



빈집비율과 지역 지가변동률의 시차적 연관성* - 전국 시군구 패널자료를 활용한 실증분석 -

Lagged Association between Vacant Housing Rates and Regional Land Price Changes - Evidence from a Panel of Korean Municipalities -

김병석**

Byungsuk Kim

■ Abstract ■

Although vacant housing is increasing across Korean municipalities, its relationship with local land price dynamics remains insufficiently understood. This study examines the lagged association between vacant housing rates and land price change rates using a balanced panel of 226 municipalities for 2016-2023. A two-way fixed-effects model links vacant housing rates in year t (2016-2022) to land price change rates in year $t+1$ (2017-2023), controlling for time-invariant municipal characteristics and common year effects. After listwise deletion of observations with missing control-variable values, the main estimation sample comprised 222 municipalities and 1,554 observations. A one-percentage-point increase in the vacant housing rate was associated with a 0.113-percentage-point decrease in the following year's land price change rate ($p < 0.001$). The negative association remained in alternative specifications excluding the COVID-19 period and metropolitan municipalities, applying winsorization, and adding land-market controls. Exploratory subgroup analyses suggested a clearer negative association in general cities and population-outflow areas, whereas no statistically significant estimate was found for metropolitan districts. The negative association was significant only at the one-year lag and did not persist at longer lags. These findings provide nationwide panel evidence of a short-term conditional association between vacant housing and local land price changes. They do not establish causal effects, but indicate the potential value of combining the two indicators for supplementary local monitoring.

Keywords: Vacant housing rate, Land price change rate, Two-way fixed effects, Population-decline areas, Urban decline

* 본 연구성과는 2024년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 기초연구사업(No. RS-2024-00452706).

** 충북대학교 건설기술연구소 전임연구원 | Associate Researcher, Institute of Construction Technology, Chungbuk National University | bsk0728@chungbuk.ac.kr

1. 서론

인구감소와 고령화가 심화되면서 전국 시군구에서 발생하는 빈집 문제는 지역의 구조적 과제로 부상하고 있다. 통계청 인구주택총조사에 따르면 2023년 기준 전국 빈집은 약 153만 5천 호로 전체 주택의 7.9%에 이르며, 지방의 농촌 및 비수도권 지역에서는 빈집비율이 15%를 상회하는 시군구도 적지 않게 관측된다(통계청, 2024). 이에 행정안전부는 지난 2021년 전국 89개 시군구를 ‘인구감소지역’으로 지정하여 정책적 지원을 집중하고 있으나(행정안전부, 2021), 이들 지역의 평균 빈집비율은 본 연구의 분석 기간 기준 약 13.8%에 달해 비지정지역(7.8%)의 약 1.8배에 달하는 등 지역 간 차이가 뚜렷하다.

이러한 빈집의 양적 증가는 개별 건축물의 노후화를 넘어, 방치된 빈집이 관리 공백과 물리적 무질서의 가시적 신호로 인식되는 부(-)의 외부효과(negative externality)로 이어질 수 있다(Wilson and Kelling, 1982). 지역 내에 축적된 빈집의 부정적 신호는 해당 근린을 넘어 지역 토지시장 전체의 가격 형성에도 시차를 두고 반영될 수 있다. 토지 가격은 지역의 자산가치와 거래 여건을 반영하는 지표라는 점에서 빈집 문제가 지역 단위 토지시장의 가격 변화와 어떻게 연관되는지를 실증적으로 분석할 필요가 있다. 특히 연간 지가변동률은 부동산 거래가 드문 농촌·쇠퇴지역의 토지시장 변화까지 포착할 수 있어, 빈집 문제와 지역 토지시장의 연관성을 살피는 데 유용한 지표이다.

그러나 기존의 국내 연구들은 주로 빈집이 발

생하는 원인 규명(강미나, 2018; 노민지·유선종, 2016)에 치우쳐 있거나, 빈집 및 폐가가 개별 주택가격에 미치는 국지적·미시적 외부효과 분석(홍성호·임준홍, 2018)에 집중되어 왔다. 이로 인해 빈집의 발생(원인)과 토지시장의 변화(결과)를 유기적으로 연결하여 파악하려는 시도가 부족했으며, 전국 시군구를 포괄하는 패널 구조하에서 불관측 지역 고유 특성을 통제하고 시차적 선후관계를 추정한 실증 연구는 제한적이었다. 결과적으로 빈집 문제가 거시적 지역 토지시장과 갖는 시차적 연관성을 전국 단위에서 조망할 수 있는 실증적 근거는 여전히 공백으로 남아있다.

이에 본 연구는 빈집비율의 변화가 다음 연도 지역 지가변동률과 갖는 시차적 연관성을 전국 시군구 차원에서 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 2016~2022년 설명변수와 2017~2023년 결과변수를 1년 시차로 연결한 전국 226개 시군구×7개 연도 균형 패널(주 추정은 통제변수 결측 처리 후 222개 시군구·1,554개 관측치)을 구축하고, 불관측 지역 이질성과 연도별 거시 경제 충격을 동시에 제어하는 양방향 고정효과(two-way fixed effects, TWFE) 모형으로 빈집비율(t)과 지가변동률(t+1)의 관계를 분석한다. 또한 시차 구조, 행정유형 및 인구순이동률에 따른 지역 이질성을 검토하고, 행정안전부 인구감소지역 지정 전후의 상대적 변화는 보조적으로 살펴본다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 빈집의 외부효과와 지가에 미치는 영향 메커니즘

빈집이 부동산 시장에 미치는 영향은 부정적 외부효과(negative externality) 이론과 도시쇠퇴 이론으로 설명할 수 있다. Burchell and Listokin(1981)은 방치 및 미활용 부동산을 도시쇠퇴의 핵심 요인으로 지적하며, 이것이 쇠퇴의 악순환을 강화할 수 있다고 보았다. 이는 깨진 유리창 이론(Wilson and Kelling, 1982)과도 맥을 같이 하며, 지역 내 방치된 빈집은 쇠퇴와 관리 공백의 가시적 신호로 인식될 수 있다. 이러한 관점에서 빈집의 발생과 누적은 인근 지역의 부동산 가치에 부정적으로 전이될 수 있다.

이러한 부정적 외부효과가 부동산 가격에 자본화(capitalization)되는 과정은 헤도닉 가격이론(Rosen, 1974)으로 설명되며, 부동산 가격이 주변 환경의 묵시적 가격을 반영하는 만큼 빈집 밀집도 역시 입지 특성의 하나로서 인근 토지가격에 부정적으로 자본화될 수 있다. 해외 실증연구는 압류·공실 부동산이 인근 주택가격 하락과 연관될 수 있음을 보고하며(Immergluck and Smith, 2006; Sadayuki et al., 2020; Whitaker and Fitzpatrick, 2013), 국내에서도 홍성효·임준홍(2018)이 폐가의 국지적 부(-)의 외부효과를, 김슬기·김의준(2025)이 공간적으로 군집된 빈집 분포와 공시지가 하락의 연관을 확인하였다(〈표 1〉).

주목할 점은 기존 선행연구들이 제시한 외부효과 증거가 대체로 필지나 근린 단위의 국지적

범위(예: 반경 200m)에 한정되어 있으며, 측정 대상 역시 주택가격 수준에 집중되어 있다는 점이다. 반면 본 연구는 이러한 미시적 외부효과가 시군구라는 거시적 행정단위의 토지시장 지표에 어떻게 투영되는지를 연간 지가변동률을 통해 검토하고자 한다. 지가변동률은 부동산 거래가 드문 농촌 및 쇠퇴지역에서도 단절 없이 연속적으로 관측되며, 지역 토지시장의 연도별 가격 움직임을 보여주는 공식 지표이다. 따라서 본 연구는 빈집의 장기적인 누적 효과를 측정하기보다, 동일 시군구 내에서 빈집비율이 변화한 이후 나타나는 단기적인 가격변화와의 시차적 연관성을 포착하는데 초점을 맞춘다.

인구감소라는 거시적 환경 변화 속에서 빈집과 지가의 관계는 한층 복잡한 양상을 띤다. Glaeser and Gyourko(2005)는 수요-공급 모형을 통해 인구 감소 도시의 주택 수요 축소가 가격 하락으로 이어지되, 주택의 내구성(durable housing)이라는 특성으로 인해 가격 하락 압력이 비대칭적으로 강하게 나타날 수 있음을 이론화했다. 국내 지자체를 대상으로 한 연구에서도 이창효·김기중(2021)은 GWR 모형을 통해 시군구별 빈집 증감에 미치는 인구·주택 특성의 영향력이 공간적으로 상당한 이질성을 지님을 확인한 바 있다.

