

Konut Fiyat Endeksinin Mekânsal Analizi: Türkiye İBBS-Düzye2 Bölgeleri İin Bir Uygulama

(Arařtırma Makalesi)

*Spatial Analysis of the Housing Price Index: An Application for Turkey
NUTS-Level2 Regions*

Doi: 10.29023/alanyaakademik.1161698

Serpil TÜRKYILMAZ

*Do. Dr., Bilecik Őeyh Edebalı niversitesi, Fen Fakltesi, İstatistik ve Bilgisayar Bilimleri
Bölümü*

serpil.turkyilmaz@bilecik.edu.tr

Orcid No: 0000-0002-7193-4148

Bu makaleye atıfta bulunmak iin: *Türkyılmaz, S. (2023). Konut Fiyat Endeksinin Mekânsal Analizi: Türkiye İBBS-Düzye2 Bölgeleri İin Bir Uygulama. Alanya Akademik Bakış, 7(1), Sayfa No.445-460.*

ÖZET

Anahtar kelimeler:
*Mekânsal Bağımlılık,
Moran-I İstatistięi,
Konut Fiyat Endeksi,
SAR Modeli, SDM
Modeli*

*Makale Geliř Tarihi:
13.08.2022
Kabul Tarihi:
19.12.2022*

Bu alıřmanın temel amacı konut fiyatlarındaki mekânsal etkilerin deęerlendirilmesidir. Bu amaçla Türkiye’de İBBS-Düzye2 sınıflamasına göre 26 bölgenin konut fiyat endekslerinin mekânsal analizi yapılarak enflasyonla iliřkisi mekânsal ekonometrik modellerle incelenmiřtir. 26 bölge aısından konut fiyat endekslerindeki mekânsal etkilerin varlıęı Moran-I istatistięi ile test edilmiř ve söz konusu bölgelerin konut fiyat endeksleri arasındaki mekânsal etkilerin anlamlı olduęu görölmüřtür. Mekânsal ekonometrik modellerin seęimi iin kullanılan LM testleri sonuçları mekânsal gecikme modellerini desteklemiřtir. Tahmin edilen mekânsal gecikme modeli (SAR) ve mekânsal Durbin modeli (SDM) bulgularına göre mekânsal etki parametresi ρ pozitif ve istatistiksel anlamlıdır ve mekânsal bağımlılıęın anlamlı olduęu bölgelerde konutlarla ilgili benzer bir fiyatlama tutumu olduęunu desteklemiřtir. Ayrıca tahmin edilen SAR ve SDM modellerinde incelenen dönem iin İBBS-Düzye2 sınıflamasına göre 26 bölgede enflasyonun konut fiyat endeksleri üzerindeki mekânsal etkileri istatistiksel anlamlı bulunamamıřtır.

ABSTRACT

Keywords:
*Spatial Dependency,
Moran-I Statistics,
House Price Index,
SAR Model, SDM
Model*

The main purpose of this study is to evaluate the spatial effects of housing prices. For this purpose, the spatial analysis of the housing price indices of 26 regions according to the NUTS-Level2 classification in Turkey was made and their relationship with inflation was examined with spatial econometric models. The existence of the spatial effects in the housing price indices for 26 regions was tested with the Moran-I statistics and it was seen that the spatial effects between the housing price indices of the mentioned regions were significant. The results of the LM tests used for the selection of spatial econometric models supported the spatial lag models. According to the estimated spatial autoregressive model (SAR) and spatial Durbin model (SDM) findings, the spatial effect parameter ρ is positive and statistically significant. Spatial effect parameter supported that there is a similar pricing attitude for housing in regions where spatial dependency is significant. In addition, the spatial effects of inflation on housing price indices in 26 regions

according to NUTS-Level2 classification for the period examined in the estimated SAR and SDM models were not found statistically significant.

1. GİRİŞ

Son yıllarda konut piyasalarındaki hızlı gelişmeler konut fiyatlarının belirleyicilerine ve fiyatların makroekonomik değişkenlerle olan ilişkilerinin incelenmesine yönelik ilgiyi arttırmaktadır. Konut piyasası ülkelerin makro ekonomileri içerisinde önemli bir yere sahiptir.

Ülkelerin konut ve barınma için yaptıkları harcamalar toplam gelir içerisindeki hanehalkı harcamalarının dikkate değer bir kısmını oluşturmaktadır. Özellikle gelişmiş ekonomilerde konut piyasalarındaki faaliyetler GSYİH' da da önemli bir paya sahiptir. Bu sebeple konut için yapılan harcamalar ile para arzı, enflasyon, istihdam, döviz kuru gibi makroekonomik değişkenler arasında bir ilişkinin ve konut piyasalarında dalgalanmaların varlığı kaçınılmazdır (Badurlar, 2008:224-225). Türkiye' nin ulusal ekonomisinde de önemli bir yere sahip olan konut sektörü nüfus artışı, artan kentleşme, göç, makroekonomik değişkenlerdeki dalgalanmalar gibi faktörlere göre şekillenmektedir.

Literatürde konut fiyatları belirleyicileri ile ilgili ve makroekonomik değişkenlerle konut fiyatları arasındaki ilişkilere yönelik ulusal ve uluslararası çalışmalar mevcuttur. İzleyen kısımda söz konusu bazı çalışmalara özet olarak yer verilmiştir. Lan ve Zhang (2011) çalışmasında 1998-2009 dönemi Pekin çevresindeki sekiz şehrin konut fiyatları arasında mekânsal bir bağlantı olup olmadığını test etmiştir. Çalışma sonuçları konut fiyatları açısından şehirler arasında önemli bir mekânsal bağımlılık olduğunu göstermiştir. Pijnenburg (2013) çalışmasında mekânsal konut fiyat yayılmalarında zaman ve mekân arasında heterojenliğe ve konut fiyat dinamikleri üzerindeki etkisindeki heterojenliğe izin veren bir panel yumuşak geçiş regresyon modeli uygulamıştır. Çalışmasında mekân ve zamana göre konut fiyatlarındaki gelişmelerin mekânsal yayılmalarında heterojenliğe dair kanıtlar sunmuştur. Helbich vd. (2013)' in çalışmalarında Avusturya'daki tek ailelik konut fiyatları, küresel ve yerel ağırlıklı hedonik modellerin kapasitesi incelenmektedir. Çalışma bulguları; durağan ve durağan olmayan etkilerin varlığı ile Avusturya konut piyasasının ekonomik olarak bağlantılı olduğunu göstermiştir. Gök ve Keceli (2015)'nin çalışmalarında Türkiye'de 2014-2015 yılları arasında konut fiyatlarının belirleyicileri hem ulusal hem de 26 gelişmiş bölge düzeyinde sıradan en küçük kareler ve kademeli regresyon modelleri ile incelenmiştir. Kişi başına gayri safi katma değer ile net iç göç değişkenlerinin konut fiyatlarını etkileyen en önemli itici güç olduğu sonucu gösterilmiştir. Widlak vd. (2015)' nin çalışmalarında, Varşova'daki ikincil konut piyasasındaki konut fiyatlarının dinamiklerini, fiyatlar arasındaki mekânsal ilişki dikkate alınarak 2006 yılının ilk çeyreğinden 2013 yılının üçüncü çeyreğine kadar mekânsal ağırlıklı regresyon modeli ile analiz edilmektedir. Çalışma sonucu yeni düzenlemelerin veya mevcut düzenlemelerdeki değişikliklerin ve devlet müdahalelerinin konut fiyatları üzerinde çok büyük bir etkisi olduğunu doğrulamıştır. Cohen ve Karpavičiūtė (2017)' nin çalışmalarında Litvanya'da GSYİH, işsizlik, enflasyon, faiz oranı, göç ve makro ihtiyati politika araçlarının konut fiyatlarına etkisi değerlendirilmiştir. Bulguları Litvanya' da enflasyon, faiz oranı ve göçün, konut fiyatlarının nedensel belirleyicileri olmadığını göstermiştir. Yalçın (2017)' de 2010-2017 dönemi için bölgesel bazlı konut fiyat endeksleri ile ekonomik güven endeksi arasındaki ilişkiler ARDL yöntemine dayalı sınır testi ile incelenmiş ve nedensellik ilişkileri Granger ve Toda- Yamamoto testleri ile test edilmiştir. Çalışma bulguları; Akdeniz ve Doğu Karadeniz bölgelerindeki ekonomik güven endeksi ve konut fiyatları arasında iki yönlü nedensellik ilişkisini göstermiş ve ARDL sonuçları, iki bölge için uzun dönem ilişkisinin söz konusu olduğunu desteklemiştir. Cellmer vd. (2019) çalışmalarında, 2008-2018 dönemi için dünyadaki ekonomik ve sosyal göstergelerin konut fiyatları üzerindeki etkisi ve neden-sonuç

