



**AVRUPA'DA KAMU HARCAMALARI VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN
MEKÂNSAL PANEL VERİ ANALİZİ İLE İNCELENMESİ***

Doç. Dr. Hakan DEMİRGİL*

Arş. Gör. Sinan YILDIRIM**

ÖZ

Devletin ekonomiyeye müdahale etmesi gerektiğini savunan Keynesyen yaklaşımda etkili müdahale kalemlerinden biri kamu harcamalarıdır. Bazı iktisatçılar, kamu harcamalarının politikacıların oy toplama amaçlarına hizmet ettiği için verimsiz harcamalar olduğunu, bu harcamaların ileriki dönemlerde vergi olarak geri döneceğini söylemekteyken bazı iktisatçılar da ekonomik durgunluk durumunda yapılacak olan kamu harcamalarının ekonomiyeyi tekrar canlandıracağı için gerekli ve yararlı olduğu görüşündedirler. Bu çalışmada 1997-2017 yılları arasında Avrupa'da hükümet harcamalarının kişi başı Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla büyümesini nasıl etkilediği mekânsal bağımlılığı dikkate alan modeller kullanılarak araştırılmıştır. Birbirine komşuluk ilişkisi bulunan yatay-kesitler (ülkeler), mekânsal ekonometrik yöntemlerin kullanılmasını gerekli kılmıştır. Bunun için mekânsal gecikme modeli, mekânsal hata modeli, mekânsal Durbin model, genel mekânsal model ile bunların rassal ve sabit etkili versiyonları ve genelleştirilmiş rassal etkili mekânsal hata modeli incelenmiştir. Kurulan modellerden elde edilen bulgulara göre, tüm modellerde hükümet harcamaları yıllık büyümesinde meydana gelen artışlar kişi başı GSYİH büyümesini artırmaktadır. Avrupa'da tam istihdam seviyesini yakalamak isteyen politikacılar, hükümet cari harcamalarını artırma yoluna gidebilir. Bunun yanında, komşu ülkelerdeki durumu da dikkate almak zorundadırlar. Çünkü mekânsal otokorelasyonu gösteren katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur, yani mekânlar birbirine yaklaştıkça birbirini daha çok etkilemektedirler. Bu mekânsal bağımlılık, hem mekânsal hata hem de mekânsal gecikme modellerinde görülmüştür. Yani hem komşu hataları hem de komşu bağımlı değişken olan kişi başı GSYİH büyümesi değerleri komşularını etkilemektedir.

Anahtar Kelimeler: Mekânsal Panel Veri, Ekonomik Büyüme, Kamu Harcamaları

**ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN PUBLIC EXPENDITURE AND
ECONOMIC GROWTH IN EUROPE WITH SPATIAL PANEL DATA ANALYSIS**

ABSTRACT

In the Keynesian approach which advocates government interference to the economy, one of the efficient interference items is government expenditures. While some economists allege the public expenditures are inefficient, because of they serve the vote collection goal of the politicians and thus, they will turn back as higher taxes in the future; some of them assert that public expenditures made at the recession period are essential and beneficial, because they will revive the economy. In this study, it is investigated that how the effects of

* Bu makale "Avrupa'da Kamu Harcamaları Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Mekânsal Panel Veri Analizi İle İncelenmesi" adlı yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

* Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü, hakandemirgil@sdu.edu.tr, Orcid ID: 0000-0002-9509-7751

** Karadeniz Teknik Üniversitesi, İİBF, sinanyildirim@ktu.edu.tr, Orcid ID: 0000-0001-7749-7746

government spending on per capita GDP growth in Europe between 1997-2017 using by models considering spatial dependence. The cross-sections (countries) with neighboring relations, have required to use spatial econometric methods. Therefore, spatial lag model, spatial error model, spatial Durbin model, general spatial model and also fixed and random effects versions of these and lastly generalized random effects spatial error model have been examined. Our results reveal that increases in the annual growth of government spending in all models enhance the GDP per capita growth. Politicians who want to achieve the full level of employment in Europe could increase government spending. They must also consider the situation in neighboring countries. Because the coefficients of spatial autocorrelation are statistically significant mean that they interact with each other much more as the spaces approach each other. This spatial dependency, not only have been seen in the spatial lag models, but also seen in the spatial error models. Namely, either the values of neighbor errors and neighbor depended variable called GDP per capita growth, effects neighbors.

Keywords: Spatial Panel Data, Economic Growth, Government Spending

GİRİŞ

Hükümetlerin maliye politikalarında araç olarak kullandıkları kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisi her zaman merak konusu olmuştur. Bu konuda en bilindik husus Wagner yasasıdır. Wagner, kamu harcamalarındaki artışın ekonomik büyümedeki artıştan daha hızlı olduğunu ortaya koymuştur (Wagner, 1886). Yani ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru bir nedenselliğin varlığı söz konusudur. Bu çalışmada tam tersi yönde nedensellik aranmaktadır.

Klasik iktisatçılar ile Keynesyen iktisatçıların ayrıldığı temel noktalardan birisi, kamu harcamalarının ekonomik çıktı düzeyi üzerindeki etkisidir. Klasik iktisatçılar devletin ekonomiye sınırlı müdahalesinden yanadır. Devlet sadece temel işlevlerini yerine getirmeli ve başka bir şeye müdahale etmemelidir. Çünkü Klasiklere göre kamu sektörü hantal çalışmaktadır ve kamu sektörünün piyasaya girişi özel sektörü dışlamaktadır. 1929 Dünya ekonomik kriziyle beraber, para ve maliye politikalarıyla, ekonomik durgunluk süreçlerinin atlatılabildiği görülmüş ve klasik anlayış genel olarak terk edilmiştir. Buna göre devlet, ekonomiye müdahale ederek tam istihdamda olmayan bir ekonomiyi tam istihdam düzeyine taşıyabilir (Keynes, 1936). Kuşkusuz para talebinin faize duyarlılığının yatırımların faize duyarlılığından yüksek olduğu ekonomilerde, maliye politikaları para politikalarından daha etkin olacaktır. Zaten likidite tuzağı durumunda para politikası etkisizdir. Devlet, maliye politikası araçları olan kamu harcamaları, transfer ödemeleri ve vergiler ile toplam talebi değiştirmek suretiyle enflasyonu düşürme ve tam istihdamı sağlama gibi politikalarını gerçekleştirmek ister.

Kamu harcamaları, bir arada yaşayan insan topluluğun ortak ihtiyaçlarını gidermek için yapılan bazı harcamalardır. Bu harcamalar, Maliye Bakanlığı konsolide bütçe harcamalarındaki sınıflandırma ile, kamu nihai mal ve hizmet harcamalarını gösteren cari harcamalar, yatırım harcamaları ve transfer harcamalarıdır. Etüt proje giderleri, tesis onarım giderleri ve makine teçhizat alım ve onarımları yatırım harcamalarına girerken, üretime katkısı bulunmayan ve karşılığında mal ve hizmet alımı yapılmadan ödeme yapılanlar ise transfer

harcamalarına girmektedir (Yılmaz ve Kaya, 2005). Bu çalışmada cari harcamalar olan kamu nihai mal ve hizmet alımı harcamaları ele alınacaktır.

İster kamu harcamalarıyla olsun isterse vergi veya sübvansiyon kanalıyla, genişletici bir maliye politikası ilk olarak kamu harcamaları çarpanı ile milli geliri artırır. Yükselen milli gelir, para talebi işlevi aracılığıyla reel para talebini artıracığından, faiz oranı yükselecektir. Bunun neticesinde yükselen faiz, yatırım fonksiyonu ile tekrar mal piyasasını etkiler. Milli gelir bir miktar düşer ve dengeye ulaşır. Genişletici maliye politikalarının, bir miktar faiz artışına sebep olup bunun da özel sektör yatırımlarını azaltmasına özel sektörü dışlama etkisi denmektedir. Genişletici maliye politikaları, faizlerin düşebileceği en son noktaya geldiği durum olan likidite tuzağı durumunda çıktı düzeyi üzerinde tam etkiye sahipken, klasik iktisatçıların savunduğu yatırım tuzağı durumunda, yani genişletici maliye politikalarının özel sektör üzerinde tam dışlamaya neden olduğu durumda hiçbir etkiye sahip olmayacaktır (Bocutoğlu, 2011).

Bu çalışmanın amacı, Avrupa ülkelerinde işgücüne katılım oranı ile hükümet harcamalarının kişi başı Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla büyümesi üzerindeki etkilerini mekânsal bağımlılıkları da dikkate alarak belirlemektir. Bu sayede Avrupa'da herhangi bir resesyon durumunda kamu harcamalarının etkin bir genişletici politika aracı olup olmadığı ve ekonomik göstergelerin komşu ülkelere ne derece bağımlı olduğu görülebilecektir.

Yatay-kesit veya panel verilerinin kullanıldığı çalışmalarda yatay-kesitler birbirlerine yakınlıkları, uzaklıkları ve birbirlerine sınırı olup olmadığı tespit edilebilen coğrafi bölgelerden oluşuyorsa (ülke, il, bölge gibi) bu durumda mekânsal ekonometrik yöntemlerle çalışma yapılmalıdır. Coğrafi bölgelerin mekânsal etkileşimi parametrelerin mekândan mekâna farklılık gösterdiği mekânsal değişkenlik şeklinde ortaya çıkıyorsa her biri için ayrı model kurulabilir. Fakat mekânsal etkileşim, mekânsal bağımlılık şeklinde ortaya çıkıyorsa kurulacak modellerde mekânsal otokorelasyonu da dikkate almak gerekmektedir. Çünkü eğer birbirine komşu olan birimler, birbirini bir şekilde etkiliyorsa ve bu durum model dışında tutulursa, tahminler tam olarak gerçeği yansıtmayacaktır. Bu yüzden bu çalışmada mekânsal ekonometrik yöntemlere başvurulmuştur.

Çalışma; literatür, yöntem, uygulama ve sonuç bölümlerinden oluşmaktadır. Literatür taraması bölümünde, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü, negatif yönlü, kısa dönemli ve uzun dönemli ilişkiler bulan çalışmaların yanı sıra, Avrupa'da makroekonomik göstergeler arasında mekânsal etkiler bulan çalışmalara değinilmiştir.

Yöntem kısmında mekânsal etkileşim kavramı açıklanmış, mekânsal değişkenlik ile mekânsal bağımlılık kavramlarından bahsedilmiştir. Mekânsal bağımlılığın kullanılan ekonometrik modele dâhil edilmediği fakat modeldeki mekânsal otokorelasyon konusunda bir sonuca varılmasını sağlayan istatistikler tanıtılmıştır. Sınır komşuluklarına dayalı ve uzaklığa dayalı mekânsal ağırlık matrisleri anlatılmıştır. Sonrasında mekânsal bağımlılığın modellendiği havuzlanmış veri ile mekânsal modeller gösterildikten sonra mekânsal gecikme ve mekânsal hata modelleri, ardından mekânsal gecikme ve mekânsal hata

modellerinin sabit, rassal ve genelleştirilmiş rassal etkili halleri ile bu modellerin olabilirlik fonksiyonları, tahmin yöntemleri ve bunların hipotez testleri ele alınmıştır.

Dördüncü bölümde, 30 Avrupa ülkesine ait hükümet harcamalarının yıllık büyümesi, işgücüne katılım oranı ve kişi başı GSYİH büyümesi değişkenleri 1997-2017 dönemi için yıllık veriler kullanılarak mekânsal panel veri analizleri ile incelenmiştir. Sonuç bölümünde uygulamanın genel hatları anlatıldıktan sonra, amacı, bulguları ve öneriler anlatılmıştır. Avrupa'da büyümeyi artırma amacıyla uygulanan politikaların etkilerine dair değerlendirmelere yer verilmiştir.

