

ÇEVRESEL KUZNETS EĞRİSİ'NİN GEÇERLİLİĞİNİN PANEL VERİ MODELLERİYLE ANALİZİ

Selahattin GÜRİŞ*
Elif TUNA**

ÖZET

EKC (Environmental Kuznets Curve) hipotezinin varlığı ekonomik etkileri açısından oldukça önemlidir. Ekonomik gelişmelere bağlı olarak insanların refah seviyesinin artması ile ekonomik faaliyetlerden kaynaklanan sera gazlarının iklim değişikliğine neden olması ve insan yaşamını olumsuz etkilemesi arasında zıt bir ilişki söz konusudur. Bu hipoteze göre ekonomik gelişmeye bağlı olarak devamlı artan kişi başına gelir düzeyi ile başlangıçta çevre kirlenmesi artmakta ancak belirli bir gelir miktarından sonra çevresel bilincin artmasından dolayı çevre korunmasına yönelik tedbirler alınmakta ve çevre kalitesi yükselmektedir. Çalışmamızda ele alınan 88 ülkede EKC hipotezinin gerçekleşip gerçekleşmediğini incelemek amacıyla parametrik panel veri modelleri incelenmiştir. Ardından bu modellerde varsayımlardan sapmalar ele alınmış bu amaçla kullanılan testler uygulanarak sonuçlar yorumlanmıştır.

Anahtar Kelimeler: EKC hipotezi, Panel veri modelleri, Diagnostikler.

THE VALIDITY OF ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE BY PANEL DATA MODELS

ABSTRACT

The presence of EKC (Environmental Kuznets Curve) hypothesis is quite important in terms of economic effects. Depending on economic developments there is an opposite relationship between the increase in the level of welfare of people and the increase in the level of emissions of greenhouse gases that causes climate change and have a negative effect on human life, which is arising from economic activities.

* Prof. Dr , Marmara Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü.

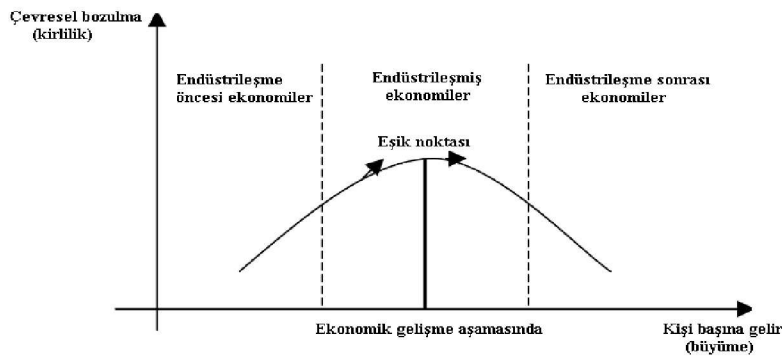
** Araş.Gör.Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü.

According to this hypothesis, depending on economic development, environmental pollution initially increases with increasing per capita income level but after a certain amount of income, precautions are taken for the protection of the environment due to the increase in environmental awareness and environmental quality rises. In our study for determining the evidence of EKC hypothesis we examine parametric panel data models for 88 countries. Then deviations from the assumptions in these models is discussed and by applying the tests for this purpose the results were interpreted.

Key Words: EKC hypothesis, Panel data models, Diagnostics.

1. GİRİŞ

Kuznets (1955) ekonomik gelişmeye bağlı olarak kişi başına düşen gelir miktarının arttığını ancak gelişmenin ilk safhasında gelir eşitsizliğinin de artmakta olduğunu belirtmiştir. Ayrıca artan gelir eşitsizliğinin ekonomik gelişmenin devam etmesine bağlı olarak belirli bir dönüm noktasından sonra azalmaya başladığını ileri sürmüştür. Kuznets eğrisi olarak bilinen ve kişi başına düşen gelir miktarı ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi ortaya koyan bu şekil çan eğrisi veya ters U şeklindedir. (Grossman ve Krueger 1995: 353–377). 1991 yılında Kuznets eğrisi gelir değişiklikleri ve çevre kalitesi arasındaki ilişkiye göre Grossman ve Krueger tarafından tekrar yorumlanmış ve ardından ilgi odağı haline gelmiştir (Grossman ve Krueger:1995). Aşağıdaki şekilde görüldüğü gibi çevre kirliliği ile kişi başına düşen gelir miktarı arasındaki ilişki Kuznets eğrisinde olduğu gibi ters U biçimindedir. Bu eğriye literatürde Çevresel Kuznets Eğrisi (EKC) denilmektedir.



