

AÇLIK VE YOKSULLUK SINIRI BELİRLEMEDE DÜZEY 2 BAZINDA BÖLGESEL ETKİNLİĞE DAYALI MEKÂNSAL İLİŞKİLER: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Murat ATAN

Sorumlu Yazar, Doç. Dr., Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fak., Ekonometri Bölümü,
atan@gazi.edu.tr

Mehmet ÖZCAN

Araş.Gör., Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fak., Ekonometri Bölümü,
mehmetozcan@gazi.edu.tr

Yalçın ARSLANTÜRK

Y. Doç.Dr., Gazi Üniversitesi, Turizm Fakültesi, Turizm Rehberliği Bölümü,
arslanturk@gazi.edu.tr

ÖZET

Karar verme, belirli bir amaca ulaşmak için değişik alternatiflerin belirlenmesi ve bunların içinden en etkilisinin seçilmesi işlemidir. Eğer bir karar verme probleminde birden fazla kriter varsa problem çok kriterli karar verme problemi olmaktadır. Bu çalışmada, network modeli ile ağ analizi yapmak amacıyla, Çok Kriterli Karar Verme (ÇKKV) çözüm yöntemlerinden olan TOPSIS ve VIKOR yöntemleri kullanılmıştır. Yöntemlerdeki kriter ağırlıkları ise Analitik Hiyerarşi Prosesi'ndeki ikili kıyaslamalar metodu kullanılarak elde edilmiştir. Çalışma kapsamında, ilk aşamada Hacettepe Üniversitesi internet altyapısını kurmuş olan Bilgikent Teknoloji A.Ş.'den mevcut gerçek veriler alınmıştır. Tüm bu veriler ÇKKV yöntemlerindeki karar matrisini oluşturmuş olup, yöntemlerin adımları teorik olarak anlatılmıştır. Ardından toplamda 7 fakültenin bulunduğu internet ağ analizi TOPSIS ve VIKOR yöntemleriyle çözümlenmiştir. İkinci aşamada ise yine ÇKKV çözüm yöntemlerinden olan bulanık TOPSIS ve bulanık VIKOR yöntemleri kullanılarak network modeli ile ağ analizi çalışması tekrarlanmıştır. Hesaplamalar Excel 2010 paket programı ile yapılmıştır. Sonuç olarak elde edilen verilerden hangi bağlantıların risk teşkil ettiği, hangi bağlantıların risk teşkil etmediği saptanmıştır. Çalışmanın sonucunda internet topolojisi alanında önemli bir yere sahip olan network analizinin pratikleştirilmesine yönelik olarak ÇKKV yöntemlerinin uygulanabilirliği hedeflenmektedir.

Günümüzün en büyük küresel sorunlardan birisinin de açlık ve yoksulluk olduğu şüphesizdir.

Küreselleşme, insanları ve yaşam stillerini birbirleri ile ilişkilendirirken bir yandan da ülkelerarası eşitsizliği büyütmektedir. Dolayısıyla insanların hayat standardı yükselmiş ve bunun yanında gelir farklılıkları artmıştır. Bir kişinin yaşamını devam ettirebilmesi için alması gerekli temel gıda maddelerinden oluşan sepetin maliyeti "Açlık sınırı" olarak tanımlanmaktadır. Önemli ekonomik birimlerden biri olan hane halklarının tüketim düzeylerinin (açlık sınırı açısından) yaşadığı coğrafi bölgenin ekonomisinden (etkinliği) ne yönde ve nasıl etkilendiğinin ortaya konması çalışmanın ana amacıdır. Bu amaç çerçevesinde öncelikle İstatistikî Bölge Birimleri Sınıflandırması (İBBS) 2. düzeyde yer alan 26 ilin etkinlikleri veri zarflama analizi (VZA) ile belirlenmiştir. İllerin etkinliği belirlenirken girdi ve çıktı değişkenleri olarak nüfus yoğunluğu, yaş bağımlılık oranı, cinsiyet oranı, işsizlik oranı, TÜFE, Kişi başına ithalat, Kişi başına ihracat, işgücüne katılma oranı, kişi başı gayrisafi katma değer kullanılmıştır. Etkinlik ölçümünde Andersen ve Petersen (1993)'in süper etkinlik modeli kullanılmıştır. İkinci aşamada ise, açlık sınır değerlerinin illerin etkinlik değeri üzerinde hangi düzeyde etkili oldukları iki ayrı mekânsal model ile test edilmiştir. Ampirik bulgular neticesinde pozitif mekânsal etkileşim gözlenmiştir. Etkinliğini arttıran illerde açlık sınır değeri azalmaktadır. İllerin etkinliğinde yayılma etkisi (spill-over) söz konusudur. Bu durum kalkınma politikaları açısından önemlidir. Bir ilde ilin gelişimi için yapılan teşvik, o ili çevreleyen benzer özelliklere sahip illerde de etki yaratacaktır.

