

PAPER DETAILS

TITLE: TÜRKİYE'DE GECE ISIKLARI İLE HESAPLANAN İKTİSADİ BÜYÜMENİN MEKÂNSAL ANALIZI

AUTHORS: Kübra ELMALI,Hüseyin ÖZER

PAGES: 511-524

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/406756>

TÜRKİYE’DE GECE IŞIKLARI İLE HESAPLANAN İKTİSADİ BÜYÜMENİN MEKÂNSAL ANALİZİ

Hüseyin ÖZER¹

Kübra ELMALI²

Öz

Geçmişten günümüze iktisadi büyüme iktisat literatüründe yoğun çalışılan konulardan biri olmuştur. Bu çalışmada; son yıllarda iktisadi büyümenin güçlü bir göstergesi olarak kabul edilen gece ışıkları verisiyle hesaplanan GSYİH değişkeni ile komşuluk ilişkileri dikkate alınarak iller arasında var olduğu düşünülen gelir farklılıkları tespit edilmiştir. Ayrıca büyüme sürecine etki edebileceği düşünülen ithalat, ihracat, kamu yatırımları ve nüfus değişkenlerini de modele dahil ederek mekânsal ekonometri uygulamasına yer verilmiştir. Bu amaçla oluşturulan mekânsal gecikmeli, mekânsal hata ve mekânsal Durbin modelleri maksimum olabilirlik (ML) yöntemi ile tahmin edilmiştir. Yapılan Wald testi sonucuna göre en uygun modelin Mekânsal Durbin olduğuna karar verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre; kamu yatırımları, nüfus ve il komşuluğundaki GSYİH, nüfus ve ithalat değişkenlerinin %5 önem düzeyinde anlamlı olduğu ve iktisadi büyümenin kamu yatırımları, nüfus ve il komşuluğundaki ithalat ile aynı yönlü, komşuluğundaki nüfus ile ters yönlü olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar kelimeler: Ekonomik Büyüme, Mekânsal Analiz, Maksimum Olabilirlik

JEL Kodu: C21, O40, R00

SPATIAL ANALYSIS OF ECONOMIC GROWTH COMPUTED BY WITH NIGHT LIGHTS IN TURKEY

Abstract

From the past to the present economic growth has been one of the important issues studied in the economics literature. In this study, which is considered a strong indicator of economic growth in recent years with night lights data are calculated in consideration of neighborhood relations with the GDP variable is considered to be income differences among the provinces have been identified. In addition, it is thought that the growth process can affect imports, exports, public investment and population variables into the model by including also the application of spatial econometrics have been given. For this purpose, the spatial autoregressive, spatial error and spatial Durbin models generated Maximum Likelihood (ML) method were estimated. According to the Wald test result, it was decided that the most suitable model was spatial Durbin. According to the results; public investment, population with GDP, import, population of neighboring provinces at the 5% significance level are significant and public investment, population, import of neighboring provinces are found positively related with the economic growth but negatively related with population of neighboring provinces.

Keywords: Economic Growth, Spatial Analysis, Maximum Likelihood.

JEL Code: C21, O40, R00

¹ Prof. Dr., Atatürk Üniversitesi, İİBF, Ekonometri, hozer@atauni.edu.tr

² Doktora Öğrencisi, Atatürk Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri, k.elmali@hotmail.com.tr

1. Giriş

Bir ülkede, belli bir dönemde üretilen nihai mal ve hizmetlerin parasal ifadesi olan Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH)'de meydana gelen artış olarak tanımlanan iktisadi büyüme geçmişte olduğu gibi günümüzde de hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin üzerinde durduğu en önemli sosyal ve ekonomik konulardan biridir. Yüksek oranlı büyüme hızı bir taraftan halkın refah seviyesini artırırken, diğer taraftan da ekonomik gelişimin sürdürülebilirliğini sağlayan bir unsur olarak ön plana çıkmaktadır.

Hızlı bir iktisadi büyümeyi hedefleyen ülkeler yoksulluk kısır döngüsünü kırmak, işsizliği azaltmak, gelir dağılımını iyileştirmek, ölçek ekonomileri elde etmek, fiziki ve beşeri sermaye stoklarını artırmak ve teknolojik yeniliklere ulaşmak için ülke niteliklerine uygun olabilecek yapıda büyüme politikaları oluşturmaktadır.

İktisadi büyüme sürecini hızlandırmak içinse katkı yapabileceği düşünülen makroekonomik faktörler araştırılmakta ve bu doğrultuda uygun politikalar benimsenmektedir. Ülke şartlarına uygun olarak hazırlanan makroekonomik politikalar, istikrarlı iktisadi yapının oluşmasında ve böylece büyüme sürecinin hızlanmasında önemli bir rol oynamaktadır (Yılmaz ve Akıncı, 2012:1-3).

İktisadi büyümenin belirleyicileri üzerine çok sayıda uygulamalı çalışma yapılarak büyüme sürecine etki edebilecek çeşitli faktörler analizlere dahil edilmektedir. Bu faktörler belirlenirken farklı büyüme modelleri esas alınmaktadır. İktisadi büyüme ve etkili olduğu düşünülen değişkenler üzerinde yapılan çalışmalar incelendiğinde daha çok nedensellik analizlerinin yapıldığı, bölge ya da yıla göre farklı sonuçlar elde edildiği görülmektedir.

Bu çalışmada temel amaç; komşuluk ilişkileri (mekânsallık) dikkate alınarak iller arasında var olduğu düşünülen gelir farklılıklarının tespit edilmesi ve modele ilave değişkenlerin (ithalat, ihracat, kamu yatırımları, nüfus) büyüme üzerindeki etkisinin belirlenmesidir.

Bu çalışmayı diğerlerinden farklı kılan ise; GSYİH değerlerini temsil gücü yüksek olan ve iktisadi büyümenin güçlü bir göstergesi olarak kabul edilen gece ışıklarından elde edilen GSYİH değişkeninin kullanılmasının yanı sıra modele büyüme sürecine etki edebileceği düşünülen ithalat, ihracat, nüfus ve kamu yatırım değişkenlerinin de dahil edilerek komşuluk ilişkilerinin etkisini görme fırsatı sunan mekânsal ekonometri uygulamasına yer verilmesidir.

Bu çerçevede çalışmanın ilk bölümünde gece ışıkları ile iktisadi büyüme, iktisadi büyümede etkili olan faktörler ve mekânsal panel veri uygulamaları olmak üzere üç grup olarak özetlenen çalışmalar yer almaktadır. Çalışmada kullanılan ekonometrik model ve model tahmin metodunun açıklandığı ikinci bölümden sonra uygulamadan elde edilen temel bulgular sunulmuş ve bir değerlendirme ile çalışma tamamlanmıştır.

