

MEKÂNSAL YAPI İKTİSADİ BÜYÜMEYİ ETKİLER Mİ : OECD ÜLKELERİ ÖRNEĞİ

DOES SPATIAL STRUCTURE AFFECT ECONOMIC GROWTH : EXAMPLE FOR OECD COUNTRIES

Selahattin GÜRİŐ*
Tuğe AĞLAYAN**

Öz

Ülkenin zenginlik göstergesi olarak kabul edilen büyüme oranının uluslar ve zamanlar boyunca farklılaşması, iktisatçılardan tarafından uzun yıllardan beri tartışılmaktadır. Bu kapsamda uluslar ve zamanlar boyunca görülen farklılaşmanın nedenleri sorgulanmış, pek çok arařtırımcı tarafından etkisi olabilecek belirleyiciler ile açıklanmıştır. Örneğın geleneksel büyüme modelleri, büyüme oranlarının ülkeden ülkeye farklılaşmasını her ülkenin sahip olduėu sermaye birikiminin aynı olmaması ile açıklamaktadır. Yeni büyüme teorileri ise iktisadi büyümenin belirleyici unsurlarını genişletmiştir. Özellikle son otuz yıllık dönemde coğrafi konumun ekonomide kapladığı yer giderek artmaktadır. Dünyada gelirin coğrafi dağılımını incelendiğinde bazı ülkelerin büyüme mucizeleri, bazı ülkelerin ise büyüme felaketleri olarak nitelendirilmesi mekânsal etkilerin önemini de ortaya koymaktadır. Bu alıřmada, teorik yaklaşımlar ve ampirik alıřmaların incelenmesi sonucunda verisi bulunabilen iktisadi büyüme etkileyen deėişkenler ile büyüme modeli tahmin edilmiştir. Daha sonra 2000-2014 yılları arasında 14 OECD ülkesi için iktisadi büyüme farklılıklarının açıklanmasında mekânsal etkilerin varlığı sınanmıştır.

Anahtar Kelimeler: İktisadi Büyüme, Mekânsal Etki, Mekânsal Panel Veri Analizi

JEL Sınıflandırması: C23,O40, R11

Abstract

The rate of growth is considered to be the country's wealth indicators vary across nations and over time are discussed by the economists for many years. In this context, the causes of the differentiation seen over the nations and times are questioned and explained by the determinants that may be influenced by many researchers. For example, traditional growth models explain the differentiation of growth rates from country to country by the fact that the capital accumulation of each country is not the same. New growth theories have expanded the

determinants of economic growth. Especially in the last thirty years period, the geographical position has increased in the economy. When the geographical distribution of income in the world is examined, it is described as the growth miracles of some countries and growth disasters of some countries so that the importance of spatial effects arises. In this study, as a result of examining theoretical approaches and empirical studies, the growth model with the variables affecting the economic growth which can be found in the data is estimated. Then, the existence of spatial effects has been tested in explaining the differences in economic growth for 14 OECD countries between 2000 and 2014.

Keywords: Economic Growth, Spatial effect, Spatial Panel Data Analysis

JEL Classification: C23, O40, R11

I. Giriş

Bu çalışmanın amacı iktisadi büyümede mekânsal etki olup olmadığını, diğer bir ifadeyle iktisadi büyümede mekânın faktör olarak etkili olup olmadığını incelemektir. Bu amaçla Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD) ülkelerinin büyümeleri ile ilgili bir uygulama yapılmıştır.

İktisadi modeller, gerçek dünyanın basite indirgenmiş mantıksal bir temsilcisidir. Bu bakımdan geliştirilen büyüme teorileri karmaşık ekonomik süreçlerin açıklanması noktasında yardımcı bir araçtır. Örneğin geleneksel büyüme modelleri, büyüme oranlarının ülkeden ülkeye farklılaşmasını her ülkenin sahip olduğu sermaye birikiminin aynı olmaması ile açıklamaktadır. Yeni büyüme teorileri ise iktisadi büyümenin belirleyici unsurlarını genişletmiştir. Teknoloji düzeyi, istihdam ve demografi yapısı, sosyal sermaye, dış ticaret hadleri, enflasyon oranı, işsizlik rakamları ve coğrafi konumları iktisadi büyümenin belirleyici unsurlarından bazılarıdır. Özellikle son otuz yıllık dönemde coğrafi konumun iktisadi olaylara etkisi teknolojik gelişmeye bağlı olarak giderek artmaktadır. Ülkelerin dünya üzerindeki konumları, sahip oldukları doğal kaynakların miktarı, çevrelerinin iklimi, ulaşım imkanları ve bilgi teknolojilerinin bölgeler arasındaki yayılımı coğrafyanın temel belirleyicileridir ve uzun dönemde ülkelerin iktisadi büyüme ve kalkınmalarında önemli bir rol oynamaktadır (Bloch ve Tang, 2004). Neo-klasik teoride mekân ile ekonomi arasındaki ilişki analiz dışı bırakılmıştır, oysa ekonomi mekânsal bir öğeden fazlası değildir. Zira dünya üzerinde yer alan tüm alanların belirli ölçütlere göre sınıflandırmalara tabi tutulması mekânsal etkilerin sabit olamayacağı gerçeğini yansıtmaktadır. Merkez ve çevre ülkeler, gelişmiş, gelişmekte olan ve gelişmemiş ülkeler vb. ayrımlar sınıflandırmalar için örnek verilebilir. Bu tür bir sınıflandırmanın kapsamına giren ülkelerin veya daha genel tanımıyla alanların kendine has coğrafi ve sosyo-ekonomik özelliklere sahip olmaları analizlerin yöntem ve sonuçlarını etkilemektedir. Analiz dışı bırakılan bu etkileşim, mekânsal ekonometrinin gelişimiyle birlikte modellenenilmektedir. Açıkça anlaşılacağı üzere geliştirilen her bir model bir önceki modelin yıkımı değil, tamamlayıcısı konumundadır.

