



Türkiye’de Bölgesel İşsizliğin Belirleyicilerinin Mekânsal Panel Veri Modelleriyle Analizi¹

Beyda DEMİRCİ

İstanbul Üniversitesi, Ekonometri Bölümü / Doktora Öğrencisi

FMV Işık Üniversitesi İşletme Bölümü / Araştırma Görevlisi

beydademirci@gmail.com

Orcid No: 0000-0001-9476-3102

Ferda YERDELEN TATOĞLU

İstanbul Üniversitesi, Ekonometri Bölümü / Prof. Dr.

yerdelen@istanbul.edu.tr

Orcid No: 0000-0002-7365-3649

Özet

İşsizlik, ekonomik kalkınmanın önünde büyük bir engel olup, bireylerin yaşam kalitesini doğrudan etkileyen önemli bir sorundur. İşgücü piyasasındaki dengesizlikler, yetersiz istihdam olanakları ve bölgesel farklılıklar, işsizlik oranının dalgalanmasına yol açmaktadır. Bu nedenle, bölgesel düzeyde işsizliği etkileyen sosyo-ekonomik faktörlerin belirlenmesi, işgücü piyasasında etkili politikalar geliştirmek için önemlidir. Bu çalışmada, Türkiye’nin İBBS Düzey 2’deki 26 bölgesi için 2014-2022 yıllarına ait verilerle işsizlik oranında mekânsal etkilerin olup olmadığı ve işsizlik oranını açıklayan faktörler mekânsal panel veri modelleri yardımıyla incelenmiştir. Test sonuçlarına göre, mekânsal hata modeli (SEM) uygun model olarak belirlenmiş ve bu modelin tahmin sonuçlarına göre bölgesel büyüme oranı, girişim sayısı ve genç nüfustaki artışın bölgesel işsizliği azalttığı; diğer yandan üniversite mezun sayısı ve yoksulluk oranındaki artışın işsizlik oranını arttırdığı tespit edilmiştir. Bu sonuçların, bölgesel işsizliği azaltmaya yönelik politikaların belirlenmesinde katkı sunacağı düşünülmektedir.

Anahtar sözcükler: Mekânsal Panel Veri Analizi, Mekânsal Hata Modeli, İşsizlik, Türkiye Düzey2.

Sorumlu Yazar / Corresponding Author: Beyda DEMİRCİ, İstanbul Üniversitesi, Ekonometri Bölümü.

Atıf / Citation: DEMİRCİ B., YERDELEN TATOĞLU F. (2024). Türkiye’de Bölgesel İşsizliğin Belirleyicilerinin Mekânsal Panel Veri Modelleriyle Analizi *İstatistik Araştırma Dergisi*, 14 (2), 1-13.

¹ Bu çalışma 7-9.11.2024 tarihlerinde gerçekleşen EMIDWORLD 2nd International Congress on Economics Public Finance Business & Social Sciences’da sözlü bildiri olarak sunulmuştur.

Spatial Panel Data Analysis of Determinants of Regional Unemployment in Turkey

Abstract

Unemployment is a significant barrier to economic progress and is an important issue that directly affects individuals' quality of life. Imbalances in the labor market, insufficient employment opportunities, and regional disparities lead to fluctuations in the unemployment rate. Therefore, identifying the socio-economic factors affecting unemployment at the regional level is important for developing effective policies in the labor market. This study used spatial panel data models to examine the spatial effects of the unemployment rate and the factors explaining it in Turkey's 26 regions at the NUTS-2 level for the years 2014–2022. The test results identified the spatial error model (SEM) as the appropriate one. Based on its estimation results, we found that the regional growth rate, the number of enterprises, and the increase in the young population reduce regional unemployment, while the increase in university graduates and the poverty rate increase it. It is believed that these results will contribute to the formulation of policies aimed at reducing regional unemployment.

Keywords: Spatial Panel Data Analysis, Spatial Error Model, Unemployment, Türkiye NUTS2.

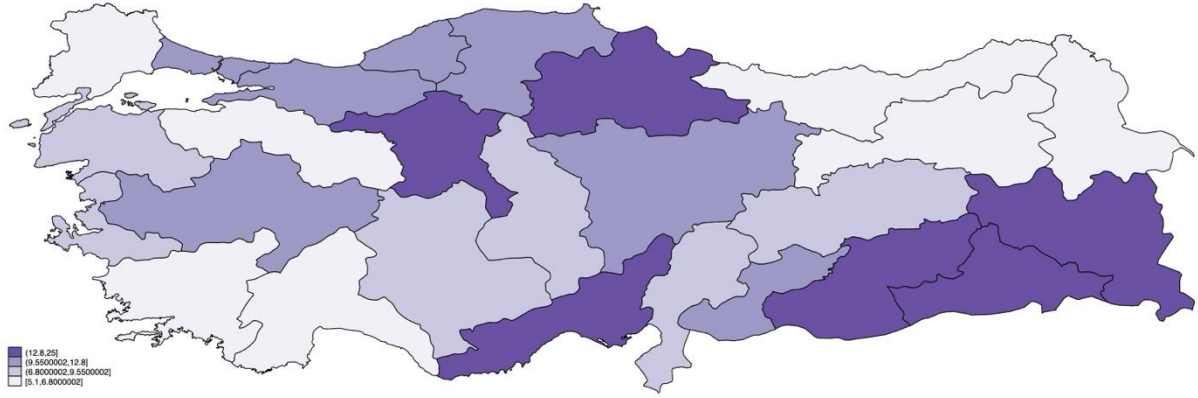
1. Giriş

İşsizlik, bireyler ve toplumlar üzerinde geniş kapsamlı ekonomik ve sosyal etkilere neden olan önemli bir olgudur. İşsizlik oranının doğru şekilde ölçülmesi, işgücü piyasasının dinamiklerini anlamak ve etkili istihdam politikaları geliştirmek için kritik öneme sahiptir. Uluslararası Çalışma Örgütü’nün (ILO) 1982’de aldığı karara göre, işsizlik üç temel koşula dayanmaktadır. Bunlar:

- Kişinin işsiz olması, yani herhangi bir ücretli işte ya da serbest meslek faaliyetinde bulunmaması,
- İş bulduğunda hemen çalışabilecek durumda olması, yani iş için fiziksel ve mental açıdan hazır olması,
- Kişinin aktif olarak iş araması, yani yakın dönemde iş bulma amacıyla başvuru yapma, iş bulma kurumlarına kaydolma ya da kendi işini kurmak için girişimlerde bulunması,

gibi somut adımlar atmış olması şeklinde sıralanabilir. Bu koşullar işgücü piyasasının sınırlı olduğu ya da düzenli olmadığı yerlerde iş arama kriterinin esnetilmesine olanak tanımaktadır, böylece işsizlik, bu bölgelerde daha geniş bir anlamda ele alınabilmektedir (ILO, 1982). TÜİK’in tanımına göre ise, çalışma çağına olup, referans dönemi içinde istihdamda bulunmayan, son dört hafta içinde aktif olarak iş arayan ve iki hafta içinde işbaşı yapabilecek durumda olan bireyler, işsiz nüfus olarak tanımlanmaktadır (TÜİK, 2021). TÜİK, işsizlik oranını hesaplamada bireylerin aktif iş arama faaliyetlerini zorunlu bir kriter olarak ele alırken, ILO’nun tanımı işgücü piyasasının sınırlı olduğu bölgelerde daha esnek bir değerlendirmeye olanak tanımaktadır. Bu tanımlar arasındaki farklılık, Türkiye gibi bölgesel ekonomik eşitsizliklerin bulunduğu ülkelerde işsizlik oranının daha doğru bir şekilde değerlendirilmesi açısından önem taşımaktadır.

