

# 지방 중소도시에서 도시공원의 역할 : 단독주택 가격 효과를 중심으로\*

The Roles of Urban Parks in Local Small and Medium-sized Cities  
: Focusing on the Effects on Single-detached Housing Prices

이 성 원\*\*  
Lee, Sungwon

## ■ 목 차 ■

- I. 연구의 배경 및 목적
- II. 이론적 고찰
- III. 연구설계 및 분석방법
- IV. 분석 결과
- V. 결론 및 정책 시사점

도시공원을 포함한 녹지공간은 매력적이고, 건강하며, 생기 넘치는 공간으로 시민의 삶의 질을 높이는 등 도시에서 중요한 요소로 인식되고 있다. 하지만 녹지공간이 시민의 효용을 얼마나 높이는 것일까? 녹지공간의 선호를 일종의 대리변수인 주택가격으로 가정하여 선호 정도를 분석한 연구가 증가하고 있다. 즉, 도시공원까지의 인접성과 주택가격 간에 긍정적 상관관계를 실증적으로 확인하는 방식이다. 하지만 대부분의 연구는 서울을 포함한 대도시를 대상으로 녹지가 아파트 가격에 미친 영향에 초점을 두었다. 일반적으로 고밀 도시는 주거지 인근에 녹지가 충분하지 않기 때문에 주변의 녹지공간 및 오픈스페이스가 주택 가치를 높일 수 있다. 하지만 소도시의 경우 도시 외곽에 녹지공간이 많고 도시의 반경도 넓지 않다. 이에 본 연구에서는 중소도시를 대상으로 주거지 인근 도시공원이 주택(단독주택) 가격에 기존 대도시 연구와 유사한 정도의 영향을 미치는지를 실증적으로 확인하고자 한다. 또 하나의 가설은 주거지 인근 도시공원의 효과가 주택가격에 따라 차이가 있을 수 있다는 것이다. 본 연구에서는 수도권을 제외한 36개 중소도시 38,097건의

\* 본고는 지역개발학회 춘계학술대회(2022)에서 우수논문상을 수상한 연구로, 내용을 보완·발전시킨 논문임.

\*\* 강릉원주대학교 도시계획·부동산학과 조교수

논문 접수일: 2022. 5. 10. 심사기간: 2022. 5. 10. ~ 2022. 6. 14. 게재확정일: 2022. 6. 14.

단독주택 실거래가(2006-2021)를 분석했다. 일반적으로 주택가격 분석에 활용하는 헤도닉 가격 모형을 적용했고, 여러 지역을 종합적으로 비교하면서 발생하는 지역 간 차이를 통제하기 위해 다수준 모형으로 분석했으며, 주택가격에 따라 도시공원의 인접성이 미친 효과의 차이를 확인하기 위해 분위회귀분석을 활용했다. 이 세 분석의 결과들을 통해 종합적으로 정책적 함의를 도출했다. 분석 결과는 다음과 같다. 도시공원까지의 근접성은 주택가격과 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 확인할 수 있으며, 그 정도는 기존 연구의 고밀도시 결과와 크게 차이나지 않았다. 주택가격의 도시공원까지 거리 탄력성은 약  $-0.046$ 이며 (공원과의 거리가 100% 가까워지면 주택가격 4.6% 증가)이며 최저 주택가격 수준에서 탄력성은 약  $-0.06$ 까지 높아지나 그 효과는 고가 주택일수록 점점 낮아진다. 다만, 중소 도시들 간의 비교에서 녹지율이 높은 지역은 도시공원까지 인접성이 주택가격에 미치는 긍정적 효과가 저가 주택에서는 상쇄되지만, 고가 주택에서는 더 강화된다는 것을 확인했다. 도시공원의 면적은 주택가격과 부의 상관관계를 보였으나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 근린공원, 어린이공원, 소공원은 다른 유형의 공원에 비해 주택가격을 높이는 효과를 확인할 수 있다.

□ 주제어: 도시공원, 지방중소도시, 단독주택가격, 헤도닉가격모형, 다수준 분석, 분위회귀 모형

The importance of urban parks has been well documented during several decades. Green space can create an attractive, healthy, and vibrant places, and improve the quality of life for their citizens. In Korea, many previous studies also show that urban parks are positively connected to housing values that indicate the utilities for green space. However most empirical studies conducted in Seoul or large metropolitan areas. In general, high density cities have not sufficient green areas around the residential areas, so the closed green and open spaces can increase housing values. However, there are lots of green spaces all around the small cities, so we hypothesize whether urban parks close to residential areas still have a positive impact on housing values in small- and medium-sized cities. Additionally, we assume that the impacts of urban parks around the residential area will be different for each high- and low-priced housing. This study applied hedonic price and quantile regression models with 38,097 samples (single-detached housing, 2006-2021) in 36 cities, larger than 50,000 but not Seoul Metropolitan Areas (SMAs), in Korea. The preliminary and key findings are as follows. The closeness to park is significantly and positively associated with housing value, and the effects are similar to previous results in high density cities. The distance to park elasticities of housing prices are about  $-0.046$  and the elasticity of the lowest housing value is about  $-0.06$ , but the

elasticities gradually decreased as housing price increases. In a city with a high green ratio, the positive effect of proximity to city parks on housing prices is offset by low-priced housing, but reinforced by high-priced housing. Urban park areas are negatively connected to housing value, but it is not statistically significant. Additionally, neighborhood park, children park and small park increases housing values rather than other types of park.

- Keywords: Urban Park, Small & Medium Sized City, Single-detached Housing Price, Hedonic Price Model, Multi-level Analysis, Quantile Regression Model

## I. 연구의 배경 및 목적

도시 내 녹지 계획은 도시 및 지역 계획의 역사와 함께한다. 현대 도시계획의 출발은 산업 혁명과 밀접한 관계가 있는데, 도시로 인구가 집중되면서 주거난, 교통혼잡, 악취, 매연, 화재, 범죄, 등 도시 문제가 심각해지자, 이를 해결하기 위해 다양한 근대도시계획이 제안되면서라고 할 수 있다. 18세기 석탄을 이용한 증기기관으로 대규모 면직물이 대량 생산되고 증기기관차로 원료와 제품을 빠르게 수송하면서 런던은 자본이 축적되고 혁신이 일어나는 거대한 공장도시의 공간으로 변모했고, 일자리를 찾아 지방에서 인구 유입은 지속되었다. 18세기 초 약 58명이던 런던 인구는 1750년 영국 전체의 약 11% 수준인 65만명으로 늘어났고 1800년에는 87만에 도달하고 곧 상주인구 100만을 넘는 도시로 성장한다. 경제중심지 런던의 인구는 19세기 매 10년마다 21-56% 성장한 것으로 나타나는데, 자본의 논리로 사유화된 공간에 다수의 시민이 함께 이용할 수 있는 녹지나 오픈스페이스는 공급되기 힘들었다.

도시공원은 대표적인 공유재로 주변 시민에게 긍정적 외부효과를 가져오지만, 국가나 계획가의 개입없이 개인의 사유지를 공원으로 제공하기는 힘들다. 1847년 공적 자원으로 조성된 최초의 공원인 런던의 버크헤드(Birkenhead) 공원은 이후 뉴욕 센트럴 파크(Central Park)를 조성한 올스테드(Olmsted)에 영향을 주는데, 영국은 Select Committee on Public Walks (SCPW, 1833)와 Public Health Act (1848)로 공원 조성을 위한 재원마련과 제도화에 초석을 마련했다(남진보, 2020). 하지만 공공 재원으로 공원이 조성될 수 있는 기반이 만들어지고 여러 정책으로 수용되었음에도 불구하고 19C 런던 시내 오픈 스페이스는 부족했다. 게다가 공장도시에 거주하는 런던 도시 빈민의 삶은 불우했고, 많은 시민들은 산업화로 이촌향도가 본격화되기 이전 전원의 삶을 동경하면서도 경제적 기반인 도시에서 벗어날 수 없었다. 런던 태생의 하워드(E. Howard)는 ‘내일의 전원도시(Garden Cities of Tomorrow, 1898)’를 출간하며 ‘전원도시’라는 이상도시 안을 발표했다. 그는 런던과 같은 중심도시 외곽에 인구 32만 규모의 도시와 전원의 장점을 융합한 자족적 도시를 제안했는데, 상업시설과 학교, 운동장, 교회 등 공공건물, 주택과 공장, 시장, 창고 등 거의 모든 시설에서 녹지까지 접근성을 매우 높게 계획했다. 산업시대의 이상적 모형인 이 계획은 근대도시계획의 전형이 되었고, 현대의 신도시 계획과 토지이용계획에서 녹지 확보의 이론적 기반으로 자리잡았다.

한편, 한국도 1970년대 이후 빠른 도시화 과정을 겪으며 대도시는 도시 인구 과밀로 다양한 도시문제를 겪고 있으며 다양한 정책과 제도 그리고 기술로 대응하고 있다. 수도권인구 집중은 높은 편인데, 약 천만명이 서울에 거주하고 주변의 경기도와 인천 인구를 합하면 거의 전 국토 인구의 절반이 수도권에 거주한다. 인구가 밀집된 공간에서 한정된 오픈 스페이스인

녹지가 주는 효용은 다양할 수 있으며, 여러 연구를 통해 확인된다. 일부 미세먼지를 완화하는 효과(구민아, 2019; 남성우 외, 2020)가 있고 열섬효과 완화(김수진 외, 2019; 김효진, 2019) 및 미세먼지를 조절(김대욱 외, 2010; 김기중 외, 2018)하는 측면도 있겠지만, 무엇보다 여가 증진, 도시 경관 향상, 체육활동, 등으로 건강하고 쾌적한 도시 환경을 조성(김유일·김정규, 2011; 염성진·박청인, 2011; 채진해·김원주, 2020)하여 시민의 삶의 질 향상에 도움(이진순 외, 2013)을 줄 수 있다. 도시공원이 범죄를 줄이는데 도움이 된다는 연구도 있다(Kang et al., 2007). 다양한 측면에서 도시공원이 긍정적으로 영향을 줄 수 있는데 녹지 공간의 효용 정도를 추정하는 수단으로 토지나 주택의 가치를 많이 활용한다(Sohn et al., 2020; Trojanek et al., 2018; Voicu & Been, 2008). 최근 주택이 도시공원이나 녹지 인근에 위치한 경우 '숲세권'이라고 표현하기도 하는데, 이것은 주거지 선택의 의사결정에 도시공원은 긍정적으로 영향을 미친다고 볼 수 있으며, 공원 접근성에 대한 선호의 증가는 주택가격에 반영된다고 추정할 수 있다.

국내·외 여러 연구를 통해 녹지 공간이 현재에도 도시민에게 다양한 긍정적인 영향을 미치는 것으로 확인되면서, 도시계획을 수립하거나 도시설계 과정에 생활권별 녹지 비율을 정하고 녹지 공간의 입지와 동선을 주변 주거지와 공원과의 관계를 반영하여 계획한다. 하지만 다수의 선행 연구들은 서울이나 수도권을 포함한 대도시를 대상으로 녹지의 조망 가능성과 도시공원의 인접성 등이 아파트의 매매가격에 미친 효과를 분석했다. 상대적으로 도시 전체에 녹지가 부족한 대도시에서 시민들의 녹지에 대한 높은 선호는 충분히 예측할 수 있다. 본 연구는 과연 기존 연구에서 나타난 도시공원에 대한 선호가 지방 중소도시에서도 유사하게 나타날 것인지에 초점을 두었다. 중소도시들은 도시의 밀도가 높지 않고 대도시에 비해 오픈 스페이스가 많으며 도시로 개발된 동지역의 공간적 범위도 작아 중심지에서 외곽으로 얼마 나가지 않아 쉽게 산림을 접할 수 있는 특징이 있다. 분지형 도시들이 많은 국내에서는 녹지에 대한 조망도 중소도시에서 어렵지 않게 확보할 수 있어, 도시공원에 대한 선호는 기존 대도시만큼 크지 않을 것이라고 가정하였다.

다만 하워드가 32만 도시(중소도시)를 계획하면서 여러 반경의 띠 형태의 녹지를 도시 중심부부터 계획하여 녹지까지 접근성을 높여 시민의 어메니티(amenity)를 높이려고 한 전략을 근대 이후 지금까지 도시 규모와 관계없이 세계의 다수 도시에서 수용하고 있다. 이런 현실을 반영하면 중소도시에서도 도시공원은 중요한 요소로 볼 수도 있다. 본 연구에서는 국내 중소도시를 대상으로 도시공원이 주택가격에 영향을 미친 효과를 실증적으로 분석하는 것이 목적이다. 다수의 기존 연구는 수도권과 대도시를 대상으로 연구했기 때문에 일반적인 주택유형인 아파트를 대상으로 분석했으나, 중소도시의 경우 아파트는 주로 도시 중심부에 밀집되어 있으며 전체 주택유형 중 상대적 비중이 낮다. 본 연구에서는 중소도시의 일반적 주택유형인

단독주택을 대상으로 분석했다. 한편 기존 연구에 따르면 아파트 면적에 따라 도시공원이 주택가격에 미친 효과가 다른 것으로 나타났는데, 본 연구에서는 주택가격대 별로 도시공간의 효과가 다를 수 있다고 가정하고, 저가 및 고가주택 등 주택가격에 따라 도시공원의 가격 효과가 어떻게 다른지 추가적으로 분석한다.

## II. 이론적 고찰

도시공원과 주택가격 간의 관계를 소개하기에 앞서 국내에서 공원이 법적으로 어떻게 정의 되는지 검토하였다. 국내에서는 1967년 초 「공원법」을 처음 제정하여 녹지공간을 보호할 수 있는 기반을 마련했다. 당시 공원을 국립공원, 도립공원 및 도시공원으로 구분했고, 국립공원은 건설부장관이, 도립공원은 도지사가 지정 및 관리를 하고 도시공원은 지방자치단체의 장이 설치 및 관리하도록 명시하였다. 이후 공원의 개발과 관리에 필요한 자원마련을 위해 입장료와 사용료 징수에 관한 내용이 추가되었다. 1980년에는 「공원법」을 폐지하고 「자연공원법」과 「도시공원법」으로 이원화하여, 「자연공원법」에서는 국립공원, 도립공원, 군립공원으로 구분하여 중점적으로 관리하고, 「도시공원법」에 처음으로 어린이 공원, 근린공원, 도시자연공원, 그리고 묘지공원으로 구분하여 효율적으로 관리할 수 있는 체계를 마련했다. 최근에는 생활권 공원과 주제공원으로 나누고 생활권 공원으로 소공원, 어린이 공원, 근린공원을, 주제공원으로 역사공원, 문화공원, 수변공원, 묘지공원, 체육공원 등 <표 1>에서 정리한 것과 같은 체계를 갖추어 관리하고 있다.