2. LİTERATÜR

Avrupa ülkeleri üzerine yapılan çalışmalar arasında mekânsal otokorelasyonu dikkate alanlar mevcuttur. Niebuhr (2003), Avrupa'da bölgesel işgücü belirleyicilerini 1986-2000 dönemi için mekânsal ekonometrik yöntemlerle incelediği çalışmada bölgesel işgücü pazarları arasında önemli ölçüde bir mekânsal bağımlılığın olduğu sonucuna varmıştır. Buna göre yüksek işsizlik oranına sahip bölgeler kendi içinde kümelenme eğilimindeyken düşük işsizlik oranı gösteren bölgeler de kendi içinde kümelenme eğilimindedir. Ertur ve diğerleri (2005), neo-klasik büyüme modellerine ilişkin yatay-kesit veri çalışmalarında sıklıkla karşılaşılan homojen olmama durumundan dolayı mekânsal ekonometrik yaklaşım ile 1980-1985 dönemi için 138 Avrupa bölgesini inceleyen bir uygulama yaparak ekonomik büyüme modeli kurmuşlardır. Bivand ve Brunstad (2006), Batı Avrupa'daki tarımsal teşviklerin bölgesel büyüme üzerindeki etkilerini 1989-1999 dönemi için mekânsal ekonometrik yöntemlerle incelemişler ve kurulan modeller arasında mekânsal gecikme modelinin en iyi model olduğu sonucuna varmışlardır. Basile (2008), 1988-2000 dönemi için 155 Avrupa bölgesinin ekonomik büyüme davranışını neo-klasiklerin önerdiği doğrusal olmayan büyüme modellerini mekânsal olarak analiz etmeye yarayan yarı-parametrik mekânsal Durbin model ile analiz etmiştir. Sonuçta kişi başı gelir ve insan sermayesinin doğrusal olmayan etkileri tespit edilirken, her bölgenin komşuları ile etkileşimini gösteren bir modele ulaşılmıştır. Cuaresma ve Feldkircher (2013), 255 Avrupa bölgesi için gelir yakınsama hipotezini kişi başı gelir büyümesi ve 50 potansiyel açıklayıcı değişken ile mekânsal filtreleme teknikleri kullanarak analiz etmişlerdir. Açıklayıcı değişkenlere ve mekânsal terimlere ait belirsizlikler dikkate alındığında, beşeri sermaye yatırımları ve gelir yakınsamasına ait geçiş dinamikleri Avrupa'da bölgesel ekonomik büyümenin belirleyicileri olarak bulunmuştur.

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında ilişkiyi inceleyen çalışmalara gelince, iki değişken arasında negatif ve pozitif yönlü ilişki bulan çalışmalar mevcuttur. Bazı çalışmalar ise sadece iki değişken arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri veya nedenselliği incelemiştir. Kolluri ve diğerleri (2000), Wagner'in ekonomik büyüme sonucunda kamu harcamalarının ekonomik büyümeden daha fazla arttığına dair yasanın geçerliliğini 1960-1992 dönemi için G7 ülkelerinde analiz etmişlerdir. Ulusal gelir ile hükümet harcamaları arasında kısa ve uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Loizides ve Vamvoukas (2005), Yunanistan, Birleşik Krallık ve İrlanda için hükümet harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi üç değişkenli nedensellik testi ile analiz etmişlerdir.

Kurdukları modele işsizlik ve enflasyon değişkenlerini de eklemişler ve neticede İrlanda ve Birleşik Krallık'ta kısa ve uzun dönemde hükümet harcamalarının büyüklüğü ekonomik büyümenin Granger nedeni bulunurken, Yunanistan'da ekonomik büyüme hükümet harcamalarının nedeni çıkmıştır. Ayrıca enflasyon serisi dâhil edildiğinde Birleşik Krallık 'ta da ekonomik büyüme hükümet harcamalarının Granger nedenidir. Arpaia ve Turrini (2007), Avrupa ülkelerinde hükümet harcamaları ile potansiyel üretim arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri analiz etmişlerdir. 1970-2003 dönemine ait 15 Avrupa ülkesinin verileriyle yaptıkları panel birim kök ve panel eş-bütünleşme analizleri sonucunda kamu harcamaları ile potansiyel üretim arasında uzun dönemli bir ilişki tespit etmişlerdir. Uzun dönem hükümet harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki esneklik zaman içerisinde ve ülkeden ülkeye değişmektedir ve gelişmekte olan ülkelerde, yaşlı nüfusa sahip ülkelerde, dış borcu yüksek ülkelerde ve hükümet harcamalarının kontrolünü sağlayacak kanunların yetersiz olduğu ülkelerde nispeten daha azdır. Hassan vd. (2011), panel veri analizi ile finansal gelişme ile ekonomik büyümeyi incelemişlerdir. Varyans ayrıştırma metoduyla her birinin katkısını bulabilmek adına yıllık kişi başı GSYİH büyümesini coğrafi bölgelere göre ve gelir düzeyine göre sınıflamışlar ve analize bu şekilde dâhil etmişlerdir. Gelişmekte olan ülkelerde finansal gelişmişlik ile ekonomik büyümenin ilişkisi pozitif yönlüdür. Çoğu bölgede iki değişken arasındaki nedensellik iki yönlüdür. Hükümet harcamaları da ekonomik büyümenin açıklanmasında önemli role sahiptir. Hassan vd. göre sürdürülebilir ekonomik büyüme için iyi çalışan bir finansal sistem gerekli ancak yeterli değildir.

Landau (1985), 1952-1976 döneminde gelişmiş ülkelerde ekonomik büyüme ile hükümet harcamaları arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmasında kamu tüketim ve yatırım harcamalarının ekonomik büyümeyi yavaşlattığı sonucuna varmıştır. Landau (1986), diğer bir çalışmasında gelişmekte olan ülkelerin 1960-1980 dönemine ait verisiyle yine ekonomik büyüme ile hükümet harcamaları arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmada hükümet harcamaları beş ayrı kaleme incelenmiştir. Elde ettiği bulgulara göre eğitim ve askeri harcamalar haricindeki kamu nihai harcamaları ekonomik büyümeyi önemli ölçüde azaltmaktadır. Eğitim harcamaları ise ekonomik büyüme üzerinde düşük bir etkiye sahiptir. Hükümetin yatırım harcamaları ekonomik büyüme üzerinde çok düşük bir pozitif etkiye sahiptir. Kamu yatırımlarının özel sektörü dışladığı ve vergi yoluyla ya da borçlanarak finanse edildiği düşünülürse, bu küçük pozitif etki de önemsiz kalacaktır. Fölster ve Henrekson (2001), 1970-1995 dönemine ait verilerle zengin ülkeler üzerinde yürüttükleri panel veri analizinde kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Zengin ülkeler için büyük kamu sektörü ile ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişki bulmuşlardır. Afonso ve Furceri (2010), OECD ve Avrupa ülkelerinde kamu gelirleri ve giderlerine ait volatilitenin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmada kamu gelirlerinin de kamu giderlerinin de ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediği kanısına varmışlardır. Dolaylı vergiler, sosyal yardımlar, hükümet harcamaları, sübvansiyonlar, hükümet yatırımları ekonomik büyüme üzerinde oldukça büyük, istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir etkiye sahiptir.

Uzay (2002), kamu büyüklüğünün ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini incelediği çalışmada Türkiye'nin 1970-1999 dönemine ait verileri kullanmıştır. Neticede temel kamu harcamaları ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemekte, diğer kamu harcamaları ise bu pozitif etkiyi azaltmaktadır. Kamu harcamalarındaki artış ekonomik büyümeyi pozitif etkilese de kamu kesiminin ekonomideki büyüklüğü ekonomik büyümeyi olumsuz etkilemektedir. Devarajan ve diğerleri (1996), 43 gelişmekte olan ülkenin 20 yıllık verisi ile kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişler, kamu nihai harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir etkisi olduğunu, buna karşılık kamu yatırım harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin negatif olduğu sonucuna varmışlardır. Dolayısıyla gelişmekte olan ülkelerin, cari harcamaları artırmak için sermaye harcamalarına yatırım yapmamlarının yanlış olacağını savunmuşlardır. Romero-Avila ve Strauch (2008), 15 Avrupa ülkesine ait 40 yıllık verileri kullanarak Avrupa'da kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi uzun dönem için araştırdıkları çalışmada Devarajan'ın bulunduğu sonucun tam tersini bulmuştur. Gecikmesi dağıtılmış model ile kamu yatırım harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisi tespit edilirken kamu harcamalarının toplam tutarının ya da gelir içindeki payının ve dolaysız vergilerin kişi başı GSYİH büyümesi üzerinde negatif etkisi tespit edilmiştir. Barro (1990) ise, vergiler tarafından finanse edilen hükümet harcamalarını incelediği çalışmada üretken olmayan hükümet harcamalarının ekonomik büyüme ve tasarruf oranlarını düşürdüğünü tespit etmiştir. Üretkenliği artıran hükümet harcamalarında ise bir süre sonra düşse de başlangıçta ekonomik büyüme ve tasarruf artmaktadır.

3. YÖNTEM

Bu bölümde mekânsal ekonometri kavramından, kullanıldığı alanlardan, mekânsal etkilerin nasıl modellendiğinden, mekânsal ağırlık matrisinin nasıl oluşturabileceğinden ve mekânsal regresyon türlerinden bahsedilmiştir.

3.1. Mekânsal Etkileşim

Bir ekonometrik regresyon modelinde eğer yatay kesitler kıta, ülke, şehir gibi coğrafi konumlardan oluşmaktaysa ve bu yerleşimlerin regresyon modeli bağımlı değişkeni üzerinde ve/veya hata terimleri varyansı üzerinde birbirine yakınlık durumuna göre bir etkileri varsa; bu durumda bu etkileri göstermek ve modellemek için mekânsal ekonometrik yöntemler kullanılmalıdır. Mekânsal veri zaman serisi bile olsa mekânsal otokorelasyonu vurgulamak gerekmektedir. Ancak yatay-kesitleri oluşturan mekânların birbirine komşuluk durumu dikkate alınmadıysa bu durumda veri mekânsal olarak tasnif edilse bile mekânsal veri analizinden söz edilemez.

Mekânsal veri için etkileşim iki türlü meydana gelir: mekânsal bağımlılık ve mekânsal değişkenlik. Komşu mekâna bağlı olarak meydana gelen değişimler mekânsal bağımlılığı gösterir. Mekânsal değişkenlik ise, coğrafi konumlara göre değişen parametreleri ifade eder. Mekânsal bağımlılık, Anselin (1988)'in ifadesiyle bir yerde ne olduğuyla başka bir yerde ne olduğu arasındaki fonksiyondur. Yani

mekânsal bağımlılık, birbirine komşuluğu bulanan mekânlar arasındaki birbirini etkileme durumunu ifade eder.

Mekânlar arası farklılık, hem mekânsal bağımlılık hem de mekânsal değişkenlik durumunda mevcuttur. Ancak mekânsal bağımlılıkta bu farklılık mekânların birbirine komşuluk derecesine bağlıdır ve bu bağ fonksiyonel bir ilişki oluşturur. Mekânsal değişkenlikte ise mekânlar arası farklılık herhangi bir nedene bağlı değildir. i ve j -inci ve j -inci mekânları göstermek üzere mekânsal bağımlılığı formüle edecek olursak:

$$y_i = f(y_j) \quad , i = 1, \dots, n \quad i \neq j \quad (1)$$

Mekânsal bağımlılık genelde iki tür sebepten kaynaklanır: ölçme hataları ve modelleme hatası. Ülkeler, eyaletler vs. gibi mekân farklılıkları ölçme hatalarına yol açabilir. Örneğin istihdamla alakalı bir çalışma yapılırken kişinin yaşadığı şehir baz alındığında, işgücünün mobilitesi dikkate alınmaz. Modelleme hatası ise sosyo-demografik, ekonomik ve bölgesel aktivitelerden kaynaklanabilir. Bölgesel bilim dalları insan coğrafyasına ve pazar aktivitelerine dayanmaktadır. Dolayısıyla mekânsal etkileşimler ve yayılma etkileri modelleme hatasına sebep olabilmektedir (LeSage J. P., 1999).

