



공간계량모형을 활용한 상업용 부동산 거래가격의 추정 - 뉴욕 시장 오피스, 리테일, 아파트를 중심으로 -

Estimation of Commercial Real Estate Transaction Prices, Using Spatial Econometrics Model - Focused on Office, Retail, and Apartment in the New York Market -

현동우*

Dongwoo Hyun

■ Abstract ■

This study used the spatial econometrics model to estimate commercial real estate prices and investigate if transactions in the same local market exhibit significant spatial influences on commercial property transaction prices. The empirical analysis focused on three asset types—office, retail and apartment—in the New York market, specifically examining over 3,600 transaction price data for them sold for over \$2.5 million. The spatial autocorrelation and spatial error models were applied for the empirical analysis. The results demonstrated statistically significant spatial dependence in both transaction prices and error terms across the three types. Notably, the spatial error model estimated a relatively high degree of spatial dependence, indicating that this consideration significantly could improve model fit compared to the non-spatial and spatial autocorrelation models. Additionally, contrary to previous findings, estimated spatial coefficients were relatively large, which led to substantial changes in the coefficients of financial characteristics of the assets that seemed unrelated to spatial influences. The results showed a need for precise consideration of spatial effects in commercial real estate price estimation. The influence of physical characteristics had similar direction according to asset types, while the impact of financial characteristics exhibited some heterogeneity.

Keywords: Commercial real estate, Spatial dependence, Spatial autocorrelation model, Spatial error model, Hedonic price model

* 단국대학교 도시계획부동산학부 조교수 | Assistant Professor, School of Urban Planning and Real Estate Studies, Dankook University | d.hyun@dankook.ac.kr |

1. 서론

일반 재화와 달리 부동산은 거래에 있어 국지적인 지역 시장을 형성하며, 지역 시장에 따라 서로 다른 가격 수준을 나타낸다. 또한, 동일한 지역 시장 내에서 특정 부동산의 거래가격은 주변에 입지한 다른 부동산들의 거래가격에 기준이 되어, 이후 발생하는 거래가격 형성에 있어 큰 영향을 미치며, 이를 통해 자산 간에는 거래가격에 있어 큰 상호작용을 하게 된다. 이는 부동산성이라는 고유의 특성에 따라 부동산의 가치는 입지적 요인들로부터 직접적인 영향을 받고, 동일 지역 시장 내의 자산들은 이러한 요소를 공유함에서 기인한다고 할 수 있다(Can and Megbolugbe, 1997). 고가성과 거래의 복잡성 등으로 인해 거래 자체가 상대적으로 빈번하지 않음으로 동일 시장 내 거래 가격 정보에 크게 의존하게 되는 시장참여자들의 특성 또한 이에 기인한다고 할 수 있다(Hyun and Milcheva, 2018).

이러한 특성을 부동산가격 추정에 반영하고자 하는 시도로 공간계량모델(spatial econometrics model)을 적용한 실증분석이 많이 진행되었다. 공간계량모델의 적용은 공간적으로 인근에 위치한 자산들과의 물리적 인접성을 계량화하여, 이를 관심 대상이 되는 변수와 교차하여 이에 대한 상관관계를 추정하는 방식으로 이루어진다. 이는 특히 헤도닉가격모형에 추가적 변수로 고려됨으로써, 입지적 요소에 대한 영향력을 더욱 정밀하게 추정하는 방향성을 보이고 있다(Thanos et al., 2016).

부동산 거래가격에 있어 공간계량모델의 적용

은 주거용 부동산에서 주로 나타나고 있다. 공간계량모델은 다양한 주택 시장, 주택 유형 등에 광범위하게 적용되었으며, 실증적으로 유의미한 결과가 많은 연구들을 통해 보고되고 있다. 이에 반해, 상업용 부동산의 가격추정에 있어 공간계량모델의 적용은 매우 드물게 진행되었다. 주거용 부동산의 가격 형성과 달리 상업용 부동산의 가격에 있어서는 입지적 요소 외에 금융적·투자적 요소 및 사용가치와 직결된 건물의 물리적 특성에 의한 영향이 더 크게 작용할 수 있고(Bokhari and Geltner, 2018), 자산 자체의 고유한 물리적 특성에 있어서도 자산의 유형에 따라 주거용 부동산에 비해 이질성이 훨씬 더 크다고도 할 수 있다. 이에 본 연구에서는 상업용 부동산 가격 추정에 있어 공간계량모델을 적용하여, 동일한 지역 시장 내에서 거래된 사례들의 공간적 영향력이 상업용 부동산 거래가격에도 적용되는지 살펴보고자 한다.

본 연구에서는 오피스, 리테일, 아파트 등 세 가지 자산의 유형에 대한 적용을 통해, 1) 상업용 부동산에도 보편적으로 공간의존성이 존재하는지, 2) 유형에 따른 추정에 차이가 있는지, 3) 공간의존성에 대한 고려가 자산 가격에 영향을 미치는 다른 요소의 영향에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고자 한다. 이와 더불어 헤도닉가격모형에 기반한 분석을 통해 동일 시장 내에서 자산의 유형에 따른 가격 형성 요인의 이질적 패턴에 대해 살펴보고자 한다.

본 연구에서는 상업용 부동산 거래가격 데이터를 거래가격 자체에 존재하는 공간의존성을 고려하는 공간자기상관모형(spatial autoregressive

model, SAR)과 오차항에 존재하는 공간의존성을 고려하는 공간오차모형(spatial error model, SEM)에 각각 적용하여 위와 같은 연구 질문을 검증하고자 한다. 실증분석을 위한 데이터는 미국 뉴욕 시장에서 250만 달러 이상의 가격에 건물 단위로 거래된 오피스, 리테일, 아파트¹⁾ 등 세 가지 유형의 상업용 부동산 거래 자료를 대상으로 한다.

본 연구는 다음과 같이 진행된다. 2장에서는 공간계량모형을 활용하여 부동산 가격에 있어 공간의존성을 추정한 기존의 실증 연구들을 살펴보고, 3장에서는 본 연구에서 사용한 실증분석모델과 이를 위해 사용된 자료에 대해 설명한다. 4장에서는 실증분석결과를 제시하고, 5장에서는 결론 및 본 연구가 갖는 한계점에 대해 논하도록 한다.

II. 선행연구 검토

공간계량모형을 사용한 부동산 가격의 공간의존성에 관한 연구는 주로 주거용 부동산을 대상으로 이루어졌다. 자산 간의 거리에 대한 상대적 가중치를 정의하는 공간가중행렬(spatial weight matrix)에 기반한 실증분석은 Dubin(1988)과 Can(1990) 이후로 다양한 시장 및 주택의 유형에 적용되었으며, 주택 가격 간에는 물리적 인접성에 기반한 공간의존성이 존재하는 것이 다수의 실증 연구들을 통해 공통적으로 발견되었다. 예를 들어, 단독주택을 대상으로 분석한 연구로는 미국 Ohio 시장에서의 Can(1990), 스웨덴 Stockholm

시장에서의 Wilhelmsson(2002), 미국 Virginia 시장에서의 Pace et al.(1998), 그리스 Athens 시장에서의 Thanos et al.(2015) 등이 있으며, 아파트를 대상으로 실증분석한 연구로는 스페인 Pamplona 시장에서의 Militino et al.(2004), 싱가포르 시장에서의 Sun et al.(2005), 프랑스 Paris 시장에서의 Dubé and Legros(2014) 등이 있다. 위 연구들은 지역, 데이터의 크기, 주택의 유형 등이 서로 다름에도 공통적으로 공간가중행렬과 주택가격 간의 교차항을 이룬 변수를 헤도닉 가격모형에 추가적으로 포함하여 통계적으로, 수치적으로 모두 유의미한 결과를 도출함으로써 주택 가격 간의 공간적 인접성에 따른 상호의존성이 있음을 보이고 있다. Brasington(1999)과 Brasington and Hite(2005)는 주택가격 데이터를 사용하여 대도시권(metropolitan areas) 수준에서도 주택가격 간에 공간의존성이 존재하고 있음을 보이고 있다.

