

지하철 건설에 따른 공간적 영향 분석 - 서울 지하철 7호선의 아파트가격에 미친 영향을 중심으로 -

Analysis Of Spatial Impact With Seoul Subway Line 7 Construction

여홍구¹ · 최창식²

Hong-Goo Yuh · Chang-Sik Choi

Abstract

In order to account for a price variation of apartment that places near a newly constructed subway station, a spatial hedonic model was developed to examine spacial characteristics that affect a purchasing price of an apartment using a White Estimator. In particular, the paper aims to examine various effects of subway 7 construction on an apartment price in Seoul Metropolitan Area. As explanatory variables, an apartment size, distance to a closest subway station, distance to the Central Business District (CBD) of Seoul, the number of years after building, and a lagged variable of the apartment purchasing price were used. The lagged variable plays a role of representing a spatial weighted average of previous prices of other apartments that locate within 3 km from the apartment. For a precise study, an entire sample was divided into two sets, southern area and southwestern area of Seoul, and two different spatial hedonic models were estimated. Not only before and after analysis, but also with and without analysis were conducted to compare with different effects of the spatial characteristics of two areas. The results show that before the construction of the subway 7, the prices of the apartments in the southern area were more sensitive to the apartment size, the distance to a closest subway station, the distance to the CBD, and the prices of the other apartments locating within 3km rather than those in the southwestern area. After the construction, on contrast, it is found that the apartment purchasing prices in the southwestern area are more sensitive than those in the southern area due to people's expectation regarding a new development around the subway station. In addition, the prices of the apartments locating closely with a transfer station are more likely to go up by increase in the apartment size, the distance to the station, and the prices of the other apartments within 3 km. Compared with the negative effects of the distance to the station on the prices in the other models, the positive effect of the distance to the transfer station might be caused by the characteristics of commercial area in which people are not likely to live.

Keywords : spatial hedonic model(공간적 헤도닉 모형), subway line 7(지하철 7호선), spatial Impact(공간적효과), lag variable(lag 변수)

1. 서론

주요 사회간접자본(Social Overhead Capital)중의 하나인 지하철은 중요한 사회기반시설(Infrastructure)로서 대량으로 고속수송을 할 수 있으며 에너지 효율이 가장 높고 대기오염이나 교통사고가 거의 발생되지 않아 다른 어느 교통수단보다도 경쟁력이 높은 환경 친화적인 교통수

단이다. 그리고, 도로교통수단은 정부에서 도로건설과 유지만하고 차량비, 운전비, 연료비, 사고비 등 일체의 비용을 시민이 부담해야 하지만 지하철은 건설비는 물론 운전비, 운영비 등 모든 비용을 정부에서 부담하고 시민은 저렴한 요금만 내고 정시성 있고 빠르게 이용할 수 있는 특성이 있어, 서울과 같이 거대도시 서민들에게는 없어서는 안 될 교통수단이라 할 수 있다.

사회기반시설의 확충이 개인의 자산에 긍정적 효과 혹은 부정적 효과를 추정하는 것은 공공투자 효과를 극대화

1 한양대학교 도시공학과 교수

2 서울특별시 건설안전본부 부본부장

하는데 매우 중요하다 할 수 있으나, 사회기반 시설 확충에 대한 사회·경제, 토지이용 및 산업 그리고 교통에 대한 파급 효과 추정은 어려운 것이 현실이다.

본 논문에서는 지하철 건설에 따른 공간적·시간적 파급 효과를 분석하기 위한 방편으로 공간 헤도닉 모형을 이용하여 아파트 가격에 미치는 파급 효과를 분석하였다.

2. 본론

2.1 문제의 제기

부동산 가격 분석을 위한 헤도닉 가격 모형에서의 전통적 계량경제학적 접근방법은 부동산의 형상, 크기, 방향 등을 나타내는 다양한 구조적 특성과 특정시설까지의 접근성이나 주변지역 특성들을 부동산 가격과의 함수관계에 의해서 회귀(Regression)시킨다. 추정된 회귀 계수들의 헤도닉 가격(Hedonic Prices) 또는 한계 가격(Marginal Prices)을 구함으로써 부동산 가격을 측정하게 되며 주로 최소자승법을 이용하여 추정하게 된다. 그러나 횡단면 데이터를 이용한 부동산 가격추정에 있어서 이전의 연구자들은 이 방법들이 공간적 측면에 있어서 발생하는 문제들로 인해 추정결과가 왜곡될 수 있음을 주장하였다.

