

# 공간종속성을 이용한 아파트 가격의 공간효과에 관한 연구

박헌수·안지아

중앙대 도시및 지역계획학과 부교수·중앙대 도시및지역계획학과 석사과정

heonsoo@cau.ac.kr

## A Study on the Spatial Effects of Apartment Prices Using Spatial Dependence

Heonsoo Park·Jia Ahn

Associate Professor, Chungang University

**Abstract:** This paper is designed to estimate the spatial effects on apartment prices. Using 202 observations on apartment prices in the southern Seoul in December 2004, this paper shows that apartment prices in Seoul are spatially autocorrelated and the spatial autoregressive apartment price variable is statistically significant in spatial autoregressive model. In addition, the paper simulates the spatial effects that measure the effects of one percent variation in apartment price in a region to the variations in other regions' apartment prices according to Bootstrapping simulation.

키워드: 공간자기회귀모형, 특성가격모형, 아파트가격

Key word: Spatial Autoregressive(SAR), Hedonic Price Model, Apartment Price

## I. 서론

부동산은 일반재화와는 달리 위치가 고정되어 있어 주변지역에 영향을 크게 받는다. 특정 지역의 부동산가격이 결정되는데 있어 해당지역과 다른 지역 간의 공간적 연계 정도가 매우 중요하다. 하지만 부동산 가격에 있어 공간적 연계를 고려하여 한 지역의 부동산 가격이 다른 지역의 부동산 가격에 미치는 영향에 대한 분석은 거의 없다. 대부분의 연구가 공간적인 연계를 직접적으로 분석하기 보다는 지역별 시계열 자료들 간의 관계를 VAR 모형이나 그랜저 인과성(Granger Causality) 검정을 통해 분석하는 방법이 주류를 이루고 있다.

부동산이 가지는 복합적인 성질이 가격에 미치는 영향을 반영하기 위하여 통상적으로 헤도닉 가격모형(hedonic price model)을 사용한다. 이 경우에 있어 부동산 가격이 가지는 공간의존성(spatial dependence) 또는 공간상관성(spatial correlation)을 모형에서 고려하지 않을 경우 문제점들이 발생한다. 대표적인 문제점으로 모수의 추정치와 표준오차 추정치가 편향(biased)되는 문제가 있으며, 이는 통계적 추론에 영향을 미친다(Olmo 1995; Dubin 1988; Anselin 1988; Can 1990; Pace et al. 1999; Gillen et al. 2001).

본 논문에서는 헤도닉 가격모형에서 공간효과를 반영하는 하나의 방법으로서 공간자기회귀모형(spatial autoregressive model; SAR)을 실증적으로 추정하여 보고 이를 통해 공간승수(spatial multiplier)의 개념을 정의하고 이의 시사점을 제시하고자 한다. 실증분석을 위해 2004년 12월을 기준으로 서울 한강이남 11개 구에 소재하고 있는 202개 아파트 단지를 대상으로 한 지역의 부동산 가격이 인근지역 부동산 가격에 미치는 영향, 즉 공간효과를 공간자기회귀모형을 이용하여 추정한 후, 공간승수 계수를 이용하여 한 지역에서의 부동산가격에서의 변화가 타 지역의 부동산 가격에 미치는 영향과 그 크

기를 추정하고자 한다. 분석에 사용된 설명변수 들로는 평형, 출입문구조, 단지규모, 아파트 연수(나이), 도심과의 거리, 부도심과의 거리, 지하철역과의 거리, 난방방식, 난방연료 형태, 학군 등의 속성자료를 이용하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 부동산 가격과 공간효과에 대한 선행연구를 검토와 제3절에서는 공간자기회귀모형에 대해서 살펴보고 제4절에서는 실증분석에 사용된 자료와 기초통계 그리고 추정결과를 제시하고 제5절에서는 부동산의 공간중속성(spatial dependence)을 이용하여 아파트 가격의 공간효과를 살펴보고 마지막 6절에서 결론을 내린다.

## II. 선행연구 검토

부동산 분야에서 헤도닉 가격모형에 대한 실증연구는 60년대부터 많은 연구가 이루어져 왔다. 1991년에 Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association과 1996년의 Journal of Real Estate Finance and Economics에서 헤도닉 가격모형에 대해 특집으로 다루고 있다.

