



# 공간효과를 고려한 지역 간 빈집 증감의 영향요인 차이\*

## Differences in Factors Affecting the Increase and Decrease of Vacant Houses among the Local Governments Considering Spatial Effects

이창효\*\* · 김기중\*\*\*

Yi, Changhyo · Kim, Kijung

### Abstract

This study aimed to confirm the spatial heterogeneity of factors affecting the rate of increase and decrease of vacant houses in Korea at a temporal range of 2015–2018. The basic spatial unit included the local government, which comprises 250 cities, counties, and districts across the country. An empirical analysis using geographically weighted regression (GWR), an analysis model that considers spatial heterogeneity of spatial data, was applied. Subsequently, the significant variables related to demographic and housing characteristics that affected the rate of increase and decrease of both the entire and the apartment (APT) vacant houses were the proportion of elderly persons, number of fertile women, number of real estate transactions, housing supply rate, and number of new houses. Furthermore, the application of the GWR model improved the issue of spatial heterogeneity between the response and explanatory variables in the spatial data associated with vacant houses. Additionally, the coefficient of variation for the local regression coefficients of the GWR model indicated that the influencing factors of the APT model had more spatial heterogeneity than those of the entire model. Finally, considering the cluster mapping based on the spatial dependence of local regression coefficients among the local governments, each group was not limited to the boundaries of the metropolitan and provincial governments, and exhibited differences in the characteristics of the significant factors between groups.

**주제어** 빈집, 공간효과, 공간적 이질성, 지리가중회귀모형, 지방자치단체

**Keywords** Vacant Houses, Spatial Effects, Spatial Heterogeneity, Geographically Weighted Regressions, Local Governments

## 1. 서론

### 1. 연구의 배경 및 목적

산업화와 함께 나타난 이촌향도(離村向都)는 경제성장기의 우리나라 도시화를 대표할 수 있는 현상이었다. 도시화가 지속적으로 진행됨에 따라, 도시화율은 1960년대의 30% 미만으로부터

2000년대 초반에 80% 수준을 보이면서 지방도시 쇠퇴, 수도권으로의 집중현상이 나타났다. 2000년대에 접어들면서, 우리나라 도시 및 지역계획 분야에서는 도시관리 차원에서 도시쇠퇴와 도시재생이 주요 화두 중 하나로 등장하였다. 이와 같은 변화는 도시의 지속가능한 발전 측면뿐만 아니라 수도권으로의 집중, 저출산·고령화에 의한 우리나라의 인구구조 전환, 저성장시대 진입 등 인구·경제·사회적 여건의 변화 대응 측면에서도 중요성이 인

\* 이 논문은 2020학년도 한밭대학교 교내학술연구비의 지원을 받았음.

\*\* Professor, Hanbat National University (First Author: yich@hanbat.ac.kr)

\*\*\* Senior Researcher, SH Urban Research Institute (Corresponding Author: kjkim@i-sh.co.kr)



정되고 있다. 특히, 우리나라 지방 중소도시에서 인구감소 문제가 대두되고 있으며, 인구학적 변화 양상은 다양한 도시부문에 영향을 미치고 있다. 이러한 관점에서 최근 인구감소가 유발하는 공간적 문제와 관련한 '도시축소' 또는 이를 기회로 활용하고자 하는 '축소도시'에 대한 논의로 이어지고 있다(임형백, 2017).

도시축소로 인해 발생할 수 있는 문제로는 인구감소에 따른 시장규모의 축소, 그에 뒤따르는 고용감소 및 지역 경제침체, 기 공급한 도로, 철도, 공원, 녹지, 학교와 같은 기반시설의 이용 저하, 그리고 유지·관리를 위한 재정적 부담 증가가 있다(Gatzweiler et al., 2003; 왕경순·이삼수, 2019). 특히, 주택부문에서의 문제는 유휴 공간, 즉 빈집 관련 이슈이다. 2019년 수립된 '제5차 국토종합계획'에서, 추진 전략으로 제시된 '세대와 계층을 아우르는 안심 생활공간 조성'을 위한 주요 정책과제 중 하나가 노후 건축물 및 빈집의 모니터링을 포함한 계획적 관리와 활용일 정도로 빈집 문제는 현재 국가 차원의 핵심적인 정책 대상이라 할 수 있다.

2000년대 중반까지만 해도 빈집 문제는 도시지역보다는 농·어·산촌의 공가와 폐가에 초점을 맞추었다(최수명·한경수, 2002; 황한철 외, 2007). 그러나 최근에는 농촌 지역뿐만 아니라 중소규모의 쇠퇴도시, 나아가 대도시 내부의 기성시까지 쇠퇴 그리고 주택의 과다 공급과 수요 부족에 따른 빈집의 발생과 그 처리로 빈집 문제에 대한 이해와 내용적 범위가 확장되고 있다. 주택총조사 결과를 살펴보면, 우리나라의 빈집 총량은 2000년 513,059호, 2005년 727,814호, 2010년 793,848호, 그리고 2015년에 1,068,919호로 증가하였다. 총 주택 대비 빈집의 비율은 4.68%(2000년)에서 6.53%(2015년), 그리고 빈집 중에서 아파트가 차지하는 비중도 48.44%(2000년)에서 53.45%(2015년)로 지속적인 상승을 보이고 있다. 이는 우리나라에서 주택유형에 대한 선호도를 불문하고 빈집이 다양한 요인에 의해 발생하고 있음을 의미한다.

빈집이 특정 위치에서 발생하고 인접한 주변 공간으로 확산하는 현상을 설명하는 데 적용하는 대표적인 논거는 '깨진 유리창 이론(broken window theory)'이다. 이는 도시 또는 지역 내 특정 공간 범위에 빈집이 밀집 분포하는 현상에 대한 설명이며, 특정 지점에서 빈집이 발생한 후에 근린지역에 연속적으로 추가적인 빈집이 발생하는 과정을 해석하기 위해 범죄사회학 이론을 차용한 것이다. 이러한 시도는 빈집 발생의 공간적 의존성(spatial dependence)을 포괄할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 공간을 대상으로 하는 경우에는 가변적 공간단위 문제(modifiable areal unit problem, MAUP)를 고려해야 하며, 공간 분석단위의 규모에 따라 공간효과(spatial effect)가 달라질 수 있고 공간 분석단위가 커질수록 공간적 의존성에 비해 공간적 이질성(spatial heterogeneity)이 커질 수 있다(이상일, 1999). 이를 고려하면, 기존의 이론적 해석은 개별 빈집 또는 빈집 밀집지역과 같이 상대적으로 규모가 작은 공간 분석단위에서 적합하다는 한계가 있다.

반면, 거시적 공간 분석단위에서의 빈집 증가 관련 도시 및 지역 차원의 쇠퇴 그리고 축소 요인들에서는 공간적 의존성과 함께 공간적 이질성의 존재 가능성을 고려할 필요가 있다.

이와 같은 배경 하에, 본 연구의 목적은 빈집의 증감에 영향을 미치는 도시쇠퇴 및 축소 관련 요인들의 공간적 이질성을 확인하는 것이다. 특히, 개별 빈집 또는 빈집 밀집지역 단위 이상의 거시적 공간 분석단위에서 빈집 증감에 영향을 미치는 인구·경제·사회적 요인의 공간적 이질성을 고려한 연구를 수행함으로써, 지역 특성에 부합하는 빈집 정책 마련과 정책 시행의 실효성 제고를 위한 시사점을 제공하고자 한다.

## 2. 연구의 범위와 내용

본 연구의 시간적 범위는 2015년부터 2018년까지 만 3년 동안이며, 공간적 범위와 연구의 기초 공간단위는 전국의 250개 시·군·구이다.<sup>1)</sup> 기초 공간단위로 시·군·구를 설정한 이유는 도시쇠퇴 및 축소 측면에서 인접 시·군·구와의 공간효과 존재 가능성이 높은 거시적 공간 분석단위일 뿐만 아니라, 기초자치단체로서 해당 지역의 도시 및 지역계획을 수립·시행할 권한을 보유하기 때문이다.

본 논문은 I 장 서론에서 연구의 배경과 목적, 연구의 범위와 주요 내용에 대해 제시하였고, II 장에서는 빈집의 정의, 빈집 발생과 분포 특성, 그리고 빈집 발생의 영향요인 등에 대한 선행연구 결과를 검토하였다. III 장은 실증분석을 위한 연구가설 및 분석모형을 제시하고 이를 위한 분석자료에 대해 설명하였으며, IV 장에서는 III 장에서 설정한 분석모형을 활용하여 공간효과를 고려한 빈집 증감의 영향요인 분석결과를 도출하고, 지역 간 영향요인의 차이에 대하여 해석하였다. 끝으로, V 장에서는 실증분석 결과를 요약하고 연구의 정책적 시사점에 대하여 언급하였다.

## II. 이론 및 선행연구 고찰

빈집의 사전적 의미는 '사람이 살지 아니하는 집'으로, 공가(空家)라고도 한다. 빈집에 대한 정의와 유형 분류는 다음과 같은 법·제도와 선행연구에서 살펴볼 수 있다. 「빈집 및 소규모주택 정비에 관한 특례법」에서는 빈집을 "거주 또는 사용 여부를 확인한 날부터 1년 이상 아무도 거주 또는 사용하지 아니하는 주택"으로 정의하고 있으며,<sup>2)</sup> 통계청의 인구주택총조사에서는 조사 시점에 사람이 거주하지 않는 주택을 빈집으로 설정하여 통계를 작성하고 있다. 두 정의 모두에서 '거주 또는 사용 여부'는 공통적인 기준이나, 전자에서는 '거주 또는 사용 기간'까지를 고려하는 차이점이 있다. 반면, 인구주택총조사에서는 매매·임대·이사, 미분양·미입주, 현재 수리중, 일시적(기쁨) 이용, 폐가, 영업용, 기타 등 빈집이 발생한 사유를 기준으로 구분한 통계자료를 구축·제공



하고 있다. 유재성·이다예(2017)의 연구에서는 물리적 실태와 위해성을 기준으로 일시적 빈집, 일반 빈집, 불량 빈집, 철거대상 빈집, 잠재적 빈집 등 5가지 빈집 유형을 분류하였다. 이와 같이, 국내에서는 빈집의 정의와 유형에 대한 분류 기준이 명확히 확립되어 있지 않으며, 이에 따른 빈집 문제나 원인 진단 역시 미흡한 상황이다(이세원, 2018).

