



TÜRKİYE'DE İŞSİZLİĞİN MEKÂNSAL ANALİZİ*

SPATIAL ANALYSIS OF UNEMPLOYMENT IN TURKEY

Neşe ARAL**
Mustafa AYTAÇ***

Öz

İşsizlik, tüm dünyada olduğu gibi ülkemizde de en temel sorunlardan biridir. İşsizlik oranlarının bölgesel düzeyde önemli farklılıklar göstermesi ayrı bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır. Bölgeler arasındaki farklılıklar mekânsal analiz yöntemleriyle incelenebilir. Gerçek hayat ilişkilerini açıklarken konum etkilerini de dikkate alan mekânsal analiz yöntemleri, son yıllarda istatistiksel analizlerde sıklıkla kullanılmaya başlamıştır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye'nin illerine ait işsizlik oranları için bölgesel ayrışmaları incelemek ve işsizlik oranını etkileyen dinamikleri belirlemektir. Bu doğrultuda, işsizliğin bölgesel farklılıkları mekânsal analiz yöntemleriyle ortaya konduktan sonra işsizlikle ilintili değişkenler ele alınmak suretiyle bu dinamiklerin işsizlik üzerindeki etkileri belirlenmeye çalışılmıştır. Analiz sonuçları, Türkiye'de illerin işsizlik oranları arasında önemli derecede mekânsal bağımlılık olduğunu göstermektedir. İşsizlik oranı yüksek olan illerin ve işsizlik oranı düşük olan illerin kümelenme eğiliminde olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, kadınların işgücüne katılımının işsizlik üzerinde anlamlı negatif etkisi, eğitim düzeyinin ve genç nüfus oranının ise işsizlik üzerinde anlamlı pozitif etkisi olduğu gözlenmiştir. Bunun yanı sıra işsizlik oranlarının işsizliği açıklamada kullanılan değişkenler dışında komşu bölgelerin işsizlik oranlarından da etkilendiği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Türkiye, Mekânsal İstatistik, Mekânsal Analiz, İşsizlik, Mekânsal Otokorelasyon

Abstract

Today, unemployment is one of the most main issues in Turkey as in many countries. It's another concern that unemployment rates vary at the regional level. Regional differences could be analyzed

* Makale Gönderim Tarihi: 02.10.2017; Kabul Tarihi: 04.01.2018

** Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü Araştırma Görevlisi.

***Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü Öğretim Üyesi, Prof. Dr.

using spatial analysis techniques. Spatial analysis methods, which take into account the location effects, have been widely used in the statistical analysis in recent years. The purpose of this study is to investigate the disparities in regional unemployment patterns in Turkey and examine the basic dynamics that caused unemployment. For this purpose, after differences in regional unemployment rates are put forward, it is aimed to determine the dynamics causing unemployment by dealing with variables related to unemployment. The results show that there are unemployment differentials and a significant degree of spatial dependence among unemployment rates of provinces in Turkey. It was observed that provinces marked by high unemployment and low unemployment tend to be spatially clustered. Besides, it has been found that the female labour force participation rates have a significant negative effect; young population rates and education levels have a positive significant effect on unemployment. Moreover, it's been determined that the unemployment rates are affected by the neighboring regions besides the variables used in the explanation of unemployment.

Keywords:Turkey, Spatial Statistics, Spatial Analysis, Unemployment, Spatial Autocorrelation

I. GİRİŞ

İşsizlik bugün dünyanın en büyük sorunu haline gelmiştir. İşsizlik, yalnızca ekonomik bir problem olmakla kalmayıp aynı zamanda toplumsal konuları da içeren bir problemdir. İşsizlik gelir yoksunluğu nedeniyle yoksulluğa yol açmakla birlikte, bireyler üzerindeki olumsuz etkileri nedeniyle sosyal dışlanmaya sebep olmaktadır. Bugün dünyada örneklerinden anlaşıldığı üzere, yüksek işsizlik oranları sosyal patlamalara, kentlerde şiddet eylemlerine ve sosyal huzursuzluklara sebep olmaktadır (DPT, 2006: 1). İşsizlik ekonomik kayıplara neden olmakla birlikte, bireylere, ailelere ve dolayısıyla da topluma çok yönlü zararlar verebilmesi nedeniyle ayrıca bir öneme sahiptir (Maliye Bakanlığı, 2011: 3).

Ülkemizde işsizlik, genç nüfusun payının yüksek oluşu, hızlı nüfus artışı gibi demografik unsurlarla ilişkilendirilmektedir. Bununla birlikte, iç göç ve kentleşmeyle birlikte ortaya çıkan bölgesel dengesizlik eğilimleri de işsizliği arttırmaktadır (Bozdağlıoğlu, 2008: 50). Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) 2009 yılında açıkladığı iller bazında işsizlik oranlarına göre, ülkemizde "bölgelerarası gelişmişlik farkları" şeklinde yapısal bir özellik kazanan sorun aslında uzun zamandır birbirine yakın bölgelerdeki iller bakımından da ciddi farklılıkların ortaya çıkması noktasında boyut değiştirmiştir. İşsizlik ve işgücü piyasalarının temel sorunları hem ülke düzeyinde hem de iller düzeyinde görmezden gelinemeyecek büyüklüklere ulaşmıştır (Yüceol, 2011: 30).

Bu çalışmada, Türkiye'de işsizliğin iller düzeyinde mekânsal etkileşimi araştırılmış ve bu oranı etkileyen değişkenler belirlenmeye çalışılmıştır. Çalışmanın ikinci bölümünde literatürde yer alan ilgili çalışmalar irdelenmiştir. Üçüncü bölümde, analizde kullanılacak olan

mekânsal analiz yöntemleri incelenmiştir. Bu bağlamda öncelikle açıklayıcı mekânsal veri analizi yöntemleri ele alınmıştır; sonrasında mekânsal modeller açıklanıp, bu modellere ait testler verilmiştir. Dördüncü bölümde değişkenler ve veri seti sunulmuştur. Beşinci bölümde literatürde yer alan çeşitli modellerin bulgularına dayanarak ve bu modellerin spesifikasyonlarında kullanılan değişkenler kullanılmak suretiyle Türkiye'nin 81 ilinde işsizliğin dağılımı araştırılmış; sonuçta da analiz bulguları değerlendirilmiştir.

II. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Literatürde işsizlik ve işsizliği etkileyen değişkenler arasında çok sayıda ampirik çalışma yer almaktadır. Öncelikle yabancı literatürde yer alan çalışmalara bakılacak olursa, bölgesel işsizlik farklılıklarının araştırıldığı çalışmalarda çok sayıda değişkenin işsizlik üzerindeki etkilerinin belirlenmeye çalışıldığı görülmektedir.

