

사회기반시설 이용특성에 따른 공동주택의 가격 영향에 관한 연구 - 수도권 도시철도를 중심으로 -

배상영¹ · 이상엽^{2*}

¹건국대학교 부동산학과 박사 · ²건국대학교 부동산학과 교수

Analysis of Effect of Infrastructure Property on an Apartment Housing Price - Focused on Urban Subway System in Seoul Metropolitan Area -

Bae, Sangyoung¹, Lee, Sangyoub^{2*}

¹Ph.D, Department of Real Estate Studies, Konkuk University

²Professor, Department of Real Estate Studies, Konkuk University

Abstract : The study intends to identify the effects of infrastructure property on an apartment house by analyzing the price variation affected by factors constituting the quality of the transit services of each individual station in urban railway system based on hedonic price model. The research findings indicate that the prices depending on the transit users have increased from 7.8% to 12.2% in Seoul and decreased from 6.1% to 12.9% in Gyeonggi, which implies that a lower number of transfer users has a positive effect on housing prices in Seoul unlike Gyeonggi. It also is noteworthy that the distance to the urban railway station had a negative effect on housing prices in Seoul and positive effect in Gyeonggi. Taking these results together, in Seoul, the increase in the number of transit users had a negative effect on neighborhood housing prices. When analyzed by segments, however, an additional negative effect was observed only in the apartments located within the radius of 100 meters. It is also found that the impact of transit users varies according to the regional characteristics, such as the density of commercial facilities and the population density, and the spatial extent of negative effect also showed regional differences. These results provide implications for the planning of new stations, new cities, and land use of existing areas around stations.

Keywords : Apartment House Price, Urban Railway, Transit Users, Hedonic Price Model

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

대도시에서는 출퇴근 시간대와 같이 특정 시간대에 도시 경제활동의 중심인 도심이나 부도심이 구심점이 되어 많은 이동인구가 발생하게 된다. 이러한 대규모 이동인구를 수용할 수 있는 대중교통수단으로 도시철도는 대량 수송성뿐만 아니라 신속성, 쾌적성, 저공해성, 안정성, 정시성 등을 확보하고 있어 여러 측면에서 교통수단으로서의 경쟁력을 갖추고 있다(Jeong, 2012; Lee & Kim, 2014). 한편, 철도는 승객 및 화물을 취급하는 본래 기능 외에도 지역의 중심지로

서 사람과 물자, 정보가 만나는 복합기능을 수행하기에 도시철도역은 철도역 인근 지역에 다양한 영향을 미치게 된다 (Pagliara & Papa, 2011). 역사의 형태와 역을 중심으로 발생하는 유동인구는 상업시설을 집중시키기 때문에 역을 중심으로 한 지역의 공간구조를 변화시켜 역을 이용하는 승차 인원에게 비례하는 상업 및 편의시설의 집중이 주택가격에 영향을 미친다. 수도권에 대규모 도시철도가 계획되고 있는 가운데 역을 이용하면서 발생하는 유동인구와 관련된 연구는 교통서비스의 편익과 관련된 연구와는 달리 거의 진행되지 않았다. 이에 본 연구는 도심의 대표적 사회기반시설인 도시철도에서 역의 시설특성 및 승차차 인원을 포함한 이용특성이 주택가격에 미치는 영향을 분석하여 향후 주택정책을 위한 시장분석에 활용하고 나아가 수도권 도시계획 및 신도시 개발, 도시철도 교통계획 시 시사점을 제공하고자 한다.

* **Corresponding author:** Lee, Sangyoub, Department of Real Estate Studies, Konkuk University, Seoul 05029, Korea

E-mail: sangyoub@konkuk.ac.kr

Received October 21, 2020: **revised** -

accepted November 10, 2020

1.2 연구의 범위 및 방법

연구를 위한 공간적 범위로 수도권을 대상으로 선정하였다. 수도권은 23개 도시철도 노선과 인구 2,587만여 명의 인구가 거주하는 대도시로 한국의 전체인구의 반 정도가 거주하고 있다. 연구의 시간적 범위는 2016년 1월부터 2018년 12월까지의 거래로 최근 3년간 거래를 설정하였다. 분석 대상은 서울, 경기에서 각각 42.2%, 55.5%의 가구가 거주하고 있는 아파트로 다만 도시철도의 영향력을 분석하기 위한 연구인만큼 역과의 거리가 2,000m를 넘지 않는 주택을 대상으로 하였다. 수도권에는 총 22개 노선이 있으며, 서울 내부만을 운행하는 2, 5, 6, 9호선, 우이신설선과 인천 내부만을 운행하는 인천 1, 2호선, 경기 내부만을 운행하는 경강선, 용인경전철, 서해선, 인천공항 내부를 운행하고 있는 인천공항 자기부상열차를 제외한 총 12개 노선(1, 3, 4, 7, 8호선, 공항철도, 경의·중앙선, 경춘선, 분당선, 수인선, 신분당선, 의정부경전철)이 지역과 지역을 잇는 광역노선이다. 22개 노선 중 개통 시기가 18년 7월로 연구의 시간적 범위에 속한 기간이 짧은 서해선과 인천공항 자기부상철도의 경우 운행지역이 아직 인천공항만을 대상으로 하고 있어 연구의 범위에서 제외하였다.

2. 선행연구 고찰

2.1 도시철도 교통서비스 관련

도시철도의 편익에 따른 인근 지역의 주택가격이 상승하는 것은 선행연구에서 찾아볼 수 있다. Choi and Sung (2011)은 지하철 9호선 건설의 영향을 분석하여 사업 기간 전체에 걸쳐 영향을 주는 것으로 보고하였으며, 역세권의 범위가 사업 단계에 따라 확대되는 것을 보고하였다. Sung and Kim (2011)은 수정반복 매매모형을 통해 지하철 9호선에 대한 접근성의 변화가 주택가격에 미치는 영향을 분석하였는데, 지하철의 개통은 주변 지역의 주택가격에 대한 지하철 접근성의 영향력을 크게 강화한다고 확인하였으며, Jeong and Lee (2013)은 5, 6, 7, 8, 9호선의 개통효과를 분석한 결과, 도시철도의 계획 시점부터 착공 시점, 개통 시점에 걸쳐 주택가격 및 지가에 긍정적 효과를 주는 것을 보고했다. 또한 1, 2, 3, 4호선보다 5, 6, 7, 8, 9호선의 영향이 주택가격에 더 높은 영향을 주고 있으며 이는 신규 건설에 의한 주택가격 상승의 효과를 확인한 것이라 해석하였다.