Anahtar kelimeler: Mekânsal Ekonometri, Mekânsal Otoregresif Model (SAR), Mekânsal Hata Terimi Modeli (SEM), Veri Zarflama Analizi (VZA), Süper Etkinlik, Açlık ve Yoksulluk Sınırı

Jel Kodları: C21, D61, I32

SPATIAL RELATIONS BASED ON REGIONAL EFFICIENCY ON NUTS II IN DETERMINING HUNGER AND POVERTY THRESHOLD: TURKEY CASE

ABSTRACT

There is no doubt that one of the most important globalized problems of the present day is hunger and poverty. Globalization relates the people and life styles to one another, while it contributes to the enlargement of inequality, which leads to the facts that the life standards of people have increased, but income gaps become widened. It is not an easy task to say which method is "accurate" most to determine poverty. "Hunger Threshold" is defined as the cost of basic dietary minimum requirement to survive. The main objective is to find out how and to what extent the level of household consumption levels have been affected with specific reference to hunger threshold. To serve this purpose, in the first phase, the efficiency of the 26 provinces in located the classification of statistical Region Units NUTS II has been determined through data envelopment analysis (DEA). In determining the efficiency of the provinces through data envelopment analysis, such variables as population density, net rate of migration, gender rate, age dependency ratio, unemployment rate and regional gross value added per capita have been used as input and output values. Andersen and Petersen (1993) super efficiency model used to efficiency measurement. In the second phase, the effect of hunger threshold values on efficiency values has been analyzed through two separate spatial models. As a result of the positive spatial interaction observed empirical findings. Increase the effectiveness of the provinces, hunger limit value is decreasing. Definition of event propagation effects (spill-over). In this case, it is important in terms of development policies. The development of the province in a province for incentives, that province and surrounding provinces with similar characteristics will influence.

Keywords: Spatial Econometrics, Spatial Autoregressive Models (SAR), Spatial Errors Model (SEM), Data Envelopment Analysis (DEA), Super Efficiency, Hunger and Poverty Threshold

Jel Codes: C21, D61, I32

1. GİRİŞ

Günümüzün en küresel problemlerinden birinin açlık ve fakirlik olduğunu söylemek yanlış olmaz. Küreselleşme insanların yaşam standartlarının artmasına yardımcı olurken diğer yandan daha büyük bir eşitsizliğe yol açarak gelir ve farklılıkların git gide artmasını sağlar ve bu şekilde insanların yaşamlarına bir şekilde olumlu veya olumsuz katkısı bulunur. Farklı bakış açıları çerçevesinde fakirliğin nasıl tanımlandığı kadar fakirliğin sebeplerini belirlemeye çalışan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Alanda yapılan bu çalışmalara rağmen hangi yöntem veya yöntemlerin daha doğru olduğunu söylemek kolay değildir. Ülkemizde gelir düzeyi düşük ailelerin temel beslenme ihtiyaçlarını ve masraflarını yeterli bir şekilde karşılayamadığı göz ardı edilmeyen bir durumdur. Bu çalışma hesaplanan açlık eşik gelir miktarları yoluyla hane halklarının ekonomik durumlarını belirleyen göstergeleri ortaya koymak amacını gütmektedir. Ülke içerisinde gerçekleşen değişikliklerin gelir, tüketim ve hane halkı refah seviyesi ile yakından ilgilidir.

Çalışmada açlık sınırına özellikle değinmek suretiyle hane halkı tüketiminin nasıl ve ne derecede etkilendiğini bulup ortaya çıkarmıştır. Bunu gerçekleştirmek için ilk aşamada Düzey II bazında bulunan illerin etkinliği veri zarflama analizi yoluyla belirlenmiştir. Veri zarflama analizi yoluyla illerin etkinliğinin belirlenmesinde nüfus yoğunluğu, yaş bağımlılık oranı, cinsiyet oranı, işsizlik oranı, tüketici fiyat endeksi (Bir önceki yılın aynı ayına göre değişim oranı (örn: Aralık 2014/Aralık 2013), kişi başı ithalat, kişi başı ihracat kişi başına gayri safi katma değer ve iş gücü katılım oranı gibi veriler girdi çıktı değerleri olarak kullanılmıştır. İkinci aşamada iki farklı mekânsal model yoluyla etkinlik değerleri üzerindeki açlık sınır değerlerinin etkisi analiz edilmiştir. Bu modellerden bir tanesi mekânsal otoregresif modeli ve ikincisi mekânsal hata modelidir. Ayrıca hesaplanan mekânsal modeller yoluyla illerde birbirine komşu olmaktan kaynaklanan dışsallık olup olmadığı belirlenmiştir.