Mekânsal bağımlılık, bağımlı değişken üzerindeki mekânsal bağımlılığın modellendiği, mekânsal gecikme ve hata terimlerindeki mekânsal bağımlılığı dikkate alan mekânsal hata modelleriyle ele alınmaktadır. Kurulacak herhangi bir modele yapılacak tanımlayıcı testlerle hangi regresyon modelinin kullanılacağına karar verilmektedir. Mekânsal değişkenlik, bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken değerleri üzerindeki etkisini gösteren katsayıların veya regresyon hatalarının mekândan mekâna değiştiğini ve bu değişimin mekânlar arası bir bağıntı içerisinde olmadan rastgele olduğu durumdur. Formüle dökülecek olursa mekânsal değişkenlik:

$$y_i = X_i\beta_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada i indisi i -inci mekânı, X_i ($1 \times k$) boyutundaki bağımsız (açıklayıcı) değişken vektörünü, β_i parametre matrisini ve ε_i de sıfır ortalamalı sabit varyanslı stokastik hata terimini ifade etmektedir.

Yapısal durağan olmama şeklindeki mekânsal değişkenliğin yanında, mekândan mekâna değişen hata terimleri varyansı da mekânsal değişkenliği gösterir. Örneğin kentsel alanlar farklı yüzölçümü ve şekle sahip olabilir. Ayrıca farklı mekânlar için farklı nüfus ve farklı gelir seviyeleri mevcuttur. Buna bağlı olarak dışlanmış değişken ya da değişkenler ve spesifikasyon hataları kurulacak denklemin hata terimleri varyansını değiştirebilmektedir.

Ekonometrik teoride mekânsal değişkenlik, Anselin'in (1988) ifade ettiği gibi değişen parametreler, rastgele katsayılar ve switching regresyon gibi yapısal değişimlerin çeşitli formlarıyla çözümlenebilir. Mekânsal bağımlılık durumunda ise yaygın olan bu bağımlılığın kurulan modele dâhil edilmesidir. Böylesi çalışmalarda yaygın olarak kurulan modeller: Mekânsal gecikme, mekânsal Durbin, mekânsal hata modelleri ve genel mekânsal modellerdir.

3.2. Mekânsal Ağırlıklar

Mekânsal veriler nokta veri, jeo-istatistiksel veri, alan verisi ve mekânsal etkileşim verisi olarak sınıflandırılabilir. Hastalıklı ağaçların mekânsal analizi nokta veriye, sıcaklıklar ve atmosfer kirliliği jeo-istatistiksel veriye, GSYİH farklılıklarının ülkeden ülkeye analizi alan verisine ve uluslararası karşılıklı ticaret miktarları da etkileşim verisine örnek teşkil edebilir (Fischer ve Wang, 2011). Bu durumda nokta veri sıfır boyutluyken; sokakları, caddeleri ve tren yollarını içeren veriler tek boyutlu ve alan verisi iki boyutlu olur (Haining, 2003). Tüm bu mekânsal verilerin birbirlerine olan komşuluk durumu, geleneksel olarak mekânsal ağırlık matrisi ile tanımlanmaktadır.

Mekânsal ağırlık matrisi niteliksel yakınlık durumunun niceliğe dönüştürüldüğü bir matristir. Moran (1948), mekânları istenilen durum meydana geldiğinde siyah, diğer durumlarda beyaz olarak tanımlamış ve bu niteliksel değişkeni niceliğe dönüştürmek için söz konusu mekânlardan iki tane siyah mekânın birbirine sınırdaş olduğu durumda 1 diğer durumlarda sıfır değerini alan bir Q_i değişkeni belirlemiştir. Moran tarafından ortaya atılan bu kodlama Cliff ve Ord (1975) tarafından geliştirilmiştir. Cliff ve Ord, mekânsal otokorelasyonun mekânlar arası ikili komşuluklara bağlı olduğunu ve bu komşulukların 0-1 değerleri verilerek gösterilebileceğini belirtmiştir.

Mekânsal ağırlık matrisi, satır ve sütun sayısı birbirine ve gözlemi yapılan mekân sayısına eşit bir matristir. Her bir satır, ona simetrik olarak karşılık gelen sütunla birlikte bir mekânı temsil etmektedir. Her bir satırın eşleştiği sütundaki değer, iki mekânın ortak komşuluk gözlem değerini ifade etmektedir. Bu şekilde oluşturulan mekânsal matrislerde, komşuluk gözlemleri mekânsal ağırlık matrisinin yapısına göre belirlenir. Mekânsal ağırlık matrisinin yapısı iyi seçilmelidir. Çünkü bazı durumlarda, mekânsal ağırlık matrisi spesifikasyonu, parametre tahmin metodları seçiminde meydana gelen farklılıklardan daha farklı sonuçlara sebep olabilmektedir (Bell ve Bockstael, 2000).

Ekonomik ve sosyal göstergeleri dikkate almadan sadece coğrafi yakınlığa göre oluşturulan mekânsal ağırlık matrisi, sınırlara ve uzaklıklara göre oluşturulabilir. Mekânsal ağırlık matrisi oluşturulurken iki coğrafi mekânın komşu olup olmadıklarını belirleme, birbirlerine sınırı olan komşular için farklı şekillerde yapılabilir. Bu yöntemlerden herhangi biriyle oluşturulan ve komşu gözlemlerin 1, diğerlerinin 0 değerini aldığı mekânsal ağırlık matrisi aşağıdaki gibidir:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1: & \text{herhangi bir tanıma göre } i - nci \text{ ve } j - inci \text{ bölgeler komşuysa} \\ 0: & \text{değilse} \end{cases}$$

Mekânsal ağırlık matrisi standartlaştırılmak istenirse, satır değerleri satır toplamına bölünmelidir. Standartlaştırmanın amacı tahmin edilmesi zor olan simetrik matrisi asimetrik hale getirmektir. Bu durumda yeni ağırlıklar aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (3)$$

Bu durumda satır toplamları $\sum_j w_{ij}^* = 1$ olacaktır. Böylelikle ağırlıklandırma işlemi sonucunda tüm komşuların ortalama "1" (bir) değerine ulaşıldığı yorumlanabilir (Lee, 2002). Bu standartlaştırma sayesinde daha fazla sayıda komşuya sahip olan coğrafi birim mekânsal etkilerden daha fazla etkileniyormuş gibi görünmez. Toplam mekânsal etki komşulara eşit olarak dağıtılmış olur.

Sadece birbirine sınırı olan birimlerin komşu sayılması, Tobler kanunuyla tam olarak bağdaşmaz (Blommestein ve Koper, 1997). Çünkü Tobler'e göre her şey diğer şeylerle ilişkilidir ancak yakın olanlar uzak olanlara göre daha çok ilişkilidir (Tobler, 1970). Bu yüzden karmaşık mekânsal etkileşimleri sınır ağırlıklarına göre daha çok dikkate alan uzaklığa dayalı ağırlıklar geliştirilmiştir. Ağırlık matrisi oluşturulurken komşu olup olmama durumuna göre niteleyici bir değeri niceliğe çevirmek yerine iki bölgenin birbirine olan uzaklıkları ya da birbirleriyle olan sınırlarının uzaklıkları baz alınarak ağırlık matrisi oluşturulabilir. Bu matrislere örnek olarak Cliff ve Ord (1973)'ün üzerinde durduğu sınır uzunluklarına dayalı ağırlıklardan bahsedilebilir. Ağırlık matrisi sınır uzunluklarına dayalı olduğunda, mekânsal bölgeler aynı sınır uzunluğu toplamına sahip olmadıkça asimetric olacaktır.

$$W_{ij} = [d_{ij}]^{-a} \cdot [\beta_{ij}]^b \quad (4)$$

Burada d_{ij} i-inci ve j-inci bölgeler arası mesafeyi, β_{ij} i-inci bölgenin j-inci bölgeyle olan sınırının i-inci bölgenin tüm sınırları toplamına oranını a ve b parametreleri ifade etmektedir.

Bütün bu matrisler çeşitlendirilebilir. Ancak sıklıkla kullanılan uzaklığa dayalı ağırlıklar daha basit hesaplanabilen ağırlıklardır. Örneğin bir bölgeye en kısa mesafede olan bölgeye ya da daha önceden belirlenmiş bir mesafe sınırı içerisinde olan bölge/bölgelere de ağırlık verilebilir (Arbia, 2006, s. 37). Örneğin d^* önceden belirlenen mesafe ise:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1: & 0 \leq d_{ij} < d^* \\ 0: & \text{değilse} \end{cases} \quad (5)$$

veya en yakındaki bölgeye ağırlık verilmek isteniyorsa:

$$d_{ij} = \text{Min}(d_{ik}) \forall i, k \quad (6)$$

denilebilir. Böylelikle sadece en yakındaki bölge dikkate alınmış olur. Bu durumda i ve j mekânları birbirine minimum mesafedeyse komşudurlar. Ancak mekânlar arası heterojenlik arttıkça kritik mesafeyi belirlemek zorlaşmaktadır. Uzaklık arttıkça, mekânsal etkinin azalacağını belirten mekânsal ağırlıklar da mevcuttur. Bu ağırlıklar aşağıdaki gibi hesaplanabilir:

$$W_{ij} = d_{ij}^{-a} \quad a > 0 \quad (7)$$

Buradaki a parametresi, mekânlar arası mesafeler arttıkça ağırlığın veya etkinin üssel olarak azalacağını belirten parametredir. Buradaki ağırlık tüm sınırdaşlar için kullanılabileceği gibi sadece d_{ij} 'nin önceden belirlenmiş mesafe olan d^* 'den küçük olduğu mekânlar için de kullanılabilir.

Ayrıca, en yakın k tane komşunun 1, diğerlerinin 0 değerini alacağı bir matris de uygulanabilir. Örneğin en yakın 6 tane komşuya 1, diğerlerine 0 değerinin verildiği bir matris gibi. Böylesi durumda tüm satır toplamları aynı değeri alacaktır. Fakat k değerinin nasıl belirleneceği konusunda kesin bir bilgi mevcut değildir (Fischer ve Wang, 2011).

Bunların yanında, Öklid mesafe matrisleri de oluşturulabilir. Örneğin Öklid mesafesi ile ölçülen i ve j mekânları arasındaki uzaklığa göre eğer bu ikili aynı bölgede yer alıyorsa 1, aynı bölgenin dışındaysa 0 değerini alan bir w_{ij} değeri kullanılabilir. Ayrıca w_{ij} , nokta veri kullanıldığında örneğin aynı sokak ya da caddede olan i ve j istasyonları için 1, diğerleri için 0 değerini alabileceği gibi aynı sokakta olan i ve j için Öklid mesafesi arttıkça azalan bir değer de alabilir (Pinkse ve Slade, 1998).

