

# 지가형성요인의 다수준 종단 분석

이창로\* · 박기호\*\*

## A Multi-level Longitudinal Analysis of the Land Price Determinants

Chang Ro Lee\* · Key Ho Park\*\*

**요약 :** 본 연구는 부동산 가격 추정을 위해 자주 활용되는 헤도닉 가격모형(Hedonic Pricing Model)에서의 설명변수, 즉 지가형성요인의 선별 중요성에 대해 기술하고, 이러한 지가형성요인 및 그 효과가 시간의 경과에 따라 어떻게 변화하는지 실증적으로 검토하였다. 전주시를 사례 지역으로 하여 17년간 반복 측정된 표준지 공시지가를 분석 대상으로 하였으며, 자료가 가지는 포섭구조(nested structure) 및 종단성(longitudinal characteristics)을 고려하여 3개 수준으로 구성된 다수준모형(multi-level model)을 설정하여 적합 정도를 평가하였다. 지가형성요인은 공시지가 산정시 활용되는 헤도닉 가격모형의 일종인 비준표(比準表)에 포함된 항목을 중심으로 살펴보았다. 분석 결과, 17년간의 지가 변동 추세는 전주시 세부지역별로 상승 또는 하락하는 등 지역마다 다른 추이를 보였으며, 따라서 종단효과의 모델 반영이 필요함이 확인되었다. 또한 일반적으로 중요하다고 여겨지는 지가형성요인 중 유의하지 않은 요인이 발견되었으며, 특정 시점에서 영향력이 상당히 큰 것으로 판명된 지가형성요인도 시간의 경과에 따라 그 영향력이 약해지는가 하면, 반대로 지가에 미치는 영향력이 초기에는 미약하였으나 점차 뚜렷해지는 요인이 파악되었다. 향후 헤도닉 모형 적용시 이러한 지가형성요인의 동태성을 모델의 구성요소로 고려할 경우 보다 정확한 가격 추정이 가능해질 것이다.

**주요어 :** 공시지가, 비준표, 종단자료, 다수준모형, 지가형성요인의 동태성

**Abstract :** This paper describes the importance of selecting explanatory variables(e.g. land price determinants) in hedonic pricing models employed in predicting real estate price, and explores dynamics of the land price determinants over time. The City of Junju was chosen as the study area, and repeated measured price data of standard lots over 17 years were analyzed. We applied a three-level modeling approach to this data in consideration of its nested data structure and longitudinal characteristics. Main land price determinants we focused on are primarily based on items included in *the standard comparison table of land price*, which is an official hedonic pricing model used by Government to estimate land price for tax levy. Our result shows that the land price fluctuation over 17 years was not uniform over the whole study area with each neighborhood revealing different price trend, and as such warrants longitudinal model components. In addition, some of determinants previously recognized as important were proved insignificant. It was also found that significant determinants at a particular time point lost its power gradually over time and vice versa. It is expected that more accurate prediction of price would be possible when taken account for this dynamics of price determinants over time in applying hedonic pricing model method.

**Key Words :** land price for tax levy, standard comparison table of land price, longitudinal data, multi-level model, dynamics of land price determinants

\* 서울대학교 지리학과 박사과정(Ph.D Student, Department of Geography, Seoul National University), k25125@kab.co.kr

\*\* 서울대학교 지리학과 교수 및 국토문제연구소 겸무 연구원(Professor, Department of Geography, Seoul National University, and Researcher, Institute for Korean Regional Studies), khp@snu.ac.kr

## 1. 서론

정부가 매년 발표하는 공시지가(公示地價)는 부동산 시장에 지가정보를 제공하고, 일반 토지거래의 기준이 되게 하며, 다양한 행정목적에 활용하기 위하여 1989년 최초 도입되었다. 현재 공시지가는 각종 조세·부담금의 부과기준에서부터 국민연금, 건강보험료 등의 산정기준, 공직자 재산 공개시 재산가액 산정기준, 국부(國富) 통계기준까지 그 활용 범위가 광범위하다.

이러한 공시지가는 표준지(標準地) 공시지가와 개별 공시지가로 다시 구별되는데, 표준지 공시지가는 일종의 표본 역할을 하는 필지로 전국 약 3,000만 필지 중 인근지역을 대표하는 전형적인 필지(50만 필지, 표본 비율 약 1.7%)를 선정하면 후, 정밀평가<sup>1)</sup>를 하여 가격을 공시하게 된다. 반면 개별 공시지가는 일종의 헤도닉 가격모형(Hedonic Pricing Model)인 ‘토지가격 비준표(土地價格 比準表)’를 활용하여 가격을 일시에 대량산정한다. 이 때 토지가격 비준표는 50만 표준지의 특성정보와 가격정보에 기초하여 작성된다.

따라서 발표되는 대부분의 공시지가는 개별 공시지가에 해당되며, 이러한 개별 공시지가의 적정성은 비준표 모형에 좌우된다고 할 수 있다. 비준표 모형이 부적절하게 구성된 경우 그러한 모형의 결과로 산출된 개별 공시지가 역시 부적정할 수밖에 없으며, 이는 잘못된 지가정보의 제공, 조세부담의 불공평, 납세자 행정소송에 따른 행정력 낭비 등 수많은 부작용을 낳을 수 있다.

비준표를 포함한 전통적 헤도닉 가격모형은 부동산 가격자료가 단일수준에서 형성된 것으로 가정하고 있으며 자료의 포섭(nested) 구조를 고려하지 않아 상위 수준 자료의 분석에 한계가 있다(이성현·전경구, 2012). 그러나 지가의 형성은 단일수준(개별필지수준)에서 이루어지는 것이 아니라, 개별필지 → 인근지역 → 전국 등 다양한 공간 수준에서 복합적인 상호작용을 거쳐 이루어진다. 따라서 헤도닉 모형 구성 시 이러한 공간수준에 따른 지가형성요인의 다차원

성을 고려할 필요가 있다.

또한 헤도닉 모형의 가격 예측력은 상당 부분 모형에 포함된 설명변수의 적정성에 좌우되지만, 설명변수의 적정성에 대해 심도 있게 검토한 사례가 드물다. 부동산 가격 추정을 위한 모형 설계시 적정한 설명변수의 선택보다는 모형의 함수 형태(functional form) 결정이나 오차항 설명의 정교화에 초점을 맞춘 것이 지금까지의 일반적 경향이었다. 이는 설명변수의 선택이 문헌이나 이론에 근거하기보다는 직접 실무에서 부동산을 감정(鑑定)하면서 체득한 경험에 보다 많이 의존하기 때문인 것으로 해석된다. 그러나 중요한 설명변수가 모형에서 누락된 경우 그러한 분석 결과는 모형의 함수 형태가 부적절한 경우보다 더 큰 오류를 초래할 수 있다(Kutner *et al.*, 2005).

따라서 본 연구에서는 토지가격 비준표에 초점을 두어 지가 자료를 세 개의 시공간 수준에서 형성되는 것으로 파악한 후, 이러한 자료의 포섭구조를 고려하여 다수준 모형(multi-level model)을 적용하여 비준표 모형에 포함된 설명변수의 적정성을 살펴 보았다. 또한, 기존의 헤도닉 모형 분석과 달리 분석의 범위를 횡단면 분석에 그치지 않고 시간의 경과에 따른 설명변수들의 영향력 변화를 살펴 보았다.

한번 선택한 설명변수, 즉 지가형성요인은 고정된 것이 아니고 시간의 흐름에 따라 그 영향력이 보다 강해지거나 약해지기도 한다. 유의성이 없을 만큼 영향력이 약해진 지가형성요인은 모형 구성에서 배제하는 것이 합리적이며, 새로이 발생한 유의한 지가형성요인은 신속하게 포함시키는 것이 모형의 예측력을 높일 수 있다. 따라서 지가 자료가 시계열 속성을 갖는 경우 시간에 따른 설명변수의 영향력 검토를 통해 부동산 시장상황 변화에 따른 시의성 있는 설명변수의 선별이 가능해진다.

본 연구는 우리나라의 유일한 공식 대량평가모형인 비준표를 심도 있게 검토함으로써 비준표 모형 개선에 중요한 시사점을 제공할 것으로 기대되며, 당해 연도 자료만 활용하여 지가를 산정하는 비준표 작성 과정을 개선하여 사장되기 쉬운 과거 지가 자료의 활용도를 제고할 수 있을 것으로 기대된다. 나아가 시간의 경과에 따라 부동산 거래시장에서 설명력이 약해

지는 변수 또는 중요한 요인으로 새롭게 등장하는 변수를 파악함으로써 정부의 부동산 정책수립에 기여할 것으로 기대된다.

## 2. 선행연구 고찰

### 1) 헤도닉 가격모형의 검토

부동산 가격 추정에 빈번하게 활용되는 헤도닉 가격모형은 ‘재화의 가치는 해당 재화에 내포된 특성(attributes)에 의해 결정된다’는 가정을 전제하고 있다(Rosen, 1974). 즉, 재화의 가격은 해당 재화에 내포되어 있는 특성들의 가격과 양에 의해 결정된다는 것으로, 이러한 개념을 부동산 가격에 적용하여 함수식으로 표현하면 다음과 같다.