Elhorst (2003) çalışmasında, ABD ve Avrupa ülkelerinde işsizlik farklılıklarıyla ilgili yapılan çalışmaların çoğunun bir listesini sunmuştur (Filiztekin, 2009: 864). Molho (1995) çalışmasında İngiltere'de bölgesel işgücü piyasaları arasında önemli bir mekânsal etkileşim olduğunu ortaya koymuştur. Overman ve Puga (2002) Avrupa'da bölgelerarası işsizliğin kümelenmelerini parametrik ve parametrik olmayan teknikleri birleştirerek analiz etmişlerdir. Parametrik olmayan yaklaşımın sonuçları, işsizlik oranlarının komşu alanlar arasında çok daha fazla homojen olduğunu göstermektedir. Lopez-Bazo vd. (2002) İspanya'da işsizliğin bölgesel dağılımını analiz etmişlerdir. Bu kapsamda 1985 ve 1997 yılları için işsizlik oranlarının illere göre dağılımını incelemişlerdir. Dağılımın mekânsal özelliklerini dikkate alarak, mekânsal etkilerin açıklayıcı faktörlerini içeren ampirik bir model geliştirmişlerdir. İspanya'da bölgelerarası işsizlik oranlarının güçlü mekânsal otokorelasyon içerdiği sonucuna ulaşmışlardır. Niebuhr (2003) Avrupa'da 359 bölgede 1986-1998 döneminde işsizliğin mekânsal bağımlılığını analiz etmiştir. Analiz sonuçları işsizlik oranlarının kümelenme eğiliminde olduğunu göstermektedir. Çalışmada mekânsal etkileşimin önemi vurgulanmıştır. Mitchel ve Bill (2004) Avusturya'da 1991-2001 döneminde işsizliğin mekânsal dağılımını incelemişlerdir. Cracolici vd. (2007) İtalya'da iller düzeyinde işsizlik farklılıklarını araştırmışlardır. 1998 ve 2003 yılları için kesit analizi yaptıkları çalışmalarında, işgücü piyasası esnekliği düzenlemesinin etkinliğini araştırmışlardır. Bu bağlamda düzenlemenin başlangıcında ve birkaç yıl sonrası için işsizliği modelleyerek farklılıkları araştırmışlardır. Söz konusu yıllar için işsizlik oranlarındaki kutuplaşmayı ortaya koymuşlardır. İşsizliğin yüksek veya düşük olduğu illerin kümelenme eğilimi gösterdiği, komşuluk ilişkisinden etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Diaz (2015) Kolombiya'da 1993 ve 2005 yılları için kentsel düzeyde işsizlik oranları arasındaki farklılıkları araştırmıştır. Çalışmada işsizliğin değişimine neden olan farklı değişkenlerin etkilerini araştırmak için mekânsal analiz teknikleri kullanılmıştır. Bu bağlamda yüksek (düşük) işsizlik oranına sahip kentlerin işsizlik oranı yüksek (düşük) kentlerle

kümelenme eğiliminde olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, işsizlik oranını etkileyen değişkenlerin de aynı mekânsal paterni sergilediği gözlemlenmiştir.

Türkiye’de yapılan çalışmalar incelendiğinde, işsizliği inceleyen pek çok çalışma olmakla birlikte işsizliğin bölgesel etkisini inceleyen sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmektedir. Tunalı (2003) işsizliğin bölgesel dağılımına değinmiştir. Ancak bu çalışmada işsizliğin coğrafi dağılımı derinlemesine incelenmemiştir (Filiztekin, 2009: 865). Filiztekin (2009) Türkiye’de 1980-2000 dönemi için işsizlik oranlarının bölgesel farklılıklarını araştırmıştır. Yüceol (2011) çalışmasında genel olarak bölgesel gelişmişlik farklarını özel olarak da iller arası işsizlik oranları farklılıklarını ele almıştır. Çalışmanın sonuçları, işsiz sayılarının katlanarak artmasıyla birlikte bölgeler ve iller arasındaki gelişmişlik farklılıklarının bir taraftan büyürken diğer taraftan perçinleştiğini göstermektedir.

III. MEKÂNSAL VERİ ANALİZİ

Mekânsal analiz yaklaşımı, bölgesel çalışmalarda sıklıkla kullanılmaya başlamıştır. Bölgesel çalışmalarda kullanılan örneklem verileri, uzayda bir noktayı ifade eden konumlara aittir (LeSage, 1999: 2; Zeren ve Savrul, 2012: 4757). Coğrafi olarak birbirine yakın konumda olan gözlemler benzer olma eğilimindedir. Birbirine yakın konumlardaki verilerin uzak olan verilere göre daha fazla benzerlik göstermesi bağımlılık yapısını ortaya çıkarmaktadır. Bu verilere klasik istatistik teorisinin uygulanması problemlere neden olmaktadır (Haining, 2003: 16; Başar, 2009: 5).

Mekânsal istatistik ve mekânsal ekonometrinin gelişmesinin başlıca sebebi, verilerin konum etkilerinin ölçülmesi ihtiyacı duyulmasıdır (Zeren, 2010: 19). Waldo Tobler (1970) coğrafyanın temel yasasını şöyle ifade etmektedir; *“her şey başka şeylerle ilişkilidir fakat birbirine yakın olan şeyler, birbirine uzak olanlara göre daha fazla ilişkilidir”*. Bunun sonucunda bir değişkene dair benzer değerler birbirine yakın olan konumlarda gözlemlenir; mekânsal kümelenme meydana gelir. Örneğin, gelir seviyesi düşük olan bir bölgenin yakınındaki bölgelerde de gelir oranı düşük çıkabilir ya da suç oranı yüksek bir şehrin yakınındaki şehirlerde de suç oranı yüksek olabilir. Bu mekânsal kümelenmelerin varlığında gözlemlerin bağımsızlığı varsayımı geçerli değildir (Anselin, 1992: 1).

Mekânsal veri analizinin altında yatan temel ilke birbirine yakın konumdaki değerlerin birbirine uzak konumdaki değerlere göre daha ilişkili olduğudur (Başbozkurt, 2015: 35). Analize dahil olan bölgelerin birbirleri ile etkileşimlerinin büyüklüklerini göstermek amacıyla mekânsal ağırlık matrisleri oluşturulur. Bu matrislerin kullanılmasının nedeni, birbirine yakın bölgelerde incelenen olayın, birbirine uzak olan bölgelerden daha fazla etkileşim halinde olduğunu göstermektir (Başar, 2009: 59). Mekânsal ağırlık matrisi uzaklığa ve sınırdaşığa bağlı olmak üzere iki yöntemle oluşturulabilir. Uzaklığa bağlı ağırlık matrisinde konumlar arası uzaklık ölçülürken, sınırdaşıklık matrisinde konumlar arasındaki benzerlik veya

ortak sınır paylaşımı dikkate alınır (Zeren, 2011: 11). Aynı mekânsal düzendeki veriler için çok sayıda farklı mekânsal ağırlık matrisi elde edilebilmektedir. Yapılan istatistiksel analizlerin sonuçları seçilen mekânsal ağırlık matrisine bağlıdır. Dolayısıyla, mekânsal ağırlık matrisine göre elde edilecek sonuçlar da farklılık gösterir. Bu nedenle, matris seçimine dikkat edilmelidir; analizler, tek bir mekânsal ağırlık matrisine göre yapılmamalıdır (Fischer ve Wang, 2011: 21).

III.1. Açıklayıcı Mekânsal Veri Analizi

Bölgeler arasındaki mekânsal etkileşimler açıklayıcı mekânsal veri analizi (Exploratory Spatial Data Analysis) (ESDA) tekniğiyle analiz edilebilmektedir. ESDA, mekânsal dağılımları görselleştirmek ve açıklamak, mekânsal kümelenmenin paternini keşfetmek ve aykırı değerli konumları tanımlamak için kullanılan teknikleri içermektedir (Anselin, 1998: 258, Dall'Erba, 2005: 9). ESDA'nın çeşitli yöntemleri ampirik araştırmanın ön modelleme aşamasında, verilerin olası kümelenme eğilimlerini ortaya çıkarmada yardımcı olur (Varga, 1998: 27).

Mekânsal otokorelasyon ölçümleri, bir değişkenin komşu gözlemlerle arasındaki kovaryans veya korelasyon ile ilgilidir. Bu bağlamda mekânsal otokorelasyon, gözlemlerin benzerliği ve konumlar arası benzerlik olmak üzere iki tür bilgiyi karşılaştırmaktadır. Birbirine yakın gözlem değerleri benzer iseler bir bütün olarak pozitif mekânsal otokorelasyon paterni göstermektedirler (Fischer ve Wang, 2011, 7-22; Griffith, 2003: 3-5). Mekânsal otokorelasyon olmaması, gözlem değerleri arasında mekânsal ilişki olmadığını ifade etmektedir (Schaubberger ve Gotway, 2005: 14).

