

## Büyük Veri Setlerinde Üstel Mekânsal Matris Tanımı Yaklaşımı: İstanbul Ofis Piyasası Analizi<sup>1</sup>

*Sinem Güler KANGALLI-UYAR (https://orcid.org/0000-0003-3694-150X), Department of Econometrics, Pamukkale University, Turkey; e-mail: skangalli@pau.edu.tr*

### The Matrix Exponential Spatial Specification Approach for Big Datasets: The Analysis of Istanbul Office Market<sup>2</sup>

#### Abstract

Our aim is to develop a hedonic office rent model considering the spatial dependency in order to determine the factors affecting office rents. Based on a comparison between spatial lag, spatial error, and spatial Durbin models, the spatial lag model was selected as the most appropriate model explaining the relationship according to some criteria. Spatial models were estimated using the data on rent levels and property characteristics of 2348 business offices located in 28 different counties of Istanbul during the first quarter of 2018. According to the estimation results of the spatial lag model, the most effective independent variables are average vacancy rate, building type, and Bosphorus view. Since the big dataset might cause some misleading estimations, the matrix exponential spatial specification model was estimated. It was observed that the estimated coefficients of both models are almost identical.

**Keywords** : Office Rents, Istanbul, Spatial Dependency, Matrix Exponential Spatial Specification, Big Data.

**JEL Classification Codes** : R32, R33, C55, C52.

#### Öz

Çalışmada, İstanbul Ofis Piyasası'nda ofis kira değerlerinin belirlenmesinde etkili olan faktörleri tespit etmek amacıyla mekânsal bağımlılık etkisini dikkate alan hedonik ofis kira modelinin geliştirilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla, mekânsal gecikme modeli ile birlikte mekânsal hata ve mekânsal Durbin modeli tahmin edilmiş ve çeşitli kriterlere göre ilişkiyi diğer mekânsal modellere göre daha iyi açıklayan modelin mekânsal gecikme modeli olduğuna karar verilmiştir. Mekânsal modeller 2018'in ilk çeyreği boyunca İstanbul'un 28 ilçesinden elde edilen 2348 ofise ait veri seti kullanılarak tahmin edilmiştir. Uygun model olarak belirlenen mekânsal gecikme modelinin tahmin sonuçlarına göre, ofis kiralari üzerindeki en etkili ilk üç değişken sırasıyla ofis binalarındaki ortalama boşluk oranı, bina tipi ve boğaz manzarasıdır. Veri setinin büyük boyutlu olması mekânsal gecikme modelinin tahmininde yanıltıcı tahminlere neden olacağından, üstel mekânsal matris modeli tahmin edilmiştir. Her iki modelin tahmin sonuçları karşılaştırıldığında katsayı tahminlerinin neredeyse aynı olduğu gözlemlenmiştir.

<sup>1</sup> Bu çalışma 1059B191601604 numaralı proje kapsamında Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK) tarafından finanse edilmiştir.

<sup>2</sup> This study was funded by the Scientific and Technological Research Council of Turkey (TUBITAK) under project number 1059B191601604.

**Anahtar Sözcükler** : Ofis Kiraları, İstanbul, Mekânsal Bağımlılık, Üstel Mekânsal Matris Tanımı, Büyük Veri.

## 1. Giriş

Ticari gayrimenkullerin değerlemesinde yatırımcılar ve değerlendirme uzmanları yerel piyasa koşullarını ve çevredeki diğer ticari gayrimenkullerin değerlemelerini dikkate alırlar. Ticari gayrimenkulün fiyat oluşum sürecinde gayrimenkulün sahip oldukları özellikler ve çevresindeki gayrimenkullerin fiyatları ile özellikleri etkilidir. Belli bir mekândaki ticari gayrimenkulün sahip olduğu özelliklerin fiyat oluşum sürecine yapacağı katkı, çevresindeki diğer gayrimenkullerin sahip olduğu özelliklerin fiyatlarına yaptığı katkıya göre belirlenir. Bu tür bir değerlendirme yaklaşımı ticari gayrimenkullerin fiyatları arasında mekânsal bağımlılığa neden olacaktır. Ticari gayrimenkullerin fiyat modellerinde mekânsal bağımlılığı dışlamak, fiyatlar üzerinde etkili olan faktörler ile ilgili yanlış çıkarımlar yapılmasına neden olacaktır. Dolayısıyla, gayrimenkul fiyatlama çalışmalarında mekânsal etkileşim ya da bağımlılık mutlaka dikkate alınması gereken bir kavramdır (Anselin & Bera, 1998: 238). Anselin ve Bera (1998), coğrafyanın birinci kanunu olarak da ifade edilen, Tobler (1970)'in "*her şey diğer her şey ile ilişkilidir ancak birbirine yakın olanlar daha fazla ilişkilidir*" ifadesini mekânsal bağımlılığın bir istisnadan ziyade kural olduğu şeklinde yorumlamaktadır. Lesage ve Pace (2010) belli bir uzamdan bölgesel düzeyde ya da noktasal olarak elde edilen örnekleme gözlemlerinin birbirinden bağımsız olamayacağını, daha ziyade bu gözlemler arasında pozitif mekânsal bağımlılık olacağından bahsetmiştir. Buna göre, belli bir mekâna ait gözlemlerin değerleri komşu mekândaki gözlemlerin değerlerine benzeme eğilimi göstermektedir.

Ticari gayrimenkul piyasası olarak İstanbul Ofis Piyasası'nın ele alındığı bu çalışmada, ofis kiralarının belirlenmesinde ofislerin sahip olduğu her bir özelliğin ofis kirasına olan marjinal katkısı incelenecektir. Gayrimenkul fiyatlama modellerinde kullanılan bu yaklaşım *hedonik fiyatlama yaklaşımı* olarak bilinmektedir. Bu yaklaşım ile her bir ofis özelliğinin birleşik kirası üzerindeki marjinal katkısı hesaplanarak ofis kirasını en fazla etkileyen ofis özellikleri belirlenebilir. Ancak, ofis kiralarının belirlenmesinde sadece ofislerin sahip oldukları özellikler değil, çevredeki ofislerin kiraları ve dolayısıyla sahip oldukları özellikler de etkilidir. Dolayısıyla, hedonik yaklaşıma göre yapılacak ofis kira modellerinde mekânsal bağımlılıkların dikkate alınması gerekir. Ofis kiraları ile ilgili çalışmalarda sıklıkla kullanılan standart hedonik model aslında mekânsal etkileri dikkate almayan geleneksel/klasik regresyon modelidir. Mekânsal bağımlılığın modelin bir parçası olması gerektiği halde dikkate alınmaması *dışlanmış değişken sapması* nedeniyle sapmalı ve tutarsız katsayı tahminlerine neden olarak, tahmin sonuçlarından yapılacak iktisadi çıkarımların ve bu modeller için yapılan hipotez testlerinin de yanıltıcı olmasına neden olacaktır. Bu nedenle, çeşitli *komşuluk kriterlerine* göre birimler (ülke, bölge, şehir, vs.) arasında komşuluk ilişkilerinin belirlendiği *mekânsal ağırlık matrisleri* ile mekânsal etkileşimlerin dikkate alındığı mekânsal regresyon modelleri geliştirilmiştir (Anselin, 1988: 32-34). Bu modellerden *mekânsal gecikme*, *mekânsal hata* ve *mekânsal Durbin* modelleri en sık tahmin edilen modellerdir (Osland, 2010: 290). Yakın ve ilişkili olan birimler,

mekânsal modelleme için önemli bir başlangıç noktası olmakla birlikte mekânsal bağımlılığın yapısına göre tahmin edilecek mekânsal model değişecektir. Örneğin, ofis kiraları arasında mekânsal etkileşim olması durumunda mekânsal gecikme modeli, hedonik ofis kira modellerinin hata terimleri arasında mekânsal etkileşim olması durumunda mekânsal hata modeli, her iki etkileşim türünün de olması durumunda mekânsal Durbin modeli tahmin edilebilmektedir. Lesage ve Pace (2010) mekânsal regresyon modellerine ait parametre tahminlerinin birimler arasındaki ilişkiye dair oldukça önemli bilgiler sağladığını ifade etmektedir. Herhangi bir verili açıklayıcı değişken ile ilgili olarak belli bir mekândaki değişiklik sadece mekânın kendisini değil (doğrudan etkiler), diğer mekânları da dolaylı olarak etkilemektedir (dolaylı etkiler). Başka bir deyişle, mekânsal olmayan regresyon modellerinden farklı olarak mekânsal modellerde açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki marjinal etkileri doğrudan ve dolaylı etkileri birlikte içermektedir.

Mekânsal modeller içsellik problemi nedeniyle En Küçük Kareler (EKK) yöntemi yerine genellikle Maksimum Olabilirlik (ML) yöntemi ile tahmin edilmektedir. Ancak ML yöntemi ile tahminde oluşturulan logaritmik olabilirlik fonksiyonunun parametrelerde yüksek derecede doğrusal olmaması nümerik maksimizasyon yaklaşımının uygulamasını gerektirmektedir. Mevcut bilgisayar yazılımları ile nümerik maksimizasyon yaklaşımını uygulayarak model parametrelerini tahmin etmek mümkün olsa da gözlem sayısı arttıkça başka bir tahmin problemi ortaya çıkmaktadır. Logaritmik olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu, logaritmik determinant hesaplaması içerir ve bu determinant, boyutu örneklem büyüklüğüne bağlı olan bir matris içermekle birlikte her nümerik çözümlemede mekânsal bağımlılık parametresinin her bir değeri için determinantın yeniden tahmini gerekir. Bell ve Bockstael (2000), determinantın 2000\*2000 boyutundaki matrisi içermesi ve bu matriste sıfır değerlerinin yoğun olması durumunda bile matrisin öz değerlerinin doğru belirlenemediğini ifade etmiştir. Ağırlık matrisinde yüksek oranda sıfır olmayan değerlerin olması durumunda ise öz değerleri doğru biçimde belirleme zorlaşacaktır. Bu problemi ortadan kaldırmak amacıyla, mekânsal modeller için Lesage ve Pace (2007) tarafından *üstel mekânsal matris tanımı (MESS)* geliştirilmiştir. Mekânsal veri setlerinin büyük boyutlu olması durumunda mekânsal gecikme ve hata modelleri için yapılan üstel mekânsal matris tanımı, logaritmik determinant hesaplamasını gerektirmediğinden hesapsal kolaylıklar sağlamaktadır (Arbia, 2014: 169-175).