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

위 식에서 P는 부동산의 가격이고, S(structural attributes), N(neighborhood attributes), L(locational attributes)은 개별 특성들이며, h(·)는 회귀식의 함수 형태를 나타내는데, 흔히 헤도닉 함수(hedonic function)라고 한다. 개별 특성들을 부동산 가격에 회귀하면 개별 특성들의 계수가 추정되는데, 이 계수가 바로 특성가격이다(이용만, 2008).

이러한 헤도닉 가격모형이 적절하게 적용되기 위해서는 크게 세 가지 사항이 선결되어야 한다. 첫째는 부동산 가치를 구성하는 개별 특성들을 잘 선별하여야 하는데, 이는 설명변수의 선별 문제로 귀착된다. 둘째는 h(·)라는 함수 형태의 결정으로 사실 학계에서 ‘합의된’ 최적의 함수 형태는 없다. 마지막으로 회귀계수의 추정방법으로 일반적으로 전통회귀모형(OLS: Ordinary Least Squares)이 주를 이루었다.

이러한 세 가지 관점에서 선행연구를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 독립변수의 선별과 관련하여 설명변수는 통상 입지적 특성과 물리적 특성으로 나누어 설정한다(이지영, 2001; 김주영·김주후, 2006). 국

내 부동산 가격 추정 연구는 대부분 주거용, 그 중에서도 특히 아파트에 집중되어 있는 편인데, 아파트의 경우 입지적 특성으로는 인근지역의 사회·경제적 질(인구, 소득수준, 학군 등), 도심이나 전철역과의 거리 등을 사용하고, 물리적 특성으로는 건물구조, 경과연수, 냉난방설비 종류 등을 포함시키는 경우가 일반적이다(이지영, 2001; 이준하 외, 2008; 김성우 외 2010; 정윤희 외, 2012 등 다수). 국외의 경우에도 크게 다르지 않아 주로 주택 분야에 연구실적이 풍부한 편이며, 도심과의 거리, 주택의 유형(단독, 연립 등), 건물구조, 침실·욕실·차고 등의 수, 냉난방 설비의 종류, 정원·수영장 유무 등이 주된 가격형성요인으로 활용되고 있다(Orford, 2000; Zietz *et al.*, 2008; Borst *et al.*, 2008).

둘째, 함수의 형태와 관련하여 초기에는 설명변수와 종속변수가 선형(linear)이라 가정하고 다음과 같은 선형함수 형태를 주로 사용하였다.

$$Y_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i + \epsilon_i \quad (2)$$

여기서  $Y_i$ ,  $X_i$ 는  $i$ 번째 종속변수 및 설명변수를 의미하며,  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$ 는 추정된 회귀계수,  $\epsilon_i$ 는 오차항을 나타낸다. 그러나 부동산 가격이 0 또는 음(-)의 값을 가질 수는 없는 바, 우측으로 꼬리가 긴 양(+)의 왜도를 보이는 분포가 많아 종속변수에 자연로그를 취한 반로그함수 형태가 흔히 사용되며(이지영, 2001), 종속변수와 설명변수에 모두 자연로그를 취한 이중로그함수 형태가 부동산 가격의 한계효용체감 법칙을 반영할 수 있어 보다 합리적이라는 견해도 있다(DiPasquale & Wheaton, 1996).

마지막으로 회귀계수의 추정방법과 관련하여 과거에는 전통회귀모형(OLS)이 주로 활용되었지만, 이러한 모형은 부동산 가격이 단일차원(개별필지 또는 개별주택 수준)에서 형성된다는 전제 하에 모형을 적용하게 되므로, 이로 인해 나타나는 잔차의 이분산성(heteroscedasticity)이나 공간적 자기상관성을 해결할 수 없었다. 이러한 문제를 해결하기 위한 노력 중 하나가 모형에 포함된 종속변수나 설명변수, 또는 오차항에 공간가중치 행렬(spatial weight matrix)을 적

용하는 방법이다. 공간시차모형, 공간오차모형 등으로 불리는 이러한 방법은 가격 예측에 대한 정확성이 전통적 헤도닉 모형보다 우수한 것으로 분석되었지만(김종원, 2000; 박현수 외, 2003), 자료의 공간적 특성을 구조화하는 핵심 과정인 공간가중치 행렬 구성의 주관성 등이 단점으로 지적되고 있다(LeSage & Pace, 2009).

이러한 연구 흐름과는 별개로 최근에는 자료가 가지는 위계구조를 감안하여 다수준 모형을 적용하여 모형의 정교성을 높이려는 노력이 진행되고 있다. 다수준 모형은 포섭된(nested) 자료구조를 모델화하는 방법론으로 부동산 가격에 영향을 미치는 인자들을 그 위계에 따라 다른 수준으로 처리함으로써 통계적으로나 결과에 대한 해석에서 유리한 특성을 지니게 된다(김주영·김주후, 2006).

## 2) 다수준 모형의 적용 사례 검토

표 1은 다수준 모형의 적용 사례를 그 구조와 변수를 중심으로 정리한 것이다.

부동산 관련 국내 선행연구의 경우, 대부분이 아파트를 대상으로 하여 개별 아파트 수준과 지역 수준의 2-수준 모형을 구성하였고, 개별 아파트 수준에서의 설명변수 중 주로 상수항(intercept)에만 임의효과(random effect)를 부여하여 결과를 분석하였다. 또한 상위수준을 구분하는 기준으로 기존에 구획된 행정구역을 주로 활용하였다. 부동산 이외 분야의 경우, 거주자 통행행태나 기업의 매출액 등을 대상으로 수행된 연구, 베이지언 계층 모델을 이용하여 범죄 발생률을 분석한 사례 등이 있다.

자료의 위계구조는 공간적 차원에서만 나타나는 것은 아니며, 시간적 차원에서도 나타날 수 있다. 즉, 다수준 모형은 선행연구에서처럼 자료의 특성이 공

표 1. 다수준 모형의 적용 사례

저자	모형 구성
Orford (2000)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: Cardiff(영국) 소재 주택</li> <li>구성: 1수준(개별주택) 및 2수준(행정구역)</li> <li>2수준 설명변수: 인구·소득 등 다변량자료로부터 1개 주성분(principal component) 추출</li> </ul>
최열 외 (2004)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: 부산시 아파트</li> <li>구성: 1수준(개별아파트) 및 2수준(구(區))</li> <li>2수준 설명변수: 대학 진학률, 학원비용 등</li> </ul>
정수연 (2006)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: 서울시 아파트</li> <li>구성: 1수준(개별아파트) 및 2수준(구(區))</li> <li>2수준 설명변수: 서울대 진학률, 8학군 여부 등</li> </ul>
김주영 외 (2006)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: 서울시 주거지역</li> <li>구성: 1수준(동(洞)) 및 2수준(구(區))</li> <li>2수준 설명변수: 소득, 도로율, 문화시설 등</li> </ul>
이성현 외 (2012)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: 대구시 아파트</li> <li>구성: 1수준(개별아파트) 및 2수준(도시기본계획상의 22개 생활권)</li> <li>2수준 설명변수: 교통시설, 보건·환경시설 등</li> </ul>
성현곤 외 (2012)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: 수도권 거주자의 통행행태</li> <li>구성: 1수준(가구 구성원), 2수준(가구), 3수준(동(洞))</li> </ul>
이세원 외 (2012)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: 중소기업 매출액</li> <li>구성: 1수준(개별 기업), 2수준(지역)</li> </ul>
김영호 (2007)	<ul style="list-style-type: none"> <li>대상: Columbus(미국)시의 범죄 발생률</li> <li>구성: 베이지언 모델(2수준 랜덤효과는 감마분포에서 유도)</li> </ul>

간적 위계구조를 가질 때 뿐 아니라, 자료가 특정 기간 반복적으로 측정된 경우처럼 시간적 위계구조를 가질 때에도 적용할 수 있는 유연성을 가지고 있다 (Weiss, 2005; Zurr *et al.*, 2009). 시간적 위계구조를 가진 자료, 즉 종단자료(longitudinal data)에 다수준 모형을 적용한 연구는 사회학, 통계학 분야 등에서 활발히 진행되고 있으나(Guo *et al.*, 1999; Zimmerman, 2000; Tiwari *et al.*, 2011) 국내, 특히 부동산 분야에서는 그러한 사례가 없다.

본 연구에서는 공간적 측면에서 개별필지 수준과 인근지역 수준이라는 2-수준 모형을 기본으로 하되, 자료가 가지는 시간적 수준을 추가하여 3-수준 모형을 적용하였다. 모형 구성시에는 상수항뿐만 아니라 기울기 계수에도 임의효과를 부여하였으며, 시간의 흐름에 따른 설명변수 효과를 파악하기 위해 상호작용항(interaction terms)을 모형에 포함시켰다.