국내 시장에서도 아파트 시장을 중심으로 거래가격 간에 유의미한 공간의존성이 존재하고 있음이 다양한 연구를 통해 보고되고 있다. 박헌수 외(2003)는 서울시를 공간적 범위로 아파트 동 단위에서, 박헌수·안지아(2005)는 서울시를 공간적 범위로 아파트 단지 단위에서 거래가격 간에 존재하는 공간자기상관성을 보이고 있다. 아파트 호 단위로는 허윤경(2007)이 서울과 부산 시장에서, 이경숙 외(2019)는 세종 시장에서 각각 거래가격 간 존재하는 공간자기상관성을 보이고 있다. 한편 현동우(2018)는 서울을 공간적 범위로

1) 대출 및 세금 목적상 상업용 부동산으로 분류된 자산에 해당함.

하여 매매가격뿐만 아니라 전세가격에서도 공간 자기상관성이 있음을 보이고 있다.

이러한 공간의존성은 주택 가격에 큰 영향을 미치는 입지적 요소들을 공유함에서 기인하는 것과 주변 주택 가격의 변화 자체에 대한 같은 방향으로의 반응이 연쇄적으로 나타나는 시장참여자들의 행동적 패턴에서 기인하는 것으로 대표적으로 설명되고 있다(Can and Megbolugbe, 1997; Hyun and Milcheva, 2018; Thanos et al., 2015).

이와는 다르게 상업용 부동산 가격의 공간의존성에 관한 연구는 매우 드물게 진행되었다. 기본적으로 상업용 부동산의 경우 자료 확보의 어려움으로 인해 공간의존성 추정을 위한 분석적 기반이 되는 헤도닉가격 모형에 대한 구축이 쉽지 않음이 보고되었다(Nappi-Choulet Pr and Maury, 2009). 헤도닉 가격모형에 기반하여 공간계량모형을 상업용 부동산 가격 데이터에 적용한 연구로는 Chegut et al.(2015), Nappi-Choulet Pr and Maury(2009), Tu et al.(2004)을 들 수 있고, 국내의 경우는 연구가 이루어지지 않은 것으로 파악된다.

Tu et al.(2004)은 싱가포르 상업용 부동산 가격지수를 구축하기 위해 헤도닉가격모형에 n -nearest 가중행렬에 기반한 공간모형을 적용하였다. 실증분석을 위해 건물 수준이 아닌 건물 내 독립된 호(unit) 수준의 가격 데이터를 사용하였고, 이에 따라 같은 건물 내에서의 공통적인 설비의 사용, 내·외부 인테리어의 동일성 등에 따라 해당 요소들은 같은 영향을 미치게 됨을 전제하여, 네 개로 제한된 독립변수(바닥면적, 사용년수, 해당 층수, 임대차여부 등)와 각각의 독립변수에 공

간가중행렬을 교차시킨 변수를 생성하여 이를 추가적인 독립변수로 사용하였다. 또한, 누락된 입지적 요소들에 대한 영향력을 통제하고자 종속변수(가격)에 공간가중행렬을 교차시킨 변수를 생성하여 추가적인 독립변수로 포함하였다. 실증분석 결과는 공간모형은 비공간모형에 비해 통계적으로 향상된 설명력을 보이고 있으나, 도출된 공간의존성 계수는 경제적으로는 큰 의미를 갖지 않는 것으로 나타났다.

Nappi-Choulet Pr and Maury(2009)는 프랑스 파리의 중심상업지구(central business district, CBD)와 라데팡스지구에서 거래된 오피스 가격 데이터를 사용하여 거래가격 간에 시간적, 공간적 의존성이 존재하는지 살펴보고자 하였다. 실증분석 모델은 Tu et al.(2004)과 동일한 모델을 사용하였으며, 분석 결과는 시간적, 공간적 의존성 모두 통계적으로 또한 경제적으로도 유의미한 것으로 나타났다. 특히 공간의존성을 추정한 계수가 시간의존성 계수보다 크게 도출되는 형태를 보이고 있다.

위 두 연구는 기본적으로 물리적 특성에 해당하는 제한적인 수의 변수만을 사용하는 데이터의 한계를 보이고 있다. 물리적 요소 외에 입지적 요인과 특히 자본 유형(기관, 개인, 펀드 등)의 특성은 헤도닉가격모형을 사용한 상업용 부동산 가격 추정에 있어 핵심적인 요소임이 다수의 연구를 통해 실증 분석되었다(예를 들어, Bokhari and Geltner, 2018; Devaney and Diaz, 2011).

Chegut et al.(2015)은 홍콩, 런던, 로스앤젤레스, 뉴욕, 파리, 도쿄 등 6개의 시장을 대상으로 오피스 빌딩의 거래가격에 있어 공간의존성을 검

토하였다. 1천만 달러 이상의 건물 단위로 거래된 가격 데이터를 활용하였으며, 자산의 물리적 특성 외에 매도자와 매입자의 유형에 대한 특성도 고려하였다. 모형의 적용은 공간적, 시간적, 이 둘을 교차한 시공간적 의존성과 오차항에 존재하는 공간의존성까지 모두 하나의 모형에서 고려하는 형태를 취하고 있다. 실증분석결과는 시장에 따라 다르게 나타났다. 시공간적 모형을 기준으로 런던과 파리, 도쿄, 뉴욕 시장에서는 공간적 의존성이 유의미하게 추정되었고, 홍콩과 로스앤젤레스 시장에서는 유의미한 추정이 없었다. 한편 뉴욕 시장에서는 시간과 공간의 교차를 이룬 시공간적 의존성도 같은 모델 내에서 유의미하게 추정되었다.

본 연구에서는 Chegut et al.(2015)과 같은 출처의 데이터를 사용, 물리적 특성 외에 거래 자본 특성을 고려하여 앞선 두 연구에서 드러난 데이터의 한계를 보완하고자 한다. 방법론적으로 앞선 연구들은 기본적으로 시간적 인과성을 고려한 공간 의존성 추정이 이루어졌으나 실증분석모형에 시간의 일방성이 고려되지 않은 공간가중행렬과의 교차항도 함께 포함되어 추정되었다. 이는 시간의 일방성에 대한 배제는 과추정(overestimation)의 가능성을 크게 내포함에 따라 시공간 의존성에 대한 추정 역시 왜곡되었을 가능성을 배제할 수 없다(Thanos et al., 2016). 이에 본 연구에서는 공간가중행렬을 독립적으로 적용하여 이로 인한 왜곡의 가능성을 줄이고자 한다. 또한 앞선 연구들이 공간의존성에 대한 추정에만 중점을 둔 것과 달리 본 연구에서는 공간의존성 추정에 따라 다른 요인들의 영향력에 있어서의 변화에 대해서도 살펴보고자 하며, 자산에 있어서는 오피스 자산에

만 실증분석이 이루어진 것과 달리 다른 두 유형을 추가적으로 살펴봄으로써 상업용 부동산에 대한 전반적인 이해를 도모하고자 한다.

