



Araştırma Makalesi • Research Article

Balkan Ülkelerine Ait İşsizliğin Mekânsal Panel Ekonometri Yaklaşımı İle Analizi

Analysis of Unemployment in Balkan Countries with Spatial Panel Econometrics Approach

Yıldırım Demir^{a*}

^aDr. Öğr. Üyesi, Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, 65080, Van/Türkiye, <https://orcid.org/0000-0002-6350-8122>; ydemir@yyu.edu.tr

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 24 Mart 2021

Düzeltilme tarihi: 5 Nisan 2021

Kabul tarihi: 17 Nisan 2021

Anahtar Kelimeler:

Balkan Ülkeleri

İşsizlik

Mekânsal Bağımlılık

Mekânsal Ekonometri

Mekânsal Panel Ekonometri

ARTICLE INFO

Article history:

Received March 24, 2021

Received in revised form April 5, 2021

Accepted April 17, 2021

Keywords:

Balkan Countries

Spatial Dependence

Spatial Econometrics

Spatial Panel Econometrics

Unemployment

ÖZ

Coğrafik olarak komşuluk sınırları olan bölgeler bir etkileşim içindedir. Bu etkileşim aradaki mesafeye göre değişim göstermektedir. Sınır komşulukları olan ülkeler arasındaki etkileşimleri analiz etmek için mekânsal ekonometri yaklaşımı kullanılabilir. Mekânsal ekonometri, kesit veya panel verideki mevcut mekânsal etkiyi içeren ekonometrik yöntemlerden oluşan ekonometrinin bir alt alanı olarak tanımlanmaktadır. Bu çalışmada; materyal olarak, sınır komşulukları bulunan Balkan ülkelerine ait 1991-2020 yılları arasındaki işsizlik verileri kullanılmıştır. Yöntem olarak ise mekânsal ekonometri ve mekânsal panel ekonometri yaklaşımları kullanılmış ve sınır komşulukları bulunan Balkan ülkeleri arasındaki işsizlik yakınsaması incelenmiştir. Çalışmada öncelikle Moran's I ve LM (hata ve gecikme için) testleri ile mekânsal bağımlılık belirlendikten sonra, yapılan analizlerle SAR ve SEM modellerinin ve son olarak da Hausman testi ile rassal etki modelinin uygun olacağına karar verilmiştir. Sonuç olarak; sınır komşulukları bulunan balkan ülkelerinin işsizlik konusunda birbirini etkilediği ve bunlar arasında mekânsal bir ilişkinin olduğu söylenebilir.

ABSTRACT

Regions with geographically neighborhood boundaries are in interaction. This interaction varies according to the distance between them. Spatial econometric approach can be used to analyze the interactions between countries with border neighborhoods. Spatial econometrics is defined as a subfield of econometrics, which consists of econometric methods that include the current spatial effect in cross-section or panel data. In this study; As material, unemployment data between 1991 and 2020 of Balkan countries with border neighborhoods were used. As a method, spatial econometrics and spatial panel econometrics approaches were used and unemployment convergence among Balkan countries with border neighborhoods was examined. In the study, firstly, after determining the spatial dependence with Moran's I and LM (for error and lag) tests, it was decided that SAR and SEM models with the analyzes performed and finally the random effect model with Hausman test would be appropriate. As a result; It can be said that Balkan countries with border neighborhoods affect each other in terms of unemployment and that there is a spatial relationship between them.

1. Giriş

İnsanoğlu daima yaşam standartlarını artırabilme ve daha iyi bir yaşam sürdürebilme mücadelesi içerisinde. Yaşam standardını artırabilmenin önemli yollarından birisi de, doğada meydana gelen olayların nedensellik çerçevesinde analiz edilmesidir. Analizler sonucunda, bu olaylar daha

kolay anlaşılabilen, mevcut veya olası sorunlar üzerine çözümler geliştirilerek imkânlar dâhilinde bunlara müdahale edilebilme ve istenilen şekilde yön verilebilmedir. Ancak, doğru sonuçların elde edilebilmesi doğru analiz yönteminin seçimi ile mümkündür. Doğru analiz yönteminin seçilmesi ise doğrudan veri yapısı ve ölçek tipiyle ilişkilidir. Dolayısıyla araştırmalarda veriye uygun

* Sorumlu yazar/Corresponding author.

e-posta: ydemir@yyu.edu.tr

e-ISSN: 2149-4622. © 2019 Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi. TÜBİTAK ULAKBİM DergiPark ev sahipliğinde. Her hakkı saklıdır. [Hosting by TUBITAK ULAKBİM JournalPark. All rights reserved.]

istatistik yöntemlerin seçimi önemli bir konudur. Uzaydaki konumları göz önüne alınarak elde edilen verilerin analizinde klasik yöntemler kullanıldığında lokasyonun (konumun) etkisi göz ardı edilmektedir. Bu nedenle bu tür verilerin analizinde mekânsal veri analizi kullanılmalıdır.

Sosyal, kültürel ve ekonomi gibi birçok farklı açıdan değerlendirildiğinde yaşanan ülke veya konum, sadece o ülke veya konumda yaşayan bireyleri değil komşuluk ilişkisi olan diğer bireyleri de önemli derecede etkilemektedir. Zira medeni veya refah düzeyi yüksek veya bulaşıcı bir hastalığa sahip bir toplumdaki, ilkin coğrafik olarak yakın olan toplumların etkilenmesi beklenmektedir. Bu durum Tobler (1970) tarafından, “*her şey diğer her şeyle ilişkilidir, ancak yakın şeyler uzak şeylerden daha fazla ilişkilidir*” şeklinde ifade edilmiştir. Ancak bu durumun her zaman geçerli olması beklenemez ve bu ilişkinin belirlenmesi, istatistiki yöntemlerle mümkün olabilir. Koordinat sistemi referans alınarak veriler elde edilmişse istatistiki yöntem olarak mekânsal istatistik kullanılmalıdır. Aksi takdirde istatistiki olarak hatalı sonuçlar elde edilebilir. Mekânsal istatistik, koordinat sistemini referans alan bilgiyi kullanılmakta ve bu bilgi, evrende konumu herhangi bir şekilde gösterilebilen coğrafi olay veya varlıklardan sağlanmaktadır (Fotheringham vd., 2010). Mekânsal istatistiğin ekonometri alanına uygulanması mekânsal ekonometri olarak ifade edilmektedir.

Mekânsal ekonometri, birimler arasındaki mekânsal etkileşimin etkileri ile ilgilenen ekonometri biliminin bir alt dalı olup, farklı bir araştırma alanı olarak 1970’lerin başlarında Avrupa’da, bölge unsurlarını dikkate alan modellere olan ihtiyattan ortaya çıkmıştır. Sonraki dönemlerde lokasyon ve mekânsal iletişime olan ilgi sadece uygulamada değil, ekonometri teorisinde de merkezi bir yer edinmiştir. Geçmişte coğrafi bilgi içeren ve dolayısıyla mekânsal ekonometrik yöntemleri dikkate alan modeller, özellikle bölge, kent ve emlak ekonomisi gibi sınırlı alanlarda kullanılırken, günümüzde talep analizi, uluslararası iktisat, çalışma ekonomisi, maliye ve tarım gibi birçok farklı alanda kullanılmaktadır (Anselin, 2001).