또한 상위수준에서의 지역 구분을 위한 체계적 접근이 이루어졌을 때 다수준모형 결과에 더욱 높은 신뢰성을 부여할 수 있는 바(이성현·전경구, 2012; Jones & Bullen, 1993), 인근지역을 구분하는 단위로 행정구역을 사용하지 않고 지가 수준에 중점을 둔 유사가격권을 별도로 분류하여 다수준 모형을 적용하였다.<sup>2)</sup>

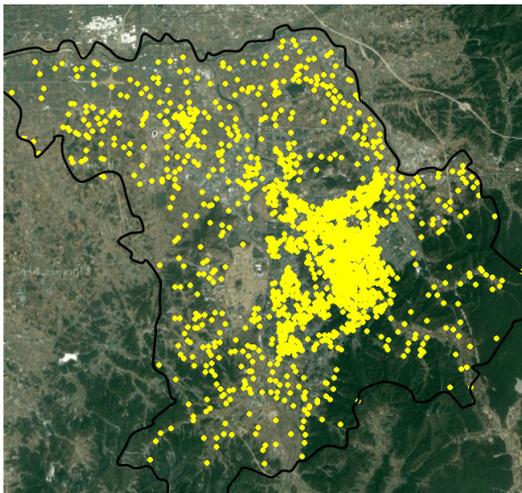
### 3. 분석방법

#### 1) 사례지역의 선정 및 모형의 구성

본 연구에서는 전라북도 전주시를 사례 지역으로 선정하였다. 인구 65만명의 전주시는 중심부의 구도심지역과 외곽의 농경지대로 구성된 전형적인 도농복합지역이다. 자료는 전주시 표준지 1,894 필지를 사용하였다. 1,894개의 각 표준지에는 인터넷 사이트에서 자료 열람이 가능한 '96년부터 '12년까지 17년 동안의 연도별 가격 정보가 포함되어 있다.

그림 1은 분석에 사용된 자료의 공간적 분포와 자료 구조를 보여준다. 17년 동안 반복측정된 가격 정보는 상위의 특정 표준지 필지에 포섭되며, 이러한 표준지 필지는 보다 상위의 인근지역에 포함된다.

1920년대에 ANOVA(analysis of variance) 모형을 최초로 제안한 R.A. Fisher는 모든 범주형 변수를 동일한 수준으로 파악하였고, 따라서 일반적 ANOVA 모형은 단일 오차항(a single error term)을 가정한다. 그러나 Eisenhart(1947)는 범주형 변수가 모두 같은 수준에 해당하는 것이 아님을 주장하였고, 이후 서로 다른 수준을 갖는 변수에 대한 관심이 증대되었다.



(a) 자료의 공간적 분포

		시간적 차원				
구분		1996	1997	.....	2011	2012
인근지역 1	#1 필지	230만원/m <sup>2</sup>	210만원/m <sup>2</sup>	.....	95만원/m <sup>2</sup>	92만원/m <sup>2</sup>
	#2 필지					
	...					
인근지역 2	#53 필지					
	#54 필지					
	...					
인근지역 3						
인근지역 4						
인근지역 5						

(b) 자료의 구조

그림 1. 자료의 공간적 분포 및 구조

위계구조를 가지는 데이터에서 단일 오차항을 가정하는 것은 부적절할 수 있다. 예를 들어 데이터가 2개 이상의 상이한 공간 수준에서 측정되었다면, 각 공간 수준에 따라 상이한 오차항 분산(error variance)을 가정하는 것이 보다 합리적이기 때문이다.

본 연구에서는 세 가지 상이한 수준과 이에 따른 오차항 분산(error variance)을 고려하였다. 먼저, 본 자료들은 시계열 속성을 가지고 있다. 즉, 동일한 필지에 대해 17년간 반복적으로 측정되었으므로 동일 필지에 대한 측정치들은 독립이 아니며 시계열적으로 강한 연관성을 갖는다. 둘째, 본 자료들은 또한 공간 속성을 갖는 자료로서 동일 인근지역에 위치한 필지들의 측정치는 다른 인근지역의 측정치보다 더 강한 유사성을 갖는다.

따라서 3개의 분산 구조, 즉 시계열적 수준에서의 오차항 분산, 공간(인근지역) 수준에서의 오차항 분산, 마지막으로 연도별 가격 수준(최하위 수준)에서의 오차항 분산을 고려하여 다음과 같은 모형을 구성하였다.

$$\text{가격}_{ijk} = \text{고정효과부분}_{ijk} + \text{임의효과부분}_{ijk} \quad (3)$$

여기서 가격<sub>ijk</sub><sup>3)</sup>은 k번째(k=1,2,...) 인근지역, j번째(j=1,2,...) 필지의 i번째(i=1,2,...,17) 가격을 나타낸다.

임의효과부분, 즉 오차항 분산은 다음과 같이 구성하였다.

$$\text{임의효과부분}_{ijk} = \alpha_k + \alpha_{jik} + \varepsilon_{ijk} \quad (4)$$

여기서  $\varepsilon_{ijk}$ 는 연도별 가격 수준(수준 1)에서 설명되지 않는 변동성을 나타내며 다음을 가정한다.

$$\varepsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2) \quad (5)$$

$\alpha_k$ 는 인근지역(수준 3) 간 변동성을 나타내며 다음을 가정한다.

$$\alpha_k \sim N(0, \sigma^2_{\text{인근지역}}) \quad (6)$$

$\alpha_{jik}$ 는 동일 인근지역 내에서 필지(수준 2) 간 변동성을 나타내며 다음을 가정한다.

$$\alpha_{jik} \sim N(0, \Sigma_{\text{필지}}) \quad (7)$$

본 연구에서는 시간의 흐름에 따른 변동성을 포착하기 위해 ‘연도’를 수준 2에서의 설명변수로 추가하였으므로<sup>4)</sup>  $\Sigma_{\text{필지}}$ 는 2×2 분산-공분산 행렬이 된다.

## 2) 인근지역(수준 3)의 구획

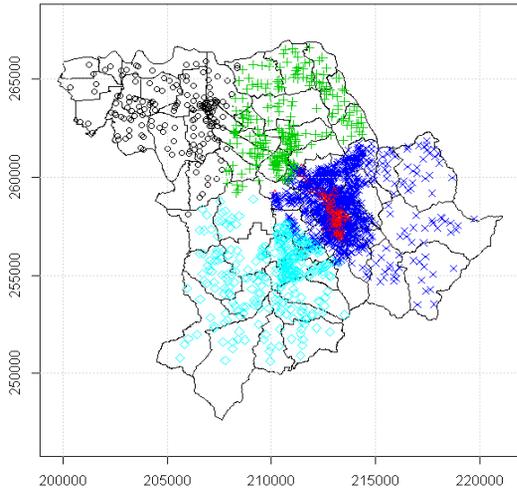
고도의 표준화 및 규격화가 되어 있는 아파트에 비해 토지는 개별성이 강하며, 유형 또한 다양(주거용, 상업용, 공업용, 농업용 등)하여 분석 지역을 하나의 동일한 지역으로 보고 접근하는 것은 부적절하다.

전주시는 2개 구(덕진구, 완산구), 83개 법정동으로 구성되어 있으나, 구 수준에서의 집단 수는 과소한 반면, 동 수준에서의 집단 수는 과다한 편이다. 특히 동 수준의 경우 지가수준·주된 토지이용 상황·도심 접근성·기반시설 공급상태 등 대부분의 지역특성 측면에서 유사한 동이 많아 집단 간 이질성이 쉽게 구분되지 않는다. 따라서 본 연구에서는 군집분석(cluster analysis)을 통해 그림 2(a)와 같이 5개 인근지역을 분류하였다.<sup>5)</sup>

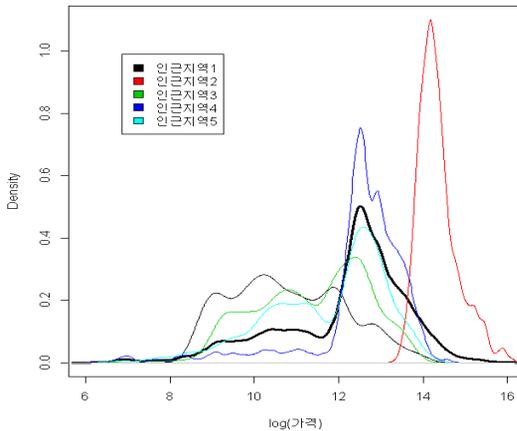
그림 2(b)의 굵은 검정색 곡선은 1,894개 표준지 전체의 지가 분포를 나타내며, 나머지 5개 곡선은 분류된 인근지역별 지가분포를 나타낸다. 지가수준 측면에서 가장 뚜렷한 구분을 보이는 인근지역은 2번(적색)으로, 2번 인근지역은 전주시 중앙을 남북으로 관통하는 기린로 및 팔달로 노변의 최고 지가수준을 나타내는 상가지대에 해당한다. 다만, 그림 2(c)에서 보는 바와 같이 산재되어 분포하는 표준지를 기준으로 인근지역을 분류한 결과, 연결하지 않은 지역도 하나의 지역으로 묶이는 현상이 발생하였으며, 이는 향후 보완하여야 할 부분으로 판단된다.

