



YARIPARAMETRİK KISMİ DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİYLE ULUSLAR ARASI GÖÇ

Atıf EVREN*

Elif TUNA**

Özet

Yarı parametrik panel veri modelleri parametrik ve parametrik olmayan modelleri bir araya getiren; bir kısmı parametrik bir kısmı ise parametrik olmayan modellerdir. Yarı parametrik modeller parametrik olmayan modellere göre $m(x)$ hakkında daha çok varsayıma sahiptir fakat parametrik modelden daha az kısıtlayıcıdır. Bundan dolayı parametrik olmayan tahmine göre tahminlerin boyut sorununu azaltarak daha doğru tahminlerin elde edilmesine ve fonksiyonel biçime daha fazla esneklik tanıyarak parametrik modellere göre daha az model kurma hatası riskiyle karşılaşılır. Göç araştırmaları uluslar arası göç üzerinde etkisi bulunan birçok değişken ortaya koymuşlardır. Amacımız rassal ve sabit etkili kısmi doğrusal panel veri modelleri ile ele aldığımız temel makro ekonomik değişkenlerin uluslararası göç trendi üzerindeki etkisini incelemektir.

Anahtar Kelimeler: Parametrik Olmayan Panel Veri Modelleri, Yarı parametrik Kısmi Doğrusal Panel Veri Modelleri, Uluslararası Göç

Jel Sınıflaması: C14, C33, C51, F22

Abstract

Semiparametric panel data models combines parametric and nonparametric methods in such a way that one part of this approach is parametric and while the other part remains nonparametric. Semiparametric models depend more heavily upon some assumptions than nonparametric models do but they are less restrictive than parametric models. Therefore this method is supposed to reduce the curse of dimensionality problem of nonparametric estimates and obtains more accurate estimates. On the other hand by allowing more flexibility in setting up a model in semiparametric models, one has less risk of error in model building than dealing with parametric models. Migration studies have demonstrated that many variables affect international migration. In this study, our goal is to examine the factors that have some impact on international migration by using some basic macro economic variables which we have considered with random and fixed effect partially linear panel data models.

Keywords: Nonparametric Panel Data Models, Semiparametric Partially Linear Panel Data Models, International migration

Jel Classification: C14, C33, C51, F22

* Yrd. Doç. Dr., Yıldız Teknik Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü Davutpaşa Kampüsü, 34210-Esenler, İstanbul E-mail: aevren@yildiz.edu.tr

** Arş. Gör., Yıldız Teknik Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü Davutpaşa Kampüsü, 34210-Esenler, İstanbul E-mail: eozturk@yildiz.edu.tr

1. YARIPARAMETRİK KISMİ DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Regresyon fonksiyonlarını tahmin etmek için esnek yöntemler üzerine oldukça geniş bir literatür bulunmaktadır. Amacımız regresyon denklemindeki m fonksiyonunu tahmin etmek için bir yöntem tanımlamaktır;

$$y_{it} = m(x_{it}) + u_{it}$$

Uygulamada $m(x)$ bilinmez ve bağımsız değişkenler yoluyla tahmin edilmeye çalışılır. $m(x)$ 'in tahmini için en yaygın kullanılan yöntem fonksiyonun dağılımının ve biçiminin bilindiği varsayımına dayalı parametrik yaklaşımdır. Parametrik modelin tahmin edilmesi, yorumlanması diğer yaklaşımlara göre daha kolaydır (Çağlayan,2002).

Bununla birlikte parametrik olmayan yaklaşımların uygulamada kullanımlarını sınırlayan bazı dezavantajları bulunmaktadır. Önemli bir dezavantajı bağımsız değişkenin, sürekli dağılan bileşenlerinin sayısındaki artışa karşılık parametrik olmayan tahminlerin doğruluğunun hızla azalmasıdır. Bu sorun boyut sorunu olarak karşımıza çıkmaktadır(Härdle,2004). Diğer yandan ekonometrisyen $m(x)$ 'in parametrik biçimi hakkında bir bilgiye sahip olmalıdır ve veri setinde bu parametrik biçime uymayan kısımlar olabilir. Bu durumda verinin bir kısmı için model yanlış belirlenmiş olur ve parametrik çıkarsamalar yanlış sonuçlar verir. Genelde parametrik model sapmalı fakat düşük varyanslı iken; veriye bağlı olan ve fonksiyonel biçimi hakkında önsel bir bilgi bulunmayan parametrik olmayan teknikler daha az sapsmaya fakat daha çok varyansa sahip olacaktır. Böylece $m(x)$ 'in fonksiyonel biçimi bilinmediği zaman parametrik bir model veriyi iyi açıklayamazken, parametrik olmayan analiz de veri hakkındaki önemli bir önsel bilginin elenmesine sebep olabilir. Çözüm parametrik ve parametrik olmayan regresyonların kombinasyonudur(Çağlayan,2002). Ele aldığımız model,

$$y_{it} = x_{it}'\beta + m(z_{it}) + \alpha_i + u_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N \quad , \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

biçimindedir. x_{it} ve z_{it} sırasıyla $p \times 1$ ve $q \times 1$ boyutlu vektörlerdir. x_{it} , parametrik yöntemlerle sürece dahil edilecek p adet değişkeni; z_{it} , q açıklayıcı değişkenden oluşan



parametrik olmayan yöntemlerle tahmin sürecine katılacak olan açıklayıcı değişkenleri ifade etmektedir. β , $p \times 1$ boyutlu bilinmeyen parametre vektörü, $m(\cdot)$ bilinmeyen düzgün fonksiyon, α_i sabit veya rassal etkili değişken, $\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$ olmak üzere ε_{it} , rassal hata terimidir. α_i zaman boyunca sabit ve her bir kesit birim için farklı değerler alabilen bireysel etkiyi göstermektedir. Burada α_i ve u_{it} "0" ortalama ve sırasıyla σ_α^2 ve σ_u^2 varyansla bağımsız ve eşit dağılır. u_{it} ve α_i birbirinden bağımsızdır.

1.1 RASSAL ETKİLİ KISMİ DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Parametrik olmayan rassal etkiler modelinde bireysel ve zamana ait farklılıklar modele hata terimleriyle dahil edilmektedir. Burada ülkelere ait farklılıklar inceleneceğinden zamana göre farklılıklar model içersinde ele alınmayacaktır.

