



MEKÂNSAL ETKİLEŞİM ANALİZİ

Fatma ZEREN*

Abstract

This paper aims to explain the spatial econometric models and analyses these models with the maximum likelihood method. Also in addition to specification tests which belong to spatial models, choosing the best model that represents data is explained. In this context, the vegetable lands used in Turkey in the year of 2006 are considered. In the model, the effect of the neighbourhood to the vegetable plant is investigated. Empirical evidence indicates that there is positive spatial interaction and contiguity neighbour increases the vegetable plant.

Keywords: Spatial Econometrics, Autocorrelation or Dependence, Specification, Moran I, Spatial LM, Spatial Error Model, ML Estimation, Spatial Weight, Vegetables Production Field.

Jel Classification: C21, R12

Özet

Bu çalışmada mekânsal ekonometrik modeller tanıtılmakta ve bu modellerin maksimum olasılık yöntemiyle analizi amaçlanmaktadır. Ayrıca mekânsal modellere ait belirleme testlerinin yanı sıra verileri en iyi temsil eden uygun modelin nasıl belirlendiği izah edilmeye çalışılmaktadır. Bu bağlamda örnek olay olarak Türkiye'nin illerine ait 2006 yılı sebze üretim alanları dikkate alınmıştır. Kurulan modelde komşuluğun sebze üretimi üzerine etkisi araştırılmıştır. Ampirik bulgular neticesinde pozitif mekânsal etkileşim gözlenmiş, sınır komşuluğunun sebze üretimini artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Mekansal Ekonometri, Mekansal Ardışık bağımlılık, Mekansal Belirleme, Mekansal Ağırlık Moran I, Mekansal LM, Mekansal Hata Modeli, ML Tahmini, , Sebze Üretimi..

Jel Sınıflaması: C21, R12

* Arş. Gör., İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü, E-Mail: fzeren@istanbul.edu.tr



1. GİRİŞ

Ekonometri en basit ifadeyle iktisadi ölçüm anlamına gelmektedir. İktisadi ölçüm için yapılan analizlerde bilindiği gibi üç türlü veri kullanılır: kesit verileri, zaman serileri ve panel veri. Zaman serileri, değişkenlerin bir zaman aralığı üzerindeki değerlerini göstermektedir ve zaman serileri analizi, bu zaman aralığındaki değerlerin farklı değişkenler için karşılaştırılmasına dayanır. Kesit verileri ise, tek bir zaman noktasındaki değişkenlere ait değerlerdir. Panel veride ise hem kesit hem de zaman boyutu olmak üzere iki boyutu dikkate alınarak değişkenler arasındaki ilişkiyi ölçer.

Coğrafi konumlar arasındaki etkileşimler ve coğrafi konumların farklılığını ortaya koyma ihtiyacı kesit veri kullanımını giderek yaygın hale getirmiştir. Mekânsal ekonometri, hem kesit ve panel verileri için regresyon modellerindeki mekansal etkileşim (bağımlılık) ve mekansal yapı (heterojenlik) için oluşturulmuş bir bilim dalıdır. Bu özelliği nedeniyle geleneksel ekonometriden ayrılmaktadır.

Yakın konumların etkilerinin ölçülmesi ihtiyacı, mekânsal ekonometrinin gelişmesinin başlıca nedenidir. Çünkü “Waldo Tobler’e göre coğrafyanın temel yasası şöyledir; her şey başka her şeyle ilişkilidir. Fakat yakın şeyler, uzak şeylere göre daha ilişkilidir. Sonuç olarak bir değişkene ait benzer değerler genellikle yakın konumlarda ortaya çıkar ve bu durum mekansal kümeleme meydana getirir. Örneğin suç oranı yüksek bir şehri çevreleyen illerde suç oranı yüksek olabilir veya gelir düzeyi düşük bir bölgeyi çevreleyen bölgelerde gelir düzeyleri düşük olabilir” (Anselin, 1992:1).

Mekânsal ekonometrik modellerin tahmin edilmesi ve test edilmesi ilk olarak Whittle (1954) tarafından önerilmiştir. Uzaydaki durağan süreçlerin, zaman serilerindeki durağan süreçlere tam olarak benzemediğini vurgulamıştır. Çünkü bir zaman serisindeki değişim yalnızca geçmişteki değerlerden etkilenmektedir. Oysa mekânsal alanlardaki değişim, tüm yönlerden (tüm komşu veya tüm benzerlerden) etkilenmektedir. Cliff ve Ord (1981)’de, mekânsal süreçlere ve bu süreçlere ait modeller hakkında detaylı bir çalışma yapmıştır. Anselin (1988), mekânsal ekonometri adlı eserinde mekânsal ekonometrik modeller ve bu modellerin tahmini, belirleme testleri hakkında detaylı bilgi vermiştir. Anselin, daha sonra bazen bireysel, bazen de ortak çalışmalarla mekânsal ekonometri ile ilgili çalışmalar



Türkiye’de Sebze Üretim Alanlarındaki Uzamsal Etk. İnc.

yapmıştır. Teorik çalışmalarla ilgili olarak, Anselin (1992), Anselin (2003), Anselin ve Hudak (1992), Anselin, Bera, Florax ve Yoon (1996), Anselin ve Smirnov (1996), Anselin ve Bera (1998)’nin çalışmaları temel kaynaklardandır. Son yıllarda mekansal ekonometri ile ilgili olarak ampirik çalışmalar giderek artmaktadır. Case (1991), hane halkının pirinç talebindeki mekânsal yapıyı incelemiştir. Vreyer ve Spielvogel (2005), Brezilya’nın illeri ve komşuları arasındaki mekânsal dışsallıkları araştırmıştır ve mekânsal dışsallıkların ekonomik büyüme üzerindeki etkisi bulgusuna varmıştır. Baltagi ve Li (2006), 1965–1994 yılları için 43 eyalete ait likör talebini klasik panel modelleri ve uzamsal panel veri modelleri aracılığıyla modellemiştir. Ekonomik değişkenlerin yakınsaması ile ilgili çalışmalarda özellikle mekansal etkileşimin dikkate alındığı görülmektedir. Rey ve Montouri (1998), U.S’deki bölgesel gelir yakınsamasını mekânsal ekonometrik analiz ile araştırmıştır. Dall’erba(2005), İspanya bölgesi arasındaki mekânsal bağımlılık ve istihdam verimliliğindeki yakınsamayı araştırmıştır. Gezici ve Hewings (2004), 1980–1997 yılları için Türkiye’nin illerindeki kişi başına milli gelirdeki yakınsamayı mekânsal ekonometrik analiz ile araştırmıştır. Yıldırım, Öcal ve Erdoğan(t.y), Türkiye’deki finansal gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisindeki mekânsal bağımlılığı araştırmışlardır. Coğrafik konumun yakınsama sürecinde etkili olduğu sonucuna varmışlardır. Önder, Karadağ ve Deliktaş (2007), Türkiye’de bölgesel düzeyde ekonomik büyüme üzerinde kamu sermayesinin etkisini farklı model türleri ile incelemiştir. Mekânsal etkileşim bulgusuna ulaşmışlardır ve mekânsal etkili modelde yakınsama oranı daha yüksek çıkmıştır.

