국토계획
pISSN: 1226-7147, eISSN: 2383-9171
https://doi.org/10.17208/jkpa.2026.10.61.5.194
Check for updates
Journal of Korea Planning Association Vol.61, No.5 (2026)
대한국토·도시계획학회지 「국토계획」 제61권 제5호 pp.194-208

서울과 도쿄 역세권의 실제 용도지역 구성과 법정 혼합허용도가 공동주택 가격과 갖는 조건부 관련성
: 공간헤도닉 모형과 예측 중요도 보조분석

Conditional Associations between Actual Zoning Composition, Statutory Mixed-Use Permissiveness, and Multifamily Housing Prices in Station Areas of Seoul and Tokyo
: A Spatial Hedonic Model with Supplementary Predictive-Importance Analysis

성경모*
Sung, Kyungmo

Abstract

This study examined how actual zoning composition around stations and statutory mixed-use permissiveness were conditionally associated with multifamily housing prices in Seoul and Tokyo from 2020 to 2024. It focused on the structure of within-city associations rather than cross-city differences in price levels or institutional effect sizes. Seoul transactions were linked to zoning using geocoded coordinates, whereas Tokyo transactions were assigned nearest-station centroids as proxy coordinates because individual transaction coordinates were unavailable. The baseline analysis used city-specific OLS models with year fixed effects and HC3 and station-clustered robust standard errors. Because Moran's I values for the OLS residuals were 0.661 in Seoul and 0.630 in Tokyo, spatial error and spatial lag models were estimated using identical 5,000-observation samples, and robustness was assessed across 20 repeated subsamples. XGBoost-SHAP was used to explore predictive importance only, not causal effects. Statutory permissiveness and observed zoning composition showed distinct associations with prices that varied by standard-error method and spatial-model specification. These dimensions therefore convey different information, and their associations with price cannot be characterized by a single regression coefficient.

주제어 역세권, 용도지역 구성, 법정 혼합허용도, 공간헤도닉 모형, 예측 중요도
Keywords Station Areas, Zoning Composition, Statutory Mixed-Use Permissiveness, Spatial Hedonic Model, Predictive Importance

I. 서 론

1. 연구 배경 및 목적

서울과 도쿄의 역세권에서는 공동주택 거래가 상업지역, 준주거지역, 일반주거지역 등 서로 다른 용도지역 안팎에서 발생한다. 같은 '역세권 공동주택'이라 하더라도 주변의 용도지역 배치와 해당 용도지역에서 허용되는 혼합용도의 범위는 거래마다 다르게 결합된다. 이러한 차이 때문에 역세권 주택가격을 역까지의 접근성만으로 설명하기는 어렵다. 예컨대 역과의 거리가 같더라도 상업지역이 넓게 지정된 곳과 주거지역으로 둘러싸인 곳에서는 가격이 다르게 형성될 수 있다. 본 연구는 이 지점에서 출발하여, 역세권의 관측된 용도지역 구성과 법정 혼합허용도가 주택가격과 함께 나타나는 방식을 구분해 살펴본다.

* Doctor, Department of Urban Planning and Design, University of Seoul (First Author: miliarium@naver.com)

이를 구체적으로 살펴보려면 먼저 '지정된 구성'과 '법적으로 허용된 가능성'을 구분할 필요가 있다. 역세권 안에 상업지역이나 주거지역이 얼마나 배치되어 있는지는 관측된 용도지역 구성에 해당한다. 이에 비해 해당 용도지역에서 주거·상업·업무 기능이 어느 범위까지 허용되는지는 법정 혼합허용도의 문제이다. 같은 상업지역 비중을 가진 역세권이라도 세부 용도지역별 허용범위와 밀도 조건은 다를 수 있으며, 법적으로 폭넓은 이용이 허용된 지역도 실제 용도지역 구성은 단조로울 수 있다. 기존의 토지이용 혼합 연구는 대체로 이 두 차원을 명시적으로 나누지 않았다. 따라서 본 연구는 두 차원을 하나의 토지이용 혼합 지표로 묶지 않고, 주택가격과의 관련 양상을 각각 확인한다.

이러한 개념적 구분을 바탕으로, 본 연구는 서울과 도쿄 역세권에서 실제 용도지역 구성과 법정 혼합허용도가 공동주택 가격과 함께 나타나는 방식을 살펴본다. 분석의 초점은 두 도시의 가격 수준이나 제도 효과를 비교하는 데보다, 각 도시 내부에서 용도지역 구성과 법정 허용범위가 가격과 어떤 관련 양상을 보이는지 확인하는 데 있다.

이러한 목적에 따라 설정한 네 가지 연구질문은 다음과 같다.

첫째, 역세권의 실제 용도지역 구성은 공동주택 가격과 어떤 관련 양상을 보이는가. 둘째, 법정 혼합허용도는 실제 용도지역 구성과 구분되는 별도의 가격 관련성을 갖는가. 셋째, 이러한 관련성은 공간적으로 구조화된 미관측 요인을 고려한 뒤에도 유지되는가. 넷째, 선형 회귀모형에서 확인된 결과는 예측모형의 변수 중요도 패턴과 어느 정도 맞물리는가.

이와 같이 서울과 도쿄는 같은 분석틀로 살펴보되, 자료의 위치 정밀도와 제도적 맥락이 서로 다르다는 점을 결과 해석에 함께 반영하였다.

이러한 연구질문을 실증적으로 검토하기 위해 분석기간은 2020년부터 2024년까지로 설정하였다. 거래자료, 용도지역 정보, 역세권 공간지표를 두 도시에서 일관된 기준으로 결합할 수 있는 최근 5년이기 때문이다. 기본 OLS 모형에는 거래연도 고정효과를 포함하여 연도별 시장조건의 차이를 일부 통제하였다. 그러나 연도 고정효과만으로 모든 거시경제적·제도적 변화를 제거하기는 어려우므로, 결과는 인과효과가 아닌 조건부 관련성으로 해석한다.

이와 같은 분석 범위와 해석 원칙을 바탕으로, 본 연구는 기존 연구와 세 가지 측면에서 차이를 갖는다. 우선 실제 역세권 용도지역 구성과 법정 혼합허용도를 분리하여, 제도가 허용하는 범위와 관측된 공간구성이 가격과 맺는 관계를 각각 살펴본다. 법정 혼합허용도는 허용용도 매트릭스에 기초해 구성하였으며, 조건부 허용 점수에 대한 민감도 분석을 통해 지표 설정에 따른 결과의 변화를 점검하였다. 분석 단계에서는 전체 표본 OLS, 역 단위 군집강건 표준오차, 동일 표본 공간모형, XGBoost-SHAP 예측 중요도 분석을 순차적으로 적용하였다. 이를 통해 각 결과가 어떤 분석조건에서 유지되거나 달라지는지 확인한다. 서울과 도쿄의 결과 역시 이러한 분석조건과 도시별 자료구조를 고려하여 해석한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. Ⅱ장은 선행연구를 검토하며 분석 관점을 세운다. Ⅲ장은 자료와 변수, 분석방법을 설명한다. Ⅳ장은 분석 결과를 제시하고, Ⅴ장은 결과를 종합해 논의한다. Ⅵ장은 한계를, Ⅶ장은 결론을 정리한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구

1. 역세권 접근성과 주택가격

헤도닉 가격모형에서 주택가격은 주택 자체의 물리적 속성뿐 아니라 주변 입지, 공공서비스, 교통 접근성, 생활환경, 지역적 편의시설의 조합을 반영한다(Rosen, 1974; Alonso, 1964). 이 틀에서 철도역까지의 거리나 접근 시간은 통근비용, 이동 편의성, 중심지 접근성, 생활서비스 이용 가능성을 한꺼번에 압축하는 변수로 사용된다. 특히 서울과 도쿄처럼 철도망이 대도시권 공간구조를 강하게 조직하는 도시에서는 역 접근성이 공동주택 가격의 공간적 차이를 설명하는 가장 기본적인 통제변수로 기능한다. 도시철도 개통이 역세권 토지이용 변화와 맞물린다는 점은 국내 실증연구에서도 확인되었고(강재원·성현곤, 2018), 수도권 1기 신도시 분석에서는 역세권을 중심으로 자족성이 강화되고 중심성이 상승하는 패턴이 보고되었다(이수기 외, 2015). 서울을 대상으로 한 빅데이터 기반 연구 역시 도시공간 중심성의 변화가 교통·역세권 접근성과 연동됨을 보여주었다(이수빈·남진, 2021).

그러나 역 접근성과 주택가격의 관계를 단순한 거리 효과로만 해석하기는 어렵다. 역세권은 단순한 교통 결절점이 아니라 상업·업무 기능이 집적된 기능적 부도심과 이어질 수 있으며(Giuliano and Small, 1991), 서울 주택가격의 지역 연관성과 이른바 강남 효과를 분석한 연구는 접근성과 가격 사이의 관계가 결코 단순하지 않음을 보여준다(서승환, 2007). 수도권 다핵화 과정에서 교통 인프라의 구조적 중요성과 경제적 가치 집중의 상관이 오히려 약화되는 현상도 실증된 바 있어(성경모·이희정, 2025), 역 접근성만으로 가격 차이를 설명하는 데는 분명한 한계가 있다. 본 연구가 접근성을 핵심 변수가 아니라 통제변수로 두고, 용도지역 구성과 법정 허용범위에 초점을 맞추는 것도 이 때문이다.