Bununla birlikte, ekonomik entegrasyonun artan trend eğilimi içinde olması gerek ülkelerin kendi bölgeleri arasında, gerekse ekonomik bir topluluğa üye ülkeler arasında iktisadi büyümenin kaynakları ve bu kaynakların açıklanması için ekonometrik çalışmalar literatürde önemli bir yere sahiptir. Çalışmalar ekonomik, siyasi, sosyo-kültürel, coğrafi ve ekolojik, teknolojik dönüşümlerin

avantajlı gruplar için sınırları kaldırdığına, nispeten avantajlı olmayan gruplar için ise yeni sınırlar çizdiğine işaret etmektedir. Örneğın yüksek suç oranına sahip bir şehrin etrafındaki şehirlerde yüksek suç oranına sahip olma potansiyelindedir (Anselin,1992: 1). Nitekim coğrafyanın temel yasası, “Her şey diğeri her şeyle ilişkilidir, fakat uzak şeylere göre yakın şeyler daha ilişkilidir” şeklindedir (Tobler,1979: 379). Bu noktada mekânsal ekonometri ülkelerin, bölgelerin kısacası bazı şeylerin neden belirli yerlerde yoğunlaştığını bulmaya ve açıklamaya çalışmaktadır. Bu sayede komşuluğun etkisi, diğeri taklit etmenin etkisi veya birbirine eş, diğeri bir ifadeyle emsal gruplar arasındaki etkileşim vurgulanmaktadır (Anselin,2001: 310).Geçmişten bugüne mekânsal ekonometri alanındaki çalışmalar arasında Whittle (1954), Hordijk (1974,1979), Ord (1975) , Hordijk ve Paelinck (1976), Cliff ve Ord (1981), Upton ve Fingleton (1985), Anselin (1988,1992,2003), Anselin ve Hudak (1992), Anselin ve Florax (1995)’ın çalışmaları mekânsal süreçlerin anlaşılması bakımından birer bilgi kaynağıdır. Artan ilgi ile birlikte uygulama alanında yer bulan çalışmalar ise Case (1991), Anselin, Bera, Florax ve Yoon (1996), Rey ve Montouri (1998), Anselin ve Bera (1998), Anselin (2002), Florax ve Van Der Vlist (2003), Vreyer ve Spielvogel (2005) şeklinde sayılabilir.

2. Mekânsal Ekonometrik Analiz

Mekânsal ekonometriden söz edebilmek için önce mekânsal ekonometrinin kaynağı olan mekânsal etkiden söz etmek gerekir.

2.1. Mekânsal Etkiler

Mekânsal veri analizinin tamamlayıcı bileşeni mekânsal etkidir ve bu etki mekânlar arasındaki etkileşim olarak adlandırılır. Anselin (1988), mekânsal etki olarak ortaya çıkan bu etkileri mekânsal otokorelasyon ve mekânsal heterojenlik şeklinde ikiye ayırmaktadır.

Mekânsal heterojenite, bir coğrafi bölgenin kendine özgü karakteristik özellikleri sebebiyle bölgesine ait gözlemler, diğeri bölgelerdeki aynı değişkene ait gözlemler ile homojenlik göstermemesi şeklinde ifade edilebilir (Anselin,1988: 13). En basit tanımıyla konumsal farklılığa göre sabit olmayan varyans problemi olarak da tanımlanabilir (Griffith ve Paelinck, 2011). Mekânsal heterojenitenin regresyon modeli üzerindeki gösterimi ise şu şekildedir,

$$y_i = f_i(x_i\beta_i, \varepsilon_i)$$

$i = 1, 2, \dots, n$ olmak üzere söz konusu alandaki noktalardan elde edilen gözlemleri ifade etmektedir (Lesage,1999: 7). x_i , ($1 \times k$) boyutunda açıklayıcı değişkenler matrisidir. y_i , bağımlı değişken vektörüdür. β_i , i alanına ait ($1 \times k$) boyutlu parametreler vektörüdür. Son olarak ε_i ise i alanındaki bozulumu diğeri bir ifadeyle hata terimini göstermektedir.

Mekânsal otokorelasyon, en basit anlatımıyla mekânsal verilerin özü olarak kabul edilen uzaydaki herhangi bir alanın başka bir alan ve/veya alanlarla etkileşimidir. Anselin (2010) ise “coğrafi/şebeke uzayı üzerinde yer alan gözlemlerin birbirine göre konumundan kaynaklanan ve klasik yöntemlerle çözülemeyen bir tür çapraz kesit korelasyonu şeklinde bir tanımlama yapmıştır. Uzayda i

konumundaki bir gözlemin herhangi bir j konumundaki gözlem veya gözlemlerle bağıllığının gösterimi,

$$y_{si} = f(y_{sj})y_{si} = f(y_{sj})$$

şeklinde ifade edilebilir (LeSage,1999: 3). SS coğrafik konumuna ilişkin bir indeks, $i = 1,2, \dots, n$ $i = 1,2, \dots, n$ ve $i \neq j$ $i \neq j$ 'dir. Gözlemler arasındaki bu etkileşim, otokorelasyonun yapısı gereği pozitif veya negatif olabilirken, herhangi bir etkileşimin söz konusu olmaması da mümkündür. Pozitif otokorelasyonun varlığı halinde tesadüfi değişkene ait yüksek değerler yüksek değerlerce, düşük değerler düşük değerlerce kümelenme eğilimindedir. Negatif otokorelasyon durumunda tam tersi olarak yüksek değerler düşük değerlerce, düşük değerlerde yüksek değerlerce kümelenme eğiliminde olacaktır (Gumprecht,2007: 10). Diğer bir ifadeyle değişkenin farklı değerleri arasında yakınlık söz konusudur. Tesadüfi değişkene ait yüksek veya düşük değerlerin olmaması ise mekânsal otokorelasyonun olmadığı şeklinde yorumlanmaktadır.

