

Türkiye’de İller Arası Gelir Yakınsaması: Mekânsal Ekonometrik Yaklaşım

Kübra ELMALI¹
Gökhan ERKAL²
Hüseyin ÖZER³



Geliş Tarihi/ Received	Kabul Tarihi/ Accepted	Yayın Tarihi/ Published
04/08/2020	25/03/2021	15/04/2021

Citation/Atıf: Elmalı, K., Erkal, G. ve Özer, H., (2021), Türkiye’de İller Arası Gelir Yakınsaması: Mekânsal Ekonometrik Yaklaşım, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 35(2): Sayfa: 451-468, <https://doi.org/10.16951/atauniiib.770972>

Öz: Ekonomik büyüme kuramlarının geçerliliğini araştırmak için ekonomiler arasındaki yakınsamanın esas alınması, illerin gelir dağılımının önemini ortaya koymaktadır. İller arası gelir dağılımının Türkiye için araştırıldığı bu çalışmada 1992-2017 dönemi gece ışıkları verisi ile hesaplanan kişi başı GSYH verileri ile geleneksel yöntemlerle hesaplanan veriler kullanılarak karşılaştırma yapılmış ve il bazında incelemelerde bulunulmuştur. Model tahmininde mekânsal analiz uygulanmıştır. Mutlak ve koşullu yakınsama hipotezleri altında oluşturulan mekânsal Durbin, mekânsal gecikmeli ve mekânsal hata modelleri maksimum olabilirlik (ML) metodu kullanılarak tahmin edilmiştir. Uygun modelin belirlenmesinde Wald testi tercih edilmiştir. Elde edilen temel bulgular doğrultusunda; gelir dağılımları itibarıyla her iki veri seti analiz sonucuna göre de iller arası yakınsama durumunun varlığı belirlenmiştir.

Anahtar kelimeler: Neoklasik Yakınsama, Mekânsal Analiz, Maksimum Olabilirlik

Convergence in Per-Capita GDP Across Turkish Provinces: A Spatial Econometrics Approach

Abstract: The basis of convergence between economies to test the validity of modern economic growth theories reveals the importance of income distribution of provinces. The inter provinces distribution of income per capita data calculated by the night lights of studies to compare Turkey with GDP data was made using data calculated by conventional methods. City based investigations were conducted. Spatial analysis was applied in model estimation. Spatial Durbin, spatial autoregressive and spatial error models created under the absolute and conditional convergence hypotheses were estimated by the maximum likelihood (ML) method. Wald test was preferred to determine the appropriate model. In line with the basic findings; according to the results of the analysis of both datasets in terms of income distributions, it is determined that there is convergence between provinces.

Keywords: Neoclassical Convergence, Spatial Analysis, Maximum Likelihood

JEL Codes: O47, R12, R00

¹Dr. Öğr. Üyesi, Bayburt Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, kubraelmali@bayburt.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0001-9219-9771>

²Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, gerkal@atauni.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-5007-5065>

³Prof. Dr., Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, hozer@atauni.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0003-4915-6447>

EXTENDED ABSTRACT

Aim: In this period when the world economy is facing a global crisis, increasing inequalities between states, regions and individuals are emerging. In this study which is thought to make more accurate determinations of spatial studies within the boundaries of geographical area characterized by spatial connections; the effect of economic and demographic variables for the provinces to have information about income distribution in Turkey is to be determined. Since inequality in income distribution leads to negative social and economic effects, it is aimed to provide policy insights to politicians to determine appropriate policies to support economic growth in order to help regional policy discussions and eliminate some of the inequality in income distribution.

Methods: In this study, spatial panel data analysis was applied for 81 provinces by using data from 1992-2017 periods. Two different data sets of per capita gross domestic product values were calculated in the model and estimated results were compared. These data sets were generated by the calculation of night lights and the use of conventional methods. Populations, import and export variables were included in the spatial model and absolute and conditional convergence models were estimated. Maximum likelihood method was used in model estimation. Neighborhood matrix was created with GeoDa program. Then this matrix is introduced to Stata15 program and model estimation is performed.

Findings: Convergence between provinces has been determined according to the results of both applications. The change occurred in the KBGDP of a province; in the same direction with $Wx \ln \left(\frac{KBGSYH_{it+1}}{KBGSYH_{it}} \right)$, $Wx(KBGSYH_{it})$, $WxNFS$ and $WxITH$ it has been found to have a significant relationship with $KBGSYH$ and NFS $Wx(KBGSYH_{it})$ in the opposite direction. According to the results of the conditional convergence model estimation calculated by the traditional methods, the change in the $KBGSYH$ of a province; $Wx(KBGSYH_{it})$ in the same direction, $WxNFS$ was found to have a significant opposite relationship.

Results: It was determined that the income distribution of the provinces showed convergence according to the results of both data sets which were calculated by using night lights and traditional methods. In order to increase this convergence between provinces in income distribution, investment policies should be developed for people with low income levels. With these policies, active employment policies should be implemented which provide equal opportunity for people in the lower layer.

Policymakers should consider that economic growth dynamics differ regionally as well as improvements for people with low incomes, and in this case, when making decisions about sustainable growth and development, they

should take into account not only the local dynamics of a particular economic sphere, but also the regional dynamics of neighboring economic spheres.

1. Giriş

Son yıllarda daha çok gündeme gelen adil olmayan gelir dağılımı, küresel bir sorun olarak görülmektedir. İnsanların en temel ihtiyaçlarını karşılayamaması ve toplumdaki gelir farklılıklarının uçuruma dönüşmesi, sosyal ve ekonomik sorunların nedenini araştırmada ulusal ve uluslararası analizi zorunlu kılmaktadır. Bu doğrultuda ülkelerin gelir dağılımına yönelik uyguladığı politikalar farklı ekonomiler arasındaki gelir eşitsizliğinin giderek azalmasını zaman içinde birbirine yakınsamasını amaç edinmektedir.

Yakınsama, en yalın ifadesiyle, 'aradaki açıklığı sonsuz küçülterek, ancak kesişmeden, bir noktaya, bir limite doğru yaklaşma' eylemini ya da durumunu ifade eden bir kavramdır (Kaynak, 2011: 186). Modern ekonomik büyüme kuramlarının uygunluğunu sınamak için ekonomiler arasındaki yakınsamanın esas alınması ve pek çok ülkenin GSYH veri setinin karşılaştırma amacıyla kullanımı ancak 1980'li yılların ortalarında mümkün olmuştur. Bu yüzden yakınsama konusuna olan ilgi 1980 yılından sonra artmıştır (Sala-i Martin, 1995: 1-2). Ülkeler, ülke içerisindeki bölgeler ya da iller arasındaki yakınsama 1980'li yıllardan sonra iktisat literatüründe özellikle üzerinde durulan konular arasında yer almıştır. Türkiye için yakınsama çalışmaları incelendiğinde; bölge ya da il bazında çeşitli çalışmaların olduğu görülmekle birlikte il bazında gelir dağılımını inceleyen güncel bir çalışmanın mevcut olmaması uygulanan politikaların sonuçlarının değerlendirilememesine sebep olmaktadır.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye'de iller arasında gelir dağılımı itibarıyla söz konusu olabilecek yakınsama (veya ıraksama) üzerinde mekânsallığın etkisini karşılaştırmalı olarak araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda 0-1 sınır komşuluğu esas alınarak mekânsal ekonometrik analiz çerçevesinde mutlak ve koşullu yakınsama hipotezleri sınanmış ve geleneksel yöntemlerle hesaplanan gelir ile gece ışıklarıyla hesaplanan gelirin kullanılması durumunda ortaya çıkan sonuçlar karşılaştırılmıştır. Gelirin hesaplanmasında gece ışıklarının kullanılması, gelir dağılımının il bazında incelenmesi, mekânsal ekonometrik modellerin kullanılması ve panel veri analizlerinin yapılması bu çalışmayı diğerlerinden farklı kılmaktadır.