Bu çalışmada hem ülkelerin başkentleri arasındaki kuş uçuşu mesafeyi hem de sınır komşuluklarını dikkate alan bir mekânsal ağırlık matrisi kullanılacaktır. W_d ,

$$W_d = \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (8)$$

(8) numaralı eşitlikteki gibi mesafe arttıkça ağırlığın üssel olarak azalacağını gösteren matristir. 1nci derece komşuluklar $W^{(1)}$, ikinci derece komşuluklar $W^{(2)}$ ile gösterilirse:

$$W^{(1)} = \begin{cases} 1: & i - nci \text{ ve } j - inci \text{ bölgeler sınırdaşsa} \\ 0: & \text{değilse} \end{cases}$$

$$W^{(2)} = \begin{cases} 1: & j, i' nin \text{ komşusunun komşusuysa} \\ 0: & \text{değilse veya } i - nin \text{ sınır komşusuysa} \end{cases}, i \neq j \quad (9)$$

W^r , bu iki matrisin mesafe matrisi ile Hadamard çarpımları toplamı sonucunda elde edilir.

$$W^r = W_d \odot W^{(1)} + W_d \odot W^{(2)} \quad (10)$$

3.3. Mekânsal Bağımlılığın Testi

Mekânsal bağımlılığı içeren ekonometrik modellerden önce, mekânsal bağımlılığın varlığı için geliştirilen testlerden bahsetmek gerekir. Bunlardan yaygın kullanılanları Geary ve Moran I istatistikleridir. Geary (1954), mekânsal otokorelasyonun tespiti için komşuluk oranı istatistiğini geliştirmiştir. Komşuluk oranı istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$C = \frac{(n-1)}{2K_1} \frac{\sum_{t \neq t'} (z_t - z_{t'})^2}{\sum_t (z_t - \bar{z})^2} \quad (11)$$

K_1 = tüm komşulukların sayısı

\sum_t = Genel toplam

\sum' = Komşu bölgeler toplamı

n = bölge sayısı

z_t = t-inci mekânın gözlem değeri

Regresyon hatalarını mekânsal ağırlık matrisi ile formüle eden, Moran'ın ortaya attığı, Cliff ve Ord (1973)'un geliştirdiği Moran I test istatistiği:

$$I = h \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}^* \hat{e}_i \hat{e}_j}{\sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2} \quad (12)$$

şekindedir (Arbia, 2006, s. 91). Burada n gözlem sayısı, $\hat{e}_i = y_i - \beta^T x_i$ şeklinde SEKK kalıntılarını, W^* komşuluk matrisini göstermek üzere w_{ij}^* i-inci satır j-inci sütun değerini, h normalleştirme katsayısını göstermektedir. Standartlaştırılmış ağırlık matrisi kullanılırsa h katsayısı kullanılmaz. Standartlaştırılmış ağırlık matrisine $(W^*)^*$ dersek Moran I istatistiğinin matris gösterimi aşağıdaki gibi olur:

$$I = (\hat{e}^T \hat{e})^{-1} [\hat{e}^T (W^*)^* \hat{e}] \quad (13)$$

Hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımıyla bu test istatistiği asimptotik olarak normal dağılmaktadır. İstatistiksel olarak anlamlı bulunan bir Moran I istatistiği negatif ise birbirinden uzaklaşan değerlerin, pozitif ise birbirine yaklaşan değerlerin belli bölgelerde yoğunlaştığını (kümelendiğini) gösterir.

Geary ve Moran I istatistikleri mekânsal otokorelasyonu tespit etse de, bu otokorelasyonun varlığı durumunda modele nasıl dâhil edileceğini göstermez. Mekânsal bağımlılığın ekonometrik modellere dâhil edildiği regresyonlar, mekânsal panel veri başlığı altında incelenecektir.

3.4. Mekânsal Panel Veri

Panel veriyle işlem yaparken, genelde yatay-kesitlerin homojen hareket ettikleri varsayılır. Eğer kesme terimi bakımından birimler arası fark varsa sabit etkiler, birimler arası fark rassal ise rassal etkiler modeli kullanılmaktadır. Panel veri çözümlemesinde, yatay kesitler coğrafi alanlardan oluşmaktaysa mekânsal panel veri ekonometrisi devreye girer. Yatay-kesitlerin birbirlerine olan bağımlılıkları (varsa), mekânsal panel modeller ile modellenmiş olur. Böylesi bir durumda model hem yatay kesitlerden, hem bunlara ait serilerin zaman içerisindeki değişimlerinden, hem de bu yatay kesitlerin birbirlerine komşuluk durumlarından etkilenir.

Mekânsal panel veri çözümlemesinden bahseden başlıca çalışmalar arasında Anselin, Elhorst, Baltagi ve Hsiao'nun çalışmaları sayılabilir (Baltagi, 2005; Anselin, Gallo, ve Jayet, 2008; Elhorst J. P., 2014; Hsiao, 2014).

Havuzlanmış bir regresyon modeli aşağıdaki gibi gösterilir:

$$y_{it} = x_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(14) numaralı denklemde "i" alt indisi mekânları tanımlıyorsa, mekânsal panel veri çözümlemesi uygulanabilir. Bu durumda klasik mekânsal modeldeki mekânsal ağırlık matrisi devreye girer. Mekânsal ağırlık matrisi, yorumlama kolaylığı açısından, her satır kendi satır toplamına bölünerek standartlaştırılmalıdır: $w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$

Panel veriye uygulanabilmesi için, N yatay kesit sayısını, T zaman boyutu sayısını göstermek üzere standartlaştırılmış ağırlık matrisi W_{NT}^* ,

$$W_{NT}' = I_T \otimes W_N' \quad (15)$$

şeklinde gösterilir. Burada I_T , $(T \times T)$ boyutundaki birim matrisi, W_N' $(N \times N)$ boyutundaki standartlaştırılmış mekânsal ağırlık matrisini ifade etmektedir.

Zaman boyutu olmayan mekânsal veriler için $(N \times N)$ boyutundaki W_N' matrisi ile $N \times 1$ boyutundaki bağımlı değişken matrisinin çarpımından oluşan mekânsal gecikmeli bağımlı değişken vektörü, mekânsal panel veri için $(N \times T)$ boyutundaki W_{NT}' matrisi ile her bir zaman dilimi için bağımlı değişken vektörünün çarpılması ile aşağıdaki gibi oluşur:

$$W'y = W_{NT}'y = (I_T \otimes W_N')y \quad (16)$$

Mekânsal gecikmeli açıklayıcı değişken için söz konusu matris:

$$W'X = W_{NT}'X = (I_T \otimes W_N')X \quad (17)$$

Mekânsal hata modeli için ağırlıklı hatalar ise:

$$W'\varepsilon = W_{NT}'\varepsilon = (I_T \otimes W_N')\varepsilon \quad (18)$$

şeklinde gösterilebilir.

Mekânsal gecikme, mekânsal hata, sabit etkiler ve rassal etkiler modelleri tek bir modelle gösterilecek olursa, mekânsal panel veri modeli:

$$Y_t = \rho W'Y_t + X_t\beta + W'X_t\theta + c + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\varepsilon_t = \lambda W'\varepsilon_t + u_t \quad (20)$$

şeklinde gösterilebilir. ρ , θ , c ve λ 'nın durumlarına göre modeller değişmektedir. Burada $c = (c_1, \dots, c_N)'$ şeklindeki kesme terimi veya rassal terimdir. Sabit veya rassal etkilerin olmadığı, havuzlanmış mekânsal modeller mekânsal gecikme ve mekânsal hata modelleridir.

3.5. Mekânsal Sabit Etkiler Çözümlemesi

Mekânsal sürece sahip panel veri analizinde, kesme terimleri her birim için farklı bir sabit değere sahipse bu durumda mekânsal sabit etkilerden bahsedilir. Bu kısımda mekânsal sabit etkili mekânsal gecikme ve mekânsal hata modelleri incelenmiştir. Birimlerin gözlem sayısı eşit dengeli panel veri için w_{ij}' , zamana göre değişmeyen ağırlık matrisi W' 'nin bir elemanı olmak üzere mekânsal sabit etki modelleri aşağıdaki gibi olur:

$$y_{it} = c_i + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}' y_{jt} + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$y_{it} = c_i + x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}' \varepsilon_{jt} + u_{it}$$

Burada (21) nolu eşitlik mekânsal gecikme modelini (22) nolu eşitlik ise mekânsal hata modelini temsil eder. Sabit etkili mekânsal panel veri modellerinden mekânsal etkileşimi bağımlı değişkende barındıran model, sabit etkili mekânsal gecikme modelidir.

3.6. Sabit Etkili Mekânsal Gecikme Modeli

Sabit etkili mekânsal gecikme modeli, kesme terimlerinin her bir yatay kesit için farklı olduğu, bu farklılıkların rassal dağılmadığı, bağımlı değişkenin mekânsal ağırlık matrisiyle ilişkili hali $\sum_{j=1}^N w'_{ij} y_{jt}$ 'yi açıklayıcı değişken olarak barındıran modeldir. (21) nolu denklemde gösterilen sabit etkili mekânsal gecikme modeline ait Log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi olur:

$$l = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln |I_N - \rho W'| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - c_i - \rho \sum_{j=1}^N w'_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta)^2 \quad (23)$$

$T \ln |I_N - \rho W'|$ ifadesi, ε 'dan y 'ye dönüşüm yapılırken $\sum_{j=1}^N w'_{ij} y_{jt}$ 'nin içselliğini dikkate alan Jacob terimidir. Maksimize edilmek istenen Log-olabilirlik fonksiyonunun ε 'a göre kısmi türevi alınıp sıfıra eşitlenirse:

$$\frac{\partial l}{\partial \varepsilon_{it}} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_{it} - c_i - \rho \sum_{j=1}^N w'_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta) = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (24)$$

şeklinde olur. (3.22)'den c_i elde edilebilir:

$$c_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w'_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta) \quad (25)$$

Sabit etkiler çözümlenmesi yapabilmek için yatay-kesitlerde zamana bağlı sabit c_i 'yi elimine ederek çözüm yapmayı sağlayacak grup içi dönüşüm yapılabilir. Bu durumda ρ, β ve σ^2 'ye ait Log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi olur:

$$l = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln |I_N - \rho W'| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - \rho [\sum_{j=1}^N w'_{ij} y_{jt}]^* - x_{it}^*\beta)^2 \quad (26)$$

Burada yıldız imgili simgeler grup içi dönüşümleri gösterir:

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad ve \quad x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (27)$$

Çözüm için Anselin ve Hudak'ın önerdiği aşağıdaki yol izlenebilir (Aktaran: Elhorst, 2014: 45):

$$Y^* = b_0 X^* + e_0^* \quad (28)$$

$$(I_T \otimes W') Y^* = b_1 X^* + e_1^* \quad (29)$$

Denklemleri çözülerek e_0^* ve e_1^* elde edilir. ρ 'ya ait EÇO tahmin edicisi aşağıdaki log-olabilirlik fonksiyonu maksimize edilince elde edilir:

$$l = C + T \ln |I_N - \rho W'| - \frac{NT}{2} \ln[(e_0^* - \rho e_1^*)^T (e_0^* - \rho e_1^*)] \quad (30)$$

C, ρ 'ya bağlı olmayan bir sabittir. $\hat{\rho}$ tahmin edildikten sonra, β ve σ^2 aşağıdaki gibi tahmin edilir:

$$\hat{\beta} = (\hat{b}_0 - \hat{\rho} \hat{b}_1) = (X^{*T} X^*)^{-1} X^{*T} [Y^* - \hat{\rho} (I_T \otimes W') Y^*] \quad (31)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{NT} (e_0^* - \hat{\rho} e_1^*)^T (e_0^* - \hat{\rho} e_1^*) \quad (32)$$

Her bir yatay kesit için kesme terimi sabit olmakla birlikte, mekânsal etkileşimi sadece hata terimlerinde barındıran panel veri modeli sabit etkili mekânsal hata modelidir.