부동산 가격 분석에서 OLS를 이용한 전통적 헤도닉 가격 함수가 제공하는 주요한 개념은 부동산의 구조적 특성과 주변지역의 특성 및 접근성 특성이 상호 독립적이며, 그 특성의 한계가격은 도시전체지역을 통하여 고정화되어 있다는 것이다. 이는 주변지역 또는 국지적 부동산 시장에서의 공간적 역동성(Spatial Dynamics)이 존재하지 않는다는 것을 가정에 따른 것이다. 이러한 가정은 부동산 가격 결정과정에서 작용하는 공간적 실체들을 고려하지 못하게 되고 그로 인해 야기되는 다양한 공간적 문제에 직면하게 됨으로써 추정의 신뢰성에 의문을 제기하게 된다.

Evans(1995)는 고정된 폐적시설이 주변지역시설의 가격에 미치는 영향은 위치에 따라 다양하게 나타나기 때문에 공간적 변동을 고려해야 한다는 문제점이 있음을 주지시켰으며, 공간적 변동을 고려하지 못하는 통계적 분석으로는 부동산 가격의 추정에 있어서 상당한 어려움이 있음을 인정하였다.¹⁾

최근에 와서, 외국에서는 부동산 가격의 추정에 있어서 공간적 효과를 모형화한 다양한 연구가 진행되고 있다. 그러나 국내에서는 아직까지 부동산 가격을 추정하는데 있어

서 공간적 문제를 인식하고 이를 해결하기 위한 공간통계기 술을 이용한 사례는 거의 없는 실정이다.

따라서, 지역이나 공간과 관련된 문제점을 어느 정도 극복하기 위하여 공간적 영향을 고려한 대안적인 헤도닉 가격 추정모형들을 도입하고, 부동산 가격은 동일 지역내의 이전에 매매된 부동산 가격의 영향이 클 것이라는 전제 하에 부동산 가격추정에 있어서 보다 실질적이고 효율적인 추정방법을 모색해 보았다.

2.2 모형의 구축

본 논문에서는 헤도닉 모형을 전통적 헤도닉 모형과 공간적 헤도닉 모형으로 구분하여 분석하였다. 전통적 헤도닉 모형은 다음과 같다.

$$P = \alpha + \sum_k \beta_k S_k + \epsilon, \tag{1}$$

$$P = \alpha + \sum_k \beta_k S_k + \sum_i \gamma_i N_i + \epsilon \tag{2}$$

공간적 헤도닉 모형은 다음과 같다.

$$P_{it} = \alpha + \rho \sum_j w_{ij} P_{j,t-m} + \sum_k \beta_k S_{ik} + \sum_i \gamma_i N_{it} + \epsilon_{it}, \tag{3}$$

$m = 1, 2, \dots; j \neq i,$

여기서, P_{it} : t 시점에 주택 i의 거래가격,
 w_{ij} : 이웃한 주변 주택의 과거 거래가격 $P_j(t-m)$ 과 t 사이에 발생한)이 P_{it} 에 대해 가지는 영향을 설명하는 추정치(혹은 가중치),
 ρ : $w_{ij} > 0$ 인 $\{P_i, P_{j,t-m}\}$ 쌍 사이의 공간적 종속성의 수준을 설명하는 추정치,
 S_k : 구조물 특성,
 N_i : 주변지역 특성,
 w_{ij} 변수의 설명 : LAG_D3, LAG_NGH,

$$LAG_D3 = \sum_j \left[\frac{(-\frac{1}{d_{wj}})}{\sum_j \frac{1}{d_{wj}}} \right] \times P_{j,t-m}, \tag{4}$$

$m = 1, \dots; j = 1, 2, 3, \dots, N; d_{wj} \leq 3(km).$

단, m = 분기별 매매가의 평균가격

d_{wj} : 이전 분기에 매매된 아파트 u와 현재 분기에 매매된 아파트 j의 거리

1) Evans는 부동산 시장의 비효율성을 지적하면서, 동일한 부동산에 대해서, 부동산의 가격은 장소에 따라 다양하며, 지역의 차이점에 의해 가격을 고려해야 한다고 주장하였다.

$$LAG_NGH = \sum_j \left[\frac{(\frac{1}{d_{ij}})}{\sum_j \frac{1}{d_{ij}}} \right] \times P_{j,t-m}, \quad (5)$$

$$m = 1, \dots ; j = 1, \dots$$

lag 가격변수 LAG_D3와 LAG_NGH는 과거 거래가격의 공간적 가중평균이라 할 수 있으며, LAG_D3는 대상 아파트의 반경 3km 이내에 속하는 모든 아파트들의 과거 거래가격을 모두 고려하는 것이다. LAG_NGH는 대상 아파트의 가장 인접한 3개의 아파트를 선별하여 과거 거래가격을 참조한다는 점에서 시공간적 검색노력을 절약할 수 있다는 차이가 있다.