Bu çalışmanın amacı, İstanbul Ofis Piyasası için ofis kiralarının hedonik modellemesinde eğer varsa mekânsal etkileşimleri dikkate alarak uygun mekânsal modeller tanımlamak ve açıklayıcı değişkenler olarak belirlenen çeşitli ofis özelliklerinin ofis kiraları üzerindeki doğrudan ve dolaylı etkileri ile ilgili çıkarımlar yapmaktır. Ayrıca çalışmada kullanılan veri setinin büyük boyutlu olması nedeniyle, ofis kiraları ve ofis özellikleri arasındaki ilişkiler belirlenen klasik mekânsal modelin yanı sıra MESS modeli ile de incelenerek elde edilen tahmin sonuçları karşılaştırılacaktır. Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde sırasıyla hedonik ofis kira modelleri ile ilgili literatür incelemesine; model tanımlarına, tahmin yöntemlerine ve hipotez testlerine; geliştirilen hedonik ofis kira modelleri için tahmin sonuçlarına, bulgularla ilgili çıkarımlara ve bulguların tartışıldığı sonuç bölümüne yer verilecektir.

## 2. Literatür

Hedonik ofis kira modelleri ile ilgili çalışmalar genel olarak, ofis kiralarını etkilediği düşünülen ofislerin fiziksel, mekânsal, komşuluk, kira ve piyasa işlem özellikleri gibi, çeşitli ofis özellikleri açısından sınıflandırılmaktadır. Çeşitli ofis özelliklerini temsil etmek amacıyla kullanılan değişkenler ve elde edilen bulgular literatür incelemelerinde çalışmalar arasındaki farklılık olarak ele alınmaktadır. Bu tür bir sınıflandırmanın nedeni ise, ofis kiralarını etkileyen ofis özelliklerinin şehre, bölgeye ve ülkeye göre farklılık göstermesidir. Ancak, literatür incelemelerinde yöntem açısından karşılaştırmaya genellikle yer verilmemektedir, çünkü hedonik kira modelleri çoğunlukla standart formda olup EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir. Hedonik ofis kira modelleri için mekânsal etkilerin dikkate alındığı ve EKK yönteminden farklı yöntemlerin uygulandığı çalışmalar ise oldukça kısıtlıdır. Burada literatür incelemesi ticari gayrimenkullerde *mekânsal bağımlılık modellemeleri* ve *geleneksel modellemeler* başlıkları altında ele alınacaktır. Ofis kiralarındaki mekânsal bağımlılık modellemeleri oldukça kısıtlı olduğundan ve ofislerin satış fiyatları için yapılan modellemeler aynı zamanda ofis kira modellemeleri için yol gösterici olacağından ofis fiyatlarının mekânsal modellemelerine de yer verilecektir. Literatürde ofis kiralarındaki değişimlerin standart hedonik modeller ya da diğer adıyla geleneksel modeller ile incelendiği çok sayıda çalışma bulunduğundan geleneksel modellemeler başlığı altında sadece İstanbul Ofis Piyasası için yapılan çalışmalara yer verilecektir.

### 2.1. Ticari Gayrimenkullerde Mekânsal Bağımlılık Modellemeleri

Debrezion ve Willigers (2008), Hollanda Ofis Piyasası için demiryoluna ulaşımın ofis kiraları üzerindeki etkisini 1983-2005 dönemi için incelemiştir. Ofislerin mekânsal özellikleri arasında yer alan demiryoluna ulaşımın etkisini temsil etmek üzere en yakın demiryolu istasyonuna uzaklık (raildist) ve en yakın istasyondaki demiryolu servis kalitesi endeksi (RSQI) değişkenleri oluşturulmuştur. Ofis kiralarını etkileyebilecek diğer mekânsal özellikler en yakın otoyola uzaklık, potansiyel müşterilerle ve ofis çalışanları ile iletişim kurma fırsatını temsil eden fırsat endeksi ve olarak belirlenmiştir. Çalışmada, raildist ve RSQI değişkenlerinin ofis kiraları üzerindeki çapraz ve ayrı ayrı etkilerini incelemek üzere iki hedonik model belirlenmiştir. Modeller mekânsal etkilerin dikkate alınmadığı durum için EKK yöntemi, mekânsal bağımlılığın dikkate alındığı durum için ML yöntemi ile tahmin edilerek elde edilen bulgular karşılaştırılmıştır. Buna göre, ofis kiraları ve mekânsal özellikler arasındaki ilişkiyi en iyi, mekânsal bağımlılık testleri sonucu belirlenen, mekânsal hata modellerinin açıkladığına karar verilmiştir. Mekânsal hata modellerinde mekânsal hata parametresinin pozitif ve anlamlı olması, komşu ofislere ait gözlemlenemeyen bileşenlerin pozitif yönde ilişkili olduğunu göstermiştir.

Ozyurt (2014), Hollanda Ofis Piyasası için 10 000 ticari gayrimenkulün satış fiyatları ve belirleyicileri arasındaki ilişkileri 2001Q1-2011Q11 dönemi için incelemiştir. Ticari gayrimenkullerin satış fiyat (SaleP) belirleyicileri olarak, satıştan iki çeyrek dönem önceki tahmini sermaye değeri ( $Val_{t-2}$ ) ve sektör kukla değişkenlerinin (retail, industrial, residential) dâhil edildiği çalışmada hedonik yaklaşıma göre oluşturulan fiyatlama modeli öncelikle

mekânsal bağımlılığın dâhil edilmediği durum için EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Sonrasında mekânsal bağımlılığın dikkate alındığı genişletilmiş mekânsal model tahmin edilerek, ilişkili en iyi açıklayan modelin mekânsal model olduğuna karar verilmiştir.

Nappi-Choulet ve Maury (2009), çalışmasında Paris Ofis Piyasası için Ocak 1991-Ekim 2005 döneminde gerçekleşen 6812 ofis satış işlemi ile ofis satış fiyatlarındaki mekânsal bağımlılığı mekânsal-zamansal otoregresif (STAR) modeli ile incelemiş ve tahmin sonuçları mekânsal bağımlılık parametresinin büyük, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermiştir.

Tu vd. (2014), Singapur Ofis Piyasası için 1992Q3-2001Q4 döneminde gerçekleşen 2950 ofis satış işlemi ile ofis satış fiyatları ve ofis binalarının özellikleri arasındaki ilişkiyi hedonik yaklaşıma göre oluşturduğu STAR modeli ile incelemiştir. Mekânsal bağımlılığın dikkate alındığı bu modelde mekânsal bağımlılık parametresi büyük, pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Elde edilen bulgular, işlem fiyat endekslerinde mekânsal bağımlılığın olduğunu göstermiştir.

Chegut vd. (2014), 2007-2013 dönemi için Hong Kong, Londra, Los Angeles, New York, Paris ve Tokyo gibi uluslararası ofis piyasalarında ofis binalarının satış fiyatlarındaki mekânsal bağımlılığını dikkate almak için hata terimlerinde mekânsal otoregresif ilişkiye izin verilen SARAR ve STARAR modellerini tahmin etmiştir. Tahmin sonuçları, mekânsal bağımlılığı dikkate almak amacıyla hedonik modele dâhil edilen mekânsal ve mekânsal-zamansal terimlerin ofis fiyatları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı, ancak ekonomik olarak etkisinin önemsiz ve mekânsal özelliklerin ofis fiyatları üzerinde istatistiksel ve ekonomik açıdan çok önemli olduğunu göstermiştir.

## 2.2. Ticari Gayrimenkullerde Geleneksel Modellemeler

Öven ve Pekdemir (2006), İstanbul Ofis Piyasası'nda 17 A sınıfı finansal aracılık şirketi için ofis kiralardaki değişimi incelemek amacıyla hedonik ofis kira modelleri tahmin etmiştir. Buna göre, hedonik ofis kira çalışmaları için literatür incelemesi sonucu 64 farklı ofis kira belirleyicisi kullanıldığını belirlemiş ve ofis kira belirleyicilerine faktör analizi uygulayarak belirli ofis özellikleri altında bu belirleyicileri beş faktöre göre gruplamıştır. Faktör1, ofisin bulunduğu bölgenin kalitesi; Faktör2, ofis yatırımını çekici kılan özellikler; Faktör3, ofis binasının fiziksel özellikleri; Faktör4, ofisin bulunduğu arazinin değerini etkileyen özellikler ve Faktör5, ofis binasının satış değerini etkileyen özellikler olarak adlandırılmıştır. Faktör analizi sonucu herhangi bir gruba dâhil olmayan boşluk oranı (V), yıllık faiz oranı (IR), binadaki ortak alan yüzdesi (ID), ofis binasında garajın bulunması (PARKDECK), kira sözleşmesinin kira arttırma maddesi içermesi (ESCAL) değişkenleri ile birlikte ofis kiralardaki toplam değişimin %89'unu açıklayan faktörler açıklayıcı değişkenler olarak belirlenmiştir. Finansal aracılık şirketlerine ait ofislerin kiralardaki değişimi açıklamak amacıyla oluşturulan standart hedonik model hem doğrusal hem de doğrusal olmayan formlarda tahmin edilmiştir. İlk tahminlerden elde edilen sonuçlara göre, en az etkili olan açıklayıcı değişkenler modelden dışlanarak doğrusal ve doğrusal olmayan formlarda yeniden tahminler yapılmıştır. Standart hedonik modelin dört

farklı versiyonuna göre yapılan tahminler, V, ID, IR, Faktör1, Faktör3 ve Faktör5 değişkenlerinin ofis kiralari üzerinde en etkili değişkenler olduğunu göstermiştir.

Ozuz (2009), İstanbul Ofis Piyasası için Mart 2007’de elde edilen beş büyük firmaya ait 94 ofisin kiralardaki değişimi incelemek üzere standart hedonik regresyon modeli tahmin etmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, ofis kiralari etkileyen en önemli değişken ofis binasındaki kat sayısı olmakla birlikte diğer değişkenler önem sırasına göre komşu ofislerdeki boşluk oranı, ofis binalarındaki sosyal olanaklar, binaların estetiği, kiralabilir ofis alanı, ofislerin çevresinde banka bulunması ve ulaşılabilirlik değişkenleridir.

Pekdemir ve Dökmeci (2011), İstanbul Ofis Piyasası için 1996-2006 döneminde ofis kiralari ve 34 ofis kira belirleyici arasındaki ilişkiyi standart hedonik regresyon modeli ile incelemiştir. Geriye eleme yaklaşımı ile bazı değişkenleri eleyerek oluşturdukları regresyon modelinin tahmin sonuçları, merkeze olan mesafe (DCENTER), önemli ulaşım noktalarına (DBRIDG, DFREEWAY) erişim ve konum prestiji (DPREST) gibi değişkenlerin ofis kiralardaki değişimi açıklamada en önemli faktörler olduğunu göstermiştir.