4번(청색)과 5번(하늘색)은 2번 인근지역 다음으로 지가수준이 높은 지역으로, 전주시 중앙의 도심 일부를 포함한 남동쪽과 남서쪽에 각각 위치하고 있다.

나머지 1번(검정색)과 3번(연두색)은 지가수준이



(a) 5개 인근지역의 구획



(b) 5개 인근지역의 지가분포



(c) 2번 인근지역

그림 2. 인근지역의 분류

낮은 외곽의 농경지대를 나타내며, 3번보다는 보다 번두리에 위치한 1번 지역의 지가수준이 가장 낮은 편이다.

### 3) 설명변수의 선별

국내의 선행연구를 살펴보면 주택의 가격형성요인에 대한 연구성과가 풍부한 편이며, 특히 국내의 경우 자료 수집이 비교적 용이한 아파트에 연구가 집중된 편이다. 흔히 나지(裸地; vacant lot)라고 지칭되는, 토지만의 가격형성요인을 검토한 사례는 흔하지 않으나 일부 선행연구 결과를 정리하면 표 2와 같다.

표 2의 설명변수 중 서교(2005)의 경우 개별 토지가격이 아닌 시군구별 평균지가를 종속변수로 사용하였으며 이에 따라 설명변수도 시군구 차원의 변수를 주로 활용하였다. 반면, 개별 토지가격을 종속변수로 한 연구는 대부분 현행 개별 공시지가 비준표 항목을 준용하여 설명변수를 설정하였다(주용범 외, 2008; 최수 외, 2009).

본 연구에서도 비준표에 포함된 항목을 주된 설명변수로 고려하였다. 현재 비준표에 포함된 항목은 용도지역, 토지면적, 이용상황 등 총 33개에 이른다.<sup>6)</sup> 이 중 상관관계 분석 등을 통해 토지가격 형성에 중요한 영향을 미친다고 판단되는 항목을 표 3과 같이 5개로 선별하였고, 변수 유의성을 높이기 위해 세항목 수준에서 유사한 범주들은 통합하였다. 이후 전통회귀 모형(OLS) 적합을 통해 유의하지 않은 변수는 제거하였으며, 이 과정에서 토지가격 형성에 큰 영향을 미치는 것으로 알려진 방위가 제거되었다.

따라서 식(3)의 고정효과 부분(fixed component)은 다음과 같이 구성된다.

$$\begin{aligned} & \text{용도지역}_{ijk} + \text{이용상황}_{ijk} + \text{경사도}_{ijk} + \text{접면도로}_{ijk} + \\ & \text{연도}_{ijk} + \text{용도지역}_{ijk} \times \text{연도}_{ijk} + \text{이용상황}_{ijk} \times \text{연도}_{ijk} + \\ & \text{경사도}_{ijk} \times \text{연도}_{ijk} + \text{접면도로}_{ijk} \times \text{연도}_{ijk} \end{aligned} \quad (8)$$

여기서 '연도'와 나머지 항과의 상호작용항이 필요하지 여부는 GLS(generalized least squares) 모형 적합 후, 상호작용항이 포함된 모형과 그렇지 않은 모형 간

표 2. 토지의 가격형성요인

저자	설명변수
서 교(2005)	경지면적, 산지면적, 사업체수, 농가수, 인구밀도, 노령화지수, 지방세징수액, 주택총수 등 (종속변수: 시군구별 평균지가)
주용범 외(2008)	용도지역, 용도지구, 용도구역, 계획시설, 임야 여부, 농지 여부, 고저, 형상, 방위, 도로접면, 간선도로 거리, 비옥도, 경지정리, 면적, 지목, 토지이용상황, 철도 등과의 거리, 폐기물시설과의 거리 등
최 수 외(2009)	용도지역, 토지이용상황, 도로접면, 개발사업지구로부터의 거리
Gloudemans(2011)	면적, 접면너비(front feet), 형상, 경사, 고도, 기반시설(상하수도 등) 유무, 편익시설(호수, 골프장) 인접 여부, 조망 등

표 3. 비준표 항목에 기준한 설명변수

항목	세항목	비고
용도지역	주거지역/상업지역/자연녹지지역/계획관리지역 등	일부 유사한 용도지역 통합
이용상황	주거용/상업용/주상용/공업용/전/답/자연림 등	일부 유사한 이용상황 통합
경사도	평지/급경사/완경사/저지	-
접면도로	세불/세로/소로/중로/광로 <sup>7)</sup>	일부 유사한 접면도로 통합
방위	동/서/남/북	최종 설명변수에서 제외

\* \_\_ 친 세항목은 기준 범주(reference category)를 표시

우도비 검정(likelihood ratio test)을 통하여 확인하였으며, 상호작용항 누락시 모형 적합도가 현격하게 떨어짐을 확인할 수 있었다.<sup>8)</sup>

#### 4) 모형의 적합 및 검증

일반적인 GLS 모형의 임의효과 부분은 수준 1에서의 오차항  $\varepsilon_{ijk}$ 만 가정하는 셈이 된다. GLS 모형을 확대하여 다수준모형을 적용할 필요성이 있는지는 모형의 적합 정도와 로그우도(Log Likelihood) 값<sup>9)</sup>을 기준으로 검토하였으며 그 결과는 그림 3과 같다. (a)는 GLS 모형<sup>10)</sup>, (b)는 필지 수준에서의 임의효과 부분  $\alpha_j$ 만을 추가한 2-수준 모형, (c)는 필지 수준  $\alpha_{jk}$  및 인근지역 수준  $\alpha_k$ 의 임의효과를 모두 추가한 3-수준 모형의 적합도를 보여준다.

GLS 모형에서 2-수준 모형으로의 적합도 개선은 명확해 보이며, 2-수준에서 3-수준으로의 적합도 개선은 로그우도 기준으로는 확인할 수 있으나(24,294 → 24,458), 시각적으로 확연히 드러나지 않는다. 그

러나 3-수준 모형에서 2-수준 모형으로 단순화가 가능한지 카이제곱 검정 결과, p-value<0.0001로 단순화가 합리적이지 않음을 확인할 수 있었다(카이제곱 검정통계량 327.04, 자유도 1).

REML(Restricted Maximum Likelihood) 방법으로 추정된 최종 모형 적합결과는 표 4와 같다.

또한 임의효과부분에서 식(5)~(7)은 다음과 같이 산출되었다.

$$\hat{\sigma}^2 = [0.086^2] \tag{9-1}$$

$$\hat{\Sigma}_{\text{필지}} = \begin{bmatrix} 0.453^2 & -0.006 \\ -0.006 & 0.023^2 \end{bmatrix} \tag{9-2}$$

$$\hat{\sigma}^2_{\text{인근지역}} = [0.343^2] \tag{9-3}$$

필지(수준 2) 및 인근지역(수준 3)이라는 상위 수준에 따라 가격 변동성이 큰 사실은 집단 내 상관관계수 (ICC, intra-class correlation)를 통해서도 확인할 수 있다. 표 5는 수준에 따른 가격 변동성을 보여준다.

즉, 가격의 전체 변동성 중 62.0%가 필지 수준(수

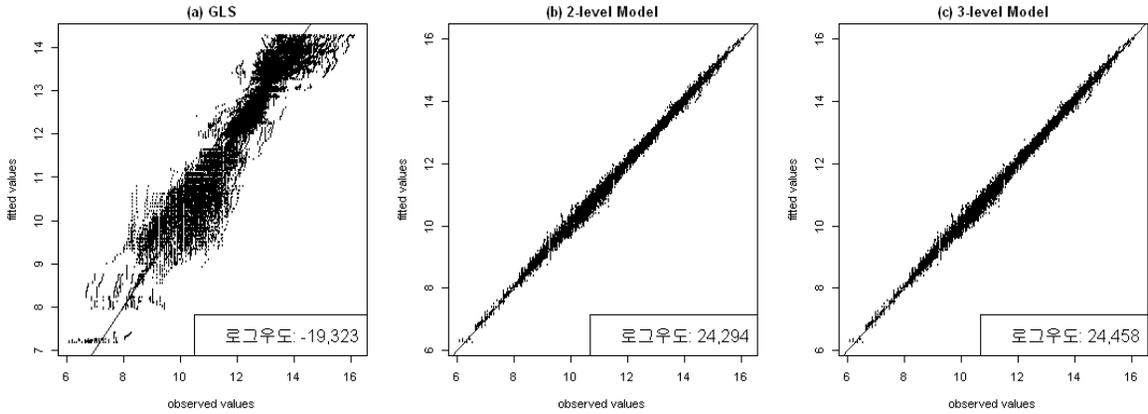


그림 3. 모형별 적합도

표 4. 모형 적합결과(고정효과 부분)

