

ARAŞTIRMA MAKALESİ /RESEARCH ARTICLE

**PARAMETRİK OLMAYAN SABİT ETKİLER PANEL VERİ MODELLERİ:
TÜRKİYE İÇİN HAVA KİRLİLİĞİ VE GELİR İLİŞKİSİ**

Rabia Ece OMA¹, Esra CANPOLAT²

ÖZ

Bu çalışmada, Türkiye için kişi başına düşen kükürt dioksit (SO₂) ve partiküler madde (PM₁₀) ile kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla (GSYH) arasındaki ilişki modellenmiştir. Söz konusu modellemede sabit etkili parametrik olmayan panel veri analizi kullanılmıştır. Panel veri, 1990-2001 periyodu için İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) birinci düzeyinde yer alan 12 bölgeyi kapsamaktadır. Türkiye için GSYH ile SO₂ ve PM₁₀ arasındaki ilişkinin modellenmesinde, parametrik olmayan modellerin iyi sonuçlar verdiği gözlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Parametrik olmayan regresyon, Panel veri, Sabit etkiler modeli, Hava kirliliği, Ekonomik büyüme, Türkiye.

**NONPARAMETRIC FIXED EFFECT PANEL DATA MODELS: RELATIONSHIP
BETWEEN AIR POLLUTION AND INCOME FOR TURKEY**

ABSTRACT

In this study, relationship between gross domestic product (GDP) per capita and sulfur dioxide (SO₂) and particulate matter (PM₁₀) per capita is modeled for Turkey. Nonparametric fixed effect panel data analysis is used for the modeling. The panel data covers 12 territories, in first level of Nomenclature of Territorial Units for Statistics (NUTS), for period of 1990-2001. Modeling of the relationship between GDP and SO₂ and PM₁₀ for Turkey, the non-parametric models have given good results.

Keywords: Nonparametric regression, Panel data, Fixed effect model, Air pollution, Income, Turkey

¹Anadolu Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Bölümü ESKİŞEHİR
Tel:(222) 335 05 80 (4683)

E-posta:reayar@anadolu.edu.tr

²Inönü Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü Kat:4 MALATYA

Tel:(553) 397 03 99

E-posta:esra.canpolat@inonu.edu.tr

1. GİRİŞ

Son yirmi yıldır ekonomik büyüme ve çevresel kalite arasındaki ilişki, özellikle deneysel çalışmalarda araştırılan konuların başında gelmektedir. Bunun nedeni küresel ısınma, çevresel kirlilik, sera gazı etkisi ve kaynakların tükenmesi gibi durumların açık bir şekilde insan aktiviteleriyle ilgili olmasıdır. Bu açıdan bakıldığında, hava kirliliğinin ısınma, ulaşım ve sanayi olarak sınıflandırılabilir kaynakları önemli yapay kirlenici kaynaklarıdır. Bu kaynaklardan atmosfere salınan iki önemli kirlenici kükürt dioksit (SO_2) ve partiküler madde (PM_{10}) dir.

SO_2 , yakıtların doğal olarak yapısında bulunan kükürt bileşiklerinin yanma esnasında açığa çıkmasıyla oluşan kirlenici, bozucu, renksiz ve asidik gazdır. Partiküler madde ise gaz halindeki emisyonların kimyasal dönüşümü ve yığın halinde şekillenmesi ile oluşur. 5-10 mikrometre çaplı partiküller, asılı partiküler madde olarak tanımlanır. Genel olarak heterojen karışımlar içerir ve karakteristikleri bir yerden bir başka yere önemli ölçüde farklılık gösterir. Çapı 10 mikrometre altındaki partiküler maddelere PM_{10} denir (TÜİK, 2009; 49).

Söz konusu iki kirlenici için 2007 yılı Ekim ayına kadar Türkiye genelinde Sağlık Bakanlığı'na ait hava kalitesi ölçüm istasyonlarının bulunduğu il ve ilçe merkezleri, 2007 yılı Ekim ayından sonra ise Çevre ve Şehircilik Bakanlığı'na ait hava kalitesi ölçüm istasyonlarının bulunduğu 81 il merkezi ve bazı ilçe merkezlerinde ölçümler yapılmaktadır (TÜİK, 2009; 48). Türkiye açısından bir durum değerlendirmesi yapıldığında, genel olarak izleme uygulamalarında ilerleme kaydedilmiştir, ancak ülke çapında kirliliğin henüz tam ve güvenilir bir resminin çıkartılamadığı görülmektedir (OECD, 2008; 46-47).

Çevre sorunlarından biri olan hava kirliliği nüfus artışı ve şehirleşme ile daha da artmaktadır. Bu problemin diğer bir boyutu ise ekonomik büyümedir. Sencar (2007) yaptığı çalışmada, Sanayi Devrimi'nin beraberinde getirdiği kentleşme ve modernleşme olgusunun zaman içinde hızlı nüfus artışı, çarpık kentleşme ve aşırı sanayileşmeye yol açması sonucunda, atmosferde meydana gelen kirlenmenin belli oranlara ulaştığı ve atmosferin doğal yapısını bozduğu, yani havanın kirlenmesine yol açtığı vurgusunda bulunmuştur.

Endüstriden kaynaklanan hava kirliliği esas olarak yanlış yer seçimi ve atık gazların yeterli teknik tedbirler alınmadan havaya bırakılması sonucu meydana gelmektedir. Türkiye'de hava

kirliliğine sebep olan endüstri kollarının başında, enerji, gübre, demir-çelik, şeker, çimento, petrokimya ve metal endüstrileri gelmektedir (Türkiye Çevre Vakfı, 2003: 30-32). Sürdürülebilir olmayan üretim ve tüketim öğeleri nedeniyle Türkiye bir dizi çevre tehdidi ile karşı karşıyadır. Ekonominin genel materyal yoğunluğu hala Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (OECD) bölgesinde en yüksek seviyeler arasındadır ve en yüksek kirlilik yoğunluğu rakamlarını oluşturmaktadır. Bu durum, kısmen Türk ekonomisinin yapısını yansıtmaktadır. Ekonomik ve sosyal kalkınmanın hızlandırılmasına yönelik çabalar sırasında, özellikle çevresel önceliklerin yüksek olmadığı yerel idareler düzeyinde, çevresel endişeler her zaman dikkate alınmamaktadır. Özellikle enerji sektöründe çevreye zararlı sübvansiyonların devam ettirilmesi, kirlenici faaliyetleri de teşvik etmeyi sürdürmektedir OECD, 2008; 30).