$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$ olarak ele alınır, bireysel etkiler hata terimine ilave edilirse (1) numaralı denklem aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir;

$$y_{it} = x_{it}'\beta + m(z_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Burada $E(\varepsilon_{it} / z_{it}) = 0$ varsayımı altında tahmin yöntemi üzerinde durulacaktır.

(2) numaralı denklemin z_{it} 'ye göre her iki tarafının koşullu beklenen değeri alınabilir;

$$E(y_{it} / z_{it}) = E(x_{it}'\beta + m(z_{it})) \quad (3)$$

(3) numaralı denklemin (2) numaralı denklemden çıkarılmasıyla;

$$y_{it} - E(y_{it} / z_{it}) = (x_{it} - E(x_{it} / z_{it}))\beta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

elde edilir. Burada $Y_{it} = y_{it} - E(y_{it} / z_{it})$ ve $X_{it} = x_{it} - E(x_{it} / z_{it})$ dönüşümlerini ifade etmektedir (Henderson ve Ullah,2005). (4) denklemini bağımlı değişkeni Y_{it} ve bağımsız

değişkeni X_{it} olan doğrusal bir panel veri modelidir. Eğer (Y_{it}, X_{it}) gözlemlenebiliyorsa, β parametrik yöntemlerle elde edilebilir (Su ve Ullah,2010).

Fakat burada $E(y_{it} / z_{it})$ ve $E(x_{it} / z_{it})$ bilinmemektedir. Bu koşullu beklenen değerler parametrik olmayan kernel tahmincileriyle elde edilebilir. Fakat alternatif olarak lokal doğrusal regresyon tahmincileri de kullanılabilir. $E(A_{it} / z_{it})$, (A_{it} , y_{it} veya x_{it} olabilir) ile gösterilirse tek değişkenli durumda;

$$E(A_{it} / z_{it}) = \hat{A}_{it} = \frac{\sum_j \sum_s A_{js} K_{it,js}}{\sum_j \sum_s K_{it,js}} \quad (5)$$

biçimindedir. Burada $K_{it,js} = K\left(\frac{z_{it} - z_{js}}{h}\right)$ $j = 1, \dots, N; s = 1, \dots, T$ kernel fonksiyonu ve h düzgünleştirme parametresidir. $K(z_{it}) = \prod_{l=1}^q k(z_{it}, l)$ çarpım kernel ve k tek değişkenli kernel fonksiyonu ve z_{it}, l z_{it} 'nin l .inci bileşenidir. Bu koşullu beklenen değer tahminleri denklemde yerine konulursa,

$$\hat{\beta}_{SPOLS} = \left(\sum_i \sum_t (x_{it} - \hat{x}_{it})(x_{it} - \hat{x}_{it})' \right)^{-1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \hat{x}_{it})(y_{it} - \hat{y}_{it})' \quad (6)$$

Yarı parametrik tahmincileri elde edilir. Bu tahminciler asimptotik olarak tutarlı ve normal dağılmaktadır. Eğer model bütün veriye uygulanırsa bu tahminciler \sqrt{N} tutarlı global tahmincilerdir (Ullah ve Mundra, 2002).

Diğer bir yaklaşım geliştirilmiş en küçük kareler yöntemine (GLS) dayalı tahmindir. Bu tahmincilerin elde edilebilmesi için hata terimlerine ilişkin varyans kovaryans matrisinin tersinin, Σ^{-1} elde edilmesi gerekir.(Henderson ve Ullah,2005). Matris notasyonu hata vektörü,

$$\boldsymbol{\varepsilon} = (I_N \otimes \mathbf{1}_T) \boldsymbol{\alpha} + \mathbf{u} \quad (7)$$

Burada \mathbf{u} ve $\boldsymbol{\varepsilon}$, $NT \times 1$ boyutlu hata vektörleri, I_N , $N \times N$ boyutlu birim matris; $\mathbf{1}_T$, $T \times 1$ boyutlu bir vektördür. Hata terimlerine ait varyans- kovaryans matrisi;



$$\Sigma = E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma_a^2 I_N \otimes J_T + \sigma_u^2 I_{NT} = I_N \otimes \Omega \quad (8)$$

$J_T = \mathbf{1}_T \mathbf{1}_T'$ ile tanımlanır. Tahmin denkleminde kullanılacak olan varyans- kovaryans matrisinin tersi,

$$\Sigma^{-1} = I_N \otimes \Omega^{-1} \quad (9)$$

ile elde edilir. Böylece β 'nin GLS tahmincisi;

$$\hat{\beta}_{SPGLS} = \left(\sum_i \sum_t (x_{it} - \hat{x}_{it})' \Sigma^{-1} (x_{it} - \hat{x}_{it}) \right)^{-1} \sum_i \sum_t (x_{it} - \hat{x}_{it})' \Sigma^{-1} (y_{it} - \hat{y}_{it}) \quad (10)$$

tahmin edilir. $\hat{\beta}_{SPGLS}$, β 'nin \sqrt{N} tutarlı tahmincisidir ve asimptotik olarak $\hat{\beta}_{SPOLS}$ 'den daha etkindir (Li ve Ullah, 1998).

Literatürde $E(\varepsilon_{it} / z_{it}) = 0$ olduğu varsayılır fakat bu varsayım x_{it} ve ε_{it} arasındaki bağımlılığı göz ardı etmez. x_{it} 'nin bazı veya tüm bileşenleri ε_{it} hata terimleriyle korelasyonlu olabilir. Li ve Stengos bu korelasyon dikkate alındığında rassal etkiler modelinin nasıl tahmin edileceğini incelemiştir (Li ve Stengos, 1996).