최근 연구로는 Bae and Choi (2018)은 신분당선 개통 효과를 용인시 수지구를 대상으로 분석하였는데 개통의 영향력보다는 착공의 영향력이 더 큰 것으로 보고 하였으며, Whang and Chung (2018)은 우이-신설 경전철의 개통영향을 분석하였는데, 기공식이 진행된 시점에서 상승효과가 가

장 큰 것으로 나타났으며 준공 및 개통단계에서는 가격상승 효과가 그리 크지 않았던 것으로 분석했다. Lee et al. (2018)의 경우 대구지역을 대상으로 대구 도시철도 3호선인 모노레일형 경전철이 아파트 가격에 미치는 영향을 분석하였는데 지역마다 미치는 영향의 크기가 다르다고 밝혔으나, 주택가격에 정(+)의 영향을 주는 것으로 보고 하였다.

2.2 도시철도 역의 부가적인 영향 관련 연구

도시철도 역의 부가적인 영향 관련 해외 연구로는 Bowes and Ihlanfeldt (2001)는 도시철도역과 범죄율 간의 상관관계가 있는 것을 실증하여 역과 매우 근접한 위치에 있는 주택에 부정적인 영향을 주는 것을 확인하였다. 또한, 스웨덴을 대상으로 한 연구에서 철도소음으로 인한 부정적인 영향이 있으며(Anderson et al., 2010), 미국 애리조나 피닉스의 고속도로와 경전철의 복합적인 영향에 대해서는 역과 출구 주변의 부정적인 영향을 고려한 순 이득은 U의 역형태를 지니고 있다고 밝혔다(Seo et al., 2014) 또한 중국 북경을 대상으로 한 연구 역시 환승역의 상업시설과 유동인구 증가가 인근 주택가격에 부정적인 영향이 미치는 것으로 분석되고 있다(Dai et al., 2016).

국내에서도 수도권의 지상역이 인근 주택가격에 부정적인 영향을 미치며(Lee & Kim, 2014; Kang & Seo, 2016) 서울 철도역의 지상/지하 여부와 복합기능 여부에 따라 철도역이 인근 주택가격에 부정적인 영향을 미친다는 연구(Lee & Kim, 2014)도 있다. 최근의 Lee et al. (2018)은 모노레일 지상역사의 거리에 따라서 교통 인프라 개발의 효과가 상이하게 나타난다고 분석하였다. 도시철도역은 교통서비스를 제공하는 것 외에도 다양한 영향을 미치게 되나 지상 역사 연구 대비 철도 이용자에 따른 영향에 관한 선행연구는 대리변수만을 통해 진행되었다. 이에 본 연구에서는 역별 승하차 인원을 변수로 사용하여 승하차 인원이 주택가격에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

2.3 선행연구와의 차별점

도시철도역의 특성의 영향에 관한 연구는 주로 지상 역 혹은 지상 노선의 영향에 관한 분석에 치중되어 있다. 도시철도역의 이용객이 많아지면 상업시설이 증가하고, 역 인근의 혼잡함이 증가함에 따라 이들이 주택가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 선행연구들은 대리변수로 복합역이나 환승역과 같은 요인을 사용하였다. 그러나 이는 전체 도시철도역을 분석의 대상으로 하기 어려웠고, 따라서 일부 역을 대상으로 진행되었다는 한계점이 있다. 이에 본 연구에서는 승하차 인원을 포함한 역의 특성들 자체를 변수로 사용하여 주택가격에 미치는 영향을 분석하여 주택가격에 미치는 영

향을 밝혀낸다는 점에서 기존 연구와의 차별점이 있다.

3. 분석모형

3.1 모형구성

도시철도역의 특성 그 중 지상역 여부와 승하차 인원이 주택가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 모형을 서울과 경기지역으로 나누어 분석한다. 모형 1의 경우 도시철도역까지의 거리와 지상역 여부 승하차 인원을 사용하여 지상역 여부와 승하차 인원과 같은 역의 특성이 인근 주택가격에 미치는 영향을 분석한다. 모형 2의 경우 승하차 인원을 인원별로 구분하여 인원별로 주택가격에 미치는 영향을 분석한다. 위와 같은 모형을 통하여 우리는 지상역 여부와 승하차 인원이 주택가격에 미치는 영향을 살펴보고, 승하차 인원수에 따라 주택가격에 미치는 영향을 분석한다.

3.2 분석방법

도시철도 교통서비스의 질적 특성이 아파트 가격에 미치는 영향을 분석하기 위해 이질적인 재화나 서비스의 가

치는 해당 재화에 내포된 특성에 의하여 결정된다는 가정에 기초하여(이용만, 2008) 헤도닉 가격모형을 사용하였다(Rosen, 1974). 모형은 개별 아파트 i 의 단위면적당 가격의 자연로그값을 $\ln P_i$ 라 하고 $\ln P_i$ 에 영향을 주는 요인 벡터를 x_i 라 하고 개별 아파트 특성(x_{1i}), 단지 특성(x_{2i}), 입지 특성(y_i), 지역 특성(z_i), 그리고 도시철도 특성(s_i)으로 구성하였다. $\ln P_i$ 와 x_i 의 선형관계를 가정할 때 오차항을 ϵ_i 로 표시하면 $\ln P_i = \alpha + \beta' X_{1i} + \gamma' X_{2i} + \delta' Y_i + \theta' Z_i + \lambda' S_i + \epsilon_i$ 의 추정방정식 (1)이 된다. $\beta, \gamma, \delta, \theta, \lambda$ 는 각 특성에 대한 추정계수 벡터이다. 이론적 고찰에서 설명한 바와 같이 도시철도 교통서비스의 질적 특성에 따라 이용자가 얻게 되는 편익은 상이하므로 도시철도역 주변 지역의 주택가격은 도시철도역까지의 거리뿐 아니라 도시철도역에서 제공하는 교통서비스의 편익 정도에 의해 영향을 받을 것이다. 식 (1)을 통상최소자승법(OLS)으로 추정하는 경우 오차항(ϵ_i)의 등분산성이 만족되어야 추정량이 최량선형불편추정량(BLUE)의 특성을 가진다. 만일 등분산성 가정이 어긋난다면 추정량의 분산에 하향편의가 발생함으로써 귀무가설을 부당하게 기각시킬 가능성이 커진다. 이렇게 오차항이 이분산성을 갖고 관측치들 사이의 상관관