이러한 맥락에서 행정안전부가 지정한 ‘인구감소지역’은 빈집비율과 지가변동률 간 연관성의 강도를 변화시키는 중요한 제도적·공간적 이질성 요인이 될 수 있다. 인구감소지역의 경우, 시장 참여자가 제한적이고 거래가 드물어 빈집이라는 부정적 신호가 가격에 즉각 반영되지 못해 연관성이 오히려 약화될 가능성이 존재한다. 반면, 대체

〈표 1〉 관련 주요 선행연구

구분	연구(연도)	공간범위·자료	분석방법	종속변수	주요 결과
빈집의 가격 외부효과	Immergluck and Smith(2006)	미국 시카고, 필지	헤도닉	단독주택 가격	압류주택 인근 주택가격 약 0.9% 하락(보수적)
	Whitaker and Fitzpatrick (2013)	미국, 근린	헤도닉	주택 가격	공실·압류·체납 부동산이 인근 가격 1%~2% 하락
	Sadayuki et al. (2020)	일본 도쿄 도시마구	헤도닉	부동산 가치	주거지역 빈집이 인근 가치에 부(-)의 영향
	홍성효·임준홍 (2018)	국내 단일지역, 미시	헤도닉	주택 가격	폐가가 인근 주택가격에 부(-)의 외부효과
	김슬기·김익준 (2025)	국내, 격자(미시)	GWR	공시지가	군집 빈집이 더 넓은 범위에서 공시지가 하락과 연관
빈집 발생요인 및 패널 분석	노민지·유선종 (2016)	국내 시군구, 횡단면	회귀분석	빈집(발생)	고령화·노후주택 등 지역특성이 빈집에 영향
	이창호·김기중 (2021)	국내 시군구	GWR	빈집 증감	인구·주택 특성의 공간적 이질성 확인
	임미화 (2022)	국내, 개별주택	로짓·한계효과	빈집(발생)	개별 주택속성·경제변수의 영향력 비교
	안정윤 외 (2025)	부산 16개 구·군, 패널(8년)	양방향 고정효과	빈집비율	단일 도시 패널, 빈집을 종속변수로 발생요인 분석
본 연구	본 연구	전국 226개 시군구, 패널(7년)	양방향 고정효과	지가변동률 (t+1)	빈집비율(t)→다음 연도 지가변동률의 시차적 연관성

주 : GWR, Geographically Weighted Regression.

자산이 부족하고 잠재 매수자가 극소수인 시장 특성상, 빈집의 증가가 잔존 수요마저 위축시켜 부정적 신호가 지가 둔화에 더 민감하게 반영될 가능성이 배제할 수 없다. 상반된 두 방향성 모두 아직 명확한 실증 근거가 확립되지 않았기에, 본 연구는 빈집비율과 인구감소지역 더미의 상호작용 모형(M4)을 통해 그 이질성의 방향을 탐색적으로 규명하고자 한다.

2. 연구의 차별성

기존 연구는 인구·고령화 중심의 빈집 발생 요인 연구(강미나, 2018; 노민지·유선종, 2016 등)

와 빈집이 개별 주택가격에 미치는 국지적 외부효과 연구(홍성효·임준홍, 2018; Immergluck and Smith, 2006 등)로 나뉘며, 대부분 특정 시점의 횡단면이나 단일 도시 미시 분석에 머물러 전국 시군구 패널 기반의 시차적 선후관계를 추정하는 데 한계가 있었다. 주요 선행연구를 자료·분석 방법·종속변수 기준으로 정리하면 〈표 1〉과 같다.

최근 안정윤 외(2025)가 TWFE 패널 모형을 도입하였으나 분석 범위가 부산광역시에 한정되고 빈집비율을 종속변수로 두어 발생 요인 규명에 중점을 두었다. 이처럼 기존 패널 연구도 빈집의 원인 규명이나 특정 낙후 지역에 초점을 맞춰, 전국 시군구에서 빈집을 독립변수로 설정하고 이후

지가변동률과의 시차적 연관성을 패널 구조에서 실증한 연구는 여전히 공백으로 남아있다.

이에 본 연구는 전국 226개 시군구의 7개년 (2016~2022/2017~2023) 균형 패널에서 빈집 비율(t)을 독립변수로, 다음 연도 지가변동률 ($t+1$)을 종속변수로 설정하고, TWFE 모형을 통해 두 변수의 시차적 연관성을 분석한다. 아울러 인구감소지역 지정 전후의 상대적 변화도 보조적으로 검토한다.

다만, 연구 결과의 해석에 있어서는 신중한 접근이 요구된다. 본 모형은 준실험적 식별 전략이나 도구변수 설계를 포함하지 않으므로, 추정된 회귀계수를 엄밀한 인과효과(causal effect)로 단정하기는 어렵다. 대신 고정효과와 시차적 선후를 고려한 상태에서 관찰된 '통제된 시차적 연관성(controlled association)'으로 해석하는 것이 적절하며, 본 연구는 이를 단기 가격변화와 의 시차적 연관성을 보여주는 기초 실증 근거로 제시하고자 한다.

III. 분석방법

1. 분석 대상 및 변수구성

분석 단위는 전국 시군구이며, 독립변수 연도 (t) 2016~2022년과 종속변수 연도($t+1$) 2017~2023년을 연결한 1년 시차 구조를 채택한다. 2016년 분석 후보 단위는 229개였으나, 세종특별자치시(시군구 하위 단위 부재), 인천 미추홀구(명칭·코드의 연도별 불일치), 군위군(2023년 대

구 편입에 따른 시계열 정합성 문제)은 행정구역 정합성 확보를 위해 제외하였다. 동일 명칭의 복수 행정구역(중구·남구·동구 등 7종)은 행정구역 코드로 시도명을 복원하였다. 이를 거쳐 최종 데이터는 226개 시군구×7개 연도=1,582개 관측치의 균형 패널로 구성하였다.

종속변수인 지가변동률($t+1$)은 한국부동산원 「전국지가변동률조사」의 연간 지가변동률(%)이다(한국부동산원, 2017~2023). 핵심 독립변수인 빈집비율(t)은 통계청 인구주택총조사(등록센서스)의 미거주주택비율(빈집수÷전체주택수×100, %)이다. 이하 빈집비율은 이 통계청 미거주주택 비율을 의미한다. 이 지표는 조사 기준일(11월 1일) 현재 사람이 살지 않는 주택을 포괄하므로 매매·임대·이사·미입주·미분양 등 일시적 미거주도 포함한다. 따라서 도시지역의 「빈집 및 소규모 주택 정비에 관한 특례법」 및 농어촌지역의 「농어촌정비법」상 관리 빈집보다 넓은 개념이다(국가법령정보센터, 2026a, 2026b). 다만 전국 시군구를 포괄하는 연속 시계열 공식통계라는 점에서 2016~2022년의 7기 패널에 활용하였다.

본 연구가 추정하는 것은 빈집비율이 높은 지역의 지가 수준이 낮다는 횡단면 차이가 아니라, 지역·연도 고정효과 통제하에서 동일 시군구 내 빈집비율 변화와 다음 연도 지가변동률 간의 시차적 연관성이다. 시간불변 집단 구분 변수인 인구감소 지역 더미를 제외한 모든 독립·통제변수는 종속변수보다 한 시점 앞선 t 년도 값을 사용하였다.

통제변수는 노후주택비율, 고령인구비율, 1인 가구비율, 재정자립도, 인구순이동률, $\log$ (사업체수)로 구성하였다. 그리고 토지시장 여건을 추

가로 고려하기 위해 거래회전율과 $\log(\text{인구밀도})$ 를 포함하였다. 통제변수는 주택 노후도, 인구구조 및 가구구성, 지방재정 여건, 인구가동, 지역경제활동을 각각 반영하도록 구성하였다. 인구감소지역 더미는 행정안전부가 지정한 89개 시군구 가운데 분석 대상에 포함된 88개 시군구에 1을 부여한 시간불변 변수이며, 전체 균형 패널 기준 616개(88개 시군구 $\times$ 7개 연도) 관측치가 이에 해당한다.

