

Türkiye’de Çevre Harcamalarının İklim Değişikliği Üzerindeki Etkisinin Mekânsal Veri Analizi ile Modellenmesi

Ayşe Esra PEKER* Aysel YÜKSEL**

ÖZ

Son yıllarda iklim değişikliği ve küresel ısınma dünya gündeminin ilk sıralarında yer alan konuların başında gelmektedir. Daha önceleri fark edilemeyen değişim küresel bir olguya dönüşerek gözle görülmür bir hal almıştır. Yüzey sıcaklıkların küresel boyutta artış göstermesi ekosistemin dengesinin bozulmasına, deniz seviyesinin yükselmesine, kar ve buz örtüsünün eriyerek alanlarının daralmasına, salgın hastalıkların hızla artmasına doğrudan ve dolaylı olarak insanların sosyoekonomik yaşamını etkilemeye başlamıştır. Bu dönüşüm süreci gelişmişlik düzeyi ne olursa olsun, ekonomiler üzerinde ciddi maliyetleri de beraberinde getirmiştir. Dünya ekonomisine farklı boyutta baskı uygulayan bu olgu son yıllarda ekonomileri uluslararası perspektiften ulusal boyuta hatta yerelden bölgele yeni çevre politikaları oluşturmasına yönlendirmiştir. Çalışmada Türkiye’de yerel yönetimler tarafından gerçekleştirilen çevre harcamalarının ve tehlikeli madde bertarafına yönelik yaptıkları çalışmaların hava kalitesi üzerinde nasıl bir etki oluşturduğu konusunda mekânsal bir analiz yapılmıştır. Çalışmada 2019 yılı esas alınmış ve değişkenlerin mekânsal dağılımı LİSA istatistiği yardımıyla ortaya koyulmuştur. Çalışma 81 ili esas alınmıştır. Ayrıca çalışmada mekânsal veri analizi ile değişkenlerin 2019 yılı için hava kalitesine etkisi uygun model belirlenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre yerel yönetimler tarafından yapılan çevre harcamalarının hava kalitesini olumsuz yönde etkilediği, iklim değişikliği farkındalığının yüksek olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Küresel Isınma, İklim Değişikliği, Yerel Yönetimler, Mekânsal Analiz
JEL Sınıflandırması: M31, Q20, Q30

The Impact of Climate Change on Enviroment Expenditure in Turkey with Spatial Data Analysis

ABSTRACT

Climate change and global warming have been at the forefront of the world's agenda in recent years. The change, that could not be noticed, before has turned into a global phenomenon and has become visible. The global increase in surface temperatures has started to affect the socioeconomic life of people directly and indirectly, deteriorating the balance of the ecosystem, rising sea level, shrinking the areas of snow and ice cover by melting, and the rapid increase of epidemic diseases. Regardless of the level of development, this transformation process has brought serious economic costs on economies. This phenomenon, which puts pressure on the world economy in different dimensions, has led economies to create new environmental policies from an international perspective to a national one and even from local to regional in recent years. In this context, in this study, it is aimed to make a spatial analysis on the effect of environmental expenditures made by local governments and their work on hazardous substance disposal on air quality. The study was based on

* Dr. Öğr. Üyesi, Fırat Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü. email: esrapeker@firat.edu.tr, ORCID Bilgisi:0000-0002-0237-2196

** Fırat Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Bölümü, email: ayselyks23@gmail.com, ORCID Bilgisi: 0000-0002-1867-3778

2019 and the spatial distribution of the variables was aimed to be revealed with the help of LISA statistics. The study is based on 81 provinces. In addition, in the study, the effect of the variables on the air quality for 2019 with spatial data analysis was determined according to the appropriate model, so the effects of the expenditures and activities on the air quality were evaluated and the results were desired to be revealed.

Key Words: Global Warming, Climate Change, Local Governments, Spatial Analysis

JEL Classification: M31, Q20, Q30

GİRİŞ

19. yüzyılda ilk olarak Avrupa’da ortaya çıkan ve sonrasında tüm dünyaya yayılan sanayi devrimi, toplumsal gelişmeyi yeni bir aşamaya taşımıştır. Sanayi toplumunun en önemli özelliklerinden biri sanayi mallarında fosil kaynak kullanımına dayalı olarak üretimin artmasıdır. Bu süreç istihdam, tüketim ve üretim bakımından birçok olumlu değişimlerin yaşanmasına neden olurken diğer taraftan sera gazı salınımını hızlı bir şekilde artırmıştır. Sera gazlarının küresel ısınmadaki payının fazla olması sera etkisini meydana getirmiştir. Sera etkisi; dünyadan uzaya yansıtılan görünmez dalga boyundaki güneş ışınlarının, atmosferde bulunan başka karbondioksit, su buharı ve metan olmak üzere diğer sera gazları tarafından tutulması ve böylece dünyanın beklenenden daha fazla ısınması olarak tanımlanmaktadır (Boyras, 2019:3-5).

Doğal kaynaklara olan talebin artması ile birlikte uluslararası ticaret ve üretim kapasitesi artmış, sanayileşme beraberinde hızlı nüfus artışını ve kentleşmeyi tetiklemiş, küreselleşmenin de etkisiyle pek çok çevresel problemler ortaya çıkmaya başlamıştır (Keleş, 2002: 21-22). Doğal kaynakların geri dönülemez boyutta tükenmesinin yanı sıra iklim değişikliği, çevresel kirlilik, biyolojik çeşitliliğin azalması ve çölleşme gibi birçok ekolojik sorun küresel ölçekte problemlere yol açmıştır. Özellikle son yıllarda toplumların karşı karşıya kaldığı sorunların başında; iklim değişikliği gelmektedir. Ağırlıklı olarak insan faaliyetleriyle ortaya çıkan sera gazı emisyonlarının atmosferde birikmesiyle, iklimde ciddi değişimler yaşanmıştır. Bu değişim son yüzyılda insanoğlunun karşı karşıya kaldığı problemlerin en başında gelmekte olup canlı hayatını etkileyebilecek bir boyuta ulaşmıştır.

Çevresel sorunlar dünya gündeminde hiçbir zaman küresel ısınma kadar önemli ölçüde yer almamıştır. Küresel ısınmaya genel bir bakış açısıyla bakıldığında dünyada var olan bütün çevresel sorunlara nazaran daha fazla tartışılmış, etkileri ve nedenleri üzerine yoğunlaşmış ve çalışmalar yürütülmüştür. Küresel sorun olması sebebiyle çözümlerinde küresel üretilmesi gerektiği gerçeği de göz önünde bulundurularak kurumsal ve küresel ölçekte adımlar atılmaya çalışılmıştır. Bu bağlamda çalışmada iklim değişikliğinin yerel yönetimler üzerinde çevre harcamalarını nasıl etkilediği konusu irdelenmiştir. Çalışmada Türkiye’nin iklim değişikliğine uyum stratejileri yer verilerek yerel yönetimlerin iklim değişikliği konusundaki algılarının yerel yönetimler üzerinde etkisi mekânsal veri analizi ile ortaya konulmuştur.

