부산시 실거래 주택매매 가격을 이용한 공간계량모형의 적합도 비교연구*

정건섭^{1*} · 김성우² · 이양원³

A Comparative Study on the Goodness of Fit in Spatial Econometric Models Using Housing Transaction Prices of Busan, Korea*

Kyoun-Sup CHUNG^{1*} · Sung-Woo KIM² · Yang-Won LEE³

요 약

주택시장 분석에 널리 사용되는 헤도닉 방법은 OLS(ordinary least squares) 모형을 이용하는데, 이는 오차가 독립적이며, 평균이 0이고, 분산이 일정하다는 가정에 기초한다. 그러나 공간자기상관이 존재할 경우에는 이러한 가정에 위배되며, 공간효과를 제대로 반영하지 않으면 왜곡된 추정결과를 가져오게 된다. 최근 이에 대한 대안으로 공간계량모형이 도입되고 있는데, 이 연구에서는 OLS 모형과 공간계량모형의 적합도를 비교·평가하고자 한다. 부산시 실거래 주택매매가격자료를 이용하여 분석한 결과, OLS를 이용한 기존의 헤도닉 모형보다는 공간자기상관을 고려한 공간계량모형들이 보다 설명력이 높았다. Dubin이 제시한 기준과 Log Likelihood 기준을 통해 볼 때 공간계량모형 중에서는 공간자기회귀모형(spatial autoregressive model: SAR)모형의 적합도가 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 주택가격에 있어서의 공간효과를 확인할 수 있었으며, 재건축 추진여부가 아파트 매매가격에 매우 큰 영향을 미침을 알 수 있었다. 또한 적절한 공간계량모형의 선택은 정부의 주택정책에 있어서도 매우 중요하다고 하겠다.

주요어 : 공간자기상관, 공간계량경제, 탐색적 공간자료분석, 실거래 주택매매가격

ABSTRACT

The OLS(ordinary least squares) method is widely used in hedonic housing models.

2011년 11월 11일 접수 Received on November 11, 2011 / 2011년 12월 23일 수정 Revised on December 23, 2011 / 2012년 2월 2일 심사완료 Accepted on February 2, 2012

* 이 논문은 2011년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2011-371-B00037).

1 부경대학교 행정학과 Dept. of Public Admin. Pukyong National University

2 부경대학교 공공정책연구소 Institute of Public Policy, Pukyong National University

3 부경대학교 공간정보시스템공학과 Dept. of Spatial Information Engineering, Pukyong National University

* 연락처 E-mail : kschung39@pknu.ac.kr

One of the assumptions of the OLS is an independent and uniform distribution of the disturbance term. This assumption can be violated when the spatial autocorrelation exists, which in turn leads to undesirable estimate results. An alternative to this, spatial econometric models have been introduced in housing price studies. This paper describes the comparisons between OLS and spatial econometric models using housing transaction prices of Busan, Korea. Owing to the approaches reflecting spatial autocorrelation, the spatial econometric models showed some superiority to the traditional OLS in terms of log likelihood and sigma square(σ^2). Among the spatial models, the SAR(Spatial Autoregressive Models) seemed more appropriate than the SAC(General Spatial Models) and the SEM(Spatial Errors Models) for Busan housing markets. We can make sure the spatial effects on housing prices, and the reconstruction plans have strong impacts on the transaction prices. Selecting a suitable spatial model will play an important role in the housing policy of the government.

KEYWORDS : *Spatial Autocorrelation, Spatial Econometrics, ESDA(Exploratory Spatial Data Analysis), Housing Transaction Price*

서론

공간계량모형은 최근 다양한 분야에서 활용되고 있으며, 특히 주택시장 분석에 있어서는 LeSage(1998)와 Pace(2003) 등의 연구 성과를 계기로 공간계량모형과 GIS의 연계가 활발히 이루어지고 있다.

주택시장 분석에 있어 널리 사용되는 헤도닉(hedonic)분석 기법의 연구들 대부분이 OLS(ordinary least squares)방법을 이용해 모수를 추정하고 있다. 이러한 추정 방법은 잔차가 독립적이며, 평균이 0이고, 분산이 일정하며, 공분산이 0이라는 가정에 기초하고 있다. 하지만 공간자기상관(spatial autocorrelation)이 발생할 경우 이러한 가정을 위반하게 된다. 이것으로 인해 왜곡된 추정결과를 낳을 수 있다. 즉, 공간자기상관 등의 공간효과를 제대로 반영하지 않을 경우 모수추정이 상향추정되기 때문에 유의할 필요가 있다.