다만 1인가구비율(강원 고성군·경남 고성군)과 재정자립도(제주시·서귀포시)의 전 연도 결측으로 인해, 목록별 결측 제거(listwise deletion)를 적용한 주 추정표본은 222개 시군구·1,554개 관측치이며, 탈락한 28개 행은 이들 4개 시군구

$\times$ 7개 연도에 해당한다. 동일한 코어 통제변수(노후주택비율·고령인구비율·인구순이동률· $\log(\text{사업체수})$)로 222개 사양과 226개 사양을 비교하면 빈집비율 계수는 각각 -0.109^{***} · -0.128^{***} 로 모두 음(-)의 방향에서 유의하여, 제외된 4개 시군구가 핵심 결과의 방향과 유의성을 바꾸지 않음을 확인하였다. 변수별 기술통계와 자료 출처는 <표 2>에 제시하였다.

2. 인구감소지역 여부별 기술통계 및 주요 변수 간 상관관계

인구감소지역과 비지정지역의 구조적 차이를 확인하기 위해 주요 변수의 집단별 평균과 평균차

<표 2> 분석 변수의 기술통계: 변수별 가용 관측치 기준

변수	N	평균	표준편차	최솟값	중위값	최댓값
지가변동률(% , t+1)	1,582	2.789	1.642	-3.032	2.798	9.533
빈집비율(% , t)	1,582	10.106	5.096	0.200	10.300	26.100
노후주택비율(%)	1,582	26.934	14.193	1.400	26.250	70.200
고령인구비율(%)	1,582	21.184	8.396	6.600	19.200	44.300
1인가구비율(%)	1,568	32.754	5.573	17.700	33.100	55.900
재정자립도(%)	1,568	20.493	12.337	4.000	17.700	68.900
인구순이동률(%)	1,582	-0.133	1.835	-8.730	-0.345	20.620
총사업체수(개)	1,582	19,803	19,159	387	14,033	114,062
거래회전율(%)	1,582	2.598	1.400	0.280	2.238	15.284
$\log(\text{인구밀도})$	1,582	6.462	2.140	2.958	6.190	10.220
인구감소지역(더미)	1,582	0.389	0.488	0	0	1

주 : 1) 기술통계는 변수별 가용 관측치 기준이다. 대부분의 변수는 전체 균형 패널(226개 시군구 $\times$ 7개 연도=1,582)에 대해 산출하였으나, 1인가구비율과 재정자립도는 각각 14개 관측치가 결측되어 N=1,568을 기준으로 하였다.

2) 회귀 추정표본은 두 변수를 목록별 결측 제거(listwise deletion)한 후의 222개 시군구·1,554개 관측치이다(<표 5>).

3) 빈집비율의 표본 평균(10.11%)은 분석기간(2016~2022년) 관측치를 적층한 뒤 226개 시군구에 동일 가중치를 부여한 단순평균으로, 전국 주택 수를 기준으로 산출되는 2023년 전국 빈집비율(7.9%; 통계청, 2024)과는 산정 기준과 기간이 달라 직접 비교되지 않는다. 빈집비율이 높은 인구 소규모 시군구가 단순평균에서 상대적으로 큰 비중을 차지하므로 표본 평균이 전국 비율보다 높게 나타난다.

자료 : 한국부동산원 전국지가변동률조사, 통계청 인구주택총조사(등록센서스)·토지거래량·시군구별 행정구역면적, 국토교통부 쇠퇴진단, 행정안전부 지방재정365 및 주민등록인구통계.

를 비교하였다(〈표 3〉). 인구감소지역은 비지정 지역보다 빈집비율(13.79% 대 7.76%), 노후주택비율, 고령인구비율 및 1인가구비율이 높고, 자가변동률(2.31% 대 3.10%), 재정자립도, 인구순이동률, 사업체수, 거래회전율 및 인구밀도는 낮은 경향을 보인다. 다만 〈표 3〉의 평균차 검정은 반복 관측된 패널 구조를 반영하지 않은 기술적 비교이므로 집단 간 구조적 차이를 보여주는 참고 정보로 해석한다.

빈집비율과 자가변동률 간 단순 상관계수는 전체 균형 패널을 단순 적용한 기준으로 $r = -0.331$ 이다(전체 상관행렬은 〈부록 1〉의 〈표 A-1〉). 또한 인구감소지역 더미와 고령인구비율 간 상관은 $r \approx 0.84$ 로 높아, 두 변수의 효과를 완전히 분리하기 어려운 구조적 한계가 있다. 따라서 인구감소지역

이질성에 관한 H2의 해석은 탐색적으로 제한한다.

3. 분석 모형 구성

본 연구의 기본 추정 모형은 다음과 같다.

$$\Delta LP_{i,t+1} = \alpha_i + \beta Vac_{i,t} + \gamma' X_{i,t} + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$$

여기서 $\Delta LP_{i,t+1}$ 은 시군구 i 의 $t+1$ 년도 자가변동률(%), $Vac_{i,t}$ 는 t 년도 빈집비율(%), $X_{i,t}$ 는 통제 변수 벡터, α_i 는 지역 고정효과, δ_t 는 연도 고정효과, $\varepsilon_{i,t}$ 는 오차항이다. 추정의 관심 모수는 β 로, 빈집비율 1%p 변화와 다음 연도 자가변동률 간 연관성의 크기를 나타낸다. 표준오차는 시군구(entity) 클러스터를 기준으로 산출하였다.

본 연구의 시간 차원은 $T=7$ 로 짧아 연도 단위

〈표 3〉 인구감소지역 여부별 기술통계 및 집단 간 차이

변수	인구감소지역 평균	비지정지역 평균	차이	t	p
자가변동률(%)	2.31	3.10	-0.79	-10.3	<0.001
빈집비율(%)	13.79	7.76	+6.03	28.9	<0.001
노후주택비율(%)	40.25	18.44	+21.81	44.6	<0.001
고령인구비율(%)	30.00	15.56	+14.44	57.9	<0.001
1인가구비율(%)	35.88	30.81	+5.08	21.8	<0.001
재정자립도(%)	10.24	27.13	-16.89	-42.6	<0.001
인구순이동률(%)	-0.44	0.06	-0.50	-6.0	<0.001
log(사업체수)	8.50	10.04	-1.54	-47.2	<0.001
거래회전율(%)	1.90	3.04	-1.14	-19.4	<0.001
log(인구밀도)	4.54	7.68	-3.14	-43.5	<0.001

주 : 1) 전체 균형 패널($N=1,582$; 인구감소지역=616, 비지정지역=966) 기준 집단별 평균이며, 차이는 인구감소지역 평균에서 비지정지역 평균을 뺀 값이다.

2) t와 p는 Welch 평균차 검정 결과이나, 동일 시군구의 반복 관측을 반영하지 않은 기술적 비교로 해석한다.

3) 1인가구비율은 인구감소지역 602개·비지정지역 966개, 재정자립도는 인구감소지역 616개·비지정지역 952개 관측치를 기준으로 산출하였다.

자료 : 저자 산출.

클러스터링은 클러스터 수가 부족해 추정의 안정성이 떨어질 수 있으므로, 시군구 단위 클러스터링을 채택하였다.

1년 시차 구조(빈집비율 $t \rightarrow$ 지가변동률 $t+1$)는 다음 두 가지 측면에서 뒷받침된다. 첫째, 빈집비율은 통계청 인구주택총조사의 11월 1일 기준으로 측정되므로, 당해 연도(t)의 지가변동률에는 제한적으로만 반영될 가능성이 있다. 반면 다음 연도($t+1$) 지가변동률은 빈집 상태와 이후 연도 지가변동률의 관계를 보다 일관된 시점 구조에서 관찰할 수 있게 한다. 1년 시차는 빈집 상태와 그 이후 지가변동률의 측정 시점을 정렬하기 위한 설정이다. 둘째, 1년 시차는 지가 하락이 빈집 증가보다 먼저 관측되는 역방향 연결 가능성을 데이터 구조상 줄여 역인과 우려를 일정 부분 완화한다. 다만 미래 지가 하락에 대한 기대(unobserved expectation shock)가 t 기 빈집비율과 $t+1$ 기 지가 모두에 영향을 미칠 수 있어 역인과를 완전히 배제하지는 못한다.