Bu girişin ardından konuya ilişkin yürütülen literatür taraması özetlenmiştir. Çalışmada kullanılan ekonometrik modellerin ve tahmin yönteminin tanıtıldığı üçüncü bölümden sonra uygulama sonucunda elde edilen temel bulgular dördüncü bölümde sunulmuş ve değerlendirme ile çalışma tamamlanmıştır.

2. Literatür Özeti

İktisat literatüründe iktisadi büyüme ve yakınsama ile ilgili çok sayıda çalışma bulunmakta olup yapılan titiz bir tarama sonucunda ulaşılan ve bu

çalışmada da uygulamanın temelini oluşturan bazı çalışmalar burada takdim edilmiştir.

Türkiye’de iller ve bölgeler için yakınsama hipotezini araştıran çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Filiztekin (1998), koşullu β -yakınsama bulgusunu iller bazında 1975-1995 dönemi için incelemiş ve mutlak β -yakınsamanın olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Çalışmasında gelir farklılıklarını azaltma amacı olan politikaların etkili olup olmadığını tespit etmek için il bazında 1975-2000 dönemi verileriyle yakınsama durumunu inceleyen Karaca (2004), ele alınan dönemde iller arasındaki gelir farklılıklarında azalma değil artış olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Kalyoncu (2001) ise 1979-1997 dönemi için iller arası iraksamanın söz konusu olduğunu ancak üç gruba ayrılarak sınıflandırıldığında yapılan analizlerin daha anlamlı sonuçlar verdiğini tespit etmiştir. İller ve bölgelerin yakınsamasını 1975–2001 için zaman serisi yaklaşımı ile araştıran Erlat (2005) İç Anadolu ve Akdeniz bölgelerinin yakınsadığını elde ederken illerin çoğunun yakınsamadığı belirlemiştir.

Karaalp ve Erdal (2005), 1993–2001 dönemi için Türkiye’de iller arası kişi başı gelir değerlerini kullanarak her bir bölgedeki iller ve bölgeler arasındaki σ yakınsamasını araştırmıştır. Elde edilen bulgulara göre, Türkiye’de 73 il arasında yakınsama gerçekleşirken, yedi coğrafi bölge içindeki iller arasında σ yakınsaması farklı sonuçlar vermiştir. Karaalp ve Erdal (2009) modele insani gelişme endeksini dahil ederek 1997 ve 2000 yılları için yakınsama hipotezini araştırdıkları çalışmada hem insani gelişme yönünden hem de gelişmenin alt bölümleri olan sağlık ve eğitim endeksleri bakımından Türkiye’de iller arasındaki farklılaşmanın azaldığı, ancak kişi başına gelir itibarıyla farklılaşmanın devam ettiği belirlenmiştir. Eğitim ve sağlık yatırımlarının yakınsamada kısmi bir katkısı olduğu tespit edilmiştir.

Yamanoğlu (2008), Türkiye’de 67 ili esas alarak araştırmıştır. İllerin 1990-2001, 1990-1995 ve 1995-2001 olmak üzere 3 farklı dönem için farklı oranlarda iller arası yakınsama elde edilmiştir. Çalışmada çeşitli sosyo-ekonomik faktörler tespit edilerek koşullu yakınsama analizi uygulanmıştır. Bu analizde yer alan kamu yatırım harcamaları, net göç oranı ve nüfus artış hızı, sanayide çalışanların toplam istihdama oranı, işsizlik oranı, genel bütçe gelirleri, ihracat ve ithalat değerleri gibi değişkenlerin iller arasında yakınsama üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Zeren ve Yılcı (2011), Türkiye’de bölgeler arası gelir yakınsamasının 1991-2000 dönemi için NUTS-II düzeyinde mutlak ve koşullu yakınsama araştırılmıştır. Koşullu yakınsamayı araştırmada bölgesel farklılığı temsil etmesi için mevduatların GSYH içindeki oranları alınmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda; bölgeler arasında mutlak ve koşullu yakınsama olduğu belirlenmiştir.

Türkiye’deki iller için yakınsama hipotezini 1987-2001 dönemini esas alarak araştıran Altan ve Gaygısız (2006) diğer çalışmalardan farklı olarak illerin gelişme sürecinde mekânsallığın yayılma etkisini de analiz etmektedir.

Analizlerde iki farklı metot esas alınmıştır. İlk olarak, yatay kesit regresyonlarına dayanan β -yakınsama metodu kullanılmış ve mekânsal bağımlılığın etkileri araştırılmıştır. İkinci olarak, Markov zincirleri yöntemi kullanılmış ve mekânsal bağımlılık mekânsal Markov zincirleri kullanılarak modele dahil edilmiştir. Her iki yöntemin sonucuna göre; Türkiye’de iller arası yakınsama olmadığı ve mekânsal yayılmanın büyüme sürecine katkısı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Yabancı kaynaklar incelendiğinde; Sun vd. (2014), Japonya için iktisadi büyümede bilim etkisini 1975-2007 dönemi için araştırmışlardır. GSYH değeri bağımlı değişken olmak üzere bilgi ve iletişime ait olan hisse senetleri, işçi sayısı, taşımacılık ve yatırımlara ait sermaye payı değişkenleri ile mekânsal analiz yapılmıştır. 3 farklı komşuluk matrisi ile mekânsal Durbin model tahmini 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 belirlenmiştir.

Kim ve Lim (2015), 1969’dan 2009 yılına kadar uzanan ve Amerika Birleşik Devletleri sınırları içerisinde yer alan 177 bölge için yakınsama hipotezi GSYH verileri kullanılarak mekânsal panel veri analizi ile araştırmıştır. SDM, SAR ve SEM mekânsal modelleri uygulanmıştır. Elde edilen bütün sonuçlarda β yakınsama değeri negatif ve anlamlı olarak elde edilmiş olup bölgeler arası gelirden yakınsama olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Modelin uygunluğuna Lagrange çarpanı ve Wald testi ile karar vererek belirli bir ekonomik alanın sadece kendi dışsal şoklarından değil, sınır komşuluğu olan ekonomik alanlardan da etkileneceği sonucunu elde etmiştir.

Soundararajan (2013) Hindistan için 1980-2010 dönemini içeren çalışmada gelir farklılıklarını SDM ile tahmin etmiştir. β yakınsaması reform öncesi ve sonrası için incelenmiştir. normal büyüme denklemi değişkenlerinden ayrı olarak, kişi başına GSYİH’de tarımın oranı, kişi başına GSYİH’de sanayi oranı ve üçüncül sanayi sektör çıktıları oranı yapısal değişkenler olarak kullanılmıştır. β yakınsamasının reform öncesi ve sonrası dönemlerde geçerli olmadığına ancak daha sonraki reform döneminin bölgesel yakınlaşmayı işaret ettiği bulgusuna ulaşılmıştır.