Bu makalenin ikinci bölümünde, ekonomik büyüme-hava kirliliği ilişkisine ait özellikle Türkiye için yapılmış çalışmaları dikkate alarak, kısa bir literatür taraması yer almaktadır. Söz konusu ilişkiyi ortaya koymada kullanılan metodoloji ve veri seti Bölüm 3'de yer almaktadır. Bölüm 4, kurulan regresyon modellerinin tahmin sonuçları ve karşılaştırılmaları içerir. Bölüm 5 ise çalışmadan elde edilen sonuçlardan oluşmaktadır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Bu bölümde SO_2 , PM_{10} , karbon dioksit (CO_2) gibi kirleniciler ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi parametrik olmayan ya da kısmi parametrik panel veri regresyon modelleri ile inceleyen çalışmalara değinilmiş daha sonra ise Türkiye'deki SO_2 ve/veya PM_{10} emisyonları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar gözden geçirilmiştir. Hava kirliliği ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel veri kullanarak modellemede parametrik olmayan ya da yarı parametrik regresyon modellerinin kullanımı çok yaygın değildir ve bu konuda literatürde oldukça az sayıda çalışma vardır.

Azomahou ve ark. (2005) 1960-1996 periyodu için 100 ülkeli bir panel veri kullanarak kişi başına düşen Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) ile CO_2 emisyonu arasındaki ilişkiyi parametrik olmayan panel yaklaşımı ile incelemiştir. Parametrik olmayan regresyon modellemede bölgesel doğrusal kernel regresyon metodunu kullanmıştır. Parametrik olmayan spesifikasyon testleri monotonik olma durumunu reddetmemiş fakat birçok çalışmada çevresel Kuznet eğrisini ifade eden polinomial fonksiyonu reddetmiştir.

Criado (2009) üç makalesini içeren çalışmasında ekonomik faaliyetlerle hava kirliliği arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Birinci makale, 1990-2002 periyodu için 48 İspanya şehrini kapsayan bir panel veri çalışmasıdır ve literatürdeki statik sabit etkili panel veri modellerini içeren önceki çalışmalardaki gelir-kirlilik ilişkisinin tutarlılığını kontrol etmek amacıyla bir test önermiştir. İkinci makalesinde, 1960-2002 yılları için 166 örtüşmeyen bölgeyi içeren bir panel veri kullanarak kişi başına düşen CO₂ emisyonlarının yakınsama hipotezini incelemiştir. Üçüncü makalede ise, 1950-2002 yılları için 97 ülkeyi kapsayan bir panel veri kullanarak geleneksel doğrusal ve doğrusal olmayan regresyon modelleri kurmuştur. Söz konusu modelleri parametrik olmayan ve kısmi parametrik regresyon modelleri ile karşılaştırmıştır. Sonuçlar göstermiştir ki kurulan parametrik modeller yanlış belirlenmiştir. Bununla birlikte açıklayıcı faktörler arasındaki etkileşimi ve doğrusal olmama durumunu içermemektedir.

1980-2004 periyodu için 158 ülkeyi kapsayan bir panel veri için Van (2010), kişi başına düşen enerji tüketimi ile gelir arasındaki ilişkiyi açıklamada kısmi parametrik bir analiz önermiştir. Kullandığı model, kısmi parametrik kısmen doğrusal panel modelidir. Çalışmasında enerji tüketiminin gelirle birlikte arttığı ve oldukça yüksek gelir seviyelerinde ise dengeye ulaştığı sonucuna varmıştır. Bununla birlikte, Gelişmekte olan ülkelerdeki enerji tüketimi, parametrik çalışmalarda beklenenden çok daha hızlı bir şekilde artış göstermektedir.

Hava kirliliği-ekonomik büyüme ilişkisi için Türkiye'ye yönelik yapılan çalışmaların neredeyse tamamında parametrik regresyon modelleri kullanılmıştır. Bu modellerde zaman serisi ve/veya panel veriler ile analizler gerçekleştirilmiştir.

Türkiye için hem SO₂ ve PM₁₀ emisyonlarını kullanıp hem de panel veri analizi yapılan çalışmaların en önemlilerinden biri Akbostancı ve ark (2009) tarafından yapılan çalışmadır. Akbostancı ve ark. (2009) 1992-2001 yılları için panel veri kullanarak SO₂ ve PM₁₀ emisyonları ile gelir arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için parametrik regresyon modelini kullanmış ve N şeklinde bir ilişki bulmuşlardır. Çalışmalarında aynı zamanda 1968-2003 periyodu için CO₂ ile gelir arasındaki ilişkiyi zaman serisi kullanarak araştırmışlardır.

Gürlük ve Karaer (2004) çalışmalarında 1975-2000 periyodu için CO₂, SO₂ ve NO₂ ile gelir arasında ilişkiyi zaman serisi kullanarak parametrik regresyon analizi ile incelemiştir. Sonuç olarak CO₂ ve NO₂ emisyonlarının azalan,

SO₂ emisyonlarının ise artan bir trende sahip olduğunu ifade etmişlerdir.

Köne ve Büke (2012) 1990-2000 periyodunu dikkate alarak veri zarflama yöntemi ile Türkiye'deki iller için çevresel performansları değerlendirmişlerdir. Ardından, çevresel etkinlik skorları ile girdi ve çıktı değişkenleri arasındaki muhtemel ilişkiyi geleneksel regresyon analizini kullanarak incelemiştir. İllerin %7.41'inin göreceli olarak etkin olduğu ve en yüksek kişi başı GSYH'ya sahip olan bölgenin en yüksek etkinlik skoruna sahip olduğu sonucuna varmışlardır. Ek olarak, regresyon sonucuna göre GSYH ile etkinlik skoru arasında pozitif yönde bir ilişki bulmuşlardır.

Hava kirliliğinin ekonomi ile olan ilişkisinin yanı sıra SO₂ ve PM₁₀'nun insan sağlığı üzerindeki etkilerine de değinen çalışmasında Zaim (1997), 1990-1993 periyodunu göz önünde bulundurarak yaptığı tahminleme sonucunda, İstanbul, Ankara ve Bursa gibi en kalabalık ve sanayileşmiş kentlerde hava kirlilik seviyelerinin azalması nedeniyle hava kirliliğinin sağlık ve ekonomi üzerindeki etkilerinin 1990-1993 yılları arasında gelişme kaydettiği sonucuna varmıştır. 1999 yılında yapmış olduğu çalışmada ise aynı periyod için hava kirliliği ile ilişkili bir sosyal maliyet dikkate alarak Türkiye için GSYH'yı modifiye etmiştir.