대부분의 실증연구에서 헤도닉 가격모형은 회귀분석에 의한 모수추정이 주류를 이루고 있다. 즉, 부동산 자료들을 임의로 선택한 다음 부동산이 가지고 있는 속성들과 부동산 가격간의 함수적인 관계를 회귀모형으로 설정한 다음 모수를 추정한다. Knight, Dombrow, and Sirmans(1995)는 헤도닉 가격함수모형을 사용하여 추정하는 과정에서 표본추출, 모형에서 주요 변수들의 누락, 함수형태의 선택, 그리고 주택특성들의 내재된 가치들이 가지는 계열 상관 등의 문제들을 지적하고 있다.

헤도닉 가격모형에서 부동산 가격이 지니고 있는 시계열 상관(temporal or serial autocorrelation)과 공간상관(spatial autocorre-

lation)을 고려하지 않을 경우 문제점들을 여러 학자들에 의해 제기되고 있다. 시계열 상관문제에 대해서 살펴보면, 경제변수들은 일반적으로 단위근(unit root)을 가지는 불안정한(nonstationary) 시계열이다(Nelson and Plosser 1982). 국가경제에서 차지하고 있는 비중이 높은 부동산시장에 있어 많은 변수들 역시 이러한 성질을 가진다(Cromwell and Hannan 1993). 개별 시계열에 있어서 단위근의 존재는 매우 중요한 의미를 갖는다. 부동산 자료가 단위근을 가지는 경우, 부동산 시장에 외부적인 영향이 가해졌을 때 그 충격은 부동산 시장에 지속적으로 영향을 미치는 것을 의미한다. 예를 들어, 한 시점에서 부동산 가격의 변화는 이후에도 영속적으로 부동산 가격에 큰 영향을 미치게 된다(Fingleton 1999; LeSage and Krivelyava 1999).

미시적 차원에서 부동산 가격에 대한 헤도닉 가격모형에 대한 실증연구들은 대부분 자료들이 지니고 있는 공간적 특성을 대부분 고려하고 있지 않다. 이에 대해 Gillen et al.(2001)은 공간자료가 가지는 공간효과를 고려하지 않고 부동산 가격을 추정하게 되면 오차항(error terms)에 공간적 자기상관이 나타나게 되므로 추정된 모수의 표준오차가 커지게 될 뿐만 아니라 이에 따른 통계적 검정에서도 편향(bias)된 결과를 가져온다고 주장하였다. 또한 부동산 가격들 간에 공간적으로 서로 상관되어 있다는 것은 어떤 한 지역의 주택가격이 주변지역에 있는 주택가격으로부터 영향을 받는다는 것을 의미한다. 이에 따라 한 지역에서의 부동산 가격 상승은 주변지역의 부동산 가격에 영향을 미치게 된다. Dubin(1988)은 헤도닉 가격모형의 잔차에서 공간적 자기상관을 조사하기 위해 1978년에 거래된 221개의 부동산 거래 자료를 사용하여 볼티모어의 주택에 대한 헤도닉 가격 모형을 추정하였다. Dubin(1988, 1992)은 공간자기상관의 존재는 위치와 관련하여 주변지역의 특성과 접근성에 의해 유발되는 것으로 인식하고, 헤도닉 가격모형에서 중요한 입지와 관련한 속성들을 모

형에서 고려하지 않고 부동산 가격을 헤도닉 가격모형을 추정할 경우 잔차(residuals)들은 공간적으로 자기상관(spatially autocorrelated)된다고 주장하였다.

공간적 자기상관은 유의수준을 왜곡되게 하고 설명변수에 대해 불충분한 추정으로 잘못된 이끄는 원인을 제공하기 때문에, 공간적 자기상관에 대한 검증은 매우 중요하다. Can(1990)은 주택가격에서의 변동을 설명하는데 있어서 공간역류효과(spatial spillover effects)와 공간모수변화(spatial parametric drift)를 통합한 모형을 제시하면서 전통적인 헤도닉 가격함수보다 설명력이 높다고 주장하였다. Olmo(1995)는 공간적 자기상관이 존재하는 경우 헤도닉 가격모형의 통상최소자승법(OLS)에 의한 회귀계수 추정은 효과적이지 못하다고 주장하고 이를 극복하기 위한 대안으로 일반최소자승법(GLS)을 제시하였다. 특히, 공간적 자기상관이 존재하는 경우 IRK(Iterative Residual Kriging)방법을 사용하여 스페인의 그라나다 도시를 대상으로 주택가격을 추정하였다. Pace et al. (1999)는 공간자기상관 문제를 고려한 헤도닉 가격모형을 추정하였으며, Basu and Thibodeau (1999)는 텍사스 달라스지역에서 단독가구주택의 거래가격에 대해 준로그 헤도닉 가격함수(semi-log hedonic housing price function)와 구면(surface)의 상관함수를 사용하여 분석한 결과 많은 경우 주택시장 내 거래가격은 공간자기상관이 높으며 예측력을 통상최소자승법과 크리깅을 이용한 일반최소자승법(kriged EGLS)를 사용하여 비교한 결과 후자가 전자보다 예측의 정확성이 높다고 주장하였다. 박헌수(2000)는 부동산가격을 비모수적으로 추정함으로써 공간효과들을 모형에 고려하였으며, 박헌수(2001)는 부동산가격을 모수적 방법과 비모수적 방법의 장점들을 함께 고려한 준모수적 방법(semi-parametric approach)에 의하여 공간효과를 분석하였다.