ilişkileri VAR modeli ile incelenmiştir. Bulgulara göre; gayrimenkul fiyatlarının açıklayıcı değişkenlerin şoklarına tepkisi birinci ve dördüncü çeyrekte gözlenmiş ve yaklaşık üç yıl sonra sona erdiği bulgusu elde edilmiştir. Gebesoglu (2019) çalışmasında, 2010-2018 dönemi için Türkiye’de konut fiyat endeksi dinamikleri ile GSYİH, döviz kuru, faiz oranı, Borsa İstanbul 100 Endeksi getirisi arasındaki ilişkileri ARDL yöntemi ile incelemiştir. Çalışma bulguları; konut fiyat endeksi ile GSYİH, döviz kuru, faiz oranı ve Borsa İstanbul 100 Endeksi getirisi arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığını desteklemiş ve uygulanan VECM modeli konut fiyatlarının direnç etkisine sahip olduğunu göstermiştir. Kiong ve Aralas (2019)’ ın çalışmalarında 2000-2017 dönemi için Malezya konut fiyatlarının belirleyicileri ARDL ve ECM ile incelenmiştir. Çalışma sonuçlarına göre; finansal krizlerin ve GSYİH’ nın konut fiyatları ile kısa dönem ilişkisinin anlamlı olduğu bulgusu elde edilmiştir. Korkmaz (2019) çalışmasında; 2010-2019 dönemi için Türkiye’ nin 26 bölgesinin konut fiyat endeksinin enflasyonist baskıdan etkilenip etkilenmediğini Konya nedensellik testi ile araştırmıştır. Çalışma sonuçları, konut fiyatlarının bazı bölgeler için enflasyonist baskıların sebebi olduğunu desteklemiştir. Kuang ve Liu (2015)’ in çalışmalarında 1996-2010 döneminde Çin’deki 35 büyük şehir için panel veri analizi ile konut fiyatları ile enflasyon arasındaki ilişki incelenmiştir. Bulgulara göre; ilişkinin asimetrik olduğu, enflasyonun konut fiyatları üzerindeki etkisinin konut fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisinden daha fazla olduğu ve konut fiyatlarının enflasyonu etkin bir şekilde koruduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yıldırım (2019)’ın çalışmasında Türkiye’ nin üç büyük ili (İstanbul, Ankara, İzmir) için 2010-2018 dönemine ait hedonik konut fiyat endekslerindeki yakınsama etkisi ARDL eşbütünleşme yöntemi ile incelenmiştir. Çalışma bulguları söz konusu bölgeler için konut fiyatlarında uzun dönemli yakınsamanın varlığını desteklemiş ve konut fiyatlarının bölgelere göre farklılaştığını göstermiştir. Cellmer vd. (2020)’ nin çalışmalarında sosyo-demografik ve çevresel faktörlerin ortalama konut fiyatları ve işlem sayıları üzerindeki etkisi mekansal bir yaklaşımla analiz edilmiştir. Çalışma 2018 yılına ait Polonya için 380 ilçe verilerini kapsamaktadır. Bulguları, hem ortalama fiyatlar hem de konut piyasası faaliyeti için belirleyicilerin, yüksek-yüksek ve düşük-düşük kümelenme ile mekansal otokorelasyon gösterdiğinin kanıtını sunmuştur. Eryüzlü ve Ekici (2020)’ nin çalışmalarında Türkiye için döviz kuruyla konut fiyat endeksi arasındaki ilişki ele alınmış ve döviz kurunun konut fiyatları üzerinde etkili olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Yılmaz ve Kestel (2020), çalışmalarında parametrik ve parametrik olmayan model yöntemleri ile Türkiye için konut fiyatlarının GLM, VAR modeli, ARIMA ve mevsimsel ARIMA modeli tahminlerinin Türkiye konut piyasası için yeterliliğini destekleyen kanıtlar sunmuşlardır. Çalışma sonuçlarında, Mevsimsel ARIMA ve üstel yumuşatma modellerinin, verilen tahmin süresi içinde Türkiye'nin konut piyasası için geleceğe yönelik bir uyarı olarak kabul edilmesi gereken bazı olumsuz getiriler öngördüğünü belirtmişlerdir. GLM ve VAR modelleri ise Türkiye'nin konut piyasasının bilinen diğer ekonomik göstergelere göre altına, enflasyona ve döviz kurlarına yüksek oranda bağımlı olduğunu göstermişlerdir. Hatipoğlu (2021) çalışmasında, Türkiye’de TR82 (Çankırı, Kastamonu, Sinop) bölgesi için konut fiyatları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi 2010-2020 dönemi için Frekans Nedensellik Testi ile incelemiştir. Sonuç olarak konut fiyatları ve enflasyon arasında bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını göstermiştir. Zulkifli vd. (2022)’ nin çalışmalarında Malezya’ da 2010-2019 dönemi için konut fiyatlarının makroekonomik belirleyicileri ARDL modeli ile incelenmiş ve uzun dönem katsayı tahminleri GSYİH ve para arzının Malezya’ da konut fiyatlarını pozitif olarak etkilediğini göstermiştir. Ayrıca nedensellik testleri kısa dönemde GSYİH ve para arzının konut fiyatları üzerindeki etkilerinin istatistiksel anlamlı olduğunu desteklemiştir.

Bu çalışmada ise Türkiye’ de İBBS-Düzye2 sınıflamasına göre 26 bölgenin konut fiyat endekslerinin mekansal analizi ile birlikte enflasyon ile konut fiyat endeksleri arasındaki ilişki

mekânsal ekonometrik modellerle incelenmiştir. Çalışmanın genel bilgi ve literatür içeren giriş bölümünün ardından ikinci bölümde metodoloji ile ilgili kısa teorik bilgi sunulmuştur. Üçüncü bölümde veri tanıtılarak mekânsal analiz bulgularına yer verilmiştir. Çalışmanın sonuç ve değerlendirmeleri dördüncü bölümde, yararlanılan kaynaklar beşinci bölümdedir.

2. METODOLOJİ

Klasik ekonometrik yöntemlerle gözlemler arasındaki komşuluk ilişkileri tam olarak değerlendirilemediği için gözlemler arasındaki mekânsal değişimin göz önünde tutulduğu ekonometrik modellere ihtiyaç duyulmaktadır. Mekânsal ekonometri, Tobler (1970) tarafından “her şey başka her şey ile ilişkilidir, fakat yakın şeyler uzak şeylere göre daha fazla ilişkilidir” biçiminde ifade edilen coğrafyanın ilk yasasından ortaya çıkmıştır (Tatoğlu, 2022:1). Mekânsal ekonometri, kesit ve panel verilerle tahmin edilen regresyon modellerindeki bir alandaki gözlem değerlerinin diğer yakın gözlemlerle ne kadar ilişkili olduğunu ölçen mekânsal otokorelasyon (bağımlılık) ve bir bölgedeki olayın sabit olmayan hata varyansındaki değişimi veya eşit olmayan dağılımını ifade eden mekânsal heterojenlik için geliştirilmiştir (Görgün ve Sülkü; 2020:306).