2.2. Mekânsal Ağırlıklandırma

Mekânsal ekonometrik analizlerde konumlar arasındaki etkileşimin bir ölçüsü olarak mekânsal ağırlıklar kullanılır. Bu ağırlıklara göre mekânsal ekonometrik model oluşturularak tahmin edilir. Bu sebeple belirli kriterlere göre tanımlanan bir bölgenin diğer bölgelerle olan komşuluğu mekânsal analizlerin en önemli noktasıdır.

Ağırlıklandırılmış mekânsal etkileşim $N \times N$ boyutlu pozitif ve simetrik bir matris yapısıyla modele dahil edilmektedir. Böylelikle matriste yer alan her bir satır ile sütunlardaki diğer bölgelerin komşulukları görülecektir. Örneğin i bölgesi ile j bölgesi komşu ise matriste bu iki elemanın kesişimi (w_{ij}) 1 değerini alacak; komşuluk ilişkisi yoksa (w_{ij}) 0 değerini alacaktır. Diğer bir ifadeyle Cliff ve Ord (1973,1981) tarafından da ileri sürüldüğü gibi eğer i ve j bölgeleri ortak sınıra sahipse 1, ortak sınıra sahip değilse 0 değerini alacaktır.

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & \dots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

Her bir bölgenin kendi ile olan komşuluğunu gösteren $w_{ii} - w_{jj}$ kesişimleri ile matris köşegeninde 0 değerini almaktadır. Görülen bu mekânsal bağımlılık mekânsal gecikme işlemcisi ile analize dahil edilir. Mekânsal düzeltici olarak da adlandırabileceğimiz mekânsal gecikme işlemcisi, komşu bölgelerdeki tesadüfi değişkenlerin ağırlıklı ortalamasıdır (Anselin,2001: 313). Diğer bir nokta ise yorumlamada kolaylık sağlması için ağırlık matrisinin standartlaştırılmasıdır. Satır standartlaştırılması ile tüm birimlerin ağırlıkları 0-1 aralığında olur, bu da mekânsal gecikme işlemcisi olarak adlandırılan komşu bölgelerin ortalama değerini vermektedir (Ullah ve Giles'ten aktaran Erer, 2014).

Bölgelerin komşuluğu coğrafi konumlarına veya komşuluğun yapısına bağlı olarak sosyo-ekonomik kriterlerce ağırlıklandırılabilir. Coğrafi konuma göre oluşturulabilecek ağırlık matrisi elemanları ise sınırdışılaşma ve uzaklığa göre iki yöntemle oluşturulur (Anselin,1988; Anselin ve Bera,1998; LeSage ve Pace,2009). Hangi yöntemin tercih edileceği ise ele alınan konuya göre araştırmacı tarafından

belirlenir ve dıřsal olarak hazırlanan ağırlık matrisi modele dahil edilir. Analize dahil edilecek ağırlık matrisinin ele alınan konu kapsamında arařtırmacı tarafından belirlenmesi farklı komřuluk tanımlamalarına olanak saėlamıřtır. Bazen üzerinde alıřılan konunun ieriėi coėrafyanın tesinde olabilir veya ekonomik bir lte gre deėerlendirildiėinde daha iyi tahmin sonuları elde edilebilir. Bu sebeple iktisadi alandaki alıřmalarda sosyo-ekonomik ltlerce oluřturulan ağırlıklandırılmaların kullanımı tercih edilmektedir.

2.3. Meknsal Regresyon Modelleri

Klasik doėrusal regresyon modeli, meknsal analizler iin bařlangı ve karřılařtırma modeli olabilir. Mekansal analize gemeden nce ilk olarak meknsal etkilerin bulunmadıėı doėrusal regresyon modeli tahmin edilir. Ardından tahmin edilen model iin meknsal etkilerin varlıėı test edilmekte ve meknsal etkilerin varlıėında sz konusu model geniřletilmektedir. Literatrde bu sre zelden genele yaklařım olarak adlandırılmaktadır (Elhorst,2014:7). Meknsal iliřkilerin dahil edilmediėi model řu řekildedir,

$$y = at_N + X\beta + \varepsilon$$

Tanımlanan bu model zerinden meknsal etkilerin arařtırılması ile analize devam edilir. Meknsal etkilerin belirlenmesi sapmasız ve tutarlı parametre tahmincileri iin nemlidir. Aksi takdir de gz ardı edilen baėımlı deėiřken, aıklayıcı deėiřken ve hata terimi arasındaki olası meknsal iliřki tanımlama hatası ile sonulanacaktır. Bu yzden var olan meknsal baėımlılık mutlaka modele yansıtılmalıdır.

Klasik doėrusal regresyon modellerinde meknsal baėımlılık farklı iki model ile tanımlanmaktadır. Bu modellerden ilki baėımlı deėiřkendeki meknsal korelasyonu, ikincisi hata teriminde grlen meknsal korelasyonu ifade etmektedir. Meknsal baėımlılıėın tanımlandıėı her iki modelde, genel meknsal model erevesinde geniřletilmiřtir. Meknlar arasındaki etkileřimin tm etkilerinin dahil edildiėi genel meknsal model, yuvalanmıř meknsal model veya Manski modeli olarak adlandırılmaktadır. Manski (1993), mekndaki bir gzlemin neden diėer gzlemlerle baėımlılık iinde olduėunu aıklayan  tr etkileřimden sz eder;

İsel etkileřim (Endogeneous Effects): Meknsal bir birim diėer mekansal birim/birimler ile uyumlu hareket eėiliminde olabilir.