Günümüzde büyük problemler oluşturan işsizlik, toplumsal ve psikolojik bir sorun olarak da ele alına bile temelde ekonomik bir sorun olup bölgesel farklılık ve bölgelerin gelişmişlik düzeyine göre değişim göstermektedir. Bu yönüyle işsizliğin mekânsal ekonometrik yöntemle incelenmesi önemlidir. Genelde gelişmişlik düzeyi yüksek olan ülkelerde işsizliğin düşük olduğu ve bu nedenle işsizlik, özellikle gelişmişlik düzeyine bağlanmaktadır. Ancak işsizliği sadece gelişmişlik düzeyine bağlamak doğru değildir. Zira üretim tarzında robotlaşma ve enformatiğin neden olduğu değişiklikler her ne kadar kalkınma açısından olumlu karşılansa da artan nüfusla beraber bu, uzun vadede işsizlik gibi ciddi bir soruna yol açabilmektedir. Ayrıca, bölgeler arasındaki etkileşim de bu konuda ciddi bir etken olabilir. Bu durum emeğin sömürülmesine ve dolayısıyla iyi bir yaşam umuduyla insanları başta göç olmak üzere farklı arayışlara zorlamaktadır. Bu nedenle, iş gücü ve işsizlik

üzerine yapılan çalışmalara önem arz etmektedir. Bu bağlamda çalışmada, sınır komşulukları bulunan Balkan ülkenin işsizlik verileri mekânsal panel ekonometri yaklaşımı ile incelenmiş ve bunlar arasında bir etkileşimin olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır.

2. Materyal ve Yöntem

Çalışmada, toplam iş gücü içerisindeki toplam işsizlik verilerini içeren bir veri seti materyal olarak kullanılmıştır. 1991-2020 yıllarını kapsayan ve aralarında komşuluk ilişkileri bulunan Balkan ülkelerine (Arnavutluk, Bosna Hersek, Bulgaristan, Hırvatistan, Karadağ, Kuzey Makedonya, Romanya, Sırbistan, Slovenya, Türkiye ve Yunanistan) ait işsizlik verilerinden oluşan bu veri seti, Dünya Bankası’nın internet adresinden alınmıştır (<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>). Mekânsal panel ekonometri, yöntem olarak kullanılmış ve gerekli analizler Stata 12 istatistik paket programıyla yapılmıştır.

2.1. Ağırlık Matrisi

Mekânsal etkilerin gösterilebilmesi için birimlerin komşuluk özelliklerinin sayısal olarak belirtilmesi gerekmektedir. Bunun için iki farklı yöntem kullanılmaktadır. İlki, birimlerin uzaydaki enlem ve boylam bilgilerine göre birimler arasındaki mesafenin hesaplanmasıdır. Buna göre yakın olan gözlemler uzak olan gözlemlere göre birbirlerini daha fazla etkilemektedir. Birimler arasındaki mesafe arttıkça birimler arasındaki etkileşim azalacaktır. Diğer ise birimlerin diğer birimlere göre göreceli konumunu gösteren bitişikliktir. Komşuluk ölçüleri birimlerin şekli ve boyutu hakkındaki bilgiye dayanır (LeSage, 1998; Özmen ve Baktetur, 2016; Özkubat ve Selim, 2019).

Mekânsal bağımlılığı teknik olarak modele dâhil etmek, mekânsal ekonometride önemli bir konudur. Mekânsal ağırlık matrisi, gözlemler arasındaki mekânsal bağımlılığın biçimsel ifadesidir. Mekânsal ağırlık matrisi, W , $n \times n$ boyutlu, stokastik olmayan simetrik bir matristir. i ve j birimleri arasındaki mekân etkileşim yoğunluğunu ölçen bu matrisin elemanları (W_{ij}), negatif olmayan değerlerden oluşmaktadır. Böylece i ve j gözlemleri birbirine komşu ise W_{ij} , 0’den farklı bir değer alırken, birbirine komşu değilse 0 değerini almaktadır (Fischer ve Wang, 2011).

Komşuluk durumu, ortak bir sınırdaşlık kriterine göre belirleniyorsa ağırlık matrisi,

$$W_{ij} \begin{cases} 1, & j, i \text{ ile ortak sınırı paylaşıyor ise} \\ 0, & \text{değilse} \end{cases}$$

olarak verilmektedir. Alternatif olarak, d_{ij} ; i ve j birimleri arasındaki mesafeyi göstermek üzere, komşu olma durumu birimler arasındaki mesafenin d gibi belirli bir kritik değerden daha az olmasına göre belirleniyorsa ağırlık matrisi,

$$W_{ij} \begin{cases} 1, & d_{ij} < d \ (d > 0) \\ 0, & \text{değilse} \end{cases}$$

olarak verilmektedir. Burada, mesafe, ağırlık merkezinin enlem ve boylamına göre hesaplanmaktadır (Fischer ve Wang, 2011). Ancak, mekânsal dağılımlarda veya birimlerin boyutunda yüksek dereceli heterojenlik olduğunda, tahminci bir kritik mesafe bulmak zor olabilir. Bu durumda, küçük bir mesafe birçok bağlantısız gözleme neden olabilmektedir. Ayrıca, her bir birimin en az bir komşusu olmasını sağlamak için seçilen bir mesafe, daha küçük birimler için kabul edilemeyecek kadar çok sayıda komşuya neden olabilmektedir. Bu probleme yönelik yaygın bir çözüm, komşu yapıyı en yakın komşularla sınırlamak, böylece adaları engellemek ve her birimi aynı sayıda k komşuya sahip olmaya zorlamaktır (Anselin, 2001).

Komşuluk durumu en yakın k komşuluğuna göre belirleniyorsa ağırlık matrisi,

$$W_{ij} \begin{cases} 1, & j \text{ ağ. m. } i\text{'nin yakın } k \text{ ağırlık m. lerinden biriye} \\ 0, & \text{değilse} \end{cases}$$

olarak tanımlanmaktadır (Fischer ve Wang, 2011).

Herhangi bir gözlem kendisi ile komşu olamayacağı için ana diyagonal elemanları (W_i ($i=1, \dots, n$)) sıfırdır. Mekânsal ağırlık matris satırları standartlaştırılırsa,

$$\sum_j W_{ij} = 1, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

olur. Bu durumda, matrisin her satırının toplamı 1'e eşit olur ve böylece bir bölge her komşusu ile eşit bir şekilde ağırlıklandırılmaktadır (Fischer ve Wang, 2011).

2.2. Mekânsal Ekonometri Yaklaşımı

Mekânsal ekonometri; şehir, bölge, ülke gibi coğrafik birimlere ilaveten coğrafik olmayan birbiriyle ilişkili birey, firma veya hükümet gibi birimlerle de ilgilenmektedir. Birimlerin (gözlemlerin), mekâna göre bağımlılıkları mekânsal ekonometri ve zamana göre bağımlılıkları ise zaman serileri ile incelenmektedir. Bu mekânsal ekonometri ile zaman serileri arasındaki en önemli farklardan biridir. Zira zaman serilerinde iki gözlem arasında bir etkileşim bulunmazken (gelecekteki gözlem geçmişteki gözlemi etkilemez) mekânsal ekonometride iki gözlem arasında karşılıklı bir etkileşim bulunmaktadır (Elhorst, 2014). Mekânsal ekonometri yaklaşımı, mekânsal bağımlılık (otokorelasyon) ve mekânsal heterojenlik (değişim) gibi kaygıların giderilmesi amacıyla geliştirilmiştir.