2. YÖNTEM VE VERİ

Coğrafi bölgesel analizlerde dikkat edilen önemli bir unsur yakın komşuluğun uzak komşuluktan daha etkili olduğudur. Mekânsal ekonometri coğrafi komşuluk etkilerinin ölçülme ihtiyacı sonucu gelişmiştir. Mekânsal

ekonometri “Bölge biliminde mekânsal bağımlılık ve farklılıkların yapısal bir biçimde ortaya konmasını sağlayan ve hipotez testi, etki analizi ve gelecek öngörüsünde bulunan metot ve tekniklerin tümünü” ifade eder Anselin (1988a). Özellikle bölgesel ekonomik çalışmalarda bölgelerarası etkileşimleri ve farklılıkları belirlemek için etkin bir araçtır. Bu çalışmada ilk olarak, mekânsal etkileşim (otokorelasyon) ve mekânsal heterojenliği içeren mekânsal ekonometri yaklaşımı açıklanacaktır. Bu bağlamda mekânsal ekonometrik modeller anlatılmıştır.

Mekânsal ekonometrinin kullanım alanları içinde Bölgesel çıktı düzeyi, ticaret ve gelirin analiz edilmesi, fiyat ve ücretin tahmin edilmesi, talep – arz tahminleri, dışsallıkların ölçülmesi, girdi – çıktıya veri temin edilmesi ile nüfus ve göç tahminleri, bölge içerisinde insan, mal ve hizmet, sermaye ile haberleşme akım, yön ve yoğunluklarının tespit edilmesi, bölgenin etkileşim içerisinde bulunduğu diğer bölgeler ile ilişkilerinin ortaya konulması sayılabilir.

Mekânsal ekonometri konusunda öncelikle yabancı literatür çalışması incelendiğinde Hordijk ve Paelinck (1976), Paelinck ve Klaassen (1979), LeSage (1997), Dubin (1998), Cliff ve Ord (1981), Upton (1985) Anselin (1988a), Anselin (1988b) Anselin (2003) çalışmaları örnek verilebilir. Mekânsal ekonometri konusunda öncelikle yerli literatür yani Türkiye ile ilgili olan çalışmalar Gezici ve Hewings (2003), Yıldırım vd. (2004), Gezici ve Hewings (2004), Yıldırım (2005), Çatık ve Güçlü (2006), Filiztekin (2007), Önder vd. (2007), Yeşilyurt (2007) ve Yeşilyurt (2008), Çelebioğlu (2010), Yavan (2012), Zeren ve Yurtkur (2012) şeklinde verilebilir.

Mekânsal ekonometri çalışmaları coğrafi (bölgesel) verileri kullanan çalışmalarda bölgesel veya komşuluk ilişkilerinin ihmal edilmesi analizlerde bir eksiklik yarattığı iddia edilmektedir. Coğrafi (bölgesel) komşuluk ilişkisinin temel nedenlerinden birisi mekânsal bağımlılıktır. Coğrafi komşu birimlerin verileri komşusunun verileriyle ölçüm hatasına bağlı olarak etkileşim içerisinde olabilirler ve coğrafi olarak birbirlerine yakın birimlerin daha fazla ilişkide buldukları kabul edilebilir. Coğrafi komşuluk ilişkisinin ikinci nedeni ise mekânsal farklılıktır. Bölgesel veya mekânsal farklılık uzaydaki ilişkilerin değişmesi olarak tanımlanmaktadır. Uzayda alt kümeler alındığında, bu alt kümelere komşu birimlerin hata terimlerinin varyansı birbirine eşit olmakta

ancak onun dışındaki birimlerde varyans farklılaşmaktadır. Yani hata terimleri arasında bir ilişkinin olabileceği kabul edilebilir. Bu çalışmada iki ayrı mekânsal model test edilmiştir. Bunlardan birincisi mekânsal otoregresif model (spatial autoregressive models) (SAR) olup aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır.

$$y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

(1) nolu eşitlikte y ; ($n \times 1$) zaman kesiti bağımlı değişken vektörünü, X ; ($n \times k$) boyutlu bağımsız değişken matrisini W ; ($n \times n$) mekânsal ağırlık matrisini, (birinci sıra komşuluk ilişkisini) hatalardaki, mekânsal otokorelasyonu ifade etmektedir. ρ parametresi korelasyon derecesini yani komşuluğun katkısını gösterir.