### 3. Model, Metodoloji ve Hipotez Testleri

#### 3.1. Klasik Mekânsal Ekonometrik Modeller ve Tahmin Yöntemleri

Mekânsal ekonometrik analizlerdeki standart yaklaşım, öncelikle mekânsal olmayan regresyon modelini tahmin etmek ve daha sonra karşılaştırma modeli olarak da adlandırılan bu modelin mekânsal etkileşim etkileri ile genişletilip genişletilmeyeceğine karar vermektir. Mekânsal etkileşimin bağımlı değişkende (Y) olması durumunda etkiler, içsel etkileşim etkileri; açıklayıcı değişkenlerde (X) olması durumunda dışsal etkileşim etkileri ve hata terimlerinde ( $\epsilon$ ) olması durumunda etkileşim etkileri olarak adlandırılır. Mekânsal olmayan regresyon modeli eşitlik (1)’de olduğu gibi ifade edilebilir:

$$Y = \alpha I_N + X\beta + \epsilon \quad (1)$$

Burada Y, Nx1 boyutundaki bağımlı değişken vektörünü;  $I_N$ , Nx1 boyutundaki birler vektörünü;  $\alpha$  sabit terimi; X, NxK boyutundaki dışsal açıklayıcı değişkenler matrisini,  $\beta$ , Kx1 boyutundaki eğim parametrelerinden oluşan vektörü ifade etmektedir.  $\epsilon$ , Nx1 boyutundaki hata terimleri vektörüdür ve hata terimlerinin sıfır ortalama ve  $\sigma^2$  varyans ile birbirinden bağımsız ve özdeş dağıldığı varsayılmaktadır. Mekânsal olmayan regresyon modeli genellikle EKK yöntemi ile tahmin edildiğinden, EKK modeli olarak da adlandırılmaktadır.

Mekânsal ekonometrik analizlerdeki bir diğer yaklaşım da tüm mekânsal etkileşim etkileri içeren modeli tahmin etmektir. Genel yuvalanmış mekânsal model (GNS modeli) olarak da adlandırılan bu model eşitlik (2a) ve (2b)’de olduğu gibi ifade edilebilir (Elhorst, 2014: 7-8):

$$Y = \rho WY + \alpha I_N + X\beta + WX\theta + u \quad |\rho| < 1 \quad (2a)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad |\lambda| < 1 \quad (2b)$$

Burada  $WY$  bağımlı değişkendeki içsel etkileşim etkilerini,  $WX$  açıklayıcı değişkenler arasındaki dışsal etkileşim etkilerini ve  $Wu$  hata terimlerindeki etkileşim etkilerini ifade etmektedir.  $\rho$ , mekânsal otoregresif katsayısı;  $\lambda$ , mekânsal otokorelasyon katsayısını ve  $\theta$  da  $\beta$  gibi  $K \times 1$  boyutundaki tahmin edilecek bilinmeyen parametreler vektörünü ifade etmektedir.  $W$ ,  $N \times N$  boyutundaki negatif olmayan ve dışsal olarak verilen mekânsal ağırlık matrisi olarak tanımlanmaktadır. Eşitlik (2a) ve (2b)'de  $\rho$  ve  $\lambda$  parametreleri üzerine konulan kısıtlar,  $W$  için satır standartlaştırması yapılması durumunda geçerli olacaktır (Kelejian & Prucha, 1998: 104). Ayrıca, hata terimi vektörleri,  $u$  ve  $\varepsilon$ , arasında ilişkinin olmadığı ve  $\varepsilon | X \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$  olduğu varsayılmaktadır.

Eşitlik (2a) bağımlı değişkenin mekânsal gecikmelisini, başka bir deyişle içsel mekânsal etkileşim etkilerini ve açıklayıcı değişkenlerin mekânsal gecikmelisini yani dışsal mekânsal etkileşim etkilerini içermektedir. Eşitlik (2b) ise, hata terimlerindeki mekânsal etkileşim etkilerini içermektedir.

GNS modelinde  $\theta$ ,  $\rho$  ve  $\lambda$  parametreleri üzerine konulan kısıtlar ile diğer mekânsal ekonometrik modeller elde edilebilir. GNS modelinde  $\lambda=0$  olması durumunda, eşitlik (3a)'daki Mekânsal Durbin modeli (SDM);  $\theta=0$  ve  $\lambda=0$  olduğunda eşitlik (3b)'deki Mekânsal Gecikme Modeli (SLM);  $\theta=0$ ,  $\rho=0$  olduğunda eşitlik (3c)'deki Mekânsal Hata modeli (SEM) elde edilir:

$$Y = \rho WY + \alpha I_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (3a)$$

$$Y = \rho WY + \alpha I_N + X\beta + \varepsilon \quad (3b)$$

$$Y = \alpha I_N + X\beta + u, \quad u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (3c)$$

Bu modellerde hata terimi vektörleri için  $\varepsilon | X \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$  varsayımı yapılır. SDM ve SLM için  $|\rho| < 1$  kısıtı, SEM için  $|\lambda| < 1$  kısıtı konulur.

Uygulamada SDM ve SEM arasında seçim yapmak için Ortak Faktör Hipotezi,  $H_0: \theta = \rho^* \beta$ , altında  $\chi_{(\#r)}^2$  dağılımına uyan Olabilirlik Oranı (LR) testi uygulanır. Ortak faktör hipotezi altındaki LR testinde (LR<sub>ortakfaktör</sub>), SDM kısıtsız ve SEM kısıtlı model olarak tanımlanır. Kısıt sayısı ( $\#r$ ) mekânsal gecikmeli değişken sayısı kadardır ve bu aynı zamanda test istatistiğine ait serbestlik derecesini belirler. Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda SDM modelinin, reddedilememesi durumunda ise SEM modelinin geçerli olduğuna karar verilir (Lesage & Pace, 2009: 164).

SDM, SLM ve SEM'de bağımlı değişkenin mekânsal gecikmeli değeri, WY ile hata terimi,  $\varepsilon$ , arasındaki ilişki içsellik probleminin ortaya çıkmasına neden olmaktadır:  $E[(WY)\varepsilon'] \neq 0$ . İçsellik probleminin çözümü için her üç mekânsal modelde de WY dışındaki diğer açıklayıcı değişkenlerden doğrusal olarak bağımsız araç değişkenler belirlemek mümkün değildir. SEM için  $\lambda$ 'nın bilinmemesi durumunda, Maksimum Olabilirlik (ML) ve Tahmin Edilebilir Genelleştirilmiş EKK (FGLS) yöntemleri içsellik problemini çözmek için önerilen tahmin yaklaşımlarıdır. Benzer şekilde, SDM ve SLM'deki içsellik probleminin varlığında tahmin yöntemleri olarak Maksimum Olabilirlik (ML) ve İki Aşamalı EKK (2SLS) önerilmektedir (Arbia, 2014: 66). Çalışmada mekânsal modellerin ML yaklaşımı ile tahmini üzerine odaklanılmaktadır. Bu yaklaşımda, Y bağımlı değişken vektörü için ortalama ve varyans-kovaryans matrisi elde edildikten sonra modelin tahmini ve sınanması amacıyla olabilirlik ve logaritmik olabilirlik fonksiyonları oluşturulur.

### 3.2. Büyük Boyutlu Veri Setleri için Üstel Mekânsal Matris Modeli ve Tahmin Yöntemi

Klasik mekânsal ekonometrik modellerin ML yaklaşımı ile tahmini, büyük boyutlu veri setleri için yapıldığında hesapsal problemlere neden olmaktadır. Bu problemlerden biri de mekânsal modelin varyans-kovaryans matrisinin hesaplanmasında ortaya çıkmaktadır. Eşitlik (3b)'de tanımlanan SLM için varyans-kovaryans ifadesi eşitlik (4c)'de olduğu gibi ifade edilebilir:

$$Y = (1 - \rho W)^{-1} \alpha t_N + (1 - \rho W)^{-1} X\beta + (1 - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (4a)$$

$$E(Y) = E[(1 - \rho W)^{-1} \alpha t_N + (1 - \rho W)^{-1} X\beta + (1 - \rho W)^{-1} \varepsilon] = (1 - \rho W)^{-1} (\alpha t_N + X\beta) \quad (4b)$$

$$E(Y Y') = \sigma_\varepsilon^2 (1 - \rho W)^{-1} (1 - \rho W)^{-1} = \sigma_\varepsilon^2 \Omega \quad (4c)$$

Y'nin ortalama ve varyans-kovaryans matrisinden yararlanılarak logaritmik olabilirlik fonksiyonu eşitlik (5)'teki gibi tanımlanabilir:

$$l(\sigma^2, \rho, \beta; Y) = \text{sabit} - \frac{1}{2} \ln |\sigma_\varepsilon^2 \Omega| - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} [Y - (I - \rho W)^{-1} (\alpha t_N + X\beta)]' x \Omega^{-1} [Y - (I - \rho W)^{-1} (\alpha t_N + X\beta)] \quad (5)$$

Varyans-kovaryans matrisindeki  $(1 - \rho W)^{-1}$  ifadesi veri seti büyük boyutlu olduğunda hesaplamayı zorlaştırmaktadır. Bu hesaplamayı kolaylaştıracak bir yaklaşım, modellerin olabilirlik fonksiyonlarının da daha basit bir forma indirgenmesini sağlayacaktır. Problemi çözmek amacıyla üstel mekânsal matris (MESS) yaklaşımı geliştirilmiştir. SLM için MESS yaklaşımının uygulamasında model aşağıdaki gibi yeniden düzenlenir:



$$(I - \rho W)Y = \alpha I_N + X\beta + \varepsilon \quad (6a)$$

$$SY = \alpha I_N + X\beta + \varepsilon \quad (6b)$$

Burada S reel pozitif tanımlı bir matristir. S matrisinin farklı tanımları varyans-kovaryans matrisinin de farklı tanımlarla elde edilmesine neden olarak, klasik mekânsal ekonometrik modellerden farklı mekânsal modelleri ortaya çıkarır. Lesage ve Page (2007), S matrisi için eşitlik (7)'deki aşağıdaki üstel matris formunu önermiştir:

$$S = e^{\alpha W} \quad (7)$$

S matrisi aynı zamanda  $(1-\rho W)$  ifadesine eşittir:

$$S = e^{\alpha W} = (I - \rho W) \quad (8)$$

Eşitlik (8)'deki ifadede her iki taraftaki matrisler için satır toplamları alındığında aşağıdaki eşitlikler elde edilir:

$$e^\alpha = I - \rho \quad \text{veya} \quad \alpha = \ln(I - \rho) \quad (9)$$

Bu eşitliklerden yararlanılarak  $\alpha$  ve  $\rho$  arasındaki ilişki için çıkarımlar yapılabilir.  $|\rho| < 1$  kısıtı ile birlikte  $\rho$ 'nun pozitif değeri için,  $-\infty < \alpha \leq 0$ 'dır;  $\rho$ 'nun negatif değeri için  $0 < \alpha \leq 0.693$ 'tür.  $\rho=0$  olduğunda,  $\alpha=0$  olur ve  $\lambda \rightarrow 1$  olduğunda  $\alpha \rightarrow -\infty$  olur.

