a</sup> [0.000]	-3.375 <sup>a</sup> [0.000]
Group adf	-3.492 <sup>a</sup> [0.000]	-3.051 <sup>a</sup> [0.000]

*Not:* Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Schwarz Kriteri kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. a, b ve c sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

Tablo 3, Kao panel eşbütünleşme test sonuçlarını verir. Ampirik sonuçlara göre sadece orta ve yüksek gelirli ülkeler grubunda değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi söz konusudur.

**Tablo 3.** Kao Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

Ülke grupları	ADF test istatistiği
<i>Panel A: Düşük gelirli</i>	0.490[0.311]
<i>Panel B: Orta gelirli</i>	-2.705 <sup>a</sup> [0.003]
<i>Panel C: Yüksek gelirli</i>	-3.346 <sup>a</sup> [0.000]

*Not:* Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini verir. a, %1 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

### 3.3. Panel Eşbütünleşme Tahmini

Enerji tüketimi ve karbon dioksit salınımı arasındaki uzun dönem ilişkisini belirleyebilmek için panel OLS ve panel DOLS<sup>5</sup> tahminçileri kullanılmıştır. Pedroni (1999, 2001) tarafından geliştirilen panel DOLS tahminçisi durağan olmayan panel regresyonlarına kolaylıkla uygulanabilmektedir. İkinci olarak; DOLS tahminçisi değişkenler arasındaki potansiyel içselliklere

<sup>5</sup> DOLS metodolojisi Saikkonen (1991) ve Stock ve Watson (1993) tarafından zaman serisi analizlerine dâhil edilmiş, Kao ve Chiang (1997) tarafından da ilk kez panel data analizlerine uyarlanmıştır. Bu metodoloji, bağımsız değişkenlerin birinci farklarının gecikmeleri ve öncüllerini bir araya getirerek bağımsız değişkenlere bağımlı değişkenden gelen içsel geribesleme etkilerini absorbe edebilmektedir. Bu nedenle, hatta bağımsız değişkenler içsel olsa bile OLS tahminçisine göre DOLS tahminçisinin daha tutarlı olduğu söylenebilir.

bir açıklama getirebilmektedir.

Kao ve Chiang (1997) ağırlıklandırılmış bir panel DOLS metodolojisi geliştirmiştir. Mark ve Sul (1999) ağırlıklandırılmamış bir panel DOLS tahmincisi sunmuştur. Bununla birlikte, bu DOLS tahmincileri grup içi tahmincileridir. Pedroni (1999, 2001) gruplar arası bir tahminci ortaya koymuştur. Bu, grup-ortalama panel DOLS tahmincisidir. Gruplar arası tahmincilerinin önemli bir avantajı, havuzlanmış verilerin eşbütünleşme vektörlerinin heterojenliğinin varlığına daha büyük derecede izin verir. Gruplar arası tahmincilerin bir diğer avantajı, asıl eşbütünleşme vektörleri heterojen bir yapı sergilediğinde tahminlerin daha elverişli yorumlara sahip olmasıdır. Aynı zamanda gruplar-arası bir özellik taşıyan grup-ortalama panel DOLS tahmincisinin grup-içi panel DOLS tahmincilerine göre nispeten daha az ölçek bozuklukları sergilediği söylenebilir (Pedroni, 2001).

$i = 1, 2, \dots, N$  'e kadar üyesi olan bir panel için aşağıdaki gibi bir eşbütünleşik sistemi dikkate alalım:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (28)$$

$$X_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

Burada  $Z_{it} = (Y_{it}, X_{it}) \sim I(1)_{it}$  ve  $\xi_i = (\mu_{it} + \varepsilon_{it}) \sim I(0)$ , uzun dönem kovaryans matrisi  $\Omega_i = L_i L_i'$  ( $L_i$  kovaryans matrisinin alt üçgensel ayrışımını ifade eder). Bu durumda, eşbütünleşme vektörü ( $\beta$ ) ile birlikte değişkenlerin panelin her bir birimi için eşbütünleşik olabileceği söylenir.  $\alpha_i$  terimi her bir birime ilişkin spesifik sabit etkileri içerecek şekilde eşbütünleşme ilişkisine imkan sağlar. Kovaryans matrisi ayrıca  $\Omega_i = \Omega_i^0 + \Gamma_i + \Gamma_i'$  olarak ayrıştırılabilir. Burada  $\Omega_i^0$  eş zamanlı kovaryansı ve otokovaryansların bir ağırlıklı toplamını ifade eder.