주효과	Estimate	Std. Error	t-value	p-value	상호작용 효과	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
상수항	12.382	0.156	79.536	0.000	연도×계관	0.047	0.009	5.198	0.000
계관	-2.364	0.177	-13.373	0.000	연도×농림	0.027	0.009	2.897	0.004
농림	-2.495	0.185	-13.517	0.000	연도×보전	0.032	0.005	6.252	0.000
보전	-2.434	0.099	-24.474	0.000	연도×생관	0.035	0.017	2.094	0.036
생관	-2.018	0.327	-6.168	0.000	연도×생산	0.031	0.004	8.479	0.000
생산	-1.590	0.072	-22.222	0.000	연도×일공	0.003	0.006	0.468	0.640
일공	-0.539	0.109	-4.958	0.000	연도×일상	-0.031	0.002	-17.651	0.000
일상	0.540	0.036	15.172	0.000	연도×자연	0.044	0.002	21.583	0.000
자연	-1.625	0.041	-39.167	0.000	연도×전공	-0.008	0.014	-0.597	0.551
전공	-0.611	0.274	-2.228	0.026	연도×준공	-0.006	0.006	-0.969	0.332
준공	-0.194	0.126	-1.534	0.125	연도×공업	0.007	0.008	0.947	0.344
<b>연도</b>	<b>0.016</b>	<b>0.001</b>	<b>12.827</b>	<b>0.000</b>	연도×답	0.024	0.003	7.888	0.000
공업	-0.227	0.149	-1.521	0.128	연도×상업	-0.008	0.002	-3.722	0.000
답	-1.131	0.059	-19.252	0.000	연도×자연림	-0.016	0.005	-3.412	0.001
상업	0.720	0.043	16.859	0.000	연도×전	0.019	0.003	6.195	0.000
자연림	-1.350	0.093	-14.523	0.000	연도×주상	-0.007	0.002	-3.236	0.001
전	-1.012	0.058	-17.548	0.000	연도×토지임야	0.026	0.009	2.983	0.003
주상	0.380	0.040	9.561	0.000	연도×급경사	-0.022	0.006	-3.428	0.001
토지임야	-1.334	0.168	-7.960	0.000	연도×완경사	0.006	0.002	3.686	0.000
급경사	-1.298	0.123	-10.528	0.000	연도×저지	-0.016	0.012	-1.325	0.185
완경사	-0.305	0.034	-8.961	0.000	연도×광로	-0.003	0.002	-1.140	0.254
저지	0.028	0.229	0.121	0.904	연도×세불	-0.004	0.002	-2.556	0.011
광로	0.504	0.047	10.822	0.000	연도×소로	-0.005	0.002	-2.891	0.004
세불	-0.061	0.032	-1.946	0.052	연도×중로	-0.003	0.002	-1.310	0.190
소로	0.214	0.035	6.150	0.000					
중로	0.358	0.044	8.098	0.000	로그우도	24,458			

표 5. 수준에 따른 가격 변동성

구분	계수	변동성	ICC
수준 1 (연도별 가격)	상수항	$\hat{\sigma}^2 = 0.086^2$	2.2%*
수준 2 (필지)	상수항	$\hat{\Sigma}_{\text{필지}(1,1)} = 0.453^2$	62.0%
	연도	$\hat{\Sigma}_{\text{필지}(2,2)} = 0.023^2$	0.2%
수준 3 (인근지역)	상수항	$\hat{\sigma}_{\text{인근지역}}^2 = 0.343^2$	35.6%
	(합계)	0.331	100%

\*  $ICC = \frac{0.086^2}{0.331} \times 100$

준 2)에서의 변동성에 해당하고, 35.6%가 인근지역 수준(수준 3)에서의 변동성에 해당한다. 따라서 단일 오차항보다는 필지 수준(시계열 속성)에서의 오차항과 인근지역 수준(공간 속성)에서의 오차항을 함께 고려하는 것이 모형의 적합도를 높일 수 있었다.

#### 4. 지가형성요인 분석

##### 1) 인근지역에 따른 임의효과 분석

수준 3에서의 인근지역에 따른 회귀계수는 표 6과 같이 산출되었으며, 인근지역 2(전주시 도심의 상가지대)의 지가수준이 가장 높고, 그 다음이 인근지역 4 및 5, 마지막으로 북측 외곽에 위치한 인근지역 1 및 3이 가장 낮은 지가수준을 보이는 등 앞서 분석한 내용과 일관성이 있는 것으로 해석된다.

표 4의 모형 적합 결과에서 ‘연도’의 회귀계수는 +0.016으로 이는 ‘96년에서 ‘12년까지 17년간 전주시 전체의 지가가 완만하게 상승하고 있음을 의미한다. 상수항은 12,382이므로 ‘96년 초 전주시 전체의 평균 공시지가는  $\exp(12.382) = 238,500$ 원/㎡(토지특성이 주거지역, 주거용, 평지 및 세로인 필지 기준)이고, 이를 연도 회귀계수와 연결시켜 해석하면 1년 후 전주시 평균 공시지가는  $\exp(12.382 + 0.016 \times 1) =$

표 6. 인근지역(수준 3) 회귀계수

구분	회귀계수	가격수준	격차율
인근지역1	-0.282	179,900/㎡*	75%**
인근지역2	0.576	424,200/㎡	178%
인근지역3	-0.179	199,400/㎡	84%
인근지역4	-0.148	205,700/㎡	86%
인근지역5	0.032	246,200/㎡	103%

\* 표 4의 상수항 12,382  $\rightarrow \exp(12.382 - 0.282) = 179,900$

\*\*  $\exp(12.382) = 238,500$ 원/㎡ 대비 가격 비율

242,300원/㎡이 되며, 분석 종료기간인 ‘12년에는  $\exp(12.382 + 0.016 \times 17) = 313,000$ 원/㎡이 된다.

그러나 이러한 추세는 어디까지나 전주시 전체의 일반적 경향일 뿐, 세부 지역으로 나누어 분석할 경우 ‘심슨의 역설(Simpson’s Paradox)’에서 나타난 것처럼 지가 추이는 상이할 수 있다. 본 연구에서는 수준 2에서 연도 회귀계수에 임의효과를 부여하여 종단분석을 가능케 하였으므로, 1,894개 필지마다 상이한 연도 회귀계수가 산출되었다. 그림 4는 수준 2에서의 1,894개 필지별 연도 회귀계수 값을 보여준다.

그림 4를 보면 각 필지마다 연도 회귀계수가 부호뿐 아니라 그 절대적 크기도 상이함을 알 수 있으며 이는 시간의 흐름에 따른 지가 변화 추세가 필지마다 다양함을 의미한다. 그림 4의 필지별 연도 회귀계수 값의 분포 현황을 5개 인근지역별로 구분하여 표현하면 그림 5와 같다.

즉, 인근지역별로 연도 회귀계수의 분포 현황이 상이함을 알 수 있는데, 예를 들어 도심 상가지대로 구성된 인근지역 2에 소재하는 필지들의 연도 회귀계수는 대부분 음(-)의 값을 갖는 바, 이 지역은 전반적으로 지가가 하락하고 있는 지역임을 알 수 있다. 반면, 인근지역 1의 연도 회귀계수는 대부분 양(+ )의 값을 갖는 바, 지가가 평균적으로 상승하고 있는 지역이다. 실제, 전주시 도심의 상가지대는 지난 90년대 이후 지속적으로 침체되고 있는 지역이며, 전주시 북서측 외곽에 위치한 인근지역 1은 2005년 ‘전북 혁신도시’로 지정·개발(만성동, 장동 일대)되는 등 한때 급속한 지가 상승을 경험한 지역이다.

이와 같이 전주시의 지가 추이를 단일 수준으로 접

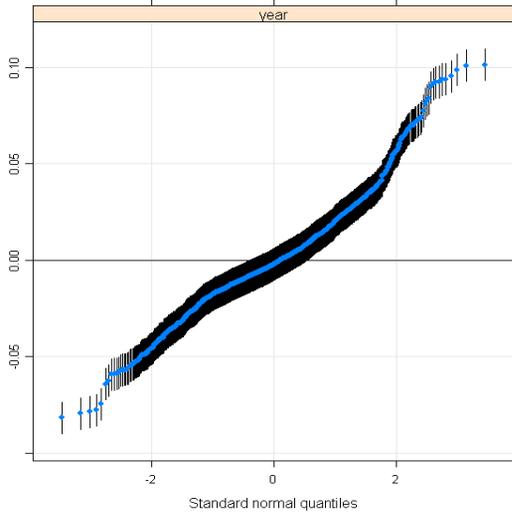


그림 4. 수준 2에서의 필지별 연도 회귀계수 분포

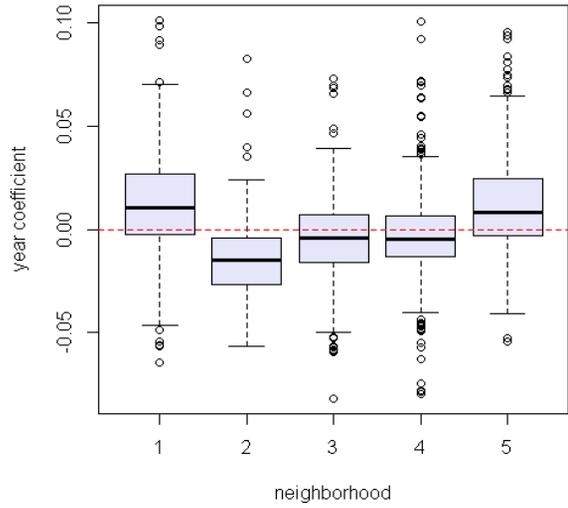


그림 5. 인근지역별 연도 회귀계수 분포 현황

근하지 않고 지역을 구분하여 접근한 결과, 세부 공간에 따른 지가 추이 파악이 가능하였고, 따라서 현실에 보다 부합하는 해석을 내릴 수 있었다.