2. 토지이용 혼합과 역세권 구성

토지이용 혼합은 밀도, 접근성, 보행성, 생활서비스 이용 가능성, 중심지 기능과 함께 도시계획과 부동산 시장 연구에서 오래 다루어져 왔다. 혼합적인 토지이용은 주거지 주변에 상업·업무·서비스 기능을 끌어들여 역세권의 활동 밀도와 보행 흐름을 키울

수 있다(DiPasquale and Wheaton, 1992). 역세권 상업기능의 집적과 신도시 상업 중심성의 변화를 다룬 실증분석이 국내에서 이루어졌고(주현태 외, 2022), 역세권 내 상업용 부동산과 입지 조건의 관련성도 서울 임대시장 자료로 확인되었다(이재우·이창무, 2006). 수도권 택지개발지구와 도시 중심성의 연관을 분석한 연구는 역세권 주변 토지이용 구성이 중심성 형성과 맞물림을 보여주었으며(Sung and Lee, 2024), 수도권 주택하위시장 연구는 역세권 토지이용 구성이 가격 분포를 달리 형성할 수 있음을 간접적으로 시사한다(손철, 2011).

이러한 편익과 함께 토지이용 혼합이 초래할 수 있는 부담도 고려해야 한다. 상업기능과 주거기능의 근접은 편의성을 높이지만, 혼잡·소음·야간활동·경관 변화·주차 압력을 동반할 수 있다. 또한 혼합도가 높은 지역은 기존 시가지, 노후 건축물, 재개발 기대가 집중된 곳과 겹쳐 분포할 가능성이 있다. 따라서 토지이용 혼합과 주택가격의 관계를 하나의 방향으로 전제하기보다는 도시맥락과 모형 설정에 따라 달라지는 조건부 관계로 접근할 필요가 있다. 본 연구도 이러한 상반된 경로를 함께 고려하여 결과를 해석한다.

3. 법정 허용용도와 관측된 용도지역 구성의 구분

용도지역 제도는 토지이용의 허용 범위, 개발밀도, 주거·상업·공업 기능의 배치를 다루는 도시계획 수단이다. 주택시장 분석에서 용도지역은 공급 가능성, 개발밀도, 토지이용의 안정성 또는 변화 가능성과 연결된다(Alonso, 1964; DiPasquale and Wheaton, 1992). 한국 주택시장에서 제도적 변화 가능성이 사업 실행 이전부터 가격에 반영될 수 있다는 점은 재건축 기대효과 연구에서 실증되었고(정의철, 2002), 법정으로 허용된 개발 가능성이 가격에 자본화된다는 논의와도 이어진다(이창무, 2004).

여기서 본 연구가 구분하고자 하는 것은 법정 허용용도와 관측된 용도지역 구성이다. 어떤 용도지역에서 특정 기능이 법적으로 허용된다고 해서 그 기능이 실제로 입지하거나 시장에서 같은 방식으로 평가되는 것은 아니다. 실제 실현 여부는 필지 규모, 도로조건, 건축물 연령, 사업성, 입지 수요, 주변 환경에 따라 달라진다. 따라서 본 연구의 법정 혼합허용도 지수는 용도지역별로 허용된 이용 가능성의 폭을 요약한 제도적 지표이며, 실제 혼합도나 시장 반응을 직접 측정한 값은 아니다. 이 구분을 명확히 해야 제도가 허용하는 범위와 관측된 용도지역 구성이 가격과 맺는 서로 다른 관계를 분리해 해석할 수 있다.

4. 공간자기상관과 공간헤도닉 모형

주택가격은 공간적으로 인접한 관측치끼리 비슷한 값을 보이는 경향이 강하다. 인접 지역이 같은 생활권, 학교군, 교통망, 지역 이미지, 개발 기대, 환경적 편의시설, 행정구역 또는 하위시장 조건을 공유하기 때문이다. 이러한 공간적 의존성을 무시하면 OLS 잔차에 공간자기상관이 남아 계수의 표준오차와 통계적 유의성 해석이 왜곡된다(Anselin, 1988). 박헌수 외(2003)는 공간계량모형을 아파트가격 분석에 적용해 공간효과의 유의성을 확인했고, 이현석·박성균(2010)은 공간자기상관을 고려한 오피스 임대료 결정요인을 분석했다. OLS보다 공간회귀모형이 공간 이질성을 더 정확히 포착한다는 점도 국내에서 확인되며(최명섭·변세일, 2016), 서울시 아파트가격의 비선형적 공간 이질성을 탐색한 연구(유무상·구형모, 2024)는 단일 선형모형의 한계를 보여주는 사례다. 도시 공간구조의 변화가 주택가격의 공간적 패턴과 연동된다는 점은 도시성장 연구에서도 논의되어 왔다(이희연·심지헌, 2006; 임영식·이창수, 2016; 장영호, 2010).

공간계량경제학에서 공간시차모형과 공간오차모형은 서로 다른 형태의 공간의존성을 다룬다(Anselin, 1988; Anselin et al., 1996). 본 연구는 OLS 헤도닉 모형을 기준선으로 두고, Moran's I로 잔차의 공간자기상관을 진단한 뒤, 동일 표본에서 공간오차모형과 공간시차모형을 추정해 용도지역 구성과 혼합허용도 변수의 방향과 유의성이 어떻게 달라지는지 살핀다. 추정과 해석은 LeSage and Pace(2009)의 체계를 참고한다. 다만 본 연구는 이들 공간모형을 OLS를 대체하는 최종 모형이 아니라, 핵심 변수의 관련성이 공간구조를 고려한 뒤에도 유지되는지를 점검하는 진단으로 활용한다.

5. 기계학습 보조분석

도시·부동산 자료는 건물 특성, 입지 조건, 주변 환경, 제도적 변수, 시간적 변화가 얽혀 비선형적 패턴을 자주 보인다. 선형 헤도닉 모형은 조건부 평균 관계를 명료하게 보여주는 장점이 있지만, 변수 간 상호작용이나 비선형 예측 구조를 충분히 담아내지 못할 수 있다. 서울시 주택가격 결정요인의 불연속적 공간 이질성을 탐색한 유무상·구형모(2024)도 기계학습 기반 접근의 활용 가능성을 논의했다. 이에 본 연구는 XGBoost(Chen and Guestrin, 2016)와 SHAP(Lundberg and Lee, 2017)를 주된 실증모형의 대체물이 아니라 예측 중요도 패턴을 탐색하는 수단으로 활용한다. SHAP 값은 예측모형 안에서 각 변수가 예측에 기여한 상대적 정도를 보여주는 지표이며, 인과효과나 정책효과의 크기와는 구분해 해석한다.

6. 선행연구와 본 연구의 차별성

이상의 선행연구를 바탕으로 본 연구는 실제 역세권 용도지역 구성과 법정 허용범위를 구분하여 분석한다. 500m 상업지역 비중과 용도지역 구성 다양성은 역세권에서 관측되는 용도지역 배

치의 공간적 패턴을 나타내며, 법정 혼합허용도는 용도지역별 허용용도의 제도적 폭을 나타낸다. 기존 연구가 주로 실제 토지이용이나 용도지역 구성에 초점을 두었다면, 본 연구는 법정 허용범위와 관측된 용도지역 구성을 같은 모형 안에서 분리하여 각각의 가격 관련성을 확인한다.

이와 함께 법정 혼합허용도 지수의 구성과 점수화 과정을 제시하고, 조건부 허용 점수의 설정이 결과에 미치는 영향을 민감도 분석으로 점검한다. 분석방법도 OLS 헤도닉 모형에서 출발해 공간자기상관 진단, 동일 표본 공간모형, 반복표본 안정성 점검, XGBoost-SHAP 예측 중요도 분석으로 이어지도록 구성하였다. 이러한 단계적 분석은 핵심 변수의 관련성이 공간의존성과 표본 추출을 고려한 뒤에도 어느 정도 유지되는지를 보여준다. 서울과 도쿄의 병렬분석과 도쿄 대체좌표의 한계 명시는 이 분석 구조를 각 도시의 자료여건에 맞게 적용하기 위한 연구설계상의 선택이다.

Ⅲ. 자료 및 방법

1. 분석자료와 공간 단위

본 연구는 2020년부터 2024년까지 서울과 도쿄의 공동주택 거래자료를 이용한다. 이상치 제거 후 최종 분석 표본은 서울 232,658건, 도쿄 164,361건이며, 기본 OLS에서 결측을 제외한 유효 표본은 서울 228,303건, 도쿄 129,686건이다. 서울 표본의 연도별 분포는 2020년 83,962건, 2021년 43,267건, 2022년 12,701건, 2023년 35,423건, 2024년 57,305건이고, 도쿄는 2020년 17,788건, 2021년 36,856건, 2022년 36,319건, 2023년 36,296건, 2024년 37,102건이다. 서울의 2022년 거래가 전후 연도에 비해 눈에 띄게 적은데, 이는 그해의 거래 위축과 원자료 제공 범위가 함께 작용한 결과로 보이며, 본 연구가 거래연도 고정효과를 포함한 이유이기도 하다.