또한, 본 논문에서는 분산의 이분산성을 추정하고 통계치의 신뢰성을 높이기 위하여 White-Estimator를 이용하였다.

White(1980)는 비록 변수 X가 이분산성과 관련이 있다할 지라도 최소자승 추정의 분산에 대해서 적절한 추정을 확보할 수 있다는 것을 보였다.

$$Est. Asy. Var[b] = \frac{1}{n} (X'X)^{-1} \left(\frac{1}{n} \sum_i e_i^2 x_i x_i' \right) (X'X)^{-1}. \quad (6)$$

여기서, e_i 는 i 번째 잔차를 의미하며, 최소자승추정의 점근적인(Asymptotic) 분산의 추정에 사용되어진다. 최소자승법에 의한 OLS분석에 있어 White-Estimator를 이용한 개선은 여러 연구들을 통해 그 유용성이 입증되었다(Craff,1988).

Adjusted-White Covariance 추정은 Heteroskedasity하에서 모수 추정의 현실적인 신뢰성 평가를 제공한다. 주택시장의 특성상 비교적 높은 분산의 이분산성을 예상할 수 있다.

잔차 자기상관을 반영할 수 있는 SAR 헤도닉 가격 모형조차도 표준 잔차의 공간적 분배에서 공간적 모형을 위한 매우 높은 부와 음 가격에서 잔차에 덜 집중하는 현상에 의해 불완전한 해석 가능성이 존재한다.

본 연구에서는 이러한 문제들을 고려하여 Adjusted-White Covariance 추정을 이용하여 분산의 이분산성을 추정하여 통계치의 신뢰성을 향상시켰다.

2.3 모형의 적용

본 논문에서는 모형 1,2,3에 대해서 선형·이중로그 모형을 분석한 후, 설명력이 좋은 모형을 선택하기 위하여 RMSE와 R^2 값이 가장 좋은 모형을 선택하였다. 모형 선정 후 동분산 가정을 만족하는지를 검증하기 위해 Breusch-Pagan χ^2 검정을 실시하여 이분산이 존재하면, 추정된 모수들의 통계적 유의도를 과장할 가능성이 높으므로 전체적으로 잘못된 결과를 도출할 가능성이 높아 White-Estimator를

모형1	$Price = \alpha + \beta_1 LIVAREA + \beta_2 YEAR + \beta_3 DISTANCE + \beta_4 CBDDIST$
모형2	$Price = \alpha + \beta_1 LIVAREA + \beta_2 YEAR + \beta_3 DISTANCE + \beta_4 CBDDIST + \beta_5 LAG_D3$
모형3	$Price = \alpha + \beta_1 LIVAREA + \beta_2 YEAR + \beta_3 DISTANCE + \beta_4 CBDDIST + \beta_6 LAG_NGH$

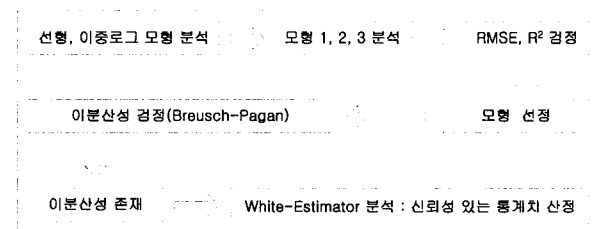


그림 1. 분석 예시도

통해 적절한 통계치를 산정 하였다. 모형 1,2,3은 그림 1과 같다.

2.4 자료의 수집 및 정리

7호선의 특징은 다른 지하철과는 달리 노선이 강북-강남-강서를 연결하며 신개발아파트지역, 기존 단독주택지역, 강남 부도심, 대중교통 취약지역인 서남권 지역까지 다양한 지역을 관통하는 하는 장거리 노선으로서, 지하철건설의 파급효과를 분석하기에 적절한 노선으로 판단되어 본 논문에서는 지하철7호선을 중심으로 지하철 건설의 파급효과를 분석하게 되었다.

지하철 7호선 노선의 장암~건대입구 구간은 1996년 1단계 개통되었으나 2000년 잔여구간인 건대입구~온수까지 전구간 개통됨으로써 지하철건설로 인한 영향이 장기간에 걸쳐 발생되었기 때문에 미시적 영향분석을 할 경우 결과의 왜곡 가능성이 내재되어 있다. 따라서, 공간적 측면을 고려한 헤도닉 가격을 추정하는 등 미시적 분석을 위한 연구대상 지역은 2000년 전구간 개통시 2단계로 완공된 지하철 7호선 건대입구~온수 구간으로 한정하였다.