S matrisi, SLM için gösterilen eşitlik (4c)'deki Y'nin varyans-kovaryans ifadesinde ve (5)'teki logaritmik olabilirlik fonksiyonunda  $(1-\rho W)$  yerine konulur ve ifadeler yeniden düzenlenebilir:

$$E(YY') = \sigma_\varepsilon^2 (I - \rho W)^{-1} (I - \rho W)^{-1} = \sigma_\varepsilon^2 S^{-1} S^{-1} \quad (10a)$$

$$\begin{aligned} l(\sigma^2, \rho, \beta; Y) &= \text{sabit} - \frac{1}{2} \ln |\sigma_\varepsilon^2 S^{-1} S^{-1}| - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} [Y - S^{-1}(\alpha I_N + X\beta)] S S' [Y - S^{-1}(\alpha I_N + X\beta)] \\ &= \text{sabit} - \frac{1}{2} \ln |\sigma_\varepsilon^2 S^{-1} S^{-1}| - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} [SY - (\alpha I_N + X\beta)] [SY - (\alpha I_N + X\beta)] \end{aligned} \quad (10b)$$

Chiu vd. (1996), S matrisi tanımının sağladığı avantajları şu şekilde ifade etmektedir: i) Herhangi bir reel pozitif tanımlı S matrisi için her zaman  $\alpha W$  gibi reel pozitif tanımlı bir matris elde edilebilir. ii) W gibi herhangi bir simetrik reel matris için, S pozitif tanımlı bir matristir. iii) S matrisinin tersi ve determinanı sırasıyla  $S^{-1} = e^{-\alpha W}$  ve  $|S| = e^{tr(\alpha W)}$  ile hesaplanmaktadır. W matrisinin köşegen elemanları tanım gereği sıfır olduğundan ( $w_{ii}=0$ ), S matrisinin determinanı 1'e eşittir ( $|S| = e^{tr(\alpha W)} = e^0 = 1$ ).

S matrisi tanımının hesapsal anlamda sağladığı kolaylıklardan yararlanılarak eşitlik (10b)'deki ifade eşitlik (10c)'deki ifadeye indirgenebilir:

$$l(\sigma^2, \rho, \beta; Y) = \text{sabit} - \frac{1}{2} \ln \sigma_\varepsilon^2 - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} [SY - (\alpha t_N + X\beta)][SY - (\alpha t_N + X\beta)] \quad (10c)$$

S matrisinin determinantının 1'e eşit olmasıyla birlikte MESS modelinin ML yaklaşımı ile tahmini artık dönüştürülmüş modelin kalıntı kareleri toplamının,  $[SY - (\alpha t_N + X\beta)][SY - (\alpha t_N + X\beta)]$ , minimizasyonuna karşılık gelmektedir.

Üsten Mekânsal Matris tanımı SEM için de yapılabilir. Buna göre, üstel mekânsal matris tanımı SEM'deki Y'nin varyans-kovaryans matrisinde yerine konulur ve SLM'de olduğu gibi logaritmik olabilirlik fonksiyonu daha basite indirgenir. Böylece, büyük veri setleri için SEM'in ML yaklaşımıyla daha kolay biçimde tahmin edilmesini sağlar (Bkz. Arbia, 2014: 174-175).

### 3.3. Mekânsal Ağırlık Matrisinin Oluşturulması

Mekânsal ekonometrik modellerin başarısı mekânsal ağırlık matrisinin uygun bir biçimde tanımlanmasına bağlıdır. Komşuluk matrisi olarak da adlandırılan bu matris eşitlik (11)'de olduğu gibi ifade edilebilir:

$$nWn = \begin{bmatrix} w_{11} & \dots & w_{n1} \\ \dots & w_{ij} & \dots \\ w_{1n} & \dots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad (11)$$

NxN boyutundaki negatif olmayan ve simetrik mekânsal ağırlık matrisinin elemanları,

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & j \in N(i) \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad (12)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada N(i), j'inci mekânın komşu setidir. Tanım gereği bir mekân kendisinin komşusu olamayacağı için  $w_{ii}=0$ 'dır.

Birimler arası komşuluk ilişkilerini belirlemede farklı komşuluk kriterleri ele alınabilir. Düzenli mekânsal verinin olması durumunda kale kriteri (aynı sınırı paylaşan iki birimden biri diğerine komşudur), fil kriteri (aynı köşeyi paylaşan iki birimden biri diğerine komşudur) ve vezir kriteri (aynı sınırı veya köşeyi paylaşan iki birimden biri diğerine komşudur) gibi komşuluk yaklaşımlarına göre mekânsal ağırlık matrisi oluşturulabilir. Düzensiz mekânsal veri için mekânsal ağırlık matrisinin oluşturulmasında genellikle maksimum uzaklık ( $d_{ij}$ , i ve j'inci mekânlar arasındaki uzaklık ise,  $d_{ij} < d_{\max}$  olması durumunda  $j \in N(i)$  olacaktır) ve en yakın komşu kriterleri kullanılır. Ayrıca ağırlık matrisinin elemanları sosyal, ekonomik ve coğrafi uzaklıkların negatif fonksiyonları olarak

da tanımlanabilir. Mekânsal ağırlık matrisindeki ağırlıkların belirlenmesinde daha karmaşık uzaklık ölçüleri de kullanılabilir (Anselin & Bera, 1998: 244).

Mekânsal ağırlık matrisi için uygulamalarda genellikle satır standartlaştırması uygulanır. Bunun için ağırlık matrisinin her bir satırındaki elemanlar o satırın toplamına bölünür:

$$w_{ij}^s = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (13)$$

Bu işlem, tüm mekânsal ağırlıkların 0 ile 1 arasında olmasını ve modeller arasında mekânsal parametrelerin karşılaştırılabilir olmasını sağlar. Orijinalinde simetrik olan mekânsal ağırlık matrisi, satır standartlaştırmasının bir sonucu olarak asimetrik olur:

$$\sum_j w_{ij} \neq \sum_i w_{ji} \quad (14)$$

### 3.4. Mekânsal Bağımlılığın Test Edilmesi

Mekânsal ekonometrik analizlerde mekânsal etkileri test etmede genellikle ilk aşama Moran I istatistiğini hesaplamaktır. Moran (1950) tarafından geliştirilen ve Cliff ve Ord (1972) tarafından EKK artıkları arasında mekânsal bağımlılığın incelenmesi için önerilen bu test istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$I = \left( \frac{\hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}} \right) \quad (15)$$

Burada  $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\beta}$ , EKK modelinin artıklarıdır;  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ 'dir ve W, mekânsal ağırlık matrisidir.

Cliff ve Ord (1972), rassallık ve artıkların normalliği hipotezleri altında Moran I istatistiğinin ortalama ve varyansını hesaplayarak limit dağılımının normal dağılıma uyduğunu kanıtlamıştır. Ayrıca standardize edilmiş Moran I istatistiğine ait dağılımın standartlaştırılmış normal dağılıma sahip olduğunu göstermişlerdir. Moran I istatistiğine ait sıfır hipotezi, EKK artıkları arasında mekânsal bağımlılığın olmadığını ifade etmektedir. Standartlaştırılmış Moran I istatistiğinin, standart normal dağılım tablosundan belirlenen kritik değerden daha büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilir. Alternatif hipotez EKK artıkları arasında mekânsal bağımlılık olduğunu ifade etmesine rağmen, bu bağımlılığın nereden kaynakladığı ile ilgili detaylı bilgiler vermez. Bu nedenle, Moran I istatistiğine alternatif mekânsal bağımlılık testleri geliştirilmiştir.

Moran I istatistiğine alternatif test arayışında Burrige (1980), genelleştirilmiş Rao Skor (RS) testini, diğer adıyla Lagrange Çarpanı (LM) testini geliştirmiştir:

$$LM = s(\theta_0)'I(\theta_0)^{-1}s(\theta_0) \quad (16a)$$

Burada  $\theta$ , parametre vektörü;  $s(\theta_0) = \partial L(\theta)/\partial \theta$ , skor vektörü ve  $I(\theta_0) = E[\partial^2 L\theta/\partial \theta \theta']$ , Fisher bilgi matrisidir.  $L(\theta)$ , mekânsal bağımlılığın olmadığını ifade eden sıfır hipotezi altında elde edilmiş ML fonksiyonudur. Alternatif hipotez altında SLM'nin geçerli olduğu varsayıldığında, bu modele ait logaritmik olabilirlik fonksiyonu geçerli olacak ve eşitlik (16b)'de tanımlanan, LM mekânsal gecikme ( $LM_{\text{gecikme}}$ ) testi elde edilecektir:

$$LM_{\text{gecikme}} = \frac{n^2}{Q} \left( \frac{\hat{\varepsilon}' W y}{\hat{\varepsilon}' \varepsilon} \right)^2 \quad (16b)$$

Burada,  $Q = (WX\hat{\beta})'(I - M_x) \frac{WX\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} + T$ ,  $M_x = X(X'X)^{-1}X'$ ,  $T = \text{tr}(W'W + WW)$  'dir.  $n$  gözlem sayısı ve  $\hat{\beta}$  ile  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ , SLM için elde edilen maksimum olabilirlik tahminleridir.