Hava kirliliği-ekonomik büyüme ilişkisi literatürde genellikle, ekonomik büyümenin kirlilik belirleyicileri üzerine olan etkisi yönünde karşımıza çıkmaktadır ve bu çalışmada da söz konusu literatüre paralel olarak bağımlı değişken olarak hava kirliliği belirleyicileri dikkate alınmıştır ve her bir kirlilik değişkeni için ayrı modeller kurulmuştur. Buna karşın, kirliliğin ekonomik büyüme üzerine olan etkisi de araştırmalara konu olmaktadır (Omay ve Canpolat, 2012; Öztürk ve Acaravcı, 2010). Omay ve Canpolat (2012)'de 2007-2010 dönemi için ekonomik büyüme göstergesi için hane halkı gelir dağılımı bağımlı değişken olarak dikkate alınmış ve SO₂, PM₁₀ emisyonları ve nüfusun hane halkı gelir dağılımı üzerine etkisi parametrik ve parametrik olmayan panel veri modelleri kullanılarak araştırılmıştır.

3. REGRESYON SPLAYN, PARAMETRİK OLMAYAN SABİT ETKİLER MODELİ

Son yıllarda özellikle ekonometrik çalışmalarda parametrik olmayan ve kısmi parametrik panel veri modellerinin kullanımı yaygınlaşmaya başlamıştır. Bu çalışmaların büyük bir kısmında parametrik olmayan teknik olarak Kernel yöntemi kullanılmıştır (Azamahou ve ark., 2005; Criado, 2009; Evren ve Tuna, 2011; Su ve

Ullah, 2011; Sun ve ark., 2009; Van, 2010). Literatürde parametrik olmayan teknik olarak regresyon splayn ya da cezalı splaynın kullanımı Kernel yöntemine oranla oldukça nadir karşılaşılan bir durumdur (Hajargasht, 2009; Wand ve Ormerod, 2008). Bu çalışmada ise değişkenleri ve periyodu daha sonra (Bölüm 4'de) ayrıntıları ile tanımlanan bir panel veri kullanılarak, Türkiye'deki ekonomik büyümenin hava kirliliği üzerine olan etkisi *regresyon splayn* kullanılarak tahminlenmiştir.

Bu çalışmada kullanılan parametrik olmayan panel veri modellerinin temelinde yer alan yaklaşım, pürüzlülük cezası içeren parametrik olmayan regresyon modelleridir. Söz konusu modellerde bilinmeyen fonksiyonları tahmin etmek için hata kareler toplamına veya logaritmik olabilirlik fonksiyonuna bir λ ceza terimi eklenir ve cezalı hata kareler toplamı

$$S(f) = \sum_{i=1}^n \{Y_i - f(t_i)\}^2 + \lambda \int_a^b \{f''(x)\}^2 dx$$

şeklinde ifade edilir. Burada ceza terimi, farklı şekillerde tanımlanabilmesine karşın, geleneksel olarak $\int_a^b \{f''(x)\}^2 dx$ integralinin bir düzeltme parametresi ile çarpımı olarak ifade edilmiştir. Burada $f(\cdot)$ fonksiyonu, ikinci mertebeden sürekli türeve sahip fonksiyonlar uzayından seçilir. Cezalı hataya optimum değer veren fonksiyon bir kübik splayndır ve parametrik olmayan regresyon probleminin polinomial splayn fonksiyonlarıyla incelenmesi, modelin analizini oldukça kolaylaştırmaktadır. Pürüzlülük cezası yaklaşımında splayn fonksiyonları splayn düzeltme ya da regresyon splayn yöntemleri ile kullanılır (Hastie ve Tibshirani, 1990; Green ve Silverman, 1994; Wood, 2002).

Regresyon splayn yöntemi. Temel olarak, tek bir bağımsız değişkene sahip bir pürüzsüz fonksiyonlu model aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i \quad (1)$$

Burada y_i yanıt değişkeni, x_i bağımsız değişken, f pürüzsüz fonksiyon ve ε_i ise sıfır ortalama ve σ^2 varyansla bağımsız aynı normal dağılıma sahip rassal değişkenlerdir. f fonksiyonunu tahminlemenin bir yolu denk. (1)'i doğrusal bir model olarak tanımlamaktır ki bu f 'nin de elemanı olduğu fonksiyonlar uzayında bir taban seçerek gerçekleştirilebilir. Böyle bir taban seçimi bazı taban fonksiyonları seçmekle aynı anlama gelir. Eğer $b_j(x)$, j 'inci taban fonksiyonu ise söz konusu f fonksiyonu aşağıdaki gibi olacaktır.

$$f(x) = \sum_{j=1}^q b_j(x) \beta_j \quad (2)$$

Denk. (2), denk. (1)'de yerine koyulduğunda açıkça görülebilir ki artık söz konusu model, doğrusal bir modeldir (Wood, 2006; 122).

f fonksiyonu kübik splayn kullanılarak açıklanabilir. Kübik splayn kendisi, birinci ve ikinci mertebeden türevleri sürekli olan kübik polinom parçalarının birleşiminden oluşan bir eğridir. Söz konusu parçaların birleşim noktaları splaynın düğümleri olarak adlandırılır. Geleneksel splaynlarda her bir bağımsız gözlem bir düğüm olarak değerlendirilirken, regresyon splaynlarda düğümlerin konumu belirlenmelidir. Taban boyutu belirlenerek, model pürüzsüzlük derecesinin seçimi kontrol altında tutulmaktadır. Pürüzsüzlüğü kontrol altında tutmanın bir yolu en küçük karelerde bir ceza terimine yer vermektir. Dolayısıyla cezalı regresyon splayn model uyumu problemi,

$$\|y - X\beta\|^2 + \lambda\beta^T S\beta \quad (3)$$

ifadesinin minimizasyonudur. Burada S , bilinmeyen katsayıların matrisidir. Bu durumda söz konusu model için pürüzsüzlük derecesinin tahmini problemi artık düzeltme parametresi (ceza terimi) λ 'nın tahmini problemine dönüşür. Denk. (3)'ün minimizasyonu yani β 'nin cezalı en küçük kareler tahmincisi,

$$\hat{\beta} = (X^T X + \lambda S)^{-1} X^T y \quad (4)$$

olarak ifade edilir. Söz konusu model için etki matrisi A ,

$$A = X(X^T X + \lambda S)^{-1} X^T \quad (5)$$

şeklinde yazılabilir. Dolayısıyla $\hat{\mu} = Ay$ 'dir.