Table 1. Variable description

Category	Variable	Unit	Variable description
Price	miprice	10kWon/m ²	Selling price/Exclusive use area
	logmiprice	log (10kWon/m ²)	ln (selling price/exclusive use area)
Apt units and complex	s_mi	m ²	Exclusive use area
	s_floor	floor	Floor of the apartment unit
	year	year	Transaction year - completion year + 1
	year2	year	Age squared of the building
	D_BOKDO	dummy	Corridor-type=1, Otherwise=0
	D_JB	dummy	Mixed-use=1, Otherwise=0
	N_HHOLDING1	100 household	Total number of apartment units in the apartment complex
	N_1PARK	households/cars	Parked cars of the apartment complex /total number of apartment units
	D_HLOC	dummy	District heating=1, Otherwise=0
	D_1STCON	dummy	Top-notch builder=1, Otherwise=0
D_REBUILD	dummy	Reconstruction=1, Otherwise=0	
Location	N_DI_MID1	km	Straight line distance to nearest middle school
	N_DI_HIGH1	km	Straight line distance to the nearest high school
	N_DI_PARK1	km	Straight line distance to the nearest park
Urban subway	N_DI_STA1	km	Straight line distance to the nearest urban railway station
	S_GANGNAM	minute	Travel time from the nearest urban rail station to Gangnam Station
	S_CITYHALL	minute	Travel time from the nearest urban rail station to City Hall Station
	D_GROUND	dummy	Aboveground=1, Otherwise=0
	N_PEOPLEST1	10K	Number of transit users of the station per day
	D_PEOPLE_000	dummy	Number of transit users: ≤10K=1, Otherwise=0
	D_PEOPLE_010	dummy	Number of transit users: 10-25K=1, Otherwise=0
	D_PEOPLE_025	dummy	Number of transit users: 25-50K=1, Otherwise=0
	D_PEOPLE_050	dummy	Number of transit users: 50-100K=1, Otherwise=0(if in Seoul)
D_PEOPLE_100	dummy	Number of transit users: 100K≤=1, Otherwise=0	
Regional	d_newcity	dummy	1st/2nd wave new city=1, Otherwise=0
Time	d_2016	dummy	Transaction in 2016=1, Otherwise=0
	d_2017	dummy	Transaction in 2017=1, Otherwise=0
	d_2018	dummy	Transaction in 2018=1, Otherwise=0

계가 없을 때 White (1980)가 제시한 강건표준오차를 구하여 가설 검정이 이루어질 필요가 있다(Cameron & Trivedi, 2010). 이에 본 연구에서는 Breusch-Pagan검정과 White검정 결과를 모두 제시하고 강건표준오차를 이용하여 추정계수에 대한 통계적 유의성 검정을 실시하였다.

3.3 분석변수

2016년 1월부터 2018년 12월까지 서울/경기지역에서 거래된 아파트의 실거래가격과 관련 아파트의 특성들을 변수로 활용하였다. 해당 기간 공개된 실거래 자료 중 멸실되거나 단지 속성 정보를 취득하기 어려운 거래 건수를 제외한 아파트 중 가장 가까운 도시철도역과 2,000m 이내에 위치하고 단지 세대수가 100세대 이상인 총 582,010건의 아파트 거래를 분석 대상으로 하였다.

(Table 1)은 추정에 이용된 변수들에 대한 설명으로 종속 변수는 단위면적(m^2)당 실거래가격의 자연로그 값을 사용하였다. 세대특성으로는 거래된 단위세대의 전용면적과 층수를 사용하였다. 단지특성으로는 경과연수와 경과연수 제곱, 현관 유형, 주상복합 여부 단지의 세대수, 세대 당 주차대수, 난방방식이 지역난방인지 아닌지, 1군 시공사 시공 여부, 재건축진행 여부를 사용하였다. 분양면적의 경우 공용면적을 포함하고 있어, 단위세대가 실제로 사용하는 전용면적을 변수로 사용하였으며, 층수의 경우 층수가 높아질수록 프라이버시가 보장되고, 개방감이 뛰어나며, 보안 문제가 해결되지만, 지상까지의 접근성이 떨어지는 경향이 있어 이를 반영하기 위하여 층수를 사용하였다(Wong et al., 2011; Bae et al., 2018). 입주 이후 시간 지날수록 건물의 감가상각으로 아파트 가격이 하락하지만, 일정 기간이 지나면 재건축 기대감으로 아파트 가격이 다시 상승하는 비선형 관계를 반영하기 위해 경과연수와 경과연수 제곱을 포함시켰다. 현관 유형은 더미 변수로 복도식이면 1, 계단식이면 0의 값을 갖고, 해당 아파트가 주상복합이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 단지 규모에 따라 개별 아파트 가격에 차이가 존재할 수 있기에 총 세대수를 변수에 포함하였다. 세대 당 주차대수는 총 세대수를 총 주차대수로 나누어 산출하였다. 또한, 난방비용에 대한 규모의 경제를 고려하기 위해 난방방식을 지역난방 여부로 구분하였으며, 건설회사의 지명도에 대한 대리변수인 1군 시공사 시공 여부를 더미 변수로 만들었는데, 1군 시공사 시공 시 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 재건축 진행 여부 변수는 재건축의 실질 진행 여부에 따라 진행 중이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 입지 특성의 경우 교육시설과의 접근성을 반영하기 위해 가장 가까운 중학교와 고등학교까지의 직선거리를 변수에 포함했으며, 환경재정적인 공원에 대한 접근성의 영향을 고려하기 위해 가장

가까운 공원까지의 거리를 변수에 포함시켰다. 학교 위치는 교육청이 제공하는 주소정보를 활용하여 식별하였으며, 공원 위치는 국가도로명주소지도를 바탕으로 식별하였다.