안문세(1999)에 따르면, 서울의 지가 변화는 우리나라 대도시의 지가 변화에 1/4분기 정도

선행하며 서울의 주택가격은 1~3개월의 시차를 두고 다른 지방자치단체의 주택가격에 영향을 미치고 역으로 이러한 지역들의 주택가격이 변동할 경우 2~10개월 이후 서울의 주택가격이 변한다고 분석하였다. 김의준·김양수·신명수(2000)는 인과성(Granger Causality)검정을 통해 강남구, 서초구 등 동남권의 아파트 가격 변동이 양천구, 동작구 등의 서남권과 신도시인 고양시의 가격 변동에 영향을 미친다고 주장하였다. 또한 서울의 서남권은 고양시에, 고양시는 의정부시, 인천시, 수원시 등의 가격변동에 영향을 미치며, 동북권, 서북권, 의정부시의 가격변동은 수원시의 가격에 영향을 미친다고 분석하였다.

### III. 공간자기회귀모형(Spatial Autoregressive Model)

공간자기회귀모형에서는 종속변수의 값들 사이에 공간자기상관이 존재한다. 즉, 하나의 종속변수는 주변지역의 종속변수들에 영향(spill-over effects)을 받고 이는 공간가중치행렬을 통해 구체화 된다. 본 논문에서 주로 사용한 공간자기회귀모형은 다음과 같다.

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

여기서  $Y$ 는 종속변수에 대한  $N \times 1$  관측치 벡터이며,  $X$ 는 관심대상인 독립변수들의  $N \times k$  관측치 행렬을 나타낸다.  $\beta$ 는  $k \times 1$  모수 벡터이며,  $\varepsilon$ 은 독립적이고 평균이 0이고 분산이  $\sigma^2$ 인 정규분포를 하는  $N \times 1$  오차항 벡터를 나타낸다.  $W$ 는  $N \times N$  가중행렬(weight matrix)을 나타낸다.  $W$ 의 대각선 원소들은 모두 0인데 이는 각각의 관측치가 자기 자신을 설명하는 것을 방지하기 위해서이다. 또한  $W$ 는

비음(non-negative)의 원소만을 가진다.

(1)식의 우변의 변수( $\rho WY$ )를 좌변으로 이항하여 정리하면 다음과 같다.

$$Y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (2)$$

위 식에서  $(I - \rho W)^{-1}$ 는 공간승수효과(spatial multiplier)를 나타내는 것으로서 공간 상호작용에 대한 직·간접효과 또는 전체 외부효과(global externality or spill-over)를 의미하며, 공간자료들이 서로 연관되어 있다는 것을 의미한다(Anselin, 1988). 그러므로 공간자기회귀모형에서의 회귀계수는  $\beta$ 가 아니라  $(I - \rho W)^{-1}\beta$ 이고 이의 의미는 한 지점의 부동산 가격은 자신의 부동산 특성의 변화 뿐 아니라 다른 지역의 주변특성의 변화에도 영향을 받게 되는 것이다.

본 논문에서는 아파트 가격에서의 공간효과를 고려하기 위하여 공간가중행렬  $W$ 의 각 원소는 아파트 좌표를 이용하여 아파트간의 거리를 구한 다음 일정거리(5km) 이내에 있는 아파트에 대해서 거리의 제곱에 반비례하도록 가중치를 부여한다.<sup>1)</sup> 또한 주변지역 아파트 가격이 분석대상 아파트 가격에 평균적으로 미치는 영향을 파악하기 위하여 행을 기준으로 공간가중치 행렬을 표준화(row standardization)하였다.<sup>2)</sup>

### IV. 실증분석

일반적으로 아파트 가격에 영향을 주는 요인들은 물리적 요인, 입지적 요인, 환경적 요인으로 나눌 수 있다. 물리적 요인은 아파트의 주거

1) W 행렬을 설정할 때 일정거리(threshold)는 CV(Cross Validation) 방법에 의해 결정하였음.