Gözlemler arasındaki komşuluk ilişkilerinin değer ve mekân benzerliklerinin uyumu şeklinde ifade edilen mekânsal otokorelasyon pozitif ve negatif biçimde gözlenebilmektedir. Pozitif mekânsal otokorelasyon; ilgilenilen değişken bakımından düşük ya da yüksek değerli gözlemlerin aynı alanda kümelenme eğilimi, negatif mekânsal otokorelasyon ise bir alandaki gözlem değerlerinin ilgilenilen değişken bakımından komşu alanlardaki farklı gözlem değerleri ile yakın olma eğilimi olarak tanımlanmaktadır. Bir başka ifade ile pozitif mekânsal otokorelasyonda ilgilenilen değişken bakımından yüksek değerler etrafında yüksek değerler, düşük değerler etrafında düşük değerler yer almaktadır. Negatif otokorelasyonda yüksek değerler etrafında düşük değerler, düşük değerler etrafında yüksek değerler bulunmaktadır. Gözlemler arasındaki bağlantıların ne şekilde gerçekleştiğini ortaya koymak amacıyla “mekânsal ağırlıklandırma” teknikleri kullanılmaktadır. İncelenen birim mekânsal yapıda ise coğrafi ağırlıklandırma tekniklerinden yararlanılmaktadır (Anselin, 2008:627). Gözlemlerin dağılımlarının herhangi bir kalıba uymadığı rassallık durumu da mekânsal otokorelasyonun söz konusu olmadığı durumdur. Mekânsal etkileşimin belirlenebilmesi için oluşturulan ekonometrik modelde mekânsal bir bağıntının dahil edilmesi gerekliliği söz konusudur. Bu amaçla her bir gözlemin bir dizi komşu gözlemle ilişkili olduğu ayrıca mekânsal kalıba uygun mekânsal ağırlık matrisi oluşturulmaktadır. $N \times N$ boyutlu stokastik süreç içeren pozitif mekânsal ağırlık matrisinde (\tilde{W}), i konumundaki satır elemanı ile j konumundaki sütun elemanı arasındaki ilişkinin gücü (\tilde{w}_{ij}) ile gösterilmektedir. Eğer i ve j konumları arasında komşuluk yoksa $\tilde{w}_{ij} = 0$, komşuluk varsa $\tilde{w}_{ij} = 1$ olur (Tatoğlu, 2022:4; Güriş ve Çağlayan, 2018:280; Zeren, 2010:22). Mekânsal ağırlık matrisi (\tilde{W})’nde ilgili bölge/mekânın kendisiyle komşuluğu sıfır olduğu için köşegen elemanlarının sıfır olması ve fazla sayıda komşuluğa sahip konumların ağırlıklarının yüksek çıkmaması sebebiyle standardize edilmesi gerekmektedir.

Satırları standardize edilen mekânsal ağırlık matrisi $w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$ ile oluşturulmaktadır (Tatoğlu, 2022:4; Zeren, 2010:23). Mekânsal birimler arasındaki ilişki, sınırdaşığa bağlı ağırlıklandırmalarda sınırların ayırt edilebilir bir harita üzerinden konuma dayalı olarak belirlenmesiyle oluşturulmaktadır. Bitişik alanlar ortak bir kenar paylaşıyorsa kale komşuluğu, ortak bir köşe paylaşıyorsa fil komşuluğu, hem ortak bir kenar hem de köşe paylaşıyorsa vezir

komşuluğu söz konusu olmaktadır (Anselin, 1988:18; Yücel, 2021: 64-64; Terzioğlu, 2020:603).

Mekânsal bağımlılık, mekânsal gecikme ve mekânsal hata bağımlılığı olarak farklı şekilde gözlenmektedir. Bağımlı değişkendeki mekânsal korelasyonu açıklayan mekânsal gecikme modeli SAR model bağımlı değişken Y ' nin komşu alanlardaki gözlemlere bağlı olmasını mümkün kılmaktadır. Mekânsal gecikmeli değişken olan WY ' nin modelde bağımsız değişken olarak yer aldığı SAR modeli (1)' de verilmektedir.

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (1)$$

SAR modelindeki ρ ; mekânsal gecikme parametresidir. ρ ' nun değeri -1 ve +1 arasındadır. $\rho=0$ olduğunda model klasik regresyon modeline dönüşmektedir. Mekânsal Durbin Modeli (SDM) ise mekânsal gecikme modeli (SAR)'nde mekânsal gecikmeli bağımsız değişkenlerin yer almasıyla elde edilmektedir. SDM modeli;

$$Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon, \quad N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2)$$

şeklinde ifade edilmektedir.

Mekânsal ekonometrik analizlerde; mekânsal etkilerin test edilmesinde Moran (1950) tarafından geliştirilen Moran-I istatistiğinden yararlanılmaktadır. EKK artıkları arasındaki mekânsal bağımlılığın incelenmesi için önerilen test istatistiği (Anselin ve Hudak, 1992: 518);

$$I = \frac{N}{S_0} \left[\frac{\hat{\varepsilon}' w \hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}} \right], \quad (3)$$

ile gösterilmektedir. Burada $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ ' dir ve mekânsal ağırlık matrisinin (w) eleman

toplamıdır. $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\beta}$, EKK modeli artıklarıdır ve $\hat{\beta} = (X'X)^{-1} X'Y$ ' dir. Moran-I istatistiğinin sıfır hipotezi "H₀: EKK modeli artıkları arasında mekânsal bağımlılık yoktur" şeklindedir. Standartlaştırılmış Moran-I istatistiği standart normal dağılım tablosunda belirlenen kritik değerden büyük ise H₀ reddedilmektedir. Moran-I istatistiğinin pozitif olması, yüksek değerlere sahip birimlerin yüksek, düşük değerlere sahip birimlerin düşük değerli komşularla çevrili olduğunu ifade eden pozitif mekânsal bağımlılığı göstermektedir. Herhangi bir mekanda yer alan gözlemler ile komşu mekan/mekanlardaki gözlemlerin ortalaması arasındaki ilişkilerin Moran-I saçılım diyagramı ile incelenmesi de mümkündür (Anselin vd., 2007: 295-296). Alternatif hipotezin geçerli olması durumunda mekânsal bağımlılığın kaynağı ile ilgili yeterli bilgi elde edilemediği için alternatif mekânsal bağımlılık testlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Burridge (1980), Moran-I istatistiğine alternatif Lagrange Çarpanı (LM) testini geliştirmiştir. Mekânsal hata ve mekânsal gecikme modeli için sırasıyla LM_p ve LM_λ istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Anselin ve Florax, 1995:25).

$$LM_{\lambda} = (\varepsilon' w \varepsilon / \sigma^2)^2 / \text{tr}(w' w + w^2), \quad (4)$$

Burada $\sigma^2 = \varepsilon' \varepsilon / n$ ' dir. $LM_{\lambda} \sim \chi_{\alpha;1}^2$ ile ki-kare dağılımı göstermektedir.

$$LM_p = \left\{ \varepsilon' w Y / \sigma^2 \right\} / \left\{ (wX\beta)' M w X\beta / \sigma^2 + \text{tr}(w' w + w^2) \right\} \quad (5)$$

Standart regresyon modelinin EKK tahmininden yararlanılarak elde edilmektedir. Burada $M = I - X(X'X)^{-1}X'$ dir. β , regresyon modeli katsayı vektörüdür ve $LM_{\rho} \sim \chi_{\alpha;1}^2$ ile ki-kare dağılmaktadır. Mekânsal hata bağımlılığının testi ile birlikte mekânsal gecikme bağımlılığını da değerlendiren $LM_{\rho\lambda}$ testi ise;

$$LM_{\rho\lambda} = \left\{ \frac{(\varepsilon w Y / \hat{\sigma}^2 - \varepsilon w \varepsilon / \hat{\sigma}^2)}{\hat{n}_{\rho, \beta} - T} \right\} + \frac{[\varepsilon' w \varepsilon / \hat{\sigma}^2]^2}{T}, \quad LM_{\rho\lambda} \sim \chi_{\alpha;2}^2 \quad (6)$$

şeklinde ifade edilmektedir (Anselin, 2006:938-939). $LM_{\rho\lambda}$ testi için sıfır hipotezi $H_0: \lambda = \rho = 0$ ' dir. Literatürde yaygın biçimde kullanılan karma yaklaşıma göre; LM_{ρ} ve LM_{λ} hesaplanmaktadır. Her ikisi de anlamlı değilse klasik ekonometrik model kullanılmaktadır, anlamlı ise dirençli testlerden yararlanılmaktadır*.