분석은 네 가지 주요 모형(M1~M4)과 인구감소지역 지정 전후 상대 변화의 탐색적 보조 분석(M5), 토지시장 여건을 추가한 확장 사양(M6)으로 구성하며, 각 모형의 변수 구성과 해석 목적은 <표 4>와 같다. M1(Pooled OLS[ordinary least squares], HC3[heteroskedasticity-consistent 3])은 단순 참고모형이고, M2(지역 FE[fixed effects])·M3(TWFE, 주모형)으로 빈집-지가 기본 관계를 단계적으로 확인한다. M4는 M3에 빈집비율(grand-mean centering)과 인구감소지역 더미의 교차항을 추가해 이질성을, M5는 2021년 지정 전후의 상대적 변화를 탐색적으로 검토하되 병행추세 미검증으로 정책 효과가 아닌 보조 분석으로 해석한다(세부는 IV장 2절 참조). M6은 토지시장 요인을 추가 통제한 분석이다.

모든 패널 추정은 Python 3 환경에서 linearmodels 패키지의 PanelOLS와 statsmodels 패키지의 OLS를 활용하여 수행하였다. 표준오차는 시군구(entity) 단위로 군집화한 강건 표준오

<표 4> 단계별 회귀모형의 구성과 해석 목적

모형	고정효과	핵심 변수	해석 목적	표준오차
M1 Pooled OLS	없음	빈집비율	기준 모형(참고)	HC3
M2 지역 FE	지역	빈집비율	지역 이질성 통제	클러스터(시군구)
M3 양방향 FE	지역+연도	빈집비율	주모형(H1 검토)	클러스터(시군구)
M4 상호작용	지역+연도	빈집×인구감소지역	인구감소지역 이질성(H2)	클러스터(시군구)
M5 지정 전후	지역(+연도)	인구감소×post	지정 전후 변화(탐색)	클러스터(시군구)
M6 토지시장 여건	지역+연도	빈집+거래회전율+인구밀도	토지시장 요인 통제	클러스터(시군구)

주 : 1) 모든 모형의 종속변수는 다음 연도 지가변동률($t+1$)이다.

2) M1~M6은 노후주택비율, 고령인구비율, 1인가구비율, 재정자립도, 인구순이동률, log(사업체수)를 공통으로 포함하며, M3를 주모형으로 해석한다.

3) OLS, ordinary least squares; HC3, heteroskedasticity-consistent 3; FE, fixed effects.

자료 : 저자 작성.

차를 사용하였다.

4. 연구 가설 설정

본 연구의 가설은 다음과 같다.

H1(핵심 가설): 빈집비율의 증가는 다음 연도
지가변동률과 음(-)의 연관성을 보인다.

H1은 빈집 증가가 주거환경의 질 저하, 관리 공백 및 지역 쇠퇴의 가시적 신호로 작용할 수 있다는 부정적 외부효과 및 자본화 논의에 근거한다. 빈집의 증가는 인근 환경에 대한 시장 평가를 낮추거나 지역의 미래 수요에 관한 부정적 기대를 강화할 수 있으며, 이러한 변화는 시장 정보의 확산과 가격 평가의 갱신을 거쳐 다음 연도 지가변동률에 반영될 가능성이 있다. 깨진 유리창 이론은 이러한 관리 공백과 환경 악화가 지역 인식에 영향을 줄 수 있음을 보완적으로 설명하는 개념적 틀로 활용한다.

H2(탐색적 가설): 인구감소지역에서는 빈집비율과 다음 연도 지가변동률 간 음(-)의 연관성이 더 강하게 나타날 가능성이 있다.

인구감소지역은 인구 유출, 고령화, 주택수요 약화 및 지역활력 저하가 중첩되는 경향이 있어, 빈집 증가가 지역 토지시장에 대한 부정적 신호로 더 크게 반영될 수 있다. 반면 거래가 희소한 지역에서는 빈집 관련 정보가 가격에 충분히 반영되지 않거나 추정의 불확실성이 커질 가능성도 있다.

따라서 H2는 명확한 인과적 예측이 아닌, 인구감소지역 여부에 따른 연관성의 차이를 검토하는 탐색적 가설로 설정한다.

H1은 TWFE 주모형(M3)으로 검토하고, H2는 빈집비율과 인구감소지역 여부의 교차항을 포함한 모형(M4)으로 검토한다. 또한 보조 분석으로 2021년 인구감소지역 지정 이후 지정지역과 비지정지역 간 상대적 지가변동률 변화를 검토하되(M5), 이는 병행추세 검증과 정책효과 식별을 목적으로 한 분석이 아니므로 별도의 가설은 설정하지 않는다.

IV. 분석결과

1. 빈집비율과 지가변동률의 기본 관계(M1~M3)

〈표 5〉는 M1~M4의 추정 결과를 함께 제시하며, 본 절에서는 빈집비율과 지가변동률의 기본 관계를 검토하기 위해 M1~M3 결과를 중심으로 해석한다. M4의 상호작용 결과는 다음 절의 이질성 분석에서 다룬다. M1의 빈집비율 계수는 -0.067^{***} ($SE=0.0114$)이고, 주모형인 M3의 빈집비율 계수는 -0.113^{***} ($SE=0.0293$, $p<0.001$)로 나타났다. 이는 빈집비율이 1%p 상승할 때 다음 연도 지가변동률이 약 0.113%p 낮아지는 방향의 연관성이 있음을 시사한다. 경제적 유의성 측면에서 회귀표본($N=1,554$) 기준 빈집비율의 표준편차인 약 5.1%p를 적용하면, 1표준편차 증가는 다음 연도 지가변동률 약 -0.57%p와 연관된다.

M2에서 M3로 이동하면 빈집비율 계수의 절댓

〈표 5〉 패널 회귀분석 결과(종속변수: 지가변동률, $t+1$)

변수	M1 pooled OLS	M2 지역 FE	M3 two-way FE	M4 상호작용
빈집비율	-0.0668*** (0.0114)	-0.0517 (0.0327)	-0.1127*** (0.0293)	-
빈집비율(중심화)	-	-	-	-0.0840** (0.0348)
빈집 × 인구감소	-	-	-	-0.0846* (0.0490)
노후주택비율	+0.0235*** (0.0056)	+0.0064 (0.0155)	+0.0134 (0.0135)	+0.0132 (0.0135)
고령인구비율	-0.0551*** (0.0110)	-0.2017*** (0.0449)	+0.1981*** (0.0462)	+0.2008*** (0.0461)
1인가구비율	-0.0452*** (0.0094)	-0.3734*** (0.0491)	-0.0796** (0.0400)	-0.0913** (0.0385)
재정자립도	+0.0216*** (0.0051)	-0.0758*** (0.0203)	-0.1147*** (0.0190)	-0.1139*** (0.0189)
인구순이동률	+0.0175 (0.0239)	0.0000 (0.0277)	+0.0397** (0.0197)	+0.0364* (0.0198)
log(사업체수)	-0.2823*** (0.0657)	+1.4735*** (0.2229)	+0.2223 (0.3108)	+0.2342 (0.3145)
R ²	0.183	0.506	0.110	0.114
관측치	1,554	1,554	1,554	1,554
지역 FE	없음	있음	있음	있음
연도 FE	없음	없음	있음	있음

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이다.

2) M1은 HC3 강건 표준오차, M2~M4는 시군구 단위 클러스터 강건 표준오차를 사용하였다.

3) M4의 인구감소지역 더미는 지역 고정효과에 흡수된다.

4) M4에서 빈집비율의 한계효과는 비지정지역 -0.084%p, 인구감소지역 -0.169%p이다.

5) M1의 R²는 일반 R², M2~M4의 R²는 고정효과 모형의 R²이므로 모형 간 직접 비교에 유의할 필요가 있다.

6) 회귀표본은 결측 처리 후 N=1,554이다.

7) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

8) OLS, ordinary least squares; FE, fixed effects.

자료 : 저자 추정.

값은 커지고 통계적 유의성도 나타난다(M2 -0.052에서 M3 -0.113***). 이는 지역 고정효과만 포함한 사양과 지역·연도 고정효과를 함께 포함한 사양의 추정치가 다를 수 있음을 보여준다. 본 연구에서는 전국 공통의 연도별 변동을 통제한 M3를

주모형으로 해석한다.