Diğer yandan Türkiye’de sanayileşmenin bazı bölgelerde yoğunlaşması, hava ve iklim koşulları gibi çeşitli nedenlerle işsizlik oranının dağılımında bölgeler bazında farklılıklar bulunmaktadır. Türkiye’de örnek olarak alınan 2018 yılında işsizlik oranının bölgesel dağılımını gösteren aşağıdaki ısı haritasına göre, en koyu renk en yüksek işsizlik oranının olduğu bölgeleri gösterirken, renk açıldıkça işsizlik oranı da azalmaktadır. Haritadan işsizlik oranının yüksek ve düşük olduğu bölgelerin benzer noktalara kümelenmiş olduğu görülmektedir, dolayısıyla farklı bölgeler arasında mekânsal kümelenmeler belirgindir. Bu ısı haritası, işsizlik oranı değişkeninin mekânsal bir özelliğe sahip olduğunu göstermektedir; Güneydoğu Anadolu, İç Anadolu ve Batı Karadeniz bölgelerinde işsizlik oranı yüksekken, diğer bölgelerde nispeten daha düşüktür.



Şekil 1. 2018 Yılı Türkiye NUTS 2 Düzeyinde İşsizlik Oranının Dağılım Haritası (Yazarlar tarafından hazırlanmıştır).

Bu mekânsal özelliklerinden dolayı bu çalışmada, Türkiye’de bölgesel işsizliğin belirlenmesinde, Türkiye’nin NUTS-2 seviyesindeki 26 bölgesinde 2014-2022 yılları arasında işsizlik oranının belirleyicileri mekânsal panel veri analizi yardımıyla incelenmiştir. Dengeli panel veri seti oluşturmak amacıyla çalışmada ele alınan 2014-2022 dönemi, Türkiye’de işsizlik oranını etkileyen önemli ekonomik ve politik gelişmelerin yaşandığı bir zaman dilimidir. 2014 yılı itibariyle mülteci sayısındaki artış, 2018’deki döviz krizi, 2020-2021 pandemi dönemi ve pandemi süresince hükümetin aldığı kararlar, 2021 yılı sonrasında hızla artan enflasyon ve gelir dağılımındaki eşitsizlikler gibi faktörler, işsizlik oranında değişimlere yol açmıştır. Ancak yine de 2022 yılında görülen bu mekânsal kümelenmenin benzeri, bazı farklılıklar bulunsa da genel olarak analize dahil edilen tüm dönemlerde gözlemlenmiştir.

Çalışma kapsamında, işsizlik oranının bölgesel dağılımına etki eden faktörler ve bu dağılımdaki mekânsal bağımlılık analiz edilmiştir. Bu doğrultuda, ikinci bölümde daha çok yerli ve yabancı literatürde yer alan işsizlik konusu ile ilgili yapılan ve mekânsal ekonometrik analiz içeren çalışmalar incelenmiştir. Üçüncü bölümde metodolojiye, dördüncü bölümde ise, analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Elde edilen bulgular, sonuç bölümünde tartışılmıştır.

2. Literatür Özeti

İşsizlik, iktisat literatüründe sıklıkla çalışılan bir konudur. Ancak, mekânsal ekonometri alanında işsizlik üzerine yapılan çalışmalar nispeten daha yenidir ve sınırlıdır. Bu çalışmanın literatür bölümünde, önce yurtdışında yapılan özellikle mekânsal ekonometrik analizler içeren işsizlik ile ilgili çalışmalara ve ardından Türkiye’deki benzer çalışmalara yer verilmiştir.

Niebuhr (2002, 2003) ve Dönmez ve Sugözü (2022) ve Rios (2017) tarafından yapılan çalışmalar Avrupa için mekânsal ekonometrik yöntemler kullanılarak yapılan çalışmalara örnek olarak verilebilir. Niebuhr (2003), bölgesel işsizlik oranının mekânsal etkileşim dikkate alınarak belirleyicilerini araştırmıştır. 1986-2000 dönemi ve 359 Avrupa bölgesi üzerine yaptığı analiz sonuçları, bölgesel işsizlik oranının coğrafi yakınlık ve komşu bölgelerle olan ticaret, göç ve ulaşım gibi faktörlerden etkilendiğini ortaya koymaktadır. Mekânsal bağımlılığın yüksek olduğu bölgelerde, işsizlik oranının komşu bölgelerle benzer seviyelerde kümelendiği gözlemlenmiştir. Çalışmada, mekânsal ekonometrik yöntemler ve mekânsal otokorelasyon ölçütleri kullanılarak, yüksek işsizlik oranına sahip bölgelerin genellikle bir arada bulunduğu ve bunun sonucunda kalıcı işsizlik farklılıklarının oluştuğu vurgulanmıştır. Bu mekânsal bağımlılığın, bölgeler arası ticaret ve göç gibi nedenlerle meydana gelen mekânsal etkileşimden kaynaklandığı sonucuna ulaşılmıştır. 2002 yılında yaptığı çalışmada ise (Niebuhr (2002)), Avrupa Birliği’ndeki bölgesel işsizlik oranının mekânsal bağımlılığını incelemiştir. Çalışmada, 1986-1998 yılları arasında işsizlik oranı mekânsal ekonometrik yöntemler ile analiz edilmiştir. İşsizlik oranını açıklamak için istihdam büyümesi, nüfus yoğunluğu ve sektörel kompozisyon yer almıştır. Sonuçlar, yüksek işsizlik oranına sahip bölgelerin ve düşük işsizlik oranlı bölgelerin mekânsal olarak kümelendiğini göstermiştir. Ayrıca, komşu bölgelerdeki işgücü piyasalarının birbirini önemli ölçüde etkilediği ve bu mekânsal etkileşimin işgücü göçü ve ticaret gibi faktörler sebebiyle gerçekleştiği bulunmuştur. Dönmez ve Sugözü (2022), Avrupa Birliği (AB) ülkelerinde işsizlik ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi, Okun Yasası çerçevesinde incelemiştir. Çalışmada mekânsal panel veri analizi kullanılarak, 2003-2016 döneminde 26 AB ülkesi arasındaki komşuluk ilişkilerinin etkisi değerlendirilmiştir. Analizde kullanılan değişkenler arasında işsizlik oranı, tam istihdam düzeyinde işsizlik oranı ve potansiyel çıktı ile fiili çıktı arasındaki fark yer almaktadır. Elde edilen sonuçlar, AB ülkeleri arasında mekânsal bağımlılığın varlığını ve Okun katsayısının komşu ülkelerde benzerlik gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Rios (2017), 2000-2011 yılları arasında 23 Avrupa ülkesinin 241 (NUTS 2) bölgesine ait işsizlik farklılıklarını dinamik mekânsal panel veri modeli yardımıyla analiz etmiştir. Dinamik Mekânsal Durbin Modeli (SDM) kullanılmış; işsizlik oranı, ücret büyüme oranı, işgücü büyüme oranı, sektörel istihdam payları, yaş grupları (55-64 ve 16-25), eğitim seviyesi, nüfus yoğunluğu ve göç gibi faktörler modele dahil edilmiştir. Sonuçlar, bölgesel işsizlik oranının önemli ölçüde mekânsal bağımlılık gösterdiğini ve kurumsal faktörlerin işsizlik farklılıkları üzerindeki etkisinin, özellikle 2009-2011 yılları arasındaki kriz döneminde daha belirgin hale geldiğini ortaya koymaktadır.