자료 구축은 서울 전처리 파이프라인과 도쿄 역명 매칭 파이프라인으로 나뉜다. 서울은 국토교통부 실거래가 공개시스템의 연도별 아파트 매매 원자료를 통합한 뒤, 동일 단지·주소의 중복 좌표 호출을 줄이기 위해 고유 주소 단위의 지오코딩 입력자료를 따로 만들었다. 이어 카카오 지오코딩 API로 도로명주소를 우선하고 지번주소로 보완해 좌표를 부여했고, 좌표 결합에 성공한 거래를 서울시 용도지역 폴리곤(EPSG:5174)과 공간조인해 거래지점이 속한 용도지역 코드를 결합했다. 역 접근성은 거래지점 좌표와 수도권 지하철역 좌표의 유클리드 최근접 매칭으로 최인접 역까지의 직선거리를 구한 뒤 12분/km를 적용해 소요시간으로 환산했다. 이 값은 실제 보행 네트워크나 출입구 위치, 경사, 횡단시설, 환승 동선을 반영하지 못한다. 끝으로 역명을 기준으로 500m와 800m 역세권 버퍼 안의 용도지역 구성비와 Shannon 엔트로피 지표를 결합했다.

도쿄는 국토교통성(國土交通省) 부동산거래가격정보의 맨션 거래자료를 사용했다. 이 자료에는 개별 거래지점의 위·경도가 없고 최인접역명과 도보 소요시간만 기록되어 있어, 국토수치정보(國土数値情報) 철도역 데이터(N02)에서 도쿄 23구의 역 중심점 좌표를 추출해 거래의 최인접역명과 매칭하고, 이 역 중심점을 거래위치의 공간적 대체좌표로 삼았다. 도쿄 용도지역 폴리곤(EPSG:6677)과의 공간조인도 역 중심점 좌표를 기준으로 수행했고, 500m와 800m 버퍼의 용도지역 구성비와 다양성 지표를 역명 기준으로 결합했다. 이 때문에 도쿄의 공간자기상관 진단은 개별 거래지점이 아니라 역세권 단위의 공간적 군집성을 반영하는 것으로 읽어야 한다. 두 도시 모두 단위면적 가격의 극단값을 완화하기 위해 상하위 1% 구간을 제외했고, 법정 혼합허용도나 용도지역 구성 다양성 지표가 결합되지 않은 거래는 분석자료에는 남기되 해당 변수를 쓰는 모형에서는 유효 표본에서 제외했다.

표본의 성격에서도 두 도시는 차이가 있다. 서울 표본은 대부분 단지형 아파트 거래여서 동일 단지 내 가격 동조화, 단지 규모, 부대시설 같은 단지 단위 특성이 가격에 함께 반영될 수 있다. 반면 도쿄 맨션 거래는 개별 건물 단위 거래의 비중이 상대적으로 높아 가격형성이 단지가 아니라 건물·필지 단위에서 작동할 가능성이 크다. 두 표본은 모두 공동주택 시장을 다루지만 완전히 동일한 주택상품으로 보기는 어렵고, 본 연구는 이 차이를 통제변수로 직접 반영하지 못했다. 또한 지구단위계획이나 상세계획, 재개발 기대, 학교, 공원, 수변, 중심업무지구 접근성 같은 생활권 변수는 현재 분석자료에 신뢰할 수 있는 공통 변수로 들어 있지 않아 직접 통제하지 못했다. 서울과 도쿄는 철도망 형성과정, 환승체계, 역세권 개발의 주체와 방식이 동일하지 않은데, 본 연구는 이러한 차이를 검증된 출처 없이 수치로 단정하지 않으며 변수로 통제하거나 비교 근거로 삼지 않는다. 이는 향후 검증된 자료로 보완할 과제로 남긴다.

2. 변수 구성과 법정 혼합허용도 지수

종속변수는 단위면적당 거래가격(원/m^2, 엔/m^2)의 자연로그값이다. 핵심 설명변수는 법정 혼합허용도, 500m 상업지역 비중, 500m 용도지역 구성 다양성이며, 통제변수로 전용면적, 건축연령, 역 접근 소요시간을 포함한다. 500m 상업지역 비중은 역중심 500m 반경 내 상업계 용도지역 면적 비중으로 역세권에 상업기능이 제도적으로 배치된 정도를 나타내고, 500m 용도지역 구성 다양성은 같은 반경 내 용도지역 구성비를 Shannon 엔트로피로 요약한 값으로 여러 용도지역이 얼마나 고르게 분포하는지를 보여준다. 〈표 1〉은 주요 변수의 정의를 정리한 것이다.

법정 혼합허용도는 세 하위지수의 동일가중 평균이다. 세 하위지수는 비주거 용도의 허용 폭(혼합허용도), 비주거지역 내 주거

Table 1. Variable definitions

Variable	Concept	Definition
Log price per m²	Dependent variable	Natural log of transaction price divided by floor area.
Statutory mixed-use permissiveness	Core variable	Equal-weight mean (1/3 each) of three subindices: mixed-use, residential, and density permissiveness.
Mixed-use permissiveness data linkage rate	Data quality indicator	Share of transactions successfully linked to the permissiveness index via zoning code (Seoul 99.29%, Tokyo 93.27%).
Commercial zoning share, 500 m	Core variable	Share of commercial-category zoning area within a 500 m station radius.
Zoning composition entropy, 500 m	Core variable	Entropy-based diversity of zoning composition within a 500 m radius.
Floor area	Control	Dwelling exclusive floor area (m²).
Building age	Control	Transaction year minus completion year.
Station access (minutes)	Control	Seoul: straight-line distance×12 min/km; Tokyo: walking minutes recorded in the transaction data.
Bus stops, 500 m	Control (Tokyo only)	Location control available only in the Tokyo dataset.

Note: The permitted-use matrix for statutory mixed-use permissiveness is constructed from the Enforcement Decree of the National Land Planning and Utilization Act (13 zoning categories, 35 use items) for Seoul, and from the Building Standards Act, Appended Table 2 (12 zoning categories, 26 use items) for Tokyo.

허용 정도(주거허용도), 도시별 법정 용적률 기준을 반영한 밀도 허용 수준(밀도허용도)이다. 어느 한 차원이 다른 차원보다 더 중요하다고 가정할 근거가 마땅치 않으므로, 본 연구는 세 하위지수에 각각 1/3의 동일한 가중치를 두어 산술평균하였다. 허용용도 매트릭스는 서울의 경우 「국토의 계획 및 이용에 관한 법률 시행령」의 용도지역별 건축물 허용기준을 바탕으로 주거·상업·공업·녹지 계열 13개 용도지역의 35개 용도항목에 대해 구성했고, 도쿄의 경우 「건축기준법(建築基準法)」 별표 제2의 용도지역별 건축물 제한 규정을 바탕으로 12개 용도지역의 26개 용도항목에 대해 구성했다. 각 용도항목은 허용을 1, 조건부 허용을 0.5, 불허를 0으로 점수화했다. 조건부 허용에 0.5를 부여한 것은 그것이 완전 허용과 불허 사이의 서열적 중간 상태이기 때문인데, 규모 제한이나 입지 조건, 심의 같은 추가 조건으로 실현 가능성이 제약되는 점을 반영한 값이다. 이 0.5는 규제강도를 정확히 계량한 값은 아니므로, 점수 설정이 결과를 좌우하는지는 Ⅳ.4절에서 0.25와 0.75를 대입한 민감도 분석으로 확인한다.

서울과 도쿄는 용도지역 항목 수뿐 아니라 허용용도의 분류 방식, 조건부 허용 규정, 용적률 체계도 서로 다르다. 이러한 제도 차이를 고려하여 법정 혼합허용도는 도시 간 절대수준을 비교하는 지표가 아니라 각 도시 내부의 가격 관련성을 분석하는 변수로 사용하였다. 도시별 평균은 본 연구의 코딩 체계에서 산출된 제도적 허용 폭을 보여주지만, 그 차이가 제도의 우열이나 종합적인 규제 강도를 의미하지는 않는다.

법정 혼합허용도 자료결합률은 거래자료가 용도지역 코드를 통해 지수와 결합된 비율로, 서울은 99.29%, 도쿄는 93.27%이다. 결합되지 않은 거래는 분석자료에 유지하되, 법정 혼합허용도를 포함하는 모형의 유효 표본에서는 제외하였다.

3. 추정전략

기본 모형은 거래연도 고정효과를 포함한 도시별 OLS이며, 표준오차는 이분산에 강건한 HC3 방식으로 산출하였다. 모형은 공통변수만을 사용하는 동일 사양이 아니라 도시별 자료 가용성을 반영한 확장 사양으로 구성하였다. 서울 모형에는 층 변수가 포함되지만 500m 버스정류장 수는 제외되며, 도쿄 모형에는 500m 버스정류장 수가 포함되는 대신 층 변수가 제외된다. 이처럼 통제변수의 구성이 다르기 때문에 계수 크기는 도시별 모형 안에서 해석하였다. 행정구역 고정효과는 두 도시에서 일관되게 사용할 수 있는 신뢰도 높은 변수가 없어 적용하지 않았다. 주소 문자열을 이용해 행정구역을 사후적으로 파생하는 방안도 검토했으나, 분류의 안정성을 확보하기 어렵다고 판단하였다.

도쿄 자료가 거래지점 좌표가 아니라 역 중심점 대체좌표에 기반하므로, 거래 단위 표준오차는 같은 역세권에 반복 부여된 특성 때문에 과소추정될 수 있다. 이를 보완하기 위해 본 연구는 역명을 군집 단위로 한 군집강건 표준오차를 함께 제시한다. 기준 OLS 외에 800m 역세권 지표를 사용한 추가 OLS도 추정해 버퍼 크기에 따른 결과의 민감도를 점검했다.