2. Literatür Özeti

İktisadi büyüme ve büyüme sürecinde etkili olduğu düşünülen faktörlerle ilgili çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Yapılan titiz araştırmalar sonucunda uygulamanın temelini oluşturan çalışmalara 3 grup halinde yer verilmektedir.

Bickenbach, Bode, Lange ve Nunnenkamp (2013), çalışmalarında gece ışıkları ile elde edilen GSYİH değerleri ile normal olarak hesaplanan GSYİH kullanarak uzun dönem esneklikleri ve EKK tahmin sonuçları ile ülkelerin ekonomik yapısına göre esneklik ve korelasyonlarını karşılaştırmıştır.

Model tahmininde kullanılan faktörler ele alındığında; Tuncer (2002); Türkiye 1980 ve 2000 dönemi için 3 aylık veriler kullanarak ihracat, ithalat, yatırımlar ve GSYİH arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada nedensellik testlerinin sonucunda, ithalat ve GSYİH arasında güçlü bir ilişki bulunarak ithalatın büyüme üzerinde kilit bir rol oynadığı sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda Türkiye ekonomisinde ithalata dayalı büyüme politikası desteklenmiştir. Altıntaş ve Çetintaş (2011), 1970–2005 dönemi yıllık verilerini ile Türkiye’de beşeri sermaye, sabit sermaye, ihracat ve iktisadi büyüme arasındaki ilişki test edilmiştir. Uygulamada iktisadi büyüme, beşeri

sermaye, sabit sermaye ve ihracat arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Acet, Erdoğan ve Köksal (2016), çalışmalarında Türkiye’de toplam ithalat, toplam ihracat ve büyüme arasındaki nedensellik ilişkileri 1998-2013 yılları için üçer aylık veriler kullanılarak incelenmiştir. Test sonuçlarına göre; ihracat, ithalat ve GSYİH arasında nedenselliğin söz konusu olduğu ve ithalatın büyüme üzerinde belirleyici unsur konumunda olması nedeniyle büyümenin ithalata dayalı olduğu elde edilmiştir.

Nüfus ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalarda pozitif ve negatif yönlü olmak üzere iki sonuç elde edilmesine rağmen Telatar ve Terzi (2010), iktisadi büyüme, nüfus ve eğitim arasındaki ilişkiyi 1968-20006 dönemi Türkiye ekonomisi için incelediğinde büyümeden nüfusa doğru negatif bir nedenselliğin olduğunu göstermişlerdir.

İktisadi büyümede mekânsal etkiyi dahil ederek yapılan çalışmalar incelendiğinde; Arbia, Basile ve Piras (2005), çalışmasında 1951-2000 dönemi İtalya’nın 92 iline ait GSYİH verilerinin mekânsal bağımlılık ve mekânsal panel veri analizine yer verilmiştir. Mekânsal gecikmeli ve mekânsal hata modelleri ile tahmin yapılarak Wald ve Lagrange çarpanı test sonuçlarına göre mekânsal gecikmeli modelin daha güvenilir olduğuna karar verilmiş ve komşu illerin iktisadi büyümede yüksek bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur.

Buccellato (2007), çalışmasında Rusya’daki 77 ili için 1999-2004 dönemi için GSYİH’yı bağımlı değişken olarak ele alınmıştır. İllerin petrol-doğal gaz tüketimi, dışa açıklığı, Rusya federal birimi değişkeni ve yabancı yatırım oranı değişkenleri de modele dahil edilerek mekânsal gecikmeli ve mekânsal hata modelleri ile tahmin edilmiştir. Wald testi sonucuna göre; mekânsal gecikmeli model uygun görülmüştür. Kullanılan bütün değişkenler anlamlı olarak bulunmuştur. Dış açıklık ve kişi başı yatırım oranının önemli bir rol oynadığı görülmüştür.

Sun, Jiao ve Ren (2014), diğer çalışmalardan farklı olarak iktisadi büyümede bilimin etkisini incelemişlerdir. 1975-2007 dönemi Japonya’ya ait GSYİH değeri bağımlı değişken olmak üzere bilgi ve iletişime ait olan hisse senetleri, bu alanda yer alan işçi sayısı, taşımacılık ve yatırımlara ait sermaye payı değişkenleri kullanılarak mekânsal analiz yapılmıştır. 3 farklı komşuluk matrisine yer verilmiştir. Rassal etkili mekânsal Durbin analizi yapılmıştır. Lagrange çarpanı ve Wald testleri yardımıyla modelin uygunluğuna karar verilmiştir. Yapılan analizler doğrultusunda bilgi teknolojisinin ilk yıllarda mekânsal etkisi anlamlı olmamasına rağmen daha sonraki dönemde büyüme üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu elde edilmiştir.

3. Metodoloji

Çalışmada, komşuluk ilişkileri dahil edilerek ithalat, ihracat, kamu yatırımları ve nüfus gibi değişkenlerin iktisadi büyüme üzerindeki etkisini ortaya koymak amacıyla ekonometrik yöntem olarak mekânsal analiz benimsenmiştir.

3.1. Mekânsal Analiz

Mekânsal ekonometri, ekonometrinin alt dallarından olup ekonometrik modellerde mekânsal etkinin yorumlanması ile ilgilenmektedir (Anselin,1988). Örneğin; ekonomik sistemler arasındaki sosyal etkileşim, sosyolojik çalışmalarda komşuluk süreci gibi analizlerin ortaya çıkardığı mekânsal yayılma ve mekânsal bağımlılık, mekânsal ekonometrik modellerin belirlenmesini ve tahmin edilmesini gerektirmektedir.

3.1.1. Mekânsal Komşuluk Matrisi

Mekânlar arası komşuluk ilişkilerini gösteren matristir. Mekânsal komşuluk matrisi kullanılarak değişkenlerde meydana gelen değişimi konumlara göre ilişkilendirerek olası mekânsal etkileri modele dahil etmektedir (Elhorst, 2013).

Bu matrisler;

- 1) *Kale komşuluk*: Ortak kenarı paylaşan komşuluk olarak ifade edilir.
- 2) *Fil komşuluk*: Ortak köşeyi paylaşan komşuluk olarak ifade edilir.
- 3) *Vezir komşuluk*: Hem kenar hem de köşeyi paylaşan komşuluktur.
- 4) *Uzaklığa bağlı komşuluk*: Farklı olarak uzaklığa bağlı olan komşuluk esas alınarak oluşturulmaktadır.