I. MEKANSAL KÜMELEME MODELİNE AİT MORAN I VE LİSA İSTATİSTİKLERİ

A. Veri seti

Çevre sorunları yerel yönetimlerin doğrudan kapsamı içerisinde değerlendirilmektedir. Mikro ve makro ölçekte yerel yönetimler çevre ve atık yönetimi açısından önemli boyutta etkilenmektedir. Bir başka ifade ile yerel yönetimler ile çevreyi soyutlamak ve ayırıştırmak mümkün değildir (Keleş ve Hamamcı, 2005). Atık yönetimi anlayışı, kaynakların etkin kullanımı ve geri kazanımı esas alan sürdürülebilir bir kavramdır (Akdoğan ve Güleç, 2007). Geri kazanım ve geri dönüşüm anlayışına dayanan atık yönetiminin yerel yönetimler üzerindeki etkisinin esas alan çalışmada kullanılan veri seti, Çevre, Şehircilik ve İklim Değişikliği Bakanlığı (ÇSB) 2019 yılı verilerinden derlenmiştir (ÇSB,2019). Çalışmada NUTS3 kapsamında hava kalitesi belirleyicilerinin etkisi açıklanmak üzere mekansal ekonometrik analiz yöntemi esas alınmıştır. Birim boyutunun mekânsal olması bölgeler arasında komşuluk ilişkilerini muhtemel kılmaktadır. Bu bağlamda kalıntılar arasında mekânsal korelasyon görülme olasılığı ortaya çıkarılabilemesi için yapılan ekonometrik modellemede mekânsal korelasyonları dikkate almaktadır.

Bu amaçla çalışmada kullanılan değişkenler ve değişken dönüşümleri aşağıdaki Tablo 1’de özetlenmektedir.

Tablo 1. Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Değişkenlerin açıklaması	Yıl
latık	Tehlikeli Atıkların Bertaraf Yöntemine Göre Dağılımı (Maden Atıkları Hariç) (Ton/Yıl)	2019
lpm10	Hava Kalitesi Parametreleri Yıllık Ortalama Ölçüm Rakamları ($\mu\text{g}/\text{m}^3$) (1 saatlik)	2019
env	Belediyelerde harcama türlerine göre çevresel harcamaların payı (Cari+Yatırım harcamaları)	2019

Çalışmada kullanılan değişkenler env değişkeni hariç logaritmik forma dönüştürülmüş ve 2019 yılı esas alınmıştır. TÜİK istatistiklerinden toplanan veriler mekânsal ekonometrik modelin oluşturulmasında kullanılmış ve analizler STATAT 15.0 ekonometrik paket programında gerçekleştirilmiştir. Analizlerde, literatürde en sık kullanılan ve sınırdışıya bağlı ağırlıklandırma başlığında değinilen vezir komşuluğu kullanılmıştır.

B. Moran I ve LİSA istatistik sonuçları

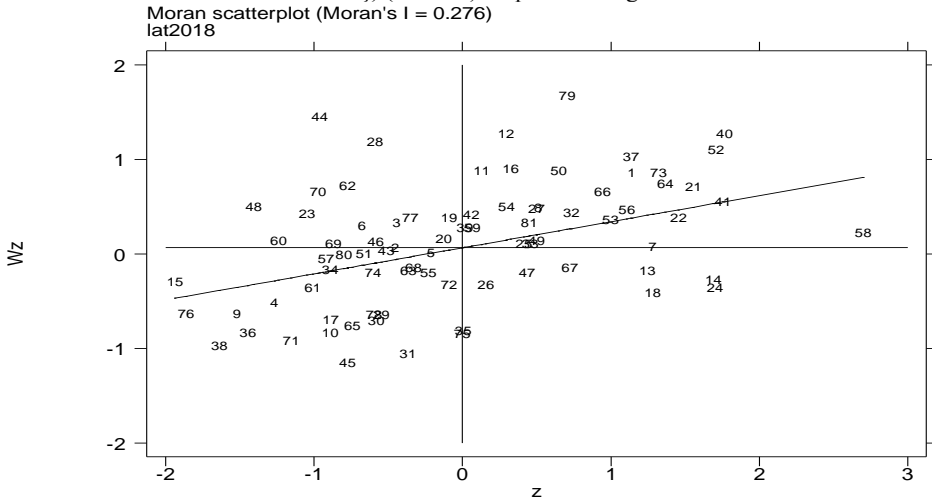
Mekânsal veri analizi (ESDA), verilerin mekânsal özelliklerine odaklanmaktadır (Anselin, 1996). Mekânsal veri analizleri, verilerin mekânsal olarak dağılımının görselleştirilmesine imkan vermektedir. Örnek dışı lokasyonları (spatial outliers) olarak tanımlanırken, mekânsal ilişkili örnekler (spatial clusters) olarak tanımlanmaktadır. Ayrıca mekânsal durağan olan veya durağan olmayan ve farklı mekânsal durumlara öneride bulunmaya ve açıklamaya yardımcı olmaktadır (Anselin, 1998: 258).

Çalışmada esas alınan mekânsal veri analizi kapsamında mekânsal oto-korelasyon (Global Moran’s I) ve lokal mekânsal oto-korelasyon (Local Indicators of Spatial Associations-LISA) teknikleri kullanılmıştır. Mekânsal verinin

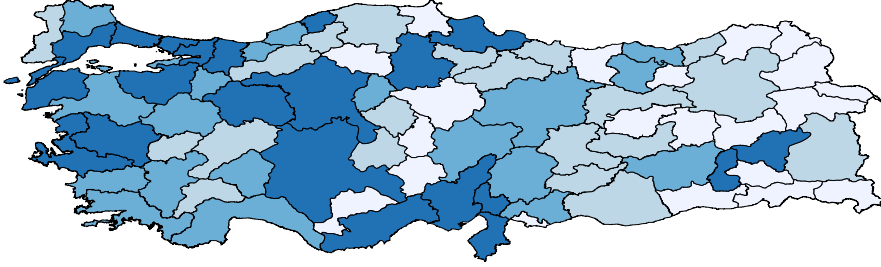
modellemesi en küçük kareler yöntemi (OLS) ve lokal regresyon analizi olan coğrafi ağırlıklı regresyon (GWR) modelleri temeline dayanmaktadır. Mekânsal otokorelasyon belirlenen bir alandaki nesnelere benzerliği veya mekânsal bir olgunun mekanda kendisi ile korelasyon ilişkisini ölçmektedir (Cliff ve Ord 1973, 1981). Lokal mekânsal otokorelasyon ise belirli bir bölge ile etrafındaki komşuları arasında ilişkiyi ölçmek için kullanılmaktadır. Global mekânsal otokorelasyon (Global Moran’s I) analizi mekânsal örüntüye yönelik bilgi vermektedir (Anselin, 1995; Getis ve Ord, 1996).

Çalışmada kullanılan bir başka teknik ise LİSA (Local Indicators of Spatial Association) istatistiğidir. LISA, yerel ölçekte mekânsal otokorelasyon değerinin hesaplanmasında kullanılan bir istatistiktir. Bir başka ifade ile her alan için ayrı mekânsal otokorelasyon değeri hesaplanmaktadır (Wong ve Lee, 2005; Cliff ve Ord, 1973, 1981). Her lokasyon için, ayrı LISA değerlerinin hesaplanması komşularla birlikte benzer değerlere sahip alanların hesap edilmesi açısından oldukça etkin bir yöntem olarak kabul edilmektedir. Şekil 1’de 2019 yılına ait tehlikeli atıkların bertaraf yöntemine göre dağılımı serpilme grafiğine yer verilmiştir.

Şekil 1. 2019 yılına ait Tehlikeli Atıkların Bertaraf Yöntemine Göre Dağılımı (Maden Atıkları Hariç) (Ton/Yıl) Serpilme Grafiği



Şekil 1’de yer alan Moran saçılma grafiğindeki regresyon çizgisinin eğimi 0.276 olarak hesaplanmıştır. Moran I değerinin 0.276 olarak bulunması tehlikeli atıkların bertaraf edilmesi açısından pozitif yönlü bir mekânsal otokorelasyon olduğunu ifade etmektedir. Bir başka ifade ile Moran I istatistiği pozitif mekânsal otokorelasyonu gösteren bir pozitif ilişkinin olduğunu ifade etmektedir. Mekânsal kümeleme analizinde oluşturulan haritalar verilerin mekânsal etkisi konusunda önsel bilgi veren önemli bir araçtır. Burada mekânsal dağılım haritası verilen belediyelere ait çevresel harcamaların dağılımının rassal olup olmadığı belirlenmiştir. Harita 1’de LISA yöntemine göre tehlikeli atıkların bertaraf yöntemine göre dağılımı haritada gösterilmiştir.