III. 실증분석모형 및 자료

1. 실증분석모형

본 연구에서는 헤도닉가격모형을 기반으로 하고, 이에 공간의존성을 추정하는 변수를 추가하여 확장한 모델을 통해 실증분석을 실시한다. 헤도닉가격모형은 재화를 해당 재화가 가지고 있는 고유한 특성들의 복합체로 보고, 각각의 특성들의 가치를 통해 가격을 추정하는 방법(Rosen, 1974)으로, 시장에서 소비자들은 상품을 구매함에 있어 상품 자체가 아닌 상품의 고유한 특성으로부터 얻는 효용을 위해 구매한다는 Lancaster (1966)의 이론에 기반한다고 할 수 있다. 이러한 접근법에 의하면 부동산을 부동산 자체의 물리적 특성과 입지적 특성 등의 요소들에 의한 복합체로 보고, 각 요소들이 부동산 가격을 형성함에 있어 미치는 영향력을 한계효과로 추정하게 된다.

헤도닉가격모형에 적용되는 공간계량모델은 종속변수인 부동산가격에 존재하는 공간의존성을 고려하는 공간자기회귀모형(SAR)과 오차항에 존재하는 공간의존성을 고려하는 공간오차모형(SEM)의 형태로 일반적으로 이루어진다.

SAR의 경우 기본적인 헤도닉가격모형에 추가적으로 동일 지역 시장 내에서 형성된 과거 거래 가격들에 의한 영향력을 반영하기 위한 시도라 할

수 있다. 즉, 자산의 물리적, 입지적 특성 외에 공간적으로 주변에 입지한 자산들이 거래된 가격 자체를 새로 형성될 부동산 거래 가격에 영향을 미치는 요소로 보고 이에 대한 영향력을 추정하는 시도라 할 수 있다. 이는 거래 경험이 많지 않은 일반적 시장참여자들의 자산거래가격 설정에 있어 보이는 가격 정보에 대한 의존적 행동성향을 반영하기 위한 시도라고도 할 수 있다(Hyun and Milcheva, 2018).

본 연구에서 사용되는 SAR은 다음과 같은 (식 1)에 기반한다.

$$\ln P = c + \sum_h \beta_h H_h + \sum_f \gamma_f F_f + \rho S \ln P + \sum_r \delta_r R_r + \sum_t \theta_t T_t + \epsilon \quad (\text{식 1})$$

여기서 P는 부동산 가격을 나타내며, 이는 해당 부동산의 물리적 특성을 나타내는 H, 매입자와 매도자의 금융적 특성을 나타내는 F, 시공간적으로 인접한 자산들의 거래가격과의 상관관계를 나타내는 SP(SlnP), 해당 자산의 거래 시점에 있어 거시적 시장 상황을 반영하기 위한 T와 지역적 이질성을 반영하기 위한 R 등의 한계효과에 대한 복합체로 추정된다. 위 회귀식은 추정된 각 요소들의 특성에 대한 한계효과를 직관적 해석이 용이한 백분율로 나타내고자 준로그함수 형태를 취한다.

SEM은 다음과 같은 (식 2)에 기반하여 부동산 가격을 추정한다.

$$\ln P = c + \sum_h \beta_h H_h + \sum_f \gamma_f F_f + \sum_r \delta_r R_r + \sum_t \theta_t T_t + u, \quad u = \lambda S u + \epsilon \quad (\text{식 2})$$

추정된 계수들 가운데 공간자기상관성을 나타내는 계수는 각각 ρ 와 λ 이다. ρ 는 과거 거래된 주변 자산들과의 공간적 인접성을 정의하는 공간가중행렬(spatial weight matrix) S와 추정하고자 하는 자산의 가격 P와의 교차항으로 구성된 변수 SP에 의해 추정되며, λ 는 회귀식에서 누락된 변수들 간에 존재할 수 있는 공간적 의존성을 추정하고자 공간가중행렬을 오차항 u와 교차한 변수 Su에 의해 추정된다.

(n×n)의 형태로 구성되는 공간가중행렬 내 각각의 요소는 사용되는 데이터 내 모든 자산 간의 공간적 인접성을 나타낸다. 공간적 인접성은 일반적으로 특정한 임계거리(distance threshold) 내에서만 정의되는 자산 간의 물리적 거리에 기반하고, 정의된 값들을 표준화(row-standardization)하여 상대적 가중치를 부여하는 형태를 취한다. 또한, 기본적으로 인접성과 영향력 간의 정의 상관관계를 반영하고자 자산 간의 거리는 역수의 형태로 정의한다. 이러한 적용은 부동산 가격의 추정에 관한 실증연구들에서 일반적으로 사용된 형태이다.

본 연구에서의 공간가중행렬은 시간적 인과관계를 반영한 시공간적(spatio-temporal) 행렬의 형태로 정의된다. 이는 공간적 인접성에 대한 영향력은 거래당사자에게 있어 실질적으로 참고될 수 있는 이미 존재하고 있는 과거 시점의 거래 가격정보만을 반영하기 위한 적용이라 할 수 있다(Thanos et al., 2016). 실증적용에 있어 이는 독립적으로 형성된 시간가중행렬과 공간가중행렬의 교차를 통한 시공간가중행렬을 통해 이루어진다.2)

2. 분석자료

본 연구는 미국의 RCA(Real Capital Analytics)로부터 제공받은 상업용 부동산 거래가격 데이터를 사용한다. 데이터는 기본적으로 RCA에 의해 독립적으로 수집된 보고서와 포트폴리오 자료에 기반하며, 250만 달러 이상으로 거래된 상업용 부동산을 대상으로 한다. 본 연구에서 사용된 표본은 2011년과 2016년 사이에 뉴욕에서 거래된 상업용 부동산으로 아파트, 리테일, 오피스 등 세 유형을 포함한다. 해당 자료는 기본적인 자산의 물리적 특성 및 매입 및 매도 주체의 특성(거래의 목적, 주체의 자본적 특성 등)을 포함하고 있다.

자료에 포함된 자산의 주소를 통해 위도와 경도를 파악하여 공간가중행렬을 구축하였으며 거래시점 정보를 통해 시간고정효과를 위한 변수를 생성하였다. 최종적인 실증분석을 위해 사용된 변수 및 그에 대한 정의는 <표 1>에 제시하였고, 주요 통계량은 <표 2>에 제시하였다.