통제변수 중 고령인구비율은 M3에서 +0.198*** (p<0.001)의 양의 계수를 보인다. 이는 직관적 기대와 다른 결과이나, 본 연구의 모형만으로 그 메커니즘을 직접 규명하기는 어렵다. 해당 계수는

고령화 수준이 높은 지역의 지가가 높다는 의미가 아니라, 지역·연도 고정효과를 통제한 상태에서 동일 지역 내 고령인구비율 변화와 상대적 지가변동을 변화 간의 조건부 관계를 나타낸다. 따라서 이를 별도의 정책효과로 해석해서는 안 된다. 고령인구비율을 제외한 보조 추정(M3', 강건성 분석 절에서 후술)에서도 빈집비율 계수는 -0.109^{***} ($SE=0.0304$)로 방향과 유의성이 유지되어, 주결과가 고령인구비율 포함 여부에 크게 좌우되지는 않음을 확인하였다.

그 밖의 통제변수에서는 재정자립도(-0.115^{***})와 1인가구비율(-0.080^{**})이 음의 부호를, 인구순이동률($+0.040^{**}$)이 양의 부호를 보인다. 또한 일부 통제변수는 M1과 고정효과 모형에서 부호가 달라진다. 예컨대 고령인구비율은 M1 -0.055^{***} , M2 -0.202^{***} 에서 M3 $+0.198^{***}$ 로, 재정자립도는 M1 $+0.022^{***}$ 에서 M2 -0.076^{***} ·M3 -0.115^{***} 로, $\log(\text{사업체수})$ 는 M1 -0.282^{***} 에서 M2 $+1.474^{***}$ 로 변화한다. 이는 M1이 지역 간 수준 차이를 포함하는 반면, 고정효과 모형은 시간불변 지역 특성을 통제한 동일 지역 내 시간변동을 이용하기 때문이다. 따라서 통제변수 계수 역시 독립적 인과효과가 아니라 모형 내 조건부 추정치로 해석한다.

M3의 고정효과 모형 R^2 는 0.110으로, 본 모형은 지가변동률의 지역 내 연도별 변동 가운데 제한된 부분을 설명한다. 따라서 빈집비율 계수는 지가변동률의 모든 결정요인을 설명하는 값이 아니라, 지역·연도 고정효과와 관측 통제변수를 조건부로 한 지역 내 시간변동의 부분적 연관성으로 해석되어야 한다. 이러한 설명력 수준에는 두 요인이 함께 작용한다. 첫째, TWFE 모형의 R^2 는 지

역 간 수준 차이와 전국 공통의 연도별 변동이 고정효과로 제거된 이후의 지역 내 잔여 변동을 기준으로 산출되므로, 수준 정보를 포함하는 통상의 R^2 보다 구조적으로 낮게 나타난다(수준 차이를 포함하는 M1의 R^2 는 0.183이다). 둘째, 종속변수인 지가변동률은 수준이 아닌 연도별 변화율 지표로서, 국지적 개발사업이나 거래 특이요인 등 관측되지 않는 특이적 변동의 비중이 크다. 따라서 낮은 R^2 는 모형 적합의 실패라기보다 연도별 지가변동률 변동의 상당 부분이 관측변수 외부에서 결정됨을 반영하며, 본 연구의 목적이 지가변동률의 예측이 아니라 고정효과 통제하의 조건부 연관성 추정에 있다는 점에서 계수 해석의 근거는 유지된다. 그럼에도 빈집비율 계수는 코로나 기간 제외, 원저화, 대도시 제외, 고령인구비율 제외 및 토지시장 여건을 추가한 확장 사양에서 음의 방향을 유지한다. 다만 지역별 시변 쇠퇴 추세와 빈집비율과 지가변동률에 동시에 작용했을 가능성을 완전히 배제하지는 못하므로, 이하의 해석은 고정효과와 시간 선후를 통제한 연관성에 한정한다.

2. 인구감소지역 이질성과 지정 전후 상대 변화 (M4~M5)

본 절에서는 인구감소지역의 이질성을 검토하는 상호작용 모형(M4)과 인구감소지역 지정 전후의 상대적 변화를 살펴보는 보조 사양(M5)을 함께 분석한다. M4의 추정 결과는 <표 5>에, M5의 결과는 <표 6>에 제시하였다.

M4에서 빈집비율(중심화)의 계수는 -0.084^{**}

〈표 6〉 인구감소지역 지정 전후 상대 변화의 탐색적 보조 분석
결과(종속변수: 지가변동률, $t+1$)

변수	M5-a 지역 FE	M5-b 양방향 FE
빈집비율	-0.1228*** (0.0298)	-0.1041*** (0.0302)
post(2022~2023년)	-1.7420*** (0.1188)	-
인구감소지역 × post	+0.8842*** (0.1405)	+0.6891*** (0.1455)
통제변수	포함	포함
지역 FE	있음	있음
연도 FE	없음	있음
관측치	1,554	1,554
R^2	0.5897	0.1362

주 : 1) 괄호 안은 시군구 단위 클러스터 표준오차이다.

2) M5-a는 지역 고정효과와 post 더미들, M5-b는 지역 · 연도 고정효과를 포함한다. post는 종속변수 기준 2022~2023년이다. M5는 지정 전후 상대 변화를 살펴보는 탐색적 보조 사양이다.

3) 병행추세를 검증하지 않았고 지정이 비무작위적으로 이루어졌으므로, 교차항 추정치는 지정 정책의 효과가 아니라 지정 이후 인구감소지역에서 관찰된 상대적 변화로만 해석한다.

4) *** $p(0.01)$.

5) FE, fixed effects.

자료 : 저자 추정.

($p=0.017$), 빈집비율과 인구감소지역의 교차항은 -0.085^* ($p=0.087$)로 추정되었다. 이에 따른 빈집비율의 한계효과는 비지정지역에서 -0.084% p, 인구감소지역에서 -0.169% p로 나타나, 인구감소지역에서 음의 연관성이 더 클 가능성을 시사한다. 다만 교차항의 유의수준이 제한적이므로, 이는 확정적 결론이 아니라 탐색적 단서로 해석할 필요가 있다.

인구감소지역 더미와 고령인구비율의 단순 수준 상관관계는 높지만($r \approx 0.84$, pooled 기준), 지역 · 연도 고정효과를 반영한 개체 내 변환 후 분산팽창

계수(variance inflation factor, VIF)는 1.05~1.18로 낮게 나타났다. 따라서 고정효과 추정에서 다중공선성이 심각한 수준으로 판단되지는 않으나, 인구감소지역과 고령화가 구조적으로 밀접하게 결합되어 있다는 점을 고려하여 M4의 상호작용 효과는 탐색적으로 해석한다.

〈표 6〉의 M5는 인구감소지역 지정 전후 상대 변화를 살펴보기 위한 보조 사양이다. 인구감소지역 × post 교차항은 M5-a에서 $+0.884^{***}$, M5-b에서 $+0.689^{***}$ 로 양(+)으로 추정되었다. 다만 병행추세를 검증하지 않았고 지정이 비무작위적으로 이루어졌으므로, 이를 지정 정책의 효과로 해석할 수는 없다. 이는 지정 이후 인구감소지역에서 관찰된 상대적 지가변동률의 변화로만 해석한다. M5의 빈집비율 계수도 -0.123^{***} 및 -0.104^{***} 로 음의 방향을 보이니, M5는 H1을 직접 검증하는 모형이 아니라 지정 전후 상대 변화를 보조적으로 검토한 사양이다.

3. 강건성 분석

〈표 7〉은 다섯 가지 강건성 사양과 보조 추정(M3', 고령인구비율 제외)을 제시한다. 여섯 사양 모두 빈집비율 계수가 음의 방향을 유지하며 M3 기준(-0.113^{***})에서 크게 벗어나지 않는다. 코로나 제외 · 원저화 · 대도시 제외 사양은 $-0.092 \sim -0.118$ 로 유의하고, 인구감소지역만(-0.088^* , $N=602$) · 비지정지역만(-0.110^{***} , $N=952$) 사양도 방향이 일관된다. 다만 하위표본 추정치는 표본 구성이 달라 M4 한계효과와 직접 비교하기 어려우므로, 이는 H2의 독립적 입증이라기보다 두 집

〈표 7〉 강건성 분석-빈집비율 계수 비교(two-way FE)

표본/처리	β 빈집비율	(SE)	p-값	N
M3 기준(전체 표본)	-0.1127***	(0.0293)	0.0001	1,554
코로나 기간(t+1=2020~2021) 제외	-0.1182***	(0.0380)	0.0019	1,110
원저화(Winsorizing, 1~99%ile)	-0.1109***	(0.0273)	0.0001	1,554
대도시 제외	-0.0923***	(0.0344)	0.0074	1,043
인구감소지역만	-0.0876*	(0.0469)	0.0625	602
비지정지역만	-0.1098***	(0.0408)	0.0073	952
M3' (고령인구비율 제외, 참고)	-0.1088***	(0.0304)	0.0004	1,554

주 : 1) 괄호 안은 시군구 단위 클러스터 강건 표준오차이다.