Literatürde çeşitli ülkelerin bölgesel işsizliğini mekânsal ekonometrik modeller ile inceleyen çalışmalar da bulunmaktadır. Vega ve Elhorst (2016), bölgesel işsizlik oranını incelerken değişkenin dinamik yapısı, mekânsal bağımlılık ve ortak faktörleri aynı anda dikkate alan bir model geliştirerek, 1973-2013 döneminde Hollanda’nın 12 bölgesi için analizlerini gerçekleştirmişlerdir. Araştırmada, bölgesel işsizlik oranı mekânsal dinamik panel veri modelleri ile analiz edilerek hem mekânsal bağımlılığın hem de ortak şokların (ortak faktörlerin) güçlü etkileri olduğu gözlemlenmiştir. Çalışma sonucunda, mekânsal bağımlılık ve ortak şokların bölgesel işsizliği anlamada kritik rol oynadığı vurgulanmaktadır. Hollanda için yapılan bir başka çalışma ise, Elhorst ve Emili (2022)’nin Hollanda’daki 12 bölge için 1974-2018 dönemini kapsayan verilerle, işsizlik oranı değişimi ile çıktı büyümesi arasındaki ilişkiyi iki dinamik mekânsal panel veri modeliyle inceledikleri çalışmadır. Çalışmanın sonuçlarına göre, çıktı büyümesinin işsizlik oranını düşürmedeki etkisi büyüktür ve bölgesel etkileşimler önemli rol oynamaktadır. Pietrzak ve Balcerzak (2016), Polonya’daki girişimcilik ve yatırımların işsizlik oranı üzerindeki etkilerini mekânsal ekonometrik yöntemlerle analiz etmiş; bu amaçla 2015 yılına ait 66 bölgeye (NUTS 3) ait veriler kullanılmıştır. Mekânsal Otoregresif (SAR) model sonuçlarına göre, girişimcilik ve yatırım düzeyindeki artışlar işsizlik oranını düşürmektedir. Özellikle, bir bölgede girişimcilikteki artışın, o bölgedeki işsizlik oranını doğrudan düşürdüğü ve bu etkinin komşu bölgelere de yayıldığı bulunmuştur. Çalışma, bu sonuçların bölgesel politikalarda dikkate alınması gerektiğini vurgulamaktadır. Cracolici vd. (2007), İtalya’da 1998 ve 2003 yıllarına ait işsizlik oranındaki bölgesel farklılıkları mekânsal ekonometrik modeller kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmada, üretim ve hizmet sektörlerindeki istihdam payı, kadın iş gücü katılım oranı gibi denge değişkenleri ile işgücü büyüme oranı gibi dengesizlik faktörleri kullanılarak, işsizlik oranı arasındaki mekânsal bağımlılığın ve kümelenme eğilimlerinin etkileri incelenmiştir. Çalışmanın sonuçları, kısa vadeli istihdam değişikliklerinin işsizlik farklılıklarını büyük ölçüde açıkladığını ve komşu bölgelerdeki işsizlik oranının birbirine benzeme eğiliminde olduğunu göstermiştir. Conley ve Topa (2002), 1980-1990 yılları arasında Chicago’daki işsizlik oranının mekânsal paternlerini incelemişlerdir. Çalışmada kullanılan değişkenler arasında işsizlik oranı, etnik bileşim, eğitim seviyesi ve meslek dağılımı bulunmaktadır. İşsizlik oranının mekânsal olarak yüksek derecede bağımlı olduğunu ve komşu bölgelerde işsizlik paternlerinin büyük benzerlik gösterdiğini ortaya koymuşlardır. Mitchell ve Bill (2004), Avustralya’nın 1991-2001 yılları arasındaki bölgesel işsizlik oranındaki mekânsal bağımlılığı inceledikleri çalışmada, komşu bölgelerdeki işsizlik oranının birbiri üzerinde güçlü bir etkisi olduğu ve bu etkinin mesafe arttıkça azaldığı ortaya konulmuştur. Lopez-Bazo vd. (2002), 50 İspanyol ili (NUTS 3) için 1985 ve 1997 yıllarına ait işsizlik oranının mekânsal analizini yapmışlardır. İşsizlik oranını, istihdam artışı, net göç, birim işgücü maliyeti, tarım ve imalat sektöründeki istihdam oranı, beşerî sermaye (eğitim durumu), genç nüfus oranı ve kadın/erkek işgücüne katılım oranı değişkenleriyle inceledikleri çalışmanın sonuçları, bölgesel işsizlik oranının güçlü bir mekânsal bağımlılık gösterdiğini ve bu bağımlılığın 1985’ten 1997’ye arttığını ortaya koymuştur. Kosfeld vd. (2008), Beveridge eğrisi kullanılarak işsizlik oranı ile açık iş pozisyonları arasındaki ilişkiyi mekânsal ekonometrik modellerle inceledikleri çalışmanın sonuçları; eğrinin dışa doğru kaymasının büyük ölçüde ekonomik döngü dalgalanmalarından kaynaklandığını, bölgesel iş uyumsuzluğunun ise önemli bir açıklama getirmediğini ortaya koymuştur. Patuelli vd. (2011), Almanya’daki bölgesel işsizlik oranını mekânsal bağımlılık ve heterojenliği göz önünde bulundurarak mekânsal filtreleme yöntemiyle analiz etmişlerdir. 1996-2004 yıllarına ait 493 NUTS-3 bölgesini kapsayan bu çalışmada, işsizlik oranını açıklamak için, günlük ortalama ücretler, tam zamanlı çalışan sayısı ve çalışma çağındaki nüfus (15-65 yaş arası) değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçları; mekânsal filtrelerin, işsizlik oranındaki mekânsal bağımlılığı büyük ölçüde açıkladığını ve bu bağımlılığın zaman içinde tutarlılık sergilediğini göstermektedir.

Bronars ve Jansen (1987), Luna ve Genton (2004) tarafından yapılan çalışmalar ise ABD için yapılan çalışmalara örnek olarak verilebilmektedir. Luna ve Genton (2004); 1980-2002 yılları arasında aylık olarak ABD’nin dokuz bölgesine ait işsizlik oranı, nüfus yoğunluğu ve bölgesel istihdam oranı gibi sosyo-ekonomik faktörler kullanarak analizlerini gerçekleştirmişlerdir. Çalışmanın bulguları, mekânsal otoregresif modellerin işsizlik oranındaki mekânsal bağımlılık ve zamana bağlı özellikleri açıklamada oldukça başarılı olduğunu göstermektedir. Bronars ve Jansen (1987); ABD’deki işsizlik oranının coğrafi dağılımı mekânsal-zaman serisi analizi ile incelenmiştir. Çalışmada Mekânsal Otoregresif (SAR) model ve Koşullu Otoregresif (CAR) model kullanılmıştır. 1977-1983 yılları arasında ABD’nin 3100’den fazla ilçesinden elde edilen işsizlik oranı verilerine dayanarak bu çalışmada; işsizlik oranı, işgücü büyüklüğü ve demografik bilgiler yer almıştır. Çalışmanın sonuçları, işsizlik oranında meydana gelen geçici bir şokun komşu bölgelerde kısa vadede önemli bir etki yarattığını, ancak bu etkinin altı

çeyrek dönem sonra neredeyse tamamen ortadan kalktığını göstermektedir. Kalıcı değişikliklerin ise 250 mil uzaklıktaki işgücü piyasalarında bile uzun süreli etkileri olduğu tespit edilmiştir.