Dıřsal etkileřim (Exogeneous Effects): Meknsal birim, etkileřim halindeki diėer tm birimlerin baėımsız aıklayıcı deėiřkenlerinin hareketlerine benzer hareket edebilir.

Korelasyon etkisi (Correlated Effects): Etkileřim iindeki birimler, benzer evresel zelliklere sahip oldukları iin aynı řekilde davranma eėilimindedirler.

Bu  etkileřimin etkilerini tařıyan genel meknsal model,

$$Y = \rho WY + at_N + X\beta + WX\theta + \mu$$

$$\mu = \lambda Wu + \varepsilon$$

şeklinde gösterilebilir (Vega ve Elhorst,2013: 24). Burada içsel etkileşim etkisini WY , dışsal etkileşim etkisini WX ve son olarak hata terimleri arasındaki etkileşimi de Wu göstermektedir. Modeldeki ρ mekansal otoregresif parametre olarak, λ mekansal otoregresif katsayı olarak adlandırılır (Elhorst,2010: 11). $k \times 1$ boyutlu parametrelerin yanıt vektörü β ve θ iken, $n \times n$ boyutlu, pozitif ve örnek birimlerinin bağımlılık yapısını gösteren matris W 'dur (Vega ve Elhorst,2013: 5). Genel mekansal modelin parametrelerine kısıt koyularak altı farklı mekansal model oluşturulabilir (Elhorst,2014: 9).Tüm modeller içerisinde uygulanabilirlikleri nispeten daha fazla olduğundan burada SEM (Spatial Error Model) ve SAR (Spatial Autocorrelation Model) modellerine yer verilmiştir .

-Mekânsal Gecikme Modeli (SAR Modeli)

Mekânsal gecikme modeli, i bölgesindeki bağımlı değişken Y 'nin mekansal gecikmesinin bağımsız değişken olarak modelin sağ tarafına eklenmesi ile elde edilir. Başlangıçta Anselin (1988) tarafından mekansal otoregresif model olarak adlandırılrsa da, LeSage ve Pace (2009)'in çalışmalarında kullandığı mekansal gecikmeli modeli ismi daha çok kabul görmüştür. Diğer bir gösterim ile 1.dereceden mekansal otoregresif modelin yapısı,

$$Y_i = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j + \sum_{q=1}^Q X_{iq} \beta_q + \varepsilon_i$$

şekilde olabilir (Fischer ve Wang,2011: 33). Mekânsal otoregresif katsayı olarak adlandırılan ρ mekansal bağımlılığın ölçüsüdür ve gözlemler arasındaki komşuluğun derecesini gösterir. Matris notasyonuyla,

$$Y = \rho WY + at_N + X\beta + \varepsilon$$

şeklinde gösterilebilir (Vega ve Elhorst,2013: 24).

Mekânsal gecikmeli model oluşum şekli itibariyle, i bölgesindeki bağımlı değişken Y 'nin mekansal gecikmesinin bağımsız değişken olarak modelin sağ tarafına eklenmesi, içsellik sorununa yol açmaktadır. Klasik En Küçük Kareler yöntemi (OLS) ile tahmin edilmesi durumunda ise tutarsız ve sapmalı parametre tahminleriyle karşılaşılır. Bu sebeple tutarlı ve sapmasız parametre tahminleri elde etmek için mekansal gecikme modeli Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) ve En Çok Olabilirlik Yöntemi (MLE) ile tahmin edilmektedir.

-Mekânsal Hata Modeli (SEM Modeli)

Mekânsal etkileri analize dahil eden bir diğer model, ölçme hataları sonucu regresyonun hata teriminde görülen bağımlılığı dikkate alan mekansal hata modelidir. Ward ve Gleditsch (2007)'e göre eğer i bölgesindeki bağımlı değişken Y 'nin komşuların Y değerleriyle doğrudan ilişkisi yoksa ve buna rağmen mekansal ilişkilerin oluşturduğu otokorelasyondan söz ediliyorsa mekansal hata modeli tercih edilmelidir. 1. dereceden mekansal otoregresif model,

$$\mu_i = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu_j + \varepsilon_i$$

řeklinde gosterilebilir (Fischer ve Wang,2011: 34). Burada μ_i , bağımsız ve ozdeř dađılan hata terimidir. Matris notasyonu ile formule edilirse,

$$\mu = \lambda W_{\mu} + \varepsilon$$

řeklinde gosterilir. λ , soz konusu konumun hata terimiyle komřu konumlara ait hata terimleri arasındaki mekansal bađımlılıđın olusudur.

Mekansal hata modelinin tahmini iin Kelejian ve Prucha (1999)'ın onerisi ile Genelleřtirilmiř Momentler Yontemi (GMM) ve En ok Olabilirlik Yontemi (MLE) kullanılır. Buyuk orneklerde Genelleřtirilmiř Momentler Yontemi daha iyi sonu vermektedir (Gulel,2013: 13).

2.4. Mekansal Panel Veri Modelleri

Ekonometrik arařtırmaların bařlangı iin en onemli ařaması deđiřkenlere ait verilerin elde edilmesidir. Bununla birlikte kullanılacak model iin dođru ve arařtırılacak konu iin uygun verinin bulunabilmesi de tahmin sonularının guvenilirliđini etkilemektedir. Bu veriler yatay kesit, farklı frekanslarda zaman serisi ve her iki veri yapısının birleřiminden oluřan panel verilerdir.