İşlemsel kolaylık açısından aşağıdaki eşitlik dikkate alınabilir:

$$\left\| \begin{bmatrix} y \\ 0 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} X \\ \sqrt{\lambda} B \end{bmatrix} \beta \right\|^2 = \|y - X\beta\|^2 + \lambda\beta^T S\beta \quad (6)$$

Burada B , $B^T B = S$ şeklinde tanımlanan S matrisinin kareköküdür. Denk. (6)'nın sol tarafındaki kareler toplamı terimi yanıt vektörü q sayıda sıfırla genişletilirken model matrisinin ceza matrisinin karekökü ile genişletildiği bir model için bir en küçük kareler ifadesidir. B matrisi spektral ayrıştırma ya da Cholesky ayrıştırma yöntemi ile kolaylıkla elde edilebilir ve bu genişletilmiş en küçük kareler problemi, cezalı en küçük kareler problemini çözmek ve modelin uyumunu yapmak amacıyla ortogonal yöntemler kullanılarak çözülebilir (Wood, 2006, 122-129).

Parametrik olmayan sabit etkiler modeli.

Bir bağımlı değişken ile tek bir bağımsız değişkenden oluşan model aşağıdaki gibi olsun.

$$y_{it} = \alpha_i + f(x_{it}) + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

Burada α_i sabit terimdir ve $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 0$ olarak alınmıştır. Denk. (7)'de t 'ye göre ortalama alınarak denk. (8) elde edilmiştir.

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(x_{it}) + \bar{\varepsilon}_i \quad (8)$$

Denk. (8), denk. (7)'den çıkarılarak,

$$y_i - \bar{y}_i = f(x_{it}) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(x_{it}) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad (9)$$

denklemini elde edilir. Denk. (9) aşağıdaki formda yazılabilir.

$$y - \bar{y}_i = (X - \bar{X}_i)\beta + \varepsilon \quad (10)$$

Denk. (10) sıradan en küçük karelerle tahmin edilebilen doğrusal bir regresyon fonksiyonudur. Fakat aşırı uyumdan kaçınmak için katsayılar bir ceza terimi eklemek gerekmektedir. Bu durumda β 'nin cezalı en küçük kareler iç tahmincisi

$$\hat{\beta}_{iç} = \{(X - \bar{X}_i)^T (X - \bar{X}_i) + \lambda S\}^{-1} (X - \bar{X}_i) (y - \bar{y}_i) \quad (11)$$

olarak elde edilebilir. (9) ve (10) denklemlerinin etkilerden bağımsız olması nedeniyle sonuç tahminci iyi tahminci özelliklerine sahiptir (Hajargasht, 2009).

Hajargasht (2009) aynı zamanda Frisch-Waugh teoremine göre β 'nin kukla değişkenli cezalı en küçük kareler tahmincisi ile iç tahmincisinin eşdeğer olduğunu göstermiştir.

4. VERİ, MODEL VE TAHMİN

Türkiye, yoksulluğun Doğu ve Güneydoğu Anadolu'yu ve büyük kentlerin varoşlarını daha fazla etkilemesinin yanı sıra önemli bölgesel farklılıklar ile karşılaşmaya devam etmektedir. Mağdur durumdaki bölgelerin ekonomik kalkınması bir takım bölgesel programlar ile desteklense de, bunların çevre ve sürdürülebilir kalkınma içeriği genellikle yeterli değildir (OECD, 2008, 30). Söz konusu bölgelerarası gelişmişlik farklarının azaltılmasına yönelik olarak bölgelerin sosyo-ekonomik analizlerinin yapılması ve Avrupa Birliği (AB) ile karşılaştırılabilir veriler üretilmesi amacıyla AB bölgesel sınıflandırması olan NUTS kriterlerine göre bölge birimleri tanımlanmıştır. Bu sınıflandırma İstatistik Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) olarak adlandırılmaktadır ve üç düzeyden oluşmaktadır.

İlk aşamada idari yapıya uygun olarak 81 il, üçüncü düzeyde bölge birimleri olarak tanımlanmıştır. Ekonomik, sosyal, kültürel ve coğrafi yönlerden benzer illerin belirli bir nüfus büyüklüğü de dikkate alınarak gruplanması ile ikinci düzeyde bölge birimleri tanımlanmıştır. Yine aynı kriterlere göre ikinci düzey bölge birimlerinin gruplanması sonucu 12 birim birinci düzeyde bölge birimleri olarak tanımlanmıştır (TÜİK, 2013). Çalışmada 1990-2001 periyodu için birinci düzey bölge birimleri kullanılarak parametrik ve parametrik olmayan panel veri analizleri yapılmıştır. Söz konusu birinci düzey bölge birimleri Tablo 1'de yer almaktadır. Tablo 1'de parantez içindeki rakamlar modellerin kurulmasında kullanılan bölge kodları olarak dikkate alınmıştır.

Tablo 1. İBBS'ye göre birinci düzey bölge birimleri

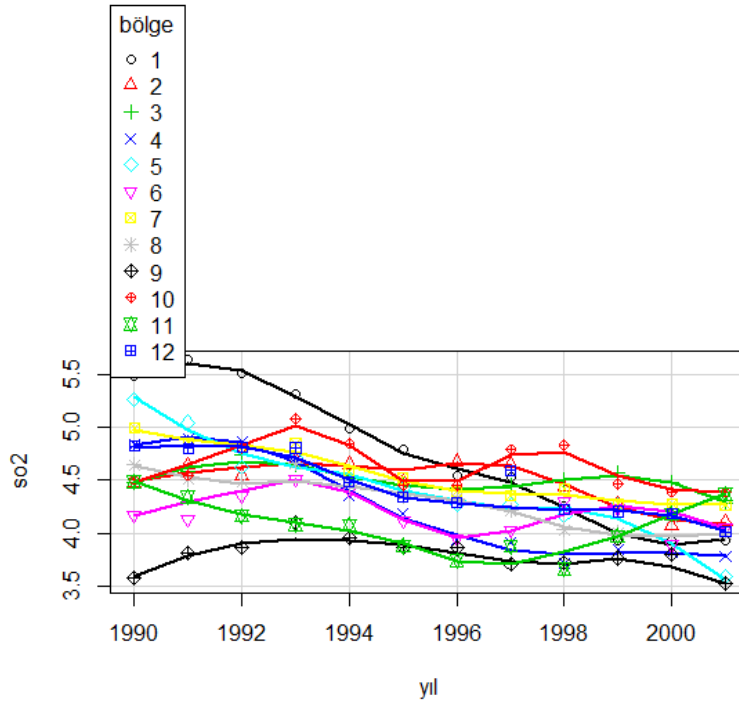
Kod	Tanım	Kod	Tanım
TR1	İstanbul (1)	TR7	Orta Anadolu (7)
TR2	Batı Marmara (2)	TR8	Batı Karadeniz (8)
TR3	Ege (3)	TR9	Doğu Karadeniz (9)
TR4	Doğu Marmara (4)	TRA	Kuzeydoğu Anadolu (10)
TR5	Batı Anadolu (5)	TRB	Ortadoğu Anadolu (11)
TR6	Akdeniz (6)	TRC	Güneydoğu Anadolu (12)