주택은 입지적 특성뿐만 아니라 인근주민의 특성 등 사회적 물리적 주변의 환경과 상호작용관계를 갖게 된다. 판매자와 구매자간의 협상에 의해 가격이 결정되는 재고 주택 거래의

경우, 인근 주택의 시세 및 기존 거래가격 정보가 협상의 기준이 된다. 따라서 주택가격은 인접 주택의 가격과 상호 영향을 주고받으며 공간자기상관이 발생하게 된다. 한편, 동일한 평면구조와 단위주거내의 시설을 공동으로 관리·사용하는 집단주택방식인 아파트가 대표적인 주택의 유형인 우리나라에서는 주택가격에 공간자기상관이 발생 할 가능성이 높다.

따라서 주택가격을 추정하는데 있어 공간자기상관 혹은 공간종속성(spatial dependence) 및 공간이질성(spatial heterogeneity)을 고려한 공간계량모형의 필요성이 제기되어 왔다. 본 연구는 이러한 기존 헤도닉 가격함수 추정을 위해 사용되는 OLS방법과 공간자료의 특성을 고려한 공간계량모형인 공간자기회귀모형(spatial autoregressive model: SAR), 공간오차모형(spatial error model: SEM), 일반공간모형(general spatial model: SAC)들간의 비교평가를 통해 어떤 추정방법이 보다 우수한 추정치를 제공하는지 살펴 보고자한다.

관련 연구

주택시장의 특성 및 주택가격을 추정하는

방법으로 전통적으로 내재된 가치에 기초한 헤도닉 가격모형이 이용되어 왔다. 헤도닉모형은 Rosen(1974)의 연구 이후 주택구성요소들의 이질성을 실증적으로 분석할 수 있는 적절한 수단이라고 일반적으로 인식되고 있다. Rosen(1974) 모형은 개별 주택구성요소에 대한 주택소비자들의 주관적 평가에 기초한 입찰가격(bid price)과 공급자의 공급가격(offer price)간의 상관관계에 대한 이론적 기반을 제공함으로써 주택특성가격을 분석하는 이론적 기초를 제공하고 있다(임재현, 1998). Rosen(1974)의 이론에 따르면 주택구성요소의 잠재가격은 입찰가격 함수와 공급가격 함수간의 상호작용에 의해 결정되며, 재화의 가치는 해당재화에 내포되어 있는 특성에 의해 결정된다고 전제하고 있다.

Anselin(1988)은 전통적인 선형모형에 대한 공간데이터 분석의 한계를 극복할 수 있는 다양한 공간계량모형을 제시하였다. 특히 주택가격에 미치는 공간효과를 공간종속성과 공간이질성으로 구분하였다. 이것을 모형에서 시계열 분석의 자기상관처럼 공간차원에 종속변수나 오차항에 공간가중치를 적용하였다.

Dubin(1988)은 특성가격함수모형에서 중요한 이웃변수를 고려하지 않고 OLS에 의한 추정치는 오차항의 편이가 발생하고, 추정치 역시 부정확할 수가 있다고 주장하였다. 또한 Dubin(1998)은 공간 효과를 분석하는데 있어 공간가중치행렬(spatial weight matrix)의 구성이 연구자의 자의적인 선택에 의해 이루어지고 있음을 언급하고, K최근린(K-nearest neighbors), 임계거리 기준의 이진행렬, 그리고 역거리가중치(inverse distant weighting: IDW)에 따라 공간자기상관이 어떻게 변화하는지 분석하였다.

한편 Can(1992)은 전통적 특성가격함수모형의 공간확장모형(spatial expansion model)을 통해 공간자기상관이 존재한다는 것을 설명하였다. 특히 OLS에 따른 모수 추정에 있어 공간적 효과로 인해 오차항에 대한 가정의 위반으로 추정 결과가 부정확 할 수

있어, 주택가격을 예측하는데 있어 공간적 영향을 결합한 모형이 보다 우수한 설명력을 가진다고 주장하였다. 공간가중치행렬로는 특정 임계거리를 기준으로 0과 1을 부여하거나, 거리 또는 거리제곱에 역비례하는 방식을 이용하였다.