2) 공간자기회귀모형에 대한 자세한 내용은 Anselin(1988)의 논문을 참조

특성과 단지특성으로 구분된다. 주거특성으로는 평형, 아파트 층, 아파트 경과연수, 방수 등이 해당되며 단지특성으로는 단지의 규모, 용적률, 건폐율, 최고층수 등이 있다. 입지적 요인으로는 초등학교나 지하철역까지의 거리, 도로, 공원이거나 한강과의 거리 등을 들 수 있으며 환경적 요인으로는 향, 조망, 프라이버시, 일조, 소음 등이 있다. 환경적 요인들은 최근 소득수준의 증가와 더불어 아파트 수요자들이 생활환경을 중요하게 인지하게 되면서 그 중요성이 높아지고 있다.

본 논문에서는 서울 한강이남 11개 구(강남구, 강동구, 강서구, 관악구, 구로구, 금천구, 동작구, 서초구, 송파구, 양천구, 영등포구)에 소재하고 있는 아파트 가운데 임의로 선정한 202개 아파트 단지를 대상으로 하였다. 아파트 가격은 “부동산114(www.r114.co.kr)”에서 발표한 2004년의 12월 기준 아파트 시세 자료를 이용하였다.

아파트 가격에 영향을 미치는 물리적 변수로서 평형(PY), 아파트 연수(AGE), 단지규모(NHHD)를 사용하였고 더미변수로서 현관 출입문 구조(DENTRY)와 아파트 층수(DHIGH)를 사용하였다. 출입문 구조는 복도식을 기준으로 하였으며, 아파트 층수는 10층 이상 아파트를 기준으로 하였다. 10층 이하 아파트는 일반적으로 용적률이 낮아 토지분배가 많으며 재건축 수요가 높아 아파트 가격에 프리미엄을 반영하기 위하여 사용하였다. 또한 난방방식과 사용하는 난방연료 유형을 기준으로 더미변수들을 사용하였다. 난방방식은 개별난방을 기준으로 중앙집중식(DHEAT1)과 지역난방식(DHEAT2)으로 구분하였고 사용연료는 도시가스를 기준으로 기름을 사용하는 경우(DFUEL1)와 열병합발전소에서 공급되는 연료를 사용하는 경우(DFUEL2)로 구분하였다.

입지적 요인으로는 도심과의 거리(CBD), 부도심과의 거리(SUBCBD), 주요 도로와의 거리(ROAD), 지하철역까지의 거리(SUBWAY)를 사용하였다. 도심과의 거리는 서울 시청을 기준으

로 하였으며, 부도심과의 거리는 강남구 테헤란로와 영등포구 여의도를 중심으로 하였다.

주변 지역의 환경적 요인도 아파트 가격에 크게 영향을 미친다. 본 논문에서는 고등학교 학군(school districts)이 매우 중요하다고 판단하여 강서교육청 학군(강서구, 양천구)을 기준으로 남부교육청(영등포구, 구로구, 금천구; DSCH1), 동작교육청(관악구, 동작구; DSCH2), 강남교육청(강남구, 서초구; DSCH3), 강동교육청(강동구, 송파구; DSCH4)으로 구분하였다. <표 1>은 분석에서 사용한 변수들에 대한 기초통계를 보여 주고 있다.

아파트 평당 매매가격의 평균은 1,430만원으로 나타났으며 가장 비싼 아파트는 평당 3,231만원, 가장 값싼 아파트는 평당 432만원으로 나타났다. 분석대상 아파트는 평균적으로 31.8평형, 아파트 연수는 15년으로, 가장 오래된 아파트는 31년이 경과하였다. 단지규모는 평균 598세대이며, 가장 세대수가 많은 단지는 6,000세대이다. 더미변수들을 살펴보면 현관출입문의 구조는 계단식이 65%로 복도식보다는 많은 것으로 나타났다. 72%의 아파트가 10층 이상의 고층아파트이다. 난방방식은 지역난방이 42%, 중앙집중이 20%, 개별난방이 38%로 분포하고 있으며 연료방식은 대부분이 도시가스이고 기름보일러의 경우는 전체의 2%에 해당된다.

주변 환경에 대한 특성을 살펴보면 분석대상 아파트 가운데 45%는 강남교육청 학군에 위치하고 있으며 다음으로 강동교육청 학군이 24% 순으로 분포하고 있다. 도심(CBD)과는 11.4km, 부도심(SUBCBD)과는 5.5km 정도 떨어져 있고 주요 도로와는 0.4km, 지하철역과는 1.2km 떨어져 있는 것을 알 수 있다.