도시철도 특성으로는 본 연구의 주요 변수로 해당 아파트와 가장 가까운 도시철도역과의 직선거리, 일일 편도 운행 편수, CBD까지 소요시간, GBD까지 소요시간을 사용하였다. 도시철도역까지의 직선거리는 국가도로명주소지도를 이용하여 측정하였다. CBD와 GBD까지의 소요시간은 모든 역의 소요시간 매트릭스를 작성하여 환승 시간을 고려하여 최단 시간 루트로 설계하여 측정하였다. 승하차 인원을 더미 변수로 구분하여, 1만 명 이하, 1만 명에서 2.5만 명, 2.5만 명에서 5만 명, 5만 명 초과로 나누었다. 각각 개별 역의 승하차 인원이 해당 구간에 속하는 경우 1, 그렇지 않으면 0으로 처리하였다.

4. 실증분석

4.1 기초분석

사용된 변수들의 기초통계량으로 추정에 포함된 관측치는 서울의 경우 252,196건 경기도의 경우 329,814건이다. 거래가격은 전용면적을 기준으로 m^2 당 서울의 경우 약 762만원, 경기지역의 경우 447.5만 원의 평균을 보였다. 전용면적의 경우 서울의 경우 $80.291m^2$, 경기도의 경우 $79.102m^2$ 국민주택규모 아파트 전용면적보다 다소 적게 나타났다. 건축연한의 경우 서울의 경우 평균 18.47년, 경기도의 경우 약 17년으로 나타났으며, 서울에서 가장 건축 연한이 오래된 아파트는 종로구의 D 아파트이며, 경기도에서 가장 오래된 아파트는 안양시의 S 아파트, C 아파트와 수원시의 S 아파트이다. 현관 유형은 서울의 경우 49.8%, 경기도의 경우 28.1%가 복도식 아파트로 나타났으며 주상복합 아파트의 경우 서울의 경우 4.8%, 경기도의 경우 1.7%로 나타났다. 단지의 총 세대수는 100세대 이상 아파트만을 대상으로 하여 표본에 100세대 미만의 세대수를 가진 단지는 제외되었다. 서울시의 경우 평균 1,201세대이고 최솟값은 101세대, 최댓값은 6,126세대이다. 경기도의 경우 평균 934세대이며 단지 수가 4,250세대인 단지가 최대단지이다. 세대 당 주차세대의 경우 서울은 1.117대이며, 경기도의 경우 이보다 약간 높은 1.151대로 나타났으며, 난방방식은 지역난방 방식의 아파트가 서울의 경우 전체 표본의 29.6%, 경기도의 경우 58.8%로 나타났다. 재건축 추진여부는 서울의 경우 전체 표본의 6.1%로 나타났으며, 경기지역의 경우 2.2%로 나타났다. 입지변수의 경우 중학교까지의 거리는 서울은 평균 459m며 고등학교까지는 596m, 공원까지의 거리는 163m로 나타났으며, 경기도의 경우 중학교는 평균 497m, 고등학교는 평균 623m 공원

은 158m로 나타났다. 서울의 경우 도시철도역까지의 거리는 평균 563m며, 경기도의 경우 876m다. 지상역 여부의 경우 서울은 전체 표본의 25.1%가 지상역 인근인 것으로 나타났으며, 경기지역은 57.9%가 지상역 인근으로 나타났다.

승하차 인원의 경우 서울의 경우 일 평균 3만7,250여 명으로 나타났으며, 최솟값은 1,820여 명, 최댓값은 강남역으로 23만 2,110여 명으로 나타났다. 경기지역의 경우 평균 2만 5,350여 명으로 나타났다. 승하차 인원을 급간별로 나눈 더미 변수의 경우 서울은 1만 명 미만이 9.8%, 1만에서 2만5천 명 구간이 33.6%, 2만5천 명에서 5만 명 구간이 33.7%, 5만 명 이상 구간이 18.1%로 나타났다. 경기도의 경우 1만 명 미만이 20.1%, 1만에서 2만5천 명 구간이 39.4%, 2만5천 명에서 5만 명 구간이 25.9%, 5만 명 이상 구간이 14.3%로 나타나 서울보다 승하차 인원이 다소 적은 것으로 나타났다. 시

기특성은 2016년이 서울, 경기, 모두 거래량이 가장 많은 것으로 나타났으며 2017년, 2018년 최근 연도일수록 거래량이 감소하는 것으로 나타났다.

4.2 분석결과

본 연구는 승하차 인원이 인근 주택가격에 미치는 영향을 분석하기 위하여 단지 특성, 입지 특성, 세대 특성, 거래시기 특성, 지역 특성, 도시철도 특성을 독립변수로 하여 2개의 헤도닉 가격모형을 이용하여 분석하였다. 첫 번째 모형에는 도시철도의 특성들과 승하차 인원을 주요 변수로 하여 분석하였고, 두 번째 모형에서는 승하차 인원을 구간별로 나누어 분석하였다. 두 모형 모두 서울 지역과 경기지역으로 나누어 총 네 개의 분석 결과를 갖는다.

먼저 첫 번째 분석은 다음 <Table 2, 3>과 같다. 서울의 경

Table 2. Model 1 - Seoul

variable	b	Robust,S.E	beta	t	vif
s_mi	-0.003***	0.000	-0.203	-114.186	1.397
s_floor	0.003***	0.000	0.048	39.545	1.166
year	-0.028***	0.000	-0.651	-103.538	18.337
year2	0.001***	0.000	0.571	75.03	20.128
d_bokdo	-0.053***	0.001	-0.066	-46.297	1.335
d_JB	-0.149***	0.003	-0.079	-51.853	1.382
N_HHOLDING1	0.003***	0.000	0.099	67.79	1.211
n_1park	0.072***	0.002	0.084	44.308	1.757
d_hloc	0.214***	0.001	0.243	186.487	1.301
d_1stcon	0.055***	0.001	0.066	50.57	1.333
d_rebuild	0.175***	0.004	0.104	46.309	2.027
N_DI_MID1	-0.008***	0.002	-0.005	-4.335	1.264
N_DI_HIGH1	-0.050***	0.001	-0.043	-33.829	1.274
N_DI_PARK1	-0.073***	0.004	-0.024	-19.805	1.103
N_STATION_DIST1	-0.157***	0.002	-0.124	-103.798	1.102
s_cityhall	-0.007***	0.000	-0.149	-70.585	3.04
s_gangnam	-0.012***	0.000	-0.348	-168.929	2.95
d_ground	-0.057***	0.001	-0.061	-49.856	1.256
N_PEOPLEST1	-0.004***	0.000	-0.035	-27.267	1.204
d_dongnam	0.315***	0.002	0.323	127.161	4.186
d_seonam	0.033***	0.001	0.036	26.713	1.521
d_seobook	0.090***	0.002	0.067	52.279	1.518
d_dosim	0.173***	0.004	0.085	47.313	1.336
d_2017	0.110***	0.001	0.131	109.211	1.266
d_2018	0.246***	0.001	0.271	210.118	1.28
Constant	7.379***	0.005		1463.24	
Observations	252,196				
B-P	1970***				
White	27,687***				
R-squared	0.691				
Adjusted R-squared	0.691				
F	21,941***				