Bu çalışmanın amacı genel olarak mekânsal ekonometrik modelleme ve bu modellerin maksimum olabilirlik yöntemleriyle tahminini tanıtmaktır. Öncelikle mekânsal bağımlılık ve daha sonra mekânsal bağımlılığı temsil eden mekânsal ağırlık matrisi izah edilecektir. Ardından mekânsal ekonometrik modeller ve bu modellerin maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin yöntemi açıklanacaktır. Ayrıca belirleme testlerinden de detaylı bir şekilde bahsedilecektir. Mekansal bağımlılığı ve mekansal ekonometriyi ampirik olarak açıklamak amacıyla örnek olay olarak sebze üretim dikkate alınmıştır.

Türkiye’de sebze üretimi genellikle en fazla Akdeniz ve Ege bölgesinde yapılmaktadır. Çünkü bu bölgelerin iklimi ve sulama imkânlarının yeterliliği sebze üretim miktarını ve dolayısıyla kullanılan alanı da etkiler. Ayrıca benzer iklimlere sahip illerde genellikle benzer sebzeler üretilir. Bunun nedenlerinden biri de komşu illerin birbirini taklit



etmesi veya üretim aşaması için elde edilen her yeni bilginin komşu iller arasında daha hızlı yayılmasından kaynaklanır. Sebze üretim miktarlarını etkileyen en önemli faktörlerden biri de sebzenin bir önceki yıldaki fiyatıdır. Tarım teşvikleri, maliyeti düşük tarım kredileri veya devletin tarım harcamaları, tarımsal ürün üzerinde oldukça fazla etkisi bulunan faktörlerdir. Mekânsal etkileşimin yanı sıra bu iki faktörde dikkate alınacaktır.

2. MEKÂNSAL EKONOMETRİ

2.1 Mekânsal Bağımlılık

Mekânsal veriler; uzaydaki pozisyonları hakkındaki ilave bilgilerle gözlenirler (Arbia, 2005: 32-33). Mekânsal verilerin özünü oluşturan temel kavram uzay olarak kabul edilir. Uzay zamanın bir veya daha fazla noktasındaki kesit birimlerini oluşturur. $x_{s1}, x_{s2}, \dots, x_{sn}$ coğrafik konumlara göre sıralanmış rassal değişkenler dizisidir. Bilindiği üzere $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tm}$ zamana göre sıralanmış rassal değişkenler dizisine rassal süreç adı verilmektedir. Benzer olarak konumlara göre sıralanmış $x_{s1}, x_{s2}, \dots, x_{sn} = \{x(s), s \in S\}$ rassal değişkenler dizisine *mekânsal rassal süreç* veya *mekânsal rassal alan* adı verilir. S , mekânsal konuma ilişkin bir indekstir.

Örnekleme verilerindeki mekânsal bağımlılık; i konumundaki bir gözlemin j konumundaki diğer gözlemlere bağımlılığını ifade etmektedir ve aşağıdaki gibi gösterilebilir (LeSage, 1999:3).

$$y_{si} = f(y_{sj}), \quad i = 1, 2, \dots, n \quad j \neq i \quad (1)$$

Uzaydaki bir noktada gözlenen örneklem verilerinin diğer konumlarda gözlenen değerlere bağımlı olmasının genellikle iki nedeni vardır: Birinci neden, mekânsal birimlere ait verilerin ölçme hatası içermesidir. İkinci neden ise sosyodemografik, ekonomik veya bölgesel faaliyetlerin mekânsal boyutunda mekânsal ardışık bağımlılığın ortaya çıkmasıdır. Çünkü bölgesel bilim, insan coğrafyası ve pazar faaliyetleri ile ilgili çalışmalarda mekân ve uzaklığın önemli olduğunu varsayar.

2.2 Mekânsal Ağırlıklandırma

Ekonometrik kesit veriler çalışmalarında mekânsal ardışık bağımlılığı, yani komşuluk ilişkisini ifade etmek için genellikle mekânsal ağırlık matrisi tanımlanır. Bu ağırlıklar; etkileşim(interaction) veya yayılmanın(spillover) bir ölçüsünü gösterir. Bu ağırlıklara bağlı olarak mekânsal ekonometrik model oluşturulur ve daha sonra modelin tahmin aşaması gerçekleştirilir.

Gözlemlerin coğrafik düzenlemelerine veya yakınlığına bağlı olarak oluşturulan mekânsal ağırlık matrisi W , $n \times n$ boyutludur (Gumprecht, 2005:2). n coğrafyadaki konumların veya objelerin sayısıdır. Her bir coğrafik obje(eyalet, ilçe) için bir satır veya sütun vardır. Bu matristeki her bir eleman (w_{ij}) satır ve sütundaki elemanların komşu olup olmadığını göstermektedir. Kullanım kolaylığı açısından konumlar veya objeler, i ve j olarak gösterilmektedir. Bu matrisin elemanları sınırdaşığa bağlı veya uzaklığa bağlı ağırlıklara göre oluşturulur.

2.2.1 Sınırdışığa bağlı ağırlıklar (Contiguity Weight)

Bu yaklaşım sınırları ayırt edilebilen bir haritanın varlığını varsayar. Komşuluğun basit tanımı iki konum arasındaki yakınlığa bağlıdır. Yani iki konum ortak bir sınırı paylaşıyorlarsa komşu olarak ifade edilir.

Genellikle iki değerli ağırlık matrisi kullanılır. s_i konumunun tüm komşuları $N(i)$ kümesi içerisinde gösterilsin. Bu durumda iki değerli ağırlık matrisi W ’nin elemanları aşağıdaki kritere göre belirlenir.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & j \in N(i) \\ 0 & \text{diğer durum} \end{cases}$$

Bazı durumlarda ağırlık matrisleri satır bazında standartlaştırılır. Öyle ki her satır toplamı $\sum_j w_{ij}^* = 1$ olur. Böylelikle W ’nin standartlaştırılan elemanları aşağıdaki gibi yazılabilir.