Pozitif ve simetrik bir matris olan mekânsal komşuluk matrisi, W ile gösterilip $(N \times N)$ boyutludur. Komşuluk yapısı genel olarak 0 ve 1 ile gösterilir. $w_{ij} = 1$ olması i ve j bölgelerinin sınır komşuluğunun var olduğunu gösterirken $w_{ij} = 0$ olması i ve j arasında sınır komşuluğunun olmadığını gösterir (Anselin ve Bera, 1998:243). Bu çalışmada 0-1 sınır komşuluğu ile oluşturulan (81×81) boyutlu mekânsal ağırlık matrisi kullanılmıştır.

3.1.2. Mekânsal Otokorelasyon

Mekânsal dağılımda benzer özellikte olanları toplanma ve dağılıma düzeylerinin analiz edildiği yöntemlerden biri mekânsal otokorelasyon analizidir. Moran-I endeksi olarak bilinen bu analiz, bir gözlem ile komşuların ortalama değerleri arasında doğrusal ilişkiyi tespit etmekte, yani bir gözlemin komşuları ile arasındaki korelasyonu ölçmekte kullanılır (Ward ve Gleditsch, 2007). Buna göre, analizdeki bütün gözlemler birbirine bağlıdır. Birindeki değişme, komşuların tümüne yayılarak etki gösterecektir.

Moran-I endeksi komşu bölgelerin ya da illerin birbirleriyle önemli ölçüde ve herhangi bir yönde ilişkilerinin olup olmadığını göstermektedir. Elde edilen değer $+1$ 'e yaklaşıyorsa pozitif bir korelasyon yani yüksek veya düşük değerlerin çevreleriyle birlikte mekânsal olarak kümelenmesi söz konusudur: -1 'e yaklaşıyorsa dağılımın mekânda rastlantısallık içeren negatif bir korelasyon, yani yüksek değerlerin çevresinde düşük değerlerle birlikte bulunma eğiliminde olduğu görülmektedir. Eğer endeks değeri 0 'a yaklaşıyorsa herhangi bir ilişkinin belirlenemediğini gösterir. Bu bağımlılık:

$$I = \left(\frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \right) \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2} \quad (1)$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

3.1.3. Mekânsal Regresyon Modelleri

Mekânsal regresyon modelleri 3 alt başlık altında incelenmekte olup aşağıda verilmiştir.

1) Mekânsal Gecikmeli Modeli (SAR)

Mekânsal bağımlılığı ekonometrik analize dâhil etmek için mekânsal gecikme operatörü kullanılır ve bu gecikme operatörü, komşu konumlardaki rassal değişkenlerin ağırlıklandırılmış bir ortalamasıdır (Anselin, 2001,ss:312-313). Bu kavram, her bir konum için bir komşu kümesinin belirlenmesini gerektirir. i konumundaki rassal değişken y için mekânsal gecikme:

$$[W_y]_i = \sum_{j=1}^N w_{ij} y_j \quad (2)$$

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (3)$$

şeklinde dir. Burada y ; $N \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörü, W ; $N \times N$ boyutlu mekânsal komşuluk matrisi, P ; mekânsal otoregresif parametresi, X ; $K \times 1$ boyutlu β katsayı vektörü ile ilişkili $N \times K$ boyutlu bağımsız değişken matrisi ve ε ; $N \times 1$ boyutlu hata terimi vektörüdür (Ord, 1975:120-126).

Denklemin (2)'de yer alan $\rho W y$, bağımsız değişkenler arasındaki içsel etkiyi ifade etmektedir. Bir bağımsız değişkenin aldığı değer doğrudan komşularının etkisi altında olduğunu ifade eder (Elhorst, 2014). Mekânsal gecikmeli modelde bağımlı değişkende meydana gelen etkinin sadece içsel etkilerden meydana geldiği ifade edilir.

Mekânsal gecikmeli modeli; sabit etkili mekânsal gecikmeli panel ve rassal etkili mekânsal gecikmeli panel modelleri için genelleştirilerek;

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + \mu + \epsilon_t; \quad (E_t) = 0, \quad E(e_t e_t') = \sigma^2 I_N \quad (4)$$

$$y_t = \rho W_N Y_t + x_t\beta + \epsilon_t; \quad (e_t) = \alpha + u_t \quad (5)$$

elde edilir.

2) Mekânsal Hata Modeli (SEM)

Mekânsal hata modeli, dışlanmış bir değişkenin mekânsal bağımlılık yarattığını ifade eder (Elhorst, 2014).

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

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (6)$$

Burada y ; $N \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörü, W ; $N \times N$ boyutlu mekânsal komşuluk matrisi, X ; $N \times K$ boyutlu bağımsız değişken matrisi, β ; $K \times 1$ boyutlu katsayı vektörü, ε ; $N \times 1$ boyutlu hata terimi vektörü ve λ ; mekânsal hata katsayısıdır (Ord, 1975: 120-126).

Mekânsal hata modeli; sabit etkili mekânsal gecikmeli panel ve rassal etkili mekânsal gecikmeli panel modelleri için genelleştirilerek;

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \phi_t; \quad (\phi_t) = \lambda W\phi + e_t, \quad (E_t) = 0 \quad E(e_t e_t') = \sigma^2 I_N \quad (7)$$

$$y_t = x_t\beta + \epsilon_t; \quad (\epsilon_t) = \alpha + B^{-1}u_t, \quad B = (I_N - \lambda W) \quad (8)$$

elde edilir.

3) Mekânsal Durbin Modeli (SDM)

Mekânsal Durbin modeli, diğer konumlarda bulunan bağımlı (Wy) ve bağımsız değişkenlerin (WX) etkisini aynı anda dikkate almaktadır. Bir başka deyişle, belirli bir konumda (bölgede) bulunan bağımsız değişkendir birim değişiminin, bütün konumlardaki (bölgelerdeki) bağımlı değişkenler üzerindeki etkisini göstermektedir (LeSage ve Pace, 2009).

Mekânsal Durbin modeli;

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (9)$$

şeklinde ifade edilir. Burada y ; $N \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörü, W ; $N \times N$ boyutlu mekânsal komşuluk matrisi, ρ ; mekânsal otoregresif parametresi, X ; $K \times 1$ boyutlu β katsayı vektörü ile ilişkili $N \times K$ boyutlu bağımsız değişken matrisi ε ; $N \times 1$ boyutlu hata terimi vektörüdür (Ord, 1975:120-126).