3.7. Sabit Etkili Mekânsal Hata Modeli

Sabit etkili mekânsal hata modeli, kesme terimi her coğrafi birim için farklı olan ve bağımlı ya da bağımsız değişkenleri yerine hata terimlerinde mekânsal otokorelasyon barındıran modeldir. Panel veriler için sabit etkili mekânsal hata modelinde, zamana bağlı olmayan mekânsal hata modeline benzer işlem yapılır: (22) numara ile gösterilen sabit etkiler mekânsal hata modelinden, aynı denklemin $\lambda(I_T \otimes W')$ ile çarpılmış hali çıkarılırsa bu durumda hata terimleri üzerindeki mekânsal etki giderilerek çözüm yapılmış olur. Sabit etkili mekânsal hata modelinin Log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılır:

$$l = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln \left| I_N - \lambda W' - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{y_{it}^* - \lambda [\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}]^* - (x_{it}^* - \lambda [\sum_{j=1}^N w_{ij}' x_{jt}]^*) \beta \}^2 \right| \quad (33)$$

Bilinen bir λ değeri için β ve σ^2 aşağıdaki gibi bulunabilir

$$\hat{\beta} = \{[X^* - \lambda(I_T \otimes W')X^*]^T [X^* - \lambda(I_T \otimes W')X^*]\}^{-1} [X^* - \lambda(I_T \otimes W')X^*]^T [Y^* - \lambda(I_T \otimes W')Y^*] \quad (34)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{e(\lambda)^T e(\lambda)}{NT} \quad (35)$$

Burada $e(\lambda) = Y^* - \lambda(I_T \otimes W')Y^* - [X^* - \lambda(I_T \otimes W')X^*]$ şeklindedir. β ve σ^2 bilindiğinde λ 'nın yoğunlaştırılmış olabilirlik fonksiyonu ise:

$$l = -\frac{NT}{2} \ln [e(\lambda)^T e(\lambda)] + T \ln |I_N - \lambda W'| \quad (36)$$

şeklinde olur.

Sabit etkili mekânsal panel modellerin aksine kesme terimi her bir birim için belli bir sabit değer etrafında rassal olarak dalgalanıyorsa, rassal etkili mekânsal modellerden bahsedilir.

3.8. Rassal Etkili Mekânsal Gecikme Modeli

(21) ve (22) numaralı denklemlerdeki kesme terimi c_i her bir yatay kesit için rassal bir terim olarak düşünüldüğünde rassal etkilerden söz edilebilir. Mekânsal ağırlık matrisinin sadece açıklayıcı değişkenleri etkilediği rassal etkiler durumunda rassal etkili mekânsal gecikme denklemi, kalıntı terimlerini etkilediği durumda ise rassal etkili mekânsal hata denklemi kullanılabilir.

Mekânsal otokorelasyonu hata terimlerinde değil bağımlı değişkende barındıran mekânsal rassal panel veri modeline rassal etkili mekânsal gecikme modeli denir. (21) denklemindeki c_i rassal terim ise, rassal etkili mekânsal gecikme modeli için log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi olur:

$$l = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln |I_N - \rho W'| + \frac{N}{2} \ln \phi^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{y_{it}^\bullet - \rho [\sum_{j=1}^N w_{ij}' y_{jt}]^\bullet -$$

$$x_{it}^{\bullet} \beta \}^2 \quad (37)$$

Burada;

$$y_{it}^{\bullet} = y_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (38)$$

$$x_{it}^{\bullet} = x_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \quad (39)$$

$$\phi^2 = \frac{\sigma^2}{(T\sigma_c^2 + \sigma^2)} \quad , \quad 0 \leq \phi^2 \leq 1 \quad (40)$$

şeklinde. β , ρ ve σ^2 verildiğinde ϕ aşağıdaki log-olabilirlik fonksiyonunun maksimize edilmesiyle bulunur (Elhorst J. P., 2014: 50):

$$l = -\frac{NT}{2} \ln[e(\phi)^T e(\phi)] + \frac{N}{2} \ln \phi^2 \quad (41)$$

$e(\phi)$ ' nin elemanları aşağıdaki gibi tanımlıdır:

$$e(\phi)_{it} = y_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \rho \left[\sum_{j=1}^N w_{ij}' y_{jt} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N w_{ij}' y_{jt} \right] - \left[x_{it} - (1 - \phi) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \right] \beta \quad (42)$$

Rassal etkili modellerden, mekânsal otokorelasyonu sadece hata terimlerinde barındıran model rassal etkili mekânsal hata modelidir.

3.9. Rassal Etkili Mekânsal Hata Modeli

Mekânsal korelasyondan sadece hata terimlerinin etkilendiği (22) numaralı denklemde, c_i 'nin rassal olduğu düşünülürse rassal etkili mekânsal hata modeli devreye girer. $c_i + \varepsilon_{it} = e$ şeklinde gösterilirse, (22) numaralı denklem $Y = X\beta + e$ şekline dönüşeceği için $e = Y - X\beta$ olur. ε_{it} 'de $\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}' \varepsilon_{jt} + u_{it}$ şeklinde mekânsal gecikmeli olduğundan, ε_{it} 'ler eşitliğin bir tarafında toplanırsa $B = (I_N - \lambda W')$ olmak üzere $\varepsilon_{it} = (I_T \otimes B^{-1}) u_{it}$ olur. Bu durumda $e = (\iota_T \otimes I_N) c_i + (I_T \otimes B^{-1}) u_{it}$ şeklinde yazılabilir. Rassal etkili mekânsal hata modeline ait log-olabilirlik fonksiyonu ise aşağıdaki gibidir:

$$l = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \ln|V| + (T-1) \sum_{i=1}^N \ln|B| - \frac{1}{2\sigma^2} e^T \left(\frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \otimes V^{-1} \right) e - \frac{1}{2\sigma^2} e^T \left(I_T - \frac{1}{T} \iota_T \iota_T' \right) \otimes (B^T B) e \quad (43)$$

Burada $V = T\phi I_N + (B^T B)^{-1}$, $\phi = \frac{\sigma_c^2}{\sigma^2}$, $B = (I_N - \lambda W')$, ι_T tüm elemanları 1 olan $(T \times 1)$ boyutundaki vektör ve $e = Y - X\beta$ 'dir. Literatürde $\ln|V|$ ve $\ln|B|$ 'nin hesaplanmasının zor olduğu görüldüğünden ve V matrisinin tersi matematiksel olarak kolay ifade edilemediğinden Baltagi (2006) bir çözüm önermiştir (Aktaran: Elhorst, 2014: 51). Buna göre mekânsal ağırlık matrisi W 'nin köşegen elemanlarına $1/(N-1)$ yazılır. Böylelikle V matrisinin tersi hesaplanabilir ve β 'nin UGEKK tahmini yapılabilir. Dolayısıyla $\ln|V|$ 'yi hesaplamaya gerek kalmaz.

Hesaplanmak istenirse $\ln|V|$, W' 'nin karakteristik kökleri yardımıyla aşağıdaki gibi açıklanabilir (Elhorst J. P., 2003):

$$\ln|V| = \ln |T\phi I_N + (B^T B)^{-1}| = \sum_{i=1}^N \ln \left[T\phi + \frac{1}{(1-\lambda\omega_i)^2} \right] \quad (44)$$

y_{it} ve x_{it} için aşağıdaki dönüşümler yapılır:

$$y_{it}^{\circ} = y_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}' y_{jt} + \sum_{j=1}^N \left\{ [p_{ij} - (1 - \lambda w_{ij}')] \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{jt} \right\} \quad (45)$$

$$x_{it}^{\circ} = x_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}' x_{jt} + \sum_{j=1}^N \left\{ [p_{ij} - (1 - \lambda w_{ij}')] \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{jt} \right\} \quad (46)$$

p_{ij} , $N \times N$ boyutundaki P matrisinin elemanıdır. $P^T P = V^{-1} P'$ dir. (44), (45) ve (46) numaralı eşitliklerden hareketle Log-olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılır:

$$l = -\frac{NT}{2} \ln (2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \ln [1 + T\phi(1 - \lambda\omega_i)^2] + T \sum_{i=1}^N \ln (1 - \lambda\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} e^{\circ T} e^{\circ} \quad (47)$$

Burada $e^{\circ} = Y^{\circ} - X^{\circ} \beta'$ dir. Dolayısıyla β katsayı matrisi $\beta = (X^{\circ T} X^{\circ})^{-1} X^{\circ T} Y^{\circ}$ ve σ^2 varyansı $\sigma^2 = (Y^{\circ} - X^{\circ} \beta)^T (Y^{\circ} - X^{\circ} \beta) / NT$ şeklinde tahmin edildiğinde, (47) numaralı denklem aşağıdaki gibi sadeleştirilerek λ ve ϕ için maksimize edilebilir.

$$l = -\frac{NT}{2} \left[\ln \left(\frac{2\pi}{NT} \right) + 1 \right] - \frac{NT}{2} \ln (e^{\circ T} e^{\circ}) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \ln [1 + T\phi(1 - \lambda\omega_i)^2] + T \sum_{i=1}^N \ln (1 - \lambda\omega_i) \quad (48)$$

Kalıntılar $e(\lambda, \phi)$ şeklinde gösterilirse, $e(\lambda, \phi)$ 'nin her bir elemanı $e(\lambda, \phi)_{it}$ aşağıdaki gibi olur:

$$e(\lambda, \phi)_{it} = y_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}' y_{jt} + \sum_{j=1}^N \left\{ [p(\lambda, \phi)_{ij} - (1 - \lambda w_{ij}')] \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{jt} \right\} - \left[x_{it} - \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}' x_{jt} + \sum_{j=1}^N \left\{ [p(\lambda, \phi)_{ij} - (1 - \lambda w_{ij}')] \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{jt} \right\} \right] \beta \quad (49)$$

$p(\lambda, \phi)_{ij}$, P matrisinin elemanlarını ifade etmektedir. (48) nolu eşitliğin maksimize edilmesi sayesinde λ ve ϕ elde edilebilir. λ ve ϕ bilindiğinde β ve σ^2 , dönüştürülmüş veriler Y° ve X° kullanılarak SEKK yöntemi ile hesaplanabilir.

Rassal etkili mekânsal hata modelindeki c_i rassal terimi de mekânsal otokorelasyonlu olabilir. Bu durumda rassal etkili genelleştirilmiş mekânsal hata modeli kurulur.