다음으로 OLS 잔차의 공간자기상관을 Moran's I로 진단하였다. 공간가중행렬은 k = 10 최근접이웃 방식으로 구성한 뒤 행 표준화하였으며, 도시별 최대 5,000건의 무작위 표본과 999회 치환을 사용하였다. 무작위 표본의 난수는 42로 고정하였다.

LM 진단은 Anselin et al.(1996)의 절차에 따라 수행하였다. LM-lag와 LM-error 통계량은 두 도시에서 모두 유의했으나, 일부 robust LM 통계량이 안정적으로 산출되지 않았다. 따라서 LM 진단만으로 공간시차모형과 공간오차모형 가운데 하나를 선

택하기보다는, 동일한 5,000건 표본에 OLS, 공간오차모형(SEM), 공간시차모형(SLM)을 각각 적용하였다. 이를 통해 공간적으로 구조화된 미관측 요인을 고려할 때 핵심 변수의 방향과 유의성이 어떻게 달라지는지 비교하였다. 공간모형의 추정과 해석은 LeSage and Pace(2009)를 참고하였다.

전체 표본에 공간가중행렬을 구성하는 데에는 행렬 규모와 계산 부담이 따르므로 공간모형은 도시별 5,000건 표본을 이용하였다. 다만 특정 표본에 따른 결과 변동을 확인하기 위해 같은 추정 절차를 20회 반복하고, 핵심 변수의 부호와 유의성 안정성을 함께 점검하였다. SDM과 SAC/SARAR는 현재 분석환경에서 안정적인 추정 결과를 확보하지 못해 보고 대상에서 제외하였다.

XGBoost-SHAP은 인과효과 분석이 아니라 예측 중요도 패턴을 탐색하는 보조분석으로만 활용한다. 자료는 훈련 80%, 검증 20%로 나누고 난수를 42로 고정했으며, 추정기 수 500, 최대 깊이 5, 학습률 0.05, 행·열 표본 비율 각 0.8로 설정했다. 500m 버스정류장 수는 도쿄에서만 이용 가능하므로 도시별 예측 중요도의 직접 비교에는 쓰지 않는다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 기술통계와 표본 분포

〈표 2〉는 주요 변수의 기술통계다. 서울의 단위면적당 가격 평균은 약 1,312만 원/m², 도쿄는 약 91만 엔/m²이며, 통화 단위가 다르므로 절댓값을 직접 비교하지는 않는다. 건축연령 평균은 서울 19.6년, 도쿄 21.6년, 역 접근 소요시간 평균은 서울 6.6분, 도쿄 7.3분이다. 법정 혼합허용도 평균은 서울 0.399, 도쿄 0.672인데, 이 차이는 앞서 밝혔듯 본 연구의 코딩 체계 안에서 산출된 값이지 제도의 절대적 우열을 뜻하지 않는다. 500m 상업지역 비중은 서울 0.070, 도쿄 0.343, 500m 용도지역 구성 다양성은 서울 0.502, 도쿄 0.733으로, 도쿄 역세권이 역 인근에 상업·준주거·주거 용도지역을 더 폭넓게 혼재시키고 있음을 보여준다. 다만 도쿄 수치는 역 중심점 대체좌표에 기반해 집계된 값이라는 점을 함께 고려해 읽어야 한다.

〈표 3〉은 주요 용도지역별 표본 분포다. 서울은 제3종일반주거지역(58.6%)과 제2종일반주거지역(15.1%)에 표본이 집중되고, 일반상업지역과 준공업지역이 그 뒤를 잇는다. 도쿄는 상업지역(28.7%)과 준공업지역(17.4%), 주거전용·일반주거 계열이 비교적 고르게 분포한다. 도쿄에는 용도지역명이 결측인 거래가 6.7% 포함되어 있어 해당 부분의 해석에는 주의가 필요하다. 한편 거래는 서울 296개, 도쿄 629개 역 그룹에 분포하며, 역당 거래 건수 중앙값은 서울 637건, 도쿄 191건이다(부록 표 A1). 이 역명 정보는 군집강건 표준오차를 산출하는 데 사용했다. 역 고정효과를 주모형에 넣으면 역세권 단위로 구축한 용도지역 구성 변수가 흡수되므로, 본 연구는 역명을 고정효과가 아니라 군집 단위로만 활용한다.

2. 전체 표본 OLS와 군집강건 표준오차

〈표 4〉는 전체 표본을 이용한 도시별 확장 OLS 결과를 보여준다. HC3 표준오차를 적용하면 서울과 도쿄 모두에서 법정 혼합허용도, 500m 상업지역 비중, 500m 용도지역 구성 다양성이 가격과 통계적으로 유의한 관련성을 보인다. 서울에서는 법정 혼합허용도의 계수가 음(-), 500m 상업지역 비중의 계수가 양(+)으로 나타났다. 법정 허용범위와 관측된 상업지역 배치가 가격과 서로 다른 방향으로 관련될 수 있음을 보여주는 결과이다.

그러나 동일 역세권의 거래들이 공통된 입지특성을 공유한다는 점을 고려하면 HC3 표준오차만으로 유의성을 판단하기는 어렵다. 이에 〈표 5〉에서는 역명을 군집 단위로 설정한 군집강건 표준오차를 제시하였다. 서울에서는 핵심 용도지역 변수의 통계적 관련성이 대체로 유지되었다. 반면 도쿄의 법정 혼합허용도와 500m 상업지역 비중은 각각 $p=0.281$과 $p=0.141$로 유의하지 않았다. 따라서 도쿄의 두 변수는 역세권 대체좌표와 역 단위 군집구조를 고려할 때 유의성이 약해지는 결과로 해석하였다.

Table 2. Descriptive statistics of key variables

Variable	Seoul mean	S.D.	Tokyo mean	S.D.
Price per m² (KRW·JPY)	13,122,885	6,692,514	912,538	467,705
Floor area (m²)	74.5	30.1	53.3	24.3
Building age (years)	19.6	10.6	21.6	14.1
Station access (min)	6.6	3.8	7.3	4.4
Statutory mixed-use permissiveness	0.399	0.174	0.672	0.321
Commercial zoning share, 500 m	0.070	0.115	0.343	0.243
Zoning composition entropy, 500 m	0.502	0.266	0.733	0.211

Note: Seoul prices in KRW/m²; Tokyo in JPY/m². Station access time uses different measurement methods in each city. Statutory mixed-use permissiveness is based on a permitted-use matrix scored as permitted=1, conditionally permitted=0.5, prohibited=0.

Table 3. Sample distribution by zoning category

City	Zoning category	Group	Transactions	Within-city share
Seoul	Class 3 General Residential	Residential	136,358	58.60%
	Class 2 General Residential	Residential	35,060	15.10%
	General Commercial	Commercial	16,850	7.20%
	Semi-Industrial	Industrial	14,310	6.20%
	Class 2 General Residential (≤7F)	Residential	11,463	4.90%
	Quasi-Residential	Quasi-residential	8,911	3.80%
	Class 2 General Residential (12F)	Residential	2,093	0.90%
	Class 1 General Residential	Residential	1,687	0.70%
Tokyo	Commercial (商業)	Commercial	47,149	28.70%
	Semi-Industrial (準工業)	Semi-industrial	28,593	17.40%
	Category 1 Exclusively Mid/High-Rise Residential (1中住専)	Residential-exclusive	19,968	12.10%
	Neighborhood Commercial (近隣商業)	Commercial	18,936	11.50%
	Category 1 Residential (1種住居)	General residential	15,738	9.60%
	(Missing)	Zoning name missing	11,054	6.70%
	Category 1 Low-Rise Exclusive Residential (1低住専)	Residential-exclusive	6,846	4.20%
	Category 2 Residential (2種住居)	General residential	5,582	3.40%

Table 4. Full-sample city-specific extended OLS results (HC3 standard errors)

City	Variable	Coef.	SE	p	N	Sig.
Seoul	Statutory mixed-use permissiveness	-0.4739	0.0054	<0.001	228,303	***
	Commercial zoning share, 500 m	0.3946	0.0087	<0.001	228,303	***
	Zoning composition entropy, 500 m	-0.2018	0.0039	<0.001	228,303	***
	Floor area	0.000197	0.000031	<0.001	228,303	***
	Building age	-0.0037	0.000102	<0.001	228,303	***
	Floor	0.0155	0.000147	<0.001	228,303	***
	Station access (min)	-0.0254	0.000251	<0.001	228,303	***
Tokyo	Statutory mixed-use permissiveness	-0.0296	0.0042	<0.001	129,686	***
	Commercial zoning share, 500 m	0.1153	0.0057	<0.001	129,686	***
	Zoning composition entropy, 500 m	0.1872	0.0056	<0.001	129,686	***
	Floor area	-0.00034	0.0000565	<0.001	129,686	***
	Building age	-0.0194	0.0000881	<0.001	129,686	***
	Station access (min)	-0.0351	0.000283	<0.001	129,686	***
	Bus stops, 500 m	0.0257	0.000223	<0.001	129,686	***

Note: ***p <0.01. All models include transaction-year fixed effects.