Basitleştirmek amacıyla w_{it} gösterge değişkeninin olduğu varsayılır. Bu gösterge değişken,

$$E(\varepsilon_{it} / w_{it}, z_{it}) = 0 \text{ ve } E(x_{it}' w_{it}) \neq 0 \quad (11)$$

koşullarını sağlar. Böylece β 'nin gösterge değişken yöntemiyle tahmini aşağıdaki gibi elde edilebilir;

$$\hat{\beta}_{SPIV} = (W'X)^{-1} W'Y \quad (12)$$

Burada $W_{it} = w_{it} - E(w_{it} / z_{it})$, $Y_{it} = y_{it} - E(y_{it} / z_{it})$ ve $X_{it} = x_{it} - E(x_{it} / z_{it})$ dönüşümlerini ifade etmektedir. $E(\varepsilon_{it} / W_{it}) = 0$ olduğundan bu tahminci tutarlı bir tahmincidir. Bununla birlikte bu tahminci için de söz konusu beklenen değerler parametrik olmayan Kernel



yöntemleriyle elde edilebilir (Su ve Ullah, 2007). Rassal payda sorunundan dolayı Li ve Stengos bu beklenen değer tahminlerini z_{it} 'nin marjinal yoğunluk fonksiyonuyla tartılandırmıştır. Dolayısıyla $f(z_{it})$, $E(y_{it}/z_{it})f(z_{it})$, $E(x_{it}/z_{it})f(z_{it})$ ve $E(w_{it}/z_{it})f(z_{it})$ 'yi tahmin etmemiz gerekmektedir. $f(z_{it})$ aşağıdaki gibi, diğer beklenen değerler ise (5) numaralı denklemde belirtildiği gibi elde edilebilir.

$$\hat{f}(z_{it}) = K_{it,js} = K\left(\frac{Z_{it} - Z_{js}}{h}\right) \quad j = 1, \dots, n; s = 1, \dots, T \quad (13)$$

(2) numaralı denklemdeki her bir terimi $B_{js} = (1/nTh^q) \times \sum_i \sum_t K_{it,js}$ ile çarparak ve js ile it 'leri yer değiştirerek;

$$\bar{y}_{it} = \bar{x}_{it}\beta + \bar{m}(z_{it}) + \bar{\varepsilon}_{it} \quad (14)$$

elde edilir. Burada ise $\bar{A}_{it} = (1/nTh^q) \sum_j \sum_s A_{js} K_{it,js}$ dönüşümünü ifade etmektedir. \bar{A}_{it} , $E(A_{it}/z_{it})f(z_{it})$ 'nin Kernel tahmincisidir.

(2) numaralı denklemdeki bütün terimleri aynı zamanda $\hat{f}(z_{it})$ ile çarparsak,

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{x}_{it}\beta + \tilde{m}(z_{it}) + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (15)$$

elde edilir. Bu elde edilen tahmin denklemlerinde, (14) numaralı denklemi (15) numaralı denklemden çıkarırsak, vektör notasyonunda;

$$\tilde{y} - \bar{y} = (\tilde{x} - \bar{x})\beta + (\tilde{m} - \bar{m}) + \tilde{\varepsilon} - \bar{\varepsilon} \quad (16)$$

dönüşümü elde edilir. Buradan β 'nin mümkün (feasible) gösterge değişken tahmincisi aşağıdaki gibi tahmin edilir;

$$\hat{\beta}_{SPFIV} = \left[(\tilde{w} - \bar{w})'(\tilde{x} - \bar{x}) \right]^{-1} (\tilde{w} - \bar{w})'(\tilde{y} - \bar{y}) \quad (17)$$



$\bar{y}_{it} - \bar{x}_{it}\beta = \bar{m}(z_{it})$ ve $\tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}\beta = \tilde{m}(z_{it})$ denklemlerinde $\hat{\beta}_{SPFIV}$ tahmincisi yerlerine konularak bilinmeyen regresyon fonksiyonları tahmin edilebilir. Bu tahminci \sqrt{N} tutarlı bir tahmincidir. Li ve Stengos özellikle araştırmacının, kısmi doğrusal modelin parametrik regresyon kısmının fonksiyonel formu hakkında emin olması halinde yarı parametrik mümkün gösterge değişken tahmincisinin kullanılabileceğini göstermişlerdir(Li ve Stengos,1996).

1.2. SABİT ETKİLİ KISMİ DOĞRUSAL PANEL VERİ MODELLERİ

Doğrusal parametrik modellerin bu kadar popüler olması ve yaygın kullanılmasının en önemli sebeplerinden biri bu yöntemlerin birçok dönüşümlerle α_i 'yi eleyerek β 'ların basit E.K.K. ya da G.L.S yöntemleriyle tahmin edilmesine olanak sağlamasıdır. Oysa $m(x_{it})$ 'nin biçimi bilinmediğinden α_i 'yi eleyecek dönüşümler uygulanamamaktadır. Sabit etkiler modelinin aşağıdaki gibi olduğunu düşünelim;

$$y_{it} = x_{it}\beta + m(z_{it})\gamma + \alpha_i + u_{it} , \quad i = 1, \dots, n , \quad t = 1, \dots, T \quad (18)$$

Bağımsız değişkenlerle hata teriminin ilişkisiz olduğu $E(u_{it} / x_{it}, z_{it}) = 0$ varsayımı altında m ve türevi lokal doğrusal tahminci terimleriyle yeniden formüle edilirse bazı dönüşümlerle (18) numaralı model yeniden yazılabilir;

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + m(z) + (z_{it} - z)m'(z) + \Delta u \quad (19)$$

Zamana göre ortalamalarını alırsak,

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}_i\beta + m(z) + (\bar{z}_i - z)m'(z) + \bar{u}_i \quad (20)$$

(19) numaralı denklemden (20) numaralı denklem çıkarılırsa;

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_{it}m'(z) + U_{it} \quad (21)$$

elde edilir. Denklemdaki değişkenler $R_{it} = r_{it} - \bar{r}_i$ ve $\bar{r}_i = \sum_t r_{it} / T$ dönüşümüyle ifade edilebilir. Denklem Z_{it} 'ye göre koşullu beklenen değeri alınır;

$$E(Y_{it} / Z_{it}) = E(X_{it} / Z_{it})\beta + Z_{it}m'(z) \quad (22)$$

$\hat{\beta}_{SPFE}$ 'yi elde edebilmek için (21) numaralı denklemden koşullu beklenen değerleri olan (22) numaralı denklem çıkarıldığında;

$$Y_{it}^* = X_{it}^* \beta + U_{it} \quad (23)$$

tahmin denklemiyle $\hat{\beta}_{SPFE}$ 'nin EKK tahmincisi elde edilebilir;

$$\hat{\beta}_{SPFE} = \left(\sum_i \sum_t X_{it}^* X_{it}^{*'} \right)^{-1} \sum_i \sum_t X_{it}^* Y_{it}^* \quad (24)$$