Kaynak: www.tuik.gov.tr

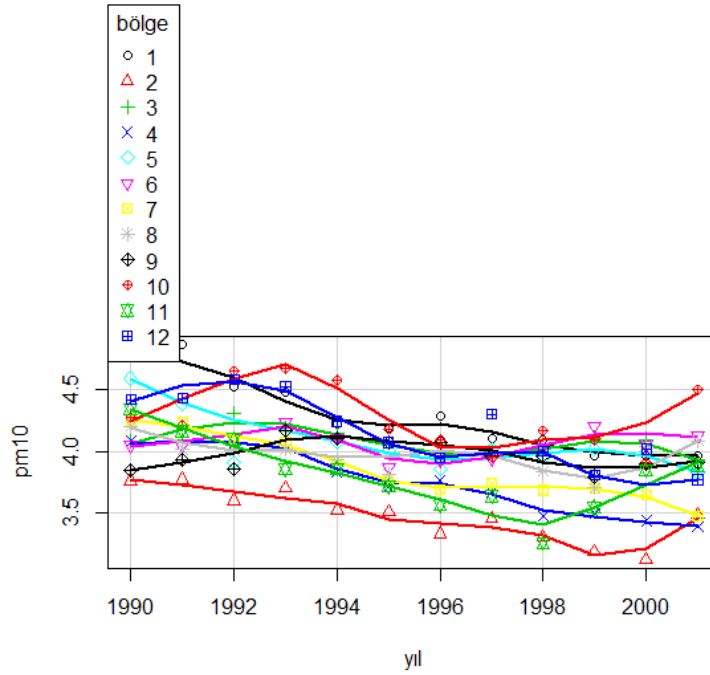
Çevresel göstergeler olarak iller itibariyle SO_2 ve PM_{10} emisyonları ve gelir ölçüsü olarak da kişi başına düşen GSYH kullanılmıştır. Verilerin tamamı TÜİK'den alınmıştır. İller itibariyle kişi başına düşen GSYH verileri 1987-2001 yılları için mevcutken, SO_2 ve PM_{10} emisyonları ise 1990-2010 periyodu için söz konusudur. Bu nedenle uygulama çalışmasına konu olan dönem 1990-2001 ile sınırlı kalmıştır. Söz konusu periyoda ilişkin SO_2 , PM_{10} ve GSYH verilerinin tamamı

logaritmaları alınarak kullanılmıştır. Bu çalışmada yer alan analizlerin tamamında sonuçlar R programı kullanılarak elde edilmiştir.

Ekonomik büyümedeki artışla birlikte Tablo 1'de tanımlanan her bölge için SO_2 ve PM_{10} emisyonlarındaki değişimleri incelemek amacıyla serpilme diyagramları çizilmiştir (Şekil 1 ve Şekil 2).



Şekil 1. Bölgeler için SO_2 emisyonlarının yıllar içerisindeki değişimi



Şekil 2. Bölgeler için PM₁₀ emisyonlarının yıllar içerisindeki değişimi

Şekil 1'e göre 1990 yılında SO₂ emisyonunun en yüksek gözlemlendiği bölge, 1. bölge (TR1, İstanbul) iken zaman içerisinde emisyon değeri oldukça düşerek 2001'de dördüncü sırada yer almıştır. 9. bölgede (TR9, Doğu Karadeniz) SO₂ emisyon değerleri diğer bölgelere göre düşük seyretmiş ve 2001'de en düşük değere sahip bölge olmuştur. 11. bölge (TRB, Ortadoğu Anadolu) 1996'da en yüksek değere sahipken 2001'de emisyon düzeyi en yüksek olan bölge olmuştur. Bir diğer dikkat çekici durum ise 10. bölgenin (TRA, Kuzeydoğu Anadolu) SO₂ emisyon değerlerinin neredeyse tüm yıllarda diğer bölgelere göre yüksek seyretmesidir. Nitekim 2001'de en yüksek değer gözlemlendiği bölgedir.

Şekil 2 incelendiğinde, PM₁₀ emisyonunun yıllar içerisinde diğer bölgelere göre hep daha düşük olduğu 2. bölge (TR2, Batı Marmara) dikkat çekmektedir. Buna karşın 2001 yılında 4. bölgenin (Doğu Marmara) PM₁₀ emisyonunun 2. bölgenin de altında olduğunu gözlenmektedir. Tıpkı SO₂ emisyonlarında olduğu gibi PM₁₀'da da 10. bölge neredeyse tüm yıllarda en yüksek değere sahiptir. Ek olarak, burada verilmemesine karşın GSYH değeri bütün bölgelerde zaman içerisinde sürekli artış göstermiştir.

Bu aşamada, İBBS'nın birinci düzeyindeki 12 bölge için zaman içerisindeki seyirleri kısmen incelenen SO₂ ve PM₁₀ emisyonlarının GSYH ile olan ilişkisi modellenmiştir. Modellemede kukla değişkenler kullanılarak, yukarıda ayrıntılarıyla açıklanan panel veri seti için kukla değişkenli parametrik olmayan regresyon modelleri kurulmuştur (denk. 12 ve 13).

$$so2_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 D_{it} + f(gsyh_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$pm10_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 D_{it} + f(gsyh_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Denk. 12 ve 13'de SO₂ ve PM₁₀ çevresel belirleyicileri ve ekonomik büyüme ölçüsü olarak dikkate alınan GSYH'ya ek olarak bölgeler için D ile ifade edilen kukla değişken de yer almaktadır. Bu denklemlerdeki *i* ve *t* alt indisler sırasıyla, bölgeleri ve zamanı ifade etmektedir. Modellerin belirlenmesinde etkili olan faktörlerden biri, Şekil 1 ve 2'de her bir bölge için gözlenen dalgalanmaları diğerine ise literatürde söz konusu modellerin oldukça az kullanılmasıdır.