Türkiye için zaman serisi ile yapılan çalışmalar yanında iller bazında ya da bölgesel düzeyde yapılan çalışma sayısı oldukça fazla olsa da, komşuluk ilişkilerini dikkate almak için mekânsal ekonometrik analiz ve mekânsal panel veri analizi kullanan oldukça az sayıda çalışma bulunmaktadır. Aral ve Aytaç (2018), 2011 yılı için Türkiye’de 81 il bazındaki işsizlik oranının mekânsal etkileşimi incelemişlerdir. Çalışmada, Mekânsal Gecikme (SAR) modeli kullanılarak işsizlik oranının komşu bölgelerdeki etkileri analiz edilmiştir. Kullanılan değişkenler arasında işsizlik oranı, kadın ve erkek işgücüne katılım oranı, lise veya daha yüksek eğitilmiş nüfus oranı, genç nüfus oranı (15-24 yaş) ve net göç hızı yer almaktadır. Analiz sonuçları, kadınların işgücüne katılımının işsizlik üzerinde negatif bir etkisi olduğunu, genç nüfus oranının ve eğitilmiş nüfus oranının ise işsizlik oranını pozitif yönde etkilediğini göstermiştir. Karaalp Orhan ve Gülel (2016), 2008-2012 yılları özelinde Türkiye’nin 26 bölgesinin (NUTS 2) işsizlik oranını mekânsal panel veri analizi ile incelemişlerdir. İşsizlik oranını açıklamak için erkek ve kadın işgücüne katılım oranı, genç nüfus oranı (15-24 yaş), tarım ve imalat sektöründeki istihdam oranı ve eğitim seviyeleri değişkenleri kullanılmıştır. Sonuçlar, genç nüfus oranının işsizlik oranını artırdığını, tarım sektörünün istihdam oranının ise işsizlik oranını azalttığını göstermiştir. Ayrıca, bölgeler arasında pozitif bir mekânsal bağımlılık tespit edilmiştir.

Türkiye’de ve dünyada işsizlik üzerine yapılan olan çalışmalar, işsizliği etkileyen çok sayıda faktör olduğunu göstermektedir; ekonomik büyüme, enflasyon, döviz kuru, faiz oranı ve kamu harcamaları gibi makroekonomik faktörler literatürde öne çıkmaktadır. Yaş, cinsiyet ve eğitim düzeyi gibi bireysel ve hane özelliklerinin işsizlik üzerindeki etkisi de literatürde tartışılmıştır. İlâveten, genç işsizlik için spesifik çalışmalar bulunmaktadır. Ayrıca literatür, işsizlik oranının bölgesel analizinde mekânsal bağımlılık içermesi sebebiyle, mekânsal ve zamansal bağımlılıkların dikkate alınmasının, politika önerileri geliştirilmesinde daha etkili sonuçlar verdiğini göstermiştir. Yabancı literatürde, çeşitli ülkeler için bölgesel düzeyde mekânsal panel veri analizi kullanan çalışmalar bulunsa da, görüldüğü gibi, Türkiye için çok az sayıdadır. Bu çalışmanın bu kısıtlı literatüre, değişken çeşitliliği ve konuya bakış açısı ile katkı sunacağı düşünülmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada, işsizlik oranını açıklamak için literatür takip edilerek bölgesel olarak verilerine ulaşılabilen bölgesel gayrisafı katma değer gelişme hızı, üniversite mezun sayısı, ortalama hanehalkı büyüklüğü, girişim sayısı, yoksulluk oranı ve genç nüfus değişkenleri kullanılmış ve ayrıca mekansallık dikkate alınarak analizler gerçekleştirilmiştir.

3. Metodoloji

Jean Paelinck, 1978’de çok bölgeli ekonometrik modelleri tahmin etme ve test etme zorluklarına odaklanan bölgesel bilim araştırmalarını tanımlamak için "mekânsal ekonometri" terimini ortaya atmıştır. Daha sonra mekânsal ekonometri, coğrafi etkileşimleri ve bölgeler arası bağlantıları ekonometrik modellere dahil ederek ekonomik ilişkileri daha kapsamlı bir şekilde ele almayı sağlayan ekonometrinin alt bilim dalı olarak tanımlanmıştır. Anselin (1988) ve LeSage ve Pace (2009) tarafından yapılan çalışmalar, bölgeler arasındaki mekânsal ilişkileri dikkate almak için 0 ve 1 olarak iki değer alan mekânsal ağırlık matrisinin oluşturulması ve uygulanmasını ele alan ilk çalışmalardandır. Ekonometrik modellerdeki mekânsal etkileşimlerin ölçülmesinde temel olan bu yaklaşımlar, mekânsal örüntülerin ve bağımlılıkların analizini kolaylaştırmaktadır.

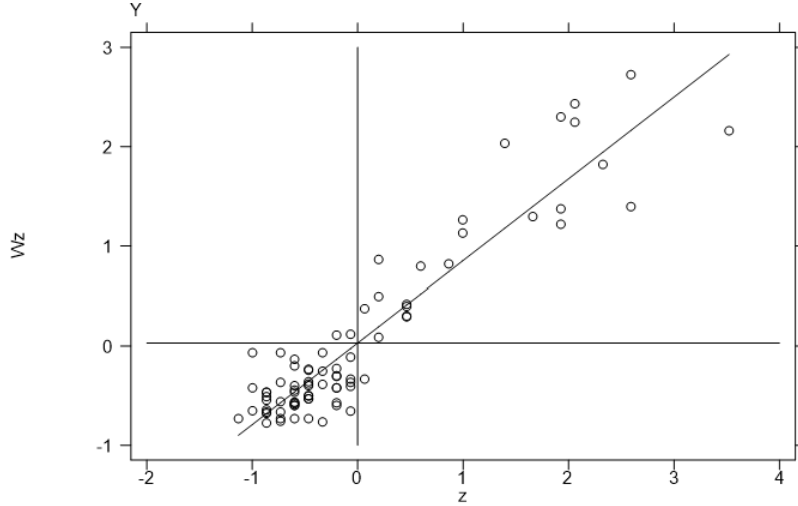
Gelinen noktada bölgesel çalışmalarda, öncelikle mekanlar arasındaki etkileşim incelenmeli ve eğer varsa dikkate alınmalıdır. Cliff ve Ord (1972) ve Hordijk (1974), hatalardaki ve değişkenlerdeki mekânsal otokorelasyonun tespiti için Moran’ın I testini önermişlerdir. Pozitif ve negatif değer alabilen Moran I istatistiği bir z değişkeni için aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$I = \frac{n}{W_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_{j=1}^n (z_j - \bar{z})^2} \quad (1)$$

I ile gösterilen Moran's I istatistiğinin tanım aralığı korelasyon katsayısında olduğu gibi -1 ile +1 arasındadır; değer -1'e yaklaştıkça negatif mekânsal otokorelasyonun, +1'e yaklaştıkça ise pozitif mekânsal otokorelasyonun varlığını ifade etmektedir. Ayrıca, Denklem 1'de i ve j farklı konumları, w_{ij} mekânsal ağırlık matrisini, n gözlem sayısını, W_0 standardizasyon vektörünü ve z_i ve z_j sırasıyla değişkenin i ve j konumlarındaki değerini temsil etmektedir (Cliff ve Ord, 1981: 17; Fischer ve Wang, 2011: 23).

Moran I istatistiği yukarıdaki gibi global olarak hesaplanabildiği gibi bölgesel (lokal) bazda da hesaplanabilmektedir. Her bölge için lokal Moran I değerleri hesaplandıktan sonra Moran I serpilme diyagramı yardımıyla görsel olarak da izlenebilmektedir. Şekil 2’de yer alan Moran I serpilme diyagramında Moran I değerlerinin dağılımı görülmektedir. Diyagramın sol üst tarafı kendisinin aldığı değer düşükken komşularında yüksek olan kısmı ifade eden “düşük-yüksek” bölge olmak üzere, sağ üst kısım “yüksek-yüksek”, sol alt kısım “düşük-düşük” ve sağ alt kısım ise “yüksek-düşük” bölge olarak tanımlanmaktadır. Pozitif otokorelasyon,

gözlemler çoğunlukla sağ üst ve sol alt bölgelere düştüğünde görülürken, eğer gözlemlerin çoğunluğu diğer bölgelerde yer alıyorsa negatif otokorelasyon tespit edilmektedir. Bu bölgesel (lokal) bazda incelemeler, lokal istatistikler (LISA) ismini almakta ve tüm bölgeler için Denklem 1’deki gibi genel (global) bir istatistiğin (GISA) oluşturulmasında kullanılmaktadır. Global Moran I değeri pozitifse (pozitif otokorelasyon), serpilme diyagramında pozitif bir eğime işaret etmekte; aksi takdirde negatif bir eğime sahip olmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2022: 124-125). Aşağıdaki örnek grafikte pozitif mekânsal otokorelasyon görülmektedir.