공간효과를 나타내는  $W$  행렬을 설정한 다음 이를 이용하여 인근 아파트 가격의 영향  $WY$ 를 설명변수에 추가하여 (1)식의 공간자기회귀모형을 추정한 결과는 표 2와 같다. 통상최소자승법(OLS)을 통해 아파트가격을 추정한 결과

<표 1> 기초통계 (202개 관측치)

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
평당매매가격 (만원)	1429.8	662.9	431.8	3230.8
평형 (평)	31.84	12.13	11.00	79.00
출입문구조 (복도식=1, 계단식=0)	0.35	0.48	0.00	1.00
고층더미 (10층이상=1, 기타=0)	0.72	0.45	0.00	1.00
단지규모 (100세대)	5.98	7.44	0.40	60.00
도로와의 거리 (km)	0.42	0.34	0.01	1.45
아파트 연수 (연)	15.24	7.87	2.00	31.00
지하철역과의 거리 (km)	1.21	1.63	0.03	9.03
난방방식 (중앙집중=1, 기타=0)	0.20	0.40	0.00	1.00
난방방식 (지역난방 =1, 기타=0)	0.42	0.49	0.00	1.00
연료방식 (기름 =1, 기타=0)	0.02	0.14	0.00	1.00
연료방식 (열병합 =1, 기타=0)	0.37	0.48	0.00	1.00
남부교육청(영등포, 구로, 금천=1, 기타=0)	0.07	0.26	0.00	1.00
동작교육청 (동작, 관악=1, 기타=0)	0.04	0.20	0.00	1.00
강남교육청 (강남, 서초=1, 기타=0)	0.45	0.50	0.00	1.00
강동교육청 (강동, 송파=1, 기타=0)	0.24	0.43	0.00	1.00
도심과의 거리 (km)	11.43	3.03	5.48	16.74
부도심과의 거리 (km)	5.50	3.39	0.21	11.96

자료: 부동산114(www.r114.co.kr). 2004년 12월 기준

수정결정계수는 0.8846으로 비교적 높게 나타났다.

평형은 평형이 클수록 아파트 가격에 있어 프리미엄이 존재여부를 판단하기 위하여 사용한 변수이다.<sup>3)</sup> 추정결과 평형에 대한 변수는 통계적으로 유의성이 없는 것으로 나타나 평형증가에 따른 프리미엄은 없는 것으로 나타났다. 아파트 연수도 평당 가격에는 양(+)의 효과를 보이고 있으며 통계적으로 유의성은 있는 것으로

나타났다. 아파트 연수가 오래될수록 아파트 평당 가격은 낮아지는 것이 일반적이지만, 본 논문에서 다루고 있는 아파트 단지들의 경우에는 일정 연수가 지날 때까지는 초기에는 아파트 가격이 상승하다가 나중에는 떨어지게 된다. 이후 아파트가 노후화되어 재건축에 대한 기대가 커지게 되면 평당 아파트 가격이 오히려 높아지기 때문에 전체적으로 볼 때 아파트 연수는 평당 가격에 매년 1.6% ( $=0.0097/(1-0.3939)$ ) 상승하는 것으로 나타났다.

3) 종속변수로 전체가격을 사용하고 종속변수로서 평수를 사용할 경우와 종속변수로 평당가격을 사용하는 경우 모형추정결과에 큰 차이는 없다. 하지만 종속변수를 전체가격을 쓸 경우 설명변수인 평수가 종속변수의 변동의 대부분을 설명하기 때문에 통계적으로 유의성이 매우 높고 결정계수가 매우 높아지는 경향이 있다. 특히 평형 규모에 대한 프리미엄이 존재하지 않는 경우에는 평형에 의해서 아파트 가격의 거의 대부분의 변동이 설명되기 때문에 결정계수가 매우 높아지기 때문에 다른 변수들에 의한 아파트 가격변동의 요인을 파악하기가 어려워지는 문제가 있다(박현수 외 2003).

복도식이 계단식에 비해 아파트 가격은 30.5% ( $=-0.1851/(1-0.3939)$ ) 정도 가격이 낮으며, 10층 이상의 고층아파트가 저층 아파트에 비해 10.5% ( $=-0.0636/(1-0.3939)$ ) 아파트 가격이 낮은 것을 알 수 있다. 이는 10층 미만의 아파트의 경우 일반적으로 용적률이 낮아 토지분배가 많으며, 또한 재건축 가능성이 고층아파트에 비해 상대적으로 높은 것이 아파트 가격 프리미엄으로 나타나는 것으로 판단된다.