2) 모든 사양은 지역·연도 고정효과를 포함하며, M3'는 고령인구비율을 제외한 참고 사양이다.

3) 대도시 제외는 서울특별시 및 6대 광역시 관할 기초지자체를 제외한 결과이다.

4) 원저화 사양은 종속변수(지가변동률)와 빈집비율의 상·하위 1% 관측치를 각각 1백분위수와 99백분위수 값으로 대체하여 추정하였다. 인구감소지역만·비지정지역만 사양은 결측 처리 후 각각 86개·136개 시군구를 대상으로 추정하였다(전체 패널 기준 88개·138개).

5) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: 저자 추정.

단 모두에서 음의 방향이 유지된다는 강건성 확인으로 해석한다.

4. 토지시장 여건을 추가한 확장 사양(M6)

지가변동률은 지역 쇠퇴 요인 외에도 토지수요와 거래시장 여건의 영향을 받을 수 있다. 이에 주 모형(M3)에 토지시장 활동 수준을 나타내는 거래회전율과 집적도 및 지역 규모를 반영하는 log(인구밀도)를 추가한 확장 사양(M6)을 〈표 8〉에 제시하였다. 추가 통제변수인 거래회전율과 인구밀도 역시 빈집비율과 동일하게 t년도 값을 사용하였다. 거래회전율은 통계청 토지거래량 통계의 연간 토지거래면적을 시군구별 행정구역면적으로 나눈 뒤 100을 곱해 산출하였고, 인구밀도는 행정안전부 주민등록인구통계의 연도별 인구를 동일 면적으로 나눈 후 자연로그 변환하였다. 이

는 결과연도(t+1)의 시장상황을 직접 통제하지 않음으로써 동시성 우려를 줄이기 위한 설정이며, M6은 토지시장 여건을 추가로 고려한 확장적 민감도 분석으로 해석한다.

거래회전율은 +0.137*** (p<0.001)로 유의한 양의 계수를 보였다. 이는 동일 시군구 내에서 토지거래 활동이 상대적으로 높은 연도에 다음 연도 지가변동률도 높게 나타나는 조건부 연관성을 의미한다. 반면 log(인구밀도)는 통계적으로 유의하지 않았다(p=0.49). 인구밀도는 시군구 내 연도별 변동이 제한적이라는 점에서 고정효과 모형 내 계수 해석에 제약이 있으므로, 본 연구에서는 토지시장 여건을 보완적으로 통제하기 위한 변수로 활용하였다. 추가 통제 후에도 빈집비율 계수는 -0.107*** (SE=0.029)로 음의 방향과 통계적 유의성이 유지되었다. 확장 사양의 개체 내 변환 후 VIF는 최대 2.37로 나타나, 추가 변수 포함에

〈표 8〉 모형 비교: 기본 모형(M1~M3)과 확장 사양(M6)(종속변수: 지가변동률, t+1)

변수	M1 pooled OLS	M2 지역 FE	M3 양방향 FE	M6 확장
빈집비율(t)	-0.0668*** (0.0114)	-0.0517 (0.0327)	-0.1127*** (0.0293)	-0.1074*** (0.0292)
노후주택비율	+0.0235*** (0.0056)	+0.0064 (0.0155)	+0.0134 (0.0135)	+0.0171 (0.0137)
고령인구비율	-0.0551*** (0.0110)	-0.2017*** (0.0449)	+0.1981*** (0.0462)	+0.2194*** (0.0584)
1인가구비율	-0.0452*** (0.0094)	-0.3734*** (0.0491)	-0.0796** (0.0400)	-0.0784** (0.0377)
재정자립도	+0.0216*** (0.0051)	-0.0758*** (0.0203)	-0.1147*** (0.0190)	-0.1077*** (0.0195)
인구순이동률	+0.0175 (0.0239)	0.0000 (0.0277)	+0.0397** (0.0197)	+0.0352* (0.0188)
log(사업체수)	-0.2823*** (0.0657)	+1.4735*** (0.2229)	+0.2223 (0.3108)	+0.1323 (0.2911)
log(인구밀도, t)	-	-	-	+1.0363 (1.5106)
거래회전율(t)	-	-	-	+0.1371*** (0.0297)
R ²	0.183	0.506	0.110	0.133
관측치	1,554	1,554	1,554	1,554
지역 FE	없음	있음	있음	있음
연도 FE	없음	없음	있음	있음

주 : 1) 괄호 안은 표준오차이다. M1은 HC3 강건 표준오차, M2·M3·M6은 시군구 단위 클러스터 강건 표준오차를 사용하였다.

2) M6은 M3에 거래회전율과 log(인구밀도)를 추가한 사양이다.

3) M1의 R²는 일반 R², M2·M3·M6의 R²는 고정효과 모형에서 산출된 R²로, 산정 기준이 달라 모형 간 직접 비교에 유의할 필요가 있다.

4) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

5) OLS, ordinary least squares; FE, fixed effects; HC3, heteroskedasticity-consistent 3.

자료 : 저자 추정.

따른 다중공선성 우려는 크지 않은 것으로 확인되었다(지표 간 비교는 〈부록 2〉의 〈표 A-1〉).

5. 하위표본 및 시차 구조에 대한 보조 분석

주모형에서 확인된 음(-)의 연관성이 지역 유형·인구이동과 시차 길이에 따라 어떻게 나타나는지

를 보조적으로 검토하였다.

행정유형별로는 일반시에서 음(-)의 연관성이 통계적으로 유의하였고, 대도시 자치구와 군에서는 유의하지 않았다. 인구순이동률 3분위에서는 인구 유입 지역에서 유출 지역으로 갈수록 계수의 절댓값이 커지는 경향이 나타났다. 인구규모 3분위 기준 분석에서도 규모 상위 집단에서 계수가

가장 뚜렷하였다. 다만 하위표본별 표본 크기와 검정력이 다르고 집단 간 계수 차이를 직접 검정하지 않았으므로, 이는 규모·유형별 이질성의 가능성을 보여주는 탐색적 결과로 해석한다(상세는 〈부록 3〉의 〈표 A-1〉 및 〈부록 4〉의 〈표 A-1〉).

시차 길이에 대한 민감도 분석에서는 빈집비율 계수가 1년 시차에서만 -0.113^{***} 로 유의하고, 2년 시차에서는 유의하지 않으며 3년 시차에서는 양(+)으로 전환되었다. 동일 기준 표본($t=2016\sim 2020$, $N=1,110$)으로 재추정해도 같은 패턴이 유지되었다. 따라서 빈집비율과 지가변동률의 관계는 장기적 누적효과가 아니라 1년 시차에서 나타나는 단기적·조건부 연관성으로 해석하는 것이 적절하다(상세는 〈부록 5〉의 〈표 A-1〉).

V. 결론 및 시사점

1. 연구 결과 요약

본 연구는 1년 시차를 둔 시군구 패널 TWFE 모형을 통해 빈집비율과 지가변동률의 시차적 연관성을 추정하였다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 주모형(M3)에서 빈집비율이 1%p 상승할 때 다음 연도 지가변동률은 약 0.113%p 낮아지는 방향의 연관성이 나타났다($SE=0.0293$, $p<0.001$). 이러한 음의 방향은 코로나 기간 제외, 원저화, 대도시 제외, 고령인구비율 제외 보조 추정(M3') 및 토지시장 여건을 추가한 확장 사양(M6)에서도 유지되었다. 이는 전국 시군구 패널에서 지역·연도 고정효과와 시차적 선후를 통제

한 상태에서도 빈집비율과 다음 연도 지가변동률 간 음의 시차적 연관성이 관찰됨을 보여주며, H1의 예측 방향과 일치한다.