İkinci mekânsal model ise mekânsal hata terimi modeli (spatial errors model) (SEM) olup aşağıdaki şekilde tanımlanabilir. (1) nolu eşitlikte modeldeki ρ parametresi sıfır olduğunda SAR modeli SEM modeline dönüşür ve aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$y = X\beta + u \quad (2)$$

$$u = \lambda W_u + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

y ; ($n \times 1$) bağımlı değişken vektörü, X ; ($n \times k$) bağımsız değişken vektörünü, W ; ($n \times n$) boyutundaki ağırlık matrisini, λ zaman serisindeki serisel korelasyon problemine benzeyen mekânsal olarak ilişkili hata katsayısını gösterir. Burada hata teriminde otoregresif bir yapı yer almaktadır. Eğer burada $\lambda = 0$ olarak alınırsa bu durumda SAR modeline ulaşılmış ve $\rho = \lambda = 0$ olarak alınırsa klasik bir EKK modeline ulaşılmış olur mekânsal etkilerin ihmal edildiği anlaşılmış olur. Mekânsal modelde W ağırlık matrisi olarak tanımlanmıştır.

$$y = \rho W_1 Y + X\beta + u \quad (3)$$

$$u = \lambda W_2 u + \varepsilon$$

Eşitlik 3'den de görüldüğü gibi bağımlı değişken sadece bağımsız değişkenin değil, komşu gözlemlerle bağlantıyı gösteren ağırlık matrisi de model içerisinde. Eşitlik 3'de ρ ve λ parametreleri gözlemler arasındaki sektörel bağılılığı tanımlamaktadır. W_1 ve W_2 ise sektörel ağırlık matrisleri olup

dışsal olarak belirlenmektedir (Anselin and Bera, 1998: 279 - 289, Önder vd., 2007, Yıldırım, 2005, Filiztekin, 2007).

Mekânsal ekonometrik modelde bağımsız değişkeni oluşturmak için Veri Zarflama Analizi (DEA) modellerinden faydalanılmıştır. İlk defa Charnes ve diğerleri. (1978) (CCR model) tarafından ortaya konulan ve Banker ve diğerleri tarafından (1984) (BCC model) geliştirilen VZA karar verme birimlerinin (KVB) etkinliğini ölçmede kullanılan bir yaklaşımdır. VZA modellerinin sonuçları 1'e eşit olan etkinlik skorlarıdır ve 1'den az olması karar verme birimlerinin etkin olmadığı şeklinde yorumlanır. Bundan dolayı, etkin olmayan karar verme birimleri için bir sıralama verilir fakat etkin olan karar verme birimleri için bu gerçekleştirilmez. Bu konuyla ilgili sıklıkla tartışılan konularda biri VZA uygulamalarında özellikle karar verme birimlerinin yetersiz veya girdi veya çıktıların karar verme birimleri sayısına göre oldukça yüksek olması durumunda ayırım veya fark eksikliği olmasıdır.

Standart bir VZA modelinde, karar verme biriminin diğer karar verme birimlerine göre performansının artmaması durumunda etkin olduğu belirtilir. Fiyat verisi ve girdi ve çıktıların tercih edilen ağırlıkları olmaksızın, tüm etkin karar verme birimleri %100 eşit puana sahiptir ve performans açısından eşit derecede yer alırlar. Etkin olmayan karar verme birimleri girdi yönelimli %100 den daha az puana sahiptir (girdi kullanımını azaltmalarından dolayı) ve çıktı yönelimli % 100'den daha fazla puan sahiptir (çıkıtı üretimini arttırdıklarından dolayı). Standart VZA modellerinin çok sayıda uygulama, açılım ve değişiklikler ile bu alan çok hızlı bir şekilde gelişim göstermiştir. Alandaki en önemli değişiklik "süper etkinlik" modellerinin oluşturulmasıyla ortaya çıkmıştır. Bu yaklaşım karar verme birimlerini referans set değerlendirmesi dışında tutar. Bunun etkisi üretim kümesinin küçülmesidir ve bu durum etkin karar verme birimlerinin süper etkin olmasını ve %100'den daha fazla farklı süper etkinlik puanı olmasını sağlar. Bu durum, etkin karar verme birimlerinin bir sıralanmasına imkân verir. Etkin olmayan karar verme birimleri standart modelde olduğu gibi aynı şekilde kalır (Lovell, ve Rouse, 2003:101).