난방방식은 개별난방에 비해 중앙집중난방과 지

<표 2> 실증분석 결과

변수	공간자기회귀모형(SAR)
상수항	3.8939 (0.7885)**
평형 (평, log)	0.0027 (0.0457)
출입문구조 (복도식=1, 계단식=0)	-0.1851 (0.0296)**
고층더미 (10층이상=1, 기타=0)	-0.0636 (0.0344)*
단지규모 (100세대)	0.0099 (0.0020)**
도로와의 거리 (km)	0.0494 (0.0430)
도심과의 거리 (km)	0.0007 (0.0084)
지하철역과의 거리 (km)	-0.0032 (0.0084)
부도심과의 거리 (km)	-0.0177 (0.0078)**
난방방식 (중앙집중=1, 기타=0)	0.0720 (0.0387)*
난방방식 (지역난방=1, 기타=0)	0.1279 (0.0586)**
연료방식 (기름=1, 기타=0)	0.0269 (0.0953)
연료방식 (열병합=1, 기타=0)	-0.0572 (0.0560)
남부교육청(영등포, 구로, 금천=1, 기타=0)	-0.1267 (0.0590)**
동작교육청 (동작, 관악=1, 기타=0)	-0.0523 (0.0733)
강남교육청 (강남, 서초=1, 기타=0)	0.3279 (0.0985)**
강동교육청 (강동, 송파=1, 기타=0)	0.2262 (0.0880)**
아파트연수 (년)	0.0097 (0.0023)**
재건축 더미변수	0.2771 (0.0811)**
공간효과 (SY)	0.3939 (0.1100)**
수정결정계수	0.8846
Log-L	73.4268
AIC	-106.8536
DW	2.1430

주: ( )안은 표준오차임.

\*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 유의함

역난방이 각각 11.9% ( $=0.0720/(1-0.3939)$ ), 21.1%( $=0.1279/(1-0.3939)$ )씩 높은 것으로 나타나 지역난방방식의 아파트가 가격이 높은 것으로 나타났다. 도시가스에 비해 연료 유형이 기름인 아파트는 가격이 4.4%( $=0.0269/(1-0.3939)$ ) 높은 반면 열병합방식의 아파트는 9.4%( $=-0.0572/(1-0.3939)$ ) 낮은 것으로 나타났으나 통계적으로 유의성이 없다.

고등학교 학군이 평당 아파트 가격에 미치는 영향을 살펴보면 강서교육청 학군에 비해 강남교육청 학군은 54.1%( $=0.3279/(1-0.3939)$ ), 강동교육청 학군은 37.3%( $=0.2262/(1-0.3939)$ ) 정도 가격이 높은 반면 남부교육청 학군은 강서교육청 학군에 비해 20.9%( $=-0.1267/(1-0.3939)$ ) 낮

게 나타났다. 동작교육청 학군은 강서교육청에 비해 8.6%( $=-0.0523/(1-0.3939)$ ) 낮은 것으로 나타났으나 통계적으로 유의성은 없다. 따라서 일부 지역에 있어 학군은 아파트 가격 형성요인에 매우 중요한 것을 알 수 있다.

단지규모는 100세대 당 평균적으로 1.6%( $=0.0099/(1-0.3939)$ ) 아파트 가격이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 접근성과 관련한 변수로는 부도심과의 거리만이 통계적으로 유의성이 있다. 강남과 영등포구 부도심으로부터 반경 1km 떨어진 곳에 따라 부동산 가격은 약 2.9%( $=0.0177/(1-0.3939)$ ) 하락하는 것으로 나타났다. 나머지 도심과의 접근성과 지하철역과의 거리, 주요 도로와의 거리는 통계적으로 유의성

이 없는 것으로 나타났다.

## V. 부동산의 공간종속성을 이용한 아파트 가격의 공간효과 분석

한 지역의 부동산 가격 변화가 인근지역 부동산 가격에 미치는 효과를 파악하기 위하여 공간승수효과를 나타내는  $(I - \rho W)^{-1}$ 를 A라고 하자.  $i$  지역의 부동산 가격 변화에 따른 인근지역 부동산 가격의 영향은  $A_i = (I - \rho W)^{-1} e_i$ 로 정의할 수 있다.  $e_i$ 는  $i$  번째 행의 값은 1이고 나머지 행들은 0인  $N \times 1$  벡터이다. 이에 대한 해석은 한 지역의 부동산 가격이 1단위 변화할 경우 주변 지역에 있는 부동산의 가격은  $\rho W e_i$  변화한다. 이들 부동산 가격의 변화는 인근지역의 부동산 가격에 영향을 미치게 되고, 인근지역의 부동산 가격의 변화는 다시 이 지역의 부동산 가격에 영향을 미치게 된다( $(\rho W e_i)^2$ ). 따라서 공간승수는 한 지역의 부동산 가격의 변화가 인근지역 부동산 가격에 미치는 직접, 간접효과의 총합이라 볼 수 있다.