둘째, 상호작용 모형에서는 인구감소지역에서 빈집비율과 지가변동률 간 음의 연관성이 더 클 가능성이 관찰되었다. 다만 교차항의 유의수준이 제한적이고 인구감소지역과 고령화의 구조적 중첩이 크다는 점에서, 이는 확정적 결론이 아니라 탐색적 단서로 해석할 필요가 있다. 또한 인구감소지역 지정 전후 상대 변화를 검토한 보조 분석은 병행추세 미검증과 비무작위 지정의 한계가 있으므로, 정책 효과가 아니라 지정 지역에서 관찰된 상대적 변화에 관한 참고 결과로 한정한다.

셋째, 행정유형 및 인구순이동률별 하위표본에서는 일반시에서 음의 연관성이 가장 뚜렷하게 나타났다고, 인구 유출 지역에서 계수의 절댓값이 더 큰 경향이 관찰되었다. 그러나 하위표본 간 표본 크기와 검정력이 다르며 집단 간 계수 차이를 직접 검정하지 않았으므로, 이를 지역유형별 효과 차이로 단정할 수는 없다.

넷째, 음의 연관성은 1년 시차에서만 유의하고 2년 시차에서는 사라지며 3년 시차에서는 양(+)의 방향으로 전환되었다. 따라서 주결과는 장기적으로 누적되는 효과라기보다 빈집비율과 다음 연도 지가변동률 사이에서 관찰되는 단기적·조건부 연관성으로 해석하는 것이 적절하다.

2. 정책 시사점

본 연구의 결과를 정책적으로 해석할 때에는 주의가 필요하다. 본 연구가 제시하는 것은 빈집

비율과 다음 연도 지가변동률 사이의 통계적 연관성이며, 빈집 증가의 인과효과 또는 정책 개입의 효과를 의미하지 않는다. 따라서 빈집 정비사업의 직접적 우선순위나 사업 효과를 판단하는 근거로 활용하는 데에는 한계가 있다.

다만 빈집비율과 지가변동률을 결합하여 주거 유희화와 지가 둔화가 함께 나타나는 지역을 점검하는 보조적 모니터링 지표로 활용할 가능성은 있다. 이 경우 통계청의 미거주주택 지표를 법정 관리 빈집 자료, 현장조사, 토지거래량, 인구이동 및 지역 산업지표와 함께 활용함으로써 지역별 위험 신호를 보완적으로 파악할 수 있다.

또한 일반시와 인구 유출 지역에서 상대적으로 뚜렷한 음의 연관성이 관찰된 결과는 빈집과 토지시장 간 관계가 지역 유형에 따라 달라질 가능성을 보여준다. 다만 그 메커니즘과 정책적 함의는 지역별 특성, 빈집 정비사업의 실제 추진 내용 및 토지시장 반응을 직접 분석하는 후속 연구를 통해 확인될 필요가 있다.

3. 연구의 한계 및 향후 과제

첫째, 본 연구는 도구변수나 준실험적 식별전략을 적용하지 않았으므로 추정치는 인과효과가 아니라 지역·연도 고정효과와 시차적 선후를 통제된 조건부 연관성으로 해석되어야 한다. 1년 시차 구조는 역인과 가능성을 일부 완화하지만, 인구·산업 기반의 시변 쇠퇴 경로와 공간 자기상관(서수복, 2014)을 완전히 통제하지는 못한다.

둘째, 빈집비율은 통계청의 미거주주택 정의를 따르므로 「빈집 및 소규모주택 정비에 관한 특례

법」상 구조적 빈집보다 넓은 개념이다. 일시적 미거주와 미분양 등이 포함될 수 있어 측정오차 가능성이 있으며, 종속변수인 지가변동률 역시 시군구 단위의 연도별 가격변화율 지표이다. 따라서 본 연구는 빈집 증가 이후 나타나는 지역 토지시장의 단기 가격변화와의 시차적 연관성을 분석한 것으로, 빈집이 지가 수준에 미치는 장기적·누적적 효과를 직접 검증한 것은 아니다.

셋째, 주모형의 고정효과 모형 R^2 는 약 0.11로, 빈집비율 계수는 지가변동률 전체를 설명하기보다 지역·연도 고정효과와 관측 통제변수를 적용한 후 남는 지역 내 변동에서의 부분적 연관성을 나타낸다. 또한 지역 규모 및 인구이동별 하위표본에서 일부 집단의 비유의성은 효과 부재와 검정력 부족을 구분하기 어렵다. 향후에는 구조적 빈집 자료의 축적, 읍면동 단위의 미시 자료, 준실험적 식별전략 및 패널 공간계량 모형(Anselin, 1988; LeSage and Pace, 2009)을 활용하여 이러한 한계를 보완할 필요가 있다.

ORCID 

김병석 <https://orcid.org/0000-0002-1517-3428>

참고문헌

1. 강미나. (2018). 빈집의 예방·관리·활용을 위한 정책방안. *국토정책 Brief*, 689, 1-8.
2. 국가법령정보센터. (2026a). *농어촌정비법*. <https://www.law.go.kr/%EB%B2%95%EB%A0%B9/%E>

- B%86%8D%EC%96%B4%EC%B4%8C%EC%A0%95%EB%B9%84%EB%B2%95
3. 국가법령정보센터. (2026b). *빈집 및 소규모주택 정비에 관한 특례법*. <https://www.law.go.kr/%EB%B2%95%EB%A0%B9/%EB%B9%88%EC%A7%91%EB%B0%8F%EC%86%8C%EA%B7%9C%EB%AA%A8%EC%A3%BC%ED%83%9D%EC%A0%95%EB%B9%84%EC%97%90%EA%B4%80%ED%95%9C%ED%8A%B9%EB%A1%80%EB%B2%95>
 4. 김슬기, 김의준. (2025). 지리가중화귀모형을 활용한 빈집 분포와 공시지가의 관계 분석. *부동산분석*, 11(3), 83–102.
 5. 노민지, 유선중. (2016). 빈집 발생에 영향을 미치는 지역 특성 분석. *부동산연구*, 26(2), 7–21.
 6. 서수복. (2014). 자가변동과 토지거래량의 공간적 자기상관에 관한 연구. *국토계획*, 49(8), 21–34.
 7. 안정윤, 이상근, 지효진. (2025). 부산광역시 빈집 발생에 영향을 미치는 지역요인 분석. *부동산분석*, 11(3), 103–125.
 8. 이창효, 김기중. (2021). 공간효과를 고려한 지역 간 빈집 증감의 영향요인 차이. *국토계획*, 56(3), 142–156.
 9. 임미화. (2022). 빈집 발생에 미치는 개별주택 속성과 경제적 변수의 영향력 비교. *부동산분석*, 8(3), 121–136.
 10. 통계청. (2024). 2023년 *인구주택총조사(등록센서스) 결과*. 통계청.
 11. 한국부동산원. (2017~2023). *전국지가변동률조사*. <https://www.reb.or.kr/r-one/portal/stat/easyStatPage.do>
 12. 행정안전부. (2021). *인구감소지역 지정 · 고시* (행안부 고시 제2021-66호). 행정안전부.
 13. 홍성효, 임준홍. (2018). 지역 내 폐가가 주택가격에 미치는 영향에 대한 실증분석. *한국주거학회 논문집*, 29(4), 23–30.
 14. Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Springer.
 15. Burchell, R. W., & Listokin, D. (1981). *The adaptive reuse handbook: Procedures to inventory, control, manage, and reemploy surplus municipal properties*. Center for Urban Policy Research, Rutgers University.
 16. Glaeser, E. L., & Gyourko, J. (2005). Urban decline and durable housing. *Journal of Political Economy*, 113(2), 345–375.
 17. Immergluck, D., & Smith, G. (2006). The external costs of foreclosure: The impact of single-family mortgage foreclosures on property values. *Housing Policy Debate*, 17(1), 57–79.
 18. LeSage, J. P., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press/Chapman & Hall.
 19. Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.
 20. Sadayuki, T., Kanayama, Y., & Arimura, T. H. (2020). The externality of vacant houses: The case of Toshima Municipality, Tokyo, Japan. *Review of Regional Studies*, 50(2), 260–281.
 21. Whitaker, S., & Fitzpatrick, T. J., IV. (2013). Deconstructing distressed-property spillovers: The effects of vacant, tax-delinquent, and foreclosed properties in housing submarkets. *Journal of Housing Economics*, 22(2), 79–91.
 22. Wilson, J. Q., & Kelling, G. L. (1982). Broken windows: The police and neighborhood safety. *The Atlantic Monthly*, 249(3), 29–38.