Şekil 1.: Çevresel kuznets eğrisi (Cialani,2007:568-577)

Shafik ve Bandyopadhyay (1992)'de 135 ülkeye yaptıkları logaritmik doğrusal modelde, Panayotou (1993), Seldan ve Song (1994) 22 OECD ülkesi ve 8 gelişmekte olan ülke için yaptıkları çalışmada kirlilik göstergesi olarak karbondioksit salınımı değişkenini kullanmışlardır ve elde ettikleri sonuçlara göre, ülkeler geliştikçe kirlilik düzeyleri artmış ancak gelir artışının belirli bir eşik değerinden sonra kirlilik azalmaya başlamıştır. Onların çalışmalarının ardından Holtz-Eakin ve Selden (1995)'te 130 ülke üzerinde ve Agras ve Chapman (1999)'da 34 ülke üzerinde kuadratik sabit etkiler modeliyle, Cole, Rayner ve Bates (1997)'de 11 OECD ülkesi üzerine yaptıkları sabit etkiler modeliyle, EKC hipotezinin varlığını çalışmışlardır. Daha sonra EKC hipotezi üzerine pek çok çalışma literatürde yer almıştır. Bu çalışmalardan Stern, Common ve Barbier (1996), Ekins(1997), Stern (1998,2004), Bohara, Betrrens, Gawande ve Wang(2001), Harbaugh, Levinson ve Wilson (2002), Perman ve Stern (2003) çalışmalarında EKC hipotezinin varlığını sınamış ve EKC sonucunun ekonometrik modelin varsayımlarına karşı güçlü olmadığını, diğer bir deyişle varsayımlardaki sapmalardan dolayı bu hipotez için güçlü bir sonuç elde edilemeyeceğini göstermişlerdir.

EKC (Environmental Kuznets Curve) hipotezinin varlığı ekonomik etkileri açısından oldukça önemlidir. Ekonomik gelişmelere bağlı olarak insanların refah seviyesinin artması ile ekonomik faaliyetlerden kaynaklanan sera gazlarının iklim değişikliğine neden olması ve insan yaşamını olumsuz etkilemesi arasında zıt bir ilişki söz konusudur.

Atmosfere salınan sera gazlarının atmosferdeki birikimlerindeki hızlı artışa bağlı olarak, doğal sera etkisinin kuvvetlenmesi sonucunda, yeryüzünde ve atmosferin alt bölümlerinde gözlenen sıcaklık artışına *küresel ısınma* denilmektedir. Küresel ısınma nedenleri ve etkileri açısından global bir sorundur. Ekonomik büyümeyle küresel ısınma arasında yakın bir ilişki vardır. EKC hipotezinin varlığı halinde gelişmekte olan ekonomilerde çevre kalitesi hızla düşecektir. Bu durum ise sadece söz konusu ülkeyi değil bütün dünyayı ilgilendiren bir sorun olacaktır. Bilim adamları, küresel ısınmanın; sıcaklıkların artmasına, kuraklıklara, buzulların erimesine, kasırga, sel gibi doğal iklim olaylarının oluş sıklığının artmasına ve deniz seviyelerinin yükselmesine neden olacağını öngörmektedirler. Bu değişiklikler, insan sağlığını, tarımı, su kaynaklarını, sahil bölgelerini, hayvan ve bitki türlerini olumsuz etkileyebileceği gibi ekonomide birçok sektörü olumsuz etkileyecektir. Söz konusu doğal faaliyetlerin ekonomik maliyeti az gelişmiş veya gelişmekte olan ülkelerin bütçelerine ağır yükler yükleyecektir.

Ekonomisi nispeten tarıma dayalı olan az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler su kaynaklarının azalmasından ve kuraklıktan daha fazla etkilenecektir(Değer ve Anbar,2007)

Çalışmamızda ele aldığımız 88 ülkede EKC hipotezinin gerçekleşip gerçekleşmediğini araştırmak amacıyla parametrik panel veri modelleri incelenmiştir. Ardından bu modellerde varsayımlardan sapmalar ele alınmış bu amaçla kullanılan testler uygulanarak sonuçlar yorumlanmıştır.

Panel veri modellerini tahmin etmek için esnek yöntemler üzerine oldukça geniş bir literatür bulunmaktadır. Parametrik modelin tahmin edilmesi, yorumlanması diğer yaklaşımlara göre daha kolaydır. Panel veri kullanılarak yapılan çalışmalarda, birimler arasındaki farklılıklardan veya birimler arasındaki ve zaman içinde meydana gelen farklılıklardan kaynaklanan değişmeyi, modele dahil etmenin bir yolu; bu değişimin regresyon modelinin katsayılarının bazılarında veya tümünde değişmeye yol açtığını varsaymaktır. Katsayıların birimlere veya birimlere ve zamana göre değiştiğinin varsayıldığı modellere “Sabit Etkili Modeller” denir. Rassal etkiler modelinde (RE) ise bireysel ve zamana ait farklılıklar modele hata terimleriyle dahil edilmektedir(Balestra,1996:36). Bu durum denklemlerle gösterilebilir;