Bölgesel düzeyde yapılan araştırmalarda, komşular arasında bağımlılık ve etkileşimin ortaya çıkması olağandır. Bu nedenle, bölgesel düzeyde elde edilen veriler arasında mekânsal bağımlılık ve modellenen ilişkilerde mekânsal değişim gibi iki önemli sorun meydana gelebilmektedir (LeSage, 1999). Mekânsal bağımlılık, coğrafi alanda konumlarına göre sıralanmış gözlemler arasındaki korelasyon ya da kovaryans yapısında yatay kesit

bağımlılığının özel bir durumu olarak ifade edilmektedir. Mekânsal heterojenlik ise, klasik ekonometride olduğu gibi gözlenmiş ya da gözlenmemiş heterojenliğin özel bir durumu olarak ifade edilmektedir (Anselin, 1988). Klasik ekonometri, bu iki konuyu göz ardı ederken, mekânsal ekonometri, kesit veya panel verilerdeki mevcut mekânsal etkiyi karakterize ederek incelemektedir (Paelinck ve Klaassen 1979; LeSage, 1999; Çetin et al., 2019). Ayrıca klasik ekonometrik modellerde dikkate alınmayan mekânsal yayılımın büyüklüğü ve anlamlılığı mekânsal ekonometrik modeller ile test edilebilmektedir (Vega ve Elhorst, 2013).

Mekânsal ekonometrik modeller β yakınsama ilişkisine dayanmaktadır. Bu ilişki negatifse yakınsama, pozitifse uzaklaşma (divergence) söz konusudur. Ayrıca standart sapmanın zamana bağlı olarak azalması da yakınsamayı göstermektedir. σ -yakınsama değeri için alternatif olarak varyasyon katsayısı da (coefficient of variation) kullanılmaktadır. Varyasyon katsayısının zaman içinde azalması yakınsamayı göstermektedir (Karaca, 2004).

Birinci dereceden mekânsal otoregresif model, eşitlik (2) ile gösterilir.

$$y = \rho W y + \varepsilon \quad (2)$$

Burada y bağımlı değişkeni, W komşuluk ağırlık matrisini, ρ mekânsal otoregresif katsayısını ve ε bağımsız, özdeş dağılım hata terim vektörünü göstermektedir.

ρ 'nın en küçük kareler (EKK) tahmini eşitlik (3) ile hesaplanmaktadır.

$$\hat{\rho} = \rho + (y_L' y_L)^{-1} + y_L' y \quad (3)$$

Burada $y_L = W y$ mekânsal gecikmeli bağımlı değişkeni göstermektedir (Anselin, 1988). Ancak, mekânsal etkileri içeren modellerde bağımsız değişken ile hata teriminin ilişkili olması nedeniyle EKK yönteminin kullanılması uygun değildir. Zira mekânsal otokorelasyon durumunda, EKK yansız olmasına rağmen etkinliğini kaybetmektedir. Spesifikasyon, mekânsal gecikmeli bağımlı bir değişken içerdiğinde, EKK yansız olmakla kalmayıp tutarsızda olmaktadır (Anselin, 1988). Bu nedenle EKK tahmincisi, sadece dışsal etkilerin bulunduğu Bağımsız Değişkenli Mekânsal Gecikmeli Model (SLX) için kullanılabilir (Elhorst, 2014), mekânsal gecikme ve hata modelleri için sağlıklı sonuçlar vermemektedir. Bu tür modellerde tutarlı olan maksimum olabilirlik tahmincisi yaygın olarak kullanılmaktadır (LeSage ve Pace, 2009).

Maksimum gecikme modeli, gecikme parametresi (ρ) ve varyans (σ^2) gibi iki bilinmeyen parametreye sahip olup ilgi genellikle gecikme parametresi ve tahmincisi üzerinedir (Kelejian ve Prucha, 1997).

Log olabilirlik fonksiyonuna dayanan mekânsal gecikme ve mekânsal hata modellerinin tahmini Ord (1975) tarafından geliştirilmiştir (Anselin, 1999).

Mekânsal gecikme modeli için log olabilirlik fonksiyonu eşitlik (4) de verilmiştir.

$$\ln L = -\left(\frac{N}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{N}{2}\right) \ln \sigma^2 + \ln |I - \rho W| - \left(\frac{1}{2\sigma^2}\right) (y - \rho W y - X\beta)' (y - \rho W y - X\beta) \quad (4)$$

β 'nin maksimum olabilirlik tahmincisi,

$$\hat{\beta}_{ML} = (X'X)^{-1}X'(y - \rho W y)$$

veya

$$\hat{\beta}_0 = (X'X)^{-1}X'y, \quad e_0 = y - X\hat{\beta}_0, \\ \hat{\beta}_L = (X'X)^{-1}X'W y \quad \text{ve} \quad e_L = y - X\hat{\beta}_L \quad \text{ile} \\ \hat{\beta}_{ML} = \hat{\beta}_0 - \rho \hat{\beta}_L$$

olarak ve σ^2 'nin maksimum olabilirlik tahmincisi ise;

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = \frac{(e_0 - \rho e_L)'(e_0 - \rho e_L)}{N}$$

olarak hesaplanmaktadır.

Mekânsal hata modeli için log olabilirlik fonksiyonu eşitlik (5) de verilmiştir.

$$\ln L = -\left(\frac{N}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{N}{2}\right) \ln \sigma^2 + \ln |I - \lambda W| - \left(\frac{1}{2\sigma^2}\right) (y - X\beta)' (I - \lambda W)' (y - X\beta) (I - \lambda W) \quad (5)$$

β 'nin maksimum olabilirlik tahmincisi $\hat{\beta}_{ML}$ olmak üzere,

$$\hat{\beta}_{ML} = [(X - \lambda WX)'(X - \lambda WX)]^{-1}(X - \lambda WX)'(y - \lambda W y)$$

eşitliği ile ve σ^2 'nin maksimum olabilirlik tahmincisi ise;

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = \frac{(e - \lambda W e)'(e - \lambda W e)}{N}$$

eşitliği ile hesaplanmaktadır (Baktemur, 2016; Anselin, 1999). Burada, $e = y - X\hat{\beta}_{ML}$ olur, X $N \times K$ bağımsız değişkenler matrisini, I tahmin edilen α sabit terimi ile ilişkili $N \times 1$ vektörünü, β tahmin edilen bilinmeyen parametreler ile ilişkili $K \times 1$ vektörünü, $W y$ gecikme terimini ve λ mekânsal otokorelasyon katsayısını göstermektedir (Elhorst, 2014).