3. 공간자기상관과 공간모형 안정성 점검

OLS 잔차의 Moran's I는 서울 0.661, 도쿄 0.630으로 양 도시 모두에서 양의 공간자기상관을 보였다(그림 1). 이는 잔차에 공간적으로 구조화된 미관측 요인이 남아 있을 가능성을 시사한다. 이에 따라 동일한 5,000건 표본에서 OLS, SEM, SLM을 함께 추정해 핵심 변수의 방향과 유의성이 어떻게 달라지는지 비교했다(표 6). 서울의 법정 혼합허용도는 세 모형 모두에서 음(-)의 방향과 통계적 유의성이 유지되었으나, 서울의 500m 상업지역 비중과 용도지역 구성 다양성은 공간모형에서 유의성이 약해졌다. 도쿄에서는 500m 상업지역 비중이 공간모형에서도 비교적 안정적으로 유지된 반면, 법정 혼합허용도의 안정성은 상대적으로 낮았다.

Table 5. Station-cluster robust standard errors

City	Variable	Coef.	SE	p	N	Sig.
Seoul	Statutory mixed-use permissiveness	-0.4739	0.0637	<0.001	228,303	***
	Commercial zoning share, 500 m	0.3946	0.1715	0.021	228,303	**
	Zoning composition entropy, 500 m	-0.2018	0.0917	0.028	228,303	**
	Floor area	0.000197	0.000334	0.556	228,303	-
	Building age	-0.0037	0.0016	0.023	228,303	**
	Floor	0.0155	0.0013	<0.001	228,303	***
	Station access (min)	-0.0254	0.0042	<0.001	228,303	***
Tokyo	Statutory mixed-use permissiveness	-0.0296	0.0274	0.281	129,686	-
	Commercial zoning share, 500 m	0.1153	0.0784	0.141	129,686	-
	Zoning composition entropy, 500 m	0.1872	0.0768	0.015	129,686	**
	Floor area	-0.00034	0.000338	0.316	129,686	-
	Building age	-0.0194	0.000462	<0.001	129,686	***
	Station access (min)	-0.0351	0.002	<0.001	129,686	***
	Bus stops, 500 m	0.0257	0.0035	<0.001	129,686	***

Note: "-" indicates not statistically significant at the 10% level. **p <0.05, ***p <0.01.

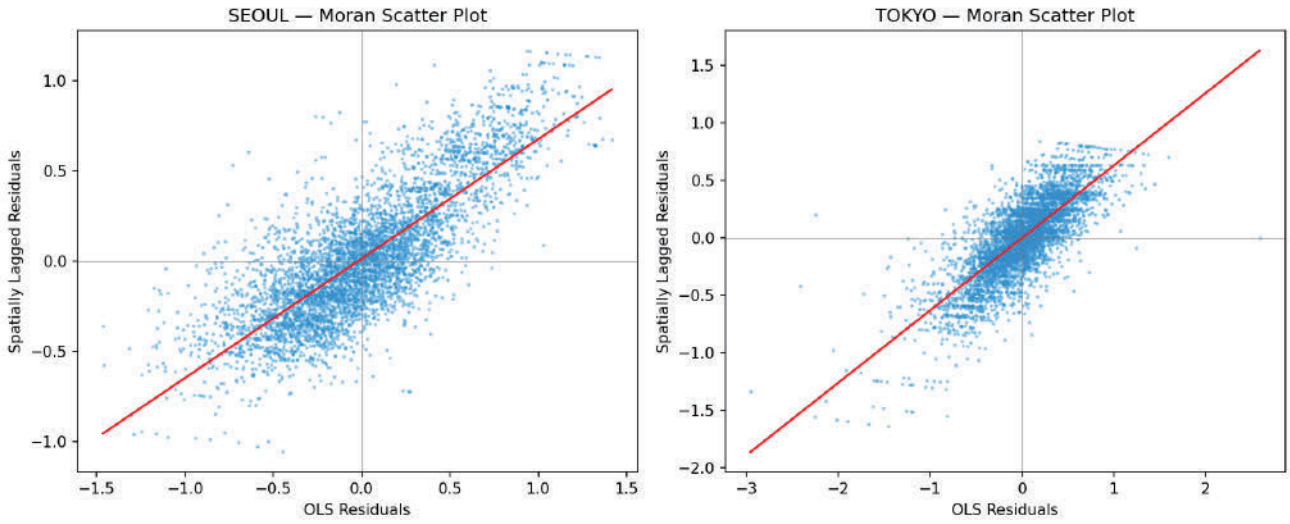


Figure 1. Moran's I scatter plot: Seoul (left) and Tokyo (right)

Note: Based on OLS residuals, k=10 nearest-neighbor spatial weights, n≤5,000 subsample per city.

〈표 7〉은 각 공간모형의 적합도와 잔차 진단 결과를 제시한다. SEM의 잔차 Moran's I는 OLS보다 낮아지지 않았기 때문에, SEM이 잔차의 공간의존성을 충분히 줄였다고 보기는 어렵다. 또한 OLS와 공간모형은 추정 방식과 로그우도 산출 기준이 다를 수 있으므로, AIC와 BIC는 두 계열의 우열을 판단하는 절대적인 기준이 아니라 보조적인 정보로 활용하였다. 공간모형의 주된 역할은 공간구조를 고려한 뒤 핵심 변수의 방향과 유의성이 어떻게 달라지는지를 확인하는 데 있다.

여기에 더해 단일 표본 추출에 따른 결과 변동을 확인하였다. 도시별로 5,000건을 20회 반복 추출하여 OLS, SEM, SLM을 다시 추정하고 그 결과를 〈부록 표 A2〉에 정리하였다. 이 분석은 인과적 해석을 강화하기 위한 것이 아니라, 〈표 6〉의 공간모형 결과가 특정 표본에 지나치게 좌우되는지를 점검하기 위한 절차이다. 모든 도시·모형 조합에서 20회 추정이 완료되었다.

반복표본 결과는 변수에 따라 차이를 보였다. OLS에서는 핵심 변수의 부호가 대체로 일정했지만, 공간모형에서는 표본에 따른 변동이 더 크게 나타났다. 서울의 법정 혼합허용도는 OLS·SEM·SLM에서 부호와 유의성이 비교적 안정적으로 유지되었다. 반면 서울의 500m 상업지역 비중과 용도지역 구성 다양성은 공간모형에서 유의성이 반복적으로 유지되지 않았다. 도쿄에서는 500m 상업지역 비중이 상대적으로 안정적이었던 반면, 법정 혼합허용도의 OLS·SEM 유의 비율은 낮았다.

Table 6. Same-sample OLS, SEM, and SLM: Core variable coefficients

City	Model	Variable	Coef.	SE	p	N
Seoul	OLS (same sample, HC3)	Statutory mixed-use permissiveness	-0.4551	0.035	<0.001	5,000
		Commercial zoning share, 500m	0.4119	0.0575	<0.001	5,000
		Zoning composition entropy, 500m	-0.2126	0.027	<0.001	5,000
	SEM	Statutory mixed-use permissiveness	-0.3955	0.0313	<0.001	5,000
		Commercial zoning share, 500m	0.0833	0.0755	0.27	5,000
		Zoning composition entropy, 500m	-0.0208	0.0353	0.557	5,000
	SLM	Statutory mixed-use permissiveness	-0.2806	0.0238	<0.001	5,000
		Commercial zoning share, 500 m	0.1051	0.0355	0.003	5,000
		Zoning composition entropy, 500 m	-0.0327	0.0152	0.031	5,000
Tokyo	OLS (same sample, HC3)	Statutory mixed-use permissiveness	-0.0061	0.0209	0.77	5,000
		Commercial zoning share, 500 m	0.0527	0.0298	0.077	5,000
		Zoning composition entropy, 500 m	0.1581	0.0278	<0.001	5,000
	SEM	Statutory mixed-use permissiveness	0.0073	0.0148	0.624	5,000
		Commercial zoning share, 500 m	0.2428	0.062	<0.001	5,000
		Zoning composition entropy, 500 m	0.0762	0.0569	0.181	5,000
	SLM	Statutory mixed-use permissiveness	-0.0409	0.0145	0.005	5,000
		Commercial zoning share, 500 m	-0.0021	0.0208	0.918	5,000
		Zoning composition entropy, 500 m	0.0467	0.0207	0.024	5,000

Table 7. Spatial model comparison

City	Model	N	AIC	BIC	Residual Moran's I
Seoul	OLS (same sample, HC3)	5,000	5,960	6,012	0.666
	SEM	5,000	859.5	920.2	0.746
	SLM	5,000	1,241	1,299	0.036
Tokyo	OLS (same sample, HC3)	5,000	4,924	4,976	0.562
	SEM	5,000	1,479	1,540	0.62
	SLM	5,000	1,797	1,856	0.085

Note: SDM and SAC/SARAR are excluded because stable estimation was not obtained in this study's analytical environment.

이러한 결과를 고려하여 공간모형의 계수는 전체 표본 OLS를 대체하는 최종 추정치로 사용하지 않았다. 대신 공간모형 사양과 표본 추출에 따라 핵심 변수의 방향과 유의성이 얼마나 달라지는지를 보여주는 보조 진단으로 해석하였다.

4. 혼합허용도 하위지수의 조건부 허용 점수 민감도

조건부 허용 점수의 설정이 결과에 미치는 영향을 확인하기 위해 기본값 0.50을 0.25와 0.75로 변경하여 민감도 분석을 수행하였다(표 8). 기본값 0.50은 본문의 법정 혼합허용도 종합지수와 거래 단위에서 일치하도록 재산정하였다. 분석에서는 혼합허용도 하위지수의 조건부 허용 점수만 변경하고, 주거허용도와 밀도허용도 하위지수는 그대로 유지하였다.