Günümüzde, mekansal otokorelasyonu ölçmek için, çok sayıda yöntem mevcuttur. Mekansal otokorelasyon ölçümü için yaygın kullanılan yöntemlerden biri Moran'ın I istatistiğidir (Fischer ve Wang, 2011: 22-23). Moran I istatistiği (-1,1) aralığında değerler alabilmektedir. Bu istatistiğin değeri 1'e yaklaştıkça pozitif mekânsal otokorelasyonun gücü de artmaktadır (Çetin, 2012: 63).

Mekânsal otokorelasyon ölçümleri ve testleri, analizin kapsamına veya ölçeğine göre farklılaşmaktadır. Genellikle küresel ve yerel ölçekler olarak ikiye ayrılmaktadır. Küresel ölçekte ağırlık matrisinin tüm elemanları mekânsal otokorelasyon değerlendirmesine katılırken; yerel ölçekte ise ağırlık matrisindeki tüm değerler dikkate alınmaz, bir ya da birkaç ilişkili alansal birimler için mekânsal otokorelasyon değerlendirilir (Fischer ve Wang, 2011: 22). Yerel mekânsal otokorelasyon (Local indicator of spatial analyses-LISA) bir değişkene ait gözlem etrafındaki benzer değerlerin mekânsal kümelenmelerini belirlemektedir. Yüksek gözlem değerlerinin yerel kümelenmesi veya düşük gözlem değerlerinin yerel kümelenmesi ile sıcak ve soğuk noktaların varlığını göstermektedir. Ayrıca kümelenme olmayan bölgelerin tanımlanmasını sağlamaktadır (Fischer ve Wang, 2011: 26).

III.2. Mekânsal Regresyon Modelleri

Genel çoklu doğrusal regresyon modeli $y = x\beta + \varepsilon$ olarak ifade edilmektedir. Modelde yer alan y , $nx1$ boyutunda bağımlı değişken vektörünü; X , nxk boyutunda açıklayıcı değişkenler vektörünü; β , regresyon katsayısını; ε , hata terimini göstermektedir. Modelde yer alan hata terimlerinin birbirinden bağımsız, sıfır ortalama ve sabit varyansla normal dağıldığı varsayılır ($\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$). Ancak hatalar mekânsal otokorelasyon içeriyorsa bu varsayım geçerliliğini yitirir (Anselin ve Rey, 1991: 116). Gözlemlerin bağımsızlığı modeli büyük ölçüde kolaylaştırmaktadır (LeSage ve Pace, 2009: 2). Ancak bu sadeleştirme, mekânsal verilerde gözlemlenen hata terimlerindeki bağımlılık nedeniyle pek uygun değildir (Fischer ve Wang, 2011: 32).

Mekânsal bağımlılık, uzayda belirli bir noktada gerçekleşen olaylarla başka bölgelerde gerçekleşen olaylar arasındaki fonksiyonel bir ilişkinin varlığı olarak ele alınabilir (Anselin, 1988a: 11). Başka bir deyişle, mekânsal konumdaki bir değişkenin aldığı değer içsel şartlar tarafından açıklanmakla birlikte, komşu konumlarda aldığı değer tarafından da açıklanmaktadır (Gül, 2014: 113; Frexedas ve Vaya, 2005: 154). Mekânsal bağımlılığın (otokorelasyonun) göz ardı edilmesi durumunda verilerin gerçek varyansı eksik tahmin edilir. Pozitif mekânsal otokorelasyon durumunda örneklemin ortalaması daha az hassas olur. Bunun sonucunda genellikle α tipi hata meydana gelir. Bu durum sonuçların tahmininde ve yorumlarında sorunlara neden olur (Çetin, 2012: 53; Ward ve Gleditsch, 2008: 10).

Mekânsal regresyon modelleri mekânsal otokorelasyonun nedenine göre belirlenir (Zeren, 2011: 20). Mekânsal bağımlılık, mekânsal hata bağımlılığı ve mekânsal gecikme bağımlılığı olarak iki şekilde tanımlanabilir. Mekânsal gecikme bağımlılığı içeren modelde, bir mekânda ölçülen bağımlı değişken, başka bir mekanda ölçülen bağımlı değişkenle ilişkilidir; yani mekânsal otokorelasyon bağımlı değişkenler arasındadır. Mekânsal hata bağımlılığı içeren modelde ise mekânsal otokorelasyon hata terimleri arasındadır (Başbozkurt, 2015: 46-47; Fischer ve Wang, 2011: 32-33).

III.2.1. Mekânsal Gecikme Modeli

Mekânsal gecikme modeli klasik regresyon modelinin bir uzantısıdır. Bu model zaman serileri analizinde kullanılan gecikmeli modeli anımsattığı için Anselin tarafından Spatial Autoregressive Model (SAR) (mekânsal otoregresif model) olarak adlandırılmıştır (Başar, 2009: 65). SAR bir konumdaki gözlemlere ait bağımlı değişken üzerinde, komşu konumdaki değişkenlerin de etkisi olduğunu varsaymaktadır. Bu doğrultuda mekânsal gecikme sürecinde modele, açıklayıcı değişken olarak gecikmeli bağımlı değişken eklenir (Fischer ve Wang, 2011: 33). Mekânsal gecikme modeli aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Anselin ve Rey, 1991: 117; Fischer ve Wang, 2011: 33).

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

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

Modelde yer alan W , $n \times n$ boyutlu konumlar arasındaki komşuluk ilişkisini ifade eden mekânsal ağırlık matrisini; y , $n \times 1$ boyutunda bağımlı değişken vektörünü; X , $n \times k$ boyutunda açıklayıcı değişkenler matrisini; ε , hata terimini göstermektedir. Mekânsal gecikmeli bağımlı değişken katsayısı ρ , komşu konumlardaki y 'lerin ilgili konumdaki y üzerindeki etkisini ölçmektedir ve genellikle $|\rho| < 1$ olduğu kabul edilir (Fischer ve Wang, 2011: 33; Zeren, 2010: 24). Mekânsal otopregresif parametre ρ 'nun anlamlı olması mekânsal gecikme bağımlılığının varlığını göstermektedir. Bu parametre anlamlı olduğunda en küçük kareler tahminleri yanlış olacağından klasik regresyon modelinin kullanılması uygun değildir. Bu durumda mekânsal gecikme modeli kullanılır (Çetin, 2012: 70).

III.2.2. Mekânsal Hata Modeli

Mekânsal hata modeli (Spatial Error Model) (SEM), regresyon modelinin hata terimleri arasındaki mekânsal otokorelasyonu inceler. Mekânsal hata modeli aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Anselin ve Rey, 1991: 117; Fischer ve Wang, 2011: 34).

$$e = \lambda W_2 e + u$$

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

Burada y , $n \times 1$ boyutlu bağımlı değişken vektörünü; X , $k \times k$ boyutlu bağımsız değişkenler matrisini; β , $k \times 1$ boyutlu katsayı vektörünü; u , $n \times 1$ boyutlu bağımsız özdeş dağılan hata terimleri vektörünü göstermektedir. Mekânsal hata katsayısı (λ), ilgili konumdaki gözlemin hata terimi ile komşu konumlara ait gözlemlerin hata terimleri arasındaki mekânsal bağımlılığın derecesini ölçmektedir. Bu katsayısı genellikle birden küçük değerler alır (Zeren 2010: 24). Mekânsal hata katsayısının anlamlı olması ($H_0: \lambda = 0$ hipotezinin reddedilmesi), hata terimleri arasında mekânsal bağımlılık olduğunu göstermektedir. Söz konusu katsayısının anlamlı olması durumunda hatalar mekânsal korelasyon içerdiğinden, klasik regresyon modelinin kullanılması uygun değildir. Bu durumda mekânsal hata modeli kullanılır (Çetin, 2012: 72).