최열과 이백호(2006)는 주거지역 주변의 용도지역과 시설에서의 접근성을 고려하여 주거지역내의 지가의 영향요인을 분석한 결과 OLS, SAR, SEM 중 SEM이 적합하다는 것을 제시하였다.

허윤경(2007)은 서울과 부산의 아파트 시세자료를 활용하여 공간계량모형인 SAR, SEM, SAC를 비교 분석하였다. 이때 거리제곱에 역비례하는 공간가중치행렬을 구성하고, 1~6km 구간을 1km 단위로 분석한 결과, 서울은 5km, 부산은 3km 내에서 설명력과 적합도가 가장 높은 것으로 나타나, 서울의 주택가격 영향력이 부산보다 넓은 공간범위를 가진다고 주장하였다.

공간가중치행렬의 구성과 관련하여 기존연구를 종합해 볼 때 대부분의 연구가 관측 자료간의 거리를 기준으로 분석하였다. 하지만 이들 대부분의 연구가 임계값을 기준으로 공간자기상관의 존재를 가정하고 있어, Dubin(1998)이 주장한 바와 같이 연구자의 자의적인 선택에 따른 문제점을 내포하고 있다.

공간계량모형의 분석에 있어 거의 모든 공간가중치행렬을 이용한 관련 논문들은 인접성에 의한 방법을 사용하였고, 거리를 사용한 흔치 않은 논문들의 경우에도 실질적으로는 일정거리 이하는 1, 그 이상의 거리는 0과 같은 이진행렬 방식을 사용하고 있어 그 본질면에서는 인접성 공간가중치행렬과 큰 차이는 없다고 할 수 있다.

공간계량모형에 있어 한 지역의 주택가격의 변화가 인근지역에 주택가격에 영향을 미치는 공간자기상관을 파악하기 위해서는 공간적 효과를 나타내는 공간가중치행렬의 정의하는 것이 매우 중요하다.

공간계량모형의 설정에 있어 공간가중치행

를 정의하는 다양한 방법들이 문헌에서 소개되고 있지만, 특정 공간가중치행렬의 선택이 분석 결과에 어떤 영향을 미치는지에 대해서는 논의는 그다지 많지 않다.

그리고 대부분의 연구에서는 통계패키지에서 제공하는 기준에 따라 여과 없이 공간가중치행렬이 사용되고 있는 실정이다(박기호, 2004).

기존 연구에서의 공간가중치행렬의 구성은 다음 몇 가지 형태가 대표적이다. 첫째, 인접성(contiguity)을 기준으로 공간가중치행렬을 구성하는 것으로, Anselin(1988)은 범죄와 소득 및 주택가격과의 관계분석을 위해 Columbus 49개 지역에 대한 인접성행렬을 사용하였다. 둘째, 근접성(proximity)을 기준으로 공간가중치행렬을 구성하는 것으로서 Pace(1997)은 두 지점 간의 유클리드 거리(Euclidean distance)를 기준으로 공간가중치행렬을 구성하여 분석에 이용하였다. 또한 Dubin(1998)은 가장 가까운 K개의 이웃을 기준으로 열표준화(row standardization) 작업을 거쳐 공간가중치행렬을 구성하였다. 셋째, 특정 임계값을 기준으로 이웃함 또는 이웃하지 않음을 공간가중치행렬로 나타내는 방식으로 Can(1992), Dubin(1998), 김종원(2000), 서경천과 이성호(2001), 허윤경(2007) 등 많은 연구에서 이용되었다. 이러한 형태는 근접성을 기준의 공간가중치행렬과 유사한 형태이지만, 어떠한 임계값을 선택하느냐에 따라 공간자기상관계수의 패턴이 달라지게 된다(Dubin, 1998). 넷째, 실질적인 거리를 기준으로 공간가중치행렬을 구성하는 것으로서, Can(1992)의 경우 $1/d_{ij}^{\alpha}$ ($\alpha = 1, 2, 3, \dots$)를 이용하여 분석한 결과 $\alpha = 2$ 에서 Log Likelihood 값이 보다 우수하다고 하였다. Dubin(1998)은 α 가 증가할수록 영향력의 공간범위가 줄어들고, 공간자기상관계수의 분산이 커진다고 주장하였다. 국내연구의 경우 박헌수 등(2003), 이현석과 박성균(2010), 김성우와 정건섭(2010) 등 몇몇 연구에서 이용되었다.