Burada $R_{it}^* = R_{it} - E(R_{it} / Z_{it})$ dönüşümü ile yıldızla gösterilen değişkenler ifade edilmiştir. Formüldeki koşullu beklenen değerler (5) numaralı denklemden gibi parametrik olmayan Kernel tahmincileriyle tahmin edilebilirler. $m'(z)$ 'nin yarı parametrik tahminlerini elde edebilmek için bu $\hat{\beta}_{SPFE}$ tahmin değerleri (21) numaralı denklemde yerine konulduğunda;

$$\hat{Y}_{it} = Y_{it} - X_{it} \hat{\beta}_{SPFE} = Z_{it}m'(z) + U_{it} \quad (25)$$

$m'(z)$ 'nin Kernel tartılı yarı parametrik tahminleri;

$$m'(z) = \frac{\sum_i \sum_t \hat{Y}_{it} Z_{it} K\left(\frac{z_{it}-z}{h}\right)}{\sum_i \sum_t Z_{it} K\left(\frac{z_{it}-z}{h}\right)} \quad (26)$$

elde edilir (Ullah ve Mundra, 2002).



2. UYGULAMA

Uygulamamızda kullanılan veri seti Dünya Bankası'nın veri kaynağından elde edilmiştir. Ele alınan ülkeler OECD ülkeleridir. Fakat bazı OECD ülkelerinin göç verileri düzenlenmemiş olduğundan uygulamaya bu ülkeler dahil edilmemiş ve 16 OECD ülkesiyle 1978-2008 dönemleri için çalışılmıştır. Uygulamamızda R.2.13 programından yararlanılmıştır.

Göç araştırmaları uluslar arası göç üzerinde etkisi bulunan bir çok değişken ortaya koymuşlardır. Bu değişkenler göç alan ve göç veren ülkeler arasındaki itici ve çekici faktörleri ortaya çıkaran değişkenler olabilirler.

Yer yüzünde meydana gelen ilk göçlerin temel nedeni ekonomik koşullardır. Özellikle üretim faktörlerinden birisini oluşturan işçigücü talebi göçlerde belirleyici bir unsurdur.

Günümüzde de dünyada meydana gelen göçler genel çerçevede değerlendirildiğinde, ana göç doğrultusunun ABD, Batı Avrupa ülkeleri, Japonya, Kanada, Avustralya ve bazı petrol üreticisi Arap ülkelerine doğrudur. Hepsi gelişmiş ülkelerdir ve söz konusu bu ülkelerin hepsinde kişi başına ulusal gelir 10.000\$ ın üzerindedir. Buradan çıkarılabilecek temel unsur uluslararası göçlerde temel belirleyici unsurun ekonomi olduğudur.

Haris ve Todaro'ya göre uluslar arası göçün en önemli belirleyicileri kişi başına düşen gelirdeki farklılıklar, iş verme oranı, ticaret, iletişim kaynakları, etnik ve politik sorunlar ve kültürel engeller ve akrabalık ilişkileridir (Haris ve Todaro,1970). Veri yetersizliğinden dolayı bahsedilen bu bütün değişkenleri modelimize dahil etmemiz mümkün değildir. Modelimize dahil ettiğimiz değişkenlerimiz aşağıdaki gibidir:

Netgoc: Ülkelerin mevcut doğal nüfus artışından, gerçek nüfus artışının çıkarılmasıyla elde edilen değişken. Dolayısıyla bu değer pozitif veya negatif olması bize sözkonusu ülkelerin göç durumlarıyla ilgili bilgi verebileceği gibi model içerisinde kullanılmasının anlamlı sonuçlar getirmesi beklenmektedir.

issizlik: Modelimizde bağımsız değişken olarak dahil edilen bu değişken önemli bir makro ekonomik gösterge olan işsizlik oranıdır. Göçmen için çalışma arzı ve talebi göç



kararında önemli faktörlerden biridir. Borjas'a göre bir ülkedeki yüksek işsizlik oranları o ülkeden göçe sebep olan etkenlerden biridir (Borjas,1994).

gsmh: Modelimizde bu kısaltmayla yer alan bağımsız değişkenimiz cari Amerikan doları üzerinden kişi başına düşen gayri safi milli hasılayı ifade etmektedir. Borjas'a göre kişi başına gelirdeki büyüme dış göçü azaltmada önemli bir etkidir. Gelir değişkenimizin üssel olarak artması sonucu ortaya çıkan değişimi dengelemek amacıyla gsmh değişkenine doğal logaritmik dönüşüm uygulanmıştır. Bu değişken modelimizde lgsmh ile ifade edilecektir.

Ele aldığımız ülkeler ve bu ülkelerin değişkenlere göre ortalamaları aşağıdaki gibidir;

Tablo 1. Ülkelere ilişkin değişken ortalamaları

ülke	netgoc	lgsmh	issizlik
Almanya	3.490645	20712.48	7.393548
Amerika	3.458065	26841.03	6.070968
Avusturalya	6.066129	21260.71	7.193548
Avusturya	2.712903	22141.97	3.670968
Danimarka	1.722581	21827.48	6.26129
Finlandiya	.9129032	19543.1	8.46129
Japonya	-.0645161	20249.77	3.267742
Kanada	5.579032	22413.16	8.609677
Norveç	2.487097	25439.74	3.709677
YeniZellanda	-.1322581	16597.16	5.570968
Yunanistan	4.354839	15340.97	7.783871
İngiltere	1.3	19716.77	7.467742
İspanya	4.567742	16239.74	13.23226
İsveç	2.616129	21516.74	5.190323
İsviçre	4.096774	25678.77	2.283871
İtalya	2.551613	19478.42	8.535484
Toplam	2.85748	20937.38	6.543952

Netgoc değişkenimizin ülkelere göre ortalamasına baktığımızda en çok göç alan ülkeler sırasıyla Avusturalya, Kanada, İspanya, Yunanistan, Amerika ve İsviçre'dir. Göç giriş ve çıkışları sonucu elde edilen bu değişkene göre Japonya, Yeni Zelanda ve Finlandiya en az göç alan ülkeler arasındadır. Bu değişkenin yorumlanmasında ülkelerin uyguladıkları göçmen kotalarının ve göç politikalarının dikkate alınması gerekmektedir. Kişi başına düşen gayri safi milli hasıla değişkenimizin ortalamalarını incelediğimizde sırasıyla Amerika, İsviçre, Norveç, ve Kanada ülkelerinin en yüksek ortalama gelire sahip olan ülkeler oldukları görülmektedir.