Panel DOLS tahmincisi için eşbütünleşme eşitliği (28) aşağıdaki gibi genişletilebilir:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta X_{it-k} + \mu_{it}^* \quad (30)$$

ve  $\beta$  katsayısı aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\hat{\beta}_{DOLS}^* = \left[ N^{-1} \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T Z_{it} Z_{it}' \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T Z_{it} Y_{it}^* \right) \right]_1 \quad (31)$$

Burada

$$Y_{it}^* = (Y_{it} - \bar{Y}_i) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta X_{it}, \quad \hat{\tau}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} - \hat{\Omega}_{22i}^0) \quad \text{ve} \quad \Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{11i} & \Omega_{21i}' \\ \Omega_{21i} & \Omega_{22i} \end{bmatrix}.$$

$Z_{it} = (Z X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{it-k}, \dots, \Delta X_{it+k})$  ise  $(K+1) \times 1$  büyüklüğünde bir bağımsız değişkenler vektörünü gösterir.

Tablo 4, havuzlanmış OLS ve grup-ortalama DOLS tahminlerini sunar. Ampirik sonuçlar, uzun dönemde katsayıların her iki gelir grubu için %1 düzeyinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Tahmin sonuçlarına göre, karbon dioksit salınımının enerji tüketimi elastikiyeti düşük gelirli ülkeler grubunda yüksek gelirli ülkelere göre daha yüksek tespit edilmiştir. Bu durum aynı zamanda, enerji tüketiminin orta gelirli ülkelere göre daha yüksek bir karbon dioksit salınımına yol açtığını kanıtlamaktadır.

**Tablo 4.** Panel OLS ve DOLS Tahmin Sonuçları

Ülke grupları	Eşbütünleşme eşitliği	Havuzlanmış OLS	Grup-ortalama DOLS
<i>Panel A: Orta gelirli</i>	LNCO <sub>2</sub> =f(LNENERGY)	1.17 <sup>a</sup> [78.58]	1.10 <sup>a</sup> [73.49]
<i>Panel B: Yüksek gelirli</i>	LNCO <sub>2</sub> =f(LNENERGY)	0.76 <sup>a</sup> [36.09]	0.20 <sup>a</sup> [28.87]

Not: Parantez içindeki değerler *t* istatistikleridir. a, %1 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

### 3.4. Vektör Hata Düzeltme Modeline Dayalı Panel Granger Nedensellik Testi

Bir diğer adım, paneli oluşturan değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü belirlemektir. Pedroni ve Kao panel eşbütünleşme metodları, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığı ya da yokluğunu gösterir. Ancak, değişkenler eşbütünleşik olduğunda nedenselliğin yönü hakkında bilgi vermez.

Enerji tüketimi ve karbon dioksit salınımı arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığı belirlendiği için, bundan sonra dinamik bir hata düzeltme modeli belirlemek uygun olabilecektir. Bu nedenle, nedenselliğin yönünü tespit edebilmek için VECM kullanılmıştır. Söz konusu model sadece nedenselliğin yönünü belirlemekle kalmaz, aynı zamanda kısa ve uzun dönem Granger nedenselliğini de ayırıştırma imkânı sunar.<sup>6</sup> Bu prosedürde, geleneksel VAR modeli tek dönem gecikmesi alınmış hata düzeltme terimi ile genişletilmiştir. Hata düzeltme terimi, eşbütünleşik modelden elde edilebilmektedir. Çalışmada kullanılan Granger nedensellik testi, aşağıdaki gibi bir regresyon eşitliğine dayanmaktadır:

$$\Delta Y_{it} = \theta_{1i} + \sum_{k=1}^p \theta_{11ik} \Delta Y_{it-k} + \sum_{k=1}^p \theta_{12ik} \Delta X_{it-k} + \mu_{1i} ECT_{it-1} + \varepsilon_{1t} \quad (32)$$