3. Metodoloji

Yakınsama hipotezine konu olan analizler, β (beta) yakınsaması ve δ (delta) yakınsaması olmak üzere iki çalışma etrafında incelenmektedir. β yakınsamasında ekonomilerin kişi başı gelir büyüme oranları ile başlangıç gelir düzeyleri arasındaki ilişkinin negatif olması yakınsamaya işaret ederken, pozitif olması ise ıraksamaya işaret etmektedir. β yakınsama, literatürde mutlak ve koşullu olmak üzere iki başlık altında incelenmektedir. Mutlak yakınsama hipotezi tamamıyla aynı tercih ve teknolojiye sahip iki ülkeden fakir olanının zengin olana göre daha hızlı büyüyeceğini ifade etmektedir. Böylece belirli bir

süre içerisinde zengin ve fakir ülkeler arasındaki gelir farklılıkları azalmaktadır. Mutlak yakınsama hipotezine göre ülkeler arasındaki tek fark, başlangıçtaki sermaye düzeyleridir. Ülkelerin başlangıç düzeyindeki gelirleri ile büyüme oranları arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu ileri sürülmektedir.

β -yakınsaması,

$$\ln\left(\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right) = \mu_i + u_i \quad (1)$$

şeklinde hesaplanmaktadır (Barro ve Sala-i-Martin, 1992: 223-251). Bu denklemde T yıl olarak dönemi, $\ln\left(\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right)$ kişi başı gelir büyüme oranını, y_T T dönemdeki kişi başı geliri, y_0 başlangıç yılı kişi başı geliri ifade etmektedir. u_i olarak gösterilen hata teriminin normal dağıldığı, ortalamasının sıfır ve sabit varyansa sahip olduğu varsayılmaktadır. Burada;

$$\mu_i = \alpha + (1 - e^{-\lambda k}) \ln y_{0,i} \quad \text{ve} \quad \beta = (1 - e^{-\lambda k}) \quad (2)$$

olduğundan (1) nolu eşitlik

$$\ln\left(\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{0,i}) + u_i \quad (3)$$

biçiminde ifade edilebilir. Bu model en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilebilmekte ve β katsayısının işaretinin negatif ve anlamlı çıkması durumunda yakınsamanın var olduğu ifade edilmektedir (Arbia, 2006: 13).

β yakınsamasının ikincisi olan koşullu yakınsama ise ekonomilerin farklı teknoloji düzeylerine, farklı tasarruf eğilimlerine ve farklı nüfus artış hızlarına ve bu yüzden de farklı durağan durum dengesine sahip olduklarını ve yakınsamada söz konusu farklılıkları yansıtacak değişkenlerin esas alınması gerektiğini savunan hipotezdir (Sala-i Martin, 1996: 1020-1027). Koşullu yakınsama modeli açıklayıcı değişkenlerin (X 'lerin) ilave edilmesi ile

$$\ln\left(\frac{y_{T,i}}{y_{0,i}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{0,i}) + \psi X_{0,i} + u_i \quad (4)$$

şeklinde ifade edilir.

İktisadi yakınsama çalışmalarında modele komşuluk ilişkilerinin de dahil edilerek daha objektif değerlendirme yapılmasına imkan veren mekânsal etkiler modele dahil edilmiştir. Mekânlar arası komşuluk ilişkilerini göstermek için oluşturulan komşuluk matrislerini dikkate alan mekânsal regresyon modelleri ile gerçekleştirilmektedir. Bu modeller; Mekânsal Gecikmeli Model (Spatial Autoregressive Model-SAR), Mekânsal Hata Modeli (Spatial Error Model-SEM) ve Mekânsal Durbin Modeli (Spatial Durbin Model-SDM) olmak üzere üç ana başlık altında incelenmektedir (Anselin, 1988: 8-9).

Mekânsal Gecikmeli Model (SAR), her bölgedeki değerlerin komşu kümede bulunan değerlere olan bağımlılığını ölçer. i konumunda bulunan rassal değişken y için mekânsal gecikme modeli;

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (5)$$

Şeklinde ifade edilir. Burada; y : $N \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörü, ρ : mekânsal otoresif parametresi, X : $N \times K$ boyutlu bağımsız değişken

matrisi, $\beta: K \times 1$ boyutlu katsayı vektörü ve $\varepsilon: N \times 1$ boyutlu hata terimi vektörüdür (LeSage, 2008).

Mekânsal Hata Modeli (SEM), birbirine komşu olan bölgelerin kalıntıları arasındaki korelasyonu incelemektedir. Modelde dışlanmış değişken mekânsal bağımlılığa sebep olmaktadır (Elhorst, 2014). i konumundaki rassal değişken y için mekânsal hata modeli;

$$y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (6)$$

şeklindedir. Burada; λ : mekânsal hata katsayısıdır (Ord, 1975). Herhangi bir konumdaki hata diğer konumlarda bulunan hataya bağlıysa, hata için mekânsal otokorelasyonun var olduğu ifade edilir.

Mekânsal Durbin Modeli (SDM), diğer konumlarda bulunan bağımlı değişken (Wy) ve bağımsız değişkenlerin (WX) etkisini aynı anda dikkate almaktadır (LeSage, 2008). i konumundaki rassal değişken y için mekânsal Durbin modeli;

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (7)$$

şeklindedir. Burada WX değişkeni, dışsal etkiyi ifade etmektedir (Elhorst, 2014).

Mekânsal Durbin modelinin mekânsal gecikmeli ya da mekânsal hata modeline indirgenme durumu Wald testi ile araştırılabilmektedir. Bu amaçla mekânsal Durbin modeli için oluşturulabilecek boş hipotezler

$$H_0 : \theta = 0 \quad \text{ve} \quad H_0 : \theta + \rho\beta = 0 \quad (8)$$

dir. Bu hipotezler üzerinden test gerçekleştirilir. Belirlenen önem düzeyinde her iki boş hipotez reddedilirse mekânsal Durbin modeli tahmin edilir ve modelin indirgenmesine gerek yoktur. Ancak $H_0 : \theta = 0$ boş hipotezinin reddedilememesi durumunda mekânsal Durbin modelin mekânsal gecikmeli modele ve $H_0 : \theta + \rho\beta = 0$ boş hipotezinin reddedilememesi durumunda ise mekânsal Durbin modelin mekânsal hata modeline indirgenmesi gerekir (Elhorst, 2014).

Mekân-zaman panel veri tahmininde, ML tekniği kullanılmaktadır. Bilindiği gibi, geleneksel panel veri modellerinin en yüksek olabilirlikle yapılan tahminleri "dinamik" olarak nitelendirilmektedir. Bu nedenle, modelleme ve tahmin süreci aslında "dinamik mekânsal panel veri yöntemi"ne dayanmaktadır. Elhorst (2005: 14) tarafından geliştirilen bu yöntem, Arbia, Elhorst ve Piras (2005: 13) tarafından ekonomik büyümenin bölgesel yakınsamasının analizi amacıyla, söz konusu yöntem SAR ve SDM iki farklı model kalıbı çerçevesinde kullanılmıştır.

Bilindiği gibi, bir ülkenin ekonomik performansının göstergesi olarak kullanılan GSYH, geleneksel olarak üç farklı yöntemle hesaplanabilmektedir: üretim (katma değer), harcamalar ve gelir yöntemi. Türkiye'de il bazında GSYH istatistiklerine ilişkin ilk veriler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından 1997 yılında paylaşılmıştır. 1997 yılından sonra devam eden süreçte 1987-2001 dönemini kapsayan il bazında GSYH istatistikleri hesaplanmıştır.