빈집 관련 국외 문헌들에서는 빈집의 분포, 발생 특성, 그리고 빈집 발생에 따른 주변 지역의 영향 등 다양한 실증 연구가 확인되었다. 빈집은 개별로 산재하여 분포하기보다는 공간적으로 군집화하는 경향이 있으며, 시간의 경과에 따라 연결 또는 인접한 지역으로 확산하는 형태가 있음이 확인되었다(Wilson et al., 1994; Morckel, 2014). 또한, 빈집 발생에는 해당 지역에서의 인구 감소와 함께, 신규주택의 공급, 주택의 노후화, 빈곤층 및 고령자 가구의 증가, 고용 여건의 변화 등이 주요한 영향요인인 것으로 분석되었다(Silverman et al., 2012; Morckel, 2014; Molloy, 2016; Yoo and Kwon, 2019). 빈집의 발생과 확산에 따른 영향에 대한 미시적 공간단위의 선행연구들은 부동산 가치의 하락, 공공 안전의 문제 등 인근 지역으로의 부정적 파급효과가 발생함을 확인하였으며(Spelman, 1993; Han, 2014), 건축물 연면적, 경과년수, 접속도로 여부에 따라 빈집 발생 가능성이 상이한 것으로 분석되었다(Baba and Hino, 2019). 이와 같은 국외 문헌들은 지역별로 빈집의 발생 및 영향을 미치는 요인에서 차이가 있음을 확인하였다. 이와 함께, Mallach(2010)는 빈집 발생의 방지, 관리, 지속가능한 재활용 등에 대한 법·제도적 개선, 정책 대안 및 전략을 제안하였다.

국내에서 수행된 선행연구들은 도시쇠퇴와 재생에 대한 관심 증가와 함께 2000년대 중반 이후부터 도시지역의 빈집 문제에 초점을 맞추기 시작하였다. 구도심 활성화와 관련하여 빈집의 공간적 분포와 특성을 파악하는 초기 연구(임정아 외, 2008)를 시작으로, 도시쇠퇴의 실태 파악과 전개 양상을 확인할 수 있는 특징 중의 하나로 도시 및 지구차원 모두에서 공·폐가와 공실률의 증가를 언급하였다(김광중, 2010; 김광중 외, 2010). 더불어, 빈집을 도시재생 목표 달성의 수단, 즉 자산으로 간주하고 빈집의 정비와 활용을 위해 필요한 제도 개선을 제안하는 국외의 사례 연구들이 다수 소개되었다(이재우, 2013; 남지현, 2014; 김진하·남진, 2016; 오준걸, 2016; 왕경순·이삼수, 2019). 최근에는, 빈집과 같은 유휴·방치 부동산의 도시 내 분포 특성에 대한 분석(한수경·이희연, 2016) 그리고 빈집 발생에 영향을 미치는 인구, 가구, 주택 관련 지역 특성에 대한 실증분석(노민지·유선중, 2016; 심희철·김재환, 2019; 이지민·최원, 2020; 카마타 요코·강정은, 2020)은 일반적인 회귀모형을 활용하여 광역적 도시권의 구분, 도시지역과 비도시지역의 차이, 국가 간 차이 등 다양한 관점을 반영한 연구가 실행되었다.

빈집이 발생하고 인근 주변 지역으로 확산하는 양상에 대한 일

반적 설명인 ‘깨진 유리창 이론’은 미국인 범죄학자 Wilson and Kelling(1982)에 의해 제시된 지역 사회학적 해석을 차용한 것이다. 이는 적절히 관리하지 않고 버려둔 빈집이 지역의 쇠퇴를 포함한 각종 문제를 파급시킬 수 있음을 의미한다. 우리나라에서도 빈집이 밀집한 지역에서의 빈집 증가 가능성이 상대적으로 높을 뿐만 아니라 주변 지역으로 확산되는 전이효과(spillover effect)도 동시에 나타날 수 있음이 확인되었다(강미나, 2018). 이는 빈집에 대한 연구에서 공간적 의존성의 내재 가능성을 고려할 필요성이 있음을 시사하며, 빈집 증감과 관련한 변화 양상 파악 또는 영향요인 규명을 시도한 최근 연구들(손은정 외, 2015; 강미나 외, 2017; 정수영·전희정, 2019)에서는 공간적 의존성을 포함하는 분석모형들을 적용하였다. 이와 같은 연구들은 특정 지역 내 빈집의 공간적 분포와 변화 추이가 주변에 인접한 지역들과 유사한 특성을 갖는다는 점을 전제하고 있으며, 특정 도시 내부 공간 또는 한정된 지역을 대상으로 하는 미시적 공간 분석단위에서의 연구뿐만 아니라 전국의 기초자치단체(시·군·구)를 공간 분석단위로 하는 거시적 차원의 분석에서도 ‘깨진 유리창 이론’에 기초한 빈집의 공간적 의존성이 내재할 가능성을 가정한 것이다.

공간데이터가 갖는 공간효과에는 공간적 의존성뿐만 아니라 공간적 이질성도 있다. 공간적 이질성은 공간 분석단위가 갖는 상이한 입지적 특성에 의해 공간상에서 차이가 발생하는 것을 의미한다(이희연·노승철, 2013). 공간 분석단위의 규모에 따라 달라질 수 있는 공간효과를 고려하는 연구들(서수복, 2014; 최성현·박선일, 2019)은 시·군·구와 같은 거시적 공간 분석단위에서 공간적 이질성을 반영할 수 있는 연구방법론의 적용이 필요함을 언급하였다. 기존의 빈집 관련 실증 연구들에서는 공간 분석단위에서의 규모에 상관없이 ‘깨진 유리창 이론’에 기초한 공간적 의존성 관련 분석 방법론을 적용하였다. 이와 달리, 기초자치단체와 같이 고유한 특성을 지니는 거시적 공간 분석단위를 활용한 빈집 연구를 위해서는 선행연구에서 검토한 공간적 의존성뿐만 아니라 공간적 이질성에 대한 고려가 필요하다. 또한, 도출된 실증 분석 결과를 토대로, 군집화 기법을 적용하여 기초자치단체 유형을 분류함으로써 빈집 증감과 관련한 유형별 맞춤형 정책 대안의 도출을 시도한다는 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다.

### III. 연구모형 및 자료 구축

#### 1. 연구가설 및 분석모형 설정

본 연구의 실증분석 내용은 전체적으로 다음의 절차를 통해 진행된다; ①빈집 증감에 영향을 미치는 요인 규명을 위한 최소제곱법에 의한 일반회귀분석(Ordinary Least Square, OLS), ②시·군·구 단위의 빈집 증감의 영향요인에 대한 공간적 이질성 검토, ③빈집 증감의 영향요인별 국지적 공간회귀계수를 활용한 시·



군·구 유형화.

본 연구에서는 '빈집의 증감과 영향요인 간 관계가 거시적 공간 분석단위의 지역별 입지에 따른 차이인 공간적 이질성의 공간효과를 갖고 있을 것이다'라는 연구가설을 설정하였다. 이러한 연구가설은 기존의 빈집 발생과 인접지역 확산이라는 미시적 공간 분석단위에서의 전개 과정에 대한 공간적 의존성 연구에서 그치지 않고, 보다 거시적인 공간 분석단위에서 빈집의 증감이 갖는 공간적 이질성에 대한 공간효과를 확인하기 위해 설정하였다. 연구가설의 검증을 위해, 공간계량경제모델(spatial econometrics models)을 적용하였다. 특히, 공간적 이질성을 고려하기 위해 종속변수와 설명변수 간의 관계를 추정하는 회귀계수의 공간 분석단위별 차이가 있다는 것을 전제하는 국지적 회귀모델(locally regressed model)인 지리가중회귀모델(Geographically Weighted Regression model, GWR)을 활용하였다(Fotheringham et al., 2002).

지리가중회귀모델은 공간적 이질성으로 발생하는 이분산성을 해결하기 위해, 이웃하는 관측값들에 대해 거리감쇄에 따른 가중치를 적용하여 모델을 추정한다. 즉, 공간 분석단위 간 지리가중행렬을 이용하는 공간적 위치  $i$ 를 고려하여 설명변수  $k$ 의 공간 분석단위별 회귀계수  $\hat{\beta}_{ki}$ 을 추정하게 되며, 지리가중회귀모델은 다음의 수식으로 나타낼 수 있다.

$$Y_i = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^m \beta_{ki} X_{ki} + \epsilon_i$$

$$\hat{\beta}_i = (X'W_iX)^{-1}(X'W_iY)$$

여기에서,  $\hat{\beta}_i$ 는 가중회귀최소제곱에 의해 산출되는 지점  $i$ 의 지리가중회귀계수이다.  $W_i$ 는 지점  $i$ 와 다른 지점들 간의 지리가중행렬이며, 가중치는 지점  $i$ 로부터 멀어질수록 0에 수렴한다. 가중치 산출에는 지수(exponential)함수, 가우시안(gaussian)함수 등 다양한 커널(kernel)함수를 적용할 수 있으며, 커널방식은 고정적(fixed) 커널과 적응적(adaptive) 커널로 구분된다. 지리가중회귀모델을 적용하는 지점들이 규칙적으로 분포하는 경우에는 고정적 커널을 적용할 수 있으나, 그렇지 않은 경우에는 적응적 커널을 통해 가변적인 커널을 설정함으로써 모델의 적합도를 향상시킬 수 있다(이희연·노승철, 2013).

본 연구의 실증분석을 위해 설정한 분석모형은 다음의 수식과 같다. 종속변수  $y_i$ 는 2015년부터 2018년까지 시·군·구  $i$ 의 연평균 빈집 증감률이고,  $\beta_{0i}$ 는  $i$ 의 회귀상수,  $x_{(d)i}$ 와  $\beta_{(d)i}$ 는  $i$ 의 설명변수와 해당 설명변수에 대한 지리가중회귀계수이다. 그리고 설명변수의 아래 첨자  $d, e, h$ 는 각각 빈집 증감과 관련한 인구, 경제, 주택 특성을 나타낸다.

$$y_i = \beta_{0i} + \sum_{d=1}^d \beta_{di} x_{di} + \sum_{e=1}^e \beta_{ei} x_{ei} + \sum_{h=1}^h \beta_{hi} x_{hi} + \epsilon_i$$

설정된 분석모형의 지리가중회귀계수 산출을 위한 지리가중행렬  $W_i$ 에 대해서는 본 연구의 공간 분석단위인 시·군·구가 규칙적 배열이 아닌 불규칙한 공간규모와 분포를 갖기 때문에 적응형의 가변적 커널로 설정하여 모형의 적합도를 높였다. 또한, 거리감쇄 관련 대역폭(bandwidth) 역시 특정 값을 사전에 정의하지 않고, AIC(Akaike Information Criterion) 값을 최소로 하는 대역폭을 자동으로 도출하도록 설정하였다(Fotheringham et al., 2002). 이는 본 연구와 같이 거시적 공간 분석단위(시·군·구)를 기준으로 한 빈집 증감의 공간적 영향 범위에 대한 선행연구 부재로 인하여, 특정 대역폭에 대한 사전적 정의가 어렵기 때문이다.