Şekil 2. Moran I Serpilme Diyagramı.

Bölgeler arası bağlantılar mekânsal ekonometrik modellerde çeşitli şekillerde temsil edilebilmektedir. Manski’nin 1993’te geliştirdiği Genel Yuvalanmış Mekânsal (GNS) model, mekânsal etkileşimlerin tümünü içeren kapsamlı bir modeldir ve aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\text{GNS: } Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + u \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (2)$$

Bu modelde $W = I_T \otimes W_N$ iken I_T : T boyutlu birim matrisi, W_N : $N \times N$ boyutlu ağırlık matrisi, λ mekânsal hata katsayısı, ρ mekânsal gecikme katsayısı ve θ ise, mekânsal bağımsız değişkenlerin katsayısını ifade etmektedir. Bu modele farklı kısıtlamalar getirilerek alt grup mekânsal ekonometrik modeller türetilmektedir. Örneğin, $\lambda=0$ kısıtı uygulandığında, Mekansal Durbin Model (SDM); $\theta=0$ kısıtı getirilirse, Mekansal Otoregresif model (SAC); $\rho=0$ kısıtı ile ise Mekansal Durbin Hata Modeli (SDEM) elde edilmektedir. İki katsayı kısıtlandığında ise daha alt modeller elde edilmektedir: $\lambda=\theta=0$ olduğunda Mekansal Otoregresif (SAR) model; $\rho=\theta=0$ kısıtıyla Mekansal Hata Modeli (SEM) ve $\rho=\lambda=0$ iken Bağımsız Değişkeni Mekansal Gecikmeli (SLX) Model oluşturulmaktadır. Bu kısıtlamalar, modellerin farklı mekânsal etkileşim türlerini temsil etmesini sağlamakta ve analizdeki mekânsal bağımlılığın doğasına göre seçim yapılmasını mümkün kılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2022: 53-57). Bahsi geçen modeller sırasıyla aşağıda sunulmaktadır:

$$\text{SDM: } Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + u \quad (3)$$

$$\text{SAC: } Y = \rho WY + X\beta + u \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{SDEM: } Y = X\beta + WX\theta + u \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (5)$$

$$\text{SAR: } Y = \rho WY + X\beta + u \quad (6)$$

$$\text{SEM: } Y = X\beta + u \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (7)$$

$$\text{SLX: } Y = X\beta + WX\theta + u \quad (8)$$

Hangi mekansal etki ya da etkilerin anlamlı olduğunu, bir başka ifade ile en uygun modeli belirlemek için çeşitli testler kullanılabilir ve Lagrange Çarpanı (LM) testi bu testler arasında en çok kullanılanlardan birisidir (Burridge (1980), Anselin (1988)). (9) ve (10) eşitliklerinde mekânsal hatanın varlığını sınamak için kullanılan sırasıyla LM ve robust (dirençli) LM test istatistikleri yer almaktadır:

$$LM_{\lambda} = \frac{\left(\frac{\tilde{u}'(I_T \otimes W)\tilde{u}}{\hat{\sigma}_u^2} \right)^2}{tr(WW + W'W)} \sim X^2(1) \quad (9)$$

$$LM_{\lambda}^* = \frac{\left(\frac{\hat{u}'(I_T \otimes W)\hat{u}}{\hat{\sigma}_u^2} \right) - \left(\frac{\hat{u}'W_y}{\hat{\sigma}_u^2} \right) B^{-1} tr(WW + W'W)}{tr(WW + W'W)(1 - Btr(WW + W'W))} \sim X^2(1) \quad (10)$$

Burada \hat{u} : Mekânsal regresyon modelinin tahmininden elde edilen kalıntılardır. T, gözlem sayısı olmak üzere; I_T , $T \times T$ boyutlu birim matris, W: Mekânsal ağırlık matrisi, $\hat{\sigma}_u^2$: Mekânsal regresyon modelinden elde edilen kalıntı varyansıdır. $tr()$: Bir matrisin köşegen elemanlarının toplamını temsil eden iz operatörüdür. Test istatistiği “mekânsal hata yoktur” H_0 hipotezi altında 1 serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uymaktadır ($X^2(1)$). Eşitlik (10)’de: W_y : Mekânsal gecikmeli bağımlı değişkeni temsil eden matris ve B: Mekânsal gecikmeli bağımlı değişkenin katsayı matrisidir.

LM testleriyle mekânsal hata tespit edilebildiği gibi, mekânsal gecikmenin varlığı da sınanabilmektedir. Aşağıda mekânsal gecikmenin testi için, LM ve robust LM istatistikleri yer almaktadır: (Anselin vd., 1996: 83–84)

$$LM_{\rho} = \frac{\left(\frac{\hat{u}'WY}{\hat{\sigma}_u^2} \right)^2}{B} \sim X^2(1) \quad (11)$$

$$LM_{\rho}^* = \frac{\left(\left(\frac{\hat{u}'W_y}{\hat{\sigma}_u^2} \right) - \left(\frac{\hat{u}'(I_T \otimes W)\hat{u}}{\hat{\sigma}_u^2} \right) \right)^2}{B - tr(WW + W'W)} \sim X^2(1) \quad (12)$$

Mekânsal hata ve gecikmenin varlığının tespit edilmesinin yanısıra, panel veri ile çalışıldığında birim etkinin varlığı da F, LM ya da LR tipi bir test ile sınanmalıdır (bu çalışmada LM testi tercih edilmiştir).1980’de Breush Pagan’ın geliştirdiği ve “birim etkilerinin varyansı sıfırdır” temel hipotezini sınanan Rao (1938) Score testi olarak da bilinen test istatistiği şöyledir:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[1 - \frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{v}_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^2} \right] \quad (13)$$

Burada \hat{v}_{it} , havuzlanmış en küçük kareler modelinin tahmininden elde edilen kalıntılardır. Birim etkinin varlığı anlaşıldıktan sonra, sabit ve tesadüfi etkiler tahmincileri arasında seçim yapılmaktadır. “Sabit ve tesadüfi etkiler tahmincileri arasında sistematik fark yoktur” temel hipotezini sınanan Hausman test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$H = (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE})' [Avar(\hat{\beta}_{SE}) - Avar(\hat{\beta}_{TE})]^{-1} (\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{TE}) \quad (14)$$

SE ve TE alt indisleri sırasıyla sabit ve tesadüfi etkiler modellerinin tahmininden elde edilen parametre vektörleridir. Burada $Avar(\hat{\beta}_{SE})$ ve $Avar(\hat{\beta}_{TE})$, sabit ve tesadüfi etkiler modeli tahminlerinden elde edilen asimptotik varyans kovaryans matrisleridir. Bu istatistik, $\hat{\beta}_{SE}$ ve $\hat{\beta}_{TE}$ ’deki ortak parametre sayısına eşit serbestlik derecesi ile asimptotik χ^2 dağılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020: 196-197)