Harita 1. 2019 yılı için LISA yöntemine göre tehlikeli atıkların bertaraf yöntemine göre dağılımı haritalama

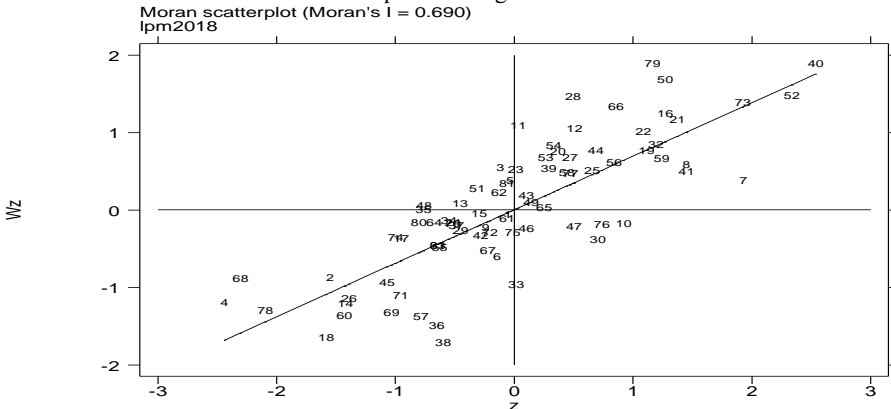
2019 yılı için LISA analizi sonucuna göre tehlikeli atıkların bertaraf yöntemine illere göre dağılımı Tablo 2’de verilmektedir.

Tablo 2. 2019 Yılına Ait LISA Analizi Sonucuna Göre Tehlikeli Atıkların Bertaraf Yöntemine Göre Dağılımı

Yüksek yüksek	Düşük Düşük	Yüksek Düşük	Düşük Yüksek
Adana, Bursa, Hatay, İstanbul, Kocaeli, Tekirdağ	Ağrı, Ardahan, Bayburt, Bingöl, Gümüşhane, Iğdır, Tunceli, Erzincan, Hakkari, Kars, Şırnak	Çorum	Karaman, Niğde, Yalova

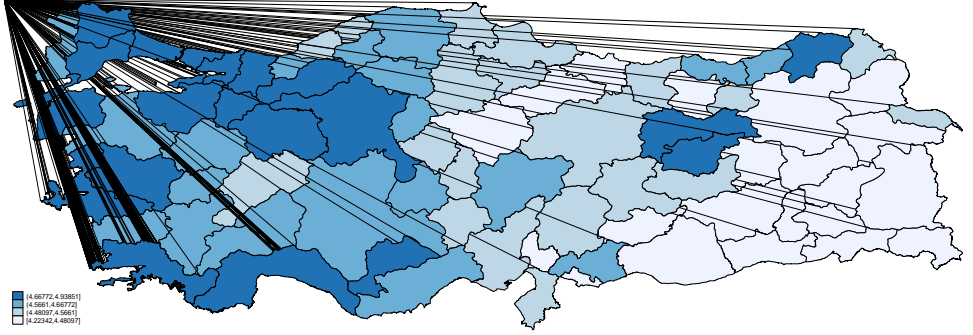
Tablo 2’de görüldüğü üzere Adana, Bursa, Hatay, İstanbul, İzmir, Kocaeli, Osmaniye ve Tekirdağ’da tehlikeli madde bertarafı yüksekken komşularında da yüksektir. Ağrı, Ardahan, Bayburt, Bingöl, Gümüşhane, Iğdır, Tunceli, Erzincan, Hakkari, Kars ve Şırnak İllerinde ise bertaraf düzeyi düşük komşu illerinde düşük seviyede gerçekleşmektedir. Çorum ilinde bertaraf düzeyi yüksek iken komşu illerde düşük; Karaman, Niğde ve Yalova illerinde ise bertaraf düzeyi düşükken komşu illerde yüksek seviyede gerçekleşmektedir. Şekil 2’de 2019 yılına ait PM10 değerlerine göre dağılımı serpilme grafiğine yer verilmiştir.

Şekil 2’de yer alan Moran saçılma grafiğindeki regresyon çizgisinin eğimi 0.69 olarak hesaplanmıştır. Moran I değerinin 0.69 olarak bulunması tehlikeli atıkların bertaraf edilmesi açısından pozitif yönlü bir mekânsal otokorelasyon olduğunu ifade etmektedir. Bir başka ifade ile Moran I istatistiği güçlü bir pozitif ilişkinin olduğunu ifade etmektedir.

Şekil 2. 2019 yılına ait PM10 Değerlerine Göre Dağılımı (Maden Atıkları Hariç) (Ton/Yıl) Serpilme Grafiği

Harita 2’de LISA yöntemine göre tehlikeli atıkların bertaraf yöntemine göre dağılımı haritada gösterilmiştir.

Harita 2. 2019 yılına ait LISA yöntemine göre PM10 Değerlerine Göre Dağılımı Haritalama



LİSA analizi sonucuna göre 2019 yılına ait PM10 değerlerine göre dağılımı haritalaması Tablo 3’de verilmektedir.

Tablo 3. 2019 yılına PM10 Değerlerine Göre Ait LİSA Haritası Özet Tablosu

Yüksek yüksek	Düşük Düşük
Bursa, Ankara, Antalya, Çanakkale, Diyarbakır, Bilecik, Eskişehir, Bolu, İstanbul, Kırklareli, Kocaeli	Adıyaman, Iğdır, Batman, Kastamonu, Van, Bitlis, Mardin, Hakkari, Şanlıurfa, Siirt, Şırnak

Tablo 3’de görüldüğü üzere dağılım sadece yüksek yüksek yada düşük düşük bölgelerde gerçekleşmiştir. Ankara, Antalya, Çanakkale, Diyarbakır, Bilecik, Eskişehir, Bolu, İstanbul, Kırklareli ve Kocaeli illerinde havadaki PM10 değeri yüksek iken komşularında da yüksektir. Adıyaman Iğdır, Batman, Kastamonu, Van, Bitlis, Mardin, Hakkari, Şanlıurfa, Siirt ve Şırnak illerinde ise PM10 değeri -düşük olup komşu illerde de düşük seviyede gerçekleşmektedir. Bu sonuçlar göstermektedir ki PM10 kirleticilerine bağlı olarak hava kalitesinde mekânsal ilişkinin oldukça yüksek olduğudur. Bu bağlamda yapılan politikaların bölgesel nitelik taşıması gerekmektedir.