Alternatif hipotez altında SEM'in geçerli olduğu varsayıldığında ise, bu modele ait logaritmik olabilirlik fonksiyonu geçerli olacak ve eşitlik (16c)'de tanımlanan, LM mekânsal gecikme ( $LM_{\text{hata}}$ ) testi elde edilecektir:

$$LM_{\text{hata}} = \frac{n^2}{\text{tr}(W'W + WW)} \left( \frac{\hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}' \varepsilon} \right)^2 \quad (16c)$$

Başka bir deyişle, eşitlik (16a)'da tanımlanan LM istatistiği sırasıyla eşitlik (16b) ve (16c)'de tanımlanan  $LM_{\text{gecikme}}$  ve  $LM_{\text{hata}}$  test istatistiklerine dönüşecektir. LM testlerinin sıfır hipotezi altında yapılması sadece EKK artıklarına bağlı olarak hesaplanabilmelerini sağlamaktadır.  $LM_{\text{gecikme}}$  testine ait sıfır hipotezi *bağımlı değişkende* mekânsal bağımlılık olmadığını,  $H_0: \rho=0$ ;  $LM_{\text{hata}}$  testine ait sıfır hipotezi *hatalarda* mekânsal bağımlılık olmadığını,  $H_0: \lambda=0$  ifade eder. Bu test istatistiklerinin asimptotik dağılımı  $\chi_{(1)}^2$  dağılımına uymaktadır.  $LM_{\text{gecikme}}$  ve  $LM_{\text{hata}}$  test istatistiklerinin  $\chi_{(1)}^2$  için elde edilen kritik değerden daha büyük olması durumunda sıfır hipotezleri reddedilir. Ancak LM testleri birbirinden bağımsız olmadığından her iki testin sıfır hipotezi aynı anda reddedilebilir (Arbia, 2014: 83). Bu durumda karar verme sürecini kolaylaştırmak amacıyla Anselin vd. (1996) tarafından Robust LM (RLM) testleri geliştirilmiştir:

$$RLM_{\text{gecikme}} = \frac{1}{Q-T} \left[ \frac{n\hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}} - TQ^{-1} \frac{n\hat{\varepsilon}' W Y}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}} \right]^2 \quad (17a)$$

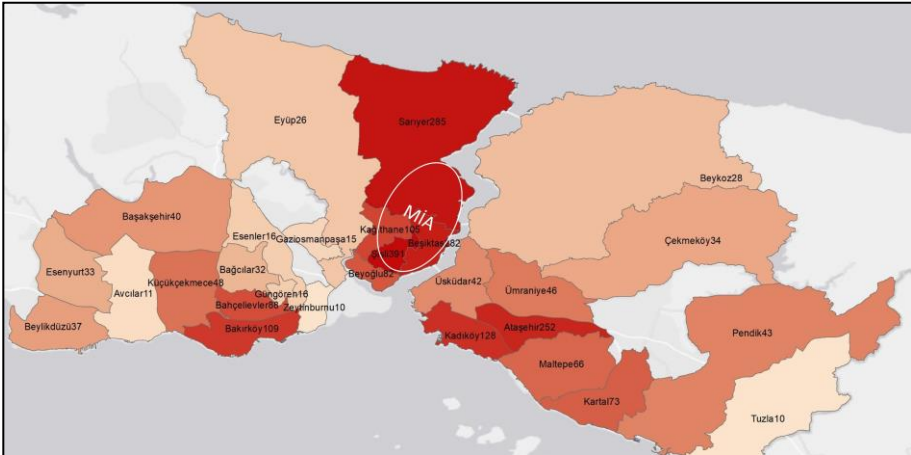
$$RLM_{hata} = \frac{1}{T(1-TQ)} \left[ \frac{n\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}} - TQ^{-1} \frac{n\hat{\varepsilon}'WY}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}} \right]^2 \quad (17b)$$

RLM<sub>gecikme</sub> testinin sıfır hipotezi,  $H_0: \rho=0, \lambda \neq 0$ , hatalardaki mekânsal bağımlılığını dikkate alarak  $\rho$ 'nun sıfıra eşitliğini sınar; RLM<sub>hata</sub> testinin sıfır hipotezi,  $H_0: \lambda=0, \rho \neq 0$ , mekânsal gecikme bağımlılığını dikkate alarak  $\lambda$ 'nın sıfıra eşitliğini sınar. Diğer LM testlerinde olduğu gibi RLM testlerinin asimptotik dağılımı da  $\chi_{(1)}^2$ 'e uymaktadır.

#### 4. Veri Seti

Çalışmadaki veri seti, 2018'in ilk çeyreği (Ocak-Mart) boyunca İstanbul'un 28 ilçesinden Türkiye'nin en büyük emlak sitelerinden<sup>3</sup> toplanan 2348 ofise ait kira verileri ile ofislere ve ofislerin buldukları binalara ait özellikleri kapsamaktadır. Şekil 1'de ofislerin ilçelere göre dağılımı gösterilmektedir. Koyu renkli alanlar, en fazla ofis verisinin toplandığı alanlardır. MİA olarak daire içinde belirtilen alan ana ofis bölgelerinin olduğu merkezi iş alanıdır. İlçe ismi olmayan alanlar ise, ofis verisi olmayan ilçeleri göstermektedir. Veri setindeki değişkenlere ait kodlar, tanımlamalar ve verilerin elde edildiği kaynaklar detaylı olarak Tablo 1'de yer almaktadır. Veri setindeki ofislerin mekânsal özelliklerini temsil eden uzaklık değişkenleri, ofislerin coğrafi konumları kullanılarak *büyük daire uzaklık* (great circle distance) formülü yardımıyla hesaplanmıştır.

**Şekil: 1**  
**Ofislerin İlçelere Göre Dağılımı**



Kaynak: Yazar tarafından toplanan ofis verisi kullanılarak oluşturulmuştur.

<sup>3</sup> <<https://www.hurriyetemlak.com/> ve <https://www.sahibinden.com/>>, 01.01.2018.

**Tablo: 1**  
**Değişken Tanımları**

Kod	Tanımı
<b>Bağımlı değişken. Kaynak: emlak sitesi</b>	
ofis_kira	Ofisin teklif edilen kira değeri (TL)
<b>Ofis özellikleri/Yapısal özellikler. Kaynak: emlak sitesi</b>	
m <sup>2</sup>	Ofis alanı (m <sup>2</sup> )
oda sayısı	Ofisteki oda sayısı
kat16_kat20	Ofisin 16'ncı ve 20'inci katlar arasında bulunması (1-0)
boğaz_manzarası	Ofisin boğaz manzarasının olması (1-0)
<b>Ofis binasının özellikleri/Fiziksel özellikler. Kaynak: emlak sitesi</b>	
kat sayısı	Ofisin bulunduğu binadaki kat sayısı
otopark	Ofisin bulunduğu binada otopark olması (1-0)
güvenlik	Ofisin bulunduğu binada güvenlik hizmetinin olması (1-0)
bina_tipi	Ofis binasının A sınıfı olması (1-0)
<b>Komşuluk özellikleri. Kaynak: &lt;endeksa.com&gt;</b>	
ort_birim_kira	Ofisin bulunduğu lokasyondaki konutların ortalama birim kira değeri (TL)
ort_amortisman_suresi	Ofisin bulunduğu lokasyondaki konutların ortalama amortisman süresi (yıl)
<b>Piyasa işlem özellikleri. Kaynak: &lt;propin.com.tr&gt;</b>	
ort_boşluk_oranı	Ofislerin dâhil olduğu her bir alt piyasadaki ortalama boşluk oranı (%)
<b>Mekânsal özellikler. Kaynak: yazarın kendi hesaplamaları</b>	
havaalanı_uzaklık	En yakın havaalanına olan mesafe (km)
merkezi_iş_alanı_uzaklık	Merkezi iş alanına uzaklık (km)

## 5. Ampirik Bulgular

Mekânsal ağırlık matrisi, gayrimenkullerin hedonik fiyat modellerinde kullanılan k-en yakın komşu kriterine göre oluşturulmuş ve matrise satır standartlaştırması işlemi uygulanmıştır ( $W_{2348*2348}$ ). Bu kriter ofis verilerinin düzensiz konumlanması nedeniyle tercih edilmiştir. k-en yakın komşu kriterine göre her bir ofis alanının en yakın k komşusu belirlenmektedir. Ofis alanları arasındaki yakınlık ise çeşitli uzaklık tanımlarına göre oluşturulabilmekle birlikte, bu çalışmada ofis alanları arasındaki uzaklıklar ofis alanlarının enlem-boylam verilerine dayalı olan büyük daire uzaklık formülüne göre elde edilmiştir. En yakın komşu sayısının, k, belirlenmesinde genel yaklaşım mekânsal bağımlılık test istatistiklerini çeşitli k değerleri için elde etmek ve en yüksek istatistiksel anlamlılığa sahip test istatistiğine karşılık gelen k değerini optimal komşu sayısı olarak belirlemektir. Tablo 2'de çeşitli k değerlerine karşılık gelen mekânsal bağımlılık test istatistiklerine ve olasılık değerlerine yer verilmiştir.

**Tablo: 2**  
**Mekânsal Etkilerin Test Edilmesi**

	k=1	k=10	k=19	k=28	k=37
Moran I	0,34	0,19	0,14	0,12	0,10
Z	13,23*** (0,00)	22,94*** (0,00)	24,63*** (0,00)	25,85*** (0,00)	24,93*** (0,00)
LM gecikme	215,02*** (0,00)	430,22*** (0,00)	356,12*** (0,00)	288,34*** (0,00)	231,76*** (0,00)
LM hata	171,62*** (0,00)	490,03*** (0,00)	541,28*** (0,00)	573,75*** (0,00)	512,81*** (0,00)
RLM gecikme	51,18*** (0,00)	83,63*** (0,00)	58,57*** (0,00)	45,94*** (0,00)	34,96** (0,00)
RLM hata	7,78*** (0,00)	143,44*** (0,00)	243,73*** (0,00)	331,35*** (0,00)	316,00*** (0,00)
p		0,369*** (0,00)			
λ				0,635*** (0,00)	

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.  
Parantez içindeki değerler, test istatistiklerine ait olasılık değerleridir.

Çeşitli k değerleri için hesaplanan Moran I ve LM test istatistiklerinin tümü % 1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu nedenle, optimal k değerinin belirlenmesinde RLM testleri temel alınacaktır. Buna göre, RLM gecikme için en büyük test istatistiği değeri k=10 için elde edilirken, RLM hata için en büyük test istatistiği değeri k=28 için elde edilmektedir. Dolayısıyla, SLM ve SEM tahmin edilirken, farklı komşuluk sayılarına göre oluşturulmuş mekânsal ağırlık matrisleri kullanılacaktır.

Tablo 3'te k=10 için SLM tahminine, k=28 için SEM ve SDM tahminlerine yer verilmiştir. SLM ve SDM'ye ait katsayı tahminleri açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki doğrudan etkilerini göstermektedir. Ofis kiralari arasındaki mekânsal bağımlılığın modele dâhil edilmesiyle birlikte model performansındaki artışı gözlemlemek amacıyla EKK model tahmin sonuçları da mekânsal modellerin tahmin sonuçları ile birlikte gösterilmiştir.