En düşük kişi başına düşen gelir ortalaması ise Yunanistan'a aittir. Ülkelerin ortalama işsizlik oranlarına baktığımızda sırasıyla İspanya, Kanada, İtalya, Finlandiya, Yunanistan ve İngiltere en yüksek işsizlik oranına sahip ülkelerdir.

2.1. PARAMETRİK PANEL VERİ MODELLERİ

Yarı parametrik modellerle karşılaştırma yapmak amacıyla öncelikle parametrik panel veri modelleri tahmin edilmiş ve sonuçlar aşağıdaki tabloda özetlenmiştir;

Tablo.2 Parametrik Panel Veri Modelleri

		Tahmin	Standart Hata	t değeri	Pr(> t)	R ²
Klasik En Küçük Kareler Modeli	lgsmh	2.916676	.3119009	9.35	0.000***	0.1535
	issizlik	.0888175	.0422777	2.10	0.036	
	sabit	-26.45154	3.108406	-8.51	0.000***	
Tek Faktörlü Sabit Etkili Panel Veri Modeli	lgsmh	3.203337	.2751776	11.64	0.000***	0.4401
	issizlik	-.2765044	.0551974	-5.01	0.000***	
	sabit	-26.04341	2.728926	-9.54	0.000***	
Tek Faktörlü Rassal Etkili Panel Veri Modeli	lgsmh	3.120475	0.276263	11.295	0.000***	0.2152
	issizlik	-0.20845	0.052632	-3.960	0.000***	
	sabit	-26.5134	2.737758	-9.684	0.000***	

Anlamlılık Kodları: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.'

Bütün ülkelerin homojen varsayıldığı, panel veri yapısının dikkate alınmadığı ilk model havuzlanmış veri üzerinde EKK modeli olarak düşünülebilir. Bu modelde t testi bazında lgsmh değişkeni %1 anlamlılık seviyesinde sıfırdan farklıdır değişken katsayılarında anlamlı bulunmuştur. İssizlik değişkeninin katsayısı ise %5 anlamlılık seviyesinde anlamlıdır. lgsmh ve issizlik değişkeninin netmig değişkenindeki değişkenliği açıklama oranı %15,35'tir. Bu oran oldukça düşüktür. İşsizlik oranı değişkeninin göç oranı üzerindeki etkisinin negatif olması beklenmektedir. Oysa bu modelde bu katsayı sıfıra yakın olmakla birlikte pozitif bir katsayıdır.

Tek faktörlü sabit etkili panel veri modelleri birimlere göre farklılıkları dikkate alan modellerdir. Bu modelin temel amacı, veri setindeki her gruba ait spesifik etkiyi ifade eden bilinmeyen sabit terimi (α_i) de tahmin etmektir. Bu yöntemde her bir birim için bir gölge değişken kullanılmaktadır (Matyas ve Sevestre,1996). Tahmin edilen bu modelde t testi

bazında Amerika ve İtalya dışında bütün değişkenlerin katsayıları %5 anlamlılık seviyesinde anlamlıdır. Genel olarak F testinde modelin anlamlı olduğu, Katsayıların birlikte sıfırdan farklı olduğu kuvvetli bir şekilde kabul edilir. Sadece ülkelere ait gölge değişken katsayılarının sıfırdan farklılığını sınavan F testine göre $F(15, 478) = 16.31$, %1 ve %5 anlamlılık seviyelerinde katsayıların anlamlı olduğu kabul edilir. Kişi başına düşen ortalama gelirin göç değişkeni üzerindeki etkisi pozitif, İşsizlik oranı değişkeninin ise beklentilere uygun olarak negatiftir.

Tek faktörlü rassal etkili panel veri modellerinde birimler arasındaki farklılıklar modelin hata terimine sadece sabit katsayıyı etkileyecek şekilde dahil edilir. Birimlere göre meydana gelen değişimler hata teriminde gösterildiğinden modelin tahmininde hata terimlerinin varyans kovaryans matrisini kullanan yöntemler tercih edilmektedir (Matyas ve Sevestre,1996). Bu varyans bileşenlerinin tahmin edilmesinde farklı yaklaşımlar bulunmaktadır. Burada Swamy ve Arora'nın varyans bileşenlerinin tahmini için gölge değişkenli EKK ve gruplararası EKK tahmincilerinin birlikte kullanılmasını önerdikleri tahminci yaklaşımıyla rassal etkili modelimiz tahmin edilmiştir. Modelimizde katsayılarımız t testi bazında %1 anlamlılık seviyesinde sıfırdan farklıdır fakat bu modelimizde katsayıların yorumlanması daha farklıdır. Katsayılar ülkelerin etkisini de içermektedir. Katsayılar yorumlanırken örneğin lgsmh değişkenine ilişkin katsayı 3.120475, lgsmh değişkeni ülkeler açısından ortalama değiştiğinde netgoc değişkenindeki ortalama değişimi göstermektedir. Modelimizde bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimi açıklama oranı %21.52'dir.