<표 3>은 한 지역의 부동산 가격이 1%가 변화하였을 경우 주변 지역의 파급효과를 보여주고 있다. 예를 들어 강남구의 부동산 가격이 1% 증가할 경우 전체효과는 강남구의 부동산 가격은 1.84% 증가하고 서초구의 부동산 가격은 0.26% 증가하며, 송파구의 부동산 가격은 0.07% 증가한다. 반면 송파구의 경우 부동산 가격이 1% 증가하면 해당 지역에만 부동산 가격이 1.79% 상승할 뿐 강남구의 부동산 가격에는 영향을 미치지 않는다. 서초구의 경우도 강남구의 부동산 가격에는 영향을 미치지 않는다. 따라서 강남구와 서초구, 강남구와 송파구의 경우 부동산 가격에 대한 영향의 방향은 강남구의 부동산 가격의 변화는 서초구와 송파구에는 파급효과가 미치지지만 그 역은 성립하지 않는 것을 알 수 있

다.

양천구의 경우 부동산 가격이 1% 증가할 경우 양천구 부동산 가격은 1.66% 증가하며, 주변 지역으로는 강서구에 0.02%로 주변지역에 미치는 영향은 매우 작은 것을 알 수 있다. 반면 구로구와 영등포구의 경우는 주변지역에 미치는 영향이 매우 광범위한 것을 알 수 있다.

## VI. 결론

본 논문에서는 일반적 주택가격 추정에서 공간자료의 공간효과를 고려하지 않는 전통적 회귀모형에서 발생할 수 있는 공간적 자기상관의 문제를 해결하고자 하였다. 이를 위해 공간자기회귀모형을 적용하여 아파트 가격을 분석하였는데 특히 공간종속관계에 중점을 두어 각 아파트 위치의 상호간 영향력을 고려하였다. 분석 자료의 공간적 범위로서 서울 한강이남 11개구를 대상으로 202개 단지를 선정하였고 시간적 범위는 2004년 12월 시점 자료를 이용하였다.

그동안 정부에서는 일부지역의 부동산 가격 급등에 따른 대처방안으로 여러 차례 부동산 대책들을 발표하였다. 많은 경우 이러한 부동산 정책들의 발표에 앞서 부동산 정책에 따른 한 지역에서의 부동산가격의 변동에 따라 그 파급효과가 여타 지역에 어느 정도 영향을 미칠 것인가에 대해 분석이 미흡하였다.

부동산 가격에 대한 공간자기회귀모형을 이용하여 추정함으로써 이러한 문제를 나름대로 해결하였다. 실증분석 결과 공간효과가 존재하는 것으로 나타났으며, 통상적인 헤도닉가격함수모형에서의 아파트 특성에 대한 시장가격을 아파트특성 자체의 가격과 공간효과에 의한 가격으로 구분하여 제시한 것이 기존의 연구와 차이이다. 또한 추정된 모형을 이용하여 한 지역의 아파트 가격 변화가 인근 지역 아파트 가격에 미치는 영향을 모의실험을 통해 살펴본 결과

<표 3> 한 지역의 부동산가격 1% 증가에 따른 구별 부동산가격 변화율(%)

	강남	강동	강서	관악	구로	금천	동작	서초	송파	양천	영등포
강남구	1.84 <sup>b</sup> (0.39)							0.26 <sup>a</sup> (0.15)	0.07 <sup>a</sup> (0.04)		
강동구		1.84 <sup>b</sup> (0.39)							0.02 <sup>a</sup> (0.01)		
강서구			1.85 <sup>b</sup> (0.40)							0.13 <sup>b</sup> (0.07)	
관악구				1.50 <sup>b</sup> (0.21)		0.36 <sup>b</sup> (0.16)	0.33 <sup>b</sup> (0.15)				
구로구				0.06 <sup>a</sup> (0.03)	1.68 <sup>b</sup> (0.31)	0.18 <sup>a</sup> (0.08)				0.07 <sup>a</sup> (0.04)	0.07 <sup>a</sup> (0.04)
금천구				0.09 <sup>b</sup> (0.03)		1.17 <sup>b</sup> (0.06)	0.03 <sup>a</sup> (0.02)				
동작구				0.10 <sup>b</sup> (0.04)			1.19 <sup>b</sup> (0.07)				
서초구							0.10 <sup>b</sup> (0.05)	1.61 <sup>b</sup> (0.36)			
송파구									1.79 <sup>b</sup> (0.36)		
양천구			0.02 <sup>b</sup> (0.01)							1.66 <sup>b</sup> (0.30)	
영등포구				0.10 (0.06)	0.08 <sup>b</sup> (0.04)	0.09 (0.06)	0.16 <sup>a</sup> (0.08)				1.71 <sup>b</sup> 0.31