2.3. Mekânsal Bağımlılık Testleri

Mekânsal otokorelasyon, tek bir değişkenin gözlemleri arasındaki korelasyon olup bu gözlemlerin coğrafi uzaydaki yakınlığına atfedilmektedir. Mekânsal otokorelasyonun çeşitli ölçüleri bulunmaktadır. Bir değişkenin komşu gözlemleri arasındaki korelasyon veya kovaryans ile ilgilenen mekânsal otokorelasyon ölçümleri, gözlemler ve bölgeler arası benzerlik olmak üzere iki tür bilgiyi karşılaştırmaktadır (Griffith 2003). Bir regresyon modelinde mekânsal otokorelasyonu belirlemek için bu ölçülere dayanan çeşitli yaklaşımlar geliştirilmiştir. Bu yaklaşımlardan en yaygın kullanılanı Moran I test istatistiğidir (Fischer ve Wang, 2011). Moran I istatistiği,

$$I = \frac{n}{W_0} \frac{e'W e}{e'e} \quad (6)$$

ile hesaplanmaktadır. Burada W_0 , normalleştirme faktörünü olup normalleşme faktörü ise;

$$W_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij}$$

eşitliği ile hesaplanmaktadır. W_{ij} mekânsal ağırlıkların daha kolay yorumlanması için satırlar standartlaştırılabilir ve tüm i'ler için $W_{ii} = 0$ olur. Ayrıca, bir satır standardize edilmişse W , $W_0 = n$ olur (Fischer ve Wang, 2011).

Mekânsal otokorelasyon testleri için hipotezler;

H_0 : Gözlemlenen mekânsal düzende mekânın önemi yoktur (mekânsal otokorelasyon yoktur),

H_1 : Gözlemlenen mekânsal düzende mekânın önemi vardır (mekânsal otokorelasyon vardır), şekilde kurulmaktadır.

Sıfır hipotezi, yakın alanların bağımsızlık ve mekânsal rastgelelik açısından birbirini etkilemediğini ifade etmektedir. Buna karşı, alternatif hipotez ise büyük veya küçük değerlerin çevredeki diğer büyük değerlerle çevrildiği ve bunun tersi durumları ifade etmektedir. Alternatif hipotezdeki bu iki durumdan ilki, pozitif mekânsal otokorelasyon ve ikincisi ise negatif mekânsal otokorelasyon olarak adlandırılmaktadır. Pozitif mekânsal otokorelasyonda benzer değerler uzaysal bir kümelenme gösterirken, negatif mekânsal otokorelasyonda ise değerler bir dama tahtası modelini göstermektedir (Fischer ve Wang, 2011).

Burridge (1980) tarafından, mekânsal bağımlılığının araştırılması için Lagrange Çarpanı (LM) ilkesine dayanan alternatif bir test önerilmiştir. Mekânsal hata bağımlılığının bulunmadığı sıfır hipotezi altında 1 serbestlik derecesiyle kare-kare dağılımına sahip LM_λ (hata) istatistiği eşitlik (7) ile LM_ρ (gecikme) istatistiği ise eşitlik (8) ile hesaplanmaktadır (Fischer ve Wang, 2011).

$$LM_\lambda = \left(\frac{e'W e}{e'e n^{-1}} \right)^2 \frac{1}{tr[W'W + W^2]} \quad (7)$$

$$LM_\rho = \left(\frac{e'W y}{e'e n^{-1}} \right)^2 \frac{1}{H} \quad (8)$$

Burada $H = \left\{ (WX\hat{\beta})' [I - X(X'X)^{-1}X'] (WX\hat{\beta}) \hat{\sigma}^{-2} \right\} + tr(W'W + W^2)$ olarak hesaplanmakta, mekânsal hata ve mekânsal gecikme için sırasıyla hipotez testleri aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

ve

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

Mekânsal bağımlılığın alternatif biçiminin varlığı dikkate alınmadığında LM_ρ ve LM_λ testleri tek yönlü olur. Bu nedenle, alternatif bağımlılık biçimi mevcut olduğunda bu testler sağlam (robust) değildirler. Lagrange Çarpımı testi sonucu, mekânsal hata bağımlılığı mevcutsa, mekânsal gecikme bağımlılığı için $\rho = 0$ olsa bile H_0 reddedilir. Benzer şekilde, mekânsal gecikme bağımlılığı mevcutsa, mekânsal hata bağımlılığı için $\lambda = 0$ olsa bile H_0 reddedilir (Darmofal, 2006). Bu iki sorundan dolayı Bera ve Yoon (1993) tarafından, robust modifiye Lagrange Çarpımı testleri geliştirilmiştir. Daha sonra Anselin, Bera, Florax ve Yoon (1996) tarafından, Bera ve Yoon'un modifiye LM testleri, EKK spesifikasyonlarında mekânsal gecikme ve mekânsal hata bağımlılığının teşhisi için genişletilmiştir. Bu testler, mekânsal gecikme bağımlılığında mekânsal hata bağımlılığını ve mekânsal hata bağımlılığında ise mekânsal gecikme bağımlılığını hesaba katarak tahminler yapmaktadır. Robust Lagrange Çarpımı (RLM) testleri eşitlik (9) ve (10)'da verilmiştir (Darmofal, 2006).

$$RLM_\lambda = \frac{\left[\frac{e'W_e}{s^2} - t(N\tilde{J}_{\rho,\beta})^{-1} \left(\frac{e'W_y}{s^2} \right) \right]^2}{\left[t - t^2(N\tilde{J}_{\rho,\beta})^{-1} \right]^2} \quad (9)$$

$$RLM_\rho = \frac{(e'W_y/s^2 - e'W_e/s^2)^2}{N\tilde{J}_{\rho,\beta} - t} \quad (10)$$

Burada $s^2 = \frac{ete}{N}$, $N\tilde{J}_{\rho,\beta} = \left[t + \frac{(WX\beta)'M(WX\beta)}{s^2} \right]$, $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ ve $t = tr(W'W + W^2)$ eşitlikleri vardır.

2.4. Mekânsal Panel Ekonometri

Panel veriler, zaman serisi verileri ile kesit verilerin birleşiminden oluşmaktadır. Son yıllarda, ekonometrik ilişkilerin belirlenmesinde ve tahmin edilmesinde, panel veriye olan ilgide bir artış gözlemlenmiştir. Zira kesit verilere veya zaman serilerine kıyasla panel veriler, araştırmacılara daha geniş modelleme imkânı vermektedir. Genel olarak panel veriler daha bilgi verici olup değişkenleri arasında daha fazla varyasyon ve daha az doğrusallık bulunmaktadır. Ayrıca serbestlik derecesi için avantaj sağlamakta, dolayısıyla tahmin etkinliğini arttırmakta ve daha karmaşık davranışsal hipotezlere imkân tanımaktadır (Elhorst, 2003; Baltagi, 2005).

Panel verilerin mekânsal unsur içermesi durumunda zamanın her noktasında gözlemler arasında mekânsal bağımlılığın ortaya çıkabilmesinin temel nedeni, mesafenin ekonomi teorisini etkilemesi ve belli bir yerle ilişkili bir gözlemin diğer yerlerdeki gözlemlere bağlı olmasıdır. Bölgesel bilim teorisi, ekonomiyle ilgilenen birimlerin kararlarını;

Diğer bölgelerden ziyade konum bölgesindeki piyasa koşullarına ve bölgeler arasındaki mesafeye göre değiştirebildiğini göstermektedir.

Gözlemler arasında mekânsal bağımlılık olduğunda model hata terimi mekânsal otoregresif bir süreç ya da model mekânsal otoregresif bağımlı bir değişken içerebilir. İlk model mekânsal hata modeli (SEM) ve ikincisi mekânsal gecikme modeli (SAR) olarak ifade edilmektedir (Elhorst, 2003).