Söz konusu modellemeleri yapmadan önce durağanlık test edilmelidir. Bu amaçla genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi (Said ve Dickey, 1984) kullanılmıştır. Test sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır

Tablo 2. SO₂ ve PM₁₀ için Dickey-Fuller test sonuçları

Augmented Dickey-Fuller Test	
data:	panel.set\$so2
Dickey-Fuller =	-5.0069, Lag order = 2, p-value = 0.01
alternative hypothesis:	stationary

Augmented Dickey-Fuller Test	
data:	panel.set\$pm10
Dickey-Fuller =	-4.6155, Lag order = 2, p-value = 0.01
alternative hypothesis:	stationary

Tablo 2’de görülmektedir ki, SO₂ ve PM₁₀ için Dickey-Fuller test istatistikleri sırasıyla -5.0069 ve -4.6155’dir ve her ikisinin de karşılık gelen olasılık değeri 0.01’dir. Dolayısıyla birim kökün varlığına yönelik sıfır hipotezi reddedilir ve bu veri seti için birim kökün olmadığı, diğer bir ifadeyle serinin durağan olduğu sonucuna varılır.

Denk. 12 ve 13 için kukla değişkenli parametrik olmayan panel veri modeli sonuçları sırasıyla, Tablo 3 ve Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 3. Denk. 12 kukla değişkenli parametrik olmayan panel veri modeli (SO₂ modeli)

Parametric coefficients:				
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.81595	0.06460	74.554	< 2e-16 ***
factor(bölge)2	-0.28486	0.09005	-3.164	0.00195 **
factor(bölge)3	-0.28704	0.09040	-3.175	0.00188 **
factor(bölge)4	-0.50945	0.09000	-5.661	9.52e-08 ***
factor(bölge)5	-0.37727	0.09041	-4.173	5.53e-05 ***
factor(bölge)6	-0.63470	0.09069	-6.998	1.32e-10 ***
factor(bölge)7	-0.28474	0.09105	-3.127	0.00219 **
factor(bölge)8	-0.51618	0.09110	-5.666	9.29e-08 ***
factor(bölge)9	-1.04287	0.09128	-11.425	< 2e-16 ***
factor(bölge)10	-0.25173	0.09291	-2.710	0.00767 **
factor(bölge)11	-0.80471	0.09223	-8.725	1.27e-14 ***
factor(bölge)12	-0.40416	0.09167	-4.409	2.19e-05 ***

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Approximate significance of smooth terms:				
	edf	Ref.df	F	p-value
s(gsyh)	4.838	5.943	27.94	<2e-16 ***

Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ' ' 1
R-sq. (adj) =	0.704	Deviance explained =	73.6%	
GCV score =	0.055008	Scale est. =	0.048576	n = 144
Deviance:	6.177			

Tablo 4. Denk. 13 kukla deęişkenli parametrik olmayan panel veri modeli (PM₁₀ modeli)

Parametric coefficients:											
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)							
(Intercept)	4.32951	0.04778	90.610	< 2e-16	***						
factor(bölge)2	-0.81937	0.06669	-12.286	< 2e-16	***						
factor(bölge)3	-0.23827	0.06692	-3.561	0.000521	***						
factor(bölge)4	-0.53743	0.06666	-8.062	4.64e-13	***						
factor(bölge)5	-0.24625	0.06692	-3.680	0.000343	***						
factor(bölge)6	-0.26406	0.06711	-3.935	0.000136	***						
factor(bölge)7	-0.48126	0.06735	-7.146	6.08e-11	***						
factor(bölge)8	-0.37035	0.06739	-5.496	2.02e-07	***						
factor(bölge)9	-0.37522	0.06751	-5.558	1.52e-07	***						
factor(bölge)10	-0.09633	0.06865	-1.403	0.163007							
factor(bölge)11	-0.54771	0.06819	-8.032	5.46e-13	***						
factor(bölge)12	-0.17940	0.06781	-2.646	0.009175	**						

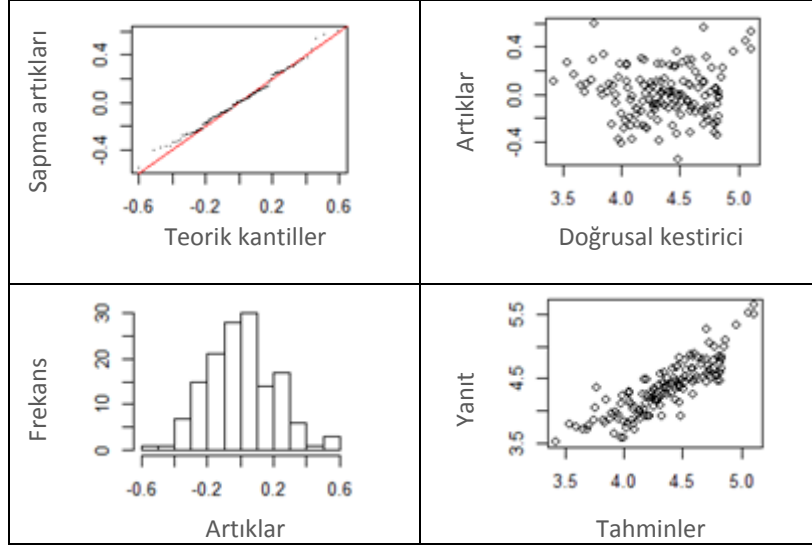
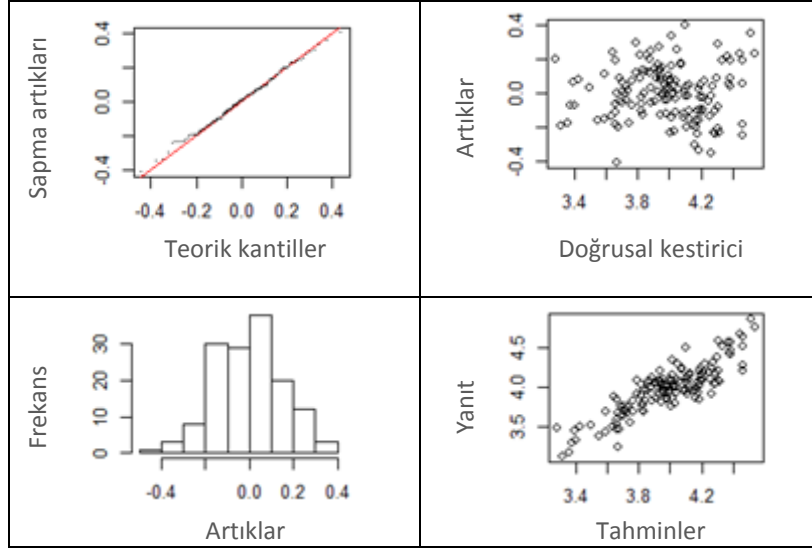
Signif. codes:	0	'****'	0.001	'***'	0.01	'**'	0.05	'.'	0.1	' '	1
Approximate significance of smooth terms:											
	edf	Ref.df	F	p-value							
s(gsyh)	4.217	5.229	23.49	<2e-16	***						