III.2.3. Mekânsal Bağımlılık Testleri

Mekânsal otokorelasyonu test etmek için kullanılan en yaygın yöntem regresyon artıklarına uygulanan Moran'ın I istatistiğidir. Moran (1948, 1950a, 1950b) tarafından geliştirilen bu istatistik aşağıdaki gibidir (Anselin, 1998: 101; Gumprecht, 2005: 4; LeSage, 1999: 71).

$$I = \frac{e' W e}{e' e}$$

Burada W , mekânsal ağırlık matrisini göstermektedir. $e = y - X\beta$, regresyon modelinin en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesinden elde edilen hataların $n \times 1$ boyutlu

vektörünü; $e'e$ ise artıkların karelerinin toplamını göstermektedir (Cliff ve Ord, 1972: 278). Bu testte sıfır hipotezi, mekânsal bağımlılığın olmadığını açıkça ifade ederken, alternatif hipotezde bağımlılığın kesin bir çeşidi ifade edilmemektedir (Anselin, 1988a: 102). Alternatif hipotezdeki mekânsal korelasyon yapısının belirgin olmaması nedeniyle bu test yalnızca mekânsal ardışık bağımlılığı araştırmaktadır, bağımlılığın türü hakkında bilgi vermemektedir (Zeren, 2010: 26).

Mekânsal otokorelasyonu test etmek için kullanılan bir diğer yöntem Lagrange çarpanı (Lagrange Multiplier) (LM) metodudur. LM metodu maksimum olabilirlik yöntemine dayalı asimptotik bir yaklaşımdır (Anselin, 1988a: 103). Bu metotta da Moran I testine benzer şekilde en küçük kareler artıkları kullanılır. Mekânsal bağımlılığın belirlenmesi amacıyla, Burridge (1980) tarafından geliştirilen LM_{λ} (LM-error) (LM-hata) testi aşağıdaki gibidir.

$$LM_{\lambda} = \frac{(e'We/e'en^{-1})^2}{tr(W'W + W^2)}$$

Burada tr (trace) matrisin köşegen elemanlarının toplamını ifade etmektedir. $\sigma^2 = e'e^{-1}$ $\sigma^2 = e'e^{-1}$ hata varyansını göstermektedir. $tr(W'W + W^2)$ haricinde LM_{λ} istatistiği aslında Moran I istatistiğinin karesine eşittir (Fischer ve Wang, 2011: 36). Bu test istatistiği 1 serbestlik derecesiyle asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir (Anselin ve Rey, 1991: 119). Moran test yaklaşımının aksine, maksimum olabilirlik yöntemine bağlı testler alternatif hipotezlerle bağlı olarak oluşturulmaktadır (Anselin, 1988a: 103). H_0 hipotezi mekânsal hata katsayısının anlamlı olmadığını ($H_0: \lambda = 0$), H_1 hipotezi ise bu katsayının anlamlı olduğunu ifade etmektedir ($H_1: \lambda \neq 0$).

LM metodu ile ilgili olan bir diğer mekânsal bağımlılık testi LM_{ρ} (LM-lag) (LM-gecikme) testidir. Anselin (1988b) tarafından geliştirilen LM_{ρ} testi aşağıdaki gibidir.

$$LM_{\rho} = \frac{(e'Wy/e'en^{-1})^2}{(WX\hat{\beta})'M(WX\hat{\beta})/e'en^{-1} + tr(W'W + W^2)}$$

Testte wy er alan $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ izdüşüm matrisidir. $\hat{\beta}$ doğrusal regresyon modelinde yer alan β 'ların en küçük kareler tahminlerini göstermektedir. Bu test istatistiği 1 serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir (Anselin ve Rey, 1991:119). H_0 hipotezi mekânsal otoregresif parametrenin anlamsız olduğunu ($H_0: \rho = 0$), H_1 hipotezi ise bu parametrenin anlamlı olduğunu ifade etmektedir ($H_1: \rho \neq 0$).

Mekânsal bağımlılığın hangi modelden kaynaklandığının belirlenmesinde robust dönüşümleri kullanılmaktadır (Anselin vd., 1996: 77). Robust testler, mekânsal gecikmeli bağımlı değişkenin varlığında mekânsal hata bağımlılığını, mekânsal hata bağımlılığın varlığında ise

mekânsal serbestlik bağımlılığını test etmektedir. Başka bir ifadeyle bu testler $\lambda \neq 0$ varsayımı altında $H_0: \rho = 0$ hipotezini ya da $\rho \neq 0$ varsayımı altında $H_0: \lambda = 0$ hipotezini test eder (Zeren, 2011: 55).

Birleşik LM testi mekânsal gecikme ve mekânsal hata modellerinin birlikte anlamlılığını test eder. Söz konusu test istatistiği LM_p ile RLM_λ ya da LM_λ ile RLM_p testlerinden elde edilen LM istatistiklerinin toplamını verir ($LM_{p\lambda} = LM_p + RLM_\lambda = LM_\lambda + RLM_p$). Bu test 2 serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılımına sahiptir (Anselin vd., 1996: 84-85).

IV. DEĞİŞKENLER VE VERİ SETİ

Bu çalışmada, Türkiye'nin illerine ait işsizlik oranlarının mekânsal etkileşimi araştırılmıştır. Türkiye'de iller bazında işsizlik oranları arasındaki farklılıkları belirlemek amacıyla kullanılan veriler Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) sitesi, Nüfus ve Konut Araştırması yayınından elde edilmiş olup, verilerin ulaşılabildiği en güncel yıl alınmıştır. 2011 yılı için illere göre işsizlik oranları ve bu oranları açıklamada kullanılan değişkenler Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Değişkenler

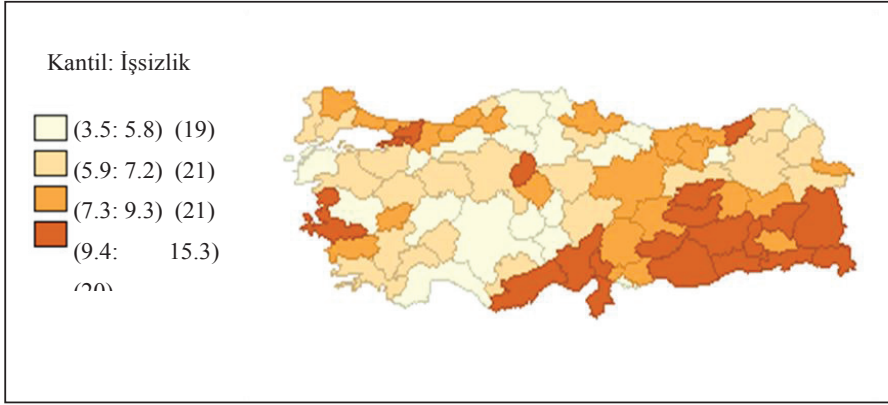
Değişkenin Tanımı	Hesaplanma Şekli
İşsizlik oranı	İşsiz nüfusun işgücündeki nüfus içindeki oranı
Kadınların işgücüne katılım oranı	Toplam kadın işgücünün 15 ve daha yukarı yaştaki kadın nüfusa oranı
Erkeklerin işgücüne katılım oranı	Toplam erkek işgücünün 15 ve daha yukarı yaştaki erkek nüfusa oranı
Lise veya daha fazla eğitilmiş nüfus oranı	Lise veya daha fazla eğitilmiş nüfusun çalışma çağındaki nüfusa oranı
Genç nüfus oranı	15-24 yaş arası nüfusun çalışma çağındaki nüfusa oranı
Net göç hızı	Göç edebilecek her bin kişi için net göç sayısı

Kaynak: TÜİK, 2011.