총 3,640개의 표본이 최종적으로 사용되었으며, 유형에 따라서는 2,160개의 아파트, 963개의 리테일, 517개의 오피스가 분석에 사용되었다. 세 유형 가운데 오피스 건물의 평균 가격이 다른 두 유형에 비해 압도적으로 큰 것으로 나타났다. 다만 단위 면적당 가격으로 환산할 경우 리테일, 오피스, 아파트 순으로 큰 것으로 나타났다.³⁾ 표본의 특성상 세 유형 모두 평균가격에 대한 표준편차는 큰 것으로 나타났다. 물리적 특성으로는 오피스 건물이 다른 두 유형에 비해 평균적으

로 더 높은 층수를 가진 것으로 나타났으며, 세 유형 모두 사용 연도가 70~80년 이상으로 비교적 오래된 건물들임을 보이고 있다. 사용연도에 대한 표준편차는 상대적으로 크지 않은 것으로 보인다. 입지적 특성을 위한 변수로 포함된 중심업무지구(CBD) 내 입지 여부에 대한 평균치는 오피스의 CBD 내 입지가 가장 많은 것으로 나타났고, 리테일과 아파트 순으로 본 연구에서 사용된 표본에서는 나타났다.

다수의 연구를 통해 헤도닉 가격모형에 기반한 상업용 부동산 가격의 추정에 있어서 투자자의 유형은 중요한 영향요인으로 작용하는 것으로 나타났다(예를 들면, Devaney and Diaz, 2011). 이에 따라 본 연구에서는 RCA에 의해 구분된 5가지 유형의 매입, 매도 주체의 특성을 변수로 포함하였다. 자료 설명에 따르면 institution은 연금(pension funds) 또는 보험사(insurance company), equity funds는 자본시장투자자(capital market investors), private는 민간부동산회사, public은 리츠를 포함한 공개적으로 거래되는 형태의 부동산회사를 의미한다. 본 연구에서 사용된 표본에서는 private 형태의 자본이 New York 상업용 부동산 시장에서 가장 활발한 거래를 하는 것으로 나타났다. 또한, RCA에 의해 구분된 5가지의 매입목적에 대한 특성도 변수로 포함하였고, 본 표본에서는 투자목적이 세 유형 모두에서 가장 많은 것으로 나타났다.

2) 실증적용은 Hyun and Milcheva(2018)를 따른다.

3) 각각 제곱피트당 \$1,476, \$780, \$345.

〈표 1〉 변수의 정의

변수	정의
종속변수	
ln_Price	(자연로그) 거래가격
독립변수	
ln_Size	(자연로그) 건물의 연면적(제곱피트)
Floor	건물의 최상층수
Age	거래년도-건축년도
Age sq.	Age의 제곱
Renovated	건물이 개조(보수)된 상태인 경우 1, 그렇지 않으면 0
CBD	건물이 Midtown Manhattan에 입지한 경우 1, 그렇지 않으면 0
Bo_Occupancy	매입 목적이 실사용인 경우 1, 그렇지 않으면 0
Bo_Investment	매입 목적이 투자인 경우 1, 그렇지 않으면 0
Bo_Use conversion	매입 목적이 용도변경인 경우 1, 그렇지 않으면 0
Bo_Redevelopment	매입 목적이 재개발인 경우 1, 그렇지 않으면 0
Bo_Renovation	매입 목적이 개조인 경우 1, 그렇지 않으면 0
B_Owner occupancy	매입 주체가 owner occupier인 경우 1, 그렇지 않으면 0
B_Institution	매입 주체가 institution인 경우 1, 그렇지 않으면 0
B_Equity fund	매입 주체가 equity fund인 경우 1, 그렇지 않으면 0
B_Private	매입 주체가 private인 경우 1, 그렇지 않으면 0
B_Public	매입 주체가 public인 경우 1, 그렇지 않으면 0
S_Owner occupancy	매도 주체가 owner occupier인 경우 1, 그렇지 않으면 0
S_Institution	매도 주체가 institution인 경우 1, 그렇지 않으면 0
S_Equity fund	매도 주체가 equity fund인 경우 1, 그렇지 않으면 0
S_Private	매도 주체가 private인 경우 1, 그렇지 않으면 0
S_Public	매도 주체가 public인 경우 1, 그렇지 않으면 0
Region	건물이 해당 구(borough)에 입지한 경우 1, 그렇지 않으면 0
Year	거래시점이 해당 년도인 경우 1, 그렇지 않으면 0

주 : CBD, central business district.

IV. 실증분석결과

실증분석은 〈표 1〉에 정의된 모든 변수들을 포

함하여 이루어졌으며, 그 결과는 〈표 3〉에 요약 제시하였다. 회귀분석 결과는 세 가지의 모든 부동산 유형에 걸쳐 대체적으로 준수한 설명력을 보

〈표 2〉 주요 통계량

	Apartment		Retail		Office	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
Price(USD)	15,700,000	37,600,000	18,300,000	58,600,000	107,000,000	219,000,000
ln_price	15.911	0.912	15.934	0.990	17.175	1.633
Size	53,593.980	98,542.950	15,861.340	44,441.200	200,247.300	376,100.300
Floor	6.124	4.786	4.838	6.904	12.890	12.869
Age	85.520	26.857	80.407	32.351	75.772	33.477
Age sq.	8,034.618	3,640.465	7,510.781	4,458.476	6,859.926	4,686.927
Renovated	0.311	0.463	0.225	0.418	0.377	0.485
CBD	0.050	0.217	0.154	0.361	0.383	0.487
Bo_Occupancy	0.001	0.030	0.025	0.156	0.104	0.306
Bo_Investment	0.918	0.274	0.801	0.400	0.607	0.489
Bo_Use conversion	0.006	0.080	0.001	0.032	0.006	0.076
Bo_Redevelopment	0.018	0.133	0.140	0.347	0.176	0.381
Bo_Renovation	0.056	0.231	0.033	0.179	0.106	0.309
B_Owner occupancy	0.016	0.124	0.036	0.187	0.108	0.311
B_Institution	0.025	0.156	0.026	0.159	0.124	0.330
B_Equity fund	0.047	0.212	0.046	0.209	0.079	0.270
B_Private	0.895	0.306	0.858	0.350	0.631	0.483
B_Public	0.017	0.128	0.034	0.182	0.058	0.234
S_Owner occupancy	0.024	0.153	0.074	0.261	0.176	0.381
S_Institution	0.035	0.183	0.038	0.192	0.083	0.276
S_Equity fund	0.075	0.263	0.032	0.177	0.095	0.293
S_Private	0.856	0.351	0.832	0.374	0.617	0.487
S_Public	0.010	0.100	0.024	0.153	0.029	0.168
Observations	2,160		963		517	

주 : CBD, central business district.