분석 모형

1. 전통적 헤도닉 모형

헤도닉 모형에 따른 주택가격은 수많은 속성들이 내재된 가격에 의해 결정되는데, 내재가격이란 실제 가치는 존재하지만 가격화 되지 않은 주택 특성들에 대한 추정치이다. 기본적으로 주택의 내재적 가치는 주택의 유형, 건축자재, 규모(면적), 층수, 경과년수 등 주택 자체 특성에 의해 결정되지만, 주택을 둘러싸고 있는 물리적·자연적 환경요인들 역시 주택의 내재적 가치를 형성하는 중요한 요인들이 된다(김태경과 박헌수, 2008).

주택에 대한 헤도닉모형은 주택가격을 주택 상품 혹은 서비스를 구성하고 있는 개별 특성들의 함수로 표시한 것이다. 일반적인 주택가격 함수는 식 (1)과 같이 나타낸다.

$$P = h(S, N, L) \quad (1)$$

여기에서 P는 주택의 가격이고, S(구조적 변수들: structural variables), N(근린적 변수들: neighborhood variables), L(장소적·지역적 변수들: locational variables)은 주택의 개별특성을 의미한다(김성우와 정건섭, 2010). 이러한 헤도닉 함수는 일반적으로 선형함수 형태로 식 (2)과 같은 기본모형을 갖는다.

$$y = \beta X + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2)$$

2. 공간계량모형

Tobler(1970)에 따르면 “모든 것은 다른 모든 것과 연관되어 있지만, 가까운 것이 먼 것보다 더 밀접한 관련성을 가진다”고 한다. 즉, 가까이 위치한 값들은 유사할 가능성이 높다는 것이며, 이러한 공간상의 상호작용을 공간자기상관이라고 한다.

공간계량모형을 적용하기에 앞서 공간자기상관이 존재하는지를 살펴 볼 필요가 있다. 공간자기상관을 검증하는 대표적인 방법으로는

Moran's I, Geary's C, 라그랑지 승수 (Lagrange Multiplier: LM) 검증 등이 있다. 또한, MLE(maximum likelihood estimation)의 모형 최적화검증으로 활용되는 LM Lag 검증, Wald 검증 등이 쓰이고 있다(이성우 등, 2006).

본 연구에서는 공간자기상관검증에 일반적으로 사용되는 Moran's I 검증을 사용하였다. Moran's I의 계수는 -1에서 1 사이의 값을 가지며, -1의 경우 극단적인 음의 공간자기상관, 1의 경우 극단적인 양의 공간자기상관을 나타낸다(식 3).

$$I = \frac{n \sum \sum W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{W \sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (3)$$

공간계량모형은 일반선형모형에서 공간가중치행렬을 부가한 형태로 일반선형모형의 확장된 형태이다(허윤경, 2007). 먼저 SAR은 기본 헤도닉가격함수 모형에 설명변수 행렬을 첨가하여 준 형태로 구성된다. 연구자에 따라 공간시차모형(spatial lagged model)로 명명되기도 하며, 시계열 분석과 유사한 형태를 띤다(식 4).

$$y = \rho W y + \beta X + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (4)$$

여기서 W 는 공간가중치행렬이며, ρ 는 공간자기회귀계수이고, X 는 주택 속성별 변수의 벡터를 나타낸다.

다음으로 SEM은 오차항에 공간자기상관을 포함하고 있는 모형으로 다음과 같이 정의된다(식 5).

$$\begin{aligned} y &= \beta X + u \\ u &= \lambda W u + \epsilon \\ \epsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (5)$$

λ 는 모형의 설명변수가 아닌 관측 불가능한 생략된 변수의 오차항에 대한 충격에 속한

다. 다시 말하면 어느 특정지점의 주택가격은 채택된 설명변수 뿐만 아니라 생략된 변수의 함수라는 것이다(국토연구원, 2004).

또한 SAC는 SAR과 SEM을 혼합한 모형으로 가장 일반적으로 공간중속성이 공간자기회귀형태와 오차항 모두에 포함되어 있으며, 구체적인 식은 다음과 같다(식 6).