Çalışmada mekânsal ekonometrik modellerde bağımsız değişken olarak kullanılan süper etkinlik sıralama teknikleri için Andersen ve Petersen (1993) etkin birimleri sıralamak amacıyla geliştirdiği yaklaşım kullanılmıştır. Geliştirmiş oldukları

bu yeni yöntem, aşağıda formül (4) de gösterilmektedir. İlk formülasyondaki k. sınırları kaldırmak suretiyle aşırı etkin k birimlerinin 1 den daha yüksek etkinlik puanı almalarını mümkün kılmaktadır (Adler, Friedman ve Stern, 2002:253).

$$h_k - \text{Maks} \sum_{r=1}^s u_r y_{rk} \quad (4)$$

Bağlı olarak

$$\sum_{i=1}^m v_i x_{ij} - \sum_{r=1}^s u_r y_{rj} \geq 0 \text{ for } j = 1, \dots, n, j \neq k$$

$$\sum_{i=1}^m v_i x_{ik} = 1$$

$$u_r \geq \varepsilon \text{ ve } r = 1, \dots, s$$

$$v_i \geq \varepsilon \text{ ve } i = 1, \dots, m$$

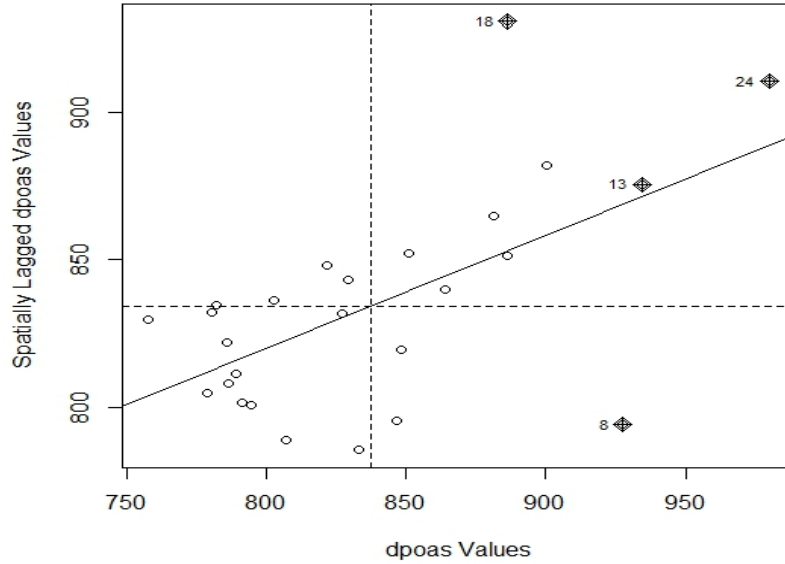
İstatistiki bölge birimleri sınıflandırmasında iller 3. düzey olarak tanımlanmış; ekonomik, sosyal ve coğrafi yönden benzerlik gösteren komşu iller ise bölgesel kalkınma planları ve nüfus büyüklükleri de dikkate alınarak 1. düzey ve 2. düzey olarak gruplandırılmak suretiyle hiyerarşik “İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflandırması” yapılmıştır. Buna göre: 2. düzey: 3. düzeydeki komşu illerin gruplandırılması sonucu tanımlanmış olup, 26 adettir. Veri zarflama analizi ile illerin etkinliği belirlenirken girdi ve çıktı değişkenleri olarak Nüfus yoğunluğu (NY), yaş bağımlılık oranı (YBO), cinsiyet oranı (CO), işsizlik oranı (IO), Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), kişi başına ithalat (KBIT), Kişi Başına Gayri Safi Katma Değer (\$) (GSKD), İşgücüne Katılma Oranı (IKO) ve Kişi Başına İhracat (\$) (KBIH) kullanılmıştır. İkinci aşamada ise, açlık sınır değerlerinin illerin etkinlik değeri üzerinde hangi düzeyde etkili oldukları iki ayrı mekânsal model ile test edilmiştir. Bunlardan birincisi mekânsal otoresif model (SAR) ve ikincisi ise mekânsal hata terimi modeli (SEM)'dir. Ayrıca bu aşamada hesaplanan mekânsal modeller ile illerin birbirleri üzerinde komşuluktan kaynaklanan bir dışsallığa sahip olup olmadığı belirlenmiştir.

3. SONUÇLAR VE TARTIŞMA

Regresyon analizinden önce, Moran I mekânsal otokorelasyon testinin uygulaması gerekir. Bağımlı değişken dpoas ve mekânsal ağırlık matrisine göre, Moran I testinin sonuçları Tablo 1’de gösterilmektedir

Tablo 1: Moran’s I Test Sonuçları

Moran’s I istatistiği	P değeri
3.289	0.001



Grafik 1: Ortalama Açlık Sınırı (dpoas)

Test istatistikleri ve P değeri bağımsız değişkende mekânsal bir otokorelasyon olduğunu göstermektedir. Bunun sonucu olarak bu değişken için mekânsal bir model tahmini yapmak mümkündür. İlk olarak ortalama açlık sınırı (dpoas) ve diğer önemli 9 açıklayıcı değişken arasındaki ilişkiyi tahmin etmek gerekir. İlk olarak EKK regresyonunu tahmin edilmiştir. İkinci aşamada artık Moran I testi EKK regresyonundan kaynaklanan artıklarla çalıştırılacaktır.