본 논문의 분석을 위해 2단계 개통구간의 착공전인 1995년부터 2002년까지의 자료를 사용할 경우 지하철 건설이외의 사회경제적 영향 등에 의해 과다하게 왜곡 될 것이라고 판단되어, 분석대상 시점을 7호선 2단계 개통구간(건대입구~온수)의 개통 전인 1999년부터 개통 후인 2001년간의 분기별 아파트 매매 자료를 737개 아파트를 대상으로 분석하였다.

이 자료는 아파트별 평형, 전용면적, 입주연월, 욕실수, 방수, 현관구조 등의 아파트특성과 아파트의 평균매매가격 등을 포함하고 있다. 이러한 비공간적 속성자료와 더불어 각

아파트의 공간상의 위치를 확인하기 위하여 지번도를 활용하여 각 아파트의 위치를 AutoCad상에 입력하고 각 아파트별 위치를 파악하기 위해서 GIS MAP를 이용하여 공간좌표를 포함한 자료를 추출하였으며 이러한 공간자료와 비공간적 속성자료를 합쳐서 데이터베이스화하였다.

접근성 변수로서는 역까지의 거리 및 도심까지의 거리를 사용하였다. 거리는 도로에 의한 최단거리를 사용하는 것이 보다 합리적이지만 측정의 어려움으로 인해 유클리드 거리에 의한 직선거리를 사용하였다.

2.5 기초자료 분석

아파트 가격 영향 분석에 사용된 자료는 표 1에 나타난바와 같다. 총 표본수는 5,254개, 매매가는 최소 3,800만원에서 최대 120,000만원, 평수는 최소 7평에서 최대 89평, 역까지의 거리는 최소 91m에서 최대 2,809m, 입주년한은 최소 1년에서 최대 33년 그리고 도심과의 거리는 최소 6,232m 최대 19,417m이다.

본 연구에 사용된 변수들은 PRICIE(아파트의 평균 매매가), LIVAREA(평형), YEAR(입주년한), DISTANCE(역까지의 거리), CBDDIST(도심까지의 거리)이다. 그 외의 변수들은 독립변수와의 상관관계가 높아서 제외하였다.

그림 2로부터 거래가격이 공간적인 속성과 밀접한 관계가 있음을 확인할 수 있다. 가격과 LAG변수와의 구조와 주변 지역 특성에 대한 정보가 없는 상태에서 시작적으로 공간적 경계를 확인함에 있어서 매우 유용하다.

2.6 분석결과

2.6.1 강남권 · 서남권 분석 결과

본 논문에서는 개통전·후, 환승역 및 미환승역에 대해 강남권(청담~내방)과 서남권(이수~온수)으로 나누어 비교 분석함으로써 지역적 특성을 고찰하였다. 강남권과 서남권의 지리적 특성 및 문화적 특성이 다른 것으로 인지되고 있고, 지하철 건설에 따른 파급효과 또한 상이할 것으로 판

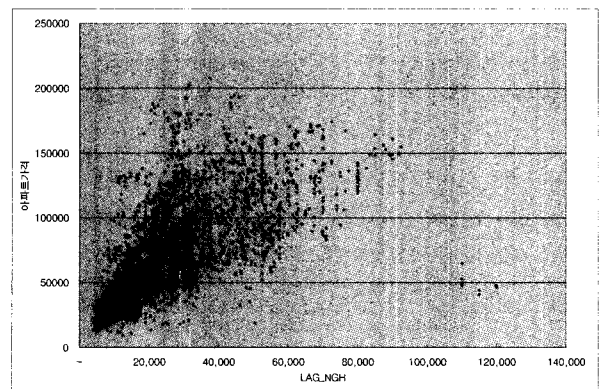
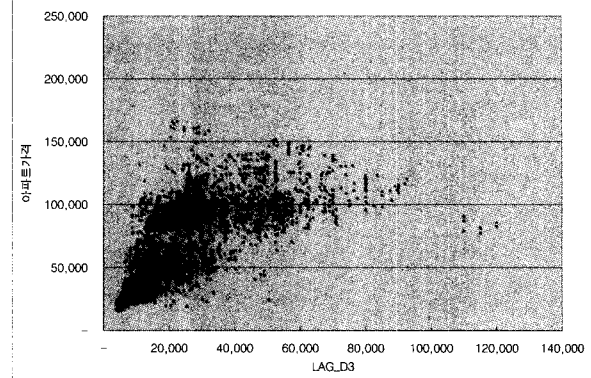


그림 2. 아파트 가격에 대한 LAG_D3 LAG_NGH 산포도

단되어 이러한 분석은 의미가 있는 것으로 판단되었다.