3.10. Rassal Etkili Genelleştirilmiş Mekânsal Hata Modeli

Yukarıda anlatılan rassal etkiler mekânsal hata modeli rassal etki c_i nin de mekânsal ağırlıklandırıldığı bir model şeklinde genelleştirilebilir (Kapoor, Kelejian, ve Prucha, 2007; Baltagi, Egger ve Pfaffermayr, 2013). Rassal etkili genelleştirilmiş mekânsal hata modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = x_{it} \beta + c_i + \varepsilon_{it} \quad (50)$$

$$c_i = \lambda_1 \sum_{j=1}^N w_{ij}' c_j + \mu_i \quad (51)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda_2 \sum_{j=1}^N w_{ij}' \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (52)$$

c_i , zamana göre değişmeyen birimler arası değişen etkiyi göstermektedir. c_i ve ε_{it} mekansal korelasyonludur. w_{ij}' , $(N \times N)$ boyutundaki köşegen elemanları

sıfır olan ve komşuluk ilişkilerini gösteren W' matrisinin elemanıdır. $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ ve $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ olmak üzere μ_i ve u_{it} birbirinden bağımsızdır: $E(\mu_i u_{it}) = 0$. λ_1 ve λ_2 mekansal otokorelasyonu gösteren katsayılarıdır.¹

$A = (I_N - \lambda_1 W')$ ve $B = (I_N - \lambda_2 W')$ olmak üzere c_i ve ε_{it} aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$c = A^{-1}\mu \quad (53)$$

$$\varepsilon = (I_T \otimes B^{-1})u \quad (54)$$

$c \sim N(0, \sigma_\mu^2 (A'A)^{-1})$ ve $\varepsilon \sim N(0, \sigma_u^2 (I_T \otimes (B'B)^{-1}))$ şeklinde normal dağılmaktadırlar. J_T , tüm elemanları 1 olan T boyutlu bir matris olmak üzere $\bar{J}_T = \frac{J_T}{T}$, $Q_T = I_T - \bar{J}_T$ ve $e = Y - X\beta$ denilirse rassal etkili mekânsal rassal hata modelinin varyans-kovaryans matrisi aşağıdaki gibi bulunur (Baltagi, Egger ve Pfaffermayr, 2013: 653):

$$\Omega_e = E(ee') = \sigma_\mu^2 (J_T \otimes (A'A)^{-1}) + \sigma_u^2 (I_T \otimes (B'B)^{-1}) = [\bar{J}_T \otimes (T\sigma_\mu^2 (A'A)^{-1} + \sigma_u^2 (B'B)^{-1})] + \sigma_u^2 (Q_T \otimes (B'B)^{-1}) = \sigma_u^2 \Sigma_e \quad (55)$$

Burada $\Sigma_e = [\bar{J}_T \otimes (\frac{T\sigma_\mu^2}{\sigma_u^2} (A'A)^{-1} + (B'B)^{-1})] + (Q_T \otimes (B'B)^{-1})$ şeklindedir. $\Sigma_e^{-1} = [\bar{J}_T \otimes (\frac{T\sigma_\mu^2}{\sigma_u^2} (A'A)^{-1} + (B'B)^{-1})^{-1}] + (Q_T \otimes B'B)$ olmak üzere varyans-kovaryans matrisinin tersi ise aşağıdaki gibi olur:

$$\Omega_e^{-1} = [\bar{J}_T \otimes (T\sigma_\mu^2 (A'A)^{-1} + \sigma_u^2 (B'B)^{-1})^{-1}] + \frac{1}{\sigma_u^2} (Q_T \otimes B'B) = \frac{1}{\sigma_u^2} \Sigma_e^{-1} \quad (56)$$

Varyans- kovaryans matrisinin determinanı da aşağıdaki gibidir:

$$|\Omega_e| = |T\sigma_\mu^2 (A'A)^{-1} + \sigma_u^2 (B'B)^{-1}| |[\sigma_u^2 (B'B)^{-1}]^{T-1}| \quad (57)$$

Bu durumda, rassal etkili genelleştirilmiş mekânsal hata modeline ait log-olabilirlik fonksiyonu:

$$l(\beta, \sigma_\mu^2, \sigma_u^2, \lambda_1, \lambda_2; y, X) = -\frac{NT}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |T\sigma_\mu^2 (A'A)^{-1} + \sigma_u^2 (B'B)^{-1}| - \frac{T-1}{2} \ln |\sigma_u^2 (B'B)^{-1}| - \frac{1}{2} (y - X\beta)' \Omega_e^{-1} (y - X\beta) \quad (58)$$

şeklinde olur.

Mekânsal panel veri modellerinden hangisinin uygun model olduğu, çeşitli sınamalar aracılığıyla belirlenir.

3.11. Mekânsal Panel Çözümleme İçin Sınamalar

Mekânsal panel veri modellerinde, öncelikle mekânsal etkinin türünü belirlemek için Lagrange Çarpan sınamaları yapılabilir. Mekânsal bağımlılığın türü belirlendikten sonra (mekânsal gecikme ya da mekânsal hata), sabit etkiler ya da rassal etkiler modelleri arasında seçim yapmak için Hausman sınaması yapılabilir.

¹ KKP (Kapoor, Kelejian, Prucha) modelinde, $\lambda_1 = \lambda_2$ dir.

3.11.1. Lagrange Çarpan Sınamaları

(14) nolu denklemdeki gibi havuzlanmış bir modelde $e = y - X\hat{\beta}$ ve mekânsal ağırlık matrisi $I_T \otimes W_N'$ olmak üzere, mekânsal hatanın varlığını sınamak için Lagrange Çarpan (Lagrange Multiplier-LM) test istatistiği $L\hat{C}_{hata}$ aşağıdaki gibidir (Anselin, Gallo ve Jayet, 2008: 655):

$$L\hat{C}_{hata} = \frac{[e'(I_T \otimes W_N')e/(e'e/NT)]^2}{tr\{[I_T \otimes (W_N')^2][I_T \otimes (W_N')^T W_N']\}} = \frac{[e'(I_T \otimes W_N')e/(e'e/NT)]^2}{Ttr[(W_N')^2 + (W_N')^T W_N']} \quad (59)$$

Panel verilerde mekânsal gecikmenin varlığını sınamak için ise $L\hat{C}_{gecikme}$ istatistiği kullanılabilir:

$$L\hat{C}_{gecikme} = \frac{[e'(I_T \otimes W_N')y/(e'e/NT)]^2}{[(W' \hat{y})' M(W' \hat{y})/\hat{\sigma}^2] + Ttr[(W_N')^2 + (W_N')^T W_N']} \quad (60)$$

Test istatistiğinde $M = I_{NT} - X(X'X)^{-1}X'$ dir. $W' \hat{y}$ ise mekansal gecikmeli tahminleri gösterir: $W' \hat{y} = (I_T \otimes W_N')X\hat{\beta}$.

(22) nolu modeldeki gibi bir modelde rassal etkiler söz konusuysa bu hata bileşeni modeline ait λ katsayısının istatistiksel anlamlılığı UGEKK ya da EÇO yöntemleriyle yapılan çözüme ait kalıntıların yer aldığı $(NT \times 1)$ boyutundaki e vektörü kullanılarak aşağıdaki LÇ test istatistiği ile sınanabilir

$$L\hat{C}_{hata} = \frac{\{(1/\hat{\sigma}_u^2)e'\{[I_T + \hat{\kappa}(T\hat{\kappa} - 2)I_T] \otimes W_N'\}e\}^2}{(T^2\hat{\kappa}^2 - 2\hat{\kappa} + T)[tr(W_N')^2 + tr(W_N')^T W_N']} \quad (61)$$

Burada $\hat{\kappa} = (\hat{\sigma}_c^2/\hat{\sigma}_u^2)/[1 + T(\hat{\sigma}_c^2/\hat{\sigma}_u^2)]$ şeklindedir. $L\hat{C}_{hata}$ ve $L\hat{C}_{gecikme}$ istatistikleri birer parametreyi test ettiğinden asimptotik olarak 1 serbestlik dereceli ki-kare dağılımına uyarlar.

LÇ testinin uygun versiyonları ile $H_0: \lambda = \hat{\sigma}_c^2 = 0$ şeklindeki birleşik bir sıfır hipotezi test edilebileceği gibi, $\hat{\sigma}_c^2 \geq 0$ koşulu altında $H_0: \lambda = 0$, $\lambda = 0$ koşulu altında $H_0: \hat{\sigma}_c^2 = 0$, $\hat{\sigma}_c^2 = 0$ koşulu altında $H_0: \lambda = 0$ ve λ 'ya herhangi bir koşul koymadan $H_0: \hat{\sigma}_c^2 = 0$ şeklindeki sıfır hipotezleri test edilebilir (Baltagi, Song ve Koh, 2003). Ayrıca genelleştirilmiş mekansal hatalı rassal etkiler modeli için de $H_0^A: \lambda_1 = \lambda_2 = 0$, $H_0^B: \lambda_1 = 0$ ve $H_0^C: \lambda_1 = \lambda_2$ hipotezleri yine LÇ testinin uygun versiyonlarıyla test edilebilir (Baltagi, Egger ve Pfaffermayr, 2013).

3.11.2. Mekânsal Paneller İçin Hausman Sınaması

Elhorst, mekânsal panel veriler için sabit etkiler ve rassal etkiler arasında tercih yaparken dikkat edilmesi gerekenleri açıklamıştır. Her ne kadar ikisi arasında tercih yapmak için birtakım istatistikler kullanılabilse de, bazı durumlarda rassal etki modeli tutarsız olabilmektedir (Elhorst J. P., 2014: 54).

Sabit etkiler modelindeki serbestlik derecesi kaybı ve yorumlama aşamasında birimler arası farklılığın dikkate alınması gerekliliği gibi sıkıntılardan dolayı araştırmacılar genelde rassal etkiler modelini tercih ederler. Fakat rassal etkiler modelinin kullanılabilmesi birtakım koşullara bağlıdır. Yatay-kesiti oluşturan birimlerin sayısı sonsuza gidebilmeli, bu birimler tahmin edilmek istenen kitlenin

tamamını oluşturmamalı ve elbette rassal etki c_i ile açıklayıcı değişkenler arasında ilinti olmamalıdır.

Eğer yatay kesitler tahmin edilmek istenen kitlenin tamamını oluşturuyorsa, örnek rastgele çekilmemiş olur ve rassal etkiler yerine sabit etkiler kullanılmalıdır. Örneğin bir ülkedeki illerin tamamı veya bir kıtadaki ülkelerin tamamı mekânsal panel veri çözümlemesi için kullanılmışsa, bu durumda rassal etkiler tutarlılığını yitirmektedir.

Özellikle de ilgilenilen yatay-kesitlerin tamamı, ayrılmaz bir bütünü oluşturacak şekilde birbirine yapışıkça, bu durumdaki mekânsal komşulukları incelemek adına kurulacak olan mekânsal panel veri modeli sabit etkiler olmalıdır. Çünkü örnek rastgele seçilmemiş olur ve bu yüzden mekânsal rassal etkiler tutarlı tahmin edilemez.

Rassal etki c_i ile açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyonun sıfır olduğu varsayımıyla, Hausman test istatistiği aşağıdaki gibi olur:

$$H = \hat{q}'V(\hat{q})^{-1}\hat{q}$$
$$\hat{q} = \hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE}$$
$$V(\hat{q}) = V(\hat{\beta}_{RE})(X^{\bullet T}X^{\bullet})^{-1} - V(\hat{\beta}_{SE})(X^{*T}X^*)^{-1} \quad (62)$$

Hausman istatistiği, K açıklayıcı değişkenlerin sayısı olmak üzere, asimptotik olarak χ_K^2 dağılımına uyar. Sıfır hipotezi reddedilirse, rassal etkiler modeli reddedilmiş olur.

4. KAMU HARCAMALARININ EKONOMİK BÜYÜME ÜZERİNDE MEKÂNSAL ETKİLERİ

Bu çalışmanın amacı, 1997-2017 yılları arasında Avrupa ülkelerinde işgücüne katılım oranı ile hükümet harcamalarının kişi başı Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla büyümesi üzerindeki etkilerini mekânsal bağımlılıkları da dikkate alarak belirlemektir. Bazı değişkenlerin ilgilenilen dönemin tamamına ait verisi bulunmaması nedeniyle tüm Avrupa ülkeleri modele katılmamıştır. Mekânsal etkileri ortaya koyabilmek için sınır komşuluğu durumunda komşusu belirtilemeyecek olan ada ülkeleri analiz dışında tutulmuştur. Seçilen ülkeler Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1. Ülkeler

<i>Kuzey Avrupa</i>	<i>Güney Avrupa</i>	<i>Doğu Avrupa</i>	<i>Batı Avrupa</i>
Danimarka	Hırvatistan	Beyaz Rusya	Almanya
Estonya	İspanya	Bulgaristan	Avusturya
Finlandiya	İtalya	Çek Cumhuriyeti	Belçika
İsveç	Makedonya	Macaristan	Fransa

Letonya	Portekiz	Moldova	Hollanda
Litvanya	Sırbistan	Polonya	İsviçre
Norveç	Slovenya	Romanya	
	Yunanistan	Slovakya	
		Ukrayna	

30 ülke için (30 × 30) boyutunda mekânsal ağırlık matrisi oluşturulmuştur.