Panel veri ile bireyler, hanehalkları, firmalar ve ulkeler gibi birimlere ait yatay kesit gozlemleri belirli bir zaman aralıđı iinde bir araya getirilmektedir (Baltagi,2005: 12). Boy­lelikle hem birimde hem de zamanda meydana gelen deđiřimler gozlenebilir. Panel veriler, yatay kesit ve zaman serisi verisi olmak uzere her iki veri turune de hakim olduđundan, bu tur verilerin ayrı kullanımına gore daha iyi sonular verebilmektedir. İlk olarak kesit veriler iin mekansal modeller geliřtirilmiř olsa da, son zamanlarda mekansal panel veri modelleri de kullanılmaktadır. Panel veri modellerinin kullanımı ile yatay kesit birimlerinin gozlenen ve/veya gozlenemeyen deđiřkenliđi ortaya ıkarken; mekansal panel veri modellerinin kullanımında hem kesit birimlerinin deđiřkenliđi hem de mekansal korelasyon belirlenir (Ed. Guriř,2015: 154). Mekansal panel veri ekonometrisinin aıklanması ve geliřtirilmesi noktasında Baltagi (2001) Elhorst (2003), Pesaran (2004), Kapoor, Kelejian ve Prucha (2007), Anselin, Le Gallo ve Jayet (2008), Yu ve Lee (2010)'nin alıřmaları sayılabilir.

Panel veri modelleri tařıdıkları etkiye bađlı olarak sabit etkili modeller ve tesadufi etkili modeller olmak uzere ikili bir ayrıma sahiptir ve her iki model yapısında da mekansal bađımlılık gorulebilir. Bu noktada Elhorst (2003) alıřmasında sabit etkili ve tesadufi etkili panel veri modellerinde mekansal iliřkilere aıklama getirmiřtir. Sabit etkili modeller, panel veri modelinin yalnızca sabit katsayısında farklılıkların gorulduđunu ortaya koymaktadır. Bu farklılıđın nedeni, panel veri birimlerinin zamana gore veya hem zamana, hem de birime gore deđiřmesidir. Sabit etkili panel veri modelleri, mekansal hata ve mekansal gecikme modelleri iin de geniřletilmiřtir ve řu řekilde gosterilmektedir,

Sabit etkili mekansal hata modeli;

$$Y_t = X_t \beta + \mu + \phi_t, \phi_t = \lambda W \phi_t + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma^2 I_N$$

Sabit etkili mekânsal gecikme modeli;

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + \mu + \varepsilon_t, E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sigma^2 I_N$$

Panel veri modellerinde zamanda, birimlerde ve hem zamanda hem de birimlerde görülen değişimlerin incelendiği modeller tesadüfi etkili panel veri modelleridir. Görülen bu değişimler sabit değil tesadüfi etkiler özelliği taşımaktadır ve modele hata teriminin (ε_t) bileşeni olarak dahil edilmektedir. Böylece gözlenemeyen etkiler de modele dahil edilmiş olmaktadır. Mekânsal etkileri taşıyan tesadüfi etkili mekânsal hata ve mekânsal gecikme modeli aşağıdaki gibidir,

Tesadüfi etkili mekânsal hata modeli;

$$y_t = X_t\beta + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \alpha + B^{-1}\mu_t, B = (I_N - \lambda W)$$

Tesadüfi etkili mekânsal gecikme modeli;

$$y_t = \rho W_N y_t + x_t\beta + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \alpha + \mu_t$$

2.5. Mekânsal Bağımlılığı Belirleme Testleri

Mekânsal panel veri modellerinde mekânsal bağımlılık farklı testler ile incelenebilir.

2.5.1. Moran's I Test İstatistiği

Mekânsal bağımlılığın sınanması amacıyla En Küçük Kareler (OLS) kalıntılarına yapılan testlerin başında Moran's I test istatistiği gelmektedir (Anselin ve Bera,1998: 265). Hataların normal dağılıma sahip olduğu varsayımı ile birlikte Moran's I istatistiği şu şekildedir (Anselin ve Hudak,1992: 518),

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

Burada N gözlem sayısını, S_0 ise mekânsal matrisin elemanları toplamını göstermektedir ($S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$).

Moran's I istatistiğinin hesaplanmasıyla mekânsal otokorelasyon katsayısı ρ 'nun anlamlılığı değerlendirilebilir. Ancak burada Moran's I istatistiği mekânsal bağımlılığın varlığı hakkında bilgi verir. Dolayısıyla alternatif hipotezin öne sürdüğü mekânsal korelasyonun türü belli değildir.

2.5.2. Lagranj Çarpanı Testi

Mekânsal regresyon modellerinin tahmini Maksimum Olabilirlik Yöntemi ile gerçekleştirildiğinde, mekânsal otoregresif katsayılar a ait bilginin elde edilmesi Wald testi, asimptotik t testi ,Olabilirlik Oran (LR) testi ve Lagranj Çarpanı (LM) testi ile mümkün olmaktadır. Ancak LM testi

dıřındaki diđer testlerde hipotez sınaması iin kısıtlı bařka bir modelin daha tahmin edilmesi gerekmektedir. Lagranj arpanı (LM) testinde ise sadece olumsuz hipotez altındaki modelin tahmini, yani EKK tahmini yeterli olmaktadır. Ayrıca LM testi meknsal bağımlılığın varlığını sınamakla beraber meknsal bağımlılığın türü hakkında da bilgi vermektedir (Anselin,2001: 323).

Burridge (1980)'in Meknsal Hata Modeli ve Meknsal Gecikme Modeli iin geliřtirdiđi LM istatistikleri řu řekilde elde edilmektedir (Anselin ve Florax,1995: 25),

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

$$LM_{LAG} = LM_{\rho} = \{e'W y/\sigma^2\} / \{(Wxb)'MWxb/\sigma^2 + tr(W'W + W^2)\}$$

$\sigma^2 = e'e/n$ 'dir ve 1 serbestlik dereceli χ^2 dađılımına sahiptir.