Daha sonra ise, mekânsal regresyon modelleri SAR ve SEM tahmin edilecektir. İlk adım olarak, EKK regresyon sonuçları aşağıda özetlenmiştir:

Model: (5)

$$dpoas = \beta_0 + \beta_1 NY + \beta_2 YBO + \beta_3 CO + \beta_4 IO + \beta_5 TUF E + \beta_6 KBIT + \beta_7 GSKD + \beta_8 IKO + \beta_9 KBIH + u,$$

Tablo 2: EKK Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	P değerleri
Sabit	607.380	0.178
NY	0.031	0.338
YBO	0.852	0.682
CO	0.565	0.899
IO	-0.282	0.937
TUFE	-14.581	0.331
KBIT	-0.003	0.813
GSKD	0.008	0.401
IKO	3.328	0.155
KBIH	0.007	0.776
R ²	0.615	F-istatistiği = 2.844
Düzeltilmiş R ²	0.399	Fist. P değeri = 0.033

Mevcut tüm parametrelerin P değerlerinin beklenenden yüksek olduğu yukarıdaki tabloda görülmektedir. Fakat F istatistikleri %5 seviyesinde anlamlıdır.

İkinci adım olarak regresyon artıkları Moran I testini özel mekânsal otokorelasyon amacıyla ele alacaktır.

Tablo 3: Artık Moran I Test Sonucu

Moran's I istatistiği	P değeri
1.402	0.081

P değeri bağımlı değişkendeki mekânsal otokorelasyonu %10 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir.

Son adım olarak, SAR ve SEM modelleri tahmin edilmiştir. Ama X matrisinin determinant değerinin çok küçük bir değer olduğu görülmüştür.

Bundan dolayı, bilgisayar programları X matrisinin tersini tespit edememiştir. Bu durum açıkça çok önemli bir çoklu bağlantı sorunu olduğunu göstermektedir. Bunun sonucu olarak, bağımsız değişken korelasyon matrisi yüksek derecede ilişkili değişkenleri tespit etmek amacıyla oluşturulmuştur.

Tablo 4: Bağımsız Değişken Korelasyon Tablosu

	NY	YBO	CO	IO	TUFE	KBIT	GSKD	IKO	KBIH
NY	1								
YBO	-0.221	1							
CO	-0.044	0.163	1						
IO	0.272	0.186	0.081	1					
TUFE	-0.450	0.246	0.128	-0.308	1				
KBIT	0.723	-0.414	-0.125	0.337	-0.652	1			
GSKD	0.470	-0.832	-0.072	0.044	-0.533	0.741	1		
IKO	-0.051	-0.623	-0.002	-0.371	0.046	-0.018	0.351	1	
KBIH	0.797	-0.360	-0.091	0.312	-0.608	0.869	0.696	-0.045	1

Korelasyon tablosuna göre, KBIT, KBIH ve GSKD değişkenleri modelden çıkarılmalıdır. İndirgenmiş model aşağıda verildiği şekildedir;

$$dpoas = \beta_0 + \beta_1 NY + \beta_2 YBO + \beta_3 CO + \beta_4 IO + \beta_5 TUFE + \beta_6 IKO + u_t \quad (6)$$

Tablo 5: İndirgenen Modellen EKK Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	P Değerleri
Sabit	725.327	0.083*
NY	0.043	0.045**
YBO	-0.967	0.337
CO	1.855	0.643
IO	-0.224	0.946
TUFE	-22.412	0.076*
IKO	2.609	0.218
R ²	0.581	F istatistiği = 4.382
Düzeltilmiş R ²	0.448	F ist. P değeri = 0.006

OLS tahmin sonuçları sabit ve TÜFE'nin %10 önem seviyesinde NY katsayısı ise %5 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Daha önceden de yapıldığı gibi, Artık Moran I testi bir sonraki adımda uygulanmalıdır.

Tablo 6: Artık Moran I Sonucu

Moran's I istatistiği	P değeri
1.317	0.094

P değeri bu regresyon sonucunda bağımlı değişken mekânsal otokorelasyonu % 10 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir ve beklenenden çok yüksektir.

Analize devam edersek, mekânsal modeller tahmin edilmelidir. Fakat bu durumda güçlü sonuçlar elde etme konusundaki umudumuz minimum seviyededir. Aşağıda yer alan Tablo 7 indirgenmiş modelin hem SAR hem de SER tahmin sonuçlarını vermektedir.