<표 1> 도시공원의 법적 유형구분\*

구분		설치기준	유치거리	규모 (이상)	
생활권 공원	소공원	제한없음	제한없음	제한없음	
	어린이 공원	제한없음	250m이하	1,500m <sup>2</sup> 이상	
	근 린 공 원	근린생활권	제한없음	500m이하	10,000m <sup>2</sup> 이상
		도보권	제한없음	1,000m이하	30,000m <sup>2</sup> 이상
		도시지역권	해당도시공원의 기능을 충분히 발휘할 수 있는 장소에 설치	제한없음	100,000m <sup>2</sup> 이상
광역권	해당도시공원의 기능을 충분히 발휘할 수 있는 장소에 설치	제한없음	1,000,000m <sup>2</sup> 이상		
주제 공원	역사공원	제한없음	제한없음	제한없음	
	문화공원	제한없음	제한없음	제한없음	
	수변공원	하천·호수 등의 수변과 접하고 있어 친수 공간을 조성할 수 있는 곳	제한없음	제한없음	

구분	설치기준	유치거리	규모 (이상)
묘지공원	정숙한 장소로 장래 시가지화가 예상되지 않는 자연녹지지역	제한없음	100,000m <sup>2</sup> 이상
체육공원	해당도시공원의 기능을 충분히 발휘할 수 있는 장소에 설치	제한없음	10,000m <sup>2</sup> 이상
조례가 정하는 공원	제한없음	제한없음	제한없음
도시농업공원	제한없음	제한없음	10,000m <sup>2</sup> 이상

\* 「도시공원 및 녹지 등에 관한 법률」의 시행규칙과 시행규칙[별표 3]으로 재구성함.

녹지공간과 같은 오픈스페이스 선호의 대리변수로 주택가격과 도시공원까지의 거리 간의 상관관계를 확인한 기존 연구들이 다수 존재한다. 하지만 기존 연구 대부분은 아파트를 대상으로 분석했으며, 서울을 포함한 대도시에서의 효과에 초점을 두었다. 본 연구에서 분석하고자 하는 지방 중소도시의 단독주택에 도시공원을 포함하여 녹지가 미친 효과를 분석한 연구는 찾기 어려웠다. 이론적 고찰에서는 선행 연구 중 대도시의 아파트를 대상으로 녹지공간 효과를 분석한 연구를 증점적으로 검토하였다.

먼저 2000년대 초 연구들을 살펴보면, 김동준(2002)은 서울시 아파트를 대상으로 주변 녹지로부터의 거리와 아파트 주변의 녹지율이 아파트 가격에 영향을 미치는지 분석했다. 주변 녹지와와의 거리는 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 그 정도는 1m 가까워질수록 아파트 가격이 평당 4만원 상승하는 것으로 나타났다. 양성돈·최내영(2003)은 광진구 독섬지구 한강 시민공원을 대상으로 그 입지의 아파트 가치에 대한 영향력의 존재 여부와 그 크기를 헤도닉가격결정모형을 통해 분석했다. 분석 결과 한강시민공원의 입지가 주택가격의 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며, 선형 모형의 경우 한강시민공원(출입구)까지의 거리가 100m 멀어짐에 따라 아파트 가격이 148,000원 하락하는 것으로 나타났다. 준로그 모형의 경우 한강시민공원에서 거리가 100m 멀어질 경우 아파트 가격이 0.71% 하락하는 결과를 보였고 이중로그 모형의 경우 거리가 1% 멀어질 때 아파트 가격은 약 0.059% 하락하는 탄력성을 보였다. 또한 한강시민공원으로부터 200m 거리 이내 아파트들에서 평당 가격이 높지 않은 것으로 나타났는데, 이를 수직거리 200m 지점에 강변북로가 위치해 교통소음으로 인한 것으로 해석했다.

신상영 외(2006)는 서울시 서울숲 조성사업을 사례로 사업추진 전·후와 공간적 접근성에 따라 주변지역 아파트 가격이 어떤 영향을 받는가에 대해 분석했다. 분석 결과 서울숲은 주변 지역 아파트가격상승에 지대한 영향을 미치는 변수임을 확인했고 선형모형의 경우 서울숲에서 거리가 100m 멀어짐에 따라 약 269,000원 하락하는 것으로 나타났다. 또한 아파트 평수, 단지규모가 클수록 아파트 가격이 높은 것으로 나타났고 초등학교, 대형쇼핑시설이 가까울수록, 도심접근성이 높은 단지일수록 아파트 가격이 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 도시화가

고도화되고 환경오염과 혼잡이 가중됨에 따라 녹지 및 오픈스페이스의 희소가치가 더욱 높아졌고, 이에 따른 도시계획 및 성장관리정책에서 더욱 중요하게 고려할 필요성을 시사했다. 임보영·서원석(2014)은 서리풀 공원 개발여건 변화가 아파트 가격에 어떠한 영향을 미쳐왔는지 헤도닉가격모형을 이용하여 분석했다. 해당 연구에서는 서리풀 공원 입구까지의 거리, 서리풀 공원 경계까지의 거리를 구분하여 분석하였고, 그 결과 서리풀 공원 경계와 가까이 위치한 아파트일수록 가격이 상승하는 것으로 나타났다. 또한 전용면적이 클수록, 학교와의 거리가 가까울수록 주택가격에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

신광문·이재수(2019)는 급증하는 1:2인 가구의 주거 선택 니즈의 변화를 확인하고자 서울의 도시형생활주택의 임대료 결정요인을 분석하여 1:2인 가구의 주거 니즈가 일반 가구와 어떻게 다르고 변화가 있는지 헤도닉모형과 공간헤도닉모형을 통해 분석하였다. 공원 및 접근성은 아파트 등 일반 주택에서 중요한 프리미엄으로 작용하지만, 도시형생활주택 임대료 결정에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이를 1:2인 가구의 경우 자연환경 접근성 보다는 주택 내부의 편의성과 주변의 편의시설 확충에 초점을 맞춘다고 해석했다. 장희선 외(2021)는 지자체가 도시계획시설상 공원으로 결정한 부지를 20년 간 집행하지 않는 경우 공원결정의 효력을 상실하게 되는 ‘공원일몰제’의 시행 및 대응 현황에 대해 논의하기 위해 서울시를 대상으로 서울시민들의 도시녹지 서비스에 대한 선호를 분석하였다. 분석 결과 강·하천, 아파트 단지 인근 생활권공원에 대한 10분 이내 접근성 모두 쾌적한 주거환경을 제공하는 서비스로 인식하여 아파트 가격에 반영되는 것으로 나타났다. 생활권공원 10분 이내 접근성에 대한 잠재가격은 아파트 매매가격의 약 6%에 해당하는 1㎡당 34만원 수준으로 측정하였다.

서울을 대상으로 녹지의 아파트 가격 효과를 분석한 연구들은 녹지 공간에 인접한 주택을 시민들이 선호하고 그 결과 가격도 상승하는 것을 확인할 수 있었다. 서울 이외에 서울 인근 수도권 도시를 분석한 연구들도 있는데, 구한민·김갑성(2020)은 다중회귀분석을 통해 동탄1신도시를 대상으로 복수의 도시지역권 근린공원에 대한 접근성과 그 상호작용 효과가 아파트 가격에 미치는 영향을 분석했다. 분석 결과 도시지역권 근린공원과의 거리가 멀수록 아파트 가격이 낮아지는 것으로 나타났고 복수의 도시지역권 근린공원으로의 접근성 간에는 유의한 상호작용 효과가 있는 것으로 나타났다. 해당 연구에서 분석대상으로 삼은 동탄 센트럴파크, 반석산 근린공원과의 거리 항의 부호가 음(-), 두 거리의 교호항 부호가 양(+)으로 다르게 나타났고, 이를 상호작용 효과는 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 억제하는 방향으로 작용한다고 해석했다.

이진순 외(2013)는 송도신도시를 대상으로 개방감 및 공원조망성과 공원접근성이 주택의 가격에 미치는 영향과 조망과 공원접근성이 물리적 특성인 주택규모와 층 위치에 따라 달라



지는지에 대해 분석했다. 분석결과 개방감, 공원조망성, 공원접근성은 아파트 가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 상호작용 분석 결과 일정규모 이상에서 주택규모가 클수록 개방감이 아파트 가격에 미치는 영향력이 더 크고 일정규모 이하의 작은 아파트의 경우 조망이 아파트 가격에 미치는 영향이 부(-)로 나타났는데 이는 작은 규모의 아파트에서 개방감보다는 현실적인 다른 요인에 더 민감한 영향을 받기 때문인 것으로 해석하였다.

지방 도시들에 초점을 둔 연구도 있었는데, 오지연·김선범(2004)은 1960년 이후 경제발전의 증추가 되면서 급속 성장을 이루어 '공해도시'라는 부정적으로 인식되던 울산을 대상으로 울산대공원의 입지가 아파트 가격형성에 차지하는 영향력의 존재여부와 크기를 헤도닉가격결정모형을 통해 확인했다. 분석 결과 울산대공원과의 거리가 근거리일수록 가격이 상승하고 있으나 500m 이내 범위에서는 큰 차이가 없으며, 100m 멀어질 때 아파트 가격이 142,000 원 하락하는 것으로 나타났다. 김용주·김규호(2007)는 대구광역시에서 도시 여가공간인 공원 녹지를 대상으로, 헤도닉가격모형을 적용해 공원녹지의 적정한 가치를 추정했다. 분석 결과 공원녹지는 주택가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 공원녹지가 없는 아파트의 평당 가치와 최적의 공원녹지 환경인 아파트의 평당 가치를 비교하여 공원녹지 가치를 아파트 평당 50만원으로 추정하였다. 또한 학군, 교통시설, 도심, 쇼핑센터까지의 거리, 평수, 초등학교 유무 등이 주택가격에 영향을 미치는 요인으로 나타났다.

고혜진 외(2011)는 청주시 원흥이 공원의 가치를 정량적으로 추정해봄으로써 생태공원에 대한 경제적 가치를 입증하고자 했다. 분석 결과 400m 이상 거리에서 원흥이 공원과 아파트 가격은 음(-)의 상관관계를 형성하고 있음을 알 수 있으며 거리가 1% 멀어질 때 아파트 가격은 약 0.430% 하락하는 관계가 나타났다. 이고은·최열(2016)은 부산광역시 내 도시공원과 공동주택의 공간적·입지적 관계를 바탕으로 서로 간에 어떠한 영향을 미치는가를 분석했다. 분석 결과 근린공원, 소공원, 문화공원, 체육공원은 주택가격과 정(+)의 관계를 보였고 어린이 공원은 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 도시공원과 가까울수록 주택가격은 상승하는 것으로 나타났다. 김혜림·홍성조(2021)는 청주시를 대상으로 공원을 산지형 공원과 평지형 공원으로 나누어 유형별 공원의 접근성이 주변 주택 가격에 미치는 영향의 차이를 분석했다. 분석 결과 평지형 공원까지의 거리가 100m 가까워질수록 주택 가격이 0.43%, 산지형 공원까지의 거리가 100m 가까워질수록 주택 가격이 0.52% 증가하는 것으로 나타나 두 형태의 공원 모두 거리가 가까울수록 주택가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음 표는 앞서 검토한 기존 연구들을 기반으로 주택가격의 도시공원까지 거리 탄력성을 요약한 것이다. 본 연구에서 이중로그(log-log) 모형을 이용한 경우 회귀계수( $\beta$ ) 값을 그대로 탄력성으로 해석했고, 종속변수에만 자연로그를 취한 semi-log (log-linear)모형은 회귀계수에 녹지까지 거리의 평균값을 곱해서, 독립변수에만 자연로그를 취한 역sem-log (linear-log) 모

형은 회귀계수를 주택가격 평균값으로 나누어서, 그리고 자연로그가 없는 일반회귀분석으로 추정된 선형 (linear) 모형은 회귀계수에 녹지까지 거리의 평균값을 곱하고 주택가격 평균을 나누어 탄력성으로 재추정한 값이다. 그 결과 김태범 외(2021)의 연구는 탄력성이 절대값 기준으로 10을 넘는 수치가 나와 분석에 오류가 있다고 추정했으며, 동일 저자들이 2020년 서울시를 대상으로 분석한 값도 다른 연구들에 비해 과도하게 높은 수치로 나타나 기존 연구의 탄력성 범위에서 제외했다. 고혜진 외(2011) 연구와 양승철(2014) 연구도 탄력성 값이 비정상적으로 높게 나타나 제외했다. 그 이외 연구들로 탄력성을 요약하면 도시 공원까지 거리가 두 배 (100%) 가까워질 때 주택가격은 2.4%에서 8.5% 정도 통계적으로 유의한 수준에서 증가한다고 볼 수 있고, 일부 연구에서 통계적으로 유의하지 않은 값까지 포함해서 보더라도 거의 유사한 수치가 나오는 것을 확인하였다.