II. İKLİM DEĞİŞİKLİĞİNE YÖNELİK ÇEVRE HARCAMALARIN MEKANSAL MODELLEMESİ

Mekânsal ekonometri, ekonometrinin alt bilim dallarından biridir ve mekânsal etkilerin ekonometrik metotlarla modele aynı anda dâhil edilmesi şeklinde ifade edilir. Mekânsal ekonometri başka bir şekilde ifade edilirse, mekanlar arasındaki ilişkiyi ekonometrik modelin temel noktasına koyan bir yaklaşım şeklinde olduğu söylenebilir. Mekanlar arasında meydana gelen etkileşim heterojenlik ve bağımlılık özelliğine bağlı olarak mekânsal heterojenlik şeklinde gerçekleşebilir. Mekansal bağımlılık konumlar ve mesafelerle alakalıdır. Aralarındaki bu ilişki bazen sosyal veya ekonomik ağları bazen de coğrafi bir konumu açıklamaktadır. Bu yönüyle bakıldığında mekânsal ekonometri, coğrafi birimlerdeki iktisadi karar birimlerinin hareketlerine (dış alem, devlet, firmalar ve hanehalkı) göre çeşitli politikaların hazırlanması bakımından karşımıza etkin bir

metot olarak çıkmaktadır (Elhorst, 2011: 2). Mekânsal ekonometri birçok bilim dalı ile mekanlar arasındaki ilişkiyi ortaya koymasından önemlidir. Multidisipliner bir yaklaşım anlayışına dayanan mekânsal ekonometri istatistik, çevre bilimleri, ekonomi ve coğrafya gibi birçok alt bilim dalı ile de ilişkilidir (Tatlı, 2016:6).

Bir bölgede var olan değişkenin veya bir olgunun komşu bölgelerle arasındaki mekânsal ilişkisi mekânsal etki olarak tanımlanır (Viton, 2010:3). Mekânsal etki için temelde iki sınıflandırma bulunmaktadır. Bu sınıflandırmalardan ilki mekânsal bağımlılıktır ve komşu bölgenin konumundaki korelasyonu göstermektedir. Başka bir ifadeyle değişkenin bir mekandan başka bir mekana doğru sabit olmayan varyansıdır. İkinci sınıflandırma ise bir mekan üzerindeki tüm noktalarda farklı bir ilişkinin gözlemlendiği mekânsal heterojenliktir (Lesage, 1999:7). Ekonomilerde istihdam yapısının farklılık arz etmesi veya nüfus dağılımının bölgeler arasında eşit dağılmaması mekânsal heterojenliğe neden olmaktadır ve bu durum kullanılacak modellerde farklılıklar yaratmaktadır.

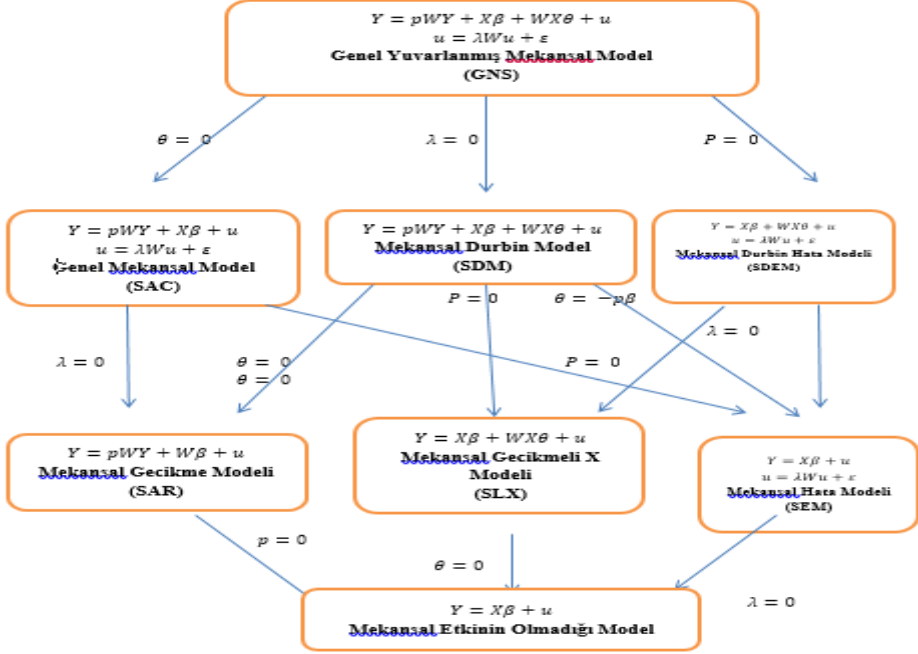
Mekânsal korelasyon kavramı mekânsal ekonometride oldukça belirleyici olmakla beraber mekanlar arasında negatif korelasyon ve pozitif korelasyon şeklinde gerçekleşebilmektedir. Mekansal otokorelasyon rassal bir değişkenin komşularda gözlemlenen değerleri arasında korelasyonun sıfırdan farklı olması şeklinde tanımlanır (Darmofal, 2006:6). Literatürde görüldüğü gibi iki mekansal otokorelasyon durumunda, negatif mekânsal otokorelasyon her zaman anlamlı olmamakta, bazı çalışmalarda pozitif otokorelasyon ile daha fazla karşılaşılmaktadır (Viton, 2010: 3).

Mekânsal ekonometride mekânsal birimler veya bölgeler arasındaki ilişkinin ortaya konulabilmesi için farklı ağırlıklandırma teknikleri kullanılmaktadır. Literatürde en sık kullanılan yöntemlerden biri sınırdaşığa bağlı ağırlıklandırılma yöntemi olup mekanlar arası ilişki bir harita üzerinden sınırlandırma ile ifade edilmektedir. Mekansal ağırlıklandırma da kale vezir ve fil komşuluğu şeklinde oluşabilmektedir (Gumprecht, 2007:6).

Mekânsal bağımlılık yakın alanlardaki komşu değişkenlere bağlı olan mekânsal birimde gözlenen değerlerin durumunu yansıtmaktadır. Mekansal bağımlılık mekânsal gecikme bağımlılığı ve mekânsal hata bağımlılığı olmak üzere iki farklı yapıda olabilmektedir. Mekânsal gecikme bağımlılığı, bağımlı değişkendeki mekânsal korelasyona, mekânsal hata bağımlılığı ise hata terimlerinde gözlemlenen korelasyona dayanmaktadır (Fischer ve Wang, 2011:32). Mekânsal ilişkinin iki farklı şekilde gözlemlenmesi model seçimini zorunlu hale getirmektedir. Model seçimini Şekil 3’de verilmektedir (Vega ve Elhorst, 2013:24).

Literatürde en fazla karşımıza çıkan modellerden biri Mekânsal Gecikme Modeli (SAR Model)’dir. Bu model, bağımlı değişkendeki mekânsal korelasyonu açıklamakta olup komşuluk etkisinin önemini vurgularken, bağımlı değişkende görülen mekânsal dışsallık gibi teorik temellere dayanmaktadır. Mekânsal hata modelleri (SEM Modeli) ise mekânsal hata bağımlılığını açıklamaktadır (Vega ve Elhorst, 2013:32). Bu çalışmada yapılan analizler sonucunda Mekânsal Gecikme Modeli’nin doğru bir model olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Şekil 3. Mekânsal Regresyon Modelleri



Kaynak: Yerdelen Tatoğlu, 2022: 58.

Mekânsal gecikme modeli kısıtlarla daraltılmış bir model olup $i \neq j$ iken i mekandaki bağımlı değişken Y 'nin gözlemlerinin komşu mekanlardaki gözlemlere bağlı olmasına olanak tanımaktadır. Mekânsal gecikme modeli, birinci dereceden mekânsal otopregresif model (SAR model) olarak adlandırılmaktadır. Model (1) denkleminde verilmektedir.

$$Y_i = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j + \sum_{q=1}^Q X_{iq} \beta_q + \varepsilon_i \quad (1)$$

W_{ij} = $N \times N$ boyutlu mekânsal ağırlık matrisidir.

W_{ij} = Tüm i 'ler için 0'dır ve matrisin tüm değerleri egzojenidir.