Signif. codes:	0	'****'	0.001	'***'	0.01	'**'	0.05	'.'	0.1	' '	1
R-sq.(adj)	=	0.724	Deviance explained	=	75.3%						
GCV score	=	0.030034	Scale est.	=	0.026652	n	=	144			
Deviance:	3.406										

Tablo 3 ve 4 incelendięinde, GSYH'nın hem SO₂ hem de PM₁₀ üzerinde 0.001 önem düzeyinde anlamlı etkilere sahip olduęu ve bu etkinin parametrik olmayan bir iliřki ile açıklandığı gözlenmiştir. Bununla birlikte modellerin düzeltilmiş R² deęerleri sırasıyla, %70.4 ve %72.4 olarak hesaplanmıştır. Söz konusu modellere iliřkin sapmalar ise sırasıyla 6.177 ve 3.406 dır. Modellerin tahminlenen pürüzsüz fonksiyonlarına iliřkin serbestlik dereceleri ise 4.838 ve 4.217 olarak tahminlenmiştir. İyi bir genel kural olarak,

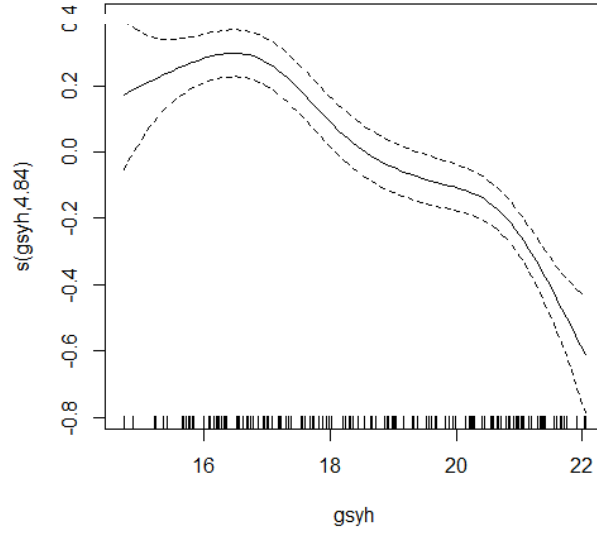
model sapmalarının karşılık gelen serbestlik derecelerine oranı bire ne kadar yakınsa model o kadar yeterli kabul edilir. Dolayısıyla denk. 12 yani SO₂'ye iliřkin model için bu oran 1.277 iken denk. 13 yani PM₁₀'a iliřkin model için ise 0.808'dir ve dolayısıyla her iki model de iyi belirlenmiş modellerdir.

Her iki modelin de kontrol grafikleri sırasıyla Şekil 3 ve 4'de verilmiştir.

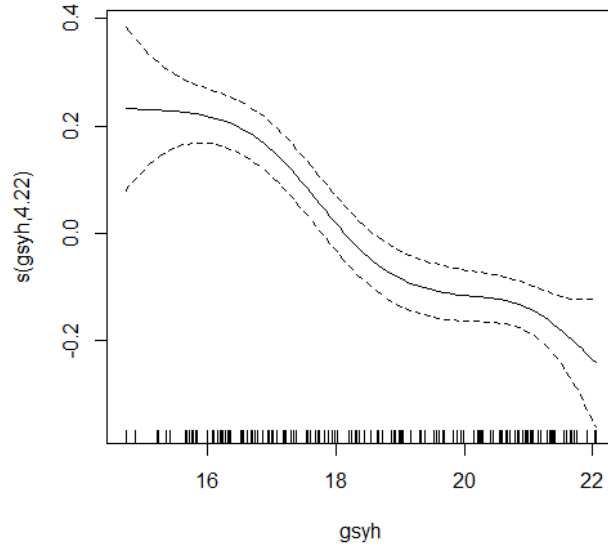
Şekil 3. Denk. 12 için kontrol grafikleri (SO₂ modeli)Şekil 4. Denk. 13 için kontrol grafikleri (PM₁₀ modeli)

Şekil 3 ve 4 uyumu yapılan denk. 12 ve 13 için bazı temel model kontrol grafiklerini içermektedir. Her iki şekilde sol üst tarafında normal QQ çizimi düz çizgiye oldukça yakındır ve bu durum istatistiksel dağılıma yönelik varsayımın makul olduğunu göstermektedir. Her iki şeklin sağ üstündeki çizim varyansların sabit olduğuna işaret etmektedir. Sol altta yer alan artıkların histogramı yaklaşık olarak normal dağılım sergilemektedir. Sağ altta ise yanıtların uyumu yapılan değerlere karşı çizimi yer almaktadır ve ikisi arasında pozitif yönde doğrusal bir ilişki gözlenmektedir.

Dolayısıyla şekillerde kurulan modeller için (denk. 12 ve 13) problemleri bir durum görünmemektedir. Sonuç olarak, GSYH'nın SO₂ ve PM₁₀ üzerindeki parametrik olmayan ilişkisine yönelik kurulan modellerden elde edilen bulguların tamamı, söz konusu ilişkiyi açıklamakta bu modellerin iyi modeller olarak dikkate alınabileceğini ortaya koymaktadır. GSYH'nın SO₂ ve PM₁₀ üzerindeki parametrik olmayan ilişkisi grafiksel olarak ise sırasıyla, Şekil 5 ve 6'da verilmiştir. Grafiklerdeki kesik çizgiler %95'lik güven aralıklarını ifade etmektedir.