Geleneksel panel veri yönteminin temel problemi sadece ortalama ya da kişisel davranışı yakalamasıdır. Sabit eğimli bir panel veri, mekânsal birimler arasında ortalama etkiye neden olmakta ve mekânsal birimler arasındaki davranışlarda farklılıklar göstermemektedir (Quah, 1996). Tahmini bir ilişkinin mekânsal değişim göstermesinin ikinci nedeni, modelin tanımlama hatasıdır. Zira bir veya daha çok değişken ya kaza ile modelden çıkarılmış ya da yanlış fonksiyonel form ile ifade edilmiştir (Elhorst, 2003).

Y $N \times 1$ boyutlu bağımlı değişkeni ve X ise $N \times K$ boyutlu bağımsız değişkenleri göstermek üzere basit doğrusal panel regresyon modeli,

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} = \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

olur. Burada, i mekânsal birimi, t verilen bir zaman periyodunu, β bilinmeyen sabit parametreleri ve ε ortalaması sıfır ve varyansı σ^2 olan bağımsız ve benzer dağılıma sahip hata terimlerini göstermektedir. Bu modelin temel sorunu mekânsal heterojenliği hesaba katmamasıdır. Ancak mekânsal heterojenliğin hesaba katılmaması, yanlış tahminlerin yapılmasına neden olabilmektedir. Bu nedenle, dikkate alınan her bir mekânsal birime özgü ihmal edilmiş değişkenlerin etkisini temsil eden değişken bir kesişim noktası (μ_i) tanımlanmıştır. Böylece, mekânsal etkileşim etkileri olmayan ve belirli mekânsal etkilere sahip olan havuzlanmış bir mekânsal panel veri regresyon modeli eşitlik (12)'deki gibi olur.

$$Y_{it} = \beta' X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

ve

$$\mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} - x_{it}\beta) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (13)$$

eşitlik (13) ile hesaplanmaktadır (Elhorst, 2014).

Değişken kesişiminin spesifikasyonuna bağlı olarak, panel veri regresyon denklemi sabit ve rassal etkili modeller olarak tanımlanmakta ve her iki modelde de mekânsal bağımlılık görülebilmektedir. Sabit etkili modellerde, her bir mekânsal birim için geçici bir değişken olarak μ_i , parametresi atanmaktadır. Sabit etkili panel veri modelinin yalnızca sabit katsayısında farklılıklar meydana gelmektedir. Bu farklılığın nedeni, panel veri birimlerinin zamana göre veya hem zamana, hem de birime göre değişmesidir. Mekânsal hata ve mekânsal gecikme modelleri için genişletilmiş sabit etkili panel veri modelleri eşitlik (14) ve (15) ile verilmiştir (Elhorst, 2003).

Sabit etkili mekânsal hata modeli;

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \lambda W\emptyset_t + \varepsilon_t, \quad (14)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sigma^2 I_N$$

Sabit etkili mekânsal gecikme modeli;

$$Y_t = X_t\beta + \mu + \rho WY_t + \varepsilon_t, \quad (15)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = \sigma^2 I_N$$

Panel veri modellerinde zamanda, birimlerde ve hem zamanda hem de birimlerde görülen değişimlerin incelendiği modeller rassal etkili panel veri modelleridir. Rassal etkili modellerde μ_i , ortalaması sıfır ve varyansı σ_μ^2 olan bağımsız ve benzer dağılıma sahip rastgele bir değişken olan hata teriminin (ε_t) bir bileşeni olarak ele alınmaktadır. Böylece gözlenemeyen etkiler de modele dâhil edilmiş olmaktadır. Mekânsal etkileri taşıyan rassal etkili mekânsal hata ve mekânsal gecikme modelleri eşitlik (16) ve (17) ile verilmiştir (Özmen ve Baktemur, 2016; Gürış ve Çağlayan, 2018).

Rassal etkili mekânsal hata modeli;

$$y_t = X_t\beta + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \alpha + B^{-1}\mu_t, \quad B = (I_N - \lambda W) \quad (16)$$

Rassal etkili mekânsal gecikme modeli;

$$y_t = X_t\beta + \rho W_N Y_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \alpha + \mu_t \quad (17)$$

Burada \emptyset yatay kesit bileşenlerine eklenen ağırlığı, λ mekânsal otokorelasyon katsayısını, I_N tahmin edilen α sabit terimi ile ilişkili $N \times I$ boyutlu matrisi ve B ise singular (tekil) olmayan mekânsal matrisi göstermektedir (Elhorst, 2014).

2.5. Mekânsal Panel Veri Modelleri İçin Hausman Testi

Panel verilerde sabit etki (SE) ve rassal etki (RE) modellerinden öncelikle hangisinin tercih edilmesi gerektiği Hausman testi ile belirlenmektedir. Sıfır hipotezi kabul edildiğinde rassal etki model ve alternatif hipotez kabul edildiğinde ise sabit etkili model tercih edilmelidir. Zira sıfır hipotezi altında rassal etki modelin verimliliği daha yüksektir (Sharma vd., 2019). Test edilen hipotez, $H_0: h = 0$ şeklindedir. Bu iki modele ait varyanslar,

$$d = \hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}$$

$$var(d) = \hat{\sigma}_{RE}^2 (X^{*'}X^*)^{-1} - \hat{\sigma}_{SE}^2 (X^{*'}X^*)^{-1}$$

kullanılarak, Hausman test istatistiği ise eşitlik (18) ile hesaplanmaktadır.

$$h = d'[var(d)]^{-1} d \quad (18)$$

Bu test istatistiği K (sabit terimin hariç modeldeki açıklayıcı değişkenlerin sayısı) serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahiptir. Model, mekânsal hata otokorelasyon veya gecikmeli bir bağımlı değişken içerecek şekilde genişletildiğinde de kullanılabilir. Mekânsal gecikmeli model ek bir açıklayıcı değişkene sahip olduğunda d ,

$$d = [\hat{\beta}'\hat{\rho}]'_{SE} - [\hat{\beta}'\hat{\rho}]'_{RE}$$

olarak hesaplanmaktadır. Ayrıca bu model için Hausman test istatistiği $K+1$ serbestlik dereceli bir χ^2 dağılımına sahiptir (Elhorst, 2014).

3. Bulgular

Çalışmada, Balkan ülkelerinde sınır komşuluğu olan 11 ülkenin 1991-2020 yılları arasındaki işsizlik verileri kullanılarak ülkeler arasında etkileşimin varlığı mekânsal panel ekonometri yaklaşımı ile sınanmıştır. Kesit veriler için yapılan tahminler Tablo 1'de verilmiş ve EKK tahmin sonuçlarına göre yakınsama sınanmıştır.