이고 있으나, 그 형태는 유형에 따라 서로 다른 양상을 보이고 있다. 먼저 공간의존성부터 살펴보면, SAR, SEM 두 공간계량모델 모두에서 통계적으로 유의미하며 수치상으로도 유의미한 공간계

수가 모든 자산 유형에서 추정되었다. 〈표 3〉의 (2), (5), (8)열의 결과에 따르면 아파트, 리테일, 오피스 빌딩의 거래가격에 있어 각각 약 2.8%, 3%, 3.1%가량이 공간적으로 인접한 자산의 거래

〈표 3〉 실증분석 결과 요약

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Non-spatial	SAR	SEM	Non-spatial	SAR	SEM	Non-spatial	SAR	SEM
	Apartment			Retail			Office		
ln_size	0.674*** (0.016)	0.678*** (0.016)	0.750*** (0.015)	0.600*** (0.027)	0.604*** (0.027)	0.618*** (0.026)	0.719*** (0.026)	0.721*** (0.026)	0.725*** (0.025)
Floor	0.029*** (0.003)	0.029*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.001 (0.003)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)	0.006* (0.003)
Age	-0.014*** (0.001)	-0.014*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.006** (0.003)
Age sq.	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)
Renovated	0.018 (0.028)	0.015 (0.028)	0.006 (0.025)	0.056 (0.055)	0.047 (0.054)	0.054 (0.053)	0.135** (0.066)	0.152** (0.066)	0.159** (0.064)
CBD	0.431*** (0.038)	0.417*** (0.038)	0.314*** (0.035)	0.224*** (0.061)	0.218*** (0.060)	0.208*** (0.059)	0.071** (0.088)	0.087** (0.087)	0.060*** (0.085)
Bo_Investment	-0.027 (0.363)	-0.028 (0.361)	-0.059 (0.330)	-0.136 (0.158)	-0.117 (0.158)	-0.092 (0.153)	0.021 (0.121)	0.020 (0.120)	-0.007 (0.117)
Bo_Use conversion	0.877** (0.387)	0.861** (0.385)	0.621* (0.352)	-1.075 (0.656)	-1.033 (0.653)	-0.702 (0.636)	-0.109 (0.380)	-0.143 (0.377)	-0.148 (0.367)
Bo_Redevelopment	0.617* (0.370)	0.611* (0.369)	0.485 (0.337)	0.384** (0.166)	0.400** (0.165)	0.404** (0.160)	0.345** (0.135)	0.332** (0.134)	0.351*** (0.131)
Bo_Renovatation	0.195 (0.365)	0.191 (0.364)	0.051 (0.333)	-0.020 (0.195)	-0.003 (0.195)	-0.004 (0.189)	0.222 (0.147)	0.218 (0.146)	0.185 (0.142)
Bo_Occupancy	Reference								
B_Institution	0.228** (0.111)	0.236** (0.111)	0.191* (0.101)	0.641*** (0.186)	0.611*** (0.185)	0.578*** (0.180)	0.160 (0.141)	0.162 (0.140)	0.207 (0.136)
B_Equity fund	0.511*** (0.101)	0.519*** (0.101)	0.432*** (0.092)	0.464*** (0.163)	0.428*** (0.163)	0.386** (0.158)	0.255* (0.152)	0.248 (0.151)	0.262* (0.147)
B_Private	0.180** (0.088)	0.187** (0.088)	0.129 (0.080)	0.126 (0.133)	0.101 (0.132)	0.075 (0.128)	0.038 (0.118)	0.036 (0.117)	0.080 (0.114)
B_Public	0.711*** (0.122)	0.706*** (0.121)	0.563*** (0.111)	0.777*** (0.170)	0.754*** (0.170)	0.609*** (0.166)	0.440*** (0.167)	0.422** (0.166)	0.477*** (0.161)
B_Owner occupancy	Reference								
S_Institution	0.037 (0.092)	0.048 (0.091)	0.039 (0.083)	0.209 (0.131)	0.198 (0.130)	0.168 (0.127)	0.327*** (0.125)	0.318** (0.124)	0.355*** (0.121)
S_Equity fund	0.070 (0.081)	0.073 (0.080)	0.136* (0.074)	0.463*** (0.143)	0.487*** (0.143)	0.449*** (0.138)	0.454*** (0.123)	0.440*** (0.122)	0.443*** (0.119)
S_Private	0.168** (0.072)	0.174** (0.071)	0.171*** (0.065)	-0.005 (0.081)	0.009 (0.080)	-0.005 (0.078)	0.129 (0.078)	0.123 (0.078)	0.152** (0.076)
S_Public	-0.146 (0.130)	-0.140 (0.130)	0.025 (0.119)	0.544*** (0.157)	0.538*** (0.156)	0.529*** (0.152)	0.576*** (0.180)	0.560*** (0.179)	0.530*** (0.174)

〈표 3〉 Continued

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Non-spatial	SAR	SEM	Non-spatial	SAR	SEM	Non-spatial	SAR	SEM
	Apartment			Retail			Office		
S_Owner occupancy	Reference								
Rho (ρ)		0.028*** (0.007)			0.030*** (0.010)			0.031*** (0.010)	
Lambda (λ)			1.227*** (0.058)			0.713*** (0.089)			0.832*** (0.136)
Constant	8.784*** (0.407)	8.343*** (0.420)	8.100*** (0.372)	10.368*** (0.316)	9.949*** (0.345)	10.220*** (0.307)	9.162*** (0.278)	8.723*** (0.308)	8.913*** (0.271)
Region fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time fixed effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Log-likelihood	-1,540.738	-1,532.397	-1,336.787	-910.845	-906.322	-878.775	-466.184	-460.884	-447.200
AIC	3,137.476	3,122.794	2,731.574	1,877.690	1,870.644	1,815.550	988.368	979.768	952.400
BIC	3,174.891	3,161.546	2,770.326	1,905.232	1,899.169	1,844.075	1,008.346	1,000.459	973.091
R-squared	0.707	0.709	0.757	0.604	0.608	0.629	0.866	0.869	0.876
Observations	2,160			963			517		

주 : 1) ()는 표준오차이며, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함. SAR과 SEM의 공간적 임계치는 3km 적용.

2) SAR, spatial autoregressive model; SEM, spatial error model; CBD, central business district; AIC, Akaike information criterion; BIC, Bayesian information criterion.

가격의 변화로부터 영향을 받는 것으로 나타났다. Thanos et al.(2016)에 따르면, 이는 가령 거래가격에 있어 상호 영향을 주고 받을 것으로 예상되는 공간적 범위를 반경 3km로 한정하여 거리에 따른 근접성을 가중평균한 상관성을 추정할 경우 주변에 입지한 자산의 거래가격이 10만 달러 상승했다면, 이는 해당 자산의 거래가격을 약 2,800~3,100달러 상승시키는 것으로 해석할 수 있다. 다시 말해, 공간적으로 인접한 주변 자산 가격 상승은 공간적 자기상관성 효과로 인해 상호 간 가격 상승을 야기하는 것으로 이해할 수 있다.

세 유형의 자산에서 추정된 이러한 유의미한 공간계수 값은 상업용 부동산 거래가격에 있어서도

공간의존성은 존재하는 것을 의미한다고 할 수 있다. 직접적인 계수간의 비교는 불가하지만, 아파트, 리테일, 오피스 등 자산의 유형에 따라 나타나는 차이는 동일한 시장 내에서는 크게 다르게 나타나지는 않는 것으로 보인다. 이는 자산의 물리적 특성이나 거래 주체의 금융적 특성의 이질성에도 불구하고, 기본적으로는 입지적 특성의 유사성 또는 거래사례 비교의 특성이 이러한 시장 내에서도 작용하고 있음을 암시한다고 할 수 있다.