$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$$

Anselin (1988:18), sınır komşuluğunu satranç oyununa benzeterek farklı komşuluk tanımları geliştirmiştir. Bunlar kale (rook) , fil (bishop) ve vezir (quenn) komşuluğudur. Kale komşuluğuna göre $w_{ij} = 1$ ise, bölgeler (i ve j) ortak bir kenarı paylaşan komşulardır; Fil komşuluğuna göre $w_{ij} = 1$ ise, i ile j ortak bir köşeyi paylaşan komşulardır; Vezir komşuluğunda ise bölgeler ortak bir kenarı veya köşeyi paylaşırlar.

2.2.2 Uzaklığa bağlı ağırlıklar

Gözlemler arasındaki uzaklık arttıkça, onlar arasındaki mekansal ardışık bağımlılık da azalır (Darmafol, t.y.:9). Uzaklık öklid veya sezgisel çalışmalardaki taksi (city-block, kare, şehir mesafe) uzaklığı ile ifade edilebilir ve genellikle d_{ij} olarak gösterilir. En genel gösterimde ağırlık matrisi bu uzaklığın bir fonksiyonu şeklinde aşağıdaki gibidir.

$$w_{ij} = g(d_{ij})$$

Genellikle bu fonksiyon yapısı $w_{ij} = 1/d$ veya $w_{ij} = 1/d^\alpha$ şeklindedir. Ayrıca mekânsal ekonometride kullanılan birçok komşuluk tanımlarına göre uzaklıklar oluşturulur. Bunlardan en yaygın kullanılan kritik değer komşuluğu ve en yakın k komşuluğudur (Arbia, 2005:37-38).

Kritik Değer Komşuluğu: $0 \leq d_{ij} < d^*$ ise, s_i ve s_j konumları komşudur. d^* , kritik değerdir. Buna göre W matrisinin elemanlarını şöyle yazabilir.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & 0 \leq d_{ij} < d^* \text{ ise} \\ 0 & \text{diğer durum.} \end{cases}$$



En yakın k komşuluk: s_i konumunun k adet komşu konumları olsun. En kısa uzaklıkta olan konuma göre komşu seçilir ve ağırlık matrisinin elemanları buna göre belirlenir. Bu kritere göre s_j , s_i ’nin en yakın komşusu ise $d_{ij} = \text{Min}(d_{ik})$ ’dir. k ’nın değeri teorik olarak verilir.

2.3 Mekânsal Regresyon Modelleri

Mekânsal regresyon modellerinde mekânsal ardışık bağımlılık kavramı dikkate alınır. Ölçme hataları neticesinde ortaya çıkan bağımlılığa *başağrısı (nuisance)* bağımlılık adı verilir ve regresyonun hata teriminde görülür (Graaff v.d., 2001:261). Bu tür bağımlılığı dikkate alan modele *mekansal hata modeli (spatial error model) (SEM)* adı verilir ve şöyledir.

$$\begin{aligned} y &= x\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + u \end{aligned} \quad (2)$$

(2) nolu ifadedeki $u \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ’dir. λ , ilgili konumun hata terimi ile komşu konumların hata terimleri arasındaki mekânsal bağımlılığın derecesini ölçer ve genellikle 1’den küçüktür.

Konumlar arası etkileşim neticesinde ortaya çıkan bağımlılığa *müstakil (substantive) bağımlılık* adı verilir. Mekânsal ekonometrik modeller oluşturulurken gecikmeli bağımlı değişken, açıklayıcı değişken olarak modele dâhil edilir ve şöyledir.

$$y = \rho W y + x\beta + u \quad (3)$$

$u \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ’dir. y , $(n \times 1)$ boyutlu konumlar boyunca gözlenen bağımlı değişken vektörüdür ve x , $(n \times k)$ boyutlu açıklayıcı değişkenler vektörüdür. W $(n \times n)$ boyutlu mekansal ağırlık matrisidir. ρ , komşu konumlardaki y ’lerin ilgili konumdaki y üzerindeki etkisini ölçen otoregresif parametredir ve çoğu durumda $|\rho| < 1$ kabul edilir. Bu modele *mekânsal gecikmeli model veya mekansal otoregresif model (Spatial Autoregressive Model) (SAR)* adı verilir.



$x = 0$ verildiğinde *birinci-mertebeden pür mekansal otoregresif model* elde edilir ve şöyledir.

$$y = \rho W_1 y + \varepsilon \quad (4)$$

$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 'dır. Bu model sadece komşu veya sınırdaş birimlerin bir doğrusal fonksiyonu aracılığı ile y 'deki değişimi açıklamaktadır.

2.4. Mekânsal Modeller İçin Tahmin Yöntemleri

Mekânsal bağımlılığın modellenme şekline göre tahmin yöntemleri geliştirilmiştir. Anselin(1988:58,59), hem mekânsal hata modeli hem de mekânsal gecikmeli modelin EKK ile tahminlerinin uygun olmadığını belirtmiştir. Uygun yöntemlerden birinin maksimum olabilirlik (ML) yöntemi olduğunu vurgulamıştır. Ancak büyük örneklerde maksimum olabilirlik tahminlerinin hesaplanması oldukça zordur. Ayrıca bazı durumlarda normal dağılım varsayımının gerçekleşmesi oldukça güçtür. Bu durumda uygun yöntemlerden birisi araç değişken ve genelleştirilmiş moment metodudur. Kelejan ve Prucha (1998,1999) mekânsal modellerin araç değişken ve genelleştirilmiş moment metodu ile tahmini hakkında detaylı bilgi vermiştir. Ancak bu çalışmanın amacı, mekânsal modellerin maksimum olabilirlik yöntemleriyle tahmini olduğundan bu yöntemlerden bahsedilmeyecektir.

Mekânsal gecikme modeli ve mekânsal hata modeli için log olabilirlik fonksiyonu sırasıyla şöyledir (Arbia, 2005:113, 103).

$$\begin{aligned} \ln L(\sigma^2, \rho, \beta; y) &= \\ &= -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \ln |I - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} [(I - \rho W)y - x\beta]' [(I - \rho W)y - x\beta] \end{aligned} \quad (5)$$

(5)'teki log-olabilirlik fonksiyonu, standart olabilirlik fonksiyonundan farklıdır (Blonigen v.d., 2007: 1323). Bu farklılığın nedeni $\ln |I - \rho W|$ teriminin varlığıdır. Bu terim ε 'den y 'ye dönüşümün Jacobianı'dır.