Uygun modele karar verilmesi srecinde ilk olarak LM_{ρ} ve LM_{λ} istatistikleri hesaplanır. Eđer LM_{ρ} anlamlı ve LM_{λ} anlamsız ise Meknsal Gecikme Modeli (SAR); LM_{λ} anlamlı ve LM_{ρ} anlamsız ise Meknsal Hata Modeli (SEM) tahmin edilir. Her ikisinin anlamlılıđı durumunda LM testlerinin robust dnüşmlerinden yararlanılır ve $RLM_{\rho} > RLM_{\lambda}$ durumunda Meknsal Gecikme Modeli (SAR); $RLM_{\rho} < RLM_{\lambda}$ durumunda ise Meknsal Hata Modeli (SEM) geerli olacaktır.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Model

alıřmamızda, OECD lkelerinin byme gstergelerinde mekndan kaynaklı bir etkileřimin olup olmadıđının belirlenmesi amacıyla, 2000-2014 yıllarını kapsayan dneme ait veriler kullanılmıřtır. Teorik yaklařımlar ve uygulamalar incelenerek verisi bulunabilen iktisadi bymeyi etkileyen deđiřkenler ile bir byme modeli tahmin edilmiřtir. Aıklayıcı deđiřken olarak iktisadi bymeyi etkilediđi dřnlen faiz oranı, tasarruf oranı, sanayi retimi, kamu harcamaları ve cari iřlemler dengesi deđiřkenleri OECD veri tabanından alınmıřtır. Dahil edilen OECD ye lkeleri; Avusturya, Almanya, Danimarka, İřpanya, Finlandiya, Fransa, İngiltere, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda, Norve, Portekiz, Trkiye'dir.

Bilindiđi gibi regresyon analizi, sosyal bilimlerde en sık kullanılan istatistiki modelleme yntemidir. Meknsal etkilerin sz konusu olduđu bir model iin bu tekniđin kullanılması, analize dahil edilen verilerin boşlukta sabit noktalar zerindeymiř gibi algılanmasına neden olur. Dolayısıyla meknsal ekonometri bir alt dal olarak geleneksel ekonometriden ayrılmaktadır ve sz konusu veriler iin regresyon modellerindeki meknsal bağımlılıđı ve meknsal heterojeniteyi dikkate alan bir yntem kullanır.

İliři yapısını yansıtan meknsal modelin belirlenmesi iin yapılacak diagnostik testler havuzlanmış en kk kareler (Pooled Ordinary Least Square: POLS) kalıntılarına dayanmaktadır. Bu sebeple ilk olarak POLS modeli tahmin edilmiřtir.

Tablo 1. POLS Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	Olasılık
Bağımlı Değişken: Growth				
Interest	-.0861739	.0229387	-3.76	0.000*
Save_rate	.3093954	.0378954	8.16	0.000*
Industrial_production	.044292	.0124372	3.56	0.000*
Public_expenditure	-.2300395	.0507027	-3.98	0.000*
Current_account_balance	-.2123924	.0507027	-4.19	0.000*
R ² =0.5463		F(5,205)=49.37		
Adj. R ² =0.5352		F(prob.)=0.0000		

*, %5 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlılığı göstermektedir.

POLS modeli kalıntılarını kullanılarak mekânsal etkinin olup olmadığı, eğer mekânsal etki var ise mekânsal yapının hangi etkinin altında olduğunu belirlemek amacıyla diagnostik testler yapılmıştır. Eğer mekânsal bir ilişki varsa ve bu modele dahil edilmiyorsa sapmalı ve tutarsız tahminler elde edilecektir. Mekânsal ilişkileri analize dahil etmek için ise ağırlık matrisi oluşturulmaktadır. Örnek olay olarak ele aldığımız OECD ülkeleri için ağırlık matrisi, sınır komşuluğuna göre oluşturulmuştur. Modelin mekânsal etki taşıyıp taşımadığı ve mekânsal etkinin varlığı halinde uygun mekânsal yapının belirlenmesi LM istatistikleri ile değerlendirilmiştir.

Testlere ilişkin sonuçlar Tablo 2’de verilmektedir. Sonuçlar incelendiğinde, Mekânsal hata bağımlılığını test eden LM_{λ} ’nin temel hipotezi ($H_0: \lambda = 0$) %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak reddedilememektedir. Bu sonuç, klasik regresyon varsayımının geçerli olduğu ve mekânsal hata etkisinin olmadığını ifade etmektedir. Mekânsal gecikme bağımlılığını test eden LM_p ’nin temel hipotezi ise ($H_0: \rho = 0$) %5 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak reddedilmektedir. Klasik regresyon varsayımını geçerli değildir ve mekânsal gecikme etkisi vardır. Mekânsal ardışık bağımlılık söz konusudur, başka bir ifadeyle komşuluk ilişkisi içinde değerlendirilen ülkelerin büyüme oranlarının açıklanmasında ele alınan dönem aralığı itibarıyla mekânsal bir etkileşim vardır.

Tablo 2. Diagnostik Test Sonuçları

Test	Hesap Değeri	Olasılık
Mekansal Hata:		
LM_{λ}	0.003	0.955
Robust $LM_{\lambda}LM_{\lambda}$	2.341	0.126
Mekansal Gecikme:		
LM_p	4.107	0.043
Robust LM_pLM_p	6.445	0.011

Çalışmamızda mekânsal hata etkisi anlamsız mekânsal gecikme etkisi anlamlı olduğundan robust dönüşümlerinin değerlendirilmesine gerek bulunmamaktadır. Sonuç olarak, mekânsal gecikme

etkisinin var olduđuna karar verilmiřtir. Dolayısıyla uygun olan mekânsal gecikme modeli (SAR)'dir. Mekânsal gecikme modeline ait tahmin sonuçları Tablo 3'te verilmiřtir.