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + \beta X + u \\ u &= \lambda W_2 u + \epsilon \\ \epsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (6)$$

분석 자료

1. 분석 자료의 위치 및 기초통계량

본 연구에서는 국토해양부 실거래가 홈페이지(<http://rt.mltm.go.kr/>)에 2006년 1분기부터 2009년 2분기까지 공개된 부산지역 아파트 실거래가 64,530개 자료를 법정동 기준으로 집계하여 사용하였다. 이 자료들이 속한 아파트 단지의 위치는 다음의 그림 1과 같다.

FIGURE 1. 매매거래가 발생한 아파트 단지

2. 변수의 설정

본 연구에 사용된 종속변수와 독립변수들은

구체적으로 표 1과 같다.

TABLE 1. 변수의 정의

변수	변수의 정의	비고
실거래 가격	국토해양부 아파트 실거래가격 (2006년~2009년)	만원
주택면적	주택면적 (전용면적+기타공용면적)	m ²
역세권	역세권여부 (0 = 도보 10분 이상 1 = 도보 10분 이내)	더미
재건축	재건축 추진여부 (0=비추진,1=추진)	더미
총세대수	개별 아파트 총세대수	호
경과년수	2010년 기준 아파트 경과년수 (2009년 입주 = 1, 2008년 입주 = 2,...)	년

90개 법정동별 실거래의 3년간 평균은 13,292만원이며, 주택의 면적은 평균 101.22 m²로 평형단위로는 약 30.61평이다. 총세대수는 평균 579세대이며, 경과년수는 14.42년으로 나타났다. 더미변수로 사용된 역세권, 재건축의 평균은 각각 0.55, 0.67이었다(표2).

TABLE 2. 기초통계량

	평균	표준편차
실거래가(만원)	13,292	4,513
주택면적(m ²)	101.22	16.18
역세권	0.55	0.42
재건축	0.67	0.15
총세대수(호)	579	397.02
경과년수(년)	14.42	5.58

3. 실거래가의 공간 분포

90개 법정동에 대한 평균 주택매매가격 분포는 그림 2와 같은데, 여기에는 3년간 매매 거래가 발생한 아파트 단지가 속한 동만을 나타내었다. 북구, 기장군 및 서부산 지역의 동들이 낮은 매매가격을 보이는 반면, 해운대구, 남구 및 동래구의 동들이 높은 매매가격을 나타내고 있다.

FIGURE 2. 평균 실거래 매매가격(90개동)

4. 실거래가의 공간자기상관

지역별 공간자기상관을 나타내는 Moran's I를 통해 볼 때, 주택가격이 높은 해운대, 수영구, 남구지역과 부산진구 권역, 영도구 등의 권역을 중심으로 양(positive)의 공간자기상관이 형성됨을 알 수 있다(그림 3). 본 연구에서의 공간가중치행렬은 $1/(distance)^3$ 을 이용하였으며¹⁾ 공간자기상관 검정통계량은 Moran's I = 0.17, p-value = 0.001으로 나타났다.

FIGURE 3. 공간자기상관지수의 분포(90개동)

분석 결과

아파트 실거래 매매가격에 대한 OLS 분석에서는 주택면적이 1㎡ 증가함에 따라 매매가격은 168만원이 증가하는 것으로 나타났다(평균 557만원 정도). 역세권의 경우 비역세권에 비해 매매가격이 1,544만원이 높게 형성되었으며, 재건축은 비재건축 단지에 비해 6,262만원이 높은 것으로 추정되었다²⁾. 그리고 평균 경과년수에 대한 기울기의 변화율³⁾은 -1861만원으로 연평균 1,861만원의 감가상각이 일어나는 것으로 나타났다. 이러한 OLS 방법에 의한 모수의 추정치는 표 3에서와 같이 공간계량모형에 비해 추정값이 상향추정되고 있다. 이는 Moran's I 검정에서 나타났듯이 주택가격에 공간자기상관에 대한 영향력을 OLS방법은 반영하지 못하기 때문이다.

OLS모형과 공간계량모형간의 모형의 적합성은 결정계수(R^2)와 잔차의 표준오차(σ^2), Log Likelihood를 기준으로 평가 하였다. 결정계수(R^2)는 회귀식의 적합도를 평가함에 있어서 독립변수가 종속변수를 설명할 수 있는 정도를 나타내는 것으로, 설명력이라고 부르기도 한다.