4. Veri ve Analiz

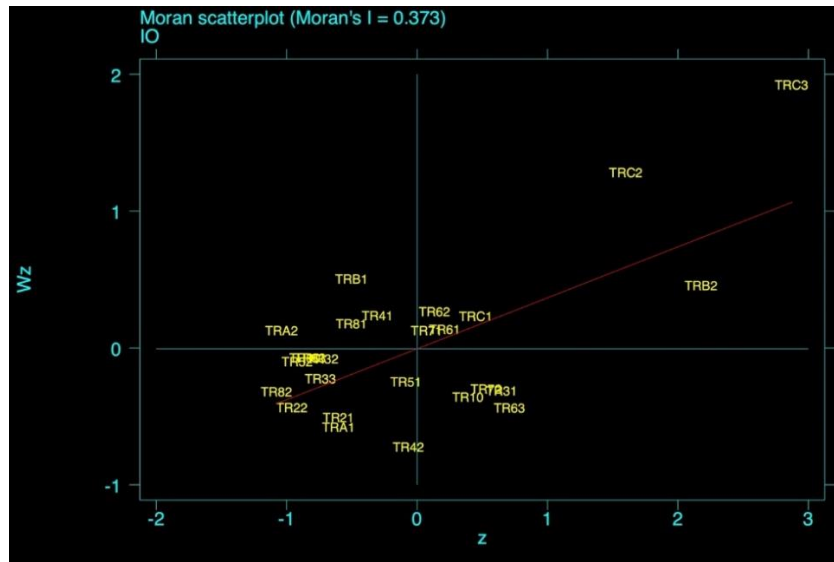
Bu çalışmada, Türkiye’de NUT2 düzeyinde (26 Bölge) 2014-2022 yıl aralığında işsizlik oranını etkileyen faktörleri belirlemek için mekânsal panel veri analizi kullanılmıştır. Mekânsal etkileri modele dahil etmek için NUT2 bölgeleri için sınır komşuluğuna dayanan mekânsal ağırlık matrisi oluşturulmuştur. İşsizliği çok sayıda faktörün etkilediği bilinmesinden dolayı Türkiye’de bölgesel düzeyde verisine ulaşılabilen gayrisafi katma değer gelişme hızı, üniversite mezun sayısı, ortalama hanehalkı büyüklüğü, girişim sayısı, yoksulluk oranı ve genç nüfus değişkenleri bağımsız değişkenler olarak kullanılmıştır. Aşağıdaki tabloda modelde kullanılan değişkenlerin açıklamaları yer almaktadır:

Tablo 1. Modelde Kullanılan Değişkenler.

Değişken Adı	Değişken Açıklaması	Veri Kaynağı ve Yıllar
IO	İşsizlik Oranı (%)	TÜİK 2014-2022
BYM	Gayrisafi Katma Değer Gelişme Hızı (Cari Fiyatlarla, %)	
UMEZ	Üniversite Mezun Sayısı	
HB	Ortalama Hanehalkı Büyüklüğü	
LGS	Girişim Sayısı	
YO	Yoksulluk Oranı	
YO	(Eşdeğer hanehalkı kullanılabilir fert gelirine göre hesaplanmıştır. Gelirlerin referans dönemi bir önceki takvim yılıdır.)	
GNC	Genç Nüfus (15-24 Yaş)	

Üniversite mezun sayısı, girişim sayısı ve genç nüfus değişkenleri, logaritmaları alınarak modele dahil edilmiştir.

Mekânsal etkinin varlığının testine geçmeden önce Şekil 1’de 2018 yılı için yer alan harita tüm yıllar için incelenmiş ve genel olarak tüm haritalarda bu haritaya benzer şekilde işsizlik oranının yüksek ve düşük olduğu bölgelerin kümelendiği ve genel olarak bir mekânsal etkinin olduğunu görülmüştür. Aşağıda ise, yine örnek olarak 2018 yılında, bağımlı değişken olan işsizlik oranı değişkeni için Moran I serpilme diyagramı yer almaktadır.



Şekil 3. İşsizlik Oranı Değişkeni Moran I Dağılım Diyagramı.

Moran I serpilme diyagramı incelendiğinde, gözlemlerin çoğunun “yüksek-yüksek” ve “düşük-düşük” bölgelerde yoğunlaştığı görülmektedir. Bu durum, global Moran I değerinin pozitif olduğunu ve işsizlik oranı değişkeninde çok yüksek olmasa da anlamlı pozitif mekânsal otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Aşağıda ise tüm yıllar için Moran I testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 2. İşsizlik Oranı Değişkeni Moran I İstatistiği.

Yıl	I	E(I)	Sd(I)	Z	Olasılık
2014	0,202	-0,04	0,122	1,981	0,048
2015	0,17	-0,04	0,121	1,726	0,084
2016	0,226	-0,04	0,116	2,295	0,022
2017	0,189	-0,04	0,117	1,957	0,050
2018	0,378	-0,04	0,125	3,339	0,001
2019	0,382	-0,04	0,122	3,450	0,001
2020	0,368	-0,04	0,114	3,573	0,000
2021	0,286	-0,04	0,113	2,890	0,004
2022	0,231	-0,04	0,125	2,165	0,030

Moran I test istatistikleri 2015 yılı haricinde tüm yıllarda %95 güven düzeyinde, 2015 yılı için ise %90 güven düzeyinde anlamlıdır. H_0 hipotezi olan “mekânsal otokorelasyon yoktur” hipotezi, tüm yıllar için reddedilmektedir; bağımlı değişkendeki mekânsal otokorelasyon anlamlıdır.

Birim etkinin varlığını sınamak için, Breusch Pagan ve Sosa Escudero Yoon LM testleri yapılmıştır. LM testleri olası otokorelasyonun varlığına karşı dirençli değilken, ALM (Adjusted LM) testleri dirençlidir. Tüm testlerin temel hipotezi “birim etki yoktur” şeklinde kurulmuştur. Aşağıdaki tabloda bu testlerin sonuçları yer almaktadır.

Tablo 3. Tahmincilerin Belirlenmesi / Birim Etkinin Testi.

	SDM	SAC	SEM	SAR
Breusch Pagan LM	271,514***	321,137***	321,137***	321,137***
Breusch Pagan ALM	136,110***	163,762***	163,762***	163,762***
Sosa Escudero Yoon LM	16,477***	17,920***	17,920***	17,920***
Sosa Escudero Yoon ALM	11,667***	12,796***	12,796***	12,796***

Not: *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Testler tüm olası modeller üzerinden yapılmıştır. Tüm test sonuçlarına göre, H_0 hipotezi reddedilmiştir, birim etki yani bölge etkisi vardır. Bir sonraki aşamada birim etkinin bağımsız değişkenlerle korelasyonunun sınanması için, SDM ve SAR modelleri üzerinden Hausman testi yapılmıştır ve Tablo 4’te yer verilmiştir.

Tablo 4. Tahmincilerin Belirlenmesi / Sabit ya da Tesadüfi Etkinin Testi.

	SDM	SAR
Hausman Testi	77,342***	40,353***

Not: *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

SDM ve SAR modeller üzerinden yapılan Hausman testi sonucuna göre, sabit ve tesadüfi etkiler tahmincileri arasında sistematik bir fark bulunmadığını ileri süren H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu durumda sabit etkiler tahmincisi tutarlı olduğundan kullanılmasının uygun olduğu belirlenmiştir. Sabit etkiler modeli üzerinden uygun mekânsal modelin belirlenebilmesi aşamasında mekânsal hata ve mekânsal gecikmenin varlığı LM ve robust LM testleri yardımıyla sınanmıştır ve aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 5. Uygun Modelin Belirlenmesi İçin Yapılan Testler.