**Tablo: 3**  
**Mekânsal Modellerin Tahmin Sonuçları**

	EKK Modeli	SLM (k=10)	SEM (k=28)	SDM (k=28)†
sabit	2,936*** (68,266)	1,743*** (21,384)	3,024*** (37,761)	1,127*** (9,086)
m <sup>2</sup>	0,001*** (36,020)	0,001*** (35,150)	0,001*** (35,761)	0,001*** (35,817)
kat_sayısı	0,003*** (4,618)	0,002*** (3,012)	0,002*** (3,236)	0,002*** (3,118)
oda_sayısı	0,037*** (14,942)	0,035*** (14,943)	0,035*** (15,082)	0,035*** (15,015)
kat16_kat20	0,063*** (2,390)	0,049** (1,983)	0,053** (2,146)	0,055*** (2,232)
otopark	0,047*** (2,941)	0,031** (2,077)	0,0504*** (3,215)	0,048*** (3,042)
güvenlik	0,058*** (3,867)	0,059*** (4,154)	0,0557*** (3,849)	0,055*** (3,818)
bina_tipi	0,133*** (9,254)	0,120*** (8,802)	0,143*** (9,301)	0,149*** (9,443)
boğaz_manzarası	0,126*** (5,221)	0,105*** (4,541)	0,114*** (4,791)	0,114*** (4,741)
ort_birim_kira	0,008*** (14,927)	0,004*** (8,259)	0,006*** (8,061)	0,006*** (5,895)
ort_amortisman_suresi	0,011*** (9,214)	0,008*** (6,786)	0,009*** (5,113)	0,008*** (3,900)
ort_boşluk_oranı	-0,269*** (-2,449)	-0,272*** (-2,603)	-0,411** (-2,501)	-0,5853*** (-3,073)
havaalanı_uzaklık	-0,007*** (-6,133)	-0,004*** (-3,974)	-4,882* (-1,823)	-0,017 (-1,691)*
merkezi_iş_alanı_uzaklık	-0,010*** (-10,338)	-0,006*** (-6,346)	-0,011*** (-5,240)	-0,006 (-0,6059)
AIC	-164,519	-432,82	-370,17	-361,8
LogLik.	97,260	232,409	201,087	209,899
RSS	126,545	111,434	113,875	113,417
ρ veya λ		0,369*** (16,788)	0,635*** (17,051)	0,582*** (14,145)
LR ortak faktör				17,625 [0,172]

\*\*\* \*\* \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Bütün modeller log-dog formda tahmin edilmiştir. Yuvarlak parantez içindeki değerler z istatistikleri, köşeli parantez içindeki değer LR ortak faktör istatistiğine ait olasılık değeridir.

† SDM modelinde, mekânsal Durbin değişkenleri çalışmada ele alınan tüm ofis özelliklerini kapsamaktadır. SLM ve SDM modellerine ait katsayı tahminleri doğrudan etkileri göstermektedir.

Tablo 3'teki tüm modeller için tahmin sonuçları genel olarak incelendiğinde SDM haricinde tüm açıklayıcı değişkenlerin katsayılarının çeşitli anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülebilir. SDM'de ise merkezi iş alanına uzaklık (merkezi\_ış\_alanı\_uzaklık) değişkeninin katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Ancak modelin kalıntı kareleri toplamına (RSS) bağlı olarak hesaplanan Akaike Bilgi Kriteri (AIC) açısından modeller arasında karşılaştırma yapıldığında mekânsal modellerin (SLM, SEM, SDM) ofis kiralari ve özellikleri arasındaki ilişkiyi mekânsal olmayan modele (EKK) göre daha iyi açıkladığı söylenebilir. Çünkü en küçük AIC değerine sahip olan modelin performansının diğer modellerinkine göre daha iyi olduğu kabul edilir (Anselin,1988: 298-299). Ayrıca SDM'deki mekânsal gecikmeli açıklayıcı değişkenlerin katsayıları üzerine konulan kısıtların,  $H_0: \theta = \rho * \beta$ , geçerli olup olmadığını test etmek amacıyla yapılan ortak faktör hipotez testinin ( $LR_{\text{ortakfaktör}}$ ) sonucuna göre sıfır hipotezi reddedilememektedir. Buna göre, kısıtlar geçerlidir ve ofis kirası ile özellikleri arasındaki ilişkiyi açıklamak için SEM, SDM' ye tercih edilmelidir. Son olarak, mekânsal modeller arasında AIC'e göre karşılaştırma yapıldığında SLM'nin en küçük AIC değerine sahip olduğu görülmektedir. Bu durumda SLM, ofis kiralari ve özellikleri arasındaki ilişkiyi açıklamada diğer modellere tercih edilir.

SLM'nin tahmin sonuçlarına göre, mekânsal otoregresif katsayı istatistiksel olarak anlamlı ve pozitifdir ( $\rho=0.369 < 1$ ). Bu sonuç, birbirine komşu mekânlarda yer alan ofislerin kiralari arasında mekânsal bağımlılığın olduğunu ve komşu mekânlarda ofis kiralariadaki %1'lik artışın söz konusu mekândaki ofisin kirasını %0,369 kadar arttırdığını göstermektedir. SLM'ye ait katsayı tahminleri ofis kira belirleyicilerindeki değişimin ofis kiralari üzerindeki doğrudan etkilerini yansıtmaktadır. Lesage ve Pace (2009)'e göre SLM ve SDM modellerinde açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki etkileri doğrudan etkiler ve dolaylı etkiler olarak ayrılmalıdır. Doğrudan etkiler i. mekân için açıklayıcı değişkendeki bir değişimin yine aynı mekân için bağımlı değişken üzerindeki etkisini gösterirken ( $\partial Y_i / \partial X_{ik}$ ), dolaylı etkiler iki şekilde yorumlanmaktadır. Buna göre dolaylı etkiler, i. mekân için açıklayıcı değişkendeki değişimin diğer tüm mekânlarda yol açtığı değişimi ya da diğer tüm mekânların açıklayıcı değişkenindeki bir değişimin i. mekân için bağımlı değişken üzerindeki etkisini gösterir ( $\partial Y_i / \partial X_{jk}$ ,  $i \neq j$ ). Doğrudan ve dolaylı etkilerin birleşimi ise toplam etkileri vermektedir. SLM için doğrudan ve dolaylı etkilerin ayrıştırıldığı katsayı tahminlerine Tablo 4'te yer verilmiştir.

Tablo 4'teki tahmin sonuçlarına göre, ofis kira belirleyicileri ya da özelliklerinin ofis kiralari üzerinde hem doğrudan hem de dolaylı etkileri vardır. Başka bir deyişle, belli bir mekânda ofis kiralari üzerinde ofislerin sadece kendi özellikleri değil diğer mekânlardaki ofislerin özelliklerindeki değişimler de etkili olmaktadır. Tahmin sonuçları, ofis alanı büyüklüğündeki ( $m^2$ )  $1 m^2$ 'lik artışa karşılık ofis kirası üzerindeki %0,20'lik artışın %0,10'u doğrudan ve diğer %0,10'u da dolaylı etkilerden kaynaklandığını göstermektedir. Buna göre, i. mekânda ofis alanındaki  $1 m^2$ 'lik artış i. mekândaki ofis kirasını %0,10 artırırken, diğer mekânlarda ofisin alanındaki  $1 m^2$ 'lik artış i. mekândaki ofis kirasını %0,10 arttırmaktadır. Ofis alanı özelliği olan ve kontrat özellikleri grubunda da yer alabilen  $m^2$  değişkeninin ofis kirası üzerinde negatif ve pozitif etkileri olabilmektedir. Negatif etki, kiralanan ofis alanı büyüklüğü arttıkça kiracının kira üzerine pazarlık gücünün artması ile



ortaya çıkabilir. Özellikle, yüksek boşluk oranları ile aşağı yönlü hareket eden ofis piyasasında ofis sahipleri arasındaki rekabetin artması nedeniyle ofis kiralarda önemli ölçüde indirimlerin olmasına neden olmaktadır. Pozitif etki ise, çok fazla bölümlenmemiş büyük ofis alanlarının büyük firmalar tarafından talep edilmesi ve genellikle kısa dönemler için piyasaya arz edilmesi nedeniyle, yüksek değerlenmesi sonucu ortaya çıkabilmektedir. Sonuç olarak,  $m^2$  değişkeninin ofis kirası üzerindeki etkisi piyasanın durumuna bağlıdır (Kempf, 2015: 99).

**Tablo: 4**  
**SLM Tahmininde Doğrudan, Dolaylı ve Toplam Etkiler**

SLM	Doğrudan Etkiler	Dolaylı Etkiler	Toplam Etki
$m^2$	0,001***	0,001***	0,002***
kat_sayısı	0,002***	0,001***	0,003***
oda_sayısı	0,035***	0,020***	0,055***
kat16_kat20 <sup>+</sup>	0,049**	0,028**	0,077**
otopark <sup>+</sup>	0,031**	0,018**	0,049**
güvenlik <sup>+</sup>	0,059***	0,033***	0,092***
bina_tipi <sup>+</sup>	0,120***	0,068***	0,188***
boğaz_manzarası <sup>+</sup>	0,105***	0,059***	0,164***
ort_birim_kira	0,004***	0,003***	0,007***
ort_amortisman_suresi	0,008***	0,004***	0,012***
ort_boşluk_oranı	-0,272***	-0,153***	-0,425***
havaalanı_uzaklık	-0,004***	-0,003***	-0,007***
merkezi_iş_alanı_uzaklık	-0,006***	-0,003***	-0,009***

<sup>+</sup> işaretli değişkenler kukla değişkenler olup log-dog model formunda katsayıları  $(e^{\beta}-1) \times 100$ 'e göre hesaplanmaktadır.

Ofisin bulunduğu binanın kat sayısındaki (kat\_sayısı) artışın ofis kirası üzerindeki toplam etkisi %0,30 kadardır. Toplam etkinin %0,20'lik kısmı doğrudan etkilerden, %0,10'luk kısmı ise dolaylı etkilerden gelmektedir. Ofis alanının 16 ile 20'inci katlar arasında (kat16\_kat20) arasında bulunması ofisin kirasını yaklaşık %8 oranında arttırmaktadır. Bu artışın %5'i doğrudan etkilerden, %3'ü dolaylı etkilerden gelmektedir. Ofis binasındaki kat sayısının artması ya da ofis binasının yüksekliği ofis binasının fiziksel özellikleri arasında yer almaktadır. Yüksek ofis binaları diğer ofis binalarına göre dikkat çeken, bulunduğu yerin çevresini şekillendiren, manzarası olan prestijli binalardır (Koster vd., 2014: 126). Ofis binalarının yüksek katları da manzarasının olması gibi özelliklerden dolayı diğer katlara göre daha fazla değerlendirilmektedir. Bu nedenle, kat\_sayısı ve kat16\_kat20 değişkenlerinin ofis kirası üzerindeki pozitif etkileri beklenen etkilerdir.

Ofisin oda sayısındaki (oda\_sayısı) artış, ofis kirasını %5,5 arttırmaktadır. Toplam etkinin %3,5'i doğrudan etkilerden, %2'si ise dolaylı etkilerden gelmektedir. Başka bir deyişle, i. mekânda ofisin oda sayısındaki artış i. mekânda ofis kirasını %3,5 artırırken, diğer mekânlarda ofisin oda sayısındaki artış i. mekânda ofis kirasını %2 oranında arttırmaktadır. Bir ofis alanındaki oda sayısı ofis alanı özelliklerinden olup, oda sayısındaki artış ofis kiracılarına daha etkin kullanım sağlayabileceğinden ofis kirasını pozitif etkilemektedir.