WX değişkeni, karar vericiler arasındaki dışsal etkiyi ifade etmektedir. Buna göre, i konumunda bulunan bağımlı değişken, j konumundaki bağımsız değişkenlerden etkilenmektedir (Elhorst, 2014).

Mekânsal Durbin modeli; sabit etkili mekânsal gecikmeli panel ve rassal etkili mekânsal gecikmeli panel modelleri için genelleştirilirse;

$$Y_t = \rho WY_t + X_t\beta + WX_t\theta + \mu + \epsilon_t; \quad (E_t) = 0, \quad E(e_t e_t') = \sigma^2 I_N \quad (10)$$

$$y_t = \rho W_N Y_t + x_t\beta + Wx_t\theta + \epsilon_t; \quad (e_t) = \alpha + u_t \quad (11)$$

elde edilir. Modelin rassal ya da sabit etkili olup olmadığına karar verdikten sonra mekânsal gecikmeli model ya da mekânsal hata modelinin belirlenmesinde mekânsal otoregresif katsayılarına ait çıkarsamalar Wald, Benzerlik Oran (LR) ve Lagrange Çarpan testine (LM) testleri yardımıyla yapılır.

Bu çalışmada yöntemin belirlenmesinde Wald testi tercih edildi. Bu şekilde mekânsal Durbin modelinin; mekânsal gecikmeli ya da mekânsal hata modeline indirgenmesinin gerekip gerekmediği araştırıldı.

Test hipotezleri;

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_0: \theta + \rho\beta = 0$$

şeklinde. Bu hipotezler üzerinden test gerçekleştirilir. Eğer her iki hipotez de reddedilirse mekânsal Durbin modeli tahmin edilir ve modelin indirgenmesine gerek yoktur. Eğer $H_0: \theta = 0$ hipotezi kabul edilirse mekânsal Durbin modelin, mekânsal gecikmeli modele indirgenmesi gerekmektedir. Eğer $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ hipotezi kabul edilirse mekânsal Durbin modelin, mekânsal hata modeline indirgenmesi gerekmektedir (Elhorst, 2014).

3.1.4. Maksimum Olabilirlik (ML)

Mekânsal bağımlılığın modellenme şekline göre farklı tahmin yöntemleri geliştirilmiştir (Anselin 1988: 58-59). Bu yaklaşımlardan ilk olarak EKK içsellik sorununa sebep olacağı için hem mekânsal hata modeli hem de mekânsal gecikmeli modelin tahminleri için uygun olmadığı belirtilmiştir. Anselin (1988)'de de belirtildiği üzere, mekânsal modeller, hem mekânsal bağımlılık, hem de değişen varyans problemlerini içermektedir. Bu durumda, EKK tahmin edicisi sapmasızlığını ve etkinliğini sürdüremeyecek ve uygun bir tahmin yöntemi olma özelliğini kaybedecektir.

Diğer yaklaşımlar ise modelin olabilirlik fonksiyonunun belirlenmesine dayalı olarak geliştirilen Maksimum Olabilirlik tahmini ile modele değişken ekleyerek regresyon varsayımlarından bağımsız değişkenin hata terimleriyle ilişkili olmamasını sağlayan Genelleştirilmiş Momentler metodudur.

SAR ve SDM modeli için maksimum olabilirlik fonksiyonu;

$$\ln L(\sigma^2, \rho, \beta, y) = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln 2\pi - \left(\frac{n}{2}\right) \ln \sigma^2 + \ln |I_n - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} [(I - \rho W)y]'[(I - \rho W)y]$$

$$\ln L = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln(\pi\sigma^2) + \ln |I_n - \rho W| - \frac{ee'}{2\sigma^2} \quad (12)$$

şeklinde. Bu fonksiyonun standart olabilirlik fonksiyonundan farklı olmasının nedeni $|I_n - \rho W|$ teriminin varlığıdır. Bu terim ε 'dan y 'ye dönüşümün Jacobianı'dır.

$$e = y - \rho Wy - Z\delta \quad (13)$$

$$\rho \in (\min(\omega)^{-1}, \max(\omega)^{-1})$$

Burada ω , W matrisinin özdeğerler vektörüdür (Arbia, 2005:103-113). Yani dönüşüm sonucunda yalnızca uzunluğu değişen vektördür.

$$Z = [I_n \ X \ WX] \text{ ve } \delta = [\alpha \ \beta \ \theta]'$$

SEM modeli için ise maksimum olabilirlik yaklaşımı;

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

$$- \frac{1}{2\sigma^2} (y - x\beta)'[(I - \lambda W)^{-1}(I - \lambda W)^{-1}]^{-1}(y - x\beta)$$

$$\ln L = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln(\pi\sigma^2) + \ln |I_n - \lambda W| - \frac{ee'}{2\sigma^2} \quad (14)$$

$$e = (I_n - \lambda W)(y - X\beta) \quad (15)$$

şeklinde.

Maksimum olabilirlik fonksiyonlarının birinci mertebe koşulundan mekânsal otokorelasyon katsayıları için elde edilen sonuçları, olabilirlik fonksiyonunda tekrar yerine koyularak bilinmeyen sayısı azaltılır. Böylece yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonu elde edilerek β için birinci mertebeden türevi ile tahminci elde edilir.

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 , σ^2 tahminleri analitik olarak $\rho(\lambda)$ parametresinin bir fonksiyonudur.

3.1.5. Veri Seti

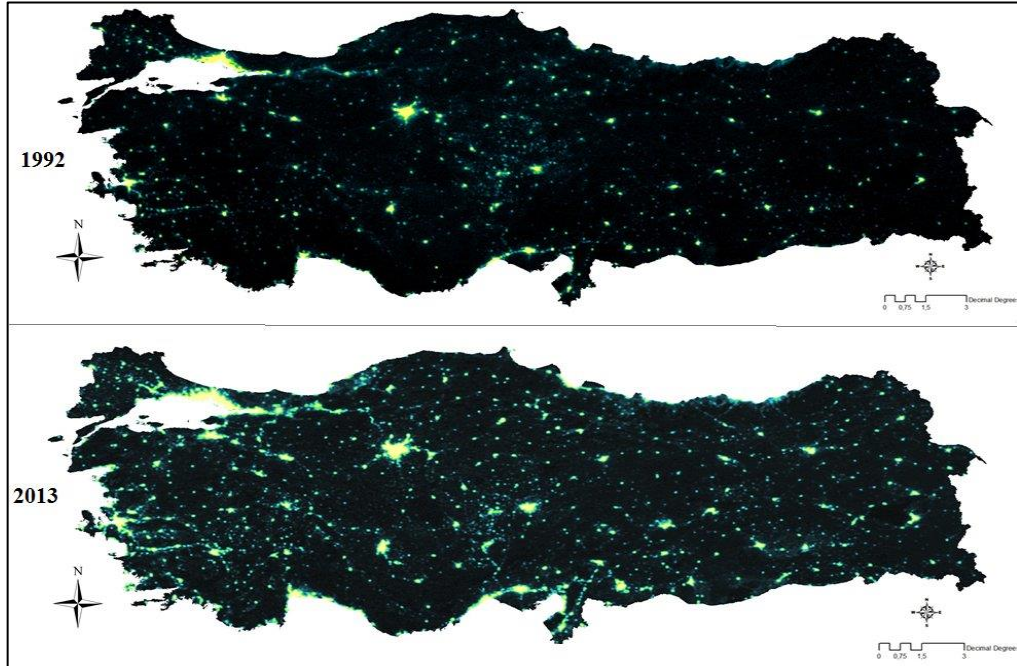
Gece Işıkları ile GSYİH'nin Hesaplanması