기본값 0.50의 계수는 〈표 4〉의 전체 표본 OLS 계수와 동일하게 나타났다. 점수를 0.25에서 0.75로 변경해도 서울의 계수는 −0.452~−0.493, 도쿄의 계수는 −0.0297~−0.0295 범위에서 부호와 유의성이 유지되었다. 따라서 조건부 허용 점수의 설정 범위 안에서는 법정 혼합허용도에 관한 주요 결과가 크게 달라지지

Table 8. Sensitivity of the mixed-use subindex to the conditional-permission score

City	Conditional-permission score	Coef.	SE	p	N	R^2
Seoul	0.25	-0.452	0.0054	<0.001	228,303	0.118
Tokyo	0.25	-0.0297	0.0042	<0.001	129,686	0.461
Seoul	0.5	-0.4739	0.0054	<0.001	228,303	0.12
Tokyo	0.5	-0.0296	0.0042	<0.001	129,686	0.461
Seoul	0.75	-0.4926	0.0053	<0.001	228,303	0.122
Tokyo	0.75	-0.0295	0.0042	<0.001	129,686	0.461

Note: The 0.50 score exactly reproduces the composite statutory mixed-use permissiveness index at the transaction level and matches the full-sample OLS coefficient in 〈Table 4〉.

않았다.

5. 예측 중요도 보조분석

XGBoost-SHAP 분석은 예측 중요도 패턴을 탐색하기 위한 보조분석이다. 검증 표본 기준 성능은 서울 R^2=0.855, 도쿄 R^2=0.802로 양호했다(표 9). 두 도시 모두에서 건축연령이 가장 높은 예측 중요도를 보였고, 800m 상업지역 비중과 용도지역 구성 다양성, 거래연도 등 역세권 구성 변수도 상위에 포함되었다. 다만 평균 절대 SHAP 값은 예측 기여의 크기를 나타낼 뿐 방향을 말해 주지 않으므로, 변숫값의 높고 낮음에 따른 예측 기여의 방향은 SHAP 요약도(그림 2, 그림 3)를 함께 보아야 한다. 따라서 SHAP 값은 예측모형 안에서 각 변수가 예측에 기여한 정도를 보여주는 지표로 보아야 하며, 인과효과의 크기를 의미하지 않는다.

V. 논 의

분석 결과를 종합하면, 관측된 역세권 용도지역 구성과 법정 혼합허용도는 주택가격과 서로 다른 방식으로 관련되었다. 500m 상업지역 비중과 용도지역 구성 다양성은 역세권에 지정된 용도지역의 공간적 배치를 나타내고, 법정 혼합허용도는 해당 용도지역에서 허용되는 용도와 밀도의 범위를 나타낸다. 두 차원의 관련성은 표준오차 산정 방식, 공간모형 사양, 조건부 허용 점수에 따라 서로 다르게 나타났다. 이러한 결과는 역세권 가격을 분석할 때 관측된 용도지역 구성과 법정 허용범위를 구분하고, 각 관련성이 자료구조와 공간의존성에 따라 어떻게 달라지는지 함께 살펴볼 필요가 있음을 보여준다.

서울에서는 법정 혼합허용도가 높은 용도지역이 높은 주거가격과 일관되게 연결되지는 않았다. 이는 용도지역 조정 과정에서 허용용도의 확대뿐 아니라 주거환경의 질, 상업기능과 주거기능의 접면, 보행환경, 생활서비스의 배치를 함께 살펴볼 필요가 있음을 시사한다. 법적 허용범위가 실제 주거가치와 연결되는 과정에는 물리적 환경과 생활여건이 함께 작용할 수 있기 때문이다.

도쿄에서는 500m 상업지역 비중이 공간구조를 고려한 모형에서도 비교적 안정적인 관련성을 보였다. 이는 역 주변 상업지역의 실제 배치가 주거 입지가격과 연결되는 경험적 패턴으로 해석할 수 있다. 그러나 법정 혼합허용도는 군집강건 표준오차와 반복표본에서 유의성이 안정적으로 유지되지 않았다. 도쿄에서도 관측된 용도지역 구성과 제도적 허용범위가 가격과 맺는 관계를 구분하여 볼 필요가 있다.

방법론적으로는 OLS에서 나타난 유의성이 표준오차 산정 방식과 공간모형, 반복표본 분석을 거치면서 달라질 수 있음을 확인하였다. 공간적으로 구조화된 미관측 요인과 표본 변동을 충분히 고려하지 않으면 역세권 구성 변수의 관련성을 실제보다 크게 평가할 가능성이 있다. 반면 서울의 법정 혼합허용도와 같이 여러 점검에서 방향과 유의성이 비교적 안정적으로 나타난 변수도 있었다. 따라서 변수의 유의성 자체뿐 아니라, 그 결과가 어떤 분석조건에서 유지되는지를 함께 제시하는 것이 중요하다.

이러한 점은 정책적 해석에도 적용된다. 주택가격은 접근성·생활편의·중심성뿐 아니라 주거비 부담과 공간적 분절도 함께 반영하는 시장지표이다. 따라서 상업지역 비중과 가격의 양의 관련

Table 9. Supplementary predictive analysis: Performance and top variables

City	Validation R^2	Validation RMSE	Validation MAE	Top predictors
Seoul	0.855	0.176	0.13	Building age (1), Transaction year (2), Zoning composition entropy 800 m (3), Commercial zoning share 800 m (4), Floor area (5)
Tokyo	0.802	0.246	0.171	Building age (1), Bus stops 500 m (2), Commercial zoning share 800 m (3), Residential zoning share 500 m (4), Transaction year (5)

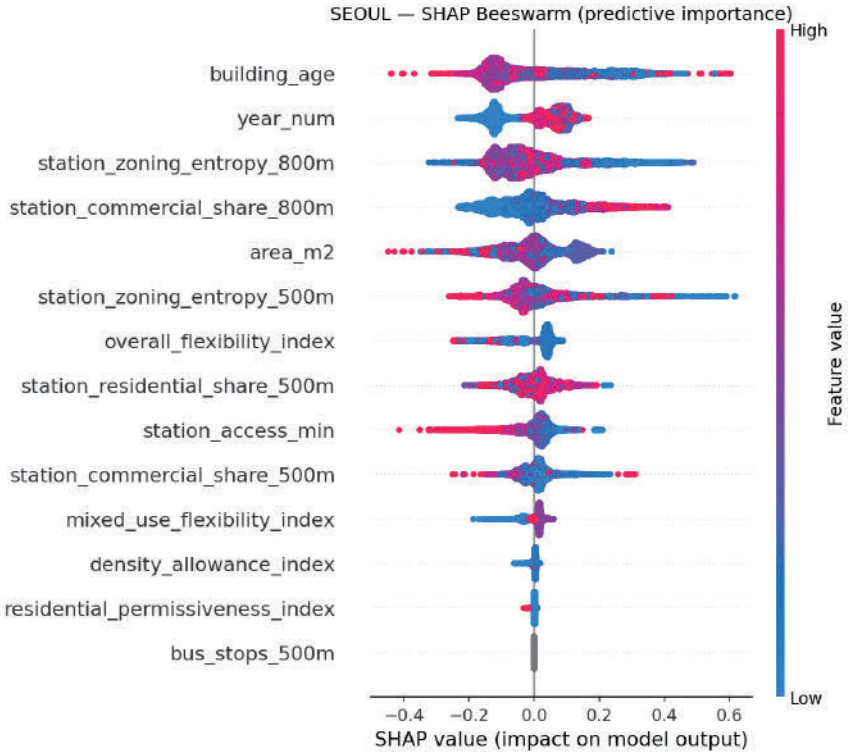


Figure 2. SHAP summary plot: Seoul

Note: Features are ordered by mean absolute SHAP value. SHAP values indicate predictive importance, not causal effects.

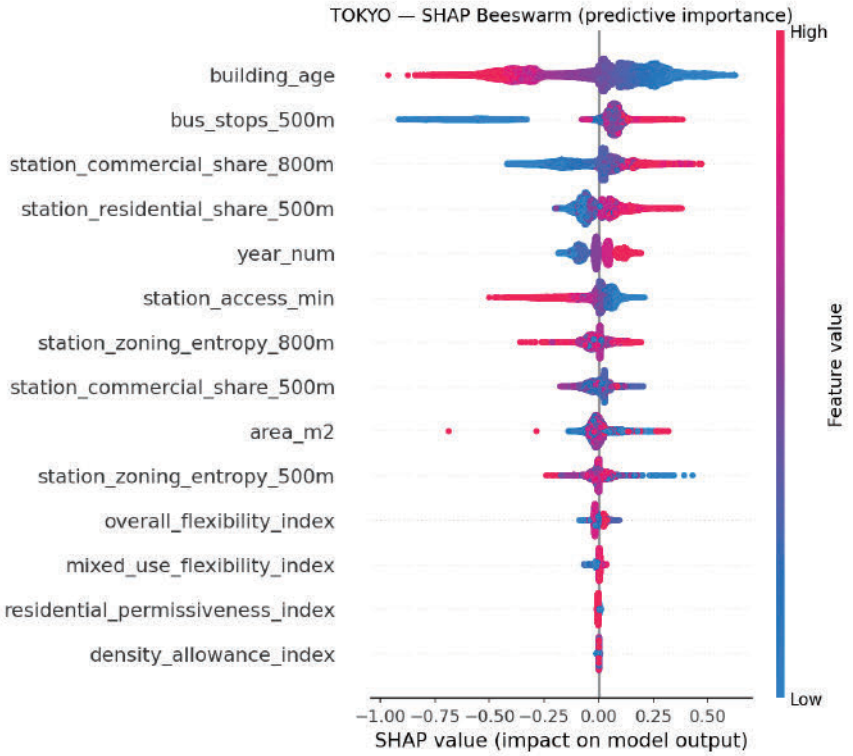


Figure 3. SHAP summary plot: Tokyo

Note: Features are ordered by mean absolute SHAP value. SHAP values indicate predictive importance, not causal effects.