$i = 1, \dots, N$, i.inci birimi, $t = 1, \dots, T$, t.inci zaman noktasını, y_{it} bağımlı değişkene ait gözlem değerini göstermek üzere sabit etkili panel regresyon modeli,

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + x_{it}\beta + u_{it} \quad (1.1)$$

$i = 1, \dots, N$, i.inci birimi, $t = 1, \dots, T$, t.inci zaman noktasını, y_{it} bağımlı değişkene ait gözlem değeri, x_{it} , $1 \times q$ boyutlu stokastik olmayan bağımsız değişkenlere ait gözlem vektörü, α_i gözlemlenemeyen bireysel karakteristikleri temsil eden sabit olduğu varsayılan birimsel özel etki parametresi, λ_t , zaman periyotlarını temsil eden parametre, β , $q \times 1$ boyutlu eğim katsayısı vektörü, u_{it} sıfır ortalama ve σ_u^2 varyansıyla eşit ve birbirinden bağımsız dağılan hata terimidir. Rassal etkili panel regresyon modeli;

$$y_{it} = c + x_{it}\beta + u_{it} \quad (1.2)$$

biçimindedir. Hata terimleri genellikle bireysel olarak önemsiz fakat bir araya geldiklerinde anlamlı etkileri olabilen dışlanan değişkenlerin etkilerini göstermektedir. Bu etkilerden bazıları birimlerden, bazıları zaman

periyotlarından ve bazıları da her iki nedenden dolayı kaynaklanıyor olabilir. Bu modeller u_{it} 'nin üç bağımsız, sıfır ortalamayla normal dağılım üç değişkenin toplamı şeklinde ayrıştırılabileceğini varsayılmaktadır. (Wallace ve Hussain, 1969: 56) ; $u_{it} = \alpha_i + \lambda_t + v_{it}$

Tahminleri, bunlara ilişkin testleri ve diğer özet bilgileri elde etmek için geliştirilen metotlar modelleme safhasının sadece yarısını oluşturmaktadır. Bütün bu metotlar model doğruysa ve varsayımlar gerçekleşmişse uygulanabilir. Fakat herhangi bir uygulama probleminde varsayımlar şüpheli hale gelebilir. Analizin ikinci safhası varsayımları kontrol etmek ve gerekli görülen modeli kurmaktır. Baştaki modelleme safhası verilerden özet istatistikler gibi kombinasyonlar türetir. Sonraki safha bulunan istatistik değerlerinin sorgulanmasını gerektirir. Panel veri analizinde varsayımlarla ilgili problemleri bulmak için bazı *diagnostikler* kullanılır.

2. PARAMETRİK PANEL VERİ MODELLERİ İÇİN DİAGNOSTİKLER

2.1. Hataların Varyansının Eşitliği ve Eş Zamanlı Korelasyon Sınaması

Sabit etkili modeller nokta ve aralık tahmincilerinin elde edilmesinde ve istatistiksel çıkarsamalarda klasik E.K.K. tahmincilerini kullanır. E.K.K tahmincileri için ise temel varsayımlardan biri hataların tekdüze varyansa sahip olması ve birbirleriyle ilişkili olmamasıdır (Kennedy, 2006:147)

Hata süreci yatay kesit birimler içerisinde sabit varyanslı olabilir fakat yatay kesit birimleri arasında varyans değişebilir. Bu durum gruplararası değişen varyans olarak adlandırılır. Diğer yandan parametrik panel veri modellerinde yatay kesit birimleri arasında bağımlılık olmadığı kabul edilir. Bu bağımlılık eş zamanlı korelasyon (contemporaneous correlation) olarak adlandırılır. Ele alınan panel veri modelinde eş zamanlı korelasyon olması halinde istatistiksel çıkarsamalar sapmalı, hatalı sonuçlar verecektir.

Gruplararası değişen varyans (groupwise heteroskedasticity) için modifiye edilmiş wald test istatistiği kullanılabilir.

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \quad i=1, \dots, N \quad (2.1)$$

N burada yatay kesit birim sayısını göstermektedir.

$$\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2 \quad (2.2)$$

i.inci yatay kesit birim için hata varyansının tahmincisini vermektedir. Bu tahminci söz konusu birim için T_i kalıntıya dayalı olarak elde edilir. Ardından,

$$V_i = T_i^{-1} (T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad (2.3)$$

denklemleri ile $\hat{\sigma}_i^2$ 'nin varyansının tahmincisi elde edilir. Modifiye edilmiş Wald test istatistiği,

$$W = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2}{V_i} \right) \quad (2.4)$$

biçimindedir. Sıfır hipotezi altında Wald test istatistiği N serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uyar (Greene, 2000:598). Diğer LM, LR ve standart Wald test istatistikleri hata terimlerinin normal dağılması varsayımına karşı duyarlıdır. Modifiye edilmiş Wald test istatistiğinde ise normallik varsayımı ihmal edilebilir.