Table 3. Model 1 - Gyeonggi

variable	b	Robust,S.E	beta	t	vif
s_mi	-0.004***	0.000	-0.297	-226.954	1.568
s_floor	0.003***	0.000	0.06	61.759	1.132
year	-0.024***	0.000	-0.5	-98.136	21.452
year2	0.000***	0.000	0.261	46.897	22.89
d_bokdo	-0.025***	0.001	-0.032	-25.397	1.568
d_JB	0.018***	0.003	0.006	5.229	1.135
N_HHOLDING1	0.007***	0.000	0.124	114.671	1.181
n_1park	0.040***	0.001	0.052	43.478	1.462
d_hloc	0.045***	0.001	0.063	48.731	1.981
d_1stcon	0.043***	0.001	0.051	50.614	1.195
d_rebuild	0.271***	0.006	0.112	49.054	1.503
N_DI_MID1	-0.038***	0.001	-0.034	-30.235	1.348
N_DI_HIGH1	-0.057***	0.001	-0.061	-51.233	1.445
N_DI_PARK1	-0.107***	0.003	-0.042	-37.384	1.143
N_STATION_DIST1	-0.109***	0.001	-0.138	-133.378	1.141
s_cityhall	-0.000***	0.000	-0.011	-5.706	4.141
s_gangnam	-0.009***	0.000	-0.507	-190.348	7.541
d_ground	-0.074***	0.001	-0.103	-84.058	2.047
N_PEOPLEST1	0.015***	0.000	0.075	58.265	1.7
d_seohae	-0.023***	0.001	-0.027	-22.029	1.92
d_kyung2	0.036***	0.002	0.036	21.252	3.936
d_kyungwon	0.000	0.002	0.000	0.059	2.548
d_kkdongboo	0.020***	0.002	0.014	10.714	1.588
d_newcity	0.184***	0.001	0.236	206.41	1.525
d_2017	0.064***	0.001	0.083	82.044	1.283
d_2018	0.099***	0.001	0.129	115.2	1.308
Constant	7.010***	0.004		1871.015	
Observations	329,814				
B-P	528***				
White	66,296***				
R-squared	0.704				
Adjusted R-squared	0.704				
F	24,779***				

우 표본은 252,196개로 회귀분석 결과 R^2 는 0.691이며, F값은 21,941로 나타났으며, 경기지역의 경우 표본은 329,814개로 회귀분석 결과 R^2 는 0.704이며 F값은 24,779로 나타났다. 두 모형 모두 B-P검정과 White검정 결과 유의하게 나타났다. 모형의 적합도와 강건성 모두 타당한 수준으로 판단된다.

첫 번째 모형의 서울 및 경기지역의 추정 결과를 살펴보면 개별 아파트의 전용면적은 아파트 가격에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 면적이 증가함에 따라 면적 단위당 아파트 가격이 체감한다는 것을 의미한다. 층수는 아파트 가격에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났는데, 기존 연구들과 유사한 결과로 층수가 높을수록 양호한 조망권과 일조권이 확보될 수 있으며 저층의 경우 지상까지의 접근성이 우수하나 조망과 일조에서의 불이익으로 인하여 편익이 거의 없고, 프라이버시 문제가 존재하기 때문이다. 경과연수와 경과연수 제곱의 추정계수를 보면 경과연수는 아파트 가격과 U 형태의 비선형 관계를 보이는 것으로 나타났는데, 이는 일반적으로 입주 이후 건물의 감가상각으로 아파트 가격이 하락하다가 일정 시점이 지나면 재건축 기대감으로 인하여 아파트 가격이 상승하기 때문으로 이해할 수 있다.

주상복합아파트의 경우 지역에 따라 다르게 나타났는데, 서울의 경우 주상복합 여부가 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으며, 경기지역의 경우 가격에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경기도의 주상복합 아파트는 서울과 비교하면 비교적 최근에 건축되었고 특히 주상복합 아파트는 일종의 핵심입지에 건축되는 경향이 높았기 때문으로 생각된다. 본 연구의 대상이 되는 경기도 아파트 중 주상복합 아파트는 총 96개 단지 27,522세대인데, 이중 12,000여 세대가 성남시 분당구, 고양시 일산서구, 화성시 반송동, 부천시 상동 등에 속하며, 경기도 내 대부분의 주상복합 아파트가 해당 아파트가 입지한 지역별로 우수한 주거환경이 보장되는 신도시 지역에 속해 있는 경향이 있다. 총 세대수가 많은 대형단지의 경우 관리비가 저렴하고 커뮤니티 시설의 규모도 크기 때문에 아파트 가격에 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타났다. 세대 당 주차대수와 지역난방의 경우에는 주택가격에 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타났다. 지역난방은 비용이 적고 안정적이기 때문에 다른 난방방식에 비해 아파트 가격에 긍정적 영향을 미친다. 1군 건설사 시공 여부 또한 예상과 같이 아파트 가격에 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타났다. 재건축 추진 여부의 경우 주택가격에 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타났다. 입지 특성 중 중학교와 고등학교까지의 거리는 모든 모형에서 아파트 가격과 부(-)의 관계가 있으며 중학교 및 고등학교와의 거리가 가까운 아파트의 가격이 더 높은 것으로 나타났다. 공원과 같이

환경적 편익을 제공하는 시설과의 거리 또한 아파트 가격과 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 신도시에 속해 있는 아파트는 신도시가 아닌 지역에 입지한 아파트보다 가격이 더 높은 것으로 추정되었다.