성은 가격 상승 자체의 정책적 당위성보다 역세권 기능과 주거환경이 시장에서 함께 평가되는 방식을 보여주는 결과로 이해할 필요가 있다. 용도지역 조정이나 혼합용도 확대 과정에서는 생활서비스 접근성, 주거환경의 질, 보행 안전성, 비주거 기능과 주거기능의 접면, 주거비 부담을 함께 고려해야 한다.

Ⅵ. 한 계

본 연구의 한계는 자료의 위치정밀도, 변수 가용성, 공간모형의 추정 범위와 맞닿아 있다. 첫째, 도쿄 거래자료는 개별 거래지점 좌표가 없어 최인접역 중심점을 대체좌표로 사용했다. 이 방식은 역세권 단위 분석에는 유용하지만 같은 역세권 내부의 미시적 입지 차이를 담지 못한다. 둘째, 서울의 역 접근성은 직선거리를 환산한 값이라 실제 보행 네트워크나 출입구 위치, 경사, 횡단시설, 환승 동선을 반영하지 못한다. 셋째, 서울 아파트 단지 거래와 도쿄 맨션 거래는 공동주택 시장이라는 공통점에도 불구하고 완전히 같은 상품 단위가 아니어서, 가격형성 메커니즘의 차이가 결과에 남아 있을 수 있다.

넷째, 행정구역 고정효과를 비롯해 중심업무지구 접근성, 학교, 공원, 수변, 생활편의시설, 상세계획, 재개발 기대 같은 변수는 분석자료에 신뢰할 수 있는 공통 변수로 들어 있지 않아 통제하지 못했다. 다섯째, SDM과 SAC/SARAR는 본 연구의 분석환경에서 안정적인 추정 결과를 얻지 못해 보고하지 못했다. 여섯째, 동일 표본 공간모형 점검은 도시별 5,000건 표본에 기반하며, 반복표본 점검으로 부호·유의성 안정성을 보완했으나 이것이 전체 표본을 이용한 공간모형 추정을 대체하지는 못한다. 일곱째, 본 연구는 용도지역 경계 양측을 비교하는 준실험적 설계를 구현하지 않았다. 용도지역 변수는 지역의 역사적 개발 경로, 미관측 중심성, 재개발 기대와 함께 분포하므로, 이러한 배경 요인을 분리하려면 경계 인근의 동질적 거래만을 비교하는 경계 불연속 설계나 조건부 매칭이 필요하다. 본 연구는 이를 구현하지 않았으므로 결과는 경험적 상관 패턴으로 해석해야 한다. 후속 연구는 거래지점 좌표의 정밀화, 보행 네트워크 기반 접근성 측정, 전체 표본 공간모형 추정, 국지적 편의시설과 개발 기대 변수의 결합을 통해 이러한 한계를 보완할 수 있을 것이다.

Ⅶ. 결 론

본 연구는 서울과 도쿄 역세권에서 관측된 용도지역 구성과 법정 혼합허용도가 공동주택 가격과 맺는 조건부 관련성을 분석하였다. 전체 표본 OLS를 기준으로 역 단위 군집강건 표준오차, 동일 표본 공간모형, 반복표본 점검을 순차적으로 적용하였고, XGBoost-SHAP 분석을 통해 주요 변수의 예측 중요도도 함께 살펴보았다. 분석 결과, 관측된 용도지역 구성과 법정 혼합허용도는 동일한 정보를 나타내지 않았으며, 각 변수의 방향과 통계적 유의성은 도시와 모형 설정에 따라 서로 다르게 나타났다.

서울에서는 법정 혼합허용도의 음(-)의 관련성이 전체 표본 OLS와 군집강건 표준오차, 동일 표본 공간모형, 반복표본 분석에서 비교적 안정적으로 유지되었다. 반면 500m 상업지역 비중과 용도지역 구성 다양성은 공간구조를 고려한 모형에서 유의성이 약해졌다. 도쿄의 결과는 모형에 따라 변화가 더 컸다. 군집강건 표준오차를 적용하면 법정 혼합허용도와 500m 상업지역 비중의 유의성이 유지되지 않았으며, 동일 표본 공간모형에서도 두 변수의 방향과 유의성이 모형별로 달라졌다. 이러한 결과는 도시별 용도지역 변수의 관련성을 하나의 계수나 특정 모형만으로 판단하기보다, 자료의 군집구조와 공간의존성, 표본 변동을 함께 고려하여 해석할 필요가 있음을 보여준다.

조건부 허용 점수를 0.25와 0.75로 변경한 민감도 분석에서는 두 도시 모두 전체 표본 OLS 법정 혼합허용도 계수의 부호와 유의성이 유지되었다. 이는 해당 계수의 방향이 조건부 허용 점수 0.50의 선택에 크게 좌우되지 않았음을 뜻한다. 보조 예측 분석에서는 건축연령이 두 도시 모두 가장 높은 예측 중요도를 보였으며, 상업지역 비중과 용도지역 구성 다양성 등 역세권 변수도 주요 변수에 포함되었다. 다만 이러한 결과는 변수의 예측 기여도를 나타내므로, 회귀모형에서 확인한 조건부 관련성이나 인과효과와는 구분하여 해석해야 한다.

학술적으로 본 연구의 결과는 역세권 용도지역과 주택가격의 관계를 분석할 때 실제로 지정된 용도지역 구성과 제도가 허용하는 이용 가능성의 범위를 분리할 필요가 있음을 보여준다. 또한 특정 계수의 유의성만을 제시하기보다, 표준오차 산정 방식과 공간모형 사양, 표본 추출에 따라 그 결과가 어느 정도 유지되는지를 함께 점검하는 것이 중요하다. 본 연구에서 모형별 결과가 일관되지 않은 경우가 확인된 것은 이러한 점검의 필요성을 뒷받침한다.

정책적으로는 법정 허용용도의 확대만으로 주거가격이나 주거환경의 변화를 예측하기 어렵다는 점에 주목할 필요가 있다. 용도지역을 조정할 때에는 법적으로 허용되는 용도의 범위뿐 아니라 역세권 안의 실제 용도지역 배치와 주거환경 여건을 함께 검토해야 한다. 아울러 주택가격은 생활편의와 입지적 이점뿐 아니라 주거비 부담도 반영할 수 있으므로, 가격 상승 자체를 역세권 관리의 성과로 해석하는 데에는 주의가 필요하다.

본 연구의 결과는 각 도시 내부에서 관측된 조건부 관련성을 보여주는 것으로 해석하며, 자료와 모형에 따른 구체적인 제약은 Ⅵ장에서 제시한 한계와 함께 고려할 필요가 있다. 그럼에도 관측된 용도지역 구성과 법정 혼합허용도를 구분하고, 그 관련성이 여러 분석조건에서 어떻게 달라지는지를 확인했다는 점에서 후속 분석을 위한 실증적 근거를 제시한다.

● 이 논문에서 저자는 연구 및 원고 작성 과정에서 소프트웨어 코딩 지원과 분석 결과의 일관성 점검을 위해 OpenAI Codex(GPT-5.6 Sol)와 Anthropic Claude Code(Opus 5)를, 문장 다듬기와 가독성 향상을 위해 OpenAI ChatGPT(GPT-5.6 Sol)를 2026년 5월 11일부터 7월 10일까지 사용하였습니다. AI가 생성하거나 제안한 모든 내용은 저자가 원자료, 분석 결과 및 출처를 바탕으로 직접 검토·수정·검증하였으며, 최종 원고의 정확성과 독창성 및 연구의 진실성에 대해 전적인 책임을 집니다.