2016 yılı Aralık ayında TÜİK, ulusal hesaplar alanındaki tüm çalışmalarını Birleşmiş Milletler Ulusal Hesaplar Sistemi (System of National Accounts, SNA) ve Avrupa Hesaplar Sistemi (European System of Accounts, ESA) standartlarını dikkate alarak hesapların geliştirilmesi ve baz yılının değiştirilmesi kapsamında ana revizyon çalışmalarını tamamlayarak 81 il için 2004-2014 yıllarını kapsayacak şekilde 2009 bazlı kişi başı GSYH hesaplamalarını yayınlamıştır. Sabit fiyat yönteminden, takip eden iki yıldaki ekonomik değişimi analiz ederken önceki yıla ait fiyatları kullanan zincirleme fiyat endeksi yöntemine geçmiştir. 2019 Ocak ayında da 2015-2017 dönemi kişi başı GSYH hesapları bu veri setine eklenmiştir.

Günümüzde ise bu yöntemlerden farklı olarak gece ışıkları verisi ile GSYH hesaplanabilmektedir. Gece ışıkları verisi, Amerika Birleşik Devletleri (ABD)’nin Savunma Meteorolojik Uydu Programı (DMSP) tarafından kaydedilmektedir. Dünya üzerindeki her bölgenin fotoğrafını ışık yoğunluğunun en fazla olduğu yerel saat olan 20:30 ile 22:00 arasında kaydedilmektedir. 1992 ile 2013 yılları arasında farklı zamanlarda kaydedilen ülke fotoğrafları sinyal süzme ile filtrelenmiş ve veriler sayısallaştırılarak GSYH verileri hesaplanmıştır (Başhoş, 2016). Daha sonra DMSP uydusuna alternatif oluşturan Görünür Kızılötesi Görüntüleme Radyometre Takımı (VIIRS) uydusunun verilerine erişilebilirlik sağlanmış ve 1992-2017 dönemi il bazında GSYH ile normalize edilen ışık değerleri ile çarpılarak Türk lirası ve Amerikan doları cinsinden cari fiyatlarla il bazında GSYH sonuçları Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Vakfı (TEPAV) tarafından hesaplanmıştır. İlgili nüfus projeksiyonlarından yararlanarak Amerikan doları cinsinden il düzeyinde kişi başı GSYH değerleri tahmin edilmiştir.

İllerin gelir yakınsamasında mekânsallığın etkisinin araştırıldığı bu çalışmada; 1992-2017 dönemine ait gece ışıklarıyla ve geleneksel yöntemlerle hesaplanmak üzere iki farklı veri seti kullanılmıştır. Türkiye’nin 81 ili için ABD doları olarak ifade edilen kişi başı GSYH (KBGSYH) değerleri iki veri seti için de bağımlı değişken olarak modelde yerini almıştır. Her iki veri setinde logaritmik değerlerin dönemler arası farkı alınarak diğer değişkenlerle olan uyumu gözetilmiştir. Bağımsız değişken olarak ise 1992-2017 dönemine ait TÜİK’den ithalat (*İTH*), ihracat (*İHR*) ve nüfus (*NFS*) değişkenleri modele dahil edilerek bu değişkenlerin de modele uyumu gözetilmiştir. Elde edilen bulgular doğrultusunda analiz sonuçları arasında karşılaştırma yapılmıştır.

Çalışmanın amacı doğrultusunda oluşturulan mekânsal yakınsama modelleri Mekânsal Durbin Yakınsama Modeli:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \rho W \ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}}\right) + \beta_1 W x \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i \quad (9)$$

Mekânsal Gecikmeli Yakınsama Modeli:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \rho W \ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}}\right) + \varepsilon_i \quad (10)$$

Mekânsal Hatalı Yakınsama Modeli:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,0}}\right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i = \lambda W \varepsilon_i + u_i \quad (11)$$

biçimindedir. Mutlak ve koşullu yakınsamanın ayrı ayrı incelenebilmesi için (9-11) nolu eşitlikler düzenlenerek ekler kısmında verilmiştir. Modellerin analizinde GeoDa programına Türkiye iller haritası tanıtılarak komşuluk matrisi oluşturulmuştur. Daha sonra Stata15 programına aktarılmış ve uygulama gerçekleştirilmiştir.

4. Temel Bulgular

Genel olarak panel veri analizleri değişkenlerin durağanlığını araştırmak için birim kök testleri ile başlamaktadır. Birim kökün varlığını test etmeden önce yatay kesit bağımlılığının sınanması gerekmektedir. Breusch-Pagan yatay kesit bağımlılığı test sonucuna göre her iki veri setine göre de $t_{ist}=0.00$ ($p = 1.000$) olarak elde edilmiş olup yatay kesit bağımlılığının olmadığı görülmüştür. Panel veri setinde yatay kesit bağımlılığının reddedilmesi halinde 1. Nesil birim kök testleri uygulanması uygun olacaktır. 1.nesil birim kök testleri olarak adlandırılan tahminciler arasından Levin-Lin ve Chu (LLC), Im-Pesaran ve Shin (IPS) ve Hadri birim kök testleri uygulanmış ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Elde edilen bulgular doğrultusunda panel veri setinin istatistiki olarak anlamlı düzeyde durağan olduğu sonucu elde edilmiştir.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

	Gece Işıkları Verisi		Geleneksel Yöntem	
	$t_{istatistiği}$	Olasılık	$t_{istatistiği}$	Olasılık
Levin-Lin ve Chu	-11.53	0.000	-10.25	0.000
Im-Pesaran ve Shin	-24.25	0.000	-14.73	0.000
Hadri	4.103	0.000	5.625	0.000

Değişkenler arasında eşbütünlük ilişkileri incelemek için de Pedroni ve Kao eşbütünlük testleri uygulanmıştır. Her iki testte de Bartlett Kerneli ve Newey-West bant genişlik kriterinden faydalanılmıştır. Analiz sonuçlarına aşağıda yer alan Tablo 2.de yer verilmiş olup söz konusu değişkenler arasında eşbütünlük ilişkilerin varlığını ortaya koymaktadır. Bu durumda değişkenler arasin uzun dönem bir ilişkinin varlığı söz konusudur.

Tablo 2:Eş Bütünlük Test Sonuçları

		Gece Işıkları Verisi		Geleneksel Yöntem	
		$t_{istatistiği}$	Olasılık	$t_{istatistiği}$	Olasılık
Pedroni Eşbütünlük Testi	M. Phillips Perron	-6.70	0.000	-5.94	0.000
	Phillips Perron	-32.21	0.000	-3.21	0.000
	A. Dickey- Fuller	-25.89	0.000	-2.96	0.000
Kao Eşbütünlük Testi	M.Dickey- Fuller	-37.95	0.000	-54.15	0.000
	Dickey- Fuller	-37.05	0.000	-8.86	0.000
	A. Dickey- Fuller	-16.05	0.000	-6.40	0.000

Bilindiği gibi, panel veri analizlerinde öncelikle kullanılacak modellerin sabit veya rassal etkili modellerden hangisi olacağına karar vermek gerekmektedir. Bu doğrultuda mekânsal model tahmini için kullanılan komşuluk matrisi, $(N \times N)$ boyutunda olup W ile gösterilmektedir. Komşuluk yapısı genelde 0 ve 1 ile gösterilmektedir. i ve j bölgelerinin sınır komşusu olduğu $w_{ij}=1$ şeklinde ifade edilir. $w_{ij}=0$ olması ise i ve j bölgeleri arasında sınır komşuluğunun olmadığını gösterir (Anselin ve Bera, 1998:243). Bu çalışmada ortak kenar ve ortak köşe esas alınarak oluşturulan (81×81) boyutlu 0-1 mekânsal ağırlık matrisi kullanılmıştır. Ağırlık matrisi ile oluşturulan mekânsal yakınsama modelleri maksimum olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları test edilirken p (anlamlılık düzeyi) değeri ile belirlenen α (önem düzeyi ki bu çalışmada 0,05 olarak belirlenmiştir) karşılaştırılmıştır.