İktisadi büyüme nicel bir kavram olduğundan ölçülebilir bir göstergeye ihtiyaç duyulmaktadır. Bu çerçevede mevcut iktisadi göstergeler içinde, reel GSYİH veya kişi başına GSYİH artışı en iyi ölçüt olarak kabul edilmekte ve uluslararası alanda en yaygın ölçüt olarak kullanılmaktadır (Üzümcü, 2012: 14). GSYİH üç farklı yolla hesaplanabilmektedir:

- 1) Üretim (Katma-Değer) Yöntemi
- 2) Harcamalar yöntemi
- 3) Gelir yöntemi

Günümüzde bu yöntemlerden farklı olarak gece ışıkları yardımıyla da GSYİH hesaplanmaktadır. Gece ışıkları verisi, Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nin Ulusal Jeofizik Veri Merkezi'ne bağlı Savunma Meteorolojik Uydu Programı (DMSP) tarafından kaydedilmektedir. Dünya üzerindeki her bölgenin fotoğrafını geçiş aralıklarına göre lokal saat 20:30 ile 22:00 arasında kaydetmektedir. Ülkelerin geceleri yaydığı ışık yoğunluklarının sayısallaştırılmasıyla il bazında reel GSYİH hesaplanabilmektedir.

Şekil 1: Türkiye'nin Uzaya Yayıdığı Işık, 1992 ve 2013



Şekil 1'de uydudan çekilmiş gece ışık fotoğrafları, 1992 ile 2013 yılları arasında farklı zamanlarda ya da aylarda kaydedilmiştir. İl bazında elde edilen gece ışıkları verileri sinyal süreçleme ile filtrelenmiştir. İl bazında GSYİH ile normalize edilen ışık değerleri çarpılmış ve temsili GSYİH hesaplanmıştır (Başboş, 2016).

Gece Işıkları verisi ekonomik büyüklüğün ölçümünde güvenilir ve güçlü bir veri kaynağı olarak görülmektedir. GSYİH değerleri hesaplanmayan ya da eksik hesaplanan alt bölgeler için temsil gücü yüksek bir ölçüm sunmaktadır. Türkiye Ekonomik Politikaları Araştırma Vakfı (TEPAV)'ın yapmış

olduğu çalışmadan elde edilen GSYİH verisi çalışmada illerin gelişiminin mekânsal analizinde kullanılmaktadır.

Türkiye illerine ait kişi başı gelir incelendiğinde, tüm illerde artış ve iller arası gelir eşitsizliğinde bir azalma görülmektedir. 1992’de en yüksek kişi başı gelire sahip il (Kocaeli), en düşük kişi başı gelire sahip olan ilin (Ağrı) 11,5 katı kadardır. 2013 yılında bu oran ciddi bir azalma göstererek 5’e gerilemiştir. En düşükle en yüksek arasındaki fark anlamlı sayılabilecek bir oranda kapanmasa da genel olarak gelir eşitsizliği azalma eğilimindedir.

Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından oluşturulan il bazında kişi başına GSYİH 1987-2001 ve 2004-2014 verilerine göre; 1992 yılında, 7.274 dolar ile Kocaeli en yüksek kişi başı gelire sahipken, 2013 yılında 20.726 dolar ile İstanbul, Kocaeli’nin yerini almıştır. 1992 yılında 630 dolar ile en düşük kişi başı gelire sahip olan Ağrı 2013 yılında da 4.111 dolar ile en düşük kişi başına gelire sahip il olmuştur. Türkiye’nin en fazla GSYİH değerlerine sahip olan üç büyük ili; İstanbul, İzmir ve Ankara’da kişi başı gelir artışı yavaşlamıştır.

TÜİK tarafından yayınlanan son rapora göre; il düzeyinde GSYİH hesaplamalarına göre; 2014 yılı için İstanbul 622 milyar 762 milyon TL ile en yüksek gayrisafi yurtiçi hasılaya ulaştı ve toplam gayrisafi yurtiçi hasıladan % 30,5 pay aldı. İstanbul’u, 186 milyar 977 milyon TL ve % 9,1 pay ile Ankara, 127 milyar 430 milyon TL ve % 6,2 pay ile İzmir izledi. İl düzeyinde GSYİH hesaplarında son üç sırayı 1 milyar 756 milyon TL ile Kilis, 1 milyar 416 milyon TL ile Ardahan ve 1 milyar 238 milyon TL ile Bayburt aldı. 2014 yılında kişi başına gayrisafi yurtiçi hasıladan, İstanbul 43 645 TL ile ilk sırada yer aldı. İstanbul’u, 43 521 TL ile Kocaeli ve 36 680 TL ile Ankara izledi. İl düzeyinde kişi başına gayrisafi yurtiçi hasıla hesaplamalarında, 9 913 TL ile Van, 9 773 TL ile Şanlıurfa ve 8 486 TL ile Ağrı son üç sırada yer aldı (www.tuik.gov.tr).

Çalışmada mekânsal model tahmininde; TEPAV tarafından NASA’nın gece 20.30-22.00 arası fotoğraflama sistem verileri yardımıyla elde edilen GSYİH değerleri bağımlı değişken olarak kullanıldı. 1992-2013 yılları arasında Türkiye’de 81 ile ait milyon \$ olarak ifade edilen bu veri setinin logaritmik değerlerinin dönemler arası farkı ele alınarak diğer değişkenlerle olan uyumu gözetildi.