인용문헌
References

1. 강재원·성현곤, 2018. "삼중차분 회귀모형을 활용한 도시철도 역세권 토지이용 변화에 미치는 영향분석: 대전시 도시철도 1호선 개통 후 10년을 중심으로", 「국토계획」, 53(5): 171-183.
   Kang, J.W. and Sung, H., 2018. "Impact on Land Use Change in Rail Station Areas Using the Triple Difference Regression Modeling: Focusing on the Ten-Year Operation since Opening of Subway Line 1 in the Daejeon Metropolitan City", *Journal of Korea Planning Association*, 53(5): 171-183.
2. 박헌수·정수연·노태욱, 2003. "공간계량경제모형을 이용한 아파트가격과 공간효과분석", 「국토계획」, 38(5): 115-125.
   Park, H., Jung, S.Y., and Rho, T.U., 2003. "A Spatial Econometric Analysis of Apartment Sale Prices and Spatial Effects", *Journal of Korea Planning Association*, 38(5): 115-125.
3. 서승환, 2007. "주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구: 강남구 물결효과를 중심으로", 「서울도시연구」, 8(4): 1-13.
   Suh, S.H., 2007. "An Empirical Study on the Existence and the Cause of Ripple Effect - The Case of Kangnam-gu -", *Seoul Studies*, 8(4): 1-13.
4. 성경모·이희정, 2025. "수도권 다핵화 과정에서 나타나는 중심성 탈동조화 현상: 경제적·기능적·구조적 중심성의 분화와 재구성", 「국토계획」, 60(5): 43-59.
   Sung, K.M. and Lee, H.C., 2025. "Centrality Decoupling in the Process of Seoul Metropolitan Area Polycentric Development: Differentiation and Reconfiguration of Economic, Functional, and Structural Centrality", *Journal of Korea Planning Association*, 60(5): 43-59.
5. 손철, 2011. "수도권의 공간적 주택하위시장 식별에 대한 연구", 「국토연구」, 70: 151-166.
   Sohn, C., 2011. "Identification of Spatial Housing Submarkets in the Capital Region Using Self Organizing Map and Chow Test", *The Korea Spatial Planning Review*, 70: 151-166.
6. 이수기·주미진·하재현, 2015. "수도권 1기 신도시 통근통행특성과 공간구조의 변화(1996~2010): 자족성과 중심성 분석을 중심으로", 「국토계획」, 50(5): 5-23.
   Lee, S., Joo, M., and Ha, J., 2015. "An Analysis of Changes in Commuting Characteristics and Urban Spatial Structure of the First Generation New Towns in the Seoul Metropolitan Area (1996-2010): Focused on Self-Containment and Centrality", *Journal of Korea Planning Association*, 50(5): 5-23.
7. 이수빈·남진, 2021. "서울시 도시공간 중심성의 변화와 그 요인분석: 2011년과 2019년을 중심으로", 「국토계획」, 56(6): 22-35.
   Lee, S.B. and Nam, J., 2021. "A Study on the Changes in Urban Space Centrality and Its Influences in Seoul: Focused on 2011 and 2019", *Journal of Korea Planning Association*, 56(6): 22-35.
8. 이재우·이창무, 2006. "서울 상가시장 임대료결정요인에 관한 연구", 「국토계획」, 41(1): 75-90.
   Lee, J.W. and Lee, C.M., 2006. "Rent Determinants of Retail Properties in Seoul", *Journal of Korea Planning Association*, 41(1): 75-90.
9. 이창무, 2004. "재건축가능성이 아파트 가격형성에 미치는 영향", 「국토계획」, 39(1): 93-107.
   Lee, C.M., 2004. "Possibility of Redevelopment as a Price Determinant in the Condominium Market in Seoul", *Journal of Korea Planning Association*, 39(1): 93-107.
10. 이현석·박성균, 2010. "공간자기상관을 고려한 권역별 등급별 오피스 임대료 결정요인 분석", 「국토계획」, 45(2): 165-177.
    Lee, H.S. and Park, S.K., 2010. "An Analysis of Office Rent Determinants by Grades and Regions Considering Spatial Autocorrelation", *Journal of Korea Planning Association*, 45(2): 165-177.
11. 이희연·심지헌, 2006. "도시성장에 따른 공간구조 변화 측정에 관한 연구: 용인시를 사례로 하여", 「한국도시지리학회지」, 9(2): 15-29.
    Lee, H.Y. and Sim, J.H., 2006. "A Measurement of the Spatial Structural Change by the Urban Growth: A Case of Yongin-Si", *Journal of the Korean Urban Geographical Society*, 9(2): 15-29.
12. 임영식·이창수, 2016. "서울시 중심지 설정에 관한 연구", 「국토연구」, 91: 109-124.
    Yim, Y. and Lee, C.S., 2016. "Center Boundary Delimitation in Seoul Metropolitan Area Using Census Output Data", *The Korea Spatial Planning Review*, 91: 109-124.
13. 장영호, 2010. "도시의 내연적 성장과 외연적 성장에 따른 공간구조 변화 측정에 관한 연구", 한양대학교 박사학위논문.
    Jang, Y.H., 2010. "A Study on Measuring the Changes of Urban Spatial Structure by Intensive and Extensive Urban Growth", Ph.D. Dissertation, Hanyang University.
14. 정의철, 2002. "재건축과 주택가격: 기대효과와 실현효과", 「부동산연구」, 12(2): 143-155.
    Chung, E.C., 2002. "Reconstruction and Housing Prices: Expected and Realized Effects", *Korea Real Estate Review*, 12(2): 143-155.
15. 주현태·이창무·이수기, 2022. "상품 구매행태 분석을 통한 신도시 상업 중심성 변화 연구: 분당 신도시를 중심으로(2000-2015)", 「국토계획」, 57(1): 5-25.
    Joo, H.T., Lee, C.M., and Lee, S., 2022. "A Study on Changes in Commercial Centrality in a New Town through Analysis of Commercial Goods Purchasing Behaviour: Focused on Bundang New Town (2000-2015)", *Journal of Korea Planning Association*, 57(1): 5-25.
16. 최명섭·변세일, 2016. "서울시 주택가격 추정모형의 예측력 비교", 「서울도시연구」, 17(3): 75-89.
    Choi, M. and Byeon, S.I., 2016. "Comparison on Forecasting Performance of Housing Price Prediction Models in Seoul", *Seoul Studies*, 17(3): 75-89.
17. 유무상·구형모, 2024. "서울시 아파트 매매가격 결정요인의 불연속적 공간적 이질성 탐색", 「한국지도학회지」, 24(2): 43-57.
    Yoo, M. and Koo, H., 2024. "Exploring Discontinuous Spatial Heterogeneity in the Determinants of Apartment Sales Price in Seoul", *Journal of the Korean Cartographic Association*, 24(2): 43-57.
18. Alonso, W., 1964. *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*, Cambridge: Harvard University Press.

19. Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.

20. Anselin, L., Bera, A.K., Florax, R., and Yoon, M.J., 1996. "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 26(1): 77-104.

21. Chen, T. and Guestrin, C., 2016. "XGBoost: A Scalable Tree Boosting System", Paper presented at the 22nd ACM SIGKDD, 785-794, New York.

22. DiPasquale, D. and Wheaton, W.C., 1992. "The Markets for Real Estate Assets and Space: A Conceptual Framework", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 20(1): 181-197.

23. Giuliano, G. and Small, K.A., 1991. "Subcenters in the Los Angeles region", *Regional Science and Urban Economics*, 21(2): 163-182.

24. LeSage, J. and Pace, R.K., 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.

25. Lundberg, S.M. and Lee, S.I., 2017. "A Unified Approach to Interpreting Model Predictions", *Advances in Neural Information Processing Systems*, 30.

26. Rosen, S., 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55.

27. Sung, K.M. and Lee, H.C., 2024. "An Analysis of the Effect of Land Development Projects on Urban Centrality and Spatial Structure: Focusing on the Land Development District in the Capital Area", *Journal of Korea Planning Association*, 59(5): 5-22.

Date Received	2026-05-18
Reviewed(1st)	2026-06-23
Date Revised	2026-06-26
Reviewed(2nd)	2026-07-11
Date Accepted	2026-07-11
Final Received	2026-07-14

부 록
Appendix

Appendix Table A1. Station-group summary

City	Station groups	Transactions	Median transactions per station	Max transactions per station	Mean access time (min)	Median zoning types per station
Seoul	296	232,658	637	3,372	6.25	4
Tokyo	629	164,361	191	2,254	7.18	5

Appendix Table A2. Repeated random-subsample stability of spatial models

City	Model	Variable	Mean coef.	SD coef.	Sign consistency	p<0.05 share
Seoul	OLS	Statutory mixed-use permissiveness	-0.3586	0.0317	1	1
	OLS	Commercial zoning share, 500 m	0.3642	0.0723	1	1
	OLS	Zoning composition entropy, 500 m	-0.1967	0.0256	1	1
	SEM	Statutory mixed-use permissiveness	-0.3555	0.0401	1	1
	SEM	Commercial zoning share, 500 m	0.1115	0.0884	0.9	0.3
	SEM	Zoning composition entropy, 500 m	0.0032	0.0418	0.5	0.15
	SLM	Statutory mixed-use permissiveness	-0.2318	0.019	1	1
	SLM	Commercial zoning share, 500 m	0.0821	0.0348	1	0.65
	SLM	Zoning composition entropy, 500 m	-0.0097	0.0113	0.7	0.05
Tokyo	OLS	Statutory mixed-use permissiveness	-0.0295	0.0182	0.9	0.2
	OLS	Commercial zoning share, 500 m	0.3571	0.0301	1	1
	OLS	Zoning composition entropy, 500 m	0.2416	0.0349	1	1
	SEM	Statutory mixed-use permissiveness	-0.0004	0.0162	0.45	0.05
	SEM	Commercial zoning share, 500 m	0.3971	0.0512	1	1
	SEM	Zoning composition entropy, 500 m	0.0693	0.052	0.9	0.3
	SLM	Statutory mixed-use permissiveness	-0.0455	0.0143	1	0.9
	SLM	Commercial zoning share, 500 m	0.0595	0.0221	1	0.9
	SLM	Zoning composition entropy, 500 m	0.0658	0.024	1	0.9

Note: For each city, 5,000-observation random subsamples were drawn 20 times (all 20/20 estimations succeeded per city-model). Controls are floor area, building age, station access minutes, and transaction-year dummies; this is not identical to the city-specific extended OLS in Table 4 (which adds floor for Seoul and 500 m bus stops for Tokyo). SEM and SLM use k=10 nearest-neighbor row-standardized spatial weights.