분석은 모형 1,2,3을 선형 모형과 이중로그 모형으로 변환하여 분석하였으며, 분석 결과, 이중로그 모형의 설명력이 좋은 것으로 나타났다. 표 2는 선택된 이중로그 모형2의 통전·후 강남권 및 서남권의 결과를 비교한 것이다.

개통전의 강남권과 서남권을 비교해보면 강남권이 서남권에 비해 아파트 크기에 따른 가격변화가 민감한 것으로 나타났는데, 이는 강남권의 아파트가격이 높아서 평형 크기에 더 영향을 받는 것으로 나타났으며, 지하철역까지의 거리는 강남권이 서남권보다 민감한 것으로 나타났다.

아파트 입주년수는 서남권이 아파트 노후도에 따라 가격이 강남권보다 더 떨어지는 것으로 나타났는데, 여기서 서남권의 입주년수 변수가 음의 부호로 나타난 것은 서남권에서는 아파트가 노후 됐을지라도 재건축에 대한 잠재력이 크지 않은 것으로 나타난 것이며, 강남권에서도 입주년수가 음의 부호로 나타났으나 신뢰도가 낮아(0.922) 입주년수에 따라 가격의 영향은 거의 없는 것으로 나타나고 있어, 개통전에는 재건축에 대한 기대 심리가 비교적 적은 것에 기인된 것으로 판단된다. 아파트에서 도심까지 거리는 분석결과 강남권이 더 예민하게 도심에서 멀어질수록 가격이 하락되는 것으로 나타났다. 그리고, 강남권이 서남권보다 주변 시

표 1. 기초자료 분석

변수	평균	표준편차	최소값	최대값	표본수
PRICE(만원)	22,452.1	15,447.5	3,800.0	120,000.0	5,254
LIVAREA(평)	31.6	12.3	7.0	89.0	5,254
DISTANCE(km)	777.2	472.0	91.8	2,809.5	5,254
YEAR(년)	13.1	7.5	1.0	33.0	5,254
LAGD3(만원)	63,339.4	31,196.3	15,839.3	166,077.4	5,254
LAGNGH(만원)	63,553.6	36,621.1	9,044.2	207,893.8	5,254
CBDDIST(km)	10,668.8	3,429.6	6,232.6	19,417.8	5,254

표 2. 개통전·후 강남권 및 서남권 비교분석

개통 전	강남권				서남권			
	OLS		Adjusted-White		OLS		Adjusted-White	
모형2	계 수	표준편차	표준편차	신뢰도	계 수	표준편차	표준편차	신뢰도
변수								
Constant	8.625	9.718	12.120	0.000	6.576	7.775	9.492	0.000
LIVAREA	1.207	49.836	34.966	0.000	1.124	37.279	34.525	0.000
DISTANCE	-0.071	-5.023	-4.810	0.000	-0.058	-3.366	-4.007	0.000
YEAR	-0.001	-0.105	-0.097	0.922	-0.047	-2.569	-3.359	0.000
CBDDIST	-0.549	-6.391	-6.873	0.000	-0.248	-4.433	-5.013	0.000
LAGD3	0.242	6.266	6.934	0.000	0.189	4.488	5.560	0.000
모형 적합도	Adj.- R^2 = 0.827, RMSE = 29.253, Breusch-Pagan χ^2 = 133.575				Adj.- R^2 = 0.864, RMSE = 17.344, Breusch-Pagan χ^2 = 208.273			
개통 후	강남권				서남권			
모형2	OLS		Adjusted-White		OLS		Adjusted-White	
변수	계 수	표준편차	표준편차	신뢰도	계 수	표준편차	표준편차	신뢰도
Constant	8.806	14.833	15.085	0.000	3.071	7.100	6.615	0.000
LIVAREA	1.087	63.422	47.217	0.000	0.832	51.718	45.168	0.000
DISTANCE	-0.091	-9.067	-8.856	0.000	-0.052	-6.452	-7.243	0.000
YEAR	0.010	1.444	1.367	0.172	-0.020	-2.248	-2.469	0.014
CBDDIST	-0.640	-10.703	-11.350	0.000	-0.089	-3.010	-3.084	0.002
LAGD3	0.350	14.033	14.039	0.000	0.461	22.887	18.951	0.000
모형 적합도	Adj.- R^2 = 0.820, RMSE = 57.605, Breusch-Pagan χ^2 = 189.429				Adj.- R^2 = 0.820, RMSE = 106.300, Breusch-Pagan χ^2 = 483.992			

세에 민감한 것으로 나타나 지하철 건설에 따른 기대 심리가 큰 것으로 나타났다.