V. BULGULAR

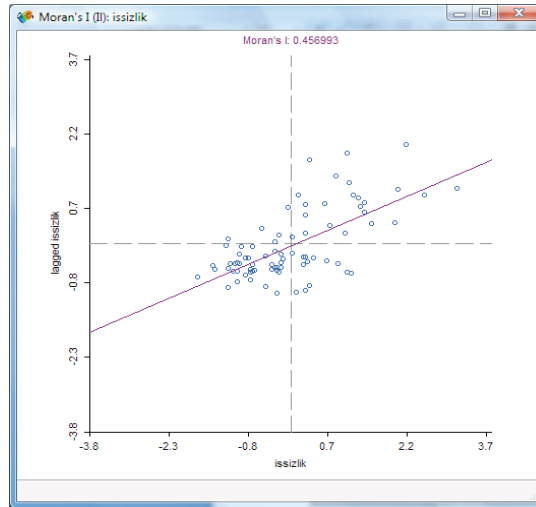
Çalışmada kullanılan verilerin analizinde GeoDa programı kullanılmıştır. GeoDa programı verilerin farklı haritalarla görselleştirilmesini sağlamaktadır. Ayrıca bu programda küresel ve yerel mekânsal otokorelasyon hesaplamaları, mekânsal regresyon tahminleri yapılabilmektedir (Anselin vd., 2004: 11). Analizde kullanılacak olan mekânsal ağırlık matrisi vezir komşuluk tanımına göre oluşturulmuştur.

Açıklayıcı mekânsal veri analizinde harita önemli bir role sahiptir. Harita mekânsal dağılımın paternini görselleştirme imkanı sunmaktadır. Uygulamalarda genel olarak veri kümesini dört eşit parçaya bölen kartil haritası kullanılmaktadır (Fischer ve Wang, 2011: 15). Bu doğrultuda, öncelikle işsizlik oranları için kartil haritası incelenmiştir.



Şekil 1: İşsizlik Oranlarının Mekânsal Dağılımı

Şekil 1'de verilen işsizlik oranlarının kantil haritasında, en yüksek işsizlik oranına sahip iller en koyu renklerle gösterilmiştir. Renkler açıldıkça işsizlik oranları da azalmaktadır. Güneydoğu Anadolu Bölgesi'ndeki illerin birbirini negatif yönde etkiledikleri ve yüksek işsizlik kümelenmesi oluşturdukları gözlemlenmektedir. Dolayısıyla görsel olarak mekânsal bağımlılığın varlığından söz edilebilir. Kantil haritası ile görsel olarak bölgesel farklılıkları belirlenen işsizlik oranlarının mekânsal etkileşimi Moran saçılım diyagramı ile incelenmiştir. Anselin (1995, 1996) tarafından önerilen bu diyagram ile bir konumda yer alan y gözlemleri ile komşu gözlemlerin ortalaması Wy arasındaki ilişkiler incelenebilmektedir (Anselin vd., 2007: 295-296; LeSage ve Pace, 2009: 11).

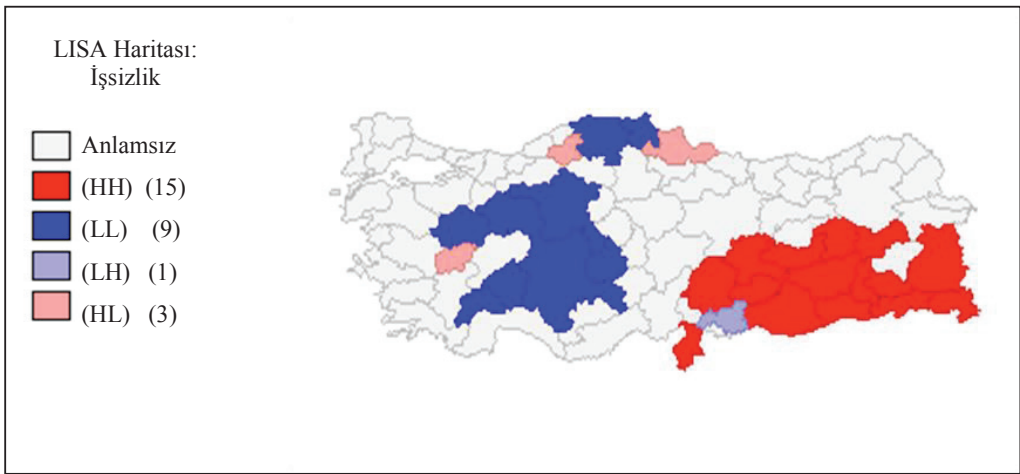


Şekil 2: İşsizlik Oranlarının Moran Saçılım Diyagramı

Şekil 2'de verilen işsizlik oranlarının Moran saçılım diyagramında değerlerin rassal olarak dağılmadığı, pozitif otokorelasyonun olduğu bölgelerde yoğunlaştığı gözlemlenmektedir. İşsizlik oranları için 0.46 olarak hesaplanan Moran I değeri pozitif mekânsal otokorelasyon olduğunu göstermektedir.

Söz konusu diyagramda HH bölgesinde yer alan, Adana, Adıyaman, Batman, Bitlis, Bingöl, Diyarbakır, Elazığ, Hatay, Hakkâri, İstanbul, Kahramanmaraş, Kocaeli, Muş, Malatya, Mardin, Osmaniye, Siirt, Şanlıurfa, Şırnak, Tunceli, Trabzon, Van ve Yalova illerinin işsizlik oranları, Türkiye ortalamasından daha yüksektir; ayrıca bu iller yüksek işsizlik oranına sahip illerle ilişki içerisindedir. LL bölgesinde yer alan, Afyonkarahisar, Aksaray, Ankara, Amasya, Antalya, Ardahan, Artvin, Bartın, Balıkesir, Bilecik, Bolu, Burdur, Çanakkale, Çankırı, Çorum, Denizli, Edirne, Erzurum, Eskişehir, Iğdır, Isparta, Karaman, Kars, Kastamonu, Kayseri, Kilis, Kırşehir, Konya, Kütahya, Muğla, Manisa, Niğde, Nevşehir, Ordu, Sinop, Sivas, Tokat, Tekirdağ, Yozgat ve Zonguldak illerinin işsizlik oranları Türkiye ortalamasından düşüktür; ayrıca bu iller düşük gözlem değerli illerle ilişki içerisindedir. HL bölgesinde yer alan, Gümüşhane, Samsun, İzmir, Sakarya, Aydın, Uşak, Kırıkkale, Karabük, Giresun, Mersin, Rize, Kırklareli ve Düzce illerinin işsizlik oranları Türkiye ortalamasının üzerindedir; ancak bu iller düşük işsizlik oranına sahip illerle ilişki içerisindedir. LH bölgesinde yer alan Ağrı, Bayburt, Erzincan, Bursa ve Gaziantep illerinin işsizlik oranları Türkiye ortalamasından düşüktür; ancak bu iller yüksek işsizlik oranına sahip illerle ilişki içerisindedir.