주: 1. ( )안은 표준오차를 나타냄

2. a, b는 각각 10%, 5%에서 유의함을 나타내며, 10%이내 유의성이 있는 경우만 제시함

그 효과는 지역별로 매우 상이하게 나타나고 있다. 따라서 한 지역의 부동산 가격의 변화가 인근 지역 부동산 가격에 미치는 영향을 지역별로 살펴봄으로써 부동산 정책 결정자에게 하나의 근거로 활용될 수 있는 정보를 제공할 수 있을 것이다.

끝으로 본 연구에서 한 시점의 자료를 이용하여 시간효과를 고려하지 못한 점과 통상적인 최소자승법(OLS)만을 사용하여 추정량을 얻었다는 점을 한계로 남기며 이를 향후 연구과제로 삼는다.

### 참고문헌

1. 김의준·김양수·신명수 (2000). 수도권 아파트 가격의 지역 간 인과성 분석, 국토계획, 35(4): 109-117
2. 박현수·정수연·노태욱. 2003. “공간계량경제 모형을 이용한 아파트가격과 공간효과분석”. 국토계획 38(5).
3. 박현수. 2001. "준모수방법에 의한 주택가격지수 추정에 관한 연구". 「부동산학연구」 제7권 제1호: pp1-16.
4. 박현수. 2000. “모수적 방법과 비모수적 방법에 의한 토지가격 추정에 관한 연구”. 「한국지역개발학회지」 제12권 제1호: pp101-109.
5. 안문세. 1999. 주택가격의 지역 간 인과성 분석. 연세대학교 산업대학원, 석사학위논문
6. Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic.
7. Basu, S., and T. Thibodeau. 1998. "Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices," *Journal of Real Estate Finance and Economics* **17(1)**: 61-85.
8. Can, A. 1990. "The measurement of neighborhood dynamics in urban house prices," *Economic Geography* **66(3)**: 254-272.
9. Cromwell, J.B. and M.J. Hannan. 1993. "The Utility of Impulse Response Functions in Regional Analysis: Some Critical Issues," *International Regional Science Review* **15(2)**: 199-222.
10. Dubin, R. 1992. "Spatial Autocorrelation and Neighborhood Quality," *Regional Science and Urban Economics* **22**: 433-452.
11. Dubin, R. 1988. "Estimation of Regression Coefficients in the Presence of Spatially Autocorrelated Error Terms," *Review of Economics and Statistics* **70**: 466-474.
12. Fingleton B. 1999. "Spurious spatial regression: some Monte Carlo results with a spatial unit root and spatial cointegration," *Journal of Regional Science* **39**:1-19.
13. Gillen, K., T. G. Thibodeau, and S. Wachter. 2001. "Anisotropic Autocorrelation in Housing Prices," *Journal of Real Estate Finance and Economics* **23(1)**: 5-30.
14. Knight, J.R., J.Dombrow, and C.F. Sirmans. 1995. "A Varying Parameters Approach to Constructing House Price Indexes," *Real Estate Economics* **23**: 187-205.
15. LaSage, James P. and Anna Krivelyova. 1999. "A Spatial Prior for Bayesian Vector Autoregressive Models," *Journal of Regional Science* **39(2)**: 297-318
16. Nelson, C. and C. Plosser. 1982. "Trends and random walks in macroeconomic time series," *Journal of Monetary Economics* **10**: 139-162.
17. Olmo, J.C. 1995. "Spatial Estimation of Housing Price and Locational Rents," *Urban Studies* **32**: 1331-1344.
18. Pace, R.K., R. Barry, J.M. Clapp and M. Rodriguez. 1998. "Spatio-Temporal Autoregressive Models of Neighborhood Effects," *Journal of Real Estate Finance and Economics* **17(1)**: 15-33.
19. Pace, R.K., R. Barry and C.F. Sirmans. 1999. "Spatial Statistics and Real Estates," *Journal of Real Estate Finance and Economics* **17(1)**: 5-13.
20. Rosen, S. 1974. "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy* **82**: 34-55.