이와 함께, 빈집 증감에 영향을 미치는 요인의 공간적 이질성에 대한 GWR 적용 결과를 토대로, 빈집 증감에 대한 시·군·구 유형화를 수행하였다. 유형화는 지리정보시스템(Geographic Information System, GIS)의 군집 지도화 도구(mapping clusters toolset) 중 집단화 분석(grouping analysis) 기능을 적용하였다. 집단화 분석은 기계학습(machine learning) 방법 중 비지도 학습(unsupervised learning)을 활용하며, 개체가 지닌 여러 속성들과 공간적 제약요소를 토대로 최적 집단을 유형화하는 기능이다.

## 2. 실증분석 자료 구축

'Ⅲ.1. 연구가설 및 분석모형 설정'에서 제시한 분석모형에 활용할 실증분석 자료 구축 내용은 <Table 1>과 같다. 실증분석 자료 구축에 활용된 종속변수와 설명변수는 모두 연평균 증감률(Compounded Annual Growth Rate, CAGR) 값으로 산출하였다. 특정 시점의 값이 아닌 연평균 증감률로 변수 값을 산출하여 분석모형에 적용한 이유는 일정 기간 동안의 평균적 변화에 대한 실증분석이 지속적으로 심화되고 있는 빈집 문제에 대한 보다 의미 있는 시사점을 제공할 수 있을 것으로 판단했기 때문이다. 연평균 증감률(CAGR)은 다음의 수식으로 계산할 수 있다.  $V_t, V_0$ 는 최종 및 최초 년도의 변수 값이고,  $t$ 는 검토 기간(년)이다.

$$CAGR = \left( \frac{V_t}{V_0} \right)^{\frac{1}{t}} - 1$$

종속변수는 2015년부터 2018년까지 만 3년간 시·군·구별 전체 및 APT 빈집 수 증감률이며, 본 연구에서는 주택총조사 자료를 기초로 종속변수 값을 산출하였다. 주택총조사에서는 매매·임대·이사, 미분양·미입주, 현재 수리중, 일시적(가끔) 이용, 폐가, 영업용, 기타 등 빈집이 발생한 사유를 조사하고 있으나, 이러한 빈집 발생 사유의 상세 정보는 시·군·구 단위로 제공되지 않기 때문에, 본 연구에서는 고려하지 않았다. 전체 빈집 증감률과 APT 빈집 증감률을 구분하여 종속변수를 구성한 이유는 최근



**Table 1.** Dependent and explanatory variables applied in the empirical analysis

Division	Category	Variable	Description	Source
Dependent variable		Vacant houses (VH)	CAGR of vacant houses (total and APT)	Housing Census ('15~'18)
	Demographic characteristics	Migrated population (MP)	CAGR of migrated populations	Internal Migration Statistics ('15~'18)
		Households change (HC)	CAGR of the number of households	
		Elderly persons (EP)	CAGR of the proportion of population aged 65 years or over	Population Census ('15~'18)
		Fertile women (FW)	CAGR of the number of fertile women	
Explanatory variable	Economic characteristics	Employment rate (ER)	CAGR of employments to population ratio	Local Area Labour Force Survey ('15~'18)
		Local taxes (LT)	CAGR of the amount of local taxes per person	Local Finance Integrated Open System
		Local finance (LF)	CAGR of independent rate of finance	
		Real estate transaction (RT)	CAGR of real estate transactions	Korea Real Estate Board
	Housing characteristics	Housing supply (HS)*	CAGR of housing supply rate	Population & Housing Census ('15~'18)
		Old houses (OH)	CAGR of the number of houses over 30 years	Housing Census ('15~'18)
		New houses (NH)	CAGR of the number of houses under 5 years	

\*Estimated value based on the formula for calculating the (new) housing supply rate

농·어·산촌 지역뿐만 아니라 도시지역에서의 빈집 문제에 대한 관심 증가, 전체 빈집 중에서 APT 빈집이 차지하는 비중의 지속적인 상승(2000년 기준 48.44%, 2015년 기준 53.45%) 등으로 인해, APT 빈집에 대한 차별화된 분석의 필요성 때문이다.

설명변수의 설정은 거시적 공간 분석단위인 시·군·구의 빈집 비율에 영향을 미치는 요인에 대한 최근 국·내외 선행연구들(노민지·유선중, 2016; Molloy, 2016; Yoo and Kwon, 2019; 정수영·전희정, 2019; 심희철·김재환, 2019; 카마타 요코·강정은, 2020)에서 활용한 변수들에 대하여 검토하였고, 연평균 증감률로 설정한 설명변수 값 산출을 위해 2015~2018년의 만 3년간의 시계열적 자료 구축 가능성을 고려하였다(〈Table 1〉 참조). 이들 선행연구에서, 인구·사회적 요인으로는 인구 또는 가구 증감률, 순유입인구, 고령자 비율, 가임여성 비율, 평균 가구원 수 등이 설명변수로 적용되었다. 경제적 요인으로 검토된 설명변수는 신규사업체 수, 고용률 또는 취업인구 비율, 재정자립도, 1인당 지방세 부담액, 그리고 시도 대비 지역 총생산 비율, 그리고 주택거래량 등이었고, 주택 관련 요인 설명변수는 신규 및 노후주택 비율, 주택보급률 그리고 주택매매가격지수 등이었다.

본 연구의 실증분석에서 검토한 인구학적 특성 중 유입인구, 가구수는 도시의 쇠퇴 수준을 나타내는 가장 대표적인 요인이며, 고령자 비율 및 가임여성 인구수는 도시쇠퇴와 축소 현상에 대한 저출산·고령화의 영향을 파악하기 위한 것이다. 경제적 특성의 변수인 고용률과 부동산 거래 건수는 해당 지역의 경제적 활력을 나타내며, 지방세 부담액은 지역주민의 소득 수준에 대한 대체변

수로 이해될 수 있고 재정자립도는 일반적으로 쇠퇴지역에서 낮은 수준을 보인다. 그리고 주택 특성 중에 포함된 노후 주택수는 낙후한 도시환경 수준을 의미하며, 신규 주택수는 주택의 물리적 갱신 정도, 그리고 주택보급률은 주택 수요의 감소 및 공급 과잉 등 쇠퇴도시 양상과 관련이 있는 변수라 할 수 있다(이소영 외, 2012).

구축한 실증분석 자료에 대한 기술 통계량은 〈Table 2〉와 같다. 종속변수인 빈집 증감률은 2015년부터 2018년까지 만 3년 동안 연평균 약 10.2% 증가하였으며, 빈집 유형을 APT로 국한한 경우에는 약 13.9%로 상대적으로 더 높은 증가율을 보였고 시·군·구 간 편차도 컸다. 설명변수에서, 인구학적 특성 변수 중, 유입 인구수 증감률은 연평균 -2.5% 수준의 감소가 확인되었고 표준편차 5.603, 최솟값 -18.6, 최댓값 39.2 등 지역 간 차이가 인구 특성 변수 중에서 가장 큰 것으로 나타났다. 가구수 증감률, 고령자 비율과 가임여성 인구수 증감률은 가구규모 소형화 및 저출산·고령화 추이를 보여주었다. 고령자 비율 증감률은 연평균 3.4%였고, 가임여성 인구수 증감률은 연평균 -1.6%였다. 경제적 특성 변수인 고용률, 지방세 부담액, 재정자립도, 부동산 거래 건수 등의 연평균 증감률은 2015년부터 2018년까지 시·군·구 평균 값이 증가 추세를 보였으나, 고용률 및 부동산 거래 건수 증감률은 연평균 1%에 미달하는 증가에 그친 것으로 확인되었다. 주택 특성에 포함된 주택보급률 증감률은 연평균 0.4% 정도의 증가를 보였다. 이는 준공 후 30년 이상 경과한 노후 주택수와 5년 이하 신규 주택수 증감률(약 4.9%와 5.8%) 중에서 신규 주택수 증감률



Table 2. Descriptive statistics

Division	Category	Variable	Average	SD	Min.	Max.	
Dependent variable		Vacant houses (VH)	Entire	10.244	12.812	-30.023	78.006
			APT	13.891	21.932	-53.051	146.753
Explanatory variable	Demographic characteristics	Migrated population (MP)	-2.455	5.603	-18.596	39.230	
		Households change (HC)	1.283	2.397	-6.074	17.125	
		Elderly persons (EP)	3.385	2.105	-4.820	9.809	
		Fertile women (FW)	-1.564	2.945	-8.357	16.016	
	Economic characteristics	Employment rate (ER)	0.040	0.985	-3.847	3.902	
		Local taxes (LT)	11.617	22.999	-47.071	114.357	
		Local finance (LF)	2.051	7.104	-19.085	32.085	
	Housing characteristics	Real estate transaction(RT)	0.249	12.957	-36.798	59.333	
		Housing supply (HS)	0.418	1.233	-3.759	7.195	
		Old houses (OH)	4.927	10.521	-32.897	82.780	
		New houses (NH)	5.751	15.552	-34.170	93.654	

Note: all variables were calculated as CAGR value (%)

이 1% 정도 더 높은 것에서도 확인할 수 있는 사실이다. 또한, 노후 주택수 증감률과 신규 주택수 증감률의 표준편차, 최솟값, 최댓값은 신규 주택수 증감률이 지역 간 차이가 상대적으로 크다는 점을 나타낸다.

## IV. 빈집 증감 영향요인 분석 결과

### 1. OLS과 GWR의 적용

#### 1) 빈집 증감률에 대한 OLS 적용 결과

공간적 이질성을 고려한 빈집 증감 영향요인 실증분석의 첫 번째 단계로, 전체 및 APT 빈집을 대상으로 최소제곱법에 의한 일반회귀분석(OLS)을 실행하였다. OLS 분석 결과, 유의하지 않은 설명변수를 제외한 전체 및 APT 빈집 대상의 최종 OLS 모형은 F-stat 40.678과 23.101로 모두 유의수준 0.01 수준에서 유의한 것으로 확인되었으며, 모형의 설명력(Adj. R<sup>2</sup>)은 빈집 전체(Entire) 모형 0.443, APT 모형 0.307이었다. 또한, 종속변수와 설명변수 간 비고정성(non-stationary)을 나타내는 Koenker 통계량이 유의한 것으로 나타나, 지역에 따라 종속변수와 설명변수 간 관계가 달라지는 공간적 이질성이 존재함을 확인하였다. 이는 전역적 회귀모형인 OLS보다는 국지적 회귀모형인 GWR의 적용이 필요함을 시사하는 결과이다(〈Table 3〉 참조).