Moran diyagramıyla dağılımı ele alınan gözlem değerlerinin bölgesel olarak anlamlı mekânsal kümelenme ya da ayrışma gösterip göstermediğini incelemek amacıyla, mekânsal ilişkinin yerel göstergesi olan LISA analizi kullanılmıştır.



Şekil 3: İşsizlik Oranlarının LISA Haritası

Şekil 3'te verilen işsizlik oranlarının LISA haritasında, kırmızı renkle ifade edilen HH bölgesinde yer alan iller, Türkiye ortalamasının üzerinde işsizlik oranına sahip olan; ayrıca yüksek işsizlik oranına sahip illerle ilişki içerisinde olan illeri göstermektedir. Hakkâri, Elazığ, Şırnak, Siirt, Bingöl, Diyarbakır, Malatya, Şanlıurfa, Batman, Muş, Adıyaman, Van, Mardin ve Bitlis illerinin komşuluk ilişkilerinden etkilendikleri, yüksek gözlem değerleriyle kümelendikleri gözlemlenmektedir. Türkiye ortalamasının altında işsizlik oranına sahip olan; ayrıca düşük değerli işsizlik oranına sahip olan illerle ilişki içerisinde olan iller LL bölgesinde gösterilmektedir. Kütahya, Ankara, Burdur, Aksaray, Eskişehir, Kastamonu, Sinop ve Isparta illerinin düşük gözlem değerleriyle kümelendiği gözlemlenmektedir. Türkiye ortalamasından daha yüksek bir değerde olan fakat düşük değerli illerle ilişki içerisinde olan iller HL bölgesinde gösterilmektedir. Samsun, Uşak ve Karabük illeri Türkiye işsizlik oranları ortalamasından daha yüksek değere sahiptir; fakat bu iller düşük işsizlik oranına sahip illerle çevrilidir. Türkiye ortalamasının altında bir değere sahip olan; fakat yüksek değerli illerle ilişki içerisinde olan iller LH bölgesinde gösterilmektedir. Gaziantep, Türkiye işsizlik oranları ortalamasından daha düşük bir değere sahiptir; fakat bu il yüksek işsizlik oranına sahip illerle çevrilidir.

Türkiye'de illere göre işsizliğin mekânsal kümelenmelerinin incelenmesinin ardından, işsizliği etkileyen dinamikler mekânsal analiz yöntemleriyle ortaya konulmaya çalışılmaktadır. Bu doğrultuda mekânsal bağımlılığın araştırılmasının yanı sıra işsizlik oranını etkileyen faktörlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla yerli ve yabancı literatürdeki benzer çalışmalar incelenmiştir. Literatürde yer alan dinamikler kullanılarak işsizlik oranını etkileyen faktörler araştırılmıştır. Bu doğrultuda, kadın ve erkek işgücüne katılım oranları, eğitilmiş nüfus oranı, genç nüfus oranı, net göç hızı değişkenlerinin işsizlik oranı üzerindeki etkisini ölçmek amacıyla regresyon modeli oluşturulmuştur. Modelin parametreleri en küçük kareler (EKK) yöntemiyle tahmin edilmiştir. Bu modele ilişkin tahmin sonuçları Tablo 2'deki gibidir.

Tablo 2: En Küçük Kareler Tahmin Sonuçları

Değişken ismi	Katsayı	Olasılık değeri
Sabit terim	8,9538	0,0735*
Erkeklerin işgücüne katılım oranı	-0,0742	0,2647
Kadınların işgücüne katılım oranı	-0,1210	0,0026***
Genç nüfus oranı	0,1993	0,0008***
Net göç hızı	0,0197	0,4191
Eğitilmiş nüfus oranı	0,0590	0,1306
AIC=330,529	F=13,8292 (p=0,0001***)	
SC= 344,896	Jarque-Bera=2,5729 (p= 0,2763)	
$R^2=0,48$ $\bar{R}^2=0,45$	Breusch-Pagan= 4,0258 (p= 0,5457)	

Anlamlılık düzeyi *0,10 **0,05 ***0,01

İşsizlik oranını etkileyen faktörlerin araştırıldığı modelde EKK tahmin sonuçları incelendiğinde, işsizlik üzerinde; açıklayıcı değişkenlerden kadınların işgücüne katılım oranı değişkeninin negatif etkisi, genç nüfus oranı değişkeninin pozitif etkisi olduğu görülmektedir. Bu katsayıların işaretleri beklendiği gibidir. Net göç hızı, eğitimli nüfus oranı ve erkeklerin işgücüne katılım oranı değişkenlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Uygulamada kullanılan verilerin illere ait olması nedeniyle komşuluk ilişkilerinden etkilenebileceği, mekânsal bağımlılık içerebileceği düşünülmüştür. Bu bağlamda, illerin sahip olduğu beşeri sermaye, net göç hızı, kadın ve erkek işgücüne katılım oranları değişkenlerinin işsizlik oranları üzerindeki etkilerinin komşuluk ilişkileri açısından mekânsal bağımlılığın olup olmadığı araştırılmıştır. Bu amaçla, mekânsal bağımlılık testleri uygulanmıştır. Mekânsal bağımlılık test sonuçları Tablo 3’teki gibidir.

Tablo 3: Mekânsal Bağımlılık Test Sonuçları

Testler	Test İstatistiği	Olasılık (p)
Moran I	2,7779	0,0055***
LM gecikme (LM_{ρ})	7,0140	0,0081***
RLM gecikme (RLM_{ρ})	3,7781	0,0519*
LM hata (LM_{λ})	4,0816	0,0434**
RLM hata (RLM_{λ})	0,8458	0,3578
Birleşik LM	7,8598	0,0197**

Anlamlılık düzeyi *0,10 **0,05 ***0,01

Moran I test istatistiği için olasılık değeri 0,0055 olarak hesaplanmıştır. Bu değer 0,01’den küçük olduğu için mekânsal bağımlılık olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilir. Buradan hareketle verilerde mekânsal bağımlılık olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Daha önce de ifade edildiği gibi Moran I testi mekânsal bağımlılığın yapısı hakkında bilgi vermez. Mekânsal bağımlılığın türünü belirlemek için LM istatistikleri incelenir. LM_{ρ} ve LM_{λ} test sonuçlarına göre, ρ ve λ istatistiki olarak anlamlıdır. Buna göre mekânsal gecikmeli model ve mekânsal hata modellerinin her ikisinin de geçerli olabileceği görülmektedir. Birleşik LM istatistiğinin anlamlı olması da ardışık bağımlılığın her iki türünün de var olabileceğini göstermektedir. Bu durumda hangi modelin geçerli olduğunun belirlenmesi için RLM_{ρ} ve RLM_{λ} testleri incelenir. RLM_{λ} istatistiği anlamsız; RLM_{ρ} istatistiği anlamlı olduğundan mekânsal gecikme modelinin uygun olduğuna karar verilmiştir. Dolayısıyla çalışmaya mekânsal gecikme modeli tahmin edilerek devam edilmiştir. Bu modele ait ML tahmin sonuçları Tablo 4’te verilmiştir.