〈표 2〉 선행 연구에서 주택가격의 녹지까지 거리 탄력성

기존 연구	분석지역	대상	자료	자료 시점	모형	탄력성*	
고혜진 외 (2011)	청주	아파트 매매	설문	2009	log-log	-0.430**	
구한민 외 (2020)	동탄1	아파트 매매	실거래가	2017-2019	log-log	동탄 센트럴파크	-0.046
						반석산 근린공원	-0.073
김용주 외 (2007)	대구	아파트 매매	설문	2005	log-linear	-0.059	
김태범 외 (2020)	서울	아파트 매매	실거래가	2018	log-linear	0.171**	
김태범 외 (2021)	의정부	아파트 매매	실거래가	2018	log-linear	자연 공원	-48.66**
						어린이 공원	-36.13**
김혜림 외 (2021)	청주	아파트 매매	실거래가	2018	log-linear	평지형 공원	-0.028
						산지형 공원	-0.033
문운석 외 (2009)	서울	아파트 매매	부동산114	2008	box-cox linear	-0.071 <sup>†</sup>	
신광문 외 (2019)	서울	도시형생활주택 임대	실거래가	2015-2016	linear-log	-0.033 <sup>†</sup>	
신상영 외 (2006)	서울	아파트 매매	부동산114	2002-2005	log-log	-0.092	
양성돈 외 (2003)	서울 광진구	아파트 매매	부동산114 한화리츠 호가	2002	log-log	-0.059	
양승철 (2014)	서울	단독주택 매매	공시가격	2013	linear	-0.550**	
엄영숙 외 (2019)	서울	아파트 매매	실거래가	2015	log-linear	-0.003	
이고은 외 (2016)	부산	아파트 매매	실거래가	2012	linear	-0.018	

기존 연구	분석지역	대상	자료	자료 시점	모형	탄력성*
이진순 외 (2013)	인천 송도	아파트 매매	실거래가	2012	linear	-0.110
장충용 외 (2015)	서울 7개 구획정리 지구	단독주택 매매	실거래가	2013	linear	-0.061
전해정 (2016)	서울	아파트 매매	실거래가	2013	linear	-0.024 <sup>†</sup>
정태용 외 (2016)	인천 송도	아파트 매매	설문	2016	log-log	-0.083
Kim et al. (2019)	부산	아파트 매매	실거래가	2015	log-linear	-0.043
	최솟값 <sup>‡</sup>	최댓값 <sup>‡</sup>	평균값 <sup>‡</sup>		표준편차 <sup>‡</sup>	Mean ± 1S.D. <sup>‡</sup>
	-0.003 (-0.003)	-0.110 (-0.110)	-0.054 (-0.050)		0.030 (0.031)	-0.024 ~ -0.085 (-0.019 ~ -0.082)

\* log-log 모형은 탄력성으로 해석하고, log-linear (semi-log) 모형, linear-log모형, linear 모형으로만 분석한 연구들은 함께 제시한 기초통계 데이터를 활용하여 탄력성으로 재추정한 값임. log-linear 모형은  $\beta \cdot \bar{x}$ , linear-log모형은  $\beta/\bar{y}$ , linear 모형은  $\beta \cdot \bar{x}/\bar{y}$ 로 환산한 탄력성 값임. linear모형으로 box-cox 변환을 우형에만 적용한 문운석 외(2009)의 탄력성은 box-cox변환식을  $\bar{x}$  추정치에 활용하여 재산정함 ( $-6.301 \cdot ((\bar{x}^{0.419}-1)/0.419)/\bar{y}$ ).

\*\* 탄력성으로 제시 및 재산정한 절대값이 다른 연구에 비해 과도하게 높거나 방향이 반대인 연구들임. 분석에 오류 가능성이 높을 것으로 추정하여, 선행연구 탄력성 표본에서 제외함.

† 통계적으로 유의하지 않음.

‡ 괄호는 통계적으로 유의하지 않은 탄력성도 모두 포함한 결과임 (단, 표본에서 제외한 값은 추가하지 않음).

### III. 연구설계 및 분석방법

#### 1. 분석범위

먼저 중소도시와 관련하여 연구자별로 중소도시의 정의는 다르다. 지금까지 일부 연구에서 중소도시를 정의하고 분석한 연구들이 있기는 하나 대도시 관련 연구에 비해 지방 중소도시의 연구는 많지 않다(박종일 외, 2018; 변필성 외, 2015; 임석희, 2019). 보통 중소도시 연구는 인구 50만 이하로 정의하는 경우(박세훈 외, 2017; 박종일, 2019; 변필성 외, 2015; 정윤영 외, 2013)가 많으며, 임석희(2019)는 지방 소도시의 인구 성장과 감소를 연구하며 인구 20만 이하의 도시를 소도시로 정의하며 2017년 인구총조사 자료를 기준으로 26개 도시를 분석했다. 본 연구에서는 중소도시를 대상으로 분석하는 것이 목적이므로 박세훈 외(2017)의

기준을 수용했다. 박세훈 외(2017)는 인구주택총조사(2015)의 인구수를 기준으로 인구 5만 이상 50만 이하의 비수도권 도시를 지방 중소도시로 정의하고, 40개 도시를 분석했다. 다만 본 연구의 핵심 변수인 단독주택 실거래가 거래 정보가 경주시는 매우 적었고, 전북 김제시의 경우는 도시공원 정보가 없었다. 교통편의성을 확인하기 위해 활용한 버스정류장 위치 정보가 보령시와 나주시는 없어서 부득이 4개 도시는 연구에서 제외하였다. 본 연구에서 분석한 지방 중소도시와 분석에 사용한 단독주택 위치는 각각 <표 3> 및 <그림 1>과 같다.

〈표 3〉 분석대상지

시도	시군구	표본 수
강원도	춘천, 원주, 강릉, 동해, 태백, 속초, 삼척	7,057
경상남도	진주, 통영, 사천, 밀양, 거제, 양산	6,931
경상북도	김천, 안동, 구미, 영주, 영천, 상주, 문경, 경산	6,210
전라남도	목포, 여수, 순천, 광양	7,936
전라북도	군산, 익산, 정읍, 남원	4,330
충청남도	공주, 아산, 서산, 논산, 당진	2,664
충청북도	충주, 제천	2,969

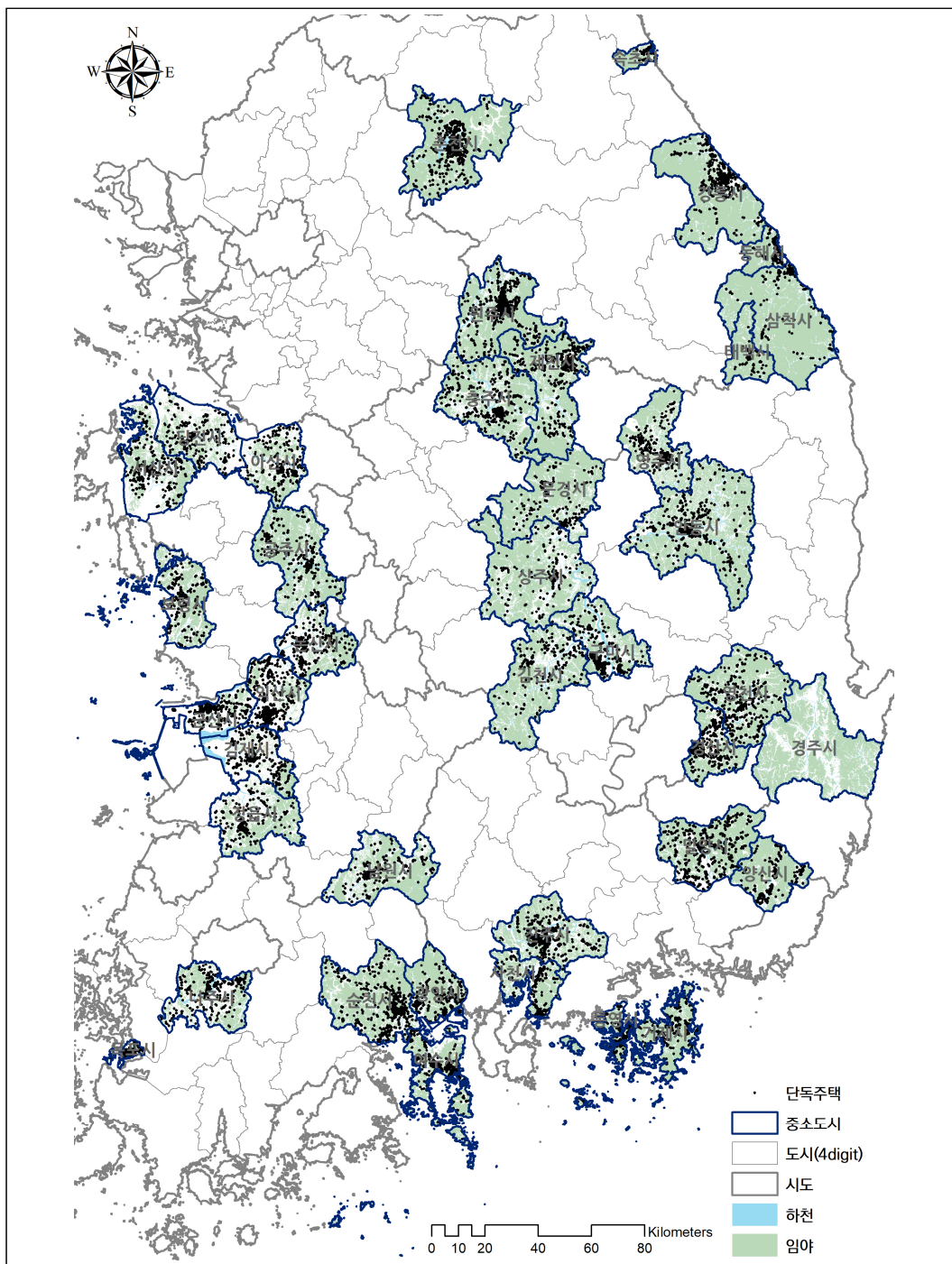
## 2. 분석모형

### 1) 헤도닉 가격 모형(hedonic price model)

주택은 일반적인 재화와 달리 비슷한 시점에 같은 건축가의 동일한 도면으로 동일한 자재를 동일한 시공업체에서 건축했다고 하더라도, 적어도 공간 좌표 상 다른 위치에 입지할 수 밖에 없기 때문에 동일한 재화가 될 수 없다. 그래서 주택을 이질적 특성을 가진 여러 재화의 묶음으로 정의할 수 있고, 보통 비동질성과 개별성을 가진다고 설명한다. 이때 주택가격은 이질적 특성(character)을 가진 재화의 묶음이 하나의 가격으로 표현된다고 볼 수도 있는데, 이를 특성 가격(characteristic price) 또는 잠재 가격(implicit price)라고 표현한다. 주택을 객관적으로 측정 가능한(objectively measurable) 효용에 영향을 미치는(utility-affecting attributes) 소비자가 가치를 부여하는 특성의 묶음(bundles of characteristics)으로 보고 그 특성 가격을 추정하는 모형을 헤도닉 가격 모형(hedonic price model)이라고 하며, 주로 다중회귀분석을 활용하여 가격을 추정한다.

헤도닉이라는 표현의 근원은 Court (1939)로 알려져 있으나, 주택가격을 추정하는 헤도닉 가격 모형은 Lancaster (1966)의 소비자 이론(consumer theory)에서 출발했다고 본다.

〈그림 1〉 중소도시(36개)의 분석 대상인 단독주택 표본위치(실거레 매매)



이후 Rosen (1974)이 「헤도닉 가격과 잠재 시장(Hedonic prices and implicit markets)」이라는 논문으로 특성 가격의 묶음인 주택이 완전경쟁시장에서 균형이 존재할 수 있다고 밝혔고, 이는 헤도닉 가격 모형으로 추정된 특성 가격이 완전경쟁시장의 거래가격과 동일하다고 헤도닉이라는 표현의 근원은 Court (1939)로 알려져 있으나, 주택가격을 추정하는 헤도닉 가격 모형은 Lancaster (1966)의 소비자 이론(consumer theory)에서 출발했다고 본다. 이후 Rosen (1974)이 「헤도닉 가격과 잠재 시장(Hedonic prices and implicit markets)」이라는 논문으로 특성 가격의 묶음인 주택이 완전경쟁시장에서 균형이 존재할 수 있다고 밝혔고, 이는 헤도닉 가격 모형으로 추정된 특성 가격이 완전경쟁시장의 거래가격과 동일하다고 볼 수 있다는 의미이다. 사실 Lancaster (1966)와 Rosen(1976) 모형의 가정은 조금 다른데, 전자는 그룹 내 재화는 측정가능하나 그 재화는 소비자의 예산제약하에서 전체 한 덩어리로 소비된다고 본 반면, 후자는 상품 조합이 한번에 소비되기 보다는 개별적으로 소비될 수 있다는 가정에서 출발한 이론으로, 최근 학계 내에서 두 관점에 관한 논쟁이 존재한다(Sirmans et al., 2005). 다만 Rosen (1974)의 연구 이후 회귀분석 모형을 활용하여 주택가격을 추정하는 일반적인 수단으로 자리잡았다.

보통 헤도닉 가격 모형은 일반적인 다중회귀모형을 그대로 이용하여 선형 모형(식 1)으로 가격을 추정하기도 하지만, 종속변수나 독립변수를 log 치환하여 추정(식 2-4)하는 경우가 많다. 여러 방식 중 절대적으로 특정 방식으로 추정하는게 맞다는 것은 없으며, 기존 연구들에서 확인할 수 있는 것처럼 모형의 적합도(goodness-of-fit)가 높은 모형을 최적모형으로 설명하는 경우가 많다. 다만 선형(linear) 모형은 개별 특성이 증가할 때 동일한 비율로 주택가격이 상승한다고 보기는 어렵고, 일반적으로 개별 특성을 증가에 비해 주택가격 증가가 더 빠르게 나타나므로 종속변수에 자연로그를 취한 semi-log 모형이나 이중로그 모형을 가장 많이 활용한다. 특히 이중로그 모형은 계수값을 탄력성으로 바로 해석할 수 있기 때문에, 분석에 사용한 단위와 관계없이 연구들을 종합적으로 비교하기 용이하고 직관적으로 이해할 수 있다는 장점이 있다. 하지만 선행연구에서 보면 선형모형이나 역semi-log 모형 모두 헤도닉 추정에서 활용된다. 본 연구에서는 일반적으로 가장 많이 활용하는 semi-log 모형과 이중로그(log-log) 모형으로 추정한다.