Küçük örneklerde bu test istatistiği için yapılan simülasyonlar, büyük N ve küçük T olan panel veriler için sabit etkiler modelinde testin gücünün çok düşük olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla T'nin büyük N'in nispeten daha küçük olduğu büyük panel veriler üzerinde bu test uygulanmalıdır (Baum, 2001: 101-104)

Bu test için sıfır hipotezi yatay kesit birimler arasında bağımlılık olmadığı şeklinde kurulur;

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cor}(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad i \neq j \text{ için} \quad (2.5)$$

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \quad \text{bazı } i \neq j \text{ için}$$

ρ_{ij} , hata terimlerine ait çarpım moment korelasyon katsayısıdır (product-moment correlation coefficient);

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T u_{it}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T u_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (2.6)$$

Bu testte N arttıkça olası eşleştirmelerin (u_{it}, u_{jt}) sayısı da artar.

Breusch ve Pagan (1980) ,sabit N ve $T \rightarrow \infty$ için LM test istatistiğini önermişlerdir. Bu test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir;

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (2.7)$$

$\hat{\rho}_{ij}$, ikili kalıntılar arasındaki örnek korelasyon katsayıları tahminleridir;

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (2.8)$$

formülüyle elde edilirler. LM test istatistiği bağımlılık olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi altında N büyük ve T sonlu olduğunda, N(N-1)/2 serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uyar.

Zaman boyutu kesit boyutundan büyük olduğunda Breusch ve Pagan(1980) tarafından geliştirilen LM testi panel veri modellerinde kesit veriler arasında bağımlılık olup olmadığının sınanmasında kullanılabilir. Fakat zaman boyutu kesit boyutundan küçük olduğunda LM test istatistiği istenilen istatistiksel özellikleri sağlamaz. T<N olduğunda Pesaran'ın (2004) önerdiği CD test istatistiği kullanılabilir;

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (2.9)$$

Yatay kesit birimleri arasında bağımlılığın olmadığı sıfır hipotezi altında CD test istatistiği, $N \rightarrow \infty$ ve T yeterince büyük ise normal dağılıma uyar; $CD \rightarrow N(0,1)$ (Hayos).

2.2. Serisel Korelasyon Sınaması

Denklemden kullanılması gereken bir bağımsız değişkenin denklemden dışlanması ve/veya yanlış bir fonksiyonel formun kullanılması hata terimlerinin korelasyonlu olmasına neden olabilir. Dolayısıyla önemli bir bağımsız değişkenin dışlanıp dışlanmadığının araştırılması bu tür problemlerin varlığının araştırılmasında yardımcı olacaktır. Wooldridge (2002) bu amaçla gözlenmeyen etki testi (unobserved effects test) geliştirmiştir. Yarı parametrik bir test olan bu testte sıfır hipotezi kalıntılarda gözlenmeyen etkilerin olmadığı şeklinde kurulur;

$$H_0 : \sigma_\alpha^2 = 0 \quad (2.10)$$

Sıfır hipotezi altında test istatistiği,

$$W = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{is}}{\left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{is} \right)^2 \right]^{1/2}} \quad (2.11)$$

elde edilir. Bu test istatistiği asimptotik olarak N serbestlik derecesiyle standart normal dağılıma uyar. Ve bu istatistik eşit varyans varsayımının ihlalden etkilenmez. Sıfır hipotezinin reddedilmesi serisel korelasyonun olduğunu gösterir (Wooldridge, 2002: 174).

Hata terimlerinin bağımsız ve sabit varyansa sahip olduğu varsayımları altında sabit etkiler modeli tutarlı tahmin ediciler verir ve asimptotik olarak normal dağılıma uyarlar. Hata terimlerinde değişen varyansın bulunması potansiyel bir problem iken serisel korelasyonun bulunması uygulamada daha önemli sorunlar doğuracaktır. Serisel korelasyon tahmin edicilerin standart hatalarının sapmalı tahminine dolayısıyla da daha az etkin tahmincilerin elde edilmesine sebep olur (Baltagi ve Li, 1991: 277–280).

Panel veride serisel korelasyon için bir çok test geliştirilmiştir. Fakat diğerlerine nazaran daha az varsayım gerektirdiği için Wooldridge'in önerdiği serisel korelasyon testi daha cazip hale gelmiştir. Bu gözlemlenemeyen etki testinin yanı sıra serisel korelasyonu test eden daha genel bir testtir. Wooldridge sabit etkili modelin kalıntılarının negatif serisel korelasyonlu olması halinde gerçek modelin hatalarının korelasyonsuz olacağını göstermiştir. Bu negatif korelasyon;

$$\text{cor}(\hat{u}_{it}, \hat{u}_{is}) = -1/(T-1) \text{ her bir } t, s \text{ için} \quad (2.12) \text{ biçiminde ifade}$$