Tablo 4: Mekânsal Gecikme Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Olasılık değeri
Rho	0,3788	0,0027***
Sabit terim	6,8473	0,1291
Erkeklerin işgücüne katılım oranı	-0,0716	0,2319
Kadınların işgücüne katılım oranı	-0,0958	0,0069***
Genç nüfus oranı	0,1295	0,0216**
Net göç hızı	0,0102	0,6436
Eğitimli nüfus oranı	0,0642	0,0669*
Likelihood Ratio Test=7,0631 (p=0,0079***)		AIC=325,466
Log likelihood=-155,733		SC= 342,227
		$R^2 = 0,54$

Anlamlılık düzeyi *0,10 **0,05 ***0,01

Mekânsal gecikme modeli için determinasyon katsayısı 0,54 olarak bulunmuştur. Buna göre ilgili bağımsız değişkenler, bağımlı değişkeni 0,54 oranında açıklamaktadır. Bu modelden elde edilen AIC ve SC değerleri, EKK'dan elde edilen AIC ve SC değerlerine göre daha düşüktür. Bu kriterlerin daha düşük değerler alması mekânsal gecikme modelinin klasik modelden daha iyi sonuçlar verdiğini göstermektedir. Mekânsal bağımlılığın göstergesi olan rho katsayısı ($\rho=0,3788$) istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu katsayı, kadın ve erkek işgücüne katılım oranları, genç nüfus oranı, net göç hızı, eğitimli nüfus oranı ve değişkenleriyle açıklanan işsizlik oranlarının, bu değişkenler dışında komşu bölgelerin işsizlik oranlarından da etkilendiğini göstermektedir. Modelde yer alan kadınların işgücüne katılım oranı, genç nüfus oranı ve eğitimli nüfus oranı değişkenlerinin parametresi, istatistiksel olarak anlamlıdır. İşsizlik üzerinde; kadınların işgücüne katılım oranının anlamlı negatif etkisi, genç nüfus oranının anlamlı pozitif etkisi, eğitimli nüfus oranının anlamlı pozitif etkisi vardır. Erkeklerin işgücüne katılım oranı ve net göç hızı değişkenlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamsızdır.

VI. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye'de iller bazında işsizlik oranlarının mekânsal paternindeki farklılıklar ortaya konmuş ve işsizliği etkileyen değişkenler belirlenmeye çalışılmıştır. Bu doğrultuda öncelikle açıklayıcı mekânsal veri analizi teknikleri kullanılarak işsizlik oranlarının mekânsal dağılımı incelenmiştir. İşsizlik oranı için küresel Moran I değeri ile pozitif mekânsal otokorelasyon olduğu tespit edilmiş ve Moran saçılım diyagramı ile ilişki tipleri gösterilmiştir. LISA analizi ile yerel mekânsal ilişkiler araştırılmıştır. Analizin devamında işsizlik oranını etkilediği düşünülen kadın işgücüne katılımı, erkek işgücüne katılımı, net göç hızı gibi dinamiklerin işsizlik üzerindeki etkileri ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bu kapsamda regresyon modeli oluşturulmuştur. Regresyon modelinin tahmin sonuçlarına göre işsizlik üzerinde; açıklayıcı değişkenlerden, kadınların işgücüne katılım oranının anlamlı negatif etkisi, genç

nüfus oranının anlamlı pozitif etkisi olduğu tespit edilmiştir. İllerin sahip olduğu beşeri sermaye, net göç oranı, kadın ve erkek işgücüne katılım oranı değişkenlerinin işsizlik oranı üzerindeki etkilerinin komşuluk ilişkileri açısından mekânsal bağımlılığının olup olmadığının araştırılması amacıyla mekânsal bağımlılık testleri uygulanmıştır. Mekânsal bağımlılık testlerinin sonuçlarına göre, mekânsal gecikme modelinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla çalışmaya mekânsal gecikme modeli tahmin edilerek devam edilmiştir. Mekânsal gecikme modeli sonuçlarının klasik regresyon modeli sonuçlarına göre daha anlamlı sonuçlar verdiği; ayrıca AIC ve SC değerleri açısından daha iyi olduğu gözlenmiştir. Mekânsal gecikme modelin sonuçlarına göre, kadınların işgücüne katılımının işsizlik üzerinde anlamlı negatif etkisi, genç nüfus oranının anlamlı pozitif etkisi ve eğitilmiş nüfus oranının anlamlı pozitif etkisi olduğu tespit edilmiştir. Bunun yanı sıra mekânsal bağımlılığın göstergesi olan rho katsayısı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş, işsizlik oranlarının sözü geçen açıklayıcı değişkenler dışında komşu bölgelerin işsizlik oranlarından da etkilendiği gözlemlenmiştir. İşsizlik oranlarının bölgesel düzeyde farklılıklar gösterdiği ve yayılma etkisiyle illerin birbirlerini etkiledikleri tespit edilmiştir. Çalışmadaki ampirik bulgulara göre işsizlik oranı ile kadın işgücüne katılım oranı arasında negatif ilişki olduğu belirlenmiştir. Bir diğer ifadeyle kadın işgücüne katılım oranı arttıkça işsizlik oranları azalmaktadır. Dolayısıyla, kadınların işgücüne katılım oranında meydana gelecek artış işsizliğin azalmasında büyük rol oynayacaktır. İşsizliği azaltmada en önemli adımlardan biri kadınların işgücüne katılım oranının artırılması olacaktır. Çalışmadaki bir diğer bulgu, genç nüfus oranı ile işsizlik arasında pozitif ilişki olduğunu göstermektedir. Yani, genç nüfus oranı arttıkça işsizlik oranları da artmaktadır. Bu sonucu destekleyen ve genç nüfus oranı ile işsizlik oranları arasındaki pozitif ilişkiyi ortaya koyan bir çok ampirik çalışma bulunmaktadır. Yapılan araştırmalara göre bütün dünyada genç işçiler işsizlikten iki kat daha fazla etkilenmektedir. Ülkelerin çoğunda, genç işçilerin emek piyasalarına girmesi için büyük gayretler gösterilmesine rağmen, genç işçilerin işsizliği arttığı gözlenmektedir. Genç işçilerde erken bir işsizlik, onların gelecekteki verimli çalışma kapasitelerini de olumsuz etkilemektedir. İş bulmadaki güçlükler, genç işçinin aile kurmasına da engel olmakta, gençlerin topluma yabancılaşmalarına ve böylece sosyal olumsuzlukların artmasına neden olmaktadır (Ekin, 2000: 144-145). Araştırma modelindeki bir diğer sonuç, eğitilmiş nüfus oranının işsizlik üzerinde pozitif etkisi olduğunu göstermektedir. Eğitim düzeyi arttıkça işsizlik oranının artması ilginç bir durumdur. Eğitilmiş işsizlerin artması ülkenin toplam vasıf düzeyinin verimli kullanılamaması açısından oldukça dikkat çekicidir. Ayrıca toplumsal kaynakların yeterince kullanılmadığının bir göstergesidir (Korkmaz ve Mahiroğulları: 2007: 59).

Yararlanılan Kaynaklar

Anselin, L. (1988a). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht:Kluwer Academic Publishers.

- Anselin, L. (1988b). Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*, 20(1), 1-17.
- Anselin, L. (1992). *Spatial Data Analysis with GIS: An Introduction to Application in the Social Sciences*. National Center for Geographic Information and Analysis, University of California, Santa Barbara, Technical Report92/10.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
- Anselin, L. (1996). The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association. Fisher M., Scholten H.J., Unwin D. (Eds.), *Spatial analytical perspectives on GIS in environmental and socio-economic sciences*. (pp. 111-125). London: Taylor and Francis.
- Anselin, L. (1998). Interactive Techniques and Exploratory Spatial Data Analysis. Longley P.A., Goodchild M.F.; Maguire D.J.; Wind D.W. (Eds.), *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*. (pp. 253-266). New York:Wiley.
- Anselin, L. ve Rey, S. (1991). Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models. *Geographical Analysis*. 23(2), 112-131.
- Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., & Yoon, M. J. (1996). Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77-104.
- Florax, R. J. G. M. ve Rey, S. J. (2004). *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*.
- Anselin, L., Sridharan, S. ve Gholston, S. (2007). Using Exploratory Spatial Data Analysis to Leverage Social Indicator Databases: The Discovery of Interesting Patterns. *Social Indicators Research*, 82(2), 287-309.
- Başar, Ö. D. (2009). *Uzamsal regresyon analizi* (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, İstanbul.
- Başbozkurt, H. (2015). *Mekânsal regresyon metotları kullanımı ile toprağın bazı fiziksel ve kimyasal özelliklerinin analizi* (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Selçuk Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Konya.
- Bozdağlıoğlu, Y. (2008). Türkiye’de İşsizliğin Özellikleri ve İşsizlikle Mücadele Politikaları. *Manas Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 20, 45-65.
- Burridge, P. (1980). On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation. *Journal of Royal Statistical Society B* 42(1): 107-108.
- Cliff, A. ve Ord, K. (1972). Testing for Spatial Autocorrelation among Regression Residuals. *Geographical Analysis*, 4(3), 267-284.
- Cracolici, M. F., Cuffaro, M. ve Nijkamp, P. (2007). Geographical Distribution of Unemployment: An Analysis of Provincial Differences in Italy. *Growth and Change*, 38(4), 649-670.