## 2) 주효과(main effects) 분석

표 4의 모형 적합 결과에서 주효과를 살펴보면, 모든 설명변수(용도지역, 이용상황, 경사도, 접면도로)가 전반적으로 유의하나 일부 세항목에서는 유의하지 않은 항목도 나타나고 있다. 용도지역 측면에서 준공업지역(약자: 준공)은 통계적으로 유의하지 않은데, 이는 전주시의 경우 기준 범주인 주거지역의 지가 수준과 준공업지역 내 토지의 지가수준이 유사하기 때문인 것으로 풀이된다. 이러한 현상은 이용상황 측면에서 기준범주인 주거용 대비 공업용 회귀계수가 유의하지 않은 것에도 확인할 수 있다. 경사도 측면에서 기준범주인 평지 대비 저지(低地)의 회귀계수가 유의하지 않은데, 이는 ‘저지’에 해당하는 표준지가 매우 적기 때문인 것으로 해석된다(4필지).

이와 같이 일부 유의하지 않은 세항목이 존재하기는 하나, 추정하여야 할 모수(parameters)를 고정효과와 임의효과로 나누어 그룹 내 변동성을 살피는 것이 다수준모형의 본질임을 고려할 때, 상기와 같이 세항

목별 통계적 유의성을 검토하는 것은 부차적인 작업이라 할 수 있다.

종속변수는 공시지가에 자연대수를 취한 값이므로 각 회귀계수를 지수화(exponentiate)하면 기준 범주 대비 가격 격차율이 되며, 현행 토지가격 비준표도 이와 동일한 방법으로 작성되고 있다. 표 7은 표 4의 고정효과 부분을 토지가격 비준표와 유사하게 가격 격차율 측면에서 재구성한 것이다.

용도지역의 경우, 일반상업지역은 주거지역 대비 1.72배의 지가수준을 보이고 있으며, 이용상황 측면에서 전·답과 같은 농경지는 주거용 토지 대비 약 32~36% 정도의 지가수준을 나타내고 있다. 경사도 측면에서 평지인 토지 대비 완경사 토지는 약 74%, 급경사 토지는 약 27%의 지가수준을 보이고 있다. 접면도로 측면에서도 세불 → 세로 → 소로 → 중로 → 광로와 같이 접면도로 폭이 넓어질수록 가격배율이 높아지는 등 전반적인 가격 배율은 부동산 시장에서의 실제 격차율과 일관성이 있는 것으로 판단된다.

그러나 이러한 가격 격차율, 즉 지가형성요인은 고정된 것이 아니고 시간이라는 보다 상위 수준을 고려할 경우 상당히 달라질 수 있다. 예를 들어 1996년의 용도지역별 가격 격차율과 2012년의 용도지역별 가격 격차율은 매우 상이할 수 있다.

표 7. 설명변수(지가형성요인)에 따른 가격 격차율

용도지역		이용상황	
주거지역	1.00	주거용	1.00
계획관리지역	0.09	공업용*	0.80
농림지역	0.08	답	0.32
보전녹지지역	0.09	사업용	2.06
생산관리지역	0.13	자연림	0.26
생산녹지지역	0.20	전	0.36
일반공업지역	0.58	주상용	1.46
일반상업지역	1.72	토지임야	0.26
자연녹지지역	0.20		
전용공업지역	0.54		
준공업지역*	0.82		
경사도		접면도로	
평지	1.00	세로	1.00
완경사	0.74	세불	0.94
급경사	0.27	소로	1.24
저지*	1.03	중로	1.43
		광로	1.66

\*는 유의하지 않은 세항목을 표시

### 3) 시간의 흐름에 따른 효과(interaction effects) 분석

시간의 흐름에 따른 지가형성요인의 변화 정도는 표 4의 ‘연도’와 관련된 상호작용항을 살펴 확인할 수 있다. 예를 들어 계획관리지역(약자: 계관)의 경우, 주효과는 기준 범주(주거지역)보다 -2,364만 큼 낮은 반면, ‘연도’와 관련된 상호작용항 계수는 0.047로서 시간이 흐를수록 주거지역과의 격차가 줄어들고 있음을 알 수 있다.

그림 6은 시간의 경과에 따른 지가형성요인의 변화를 그래프로 표현한 것이다.<sup>11)</sup> 먼저 용도지역을 보면, 두 번째 굵은 선은 기준 범주인 주거지역의 시간의 흐름에 따른 가격 변화를 나타낸다. ‘연도’ 자체의 계수값이 +0.016이므로 시간이 경과할수록 주거지역의 지가수준은 조금씩 상승하고 있다. 지가형성요인의 변화가 가장 현격한 것은 상업지역과 자연녹지지역으로, 90년대에는 상업지역과 주거지역 간 가격격

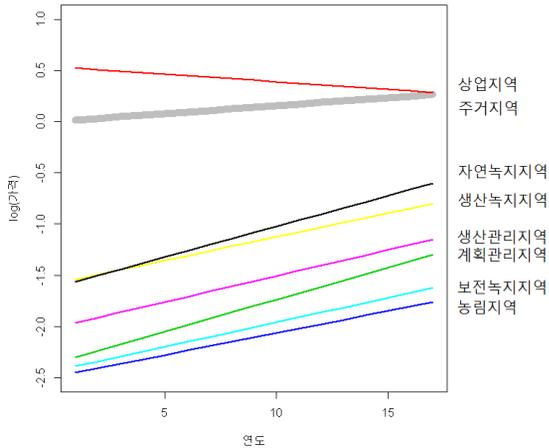
차가 컸으나 2012년에는 그 격차가 무시할 정도로 줄어들었고, 자연녹지지역 또한 주거지역과의 가격 격차를 상당히 줄였다. 전주시 상업지역은 전주역 및 전주시청 인근에 주로 지정되어 있으며 인구 감소, 상권 붕괴, 공실 증가 등으로 최근 2~3년간 실제 공시지가도 매년 하락한 지역에 해당한다. 그림 7은 최근 8년간 전주시 전체 인구의 증감 추이와 상업지역이 집중 지정되어 있는 전주역 인근(우아동1가)의 인구 변화를 비교한 것으로, 전주역 일대 인구가 지속적으로 감소하고 있음을 확인할 수 있다.

이용상황을 살펴 보면, 기준 범주인 주거용 대비 전 및 답의 가격 격차율 축소가 가장 현격하다. 이는 전주시가 혁신도시로 지정(2005년)되는 등 외곽의 타 용도로 전용가능한 농경지 가격이 상승하였기 때문인 것으로 풀이된다. 또한 과거에는 전이 답보다 가격이 높았으나, 현재는 그 차이가 미미할 정도로 줄어들었다. 이는 여러 가지로 해석할 수 있겠으나, 전·답을 ‘경작’의 대상으로 보지 않고 ‘대지(垵地)’로의 전용 가능성 측면에서 바라보기 시작하면 사실 두 이용상황 간 가격 차이가 없어야 하는 것이 합리적이다. 반면, 개발이 불가능한 자연림은 시간이 흐를수록 주거용 대비 지가가 더욱 하락하고 있음을 알 수 있다.

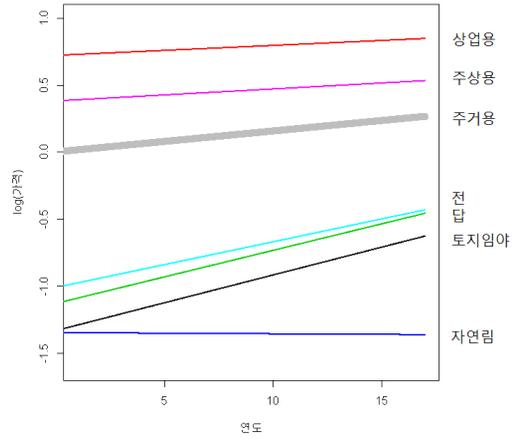
경사도의 경우에도 유사한 현상이 관찰되는데, 기준범주인 평지 대비 완경사 토지는 개발 가능성, 형질 변경 용이 등으로 인해 가격 격차율이 줄어들고 있는 반면, 급경사 토지는 그 격차를 더욱 벌리고 있다.