OLS 모형에 포함된 설명변수는 고령자 비율, 가임여성 인구수, 부동산 거래 건수, 주택보급률, 신규 주택수 증감률 변수로, 분산팽창계수(Variance Inflation Factor, VIF)가 10 미만으로 산출되어 변수 간 다중공선성은 확인되지 않았다. OLS 모형에 포함된 모든 설명변수가 정(+)의 영향요인으로 분석되었으며, 선

행연구에서는 분석 공간단위 유형과 종속변수인 빈집의 총량, 비율, 여부 등과 같은 변수 값 설정 방법에 따라 다양한 경향성을 나타냈다. 따라서 본 연구의 종속변수인 2015년부터 2018년까지의 연평균 증감률 그리고 시·군·구의 분석 공간단위를 적용한 실증 분석 결과임을 고려한 결과의 해석이 필요하다. 고령자 비율은 해당 변수의 증감률이 높을수록 빈집 발생 증감률 역시 높은 것으로 나타났다. 이는 고령화의 진전으로 빈집 발생 문제가 제기되는 현상에 부합하는 결과이며, 은퇴 이후의 주택 구매력 저하 때문으로 해석할 수 있다. 가임여성 인구는 지역 내 인구증가 가능성 또는 지역 활력(카마타 요코·강정은, 2020) 자체를 의미하는 것으로 받아들여지기도 하지만, 본 연구에서와 같은 가임여성 인구수의 높은 증가율은 인구증가 가능성 또는 지역 활력 증가에 따른 개발이 빈집 증가율 상승을 동반할 수 있는 것으로 해석할 필요가 있다. 높은 부동산 거래 건수 증감률은 부동산 거래를 통한 여과효과(filtering effect)가 빈집 발생 증감률 상승에 영향을 미친다는 선행연구 결과(심희철·김재환, 2020)와 일치하는 결과를 보였다. 주택보급률의 지속적인 상승은 주택 수요충 감소 또는 공급량 증가에 따른 현상이므로, 빈집 증감률의 상승을 초래할 수 있다는 일반적 통념과 일치하였다. 그리고 신규 주택수의 높은 증가율 역시 빈집 증가율을 상승시키는 요인으로 나타났으며, 신규 주택공급량 증가 자체뿐만 아니라 해당 지역에서 설치되는 편의시설로 인한 가구의 주거이동이 진행되면서 빈집 발생을 증가시키는 것으로 해석할 수 있다(노민지·유선중, 2016; 황정임 외, 2012). 이와 같은 설명변수들은 전국의 모든 지역에서 빈집 증가에 동일하게 작용하기 보다는 지역별로 인구·사회적 변화로 인한 빈집 증가 그리고 APT 신규 공급에 따른 빈집 증가 등 상이한 양상이 전개되는 것으로 이해할 수 있다.



**Table 3.** Results of the empirical analysis using OLS and GWR for the entire and APT vacant houses

Type	Category	Variable	OLS		GWR Coef.				
			Coef.	Sig.	Mean	Min.	Max.	SD	
Entire		(Intercept)	-0.854	.505	1.293	-16.381	9.305	4.405	
	Demographic characteristics	Elderly persons (EP)	2.898	.000 **	2.178	0.543	5.753	1.004	
		Fertile women (FW)	1.232	.000 **	0.862	-0.239	3.443	0.621	
	Economic characteristics	Real estate transaction (RT)	0.183	.000 **	0.188	0.011	0.559	0.074	
	Housing characteristics	Housing supply (HS)	5.166	.000 **	6.775	1.259	14.057	3.845	
		New houses (NH)	0.176	.000 **	0.177	-0.095	0.467	0.144	
		Local R <sup>2</sup>	-		0.561	0.342	0.699	0.065	
		Model summary	Adj. R <sup>2</sup> =0.443 AICc=1,848.564 Koenker (BP)=20.265**		Adj. R <sup>2</sup> =0.587 AICc=1,815.967		Kernel type: Adaptive Bandwidth: AICc Neighbors: 71		
	APT		(Intercept)	0.245	.921	5.271	-24.423	20.369	8.725
		Demographic characteristics	Elderly persons (EP)	3.594	.000 **	2.121	-0.316	9.628	2.066
Fertile women (FW)			1.892	.000 **	1.270	-2.066	5.205	1.479	
Economic characteristics		Real estate transaction (RT)	0.364	.000 **	0.409	0.010	1.067	0.209	
Housing characteristics		Housing supply (HS)	7.327	.000 **	9.760	1.415	26.565	6.832	
		New houses (NH)	0.224	.009 **	0.209	-0.354	0.750	0.272	
		Local R <sup>2</sup>	-		0.411	0.171	0.564	0.068	
		Model summary	Adj. R <sup>2</sup> = 0.307 AICc=2,172.022 Koenker (BP)=26.990**		Adj. R <sup>2</sup> =0.480 AICc=2,141.338		Kernel type: Adaptive Bandwidth: AICc Neighbors: 72		

\* Sig. < .05, \*\* sig. < .01

**2) 빈집 증감률에 대한 GWR 적용 결과**

OLS 모형에서 유의미한 영향요인으로 확인된 고령자 비율, 가입여성 인구수, 부동산 거래 건수, 주택보급률, 신규 주택수 등의 설명변수를 활용하여, GWR 모형을 구축하고 분석을 수행하였다. GWR 분석을 위한 가중치 함수로 적응형 AICc Kernel을 적용한 결과, 빈집 전체 모형은 0.587로 설명력(Adj. R<sup>2</sup>)이 향상되었고 1,815.967로 AICc가 유의미하게 감소하여 더 적합한 모형인 것으로 나타났으며, GWR 모형 추정에 참조된 지역의 수(Neighbors)는 71개였다. APT 모형 역시 0.480으로의 설명력 향상과 2,141.338로의 유의미한 AICc 감소가 있었고, 참조된 지역의 수는 72개였다(〈Table 3〉 참조).

국지적 결정계수는 빈집 전체 및 APT 모형 모두 지역별 차이를 보였고, 이는 시·군·구별로 종속변수와 설명변수들 간 영향관계가 상이함을 나타냈다(〈Figure 1〉 참조). 전체 모형의 지역별 결정계수는 최소 0.342에서 최대 0.699까지 범위로, 평균값은 0.561이었다. APT 모형의 경우에는 최솟값 0.171, 최댓값 0.564,

그리고 평균값 0.411로 상대적으로 낮은 설명력을 보였다. 이는 APT 빈집의 발생이 지역 단위의 인구·사회·경제적 요인 이외에 추가적인 요인들이 작용할 수 있음을 시사하는 결과이다.

시·군·구별로 추정된 설명변수의 국지적 회귀계수를 10분위로 구분한 결과 역시 공간적으로 매우 다른 분포 양상을 보였다(〈Figure 2〉 참조). OLS 결과에서와 같이, 국지적 회귀계수는 전국 대부분의 시·군·구에서 정(+)의 값을 보였으나, 전체 빈집 모형의 가입여성 인구수, 신규 주택수 그리고 APT 빈집 모형의 고령자 비율, 가입여성 인구수, 신규 주택수의 경우에는 일부 지역에서 부(-)의 값이 확인되었다. 이와 같은 결과는 빈집 증감과 관련한 영향 요인들이 시·군·구 단위에서 공간적 이질성을 지님을 의미한다.

광역자치단체별로 상대적으로 영향력이 큰 국지적 회귀계수를 살펴보면, 빈집 유형 및 지역별 차이가 확인되었다. 첫째 전체 빈집 측면에서, 서울은 주택보급률과 신규 주택수, 부산과 대구는 부동산 거래 건수, 인천은 주택보급률과 부동산 거래 건수, 광주 는 신규 주택수, 대전은 가입여성 인구수 증감률이었다. 경기는



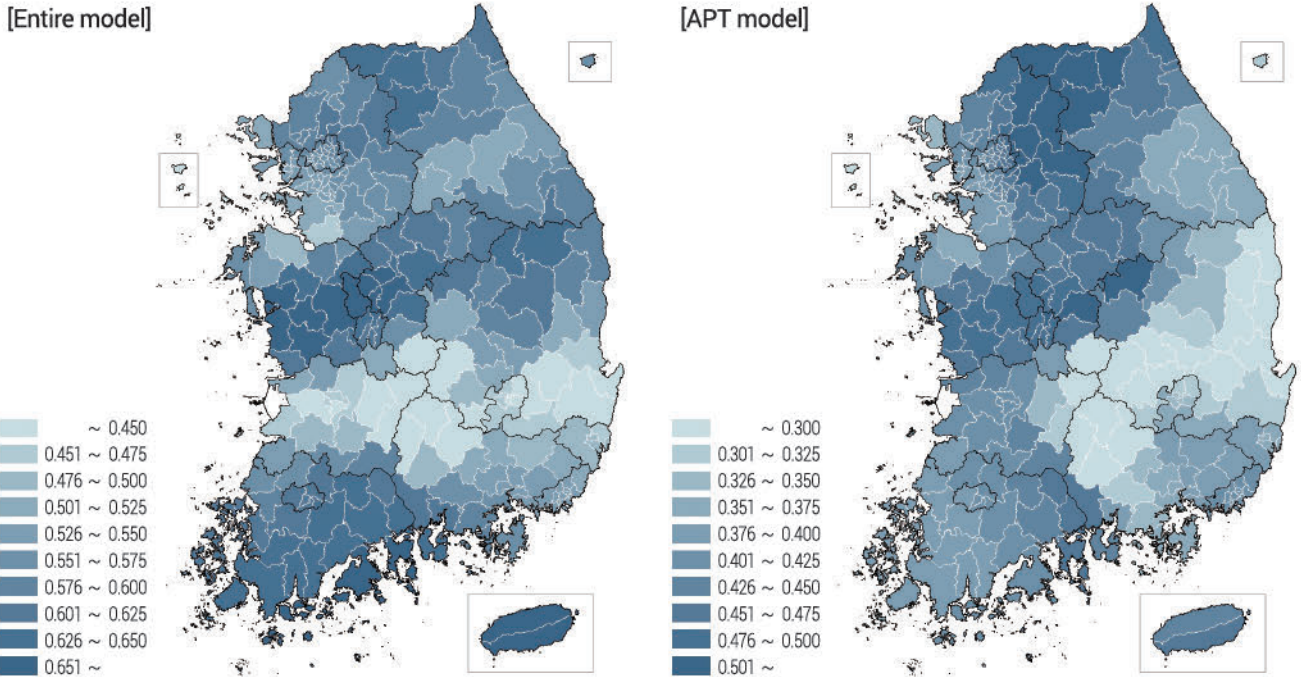


Figure 1. Local R<sup>2</sup> values of the GWR models for the entire and APT vacant houses

서울 인접지역에서 주택보급률 그리고 경기 외곽지역에서 고령자 비율, 강원은 북부지역에서 고령자 비율 그리고 남부지역에서 가임여성 인구수, 충청은 가임여성 인구수, 전라는 대체로 신규 주택수, 경북은 고령자 비율, 경남은 부동산 거래 건수, 제주는 신규 주택수, 그리고 세종은 가임여성 인구수 증감률이었다. 둘째 APT 빈집 측면에서, 서울은 주택보급률, 부산과 대구는 부동산 거래 건수, 인천은 가임여성 인구수, 광주는 신규 주택수, 대전은 부동산 거래 건수였다. 경기도는 서울 인접지역에서 주택보급률 그리고 경기 외곽지역에서는 지역별로 다양한 요인이 작용했으며, 강원 및 충청 북부는 고령자 비율과 가임여성 인구수 및 부동산 거래 건수, 충청 남부는 뚜렷한 요인이 드러나지 않았고, 전북은 부동산 거래 건수, 전남은 신규 주택수, 경북은 고령자 비율과 가임여성 인구수, 경남은 부동산 거래 건수, 제주는 신규 주택수, 그리고 세종은 고령자 비율과 가임여성 인구수 및 부동산 거래 건수에 의한 영향이 큰 것으로 나타났다.