Tablo 3. SAR Modeli MLE İle Tahmin Sonuçları

Deđiřken	Mekansal Gecikme Modeli (SAR)	Mekansal Gecikme Modeli (SAR-FE)	Mekansal Gecikme Modeli (SAR-RE)
Bađımlı Deđiřken: Growth			
wly_growth	-	.7114049 (0.000)	.7040282 (0.000)
Industrial_production	-.0243697 (0.022)	-	-
Save_rate	.1813537 (0.000)	.1926406 (0.000)	.1988524 (0.000)
Public_exp.	-.1683443 (0.001)	-.1614046 (0.001)	-.1678585 (0.000)
Current_account_balance	-.1784667 (0.000)	-.1692865 (0.000)	-.1738233 (0.000)
Cons.	6.464604 (0.000)	2.895216 (0.007)	3.01036 (0.008)
Interest	-	-.0889261 (0.000)	-.0915706 (0.000)
Rho (ρ)	.4355864 (0.000)	0.7114 (0.000)	0.7040 (0.000)
R ²	0.2560	0.4301	0.4401
Adj. R ²	0.2451	0.3764	0.3874
F(prob.)	0.0000	0.0000	0.0000

Tablo 3'te yer alan tahmin sonuçları incelendiđinde her bir mekânsal model anlamlı olduđu grlmektedir. Modeldeki faiz oranı, tasarruf oranı, kamu harcamaları, sanayi retimi, cari iřlemler dengesi olmak zere tm deđiřkenlerinin %5 hata payı ile istatistiki olarak anlamlı ve katsayı iřaretlerinin iktisadi olarak uygun olduđu da grlmektedir. Sabit etkili mekânsal gecikme modeli (Spatial Panel Fixed-Effects Lag Regression: SAR-FE) ve tesadfi etkili mekânsal gecikme modeli (Spatial Panel Random-Effects Lag Regression: SAR-RE) tahmin sonuçlarına yer verilmesi ile birimler arasında gzlenen mekânsal etkileřimin modelde nasıl yer bulduđuna, diđer bir ifadeyle etkinin komřu gzlemlerden mi yoksa tesadfi blge etkisi olarak adlandırabileceđimiz hata teriminden mi kaynaklandığı gsterilmektedir. Sabit etkili mekânsal gecikme modeli tahminine gre ele alınan lkeler ierisinde herhangi bir i lkesinin komřusu olan lkelerdeki byme oranı %1 arttıđında i. lkedeki byme oranı % 0.7114 artacaktır. Sonu olarak pozitif ardıřık bađımlılıđın gl olduđu mekânsal yapı ile bir lkede byme eđilimi ne ynde ise o lkenin komřularının da aynı eđilim iinde olacađını; komřu lkelerdeki byme oranının lkenin byme oranını arttırdığı řeklinde yorumlanabilir. Tesadfi etkili mekansal gecikme tahminine gre ise ele alınan lkeler ierisinde herhangi bir i lkesinin komřusu olan lkelerdeki byme oranı %1 arttıđında tesadfi blge dahilinde i. lkedeki byme oranı % 0.7040 artacaktır.

4. Sonuç

“Bazı ülkelerin neden zengin, bazı ülkelerin ise neden yoksul olduğu” sorusu iktisat yazınında son yirmi yıldır önemini korumaktadır. Ekonomik veriler ışığında, ülkelerin iktisadi büyüme oranlarının ve kaynaklarının farklı olduğu görülmektedir. Bu farklılık literatürde büyüme ilişkilerini inceleyen çeşitli çalışmalarda yer almış, geleneksel ve içsel büyüme teorileri genişletilmiştir. Birim boyutunun ülkeler olması ve ülkeler arasında komşuluk ilişkilerinin görülebileceği ihtimali ile mekânsal bağımlılıkları analize dahil eden model tahminlerinin yapılması daha gerçekçi olacaktır. Analizin mekânsal ilişkileri göz ardı etmesi sapmalı ve tutarsız tahminlerle sonuçlanabileceği gibi yanlış yorumlamalara da sebebiyet verebilir. Diğer taraftan ülkelerin ekonomik verilerinin ve diğer ülkelerle ilişkilerinin konularıyla değerlendirilmesi iktisadi açıdan da pek çok gerekçeye dayandırılmaktadır. Sosyoekonomik ve siyasi şartları birbirine benzer olan ülkeler, kendi aralarındaki etkileşimi pozitif yönde etkilemekte ve bu durum büyüme olanaklarını artırmaktadır. İkincil olarak, emek piyasası ve büyüme için önem arz eden emek, sermaye, yatırımlar ve nüfus gibi değişkenlerin birbirine yakın bölgeler arasında nakliye maliyeti ve ulaşım kolaylığı gibi sebeplerle daha kolay yer değiştirdiği vurgulanmaktadır. Dayandırılan diğer bir gerekçe, komşu ülkelerin girdi-çıkı malları ile ilgilidir. Şöyleki bir ülkenin ürettiği ürün diğer bir ülke için ara malı olabilmekte ve bu birbirine bağlılık durumu mekânsal yakınlık nispetinde daha da artmaktadır. Dolayısıyla söz konusu ülkenin şartlarındaki iyileşme/kötüleşme durumunda bağlılık içinde olan ülkenin büyüme potansiyeli de etkilenecektir. Son olarak ise bir ülkede görülebilecek olası şoklar (terör, doğal afetler vs.) şüphesiz yayılma etkisiyle öncelikle kendisine yakın olan ülkeler üzerinde etkili olacaktır.

Bu çalışmada, OECD’ye üye 14 ülkenin 2000-2014 dönemine ait verileri kullanılarak iktisadi büyüme üzerinde etkili olası mekânsal ilişki araştırılmış ve iktisadi büyüme açısından OECD ülkeleri arasında mekânsal etkileşim olduğu ortaya çıkmıştır. Komşuluğun iktisadi büyüme üzerinde pozitif etkisinin bulunması ile büyüme modellerinin mekânsal ilişkileri gözetererek geliştirilebileceği sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla çalışma amacına uygun olarak elde edilen analiz çıktıları ile mekansal ekonometrik yöntemlerin geçerliliği ile birlikte üstünlüğü de kanıtlanmıştır.