선형(linear) 모형:  $Y = \alpha + \beta \Sigma X + \epsilon$  <식 1>

semi-log (log-linear) 모형:  $\ln Y = \alpha + \beta \Sigma X + \epsilon$  <식 2>

역semi-log (linear-log) 모형:  $Y = \alpha + \beta \Sigma \ln X + \epsilon$  <식 3>

이중로그 (log-log) 모형:  $\ln Y = \alpha + \beta \Sigma \ln X + \epsilon$  <식 4>

## 2) 다수준 분석 모형(Multi-level Analysis Model)

본 연구는 지방 중소도시의 주택가격에 도시공원이 어떤 역할을 하는지 종합적으로 분석하는 것을 목적으로 하는데, 문제는 일반 헤도닉 가격 모형으로 설명되는 특성 가격이 외에 지방 중소도시간 주택가격 차이가 존재할 수 있다는 점이다. 물론 다중회귀분석에 중소도시 별 더미변수를 활용하여 도시 간 차이의 고정효과(fixed effect)를 어느 정도 통제할 수 있다. 하지만 본 연구에서 가설로 세운 것은 지역별 녹지율과 특성 가격 요소인 녹지까지 인접성 두 요소 간 시너지 효과가 있는지이므로 두 요소의 교호작용 변수(interaction term)를 추가하여 분석하는 것이 핵심인데, 수준이 다른 변수를 일반회귀 모형으로 추정하면 OLS (ordinary least square regression)의 무자기상관(no autocorrelation) 가정을 위배하게 된다. 다수준 모형(multi-level analysis model)은 각 수준별 오차항을 허용하므로 주택 가격을 개별 주택 특성 수준과 지역 간 특성 수준별 변동을 나누어 분석할 수 있다. 이런 장점 때문에 최근에 헤도닉 가격함수 추정에 다수준 분석을 활용하는 연구가 증가하고 있다 (Keskin, 2008; Law, 2017; Lee & Park, 2013). 본 연구에서는 수준 간 교호작용을 분석하기 위해 절편과 기울기가 상위 수준의 그룹별로 달라질 수 있는 Random Coefficient 모형으로 분석했다. 일반회귀분석에서 교호작용을 분석하는 것과 달리, 주택 특성변수가 지역별로 다르게 추정하는 방식이다(식 5-7).

Model:

Level 1 (개별 주택 특성 변수):

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{p=1}^P \beta_{pj} X_{pj} + \epsilon_{ij}, \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

Level 2 (지역별 주택 특성 변수):

$$\beta_{0j} = \delta_{00} + \sum_{q=1}^Q \gamma_{0q} W_{0q} + \eta_{0j}, \quad \eta_{0j} \sim N(0, \sigma_{\eta}^2) \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

$$\beta_{pj} = \delta_{p0} + \eta_{pj}, \quad \eta_{pj} \sim N(0, \sigma_{p\eta}^2) \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

## 3) 분위회귀(Quantile Regression) 분석

분위회귀(Quantile Regression) 분석은 종속변수를 구간별(분위별)로 나누어 분석하는 방법으로, 본 연구에서는 저가의 주택과 고가의 주택이 주택 특성 요소에 따라 어떻게 다른지 확인하기 위한 수단으로 활용하였다. 물론 종속변수를 인위적으로 나누어 개별 표본별 회귀분석하

여 계수를 추정할 수 있으나, Heckman (1979)에 따르면 표본선택편의(sample selection bias)를 발생시킬 수 있고 표본 수 감소에 따라 추정치의 정확성이 떨어질 수 있다. 분위회귀는 Koenker & Bassett (1978)에 의해 처음 제안된 이후, McMillen & Thornes (2006)이 반복매매모형(repeated sale model)으로 주택하위시장별 주택가격지수를 추정하면서 분위회귀를 활용하면서 OLS에 비해 더 나은 추정방식으로 소개하며 빠르게 확산되었으며 최근에는 주택가격을 추정하는 과정에도 분위회귀를 활용한 연구들이 증가하고 있다. OLS가 잔차의 제곱합을 최소화하는 표본의 평균 개념으로 회귀계수를 추정하는데, 평균은 이상치(outlier)에 따라 결과값의 변화가 심하다. 반면, 분위회귀는 중위값으로 회귀계수를 추정(식 8)하는데, 잔차의 제곱 대신 잔차의 절대값의 가중 합을 최소화시키는 방식이다.

실제값 임의변수(random variable)인  $Y$ 가 있을 때 중위값  $\xi$ 은 편차의 절대값의 합을 최소화시키는 <식 8>로 나타낼 수 있다. 이때 함수  $\rho_\tau(\cdot)$ 는 잔차의 절대함수이며,  $0 < \tau < 1$  사이의  $\tau$ 번째 표본 분위(sample quantile)를 의미한다.

$$\hat{\xi} = \arg \min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^n |y_i - \xi| = \min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - \xi) \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

$Y$ 의 중위값으로 한정시키지 말고  $Y$ 의 임의의  $\tau$ 분위인  $\xi(\tau)$ 로 확장해 보면,

$$\xi(\hat{t}) = \arg \min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - \xi) \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

가 되는데,  $\rho_\tau(\cdot)$ 가 잔차의 절대값인  $\tau$ 번째 표본 분위므로  $(y_i - \xi) \geq 0$ 이면  $\tau$ 가,  $(y_i - \xi) < 0$ 이면  $1 - \tau$ 의 가중치를 적용한다. 여기에 선형의 조건부 평균 함수(linear conditional mean function)인  $E(Y | X = x) = x' \beta$ 를 적용하면, 추정된 계수  $\beta(\hat{\tau})$ 는 변수  $x$ 에 의해 결정되는 <식 10>과 같이 정의할 수 있다.

$$\beta(\hat{t}) = \arg \min_{\beta \in R} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - x' \beta) \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

식에서 확인할 수 있는 것처럼, 분위회귀분석은 중위값을 활용하여 이상치의 영향을 적게 받으면서 효율적으로 추정하는 준 모수적 추정방식이며, 본 연구의 가설 중 주택의 특성 가격이 가격 구간에 따라 특성 요소별로 다른지 분석할 수 있다.

### 3. 변수정의

본 연구에서 사용한 변수들은 기존 도시공원과 주택가격 간의 관계를 분석한 연구들과 단독주택의 가격 결정요인을 분석한 연구를 검토하여 변수를 선정했는데, 다양한 데이터를 활



용하여 분석 자료를 구축했다. 먼저 종속변수인 단독주택 가격 변수를 구축하기 위해 국토교통부에서 공개하고 있는 전국 2006년 초부터 2021년 말까지의 단독/다가구 매매 실거래가 데이터를 수집하여 활용했다. 광의의 단독주택은 다시 협의의 단독주택과, 다중주택, 다가구 주택, 공관 등으로 나뉘며 실거래가 정보에는 이 세부 분류를 갖고 있어, 본 연구는 한 건물을 한 세대가 전체를 이용하는 협의의 단독주택 및 공관 만을 분석 대상으로 정의했다. 보통 헤도닉 모형을 통해 주택가격을 추정할 때, 아파트 매매의 경우 단위면적 당 주택가격으로 추정하는 것이 일반적이다. 실거래가 정보에는 연면적( $m^2$ )과 대지면적( $m^2$ )을 함께 제공하고 있는데, 단독주택가격 결정요인에 관한 기존 연구들을 보면, 연면적 대비 주택가격을 종속변수로 활용하고 있어 본 연구에서도 그 기준을 적용하였다. 실거래가 정보에는 주소 정보가 있는데, 이 주소정보를 좌표화하여, 실거래가 정보에 없는 단독주택 주변의 다양한 공간적 특성을 재산정하여 분석하였다. 구체적으로 활용한 자료와 각 자료의 기준 시점은 <표 4>와 같다.

독립변수는 주택 특성, 근린환경 특성, 지역 특성으로 구분할 수 있는데, 주택 특성은 주택 연면적과 거래년도는 실거래가 데이터를, 나머지 변수는 건축대장을 GIS 정보로 공개하는 국토교통부의 국가중점개발데이터에 공개하고 있는 용도별건물정보 데이터를 활용했다. 건물의 층수와 준공 후 몇 년이 지났을 때 거래된 것인지인 주택 연한, 그리고 철근 콘크리트, 강 구조, 목 구조, 조적 구조 등 건물의 구조 등을 더미 변수로 만들어 반영했다. 근린환경 변수 중에 도시공원 관련 변수가 본 연구의 핵심 독립변수라고 할 수 있는데, KOSIS에 공개되는 전국도시공원정보 표준데이터를 활용하였다.

본 연구에서는 3개 변수를 이용했는데, 먼저 도시공원까지 거리는 각 단독주택을 기준으로 단독주택에서 가장 가까운 공원 중심점(centroid)과 단독주택까지의 직선거리(Gaussian distance)를 활용했다. 임보영·서원석(2014) 연구에서 공원 입구까지의 거리와 공원 경계까지의 거리를 구분하여 함께 연구한 경우가 있었으나, 대다수의 연구에서는 중심점 간 거리로 연구를 했고, 자료의 한계도 있었다. 또 다른 변수는 공원 면적을 활용했다. 국내·외 연구 중 공원 면적에 따라 주택가격에 영향을 주는 경우와 그렇지 않은 경우가 혼재(mixed)했기 때문에, 이 요소를 통제하기 위해 본 연구에서도 면적을 반영했다. 공원 유형은 단독주택에서 가장 가까운 공원의 유형을 정리한 것인데, 생활권 공원을 1로, 그 이외 공원은 0으로 더미화한 변수이다. 도시공원을 주거지 주변에 인접한 소규모 공원으로 보통 거주민들이 활용하는 경우와 주로 외지인들이 찾아오는 공원을 구분할 수 있다. 유형을 세부적으로 적용하게 되면 소공원, 어린이공원, 근린공원을 거주자들이 인지하고 선호가 구분되며 주택가격에 반영된다고 봐야 하는데, 과도한 가정이다. 본 연구에서는 생활권 공원을 시민들이 일반적으로 생활에 많이 이용하는 공원으로, 주제공원이나 자연공원을 외지인이 찾아오는 공원으로 추정하여 구분하였다.

그 외 근린환경 변수들은 단독주택 가격에 영향을 줄 수 있는 요인들로 도시공원 이외에 다른 요소를 다중회귀 변수로 포함해야 도시공원의 정확한 한계효과(marginal effect)를 볼 수 있기 때문에, 통제변인으로 고려한 요소들이다. 도로폭은 실거래가 정보에 같이 포함해서 자료를 공개할 정도로 접도 조건에 따라 매매가격의 영향이 크다. 도심까지 거리와 부도심까지 거리는 주택가격이 도시 내 공간구조(intra-urban spatial structure) 특성에 영향을 받기 때문에 분석에서 고려한 변수로, 매년 전국사업체조사를 통해 산업별 생산액을 공표하는데, 통계청에서는 집계구 단위로 2digit의 산업분류 수준의 위치정보를 제공하고 있다. 본 연구에서는 Lee (2007) 및 Lee & Lee (2014; 2020) 연구에서 제안 및 활용한 고용중심지 선정 방식을 국내 집계구별 산업분류체계로 재정의하는 방식(이성원, 2018, pp.97-105)을 이용했다. Geographically Weighted Regression (GWR)을 활용하여 집계구별 산업체의 고용밀도를 공간좌표로 추정하되 window size를 10개와 100개로 구분하여 10으로 추정한 추정치가 100으로 추정한 값에 비해 통계적으로 유의하게 큰 공간을 고용중심지로 정의하고 그 중 가장 큰 고용중심지를 도심으로, 그 다음 규모들을 부도심으로 정의한 방식을 적용했다. 이 결과를 활용하여 단독주택에서 각 도시 내의 도심 및 가장 인접한 부도심까지 거리로 활용했다. 학교의 위치정보는 한국교원대학교와 청주대학교 지방교육재정연구원에서 수집·관리하는데, 본 연구에서는 한국교원대학교에서 제공하는 위치정보 중 초등학교 정보만을 활용했다. 다수의 헤도닉 모형 추정에 초등학교까지 거리를 쓴 측면도 있지만, 일반적으로 초등학교 학군은 주변 주거지에 기반해서 정의되고, 국내 도시계획의 슈퍼블록(Superblock)도 초등학교를 중심으로 계획되는 면들을 반영한 것이다. 주거지에서 교통편의성을 반영하기 위해 버스정류장 정보를 활용했다. 기존 연구에서 서울을 비롯한 대도시의 경우 지하철 역사를 주로 변수로 많이 사용했으나, 지방 중소도시는 버스정류장이 그 역할을 대신한다.

본 연구는 36개 중소도시를 종합적으로 분석하는 것이 목적이거나 중소도시 간 편차가 큰 편이다. 인구나 인구밀도가 다르고, 산업구조도 차이가 있으며, 지역 차원에서 전체 녹지비율도 다르다. 지역별 특성 차이가 단독주택 가격으로 반영될 수 있어, 지역간 변수로 이런 요소들을 반영했다. 다만 전체 산업구조를 모두 반영하기는 어려워, 전체 산업 중 제조업의 비중이 전국 도시의 일반적인 제조업 비중에 비해 도시 간 얼마나 차이가 나는지를 LQ값을 활용하여 분석에 반영하였다(식 11-13).

$$LQ_i = \frac{S_U}{S_N} \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

$$S_U = \frac{\text{개별 도시의 제조업종 고용자수}}{\text{개별 도시의 전체 산업 고용자수}} \quad \langle \text{식 12} \rangle$$

$$S_N = \frac{\text{국가 전체 제조업 고용자수}}{\text{국가 전체 산업 고용자수}}$$

〈식 13〉

〈표 4〉 변수 선정

변수		단위	자료	시점
(연면적 3.3m <sup>2</sup> 당) 주택 가격		만원/m <sup>2</sup>	실거래가(국토교통부)	2006-2021*
주택 특성	주택 연면적	m <sup>2</sup>		
	주택 층수	층	건축대장(국토교통부)	2022
	주택 연한	년		
	구조_철근 콘크리트	dummy		
	구조_강 구조	dummy		
	구조_목 구조	dummy		
	구조_조적 구조	dummy		
거래년도	년	실거래가(국토교통부)	2006-2021*	
근린 환경 특성	공원 거리	km	전국도시공원정보표준데이터	2022**
	공원 면적	ha		
	공원 유형	dummy		
	도로폭	m	실거래가(국토교통부)	2006-2021*
	도심까지의 거리	km	전국사업체조사(통계청)	2019
	부도심까지의 거리	km		
	초등학교까지 거리	km	전국초중등학교위치표준데이터 (한국교육대학교)	2022 <sup>†</sup>
버스정류장까지 거리	km	국토교통부 전국버스정류장	2022 <sup>‡</sup>	
지역 특성	녹지비율	%	임상도(산림청)	2020
	인구	명	인구주택총조사(통계청)	2019
	인구밀도	명/ha		
	LQ 제조업	LQ	전국사업체조사(통계청)	2019

\* 데이터 수집일자: 2022.02.09. 국토교통부 실거래가 정보는 거래 당사자의 신고가 이루어지면 바로 다음날 까지 시스템에 반영되며, 신고의무기간은 매매계약 체결일로부터 60일까지였으나 2020년 2월 21일부터 30일로 단축됨. 대다수 거래자는 법적 기한을 지켜 신고하므로 본 연구에서 분석한 2006.01.01.-2021. 12.31.까지의 거래 정보에 큰 오류는 없을 것으로 보이나, 일부 기한을 넘겨 신고한 물건은 수집시점 이후 반영되므로, 실거래가 정보는 어느 시점에 수집한 정보인지에 따라 약간의 오차가 있어 수집일자를 기재함.