본 연구의 주요 관심변수인 도시철도 특성의 영향을 살펴보면 선행연구 결과와 마찬가지로 도시철도역까지의 거리는 아파트 가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타나 도시철도 접근성이 높을수록 아파트 가격이 더 높다는 것을 알 수 있다.

추정 결과에 따르면 도시철도역으로부터의 거리가 1,000 m 멀어질수록 서울의 경우 아파트 가격은 약 -15.7% 감소하는 것으로 나타났고, 경기지역의 경우 -10.9% 감소하는 것으로 나타났다. 서울/경기지역을 대상으로 한 분석 결과는 도시철도역으로부터의 거리뿐 아니라, CBD, GBD까지의 소요시간 등 도시철도 교통서비스의 질적 특성이 아파트 가격에 미치는 효과를 보여준다. 이러한 결과는 고용밀집지까지의 거리에 따른 통근비용이 주택가격이나 토지가격에 반영된다는 입지균형에 근거한 도시경제이론과 일치하며, 해외 연구 결과와도 동일하다(Tse & Chan, 2003; Dzauddin & Misran, 2016). 한 가지 흥미로운 점은 서울이나 경기지역 모두 주요 도심인 CBD와 GBD까지의 소요시간은 주택가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나 영향의 크기, 계수 값은 두 지역 모두 GBD까지의 소요시간이 더 크게 났다는 점이다. 이는 GBD 접근성이 가격에 미치는 영향이 더 크기 때문일 수도 있고, CBD까지의 접근은 도시철도 외의 대체 교통편이 충분하기 때문일 수도 있기 때문에 추가적인 연구가 필요하다.

도시철도가 인근 주택가격에 미치는 부가적인 영향 분석을 위해서 우리는 승하차 인원과 지상 역 여부를 사용하였다. 지상역 여부의 경우 서울 지역이나 경기지역 모두 부(-)의 영향이 나타났다. 서울의 경우 지상 역사는 주택가격에 -5.7% 감소 효과를 경기지역의 경우 -7.4%의 감소 효과를 보였다. 지상 역의 경우 소음을 발생시켜 주거환경을 저해할 뿐 아니라 지상 노선의 경우 고가도로나 외부 공간으로부터 격리된 형태로 궤도가 지역을 통과하기 때문에 노선을 중심으로 지역의 단절을 유발하기에 주택가격에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 해석된다.

승하차 인원의 경우 서울과 경기지역에 미치는 영향이 다르게 나타났다. 서울의 경우 승하차 인원이 1만 명 증가할수록 주택가격에 미치는 부정적인 영향이 -0.4%씩 증가하는 것으로 나타났으나 경기지역의 경우 승하차 인원이 1만 명 증가할 때마다 오히려 주택가격에 +1.5%씩 정(+)의 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 승하차 인원의 경우 서울에서는 주택가격에 부(-)의 영향이 있는 것으로 나타났지만 경기지역

에서는 주택가격에 정(+)의 영향을 끼치는 것으로 나타났다. 분석 전 연구가설에서는 승하차 인원이 많으면 많을수록 주거환경을 저해하기 때문에 주택가격에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 예상하였는데 이러한 결과는 서울에서만 나타났다. 이러한 차이는 서울과 경기도의 지역의 특성에 기인한 것으로 해석된다. 서울의 경우 경기지역보다 인구밀도가 높아 쾌적한 환경의 중요성이 높은 반면의 경기지역은 서울과 비교하면 인구밀도가 낮을 뿐 아니라 서울 지역보다 편의시설이나 상업시설이 적기 때문에 이에 따른 영향으로 해석된다. 승하차 인원이 많은 경우 역을 중심으로 한 상업시설도 많아질 가능성이 크고, 역을 중심으로 한 상업시설은 인근 지

역에 상업시설에 대한 접근성을 높이기 때문으로 추론된다.

이어 <Table. 4, 5>에서 제시하고 있는 것은 모형 2의 분석 결과이다. 모형 2는 승하차 인원의 수에 따라 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 서울 지역의 경우 10만 이상의 승하차 인원을 기준변수로 할 때, 5만 명에서 10만 명 구간은 약 7.8%, 2만 5천 명에서 5만 명 구간은 약 10.9% 가격이 증가하고 1만 명에서 2만 5천 명 구간은 10.7%, 1만 명 미만 구간은 12.2% 가격이 증가하는 것으로 나타났다. 반면 경기도의 경우 5만 명 이상의 승하차 인원을 기준변수로 할 때, 2만 5천 명에서 5만 명 구간은 약 6.1% 가격이 감소하고 1만 명에서 2만 5천 명 구간은 12.9%, 1만 명 미만 구간은 10.7%

Table 4. Model 2 - Seoul

variable	b	Robust.S.E	beta	t	vif
s_mi	-0.003***	0.000	-0.204	-114.911	1.399
s_floor	0.003***	0.000	0.049	40.048	1.168
year	-0.028***	0.000	-0.648	-103.541	18.39
year2	0.001***	0.000	0.569	75.097	20.171
d_bokdo	-0.054***	0.001	-0.067	-46.894	1.342
d_JB	-0.143***	0.003	-0.076	-49.874	1.383
N_HHOLDING1	0.003***	0.000	0.100	67.773	1.214
n_1park	0.074***	0.002	0.087	45.493	1.766
d_hloc	0.214***	0.001	0.243	186.275	1.307
d_1stcon	0.055***	0.001	0.066	50.946	1.338
d_rebuild	0.176***	0.004	0.104	46.986	2.03
N_DI_MID1	-0.005**	0.002	-0.003	-2.478	1.269
N_DI_HIGH1	-0.053***	0.002	-0.045	-35.004	1.288
N_DI_PARK1	-0.066***	0.004	-0.022	-17.934	1.107
N_STATION_DIST1	-0.155***	0.002	-0.122	-103.263	1.106
s_gangnam	-0.012***	0.000	-0.357	-174.985	3.015
s_cityhall	-0.007***	0.000	-0.153	-70.658	3.201
d_ground	-0.054***	0.001	-0.059	-47.759	1.259
D_PEOPLE_000	0.122***	0.003	0.09	41.272	3.221
D_PEOPLE_010	0.107***	0.003	0.125	42.033	6.533
D_PEOPLE_025	0.109***	0.003	0.129	43.095	6.511
D_PEOPLE_050	0.078***	0.003	0.074	30.142	4.542
d_dongnam	0.314***	0.003	0.322	125.426	4.254
d_seonam	0.035***	0.001	0.039	27.874	1.555
d_seobook	0.089***	0.002	0.066	50.858	1.542
d_dosim	0.164***	0.004	0.08	44.331	1.355
d_2017	0.110***	0.001	0.131	109.535	1.266
d_2018	0.246***	0.001	0.272	210.816	1.28
Constant	7.272***	0.005		1339.017	
Observations			252,196		
B-P			1,963***		
White			26,886***		
R-squared			0.693		
Adjusted R-squared			0.693		
F			20,067***		