접면도로의 경우, 기준 범주인 세로보다 도로 폭이 좁은 세불에 접한 토지의 가격은 격차가 더욱 벌어지고 있는 반면, 세로보다 도로 폭이 넓은 소로에 접한 토지의 가격은 근소하나마 세로 토지와 가격 격차가 줄어들고 있다. 이는 건축이 어렵거나 불가능한 세불에 접한 토지의 수요는 지속적으로 하락하고 있음을 의미한다. 반면, 건축이 가능한 세로 내지 소로에 접한 토지에 대해서 시장 수요자들은 그 차이를 점차 무차별하게 인식하고 있음을 의미한다.

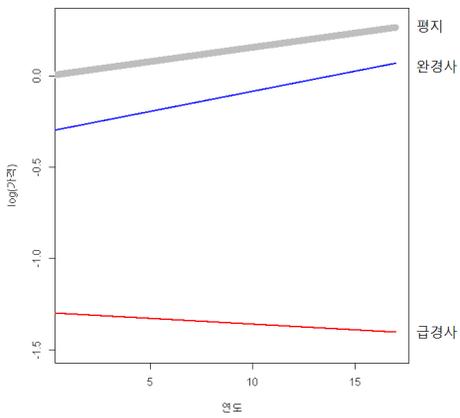
이와 같이 가격 격차율, 즉 지가형성요인은 고정된 것이 아니라 시간의 경과에 따라 항상 변하기 마련이다. 이러한 변화는 개발사업의 시행, 환경규제의 강화와 같이 매우 급격하여 쉽게 그 변화를 인지할 수도



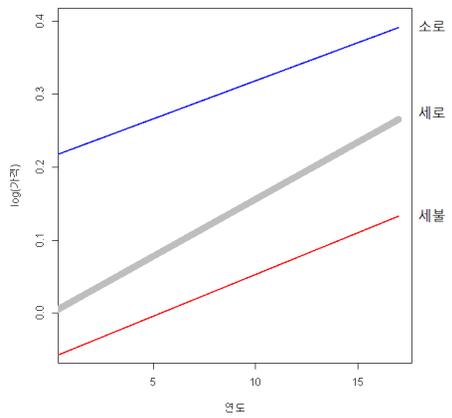
(a) 용도지역



(b) 이용상황

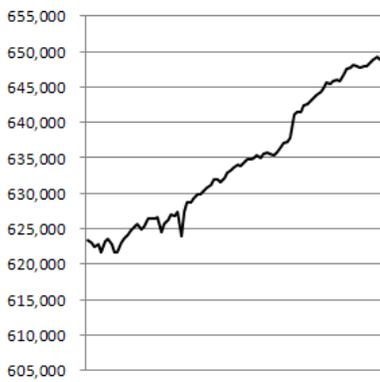


(c) 경사도

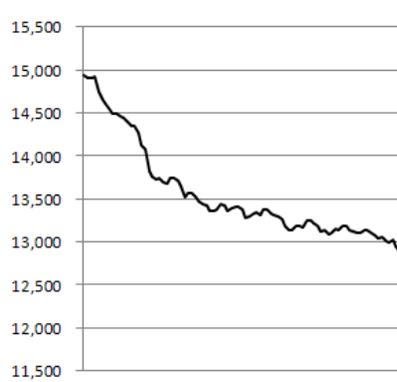


(d) 접면도로

그림 6. 시간의 경과에 따른 설명변수(지가형성요인)의 변화 양상



전주시 전체 인구(2005.8~2012.12)



우아동1가 인구(2005.8~2012.12)

그림 7. 인구 증감 추이

자료: 전주통계DB, 주민등록 인구 및 세대(<http://stat.kosis.kr/nsieu/view>)

있지만, 대부분 점진적이기 때문에 특별한 주의를 기울이지 않으면 구별하기 쉽지 않다.

마지막으로, 분석 초기에서부터 유의하지 않아 설명변수에서 배제한 방위는 그 의미를 다시 한번 생각해 볼 필요가 있다. 현행 토지가격 비준표에서 방위는 중요한 지가형성요인으로 취급되고 있으나,<sup>12)</sup> 본 연구에서는 그러하지 않다는 결과가 도출되었다. 단독주택이나 아파트의 경우 방위가 중요한 가격형성요인이 될 수 있으나, 토지의 경우 북향이라 하더라도(통상 나지(裸地)의 경우 방위는 필지의 어느 쪽 방향에 도로가 접했는지를 기준으로 판단한다) 남향으로 건물을 지으면 남향 토지에 남향 건물을 지는 경우와 별반 차이가 없다. 현재는 인접 필지와와의 일조권 침해 문제가 덜한 북향 토지를 보다 선호하는 현상도 나타나고 있음을 주목할 필요가 있다.

## 5. 결론

본 연구에서는 연도별 공시지가 자료가 시간 및 공간의 맥락적 속성(contextual dependency)을 동시에 갖는 자료임을 고려하여 3-수준 모형을 구성하였다. 또한 최상위 수준의 구분은 인위적 공간구획에 불과한 행정구역을 그대로 받아들이지 않고, 군집분석 방법을 활용하여 위치 및 가격 수준이 유사한 인근지역을 5개로 구분하였다. 이후 범주형 변수의 세항목을 통합하는 등 설명변수의 유의성을 높이면서 모형을 적합한 후, 산출된 결과를 해석하였다.

인근지역에 따른 연도 회귀계수를 살펴보면 어떤 인근지역에서는 음(-)의 계수값이 일반적인가하면, 다른 인근지역에서는 양(+)의 계수값이 주로 산출되는 등 세부 지역에 따라 지가변동 추세가 상이함을 확인할 수 있었다. 즉 표준지에 포함된 오차항을 단일 수준이 아닌 복수(개별필지 및 인근지역)의 공간수준으로 인식함으로써 보다 현실에 부합하는 해석을 내릴 수 있었으며, 이러한 접근은 현행 공시지가 비준표 작성에 의미 있는 시사점을 제공하는 것이라 할 수 있다. 또한 주효과와 계수를 보면 주거지역보다 상업지

역의 가격배율이 높게 나오는 등 전반적인 결과는 부동산 시장에서의 거래관행과 일치하였다.

마지막으로 연도와 관련된 상호작용항의 경우 용도지역, 이용상황, 경사도 및 접면도로 측면에서 시간이 경과할수록 어떤 지가형성요인은 그 영향력이 약해지는가 하면 다른 요인은 오히려 강해지는 것을 확인할 수 있었다. 특히 용도지역 측면에서 상업지역과 주거지역은 가격 격차율이 현저하게 줄어들었으며, 이는 특정 지역이 상업지역으로 지정된다하여도 그 이점이 거의 발생하지 않음을 의미한다. 따라서 전주시의 경우 상업지역을 대상으로 한 도심 활성화 사업이 시급함을 추론할 수 있다. 이용상황 측면에서도 전·답의 지가수준이 주거용 토지의 지가수준과 그 격차를 줄여가고 있다는 것은 농경지를 대상으로 한 개발 및 전용이 일어나고 있음을 추측할 수 있다. 따라서 전주시 외곽지대에 대해서는 농지의 보전 필요성과 개발 수요를 함께 고려한 지역개발 정책수립이 필요한 것으로 보인다.

지가형성요인의 이러한 동태성은 '변동의 원리(principle of change)'라고 하여 부동산 평가이론에서는 널리 알려진 사실이지만 실제 그 변화의 정도가 점진적이어서 쉽게 포착하기 어렵다. 자료에 내재된 시계열성을 존중하여 중단분석이 함께 이루어질 때 지가형성요인의 동태성은 보다 명확해지고, 시장상황 변화를 반영한 적절한 지가 산정 및 정책수립이 가능해질 것이다.

## 주

- 1) 부동산가격 전문가인 감정평가사가 현장조사 후, 인근지역의 가격자료를 수집, 분석하여 가격을 결정한다.
- 2) 행정구역을 사용하지 않고, 목적에 따라 별도의 구역을 획정하려는 노력은 통계청 최소 조사단위의 구획(강영욱 외, 2007) 등 여러 분야에서 진행되고 있다.
- 3) 자료의 정규 분포성에 보다 부합하도록 자연대수를 취하였다.
- 4) 이후 설명할 고정효과 부분(식 (8))에도 '연도'라는 변수가 포함되어 있으므로, 수준 2에서 '연도'를 추가하면 식 (8)의 상수항 뿐만 아니라 기울기 계수('연도' 변수의 회귀계수)에

도 임의효과를 부여한 것이 된다. 상수항에만 임의효과를 부여한다는 것은 모든 필지(1,894개)에 대한 '연도' 변수의 회귀계수가 동일하다는 것이고, 상수항 및 '연도' 변수에 임의효과를 부여한다는 것은 1,894개 필지마다 '연도' 변수의 회귀계수가 모두 상이함을 의미한다. 시간의 흐름에 따라 가격 변화 양상은 필지별로 다를 것이므로 상수항 뿐만 아니라 '연도' 변수에도 임의효과를 부여하는 것이 합리적이다. 실제로 모든 면에서 최종 모형구성과 동일하되, 수준 2에서 '연도' 변수만 배제하였을 경우(상수항에만 임의효과를 부여한 경우) 로그우도 11,817로 모형 적합도가 현격하게 낮아졌다.