KAYNAKÇA

- ANSELİN, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
- ANSELİN, L. (1992). “Spatial Data Analysis with GIS: A Introduction to Application in the Social Sciences”, www.ncgia.ucsb.edu/Publications/Tech_Reports/92/92-10. (çevrimiçi)
- ANSELİN, L. (2001). “Spatial Econometrics” A Companion to Theoretical Econometrics, Ed.by Badi.H. Baltagi, Blackwell, 2001, 311-330.
- ANSELİN, L. (2003). “Spatial Externalities, Spatial Multipliers and Spatial Econometrics”, *International Regional Science Review*, 26(2),153-166.
- ANSELİN, L. (2010). *Thirty Years of Spatial Econometrics*, Papers in Regional Science, Wiley Blackwell, Vol. 89(1), 3-25, 03.
- ANSELİN, L. and BERA, A. (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models with An Introduction to Spatial Econometrics. In Ullah, A. and Giles,D. E., editors, *Handbook of Applied Economic Statistics*, 237–289. Marcel Dekker, New York.

- ANSELİN L., BERA, AK., FLORAX, R., YOON, M.J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics* 26(1):77-104.
- ANSELİN, L. and FLORAX, R. J. (1995). *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer-Verlag, Berlin.
- ANSELİN, L. and HUDAK, S. (1992). Spatial econometrics in practice : A review of software options, *Regional Science and Urban Economics*, Elsevier, Vol. 22(3), 509-536, September.
- BLOCH, H. ve TANG, S. H. K. (2004) “Deep Determinants of Economic Growth: Institutions, Geography and Openness to Trade”, *Progress in Development Studies*, 4 (3): 245-255.
- CASE A.C. (1991). Spatial Patterns in Household, *Econometrica*, 59:4, 953-965.
- CLİFF, A. and ORD, J. K. (1973). *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- CLİFF, A. and ORD, J. K. (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- ERER, E. ve ERER, D. (2014). AB Ülkelerinde Küreselleşmenin İşsizlik Üzerine Etkileri: Mekansal Panel Veri Analizi. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*,18 (2), 21-36.
- ELHORST, J.P. (2010). Dynamic Panels with Endogenous Interactions Effects when T Is Small. *Regional Science and Urban Economics*, 40, 272-282.
- ELHORST, J.P.(2014). Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data, *Spatial Econometrics (Chapter2)*, Springer Berlin Heidelberg, 5-36.
- FİSCHER M.M. and WANG J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*, Springer Science & Business Media.
- FLORAX, R. J. G. M. and VAN DER VLİST, A. (2003). Spatial econometric data analysis: Moving beyond traditional models. *International Regional Science Review*, 26(3):223–243.
- GRİFFİTH, Daniel A. and Jean H. P. PAELİNCK. (2011). Non-Standard Spatial Statistics and Spatial Econometrics, *Advances in Geographic Information Science*: v-xxix.
- GUMPRECHT, D.(2007). *Spatial Methods in Econometrics: An Application to R&D Spillovers*, <http://epub.wu.ac.at/290/1/document.pdf> (çevrimiçi)
- GÜLEL, F.E. (2013). *Mekânsal Panel Veri Modelleri ve Avrupa Ülkelerindeki İntihar Oranları Üzerine Uygulaması*, Doktora Tezi, Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, Fen Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- HORDİJK, L. (1974). Spatial correlation in the disturbances of a linear interregional model. *Regional Science and Urban Economics*, 4:117–140.
- HORDİJK, L. (1979). Problems in estimating econometric relations in space. *Papers, Regional Science Association*, 42:99–115.
- HORDİJK, L., and PAELİNCK, J. (1976). Some principles and results in spatial econometrics. *Recherches Économiques de Louvain*, 42:175–197.
- KELEJİAN, H.H. and PRUCHA, I. (1999). A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. *International Economic Review*, 40:509–533.
- LESAGE, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, University of Toledo, Ohio.
- LESAGE J. and R. K. PACE. (2009). *Introduction and Spatial Econometrics*, Taylor and Francis Group.
- MANSKİ, Charles F. (1993). “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, *The Review of Economic Studies*, 60 (3): 531-542.
- ORD, K. (1975). Estimation Methods for Models of Spatial İnteraction, *Journal of the American Statistical Association*, C.70, No:349, 120-126.
- REY, S.J., MONTOURİ, B.D. (1998). *U.S. Regional Income Convergence: Spatial Econometric Perspective*, Department of Geography , San Diego State University.

- TOBLER, W. (1979). Cellular geography. In *Philosophy and geography*, edited by S. Gale and G. Olsson, 379-86. Dordrecht, the Netherlands: Reidel.
- UPTON, G. J. and FİNGLETON, B. (1985). *Spatial Data Analysis by Example. Volume 1: Point Pattern and Quantitative Data*. Wiley, New York.
- WARD, Michael D. and K. Skrede GLEDİTSCH. (2007). *An Introduction to Spatial Regression Models in the Social Sciences*, http://dces.wisc.edu/wpcontent/uploads/sites/30/2013/08/W4_W7_WardGleditsch.pdf
- VEGA, Solmaria H., J. Paul ELHORST.(2013). "On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W", 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy. http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA_2013_paper_00222.pdf (çevrimiçi)
- VREYER P., SPİELVOGEL, G. (2005).*Spatial Externalities Between Brazilian Municipios and Their Neighbours*, University of Lillie 2 and IRD-DIAL (çevrimiçi)
- WHİTTLE, P. (1954). On stationary processes in the plane. *Biometrika*, 41:434-449.