2.1.1. Sabit Etkili Ve Klasik Modelin Karşılaştırılması

Havuzlanmış EKK modelleri kısıtlı modeller, heterojenliği modele dahil eden sabit etkili modeller ise kısıtsız modeller olmak üzere hata terimlerinin eşit ve birbirinden bağımsız normal dağıldığı varsayımı altında sıfır hipotezini test etmek için F testi uygulanabilir (Matyas ve Sevestre,1996). Bu durumda veride homojenliğin olup olmadığı test edilebilir;

$$\text{netgoc}_{it} = \alpha_i + \text{lgsmh}_{it}\beta_1 + \text{issizlik}\beta_2 + u_{it}$$

$$\text{netgoc}_{it} = \alpha + \text{lgsmh}_{it}\beta_1 + \text{issizlik}\beta_2 + u_{it}$$

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$$



Kısıtsız ve kısıtlı modelden elde edilen kalıntı kareleri toplamalarını sırasıyla SSE_{UR} , SSE_R olmak üzere F oranı aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_{UR}) / [(N-1)(q+1)]}{SSE_{UR} / [NT - N(q+1)]} = 5,096 \text{ ve } F_{(0,05;48,448)} \approx 1.38 \text{ olduğundan sabit etkili}$$

model %5 hata payıyla anlamlı kabul edilir.

2.1.2. Rassal ve Sabit Etkili Modellerin Karşılaştırılması

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 (Hausman,1978). Sıfır hipotezi rassal etkiler tahmincisi doğrudur şeklinde aşağıdaki gibi kurulur:

$$H_0 : E(u_{it} / \text{lgsmh}_{it}, \text{issizlik}_{it}) = 0$$

$$H_a : E(u_{it} / \text{lgsmh}_{it}, \text{issizlik}_{it}) \neq 0$$

Tablo.3. Hausman Testi

	(b) Sabit etkili model	(B) Rassal etkili model	(b-B) Fark	$\sqrt{\text{diag}(\sigma_b^2 - \sigma_B^2)}$ Standart hata
lgsmh	3.2033366	3.1204746	0,082862	.0244682
İssizlik	-0.2765044	-0.2084592	-0,0680452	.0166306

Wald kriterine dayalı χ^2 test istatistiği, $W = \chi^2 = [b - \hat{\beta}]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \hat{\beta}] = 15.70$ olarak hesaplanmıştır. Elde edilen $p = 0.0004$ değerine göre sıfır hipotezi kuvvetli bir şekilde reddedilir. Dolayısıyla sabit etkili modelin uygun olduğuna karar verilir.

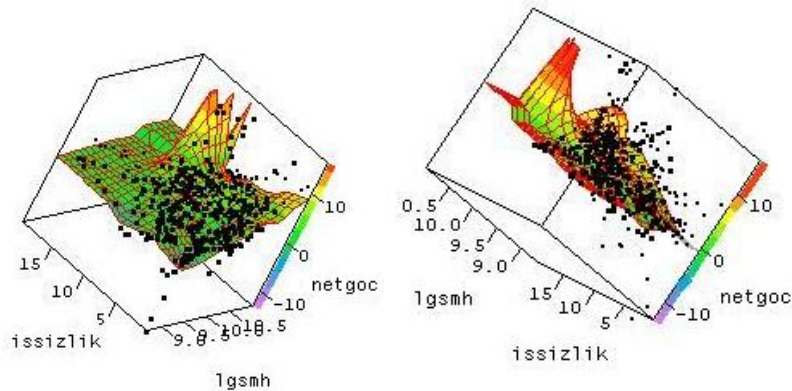
2.2. PARAMETRİK OLMAYAN PANEL VERİ MODELLERİ

Uygulamamızın bu aşamasında Racine'nin (Racine,2009) yaklaşımından hareketle ülkeler $y_{it} = m(x_{it}) + u_{it}$ modeline bir kategorik değişken olarak eklenmiştir. Bu kategorik değişken δ_i $i = 1, \dots, N$ ile ifade edilirse bu durumda tahmin edilen nonparametrik model $E(y_{it} / x_{it}, \delta_i)$ olacaktır. Bu model kategorik nümerik Kernel yaklaşımıyla çözülebilir. $\hat{\lambda}$, δ_i 'ye karşılık gelen çapraz geçerlilik düzgünleştirme parametresi tahmin değeri olmak üzere tahmin edilen bu nonparametrik modelden elde edilen $\hat{\lambda} = 1$ ise $E(y_{it} / x_{it}, \delta_i) = E(y_{it} / x_{it})$ olur ve verinin panel veri olarak ele alınmasının anlamlı olmadığını gösterir. Eğer bu tahmin $\hat{\lambda} = 0$ veya sıfıra yakın bir değer ise bu durum her bir $m_i(\cdot)$ 'in i.inci birime ait zaman serisiyle tahmin edilebileceğini göstermektedir (Racine ve Li,2004). Li ve Racine'nin bu yaklaşımıyla elde edilen parametrik olmayan sabit etkili modelin tahmin değerleri aşağıdaki tablodaki gibidir;

Tablo.4. Parametrik Olmayan Panel Veri Modeli Tahmini

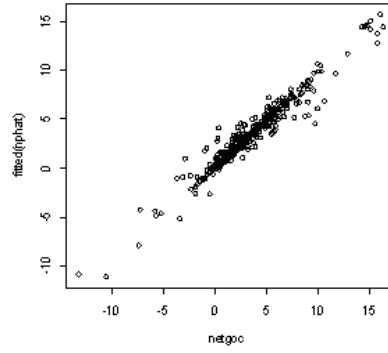
	lgsmh	issizlik	factor(ulkeler)
Düzgünleştirme Parametreleri:	0.1021151	0.826540	0.001595634
Kernel Regresyon Tahmincisi: Lokal-Doğrusal			
Düzgünleştirme parametresi: Sabit (E.K.K.Çapraz Geçerlilik Seçicisine göre)			
R^2 : 0.9440905			
Sürekli Bağımsız Değişken için Kernel Tipi: İkinci Derece Gaussian Kernel			
Kategorik Değişken için Kernel Tipi: Li ve Racine			

Ülkelere ilişkin kategorik değişkenin parametre tahmin değeri 0'a yakın olduğundan bu sonuç verinin panel veri olarak ele alınması gerektiğini, havuzlanmış modelin verideki yapıyı açıklayamayacağını göstermektedir. Tahmin edilen model grafikte aşağıdaki gibi farklı açılardan incelenebilir;



Şekil.1. Parametrik olmayan modeller

Öngörülen parametrik olmayan modelin tahmin değerlerinin gerçek netgoc değerlerine karşı serpilme diyagramı da bize modelin uyumu hakkında fikir verebilir. Diyagramdan görülebileceği gibi gözlem değerleriyle tahmin değerleri büyük ölçüde örtüşmektedir;