Panel veri analizinde birim etkilerini görmek için kullanılan sabit etki ve rassal etki modelleri ile parametreler tahmin edilmektedir. Bu iki modelden hangisinin istatistiksel olarak geçerli olduğuna karar vermek gerekir. Bunun için Hausman testi uygulanmaktadır. Modellere ait Hausman test sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 3: Modellerin Hausman Test Sonuçları

	Mutlak Yak. Mekânsal Panel (Gece Işık Verisi)	Mutlak Yak. Mekânsal Panel(Geleneksel Yön. Verisi)		Koşullu Yak. Mekânsal Panel (Gece Işık Verisi)	Koşullu Yak. Mekânsal Panel(Geleneksel Yön Verisi)	
SDM	79,25 (0,000)	22,79 (0,000)	Sabit Etkili	168,5 (0,000)	36,08 (0,000)	Sabit Etkili
SAR	0,59 (0,440)	0,73 (0,400)	Rassal Etkili	16,31 (0,002)	14,87 (0,005)	Sabit Etkili
SEM	79,25 (0,000)	26,04 (0,000)	Sabit Etkili	106,2 (0,000)	46,89 (0,000)	Sabit Etkili

Elde edilen bulgular doğrultusunda sabit etkili panel veri modeli ile tanılayıcı istatistikleri içeren tablo aşağıda verilmiştir.

Tablo 4: Sabit Etkili Panel Veri Modeli Tanılayıcı İstatistikler

	Gece Işıkları verisi		Geleneksel yöntem verisi	
F-testi	18,55 (0,000)		45,50 (0,000)	
R²	0,035		0,082	
Otokorelasyon	2,061 (0,000)		1,994 (0,000)	
vif	İthalat	6,17	İthalat	5,91
	İhracat	5,32	İhracat	5,41
	Nüfus	2,79	Nüfus	2,83
	Başlangıç Gelir	1,74	Başlangıç Gelir	1,56

Belirlenen uygun modeller doğrultusunda 1992-2017 dönemi gece ışıkları verileri (SDM1-SAR1 ve SEM1) ile geleneksel yöntem verileri (SDM2-SAR2 ve SEM2) tahminlerinden elde edilen sonuçlar Tablo 6’da sunulmuştur.

Tablo 5. Mutlak Yakınsama Mekânsal Panel Model Tahmin Sonuçları (Gece Işık Verileri Geleneksel Yöntem Verileri:1992-2017)

Değişkenler	SDM(1)	SDM(2)	SAR	SAR(2)	SEM	SEM(2)
$Wx \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}} \right)$	0,9403 (0,000)	0,9015 (0,000)	0,9353 (0,000)	0,8963 (0,000)		
$KBGSYH_{it}$	-0,1321 (0,000)	-0,2683 (0,000)	-0,0061 (0,000)	-0,2545 (0,000)	-0,1177 (0,000)	-0,2519 (0,000)
$Wx(KBGSYH_{it})$	0,1302 (0,000)	0,2475 (0,000)				
$Wx\varepsilon$					0,9430 (0,000)	0,9017 (0,000)
Chi2(4)	0,0014		0,016	0,584	0,001	0,0549
Prob>Chi2	(0,000)		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)

Not: Parantez içindeki değerler p değerleridir.

Sabit etki veya rassal etki modellerinden hangisinin istatistiksel olarak geçerli olduğuna karar verdikten sonra modelin genel anlamlılığına bakmak için (8) nolu eşitlikte verilen boş hipotezler için Wald testi ile sınanmıştır. Wald testi sonucuna göre; SAR ve SEM modellerine ait p değerlerinin belirlenen önem düzeyinden küçük ($p=0,000 < \alpha=0,05$) olması nedeniyle her iki boş hipotez de reddedilerek model tahmininde SDM'nin uygun olduğuna karar verilmiş ve analizler bu modelin tahmin sonuçları üzerinden yapılmıştır.

Tahmin sonuçlarına göre, β katsayısının her iki veri seti içinde %5 önem seviyesinde anlamlı derecede 0'dan küçük ve gece ışıkları verisi için $\beta = -0,1321$ ve geleneksel veri için $\beta = -0,2683$ olması mutlak yakınsama analizi sonucunda gelir durumu bakımından iller arasında bir yakınsamanın söz konusu olduğunu göstermiştir. Katsayısı %5 önem seviyesinde anlamlı bulunan $Wx \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}} \right)$ ve $Wx(KBGSYH_{it})$ değişkenleri dikkate alındığında, bir ilin sınır komşuluğunda yer alan illerin sırasıyla kişi başı gelirlerindeki değişim oranının ve başlangıç düzeyindeki gelirlerinin o ilin $KBGSYH$ 'inde aynı yönlü anlamlı bir etkiye sahip olduğu kanaatine varılmıştır.

1992-2017 dönemi gece ışıkları verileri (SDM1-SAR1 ve SEM1) ile geleneksel yöntem verileri (SDM2-SAR2 ve SEM2) kullanılarak elde edilen dinamik mekânsal tahmin sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Mutlak Yakınsama Dinamik Mekânsal Panel Model Tahmin Sonuçları (Gece Işık Verileri Geleneksel Yöntem Verileri:1992-2017)

Değişkenler	SDM(1)	SDM(2)	SAR(1)	SAR(2)
$\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}} \right) L1$	0,3706 (0,000)	0,1245 (0,000)	0,0183 (0,432)	0,1884 (0,000)
$Wx \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}} \right) .L1$	-0,1336 (0,000)	-0,1301 (0,000)	-0,0225 (0,347)	0,1803 (0,002)
$Wx \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}} \right)$	0,9403 (0,000)	0,9447 (0,000)	0,9374 (0,000)	0,9092 (0,000)
$KBGSYH_{it}$	-0,1321 (0,000)	-0,1626 (0,000)	-0,0047 (0,012)	-0,0443 (0,000)
$Wx(KBGSYH_{it})$	0,1302 (0,000)	0,1616 (0,000)		
Chi2(4)			0,017	0,0597
Prob>Chi2			(0,000)	(0,000)

Not: Parantez içindeki değerler p değerleridir.

Mutlak mekânsal yakınsama model tahminine ait değerlendirmelerin ardından modele ithalat (*İTH*), ihracat (*İHR*) ve nüfus (*NFS*) değişkenleri de dahil edilerek koşullu mekânsal yakınsama hipotezi araştırılmıştır. Bu doğrultuda iller arası 0-1 sınır komşuluğu esas alınarak oluşturulan mekânsal gecikmeli, mekânsal hata ve mekânsal Durbin koşullu yakınsama modelleri tahmin edilmiştir. 1992-2017 dönemi gece ışıkları verileri (SDM1-SAR1 ve SEM1) ile geleneksel yöntem verileri (SDM2-SAR2 ve SEM2) kullanılarak elde edilen mekânsal tahmin sonuçları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7. Koşullu Yakınsama Mekânsal Panel Model Tahmin Sonuçları (Gece Işık Verileri:1992-2017) (Geleneksel Yöntem Verileri:1992-2017)