W matrisinin satır stokastik olduğu varsayılır, satır stokastik matris terimi negatif olmayan matrisi yani standartlaştırılmış satır toplamı 1'e eşit olan matrisi ifade etmektedir. ρ , Y_j ve $\sum_{j=1}^n W_{ij} Y_j$ arasındaki mekânsal otopregresif ilişkinin gücüne bağlı olan ve tahmin edilmesi gereken bir skalerdir. ρ 'nun değeri W_{min} ve W_{max} , W matrisinin minimum ve maksimum özdeğerlerini göstermektedir. Pozitif mekânsal bağımlılık olması durumunda ρ 'nın tanım aralığı $[0, 1)$ olmaktadır. $\rho = 0$ olması durumunda model klasik modele dönüşmektedir. ρ 'nun istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir (Fischer ve Wang, 2011:33). Analizde, literatürde en sık kullanılan ve sınırdaşığa bağlı ağırlıklandırma başlığında değinilen vezir komşuluğu kullanılmıştır. Çalışmada esas alınan regresyon modelleri aşağıda verilmektedir.

$$lpm_{10t} = \beta_0 + \beta_1 env_t + u_t \quad (\text{Model 1}) \quad (2)$$

$$lpm_{10t} = \beta_0 + \beta_1 latik_t + u_t \quad - \quad (\text{Model 2}) \quad (3)$$

Dağılımın modellenmesi kapsamında genel mekânsal (SAC) modelinden faydalanılmıştır. Genel Mekansal (SAC) Model sonuçları Tablo 4’de verilmektedir. SAC modeline göre hipotez şu şekilde kurulmaktadır

Ho: Mekansal gecikme ve mekânsal hata ilişkisi yoktur.

H1:En az bir tane mekansal gecikme yada mekânsal hata ilişki vardır.

Tablo 4. Model 1 için 2019 yılına ait Genel Mekansal (SAC) Model Sonuçları

Genel Mekansal (SAC) Model				
DEĞİŞKENLER	Katsayı	Standart hata	Z statistic	P value
env_t	0,0081937	0,0028057	2.92	0,003***
Sabit	6.313673	1.12219	5.63	0,000***
(Buse 1973) $R^2 = 0.1052$ Wald Test = 9.2854 P-Value > Chi2(2) = 0.0023 F-Test = 9,2854 P-Value > F(1,80) = 0.0031 LR Test SAC vs. OLS (Rho+Lambda=0): 326.7018 P-Value > Chi2(2) 0.0000***				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Yukarıda belirtilen hipoteze karar verilmesi için LR Test SAC test sonucuna bakılmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre $0,00 < 0,05$ ’den küçük olması nedeniyle Ho reddilmekte, yani modelde mekânsal gecikme veya mekânsal hatanın var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bir başka ifade ile değişkenler arasında mekânsal bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Doğru mekânsal etkinin belirlenmesi için etkilerin tek tek sınanması gerekmektedir. Mekânsal gecikme bağımlılığını sınanan test hipotezlerine göre

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

şeklinde kurulmuştur. SAR modele ait sonuçlar Tablo 5’de verilmektedir.

Tablo 5. Model 1’e ait mekânsal gecikme (SAR) Modeline ait tahmin sonuçları

SAR Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart hata	T istatistik	P value
Bağımlı değişken lpm10				
Sabit terim	1,238972	0,3036369	4,08	0,000***
env_t	0,0121472	,0031316	3,88	0,000***
(Buse 1973) $R^2 = 0.40,56$ Wald Test = 153,8972 P-Value > Chi2(3) = 0.000 LR Test SAR vs. OLS (Rho=0): 118,7520 P-Value > Chi2(1) 0.0000***				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5’de yer alan model sonuçlarına göre, %95 güven düzeyinde $0,05 > 0.000$ olmasından dolayı H_0 hipotezi reddedilmekte olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir başka ifade ile mekânsal gecikme modelinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Mekansal hata bağımlılığı hipotezleri; $H_0: \gamma = 0$, $H_1: \gamma \neq 0$ şeklinde kurulmuş olup modele ait SEM modeli sonuçlar Tablo 6’da verilmektedir.

Tablo 6. Model 1’e Ait SEM Modeline ait tahmin sonuçları

SEM Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart hata	T istatistik	P value
Bağımlı değişken lpm10				
Sabit terim	4,562413	,0386146	118,15	0.000***
env_t	,00090399	,0030572	2,96	0.003***
(Buse 1973) $R^2 = 0.1426$ F-Test = 13,1360 P-Value > F(1,80) = 0.0005 LR Test SEM vs. OLS (Lambda=0): 127,5903 P-Value > Chi2(1) 0.0000				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 6’da yer alan model sonuçlarına göre, %95 güven düzeyinde 0,05 >0.00 olmasından dolayı H_0 hipotezi reddedilmektedir. Bir başka ifade ile mekânsal hata bağımlılığının var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Model 1 için SAR ve SEM modellerinin her ikisinin de anlamlı olması durumunda uygun modele karar vermek için dirençli istatistiklere bakılmaktadır. Uygulamada etkilerden biri anlamlı, diğeri anlamsız olduğundan dirençli istatistiklerin değerlendirilmesine gerek kalmamaktadır. Diagnostik test sonuçları Tablo 7’de verilmektedir. Diagnostik test sonuçlarına göre Moran I istatistiki anlamlı olarak bulunmuştur. Yani artıkların mekânsal otokorelasyonlu olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Mekânsal bağımlılığı test etmek için 5 istatistik verilmektedir. Bu istatistikler, göz ardı edilen mekânsal olarak bağımlı gecikmeli değişken için LM (gecikme), hata bağımlılığı için LM (hata) ve onların dirençli versiyonlardır. Çalışmada LM (hata) istatistiği anlamlı olarak bulunmuş ancak Dirençli LM (hata) anlamsız olarak bulunmuştur. Bu sonuçlara göre tahmini için uygun model, en çok olabilirlik yöntemini kullanan mekânsal gecikme modeli (SAR)’dır.

Tablo 7. Model 1 için Diagnostic test sonuçları

Test	Statistic	df	Pvalue
Mekansal hata			
Moran’s I	8,056	1	0,0000***
LM (hata)	57,670	1	0,0000***
Dirençli LM (hata)	3,235	1	0,072*
Mekansal Gecikme			
LM (gecikme)	78,910	1	0,0000***
Dirençli LM (gecikme)	24,475	1	0,0000***

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Çalışmadaki temel model SAR modeli olarak belirlenmiş, SAR modeli sonuçları Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 8. Model 1’e Ait SAR Modeline ait tahmin sonuçları

SAR Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart hata	T istatistik	Pvalue
Bağımlı değişken lpm_{10}				
Sabit terim	1,238972	0,3036369	4,08	0,000***
env_t	0,0121472	,0031316	3,88	0,000***
(Buse 1973) $R^2 = 0.4056$ Wald Test = 153,8972 P-Value > Chi2(3) = 0.0000				
LR Test SAR vs. OLS (Rho=0): 118,7520 P-Value > Chi2(1) 0.0000***				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

SAR modelinin test edilmesi için yapılan tanısal test sonuçları Tablo 9’da verilmektedir. Model 1 için tanısal test sonuçlarına bakıldığında değişen probleminin olmadığı, sonuçların normal dağılım gösterdiği ve spesifikasyon hatasının olmadığı görülmektedir. Buradan elde edilen sonuçlar göstermektedir ki Model 1 için SAR uygun bir model olarak kabul edilmektedir.