결정계수는 그 값이 클수록 설명력이 커지

지만, 종속변수나 오차항에 공간자기상관성이 존재하는 경우 편의(bias)로 인해 OLS로 추정되기 힘들고, 대신에 최우추정량(maximum likelihood)이 사용된다. 따라서 OLS의 적합도를 나타내는 R^2 과 σ^2 값은 더 이상 공간모형과 비교되기에는 부적합하여, Log Likelihood와 같은 우도함수가 공간모형의 적합도를 측정하는데 사용되어 진다.

평가결과 표 3 에서와 같이 OLS모형은 $R^2 = 0.71$, $\sigma^2 = 6411967.16$ Log Likelihood = -828.79로 나타났다. 공간계량 모형인 SAC의 경우 $R^2 = 0.74$, $\sigma^2 = 4610212.23$, Log Likelihood = -788.95로 OLS에 비해 모형의 적합성이 개선된 것으로 나타났다. 또한 공간계량모형들을 Log Likelihood를 통해 서로 비교해보면, SAC 모형의 적합도가 가장 높다.

한편 Dubin(2004)은 공간계량모형의 추정에 있어서, ρ 및 λ 가 모두 유의하지 않으면 OLS 모형이, ρ 의 유의도가 더 크면 SAR 모형이, λ 의 유의도가 더 크면 SEM 모형이 적합한 것으로 나타난다. 또한 ρ 및 λ 가 모두 유의하면 SAC 모형의 설명력이 높다고 제시하였다. 따라서 Dubin(2004)기준에 따르면

TABLE 3. 아파트 실거래 매매가격의 추정 결과

	OLS	SAR	SEM	SAC
constant	6277.81**	485.74	6802.02*	-1057.66
주택면적	168.47***	161.99***	155.66***	160.44***
경과년수	-1996.12***	-1957.52***	-1914.25***	-1893.85***
경과년수 ²	70.68 **	71.96***	69.00**	69.85***
경과년수 ³	-0.59	-0.65	-0.55	-0.66
역세권	1544.38**	1373.66**	1666.08***	1317.08***
재건축	6262.35***	5601.26***	4299.09***	6315.73***
총세대수	3.17***	3.33***	2.95***	3.34***
ρ		0.44***		0.55***
λ			0.44***	-0.28
R^2	0.71	0.74	0.74	0.78
σ^2	6411967.16	4610212.23	5124305.01	4347761.25
Log Likelihood	-828.79	-788.95	-793.76	-788.16

*** p<0.01 ** p<0.05 * p<0.10

표 3에서와 같이 SAC모형에서 λ 의 유의도가 통계적으로 나타나지 않고 있고, SAR 모형의 선택이 가장 적합한 것으로 판단된다.

결론

본 연구에서는 부산시의 실거래 주택매매가격을 이용하여, 전통적 헤도닉함수에 기초한 OLS 모형과 공간자기상관을 고려한 공간계량 모형의 적합도를 비교·평가하였다. 분석 결과, OLS 모형보다 공간계량모형의 적합도가 전반적으로 높으며, OLS 추정값들이 정(positive)의 공간자기상관관계로 말미암아 공간계량모형들에 비해 과대추정 되었음을 알 수 있겠다.

본 연구에서는 주택가격의 예측하는데 있어 공간효과의 중요성을 재조명하였으며, 다음과 같은 시사점을 제공한다.

첫째, 우리나라에서 주택이 차지하는 자산의 비중과 국민경제에 미치는 영향을 고려할 때 정부의 주택정책이 매우 중요하다. 이에 정부에서는 OLS보다는 다양한 공간계량모형들을 적용함으로써 보다 합리적인 주택가격 추정이 가능하다.

둘째, 재건축 추진 여부가 매매가격에 미치는 영향이 상당한 것으로 나타났다. 재건축 추진 중인 단지는 그렇지 않은 단지에 비해 4천만원에서 6천만원 정도 매매가격이 높은 것으로 추정되었는데, 이는 재건축으로 인한 아파트 시장 과열의 정도를 모니터링하는 지표로 사용될 수 있을 것이다.