3. KONUT FİYAT ENDEKSİ VE ENFLASYON İLİŞKİSİNİN MEKÂNSAL ANALİZİ

Bu bölümde; Türkiye' de İBBS-Düzyey2 sınıflamasına göre bölgelerin konut fiyat endekslerinin mekânsal analizine yer verilmektedir. Çalışmadaki birim boyutunun İBBS-Düzyey2 sınıflamasına göre bölgeler olması bölgeler arası komşuluk ilişkilerinin değerlendirilmesini de gerekli kılmaktadır. Bu sebeple konut fiyat endeksleri için mekânsal otokorelasyonları dikkate alan ekonometrik modeller incelenmektedir. Ayrıca konut fiyat endeksi ile enflasyon arasındaki mekânsal ilişki de değerlendirilmektedir.

3.1. Veri

Çalışmada verileri 2022 yılı için mayıs ayı itibariyle Türkiye' de İBBS-Düzyey2 sınıflamasına göre 26 bölgenin konut fiyat endeksleri ve enflasyonun göstergesi olarak kullanılan tüketici fiyat endekslerinden oluşmaktadır. Veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası' nın elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) elde edilmiştir. Değişken bilgileri Tablo 1'deki gibidir:

Tablo 1. Modelde Kullanılan Değişken Tanımları

KFE	Konut Fiyat Endeksi
TUFE	Tüketici Fiyat Endeksi

Türkiye' de İBBS-Düzyey2' ye göre sınıflandırılmış bölge bilgileri de Tablo 2'de verilmektedir.

Tablo 2. Türkiye' de İBBS-Düzyey2' ye Göre Bölge Sınıflandırması

Bölge No	Kod/Alt Bölge Adı/(İller)
1	TR10 / İstanbul/ (İstanbul)
2	TR21 / Tekirdağ/ (Tekirdağ, Edirne, Kırklareli)
3	TR22 / Balıkesir/ (Balıkesir, Çanakkale)
4	TR31 / İzmir/ (İzmir)
5	TR32 / Aydın/ (Aydın, Denizli, Muğla)
6	TR33 / Manisa/ (Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak)

* Dirençli LM istatistikleri ile ilgili bilgi için bkz. Zeren, 2010:27.

7	TR41 / Bursa/ (Bursa, Eskişehir, Bilecik)
8	TR42 / Kocaeli/ (Kocaeli, Sakarya, Düzce, Bolu, Yalova)
9	TR51 / Ankara/ (Ankara)
10	TR52 / Konya/ (Konya, Karaman)
11	TR61 / Antalya/ (Antalya, Isparta, Burdur)
12	TR62 / Adana/ (Adana, Mersin)
13	TR63 / Hatay/ (Hatay, Kahramanmaraş, Osmaniye)
14	TR71 / Kırıkkale/ (Kırıkkale, Aksaray, Niğde, Nevşehir, Kırşehir)
15	TR72 / Kayseri/ (Kayseri, Sivas, Yozgat)
16	TR81 / Zonguldak/ (Zonguldak, Karabük, Bartın)
17	TR82 / Kastamonu/ (Kastamonu, Çankırı, Sinop)
18	TR83 / Samsun/ (Samsun, Tokat, Çorum, Amasya)
19	TR90 / Trabzon/ (Trabzon)
20	TRA1 / Erzurum/ (Erzurum, Erzincan, Bayburt)
21	TRA2 / Ağrı/ (Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan)
22	TRB1 / Malatya/ (Malatya, Elazığ, Bingöl, Tunceli)
23	TRB2 / Van/ (Van, Muş, Bitlis, Hakkari)
24	TRC1 / Gaziantep/ (Gaziantep, Adıyaman, Kilis)
25	TRC2 / Şanlıurfa/ (Şanlıurfa, Diyarbakır)
26	TRC3 / Mardin/ (Mardin, Batman, Şırnak, Siirt)

Çalışmada Tablo 2’de bilgileri verilen 26 bölgenin KFE ve TUFİ verileri kullanılarak bölgeler arasındaki mekânsal ilişkiler değerlendirilmektedir.

Değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 3’te gösterilmektedir.

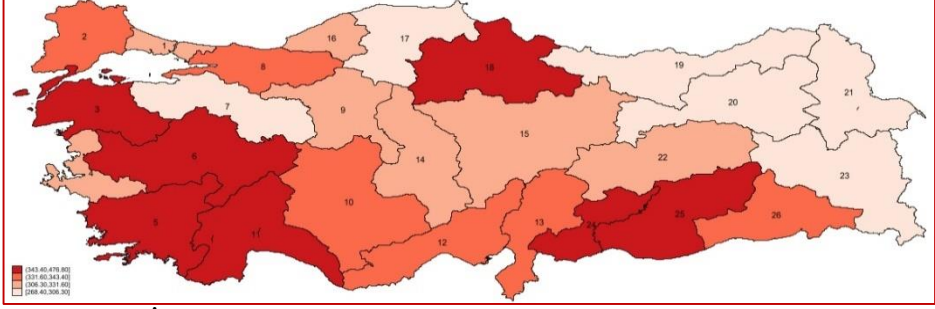
Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler

	KFE	TUFİ
Ortalama	337,7346	863,6807
Medyan	331,6000	866,8088
Mak.	476,8000	913,7350
Min.	268,4000	791,9775
Std. Sapma	47,80449	30,77656
Çarpıklık	1,532798	-0,600117
Basıklık	5,340000	2,756437
Jarque-Bera (p-Değeri)	16,11294 (0,000317)	1,624876 (0,443775)

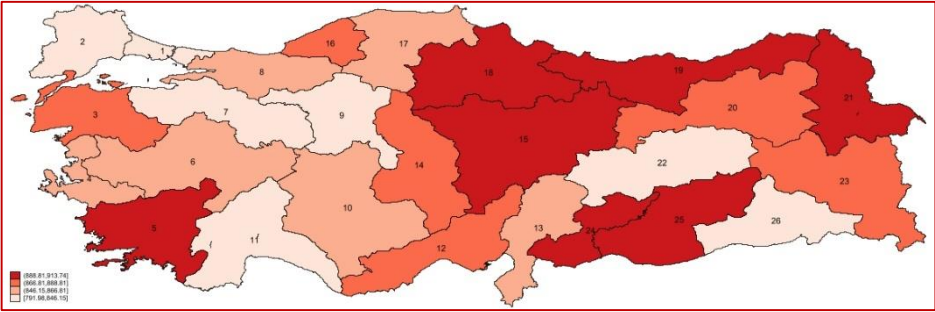
Tablo 3’te tanımlayıcı istatistikler ilgililenen dönem için konut fiyat endeksleri ve tüketici fiyat endeksleri serileri ile ilgili özet istatistiksel bilgi sunmak amacıyla verilmiştir. Tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde Jarque-Bera istatistiğine göre; KFE serisi normal dağılım göstermezken istatistiğe göre TUFİ serisinin normal dağıldığını söylemek mümkündür. Ayrıca KFE serisinin çarpıklık ve basıklık değerleri serinin simetrik olmayan normale göre aşırı sivri bir dağılıma sahip olduğunu göstermektedir.