Buradaki tüm değişkenler daha önceden ifade edilmişti.  $\Delta$  değişkenin birinci farkını, *ECT* hata düzeltme terimini, ve *p* ise gecikme uzunluğunu ifade eder. *ECT* (1) no'lu denklemdeki uzun dönem modelinden elde edilen tahmini kalıntıları,  $\gamma_{1i}$  *ECT*<sub>*it*</sub> değişkenler arasındaki uzun dönem denge ilişkisini yansıtır. Şayet  $\theta_{12}$  ya da  $\gamma_{1i}$  sıfıra eşitse, bu durumda kısa dönemli ya da uzun dönemli nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiş olur. *ECT* 'nin katsayısı uzun dönem dengesinden sapmalar olduğunda sistem değişkenlerinin uzun dönem denge düzeylerine ne kadar hızla dönebileceğini yansıtır.

Tablo 5, orta ve düşük gelirli ülkeler grubu için Granger nedensellik test sonuçlarını özetler. Kısa ve uzun dönemde orta gelirli ülke grubu için %1 anlamlılık seviyesinde enerji tüketiminden karbon dioksit salınımına doğru işleyen bir nedensellik tespit edilmiştir. Tablo, aynı zamanda yüksek gelirli ülke grubu için %1 anlamlılık düzeyinde enerji tüketiminden karbon dioksit salınımına doğru işleyen bir uzun dönemli nedenselliğin varlığına işaret etmektedir. Tüm sonuçlar dikkate alındığında, enerji tüketimindeki artışın karbon dioksit salınımında bir artışa neden olabileceği söylenebilir. Bu bulgular, panel eşbütünleşme sonuçlarını doğrular niteliktedir.

<sup>6</sup> VECM, Granger (1969) ve Sims (1972) metodolojilerinin geleneksel olarak dışladığı ilave bir nedensellik kanalını ortaya koyar. Masih (1997) söz konusu model bağlamında nedenselliğin temel kaynaklarını kısa dönemli, uzun dönemli ve birleşik nedensellik olarak üç farklı kanal olarak ayırıştırılmıştır.

**Tablo 5.** Panel VECM Üzerine Dayalı Panel Granger Nedensellik Test Sonuçları (Bağımsız değişken: LNCO<sub>2</sub>)

Ülke grupları /Seriler	Kısa dönem	Uzun dönem	Birleşik (kısa/uzun dönem)
<i>Panel A. Orta gelirli</i>			
$\Delta$ LNENERGY	40.773 <sup>a</sup> [0.000]		
$ECT_{it-1}$		-0.041 <sup>a</sup> [0.001]	
$\Delta$ LNENERGY/ $ECT_{it-1}$			29.922 <sup>a</sup> [0.000]
<i>Panel B. Yüksek gelirli</i>			
$\Delta$ LNENERGY	-1.035[0.300]		
$ECT_{it-1}$		-0.074 <sup>a</sup> [0.000]	
$\Delta$ LNENERGY/ $ECT_{it-1}$			9.485 <sup>a</sup> [0.000]

*Not:* Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır. Parantez içindeki değerler,  $t$  istatistikleridir. a, %1 düzeyinde anlamlılığı gösterir.

#### 4. Sonuç ve Politika Eğilimleri

Dünya genelinde büyük oranda karbon dioksit salınımindan kaynaklanan global ısınma gibi çevresel konular üzerinde gün geçtikçe artan bir ilgi oluşmaktadır. Nitekim; Jorgenson ve Wilcoxon (1993), Xepapadeas (2005) ve Ang (2009, 2010) başta olmak üzere pek çok teorik değerlendirmede, enerjinin karbon dioksit salınıminin temel belirleyicilerinden birisi olduğu kabul edilmektedir. Günümüzde enerji ekonomistleri ve politika analistlerinin büyük bir kısmı, artan enerji talebinin çevre kirliliğinin nedenlerinden birisi olduğu fikrini paylaşmaktadır.