Mekânsal hata modeline ait olabilirlik fonksiyonu ise şöyledir.

$$L(\sigma^2, \lambda, \beta; y, x) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2} \ln \left| (I - \lambda W)^{-1} (I - \lambda W)^{-1'} \right| - \frac{1}{2\sigma^2} \left\{ (y - x\beta)' \left[(I - \lambda W)^{-1} (I - \lambda W)^{-1'} \right]^{-1} (y - x\beta) \right\} \quad (6)$$

Parametrelerin maksimum olabilirlik tahminlerini sağlamak için modelin β , σ^2 ve $\rho(\lambda)$ 'ya göre maksimize edilmesi gerekir. Ancak log-olabilirlik fonksiyonu parametrelerde doğrusal değildir. Çünkü β ve σ^2 tahminleri analitik olarak $\rho(\lambda)$ parametresinin bir fonksiyonudur. Anselin(1988:181-183), bu özel fonksiyonların maksimizasyonunu detaylı bir şekilde açıklamıştır.

2.5. Belirleme Testleri

Moran I Testi

Mekânsal ekonometrideki belirleme testinin başlangıcı, Moran (1950a, 1950b)'nın ardışık bağımlılık testine bağlıdır. Mekânsal ardışık bağımlılığa karşı yapılan bu testte alternatif hipotez altındaki mekânsal korelasyonun yapısı belirgin değildir. Bu nedenle yalnızca mekânsal ardışık bağımlılığın varlığını araştırır, ancak türü hakkında bilgi vermez. Hataların normal olarak dağıldığı varsayımına bağlı olarak yapılan Moran'nın I istatistiği aşağıdaki gibi gösterilir (Anselin&Hudak,1992:518).

$$I = \frac{N}{S_0} \left(\frac{e' W e}{e' e} \right) \quad (7)$$

N , gözlemler sayısıdır. S_0 , mekânsal ağırlık matrisinin elemanları toplamıdır ($S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$). $e = y - x\hat{\beta}$, $(N \times 1)$ boyutlu EKK kalıntılarıdır.

Moran katsayısına ait asimptotik dağılım Cliff ve Ord (1981) tarafından geliştirilmiştir. Bu dağılım standart normal dağılımdır.



Lagrange Çarpan Testi

Mekânsal regresyon modelleri maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edildiğinden, mekansal otopregresif katsayılarına ait çıkarsamalar Wald veya asimptotik t , Olabilirlik Oran (LR) ve Lagrange Çarpan testine (LM) bağlı olarak yapılır. Ancak uygulamalarda LM testi daha çok kullanılmaktadır. Çünkü LM testleri yalnızca olumsuz hipotez altındaki modelin tahminini gerektirmektedir ve bu modelin tahmini en küçük kareler yöntemiyle sağlanır.

Moran'ın testinin aksine ML'ye bağlı testler bir olumsuz ve alternatif hipotezlere bağlı olarak oluşturulur (Anselin, 1988:103-104). Mekânsal hata modeli için hipotezler aşağıdaki gibidir. Aynı hipotez ρ katsayısı içinde yazılabilir.

$$H_0 : \lambda = 0$$

$$H_0 : \lambda \neq 0$$

Burridge (1980) tarafından geliştirilen LM istatistikleri mekansal hata modeli ve gecikme modeli için sırasıyla LM_{ERR} ve LM_{LAG} olarak gösterilir ve aşağıdaki gibi gösterilmiştir (Anselin & Florax, 1995: 25).

$$LM_{ERR} = LM_{\lambda} = \left(e' W e / \sigma^2 \right)^2 / tr(W' W + W^2) \quad (8)$$

$\sigma^2 = e'e/n$ 'dir. Bu test istatistiği 1 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir.

$$LM_{LAG} = LM_{\rho} = \left\{ e' W y / \sigma^2 \right\} / \left\{ (W x b)' M W x b / \sigma^2 + tr(W' W + W^2) \right\} \quad (9)$$

Standart regresyon modelinin EKK tahmininden yararlanılarak elde edilir. $M = I - x(x'x)^{-1}x'$ dir. b , regresyon katsayı vektörü, EKK tahminlerine aittir. Bu istatistik asimptotik olarak 1 serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımına sahiptir.

Sağlam Lagrange Çarpan Testleri

Bera ve Yoon (1993:649), local belirleme hatası altında standart LM testlerinin asimptotik dağılımlarını kullanarak sağlam belirleme testini oluşturmuşlardır. Bu test standart LM istatistiğinin ortalamasında ve kovaryansında değişiklik içermektedir. Onların bu çalışmalarına bağlı olarak Anselin v.d. (1996:77) mekansal model için bu istatistikleri geliştirmişlerdir.

Geliştirilen bu Sağlam LM testleri, mekânsal gecikmeli bir modelin varlığında mekansal hata ardışık bağımlılık için ve mekansal hata ardışık bağımlılığın varlığında ise mekansal gecikmeli değişken için kullanılmaktadır.

Mekânsal gecikmeli bağımlı değişken içeren bir modelde, mekansal hata ardışık bağımlılık için test şöyledir.

$$LM_{\lambda}^* = \frac{\left[e'W_2e / \hat{\sigma}^2 - T_{21} \left(n\hat{J}_{\rho,\beta} \right)^{-1} e'W_1y / \hat{\sigma}^2 \right]^2}{T_{22} - (T_{21})^2 \left(n\hat{J}_{\rho,\beta} \right)^{-1}} \quad (10)$$

Burada $e = y - x\hat{\beta}$, $\hat{\sigma}^2 = \frac{e'e}{n}$ ve $\left(n\hat{J}_{\rho,\beta} \right)^{-1} = \hat{\sigma}^2 \left[(W_1x\beta)' M(W_1x\beta) + T_{11}\hat{\sigma}^2 \right]^{-1}$ dir.

Ayrıca $T_{ij} = tr(W_iW_j + W_i'W_j)$ ve $M = I - x(x'x)^{-1}x'$ dir.