Ofisin bulunduğu binada otoparkın olması (otopark), ofis kirasını yaklaşık %5 oranında arttırmaktadır. Bu artışın %3'ü doğrudan etkilerden, %2'si dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Benzer şekilde, ofisin bulunduğu binada güvenlik hizmetinin (güvenlik) olması ofis kirasını %9,43 oranında arttırmaktadır. Bu artışın %6,08'i doğrudan etkilerden, %3,35'i dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Ofis binasının otopark, güvenlik hizmeti gibi

olanaklarının olması ofis alanının kalite göstergesidir. Bu nedenle, ofis binasındaki olanakların her birinin ofis kirası üzerinde pozitif etkilerinin olması beklenmektedir.

Ofisin bulunduğu binanın A sınıfı olması (bina\_tipi) ofis kirasını %20,68 oranında arttırmaktadır. Bu artışın %12,75'i doğrudan etkilerden, %7,93'ü dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Ofis binasının A sınıfı olması, ofislerin kiralarını arttıran önemli bir faktördür. Bina Sahipleri ve Yöneticileri Kurulu'su'na (BOMA) göre A sınıfı ofis binaları bölgedeki ortalama kira bedelinin çok üzerinde değere sahip olan en prestijli yapılarıdır. Bu sınıftaki ofislere ulaşım kolaydır, ortalamanın üstünde hizmet alanlarına ve yönetime sahip binalardır ve mekânlarda yüksek kalitede mimari ve iç mimari malzemeler ile son teknoloji kullanılır. Bir ofis binasının A sınıfı olabilmesi için gerekli kriterler bölgeden bölgeye, ülkeden ülkeye farklılık gösterse de ofis alanının A sınıfı bir ofis binasında bulunması ofis kirasını önemli ölçüde artırabilir.

Ofisin boğaz manzarasının olması (boğaz\_manzarası) ofis kirasını %17,82 oranında arttırmaktadır. Bu artışın %11,07'si doğrudan etkilerden, %6,75'i dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Ofis binasının fiziksel özelliklerini yansıtan bu değişken İstanbul Ofis Piyasası'nda ofis kiralarını pozitif yönde etkileyen önemli değişkenlerden biri olarak bulunmuştur. Ofisin boğaz manzarasının olması, ofisin bulunduğu çevreyi çekici kılan özelliklerden biridir. Bu nedenle, boğaz manzarasının ofis kiralarını artırması beklenen bir sonuçtur.

Ofisin bulunduğu semtteki konutların ortalama birim kirasındaki (ort\_birim\_kira) 1₺/m<sup>2</sup>'lik artış, ofis kirasını %0,7 arttırmaktadır. Bu artışın %0,40'ı doğrudan etkilerden, %0,30'u dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Buna göre, i. mekânda ofisin bulunduğu semtteki konutların ortalama birim kirasındaki 1₺/m<sup>2</sup>'lik artış i. mekânda ofis kirasını %0,40 artırırken, diğer mekânların bulunduğu semtlerdeki konutların ortalama birim kirasındaki 1₺/m<sup>2</sup>'lik artış i. mekânda ofis kirasını %0,30 arttırmaktadır. Ofisin bulunduğu semtteki konutların ortalama birim kira değerinin yüksekliği, ofisin bulunduğu çevrenin kalitesinin bir göstergesidir ve ofislerin komşuluk özelliği olarak ele alınabilir. Ofisin bulunduğu çevrenin kalitesinin yüksek olması, kiracıların o mekândaki ofis seçimini olumlu yönde etkileyebilir.

Ofisin bulunduğu semtteki konutların amortisman süresindeki (ort\_amortisman\_suresi) 1 yıllık artış, ofis kirasını %1,2 arttırmaktadır. Bu artışın %0,80'i doğrudan etkilerden, %0,40'ı dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Buna göre, i. mekânda ofisin bulunduğu semtteki konutların ortalama amortisman süresindeki 1 yıllık artış i. mekândaki ofis kirasını %0,80 artırırken, diğer mekanlarda ofisin bulunduğu semtteki konutların ortalama amortisman süresindeki 1 yıllık artış i. mekânda ofis kirasını %0,40 arttırmaktadır. Belli bir bölgede gayrimenkullerin ortalama amortisman süresinin uzunluğu, o bölgedeki gayrimenkullerin kullanım süresinin uzunluğunun ve gayrimenkullere yapılacak yatırımın karlılığının bir göstergesidir. Gayrimenkullerin kullanım süresinin uzunluğu yüksek kalitede yapı standartlarını gerektirir. Ofislerin bulunduğu semtlerde konutların ortalama amortisman süresinin yüksek olması, o semtlerdeki gayrimenkullerin yüksek standartlara göre inşa edildiğinin bir göstergesi olabilir. Bu nedenle, ort\_amortisman\_suresi değişkeni ofislerin

bulunduğu çevrenin kalite göstergesi yani bir komşuluk özelliği olarak ele alınabilir. Sonuç olarak ofislerin çevre kalitesindeki artışın ofis kiralalarını arttırması beklenmektedir.

Ofis alt piyasalarında ortalama boşluk oranındaki (ort\_boşluk\_oranı) %1'lik artış, ofis kirasını %42,5 düşürmektedir. Bu azalışın %27,2'si doğrudan etkilerden, %15,3'ü dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Buna göre, i. alt piyasada ofislerin ortalama boşluk oranındaki %1'lik artış i. alt piyasada ofis kirasını %27,2 düşürürken, diğer alt piyasalarda ofislerin ortalama boşluk oranındaki %1'lik artış i. alt piyasada ofis kirasını %15,3 düşürmektedir. Kempf (2015)'e göre durgun ofis piyasalarında yüksek boşluk oranları, kiracıların pazarlık gücünün artmasına neden olarak ofis sahiplerinin kiralarda önemli indirimler yapmasına neden olmaktadır. Ozus (2009), İstanbul Ofis Piyasası için yaptığı çalışmada ortalama boşluk oranındaki artışın ofis kirasını negatif etkilediği sonucuna ulaşmıştır, ancak lokal düzeyde olmayan ofis binalardaki boşluk oranlarının ofis kiralalarını pozitif etkilediğini göstermiştir.

En yakın havaalanından her 1km'lik uzaklaşma ofis kirasını %0,70 düşürmektedir. Bu düşüşün %0,40'ı doğrudan etkilerden, %0,30'u dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Buna göre, i. mekânda ofisin en yakın havaalanından her 1 km uzaklaşmasında i. mekândaki ofis kirası %0,40 oranında, diğer mekânlarda ofisin en yakın havaalanından her 1 km uzaklaşmasında, i. mekândaki ofis kirası %0,30 oranında düşmektedir. Çalışmada en yakın havaalanına uzaklık (havaalanı\_uzaklık) değişkeni ofislerin mekânsal özelliklerinin ofis kiralaları üzerine olan etkisini incelemek amacıyla modele dâhil edildi. Havaalanı gibi ulaşım noktalarına yakınlık ofis binalarına kolay ulaşılabilirliğin bir göstergesi olduğundan havaalanından uzaklaşma ofis kiralalarını negatif yönde etkileyebilmektedir.

Merkezi iş alanından her 1km'lik uzaklaşma ofis kirasını %0,90 düşürmektedir. Bu düşüşün %0,60'ı doğrudan ve %0,30'u dolaylı etkilerden kaynaklanmaktadır. Başka bir deyişle, i. mekânda ofisin merkezi iş alanından her 1km'lik uzaklaşması i. mekânda ofis kirasını %0,60 düşürürken, diğer mekânlarda ofisin merkezi iş alanından her 1km'lik uzaklaşması i. mekânda ofis kirasını %0,30 düşürmektedir. Merkezi iş alanına uzaklık değişkeni (merkezi\_iş\_alanı\_uzaklık) ofislerin mekânsal özellikleri arasında yer almaktadır. Merkezi iş alanı ofis çalışanlarının yoğun olduğu bir bölge olması nedeniyle, firmalar tarafından ofis yeri olarak tercih edilen bir bölgedir. Merkezi iş alanı, ofis çalışanlarının yanı sıra müşterilerin ve tedarikçilerin de en yoğun olduğu bölgedir. Dolayısıyla merkezi iş alanından uzaklaşmak firmalar arası iletişimin sürdürülmesiyle ilgili seyahat maliyetlerinin artmasına neden olacaktır (Kempf, 2015: 80). Sonuç olarak, merkezi iş alanından uzaklaşma ofis kiralaları üzerinde negatif etkiye neden olabilir.

SLM'ye alternatif olarak önerilen bir başka model de MESS modelidir. Özellikle büyük boyutlu mekânsal verilerin kullanıldığı çalışmalarda, mekânsal ağırlık matrisi de büyük boyutlu olacağından SLM'nin ML yöntemi ile tahminindeki zorluklar artacaktır. Mekânsal ağırlık matrisindeki sıfır olmayan ağırlıkların daha yoğun olması durumunda SLM'nin tahminindeki zorluklar daha da artacaktır (Arbia, 2014: 167-168). Bu çalışmada kullanılan veri setinin de büyük boyutlu olması ve mekânsal modellerin büyük boyutlu ağırlık matrisi ( $=W_{2348 \times 2348}$ ) kullanılarak tahmin edilmesi nedeniyle SLM'ye alternatif olarak

MESS modeli tahmin edilmiştir. Buna göre, SLM'nin tahmin sonuçlarına karşılık gelen MESS modelinin tahmin sonuçlarına Tablo 5'te yer verilmiştir.

**Tablo: 5**  
**SLM ve MESS Modeli Tahmin Sonuçları**

	SLM	MESS
sabit	1,743*** (21,384)	1,769*** (43,620)
m <sup>2</sup>	0,001*** (35,150)	0,001*** (35,472)
kat_sayısı	0,002*** (3,012)	0,002*** (3,031)
oda_sayısı	0,035*** (14,943)	0,035*** (14,987)
kat16_kat20	0,049** (1,983)	0,049* (1,969)
otopark	0,031** (2,077)	0,031** (2,082)
güvenlik	0,059*** (4,154)	0,059*** (4,176)
bina_tipi	0,120*** (8,802)	0,119*** (8,783)
boğaz_manzarası	0,105*** (4,541)	0,103*** (4,494)
ort_birim_kira	0,004*** (8,259)	0,004*** (8,977)
ort_amortisman_suresi	0,008*** (6,786)	0,007*** (6,904)
ort_boşluk_oranı	-0,272*** (-2,603)	-0,271*** (-2,609)
havaalanı_uzaklık	-0,004*** (-3,974)	-0,004*** (-4,033)
merkezi_iş_alanı_uzaklık	-0,006*** (-6,346)	-0,006*** (-6,607)
AIC	-432,82	-436,598
LogLik.	232,409	234,299
ρ	0,369*** (16,788)	0,360***
α		-0,447*** (-14,413)

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Bütün modeller log-dog formda tahmin edilmiştir. Parantez içindeki değerler katsayı tahminlerine karşılık gelen z istatistikleridir.  $\alpha = \ln(1-\rho)$  ilişkisinden elde edilmektedir.