Değişkenler	SDM1	SDM2	SAR1	SAR2	SEM1	SEM2
$Wx \ln \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}} \right)$	0,9309 (0,000)	0,9002 (0,000)	0,9262 (0,000)	0,9019 (0,000)		
<i>KBGSYH_{it}</i>	-0,1917 (0,000)	-0,2843 (0,000)	-0,1550 (0,000)	0,2665 (0,000)	-0,1617 (0,000)	-0,0464 (0,000)
<i>NFS</i>	-0,1075 (0,000)	0,0447 (0,498)	-0,0180 (0,056)	0,0659 (0,307)	-0,0910 (0,000)	0,0183 (0,751)
<i>İTH</i>	0,0012 (0,295)	0,0150 (0,044)	0,0041 (0,001)	-0,0014 (0,046)	0,0002 (0,852)	-0,0115 (0,115)
<i>İHR</i>	0,0012 (0,268)	0,0274 (0,000)	0,0031 (0,007)	0,0237 (0,001)	0,0011 (0,308)	0,0277 (0,000)
$Wx(KBGSYH_{it})$	0,1708 (0,000)	0,2501 (0,000)				
$WxNFS$	0,0840 (0,000)	-0,1465 (0,118)				
$WxİTH$	0,0108 (0,000)	0,0093 (0,550)				
$WxİHR$	0,0009 (0,964)	-0,0033 (0,800)				
$Wx\epsilon$					0,9488 (0,000)	0,8967 (0,000)
Chi2(4)			30,87 (0,000)	0,0545 (0,000)	30,80 (0,000)	0,0561 (0,000)
Prob>Chi2						

Not: Parantez içindeki değerler *p* değerleridir.

Her iki model Wald test sonucuna göre; SAR ve SEM modellerine ait *p* değerlerinin belirlenen önem düzeyinde ($p=0,000 < \alpha=0,05$) olması nedeniyle (8) nolu eşitlikte verilen her iki boş hipotez de reddedilerek model tahmininde SDM’nin uygun olduğuna karar verilmiş ve analizler bu modelin tahmin sonuçları üzerinden yapılmıştır.

Tahmin sonuçlarına göre, β katsayısının her iki veri seti içinde %5 önem seviyesinde anlamlı derecede 0’dan küçük ve gece ışıkları verisi için $\beta = -0,1917$ ve geleneksel veri için $\beta = -0,2843$ olması koşullu yakınsama analizi sonucunda gelir durumu bakımından iller arasında bir yakınsamanın söz konusu olduğunu göstermiştir.

Tabloda gece ışıkları verisi için bir ilin *KBGSYH*’sinde meydana gelen değişimin; $Wx \ln \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}} \right)$, $Wx(KBGSYH_{it})$, $WxNFS$ ve $WxİTH$ ile aynı yönlü anlamlı bir ilişki içinde olduğu görülmektedir. Bu durumda bir ilin gelirinde meydana gelen değişimin söz konusu ilin komşuluğunda yer alan illerin gelirinin yanı sıra ithalat oranı ve nüfus değişkenlerinde de etkilendiği görülmektedir. Diğer yandan, söz konusu ilin *KBGSYH*’sinde meydana gelen değişimin *KBGSYH_{it}* ve *NFS* ile ters yönlü anlamlı bir ilişki içinde olduğu belirlenmiştir.

Tabloda geleneksel yöntem verisi sonuçlarına göre ise bir ilin $KBGSYH$ 'sinde meydana gelen değişimin %5 önem seviyesinde; $ITH, IHR, Wx \ln \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{i,t}} \right)$ ve $Wx(KBGSYH_{i,t})$ ve ile aynı yönlü anlamlı bir ilişki içinde olduğu görülmektedir. Diğer yandan, söz konusu ilin $KBGSYH$ 'sinde meydana gelen değişimin $KBGSYH_{i,t}$ ile ters yönlü anlamlı bir ilişki içinde olduğu belirlenmiştir.

Gece ışıklarının ölçeklendirilmesi ve geleneksel yöntemlerle hesaplanarak oluşturulan veri seti analiz sonuçlarına göre; illerin başlangıç düzeyindeki gelirleri negatif değer almakta bu durumda iller arası yakınsama durumunun varlığını göstermektedir. Her iki veri setinin oluşturduğu mutlak mekânsal yakınsama tahmin sonucuna göre; illerin gelirleri arasında yakınsama söz konusudur. Gece ışıkları hesaplanarak oluşturulan veri seti analiz sonucuna göre $\beta = -0,1321$ iken geleneksel yöntem kullanılarak hesaplanan veri seti analiz sonucunda $\beta = -0,2683$ olarak elde edilmiştir. Koşullu mekânsal yakınsama tahmin sonucuna göre ise gece ışıkları için $\beta = -0,1917$ iken geleneksel yöntem kullanılarak hesaplanan veri seti analiz sonucunda $\beta = -0,2843$ olarak elde edilmiş ve illerin gelirleri arasında yakınsama tespit edilmiştir. Ayrıca her iki analiz sonucunda da bir ilin gelirindeki değişimin, komşuluğunda yer alan illerin gelirindeki değişimden de etkilendiği görülmüştür.

1992-2017 dönemi gece ışıkları verileri (SDM1-SAR1) ile geleneksel yöntem verileri (SDM2-SAR2) kullanılarak elde edilen dinamik mekânsal tahmin sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8. Koşullu Yakınsama Dinamik Mekânsal Panel Model Tahmin Sonuçları
(Gece Işık Verileri Geleneksel Yöntem Verileri:1992-2017)

Değişkenler	SDM(1)	SDM(2)	SAR(1)	SAR(2)
$\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{i,t}} \right) L1$	0,1430 (0,000)	0,1481 (0,006)	0,0174 (0,455)	7,1461 (0,000)
$Wx \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{i,t}} \right) \cdot L1$	-0,1496 (0,000)	-0,1450 (0,595)	-0,0224 (0,349)	44,172 (0,000)
$Wx \left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{i,t}} \right)$	0,9310 (0,000)	0,9040 (0,000)	0,9313 (0,000)	2,9510 (0,000)
$KBGSYH_{i,t}$	-0,2704 (0,000)	-0,3509 (0,000)	-0,0159 (0,000)	-2,5656 (0,000)
$Wx(KBGSYH_{i,t})$	0,2467 (0,000)	0,3134 (0,000)		
NFS	-0,2073 (0,000)	0,0336 (0,698)	-0,0293 (0,012)	0,1000 (0,106)
ITH	0,0015 (0,217)	-0,0193 (0,014)	0,0046 (0,000)	0,5983 (0,000)
IHR	0,0016 (0,162)	0,0225 (0,003)	0,0040 (0,001)	0,0129 (0,046)
$WxNFS$	0,1789 (0,000)	-0,0696 (0,567)		
$WxITH$	0,120 (0,000)	-0,0185 (0,223)		
$WxIHR$	0,0013 (0,523)	-0,0088 (0,489)		
Chi2(4)	0,0014	0,0601	0,017	0,0602
Prob>Chi2	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
R^2	0,57	0,17	0,27	0,12

Not: Parantez içindeki değerler p değerleridir.