Test	Katsayı	Olasılık
1.Moran I	0,231	0,030**
2.LM_p (H₀: $\rho=0$)	0,599	0,451
3.LM_{λ} (H₀: $\lambda=0$)	7,793	0,005**
4.Robust LM_p (H₀: $\rho=0$)	0,003	0,954
5.Robust LM_{λ} (H₀: $\lambda=0$)	7,230	0,007**
6.LM_{p,λ} (H₀: $\rho=\lambda=0$)	7,796	0,020**

Not: ** %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 5’te “mekânsal hata ve mekânsal gecikme yoktur” temel hipotezini sınanan test sonucuna göre (6) H_0 hipotezi reddedilmiştir, mekânsal hata ve/veya mekânsal gecikme vardır. Bu doğrultuda mekânsal gecikme ve mekânsal hatanın varlığı ayrı ayrı sınanmıştır. “Mekânsal gecikme yoktur” hipotezini sınanan LM testi (2) sonucuna göre H_0 hipotezi reddedilemediğinden, mekânsal gecikme yoktur. “Mekânsal hata yoktur” hipotezini test eden LM testi (3) sonucuna göre ise, H_0 hipotezi reddedilmiştir; mekânsal hata vardır. 3 ve 5 numarada yer alan robust LM test sonuçları da, bu sonuçları desteklemektedir. Sonuç olarak, Mekânsal Hata Modeli (SEM) uygundur. Bulunan bu sonucu doğrulamak ve bağımsız değişkenlerde mekânsal gecikmeyi içeren modellerin de uygunluğunu görmek için model seçim kriterleri elde edilmiştir ve aşağıdaki tabloda raporlanmaktadır.

Tablo 6. Model Seçim Kriterleri.

Kriter	SAC	SAR	SEM	SDM
\bar{R}^2	0,3765	0,3884	0,3871	0,0980
AIC	1242,36	1243,43	1267,47	1235,38
SC	63,2034	46,8952	15,7437	31,5003
HQ	59,4224	44,0897	14,8018	28,0906
RICE	57,1031	42,3689	14,2241	26,1725
Shibata	56,8987	42,2172	14,1732	25,8493

Model seçim kriterlerine göre, en yüksek \bar{R}^2 ve en düşük bilgi kriterine sahip model uygun modeldir. Schwarz (SC), Hannan Quin (HQ), RICE ve Shibata bilgi kriterleri en düşük olan model SEM’dir. \bar{R}^2 ’si en yüksek olan model SAR iken bunu küçük bir farkla SEM modeli takip etmektedir. Akaike bilgi kriteri (AIC) en düşük olan model SDM olmasına rağmen diğer kriterler ve LM test sonuçları SEM modeli desteklediği için SEM uygun model olarak seçilmiştir. Aşağıda sabit etkiler modeli üzerinden yapılan SEM tahmin sonuçları yer almaktadır.

Tablo 7. SEM Model Tahmin Sonuçları.

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z
HB	-2,051*	1.205	-1,7
BYM	-0,028**	0,008	3,36
LUMEZ	15,348***	3.282	4,68
LGS	-16,489**	6.189	-2,66
YO	0,186**	0,058	3,18
LGNC	-17,053**	4.813	-3,54
λ	0,333***	0,084	3,96
σ	2,583***	0,242	10,67
R ²	0,4221		

Not: *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 7’de yer alan SE-SEM tahmin sonuçlarına göre, modelin bağımsız değişkenleri işsizlik oranındaki değişkenliğin %42’sini açıklamaktadır. Modeli açıklamak için kullanılan tüm bağımsız değişkenler istatistiki olarak anlamlıdır. İşsizlik oranını, üniversite mezun sayısı ve yoksulluk oranı pozitif yönde, bölgesel gayrisafi katma değer gelişme hızı, ortalama hane halkı büyüklüğü, girişim sayısı ve genç nüfus negatif yönde etkilemektedir. Bu sonuçların hepsi işsizlik teorisi açısından anlamlı ve literatürle uyumludur. Mekânsal hata katsayısı λ istatistiksel olarak anlamlıdır, değeri komşu bölgelerin hata terimleri arasında %33 pozitif korelasyon olduğu göstermektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’nin 2014-2022 yılları arasında 26 NUTS-2 bölgesinde işsizlik oranının belirleyicileri analiz edilmiştir. İşsizlik oranını açıklamak amacıyla, mekânsal panel veri analizinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda, bölgesel gayrisafi katma değer büyüme hızı, üniversite mezun sayısı, ortalama hanehalkı büyüklüğü, girişim sayısı, yoksulluk oranı ve genç nüfus gibi faktörlerin işsizlik oranı üzerindeki etkileri değerlendirilmiştir. Analiz sonuçları, işsizlik oranında mekânsal bir bağımlılığın olduğunu ve bölgeler arasında karşılıklı etkileşimlerin varlığını göstermektedir. Moran I testleri, pozitif mekânsal otokorelasyonu kanıtlamıştır. Yapılan testler sabit etkili mekânsal hata modelinin (SE-SEM) en uygun model olduğunu ortaya koymuştur ve bu model tahmin edilmiştir.

Tahmin sonuçlarına göre, üniversite mezun sayısı ve yoksulluk oranı, işsizlik oranını artırıcı bir etkiye sahipken; bölgesel gayrisafi katma değer büyüme hızı, ortalama hanehalkı büyüklüğü, girişim sayısı ve genç nüfus, işsizlik oranını azaltıcı yönde etkileyen faktörler olarak öne çıkmaktadır. Çalışmada kullanılan bağımsız değişkenlerin işsizlik üzerindeki etkisi, literatürdeki araştırmacıların bulgularıyla benzerlik göstermektedir. Bu bulgular, politika yapıcılar için önemli ipuçları sunmaktadır. Üniversite mezun sayısının işsizlik oranını artırıcı etkisi, eğitim politikalarının işgücü piyasası talepleriyle uyumlaştırılmasının önemini ortaya koymaktadır. Bölgesel gayrisafi katma değer büyüme hızının işsizlik oranını azaltıcı etkisi ise, işsizliğin yüksek olduğu bölgelerde ekonomik teşviklerin, altyapı yatırımlarının ve özel sektörü destekleyici politikaların istihdam yaratmadaki önemini

vurgulamaktadır. Girişim sayısının işsizlik oranını düşürmesi, girişimcilik faaliyetlerinin artırılması için KOBİ’lere yönelik desteklerin ve finansal erişim imkanlarının güçlendirilmesi gerektiğini göstermektedir. Yoksulluk oranının işsizlikle pozitif ilişkisi, işsizlikle mücadelede gelir dağılımını iyileştiren sosyal destek programlarının önemini vurgulamaktadır. Ortalama hanehalkı büyüklüğünün işsizlik üzerindeki negatif etkisi, demografik yapıların işgücü piyasası üzerindeki etkisini dengelemek adına sosyal politikaların işgücüne katılımı artırmada rol oynayabileceğini işaret etmektedir.