Bağımsız değişken olarak ise 1992-2013 yıllarına ait TÜİK’den elde edilen ve TL olarak hesaplanan illere ait kamu yatırımları (KAMU), ithalat (İTH) ve ihracat (İHR) değişkenlerinin yanı sıra nüfus (NFS) değişkeni de dahil edilerek bu değişkenlerin de logaritmik değerleri modelde kullanıldı.

Modelin analizinde Stata 13 ve GeoDa programları birlikte kullanıldı. GeoDa programına Türkiye iller haritası aktararak oluşturulan vezir komşuluğu matrisi daha sonra Stata programına tanıtıldı ve analizler yapıldı.

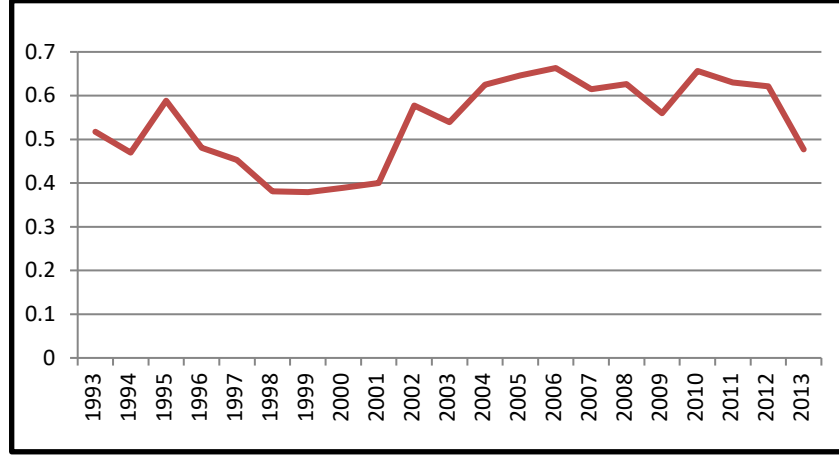
4. Temel Bulgular

Model tahmininde bulunmadan önce iller arasında kümelenmenin yani bağımlılığın varlığını göstermek için yıllar itibarıyla değişimi Moran-I analizi ile belirlendi.

Tablo1: Yıllar İtibarıyla Moran-I Endeks Değerleri

Yıl	Endeks Değer	Yıl	Endeks Değeri
1993	0,5171	2004	0,6251
1994	0,4699	2005	0,6464
1995	0,5885	2006	0,6631
1996	0,4810	2007	0,6149
1997	0,4531	2008	0,6261
1998	0,3811	2009	0,5598
1999	0,3792	2010	0,6564
2000	0,3890	2011	0,6302
2001	0,4002	2012	0,6214
2002	0,5773	2013	0,4767
2003	0,5396		

Grafik 1: Moran-I Endeks Değerlerine Ait Veri Grafiği



Modele mekânsallık dahil edilmeden önce yıllar itibariyle Moran-I endeksi bulunarak illerin mekânsal kümelenmesi incelendi. Korelasyon değerinin pozitif bir değer olarak 0'dan büyük elde edilmesi ile iller arasında kümelenmenin olduğu ve bu durumda mekânsal analiz yapmak için uygun komşuluğun varlığı belirlendi.

Model tahmininde bulunmadan önce mekânsal gecikmeli, mekânsal hata ve mekânsal Durbin modelleri ilgili değişkenlerle ifade edilecek olursa;

Mekânsal Gecikmeli Model:

$$\ln \left[\frac{GSYIH_{t+k,i}}{GSYIH_{it}} \right] = \alpha_{it} + Wx \ln \left[\frac{GSYIH_{t+k,i}}{GSYIH_{it}} \right] + \beta_1 \ln KAMU_{it} + \beta_2 \ln NFS_{it} + \beta_3 \ln İHR_{it} + \ln İTH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Mekânsal Hata Modeli:

$$\ln \left[\frac{GSYIH_{t+k,i}}{GSYIH_{it}} \right] = \alpha_{it} + \beta_1 \ln KAMU_{it} + \beta_2 \ln NFS_{it} + \beta_3 \ln İHR_{it} + \beta_4 \ln İTH_{it} + \lambda Wx \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Mekânsal Durbin Modeli:

$$\ln \left[\frac{GSYIH_{t+k,i}}{GSYIH_{it}} \right] = \alpha_{it} + Wx \ln \left[\frac{GSYIH_{t+k,i}}{GSYIH_{it}} \right] + \beta_1 \ln KAMU_{it} + \beta_2 \ln NFS_{it} + \beta_3 \ln İHR_{it} + \beta_4 \ln İTH_{it} + \beta_5 Wx \ln KAMU_{it} + \beta_6 Wx \ln NFS_{it} + \beta_7 Wx \ln İHR_{it} + \beta_8 Wx \ln İTH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

biçimindedir.

Çalışmada mekânsal gecikmeli, mekânsal hata ve mekânsal Durbin modellerinin 0-1 sınır komşuluğu esas alınarak oluşturulan matrisle analizi sonucunda modelin rassal ya da sabit etkili olup olmadığına karar vermek için model tahminleri yapıldıktan sonra Hausman testi yapıldı. Sonuçlara göre; SDM ($\chi^2 = 21,26$ $p = 0,000$), SAR ($\chi^2 = 11,06$ $p = 0,025$) ve son olarak SEM için ($\chi^2 = 18,00$ $p = 0,001$) sabit etkili tahmin yönteminin mekânsal model uygulamasında daha etkin sonuçlar vereceği görüldü. Bunun üzerine mekânsal hata, mekânsal gecikmeli ve mekânsal Durbin modeller sabit etkili mekânsal panel olarak tahmin edilerek aşağıdaki sonuçlar elde edildi.

Bu üç model tahmin edildikten sonra modelin mekânsal Durbin, mekânsal gecikme veya mekânsal hata modeli olup olmadığını belirlemek için; $H_0: \theta = 0$ ve $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ hipotezleri üzerinden Wald testi uygulandı. Bu test sonuçlarına göre; SAR ve SEM modellerine ait prob değerleri (sırasıyla 0,0014 ve 0,0123) belirlenen α önem düzeyinden (0,05) küçük olduğundan

dolaylı ilgili H_0 hipotezleri reddedilerek SDM'nin en uygun model olduğuna karar verildi ve model tahmin yorumu mekânsal Durbin üzerinden yapıldı.