\*\* 수집일자: 2022.04.05.

† 수집일자: 2022.02.10.

‡ 수집일자: 2022.03.25.

## IV. 분석 결과

### 1. 주요변수의 기술통계

기초통계량은 <표 5>으로 정리하였다. 정리에 변수를 넣은 이유는 마지막 분석인 분위회귀 분석을 그래프로 정리하며 분석에 사용한 변수를 그대로 제시하기 때문으로, 기초통계량과 비교할 수 있도록 하기 위한 목적이다. 결과를 보면, 전체 표본은 약 3만8천개 정도이며, 연면적 3.3m<sup>2</sup>당 단독주택 가격은 중위값 기준 344만원 정도이며, 평균값은 약 407만원으로 나타난다. 지방 중소도시의 주택 연면적은 평균 115m<sup>2</sup>정도이며, 1층이 많지만 평균 1.4층 정도이며, 다수의 주택이 건축 후 약 24년이 경과한 것으로 나타난다. 단독주택은 벽돌이나 블록으로 건축된 조적식 건물이 약 64% 정도이며 철근콘크리트와 철골을 포함한 강구조 건물은 비슷하게 약 12%를 조금 초과하는 수준이고, 목조식 건물은 가장 적은 비율인 11% 정도이다. 2006년부터 2021년까지 16년간의 데이터로 분석하였으나, 거래연도의 평균값이 2014년으로 나와 실거래가 정보 상 최근 거래가 많은 것으로 추정할 수 있다.

근린환경 특성을 보면 단독주택에서 가장 가까운 공원까지 거리는 평균 1.5km정도이며, 공원의 평균 면적은 3ha정도 되나, 표준편차가 평균에 비해 매우 크고 중위값으로 보면 0.2ha정도로 나타나 다수의 공원은 소규모이나 일부 넓은 공원이 있는 것으로 추정할 수 있다. 공원 유형은 약 93% 조금 안되는 비율이 모두 생활권 공원이며, 단독주택에 접한 도로폭은 평균 약 6.5m정도이지만, 중위값이 4m 도로인 것으로 나타났다. 도심까지 거리는 평균 4.5km가 조금 넘는 것으로 나타났으나, 중위값으로 보면 약 2km 정도로 나타나 다수의 주택이 중심지에 가깝다고 추정할 수 있다. 가장 가까운 부도심까지 거리는 평균 약 6.5km, 중위값 기준 약 4.5km로 나타났는데, 중소도시의 경우 부도심이 도심 기준 한쪽으로 치우쳐 개발되는 경우가 많기 때문으로 보인다. 학교까지 거리는 평균 900m, 중위값 기준 500m를 넘지 않는 것으로 나타났고, 버스정류장까지 거리는 더 짧아 평균 200m, 중위값 기준 150m로 나타났다.

지역 특성 중 도시별 녹지(임야) 비율은 전체 면적의 절반을 넘는 수준(평균 약 57%)으로 중위값이 약 62%인 것으로 보아 다수의 지자체가 평균값 이상의 임야를 갖고 있으나, 군산시 18.9%, 목포시 20.4%, 등 임야 비율이 상당히 낮은 지역도 있고, 태백시 88.4%, 삼척시 87.7%, 등 비율이 꽤 높은 지역도 있다. 인구는 2019년 인구주택총조사 기준으로 보면 표본 단독주택이 있는 지역의 평균 지역 인구는 약 22만 명이며 인구밀도는 ha당 평균값 기준 약 7명, 중위값 기준 약 3명으로 나타나 지방 중소도시의 인구밀도는 상당히 낮은 것으로 보인다.

다. 제조업의 LQ는 평균 0.76, 중위값으로 0.67로 나타나 국가 전체의 제조업 비율에 비해 지방 중소도시는 낮은 수준이나, 경북 영천시 1.79, 경산시 1.59, 경남 양산시 1.45, 충남 아산시 1.39 등 상대적으로 높은 지역들도 있다.

〈표 5〉 종속변수 및 설명변수 기초통계량(descriptive analysis).

변수명	단위	변수	중위값	평균값	표준편차	
(연면적 3.3m <sup>2</sup> 당) 주택가격	만원/3.3m <sup>2</sup>	price	344.35	407.44	290.99	
주택 특성	주택 연면적	m <sup>2</sup>	AreaHou	94.00	114.98	76.92
	주택 층수	층	floor	1.00	1.43	0.63
	주택 연한	년	BltYear	23.00	23.87	14.08
	구조_철근콘크리트	dummy	S_Con	0.00%	12.27%	32.81%
	구조_강구조	dummy	S_Steel	0.00%	12.53%	33.10%
	구조_목구조	dummy	S_Wood	0.00%	11.07%	31.38%
	구조_조적구조	dummy	S_BrckBlck	100.00%	64.11%	47.97%
거래 연도	년	Year	2015	2014	4	
근린 환경 특성	공원까지 거리	km	DistPrk	0.40	1.51	2.73
	공원 면적	ha	AreaPrk	0.22	3.18	14.60
	공원 유형*	dummy	TypPrk	100.00%	92.63%	26.13%
	도로 폭	m	RDSz	4.00	6.48	4.41
	도심까지 거리	km	DCBD	2.37	4.67	4.89
	부도심까지 거리	km	DSUB	4.61	6.57	5.22
	학교까지 거리	km	DSCHL	0.47	0.90	1.14
	버스정류장 거리	km	DBusStp	0.15	0.20	0.25
지역 특성	녹지비율	비율	GreenRate	62.27%	57.28%	19.10%
	인구	명	pop	228,876	220,662	92,679
	인구밀도	명/ha	pden	2.97	6.85	11.11
	LQ제조업	LQ	LQU_MN	0.67	0.76	0.29
표본 수	38,097					

\* 도시공원 중 생활권 공원(소공원, 어린이 공원, 근린공원을) 1, 그 이외 모든 공원은 0으로 정의함.

## 2. 헤도닉 모형(OLS) 분석 결과

먼저 일반 다중회귀모형으로 지방 중소도시 주택의 특성가격에 영향을 주는 요인들을 추정 한 결과는 <표 6>과 같다. 먼저 <모형 1, 2>는 지역 간 특성을 통제하기 위해 지역특성변수 대신 도시별 더미를 넣어 비교한 모형이다. 실제 분석에는 강릉시를 참조집단(reference group)으로 기타 35개 도시의 결과를 독립변수로 함께 넣은 모형이며, 상당히 많은 도시들이 통계적으로 유의한 수준에서 강릉시에 비해 주택가격이 높거나 낮게 나타나 도시 간 주택가격에 차이가 존재한다는 것을 확인했다. 다만 본 연구에서 초점을 두고 있는 것은 도시공원 특성이 주택가격에 어떤 정도로 어떻게 영향을 주는지므로, 도시 간 차이를 확인하는 것 이상의 의미가 없어, <표 6>의 결과에서 생략했다. 반면 <모형 3, 4>는 도시 더미 대신 지역 특성 변수로 도시차원의 녹지, 인구, 인구밀도, 제조업 LQ로 통제한 분석이며, 추가적으로 공원거리와의 교호작용 변수를 포함하여 분석한 결과이다. 모형의 적합성(goodness-of-fit)은 <모형 1, 2>가 <모형 3, 4>에 비해 높았으며, 모형에 따라 차이는 있으나 주택가격의 전체 분산 중 약 36%에서 42% 정도를 특성 변수들이 설명한다. 본 연구에서 활용한 독립변수들 간의 다중공선성을 확인하기 위해 VIF 값을 확인했으며, 모든 결과는 5이하로 확인되었다.

본 연구에서 통제변수로 고려한 대부분의 특성 요인들은 기존연구와 동일한 방향(sign)으로 영향을 미치고 있는 것을 확인했다. 연면적의 경우 단위면적 당 주택가격인 종속변수와 음의 상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났는데, 아파트의 경우 2000년대 초까지는 면적이 클수록 단위면적 당 주택가격이 높았으나, 2000년대 중반 수도권을 중심으로 주택가격이 급등한 이후 아파트 면적과 단위면적당 매매가격은 음의 상관관계로 변했다. 본 연구는 2006년 이후 지방의 단독주택으로 분석한 결과이지만 아파트와 유사한 경향이 나타난다는 것으로 확인한 것이다. 주택의 층수가 높을수록 주택가격은 높았으나 준공 후 오래된 주택일수록 가격이 낮았고, 건축 구조는 보통 조적식 구조가 상대적으로 저렴한 편이므로 조적식 구조에 비해 철근 콘크리트나 목구조는 통계적으로 유의한 수준에서 가격이 더 높다는 것을 확인했다.

근린환경 관련 통제 변인들도 대부분 일반적인 기대치를 벗어나지 않았다. 단독주택에 접하고 있는 도로의 폭이 넓을수록 고가 주택으로 나타났는데, 보통 광로에 접할수록 지대가 높아지므로 예측할 수 있는 수준의 결과로 보인다. 도심이나 부도심까지 거리가 가까울수록 가격이 더 높은 것으로 나타났는데, 전반적으로 부도심의 효과에 비해 도심의 효과가 더 큰 것을 확인할 수 있다. 학교까지 거리도 통계적으로 유의한 수준에서 가까울수록 가격이 올라가는 것으로 확인되었으나, 버스정류장까지 거리는 <모형 1, 2>의 경우 유의하지 않았고 <모형 3, 4>는 오히려 거리가 멀어질수록 가격이 올라가는 것으로 나타나서 이 변수의 결과는 일반

적으로 예측할 수 있는 기대와 차이나는 것을 확인했다. 지역차원 결과를 확인하면 인구가 많은 대도시일수록 주택가격이 높았으나 인구밀도는 이중로그와 Semi-로그 모형의 결과가 통계적으로 유의한 수준에서 상반되게 나타났다. 제조업 비율이 높을수록 주택가격은 높게 나타났다.

기타 주택 특성과 근린환경을 통제하고 다른 조건이 동일하다고 가정하면, 가장 가까운 공원까지 거리가 1km 증가할 때 단독주택 가격은 1.5% 떨어지는 것으로 나타났다(모형 1). 이중로그 모형으로 탄력성을 추정한 값을 보면 모형 2의 경우 -0.053 수준으로 수도권을 대상 아파트 가격의 녹지까지 거리 평균 탄력성(-0.054)와 거의 동일한 값으로 나타났다. 다만 모형 4의 경우는 -0.034로 상대적으로 도시공원까지의 거리 효과가 조금 더 낮게 나타났으나, 이 결과도 기존 연구의 범위(mean±1s.d.) 안에 있다. 공원 면적은 <모형 3, 4>의 결과 주택 가격과 음의 상관관계가 있는 것으로 나타나 외지인이 많이 찾는 대형공원이 단독주택 주변에 있는 것보다는 소형공원을 더 선호한다고 볼 수 있으나 <모형 1, 2>의 경우 통계적으로 유의하지 않아 일관된 특성으로 규정하기는 어렵다. 오히려 이런 효과는 공원 유형으로 보다 명확히 확인되는데 단독주택과 가장 가까운 공원이 자연공원이나 주제공원인 것에 비해 생활권 공원일 경우 가격에 긍정적으로 영향을 미치는 것으로 나타난다. 지역 차원에서 임야비율이 높은 도시는 상대적으로 주택가격이 높은 것으로 나타났는데, 녹지율이 높을수록 상대적으로 가용한 도시용 토지 면적은 작다고 볼 수 있으므로 한정된 도시용 공간과 좋은 경관을 갖춘 도시의 주택가격이 높은 것은 충분히 예측가능하다.

본 연구에서는 단독주택에서 인접한 공원까지 거리 변수와 지역 차원의 임야비율 간의 교호작용 변수를 넣어 둘 간에 어떤 영향이 있는지 확인하고자 하였으나 Semi-로그 모형인

모형 3과 이중로그 모형인 <모형 4>의 결과가 통계적으로 유의한 수준에서 다르게 나왔다. 모형 3의 결과를 두 변수와 그 교호작용 변수로 표현하면 <식 14>와 같은데, 공원까지 거리로 묶어 내면 <식 15>와 같고, 평균 녹지율이 57.28%인 것을 감안하면 <식 16>으로 계산할 수 있어 공원거리 효과가 -0.053으로 감소한 것을 확인할 수 있다. 즉 지역의 녹지가 많은 76.38%(평균+1·표준편차)까지 증가하면 이 상쇄효과가 더 커져 공원거리 효과는 -0.473까지 줄어들고, 녹지가 적은 38.18%(평균-1·표준편차)지역은 상쇄효과가 감소한다. 이는 교호작용 변수의 부호가 (+)이기 때문이나, 이중로그 모형은 그 반대결과가 나와 <모형 3, 4>로 상쇄효과가 있다고 해석하기는 어렵다. 다만 공원거리와 층수는 시너지 효과가 있는 것으로 나타났는데, 이는 층수가 높을수록 공원거리가 가까우면 경관이 좋아지기 때문으로 추정할 수 있다.

〈표 6〉 일반 다중회귀모형(헤도닉 모형) 분석결과(종속변수 ln(주택가격)).