Çalışmada, Türkiye’de işsizlik oranı mekânsal bağımlılık bağlamında ele alınarak, bölgeler arası etkileşimler mekânsal ekonometrik modellerle kapsamlı bir şekilde analiz edilmiştir. Literatürdeki sınırlı sayıdaki çalışmaya ek olarak, Türkiye’de işsizlik analizi kapsamında mekânsal etkinin varlığını ortaya koyulmuştur. Literatürde Türkiye’nin işsizlik oranı üzerine yapılan çalışmalarda mekânsal ekonometrik analizin sınırlı kullanımını dikkate aldığında, bu çalışma mekânsal otokorelasyonu doğrudan ele alması ve güncel bir veri seti kullanmasıyla önemli bir katkı sunmaktadır. Analiz sonuçları, işsizlik oranında mekânsal bir bağımlılığın ve bölgeler arasında karşılıklı etkileşimlerin olduğunu gösterdiğinden, işsizliğin analizinde mekânsal etkilerin varlığını göz ardı etmemek gerekmektedir; işsizlik oranının bölge bazında değil, komşu bölgeleri de kapsayacak şekilde bölgesel olarak azaltılması için çaba gösterilmelidir. Bu özellikleriyle bu çalışmanın, Türkiye’de işsizlikle mücadelede bölgesel farklılıkları dikkate alan politika önerilerinin geliştirilmesini desteklediği söylenebilmektedir. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda, bölgesel düzeyde farklı ihtiyaçlara uygun stratejiler geliştirilmesi ve işgücü piyasasında uyumlu bir yapının sağlanması önerilmektedir.

Bundan sonraki çalışmalarda, Türkiye’nin bölgesel işsizlik oranını daha ayrıntılı incelemek için bazı yöntemsel ve içeriksel genişlemeler yapılabilir. Özellikle, sektörel işsizlik verileri ile yaş ve cinsiyet gibi demografik alt gruplar üzerinden analizler gerçekleştirilerek işsizlik oranındaki farklılıkların daha detaylı olarak ele alınması ve buna ek olarak, dinamik mekânsal panel veri modelleri kullanılarak işsizlik oranının zaman içindeki değişimlerinin dikkate alınması öneriler arasında sayılabilir. Ayrıca, bölgesel ya da il bazında veri mevcudiyeti sağlandığı takdirde bağımsız değişkenlerin kapsamı genişletilerek teknoloji, altyapı kaynakları, enerji kullanımı, bölgesel teşvikler, fabrika sayıları gibi değişkenlerin modele dahil edilebilmesi ile, işsizlik oranını etkileyen daha geniş bir faktör yelpazesi analiz edilerek daha kapsamlı sonuçlar elde edilebilir. Bu tür genişlemeler, işsizlikle mücadelede yerel yönetimlere ve politika yapıcılara daha etkili ve hedeflenmiş çözümler geliştirme konusunda yol gösterici olabilir.

Yazarların çalışmadaki katkı oranları eşittir.

Çalışma herhangi bir destek almamıştır. Teşekkür edilecek bir kurum veya kişi bulunmamaktadır.

Çalışma kapsamında herhangi bir kurum veya kişi ile çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynaklar

- Anselin, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis*, 20(1), 1–17. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1988.tb00159.x>
- 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. [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02111-6](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6)
- Aral, N., & Aytaç, M. (2018). Türkiye’de işsizliğin mekânsal analizi. *Öneri Dergisi*, 13(49), 1-20.
- Arbia, G. (2006). *Spatial Econometrics: Statistical foundations and applications to regional convergence*. Springer Science & Business Media.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Bronars, S. G., & Jansen, D. W. (1987). The geographic distribution of unemployment rates in the US: A spatial-time series analysis. *Journal of Econometrics*, 36, 251–279.
- Burridge, P. (1980). On the Cliff-Ord test for spatial correlation. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 42(1), 107–108. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1980.tb01108.x>
- Cliff, A. D., & Ord, J. K. (1981). *Spatial processes: models & applications*. Pion.
- Cliff, A., & Ord, K. (1972). Testing for spatial autocorrelation among regression residuals. *Geographical Analysis*, 4(3), 267–284. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1972.tb00475.x>
- Conley, T. G., & Topa, G. (2002). Socio-economic distance and spatial patterns in unemployment. *Journal of Applied Econometrics*, 17(4), 303–327. <https://doi.org/10.1002/jae.670>
- Cracolici, M. F., Cuffaro, M., & Nijkamp, P. (2007). Geographical distribution of unemployment: An analysis of orovincial differences in Italy. *Growth and Change*, 38(4), 649–670. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2007.00391.x>
- Dönmez, B., & Sugözü, H. İ. (2022). The relationship between unemployment and economic growth under Okun’s Law: A spatial econometric analysis on EU countries. *Reforma*, 1(93), 35-44.
- Elhorst, J. P., & Emili, S. (2022). A Spatial econometric multivariate model of Okun’s Law. *Regional Science and Urban Economics*, 93, 103756. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2021.103756>
- Fischer, M. M., & Wang, J. (2011). *Spatial data analysis: models, methods and techniques*. Springer Berlin Heidelberg. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-21720-3>
- Hordijk, L. (1974). Spatial correlation in the disturbances of a linear interregional model. *Regional and Urban Economics*, 4(2), 117–140. [https://doi.org/10.1016/0034-3331\(74\)90025-6](https://doi.org/10.1016/0034-3331(74)90025-6)
- Karaalp Orhan, H. S., & Gülel, F. E. (2016). Türkiye’de bölgesel işsizlik: Mekansal panel veri analizi. *Sosyal Güvenlik Dergisi*, 6(2), 47–67.
- Kosfeld, R., Dreger, C., & Eckey, H.-F. (2008). On the stability of the German Beveridge Curve: A spatial econometric perspective. *The Annals of Regional Science*, 42(4), 967–986. <https://doi.org/10.1007/s00168-007-0190-y>
- LeSage, J. P., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman & Hall/CRC.
- Lopez-Bazo, E., Del Barrio, T., & Artis, M. (2002). *The regional distribution of spanish unemployment: A spatial analysis*. Papers in Regional Science, 81, 365–389.
- Luna, X., & Genton, M. G. (2004). Spatio-temporal autoregressive models for US unemployment rate. In *Spatial and Spatiotemporal Econometrics* (279-294). Emerald Group Publishing Limited.

- Manski, C. F. (1993). Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The Review of Economic Studies*, 60(3), 531-542.
- Mitchell, W., & 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.
- Niebuhr, A. (2002). *Spatial dependence of regional unemployment in the European Union* (No. 186). HWWA Discussion Paper.
- Niebuhr, A. (2003). Spatial interaction and regional unemployment in Europe. *European Journal of Spatial Development*, 1(5), 1–26.
- International Labour Organization(ILO). (1982). *Resolution concerning statistics of the economically active population, employment, unemployment and underemployment*. Thirteenth International Conference of Labour Statisticians, October 1982.
- Paelinck, J. (1978). Spatial econometrics. *Economics Letters*, 1(1), 59–63.
- Patuelli, R., Griffith, D. A., Tiefelsdorf, M., & Nijkamp, P. (2011). Spatial filtering and eigenvector stability: space-time models for German unemployment data. *International Regional Science Review*, 34(2), 253–280. <https://doi.org/10.1177/0160017610386482>
- Pietrzak, M. B., & Balcerzak, A. P. (2016). *A spatial SAR model in evaluating influence of entrepreneurship and investments on unemployment in Poland*, Research Working Papers No:2, Institute of Economic Research (IER), Toruń (Poland)
- Rao, C. R. (1948). Large sample tests of statistical hypotheses concerning several parameters with applications to problems of estimation. *In Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 44(1), 50-57). Cambridge University Press.
- Rios, V. (2017). What drives unemployment disparities in European regions? A dynamic spatial panel approach. *Regional Studies*, 51(11), 1599–1611. <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1216094>
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK). (2021). *Hanehalkı işgücü araştırması genel açıklama*. Erişim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/>
- Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2016). A regional unemployment model simultaneously accounting for serial dynamics, spatial dependence and common factors. *Regional Science and Urban Economics*, 60, 85–95. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.07.002>
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2020). *Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı*. Beta Basım Yayım Dağıtım AŞ, İstanbul.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2022). *Mekansal Ekonometri Stata Uygulamalı*. Beta Basım Yayım Dağıtım AŞ, İstanbul.