- Çetin, D. (2012). *Exports and clusters: A spatial econometric analysis on Ankara and Istanbul Oizs (Ph.D.)*, Middle East Technical University, Ankara.
- Dall'Erba, S. (2005). Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989–1999: An Exploratory Spatial Data Analysis. *The Annals of Regional Science*, 39(1), 121-148.
- Devlet Planlama Teşkilatı (DPT). 9. Kalkınma Planı, İşgücü Piyasası, Özel İhtisas Komisyonu Raporu, Yayın No: 2709, Ankara: 2006. <http://www.kalkinma.gov.tr/Lists/zel%20ihtisas%20Komisyonu%20Raporlar/Attachments/28/oik662.pdf> Erişim Tarihi: 04.03.2016.
- Díaz, Ana M. (2015). Spatial Unemployment Differentials in Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, 76, 123-163.
- Ekin, N. (2000). *Türkiye'de Yapay İstihdam ve İstihdam Politikaları*. İstanbul Ticaret Odası.
- Elhorst, J. P. (2003). The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and Empirical Explanations. *Journal of Economic Surveys*, 17(5), 709-748.
- Filiztekin, A. (2009). Regional Unemployment in Turkey. *Papers in Regional Science*, 88(4), 863-878.
- Fischer, M. M. ve Wang, J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*. Springer Science & Business Media.
- Villar Frexedas, O., & Vayá, E. (2005). Financial Contagion between Economies: An Exploratory Spatial Analysis. *Estudios de Economía Aplicada*, 23(1), 151-166.
- Griffith, D. A. (2003). *Spatial Autocorrelation and Spatial Filtering*. Berlin: Springer.
- Gumprecht, D. (2005). Spatial Methods in Econometrics. An Application to R&D Spillovers. *Research Report Series / Department of Statistics and Mathematics*, 26. Department of Statistics and Mathematics, Vienna: WU Vienna University of Economics and Business.
- Gökdoğan Gül, T. (2014). Türkiye İçin İstihdamın Belirleyicileri: İBBS-2 Bölge Düzeyi, Mekânsal Analiz Uygulaması. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 29(1), 105-135.
- Haining, R. P. (2003). *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*, New York: Cambridge University Press.
- Korkmaz, A. ve Mahiroğulları, A. (2007). *İşsizlikle Mücadelede Emek Piyasası Politikaları, Türkiye ve AB Ülkeleri*. Bursa: Ekin Yayınevi.
- Lesage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, Department of Economics, University of Toledo. <http://www.spatial-econometrics.com/html/sbook.pdf> Erişim Tarihi: 12.04.2016.
- Lesage, J. P. ve Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- López-Bazo, E., Barrio, T. D. ve Artis, M. (2002). The Regional Distribution of Spanish Unemployment: A Spatial Analysis. *Papers in Regional Science*, 81(3), 365-389.

- Mitchell, W. ve Bill, A. (2004). "Spatial Dependence in Regional Unemployment in Australia". Working Paper No. 04-11, Australia: Centre of Full Employment and Equity The University of Newcastle.
- Molho, I. (1995). Spatial Autocorrelation in British Unemployment. *Journal of Regional Science*, 35(4), 641-658.
- Moran, P. A. (1948). The Interpretation of Statistical Maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 10(2), 243-251.
- Moran, P. A. (1950a). A Test for the Serial Independence of Residuals. *Biometrika*, 37(1/2), 178-181.
- Moran, P. A. (1950b). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23.
- Niebuhr, A. (2003). Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe. *European Journal of Spatial Development*, 5, 1-26.
- Overman, H. G. ve Puga, D. (2002). Unemployment Clusters across Europe's Regions and Countries. *Economic Policy*, 17(34), 115-148.
- Schabenberger, O. ve Gotway, C. A. (2005). *Statistical Methods for Spatial Data Analysis*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.
- Tobler, W. R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*, 46(sup1), 234-240.
- Türkiye Cumhuriyeti Maliye Bakanlığı (2011). "Türkiye'de İşgücü Piyasası Sorunları ve Çözüm Önerileri, TC Maliye Bakanlığı Strateji Geliştirme Dairesi Başkanlığı Araştırma Raporu". Ekonomik ve Sektörel Analiz Dairesi. <http://www.maliye.gov.tr/EADD%20alma%20Platformu/Ara%C5%9Ft%C4%B1rma%20Raporlar%C4%B1/T%C3%BCrkiye'de%20%C4%B0%C5%9Fg%C3%BCc%C3%BC%20Piyasas%C4%B1%20Sorunlar%C4%B1%20ve%20%C3%87%C3%B6z%C3%BCm%20%C3%96nerileri.pdf> Erişim Tarihi: 26.05.2016.
- Türkiye İstatistik Kurumu (2011). "Nüfus ve Konut Araştırması". http://www.tuik.gov.tr/Kitap.do?metod=KitapDetay&KT_ID=11&KITAP_ID=276 Erişim Tarihi: 12.12.2015.
- Varga, A. (1998). *University Research and Regional Innovation: A Spatial Econometric Analysis of Academic Technology Transfers, 2. Edition*. New York: Kluwer Academic Publishers, Springer.
- Ward, M. D. ve Gleditsch, K. S. (2008). *Spatial Regression Models* (Vol. 155). Sage.
- Yüceol, H. M. (2011). Türkiye'de İllerarası İşsizlik Oranı Farklılıkları, Göç ve Ekonomik Kalkınma. *Sosyoekonomi, Göç Özel Sayısı*, 15, 29-54.
- Zeren, F. (2010). Mekânsal Etkileşim Analizi. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, (12), 18-39.
- Zeren, F. (2011). *Mekânsal ekonometri ve mekânsal panel ekonometri yaklaşımları: AB üye ülkeleri için gelir yakınsama hipotezi üzerine bir uygulama* (Yayımlanmamış Doktora Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.

Zeren, F. ve Savrul, B. K. (2012). Türkiye'de Şehirleşmeyi Etkileyen Faktörler: Mekânsal Ekonometri Analizi. *Journal of Yasar University*, 28(7), 4749-4765.



Neşe ARAL – nesearal@uludag.edu.tr

She is a research assistant in Faculty of Economics and Administrative Sciences at Uludağ University since 2015. She received her masters degree from Uludağ University in 2016. She still continues to PhD programme in Uludağ University, Institute of Social Sciences.



Mustafa AYTAÇ – aytacl@uludag.edu.tr

He is a professor of Faculty of Economics and Administrative Sciences in Uludağ University since 1994. He graduated from Mathematics from Middle East Technical University in 1976. He received her Ph.D from İstanbul University Faculty of Economics.