SEM의 추정 결과는 SAR보다 더욱 뚜렷한 공간자기상관 효과를 보이고 있다. 〈표 3〉의 (3), (6), (9)열에 따르면 오차항에 존재하는 공간적 자기상관성은 종속변수인 거래가격에 존재하는 공

간적 자기상관성에 비해 수치적으로 훨씬 큰 값을 모든 자산 유형에 있어 보이고 있다. 이는 거래가격 추정에 있어 고려되지 못한 누락변수 사이에 있어 공간적으로 강한 상관성을 가지고 있음을 의미한다. 통계적 유의성과 더불어 수치적으로도 상대적으로 큰 계수 값을 보임에 따라 이러한 공간적 자기상관성을 고려한 모형의 적용은 모형의 적합도에 있어서 비공간모형과 SAR에 비해 크게 향상된 수치들을 보이고 있다(Akaike information criterion, AIC; Bayesian information criterion, BIC 등).

특히 기존의 연구들과 다르게 나타난 특징 중 하나는 공간계수 값이 크게 추정됨에 따라 공간적 영향력으로부터 상대적으로 독립적일 것으로 보이는 변수들의 추정된 계수 값에 있어서도 비공간 모형과 비교하여 비교적 큰 변화를 보인다는 것이다.⁴⁾ 이는 물리적 특성뿐만 아니라 금융적 특성에서도 나타나는 양상이다. 모형의 적합도를 추정하는 통계치에 기반하여 해석하자면 이는 오차항에 존재하는 공간적 자기상관성을 고려하지 않을 경우, 거래가격에 미치는 물리적, 금융적 영향력이 왜곡될 수 있음을 의미한다고 할 수 있을 것이다.

〈표 4〉는 공간적 임계치 설정에 따른 모형별 결과의 차이를 보여주고 있다. SAR의 경우 적용에 따라 결과가 다소 불안정 할 수 있음을 보여준다. 이는 특히 리테일과 오피스에서 더욱 두드러진다. 아파트의 경우 공간적 영향력의 범위 설정에 따라 수치적으로 다소 차이를 보이지만 일관되게

통계적으로 유의미한 공간계수 값을 보임에 따라 공간적으로 인접한 거래로부터의 영향은 일정 부분 존재하는 것으로 보인다. 리테일의 경우에는 적용에 따라 수치적으로 아파트에 비해 다소 차이가 있는 것으로 추정되었고, 통계적 유의성 역시 1km와 2km의 적용에서는 다소 줄어드는 것으로 나타났다. 오피스에 있어서는 4km의 적용에서 통계적 유의성이 다소 줄어들었고, 5km의 적용에서는 통계적으로 유의미한 자기상관성이 추정되지 않는 것으로 나타났다. SAR의 경우 대체적으로 추정된 공간계수 값이 수치적으로 상대적으로 다소 크지 않음에 따라 통계적으로 유의미한 추정에도 불구하고 모형의 적합성이 비공간모형에 비해 크게 개선되지 않은 것으로 보인다.

반면, SEM의 경우 세 자산의 유형 모두에서 모든 적용에 있어 통계적으로 유의미한 결과를 보이고 있고 수치적으로도 상대적으로 큰 값을 추정함에 따라 모형의 적합도는 대체적으로 향상된 수치를 보이고 있다. 다만, SEM의 경우에도 적용에 따른 수치상의 차이가 비교적 두드러지는 양상을 보이고 있다. 이는 공간적으로 상호영향을 줄 수 있는 범위에 대한 설정에 있어 명확한 이론에 기반하는 것이 아닌 연구자의 임의 설정에 따른 적용에 기반하게 되는 공간계량모형의 실증적용에 있어서의 한계에 따른 결과의 불안정성을 내포하고 있음을 의미한다고 할 수 있다(현동우, 2021).

종합적으로 본 연구 결과에 따르면, 상업용 부동산 거래가격 추정에 있어서도 공간적 자기상관성은 고려될 필요가 있음을 보인다고 할 수 있다.

4) 예를 들어 Hyun and Milcheva(2018)는 시공간적으로 유의미한 공간계수의 추정은 지역적, 시간적 고정효과에 있어서 상대적으로 큰 계수의 변화를 야기하지만, 물리적 특성에 있어서는 큰 변화를 가져오지는 않는 것으로 보고하고 있다.

〈표 4〉 공간가중행렬 적용범위에 따른 공간의존성

	Non-spatial	SAR					SEM				
		1km	2km	3km	4km	5km	1km	2km	3km	4km	5km
Apartment											
ρ 또는 λ	-	0.012***	0.019***	0.028***	0.029***	0.028***	0.867***	1.062***	1.227***	1.501***	1.617***
	-	(0.004)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.111)	(0.050)	(0.058)	(0.068)	(0.074)
Log-likelihood	-1,540.74	-1,536.25	-1,535.42	-1,532.40	-1,532.68	-1,533.82	-1,316.03	-1,332.31	-1,336.79	-1,317.20	-1,320.62
AIC	3,137.476	3,130.500	3,128.842	3,122.794	3,123.364	3,125.642	2,690.058	2,722.620	2,731.574	2,692.404	2,699.232
BIC	3,174.891	3,169.252	3,167.594	3,161.546	3,162.116	3,164.394	2,728.810	2,761.372	2,770.326	2,731.156	2,737.984
R-squared	0.707	0.708	0.708	0.709	0.709	0.709	0.762	0.758	0.757	0.762	0.761
Observations		2,160									
Retail											
ρ 또는 λ	-	0.014**	0.015*	0.030***	0.035***	0.034**	0.614***	0.720***	0.713***	0.876***	0.982***
	-	(0.006)	(0.008)	(0.010)	(0.012)	(0.014)	(0.058)	(0.074)	(0.089)	(0.103)	(0.111)
Log-likelihood	-910.845	-907.679	-909.265	-906.322	-906.115	-907.508	-856.668	-864.084	-878.775	-874.873	-872.281
AIC	1,877.690	1,873.358	1,876.530	1,870.644	1,870.230	1,873.016	1,771.336	1,786.168	1,815.550	1,807.746	1,802.562
BIC	1,905.232	1,901.883	1,905.055	1,899.169	1,898.755	1,901.541	1,799.861	1,814.693	1,844.075	1,836.271	1,831.087
R-squared	0.604	0.606	0.605	0.608	0.608	0.607	0.646	0.640	0.629	0.632	0.634
Observations		963									
Office											
ρ 또는 λ	-	0.019***	0.027***	0.031***	0.024*	0.014	0.618***	0.692***	0.832***	1.058***	1.224***
	-	(0.006)	(0.008)	(0.010)	(0.012)	(0.014)	(0.098)	(0.107)	(0.136)	(0.157)	(0.168)
Log-likelihood	-466.184	-461.258	-460.606	-460.884	-464.225	-465.616	-445.734	-445.055	-447.200	-443.214	-439.575
AIC	988.368	980.516	979.212	979.768	986.450	989.232	949.468	948.110	952.400	944.428	937.150
BIC	1,008.346	1,001.207	999.903	1,000.459	1,007.141	1,009.923	970.159	968.801	973.091	965.119	957.841
R-squared	0.866	0.869	0.869	0.869	0.867	0.867	0.877	0.877	0.876	0.878	0.860
Observations		517									

주: 1) ()는 표준오차이며, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

2) SAR, spatial autoregressive model; SEM, spatial error model; AIC, Akaike information criterion; BIC, Bayesian information criterion.