설명변수의 국지적 회귀계수 간 편차를 비교하기 위하여 변동계수(Coefficient of Variation)를 산출하였다. 변동계수는 표준편차를 평균값으로 나누어 연산하며 값이 클수록 상대적으로 큰 편차를 나타낸다. 변동계수 산출 결과, 전반적으로 전체 모형의 설명변수 회귀계수보다 APT 모형에서의 지역적 차이가 큰 것으로 확인되었다. 두 분석모형 모두에서 회귀계수의 지역적 차이가 가장 큰 설명변수는 신규 주택수 증감률이고, 가장 작은 설명변수는 부동산 거래 건수 증감률이었다(〈Table 4〉 참조).

Table 4. Coefficient of variations for the variables

Category	Entire model	APT model
Elderly persons (EP)	0.461	0.974
Fertile women (FW)	0.721	1.165
Real estate transaction (RT)	0.393	0.510
Housing supply (HS)	0.567	0.700
New houses (NH)	0.811	1.301

## 2. 시·군·구별 빈집 증감 영향요인의 유형화

본 연구는 공간적 이질성에 기초하여 빈집 증감에 영향을 미치는 요인의 지역 간 차이를 확인하는 데 주된 목적이 있으며, 기초자치단체별 빈집 관련 정책 및 계획 수립에 대한 함의를 제공하기 위하여 영향요인의 시·군·구별 계수 값의 공간적 의존성을 기준으로 빈집 증감의 양상을 유형화하였다. 유형 구분에는 GIS의 군집 지도화 도구(mapping clusters toolset) 중 집단화 분석(grouping analysis) 기능을 이용하였다. 유형화에 활용한 속성 정보는 고령자수 비율, 가임여성 인구수, 부동산 거래 건수, 주택보급률, 신규 주택수 등 GWR 분석으로 도출한 5개 설명변수의 국지적 회귀계수이다. 집단화 분석 기능 적용을 위한 공간적 제약조건(spatial constraints)은 'K-최근접 이웃(K-nearest neighbors, KNN)' 알고리즘을 적용하였고, 집단 형성을 위해 고려하는 인접 시·군·구는 6개가 포함될 수 있도록 하였다.<sup>3)</sup> 유형으로 구분되는 집단의 개수는 집단 내 동질성(within-group



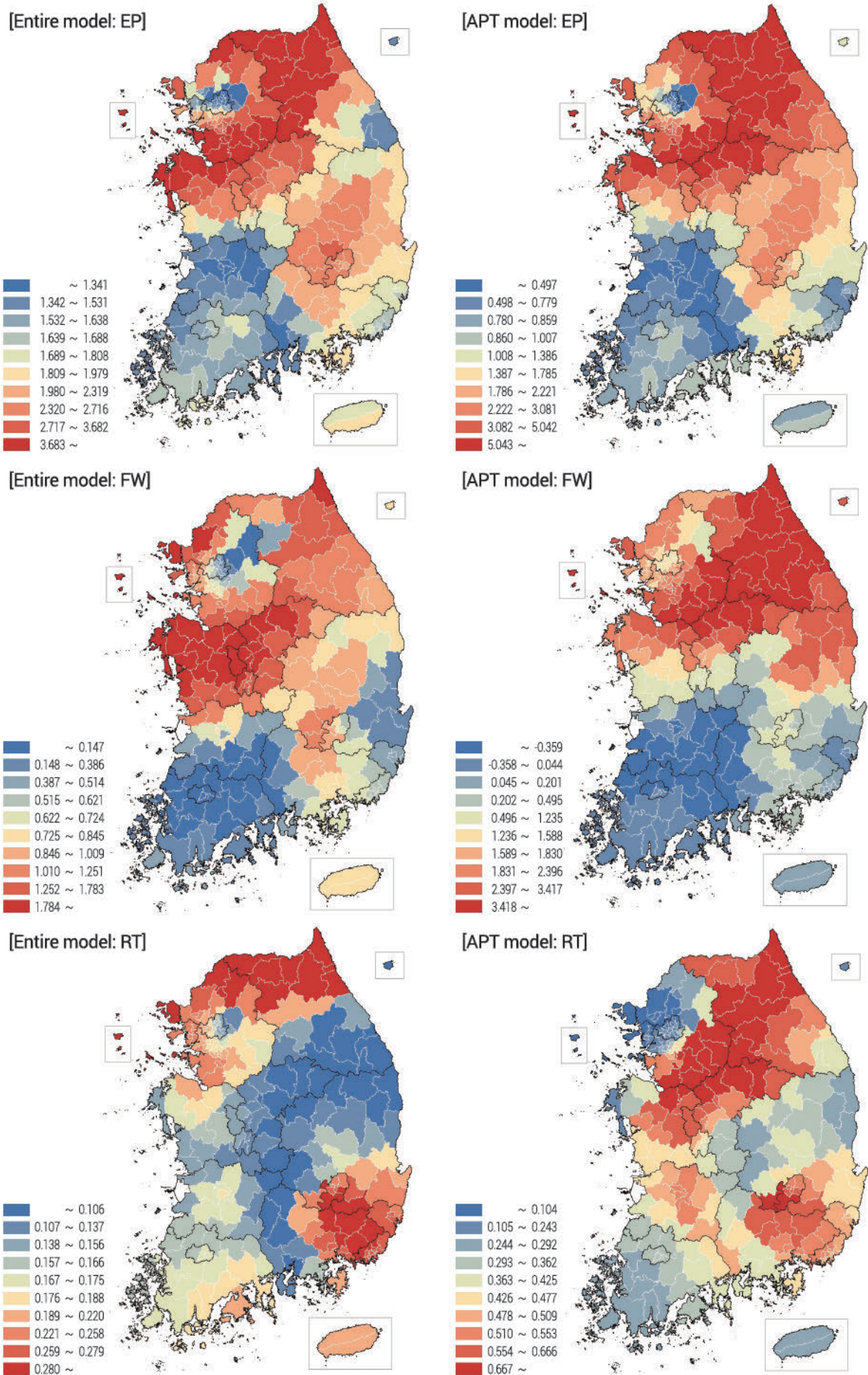


Figure 2. Local coefficients of the GWR models for the entire and APT vacant houses

(Continue on next page)



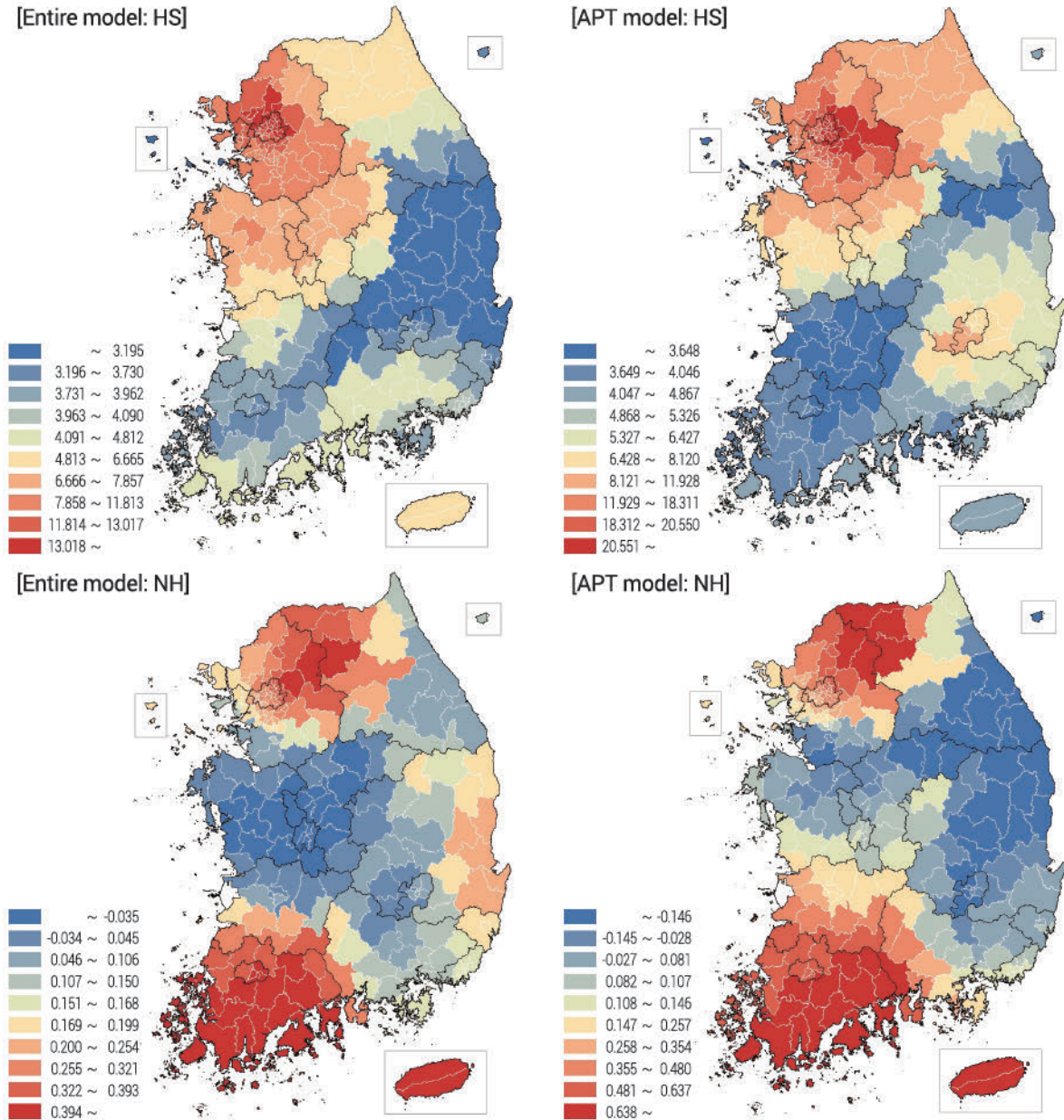


Figure 2. Local coefficients of the GWR models for the entire and APT vacant houses

similarity)과 집단 간 이질성(between-group difference)의 정도를 나타내는 pseudo F-statistic 값을 기준으로 결정하였다.