Table 5. Model 2 - Gyeonggi

variable	b	Robust.S.E	beta	t	vif
s_mi	-0.004***	0.000	-0.296	-228.573	1.569
s_floor	0.003***	0.000	0.059	61.312	1.131
year	-0.024***	0.000	-0.503	-100.092	21.495
year2	0.000***	0.000	0.263	47.908	22.945
d_bokdo	-0.028***	0.001	-0.036	-28.433	1.571
d_JB	0.020***	0.003	0.007	5.918	1.138
N_HHOLDING1	0.006***	0.000	0.118	110.253	1.189
n_1park	0.041***	0.001	0.052	44.825	1.475
d_hloc	0.047***	0.001	0.065	48.634	2.073
d_1stcon	0.044***	0.001	0.053	53.184	1.199
d_rebuild	0.262***	0.005	0.108	47.687	1.504
N_DI_MID1	-0.044***	0.001	-0.04	-35.141	1.356
N_DI_HIGH1	-0.058***	0.001	-0.062	-52.196	1.455
N_DI_PARK1	-0.104***	0.003	-0.041	-36.52	1.147
N_STATION_DIST1	-0.110***	0.001	-0.139	-135.857	1.142
s_gangnam	-0.009***	0.000	-0.519	-196.527	7.601
s_cityhall	0.000***	0.000	0.005	2.595	4.188
d_ground	-0.062***	0.001	-0.086	-69.855	2.107
D_PEOPLE_000	-0.107***	0.002	-0.121	-68.273	3.384
D_PEOPLE_010	-0.129***	0.001	-0.177	-98.282	3.363
D_PEOPLE_025	-0.061***	0.001	-0.075	-49.842	2.522
d_seohae	-0.023***	0.001	-0.028	-22.422	1.945
d_kyung2	0.067***	0.002	0.068	39.169	4.062
d_kyungwon	0.000	0.002	0.000	0.065	2.57
d_kkdongboo	0.019***	0.002	0.014	10.444	1.606
d_newcity	0.171***	0.001	0.22	189.25	1.598
d_2017	0.064***	0.001	0.083	82.771	1.283
d_2018	0.100***	0.001	0.131	118.176	1.308
Constant	7.127***	0.003		2060.566	
Observations			329,814		
B-P			497***		
White			63,993***		
R-squared			0.711		
Adjusted R-squared			0.711		
F			24,500***		

가격이 감소하는 것으로 나타났다. 수도권 전철로 봤을 때는 10만 명 이상의 승하차 인원 구간을 기준으로 전 구간에서 가격이 증가하는 것으로 나타났으며 가장 높은 가격대는 5만 명 이상 10만 명 이하 구간으로 나타났다. 모형1의 결과와 마찬가지로 모형2에서도 서울과 경기지역의 결과는 상이하게 나타났는데, 서울은 승하차 인원이 적어질수록 주택 가격에 정(+)의 영향이 있으며, 경기지역은 승하차 인원 5만 명 이상 구간이 가장 높은 가격을 보였다.

5. 결론

본 연구에서는 도시철도 접근성뿐 아니라, 도시철도역의 교통서비스, 도시철도 노선의 특성, 역사의 특성 및 승하차 인원이 주택가격에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 그동안의 관련 연구들은 주로 도시철도역과의 접근성이 주택가격에 미치는 긍정적 영향과 부정적 영향에 관하여 이론적 고찰과 실증분석을 제시하였다. 그러나 도시철도역이 주택가격에 미치는 효과는 도시철도역이 교통서비스를 이용할 수 있는 접속지점이라는 점에서 도시철도역에서 제공되는 교통서비스의 질적 특성을 고려하여 분석하는 것이 더 바람직하며, 교통서비스의 질적 특성은 역의 교통서비스와 노선의 특성에서 기인한다는 점을 본 연구에서는 도시철도와의 접근성뿐 아니라 도시철도역에서 제공하는 교통서비스의 질적 특성이 아파트 가격에 미치는 영향을 함께 분석함으로써 관련 연구의 폭을 넓히고자 하였다. 본 연구의 의의와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 도시철도역의 교통서비스에 따라 주택가격에 미치는 영향이 다르며, 교통서비스의 질을 구성하는 요소들이 이론과 부합하게 주택가격에 영향을 준다.

둘째, 서울/경기지역 간의 차이 없이 교통서비스가 주택가격에 미치는 영향의 방향은 동일하다.

셋째, 이론적으로 승하차 인원의 증가는 주거의 질을 저해하는 번잡함 등의 요소로 간주하나, 실제 주택가격에 미치는 영향은 지역마다 다르게 날 수 있다. 오히려 승하차 인원으로 인해 형성되는 상권은 인근 주택가격에 긍정적인 영향을 미칠 수 있으며, 특히 상권이 상대적으로 희소한 지역일 경우 그 정도가 클 수 있다.

넷째, 서울과 경기지역의 승하차 인원의 상반된 영향은 향후 새로운 노선 계획/개발 및 역세권 개발에 있어 시사점을 제시하는데 서울 지역의 경우 주거지구와는 일정한 분리가 필요함을 보여주나 경기 지역의 경우 분리보다는 혼재된 형태가 주거소비자에게 더욱 높은 편익을 제공할 수 있는 것으로 나타났다.

마지막으로, 본 연구는 수도권이라는 대도시를 연구의 범

위로 설정함으로써, 결과의 강건성 및 보편성을 확보하였고, 광역자치단체 단위를 중심으로 연구된 지난 연구들과 차별점을 가지며, 교통서비스 효과뿐 아니라 교통서비스 외적인 영향을 고려하여 분석했다는 점에서 학술적 기여점을 가진다.