‡ SLM modeline ait katsayı tahminleri doğrudan etkileri göstermektedir.

SLM'nin MESS spesifikasyonu R programının 3.6.1 versiyonu kullanılarak tahmin edilmiştir. MESS'e ait doğrudan etkiler ile SLM'ye ait doğrudan etkiler karşılaştırılabildiğinden çalışma boyunca karşılaştırmalar doğrudan etkiler üzerinden yapılmıştır.

Tablo 5'te SLM'ye alternatif olarak tahmin edilen MESS modeli tahmin sonuçları incelendiğinde, SLM ve MESS için katsayı tahminlerinin ve bu tahminlere karşılık gelen z istatistiklerinin neredeyse aynı olduğu gözlemlenir. Lesage ve Pace (2009), MESS modelinin performansını diğer mekânsal modellerle karşılaştırmak amacıyla Monte Carlo simülasyon çalışması yapmıştır. 100 denemenin yapıldığı simülasyon çalışmasında değişen  $\rho$  değerleri için SLM ve değişen  $\alpha$  değerleri için MESS modeli tahmin edilerek katsayı tahminlerinin ortalaması ve standart sapması elde edilmiştir. SLM ve MESS veri üretme süreçlerine ait katsayı tahminlerinin neredeyse aynı ortalama ve standart sapma ile dağıldığını göstermişlerdir. Sonuç olarak, alternatif olarak önerilen MESS modeli SLM'ye zıt çıkarımlar üretmeyen, tahminlerin güvenilirliğinden ödün vermeden büyük veri setleri için mekânsal modellerin daha kolay tahmin edilmesini sağlamaktadır.

## 6. Sonuç

Değerleme uzmanları ve yatırımcılar ticari gayrimenkullerin değerlendirme sürecinde gayrimenkulün sahip oldukları özellikler kadar çevresindeki gayrimenkullerin satış fiyatları/kira değerleri ve özelliklerini de dikkate alırlar. Değerleme sürecinde etkili olan bu faktörler, belli bir mekândaki ticari gayrimenkullerin satış fiyatları/kira değerleri ve çevresindeki diğer gayrimenkullerin satış fiyatları/kira değerleri ile özellikleri arasında ilişki olmasına neden olur. Ticari gayrimenkul değerlemelerinde mekânsal etkileşim ya da mekânsal bağımlılık olarak adlandırılan bu tür ilişkinin, gayrimenkul değerlendirme modellerinde dikkate alınması gerekir. Ticari gayrimenkul değerlendirme modelleri ile ilgili önceki çalışmalar incelendiğinde, mekânsal bağımlılık etkisinin genel olarak dikkate alınmadığı ve geleneksel regresyon modellerinin kullanıldığı gözlemlenir. Mekânsal bağımlılık etkilerini mekânsal modeller ile dikkate almak mümkündür, ancak son yıllarda mekânsal veri setlerinin boyutundaki büyüme bu modellerin tahminini zorlaştırarak, bazı tahmin problemlerinin ortaya çıkmasına neden olmuştur. Tahmin problemlerinin üstesinden gelmek amacıyla klasik mekânsal modellere alternatif olarak üstel mekânsal matris tanımı ile mekânsal modeller geliştirilmiştir.

Bu çalışmada İstanbul Ofis Piyasası için ofis kira değerlerini belirleyen faktörleri incelemek amacıyla hedonik ofis kira modeli geliştirilmiştir. Geliştirilen hedonik kira modeli, geleneksel ya da standart hedonik ofis kira modellerinden farklı olarak ofis kiralarındaki mekânsal bağımlılığı da dikkate almaktadır. Model tahminlerinden önce uygulanan mekânsal tanı testleri sonucunda ofis kiralarında mekânsal bağımlılık olduğuna karar verilmiştir. Mekânsal bağımlılık etkilerini dikkate alan çeşitli mekânsal modeller tahmin edilerek, ilişkiyi açıklamada en yüksek performansa sahip modeli belirlemek amacıyla modellere ait bazı istatistiksel ölçüler arasında karşılaştırma yapılmış ve en uygun modelin mekânsal gecikme modeli olduğuna karar verilmiştir. Doğrudan ve dolaylı etkileri incelemeye olanak sağlayan mekânsal gecikme modelinin tahmin sonuçları, ofis kiraları üzerinde ofislerin kendi özellikleri ile birlikte yakın çevresindeki ofislerin kira değerlerindeki ve sahip oldukları özelliklerdeki değişimlerin etkili olduğunu göstermiştir. Doğrudan ve dolaylı etki katsayıları incelendiğinde, İstanbul'daki ofislerin kira değerleri üzerinde en etkili ilk üç değişken sırasıyla ort\_boşluk\_oranı, bina\_tipi ve boğaz\_manzarası olarak belirlenmiştir. Son olarak, 2348 ofise ait gözlem değerlerinin yer aldığı veri setinin büyük boyutlu olması nedeniyle üstel mekânsal matris modeli tahmin edilerek sonuçları mekânsal gecikme modelinin tahmin sonuçları ile karşılaştırılmış ve tüm tahmin katsayılarının neredeyse aynı olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Önceki çalışmalardan farklı olarak, İstanbul Ofis Piyasası için ofis kiraları ilk kez mekânsal bağımlılık etkisi ve verinin boyutu dikkate alınarak modellenmiştir. Bu yaklaşım ile hem yakın çevredeki ofislerin kira değerleri ve özelliklerindeki değişim dikkate alınmış hem de model tanımlamalarında önemli değişken dışlanmasından kaynaklanan problemlerin önüne geçilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular, önemli bir değişkenin dışlanması sonucu modelin yanlış tanımlanmasından kaynaklanan sapmalı tahmin sonuçlarını ve ofis kira belirleyicileri ile ilgili yanıltıcı çıkarımları engellemek için, İstanbul Ofis Piyasası için

yapılacak ofis kira modellerinde mekânsal bağımlılık etkisinin dikkate alınması gerektiğini göstermiştir.

### Kaynaklar

- Anselin, L. (1988), "Model Validation in Spatial Econometrics: A Review and Evaluation of Alternative Approaches", *International Regional Science Review*, 11(3), 279-316.
- Anselin, L. & A.K. Bera (1998), "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics", in: A. Ullah & D.E.A. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York: Marcel Decker, Inc., 237-289.
- Anselin, L. & A.K. Bera & R. Florax & M.J. Yoon (1996), "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77-104.
- Arbia, G. (2014), *A Primer for Spatial Econometrics: With Applications in R*, Palgrave Texts in Econometrics Series.
- Bell, K.P. & N.E. Bockstael (2000), "Applying the Generalized-Moments Estimation Approach to Spatial Problems Involving Micro-Level Data", *Review of Economics and Statistics*, 82(1), 72-82.
- Burridge, P. (1980), "On the Cliff-Ord Test for Spatial Correlation", *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 42(1), 107-108.
- Chegut, A.M. & P.M. Eichholtz & P.J. Rodrigues (2015), "Spatial Dependence in International Office Markets", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 51(2), 317-350.
- Chiu, T.Y. & T. Leonard & K.W. Tsui (1996), "The Matrix-Logarithmic Covariance Model", *Journal of the American Statistical Association*, 91(433), 198-210.
- Cliff, A. & K. Ord (1972), "Testing for Spatial Autocorrelation among Regression Residuals", *Geographical Analysis*, 4(3), 267-284.
- Debrezion, G. & J. Willigers (2008), "The Effect of Railway Stations on Office Space Rent Levels: The Implication of HSL South in Station Amsterdam South Axis", in: F. Bruinsma & E. Pels & H. Priemus & P. Rietveld & B. van Wee (eds.), *Railway Development: Impacts on Urban Dynamics*, Heidelberg: Physica-Verlag, 265-293.
- Elhorst, J.P. (2014), *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, New York: Springer.
- Kelejian, H.H. & I.R. Prucha (1998), "A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating A Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), 99-121.
- Kempf, S. (2015), *Development of Hedonic Office Rent Indices: Examples for German Metropolitan Areas*, Wiesbaden: Springer Gabler.
- Koster, H.R. & J. van Ommeren & P. Rietveld (2014), "Is the Sky the Limit? High-Rise Buildings and Office Rents", *Journal of Economic Geography*, 14(1), 125-153.
- LeSage, J.P. & R.K. Pace (2007), "A Matrix Exponential Spatial Specification", *Journal of Econometrics*, 140(1), 190-214.
- LeSage, J. & R.K. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, New York: Chapman and Hall/CRC.
- LeSage, J. & R.K. Pace (2010), "Spatial Econometrics Models", in: M.M. Fischer & A. Getis (eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*, Heidelberg: Springer-Verlag.

- Nappi-Choulet Pr, I. & T.P. Maury (2009), "A Spatiotemporal Autoregressive Price Index for The Paris Office Property Market", *Real Estate Economics*, 37(2), 305-340.
- Osland, L. (2010), "An Application of Spatial Econometrics in Relation to Hedonic House Price Modeling", *Journal of Real Estate Research*, 32(3), 289-320.
- Öven, V.A. & D. Pekdemir (2006), "Office Rent Determinants Utilising Factor Analysis-A Case Study for Istanbul", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 33(1), 51-73.
- Ozus, E. (2009), "Determinants of Office Rents in The Istanbul Metropolitan Area", *European Planning Studies*, 17(4), 621-633.
- Moran, P.A. (1950), "A Test for The Serial Independence of Residuals", *Biometrika*, 37(1/2), 178-181.
- Pekdemir, D. & V. Dökmeçi (2011), "İstanbul Ofis Kira Tahmin Modeli Geliştirilmesi", *ITU Journal Series A: Architecture, Planning, Design*, 10(1), 51-60.
- Tobler, W. (1970), "A Computer Movie Simulating Urban Growth in The Detroit Region", *Economic Geography*, 46(sup 1), 234-240.
- Tu, Y. & S.M. Yu & H. Sun (2004), "Transaction-Based Office Price Indexes: A Spatiotemporal Modeling Approach", *Real Estate Economics*, 32(2), 297-328.
- <<https://www.endeksa.com>>, 31.03.2018.
- <<https://propin.com.tr>>, 31.03.2018.
- <<https://www.hurriyetemlak.com>>, 31.03.2018.
- <<https://www.sahibinden.com>>, 31.03.2018.