Şekil.2. Parametrik olmayan modellerin veriye uyumu

2.3. YARI PARAMETRİK PANEL VERİ MODELLERİ

Modelimizde parametrik ve parametrik olmayan kısımlarda olması gereken değişkenlerimize karar vermek için lgsmh ve issizlik değişkenlerimizle ayrı ayrı modeller denenmiş ve issizlik değişkenimizin parametrik olmayan yöntemlerle modele dahil edilmesi gerektiğine karar verilmiştir. Diğer yandan serpilme diyagramını incelediğimizde göç değişkenimizle lgsmh değişkenimiz arasındaki ilişki parametrik bir kalıba uygun olabilirken, işsizlik oranını ifade eden değişkenimiz ile parametrik olmayan, fonksiyonel kalıbı hakkında bilgi verebilecek önsel bir görünümü olmadığı görülmektedir.

Tahmin edilen yarı parametrik rassal ve sabit etkili panel veri modellerimiz aşağıdaki tabloda özetlenmiştir. Tablodan da görülebileceği gibi yarıparametrik rassal etkili modelimizde bağımsız değişken lgsmh ve parametrik olmayan değişken işsizliğin birlikte netgoc değişkenini açıklama oranı %17'dir. Bu modelimizde lgsmh ya ait katsayı %0,1 anlamlılık seviyesinde sıfırdan farklıdır. Yarıparametrik kısmi doğrusal sabit etkili modelimizde açıklama oranı ise %40,13 olmuştur. Bu modelimizde de katsayılarımız anlamlı çıkmışlardır.

Yarıparametrik tahminlerin elde edilmesini sağlayan koşullu beklenen değerler parametrik olmayan kernel tahmincileriyle elde edilmiştir. Bu kernel tahmincileri için çeşitli



kernel fonksiyonları vardır. Sonuçlardan da görülebileceği gibi ortalama birleşik hata karesi ölçütüne dayalı olarak farklı Kernel'ler arasından seçim yapma birbirine çok yakın sonuçlar vermiştir.

Yoğunluk ve regresyon fonksiyonları gibi eğrilerin nonparametrik tahmininde en temel zorluk düzgünleştirme parametresinin seçimidir. Parametrik olmayan regresyon yöntemlerinin iyi sonuçlar vermesi düzgünleştirme parametresinin seçimine bağlıdır (Rice,1984). Burada elde edilen sonuçlar olabilirlik çapraz geçerlilik seçicisine göre elde edilmiş sabit düzgünleştirme parametresi değerlerine dayalı sonuçlardır.

$$y_{it} = x_{it}'\beta + m(z_{it}) + \underbrace{\varepsilon_{it}}_{\alpha_i + u_{it}}$$

$$y_{it} - E(y_{it} / z_{it}) = (x_{it} - E(x_{it} / z_{it}))\beta + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = X_{it}'\beta + \varepsilon_{it}$$

$$\hat{\beta}_{SPOLS} = \left(\sum_i \sum_t X_{it} X_{it}' \right)^{-1} \sum_i \sum_t X_{it} Y_{it}$$

$$y_{it} = x_{it}\beta + m(z_{it}) + \alpha_i + u_{it} \quad y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + m(z) + (z_{it} - z)m'(z) + \Delta u$$

$$\underbrace{Y_{it}}_{y_{it} - \bar{y}_i} = \underbrace{X_{it}}_{x_{it} - \bar{x}_i} \beta + \underbrace{Z_{it}}_{z_{it} - \bar{z}_i} m'(z) + U_{it}$$

$$E(Y_{it} / Z_{it}) = E(X_{it} / Z_{it})\beta + Z_{it}m'(z)$$

$$Y_{it}^* = X_{it}^* \beta + U_{it}$$

$$\hat{\beta}_{SPFE} = \left(\sum_i \sum_t X_{it}^* X_{it}^{*'} \right)^{-1} \sum_i \sum_t X_{it}^* Y_{it}^*$$



Tablo.5. Yarıparametrik Kısmi Doğrusal Panel Veri Modelleri Tahminleri

		Tahmin	Standart Hata	t değeri	Pr(> t)	R ²	Kernel	Düzenleme Parametresi
Tek Yönlü Kısmi Doğrusal Rassal Etkiler Modelleri	$\hat{\beta}_{SPOLS}$	2.73701	0.26355	10.3852	< 2.2e-16 ***	0.1792	2. Derece Gaussian Kernel	Netgoc=0.8579/issizlik=1.11298 lgsmh=0.1082/ issizlik= 0.6115
	$\hat{\beta}_{SPOLS}$	2.72480	0.26261	10.3759	2.2e-16 ***	0.1789	2. Derece Epanechnikov Kernel	Netgoc=0.8482/issizlik=1.16593 lgsmh=0.1091/ issizlik= 0.59548
	$\hat{\beta}_{SPOLS}$	2.73848	0.26366	10.386	< 2.2e-16 ***	0.1792	4.Derece Epanechnikov Kernel	Netgoc=0.8540/issizlik=1.13356 lgsmh=0.10805/ issizlik= 0.6138
Tek Yönlü Kısmi Doğrusal Sabit Etkiler Modelleri	$\hat{\beta}_{SPFE}$	0.30949	0.01699	18.21	<2e-16 ***	0.4013	2. Derece Gaussian Kernel	$Y_{it}=0.8853721/Z_{it}=0.9840645$ $X_{it}=0.08971979/Z_{it}=0.49757$

Anlamlılık Kodları: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.'

3. SONUÇ

$m(x)$ 'in fonksiyonel biçimi bilinmediği zaman parametrik bir model veriyi iyi açıklayamazken, parametrik olmayan analiz de veri hakkındaki önemli bir önsel bilginin elenmesine sebep olabilir. Çözüm parametrik ve parametrik olmayan modellerin kombinasyonudur savını test etmek amacıyla parametrik ,parametrik olmayan ve yarı parametrik panel veri modelleri tahmin edilmiş ve sonuçlar karşılaştırılmıştır.