감사의 글

이 논문은 2017년도 건국대학교 KU학술연구비 지원에 의한 논문임

References

- Andersson, D.E., Shyr, O.F., and Fu, J. (2010). "Does high-speed rail accessibility influence residential property prices? hedonice estimates from southern Taiwan." *Journal of Transport Geography*, 18, pp. 166-174.
- Bae, C.H., Jun, M.J., and Park, H. (2003). "The impact of Seoul's subway Line 5 on residential property values." *Trnsport Polycy* 10, pp. 85-94.
- Bae, J.H., and Choi, G.H. (2018). "A Study on the Effect of Sinbundang Subway Line Development Project on Nearby Apartment Housing Price: Focusing on Suji-gu, Yongin City." *Journal of the Korean Urban Management Association*, 31(4), pp. 83-99.
- Bae, S.Y., Chung, E.C., and Lee, S.Y. (2018). "Effects of Urban Railway Transportation Services on Housing Prices: Case of Apartments in Gyeonggi Province." *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, KREAA, 24(3), pp. 85-98.
- Bowes, D.R., and Ihlanfeldt, K.R. (2001). "Identifying the Impacts of Rail Transit Stations on Residential Property Values." *Journal of Urban Economics*, 50, pp. 1-25.
- Cameron, A.C., and Pravin, K.T. (2010). *Microeconometrics Using Stata*, Revised Edition, Taylor & Francis.
- Choi, S.H., and Sung, H.G. (2011). "Identifying the Change of Influencing Power of the Subway Line 9 Construction Project over Housing Prices - Focusing on the business effects during the entire project stages ." *Journal of Korea Planning Association*, KPA, 46(3), pp. 169-177.
- Dai, X., Bai, X., and Xu, M. (2016). "The influence of Beijing rail transfer stations on surrounding housing prices." *Habitat International*, 55, pp. 79-88.
- Dziauddin, M.F., and Misran, Mustika (2016). "Does Accessibility to the Central Business District (CBD) Have an Impact on High-Rise Condominium Price Gradient in Kuala Lumpur, Malaysia?" *SHS Web of Conferences*, 23, pp. 1-24.

- Hwang, H.J., and Chung, E.C. (2018). "A Study on Effects of Railway Construction Stages and Characteristics of Station Area on Apartment Prices - Case of Ui-Sinseol Light Rail in Seoul." *SH Urban Research & Insight*, 8(2), pp. 57-75.
- Jeong, M.O., and Lee, S.Y. (2013). "A Study on the Changes in Housing Prices Depending on the Accessibility of the Seoul Metropolitan Rapid Transit." *Korea Real Estate Review*, KRERI, 23(3), pp. 51-77.
- Jeong, M.O. (2012). "A study on the effect of housing prices according to the construction stage of Seoul metropolitan rapid transit." Dissertation for Degree of Doctor at Konkuk University.
- Kang, S.J., and Seo, W.S. (2016). "Investigating Impacts of Subway Line and Station Features on Apartment Resale Prices." *The Korea Spatial Planning Review*, KRIHS, 89, pp. 149-162.
- Lee, K.T., Kim, K.J., and Shin, J.C. (2018). "The Effect of Monorail-type Light Rail Station on Apartment Prices in the Surrounding Area." *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, KREAA, 24(3), pp. 17-36.
- Lee, J.M., and Kim, Y.J. (2015). "Empirical Analysis on Impact of Ground Level Subway Station on Neighboring Apartment Price using Multilevel Regression Model." *Korea Planning Association*, KPA, 50(2), pp. 157-171.
- Lee, J.M., and Kim, J.Y. (2014). "Negative Impact of a Subway Station on Neighboring Apartment Price - Focused on differential effects depending on the structure and function of the station-" *Housing Studies Review*, KAHPS, 22(2), pp. 53-75.
- Pagliara, F., and Papa, E. (2011). "Urban rail systems investments : an analysis of the impacts on property values and residents' location." *Journal of Transport Geography*, 19, pp. 200-211.
- Rosen, S. (1974). "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in pure competition." *Journal of Political Economy*, 82, pp. 34-55.
- Seo, K.H., Golub, A., and Kuby, M. (2014). "Combined impacts of highways and light rail transit on residential property values : a spatial hedonic price model for Phoenix, Arizona." *Journal of Transport Geography*, 41, pp. 53-62.
- Sung, H.G., and Kim, J.Y. (2011). "The Impacts of Time-Varying Accessibility of Facilities on Housing Price Change by the Modified Repeat Sales Model - The Case of Subway Line 9 in Seoul." *Journal of the Korean Society of Civil Engineers D*, KSCE, 31(3D), pp. 477-487.
- Tse, C.Y., and Alex, W.H. Chan (2003). "Estimating the commuting cost and commuting time property price gradients," *Regional Science and Urban Economics*, 33(6), pp. 745-767.
- White, H. (1980). "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, pp. 817-838.
- Wong, S.K., Chau, K.W., Yau, Y., and Cheung, A.K.C. (2011). "Property Price Gradients: the vertical dimension." *Journal of Housing and the Built Environment*, 26, pp. 33-45.

요약 : 본 연구는 서울/경기 지역을 대상으로 도시철도의 승하차인원이 공동주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 도시철도 역까지의 거리는 서울/경기 모두에서 주택가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으며, CBD/GBD까지의 소요시간은 주택가격에 부(-) 영향을 주는 것으로 나타났다. 본 연구가 중점적으로 분석하려고 한 승하차인원 및 지상역 여부의 경우 서울/경기 지역 모두에서 지상역은 주택가격에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났으나, 승하차인원의 경우 서울에서는 부(-)의 영향이 경기지역의 경우 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타나, 지역마다 상권의 희소성 등에 따라 다른 결과가 나타날 수 있음을 도출했다. 이러한 연구 결과는 그동안 도시철도 역 접근성 위주로 분석한 연구들과 달리 도시철도역의 교통서비스 및 교통 외적 요인을 모형에 포함시켜 분석하였다는 데 학술적 의의가 있으며, 이는 향후 주택정책을 위한 시장분석에 활용하고 나아가 수도권 도시계획 및 신도시 개발, 도시철도 교통 계획 시 시사점을 제공하고자 한다.

키워드 : 공동주택가격, 도시철도, 승하차인원, 헤도닉가격모형