Tablo 1. Kesit Veriler İçin EKK Katsayı ve Tahminleri

Değişken	Katsayı	Test İstatistiği	p
$\hat{\alpha}$	0.93413	2.18 (t istatistiği)	0.001
$\hat{\beta}$	1.30728	2.73 (t istatistiği)	0.004
Moran's I		1.803	0.259
LM_ρ		0.294	0.204
RLM_ρ		2.736	0.137
LM_λ		0.073	0.186
RLM_λ		1.470	0.218

$p < 0.05$

Tablo 1 incelendiğinde, Moran's I test istatistiği 1.803 olarak, LM_ρ test istatistiği 0.294 olarak, RLM_ρ test istatistiği 2.736 olarak, LM_λ test istatistiği 0.073 olarak ve RLM_λ test istatistiği 1.470 olarak hesaplanmıştır. Yakınsama, Moran's I ve LM test istatistiklerine göre değerlendirilmiş ve bunların olasılık değerlerine ($p > 0.05$) göre yakınsamanın olduğu kabul edilmektedir. Ayrıca α katsayısı 0.93413 olarak, β katsayısı ise 1.30728 olarak bulunmuş ve yakınsama katsayısı olan β , olasılık değeri ($p < 0.05$) de yakınsamanın olduğunu göstermektedir. Böylece yakınsamanın varlığı kabul edilerek, havuzlanmış ve sabit etki modeller ile uygun model belirlenmektedir.

Havuzlanmış veri ile işsizlik yakınsama modeli için tanısal test ve tahmin değerleri Tablo 2'de ve sabit etkili işsizlik yakınsama modeli için tanısal test ve tahmin değerleri ise Tablo 3'de verilmiştir. Tablo 2 ve Tablo 3'deki bilgilere göre hangi model veya modellerin kullanılmasının daha uygun olacağına karar verilmektedir.

Tablo 2. Havuzlanmış Veri İle İşsizlik Yakınsama Model Tahminleri

Değişken	Katsayı	Test İstatistiği	p
$\hat{\alpha}$	6.49002	1.62783 (t istatistiği)	0.001
$\hat{\beta}$	1.10519	1.43482 (t istatistiği)	0.001
LM_ρ		4.9207	0.001
RLM_ρ		2.9130	0.003
LM_λ		4.8117	0.001
RLM_λ		3.9001	0.002
Log-Olabilirlik		196.1803	

$p < 0.05$

Tablo 2 incelendiğinde, LM_ρ test istatistiği 4.9207 olarak, LM_ρ test istatistiği 2.9130 olarak, LM_λ test istatistiği 4.8117 olarak, RLM_λ test istatistiği 3.9001 olarak ve Log-Olabilirlik test istatistiği ise 196.1803 olarak hesaplanmıştır. LM test istatistiğine göre uygun model belirlenmektedir. Böylece hem gecikme hem de hata için LM olasılık değerlerine ($p < 0.05$) göre SEM ve SAR modellerinin kullanılmasına karar verilmiştir. Ayrıca α katsayısı 6.49002 olarak, β katsayısı ise 1.10519 olarak bulunmuş ve yakınsama katsayısı olan β , olasılık değeri ($p < 0.05$) yakınsamanın olduğunu göstermektedir.

Tablo 3. Sabit Etkili İşsizlik Yakınsama Model Tahminleri

Değişken	Katsayı	Test İstatistiği	p
$\hat{\beta}$	1.290307	1.975761 (t istatistiği)	0.001
LM_ρ		4.5138	0.001
RLM_ρ		1.4961	0.003
LM_λ		4.2863	0.002
RLM_λ		3.9184	0.001
Log-Olabilirlik		224.1749	

$p < 0.05$

Tablo 3'de, LM_ρ test istatistiği 4.5138 olarak, RLM_ρ test istatistiği 1.4961 olarak, LM_λ test istatistiği 4.2863 olarak, RLM_λ test istatistiği 3.9184 olarak ve Log-Olabilirlik test istatistiği ise 224.1749 olarak verilmiştir. Sabit etkili işsizlik yakınsama modelinde de LM olasılık değerlerine ($p < 0.05$) göre SEM ve SAR modellerinin kullanılmasının uygun olacağına karar verilmiştir. Ayrıca β katsayısı 1.10519 olarak bulunmuş ve olasılık değerine ($p < 0.05$) göre yakınsama anlamlı bulunmuştur. Böylece hem Tablo 2 hem de Tablo 3'deki sonuçlara göre SEM ve SAR modellerinin kullanılmasının uygun olacağına karar verilmiştir.

İşsizlik yakınsaması için rassal etkili SEM modelinin katsayı tahminleri Tablo 4'te ve rassal etkili SAR modelinin katsayı tahminleri ise Tablo 5'te verilmiştir. Ayrıca, panel veriler için rassal etkili modelin uygunluğu Hausman testi ile test edilmiştir.

Tablo 4. İşsizlik Yakınsaması İçin Rassal Etkili SEM Modeli Katsayı Tahminleri

Değişken	Katsayı	Test İstatistiği	p
$\hat{\alpha}$	9.06179	1.98007	0.001
$\hat{\beta}$	1.60193	2.14062	0.001
$\hat{\lambda}$	0.13557	2.19370	0.001
Log-Olabilirlik		264.12920	
Hausman Testi			0.370

$p < 0.05$

Tablo 4'te, α katsayı tahmini 9.06179, β katsayı tahmini 1.60193 ve λ katsayı tahmini ise 0.13557 olarak verilmiştir. Ayrıca Log-Olabilirlik test istatistiği 264.1292 olarak ve Hausman test olasılık değeri ise 0.370 olarak verilmiştir. Tablo 4 incelendiğinde, Hausman olasılık değerine ($p > 0.05$) göre rassal etkili modelin uygun olduğu belirlenmiştir. Ayrıca mekânsal hata korelasyon katsayısı olan $\hat{\lambda}$ pozitif ve anlamlı ($p < 0.05$) bulunmuştur. Böylece, komşu bölgede işsizlikte gerçekleşen bir şok ilgili ülkeyi pozitif yönlü etkilediği söylenebilir. İstatistiki olarak anlamlı ($p < 0.05$) olan $\hat{\beta}$ yakınsama katsayısı, komşu ülkede işsizlikte meydana gelen bir birimlik artışın ilgili ülkede 1.60 birimlik artışa neden olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak Balkan ülkeleri arasında işsizlikte bir yakınsamanın olduğu gözlenmiştir.

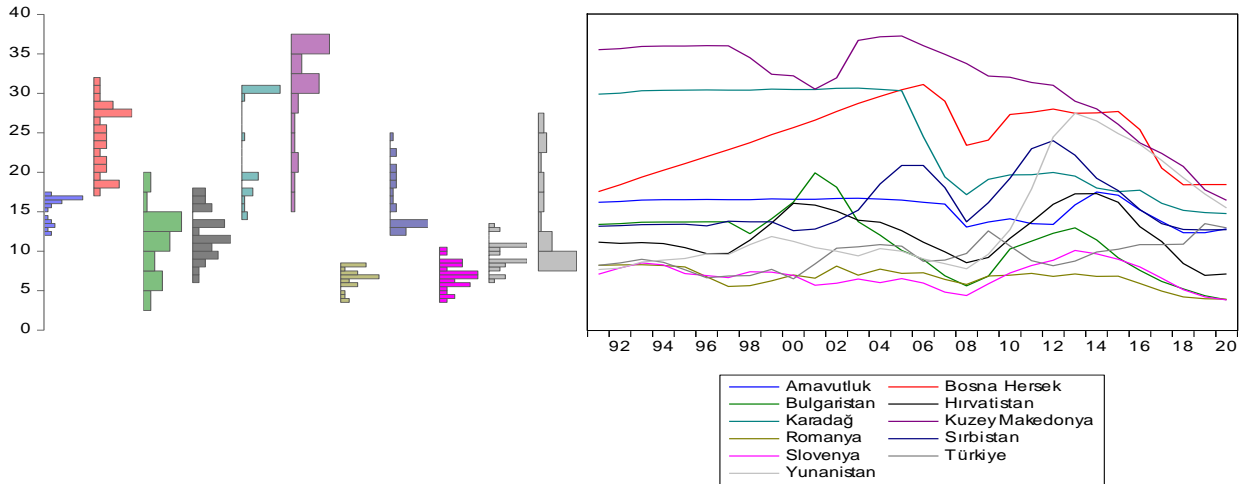
Tablo 5. İşsizlik Yakınsaması İçin Rassal Etkili SAR Modeli Katsayı Tahminleri