Parametrik modellerde önce havuzlanmış veriye klasik EKK uygulanarak model tahmin edilmiştir. Ardından tek yönlü rassal ve sabit etkili modeller tahmin edilmiştir. Klasik modellerle sabit etkili modeller karşılaştırıldığında F testine göre sabit etkili modelin anlamlı olduğu görülmüştür. Sabit ve Rassal etkili modeller Hausman testi ile karşılaştırılmış ve sabit etkili modelin tercih edilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır.

Parametrik olmayan panel veri modelimizde EKK çapraz geçerlilik seçicisine göre düzenleme parametrelerimiz belirlenmiş, Li ve Racine'nin sabit etkili modelde birimleri kategorik değişken olarak ele aldıkları lokal doğrusal model öngörülmüştür. Bu yaklaşım aynı zamanda panel verinin homojen olarak ele alınıp alınamayacağı konusunda önsel bir test

olduğundan bu teste göre panel verinin havuzlanmış olarak uygulamada ele alınamayacağı görülmüştür. Parametrik olmayan modelin bağımlı değişkendeki değişimi açıklama gücü %94'tür. Bu oldukça yüksek bir belirginlik katsayısı değeridir. Dolayısıyla diğer modellerle kıyasladığımızda parametrik olmayan modelin verimizdeki yapıyı daha iyi açıkladığını söyleyebiliriz.

Yarıparametrik kısmi doğrusal panel veri modellerinde sabit ve rassal etkili modeller ayrı ayrı tahmin edilmiş ve tablo.7'de özetlenmiştir. Bu sonuçlara göre katsayılar her modelde %5 anlamlılık seviyesinde anlamlı bulunmasına rağmen modelin açıklanma gücü rassal etkili modellerde %17,92 gibi oldukça düşük bir oran olarak karşımıza çıkmaktadır. Yarıparametrik kısmi doğrusal sabit etkili modelimizde açıklama oranı ise %40,13 olmuştur. Bu durumda eğer yarıparametrik modeller arasından tercih yapılacaksa sabit etkili modelin tercih edilmesi gerektiğini göstermektedir.

Gerek grafiksel olarak gerekse açıklama gücü bakımından parametrik olmayan modellerin verimizi daha iyi temsil ettiği, teoride savunulan yarıparametrik modellerin parametrik ve parametrik olmayan modellerin dezavantajlarını ortadan kaldıran model olduğu savı ele aldığımız veri seti için uygun görülmemiştir.

Vurgulanması gereken diğer bir konu ise ele alınan bağımsız değişkenlerle ilgilidir. Göç konusundaki istatistikler oldukça yetersizdir. Ele aldığımız ülkeler bu konuda diğer ülkelerden daha iyi konumda olmalarına rağmen göç üzerinde etkisi olabilecek diğer değişken verilerine ulaşamamıştır. Dolayısıyla çalışmamızın kapsamı bu değişkenlerle sınırlı kalmıştır.

KAYNAKÇA

- Borjas G.J.,1994,The Economics of Migration, Journal of Economic Literature, 32:1667-1717
- Çağlayan, E., 2002, "Yarıparametrik Regresyon Modelleri ile Yaşam boyu Sürekli Gelir Hipotezinin Türkiye Uygulaması", Danışman:Prof.Dr.Selahattin Güriş, İstanbul,2002
- Haris J.R.; Todaro M.P.,1970, Migration, Unemployment and Development: a Two-sector Analysis, American Economic Review, 60: 126-142
- Henderson, Daniel J., Ullah, A.,2005, A Nonparametric Random Effects Estimator, Economics Letters, (2005), 88: 403-407



Henderson, Daniel J., Ullah, A.,2005, Nonparametric Estimation in a One Way Error Component Model: A Monte Carlo Analysis, Working Paper, Department of Economics, University of California, Riverside

Härdle, W., Müller, M., Sperlich, S., Werwatz, A. ,2004, Nonparametric and Semiparametric Models, Springer Series in Statistics

Li, Qi. ; Stengos, Thanasis,1996,Semiparametric Estimation of Partially Linear Panel Data Models, Journal of Econometrics, Vol.71, No.1-2 s.389-397

Li, Q., Racine, J.S. ,2007, Nonparametric Econometrics : Theory and Practice, Princeton University Press

Li, Q. Ve A.Ullah, 1998, “Estimating Partially Linear Panel Data Models with one way error Components”, Econometric Reviews, 17: 145- 166

Matyas, Laszlo; Sevestre, Patrick “The Econometrics of Panel Data, a Handbook of the Theory with Applications”, 2.th edition, Kluwer Academic Publishers, 1996, s.34

Pagan, Adrian; Ullah, Aman,1999,“Nonparametric Econometrics”, Cambridge University Pres
Racine,Jeffrey,S, 2009, Nonparametric and Semiparametric Methods in R, Advances in Econometrics, Vol.25, Bölüm.5 Computation,1-36

Racine,J., Qi,Li, 2004, Nonparametric Estimation of Regression Functions with Both Categorical and Continuous Data, Journal of Econometrics, Vol.119, 99-130

Rahman, Mezbahur ; Ullah, Aman,2002, Improved Combined Parametric and Nonparametric Regressions: Estimation and Hypothesis Testing, Ed. Ullah, A. ; Wan, A. ; Chaturvedi, A. , “Handbook of Applied Econometrics and Statistical Inferences” içinde , Marcel Dekker, s.160

Rice, J., 1984, Bandwidth Choice for Nonparametric Regression, The Annals of Statistics, Vol12, No.4, s.1215-1230

Su,L. , Ullah, A.,2007, More Efficient Estimation of Nonparametric Panel Data Models with Random Effects, Economics Letters, 96 s:375-380

Su,L. , Ullah, A.,2010, Nonparametric and Semiparametric Panel Econometric Models : Estimation and Testing, Handbook of Empirical Economics and Finance, Ch.17, Edt. A.Ullah, David E.A. Gilles, Chapman and Hall / CRC, s. 498-528

Ullah, A., Mundra, K., 2002, Semiparametric Panel Data Estimation: An Approach to Immigrant Homelink Effect on U.S. Producer Trade Flows, Ed. A.Ullah, A.Wan, A.Chaturvedi, Handbook of Applied Econometrics and Statistical Inferences içinde, Marcel Dekker, C