Alternatif olarak, mekânsal hata sürecinin varlığında mekansal gecikmeli bağımlı değişken için test ise şöyledir.

$$LM_{\rho}^* = \frac{\left[e'W_1y / \hat{\sigma}^2 - T_{12}T_{22}^{-1}e'W_2e / \hat{\sigma}^2 \right]^2}{n\hat{J}_{\rho,\beta} - (T_{21})^2T_{22}^{-1}} \quad (11)$$

Birleşik LM Testleri

Hata bağımlılığı test edilirken, olası gecikme bağımlılığını da dikkate alma ihtiyacı durumunda veya tam tersi durum söz konusu olduğunda aşağıdaki $LM_{\rho\lambda}$ testi



kullanılmaktadır (Anselin, 2006:938-939). Bu test birleşik olarak $H_0 = \lambda = \rho = 0$ hipotezini EKK kalıntıları aracılığı ile test eder ve test istatistiği şöyledir.

$$LM_{\rho\lambda} = \frac{[eWy/\hat{\sigma}^2 - eWe/\hat{\sigma}^2]}{n\hat{J}_{\rho,\beta} - T} + \frac{[e'We/\hat{\sigma}^2]^2}{T} \quad (12)$$

2 serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir.

2.6 Belirleme Araştırması

Florax, Folmer ve Rey (2003:557–579), mekânsal ekonometri alanında model belirleme stratejilerini incelemişlerdir. Mekânsal ekonometrik modellemede birkaç belirleme araştırması mevcuttur. Klasik yaklaşım, karma yaklaşım ve Henry'nin belirleme araştırması. Ancak uygulamada karma yaklaşımın kullanımı daha yaygındır.

Karma yaklaşıma göre öncelikle LM_{ρ} ve LM_{λ} hesaplanır. Şayet her iki test anlamlı değilse $y = x\beta + \varepsilon$ modeli kullanılır. Her ikisi anlamlı ise sağlam testlerden yararlanılır. Böylesi bir durumda $LM_{\rho}^* \rangle LM_{\lambda}^*$ ise, mekânsal gecikme modeli geçerlidir. $LM_{\rho}^* \langle LM_{\lambda}^*$ ise mekansal hata modeli geçerlidir. Diğer durumda; yani LM_{ρ} anlamlı fakat LM_{λ} anlamlı değilse, mekânsal gecikme modeli tahmin edilir. LM_{λ} anlamlı ve LM_{ρ} anlamlı değilse mekansal hata modeli geçerlidir.

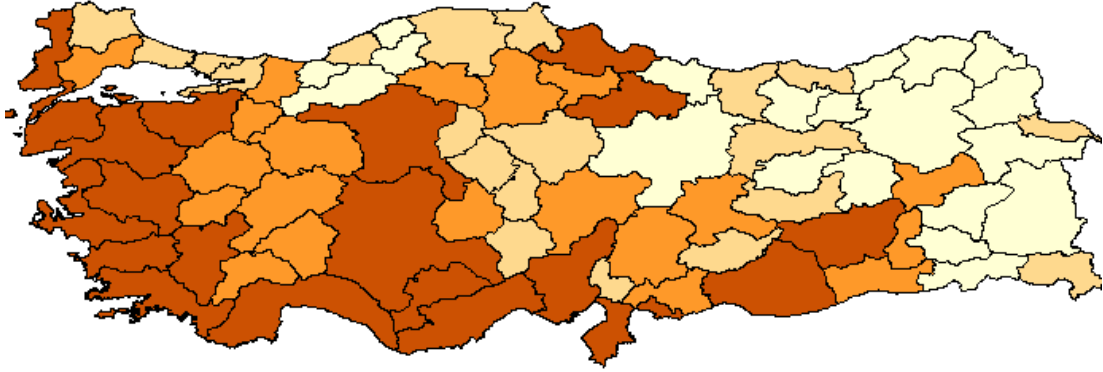
3. AMPİRİK ANALİZ

Mekânsal ekonometrik modeller ve bu modelin tahmini için örnek olay olarak Türkiye'deki sebze üretimi incelenmiştir. Bu çalışmada sebze üretiminin bir göstergesi olarak kullanılan toplam alan dikkate alınmıştır. Yani, Türkiye'nin illerine ait 2006 yılı sebze üretimi için kullanılan alanlar arasındaki mekânsal etkileşiminin varlığı araştırılmıştır. İlave açıklayıcı değişken olarak 2005 yılında yetiştirilen sebzeler için çiftçinin eline geçen ortalama fiyatlar ve yine 2005 yılına ait kamu yatırımlarından tarıma ayrılan pay dikkate alınmıştır. Bazı illerde yapılan kamu yatırımları arasında tarıma yer verilmediğinden bu açıklayıcı değişkeni temsilen kukla değişken kullanılmıştır. Kullanılan sebze üretim alanı ile çiftçinin eline geçen fiyatlar,

Türkiye’de Sebze Üretim Alanlarındaki Uzamsal Etk. İnc.

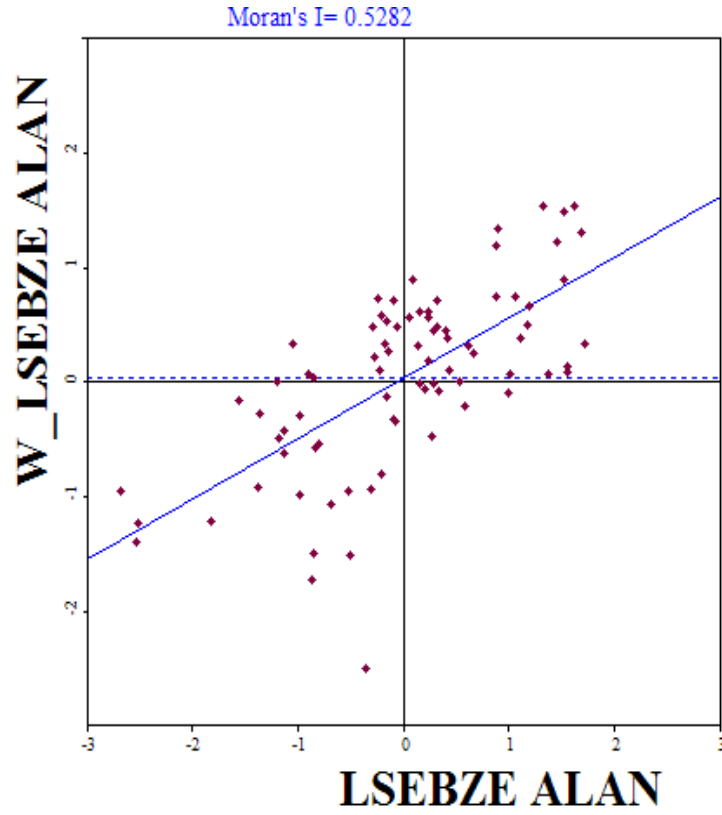
Türkiye İstatistik Kurumu’nun resmi sitesinden ve kamu yatırımları arasında tarımın payına ait bilgiler ise DPT’nin resmi sitesinden alınmıştır.