3.2. Analiz Bulguları

Bu bölümde Türkiye İBBS-Düzyey 2 sınıflandırmasına göre 26 bölgenin KFE ve TUFEden değişkenleri açısından mekânsal bağımlılık özellikleri incelenmektedir. Çalışmadaki ekonometrik analizler Stata programı kullanılarak yapılmıştır. Bu amaçla bölgelerin KFE ve TUFEden mekânsal haritaları Şekil 1-4’de verilmektedir.

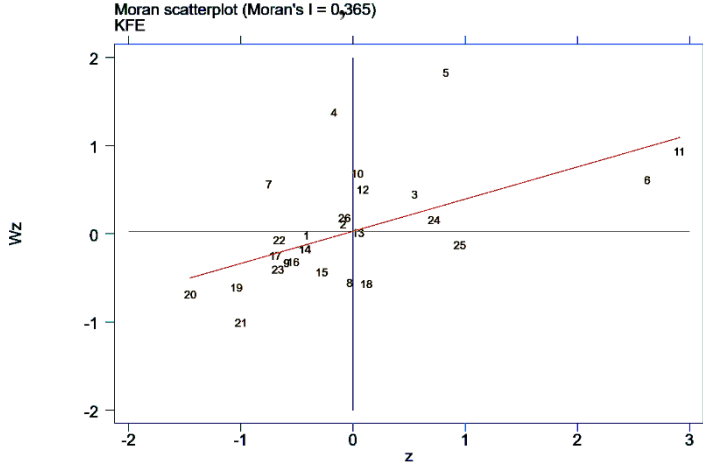


Şekil 1. Türkiye İBBS-Düzyey 2 Sınıflamasına Göre 26 Bölge için KFE'nin Mekânsal Dağılım Haritası



Şekil 2. Türkiye İBBS-Düzyey 2 Sınıflamasına Göre 26 Bölge için TUFEden Mekânsal Dağılım Haritası

Şekil 1 ve 2'deki koyu renklerle ilgili değişkenin en yüksek değerlerine sahip bölgeleri, açık renklerle ise düşük değerlere sahip bölgeleri ifade etmektedir. Şekil 1'de verilen KFE'nin mekânsal dağılımı incelendiğinde değişkenin bölgeler itibarıyla rassal bir dağılım göstermediği ve kümelenmelerin söz konusu olduğu görülmektedir. Benzer biçimde Şekil 2'de bölgelerin TUFEden değişkenine ilişkin mekânsal dağılım haritası değerlendirildiğinde birbirine komşu bölgeler arasında kümelenmelerin olduğu gözlemlenmektedir. Bir başka ifadeyle mekânsal otokorelasyonların varlığından söz etmek mümkündür. Bu nedenle mekânsal haritaların her iki değişken için de rassallık göstermemesi ve kümelenmelerin varlığı mekânsal bir analizi gerekli kılmaktadır. Ayrıca KFE değişkeni için mekânsal otokorelasyonu belirleyen Moran-I istatistiğine ilişkin dağılım diyagramı da Şekil 3'te verilmektedir.



Şekil 3. KFE Değişkeninin Moran-I Dağılım Diyagramı

Şekil 3'te verilen Moran-I dağılım grafiği incelendiğinde bölgelere göre bağımlı değişken konut fiyat endekslerinin rassal olarak dağılmadığı ve pozitif otokorelasyon bölgesinde yoğunlaştığı görülmektedir. Konut fiyat endeksleri için 0,365 olarak hesaplanan Moran-I istatistiğinin değeri pozitif otokorelasyon göstermektedir. Tablo 4'te Moran-I istatistiği dağılım diyagramına göre bölgelerin mekânsal otokorelasyonlarına ilişkin özet tablo verilmektedir.

Tablo 4. Moran-I Dağılım Diyagramına İlişkin Özet Tablo

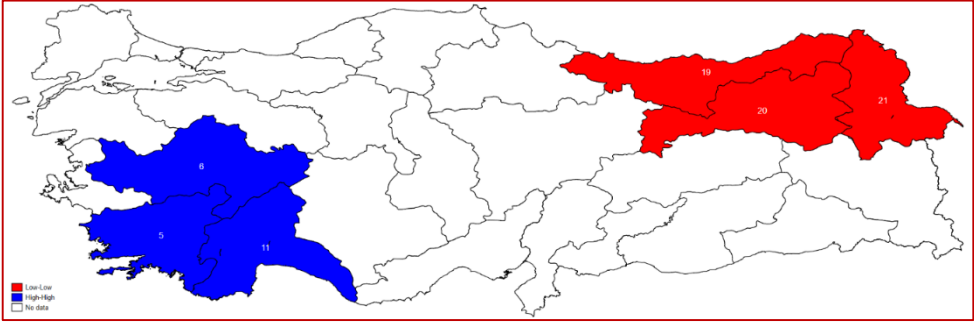
Yüksek-Yüksek	Yüksek-Düşük	Düşük-Yüksek	Düşük-Düşük
3-Balıkesir Alt Böl. 5-Aydın Alt Böl. 6-Manisa Alt Böl. 10-Konya Alt Böl. 11-Antalya Alt Böl. 12-Adana Alt Böl. 24-Gaziantep Alt Böl.	13-Hatay Alt Böl. 18-Samsun Alt Böl. 25-Şanlıurfa Alt Böl.	2-Tekirdağ Alt Böl. 4-İzmir Alt Böl. 7-Bursa Alt Böl. 26-Mardin Alt Böl.	1-İstanbul Alt Böl. 8-Kocaeli Alt Böl. 9-Ankara Alt Böl. 14-Kırıkkale Alt Böl. 15-Kayseri Alt Böl. 16-Zonguldak Alt Böl. 17-Kastamonu Alt Böl. 19-Trabzon Alt Böl. 20-Erzurum Alt Böl. 21-Ağrı Alt Böl. 22-Malatya Alt Böl. 23-Van Alt Böl.

Tablo 4'te belirtilen (Yüksek-Yüksek) bağımlı değişken KFE değerlerinin ilgili bölgenin kendisinde yüksek iken komşularında da yüksek olduğunu, (Düşük-Düşük) ise KFE değerlerinin ilgili bölgenin kendisinde düşük iken komşularında da düşük olduğunu bir başka ifade ile her iki durum pozitif otokorelasyonu ifade etmektedir. (Yüksek-Düşük), KFE değerlerinin ilgili bölge için kendisinde yüksek iken komşularında düşük, (Düşük-Yüksek) ise kendisinde düşük iken komşularında yüksek olduğunu bir başka ifade ile negatif otokorelasyonu göstermektedir.