Gece ışıklarının ölçeklendirilmesi ve geleneksel yöntemlerle hesaplanarak oluşturulan veri seti analiz sonuçlarına göre; illerin başlangıç düzeyindeki gelirleri negatif değer almakta bu durumda iller arası koşullu mekânsal yakınsama durumunun varlığını göstermektedir. Her iki veri setinin oluşturduğu koşullu mekânsal yakınsama tahmin sonucuna göre; illerin gelirleri arasında yakınsama söz konusudur. Gece ışıkları hesaplanarak oluşturulan veri seti analiz sonucuna göre SDM için $\beta = -0,2704$ iken SAR için $\beta = -0,0159$ geleneksel yöntem kullanılarak hesaplanan veri seti analiz sonucunda SDM için $\beta = -0,3509$ iken SAR için $\beta = -2,5656$ olarak elde edilmiştir. Ayrıca her iki analiz sonucunda da bir ilin gelirindeki değişimin, komşuluğunda yer alan illerin gelirindeki değişimden de etkilendiği görülmüştür. $Wx \left(\frac{KBGSYH_{it+1}}{KBGSYH_{it}} \right)$ değişkeni ise bütün modeller için anlamlı olarak elde edilmiştir. Modelde yer verilen diğer değişkenlerin anlamlılıklarının modellere göre farklılıklar gösterdiği belirlenmiştir.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Dünya ekonomisinin küresel bir krizle karşı karşıya kaldığı bu dönemde devletler, bölgeler ve bireyler arasında giderek artan eşitsizlikler baş göstermektedir. Gelişmekte olan ülkelerdeki büyüme dinamiklerinin ise zayıflamaya devam ettiği gözlenmektedir. Türkiye’de illerin gelişmişlik seviyesini ölçmeye yönelik oluşturulan endeks sonuçları bölgesel gelir eşitsizlikleri ile iktisadi büyüme arasındaki çatışmayı göstermekte ve sürdürülebilir bölgesel büyüme ve kalkınma konusunda engel olmaktadır.

Mekânsal bağlantılar ile karakterize edilen coğrafi sınırlar içinde mekânsal çalışmalar daha doğru tespitlerde bulunmaktadır. Bu durum, sadece belirli bölgenin değil, aynı zamanda komşu ekonomik bölgelerdeki iyileşmelerinde geleceğe yönelik gelişmeleri belirleyeceğini ve politika uygulamalarında esas alınması gerektiğini göstermektedir.

Bu çalışmada; Türkiye’de illerin gelir yakınsaması hakkında bilgi sahibi olmak için iktisadi ve demografik değişkenlerin yanı sıra mekânsal ekonometri yardımıyla komşuluk ilişkilerinin etkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. Türkiye’de yer alan 81 il için 1992-2017 dönemine ait veriler kullanılarak mekânsal panel veri analizi uygulanmıştır. Bu amaç doğrultusunda 0-1 sınır komşuluğu esas alınarak mekânsal ekonometrik analiz çerçevesinde mutlak ve koşullu yakınsama hipotezleri sınanmış ve geleneksel yöntemlerle hesaplanan gelir ile gece ışıklarıyla hesaplanan gelirin kullanılması durumunda ortaya çıkan sonuçlar karşılaştırılmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda her iki veri seti içinde illerin gelirlerinin yakınsadığı belirlenmiştir. Gelirin hesaplanmasında gece ışıklarının kullanılması, gelir yakınsamasının il bazında incelenmesi, mekânsal ekonometrik modellerin kullanılması ve panel veri analizlerinin yapılması bu çalışmayı diğerlerinden farklı kılmaktadır.

İllerin gelirleri arasında meydana gelmiş olan bu yakınsamayı artırmak için gelir düzeyi düşük olan kişilere yönelik yatırım politikaları geliştirilmelidir. Bu politikalarla alt tabakadaki insanlara fırsat eşitliği sağlayan gerekirse bölgesel aktif istihdam politikaları uygulanmalıdır. Uygun kamu maliyesi politikaları yoluyla düşük gelir gruplarına transferler sağlamak, asgari ücreti yükseltmek, kayıt dışı ekonomiyi kontrol altına almak ve işsizliği azaltan ekonomi politikaları ve işgücünün niteliğini artıran eğitim politikaları uygulamak ülkelerin gelir dağılımı adaletsizliğinin olumsuz etkilerini

azaltmaya yönelik uygulayabileceği politikalara örnek gösterilebilmektedir. Bireyler arasındaki gelirin adil dağılımı, ekonomiyi istikrardan uzaklaştıran durumların meydana gelmesine imkân vermeyerek sağlam bir ekonomik büyüme gerçekleştirilecektir. Aksi halde iller arasında gelir dağılımının adaletsiz olması yeni oluşan servetin tümüne yakın bir bölümünün, yüksek gelirli grupların elinde toplanması nedeniyle düşük gelirli aleyhine bozulmasına işaret etmektedir. Bu durumda gelir dağılımındaki eşitsizlik sosyal ve ekonomik olarak olumsuz etkilerin doğmasına sebep olmaktadır. Bölgesel politika tartışmalarına yardımcı olabilmek ve gelir dağılımındaki eşitsizliği biraz daha giderebilmek için ekonomik büyümeyi desteklemede uygun politikaların belirlenmesine yönelik politikacılara da çok iş düştüğü görülmektedir. Gelir dağılımındaki eşitlik ve asgari gelir düzeyinin belirli bir noktanın altına düşmemesi ekonomideki işsizlik ve yoksulluk gibi sosyal sorunların çözümünde büyük önem arz etmektedir.

İller arasında meydana gelmiş olan ekonomik farklılaşmayı azaltmak için özellikle kırsal bölgede yer alan sağlık ve kamusal alanlara yapılan yatırımlar geliştirilmeli ve bu politikalarla alt tabakadaki insanlara fırsat eşitliği sağlayan aktif istihdam politikaları uygulanmalıdır. Bu politikalarla işsizlik oranı azalırken işgücünün niteliğini artıran eğitim politikaları ile bölgenin olumsuz etkileri azaltılmaya çalışılmalıdır. Kırsal kesim için yeni gelir getirici faaliyet alanları yaratılmalı ve bölgeye uygun ekonomik politikalar geliştirilmelidir. Kırsal alanlarda köy tipi sanayi geliştirilerek buralarda yaşayanların üretici kimliği desteklenmeli ve tarımsal kalkınma kooperatifleri desteklenmelidir.

Politika yapımcılar düşük gelir düzeyine sahip kişilere yönelik iyileştirmelerinin yanı sıra iktisadi büyüme dinamiklerinin bölgesel olarak farklılıklar gösterdiğini de düşünmeli ve bu durumda sürdürülebilir büyüme ve gelişme konusunda kararlar alırken yalnızca belli bir ekonomik alanın yerel dinamiklerini değil, aynı zamanda komşu ekonomik alanların da bölgesel dinamiklerini hesaba katmalıdır. Bölgesel kaynakların içsel potansiyellerini harekete geçirerek bölgelerin rekabet gücü artırılmalı böylece bölgesel büyümeye ve kalkınmaya katkılarını azami seviyeye çıkarmak gelişimin öncelikli amacı olarak değerlendirilmelidir. Kapsayıcı yönetim düzenlemelerine dayanan bölgesel kalkınma politikaları ile bölgeler ve iller arasında ekonomik ve sosyal entegrasyon güçlendirilerek bölgesel gelişme politikasına destek olunmalıdır.