Tablo 9. Model 1 için SAR modeli tanısal test sonuçları

Heteroscedasticity Tests - Model= (sar)				
Ho: Homoscedasticity - Ha: Heteroscedasticity				
- Hall-Pagan LM Test:	$E2 = Yh$	= 0.0430	P-Value > Chi2(1)	0.8357
- Hall-Pagan LM Test:	$E2 = Yh2$	= 0.0452	P-Value > Chi2(1)	0.8316
- Hall-Pagan LM Test:	$E2 = LYh2$	= 0.0410	P-Value > Chi2(1)	0.8395

- Harvey LM Test:	$LogE2 = X$	= 6.2698	P-Value > Chi2(2)	0.0435
- Wald LM Test:	$LogE2 = X$	= 15.4701	P-Value > Chi2(1)	0.0001

- Glejser LM Test: $ E = X = 0.0619$ P-Value > Chi2(2) 0.9695
- Machado-Santos-Silva Test: $Ev=Yh Yh2 = 0.7540$ P-Value > Chi2(2) 0.6859
- Machado-Santos-Silva Test: $Ev=X = 0.0997$ P-Value > Chi2(1) 0.7522
- White Test -Koenker(R2): $E2 = X = 0.0098$ P-Value > Chi2(1) 0.9211
- White Test -B-P-G (SSR): $E2 = X = 0.0120$ P-Value > Chi2(1) 0.9126
Non Normality Tests - Model= (sar) Ho: Normality - Ha: Non Normality
- Jarque-Bera LM Test = 4.0979 P-Value > Chi2(2) 0.1289
- White IM Test = 4.3703 P-Value > Chi2(2) 0.1125
- Doornik-Hansen LM Test = 3.7052 P-Value > Chi2(2) 0.1568
- Geary LM Test = 1.0201 P-Value > Chi2(2) 0.6005
- Anderson-Darling Z Test = 0.4531 P > Z(0.597) 0.7248
- D'Agostino-Pearson LM Test = 4.8839 P-Value > Chi2(2) 0.0870
Regression Specification Error Tests (RESET) - Model= (sar) Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified
-White Functional Form Test: $E2= X X2 = 2.158$ P-Value > Chi2(1) 0.3399

Elde edilen sonuçlara göre belediyeler tarafından yapılan çevre harcamalarında meydana gelen bir birimlik artış havadaki lpm10 kirleticisini 1.21 birim artırmaktadır. Bir başka ifade ile çevre kirliliğini azaltmak amacıyla yapılan cari ve yatırım harcamalarının aslında aksi şekilde bir durum gösterdiği görülmektedir. Bu sonuçlar 2019 yılına ait olup görülmektedir ki belediyeler tarafından yapılan çevre harcama ve yatırımlarının daha fazla çevre sulama park bahçe yapımı gibi aslında çokta çevre kirliliğini azaltan noktalara yapılmadığının bir göstergesidir. Bu sonuç yerel yönetim anlayışında yapılan etkinliklerin çokta bilinçli bir şekilde yapılmadığının bir göstergesidir. Model 2 için Genel Mekansal (SAC) Model sonuçları Tablo 10'da verilmektedir.

Tablo 10. Model 2 için 2019 yılına ait Genel Mekansal (SAC) Model Sonuçları

Genel Mekansal (SAC) Model				
DEĞİŞKENLER	Katsayı	Standart hata	Z statistic	P value
$latik_t$	0,203234	0,0112397	1,81	0,071*
Sabit	5,772186	1,247324	4,63	0,000**
(Buse 1973) $R^2 = 0.18$ Wald Test = 9,8768 P-Value > Chi2(2) = 0.0087 F-Test = 9,8768 P-Value > F(1,80) = 0.0105 LR Test SAC vs. OLS (Rho+Lambda=0): 254,2335 P-Value > Chi2(2) 0.0000***				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Yukarıda belirtilen hipoteze karar verilmesi için LR Test SAC test sonucuna bakılmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre $0,00 < 0,05$ 'den küçük olması nedeniyle H_0 reddedilmekte, yani modelde mekansal gecikme veya mekânsal hatanın var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bir başka ifade ile değişkenler arasında mekânsal bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Doğru mekânsal etkinin belirlenmesi için etkilerin tek tek sınanması gerekmektedir. Mekansal gecikme bağımlılığını sınanan test hipotezlerine göre

$$H_0: \rho = 0$$

$H_1: \rho \neq 0$ şeklinde kurulmuştur. SAR modele ait sonuçlar Tablo 11'de verilmektedir.

Tablo 11. Model 2’ e ait mekânsal gecikme (SAR) Modeline ait tahmin sonuçları

SAR Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart hata	T istatistik	Olasılık
Bağımlı değişken lpm10				
Sabit terim	1,145329	0,3119092	3,67	0,000***
latik _t	0,026502	0,0109125	2,41	0,016***
(Buse 1973) R ² = 0.3186 Wald Test = 36,9304 P-Value > Chi2(3) = 0.0000 LR Test SAR vs. OLS (Rho=0): 105,7234 P-Value > Chi2(1) 0.0000***				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 11’ de yer alan model sonuçlarına göre, %95 güven düzeyinde 0,05 > 0.000 olmasından dolayı H_0 hipotezi reddedilmekte olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir başka ifade ile mekânsal gecikme modelinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Mekânsal hata bağımlılığı hipotezleri;

$$H_0: \gamma = 0$$

$H_1: \gamma \neq 0$ şeklinde kurulmuş olup modele ait SEM modeli sonuçlar Tablo 12’ de verilmektedir.

Tablo 12. Model 2’ e Ait SEM Modeline ait tahmin sonuçları

SEM Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart hata	T İstatistik	Olasılık
Bağımlı değişken lpm10				
Sabit terim	4,490031	,0562389	79,84	0.000***
latik _t	0,024004	,0113075	2,12	0,034***
(Buse 1973) R ² = 0.1128 F-Test = 10,0471 P-Value > F(1,80) = 0.0015 LR Test SEM vs. OLS (Lambda=0): 129,5973 P-Value > Chi2(1) 0.0000***				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 12’ de yer alan model sonuçlarına göre, %95 güven düzeyinde 0,05 > 0.00 olmasından dolayı H_0 hipotezi reddedilmektedir. Bir başka ifade ile mekânsal hata bağımlılığının var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Model 2 için SAR ve SEM modellerinin her ikisinin de anlamlı olması durumunda uygun modele karar vermek için dirençli istatistiklere bakılmaktadır. Uygulamada etkilerden biri anlamlı diğeri anlamsız olduğundan dirençli istatistiklerin değerlendirilmesine gerek kalmamaktadır. Diagnostik test sonuçları Tablo 13’ de verilmektedir.

Tablo 13. Model 2 için Diagnostic test sonuçları

Test	Statistic	Df	P value
Mekansal hata			
Moran’ s I	7,804	1	0,0000***
LM (hata)	52,776	1	0,0000***
Dirençli LM (hata)	0,450	1	0,502
Mekansal gecikme			
LM (gecikme)	66,557	1	0,0000***
Dirençli LM (gecikme)	14,231	1	0,0000***

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Diagnostik test sonuçlarına göre Moran I istatistiki anlamlı olarak bulunmuştur. Yani artıkların mekânsal otokorelasyonlu olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Mekânsal bağımlılığı test etmek için 5 istatistik verilmektedir. Bu istatistikler, göz ardı edilen mekânsal olarak bağımlı gecikmeli değişken için LM

(gecikme), hata bağımlılığı için LM (hata) ve onların dirençli versiyonlardır. Çalışmada LM (hata) istatistiği anlamlı olarak bulunmuş ancak Dirençli LM (hata) anlamsız olarak bulunmuştur. Bu sonuçlara göre tahmini için uygun model, en çok olabilirlik yöntemini kullanan mekânsal gecikme modeli (SAR)'dır. Çalışmadaki temel model SAR modeli olarak belirlenmiş sonuçlar Tablo 14'de verilmiştir.