Bu çalışma, düşük, orta ve yüksek gelirli ülkeler için enerji tüketiminin karbon dioksit salınımı üzerindeki etkisini araştırmıştır. Burada, 1971-2011 dönemine ilişkin panel birim kök, eşbütünleşme ve nedensellik metodolojileri kullanılmıştır. Panel birim kök test sonuçlarına göre, seriler birinci farkında durağan bulunmuştur. Panel eşbütünleşme test sonuçları ise orta ve yüksek gelirli ülkeler grubu için değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığını tespit etmiştir. Ampirik sonuçlar, aynı zamanda her iki ülke grubu için enerji tüketiminden karbon dioksit salınıma doğru işleyen bir Granger nedenselliğini ispatlamaktadır. Hem eşbütünleşme hem de nedensellik sonuçları dikkate alındığında, söz konusu dönemde enerji tüketiminin karbon dioksit salınıminin dolayısıyla çevre kirliliğini artırdığı yönünde bir ampirik kanıt bulunmuştur. Bununla birlikte, tahmin sonuçları karbon dioksit salınıminin enerji tüketimi elastikiyetinin orta gelirli ülkelerde yüksek gelirli ülkelere göre daha yüksek olduğunu ortaya koymuştur.

Karbon dioksit salınıminin temel belirleyicilerinden birinin enerji tüketimi olduğuna dair söz konusu ampirik bulgular enerji tüketimi ile ilgili bazı politika önerileri de sunabilmektedir. Her şeyden önce enerji kullanımı için yenilikçi teknolojiler geliştirmek ve enerji yapısını dönüştürmek önemli bir adım olabilir. Bu bağlamda güneş enerjisi ve diğer yenilenebilir enerji teknolojilerinin potansiyelinden istifade edilebilir. Özellikle gelişmekte olan ya da orta gelirli ülkelerde hükümetler üretim yapısını hâkim konumda olan enerji-yoğun imalat sanayi endüstrilerinden düşük enerji tüketimi sergileyen hizmetler sektörüne doğru kaydırabilirler. Enerji etkinliğini artırabilecek teknolojik yeniliklere hız verilebilir. Düşük karbon salınıminin sağlayabilecek yenilenebilir enerji kaynakları için çeşitli mali ve parasal politikalar üzerinde durulabilir. Diğer taraftan, çevresel kuralların ve düzenlemelerin etkin olarak uygulanması, çevresel bozulmaları önleyici ar-ge faaliyetlerine hız verilmesi ve çevresel vergilerin yaygınlaştırılması sağlanabilir.

#### Kaynakça

- ANG, J. B. (2007). CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, and output in France, *Energy Policy*, 35, 4772-4778.
- ANG, J. B. (2008). Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia, *Journal of Policy Modeling*, 30, 271-278.
- APERGIS, N. and PAYNE, J. (2009). CO<sub>2</sub> emissions, energy usage and output in Central

America, *Energy Policy*, 37, 3282-3286.

APERGIS, N. and PAYNE, J. E. (2010). The emissions, energy consumption, and growth nexus: Evidence from the Commonwealth of Independent States, *Energy Policy*, 38, 650-655.

BAEK, J. (2011). Trade liberalization, economic growth, energy consumption and the environment: Time series evidence from G-20 economies, *Journal of East Asian Economic Integration*, 15(1), 1-32.

BREITUNG, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data. In: Baltagi, B.H. (Ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Advances in Econometrics, JAI Press, Amsterdam, 161-178.

CHOI, I. (2001). Unit root tests for panel data, *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.

DINCER, I. and ZAMFIRESCU, C. (2011). *Sustainable energy systems and applications*, Springer Science and Business Media, LLC.

GRANGER, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods, *Econometrica*, 37, 424-438.

GUTIERREZ, M.J. (2003). Dynamic inefficiency in an overlapping generation economy with pollution and health costs, Mimeo, Universidad del Pais Vasco.

HARRY, B., SHUDDHASATTWA, R. and RUHUL, S. (2012). Coal consumption, CO<sub>2</sub> emissions and economic growth in China: Empirical evidence and policy responses, *Energy Economics*, 34, 518-528.

HOSSAIN, S. (2011). Panel estimation for CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of Newly Industrialized Countries, *Energy Policy*, 39, 6991-6999.

IM, K.S. PESARAN, M. H. and SHIN, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.