변수 <sup>†</sup>	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	Semi-log Model		log-log Model		Semi-log Model		log-log Model	
	Coef.	t-value <sup>†</sup>	Coef.	t-value <sup>†</sup>	Coef.	t-value <sup>†</sup>	Coef.	t-value <sup>†</sup>
Intercept	-121.0	-107.14 ***	-123.4	-109.03 ***	-125.3	-107.06 ***	-127.7	-108.31 ***
<b>[주택특성]</b>								
주택 연면적(100m <sup>2</sup> )	-0.113	-21.79 ***	-0.203	-28.95 ***	-0.114	-21.16 ***	-0.198	-27.32 ***
주택 층수(층)	0.119	19.72 ***	0.417	18.88 ***	0.135	20.45 ***	0.466	19.63 ***
주택 연령 (년)	-0.013	-55.94 ***	-0.014	-59.39 ***	-0.014	-60.65 ***	-0.015	-61.70 ***
구조_철근콘크리트 <sup>††</sup>	0.123	13.51 ***	0.099	11.19 ***	0.126	13.27 ***	0.100	10.82 ***
구조_강구조 <sup>††</sup>	0.010	1.17	-0.006	-0.76	0.003	0.39	-0.011	-1.29
구조_목구조 <sup>††</sup>	0.193	23.24 ***	0.182	21.65 ***	0.169	19.80 ***	0.135	15.81 ***
거래 연도 (년)	0.063	112.10 ***	0.064	114.33 ***	0.065	111.13 ***	0.065	112.04 ***
<b>[근린환경]</b>								
공원까지 거리 (km)	-0.015	-10.85 ***	-0.053	-20.71 ***	-0.071	-12.81 ***	-0.034	-10.46 ***
공원 면적 (ha)	-0.000	-0.71	-0.002	-1.34	-0.000	-2.23 **	-0.004	-2.21 **
공원 유형 <sup>††</sup>	0.078	7.76 ***	0.053	5.06 ***	0.090	9.24 ***	0.088	8.53 ***
도로 폭 (m)	0.020	34.23 ***	0.166	31.89 ***	0.018	29.68 ***	0.152	28.10 ***
도심까지 거리 (km)	-0.016	-20.55 ***	-0.060	-19.72 ***	-0.015	-19.85 ***	-0.049	-16.30 ***
부도심까지 거리 (km)	-0.007	-9.26 ***	-0.056	-15.28 ***	-0.000	-0.27	-0.030	-8.57 ***
학교까지 거리 (km)	-0.033	-11.55 ***	-0.023	-6.71 ***	-0.038	-12.71 ***	-0.027	-7.61 ***
버스정류장 거리 (km)	0.012	1.10	0.005	1.49	0.041	3.67 ***	0.013	3.81 ***
<b>[지역특성]</b>								
도시터미 <sup>††</sup>	〈생략〉		〈생략〉					
녹지비율					0.584	27.90 ***	0.444	52.02 ***
인구 (10만명)					0.128	43.42 ***	0.186	29.44 ***
인구밀도 (명/ha)					-0.004	-12.52 ***	0.055	12.34 ***
LQ_제조업 (LQ)					0.065	6.63 ***	0.135	15.75 ***
<b>[교호작용]</b>								
공원거리×층수					-0.024	-11.84 ***	-0.218	-17.16 ***
공원거리×지역녹지율					0.031	4.13 ***	-0.012	-2.38 *
Adj-R <sup>2</sup>	41.51%		41.86%		36.42%		36.64%	
Sample Size	38,097							

<sup>†</sup> Sig. Level (유의수준): \*\*\*(<.01), \*\*(<.05), \*(<.10).

<sup>††</sup> Reference Groups (변수별 참조집단): “구조”는 조적식(벽돌·블록)구조, “공원 유형”은 도시공원 중 생활권 공원(소공원, 어린이공원, 근린공원) 이외의 모든 공원, 도시터미는 36개 도시 간 차이를 일반 회귀 모형에서 통제하기 위해 사용한 것으로 35개 변수 결과가 있으나 생략함.

<sup>‡</sup> log-log 모형은 터미변수들과 주택연한, 거래연도, 교호작용 변수를 제외한 모든 변수에 log값을 적용함.



$$\ln(\text{주택가격}) = \dots -0.071 \times \text{공원거리} + 0.584 \times \text{녹지율} + 0.031 \times \text{공원거리} \cdot \text{녹지율} \quad \langle \text{식 14} \rangle$$

$$= \dots (-0.071 + 0.031 \times \text{녹지율}) \times \text{공원거리} + 0.584 \times \text{녹지율} \quad \langle \text{식 15} \rangle$$

$$= \dots (-0.071 + 0.031 \times 0.5728) \times \text{공원거리} + 0.584 \times \text{녹지율} \quad \langle \text{식 16} \rangle$$

### 3. 다수준 분석(Multi-level Analysis) 결과

앞서 일반 회귀분석을 활용한 헤도닉 모형의 결과 중 모형 1, 2는 도시 간 차이를 더미화시켜 통제된 모형이나, 모형 3, 4의 결과는 지역 간 차이를 제대로 통제하지 못한 결과이므로 결과를 그대로 수용하기 어렵다. 지역 간 차이를 통제하고 분석한 다수준 분석을 적용하는 것이 바람직하다. 본 연구에서 결과로 정리하진 않았으나, 모형 1, 2와 동일한 독립변수로 분석하되 도시 간 차이를 random effect로 통제한 random intercept model 결과와 도시 간 차이를 fixed effect로 본 모형 1, 2의 회귀계수 값들은 거의 동일했다. 대신 본 연구에서는 모형 5, 6은 세미로그와 이중로그로 분석하되 교호작용을 제외한 Random intercept model로 분석한 결과와, random coefficient model을 활용하여 두 레벨 간 교호작용을 Random Coefficient 항으로 적용한 모형 7, 8의 회귀결과 값을 비교하여, 교호항에도 불구하고 일치성(consistency)에 무리가 없는지 확인하고자 했다.

전반적인 결과는 일반회귀분석 결과와 유사했으나, 모형의 적합도<sup>1)</sup>가 42-43%로 높아져 조금 개선되었고, 공원면적, 인구밀도와 도시 수준의 제조업 비율은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인되었다. <모형 5, 6>의 회귀계수 결과도 <모형 1, 2>와 매우 유사했으며, <모형 7, 8>과도 예측가능한 수준의 변화로 볼 수 있다. 다만 세미로그모형인 <모형 7>의 경우 공원까지 거리의 계수값이 상대적으로 높게 나타났는데, 지역녹지율 변수와의 교호작용 항 때문에 일부 영향을 받는다고 추정할 수 있다. 다수준 분석으로 분석한 결과에서는 공원거리와 지역녹지율 변수 간 교호항이 세미로그와 이중로그 모형에 관계없이 회귀 계수값이 모두 양수로 정의되어 녹지율이 많은 중소도시에서 공원까지 거리효과가 일부 상쇄됨을 확인하였다. <모형 8>의 결과로 도시 간 녹지 수준이 38.18%에서 76.38%까지 증가하면, 단독주택가격의 도시공원거리 탄력성은 -0.034에서 -0.022로 상쇄된다.

1) 본 연구에서 구한 Pseudo-R<sup>2</sup>는 설명변수를 포함하지 않은 공모형의 공분산에 비해 설명변수를 포함한 공분산이 얼마나 감소하는지 분석하는 방식으로  $-2\log \text{likelihood}$ 값의 감소치로 분석하는 방식이다.  
 $\text{pseudo-R}^2 = 1 - e^{-(( -2\log L(0) - (-2\log L(p)) ) / \text{sample size})}$

〈표 7〉 Multi-level 모형 분석결과(종속변수 ln(주택가격)).

변수 <sup>†</sup>	Model 5		Model 6		Model 7		Model 8	
	Semi-log Model Coef.	t-value <sup>†</sup>	log-log Model Coef.	t-value <sup>†</sup>	Semi-log Model Coef.	t-value <sup>†</sup>	log-log Model Coef.	t-value <sup>†</sup>
<b>Fixed Effect</b>								
Intercept	-121.5	-105.90 ***	-125.2	-88.28 ***	-121.7	-106.24 ***	-124.7	-87.92 ***
<b>[주택특성]</b>								
주택 연면적(100m <sup>2</sup> )	-0.113	-21.80 ***	-0.203	-28.96 ***	-0.109	-20.99 ***	-0.196	-28.01 ***
주택 층수(층)	0.119	19.70 ***	0.416	18.87 ***	0.138	21.67 ***	0.450	19.67 ***
주택 연령 (년)	-0.013	-56.01 ***	-0.014	-59.46 ***	-0.013	-56.31 ***	-0.014	-59.05 ***
구조_철근콘크리트 <sup>††</sup>	0.123	13.52 ***	0.099	11.19 ***	0.122	13.41 ***	0.107	12.06 ***
구조_강구조 <sup>††</sup>	0.010	1.16	-0.007	-0.77	0.010	1.23	-0.004	-0.10
구조_목구조 <sup>††</sup>	0.193	23.24 ***	0.182	21.64 ***	0.189	22.75 ***	0.178	21.02 ***
거래 연도 (년)	0.063	112.14 ***	0.064	114.37 ***	0.063	112.51 ***	0.064	114.47 ***
<b>[근린환경]</b>								
공원까지 거리 (km)	-0.015	-10.94 ***	-0.053	-20.75 ***	-0.091	-16.35 ***	-0.046	-14.50 ***
공원 면적 (ha)	-0.000	-0.75	-0.002	-1.36	-0.000	-1.63	-0.002	-1.01
공원 유형 <sup>††</sup>	0.078	7.77 ***	0.054	5.08 ***	0.075	7.55 ***	0.055	5.23 ***
도로 폭 (m)	0.020	34.21 ***	0.166	31.86 ***	0.020	34.34 ***	0.167	32.17 ***
도심까지 거리 (km)	-0.016	-20.52 ***	-0.060	-19.69 ***	-0.017	-21.29 ***	-0.058	-18.90 ***
부도심까지 거리 (km)	-0.007	-9.18 ***	-0.056	-15.19 ***	-0.006	-7.89 ***	-0.052	-14.10 ***
학교까지 거리 (km)	-0.033	-11.57 ***	-0.023	-6.72 ***	-0.035	-12.05 ***	-0.021	-6.21 ***
버스정류장 거리 (km)	0.012	1.12	0.005	1.51	0.024	2.23 **	0.006	1.91 *
<b>[지역특성]</b>								
녹지비율	0.387	1.75 *	0.327	3.28 ***	0.249	1.11	0.353	3.52 ***
인구 (10만명)	0.118	3.47 ***	0.158	2.17 **	0.118	3.41 ***	0.161	2.20 **
인구밀도 (명/ha)	-0.006	-1.13	0.060	1.12	-0.007	-1.33	0.056	1.04
LQ_제조업 (LQ)	0.050	0.48	0.096	1.04	0.043	0.40	0.096	1.03
<b>[교호작용]</b>								
공원거리×층수					0.018	9.14 ***	-0.177	14.41 ***
공원거리×지역녹지율					0.084	10.98 ***	0.032	6.48 ***
<b>Random Effect</b>								
	V.C.		V.C.		V.C.		V.C.	
Level 1: 주택·근린	0.210 (85.70%)		0.209 (86.24%)		0.209 (85.36%)		0.209 (86.80%)	
Level 2: 지역	0.035 (14.30%)		0.033 (13.76%)		0.036 (14.64%)		0.032 (13.20%)	
총합	0.245		0.242		0.245		0.240	
Pseudo-R <sup>2</sup>	42.21%		42.54%		42.54%		42.65%	
Sample Size	38,097							
-2 log likelihood	48,546		48,269		48,351		48,226	
AIC	48,550		48,273		48,355		48,230	
SIC	48,553		48,276		48,358		48,233	
LR Test <sup>†††</sup>	3,177***		3,368***		3,227***		3,169***	

<sup>†</sup> Sig. Level (유의수준): \*\*\*(<.01), \*\*(<.05), \*(<.10).

<sup>††</sup> Reference Groups (변수별 참조집단): “구조”는 조적식 구조, “공원 유형”은 도시공원 중 생활권 공원(소공원, 어린이공원, 근린공원) 이외 모든 공원.

<sup>†</sup> log-log 모형은 터미변수들과 주택연한, 거래연도, 교호작용 변수를 제외한 모든 변수에 log값을 적용함.

<sup>†††</sup> Likelihood Ratio Test: Testing Global Null Hypothesis (Beta = 0), 값: Chi-Square Value & Sig. Level.