Kaynaklar

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin, L. (2001). "Spatial Econometrics". in Baltagi, B. (Eds.), *Companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell Scientific Publications, Oxford, 310-330.
- Anselin, L., Bera, A. K. (1998). "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics". *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York, 237-289.
- Anselin, L., Hudak, S. (1992). "Spatial Econometrics in Practice: A Review of Software Options." *Regional Science and Urban Economics*, 22, 509-536.
- Anselin, L., Rey, S. J. (Eds.) (2010). *Perspectives on Spatial Data Analysis*. *Advances in Spatial Science*, Springer.
- Anselin, L., Le Gallo, J. & Jayet, H. (2008). "Spatial Panel Econometrics". in Matyas, L., Sevestre, P. (Eds.), *The Econometrics of Panel Data, Fundamentals and*

- Recent Developments in Theory and Practice 901-969, Kluwer, Dordrecht, 3. Edition.
- Arbia, G. (2006). “Spatial Econometrics”. Statistical Foundations and Applications to Regional Convergence. Berlin, Springer-Verlag.
- 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, Kiel, Germany, April 8-9.
- Arbia, G., Piras, G. (2005) Convergence in Per-Capita GDP Across European Regions Using Panel Data Models Extended to Spatial Autocorrelation Effects.
- Baltagi, B. H., Li D. (2006). “Prediction in the Panel Data Model with Spatial Correlation”. Chapter 13 in Anselin, L., Florax R. J. G. M. & Rey S. J. (eds.). Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications (pp: 283-295). Springer, Berlin.
- Başıhoş, S. (2016). “Gelişmişlik Göstergesi Olarak Gece Işıkları: Ulusal Ölçekte ve İl Bazında GSYH Tahmini”. Türkiye Ekonomi Politikaları Araştırma Vakfı.
- Barro, R.J., Sala-i Martin, X. (1990), “Economic Growth and Convergence Across United States”, www.nber.org/papers/w3419,
- Barro, R.J., Sala-i-Martin, X (1992) Convergence. Journal of Political Economy 100: 223-251.
- Barro, R.J., Sala-i Martin, X. (1995), Economic Growth, Eastern Economy Edition, Second Edition, Prentice Hall of India.
- Bhandari, L., Roychowdhury, K. (2011). “Night Lights and Economic Activity in India: A Study Using DMSP-OLS Night Time Images”. Proceedings of the Asia-Pacific Advanced Network, 32, 218-236.
- Breusch, T. S. (1987). “Maximum Likelihood Estimation of Random Effects Models”, Journal of Econometrics, 36(3), 383-389.
- 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, 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, 37-53.
- Erlat, H. (2005) “Türkiye’de Bölgesel Yakınsama Sorununa Zaman Dizisi Yaklaşımı”, Bölgesel Gelişme Stratejileri ve Akdeniz Ekonomisi (Ed. Haluk Erlat), Türkiye Ekonomi Kurumu, Ankara.
- Düşündere, A. (2019). 1992-2018 Dönemi için Gece Işıklarıyla İl Bazında GSYH Tahmini: 2018’de 81 İlin Büyüme Performansı. TEPAV Değerlendirme Notu. Mart 2019.
- Karaca, O. (2004). “Türkiye’de bölgeler arası gelir farklılıkları: Yakınsama var mı?”. Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni, 7, 1-16.
- Karaalp, H.S. ve Erdal, F. (2009). Türkiye’de İller ve Bölgeler Arasında Gelir Farklılıkları: Sigma Yakınsama Analizi, International Davraz Congress, Social and Economic Issues Shaping The World's Future: New Global Dialog, Süleyman Demirel Üniversitesi, 24-27 Eylül 2009, Isparta.

- Karaalp H.S. ve Erdal F. (2012), “Sanayileşmenin Bölgesel Yığılması ve Komşu İllerin Büyümesi Gelir Farklılıklarını Artırır mı? Türkiye için Bir Beta Yakınsama Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 12(4): 475-486
- Kılıçaslan, Y. ve Özatağan, G. (2007). Impact of Relative Population Change on Regional Income Convergence: Evidence from Turkey. *Review of Urban & Regional Development Studies*, 19(3), 210-223.
- Kostov, P. (2010). “Model Boosting for Spatial Weighting Matrix Selection in Spatial Lag Models”. *Environment and Planning B: Planning and Design*, 37, 533-549.
- Kulkarni, R., Haynes, K., Stough, R. & Riggle, J. (2011). “Revisiting Night Lights as Proxy for Economic Growth: A Multi-Year Light Based Growth Indicator (LGBI) for China, India and the U.S”. GMU School of Public Policy Research Paper. George Mason University.
- LeSage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Department of Economics University of Toledo.
- LeSage, J. P., Fischer, M. (2008). “Spatial Growth Regressions: Model Speciation, Estimation and Interpretation”. *Spatial Economic Analysis*, 3, 275-304.
- LeSage, J. P. (2008). “An Introduction to Spatial Econometrics” *Revue D'économie Industrielle*, 123, Varia.
- Ord, J. K. (1975). “Estimation Methods for Models of Spatial Interaction”. *Journal of the American Statistical Association*, 70, 120-126.
- Rogerson, A. P. (2001). “Statistical Methods for Geography”. London: Sage Publications, United Kingdom.
- Sala-i-Martin X (1996b) *The Classical Approach to Convergence Analysis*. *Economic Journal* 106: 1020-1027.
- 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 Mdpı Ag, Basel, Switzerland, 6(10), 7121-7141.
- Soundararajan, P. (2013). *Regional income convergence in India: A Bayesian Spatial Durbin Model approach*. MPRA Paper No. 48453.
- Ward, M. D., Kristian S. G. (2008). *Spatial Regression Models*. Los Angeles: Sage Publications.
- Yamanoğlu, K. B. (2008) “Türkiye’de Sosyo Ekonomik Faktörlerin İller Arası Yakınsama Üzerine Etkileri” *İstatistikçiler Dergisi*, 1, ss.33 49.
- Zeren, F. ve Yılcı, V. (2011) “Türkiye’de Bölgeler Arası Gelir Yakınsaması: Rassal Katsayılı Panel Veri Analizi Uygulaması”, *Business and Economics Research Journal*, 2(1), ss.143 151.

İnternet Kaynakları:

- Bilgi Toplumu Daire Başkanlığı T.C Kalkınma Bakanlığı Resmi Web Sitesi Sekizinci Beş Yıllık Kalkınma Planı (<http://www.bilgitoplumu.gov.tr/>)
- Türkiye İstatistik Kurumu Haber Bülteni Sayı: 24920 12 Aralık 2016 (www.tuik.gov.tr).

Ekler:

Mekânsal Durbin Mutlak Yakınsama Modeli:

$$\ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) = \alpha_{it} + \rho Wx \ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) + \beta(KBGSYH_{i,t}) + \beta_1 Wx(KBGSYH_{i,t}) + \varepsilon_i \quad (12)$$

Mekânsal Gecikmeli Mutlak Yakınsama Modeli;

$$\ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) = \alpha_{it} + \rho Wx \ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) + \beta(KBGSYH_{i,t}) + \varepsilon_i \quad (13)$$

Mekânsal Hatalı Mutlak Yakınsama Modeli:

$$\ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) = \alpha_{it} + \beta(KBGSYH_{i,t}) + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} + \varepsilon_{t,i} \quad (14)$$

Mekânsal Durbin Koşullu Yakınsama Modeli:

$$\ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) = \alpha_{it} + \rho Wx \ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) + \beta \ln(KBGSYH_{it}) + \beta_1 \ln NFS_{it} + \beta_2 \ln İHR_{it} + \beta_3 \ln İTH_{it} + \beta_4 Wx \ln NFS_{it} + \beta_5 Wx \ln İHR_{it} + \beta_6 Wx \ln İTH_{it} + \beta_7 Wx \ln(KBGSYH_{i,t}) + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Mekânsal Gecikmeli Koşullu Yakınsama Modeli:

$$\ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) = \alpha_{it} + \rho Wx \ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) + \beta \ln(KBGSYH_{i,t}) + \beta_1 \ln NFS_{it} + \beta_2 \ln İHR_{it} + \beta_3 \ln İTH_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Mekânsal Hatalı Koşullu Yakınsama Modeli;

$$\ln\left(\frac{KBGSYH_{i,t+1}}{KBGSYH_{it}}\right) = \alpha_{it} + \beta \ln(KBGSYH_{i,t}) + \beta_1 \ln NFS_{it} + \beta_2 \ln İHR_{it} + \beta_3 \ln İTH_{it} + \lambda Wx \varepsilon_{it} \quad (17)$$