edilir. Dolayısıyla T yeterince büyükse hata terimlerinde serisel korelasyon olmayacaktır. Bu durum için Wooldridge'in önerdiği genel korelasyon testi uygulanabilir. Bu testin uygulanabilmesi için iki zaman periyodu kullanılır. Örneğin son iki periyod seçilir. Ardından $\hat{u}_{i,T}$ 'nin, $\hat{u}_{i,T-1}$ üzerine regresyonu tahmin edilir. $\hat{u}_{i,T-1}$ 'in tahmin edilen katsayısı $\hat{\delta}$ ile ifade edilir. Sıfır hipotezinde bu katsayının anlamlılığı hata terimlerinin normal dağılan ve sabit varyansa sahip olduğu varsayımları altında t sinamasıyla sınanır (Wooldridge, 2002: 275).;

$$H_0 : \delta = -1/(T-1) \quad (2.13)$$

Baltagi (2001) rassal ve sabit etkiler modellerinde serisel korelasyon testlerini incelemiştir. Bu testlerin çoğu bireysel etkilerin doğası (rassal mı sabit etkili mi) veya bireysel düzeyde etkileri birlikte test etmek için belirli varsayımlarda bulunurlar. Baltagi ve Wu(1999), Baltagi ve Li (1991), Baltagi ve Li (1995) bu testlerden bazılarıdır (Baltagi, 1995: 81)

Baltagi ve Li (1995) rassal etkiler modeli için hata terimlerinin eşit varyansa sahip ve normal dağıldığı varsayımı altında serisel korelasyon için LM testini önermişlerdir. Bu testte hata terimlerinde serisel korelasyon olmadığı sıfır hipotezine karşı alternatif hipotez AR(1) ve MA(1) süreçleri için eşdeğerdir. Bu testler tek yönlü ve iki yönlü yapılabilirler. Bu test birleşik bir testtir. Rassal etkilerin varlığı kalıntıların serisel korelasyonlu olmasına neden olabileceği gibi tersi durum yani kalıntıların serisel korelasyonlu olması da rassal etkiler üzerinde etkili olabilir. Dolayısıyla bir çözüm birleşik bir test uygulanmasıdır. Bu test rassal etkiler ve serisel korelasyonu birlikte test eden basit bir LM testidir ve Breusch Pagan LM testinin bir uzantısıdır. Test istatistiğinin hesaplanmasında sadece E.K.K. kalıntılarına gereksinim duyulduğu için hesaplanması oldukça kolaydır (Baltagi ve Li, 1991: 277–280).

3. UYGULAMA

Uygulamamızda Dünya Bankası verilerinden faydalanılarak 1971–2008 yılları için 88 ülke ele alınmıştır. Ele aldığımız değişkenler:

co2: Kişi başına metrik ton cinsinden karbondioksit emisyonunu ifade etmektedir. Karbondioksit fosil yakıtların tüketilmesiyle açığa çıkmaktadır. Fosil yakıtlar olarak bilinen kömür, petrol, doğal gaz, fuel oil gibi doğal enerji kaynakları karbondioksit bakımından oldukça zengin yakıtlardır. Bu organik maddelerin özellikle endüstriyel alanda çok geniş kullanım alanı bulunmaktadır.

gsyih: Kişi başına düşen gayri safi yurt içi hasıla değişkeni ekonomik büyüklüğünün birkaç ölçütünden biridir. gsyih, bir ülke sınırları içerisinde belli bir zaman içinde, üretilen tüm nihai mal ve hizmetlerin para birimi cinsinden değeridir. Bir ülkenin gayri safi yurtiçi hasılası o ülkenin nüfusuna bölüdüğü zaman ise, kişi başına düşen gsyih elde edilir. Veri cari Amerikan doları cinsinden verilmiştir.

gsyih değişkeninin üssel olarak artması sonucu ortaya çıkan değişimi dengelemek ve bu değerleri doğrusallaştırıp varyantsa durağanlığı sağlamak amacıyla gsyih değişkenine doğal logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Bu

yeni değişkenimiz $lgsyih$ ile ifade edilecektir. Ekonomik aktivitenin kaçınılmaz bir sonucu kaynakların kullanımınıdır. Termodinamik yasalarına göre ise kaynakların kullanımı kirliliği de beraberinde getirmektedir. Dolayısıyla ekonomik aktivite varsa çevre kirliliği de vardır. Bu nedenle değişkenlerin sıfır değeri almasına izin veren bir regresyon bu durumda anlamlı olmayacaktır. Bu durumu engellemek için değişkenler üzerinde yapılan doğal logaritmik dönüşümü ifade etmek üzere $co2$ değişkeni $lco2$ ile gösterilecektir.