Tablo2: Model Tahmin Sonuçları

Değişkenler	SDM	SAR	SEM
WxGSYİH (p)	0,85258 (0,000)	0,85384 (0,000)	
KAMU	0,00252 (0,017)	0,00126 (0,065)	0,00233 (0,020)
NFS	0,02597 (0,001)	0,01699 (0,010)	0,02614 (0,000)
İTH	-0,00044 (0,395)	-0,00072 (0,154)	-0,00102 (0,034)
İHR	-0,00025 (0,728)	0,00077 (0,020)	-0,00001 (0,988)
WxKAMU	-0,00115 (0,379)		
WxNFS	-0,02252 (0,034)		
WxİTH	0,00478 (0,001)		
WxİHR	0,00087 (0,274)		
Wxe (λ)	0,85658 (0,000)		
Chi2(4)	18,87	11,80	
Prob>Chi2	0,0008	0,0189	

Not: Parantez içindeki değerler prob değerleridir.

Değişkenlerin anlamlılıkları incelendiğinde söz konusu ilin komşuluğundaki değerleri ifade eden WxGSYİH, WxNFS ile WxİTH değişkenleri 0,01 önem seviyesinde anlamlı olarak bulunurken, KAMU ve NFS değişkenleri ise 0,05 önem seviyesinde anlamlı olarak tespit edilmiştir.

Modelde yer alan KAMU, NFS, WxGSYİH, WxİTH ve WxİHR değişkenlerinin iktisadi büyüme ile pozitif yönlü bir etkileşimde olduğu belirlenirken; İTH, İHR, WxKAMU ve WxNFS değişkenleri ile negatif yönlü ilişkilerin varlığı tespit edildi.

GSYİH'nin; WxGSYİH ile pozitif yönlü anlamlı bir ilişki içinde olması komşu illerin GSYİH değerinde meydana gelecek %1'lik bir değişim karşısında söz konusu ilin GSYİH değerinde %0,85'lik bir değişimin varlığını göstermektedir. Bu durumda illerin sadece kendi iktisadi büyümelerinden değil komşu olduğu illerinde büyümelerinden ne derece etkilendiği görülmekte ve bu durum dikkat çekici bir rakam arz etmektedir.

Söz konusu ilin nüfusunda meydana gelecek %1'lik bir değişim o ilin GSYİH değerinde %0,02'lik pozitif yönde bir değişime sebep olurken; o ilin komşuluğunda yer alan illerin nüfus oranındaki %1'lik değişim ters yönde bir etkiye sebep olduğu görülmektedir. Yani söz konusu ilin nüfusunun artması o ilin iktisadi büyümesine destek olurken komşu illerinde meydana gelen nüfus artışı o ilin büyümesine negatif yönde etki yapmaktadır. Bu durumda İstanbul, İzmir ve Ankara gibi nüfus oranı yüksek illere komşu olan illerin büyüme oranlarının diğer illere oranla daha yavaş olmasının gerekçesi olarak ifade edilebilir.

Yapılan kamu yatırımlarının ise illerin iktisadi büyümesinde pozitif yönde anlamlı bir etkiye sahip olması ile yatırım politikalarının sürdürülmesi gerektiği ifade edilebilir. Zira o ilin komşuluğunda yapılan yatırımların söz konusu ile pozitif yönde herhangi bir etkisi bulunmamaktadır.

Son olarak ithalat ve ihracat değişkenleri ele alındığında; İHR ve WxİHR değişkenleri anlamlı bulunamadığından uygulamada ihracatın önemli etkisinden bahsedilemez. İTH değişkeninin de

anlamli olmadığı, ilin komşuluğundaki ithalatın ise söz konusu ilin iktisadi büyümesinde pozitif ve anlamli bir etkiye sahip olduğu belirlendi.

Konu ile ilgili yapılan çalışmalar ele alındığında ithalat değişkeninin Tuncer (2002) ile Acet vd.(2016) çalışmalarından farklı olarak söz konusu ilin iktisadi büyümesinde anlamli ve pozitif olmadığı ancak komşuluğunda bulunan illere ait ithalat değerinin büyüme üzerinde belirleyici bir unsur olarak yer aldığı görülmektedir.

Nüfus ile iktisadi büyümeyi inceleyen çalışmalarda her ne kadar pozitif ve negatif yönlü iki sonuç elde edilse de uygulama sonucunda yer alan bulgular Telatar ve Terazi (2010) çalışmalarından farklı olarak iktisadi büyüme ile pozitif yönlü olarak elde edilmiştir. Bu durum Keynes tarafından nüfus artışının, efektif talep yoluyla üretim artışlarını uyuracağı ve böylece yatırımların teşvik edilerek talep arttığı sürece nüfus artışlarının iktisadi büyümeyi artıracağı şeklinde yorumlanmıştır.

Yapılan analizler sonucunda makroekonomik belirleyicilerin etkileri de incelenmiştir. Bu ve benzeri çalışmalardan görülmektedir ki, makroekonomik belirleyiciler farklı dönem ve uygulamalar için değişkenlik gösterebilmektedir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Mekânsal süreçlerin, fonksiyonel bağlantılar ve bağımlılıklar ile karakterize edilen coğrafi alan sınırları içinde, emek, ürün ve bilgi için ilgili bölgesel pazarları temsil etmede, yakınsama çalışmalarında kullanılanlardan daha doğru olduğu düşünülmektedir. Bu durum, sadece belirli bölgesel alanın değil aynı zamanda komşu ekonomik alanlardaki ekonomik kalkınmanın da gelecekteki gelişmeleri belirleyeceğini ve politika uygulamalarında dikkate alınması gerektiğini göstermektedir.

Bu çalışmada; iktisadi büyümede komşuluk ilişkilerinin daha iyi görülebilmesi için mekânsal analiz uygulanmakta ve elde edilen bulgular doğrultusunda illerin iktisadi gelişiminin bir bütün olarak ele alınması gerektiği ve bir ilde meydana gelen gelişimin diğer illeri de etkilediği sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durumda sürdürülebilir ekonomik büyüme ve gelişme konusunda kararlar alırken yalnızca belli bir ekonomik alanın yerel yeteneklerini değil aynı zamanda komşu ekonomi alanlarının yeteneklerini de hesaba katılması gerektiği tespit edilmektedir.