Sebze üretim alanlarının mekânsal dağılımına ait harita aşağıdaki Şekil 1’de gösterilmiştir. Haritada (1) ifadesindeki gibi bir fonksiyonel ilişki görülmektedir. Bu durumda görsel olarak mekânsal ardışık bağımlılığın varlığından söz edilebilir. Çünkü birbirine benzeyen iller bir kümeleme sergilemiştir ve aynı renktedirler. Haritada görülen en koyu renk en fazla sebze üreten illeri göstermektedir.



Şekil 1: Türkiye’nin illerine ait Sebze Üretim Alanlarının Mekânsal Dağılımı

Görsel olarak mekânsal ardışık bağımlılığın varlığı Moran’nın serpilme çizimi ile görülebilir. Logaritmik sebze üretimi ile onun komşuları arasındaki korelasyonu gösteren serpilme çizimi aşağıda Şekil 2’de gösterilmektedir.



Şekil 2: Sebze Üretim Alanlarının Moran Serpilme Çizimi

Şekil 2’de görüldüğü gibi x ekseninde logaritmik sebze üretimi ve y ekseninde ise komşulardaki sebze üretimini gösteren değerler vardır. Değerler, rassal olarak dağılmamıştır. Değerler, pozitif korelasyonun mevcut olduğu I ve III nolu bölgede dağılmışlardır.

Mekânsal ardışık bağımlılığın gerçekten var olup olmadığı Moran I ve LM istatistikleri aracılığı ile araştırılmıştır. Mekânsal ağırlık matrisleri (81×81) boyutludur ve bu ağırlık matrisi hem sınırdaşlığa hem de uzaklığa bağlı ağırlıklarla oluşturulmuştur. Sınırdaşlığa bağlı olarak kale ve vezir komşuluk tanımına göre ağırlık matrisi oluşturulmuştur. Uzaklığa bağlı olarak da en yakın 5 komşu ve kritik değer komşuluğu tanımına bağlı olarak ağırlık matrisi oluşturulmuştur. Bu ağırlık matrisleri aracılığı ile Moran I istatistikleri ve LM istatistikleri hesaplanmış ve uygun model seçimi yapılmıştır. Bilindiği gibi kesit verilerde sıklıkla görülen değişen varyans nedeniyle hesaplamalarda verilerin logaritmaları kullanılmıştır.



Kale ve vezir komşuluğuna göre mekânsal bağımlılık, mekânsal hata modeli aracılığı ile en yakın 5 komşu ve kritik değer komşuluk tanımına göre ise mekânsal bağımlılığın, mekânsal gecikmeli model ile modellenmesi gerektiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu komşuluk tanımlarına bağlı olarak oluşturulan mekânsal modellerin tahminleri sonucunda en düşük AIC ile SC değeri ve en büyük LR değerini veren modelin kale komşuluğuna göre oluşturulan mekânsal hata modeli olduğu görülmüştür.

Kale(Rook) Komşuluğu İçin Elde Edilen Sonuçlar

Sebze üretim alanları için oluşturulan klasik regresyon modelinin en küçük kareler tahminleri Tablo 1’de ve kale komşuluk tanımına göre hesaplanan Moran’ın I istatistiği, LM istatistikleri ise Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 1: Sebze Üretim Alanı İçin EKK Sonuçları

Değişken ismi	Katsayı	Standart Hatası	<i>t</i> istatistiği	Olasılık (<i>p</i>)
Sabit Terim (c)	3.23	0.769	4.212	0.00
Log Sebze Fiyatı	1.51	0.240	6.298	0.00
Tarım Yatırımı	0.60	0.279	2.153	0.03
$R^2 = 0.384$		$F = 24.3615$	Olasılık (F) = 0.00	
Düzeltilmiş $R^2 = 0.368$		$AIC = 238.379$	$SC = 245.563$	

Tablo 2: Belirleme Testleri

EKK Regresyonuna Ait Belirleme Testleri		
Testin İsmi	Hesaplan Değer	Olasılık Değeri
Çoklu Doğrusallık (Koşul Sayısı)	15.685	
Normallik Dağılım (Jargue-Bera)	4.142	0.126
Değişen Varyans (Breush-Pagan)	0.805	0.668
Mekânsal Bağımlılık İçin Testler		
Testin İsmi	Hesaplan Değer	Olasılık Değeri
Moran I (hata)	4.849	0.00
LM_{ρ}	13.094	0.00
LM_{λ}	19.627	0.00
$LM_{\rho\lambda}$	20.995	0.00
Sağlam LM_{ρ}	1.367	0.242
Sağlam LM_{λ}	7.901	0.004

Tablo 1’de görüldüğü gibi EKK tahminlerine ait katsayılar anlamlıdır. 1.56 esneklik katsayısı, sebze üretim alanının fiyat esnekliğini ölçmektedir ve bu katsayı 1’den büyük olduğundan sebze üretim alanının fiyata göre oldukça esnek olduğu söylenebilir. Kukla değişken katsayısı, illere yapılan tarım yatırımı harcamalarının sebze üretim alanları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. EKK kalıntılarına ait hatalar normal dağılıma sahiptir ve değişen varyans içermemektedir.

Tablo 2’de verilen Moran I istatistiğine göre, verilerde mekânsal ardışık bağımlılık tespit edilmiştir. Uygun mekânsal ardışık bağımlılık yapısına karar verilirken, LM istatistikleri dikkate alınır. $LM_{SARMA}(LM_{\rho\lambda})$ istatistiği, ardışık bağımlılığın her iki türünün varolabileceğini göstermektedir. $LM_{LAG}(LM_{\rho})$ ve $LM_{ERROR}(LM_{\lambda})$ istatistiklerinin her ikisi anlamlı olduğundan sağlam LM istatistiklerine bakılır. Sağlam LM istatistiklerine göre