3.1. Parametrik Panel Veri Modelleri

Literatürde Çevresel Kuznets Eğrileri üzerine yapılan ilk çalışmalar gelir değişkeninin kuadratik fonksiyonlarına dayalı çalışmalardır. Bu nedenle çalışmamızda kuadratik modeller uygulanmıştır. Uygulamamızın ilk kısmında çevresel Kuznets eğrisinin gerçekleşip gerçekleşmediğini görebilmek amacıyla tek yönlü ve iki yönlü sabit etkili modeller, tek yönlü ve iki yönlü rassal etkili modeller tahmin edilmiş ve sonuçlar aşağıdaki gibi tabloleştirilmiştir.

Tablo: 3.1. Tek ve iki yönlü sabit etkiler modelleri

	SABİT ETKİLİ MODELLER- BİRİM ETKİSİ	SABİT ETKİLİ MODELLER- ZAMAN ETKİSİ	SABİT ETKİLİ MODELLER-BİRİM VE ZAMAN ETKİSİ
$lgsyih^*$	1.282948* (0.0447161)	2.47289* (0.0726025)	1.471796* (0.0497205)
$lgsyih^{2*}$	-0.0604808* (0.0026953)	-0.0963897* (0.0045279)	-0.0699091* (0.0027736)
Sabit*	-5.664986* (0.1911461)	-11.49431* (0.2841936)	-6.348721* (0.2169792)
F(89,3254)= 1206.26	$R^2=0.9706$	F(39,3304)= 435.01	$R^2=0.8370$
		F(126,3217)= 895.96*	$R^2=0.9723$

Her bir parametrik tahmin sürecinde katsayıların ayrı ayrı t testi bazında ve bir arada F testi bazında genel olarak anlamlı oldukları, modellerin açıklanma oranlarının oldukça yüksek olduğu görülmüştür. Tahmin edilen kuadratik modelin ve katsayılarının anlamlı olması çevresel Kuznets eğrisinin ele alınan 1971–2008 dönemi için 88 ülkede gerçekleştiğini göstermektedir.

Tablo 3.1.'den görülebileceği gibi tek ve iki yönlü sabit etkiler modellerinden birinin tercih edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla öncelikle bütün birimlerin homojen varsayıldıkları klasik EKK modeliyle birim etkisini dikkate alan sabit etkili modeller karşılaştırılmış elde edilen sonuçlara göre birim etkisinin dikkate alınması gerektiği sonucuna varılmıştır:

F istatistiği	P>F
F(87, 3254) = 231.6195	0.0000

Ardından sabit etkiler modelinde zamana bağlı etkilerin olup olmadığının testinde yılları temsil eden bütün gölge değişkenlerin katsayılarının eşanlı olarak sıfıra eşit olduğunu ileri süren sıfır hipotezi reddedilmiştir.

F istatistiği	P>F
F(37,3217) = 5.37	0.0000

Sabit etkiler modelinde birimlere ve zamana bağlı etkilerin olup olmadığının testinde tabloda elde edilen F testine göre ülkeleri ve yılları temsil eden bütün gölge değişkenlerin katsayılarının eşanlı olarak sıfıra eşit olduğunu ileri süren sıfır hipotezi reddedilir. Dolayısıyla birimlere ve zamana bağlı etkileri dikkate alan iki yönlü sabit etkiler modeli tercih edilir;

F istatistiği	P>F
F(124,3217)=172.1866	0.0000

Elde edilen sonuçlara göre sabit etkili modeller arasından tercih yapılırken iki yönlü sabit etkiler modelinin uygun model olduğu sonucuna varılmıştır. Tahmin edilen tek ve iki yönlü rassal etkiler modelleri aşağıdaki tablodaki gibidir;

Tablo. 3.2. Tek ve iki yönlü rassal etkili modeller

	RASSAL ETKİLİ MODEL-BİRİM ETKİSİ	RASSAL ETKİLİ MODELLER-ZAMAN ETKİSİ	RASSAL ETKİLİ MODELLER-BİRİM VE ZAMAN ETKİSİ
lg syih*	1.3279782* (0.0461244)	2.4693925* (0.0726972)	1.6197406 (0.0501575)
lg syih²*	-0.0620666* (0.0027834)	-0.0964376* (0.0045336)	-0.0739981 (0.0028449)
Sabit*	-5.6914604* (0.1973672)	-12.4920201* (0.2878947)	-7.2250181 (0.2343677)
F(2,3341)= 1191.66*	R^2 =0.41635	F(2,3341)= 8294.28*	R^2 =0.83236
			F(2, 3341)= 707.136
			R^2 =0.29741

* $\alpha = 0,01$ seviyesinde H_0 reddedilir. ** $\alpha = 0,05$ seviyesinde H_0 reddedilir. *** $\alpha = 0,10$ seviyesinde H_0 reddedilir.

Tahmin edilen tek ve iki yönlü rassal etkiler modellerinin katsayılarının ayrı ayrı t testi bazında ve genel olarak birlikte F testi bazında anlamlı oldukları görülmüştür.