특히 SEM의 적용에 경우, 비공간모형에 비해 모형의 적합도에 있어서도 큰 개선을 보이는 것으로 나타났다. 다만 오차항이라는 근원적으로 파악하기 어려운 변수와의 교차항을 이룸에 따라 추정하는 관계에 있어서의 모호성(McMillen, 2010)과

이에 따라 상대적으로 큰 수치에도 불구하고 추정된 값에 대한 해석상의 어려움은 SEM의 한계라 할 수 있다(Gibbons and Overman, 2012).

한편 공간의존성 외에 추정된 다른 변수들의 영향력을 살펴보면 (〈표 3〉) 세 개의 모든 유형에

서 자산의 물리적 크기와 CBD의 입지는 공통적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 직관적으로도 타당한 부호를 나타냈다. 자산의 물리적 특성 외의 특성은 자산별로 서로 다르게 나타났다.

먼저 아파트의 경우 매입 목적이 용도 변경 또는 재개발일 경우 점유 목적일 경우보다 훨씬 더 비싼 가격에 거래가 되는 것으로 나타났고, 다른 목적은 유의미하게 나타나지 않았다. 매입 주체에 따라서는 대체적으로 유의미한 영향을 나타냈다. 매입자가 해당 자산 보유자일 경우에 비해 매입자가 리츠를 포함한 공개적으로 거래되는 형태의 부동산회사(B_Public), 자본시장투자자(B_Equity fund), 연금 또는 보험사(B_Institution), 민간 부동산회사(B_Private)일 경우 해당 순으로 각각 더 비싸게 거래되는 것으로 나타났고, 각 주체에 따라 나타나는 영향력의 차이는 수치적으로도 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 매도 주체의 경우 민간부동산회사의 경우와 자본시장투자자의 경우에 자산 보유자 대비 더 비싼 가격으로 거래되는 것으로 나타났고, 다른 매도 주체들의 특성은 유의미하게 추정되지 않았다.

리테일과 오피스의 경우는 대체적으로 유사한 결과를 보였다. 매입 목적이 재개발일 경우 보유 목적에 비해 더 비싸게 거래되는 것으로 나타났다. 아파트와 마찬가지로 매입주체가 리츠를 포함한 공개적으로 거래되는 형태의 부동산회사(B_Public)일 경우에 해당 자산 보유자일 경우 대비 상대적으로 가장 비싸게 거래되는 경향을 보

였으며, 자본시장투자자일 경우에도 각각 더 비싸게 거래되는 것으로 나타났다. 리테일의 경우에는 연금 또는 보험사일 경우에도 더 비싸게 거래되는 것으로 나타났다. 아파트와는 다르게 매도 주체도 대체적으로 유의미한 영향력을 보였다. 매도 주체가 해당 자산 보유자일 경우 대비 리츠를 포함한 공개적으로 거래되는 형태의 부동산회사, 자본시장투자자, 연금 또는 보험사(리테일의 경우는 통계적으로 유의미하지 않음) 순으로 더 비싸게 거래되는 경향을 보였고, 민간부동산회사의 경우에는 유의미한 영향력을 보이지 않았다.

모형의 적합도 측면에서 가장 우수한 수치를 보인 SEM의 경우 추정된 계수 값에 있어 상대적으로 수치상 차이를 보이고 있지만, 부호와 통계적 유의성에 있어서는 다른 두 모형과 대체적으로 동일한 방향성을 나타내는 것으로 나타났다. 이는 공간의존성에 대한 유의미한 추정은 헤도닉변수들의 영향력에 있어 수치적으로 왜곡될 가능성을 줄일 수 있는 대안적 방법임을 암시한다고 할 수 있을 것이다. 한편 추정된 헤도닉 특성변수들의 계수들은 공간가중행렬의 적용에 따라 큰 차이를 보이지는 않았다.⁵⁾

V. 결론

본 연구에서는 뉴욕 부동산시장에서 건물 단위로 거래된 상업용 부동산 가격을 공간계량모형을 통해 추정하고자 하였다. 연구의 기본적 방향성

5) 수치적으로 큰 차이가 없는 내용의 반복이므로 본 고에는 별도로 제시하지 않았다. 적용에 따라 나타나는 유의미한 차이는 <표 4>에 제시하였다.

은 입지적 요소의 영향력과 거래사례비교가 거래 주체들에게 있어 기본적으로 영향을 미치는 부동산 거래의 특성이 상대적으로 자산 간 이질성이 큰 상업용 자산에 있어서도 작용하는지 검토하고자 하였다.

3,600여 개의 데이터를 사용한 추정 결과는 상업용 부동산 거래에 있어서도 공간의존성은 존재하는 것으로 나타났고, 유형에 따라서도 아파트, 리테일, 오피스 등 모두 대체적으로 각각 유의미한 공간의존성을 갖는 것으로 나타났다. 공간계량모델 적용에 SEM이 SAR보다는 통계적으로 더 적합한 추정결과를 보였다.

공간의존성이 대체적으로 일관된 유의미한 추정을 보였다는 점에서 상업용 부동산 가격 추정에 있어서도 공간계량모델의 적용은 충분히 고려될 수 있는 대안적 방법임을 보인다고 할 수 있다. 특히 다양한 변수의 사용이 용이하지 않은 상업용 자산의 특성을 고려한다면 활용의 가치는 학술적으로 더욱 있을 것으로 보인다. 다만 공간계량모델 적용에 있어 근원적 한계라 할 수 있는 공간적 근접성에 대한 명확한 정의의 결여와 이에 따라 다르게 나타날 수 있는 추정치의 불안정성 문제는 본 연구의 결과에서도 나타났다. 특히 SAR의 결과에 있어 모형 선택의 주된 기준이 되는 통계적 수치의 차이가 크지 않은 반면, 유의미하게 추정된 공간계수의 수치는 다소 다르게 나타났다는 점은 활용의 방향성이 통계적 우수성이 아닌 경제학적 해석에 있을 경우 큰 한계로 남을 수 있음을 의미한다고 할 수 있다. 본 고에서 검토된 기존 연구들이 상업용 부동산 가격지수 추정을 위해 공간계량모델을 활용했다는 점을 고려한다면 이러한 한

계에 대한 보완은 더욱 논의되어야 할 것으로 보인다.

본 연구의 실증분석은 자료의 활용 가능성에 따라 시간적으로 다소 지난 자료에 기반했다는 한계를 갖는다. 특히 전 세계적으로 대도시 부동산 시장이 코로나19와 금리의 변화 등에 따른 거시적 환경 변화로 인해 본 연구의 연구기간과는 다른 상황을 보이고 있다는 점을 고려한다면 본 연구의 결과를 일반화시키기는 어려울 것이다. 또한, 제한적 정보 공개에 따른 변수에 대한 구체적 설명이 부재함에 따라 이들의 추정 결과에 대한 논의가 부족했다는 점은 본 연구의 주된 목적이 아니었음에도 남는 또 다른 한계라 할 수 있다.