4.1. Veri

Tablo 1'deki 21 ülkenin 1997-2017 dönemine ait yıllık veriler ile KBG (Yıllık Kişi Başı Gayri Safi Yurt İçi Hasıla Büyümesi), HUK (Hükümetlerin Yıllık Genel Nihai Tüketim Harcamaları Büyümesi) ve İKO (İşgücüne Katılım Oranı) serileri analiz edilmiştir. Veriler Dünya Bankası resmi sitesinden alınmıştır (The World Bank, 2018).

KBG, GSYİH sabit fiyatlarla reel olarak hesaplandıktan sonra yıl ortası nüfusa bölünerek bulunmuştur. Tüketici fiyatlarıyla ülke içinde üretilen tüm nihai mallara ürün vergileri eklenmiş, sübvansiyonlar çıkarılmıştır. Amortismanlar hesaba katılmamıştır. Sabit fiyatlarla hesaplanan HUK, çalışan maaşları olmak üzere hükümetlerin yaptığı tüm nihai mal ve hizmet harcamalarını ve ulusal güvenlik için yapılan harcamaların çoğunu kapsamaktadır. (Hükümetlerin askeri harcamaları dahil değildir.) İKO, çalışanların çalışabilecek yaşta olan 15 yaş ve üzeri ülke nüfusuna oranını vermektedir. Mal veya hizmet üretme amacıyla ücret veya kâr karşılığında bir aktiviteye bağlananlar çalışan sayılmaktadırlar. Saatlik çalışanlar veya geçici bir süreliğine işsiz kalanlar işsiz sayılmazlar.

Ekonometrik analizlere ilk olarak durağanlık analizleri ile başlanmıştır. Bu analizler sonucunda KBG ve HUK serileri büyüme serileri olduğundan durağan çıkmışlardır. Fakat İKO serisi 1nci devresel farkında durağandır. Dolayısıyla sahte regresyonlarla karşılaşılmasını adına fark serisi oluşturulmuş ve çalışmaya bu şekilde devam edilmiştir (Orijinal seri 1996-2017 dönemine aitken, fark serisiyle çalışıldığından 1997-2017 şekline dönüşmüştür).

Serilerin tanımlayıcı istatistikleri Tablo 2'de verilmiştir:

Tablo 2. Serilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	KBG	HUK	İKO
Ortalama	2.513	1.528	0.184
Ortanca	2.625	1.532	0.166

En Büyük Değer	12.100	35.460	3.087
En Küçük Değer	-14.814	-38.259	-4.1890
Standart Sapma	3.583	4.276	0.774
Eğiklik	-0.970	-0.232	-0.215
Basıklık	6.831	29.205	5.714
Jarque-Bera İst.	484.032	18031.10	198.134
Toplam	1582.964	962.714	115.634
Ortalamadan Ayrılış Kareler Toplamı	8075.909	11498.32	376.831
Gözlem	630	630	630

4.2. Bulgular

Bu bölümde veriler öncelikle mekânsal etki dikkate alınmadan incelenmiştir. Havuzlanmış panel veri, havuzlanmış sabit etkiler, havuzlanmış rassal etkiler modelleri incelendikten sonra, hangi modelin etkin olduğuna bakılmıştır. Mekânsal etkinin de modellere dâhil olduğu kısımda ise mekânsal gecikme, mekânsal Durbin ve mekânsal hata modelleri incelenmiş, ardından üstün olan modeli belirlemek için testler yapılmıştır. Analizlerde GEODA, E-VIEWS ve STATA paket programları kullanılmıştır.

Mekânsal otokorelasyon varlığı tespit edilirse otokorelasyonu bünyesinde barındıran modeller kurulmalıdır. Mekânsal otokorelasyonun varlığı Moran I ve Geary istatistikleri ile belirlenebilir. İki istatistik için de sıfır hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibi olur:

H_0 : Mekansal otokorelasyon yoktur.

H_1 : Mekansal otokorelasyon vardır.

Verilen hipotezin test edildiği küresel Moran I ve Geary istatistikleri aşağıdaki gibidir:

Tablo 3. Moran I ve Geary İstatistikleri

	Test İstatistiği	P-değeri
Küresel Moran MI	0.564	0.000
Küresel Geary GC	0.410	0.000

Test istatistiklerine ait olasılık (p) değerlerinden anlaşılacağı üzere doğru olan bir sıfır hipotezini yanlışlıkla reddetme olasılığı 0.01'den küçüktür. Dolayısıyla sıfır hipotezi reddedilir, mekânsal otokorelasyon vardır.

Mekânsal otokorelasyonun varlığı öncelikle Moran I ve Geary istatistikleriyle test edilmiştir. Buna göre ilgilenilen modelde mekânsal otokorelasyon söz konusudur. Ardından sırasıyla mekânsal gecikme, mekânsal Durbin, mekânsal hata ve genel mekânsal model hem rassal hem sabit etkiler modelleriyle incelenmiştir. Her mekânsal model için rassal etkiler modelinin etkinliği Hausman sınamasıyla test edilmiştir.

Tablo 4. Modeller ve Bulgular

	Mekânsal Gecikme Rassal Etkiler	Mekânsal Durbin Rassal Etkiler	Mekânsal Durbin Sabit Etkiler	Mekânsal Hata Rassal Etkiler	Mekânsal Hata Genel. Rassal Etkiler	Mekânsal Hata Sabit Etkiler	Genel Mekânsal Model
HUK	0.141*** (0.023)	0.140*** (0.023)	0.137*** (0.022)	0.122*** (0.023)	0.124*** (0.023)	0.120*** (0.022)	0.134*** (0.022)
IKO	0.266** (0.130)	0.277** (0.130)	0.296** (0.129)	0.292** (0.125)	0.299** (0.125)	0.313** (0.123)	0.254** (0.123)
Sabit	0.537*** (0.180)	0.530*** (0.193)		2.154*** (0.315)	2.056*** (0.413)		
$\hat{\rho}$	0.638*** (0.028)	0.635*** (0.029)	0.635*** (0.029)				0.720*** (0.043)
$\hat{\sigma}_c^2$	0.447 (0.340)	0.438 (0.338)		-2.740*** (0.490)			
$\hat{\sigma}^2$	6.010*** (0.362)	5.999*** (0.362)	5.707*** (0.336)	6.061*** (0.366)	2.459*** (0.074)	5.754*** (0.339)	5.597*** (0.379)
$W^{**}HUK$		0.041 (0.046)	0.051 (0.045)				
$W^{**}IKO$		-0.267 (0.217)	-0.245 (0.214)				
$\hat{\lambda}$				0.651*** (0.028)		0.646*** (0.028)	-0.184* (0.099)
$\hat{\lambda}_1$					0.536* (0.289)		

$\hat{\lambda}_2$					0.645***		
					(0.029)		
$\hat{\lambda}_2$					0.645***		
					(0.029)		
$\hat{\sigma}_\mu^2$					0.692***		
					(0.148)		
Hausman	2.59	11.75**		20.30***			
(H_0 : Random effects is efficient)							
Log- likelihood	-1522.053	-1520.9	-1490.6	-1525.32	-1524.671	-1495.1	-1490.45
LM	316.974***			307.861***	317.063***		

*** : $p < 0.01$, ** : $p < 0.05$, * : $p < 0.10$ Parantez içerisinde standart hata değerleri yer almaktadır.

Hükümet harcamaları ve işgücüne katılım oranı bağımsız değişkenlerinin kişi başı GSYİH büyümesi bağımlı değişkenini açıklamaya çalıştığı ekonometrik modeller kurulmuştur. Tablo 4'te gösterilen sonuçlara bakıldığında, Hausman sınamasına göre mekânsal gecikme modelinde rassal etkiler modeli etkinken, mekânsal Durbin ve mekânsal hata modellerinde etkin değildir. Hükümet harcamaları ve işgücüne katılım oranı değişkenleri kurulan tüm modellerde iktisadi beklentilere uygun olarak %5 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretlidir. Mekânsal gecikme terimlerinde mekânsal otokorelasyonu gösteren $\hat{\rho}$ katsayısı da %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif işaretli bulunmuştur. Buna göre, ülkeler birbirine yaklaştıkça bağımlı değişken değerlerinin birbirlerine olan etkileri artmaktadır.

Hükümet harcamaları büyümesindeki 1 birimlik bir artış kişi başı GSYİH büyümesini rassal etkili mekânsal gecikme modelinde 0.141 birim, rassal etkili mekânsal Durbin modelde 0.140 birim, sabit etkili mekânsal Durbin modelde 0.137 birim, rassal etkili mekânsal hata modelinde 0.122 birim, genelleştirilmiş rassal etkili mekânsal hata modelinde 0.124 birim, sabit etkili mekânsal hata modelinde 0.120 birim, ve genel mekânsal modelde 0.134 birim artırmaktadır. Hükümet harcamalarındaki artışlar ekonomik büyümeyi artırmaktadır.

Mekânsal Durbin modelde bağımsız değişken katsayıları ve bağımlı değişkene ait mekânsal otokorelasyonu gösteren katsayı %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmasına karşın, Durbin modelini diğer modellerden ayıran nokta, mekânsal ağırlık matrisiyle açıklayıcı değişkenlerin çarpılmış hallerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı olmamasıdır. Bu yüzden mekânsal Durbin model mekânsal gecikme modeline tercih edilmemelidir. Hem bağımlı değişkenin hem de

bağımsız değişken(ler)in mekânsal ağırlık matrisiyle çarpılıp açıklayıcı değişken kısmına eklendiği model olan Durbin modelde, bağımlı değişkenin aynı zamanda bağımsız değişken(ler)i de barındırıyor olması, mekânsal katsayıların istatistiksel olarak anlamsız çıkmasına yol açabilmektedir. Çünkü bağımsız değişkenler bağımlı değişkeni çok yüksek düzeyde açıklıyorsa, bu durumda mekânsal Durbin modelde çoklu doğrusal bağıntı sorunu olabilir. Dolayısıyla eğer mekânsal ağırlık matrisinin açıklayıcı değişkenlerle çarpılmış halleri modellenecekse, bağımlı değişken gecikmesinin modelin sağ tarafından atılması daha uygun olabilir.

Mekânsal hata modeline ait çözümlenmelerde, diğer değişkenlerin %1 ve %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmasının yanında mekânsal hata katsayıları da %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Mekânsal hata katsayısı anlamlı ve pozitif olduğuna göre, ya modele dâhil edilmeyen değişken ya da değişkenlerin mekânsal etkileşimi söz konusudur, ya da birbirine yakın olan ülkelerde ölçüm hataları korelasyonu yüksektir. Genelleştirilmiş rassal etkili mekânsal hata modelinde $\hat{\lambda}_1$ ve $\hat{\lambda}_2$ katsayıları sırasıyla %1 ve %10 düzeyinde anlamlıdır. Modelin log-olabilirliği -996.2246'dır ve rassal etkili mekânsal hata modeline göre daha yüksektir.

Mekânsal gecikme ve mekânsal hata modellerindeki mekânsal gecikme ve hatayı gösteren katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunduğuna göre, hem mekânsal gecikmeyi hem de mekânsal hatayı barındıran genel mekânsal modelin de anlamlı çıkması beklenmekteydi. Tablo 4'e göre genel mekânsal modelde hükümet harcamaları, işgücüne katılım oranı değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmasının yanı sıra bağımlı değişkende ve hata terimlerinde mekânsal otokorelasyonu gösteren $\hat{\rho}$ ve $\hat{\lambda}$ katsayıları sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca modelin Log-olabilirliği diğer bütün modellerden büyüktür.

Mekânsal gecikme, mekânsal hata ve genel mekânsal model arasında seçim yapabilmek için, Lagrange Çarpan sınamaları kullanılabilir. Her bir model için LM test istatistiği hesaplanır. Bu hesaplanan istatistikler, her bir model için mekânsal otokorelasyonun varlığını ayrı ayrı test eder. Üçü içerisinde en büyük değeri alan LM istatistiği, hangi modelin en uygun model olduğunu gösterir.