셋째, 공간계량모형을 통해 매매 건들이 영향을 주고받는 공간적 범위를 파악함으로써 지역적 하위시장의 존재를 짐작할 수 있다. 따라서 공간계량모형을 이용한 주택하위시장의 구분 및 지역적 공간 이질성을 파악함으로써 소위 주택시장 세분화에 더욱더 심도 있는 분석이 가능할 것으로 판단된다. 이러한 방법을 이용하여 주택시장을 동질적인 하위시장으로 나눌 때 OLS 및 공간계량모형을 이용한 하부시장별 회귀모형의 적합도에 대한 평가는

향후과제로 고려할 수 있겠다. **KAGIS**

주

- 1) Rook, Queen, $1/\text{distance}$, $1/(\text{distance})^2$, $1/(\text{distance})^3$ 의 공간가중치행렬을 분석한 결과 $(\text{distance})^3$ 를 사용할 경우 가장 높은 Log Likelihood를 보이고 있어, 이를 사용하였다.
- 2) 그러나 엄격하게 말해 역세권 및 재건축 변수는 더미변수가 아니기 때문에 정확한 해석이라고 할 수 없다. 다만 여기서는 해석의 편의를 위해 가변수화 하여 대략적으로 설명하고자 한다.
- 3) $y = \beta_1 \text{Age}^3 + \beta_2 \text{Age}^2 + \beta_3 \text{Age}$ 의 평균 기울기의 변화율은 $\frac{dy}{d\text{Age}} = 3\beta_1 \text{Age}^2 + 2\beta_2 \text{Age} + \beta_3$

참고문헌

- 국토연구원. 2004. 공간분석기법. 한울아카데미. 438쪽.
- 김성우, 정건섭. 2010. 주택정책을 위한 헤도닉모형 평가에 관한 연구: 공간계량모형을 중심으로. 정책분석평가학회보 20(3): 115-134.
- 김중원. 2000. 주택시장에서 공간자기상관의 검증 및 회귀계수의 추정. 경제학연구 48(2):155-173.
- 김태경, 박헌수. 2008. 주택가격을 결정하는 공간적 특성들의 시계열적 영향력 변화 분석. 국토계획 43(3):145-166.
- 박기호. 2004. 근린가중행렬이 공간적 자기상관 추정에 미치는 영향: 서울시를 사례로. 서울도시연구 5(3):67-83.
- 박헌수, 정수연, 노태욱. 2003. 공간계량경제모형을 이용한 아파트가격과 공간효과분석. 국토계획 38(5):115-125.

- 서경천, 이성호. 2001. 공간적 자기회귀모델과 토지시장분할에 의한 효율적 지가추정에 관한 연구. 국토계획 36(4):77-94.
- 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희. 2006. 공간계량모형응용. 박영사. 447쪽.
- 이현석, 박성균. 2010. 공간자기상관을 고려한 권역별 등급별 오피스 임대료 결정요인분석. 국토계획 45(2):165-177.
- 임재현. 1998. 주택특성가격이론의 발전 모색. 한국행정학보 32(1):247-261.
- 최열, 이백호. 2006. 공간자기상관과 주변용도지역에서 접근성을 고려한 주거지 내 지가 추정에 관한 연구. 국토계획 41(5):45-60.
- 허운경. 2007. 도시별 주택가격의 공간적 영향력 검증: 서울과 부산의 아파트 가격을 중심으로. 주택연구 15(4):5-23.
- Anselin, L. 1988. Spatial Econometrics: Method and Models. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands. 304pp.
- Can, A. 1992. Specification and estimation of hedonic housing price model. Regional Science and Urban Economics 22(3):453-473.
- Dubin, R.A. 1988. Estimation of regression coefficients in the presence of spatially autocorrelated error terms. The Review of Economics and Statistics 70:466-474.
- Dubin, R.A. 1998. Spatial Autocorrelation: A Primer. Journal of Housing Research 7:304-327.
- Dubin, R.A. 2004. Spatial lags and spatial errors revisited: some monte carlo evidence. Advances in Econometrics 18:75-98.
- LeSage, J.P. 1998. Spatial Econometrics. Web Book. <http://www.spatial-econometrics.com>.
- Pace, R.K. 1997. Performing large spatial regressions and autoregressions. Economics Letters 54:283-291.
- Pace, R.K. 2003. Spatial Statistics Toolbox 2.0.
- Rosen, S. 1974. Hedonic prices and implicit markets : product differentiation in pure competition. Journal of Political Economy 82(1):35-55.
- Tobler, W. 1970. A computer movie simulating urban growth in the detroit region. Economic Geography 46:234-240.
- <http://rt.mltm.go.kr>.
- <http://renewal.busan.go.kr>. **KAGIS**