Değişken	Katsayı	Test İstatistiği	p
$\hat{\alpha}$	9.57163	2.10874	0.001
$\hat{\beta}$	1.30590	1.70613	0.001
$\hat{\rho}$	0.41922	2.71300	0.000
Hausman Testi			0.619

$p < 0.05$

Tablo 5'te, α katsayı tahmini 9.57163, β katsayı tahmini 1.30590, ρ katsayı tahmini 0.41922 olarak ve Hausman test olasılık değeri ise 0.619 olarak verilmiştir. Hausman olasılık değerine ($p > 0.05$) göre rassal etkili modelin uygun olduğu belirlenmiştir. Ayrıca rassal etkili SAR modeli için mekânsal hata korelasyon katsayısı olan $\hat{\rho}$ pozitif ve anlamlı ($p < 0.05$) olması komşu bölgede işsizlikte gerçekleşen bir şokun ilgili ülkeyi pozitif yönde etkilediğini göstermektedir. $\hat{\beta}$ yakınsama katsayısı ise komşu ülkede işsizlikte meydana gelen bir birimlik artışın ilgili ülkede 1.3059 birimlik bir artışa neden olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak Balkan ülkeleri arasında rassal etkili SAR modeline göre de işsizlikte bir yakınsamanın olduğu gözlenmiştir.

Şekil 1'de, 1991 ile 2020 yılları arasında Balkan ülkelerindeki işsizlik oranlarındaki değişim görülmektedir.



Şekil 1. Balkan Ülkelerinde 1991-2020 Yılları Arasındaki İşsizlik Oranları

Şekil 1’de ilk başlarda işsizlik oranının en yüksek olduğu ülkenin Kuzey Makedonya (yaklaşık %36) olduğu görülmektedir. Kuzey Makedonya’yı sırasıyla Karadağ (yaklaşık %30 ve Bosna Hersek (yaklaşık %18) izlemektedir. İlk başlarda en düşük işsizlik oranı ise Slovenya’ya (yaklaşık %7) aittir. Türkiye ise %8 gibi bir değer ile işsizlik oranının düşük olduğu 4’üncü ülkedir. Kuzey Makedonya ve Karadağ için bu işsizlik oranları 2005’e kadar ciddi bir değişim göstermezken, özellikle 2005 yılından sonra ciddi düşüşler olmuş ve 2020 yılında sırasıyla başlangıçtaki oranlar %16 ve %15 civarlarına kadar gerilemiştir. Ancak Bosna Hersek için farklı bir durum gözlemlenmiş ve işsizlik oranı düzenli bir şekilde artarak 2006’da %31’in üzerine çıkmıştır. 2006’dan sonra belli zikzaklar çizerek düşmüş ve 2020’de bu oran %18 civarlarına kadar gerilemiştir. Ayrıca, 30 yıllık bu süreçte işsizlik oranlarında ciddi artış görülen ülkeler arasında Yunanistan’da (%7’lerden %27’lere kadar çıkmış ve daha sonra %15’lere kadar gerilemiştir) yer alırken, işsizlik oranlarında ciddi bir düşüşün olduğu ülkeler arasında Bulgaristan, Romanya ve Slovenya da (sırasıyla %13, %8 ve %7’lerden %4’lere kadar gerilemiştir) yer almaktadır. Sonuç olarak günümüzde Balkan ülkeleri arasında işsizliğin en yüksek olduğu ülke yaklaşık %18’lik oranla Bosna Hersek, işsizliğin en düşük olduğu ülke ise yaklaşık %3.8’lik oranla Slovenya olmuştur. Türkiye’de ise son yıllarda işsizlik oranında bir artış gözlenmiş ve bu oran %13’lere kadar çıkmıştır. Ayrıca, sınır komşulukları olan ülkeler arasında işsizlik oranları bakımından genel olarak bir yakınsamanın olduğu gözlemlenmiştir.

Tartışma ve Sonuç

Günümüzde işsizlik, büyük problemler oluşturmakta ve insanları başta göç olmak üzere farklı arayışlara zorlamaktadır. Bu bağlamda toplumsal ve psikolojik bir sorun olarak da ele alınan işsizlik temelde ekonomik bir sorun olup bölgesel farklılık ve bölgesel gelişmişlik düzeyine ve sınırdışlık durumlarına göre de değişim

gösterebilmektedir. Bu yönüyle işsizlik mekânsal ekonometrik yöntemle incelenmelidir. Zira uzaydaki konumları göz önüne alınarak elde edilen veriler klasik yöntemlerle analiz edildiğinde, lokasyonun etkisi ve dolayısıyla mekânsal heterojenlik ve mekânsal bağımlılıkta göz ardı edilmektedir. Bu nedenle bu tür verilerin analizinde mevcut mekânsal etkiyi karakterize eden mekânsal veri analizi kullanılmalıdır (Paelinck ve Klaassen 1979; LeSage, 1999). Aksi takdirde istatistik olarak hatalı sonuçlar elde edilebilir. Ayrıca klasik ekonometrik modellerde dikkate alınmayan mekânsal yayılımın büyüklüğü ve anlamlılığı mekânsal ekonometrik modeller ile test edilebilmektedir (Halleck Vega ve Elhorst, 2013).

Conley ve Topa (2002) tarafından, 1980 ile 1990 arasında Chicago’daki işsizlik mekânsal modellerle incelenmiş ve işsizlik oranlarının dağılımında pozitif yönlü ve güçlü bir mekânsal bağımlılığın olduğu vurgulanmıştır. Tselios (2009), 1995-2000 yıllarına ait verilerle 102 Avrupa bölgesini mekânsal kesit ve panel veri modelleri ile incelemiştir. Sonuç olarak eğitime erişim ve işsizlik bakımından ele alınan bölgeler arasında mekânsal bir yakınsamanın olduğunu ifade etmiştir. Erer ve Erer (2014) tarafından, 2000-2012 yılları işsizlik verileri kullanılarak AB ülkeleri mekânsal panel veri analizi ile incelenmiş ve bölgeler arasında mekânsal bağımlılığın olduğu, komşu bölgelerdeki ortalama işsizlik oranının bölgenin işsizlik oranını artırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Baktetur (2016) tarafından, mekânsal ekonometri ve mekânsal panel ekonometri yaklaşımları ele alınmış ve 1995-2013 yılları arasındaki veriler kullanılarak gelişmiş AB ülkeleri işsizlik oranları yakınsaması üzerine bir uygulama gerçekleştirilmiştir. Bu ülkelerin birbirine benzerlik gösterdiğini ve bu ülkelerde işsizlik için mekânsal etkinin olduğunu vurgulamıştır. Koraalp Orhan ve Gülel (2016) tarafından, 2008-2012 dönemi için Türkiye’de bölgesel işsizlik mekânsal panel veri yöntemi ile incelenmiş ve bölgelerarası dağılımda işsizlik oranları arasında pozitif mekânsal bağımlılık bulunmuştur. Aral ve Aytac (2018)

tarafından, Türkiye’de illere göre işsizlik mekânsal ekonometri yöntemi ile analiz edilmiş ve illerin işsizlik oranları arasında önemli derecede mekânsal bağımlılığın olduğunu belirlemişler. İşgücü piyasaları uzun vadede dengeye yaklaşıyorsa işsizlik oranlarında yakınsama meydana gelmektedir. Zira uyarılma hızı düşükse işsizlikteki farklılıklar negatif talep şoklarından dolayı artabilmektedir (Bayer ve Jüßen, 2007).