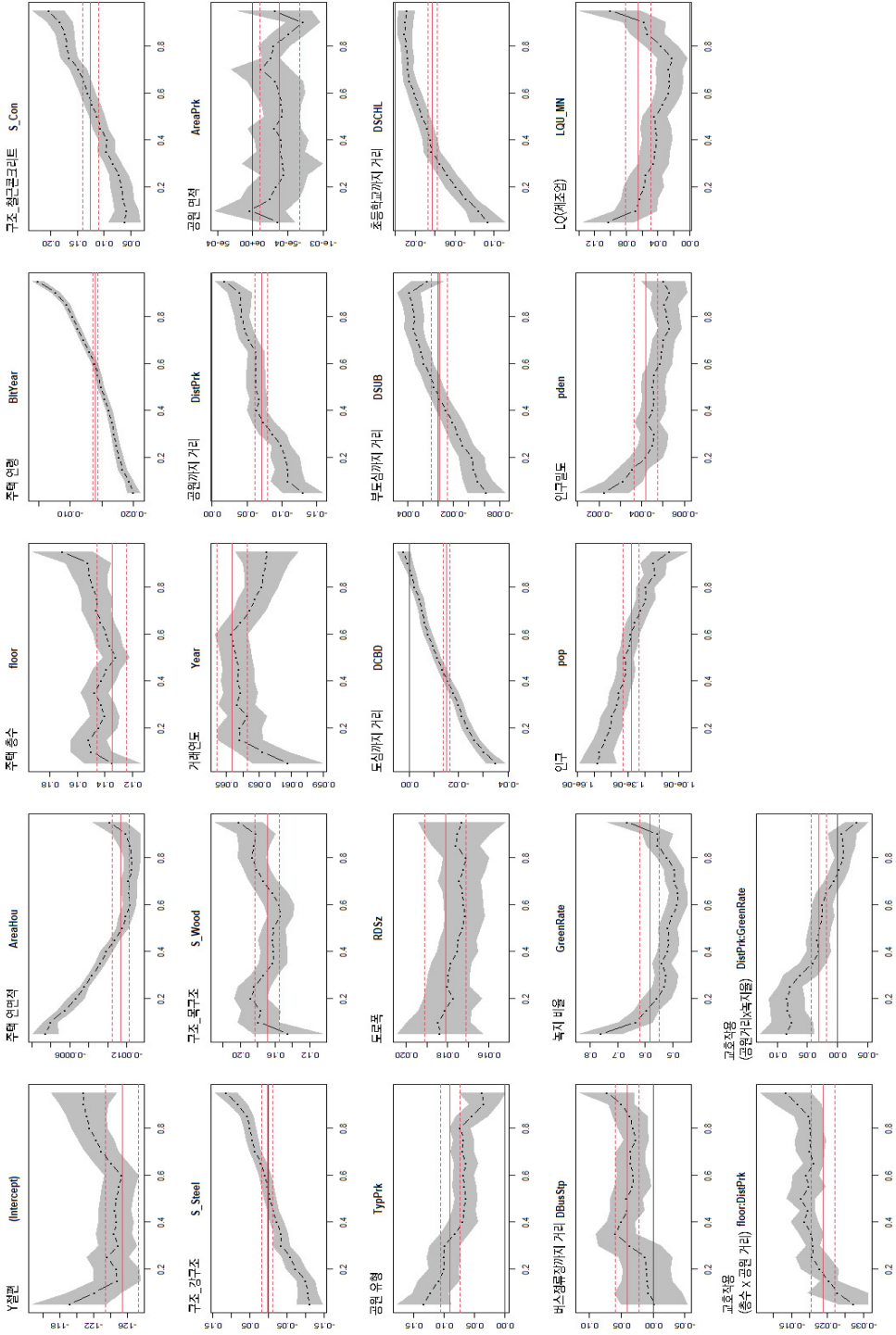
#### 4. 분위회귀(Quantile Regression) 분석 결과

단독주택 가격 분위에 따라 도시공원까지 거리가 단독주택 단위 면적당 가격에 미친 영향을 확인하기 위해 추가적으로 분위회귀분석을 적용하였다. 세미로그 모형과 이중로그 모형을 적용한 결과값이 각각 <그림 2>와 <그림 3>이다. Y축은 회귀계수이며, X축 값이 증가할수록 단독주택의 가격이 상승하는 것을 의미한다. 붉은색 가로 실선의 추정값은 일반 회귀모형으로 분석한 결과로 볼 수 있는데, 본 연구의 <모형 3>과 <모형 4>의 회귀계수 결과와 거의 유사하다.

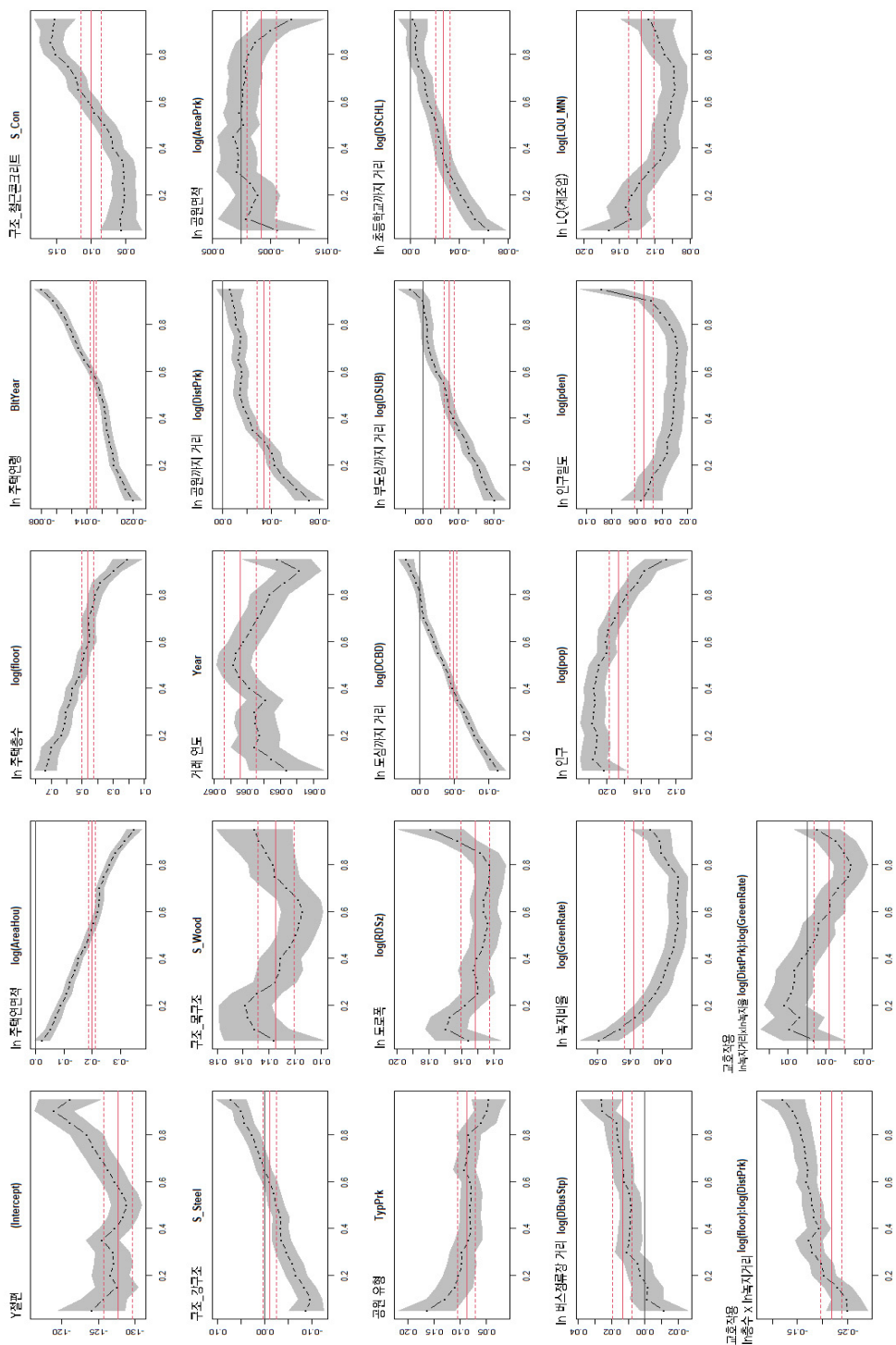
통제변인부터 살펴보면, 주택면적과 주택가격은 음의 상관관계이나 고가 주택일수록 그 차이가 더 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었고, 주택 층수와 가격 간의 관계는 세미로그 모형으로 추정할 경우 주택가격 수준에 관계없이 어느정도 일정한 양의 상관관계를 띄었으나 이중로그 모형에서는 고가의 주택일수록 층수효과는 크지 않았다. 중소도시의 경우 고가 주택과 층수는 상대적으로 무관한 반면, 저가 주택은 높은 층수를 가질수록 가격이 올라간다는 것을 확인할 수 있다. 층수는 어떤 의미에서 조망권으로 해석할 수 있는데, 저가 주택일수록 조망권에 민감하다고 해석할 수 있다. 오래된 주택일수록 가격은 떨어졌으나 저가주택에서 그 효과가 매우 크고 고가 주택은 상대적으로 큰 영향이 없는 것으로 나타났다. 최근에 거래한 물건일수록 주택가격은 높았는데 고가주택에서만 그 상관관계가 조금 낮았다. 점도 조건과 주택가격 간의 관계는 가격대별로 큰 차이가 크게 없었으나, 도심 및 부도심과 주택가격 간의 관계는 고가에서 저가 주택으로 갈수록 비례적으로 점점 더 크게 나타났다. 보통 저소득층일수록 통행거리에 민감하고 통근통행을 줄이는 선택을 하는 경우가 많은데, 저가 주택에 저소득층이 거주한다고 가정하면 예측할 수 있는 결과다. 학교까지의 거리도 유사했으나, 저가주택에서 보다 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 인구로 설명되는 도시크기와 주택가격은 비례하는데 다만 고가주택보다는 저가주택에서 도시 규모가 주택가격에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다.

본 연구의 핵심 변수인 공원까지 거리는 주택가격과 반비례하는데, 반비례 효과가 저가 주택에서 훨씬 더 크다. 이 결과를 반대로 설명하면 공원까지 인접할수록 주택가격이 높는데 고가보다는 저가 주택에서 인접효과가 더 높다. 공원 면적과 주택가격 간의 관계는 영향도 미미했고, 주택 가격대에 따라 큰 차이를 확인하지 못했다. 단독주택 인근에 생활권 공원이 있으면 다른 주택에 비해 가격이 더 높았는데, 이런 특성은 저가주택에서 더 크게 나타났다. 공원까지 거리와 지역 녹지율 간의 교호작용 항은 일반회귀분석의 경우 세미로그는 양수로 이중로그는 음수로 나타났는데, 분위회귀로 나눠보면 주택가격에 따라 그 특성이 다른데, 저가

〈그림 2〉 Quantile Regression 분석결과와 (Semi-log 방식 추정, 종속변수:  $\ln(\text{주택가격})$ ).



〈그림 3〉 Quantile Regression 분석결과 (log-log 방식 추정, 종속변수: ln(주택가격)).



주택의 경우 모형에 관계없이 뚜렷한 양의 상관관계가 나타나고 그 크기도 큰데, 고가 주택의 경우는 오히려 음의 상관관계가 나타나지만 크기는 작은 특성이 있다. 일반 회귀분석에서는 두 결과를 평균하면서 그 변곡점에서 부호가 반대로 나온 것으로 추정할 수 있다. 이 결과를 해석해보면, 저가의 주택은 녹지가 적은 중소도시에 비해 녹지가 많은 중소도시에서 공원까지의 인접성이 주택가격의 상승효과가 크지만, 고가주택은 반대로 녹지가 많은 도시일수록 오히려 가격을 더 끌어올린다고 볼 수 있다. 그 이유를 생각해보면, 저가 주택의 경우 생활형 도시공원을 원래 목적대로 일상 생활에서 운동도하고 친목도 다지는 공간으로 활용하는데 주변에 녹지가 많으면 이렇게 활용할 수 있는 공간이 도시공원 외에도 많아지면서 주택가격에 도시공원 인접성이 크게 반영되지 않기 때문으로 보인다. 반면 고가 주택은 주변녹지도 많고 도시공원도 인접할수록 가치가 더 높아지는데, 희소성이 크기 때문으로 추정할 수 있다. 요컨대, 저가주택은 주변 녹지와 도시공원 간에 대체효과가 있고, 고가주택은 주변 녹지와 도시공원 간에 보완효과가 있다고 볼 수 있다.

## V. 결론 및 정책 시사점

본 연구는 지방 중소도시를 대상으로 도시공원이 단독주택의 가격에 미치는 영향을 일반적인 회귀분석 모형과 다수준 분석 모형 그리고 분위회귀 분석을 활용하여 다각도로 검토한 실증 연구다. 기존 연구들이 주로 서울과 수도권을 대상으로 주거지 인근 도시공원의 효과를 분석했고 도시공원 인접성이 주택의 가치를 높이는 것으로 나타났다. 하지만 지방 중소도시를 대상으로 한 연구는 찾아보기 어려웠고, 대부분 자료를 구하기 용이한 아파트를 대상으로 분석하였다. 지방 중소도시에는 도시공원을 대체할 녹지가 대도시에 비해 상대적으로 많다. 지방 중소도시들 중에는 도농 통합도시도 많고 도시 외곽에 녹지가 많은데 도시의 규모도 크지 않다. 즉, ‘도시 중심에서 멀지 않은 공간에 임야와 녹지가 많이 있는 지방 중소도시에서도 주거지 인근에 도시공원을 조성하는 것은 바람직한 것인가?’라는 질문에서 본 연구를 시작했다. 중소도시를 계획하고 개발하면서 도시계획은 원래 녹지 비율을 확보해야 된다는 경로의존적 판단에 따른 결과는 아닌지 우려했기 때문이다.

하지만 본 연구에서 실증 분석을 통해 확인한 결과를 종합해보면, 지방 중소도시들도 주거지 주변에 생활권 공원이 가까이 있을수록 단위면적당 주택가격은 높아진다. 이는 도시공원에 대한 주민의 선호를 반영하며 주거지에 인접한 도시공원의 효용을 설명한다. 이 결과는 분석모형에 관계없이 일관되게 통계적으로 유의한 값으로 나타났다. 기존 연구에서 나타난 수

도권이나 대도시 아파트 가격에 미친 도시공원의 탄력성과 비교해보더라도 뒤지지 않는 탄력성을 확인할 수 있었으며, 지방 도시에서 도시공원 조성은 중요하고 필요하다고 해석할 수 있다. 특히 고가 주택에 비해 저가 주택의 경우 공원까지 인접성과 단위면적 당 주택가격 간의 상관관계가 더 큰 것으로 나타나, 저가주택에 거주하는 사람들의 도시공원에 대한 선호도가 높다는 것을 확인했다. 그 선호도는 고가주택에서 저가주택으로 갈수록 비례적으로 높아지지만, 하위 20% 수준의 저가 주택에서 더 급격히 증가했다. 도시 및 지역 정책은 지역민 다수의 효용을 높일 수 있는 전략을 제시하는 것이 필요하지만, 정책에 가장 민감할 수 있는 상대적 약자를 우선적으로 배려하는 것이 필요하다. 요컨대, 저가 주택에 거주하는 지역민이 중요하게 여기는 도시공원은 지속적으로 공급되어야 한다.

다만 지방 중소도시들의 면적 대비 임야 비율을 살펴보면 상대적으로 다양한 스펙트럼을 갖고 있는데, 본 연구에서 가설로 세웠던 임야 비율이 높은 도시에서 도시공원의 효용이 낮아지는지는 일반회귀분석 모형에서는 세미로그 모형과 이중로그 모형의 결과가 반대로 나와서 확인할 수 없었다. 이 결과는 지역 간 차이를 충분히 통제하지 못했기 때문으로 추정된다. 대신 지역 간 차이를 통제한 다수준 모형 결과에 따르면 도시 차원의 임야비율이 높을수록 도시공원의 효용을 일부 상쇄시키는 것으로 나타났다. 분위회귀분석으로 확인하면 저가 주택일수록 녹지가 많은 도시에서 도시공원 효용의 상쇄효과가 유의하게 큰 반면, 고가 주택의 경우는 오히려 녹지가 많은 지역에 도시공원이 인접하면 주택의 가치가 더 상승하는 것으로 나타났다. 이 상쇄효과와 시너지 효과는 앞 단락에서 서술한 저가 주택일수록 도시공원을 선호하는 효과를 넘어서는 수준은 아니다. 하지만 항상 자원 부족에 시달리는 지방정부의 현황을 반영하면, 녹지율이 높은 지방도시들의 경우 도시공원 설치보다는 주민 생활필수시설이나 교육, 문화 등에 더 우선적으로 재원을 집행할 필요가 있다.