- 5) 투입변수로 1,894개 표준지의 x-좌표, y-좌표 및 가격의 표준화값(standardized value)을 사용하였는 바, 지리적 위치가 가깝고 가격이 유사한 경우 우선적으로 군집을 형성하게 된다. 군집의 수는 계층적 군집방법인 Ward 방법의 dendrogram을 확인하여 5개로 사전에 정했으며, 최종 인 근지역 분류는 수평적 군집방법인 k-means 방법을 반복적으로 수행하여 확정하였다.
- 6) 지가에 영향을 미치는 요인은 이러한 요인 이외에도 무수히 많지만, 본 연구에서는 설명변수가 시간의 흐름에 따라 어떠한 변화를 보이는지에 초점을 두었으므로, 비준표 항목에 국한하여 유의한 변수를 선별하였다.
- 7) 세분: 자동차 통행이 불가능한 도로, 세로: 폭 8m 미만 도로 중 자동차 통행이 가능한 도로, 소로: 폭 8~12m 도로, 중로: 폭 12~25m 도로, 광로: 폭 25m 이상 도로
- 8) 두 모형은 중첩 모형(nested model)의 관계에 있으므로 ML(Maximum Likelihood) 방법으로 추정 후, 우도비 검정 결과, 두 모형간 우도비는 4,209.46으로  $p\text{-value} < 0.0001$ 이었다.
- 9) 일반적으로 모형 적합의 정도는 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion) 등으로 판단하지만, 다수준 모형의 경우 추정하여야 할 모수(parameter)의 수를 명확히 정의할 수 없어 적용에 어려움이 있다 (Gelman & Hill, 2007, p.525). 따라서 본 연구에서는 로그우도를 기준으로 모형 적합의 정도를 비교하였다.
- 10) GLS 모형 적합과정에서 특별한 가중치(weight) 옵션을 사용하지 않았기 때문에 적합 결과는 OLS(Ordinary Least Squares) 결과와 동일하다. 그럼에도 GLS 모형을 사용한 이유는, ML(Maximum Likelihood) 추정을 통해 로그우도 값 산출, 우도비 검정 등이 가능하였기 때문이다.
- 11) 다른 모든 특성 항목은 동일하되, 비교하려는 항목(예를 들어 주거지역과 상업지역)만 상이하다고 가정한 경우 시간의 흐름(year=1,2,...,17)에 따른 가격(자연대수값) 변화를 그래프로 표현하였으며, 통계적으로 유의한 상호작용항( $p\text{-value} 0.05$  이하)만 고려하였다.

12) 전주시의 경우 남향 1.00일 경우 북향은 0.97로 토지가격 배율이 설정되어 있다.

## 참고문헌

- 강영옥·윤은주·정재희, 2007, “소지역 통계구역 획정방안 연구,” 한국도시지리학회, 10(1), 15-36.
- 김성우·정건섭, 2010, “부산 아파트 실거래가를 이용한 전통적 헤도닉모형과 공간계량모형간의 적합도에 관한 비교연구,” 부동산학연구, 16(3), 41-55.
- 김영호, 2007, “베이지언 계층 모델을 이용한 도시 주거 범주의 사회 경제적 분석,” 한국도시지리학회, 10(1), 115-127.
- 김종원, 2000, “주택시장에서 공간자기상관의 검증 및 회귀계수의 추정,” 경제학 연구, 48(2), 155-173.
- 김주영·김주후, 2006, “위계선형모형을 적용한 근린특성의 지가영향 분석,” 국토계획, 41(5), 33-43.
- 박헌수·정수연·노태욱, 2003, “공간계량경제모형을 이용한 아파트가격과 공간효과분석,” 국토계획, 38(5), 115-125.
- 서교, 2005, “헤도닉분석기법과 공간계량경제모형을 이용한 농촌지역 지가의 영향인자 분석,” 농촌계획, 11(3), 11-17.
- 성현근·황보희·박지형, 2012, “다수준 회귀모형을 활용한 TOD 계획요소의 통행형태 변화 실증분석,” 국토계획, 47(3), 265-278.
- 이성현·전경구, 2012, “위계적 선형모형을 통한 도시기반시설이 주택가격에 미치는 영향 연구,” 국토계획, 47(4), 193-204.
- 이세원·이희연, 2012, “위계선형모형을 이용한 중소기업의 혁신성과에 영향을 미치는 지역 환경요인 분석,” 국토계획, 47(3), 279-293.
- 이용만, 2008, “헤도닉 가격 모형에 대한 소고,” 부동산학 연구, 14(1), 81-87.
- 이준하·김호철, 2008, “브랜드가 아파트 가격형성에 미치는 영향분석 - 수도권 택지개발지구를 중심으로,” 도시행정학보, 21(1), 185-201.
- 이지영, 2001, “GIS의 공간통계분석을 활용한 지가분석,” 석사학위 논문.
- 전주통계 DB, 주민등록 인구 및 세대, <http://stat.kosis>.

- kr/nsieu/view
- 정수연, 2006, “교육요인이 서울아파트가격에 미치는 영향에 관한 연구,” 국토계획, 41(2), 153-166.
- 정윤혜·최막중, 2012, “타운하우스의 가격결정 요인에 관한 실증분석,” 국토계획, 47(3), 209-219.
- 주용범·김양희, 2008, 토지가격비준표 개선방안에 관한 연구, 한국부동산연구원, 서울.
- 최수·서순탁·박지영, 2009, “개발사업이 주변지역의 지가에 미치는 영향권 설정에 관한 연구,” 국토연구, 62, 235-262.
- 최열·권연화, 2004, “위계선형모형을 이용한 교육환경이 주택가격에 미치는 영향 분석,” 국토계획, 39(6), 71-82.
- 허윤경, 2007, “주택가격의 공간적 영향력 검증: 서울과 부산의 아파트가격을 중심으로,” 한국주택학회, 15(4), 5-23.
- Borst, R. and McCluskey, W., 2008, Using Geographically weighted regression to detect housing submarkets: modeling large-scale spatial variations in value, *Journal of Property Tax Assessment & Administration*, 5(1), 21-54.
- DiPasquale, D. and Wheaton, C. W., 1996, *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall, p.67, New York.
- Eisenhart, C., 1947 **The assumptions underlying the analysis of variance**, *Biometrics*, 3, 1-21.
- Gelman, A. and Hill, J., 2007, *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*, Cambridge University Press, New York.
- Gloudemans, R., 2011, *Fundamentals of Mass Appraisal*, International Association of Assessing Officers, 320, Kansas City.
- Guo, S. and Hussey, D., 1999, **Analyzing longitudinal rating data: A three-level hierarchical linear model**, *Social Work Research*, 23(4), 258-268.
- Jones, K. and Bullen, N., 1993, A Multi-level Analysis of the Variations in Domestic Property Prices: Southern England, *Urban Studies*, 30(8), 1409-1426.
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C., Neter, J. and Li, W., 2005, *Applied Linear Statistical Models*, fifth edition, McGraw-Hill Book Co. Inc., New York.
- LeSage, J. and Pace, R. K., 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall, Boca Raton.
- Orford, S., 2000, Modelling Spatial Structures in Local Housing Market Dynamics: **A Multilevel Perspective**, *Urban Studies*, 37(9), 1643-1671.
- Rosen, S., 1974, Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy*, 82, 34-55.
- Tiwari, P. and Shukla, G., 2011, Approach of Linear Mixed Model in Longitudinal Data Analysis using SAS, *Journal of Reliability and Statistical Studies*, 4(1), 73-84.
- Weiss, R., 2005, *Modeling Longitudinal Data*, Springer, New York.
- Zietz, J., Ziets, E. and Sirmans, S., 2008, Determinants of House Prices: A Quantile Regression Approach, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 37(4), 317-333.
- Zimmerman, D. L., 2000, Viewing the Correlation Structure of Longitudinal data through a PRISM, *The American Statistician*, 54, 310-318.
- Zurr, A., Ieno, E., Walker, N., Saveliev, A. and Smith, G., 2009, *Mixed Effects Models and Extensions in Ecology with R*, Springer, New York.
- 교신: 박기호, 151-742, 서울시 관악구 관악로 599, 서울대학교 지리학과(이메일: khp@snu.ac.kr, 전화: 02-880-6453, 팩스: 02-876-9498)
- Correspondence: Key Ho Park, Department of Geography, Seoul National University, 599 Gwanangno, Gwanak-gu, Seoul, 151-742, Korea (e-mail: khp@snu.ac.kr, phone: +82-2-880-6453, fax: +82-2-876-9498)
- 최초투고일 2013. 3. 11  
수정일 2013. 4. 10  
최종접수일 2013. 4. 15