집단화 분석의 실행 결과는 <Figure 3>과 같다. 빈집 전체를 대상으로 한 시·군·구 유형화 결과는 총 13개 집단(pseudo F-stat.: 105.151)을 형성하였으며, APT 대상의 결과는 총 10개 집단(pseudo F-stat.: 129.176)을 도출하였다. 전체 및 APT 빈집을 대상으로 한 분석 결과에서, 집단의 경계에 차이가 있음을 확인할 수 있다. 이는 빈집의 유형에 따라 증감률에 영향을 미치는 영향요인이 동일한 시·군·구에서도 차이가 있음을 시사하는 결과이다. 또한, 광역자치단체라 할지라도 지역별로 빈집 증감에 미치는 영향력이 상이한 집단으로 구분되는 현상이 확인되었다.

빈집 증감 영향요인을 기준으로 구분한 집단별 특성에 대한 파

악을 위하여, 영향요인에 대한 집단별 평균값과 표준편차를 산출하였다(<Table 5> 참조). 산출 결과 중, 영향요인별 전국 평균 수준인  $\mu(\text{평균}) \pm 1\sigma(\text{표준편차})$ 의 범위(약 68.2%)에 포함되지 않는 집단에 대해서는 빨간색( $\mu + 1\sigma$  초과)과 파란색( $\mu - 1\sigma$  미만)으로 표시하여, 해당 집단이 갖는 주요한 특성을 분석하였다. 검은색으로 표시된 국지적 회귀계수 평균 값은 전국 평균 수준(약  $\pm 34.1\%$  범위)을 보이는 요인으로 이해할 수 있다.

첫째, 빈집 전체 측면에서, 서울과 인천 인접지역에 해당하는 A01, A02, A04 집단은 주택보급률에 가장 영향을 받는 지역이었다. 이 지역에서는 향후 일정 수준으로의 주택보급률 제고에 따른 빈집의 추가적인 증가가 예상된다. 휴전선 부근의 시·군·구들로 구성된 A03과 A05 집단에서는 고령자 비율 및 부동산 거래 건



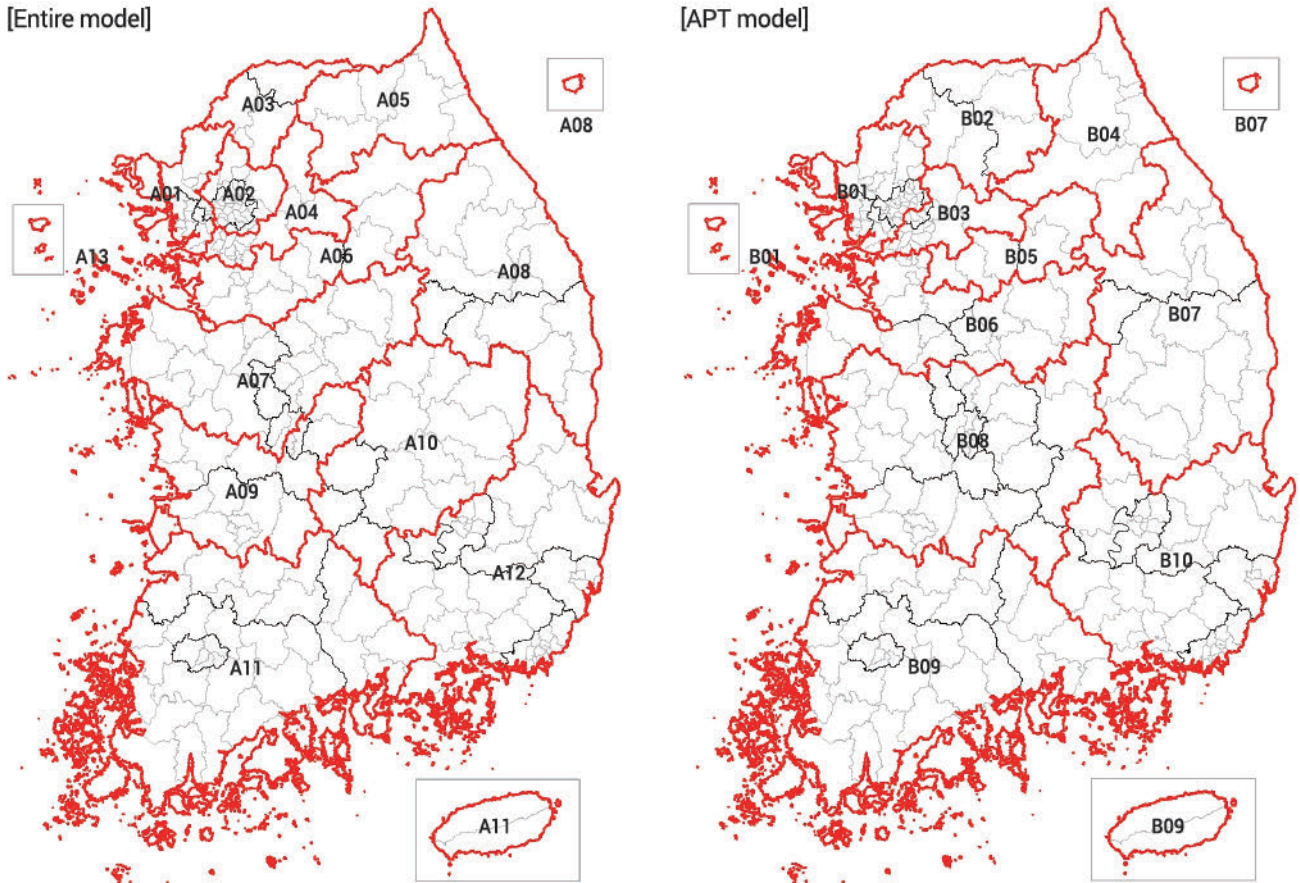


Figure 3. Spatial classification of the local governments using the local coefficients

수에 크게 영향을 받는 것으로 확인되었으며, 인구구조의 고령화와 주택거래에 따른 여과효과가 방치된 빈집의 증가율을 상승시키는 기제로 작동하는 것으로 해석될 수 있다. 강원도 일부 지역을 포함한 경기도 남부지역인 A06 집단 역시 고령화가 빈집의 증가를 유발하는 주요한 요인으로 나타났다. A07 집단은 세종시, 대전시 신시가지, 충청남·북도 내 수도권 인접 시·군·구로 구성되었다. 가입여성 인구(정(+))의 영향)와 신규 주택수(부(-))의 영향) 변수가 핵심 영향요인으로 확인되었으며, 이는 해당 지역에서의 인구증가 가능성과 지역 활력 증가에 따른 개발이 빈집 증가율 상승요인으로 작용하지만, 이 지역에서의 신규 주택수 증가율 상승은 해당 지역에서의 노후주택 정비로 인한 빈집 증가율을 하락을 의미한다. 주로 강원도와 경상북도 북부지역에 해당하는 A08과 A10 집단에서는 부동산 거래 건수와 주택보급률 증가에 따른 빈집 증가 수준이 상대적으로 낮았고, 대전시 구시가지와 전라북도 주요 도시가 포함된 A09 집단의 주요한 특징은 신규 주택비를 증가가 노후된 빈집의 증가율을 낮출 수 있는 것으로 나타났다. 광주시, 전라남도, 제주시를 중심으로 하는 A11 집단에서는 신규 주택비를 상승에 따른 높은 빈집 증가율 상승이 확인된 반면, 가입여성 인구수의 영향은 타 집단에 비해 상대적으로 낮은 것으로 분석되었다. 부산시, 대구시, 울산시와 경상·북도 내

주요 시·군·구가 속한 A12 집단에서는 타 집단에 비해 뚜렷이 구분되는 특성이 확인되지 않았다.<sup>4)</sup>

둘째, APT 빈집 증감률에 미치는 영향요인에 대한 시·군·구 유형화 결과는 다음과 같다. 강남지역을 제외한 서울시, 인천시, 그리고 수도권 서북부 지역을 포함하는 B01 집단에서는 주택보급률 상승이 APT 빈집 증가율을 높이는 요인이었으나 부동산 거래 건수 증감률 변수는 타 지역에 비해 적은 영향을 미치는 것으로 확인되었다. B02 집단은 고령자 비율과 신규 주택수 증가에 영향을 크게 받았으며, 서울시 내 강남지역과 경기도 인접지역을 포함하는 B03 집단은 B01 집단과 유사하게 주택보급률에 의한 영향이 큰 것으로 나타났다. 수도권 내 주요 시·군·구 외곽지역에 해당하는 B04, B05, B06 집단은 공통적으로 고령자 비율, 가입여성 인구수, 부동산 거래 건수 등에 의해 APT 빈집 증가율이 크게 상승하는 것으로 분석되었으며, 이는 수도권의 공간적 확산에 따른 영향이 작용하는 것으로 판단하였다. B07 집단에서의 두드러진 특징은 신규 주택비를 증가가 APT 빈집 증가율을 낮추는 점이었다. 이 지역은 도시쇠퇴와 축소 현상에 대한 우려가 큰 지역으로 알려져 있으며, APT의 경우 신규 주택공급에도 불구하고 빈집으로 남는 경우가 많지 않은 것으로 판단된다. 광주시, 전라남도, 제주시를 중심으로 하는 A11 집단과 유사한 범위를