개통후에도 아파트 크기에 따른 가격변화가 개통전과 같이 강남권이 더 민감한 것으로 나타났다. 강남권이 서남권보다 아파트에서 지하철역까지의 거리변수도 개통전과 같이 강남권이 더 민감한 것으로 나타났으며, 아파트 입주년수는 개통전과 달리 강남권은 입주한지 오래될수록 아파트 가격이 높아지고 서남권은 입주한지 오래될수록 아파트 가격이 떨어지는 것으로 나타났는데, 이는 개통후에는 강남권 아파트도 노후도에 따라 재건축에 대한 기대심리가 작용하는 것으로 나타났으나, 서남권의 경우에는 개통후에도 재건축에 대한 잠재력이 크지 않다는 것을 알려주고 있다.

아파트에서 도심까지 거리는 서남권보다 강남권이 도심에서 멀어질수록 가격하락 폭이 큰 것으로 나타났다. 개통후에는 서남권이 강남권보다 주변 시세에 더 민감한 것으로 나타나 지하철 개통에 따른 기대 심리가 큰 것으로 나타났다. 즉, 개통후는 지하철역까지의 거리에 따른 영향은 강남권이 크고, 지하철 개통에 따른 기대 심리는 서남권이 커진 것으로 나타났다.

강남권을 개통전·후로 비교 분석해보면 지하철역까지

거리에 따른 영향은 개통후가 더 커진 것으로 나타났고, 주변 시세에 대해서도 개통후가 더 민감한 것으로 나타났다. 즉, 강남권은 지하철 개통후 영향이 더 뚜렷하게 나타났으며, 서남권을 개통전·후로 비교 분석해보면 지하철역까지 거리에 따른 영향은 별 차이가 없는 것으로 나타났지만, 주변 시세에 대해서는 개통후가 더 민감한 것으로 나타났다. 서남권은 개발에 대한 기대 심리가 개통후에 더 커진 것으로 나타났다.

표 3은 환승역과 미환승역을 강남권과 서남권으로 구분하여 분석한 결과이다. 환승역의 경우에는, 강남권과 서남권 모두 아파트에서 역까지 거리 계수가 양의 계수를 나타내는 것으로 나타났다. 이는 비주거 용도는 기 개발 완료된 환승역의 특성으로 인한 것으로 판단된다. 그리고, 강남권이 주변 시세에 더 민감한 것으로 나타나 지하철 건설에 따른 기대 심리가 큰 것으로 나타났다.

미환승역의 경우, 강남권과 서남권을 비교해보면 강남권이 서남권보다 지하철역까지의 거리에 더 민감한 것으로 나타났다. 그리고, 서남권이 주변 시세에 민감한 것으로 나타나 지하철 개통에 따른 기대 심리가 큰 것으로 나타났다.

강남권을 환승역과 미환승역으로 비교 분석해보면 지하

표 3. 환승역 · 미환승역 강남권 및 서남권 비교분석

환승역	강남권				서남권			
	OLS		Adjusted-White		OLS		Adjusted-White	
모형2	계수	표준편차	표준편차	신뢰도	계수	표준편차	표준편차	신뢰도
변수								
Constant	0.532	1.222	1.284	0.679	3.144	0.803	0.928	0.000
LIVAREA	1.227	0.019	0.024	0.000	1.134	0.021	0.022	0.000
DISTANCE	0.039	0.016	0.017	0.025	0.017	0.008	0.009	0.066
YEAR	-0.066	0.011	0.011	0.000	-0.079	0.009	0.009	0.000
CBDDIST	-0.290	0.098	0.093	0.018	-0.209	0.052	0.063	0.000
LAGD3	0.695	0.042	0.049	0.000	0.430	0.032	0.036	0.000
모형 적합도	Adj.-R ² = 0.877, RMSE = 26.379, Breusch-Pagan χ^2 = 350.694				Adj.-R ² = 0.952, RMSE = 6.506, Breusch-Pagan χ^2 = 76.663			
미 환승역	강남권				서남권			
	OLS		Adjusted-White		OLS		Adjusted-White	
모형2	계수	표준편차	표준편차	신뢰도	계수	표준편차	표준편차	신뢰도
변수								
Constant	6.881	0.595	0.621	0.000	3.621	0.401	0.395	0.000
LIVAREA	1.082	0.018	0.023	0.000	0.926	0.016	0.017	0.000
DISTANCE	-0.100	0.009	0.010	0.000	-0.053	0.007	0.008	0.000
YEAR	0.024	0.007	0.007	0.000	0.007	0.009	0.009	0.456
CBDDIST	-0.161	0.076	0.079	0.040	-0.053	0.028	0.026	0.000
LAGD3	0.147	0.030	0.030	0.000	0.348	0.020	0.022	0.000
모형 적합도	Adj.-R ² = 0.818, RMSE = 50.247, Breusch-Pagan χ^2 = 113.549				Adj.-R ² = 0.817, RMSE = 101.894, Breusch-Pagan χ^2 = 402.674			

철역까지 거리에 따른 영향이 환승역은 양으로 미환승역은 음으로 나타나 미환승역이 지하철역과의 거리에 민감한 것으로 나타났고, 주변 시세에 대해서도 환승역이 더 민감한 것으로 나타났다.