Bu çerçevede, özellikle gelişmişlik açısından daha düşük performansa sahip olan bölgelerde lider bir il seçilerek gelişme sağlanmasının, bölge genelinde ekonomik gelişimin yaygınlaşmasına ve homojen hale gelmesine katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Kaynakça:

- Acet, H., Erdoğan, S. ve Köksal, M. (2016). İthalat, İhracat ve Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Uygulaması. *Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 16(31), 145-161.
- Altıntaş, H. ve Çetintaş, H. (2010). Türkiye’de İktisadi Büyüme, Beşeri Sermaye ve ihracat Arasındaki İlişkilerin Ekonometrik Analizi: 1970-2007. *Erciyes Üniversitesi iktisadi ve idari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36, 33-56.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin L. (2001). *Spatial Econometrics*, in Baltagi B. (Ed.) A Companion to Theoretical Econometrics, Basil Blackwell, Oxford, 310-330.
- Arbia G., Elhorst, J.P. ve Piras, G. (2005). Serial and Spatial Dependence in the Growth Process of EU Regions. *Paper in Preparation for the Workshop on Spatial Econometrics*, Kiel Institute for World Economics, Germany, April 8-9.
- Başıboş, S. (2016). Gelişmişlik Göstergesi Olarak Gece Işıkları: Ulusal Ölçekte ve İl Bazında GSYİH Tahmini. *Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Vakfı*.

- Bickenbach, F., Bode, E., Lange, M. ve Nunnenkamp, P. (2013). Night Lights and Regional GDP. *Review of World Economics*, 152(2), 425-447.
- Bucellato, T. (2007). Convergence across Russian Regions: A Spatial Econometrics Approach. *Economics Working Paper No. 72*, Centre for the Study of Economic and Social Change in Europe.
- Elhorst, J. P. (2013). *Spatial Panel Models*. Handbook of Regional Science, Berlin Heidelberg: Springer, 1637-1652.
- Elhorst, J. P. (2014). Linear Spatial Dependence Models for Cross-Section Data. *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Heidelberg: Springer, 5-37.
- Fine, B. (2000). *Endogenous Growth Theory: A Critical Assessment*. Cambridge Journal of Economics, 24(2), 245-265
- Henderson, J. V., Storeyard, A. ve Weil, D. N. (2009). Measuring Economic Growth from Outer Space. NBER.
- Kibritçioğlu, A. (1998). İktisadi Büyümenin Belirleyicileri ve Yeni Büyüme Modellerinde Beşeri Sermayenin Yeri. *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 53: 1-4, 207-230.
- Lesage, J. P. ve Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Florida: Chapman and Hall).
- Ord, J. K. (1975). Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 70:120-126.
- Pede, V. O., Sparks, A. H. ve Mckinley, J. D. (2012). Regional Income Inequality and Economic Growth: A Spatial Econometrics Analysis for Provinces in the Philippines. *Social Sciences Division International Rice Research Institute* DAPO Box 7777, Metro Manila, Philippines
- Sun, C., Jiao, H. ve Ren, Y. (2014). Regional Informatization and Economic Growth in Japan: An Empirical Study Based on Spatial Econometric Analysis. Published by MDPI AG, Basel, Switzerland, 6(10), 7121-7141.
- Telatar, O. M. ve Terzi, H. (2010). Nüfus ve Eğitimin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Türkiye Üzerine Bir İnceleme, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(2), 197-214.
- Tuncer, İ. (2002). Türkiye’de İhracat, İthalat ve Büyüme: Toda Yamamoto Yöntemiyle Granger Nedensellik Analizleri (1980-2000), *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(9), 89-107.
- Türkiye İstatistik Kurumu Haber Bülteni Sayı: 24920 12 Aralık 2016 (www.tuik.gov.tr)
- Üzümcü, A. (2012). *İktisadi Büyüme*. İstanbul: Beta Basım.
- Ward, M. D. ve Kristian, S. G. (2008). *Spatial Regression Models* (Los Angeles: Sage Publications).
- Yılmaz, Ö. ve Akıncı, M. (2012). *İktisadi Büyüme ve Makroekonomik Belirleyicileri*. Nobel yayıncılık, 1-3.

SPATIAL ANALYSIS OF ECONOMIC GROWTH COMPUTED BY WITH NIGHT LIGHTS IN TURKEY

Extended Abstract

Aim: The importance of neighborhood relations on the development of the illiterate growers is increasing because of the difference in the growth rates among all the illusions in Turkey and decreasing the level of development from the western ones to the eastern ones. In this study; (GDP) obtained by quantification of the intensity of light emitted by the stars at night and the variables considered to be effective on this value by determining the differences in development between the provinces by making a spatial analysis; eliminating income disparity imbalances, eliminating social differences and directing investment decisions.

Method: The study used GDP values obtained from night lights. The Night Lights data is recorded by the Defense Meteorological Satellite Program (DMSP) of the United States (US) National Geophysical Data Center. Real GDP can be calculated on the provincial basis by digitizing the light intensities of the countries. These values are a reliable source for measuring the economic magnitude for the years 1992-2013. Spatial analysis was preferred to include models in the neighborhood of the provinces. Spatial Autoregressive Model (SAR), Spatial Error Model (SEM) and Spatial Durbin Model (SDM) were applied, including model population, public investments, import and export variables and border neighborhoods of provinces. Model estimates were made using the Maximum Likelihood (ML) method. Stata 13 and GeoDa programs were used together in the analysis of the model.

Findings: Firstly the Moran-I index was found. It was determined that there was a cluster between provinces. A spatial neighborhood matrix was constructed based on the 0-1 border neighborhood. According to the estimation results; it was determined that there is a positive relationship between the GDP of one province and the GDP variable of neighboring provinces. When the significance of the variables is examined, WxGSYİH, WxNFS and WxiTH variables are significant at the 0, 01 significance levels, while the KAMU and NFS variables are significant at the 0, 05 significance level. The variables KAMU, NFS, WxGSYİH, WxiTH and WxiHR in the model are found to have a positive interaction with economic growth; the existence of negative relations with the variables of İTH, İHR, WxKAMU and WxNFS were determined. An increase of 0.85% in the value of GDP was observed in the face of a 1% change in the GDP values adjacent to a province. Public investments, population variables and neighboring population and import variables were obtained significantly. An increase of 0.85% in the GDP of that province was observed in the face of a 1% change in the GDP values of neighboring provinces. The 1% change in the population of the province will cause a positive trend of 0.02% in the GDP of that province; it is seen that the 1% change in the proportion of the population of the province neighbors is caused by the reverse effect. An increase in the population growth rate of the province is supporting the economic growth of the country and the increase in population in neighboring provinces has a negative effect on the growth of that population. It can be stated that the public investments that are made have a meaningful effect on the positive growth of the economic growth of the provinces and that investment policies should be continued. Finally, since the variables İHR and WxiHR were not found significant, the important effect of export was not mentioned in practice. It was also found that the İTH variable was not significant and the WxiTH variable had a positive and significant effect on the economic growth of the province.

Conclusion: It has been determined that GDP variable of a province affects not only itself, but also other provinces with border neighbors. It is determined that population is determinant on growth. Macroeconomic determinants could vary for different periods and applications.