Tablo 7: İndirgenmiş Modelin SAR ve SER Tahmin Sonuçları

Değişkenler	SAR TAHMİNİ		SEM TAHMİNİ	
	Katsayılar	P değeri	Katsayılar	P değeri
Sabit	599.653	0.010*	938.120	0.007**
NY	0.036	0.033**	0.034	0.033**
YBO	-0.517	0.555	-0.966	0.313
CO	0.485	0.882	-0.702	0.835
IO	0.284	0.915	1.051	0.695
TUFE	-22.095	0.025**	-19.356	0.049**
IKO	2.696	0.110	2.847	0.108
ρ (rho)	0.276	0.226	-	-
λ (lambda)	-	-	0.330	0.475

SEM tahmin katsayılarının SAR tahmin katsayılarından daha anlamlı olduğu görülmektedir. Hem mekânsal rho ve lambda istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar ortaya koymamaktadır. Bu yüzden, mekânsal ilişkiyi ele alan ve daha iyi sonuçlar veren diğer analizler düşünülmelidir.

Önceden analiz edilen model yeterli sonuçlar ortaya koyamamıştır. En yüksek derecede ilişkiye sahip değişkenler bile model dışında bırakılmıştır. Mekânsal modeller yeterli sonuçları sağlayamamaktadır. Bunlar nedeniyle, bağımsız değişkenler farklı bir yöntem çerçevesinde kullanılmalıdır. Bu çalışmada, Veri zarflama yöntemi önceki regresyonda bağımsız değişken olarak yer alan bu 9 değişkenin etkinlik puanlarını bulmak için kullanılmıştır. Veri zarflama analizinin sonunda, “ccrose” olarak adlandırılan süper etkinlik puanlarını elde edilmiştir.

Model:

$$dpoas = \beta_0 + \beta_1 ccrose + e_t \quad (7)$$

(7) nolu eşitlikte;

dpoas: Ortalama Açlık Sınırı

ccrose: CCR-O tabanlı Süper Etkinlik Puanları

Tablo 8: EKK Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	P değeri
Sabit	910.347	0.000
ccrose	-0.789	0.043
R ²	0.160	

EKK tahmin modeli:

$$dpoas = 910.35 - 0.789 ccrose \quad 8)$$

Moran I testine ayrıca bu regresyon artıklarına da uygulayabilir. Bu test sayesinde daha spesifik sonuçlar elde edebilir, çünkü bu regresyonun artıkları dpoas ve ccrose ilişkisini sağlamaktadır.

Tablo 9: Artık Moran I Sonuçları

Moran's I istatistiği	P değeri
2.938	0.002

Bu koşullar altında, Mekânsal otoregresyon modeli (veya Mekânsal gecikme modeli SAR) ve Mekânsal hata modeli (SEM) gibi mekânsal regresyon modellerini tahmin etmek mümkün hale gelmektedir.

Tablo 10: SAR Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	P değeri
Sabit Terim	432.524	0.005
ccrose	-0.676	0.023
ρ (rho)	0.560	0.008

SAR tahmin modeli:

$$dpoas = 432.52 + 0.56023W_{dpoas} - 0.67606ccrose \quad (9)$$

SAR tahmin modelinde tüm istatistiksel testler yeterli sonuçları vermiştir. Bundan dolayı, bu modelin yorumlanması mümkündür. Ayrıca, SEM tahmini de bulunmalıdır.

Tablo 11: SEM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	P değeri
Sabit Terim	893.218	0.000
ccrose	-0.559	0.046
λ (lambda)	0.567	0.015

SEM tahmin modeli:

$$\begin{aligned} dpoas &= 893.22 - 0.55884ccrose + u \\ u &= 0.56718W_u + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \\ dpoas &= 893.22 - 0.55884ccrose + 0.56718W_u + \varepsilon \end{aligned} \quad (10)$$

SEM tahmin sonuçları beklendiği gibi yeterlidir. Bu yüzden bu tahmin mekânsal bir açıdan değerlendirilebilir.

4. SONUÇ

Sosyal bilimlerde kullanılan bazı verilerin mekânsal konumları önemlidir. Çünkü gözlemlenen veriler arasında mekânsal bağımlılık ilişkileri söz konusu olabilir. Bu çalışmanın temel amacı hane halklarının tüketim düzeylerinin (açlık sınırı açısından) yaşadığı coğrafi bölgenin ekonomisinden (etkinliği) ne yönde ve nasıl etkilendiğinin ortaya koymasıdır.

Açlık sınır değerlerinin illerin etkinlik değeri üzerinde hangi düzeyde etkili oldukları iki ayrı mekânsal model ile test edilmiştir. Bunlardan birincisi mekânsal otoresif model (SAR) ve ikincisi ise mekânsal hata terimi modeli (SEM)'dir.

Ayrıca bu aşamada hesaplanan mekânsal modeller ile illerin birbirleri üzerinde komşuluktan kaynaklanan bir dışsallığa sahip olduğu belirlenmiştir. Çalışmada iki ayrı yaklaşımla pek çok mekânsal modeller test edilmiştir.