Sabit ya da rassal etkili modeller arasındaki temel fark, sabit birim ve zaman etkisinin bağımsız değişkenlerle ilişkili olup olmadığıdır. Rassal etkili modeller geçerli olduğunda, sabit etkiler tahmin edicileri tutarlı tanımlanabilen parametre tahminleri verir. α_i ve açıklayıcı değişkenler arasındaki ilişkiye bağlı olarak farklı özelliklere sahip iki tahmin edici geliştirilmiştir: Eğer etkiler açıklayıcı değişkenlerle ilişkisiz ise, tesadüfi etkiler tahmincisi tutarlı ve etkindir. Sabit etkiler tahmincisi ise tutarlı fakat etkin değildir. Eğer etkiler açıklayıcı değişkenlerle ilişkili ise sabit etkiler tahmincisi tutarlı ve etkin fakat tesadüfi etkiler tahmincisi tutarsızdır. Hausman testi modelin açıklayıcı değişkenleri ile gruplara ait spesifik etkilerin arasında korelasyonun mevcut olup olmadığının tespitine yönelik olarak kullanılmaktadır. Sıfır hipotezi aşağıdaki gibi kurulur:

$$H_0 : E(u_{it} / \text{lg syih}_{it}, \text{lg syih}_{it}^2) = 0$$

$$H_a : E(u_{it} / \text{lg syih}_{it}, \text{lg syih}_{it}^2) \neq 0$$

Wald kriterine dayalı χ^2 test istatistiği, $W = \chi^2 = [b - \hat{\beta}]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{\beta}]$ ile hesaplanır (Hausman, 1978: 1251-1271).

Tablo.3.3. Hausman testi

	(b) Sabit etkili model	(B) Rassal etkili model	$W = \chi^2 = [b - \hat{\beta}]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{\beta}]$
Igsyih	1.471796	1.619740	306.4987 (p> $\chi^2 = 2.2e-16$)*
Igsyih ²	-0.0699091	-0.073998	

Hausman testine göre ele aldığımız veri seti için sabit etkili modellerin uygun olduğuna karar verilmiştir.

3.2. Panel Veri Modelleri İçin Diagnostikler

3.2.1. Kesit Birimler Arasında Bağımlılık-Eşzamanlı Korelasyon Testleri

Baltagi'ye göre uzun zaman boyutuna sahip panel veri modellerinde kesit birimler arasındaki bağımlılık önemli bir problemdir.

3.2.1.1. Yatay Kesit Birimler Arası Pesaran Bağımlılık Testi (Pesaran CD Testi)

Uzun zaman boyutuna sahip panel veri modellerinde kesit birimleri arasındaki bağımlılık önemli bir konudur ve test edilmesi gereklidir. Pesaran CD testi birimler, yani ülkeler arasında kalıntıların birbirleriyle korelasyonlu olup olmadığını test etmek için geliştirilmiştir. Sıfır hipotezi kalıntıların korelasyonlu olmadıkları şeklinde kurulur.

Ele aldığımız veri setinde kesit boyutu zaman boyutundan büyük olduğu için Breusch Pagan LM testi yerine Pesaran CD testinin uygulanması uygun görülmüştür;

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) = 35.605, P=0.0000$$

Pesaran CD testi ülkeler arasında eşzamanlı korelasyon bulunmaktadır şeklinde sonuçlanmıştır. Köşegen dışı elemanların ortalama mutlak değeri 0.483'tür. Bu oldukça yüksek bir değerdir. Bu değer yatay kesit birimleri arasında bağımlılığın olduğunun yeterli bir delilidir. Dolayısıyla ele aldığımız ülkeleri ele alan bir panel veri modellenmesinde istatistiksel çıkarsamalar sapmalı, hatalı sonuçlar verecektir.

3.2.2.Değişen Varyans Testi

Sabit etkiler modelinde gruplar arasında değişen varyans için Modifiye edilmiş Wald testine göre; Sıfır hipotezi varyansların eşit olduğu şeklinde kurulur:

Wald test istatistiği	$p > \chi^2$
$\chi^2_{(88)} = 32993.38$	0.0000

Elde edilen sonuçlara göre ele alınan ülkeler arasında varyansın eşit olduğu sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilir.

3.2.3.Serisel Korelasyon Testleri

Wooldridge gözlenemeyen etki testinin sonucu aşağıdaki gibidir;

Wooldridge z	P
$z = 5.1952$	2.045e-07

Elde edilen sonuçlara göre %5 anlamlılık düzeyinde ele aldığımız ülkelerde gözlenemeyen etkinin, dolayısıyla serisel korelasyon olduğu görülmektedir.

Baltagi ve Li birleşik LM testine göre sıfır hipotezi reddedilir. Dolayısıyla hata terimlerinin serisel korelasyonlu olduğu kabul edilir:

Balçığı and Li AR-RE birleşik P testi	P
$\chi^2 = 23550.81$	0.0000

Aşağıda sonucu verilen Breusch-Godfrey/ Wooldridge panel veri modellerinde serisel korelasyon testine göre ele aldığımız ülkelerde serisel korelasyon bulunmaktadır.