H_0 : Hata terimleri mekansal otokorelasyonlu değildir.

H_1 : Hata terimleri mekansal otokorelasyonludur.

p değeri 0.01'den küçük çıktığından. Dolayısıyla sıfır hipotezi reddedilir, yani hata terimleri mekansal otokorelasyona sahiptir.

H_0 : Mekansal gecikmeli bağımlı değişken mekansal otokorelasyonlu değildir.

Şeklindeki sıfır hipotezini test eden istatistikler Tablo 4'te verilmiştir. P değerleri 0.01'den küçük çıktığından, mekansal gecikmeli bağımlı değişkenin de mekansal otokorelasyona sahip olduğu görülmektedir.

Lagrange Çarpan sınamaları sonucunda mekansal hata katsayısının dâhil olduğu ve olmadığı modeller, mekansal gecikme katsayısının dâhil olduğu ve olmadığı modeller ile genel mekansal model sınanmıştır. Mekansal hatalı model

mekânsal hatasız modele, mekânsal gecikmeli model mekânsal gecikmenin olmadığı modele ve genel mekânsal model mekânsal etkilerin hiç olmadığı modele tercih edilmiştir. Üçü arasında ise mekânsal hata modeli en düşük LM istatistiğine sahipken genel mekânsal model en büyük LM değerine sahiptir. Yani tüm bu kurulan modellerden genel mekânsal modelin tercih edilmesi uygun olacaktır.

5. SONUÇ

Klasik iktisatçılar, devletin temel harcamalar haricinde ekonomiye müdahale etmemesinden yanayken, Keynesyen iktisatçılar 1929'daki büyük buhran ile bu fikri terk etmişler, devletin ekonomi içerisinde yer almasından yana olmuşlardır. Klasik iktisatçılara göre ekonomi durgunluğa girse bile müdahale edilmemelidir, çünkü uzun dönemde denge sağlanacaktır. Devletin ekonomiye para ve maliye politikalarıyla müdahale etmesi gerektiğini savunan Keynesyen yaklaşımda etkili müdahale kalemlerinden biri de kamu harcamalarıdır. Kimi iktisatçılar, kamu harcamalarının politikacıların oy toplama amaçlarına hizmet ettiği için verimsiz harcamalar olduğunu, bu harcamaların ileriki dönemlerde vergi olarak geri döneceğini söylemekteyken, bazı iktisatçılar da ekonomik durgunluk durumunda yapılacak olan kamu harcamalarının ekonomiyi tekrar canlandıracağı görüşündedir.

Bu çalışmada, Avrupa'da hükümet harcamalarının kişi başı Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla büyümesi üzerindeki etkisini, komşuluk ilişkisi bulunan coğrafi alanların etkileşimlerini de dikkate alarak 1997-2017 dönemine ait verilere mekânsal ekonometrik yöntemler uygulanmıştır. Sonuç olarak, Avrupa'da hükümet harcamaları ile ekonomik büyüme ilişkisi pozitif yönlüdür. Hükümet harcamalarının yıllık büyümesinde meydana gelen artışlar kişi başı GSYİH büyümesini artırmaktadır. Bu sonuç, Barro (1990), Devarajan ve diğerleri (1996), ile Uzun (2002)'in çalışmalarıyla benzer bir sonuç olsa da Landau (1985), Fölster ve Henrekson (2001) ile Afonso ve Furceri (2010)'nin çalışmalarıyla çelişmektedir. Politikacılar ekonomide genişletici maliye politikası uygulamak istiyorlarsa, hükümet harcamalarını artırmaları etkin bir politika olacaktır. Uygulanacak politikanın öngörülebilmesi için, komşu ülkelerde ekonomik büyümenin ne durumda olduğu veya olacağı da dikkate alınmalıdır. Çünkü birbirine komşu olan ülkeler arası ilişki pozitif yönlü ve anlamlı bulunmuştur.

KAYNAKLAR

AFONSO, A., ve Furceri, D. (2010). Government size, composition, volatility and economic growth. **European Journal of Political Economy**, 517-532. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.02.002>

ANSELİN, L. (1988). **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.

- ANSELİN, L., Gallo, J. L., ve Jayet, H. (2008). Spatial panel econometrics. L. Matyas, ve P. Sevestre içinde, **The Econometrics of Panel Data** (s. 625-657). Berlin: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_19
- ARBİA, G. (2006). **Spatial Econometrics**. Springer. <https://doi.org/10.1007/3-540-32305-8>
- ARPAİA, A., ve Turrini, A. (2007). Government expenditure and economic growth in the EU: Long-run tendencies and short term adjustment. **Economic Papers** 300. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2004461>
- BALTAGİ, B. H. (2005). **Econometric Analysis of Panel Data**. John Wiley ve Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1017/s0266466600006150>
- BALTAGİ, B. H., Egger, P., ve Pfaffermayr, M. (2013). A Generalized spatial panel data model with random effects. **Econometric Reviews**, 650-685. <https://doi.org/10.1080/07474938.2012.742342>
- BALTAGİ, B. H., Song, S. H., ve Koh, W. (2003). Testing panel data regression models with spatial error correlation. **Journal of Econometrics**, 123-150. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(03\)00120-9](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00120-9)
- BARRO, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, 103-125. <https://doi.org/10.1086/261726>
- BASİLE, R. (2008). Regional economic growth in europe: a semiparametric spatial dependence approach. **Papers in Regional Science** 87(4), 527-544. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2008.00175.x>
- BELL, K. P., ve Bockstael, N. E. (2000). Applying the generalized-moments estimation approach to spatial problems involving microlevel data. **The Review of Economics and Statistics**, *Cilt: 82, Sayı: 1*, 72-82. <https://doi.org/10.1162/003465300558641>
- BİVAND, R., ve Brunstad, R. (2006). Regional growth in Western Europe: Detecting spatial misspecification using the R environment. **Papers in Regional Science** 85(2), 277 - 297. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2006.00086.x>
- BLOMMESTEİN, H. J., ve Koper, N. A. (1997). The influence of sample size on the degree of redundancy in spatial lag operators. **Journal of Econometrics** 82, 317-333. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(97\)00060-2](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(97)00060-2)
- BOCUTOĞLU, E. (2011). **Makro İktisat:Teoriler ve Politikalar**. Trabzon: Murathan Yayınevi.
- BODSON, P., ve Peeters, D. (1975). Estimation of the coefficients of a linear regression in the presence of spatial autocorrelation. An application to a Belgian labour-demand function. **Environment and Planning A**, 455-472. <https://doi.org/10.1068/a070455>
- CLIFF, A. D., ve Ord, J. K. (1975). Model building and the analysis of spatial pattern in human geography. **Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)**, *Cilt 37, Sayı 3*, 297-348. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01548.x>

- CLIFF, A., ve Ord, J. (1973). **Spatial Autocorrelation**. London: Pion. <https://doi.org/10.1177/030913259501900205>
- CUARESMA, J. C., ve Feldkircher, M. (2013). Spatial filtering, model uncertainty and the speed of income convergence in Europa. **Journal of Applied Econometrics**, 28, 720-741. <https://doi.org/10.1002/jae.2277>
- DEVARAJAN, S., Swaroop, V., ve Zou, H.-f. (1996). The composition of public expenditure and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, 313-344. [https://doi.org/10.1016/s0304-3932\(96\)90039-2](https://doi.org/10.1016/s0304-3932(96)90039-2)
- ELHORST, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, 244-268. <https://doi.org/10.1177/0160017603253791>
- ELHORST, J. P. (2014). **Spatial Panel Data Models**. Berlin: Springer.
- ERTUR, C., Gallo, J. L., ve LeSage, J. (2005). Local versus global convergence in Europe: A Bayesian spatial econometric approach. **The Review of Regional Studies**, Vol. 37, No. 1, 82 – 108. <https://doi.org/10.2139/ssrn.924626>
- FİSCHER, M. M., ve Wang, J. (2011). **Spatial Data Analysis-Models, Methods and Techniques**. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-21720-3>
- FÖLSTER, S., ve Henrekson, M. (2001). Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries. **European Economic Review**, 1501-1520. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(00\)00083-0](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(00)00083-0)
- GEARY, R. C. (1954). The contiguity ratio and statistical mapping. **The Incorporated Statistician**, Cilt 5, Sayı 3, 115-146. <https://doi.org/10.2307/2986645>
- HAINİNG, R. (2003). **Spatial Data Analysis - Theory and Practice**. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9780511754944>
- HASSAN, M. K., Sanchezb, B., ve Yuc, J.-S. (2011). Financial development and economic growth: new evidence from panel data. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, 88-104. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2010.09.001>
- HAUSMAN, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. **Econometrica**, 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- HSİAO, C. (1986, 2014). **Analysis of Panel Data**. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9781139839327>
- KAPOOR, M., Kelejian, H. H., ve Prucha, I. R. (2007). Panel data models with spatially correlated error components. **Journal of Econometrics**, 97-130. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.09.004>
- KEYNES, J. (1936). **The General Theory of Employment, Interest and Money**. Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-1-349-81807-5_4
- KOLLURİ, B. R., Panik, M. J., ve Wahab, M. S. (2000). Government expenditure and economic growth: evidence from G7 countries. **Applied Economics**, 1059-1068. <https://doi.org/10.1080/000368400322110>

- LANDAU, D. (1986). Government and economic growth in the less developed countries: an empirical study for 1960-1980. **Economic Development and Cultural Change**, 33-75. <https://doi.org/10.1086/451572>
- LANDAU, D. L. (1985). Government expenditure and economic growth in the developed countries: 1952-76. **Public Choice**, 459-477. <https://doi.org/10.1007/bf00182148>
- LEE, L.-F. (2002). Consistency and efficiency of least squares estimation for mixed regressive, spatial autoregressive models. **Econometric Theory**, Cilt 18, Sayı: 2, 252-277. <https://doi.org/10.1017/s0266466602182028>
- LESAGE, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Ohio: University of Toledo.
- LOİZİDES, J., ve Vamvoukas, G. (2005). Government expenditure and economic growth: evidence from trivariate causality testing. **Journal of Applied Economics**, 125-152. <https://doi.org/10.1080/15140326.2005.12040621>
- MORAN, P. (1948). The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)**, Cilt 10, Sayı 2, 243-251. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1948.tb00012.x>
- NİEBUHR, A. (2003). Spatial interaction and regional unemployment in Europe. **European Journal of Spatial Development**, 1-26.
- PİNKSE, J., ve Slade, M. E. (1998). Contracting in space: An application of spatial statistics to discrete-choice models. **Journal of Econometrics** 85 , 125-154. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(97\)00097-3](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(97)00097-3)
- ROMERO-ÁVILA, D., ve Strauch, R. (2008). Public finances and long-term growth in Europe: Evidence from a panel data analysis. **European Journal of Political Economy**, 172-191. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2007.06.008>
- The World Bank*. (2018, 04 27). <http://databank.worldbank.org> adresinden alınmıştır
- TOBLER, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit Region. **Economic Geography**, 46, 234-340. <https://doi.org/10.2307/143141>
- UZAY, N. (2002). Kamu büyüklüğü ve ekonomik büyüme üzerindeki etkileri: Türkiye örneği (1970-1999). **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 151-172.
- WAGNER, A. (1886). Finanzwissenschaft. **CF Winter**. <https://doi.org/10.2307/2139073>
- WOOLDRIDGE, J. M. (2001). **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. The MIT Press.
- YILMAZ, Ö., ve Kaya, V. (2005). Kamu harcama çeşitleri ve ekonomik büyüme ilişkisi. **SÜ İİBF Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi**, 257-271.