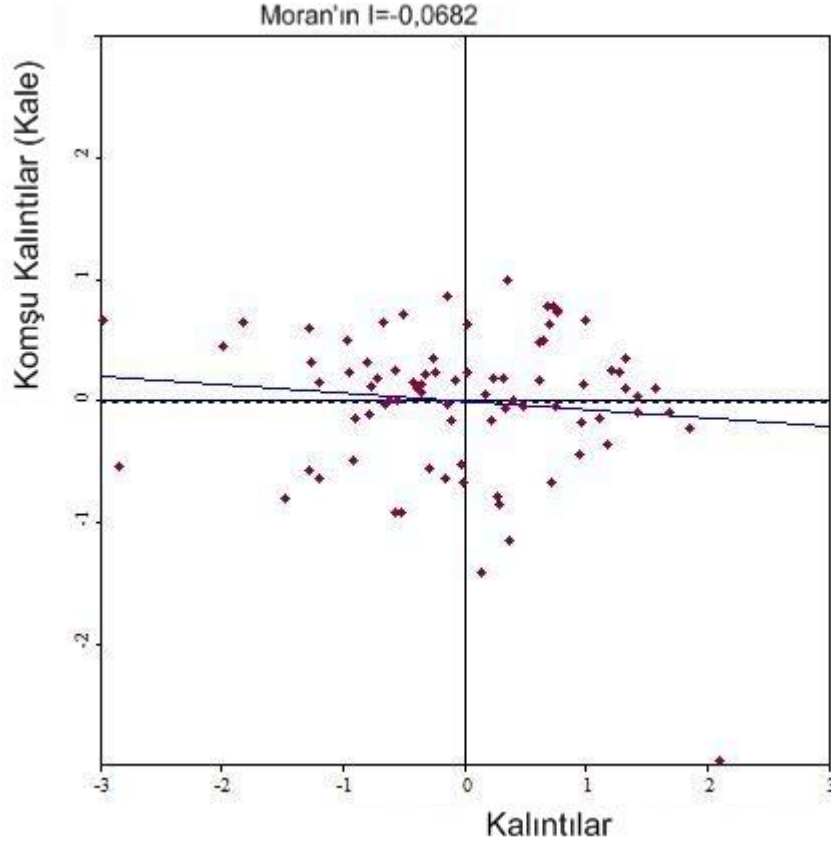
sağlam $LM_{ERROR}(LM_{\lambda})$ daha anlamlı olduğundan sebze üretim alanındaki mekansal etkileşim için uygun model, mekansal hata modelidir. Bu modele ait tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda 3’de verilmiştir.

Tablo 3: Mekansal Hata Modeli- Maksimum Olabilirlik Tahmini

Değişken İsmi	Katsayı	Standart Hatası	z değeri	Olasılık (p)
Sabit Terim (c)	4.67	0.759	6.159	0.00
Logaritmik sebze fiyatı	1.07	0.233	4.608	0.00
Tarım Yatırım	0.507	0.229	2.211	0.026
Mekansal Etkileşim (λ)	0.561	0.102	5.449	0.00
$R^2 = 0.551$		Logaritmik Olabilirlik =-106.78		
$AIC = 219.574$		$SC = 226.757$		

Mekânsal hata modelinin tahmin edilen katsayıları klasik regresyon modeline nazaran daha anlamlıdır. Mekânsal hata modelindeki mekânsal bağımlılık veya mekansal etkileşim katsayısı λ (lambda)’nın tahmin edilen değeri yaklaşık olarak 0.56’dır, pozitif ardışık bağımlılığın güçlü olduğu söylenebilir. Ampirik deliller göstermektedir ki; sebze üretiminde yayılma etkisi (spill-over) sözkonusudur. Bu durum tarım politikaları açısından önemlidir. Bir ilde belirli sebzelerin üretimi için yapılan teşvik, o ili çevreleyen benzer iklime sahip illerde de etki yaratacaktır. Bu taşma etkisiyle teşvik edilen sebzenin üretimi o bölgeye yayılacaktır. Bu yayılma etkisinin ihracat, istihdam ve ekonomi üzerinde de olumlu etkisi ortaya çıkacaktır. Ayrıca AIC ve SC değerleri açısından mekânsal hata modelinin, klasik regresyon modeline nazaran daha küçük AIC ve SC değerine sahip olduğu görülmektedir. Bu iki modele ait R^2 ’ler kıyaslanamaz. Çünkü mekânsal hata modeli için hesaplanan R^2 , yapay R^2 ’dir (Anselin, 2005:207).

Mekânsal hata modelinin maksimum olabilirlik yöntemiyle tahmini sonucu elde edilen kalıntılara ait serpilme çizimi ise şöyledir.



Şekil 3: Mekansal Hata Modeline Ait Kalıntıların Serpilme Çizimi

Şekilde görüldüğü gibi kalıntılara ait Moran I istatistiği -0.0682'dir ve bu değer sıfıra yakın bir değerdir. Bu nedenle verilerin mekânsal hata modeliyle tahmin edilmesinin, mekânsal ardışık bağımlılığı giderdiği söylenebilir.

4. SONUÇ

Birçok sosyal bilimlere ait verilerin uzaydaki konumları önemlidir. Çünkü bu konumlar nedeniyle gözlemlenen veriler arasında mekânsal bağımlılık meydana gelir. Mekânsal ekonometri, bu mekânsal bağımlılık üzerine oturtulmuştur.



Mekânsal ekonometrik modellerin tanıtımı ve maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin yöntemini gösteren bu çalışmada, örnek olay olarak Türkiye’nin illerine ait sebze üretim alanları dikkate alınmıştır. Kurulan modelde açıklayıcı değişken olarak geçmiş yıla ait sebze fiyatı ve illere yapılan yatırım harcamaları içinde tarımın payını temsilen kukla değişken kullanılmıştır. Komşu illere ait sebze üretim alanları için mekânsal ağırlıklar oluşturulmuştur. Kale, vezir, en yakın 5 komşu ve kritik değer gibi komşuluk tanımları dikkate alınmıştır. Bu modeller arasında kale komşuluk tanımına göre oluşturulan modelin, AIC, SC ve LR kriterlerine göre daha iyi olduğu ortaya çıkmıştır. Seçilen bu modele ait LM istatistikleri neticesinde mekânsal hata modeli tahmin edilmiştir. Mekânsal hata modeline ait sonuçların, EKK sonuçlarına göre hem katsayıların anlamlılığı açısından hem de AIC ve SC kriterleri açısından daha iyi olduğu görülmüştür.

Ampirik analiz sonucunda uygun görülen mekânsal hata modelinde bir önceki yıla ait fiyatın, cari yıldaki sebze üretimini pozitif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca illere yapılan tarım yatırımlarının da, üretimi pozitif yönde etkilediği sonucuna varılmıştır. Mekânsal ardışık bağımlılık katsayısı, iller arasında pozitif taşıma etkisi olduğunu göstermektedir. Bir ildeki sebze üretimi, kendisini çevreleyen illerdeki sebze üretiminden etkilenmektedir. Tarımsal üretimi artırma veya yeni bir ürünün üretimi için herhangi bir ile yapılan teşvik veya sübvansiyon, o ili çevreleyen benzer iklime sahip illeri de etkileyecektir. Böylelikle üretim faktörlerinin ve bilgi etkisinin yayılmasıyla (spill-over), bölgede tarımsal üretim artacaktır. Örneğin devlet, ülkenin ihracatı içinde fazla pay tutması beklenen bir sebze için bu tür bir politika izleyebilir. Böylelikle ihracat artışı sağlanır ve dolayısıyla tarımsal istihdam da yaratılabilir.