Tablo 14. Model 2'e Ait SAR Modeline ait tahmin sonuçları

SAR Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart hata	T istatistik	P value
Bağımlı değişken lpm10				
Sabit terim	1,145329	0,3119092	3,67	0,000***
<i>latik_t</i>	0,026502	0,0109125	2,41	0,016***
(Buse 1973) R2 = 0.3186 Wald Test = 36,9304 P-Value > Chi2(3) = 0.0000				
LR Test SAR vs. OLS (Rho=0): 105,7234 P-Value > Chi2(1) 0.0000***				

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

SAR modelinin test edilmesi için yapılan tanısal test sonuçları Tablo 15'de verilmektedir.

Tablo 15. Model 2 için SAR modeli tanısal test sonuçları

Heteroscedasticity Tests - Model= (sar)			
Ho: Homoscedasticity - Ha: Heteroscedasticity			
-Hall-Pagan LM Test:	E2 = Yh	= 0.2005	P-Value > Chi2(1) 0.6543
- Hall-Pagan LM Test:	E2 = Yh2	= 0.2112	P-Value > Chi2(1) 0.6458
- Hall-Pagan LM Test:	E2 = LYh2	= 0.1902	P-Value > Chi2(1) 0.6627

- Harvey LM Test:	LogE2 = X	= 3.0289	P-Value > Chi2(2) 0.2199
- Wald LM Test:	LogE2 = X	= 7.4735	P-Value > Chi2(1) 0.0063
- Glejser LM Test:	E = X	= 3.9422	P-Value > Chi2(2) 0.1393

- Machado-Santos-Silva Test:	Ev=Yh Yh2 =	6.4863	P-Value > Chi2(2) 0.0390
- Machado-Santos-Silva Test:	Ev=X	= 3.8148	P-Value > Chi2(1) 0.0508

- White Test -Koenker(R2):	E2 = X	= 2.3607	P-Value > Chi2(1) 0.1244
- White Test -B-P-G (SSR):	E2 = X	= 2.5035	P-Value > Chi2(1) 0.1136
Non Normality Tests - Model= (sar)			
Ho: Normality - Ha: Non Normality			
- Jarque-Bera LM Test	=	0.4184	P-Value > Chi2(2) 0.8112
- White IM Test	=	3.2959	P-Value > Chi2(2) 0.1924
- Doornik-Hansen LM Test	TeÇst	= 0.9444	P-Value > Chi2(2) 0.6236
- Geary LM Test	=	0.3483	P-Value > Chi2(2) 0.8402
- Anderson-Darling Z Test	=	0.3521	P > Z(0.065) 0.5259
- D'Agostino-Pearson LM Test	=	0.7634	P-Value > Chi2(2) 0.6827
Regression Specification Error Tests (RESET) - Model= (sar)			
Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified			
- White Functional Form Test:	E2= X X2 =	4.109	P-Value > Chi2(1) 0.1281

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Model 2 için tanısal test sonuçlarına bakıldığında değişen varyans probleminin var olmadığı, normal dağılım gösterdiği ve spesifikasyon hatasının olmadığı görülmektedir. Buradan elde edilen sonuçlar göstermektedir ki Model 2 için uygun SAR modeldir. Nihai model olan SAR modeli sonuçları Tablo 16'da verilmektedir.

Tablo 16. Model 2 için Nihai SAR Modeline ait tahmin sonuçları

SAR Modeli	Değişkenler	Katsayı	Standart hata	T istatistik	P value
Bağımlı değişken lpm_{10}					
Sabit terim		1,145329	0,3119092	3,67	0,000***
$latik_t$,026502	0,0109125	2,41	0,016***
(Buse 1973) $R^2 = 0.3186$ Wald Test = 36,9304 P-Value > Chi2(3) = 0.0000					
LR Test SAR vs. OLS (Rho=0): 105,7234 P-Value > Chi2(1) 0.0000***					

Not: *, **, *** ise sırasıyla %10, %5 ve %1 önem düzeyindeki istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Model 2’ye ait nihai model sonuçlarına göre yerel yönetimler tarafından gerçekleştirilen tehlikeli maddelerin bertarafının %1 oranında artması havadaki PM10 kirleticisini %0,026 artırmakta olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Model 2’den elde edilen sonuçlara göre tehlikeli maddelerin bertaraf edilmesinde geri dönüşüm sürecinden ya da kullanılan yöntemlerden kaynaklı hava kirliliğini olumsuz yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre yerel yönetimlerin çevre kirliliğini azaltıcı yöndeki çabalarının aslında çokta bilinçli bir seviyede olmadığını göstermektedir.

SONUÇ

Çevresel problemler, canlı yaşamında önemli boyutta tehditler oluşturan sorunların başında gelmektedir. Bu sorunlar arasında iklim değişikliği ve küresel ısınmayı canlı hayatını etkileyebilecek boyutlara ulaşılmıştır. İklim değişikliğinin ve küresel ısınmanın başlıca sebebi, fosil yakıt kaynaklarının yoğun şekilde kullanılması, bunun nedeni ise enerji ihtiyacının karşılanabilmesidir. Kömür, doğal gaz ve petrol gibi yakıtların, her geçen gün kullanımının artması atmosfer içerisinde bulunan doğal sera gazlarının yoğunluğunu artırmaktadır. Bu nedenle, küresel ısınmaya bağlı olarak ortaya çıkan iklim değişikliğinin ana sebebi olarak görülmektedir.

Çalışmada Türkiye’de 2019 yılında ele alınarak iklim değişikliği konusunun yerel yönetim politikaları üzerinde bir etkisinin olup olmadığı ele alınmıştır. Çalışmada Lisa istatistikleri ve haritalar aracılığıyla havadaki kalitesi parametre değerinin oranı ile tehlikeli madde bertarafının illere göre mekânsal analizi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre 2019 dönemi için tehlikeli madde bertarafının da pozitif korelasyonun var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Doğu bölgelerinde tehlikeli madde bertarafının oldukça düşük olduğu sonucuna ulaşırlırken, batıya doğru gittikçe oranın daha yükseldiği görülmektedir. Ağırlıklı olarak sanayinin gelişmiş olduğu illerde geri dönüşüm tesislerinin sayısının arttığı belediyelerin bu konuda daha etkin bir rol üstlendiği görülmektedir. Geri dönüşüm konusunda batı bölgelerinde özel sektörde yatırımlar yaptığı dikkatten kaçmamaktadır. Bu bağlamda tehlikelin madde bertarafı konusunda mekânsal bir ilişkinin varlığı dikkat çekmektedir.

Yine PM10 kirleticisinin dağılımı 2019 yılı için LISA istatistik değerlerine bakıldığında %69 ile çok güçlü bir korelasyonun var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular doğrultusunda yerel yönetimlerde tehlikeli madde bertarafına yönelik tesisler arasındaki mekânsal ilişkiye bakıldığında sanayi bölgelerinde tesislerin olduğu bölgede mekânsal bir ilişkinin var olduğu görülmektedir. Türkiye’nin Doğu Bölgeleri’nin sanayi bölgesi kapsamında az gelişmişliği bu

haritada ortaya çıktığı görülmektedir. Yerel yönetim politikaları olarak bakıldığında iklim değişikliğine yönelik etkin bir politika yürütülmesi yerine bölgenin ekonomik anlamda katma değerinin yükseltilmesi anlamında çalışmaların daha fazla öne çıktığı görülmektedir.

PM10 istatistiklerine göre 2019 yılları için LİSA istatistik sonuçlarına göre sanayileşmenin ve kentleşmenin yoğun olduğu illerde hava kalitesinin düşük olduğu sanayileşme ve kentleşmenin yoğunluğunun az olduğu bölgelerde ise hava kalitesinin daha yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır. LİSA istatistiklerine göre 2019 yılında bağımlı değişken olan PM10 ait korelasyon değeri %69 ile en yüksek seviyede çıktığından mekânsal veri analizi sadece 2019 yılı için gerçekleştirilmiştir. LİSA istatistikleri lokal olarak bilgi verirken mekânsal veri analizi global yani genelleştirilmiş bir bilgi vermektedir.