Bu çalışmada, sınır komşuluğu olan Balkan ülkelerinden 11 ülkenin 1991-2020 yılları arasındaki işsizlik verileri ile ülkeler arasında etkileşimin varlığı mekânsal panel ekonometri yaklaşımı ile incelenmiş ve çalışmanın literatür ile uyum gösterdiği belirlenmiştir. İşsizlik bakımından Balkan ülkeleri arasındaki bağımlılığın daha önce mekânsal panel ekonometri yaklaşımıyla ele alınmamış olması bu çalışmayı önemli kılmaktadır. Bu yönüyle çalışma literatürden farklılık göstermektedir. Sonuç olarak; sınır komşulukları bulunan balkan ülkelerinin işsizlik konusunda birbirini etkilediği ve bunlar arasında mekânsal bir ilişkinin olduğu söylenebilir.

Kaynakça

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1999). *Spatial Econometrics*. (Erişim: 24.10.2020), <http://www.csiss.org/aboutus/presentations/files/baltchap.pdf>.
- Anselin, L. (2001). Spatial Econometrics: Badi H. Baltagi (Ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics* (s.310-330). Oxford: Blackwell.
- Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., & Yoon, M. J. (1996). Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.
- Aral, N., & Aytaç M. (2018). Türkiye’de İşsizliğin Mekânsal Analizi. *Marmara Üniversitesi Öneri Dergisi*, 13(49), 1-20.
- Baltagi, B.H., (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester: John Wiley and Sons.
- Baktemur, F. İ. (2016). *Spatial (Mekansal) Ekonometrik Modeller: Yöntem ve Uygulama*. Doktora Tezi. Adana: Çukurova Üniversitesi.
- Bayer, C., & Jüßen, F. (2007). Convergence in West German Regional Unemployment Rates. *German Economic Review*, 8(4), 510-535.
- Burridge, P. (1980). On the Cliff-Ord Test for Spatial Correlation. *J. R. Statist. Soc. B*, 42(1), 107-108.
- Conley, T. G., & Topa, G. (2002). Socio-Economic Distance and Spatial Patterns in Unemployment. *J. Appl. Econ.*, 17, 303-327.
- Çetin, I., Keser, H.Y., & Ay, S. (2019). Green Crimes as a Dark Side of Globalization: Gagari Chakrabarti & Chitrakalpa Sen (Ed.), *The Globalization Conundrum—Dark Clouds behind the Silver Lining Global Issues and Empirics* (s.159-183). Singapore: Springer Nature.
- Darmofal, D. (2006). *Spatial Econometrics and Political Science*. (Erişim: 25.10.2020), <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.536.405&rep=rep1&type=pdf>
- Elhorst, J. P. (2003). Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models. *International Regional Science Review*, 26(3), 244-268.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. London: Springer.
- Erer, D., & Erer, E. (2014). AB Ülkelerinde Küreselleşmenin İşsizlik Üzerine Etkileri: Mekânsal Panel Veri Analizi. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 18 (2), 21-36.
- Fischer, M. M., & Wang, J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*. Berlin: Springer.
- Fotheringham, A. S., Charlton, M., & Brunsdon, C. (1997). Measuring Spatial Variations in Relationships with Geographically Weighted Regression: Manfred M. Fischer & Arthur Getis (Ed.), *Recent Developments in Spatial Analysis Spatial Statistics, Behavioural Modelling, and Computational Intelligence* (s.60-82). Berlin: Springer.
- Güriş, S., & Çağlayan, T. (2018). Mekânsal Yapı İktisadi Büyüme Etkileri mi: OECD Ülkeleri Örneği. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 10(19), 277-290.
- Griffith, D. A. (2003). *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering: Gaining Understanding Through Theory and Scientific Visualization*. New York: Springer.
- Karaca, O. (2004). *Türkiye’de Bölgelerarası Gelir Farklılıkları: Yakınsama Var mı?*. (Erişimi: 01.12.2020), <http://www.tek.org.tr/dosyalar/O-KARACA.pdf>
- Kelejian, H. H., & Prucha, I. R. (1997). Estimation of Spatial Regression Models with Autoregressive Errors by Two-Stage Least Squares Procedures: A Serious Problem. *International Regional Science Review*, 20, 103-111.
- Koraalp Orhan, H. S., & Gülel F. E. (2016). Türkiye’de Bölgesel İşsizlik: Mekânsal Panel Veri Analizi. *SGD*, 6(2), 47-67.
- LeSage, J. P. (1998). *Spatial Econometrics*. (Erişim: 14.11.2020), <https://perhuman.files.wordpress.com/2014/06/econometrics-toolbox-matlab-james-p-lesage.pdf>.
- LeSage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. (Erişim: 12.11.2020), <https://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf>.
- Lesage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. New York: CRC Press.
- Ord, K. (1975). Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 120-126.

- Özkubat, G., & Selim, S. (2019). Türkiye’de İllerin Sosyo-Ekonomik Gelişmişliği: Bir Mekânsal Ekonometrik Analiz. *Alphanumeric journal*, 7(2), 449-470.
- Özmen, M., & Baktemur, F. İ. (2016). Kurucu AB Ülkeleri Arasındaki Faiz Farklılıklarının Mekansal Analiz İle İncelenmesi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 25(1), 109-124.
- Paelinck, J. H. P., & Klaassen, L. H. (1979). *Spatial Econometrics Studies in Spatial Analysis*. Farnborough: Saxon House.
- Quah, D. T. (1996). Aggregate and Regional Disaggregate Fluctuations. *Empirical Economics*, 21, 137-62.
- Sharma, V., Roy, S., & Choudhury, N. (2019). FDI, Trade and Economic Growth: A Panel Approach to EU and BRICS: Gagari Chakrabarti & Chitralpa Sen (Ed.), *The Globalization Conundrum—Dark Clouds behind the Silver Lining Global Issues and Empirics* (s.55-64). Singapore: Springer Nature.
- Tselios, V. (2009). Growth and Convergence in Income Per Capita and Income Inequality in the Regions of the EU. *Spatial Economic Analysis*, 4(3), 343-370.
- WORLD BANK (2020). (Erişim: 20.11.2020), <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Vega S. H., & Elhorst J. P. (2013). On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W. *53rd Congress of the European Regional Science Association: "Regional Integration: Europe, the Mediterranean and the World Economy"*, 27-31 August 2013, Palermo.