Buna göre; Moran-I diyagramında (Yüksek-Yüksek) bölgede yer alan 3-Balıkesir Alt Böl., 5-Aydın Alt Böl., 6-Manisa Alt Böl., 10-Konya Alt Böl., 11-Antalya Alt Böl., 12-Adana Alt Böl., 24-Gaziantep Alt Böl.' nin konut fiyat endeksleri Türkiye' nin ortalama değerinden yüksektir ve bu bölgeler yüksek konut fiyat endeksine sahip bölgelerle ilişki içerisindedir. Diyagrama göre (Düşük-Düşük) bölgede yer alan 1-İstanbul Alt Böl., 8-Kocaeli Alt Böl., 9-Ankara Alt

Böl., 14-Kırıkkale Alt Böl., 15-Kayseri Alt Böl., 16-Zonguldak Alt Böl., 17-Kastamonu Alt Böl., 19-Trabzon Alt Böl., 20-Erzurum Alt Böl., 21-Ağrı Alt Böl., 22-Malatya Alt Böl., 23-Van Alt Böl.’ nin ise konut fiyat endeksleri Türkiye ortalama değerinden düşük olup bu bölgeler düşük konut fiyat endeksine sahip bölgelerle ilişki içerisinde. (Yüksek-Düşük) bölgede bulunan 13-Hatay Alt Böl., 18-Samsun Alt Böl., 25-Şanlıurfa Alt Böl.’ nin konut fiyat endeksi değerleri Türkiye ortalamasının üzerindedir fakat bu bölgeler düşük konut fiyat endeksine sahip olan bölgelerle ilişki içerisinde. Benzer biçimde diyagrama göre (Düşük-Yüksek) bölgede yer alan 2-Tekirdağ Alt Böl., 4-İzmir Alt Böl., 7-Bursa Alt Böl., 26-Mardin Alt Böl.’ nin konut fiyat endeksi değerleri Türkiye ortalamasının altında olup söz konusu bölgeler konut fiyat endeksi yüksek olan bölgelerle ilişki içerisinde.

Moran-I diyagramı ile değerlendirilen konut fiyat endekslerinin bölgelere göre mekânsal etkilerinin anlamlı olup olmadığının incelenmesi amacıyla mekânsal ilişkinin göstergesi olan LISA istatistiği kullanılmaktadır. Buna göre bağımlı değişken KFE’ ne ilişkin LISA haritası Şekil 4’te verilmektedir.



Şekil 4. Konut Fiyat Endeksi (KFE) LISA Haritası

Şekil 4’te KFE’ ne ilişkin verilen LISA haritası incelendiğinde kırmızı ile gösterilen (19-20-21 nolu) bölgeler mekânsal kümelenmelerin anlamlı olduğu ve ilişkilerin Düşük-Düşük olarak değerlendirildiği bölgelerdir. Buna göre anlamlı mekânsal etkilerin söz konusu olduğu 19-Trabzon Alt Böl., 20-Erzurum Alt Böl., 21-Ağrı Alt Böl.’ nin konut fiyat endeksleri Türkiye ortalamasının altındadır, kendi bölgelerindeki konut fiyat endeksleri düşük iken komşu bölgelerde de düşüktür ve mekânsal etkileşim gözlenmektedir.

Şekil 4’teki LISA haritasında mavi ile belirtilen (5-6-11 nolu) bölgeler mekânsal kümelenmenin olduğu ve etkileşimin Yüksek-Yüksek olarak değerlendirildiği bölgelerdir. Türkiye ortalamasının üzerinde KFE değerlerine sahip olan 5-Aydın Alt Böl., 6-Manisa Alt Böl., 11-Antalya Alt Böl. için konut fiyat endeksleri bölgenin kendisinde yüksek iken komşu bölgelerde de yüksektir ve mekânsal etkiler anlamlıdır. Mekânsal etkilerin anlamlı olduğu bölgeler incelendiğinde Trabzon, Erzurum, Erzincan, Bayburt, Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan illerini içeren bölgelerin herhangi birinde konut fiyat endekslerindeki düşüş bir diğerini de düşüş yönünde etkilemektedir. Benzer biçimde mekânsal korelasyonun anlamlı olduğu Aydın, Denizli, Muğla, Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak, Antalya, Isparta, Burdur illerini içeren bölgelerde, konut fiyat endekslerinin yüksek olduğunu ve bir bölgedeki yükselişin diğer komşu bölgeyi de yükseliş yönünde etkilediğini söylemek mümkündür.

Konut fiyat endeksi için pozitif otokorelasyon gösteren Moran-I istatistiğine dayalı değerlendirmenin anlamlılık sınaması sonuçları da Tablo 5’te verilmiştir. Test edilen hipotezler; H_0 : Mekansal Otokorelasyon Yoktur, H_1 : Mekansal Otokorelasyon Vardır şeklindedir.

Tablo 5. Mekânsal Otokorelasyon Sınaması Sonuçları

Değişken	Moran-I İst.	z	p-Değeri
KFE	0,365	3,357	0,0000**

** , %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 5'te sonuçları verilen mekânsal otokorelasyon sınaması için Moran-I istatistiğinin değeri 0,365 olarak elde edilmiştir ve $p=0,0000<(0,05)$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilmektedir. Buna göre KFE değişkeni açısından mekânsal otokorelasyon %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlıdır. Ayrıca Moran-I istatistiğinin değerinin pozitif bulunması da pozitif otokorelasyon ilişkisini destekler niteliktedir. Bölgeler konut fiyat endeksleri açısından pozitif mekânsal etkiler göstermektedir. Bu amaçla konut fiyat endeksinin enflasyonla ilişkisinin de mekânsal modellerle incelenmesi açısından en uygun mekânsal ekonometrik modelin seçimi için model tahminleri yapılmaktadır. Öncelikle klasik EKK modeli tahmin edilerek modelin artıklarına tanınal testler uygulanmaktadır.

Tablo 6. EKK Model Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t	p-Değeri
TUFE	0,0924126	0,3164994	0,29	0,773
Sbt	257,5213	273,5213	0,94	0,355
R ² =0,35 Düzeltilmiş R ² =0,38		F=0,09 (p-Değer=0,7728)		

Tablo 6'da sonuçları verilen klasik EKK tahmini ile TUFE katsayısı %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı bulunamamıştır. Model tahmininde parametrelerde ve hata terimlerinde mekânsal etkilerin göz önünde bulundurulmamasından kaynaklandığı düşünülerek tanınal testler uygulanmış ve mekânsal bağımlılık test sonuçlarına Tablo 7'de yer verilmiştir.

Tablo 7. Mekânsal Bağımlılık Test Sonuçları

Testler	Test İstatistiği
Moran-I (Mekansal Hata)	3,325**
$LM_{\rho\lambda}$	7,4970**
LM_{ρ}	7,280**
Dirençli LM_{ρ}	3,396*
LM_{λ}	7,031**
Dirençli LM_{λ}	1,148
Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.	

Mekânsal bağımlılık test sonuçlarını gösteren Tablo 7'de; $LM_{\rho\lambda}$ mekânsal gecikme ve mekânsal hata bağımlılığını birlikte test etmektedir. Hipotezler $H_0: \rho=\lambda=0$, $H_1: \rho\neq\lambda\neq 0$ şeklindedir. Buna göre $LM_{\rho\lambda}$ test istatistiğine göre %5 anlamlılık düzeyinde H_0 reddedilmekte ve mekânsal gecikme ve mekânsal hata bağımlılığını desteklemektedir. Tablo 7'deki bulgulara göre ayrı etkiler incelenirse mekânsal gecikmenin varlığı için LM_{ρ} test istatistiğine göre $H_0: \rho=0$, $H_1: \rho\neq 0$ mekânsal gecikmenin anlamlı olmadığı H_0 hipotezi reddedilmektedir. Benzer şekilde mekânsal hatanın varlığı için LM_{λ} test istatistiği $H_0: \lambda=0$, $H_1: \lambda\neq 0$ mekânsal hatanın olmadığı H_0 hipotezini reddetmektedir. Mekânsal gecikme ve mekânsal hata bağımlılık etkilerinin istatistiksel anlamlı olması durumunda uygun modele karar verilebilmesi için dirençli tahmin sonuçları da değerlendirilmektedir. Dirençli tahmin bulgularına göre; en uygun modelin %10 anlamlılık düzeyinde mekânsal gecikme modeli olduğu görülmektedir. Mekânsal hata etkisi anlamlı bulunamamıştır. Tablo 7'deki

sonuçlara göre önerilen mekânsal ekonometrik model olarak mekânsal gecikme modeli (SAR) ve mekânsal Durbin modelinin tahmin sonuçlarına Tablo 8-9'da yer verilmektedir:

Tablo 8. Mekânsal Gecikme Modeli (SAR) Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: KFE				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z	p-Değeri
TUFE	0,1876114	0,259306	0,72	0,469
Sabit Terim	-12,9672	240,4	-0,05	0,957
ρ	0,5563876	0,1876138	2,97	0,003**
R ² =0,08 F=0,0205 (p-Değeri=0,8873) Not: **, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.				