Mekansal gecikme modeli sonuçlarına göre belediyeler tarafından yapılan çevre harcamalarında meydana gelen bir birimlik artış havadaki PM10 kirleticisini 1.21 birim artırmaktadır. Bir başka ifade ile çevre kirliliğini azaltmak amacıyla yapılan harcamaların aslında aksi şekilde bir durum gösterdiği görülmektedir. Bu sonuçlar 2019 yılına ait olup görülmektedir ki belediyeler tarafından yapılan çevre harcama ve yatırımlarının daha fazla çevre sulama park bahçe yapımı gibi aslında çokta çevre kirliliğini azaltan noktalara yapılmadığının bir göstergesidir. Bu sonuç yerel yönetim anlayışında yapılan etkinliklerin çokta bilinçli bir şekilde yapılmadığının bir göstergesidir.

Çalışmada yapılan bir diğer model sonucuna göre yerel yönetimler tarafından gerçekleştirilen tehlikeli maddelerin berterafının %1 oranında artması havadaki PM10 kirleticisini % 0,026 artırmakta olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir başka ifadeye göre tehlikeli maddelerin bertaraf edilmesinde geri dönüşüm sürecinden ya da kullanılan yöntemlerden kaynaklı hava kirliliğini düşük oranlarda olsa da olumsuz yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre yerel yönetimlerin çevre kirliliğini azaltıcı yöndeki çabalarının aslında çokta bilinçli bir seviyede olmadığını göstermektedir.

2019 yılında başlayan ve 2022 yılında hala devam eden pandemi süreci ve ardından yaşanan doğal afetleri çok net bir şekilde doğanın bizlerden aldığı bir intikam şeklinde yorumlamak mümkündür. Bu bağlamda en hızlı ve etkin şekilde bölgesel düzeyde iklim değişikliğine adaptasyon sürecine geçilmesi iklim acil eylem planlarının oluşturulması yanı sıra etkin bir şekilde uygulamaya konması büyük önem arz etmektedir. Bu çerçevede yerel yönetimlere büyük görevler düşmektedir. Özellikle genç yaşlardan başlayan doğaya karşı duyarlılığın eğitim kurumlarında eğitimin her aşamasında yer verilmesi, kamu spotlarının sosyal medyada sıklıkla paylaşılması, çevre dostu yerel yönetim anlayışının bütün sektörlerde geliştirilmesi, yeşil işletmeler, yeşil inşaat, yeşil pazarlama gibi yeşil ekonomi anlayışının sektörlerde benimsenmesi, global eylem planlarının yanı sıra yerel ve lokal yerel yönetim politikaların oluşturulması ve etkin şekilde otokontrol sistemine tabi tutulması gerekmektedir. Son olarak yapılanı bozmak eski şekline getirmek için ek maliyetlere başvurulması yerine bozmadan çevreye saygı

anlayışının esas alındığı sürdürülebilir büyüme anlayışının geliştirilmesi gerekir. Aksi takdirde çok daha kötü günlere gelecek nesiller şahit olacaktır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Makalenin tüm süreçlerinde Yönetim ve Ekonomi Dergisi'nin araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak hareket edilmiştir.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkı sağlamıştır

Çıkar Beyanı

Yazarın herhangi bir kişi ya da kuruluş ile çıkar çatışması yoktur.

KAYNAKÇA

- Anselin, L. (1996). The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In M. Fischer, H. J. Scholten & D. Unwin (Eds.), *Spatial analytical perspectives on GIS*, (pp. 111–125). London, UK: Taylor&Francis
- Anselin, L. and Bera, A. (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models with An Introduction to Spatial Econometrics. In Ullah, A. and Giles, D. E., editors, *Handbook of Applied Economic Statistics*, 237–289. Marcel Dekker, New York
- Anselin L., Bera, A.K., Florax, R., Yoon, M.J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics* 26(1):77-104
- Boyraz, Er A. (2020). Türkiye’de iklim değişikliğinin enerji ve tarım sektörüne etkisi üzerine ekonometrik bir uygulama. Fırat Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat ABD, Yüksek Lisans Tezi (Tamamlanmış), Elazığ .
- Cliff, A. D., & Ord, J. K. (1973). *Spatial autocorrelation*. London, UK: Pion.
- CSB, (2022). Çevre, Şehircilik ve İklim Değişikliği Bakanlığı, https://sim.csb.gov.tr/STN/STN_Report/StationDataDownloadNew
- Darmofal, D. (2006). *Spatial Econometrics and Political Science*, In: Annual Meeting of Southern Political Science Association, Atlanta, GA, January:2006.
- Elhorst, J. P. (2011). Spatial Panel Data Models. In *Handbook of Applied Spatial Analysis*, edited by M. M. Fischer and A. Getis, pp. 377–407. Berlin, Germany: Springer
- Fischer, M.M., & Wang, J. (2011). *Spatial Data Analysis: Models, Methods and Techniques*. Springer Science& Business Media.
- Getis, A., & Ord, J. K. (1996). Local spatial statistics: An overview. In P. Longley & M. Batty (Eds.), *Spatial analysis: Modeling in a GIS environment*, (pp. 261–277). Cambridge, UK: GeoInformation International.
- Gumprecht, D. (2007). *Spatial Methods in Econometrics: An Application to R&D Spillovers*. WU Vienna University of Economics and Business, Doctoral Dissertation, (Online) <http://epub.wu.ac.at/290/1/document.pdf>
- Keleş, Ruşen (2002) *Kentleşme Politikası*, İmge Kitabevi Yayınları, Ankara.
- Lesage, J. P. (1999). *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*, University of Toledo, Ohio.
- Vega, Solmaria H., J. Paul ELHORST.(2013). “On Spatial Econometric Models, Spillover Effects, and W”, 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy. http://www.sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA_2013_paper_00222.pdf (çevrimiçi)
- Wong, A. D., & Lee, J. (2005). *Statistical analysis of geographic information with ArcView and ArcGIS*. John Wiley&Sons, Inc Hoboken, NJ.

SUMMARY

Climate change and global warming have been at the forefront of the world's agenda in recent years. The change that could not be noticed before has turned into a global phenomenon and has become visible. The global increase in surface temperatures has started to affect the socioeconomic life of people directly and indirectly, deteriorating the balance of the ecosystem, rising sea level, shrinking

the areas of snow and ice cover by melting, and the rapid increase of epidemic diseases.

Regardless of the level of development, this transformation process has brought serious economic costs on economies. This phenomenon, which puts pressure on the world economy in different dimensions, has led economies to create new environmental policies from an international perspective to a national one and even from local to regional in recent years. Although the efforts to solve environmental problems are generally carried out within the scope of the central government, local governments have environmental expenditures to carry out preventive activities in this regard.

In fact, green local government movements, which are born and shaped as a reaction, generally act from the belief of a better life. In the prevention of environmental pollution, it is necessary to undertake some duties in local governments besides the central government.

In this context, in this study, it is aimed to make a spatial analysis on the effect of environmental expenditures made by local governments and their work on hazardous substance disposal on air quality. The study was based on the 2019 local election period and the spatial distribution of the variables was aimed to be revealed with the help of LISA statistics. The study is based on 81 provinces.

In addition, in the study, the effect of the variables on the air quality for 2019 with spatial data analysis was determined according to the appropriate model, so the effects of the expenditures and activities on the air quality were evaluated and the results were desired to be revealed.