본 연구를 통해 중소도시에서도 도시공원은 유용하며, 특히 주거지 주변 생활권 공원의 선호가 크다는 것을 실증적으로 확인했다. 최근 장기미집행 도시공원에 대한 효력이 상실되는 일몰제가 시행되면서(20.7 이후), 대도시 뿐만 아니라 중소도시의 도시공원도 크게 감소하고 있으며 향후 지속적으로 감소될 것으로 추정된다. 공익을 목적으로 도시계획시설(도시공원)을 지정만 하고 집행하지 않는 것은 개인의 사유재산권을 침해할 수 있기 때문에 일몰제는 타당하다. 하지만 중소도시에서 도시공원이 집행되지 못한 가장 큰 원인은 대도시에 비해 상대적으로 부족한 지방자치단체의 재원과 관련있다. 중소도시에서 한정된 재원으로 시민들에게 보다 효용이 큰 정책을 우선적으로 집행할 수 밖에 없는데, 본 연구를 통해 적어도 지방 중소도시의 도시공원 효용이 대도시에 못지 않게 효용이 크다는 것을 확인했다. 이 결과는 향후 지방정부가 도시공원 확보에 지속적인 관심과 노력을 가져야 한다는 시사점을 갖는다. 게다가 주제공원보다는 생활권 공원을 주민들이 좋아하며 공원 면적은 상대적으로 덜 중요하다는 등

지방도시 주민들의 도시공원에 대한 선호 요소를 확인하여, 향후 도시공원 조성 시 반영할 수 있는 계획 요소들에 대한 방향성을 제시했다는 측면에서 정책적 시사점을 갖는다.

하지만 본 연구도 많은 한계를 갖고 있다. 먼저, 여러 지역들의 정보를 모두 모아 분석을 하다보니 특정 도시의 정보가 없으면 단독주택 가격에 영향을 줄 수 있는 요소 임에도 불구하고 반영하기 어려웠다. 최대한 핵심 변수를 누락하지 않고 반영하기 위해 노력했으나 단독주택 가격 결정 요인을 모두 반영했다고 보기는 어렵다. 또 버스정류장의 결과가 예측외로 나온 이유와 관련되는데, 사실 대중교통 편의성을 제대로 보기 위해서는 버스정류장의 위치도 중요하지만 버스 서비스의 강도도 중요하다. 중소도시의 경우 외곽지역까지 버스 정류소는 설치되어 있지만 운영을 하지 않는 정류소도 많이 있고, 하루에 한 대만 다니는 경우도 있다. 특히 지하철과 달리 주민의 수요가 줄어들면 노선을 변경한다. 즉 시점마다 대중교통 서비스가 바뀐다고 볼 수 있는데, 다수의 지역을 장기간 정보를 반영하여 분석하기 어려웠다. 분석 모형의 최대한 꼼꼼히 선택하고 해석했으나, 분위회귀 분석에 다수준 요소를 동시에 반영하지는 못했다. 최근 통계학계에서 모형을 제안하고 있으나 본 연구에서 활용한 정도의 표본과 변수를 분석할 정도로 안정화되지 못하여 최종 분석에 활용하지 못했다. 향후 관련 연구에서는 이런 점들을 개선하도록 노력할 필요가 있다.



## 【참고문헌】

- 고혜진·윤기범·심용주·황희연. (2011). 헤도닉 모델에 의한 생태공원의 인접 아파트 가격 영향 분석: 청주 원흥이공원과 인접 아파트를 대상으로. 「한국주거학회논문집」, 22(5): 47-57.
- 구민아. (2019). 도시근린공원 미세먼지 (PM) 저감과 공간차폐율과의 관계-대구광역시 수성구 근린공원을 중심으로. 「Journal of the Korean Institute of Landscape Architecture」, 47(6): 67-77.
- 구한민·김갑성. (2020). 복수의 도시지역권 근린공원 접근성과 그 상호작용효과가 아파트가격에 미치는 영향: 동탄 1 신도시를 중심으로. 「주택연구」, 28(2): 37-69.
- 김대욱·김중권·정응호. (2010). 도시공원 조성에 따른 미기후환경의 변화 분석. 「한국도시설계학회지」, 11(2): 77-94.
- 김수진·이윤승·박해인·정다워·박범진. (2019). 도시공원과 휴양림의 열적쾌적성에 관한 연구. 「한국산림휴양학회지」, 23(4): 41-52.
- 김용주·김규호. (2007). 헤도닉 모형 이용한 도시 여가공간의 가치추정: 대구광역시 공원녹지를 중심으로. 「관광학연구」, 31(1): 265-286.
- 김유일·김정규. (2011). 도시 공원녹지에 대한 도시민의 인식과 만족도: 안양시, 부천시, 의정부시를 대상으로. 「국토계획」, 46(1): 157-170.
- 김태범·장희순. (2020). 도시지역의 녹지공간이 공동주택가격에 미치는 영향: 서울시 근린공원을 중심으로. 「주택도시연구」, 10(2): 87-107.
- 김태범·장희순. (2021). 단지 내 녹지와 도시공원이 주택가격에 미치는 영향: 의정부시 공동주택을 중심으로. 「주거환경」, 19(1): 57-74.
- 김혜림·홍성조. (2021). 유형별 도시공원 접근성이 주택 가격에 미치는 영향: 산지형 도시공원과 평지형 도시공원을 중심으로. 「주거환경」, 19(2): 61-71.
- 김효진. (2019). 「기후변화, 그로인한 도시폭염과 미세먼지에 대응한 안전사회 구축방안」.
- 남성우·성선용·박종순. (2020). 미세먼지 저감대책으로서 바람길 적용 방안: 세종시를 대상으로. 「한국콘텐츠학회논문지」, 20(3): 1-9.
- 남진보. (2020). 영국 19 세기 빅토리아 시대의 공원녹지 재원 마련 정책 연구. 「한국정원디자인학회지」, 6(3): 237-244.
- 문운석·정아·전진형·박호정. (2009). 도시 녹지경관의 경제적 가치평가. 「한국조경학회지」, 37(2): 70-77.
- 박종일. (2019). 지방중소도시의 스마트 모빌리티 구축방안 연구. 「교통기술과정책」, 16(5): 76-80.

- 변필성·김동근·차은혜·이효란. (2015). 「지방중소도시 활성화를 위한 유형별발전방향 연구」. Retrieved from 안양: 국토연구원.
- 신광문·이재수. (2019). 공간 헤도닉 가격 모형을 적용한 소형주택의 임대료 결정 요인: 서울시 도시형생활주택. 「부동산분석」, 5(3): 49-66.
- 신상영·김민희·목정훈. (2006). 서울숲 조성이 주택가격에 미치는 영향. 「서울도시연구」, 7(4): 1-17.
- 양성돈·최내영. (2003). 한강시민공원이 주변 아파트가격에 미치는 영향에 관한 연구: 독섬지구 한강시민공원을 중심으로. 「국토계획」, 38(3): 275-285.
- 양승철. (2014). 분위회귀분석을 적용한 단독주택의 가격형성요인에 관한 연구: 서울시 소재 단독주택을 대상으로. 「대한지리학회지」, 49(5): 690-704.
- 엄영숙·최성록·김승규·김진욱. (2019). 공원일몰제 시행과 도시녹지 서비스에 대한서울시민들의 선호측정: 아파트 실거래 기반헤도닉가격접근법을 적용하여. 「자원·환경경제연구」, 28(1): 61-93.
- 염성진·박창인. (2011). 도시공원녹지의 구성과 배치 특성에 따른 이용만족도에 관한 연구. 「한국조경학회지」, 39(5).
- 이고은·최열. (2016). 도시공원의 유형 및 입지적 특성이 공동주택가격에 미치는 영향. 「대한토목학회논문집」, 36(5): 927-936.
- 이성원. (2018). 「고용중심지 특성 분석을 통한 스마트도시 경쟁력 강화방안 연구」. 세종: 국토연구원.
- 이진순·김종훈·손양훈. (2013). 환경특성이 아파트 가격에 미치는 영향에 관한 연구: 송도신도시에 서의 조망품질 및 공원접근성을 중심으로. 「부동산연구」, 23(3): 99-121.
- 임석희. (2019). 지방소도시의 인구감소 및 성장과 쇠퇴의 특성. 「대한지리학회지」, 54(3): 365-386.
- 장충용·노태욱. (2015). 서울시 단독주택 가격결정요인에 관한 연구: 실거래 사례를 기반으로. 「감정평가학 논집」, 14(1): 55-71.
- 전해정. (2016). 위계적 선형모형과 GIS 를 활용한 도시 주거환경요인이 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구. 「부동산학보」, 65: 133-145.
- 정윤영·문태현·허선영. (2013). 우리나라 중소도시 특성과 네트워크도시 형성. 「국토계획」, 48(2): 35-50.
- 정태용·백용준·손지현·유선빈. (2016). 도시공원의 조망 여부가 아파트 가격에 미치는 영향-송도 센트럴 파크를 사례로. 「환경영향평가」, 25(6): 457-465.
- 채진해·김원주. (2020). 건강증진을 위한 도시공원의 물리적 환경요소 평가-서울시를 대상으로. 「Journal of the Korean Institute of Landscape Architecture」, 48(4): 29-40.
- Brander, L. M., & Koetse, M. J. (2011). The value of urban open space: Meta-analyses of contingent valuation and hedonic pricing results. *Journal of Environmental Management*, 92(10): 2763-2773. doi:10.1016/j.jenvman. 2011.06.019

- Coulson, N. E., & McMillen, D. P. (2007). The Dynamics of Intraurban Quantile House Price Indexes. *Urban Studies*, 44(8): 1517-1537. doi:10.1080/00420980701373446
- Court, A. T. (1939). *Hedonic price indexes with automotive examples*.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1): 153-161. doi:10.2307/1912352
- Kang, J.-M., & Kim, H.-J. (2007). The effect of the green space on the crime in the city. *KSCE Journal of Civil and Environmental Engineering Research*, 27(1D): 117-129.
- Keskin, B. (2008). Hedonic analysis of price in the Istanbul housing market. *International Journal of Strategic Property Management*, 12(2): 125-138.
- Kim, H.-S., Lee, G.-E., Lee, J.-S., & Choi, Y. (2019). Understanding the local impact of urban park plans and park typology on housing price: A case study of the Busan metropolitan region, Korea. *Landscape and Urban Planning*, 184: 1-11. doi:10.1016/j.landurbplan.2018.12.007
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33-50.
- Lancaster, K. J. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157.
- Law, S. (2017). Defining Street-based Local Area and measuring its effect on house price using a hedonic price approach: The case study of Metropolitan London. *Cities*, 60: 166-179. doi:10.1016/j.cities.2016.08.008
- Lee, B. (2007). "Edge" or "Edgeless" Cities? Urban Spatial Structure in US Metropolitan Areas, 1980 to 2000. *Journal of Regional Science*, 47(3): 479-515. doi:10.1111/j.1467-9787.2007.00517.x
- Lee, C. R., & Park, K. H. (2013). A Multi-level Longitudinal Analysis of the Land Price Determinants. *Journal of the Korean Geographical Society*, 48(2): 272-287.
- Lee, S., & Lee, B. (2014). The influence of urban form on GHG emissions in the U.S. household sector. *Energy Policy*, 68(0): 534-549. doi:10.1016/j.enpol.2014.01.024
- Lee, S., & Lee, B. (2020). Comparing the impacts of local land use and urban spatial structure on household VMT and GHG emissions. *Journal of Transport Geography*, 84: 102694. doi:10.1016/j.jtrangeo.2020.102694
- McMillen, D. P. (2008). Changes in the distribution of house prices over time: Structural characteristics, neighborhood, or coefficients? *Journal of Urban*

- Economics*, 64(3): 573-589. doi:10.1016/j.jue.2008.06.002
- McMillen, D. P., & Thorsnes, P. (2006). Housing Renovations and the Quantile Repeat-Sales Price Index. *Real Estate Economics*, 34(4): 567-584. doi:10.1111/j.1540-6229.2006.00179.x
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55.
- Sirmans, S., Macpherson, D., & Zietz, E. (2005). The composition of hedonic pricing models. *Journal of Real Estate Literature*, 13(1): 1-44.
- Sohn, W., Kim, H. W., Kim, J.-H., & Li, M.-H. (2020). The capitalized amenity of green infrastructure in single-family housing values: An application of the spatial hedonic pricing method. *Urban Forestry & Urban Greening*, 49: 126643. doi:10.1016/j.ufug.2020.126643
- Trojanek, R., Gluszak, M., & Tanas, J. (2018). The effect of urban green spaces on house prices in Warsaw. *International Journal of Strategic Property Management*, 22(5): 358-371. doi:10.3846/ijspm.2018.5220
- Voicu, I., & Been, V. (2008). The Effect of Community Gardens on Neighboring Property Values. *Real Estate Economics*, 36(2): 241-283. doi:10.1111/j.1540-6229.2008.00213.x

---

**이 성 원** : University of Illinois, Urbana-Champaign에서 도시 및 지역계획학 전공으로 박사학위를 취득하고, 현재 강릉원주대학교 도시계획부동산학과 교수로 재직 중이다. 관심분야는 지속가능한 도시공간구조이며, 구체적으로 환경적·경제적·사회적 지속가능성 측면에서 혁신적 지역성장, 스마트시티, 주택정책 등 여러 공간정책을 연구하고 있다. 최근의 논문으로 “Comparing the impacts of local land use and urban spatial structure on household VMT and GHG emissions”(Journal of Transport Geography, 2020), “개발제한구역제도가 도시 확산 방지에 미친 영향”(국토계획, 2018), “The influence of urban form on GHG emissions in the U.S. household sector”(Energy Policy, 2014), 등이 있다(E-mail: swl0906@gwnu.ac.kr).