Table 5. Summary for the local coefficients by the group

Model	Group	N	EP		FW		RT		HS		NH	
			Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Entire	A01	20	1.932	0.451	1.159	0.344	0.234	0.021	<b>12.230</b>	0.895	0.187	0.038
	A02	31	1.304	0.471	0.483	0.221	0.166	0.020	<b>13.303</b>	0.431	0.313	0.041
	A03	4	<b>3.788</b>	0.693	1.235	0.381	<b>0.417</b>	0.091	7.776	1.246	<b>0.343</b>	0.033
	A04	15	3.009	0.450	0.678	0.219	0.193	0.016	<b>11.295</b>	1.273	0.237	0.077
	A05	7	<b>4.874</b>	0.673	1.462	0.492	<b>0.331</b>	0.034	6.029	0.257	0.228	0.133
	A06	10	<b>4.564</b>	0.447	1.276	0.226	0.194	0.044	8.446	1.980	0.150	0.069
	A07	25	2.990	0.747	<b>2.090</b>	0.298	0.136	0.036	7.224	0.513	<b>-0.046</b>	0.037
	A08	14	1.826	0.281	0.870	0.223	<b>0.063</b>	0.040	<b>2.928</b>	1.096	0.136	0.049
	A09	16	1.505	0.259	1.184	0.459	0.142	0.023	5.488	1.081	<b>-0.024</b>	0.048
	A10	13	2.283	0.369	0.842	0.181	0.117	0.034	<b>2.865</b>	0.925	0.054	0.040
	A11	42	1.574	0.120	<b>0.190</b>	0.216	0.159	0.029	3.982	0.380	<b>0.347</b>	0.094
	A12	52	1.918	0.289	0.642	0.165	0.258	0.038	3.714	0.552	0.136	0.053
	A13	1	<b>5.402</b>	0.000	<b>3.443</b>	0.000	<b>0.292</b>	0.000	<b>2.600</b>	0.000	0.188	0.000
APT	B01	45	1.456	1.251	1.673	0.483	<b>0.096</b>	0.052	<b>18.683</b>	3.539	0.354	0.116
	B02	6	<b>5.015</b>	1.691	1.863	0.498	0.485	0.192	11.181	1.043	<b>0.672</b>	0.061
	B03	18	1.772	1.222	2.154	0.470	0.381	0.159	<b>22.300</b>	2.484	0.327	0.109
	B04	7	<b>7.443</b>	1.576	<b>4.788</b>	0.307	<b>0.723</b>	0.080	9.972	1.171	0.091	0.187
	B05	5	<b>8.683</b>	0.547	<b>4.791</b>	0.328	<b>0.942</b>	0.063	16.208	3.301	0.029	0.080
	B06	21	<b>5.356</b>	1.365	<b>3.169</b>	0.730	<b>0.624</b>	0.169	11.871	4.547	-0.050	0.118
	B07	18	2.599	0.852	2.641	0.846	0.393	0.111	4.720	1.136	<b>-0.247</b>	0.077
	B08	34	1.348	0.776	0.685	0.860	0.456	0.089	5.228	1.747	0.119	0.076
	B09	45	0.783	0.248	<b>-0.403</b>	0.511	0.354	0.075	3.748	0.630	<b>0.568</b>	0.126
	B10	51	1.313	0.523	0.306	0.212	0.526	0.064	5.869	1.115	0.031	0.099

갖는 B09 집단은 APT 빈집 증감률에 미치는 특성 역시 A11 집단과 유사하였다. 그리고 B08 및 B10 집단은 전반적으로 전국 APT 빈집 증감의 영향요인과 유사한 설명변수별 영향력을 나타냈다.

## V. 요약 및 결론

본 연구에서는 지속적 증가 추이를 보이는 전국 시·군·구 단위의 빈집에 대한 2015년부터 2018년까지 만 3년 동안의 증감률, 그리고 이에 영향을 미치는 인구·경제·사회적 요인들 간의 관계에 대한 공간효과를 실증하였다. 특히, 선행연구에서 검토한 공간적 의존성을 포함한 공간적 이질성 내재 가능성을 분석하는 GWR 모형을 적용하였다. OLS 분석 결과는 종속변수인 빈집 증감률과 설명변수 간 비고정성이 나타나, 공간적 이질성을 반영할 수 있는 GWR 모형 적용의 필요성이 확인되었다. 전체 빈집 그리고 APT 빈집을 대상으로 GWR 모형을 적용한 결과, 두 분석

대상 모두에서 조정된 결정계수 값(Adj.  $R^2$ )이 증가하였고 AICc 값 역시 유의미하게 감소하여 OLS 모형보다 적합한 것으로 나타났다.

실증분석 결과에 대한 세부내용과 함의는 다음과 같다. 첫째, 전체 빈집과 APT 빈집 공통적으로 OLS 분석에서 유의미한 영향요인은 고령자 비율, 가입여성 인구수, 부동산 거래 건수, 주택보급률, 신규 주택수 등 5개 설명변수로, 인구 및 주택 관련 특성이 빈집 증감률에 주요한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 도시계획적 측면에서 빈집문제를 다루고자 하는 경우, 해당 지역의 인구 및 주택 특성이라는 주택 수급여건을 검토할 필요성이 있음을 의미한다. 둘째, OLS 모형과 GWR 모형의 비교를 통해, GWR 모형의 적용이 시·군·구 단위의 공간데이터가 갖는 종속변수와 설명변수 간 공간적 이질성 측면의 공간효과 문제를 완화할 수 있음을 확인하였다. 즉, 시·군·구 단위의 빈집 문제는 지역적으로 차이가 있음을 나타내는 결과로, 지방자치단체 차원의 차별화된 대응방안 모색이 요구된다. 셋째, 빈집 증감률에 영향을



미치는 요인의 국지적 회귀계수에 대한 공간적 이질성과 관련하여, 시·군·구별로 빈집 증가에 미치는 요인의 영향력에 차이가 있음이 확인되었으며, 변동계수 산출 결과는 APT 모형이 전체 모형의 영향요인보다 공간적 이질성이 더 크고, 신규 주택수 증감률에서 최대, 부동산 거래 건수 증감률에서 최소를 보였다. 넷째, 빈집 증감률 관련 영향요인에 대한 국지적 회귀계수의 시·군·구 간 공간적 의존성을 토대로 군집 지도화를 수행한 결과, 전체 빈집 및 APT 빈집은 각각 13개와 10개 집단으로 구분되었고, 이들 집단은 광역자치단체 경계에 국한되지 않았을 뿐만 아니라 집단 간 빈집 증감의 영향요인의 특징에 있어서도 차이를 보였다. 이상의 결과들은 빈집 증감 영향요인의 지역 간 변동성을 고려한 빈집 관련 정책과 계획 수립 시, 주택유형 및 집단별 주요 영향요인이 갖는 특성을 고려하는 것이 필요함을 시사하는 결과이다. 또한, 빈집 증감률에 영향을 미치는 요인의 영향력 관련 이질성에도 불구하고, 유사한 특성을 갖는 시·군·구 간에 빈집 관련 정책이 있어 상호 연관성에 대한 고려와 기초자치단체 간 정책 수립 및 집행에서 협력의 필요성도 있음을 의미한다.

본 연구는 공간적 이질성 측면에서 빈집 증감의 영향요인에 대한 지역 간 차이를 실증적으로 확인하고, 이를 기초로 한 시·군·구 유형화를 통하여 관련 정책 마련을 위한 기초자료를 제공하였다는 점에서 의의가 있다. 반면, 본 연구의 실증분석에 있어 고려치 못한 설명변수의 영향 검토, 시·군·구 단위 내부 공간에서의 변화를 반영할 수 있는 설명변수의 개발 및 적용 그리고 시·군·구별 빈집 증감에 대한 구조적인 메커니즘을 확인하는 것은 향후 추가적인 연구가 필요한 부분임을 밝혀둔다.

- 주1. 2018년 말 현재, 전국의 226개 시·군·구, 세종특별자치시, 제주특별자치도 내 2개 시, 그리고 행정시·자치구가 아닌 11개 시의 32개 구(행정안전부, 2019) 등 250개 시군구를 연구의 기초 공간단위로 설정하였고, 연구에서 활용한 자료의 시계열적 연계를 위해 연구의 시간적 범위에 해당 하는 시점 간 시군구 단위를 통일하였다.
- 주2. 방치된 빈집의 효율적 정비와 소규모주택 정비 활성화라는 법의 목적에 의해 공공임대주택, 5년 이내 미분양주택, 사용승인 또는 사용검사를 받지 아니한 주택, 준주택(오피스텔 제외), 별장 등 일시적 거주 또는 사용을 목적으로 하는 주택은 제외한다.
- 주3. 도시체계의 관점에서, 중심지 계층, 규모, 분포 등을 설명하고자 시도한 크리스탈러(Christaller)의 중심지이론(central place theory)에서와 같이 육각형이 서로 중첩 또는 배제되는 곳이 없는 도형으로의 이점을 갖는다는 점에서 이를 반영하였다.
- 주4. A13 집단은 인천광역시 옹진군에 해당하는 지역으로 1개 시·군·구만을 포함하여 추가적인 설명을 배제하였다.

## 인용문헌 References

1. 강미나, 2018. “빈집의 예방·관리·활용을 위한 정책방안”, 「국토정책 Brief」, (689): 1-8.  
Kang, M.N., 2018. “Policy for Prevention, Management and Utilization of Vacant Houses”, *KRIHS Policy Brief*, (689): 1-8.
2. 강미나·김근용·김혜승·김은란·임은선·이경주·이동현·박현준·김대욱, 2017. 「인구감소시대 빈집 문제 분석을 통한 주택정책 방안 연구」, 세종: 국토연구원.  
Kang, M.N., Kim, G.Y., Kim, H.S., Kim, E.R., Im, E.S., Lee, K.J., Lee, D.H., Park, H.C., and Kim, D.U., 2017. *A Study on the Implications of Vacant Housing Policy*, Sejong: Korea Research Institute for Human Settlements.
3. 김광중, 2010. “한국 도시쇠퇴의 원인과 특성”, 「한국도시지리학회지」, 13(2): 43-58.  
Kim, K.J., 2010. “Causes and Consequences of Urban Decline in Korean Cities”, *Journal of the Korean Urban Geographical Society*, 13(2): 43-58.
4. 김광중·박현영·김예성·안현진, 2010. “도시 내 지구차원(地區次元)의 쇠퇴실태와 양상”, 「한국도시지리학회지」, 13(2): 27-42.  
Kim, K.J., Park, H.Y., Kim, Y.S., and An, H.J., 2010. “The Evidences of Inner-City Decline at Site Level in Korean Cities”, *Journal of the Korean Urban Geographical Society*, 13(2): 27-42.
5. 김진하·남진, 2016. “도시쇠퇴지역의 빈집 분포현황과 관리체계에 관한 연구”, 「지역연구」, 32(1): 105-122.  
Kim, J.H. and Nam, J., 2016. “A Study on Vacant House Distribution and Management of Urban Declining Area”, *Journal of the Korean Regional Science Association*, 32(1): 105-122.
6. 남지현, 2014. “빈집을 활용한 지역 커뮤니티 거점 만들기 -세타가야구의 지역공생의집을 대상으로-”, 「대한건축학회 논문집 계획」, 30(11): 3-12.  
Nam, J.H., 2014. “Creating Local Community Core Utilizing Empty Houses -Focusing on the Local Common House-”, *Journal of the Architectural Institute of Korea-Planning & Design*, 30(11): 3-12.
7. 노민지·유선종, 2016. “빈집 발생에 영향을 미치는 지역 특성 분석”, 「부동산연구」, 26(2): 7-21.  
Noh, M.J. and Yoo, S.J., 2016. “An Study on the Cause of Abandoned Vacant Houses”, *Korea Real Estate Review*, 26(2): 7-21.
8. 서수복, 2014. “지가변동과 토지거래량의 공간적 자기상관에 관한 연구”, 「국토계획」, 49(8): 21-34.  
Seo, S.B., 2014. “A Study on the Spatial Autocorrelation of Land Price Variation and Trading Volume”, *Journal of Korea Planning Association*, 49(8): 21-34.
9. 손은정·맹희영·이희연, 2015. “공매가 밀집지역의 시·공간 패턴과 근린 부동산 가격에 미치는 영향 -부산광역시를 대상으로-”, 「부동산분석」, 1(1): 71-90.  
Son, E.J., Maeng, H.Y., and Lee, H.Y., 2015. “The Spatio-Temporal Patterns of the Vacant Homes Clusters and Their Impact on the Neighborhood Land Price -The Case of Busan Metropolitan City-”, *Journal of Real Estate Analysis*, 1(1): 71-90.