IM, K.S., PESARAN, M. H. and SHIN, Y. (1997). Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Economics*, 115(1), 53-74.

JALIL, A. and MAHMUD, S. F. (2009). Environment Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> emissions: A cointegration analysis, *Energy Policy*, 37, 5167-5172.

JALIL, A. and FERİDUN, M. (2011). The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: A cointegration analysis, *Energy Economics*, 33, 284-291.

JORGENSON, D. W. and WILCOXEN, P. J. (1993). Reducing U.S. carbon dioxide emissions: An assessment of different instruments, *Journal of Policy Modeling*, 15, 491-520.

KAO, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

KAO, C. and CHIANG, M. (1997). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *Working paper*, Department of Economics, Syracuse University.

LIMING, X., YUNBING, H., GUANG, H., XIANFENG, C. and FENGHUA, Q. (2011). Relationship between primary energy consumption and carbon dioxide emissions in China, *Energy Procedia*, 13, 4353-4360.

MADDALA, G.S. and WU, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-52.

MAHAMAT, H. H. (2012). Greenhouse gas emissions, energy consumption and economic growth: A panel cointegration analysis from Canadian industrial sector perspective, *Energy Economics*, 34, 358-364.

MARK, N. and SUL, D. (1999). A computationally simple cointegration vector estimator for panel data, Manuscript. Ohio State University.

MASIH, A.M.M. and MASIH, R. (1997). On temporal causal relationship between energy consumption, real income and prices; Some new evidence from Asian energy dependent NICs based on a multivariate cointegration/vector error correction approach, *Journal of Policy Modeling*, 19(4), 417-440.

MENYAH, K. and WOLFE-RUFAEL, Y. (2010). Energy consumption, pollutant emissions and economic growth in South Africa, *Energy Economics*, 32, 1374-1382.

MICHAELIDES, E.E. (2012). Alternative energy sources, green energy and technology,

Springer-Verlag Berlin, Heidelberg.

MORSHED, H.A.S. (2010). A panel cointegration analysis of the Euro Area money demand, Lund University.

NIU, S., DING, Y., NIU, Y. and LUO, G. (2011). Economic growth, energy conservation and emissions reduction: A comparative analysis based on panel data for 8 Asian-Pacific Countries, *Energy Policy*, 39, 2121-2131.

NASIR, M. and UR REHMAN, F. (2011). Environmental Kuznets Curve for carbon emissions in Pakistan: An empirical investigation, *Energy Policy*, 39, 1857-1864.

PEDRONI, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.

PEDRONI, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels, *Review of Economics and Statistics*, 83, 1371-1375.

PEDRONI, P. (2004). Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, *Econometric Theory*, 20, 597-625.

SAIKKONEN, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions, *Econometric Theory*, 7, 1-21.

SAY, N. P. and YUCEL, M. (2006). Energy consumption and CO<sub>2</sub> emissions in Turkey: Empirical analysis and future projection based on an economic growth, *Energy Economics*, 34, 3870-3876.

SHAHBAZ, M., HOOI, L. and SHABBIR, M.S. (2011). Environmental Kuznets Curve and the role of energy consumption in Pakistan, *MPRA Paper No. 34929*, 1-32.

SIMS, C. A. (1972). Money, income and causality, *American Economic Review*, 62, 540-542.

SOYTAŞ, U., SARI, U. and EWING, B. T. (2007). Energy consumption, income and carbon emissions in the United States, *Ecological Economics*, 62, 482-489.

SOYTAŞ, U. and SARI, R. (2009). Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: Challenges faced by an EU Candidate Member, *Ecological Economics*, 68, 1667-1675.

STOCK, J. and WATSON, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher-order integrated systems, *Econometrica*, 61(4), 783-820.

XEPAPADEAS, A. (2005). Regulation and evolution of compliance in common pool resources, *Scandinavian Journal of Economics*, 107, 583-599.

WANG, S.S., ZHOU, D.Q., ZHOU, P. and WANG, Q.W. (2011). CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic growth in China: A panel data analysis", *Energy Policy*, 39, 4870-4875.

ZHANG, X. P. and CHENG, X.M. (2009). Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in China, *Ecological Economics*, 68, 2706-2712.