Tablo 9. Mekânsal Durbin Modeli (SDM) Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: KFE				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z	p-Değeri
TUFE	0,183409	0,2568046	0,75	0,475
w1xTUFE	-0,4396458	0,5189071	-0,85	0,397
Sabit Terim	377,7818	521,8082	0,72	0,469
ρ	0,5375338	0,1906982	2,82	0,005**
R ² =0,06 F=0,6736 (p-Değeri=0,5192) Not: **, %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.				

Tablo 8-9'daki mekânsal gecikme modeli (SAR) ve mekânsal Durbin modeli (SDM) sonuçları incelendiğinde her iki modelde de parametrelerin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı olmadığı fakat mekânsal etki parametresi ρ ' nun %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca modellere ilişkin belirlilik katsayısı (R²) her iki model için de bağımsız değişken (ler) in bağımlı değişkeni açıklamadığını ifade eden oldukça düşük bir değer olarak elde edilmiştir. Benzer şekilde F istatistikleri de modellerin istatistiksel anlamlı olmadığını göstermektedir. Buna rağmen Tablo 7'de mekânsal bağımlılık test bulguları mekânsal hatanın istatistiksel anlamlı olmadığını fakat mekânsal gecikme modelinin önerilebileceğini destekler nitelikte sonuçlar verdiği için mekânsal etki parametresi değerlendirilmiştir. Buna göre; Mekânsal etki ρ parametresinin pozitif ve anlamlı olması İBBS -Düzyey2 sınıflamasına göre 26 bölgedeki bir bölge konut fiyat endeksindeki artışın komşu bölgelerdeki konut fiyat endekslerini de etkilediğini göstermektedir. Modellerde bağımsız değişken olarak bölgelerin tüketici fiyat endeksleri (TUFE) kullanılmış ve TUFE ile konut fiyat endeksleri (KFE) arasındaki ilişki de araştırılmıştır. Tahmin edilen her iki mekânsal ekonometrik modelde de TUFE parametresi %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı bulunamamıştır. Bir başka ifade ile çalışma bulguları; İBBS-Düzyey2 sınıflamasına göre 26 bölgedeki enflasyon artışının konut fiyat endeksleri üzerinde etkili olmadığını göstermektedir. Model parametrelerinin ve model anlamlılık kriterleri F ve R² test istatistiklerinin de anlamlı bulunamaması, modelde konut fiyatlarını etkileyen enflasyon dışında diğer faktörlerin de göz önünde bulundurulmasının konuya açıklık getirmek bakımından önemli olduğunu göstermekte ve mekânsal gecikmenin anlamlı bulunması sebebiyle mekânsal etkilerin inceleneceği gelecek çalışmalar için çok boyutlu değerlendirilmesi düşünülmektedir.

4. SONUÇ

Bu çalışmada; 2022 yılı için Mayıs ayı itibarıyla Türkiye’de İBBS-Düzyey2 sınıflamasına göre 26 bölgenin konut fiyat endekslerinin mekânsal analizi yapılarak konut fiyat endeksi ile enflasyon ilişkisi incelenmiştir. Mekânsal etkiler dağılım haritaları ile değerlendirilmiş, konut fiyat endeksi (KFE) ve enflasyonun göstergesi olarak kullanılan tüketici fiyat endeksi (TUFEE) haritalarında mekânsal kümelenmelerin varlığı gözlenmiştir. Bu amaçla mekânsal otokorelasyonun anlamlılığı için hesaplanan Moran-I istatistiği 0,365 olarak elde edilmiştir ve bağımlı değişken konut fiyat endeksi (KFE) için mekânsal otokorelasyon %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı bulunmuştur.

Buna göre, bölgeler konut fiyat endeksi (KFE) açısından mekânsal etkiler göstermektedir. LISA haritası ile değerlendirilen anlamlı mekânsal etkilerin söz konusu olduğu 19-Trabzon Alt Böl., 20-Erzurum Alt Böl., 21-Ağrı Alt Böl.’nin konut fiyat endekslerinin Türkiye ortalamasının altında olduğu ve kendi bölgelerindeki konut fiyat endeksleri düşük iken komşu bölgelerde de düşük olduğu gözlenmiştir. Benzer biçimde Türkiye ortalamasının üzerinde KFE değerlerine sahip olan 5-Aydın Alt Böl., 6-Manisa Alt Böl., 11-Antalya Alt Böl. için konut fiyat endeksleri için bölgenin endeks değeri kendisinde yüksek iken komşu bölgelerde de yüksek olduğunu söylemek mümkündür. Bulgulara göre; mekânsal etkilerin anlamlı olduğu bölgeler il bazında incelendiğinde ise Trabzon, Erzurum, Erzincan, Bayburt, Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan illerini içeren bölgelerin herhangi birinde konut fiyat endekslerindeki düşüş bir diğerini de düşüş yönünde etkilemektedir. Benzer biçimde mekânsal otokorelasyonun anlamlı olduğu Aydın, Denizli, Muğla, Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak, Antalya, Isparta, Burdur illerini içeren bölgelerde ise konut fiyat endekslerinin yüksek olduğunu ve bir bölgedeki yükselişin diğer komşu bölgeyi de yükseliş yönünde etkileyebileceğini söylemek mümkündür.

Söz konusu 26 bölge için enflasyonun konut fiyatları üzerindeki mekânsal etkisinin incelenmesi için klasik EKK yöntemi ile tahmin edilen başlangıç modelinin artık terimlerine mekânsal hata ve mekânsal gecikme bağımlılık testleri uygulanmıştır. Test sonuçları mekânsal gecikme model tahminlerinin yapılmasının uygun olduğunu göstermiştir. Buna göre tahmin edilen mekânsal gecikme modeli (SAR) ve mekânsal ağırlıklı bağımsız değişkenin modelde bağımsız değişken olarak yer aldığı mekânsal Durbin modeli (SDM) sonuçları da mekânsal etki parametresi ρ ’nun %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlı olduğunu destekler niteliktedir. Her iki modelde de mekânsal etki ρ parametresinin pozitif ve anlamlı bulunmasını; İBBS -Düzyey2 sınıflamasına göre söz konusu bir bölgedeki konut fiyat endeksindeki artışının (düşüş) komşu bölgelerde de artışa (düşüşe) sebep olacağı şeklinde yorumlamak mümkündür. Tahmin edilen her iki modelde de incelenen dönem için İBBS -Düzyey2 sınıflamasına göre 26 bölgede enflasyonun konut fiyat endeksleri üzerindeki mekânsal etkileri istatistiksel anlamlı bulunmamıştır. Birbirine komşu mekânsal bağımlılığın anlamlı olduğu bölgelerde konutlarla ilgili benzer bir fiyatlama tutumu görülmektedir. Bu durum fiyatı düşük (yüksek) olan konutların bulunduğu bölgenin komşu bölgedeki konut fiyatlarını da düşürdüğünü (yükselttiğini) ifade etmektedir. Ayrıca çalışma bulgularına göre; enflasyonun konut fiyatlarını etkilememesi, konut fiyat endeksi için pozitif mekânsal bağımlılığın anlamlı bulunduğu Trabzon, Erzurum, Erzincan, Bayburt, Ağrı, Kars, Iğdır, Ardahan illerini ve Aydın, Denizli, Muğla, Manisa, Afyonkarahisar, Kütahya, Uşak, Antalya, Isparta, Burdur illerini içeren bölgelerde özellikle enflasyondan korunmak amacıyla konuta yatırım yapanların farklı yatırım araçlarına yönelmelerinin uygun olabileceğini söylemek mümkündür. Bölgelerin konut fiyat endeksleri bireysel konut kredileri baz alınarak hesaplandığı için bireysel konut kredilerinin etkin kullanımını tüm bölgeler bazında sağlayacak politikalar izlenmesi de bölgelerin benzer fiyatlama yapısına sahip olması açısından önem arz etmektedir. Konuyla ilgili literatür