10. 심희철·김재환, 2019. “도시와 비도시지역의 빈집특성에 관한 연구”, 『주택도시연구』, 9(2): 49-62.  
Shim, H.C. and Kim, J.H., 2019. “A Study on the Cause of Abandoned Vacant Houses in Korea –Comparative Analysis between Metropolitan Area and Non-Metropolitan Area–”, *SH Urban Research & Insight*, 9(2): 49-62.
11. 오준걸, 2016. “유휴공간 관점의 디트로이트 빈집정비 방식의 특성에 관한 연구”, 『한국산학기술학회논문지』, 17(7): 475-480.  
Oh, J.G., 2016. “A Study on the Characteristics of Detroit’s Improving Empty Homes Method from the perspective on abandoned space”, *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society*, 17(7): 475-480.
12. 왕경순·이삼수, 2019. “축소도시에 대한 미국의 정책대응 및 시사점-빈집과 토지은행을 대상으로”, 『국토계획』, 54(1): 159-172.  
Wang, K.S. and Lee, S.S., 2019. “Policy Responses to Shrinking Cities in the United States and Some Implications for Urban Regeneration-Focused on Housing Vacancy and Land Bank-”, *Journal of Korea Planning Association*, 54(1): 159-172.
13. 유재성·이다예, 2017. “빈집의 물리적 실태와 위해성 수준에 따른 빈집 유형 분류”, 『한국도시지리학회지』, 20(2): 1-13.  
You, J.S. and Lee, D.Y., 2017. “Classification of the Vacant Housing Type Based on the Physical Condition and Hazard Level of Vacant Houses”, *Journal of the Korean Urban Geographical Society*, 20(2): 1-13.
14. 이상일, 1999. “기능지역의 설정과 ‘공간단위 수정가능성의 문제(MAUP)’, 『지리환경교육』, 7(2): 757-783.  
Lee, S.I., 1999. “The Delineation of Function Regions and Modifiable Areal Unit Problem”, *Journal of Geographic and Environmental Education*, 7(2): 757-783.
15. 이세원, 2018. “국내 빈집 대책, 정밀한 실태조사가 우선이다”, 『세계와 도시』, 22: 26-39.  
Lee, S.W., 2018. “Countermeasures for Vacant Houses in Korea, Precise Investigations Are the Priority”, *World and Cities*, 22: 26-39.
16. 이소영·오은주·이희연, 2012. 『지역쇠퇴분석 및 재생방안』, 서울: 한국지방행정연구원.  
Lee, S.Y., Oh, E.J., and Lee, H.Y., 2012. *A Study on the Regeneration Policy for Regions in Recession*, Seoul: Korea Research Institute for Local Administration.
17. 이재우, 2013. “영국의 빈집 정비·활용 체계와 수단 고찰”, 『국토계획』, 48(4): 95-115.  
Lee, J.W., 2013. “Exploring a Framework and Measures to Bring Empty Homes Back into Use: in the Case of England”, *Journal of Korea Planning Association*, 48(4): 95-115.
18. 이지민·최원, 2020. “인구주택 총조사 자료를 이용한 인구, 가구, 주택 특성과 빈집 현황 분석”, 『한국농공학회논문집』, 62(5): 1-13.  
Lee, J.M. and Choi, W., 2020. “Analysis of the Effects of Population, Household, and Housing Characteristics on the Status of Empty Houses Using Population Housing Census Data”, *Journal of the Korean Society of Agricultural Engineers*, 62(5): 1-13.
19. 이희연·노승철, 2013. 『고급통계분석론』, 경기: 문우사.  
Lee, H.Y. and Roh, S.C., 2013. *Advanced Statistical Analysis*, Gyeonggi: Moonwoosa.
20. 임정아·김태영·박중신, 2008. “청주시 구도심내 공가 및 공실 분포현황 및 특성에 관한 조사연구”, 2008년 한국주거학회 추계학술대회 논문집, 광주: 김대중컨벤션센터.  
Yim, J.A., Kim, T.Y., and Park, C.S., 2008. “A Study of the Distribution and Characteristic of the Empty Houses and Vacant Floors in Historic District on Cheongju City”, Paper presented at the 2008 The Korean Housing Association Fall Conference, Gwanju: Kimdaejung Convention Center.
21. 임형백, 2017. “인구감소시대에 축소도시를 활용한 도시계획”, 『도시행정학보』, 30(2): 87-114.  
Lim, H.B., 2017. “Urban Planning Using Shrinking City in Population Declining Age”, *Journal of The Korean Urban Management Association*, 30(2): 87-114.
22. 정수영·전희정, 2019. “빈집 증가의 공간적 자기상관성에 대한 탐색적 연구”, 『국토계획』, 54(7): 89-102.  
Jung, S.Y. and Jun, H.J., 2019. “Exploring Spatial Dependence in Vacant Housing Growth”, *Journal of Korea Planning Association*, 54(7): 89-102.
23. 최성현·박선일, 2019. “공간가중 포아송 회귀모형을 이용한 고병원성 조류인플루엔자 발생에 영향을 미치는 결정인자의 공간이질성 분석”, 『한국임상수의학회지』, 36(1): 7-14.  
Choi, S.H. and Pak, S.I., 2019. “Application of a Geographically Weighted Poisson Regression Analysis to Explore Spatial Varying Relationship between Highly Pathogenic Avian Influenza Incidence and Associated Determinants”, *Journal of Veterinary Clinics*, 31(1): 7-14.
24. 최수명·한경수, 2002. “선진사례에서 본 농촌빈집정비사업의 발전방향”, 『농촌계획』, 8(1): 85-93.  
Choi, S.M. and Han, K.S., 2002. “A Reformation Proposal of Rural Empty Homes Strategies”, *Journal of Korean Society of Rural Planning*, 8(1): 85-93.
25. 카마타 요코·강정은, 2020. “한국과 일본의 빈집 현황과 발생 요인에 관한 실증적 비교 분석”, 『국토계획』, 55(7): 56-72.  
Kamata, Y. and Kang, J.E., 2020. “Empirical Comparative Analysis of Trends and Factors Affecting Vacant Houses in Korea and Japan”, *Journal of Korea Planning Association*, 55(7): 56-72.
26. 행정안전부, 2019. 『지방자치단체 행정구역 및 인구 현황(2018. 12.31. 현재)』, 세종.  
Ministry of the Interior and Safety, 2019. *Administrative Districts and Population Status of Local Governments (as of December 31, 2018)*, Sejong.
27. 황정임·최윤지·김효정, 2012. “농촌 빈집 소유자들의 빈집 관리·활용 실태 및 인식 분석-전북 완주군을 중심으로-”, 『농촌지도와 개발』, 19(4): 989-1020.  
Hwang, J.I., Choi, Y.J., and Kim, H.J., 2012. “Analysis of Current Situation and Perception of Empty Homes Owners’ Managing and Using Rural Empty Houses: Focused on Jeonbuk Wanju County”, *Journal of Agricultural Extension & Community Development*, 19(4): 989-1020.
28. 황한철·강구·최수명, 2007. “농촌마을 빈집·빈터의 입지특성 분석 및 활용방안”, 『농촌계획』, 13(1): 19-31.  
Hwang, H.C., Kang, K., and Choi, S.M., 2007. “Practical Applications and Location Characteristics of the Abandoned Houses and Vacant Lots in Rural Villages”, *Journal of Korean*



- Society of Rural Planning*, 13(1): 19-31.
29. Baba, H. and Hino, K., 2019. "Factors and Tendencies of Housing Abandonment: An Analysis of a Survey of Vacant Houses in Kawaguchi City, Saitama", *Japan Architectural Review*, 2(3): 367-375.
  30. Fotheringham, A.S., Brunson, C., and Charlton, M., 2002. *Geographically Weighted Regression: the Analysis of Spatially Varying Relationships*, Chichester, West Sussex, England: Wiley.
  31. Gatzweiler, H.P., Meyer, K., and Milbert, A., 2003. "Schrumpfende Städte in Deutschland? Fakten und Trends", *Informationen zur Raumentwicklung: Stadtbau*, 10/11, 557-574.
  32. Han, H.S., 2014. "The Impact of Abandoned Properties on Nearby Property Values", *Housing Policy Debate*, 24(2): 311-334.
  33. Mallach, A., 2010. *Bringing Buildings Back: From Abandoned Properties to Community Assets*, Montclair, NJ: National Housing Institute.
  34. Molloy, R., 2016. "Long-term vacant housing in the United States", *Regional Science and Urban Economics*, 59: 118-129.
  35. Morckel, V.C., 2014. "Spatial Characteristics of Housing Abandonment", *Applied Geography*, 48: 8-16.
  36. Silverman, R.M., Yin, L., and Patterson, K.L., 2012. "Dawn of The Dead City: An Exploratory Analysis of Vacant Addresses in Buffalo, NY 2008-2010", *Journal of Urban Affairs*, 35(2): 131-152.
  37. Spelman, W., 1993. "Abandoned Buildings: Magnets for Crime?", *Journal of Criminal Justice*, 21(5): 481-495.
  38. Wilson, D., Margulis, H., and Ketchum, J., 1994. "Spatial Aspects of Housing Abandonment in the 1990s: The Cleveland Experience", *Housing Studies*, 9(4): 492-510.
  39. Wilson, J.Q. and Kelling, G.L., 1982. "Broken Windows: Police and Neighborhood Safety", *The Atlantic Monthly*, 249(3): 29-38.
  40. Yoo, H. and Kwon, Y., 2019. "Different Factors Affecting Vacant Housing according to Regional Characteristics in South Korea", *Sustainability*, 11(24): 6913.

Date Received	2021-01-18
Reviewed(1 <sup>st</sup> )	2021-02-25
Date Revised	2021-03-15
Reviewed(2 <sup>nd</sup> )	2021-03-29
Date Accepted	2021-03-29
Final Received	2021-04-08