서남권을 환승역과 미환승역으로 비교 분석해보면 지하철역까지 거리에 따른 영향이 환승역은 양으로 미환승역은 음으로 나타나 미환승역이 지하철역과의 거리에 민감한 것으로 나타났고, 주변 시세에 대해서는 환승역이 더 민감한 것으로 나타났다.

2.6.2 지하철 7호선 건설에 따른 아파트 가격 영향권 설정

본 절의 지하철 7호선 건설에 따른 아파트 가격 영향권 설정을 위하여 지하철역과 아파트와의 거리별 권역을 지정하여 거리 변수에 의한 아파트가격의 영향성을 평가함으로써 지하철 7호선 건설에 따른 아파트가격의 영향권을 고찰하였다. 그림 3은 본 분석에서 사용된 권역의 예이다.

권역을 300부터 100m 간격으로 설정한 후 거리 변수에 대한 변화만을 검토하여 권역별 영향력을 파악하여 지하철 7호선 건설에 따른 아파트 가격 영향성을 파악하였다.

표 4와 같이 전체 자료, 개통전, 개통후의 DISTANCE (역

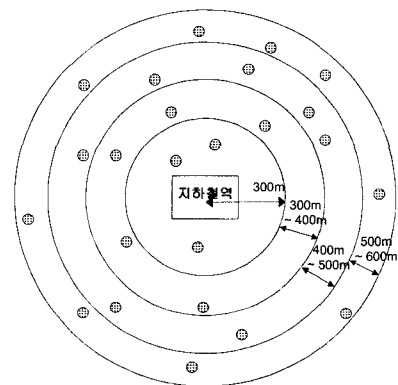


그림 3. 권역의 예

표 4. DISTANCE변수의 계수 추정결과

Buffer	전체자료	개통전	개통후
300m ~ 400m	-45.875	-36.859	-49.225
400m ~ 500m	-9.973	-22.772	-6.668
500m ~ 600m	-39.837	-21.678	-43.052
600m ~ 700m	7.479	22.678	4.555
700m 이상	2.134	3.558	1.902

까지의 거리)변수를 파악해 보면 300~600m 반경에서는 거리가 멀어질수록 가격이 하락하는 음의 부호를 가진다. 하지만, 600~700m의 경우는 양의 부호를 가지면서 영향력이 상실되는 것으로 판단된다.

3. 결론 및 향후과제

3.1 결론

본 연구에서는 첫째, 공간적 자기 상관과 입지 변수 측정 문제를 고려하기 위하여 GIS MAP을 이용하여 공간 변수를 설정하고, 둘째, 동일지역내의 아파트 가격은 이전에 매매된 부동산 가격으로부터 받는 영향이 클 것이라는 전제하에 LAG_d 및 LAG_{NGH} 변수를 도입하여 효율적인 추정방법을 모색하였으며, 셋째, 지역 특성에 따른 공간의 이분산성 문제에 기인한 함수의 형태와 모수의 안정성 문제 해결을 위해 Adjusted-White-Covariance 추정을 통해 통계치의 신뢰성을 높이는 공간 헤도닉 모형을 설정하여 분석을 실시하였다.

개통전 강남권과 서남권을 비교해보면 강남권이 개발에 대한 기대 심리 및 역과의 거리에 따른 영향이 서남권보다 큰 것으로 나타났으며, 개통후는 지하철역까지의 거리에 따른 영향은 강남권이 크고, 지하철 개통에 따른 기대 심리는 서남권이 커진 것으로 나타났다.

서남권을 개통전·후로 비교 분석해보면 개발에 대한 기대 심리가 개통후에 더 커진 것으로 나타났으며, 강남권은 지하철 개통후 영향이 더 뚜렷하게 나타나는 것으로 판단된다.

환승역은 강남권이 지하철 건설에 따른 아파트 상승의 기대 심리가 서남권보다 큰 것으로 나타났으며, 미환승역은 지하철역까지의 거리에 따른 영향은 강남권이 크지만, 지하철 개통에 따른 기대 심리는 서남권이 더 큰 것으로 나타났다.