Şekil 5. Denk. 12 için pürüzsüz fonksiyon (SO₂ modeli)



Şekil 6. Denk. 13 için pürüzsüz fonksiyon (PM₁₀ modeli)

5. SONUÇLAR

Bu çalışmada, Türkiye için gelir ve çevre kirliliği arasındaki ilişki parametrik olmayan sabit etkili panel veri modeli kullanılarak tahminlenmiştir. İBBS birinci düzeyindeki 12 bölge için 1990-2001 yılları dikkate alınmıştır ve bölgeler kukla değişkenler kullanılarak incelenmiştir. Hava kirliliğine ilişkin değişkenler SO₂ ve PM₁₀ emisyonları, ekonomik büyüme değişkeni ise GSYH olarak belirlenmiştir. Söz konusu ilişki, ekonomik büyümenin hava kirliliği üzerindeki etkisi olarak açıklanan tek yönlü bir ilişkidir ve SO₂ ve PM₁₀ için ayrı ayrı modeller kurularak değerlendirilmiştir.

SO₂ için panel veri analizi göstermiştir ki, GSYH ile SO₂ emisyonları arasında doğrusal olmayan bir ilişki vardır. SO₂ emisyonları üzerinde her bir bölgenin 0.01 önem düzeyinde istatistiksel etkileri söz konusudur. SO₂ emisyonlarını en çok etkileyen bölgelerin başında, Doğu Karadeniz bölgesi gelmektedir ve onu Ortadoğu Anadolu ve Akdeniz takip etmektedir.

Tıpkı SO₂'de olduğu gibi GSYH ile PM₁₀ arasında da doğrusal olmayan (parametrik olmayan) bir ilişki mevcuttur. PM₁₀ emisyonlarına Kuzeydoğu Anadolu Bölgesi'nin istatistiksel olarak anlamlı bir

etkisi gözlenmemektedir. Buna karşın PM₁₀ emisyonlarını en çok etkileyen bölge Batı Marmara'dır ve ardından, Ortadoğu Anadolu, Orta Anadolu ve Doğu Marmara gelmektedir.

GSYH'nın yıllar içindeki artışıyla birlikte hem SO₂ hem de PM₁₀ emisyonları önce artmakta daha sonra ise azalmaktadır ve söz konusu zamana bağlı artış ve azalışlar doğrusal olmayan (parametrik olmayan) bir düzen izlemektedir (Bkz. Şekil 5 ve 6). Bu durum, ekonomik büyümenin hava kirliliği üzerinde sadece olumsuz etkiye sahip olmadığını, ekonominin büyümesiyle birlikte önce hava kirliliğinin artacağı daha sonra ise bir tepe değerden itibaren azalmaya başlayacağı görüşünü doğrular yönde bir bulgudur. Özellikle SO₂ 1990-2001 periyodu için azalma eğilimine girmiştir. Elbette ki bu durum Türkiye'nin hava kirliliğine yönelik çevre politikaları açısından olumlu yönde gelişme kaydedildiğinin bir göstergesi olarak algılanabilir.

REFERANSLAR

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

Azomahou, T. , Laisney, F. and Van, P.N. (2005). Economic Development and CO₂ Emissions: A Nonparametric Panel Approach, Centre for European Economic Research, Discussion Paper, No. 05-56, <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0556.pdf>

Criado, C.O. (2009). *Economic Growth and Air Pollution: Three empirical essays based on nonparametric methods*, Dissertation, University of Neuchatel, Department of Sciences Economics, Switzerland.

Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü (2008). OECD Çevresel Performans İncelemeleri: Türkiye, OECD, Paris.

Evren, A., Tuna, E. (2011), Yarı Parametrik Kısmi Doğrusal Panel Veri Modelleriyle

Uluslararası Göç, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, (12. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması, İstatistik Sempozyumu Özel Sayısı), 13: 95–113.

Green, P.J., Silverman, B.W. (1994). *Nonparametric Regression and Generalized Linear Models*, Chapman&Hall, London.

Gürlük, S., Karaer, F. (2004). Ekonomik Büyüme ile Çevre Kirliliği İlişkisinin İncelenmesi, *Tarım Ekonomisi Dergisi*, Sayı: 10.

Hajargasht, G. (2009). *Nonparametric Panel Data Models A Penalized Spline Approach* Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Working Paper Series, No. WP05/2009, School of Economics, University of Queensland, Australia.

Omay, R.E., Canpolat, E. (2012). Nonparametric Panel Data Models for Air Pollution in Turkey, *8th International Symposium of Statistics*, Eskisehir (Turkey), October 2012, Anadolu Üniversitesi Yayınları No: 2723, 288-289.

Öztürk, I., Acaravcı, A. (2010). CO₂ Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14: 3220-3225.

Hastie, T.J., and Tibshirani, R. (1990). *Generalized Additive Models*, Chapman&Hall.

Köne, A.Ç., Büke, T. (2012). A comparison for Turkish provinces' performance of urban air pollution, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16: 1300-1310.

Said, E. and Dickey, D.A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71: 599–607.

Sencar, P. (2007). Türkiye'de çevre Koruma ve Ekonomik Büyüme İlişkisi, Yüksek Lisans Tezi, Trakya Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Edirne.

- Su, L. and Ullah, A. (2011). *Nonparametric and Semiparametric Panel Econometric Models: Estimation and Testing, Handbook of Empirical Economics and Finance*, pp. 455-497. Taylor & Francis Group, New York.
- Sun, Y., Carroll, R.J. and Li, D. (2009). Semiparametric Estimation of Fixed Effects Panel Data Models with Smooth Coefficients. *Advances in Econometrics* 25: 101-129
- Türkiye Çevre Vakfı (2003). *Türkiye'nin Çevre Sorunları 2003*, Çevre Vakfı Yayını, Ankara.
- Türkiye İstatistik Kurumu (2009). *Çevre İstatistikleri, Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi-8*, TÜİK Matbaası, Ankara.
- Wand, M.P., Ormerod, J.T. (2008). On Semiparametric Regression with O'Sullivan Penalized Splines, *Australian and New Zealand Journal of Statistics*, 50: 179–198.
- Wood, S.N. and Augustin, N.H. (2002). GAMs with Integrated Model Selection Using Penalized Regression Splines and Applications to Environmental Modelling, *Ecological Modelling*, 157(2): 157-177.
- Wood, S.N. (2006). *Generalized Additive Models: An Introduction with R*, Chapman&Hall, USA.
- Van, P.N. (2010). Energy consumption and income: A semiparametric panel data analysis, *Energy Economics*, 32: 557-563.
- Zaim, K.K. (1997). Estimation of health and economic benefits of air pollution abatement for Turkey in 1990 and 1993, *Energy Policy*, 25(13): 1093-1097.
- Zaim, K.K. (1999). Modified GDP Through Health Cost Analysis of Air Pollution: The Case of Turkey, *Environmental Management*, 23(2): 271–277.