KAYNAKÇA

Kitaplar

Anselin, L. (1988), **Spatial Econometrics: Methods and Models**, Kluwer Academic Publishers.

Arbia, G. (2005), **Spatial econometrics: Statistical Foundations and Application to Regional Convergence**, Berlin: Springer-Verlag.

Anselin L. S. Hudak (1992), “Spatial Econometrics in Practice: A review of software options”, **Regional Science and Urban Economics**, 22, 509-536



Makaleler

Anselin, L. O. Smirnov (1996), Efficient Algorithms For Constructing Proper Higher Order Spatial Lag Operators, *Journal of Regional Science*, 36/21, 67-89.

Anselin, L., A.K.Bera (1998), "Spatial dependence in Linear Regression Models with an introduction to Spatial Econometrics", **Handbook of Applied Economic Statistics**, Ed.by A.Ulah, D. Giles , New York: Marcel Dekker.

Anselin, L., A.K.Bera, R.J. Florax, M. Yoon (1996), "Simple Diagnostics Tests For Spatial Dependence", **Regional Science and Urban Economics**, 26, 77-104.

Anselin, L.(2006), "Spatial Econometrics", **Palgrave Handbook of Econometrics:Econometric Theory** , Vol: 1, Ed.by T. Mills, K. Patterson, Basingstoke Palgrave Macmillan.

Baltagi B. H., Li Dong (2006), Prediction in the Panel Data Model with Spatial Correlation: the Case of Liquor, **Spatial Economic Analysis**, 1:2, 175-185.

Case A.C. (1991), Spatial Patterns in Household, **Econometrica**, 59:4, 953-965.

Bera A.K, M. J. Yoon (1993), "Specification Testing with Locally Misspecified Alternatives", **Econometric Theory**, 9, 649-658.

Blonigen B.A., R. B. Davies,G.R.Waddell, H.T.Naughton (2007), "FD in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment" **European Economic Review**, 51, 1303-1325.

Burrige,P. (1980), "On the Cliff-Ord test for Spatial Autocorrelation", **Journal of Royal Statistical Society B42**:107-8.

Florax,R.J., H.Folmer, S.J. Rey (2003), "Specification Searches in Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology", **Regional Science and Urban Economics** , 33(5), 557-579.

Gezici, F., Hewings G.J.D. (2004), Regional Convergence and The Economic Performance of Peripheral Areas in Turkey, **Review of Urban&Regional Development Studies**, 16/2, 113-132.

Graaff, T., R.J. Florax, P. Nijkamp (2001), "A General Misspecification Test for Spatial Regression Models: Dependence, Heterogeneity and Nonlinearity", **Journal of Regional Science**, 41 (2), 255-276

Moran, P.(1950a), "Notes on Continuous Stochastic Phenomena", **Biometrika** 37, 17-23



Moran, P.(1950b), “A Test for the Serial Independence of Residuals”, **Biometrika** 37, 178-181

Whittle, P. (1954), “On stationary process in the plane, **Biometrika**, 41, 434-449.

Yıldırım, J., Öcal, N., Erdoğan, M., “Financial Development and Economic Growth: A Spatial Effect Analysis, (Çevrimiçi), <http://fp.paceprojects.f9.co.uk/Erdogan.pdf>, 10.03.2009

Elektronik Kaynaklar

Anselin, L. “Spatial Data Analysis with GIS: An Introduction to Application in the Social Sciences”, National Center for Geographic Information and Analysis, University of California, Santa Barbara, Technical Report92/10, August1992,(Çevrimiçi),www.ncgia.ucsb.edu/Publications/Tech_Reports/92/9210.PDF, 12.12.2007.

Anselin, L., “Spatial Econometrics”, Bruton Center, school of Social Sciences, University Of Texas,Dallas, April/26/1999,(Çevrimiçi),http://www.csiss.org/learning_resources/content/papers/baltchap.pdf, 03 Eylül 2007.

Anselin, L., “Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook”, Spatial Analysis Laboratory Department of Geography, University of Illinois, Urbana-Champaign, Urbana, March 6 2005, (çevrimiçi), <https://www.geoda.uiuc.edu/pdf/geodaworkbook.pdf> , 25 Mayıs 2008.

Darmofal D., “Spatial Econometrics and Political Science, (çevrimiçi),polmeth.wustl.edu/retrieve.php?id=575, 13.03.2008.

Gumprecht, D., “Spatial Methods in Econometrics: An Application toR&DSpillovers”26December2005(çevrimiçi),http://epub.wu.wien.ac.at/dyn/virlib/wp/eng/mediate/epub-wu-01_8ca.pdf?ID=epub-wu-01_8caResearch Report Series, 25.09.2007.

James P. LeSage, “The Theory and Practice of Spatial Econometrics”, Department of Economics, University of Toledo, February 1999 (çevrimiçi), <http://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf>, 17.Ekim.2007

Daller’ba S. ,Productivity Convergence and Spatial Dependence among Spanish Region, Journal Geographical Systems, 2005, 7, s.207-227.

Önder, Ö.A., Karadağ, M., Deliktaş, E. (2007), Effects of Public Capital on Regional Convergence in Turkey, Ege University Working Paper in Economics, No:07/01, 2007, 13.05.2009, <http://iibf.ege.edu.tr/economics/papers/wp07-01.pdf>



Rey, S.J., Montouri, B.D., U.S. Regional Income Convergence: Spatial Econometric Perspective, Department of Geography , San Diego State University, August 1998

Vreyer P., Spielvogel, G., Spatial Externalities Between Brazilian Municipios and Their Neighbours, University of Lillie 2 and IRD-DIAL, February 2005 (çevrimiçi),

Yıldırım, J., Öcal, N., Erdoğan, M., “Financial Development and Economic Growth: A Spatial Effect Analysis, (Çevrimiçi), <http://fp.paceprojects.f9.co.uk/Erdogan.pdf>, 10.03.2009

<https://www.tuik.gov.tr>

<http://www.dpt.gov.tr/>