incelendiğinde, farklı yaklaşım ve analizlerin uygulandığı konut fiyatları ile enflasyon arasındaki ilişkileri inceleyen çalışma bulgularımıza paralel sonuçlar sunan bazı (Cohen ve Karpavičiūtė (2017), Hatipoğlu (2021)) çalışmalar mevcut olmakla birlikte enflasyonun konut fiyatları üzerindeki etkilerinin istatistiksel anlamlı bulunduğu bulgular elde eden (Korkmaz (2019), Kuang ve Liu (2015)) gibi çalışmalar da mevcuttur. Buna bağlı olarak ülke ekonomilerindeki tutarsızlıklar özellikle yatırımcıların konut piyasalarına yönelik risk algısını önemli derecede yükselten bir faktör olarak görülmektedir. Konut yatırımlarının enflasyon oranları üzerinde getiri sağladığına yönelik çalışmalar mevcut olsa da kontrol edilemeyen yüksek enflasyon dönemlerinde yatırımcıların alım gücündeki düşme, ekonomik koşullarındaki negatif yöndeki değişimler ile birlikte getiri kaybı ve yatırımlarında değer kaybı söz konusu olabilecektir. Bu bağlamda değerlendirilirse ancak uzun vadede piyasa risklerinden korunmak için yatırımcıların gayrimenkul piyasalarına yönelmelerinin anlamlı olacağı düşünülmektedir.

Ayrıca çalışmanın, konut fiyat endeksinin 26 bölge için mekânsal bağımlılığının anlamlı bulunması bulgusu ile bu alandaki araştırmacılar için konut fiyat endekslerini etkileyen enflasyon gibi diğer tüm faktörlerin mekânsal olarak analizinin değerlendirilmesi gerektiğine yönelik bir ipucu niteliği taşıdığını söylemek de mümkündür.

KAYNAKÇA

- ANSELIN, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Boston.
- ANSELIN, L. (2006). *Spatial Econometrics- Palgrave Handbook of Econometrics: Econometric Theory: Vol: 1*, Ed.by T. Mills, K. Patterson, Basingstoke, Palgrave Macmillan.
- ANSELIN, L., & HUDAK, S. (1992). "Spatial econometrics in practice : A review of software options", *Regional Science and Urban Economics*, Elsevier, 22(3):509-536.
- ANSELIN, L., SRIDHARAN, S., & GHOLSTON, S. (2007). "Using Exploratory Spatial Data Analysis to Leverage Social Indicator Databases: The Discovery of Interesting Patterns", *Social Indicators Research*, 82: 287-309.
- BADURLAR, İ.Ö. (2008). "Türkiye’de Konut Fiyatları İle Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Araştırılması", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1): 223-238.
- BURRIDGE, P. (1980). "On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 42:107-108.
- CELLMER R., BELEJ M., & CICHULSKA A. (2019). "Identification of Cause-And-Effect Relationships in the Real Estate Market Using The VAR Model and the Granger Test", *Real Estate Management and Valuation*, 27(4): 85-95.
- CELLMER R., CICHULSKA A., & BELEJ M. (2020). "Spatial Analysis of Housing Prices and Market Activity with the Geographically Weighted Regression", *ISPRS Int. J. Geo- Inf.*, 9(380): 1-19.
- COHEN, V., & KARPAVİČIŪTĒ, L. (2017). "The Analysis of The Determinants Of Housing Prices", *Independent Journal Of Management & Production (IJM&P)*, 8(1): 48-63.
- ERYŪZLŪ, H., & EKİCİ, S. (2020). "Konut Fiyat Endeksi ve Reel Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye Örneği", *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 7(12): 97-105.

- GEBESOGLU, P.F. (2019). "Housing Price Index Dynamics in Turkey", *Journal of Yasar University*, 14 (Special Issue): 100-107.
- GOK, I.Y., & KECELİ, A. (2015). "Determinants Of House Prices In Turkey: Comparative Analysis Of Development Regions", the 2015 WEI International Academic Conference Proceedings, Harward-USA, 110-122.
- GÖRGÜN, S., & SÜLKÜ, S.N. (2020). "2008 Global Krizinin Gelişmekte Olan Ülkeler Arasındaki Yayılımının Mekânsal Ekonometrik Analizi", *Ekonomik Yaklaşım*, 31(116): 301-340.
- GÜRİŞ, S., & ÇAĞLAYAN, T. (2018). "Mekânsal Yapı İktisadi Büyüme Etkileri mi: OECD Ülkeleri Örneği", *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 10(19):277-290.
- HELBICH, M., BRUNAUER, W., VAZ, E., & NIJKAMP, P. (2013). "Spatial Heterogeneity in Hedonic House Price Models: The Case of Austria", *Tinbergen Institute Discussion Paper*, 1-24.
- KIONG, W.V., & ARALAS, S.B. (2019). *Macroeconomic Variables and Housing Price In Malaysia*, Proceedings of the International Conference on Economics (ICE 2019), 23-34.
- KORKMAZ, Ö. (2019). "The Relationship Between Housing Prices and Inflation Rate in Turkey: Evidence From Panel Konya Causality Test", *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 13(3):427-452.
- KUANG, W., & LIU, P. (2015). "Inflation and House Prices: Theory and Evidence from 35 Major Cities in China", *International Real Estate Review*, 18(1): 217 – 240.
- LAN F., & ZHANG, Y. (2011). "Spatial Autoregressive Model of Commodity Housing Price and Empirical Research", *Systems Engineering Procedia*, 1:206–212.
- PIJNENBURG, K. (2013). "The Spatial Dimension of US House Price Developments", *Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Discussion Papers-1270*, 1-26.
- TERZİOĞLU, M. K., YÜCEL, M. A., DEMİRKIRAN, S., & ACAROĞLU, D. (2020). "Kentsel İnovasyonun Kentleşme Üzerine Mekânsal Etkisi", *İdealkent*, 11(30):592 - 620.
- YALÇIN, E.C., TIRAŞOĞLU, M., & ÇEVİK, E. (2017). "Bölgesel Bazlı Konut Fiyat Endeksi ile Ekonomik Güven Endeksi Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Örneği", *Girişimcilik ve Kalkınma Dergisi*, 12(2):123-137.
- YERDELEN TATOĞLU, F. (2022). *Mekansal Ekonometri Stata Uygulamalı*. Beta Basım Yayın Dağıtım A.Ş., İstanbul.
- YILDIRIM, M.O. (2019). "Dalgalanma Etkisi ve Bölgesel Konut Fiyatları: Türkiye' den Bulgular", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar* (649): 23-42.
- YILMAZ, B., & KESTEL, A.S.S. (2020). "Forecasting House Prices in Turkey: GLM, VAR and Time Series Approaches", *Journal of Business, Economics and Finance (JBEP)*, 9(4): 274-291.
- WIDLAK, M., WASZCZUK, J., & OLSZEWSKI, K. (2015). "Spatial and Hedonic Analysis of House Price Dynamics in Warsaw", *NBP Working Paper*, 197:1-26.

ZEREN, F. (2010). “Mekânsal Etkileşim Analizi”. *Ekonometri ve İstatistik*, 12:18–39.

ZULKİFLİ, A. B., KOGID, M., PINJAMAN, S., & ALIN, J. M. (2022). “Macroeconomic Variables and Malaysia House Price Index”, *International Journal of Academic Research in Economics and Management and Sciences*, 11(1):106–116.