본 연구의 결과는 기본적으로 세 유형의 상업용 부동산에 있어서 공간의존성이 거래가격 형성에 있어 영향을 미친다는 점을 보이고 있다. 기존의 많은 연구를 통해 주거용 부동산 시장에서는 공간의존성이 대체적으로 뚜렷하게 나타났다는 점을 고려한다면, 동일한 시기, 동일한 시장 내에서의 주거용 부동산 거래가격에 있어서의 공간의존성에 대한 추정이 비교되었다면 본 연구의 결과에 대한 이해를 더 높일 수 있었을 것이다. 이러한 한계는 향후 연구에서 보완되어야 할 것이다.

국내 시장을 대상으로 한 공간계량모델의 적용은 주거용 부동산에서는 활발하게 이루어진 반면, 상업용 부동산에 대해서는 이루어지지 않은 것으로 파악된다. 본 연구의 결과가 건물 단위의 초고가 상업용 부동산에서도 기본적으로 공간의존성이 존재함을 보임에 따라 국내 시장을 대상으로 다양한 자산의 수준과 종류에 적용한 연구가 이어지기를 기대한다.



현동우 <https://orcid.org/0000-0002-2736-4539>

참고문헌

1. 박현수, 안지아. (2005). 공간중속성을 이용한 아파트 가격의 공간효과에 관한 연구. *부동산학연구*, 11(2), 119-128.
2. 박현수, 정수연, 노태욱. (2003). 공간계량경제모형을 이용한 아파트가격과 공간효과분석. *국토계획*, 38(5), 115-125.
3. 이경숙, 박세운, 정태윤. (2019). 거주층이 아파트 가격에 미치는 영향에 관한 연구: 공간·시간모형 분석. *주택연구*, 27(2), 5-32.
4. 허윤경. (2007). 도시별 주택가격의 공간적 영향력 검증: 서울과 부산의 아파트가격을 중심으로. *주택연구*, 15(4), 5-23.
5. 현동우. (2018). 주택 거래 간 사공간 의존성을 고려한 헤도닉 가격 추정. *부동산학연구*, 24(1), 51-68.
6. 현동우. (2021). 주택 연구에 있어 공간계량모델 적용에 대한 고찰. *부동산학연구*, 27(2), 7-26.
7. Bokhari, S., & Geltner, D. (2018). Characteristics of depreciation in commercial and multifamily property: An investment perspective. *Real Estate Economics*, 66(4), 745-782.
8. Brasington, D. M. (1999). Which measures of school quality does the housing market value? *Journal of Real Estate Research*, 18(3), 395-413.
9. Brasington, D. M., & Hite, D. (2005). Demand for environmental quality: A spatial hedonic analysis. *Regional Science and Urban Economics*, 39(1), 57-82.
10. Can, A. (1990). The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices. *Economic Geography*, 66(3), 254-272.
11. Can, A., & Megbolugbe, I. (1997). Spatial dependence and house price index construction. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14, 203-222.
12. Chegut, A. M., Eichholtz, P. M. A., & Rodrigues, P. J. M. (2015). Spatial dependence in international office markets. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 51, 317-350.
13. Devaney, S., & Diaz, R. M. (2011). Transaction based indices for the UK commercial real estate market: An exploration using IPD transaction data. *Journal of Property Research*, 28(4), 269-289.
14. Dubé, J., & Legros, D. (2014). Spatial econometrics and the hedonic pricing model: What about the temporal dimension? *Journal of Property Research*, 31(4), 333-359.
15. Dubin, R. A. (1988). Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 466-474.
16. Gibbons, S., & Overman, H. G. (2012). Mostly pointless spatial econometrics? *Journal of Regional Science*, 52(2), 172-191.
17. Hyun, D., & Milcheva, S. (2018). Spatial dependence in apartment transaction prices during boom and bust. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 36-45.
18. Lancaster, K. J. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, 74(2), 132-157.
19. McMillen, D. P. (2010). Issues in spatial data analysis. *Journal of Regional Science*, 50(1), 119-141.
20. Militino, A. F., Ugarte, M. D., & Garcia-

- Reinaldos, L. (2004). Alternative models for describing spatial dependence among dwelling selling prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29, 193–209.
21. Nappi-Choulet Pr, I., & Maury, T. P. (2009). A spatiotemporal autoregressive price index for the Paris office property market. *Real Estate Economics*, 37(2), 305–340.
22. Pace, R. K., Barry, R., Clapp, J. M., & Rodriguez, M. (1998). Spatiotemporal autoregressive models of neighborhood effects. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 15–33.
23. Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.
24. Sun, H., Tu, Y., & Yu, S. M. (2005). A spatio-temporal autoregressive model for multi-unit residential market analysis. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31, 155–187.
25. Thanos, S., Bristow, A. L., & Wardman, M. R. (2015). Residential sorting and environmental externalities: The case of nonlinearities and stigma in aviation noise values. *Journal of Regional Science*, 55(3), 468–490.
26. Thanos, S., Dubé, J., & Legros, D. (2016). Putting time into space: The temporal coherence of spatial applications in the housing market. *Regional Science and Urban Economics*, 58, 78–88.
27. Tu, Y., Yu, S. M., & Sun, H. (2004). Transaction-based office price indexes: A spatiotemporal modeling approach. *Real Estate Economics*, 32(2), 297–328.
28. Wilhelmsson, M. (2002). Spatial models in real estate economics. *Housing, Theory and Society*, 19(2), 92–101.

논문접수일: 2024년 8월 22일
심사(수정)일: 2024년 11월 3일
게재확정일: 2024년 11월 15일

국문초록

본 연구에서는 상업용 부동산 가격 추정에 있어 공간계량모형을 적용하여, 동일한 지역 시장 내에서 거래된 사례들이 상업용 부동산 거래가격에도 유의미한 공간적 영향력을 갖는지 살펴보고자 한다. 실증분석은 미국 뉴욕시장에서 250만 달러 이상으로 거래된 오피스, 리테일, 아파트 등 세 가지 자산의 유형, 3,600여 개의 거래가격 데이터에 대해 공간자기상관모형과 공간오차모형을 적용하여 진행하였다. 실증분석 결과는 세 가지 유형 모두에서 거래가격 및 오차항 모두에서 각각 통계적으로 유의미한 공간의존성을 보였다. 특히 공간오차모형은 수치적으로도 상대적으로 큰 공간의존성을 추정하였고, 이에 대한 고려는 비공간모형 및 공간자기상관모형에 비해 모형의 적합도를 크게 개선시키는 것으로 나타났다. 또한, 기존의 연구결과와는 달리, 큰 수치의 공간계수가 추정됨에 따라 공간적 영향력은 무관한 것으로 보이는 자산의 금융적 특성의 계수 값에도 큰 변화가 있는 것으로 나타났다. 이는 상업용 부동산 가격 추정에 있어서도 공간적 영향력이 더욱 정밀하게 고려될 필요가 있음을 보인다고 할 수 있다. 한편, 자산의 유형에 따라 물리적 특성의 영향력은 대체적으로 유사한 방향성을 보였으나 금융적 특성에 있어서는 영향력이 다소 이질적인 것으로 나타났다.

주제어 : 상업용 부동산, 공간의존성, 공간자기상관모형, 공간오차모형, 헤도닉가격모형