İllerin süper etkinlik değerlerinin açlık sınırları üzerinde bir etkileşim yarattığı sonucuna ulaşılmıştır. Yani illerin komşularına dışsallık yarattığı gözlemlenmiştir. Bir ilin etkinliğinin artmasının açlık sınırını azalttığı anlaşılmaktadır ki bu sonuç son derece ilgi çekici ve anlamlıdır.

KAYNAKÇA

- Adler N., Friedman, L., Stern, Z. S., (2002). Review of Ranking Methods in the Data Envelopment Analysis Context, *European Journal of Operational Research*, 140:249 – 265.
- Anselin, L., (1998a). GIS Research Infrastructure for Spatial Analysis of Real Estate Markets, *Journal of Housing Research*, 9, 113 – 133.
- Anselin, L., (1988b). Model Validation in Spatial Econometrics: A Review and Evaluation of Alternative Procedures, *International Regional Science Review*, 11(3): 279 - 316.
- Anselin, L. and A. Bera. (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics, in A. Ullah and D. Giles (ed.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York, 237 – 289.
- Anselin, L. (2003). Spatial Externalities Spatial Multipliers and Spatial Econometrics, *International Regional Science Review*, 26, 153 - 166.
- Andersen, P., C. N. Petersen, (1993). A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis, *Management Science*, 39 (10): 1261-1264.
- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W., (1984). Some Methods for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis, *Management Science*, 30 (9):1078 – 1092.

- Charnes, A., Cooper, W. W., Rhodes, E., (1978). Measuring the Efficiency of Decision Making Units, *European Journal of Operational Research*, 2 (6): 429 – 444.
- Cliff, A. D., J. K. Ord. (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*, London: Pion
- Çatik N., M. Güçlü, (2006). Mekânsal Etkiler Altında Ampirik Büyüme, Ege Üniversitesi Working Paper.
- Çelebioğlu, F., (2010). Regional Disparity and Clusters in Turkey: A Lisa (Local Indicators of Spatial Association) Analysis, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 28, 35 – 47.
- Dubin, R., (1998) Spatial Autocorrelation: A Primer, *Journal of Housing Research*, 7, 304 – 327.
- Filiztekin, A., (2007). Regional Unemployment in Turkey, Koç University Working Paper Series, 2007-07-09.
- Gezici, F. Hewings G. J. D., (2003). Spatial Analysis of Regional Inequalities in Turkey, 43rd Congress of European Regional Science, 27-30 August 2003, Jyväskylä, Finland.
- Gezici F., Hewings, G. J. D., (2004). Regional Convergence and the Economic Performance of Peripheral Areas in Turkey, *RURDS*, 16 (2).
- Hordijk, L. and J. Paelinck. (1976). Some Principles and Results in Spatial Econometrics, *Recherches Economiques de Louvain*, 42, 175 – 197.
- LeSage, J. P., (1997). Regression Analysis of Spatial Data, *Journal of Regional Analysis and Policy*, 27, 83 – 94.
- Lovell C. A. K. and Rouse A.P.B., (2003). Equivalent Standard DEA Models to Provide Super Efficiency Scores, *Journal of the Operational Research Society*, 54: 101–108.
- Önder O., Karadağ M, Deliktaş, E., (2007). The Effects of Public Capital on Regional Convergence in Turkey, Ege University Department of Economics Working Papers, 0701. <http://iibf.ege.edu.tr/economics/papers/wp07-01.pdf>
- Paelinck, J. and L. Klaassen, (1979). *Spatial Econometrics*, Farnborough: Saxon House
- Yavan, N., (2012). Türkiye’de Yatırım Teşviklerinin Bölgesel Belirleyicileri: Mekânsal ve İstatistiksel Bir Analiz, *Coğrafi Bilimler Dergisi*, 10 (1): 9 – 37.
- Yeşilyurt, M. E., (2007). İmalat Sanayinde Sektörel Etkinliğe Dayalı Mekansal İlişkiler: Türkiye Örneği, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 44 (514): 47 – 56.
- Yeşilyurt, M. E., (2008). Türkiye İmalat Sanayinde Mekânsal Komşuluk İlişkileri, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22 (1): 165 – 173.
- Yıldırım, J., Özyıldırım, S. and Öcal, N., (2004). Regional Income Inequality and Economic Convergence in Turkey: A Spatial Data Analysis, 17th ERSA Regional Science Summer Institute Conference Proceedings, Split-Croatia.
- Zeren, F., Yurtkur, Koç, A., (2012). Türkiye’de Telekomünikasyon Altyapısının Ekonomik gelişmişliğe Etkisi: Coğrafi Ağırlıklı Regresyon Yöntemi, *Sosyo – Ekonomi Dergisi*, Ocak Haziran, 1, 63 – 84.