Wooldridge serisel P korelasyon testi	P
$\chi^2 = 2558.643$	0.0000

4.SONUÇ

Çalışmamızda ele aldığımız 88 ülkede EKC hipotezinin gerçekleşip gerçekleşmediğini araştırmak amacıyla parametrik panel veri modelleri incelenmiş ardından bu modellerde varsayımlardan sapmalar ele alınmış bu amaçla kullanılan testler uygulanarak sonuçlar yorumlanmıştır.

Parametrik tahmin sürecinde elde edilen katsayılar ayrı ayrı t testlerinde ve birlikte F testlerinde genel olarak anlamlı bulunmuştur. Bununla birlikte modellerin açıklanma oranlarının oldukça yüksek olduğu görülmüştür. Az gelişmiş ülkelere çok gelişmiş ülkelere her bir grubun içinde olduğu veri setinde tahmin edilen parametrik modelin ve katsayılarının anlamlı olması bu modellerle ortaya konulan, çevresel Kuznets eğrisinin ele alınan 1971–2008 dönemi için 88 ülkede gerçekleştiğini göstermektedir.

Parametrik modellere ilişkin analizin ikinci safhası varsayımları kontrol etmektir. Bu amaçla yatay kesit birimleri arasında bağımlılık olup olmadığı, yatay kesit birimleri arasında serisel korelasyon bulunup bulunmadığı, değişen varyansın varlığı sınanmıştır. Ele alınan bu diagnostikler sonucunda ayrı ayrı ülke gruplarında ve bütün ülkeler birlikte ele alındıklarında yatay kesit birimleri arasında bağımlılığın (eş zamanlı korelasyon), serisel korelasyonun ve değişen varyansın bulunduğu görülmüştür.

Yapılan diagnostik testler sonucunda parametrik panel veri modellerinin katsayılar ve model bazında anlamlı ve uyum iyiliği ölçüleri açısından oldukça iyi sonuçlar vermesine karşı bu tahminler belirli

varsayımları kullanmak üzere geliştirilmiş olmaları nedeniyle varsayım ihlallerinden daha fazla etkilenmektedirler. Bu nedenle sapmalı ve etkin olmayan tahmin ediciler neticesinde elde edilen bulguların gerçekleri yansıtmayacağı söylenebilir. Parametrik modellerle ifade edilen EKC hipotezinin elde edilen bulgular çerçevesinde geçerli olmadığı sonucuna varılmıştır.

KAYNAKÇA

Balestra, Pietro., Introduction to Linear Models for Panel Data, *The Econometrics of Panel Data, a Handbook of the Theory with Applications* içinde, Edt. Matyas, Laszlo; Sevestre, Patrick, 2.th edition, Kluwer Academic Publishers, 1996.

Baltagi, Badi H., Qi Li, “A Joint Test for Serial Correlation and Random Individual Effects”, *Statistics and Probability Letters*, Vol.11, issue.3, 1991, s. 277-280.

Baltagi, Badi H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 1995.

Baum, Christopher F., “Regression Diagnostics for Cross-section Time Series Regression Models”, *The Stata Journal*, Number 1, 200, s.101-104.

Cialani, C., “Economic growth and environmental quality: An econometric and a decomposition analysis”, *Management of Environmental Quality: An International Journal*, Vol. 18 Iss: 5, 2007, pp.568 – 577.

Değer, Alper ve Adem Anbar, “Küresel Isınmanın Dünya Ekonomisine ve Türkiye Ekonomisine Etkileri”, *Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt.9, Sayı.4, 2007.

Greene,William H., *Econometric Analysis* , Fourth edition, Prentice Hall International edition, 2000.

Grossman,G.M., Krueger, A.B., “Economic Growth and the Environment”, *The Quarterly Journal of Econometrics*, Vol.110, No.2, 1995, s. 353-377.

Grossman,G.M, Krueger, A.B., “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement”, NBER Working Paper Series, No: 3914, Cambridge National Bureau of Economic Research,1991.

Hausman, J.A. “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, Vol.46, No.6, 1978, s.1251-1271

Hayos, Rafael E., De Vasilis Sarafidis, Testing for Cross Sectional Dependence in Panel Data Models, http://www.econ.cam.ac.uk/phd/red29/DocumentsandExercises/Papers/main_xtcsd.pdf.

Kennedy ,Peter. *Ekonometri Kılavuzu*,Gazi Kitapevi, 2006.

Wallace,T.D., Hussain, Ashiq. , “The Use of Error Components Models in Combining Cross Section with Time Series Data”, *Econometrica*, vol. 37, No:1, (January 1969).

Wooldridge, Jeffrey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Pres, London, 2002.