서남권을 환승역과 미환승역으로 비교 분석해보면 지하철역까지 거리에 따른 영향이 앞서 분석된바와 같이 환승역은 양으로 미환승역은 음으로 나타나 미환승역이 지하철역과의 거리에 민감한 것으로 나타났고, 환승역과 같이 비주거 기능으로 개발이 완료 되는 등 역 특성이 다른 경우에는 역의 특성에 관계없이 확률적으로 정의한 종전의 역세권 개념은 재정리해야 함을 시사하고 있다. 그리고, 주변 시세에 대해서는 환승역이 더 민감한 것으로 나타났다.

강남권을 환승역과 미환승역으로 비교 분석해본 결과도 역시 서남권의 주변 시세의 경우와 같은 현상으로 분석되었다.

3.2 향후 과제

앞으로 지하철 건설 관련 주변 아파트 가격에 미치는 영

향을 분석할 경우에는 본 연구에서 도입한 과거에 거래된 주변 아파트 가격에 추가하여 주변지역의 지가변화, 거주자의 수입, 학력 등 인적 특성까지 포함한 공간적 가격변수를 적용하는 등 보다 정확성이 높은 확장모형을 구축·분석하는 것이 필요하다고 판단된다.

역세권의 범위를 역 주변의 토지이용상황이나 지형지세, 가로망 패턴 등에 따라 주택가격뿐만 아니라 지가, 상업업무용 건물의 임대료 등과 권역별 역별 등 다양한 분석과 그에 따른 파급효과까지 동시에 분석하여 다양하게 정의하는 과정이 필요하다.

참고 문헌

1. 광승준, 허세립(1994), "헤도닉 가격기법을 이용한 주택특성의 잠재가격 추정", 『한국주택학회지』, 제2권 제2호, 27-42.
2. 유승훈, 정군오, 장원경(2001), "강건한 기법을 이용한 헤도닉 자산가격모형 추정에 관한 소고", 『지역연구』, 제17권 제2호, 9-27.
3. 이상경, 신우진(2001), "재건축 가능성이 아파트 가격에 미치는 영향", 『국토계획』, 제36권 제5호, 101-110.
4. Amin, Kaushik and Dennis R. Capozza(1993), "Sequential Development", *Journal of Urban Economics* 34, 142-158.
5. Arnott, Richard J.(1980), "A Simple Urban Growth Model with Durable Housing", *Regional Science and Urban Economics* 10, 53-76.
6. Benson, Earl D., Julia L. Hensen, Arthur L. Schwartz, Jr, and Greg T. Smersh (1998), "Pricing Residential Amenities: The Value of a View", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 16(1), 55-73.
7. Blackley, Dixie M., James R. Follain, and Haeduck Lee(1986), "An Evaluation of Hedonic Price Indexes for Thirty-four Large SMSAs", *AREUEA Journal* 14(1), 179-205.
8. Driscoll, P., J. Alwang, and B. Dietz(1994), "Welfare Analysis When Budget Constraints Are Nonlinear: The Case of Flood Hazard Protection", *Journal of Environmental Economics and Management* 26, 181-199.
9. Goodman and Thibodeau(1995), "Age-Related Heteroskedasticity in Hedonic House Price Equations", *Journal of Housing Research* Volume 6, Issue 1, 25-42.
10. Haurin, Donald R. and David. M. Brasington(1996), "The Impact of School Quality on Real House Prices: Interjurisdictional Effects", *Journal of Housing Economics* 5, 351-368.
11. Hite, Diane, Wen Chern, Fred Hitzhusen, and Alan Randall (2001), "Property-Value Impacts of an Environmental Disamenity: The Case of Landfills", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 22(2/3), 185-202.
12. Huh, Serim and Seung-Jun Kwak(1997), "The Choice of Functional Form and Variables in the Hedonic Price Model in Seoul", *Urban Studies* 34, 989-998.
13. Mills, Edwin S. and Ronald Simenauer(1996), "New Hedonic

- Estimates of Regional Constant Quality House Prices”, *Journal of Urban Economics* 39, 209-215.
14. Ohsfeldt, Robert L.(1988), “Implicit Markets and the Demand for Housing Characteristics”, *Regional Science and Urban Economics* 18, 321-343.
 15. Olsen, Edgar O. and David M. Barton(1983), “The Benefits and Costs of Public Housing in New York City”, *Journal of Public Economics* 20, 299-332.
 16. Parsons, G. R.(1986), “An Almost Ideal Demand System for Housing Attributes”, *Southern Economic Journal* 53, 347-363.
 17. Thorsnes, Paul(2000), “Internalizing Neighborhood Externalities: The Effect of Subdivision Size and Zoning on Residential Lot Prices”, *Journal of Urban Economics* 48, 397-418.
 18. Wheaton, William C.(1982), “Urban Spatial Development with Durable but Replaceable Capital”, *Journal of Urban Economics* 12, 53-67.