논문접수일: 2026년 4월 30일
 심사(수정)일: 2026년 7월 1일
 게재확정일: 2026년 7월 10일

국문초록

인구감소와 고령화의 심화로 전국 시군구에서 빈집이 증가하고 있으나, 빈집 증가와 지역 지가변동 간의 관계는 충분히 규명되지 않았다. 본 연구는 2016~2022년 빈집비율과 2017~2023년 지가변동률을 1년 시차로 연결한 전국 226개 시군구 7개년 균형 패널을 구축하고, 양방향 고정효과 모형으로 두 변수의 시차적 연관성을 추정하였다. 통제변수 결측 처리 후 주 추정표본은 222개 시군구, 1,554개 관측치로 구성된다. 분석 결과, 빈집비율이 1%p 상승할 때 다음 연도 지가변동률은 약 0.113%p 낮아지는 방향의 연관성이 나타났다($p < 0.001$). 이 결과는 코로나 기간 제외, 원저화, 대도시 제외 및 토지시장 여건 추가 통제 등 대안 사양에서도 유지되었다. 탐색적 하위표본 분석에서는 일반시와 인구 유출 지역에서 음의 계수가 유의하였으나, 집단 간 계수 차이를 직접 검정하지 않아 제한적으로 해석하였다. 음의 연관성은 1년 시차에서만 유의하고 장기 시차에서는 유지되지 않았다. 본 연구는 빈집비율과 지가변동률 간 단기적·조건부 연관성에 관한 전국 단위 기초 실증근거를 제시하며, 두 지표를 결합한 보조적 지역 모니터링의 가능성을 시사한다.

주제어 : 빈집비율, 지가변동률, 양방향 고정효과, 인구감소지역, 도시 쇠퇴

부록 1. 주요 변수 간 상관관계수

〈표 A-1〉 주요 변수 간 상관관계수

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) 지가변동률(t+1)	1.000							
(2) 빈집비율	-0.331	1.000						
(3) 노후주택비율	-0.236	0.539	1.000					
(4) 고령인구비율	-0.335	0.667	0.851	1.000				
(5) 1인가구비율	-0.310	0.371	0.576	0.614	1.000			
(6) 재정자립도	0.293	-0.530	-0.691	-0.739	-0.456	1.000		
(7) 인구순이동률	0.038	0.075	-0.259	-0.124	-0.140	0.255	1.000	
(8) log(사업체수)	0.178	-0.604	-0.661	-0.725	-0.308	0.719	0.058	1.000

주 : 1) Pearson 상관관계수는 변수쌍별 가용 관측치를 기준으로 산출하였다.

2) 지가변동률, 빈집비율, 노후주택비율, 고령인구비율, 인구순이동률 및 log(사업체수) 간 상관관계수는 N=1,582 기준이다. 1인가구비율 또는 재정자립도가 포함된 상관관계수는 N=1,568 기준이며, 두 변수가 함께 포함된 상관관계수는 N=1,554 기준이다.

3) 변수 번호는 열 머리글 (1)~(8)에 대응한다.

4) 인구순이동률은 국토교통부 쇠퇴진단 파일 기준이며, 사업체수는 자연로그 값이다.

자료 : 저자 산출.

부록 2. 토지거래 지표 선택에 관한 비교

지가변동률은 토지수요와 거래시장 여건의 영향을 받을 수 있으므로, 토지거래 활성도를 나타내는 지표로는 거래 필지수, 거래 면적, 거래회전율(거래면적÷행정구역면적×100) 등을 고려할 수 있다. 본 연구는 이 세 지표를 각각 주모형(M3)에 인구밀도와 함께 추가하여 비교하였다(부록 2)의 <표 A-1>). 세 지표 모두 양(+)의 유의한 계수를 보여, 동일 시군구 내에서 토지거래 활동이 상대적으로 높은 연도에 다음 연도 지가변동률도 높게 나타나는 방향의 조건부 연관성이 일관되게 확인되었으며, 어떤 지표를 사용하더라도 빈집비율 계수는 음의 방향과 통계적 유의성을 유지하였다. 본문에서는 지역 규모 차이를 면적으로 정규화하여 시군구 간 비교 가능성이 높고 개체 내 변환 후 VIF가 가장 낮은(1.01) 거래회전율을 대표 지표로 채택하였다.

<표 A-1> 토지거래 지표별 비교(주모형 M3 + 인구밀도 기준)

추가 지표	빈집비율(t) 계수	거래 지표 계수	빈집비율 SE
log (거래 필지수)	-0.0920***	+1.3977***	0.0283
거래 면적 (10만 ㎡)	-0.1119***	+0.004***	0.0293
거래회전율 (채택)	-0.1074***	+0.1371***	0.0292

주 : 1) 모든 사양은 양방향 고정효과 모형에 log(인구밀도)와 각 토지거래 지표를 추가.

2) *** p<0.01.

3) 거래회전율은 개체 내 VIF 1.01로 가장 낮아 본문 확장 사양(M6)에 채택.

4) VIF, variance inflation factor.

자료 : 저자 추정.

부록 3. 지역 특성 및 인구이동에 따른 탐색적 이질성

행정유형과 인구순이동률에 따라 빈집비율과 지가변동률의 연관성이 달라지는지를 하위표본 분석으로 검토하였다(〈부록 3〉의 〈표 A-1〉).

행정유형별로는 일반시에서 빈집비율 계수가 -0.118^{**} ($p=0.021$)로 통계적으로 유의한 음의 방향을 보였고, 대도시 자치구(-0.027)와 군(-0.068)에서는 유의하지 않았다. 다만 하위표본별 표본 크기와 검정력이 상이하므로(자치구 $N=476$, 일반시 $N=525$, 군 $N=553$), 집단별 유의성 여부만으로 계수 차이 또는 효과 부재를 단정하기는 어렵다. 인구규모 3분위 기준의 보조 분석도 〈부록 4〉의 〈표 A-1〉에 제시하였으나, 행정유형별 결과와 완전히 일치하는 패턴을 보이지 않아 지역 규모에 따른 이질성은 탐색적 관찰로 해석한다. 인구순이동률 3분위(유입·중간·유출)에서는 유입 지역

의 계수 -0.103^{**} 에서 유출 지역의 계수 -0.125^{**} 로 갈수록 절댓값이 커지는 경향이 관찰되었다. 집단 간 계수 차이를 직접 검정한 결과는 아니므로, 이는 인구 유출 지역에서 빈집비율과 다음 연도 지가변동률의 음의 연관성이 상대적으로 클 가능성을 보여주는 탐색적 결과로 해석한다.

〈표 A-1〉 행정유형 및 인구이동별 하위표본 분석(종속변수: 지가변동률, $t+1$; 주모형 M3 기준)

구분	하위표본	빈집비율(t) 계수	SE	N	시군구 수
행정유형	대도시 자치구	-0.0272	0.0842	476	68
	일반시	-0.1184 ^{**}	0.0510	525	75
	군(郡)	-0.0675	0.0451	553	79
인구순이동률 3분위	인구 유입	-0.1032 ^{**}	0.0483	511	73
	중간	-0.1138 ^{**}	0.0511	511	73
	인구 유출	-0.1246 ^{**}	0.0579	532	76

주 : 1) 각 하위표본에는 주모형(M3)과 동일한 통제변수를 포함한 양방향 고정효과 모형을 적용하였다.

2) 계수는 빈집비율(t)의 추정치이며, 표준오차는 SE 열에 제시하였다.

3) 행정유형은 행정구역 명칭상 구·시·군을 기준으로, 인구순이동률 3분위는 분석기간의 시군구별 평균을 기준으로 구분하였다.

4) 시군구 수는 결측 처리 후 회귀표본에 포함된 222개 시군구 기준이다.

5) ^{**} $p<0.05$.

자료 : 저자 추정.

부록 4. 인구규모 3분위별 하위표본 분석

이질성은 효과 크기의 정밀한 비교라기보다 탐색적 관찰로 해석하는 것이 적절하다.

부록 3에서는 행정구역 유형과 인구순이동률을 기준으로 하위표본을 분석하였다. 여기서는 지역 규모에 따른 이질성을 추가로 확인하기 위해 인구규모를 직접 기준으로 삼은 분석을 보완적으로 제시한다.

시군구별 기간 평균 총인구를 기준으로 표본을 3분위(하위/중위/상위)로 분할하고, 각 하위표본에 대해 주모형(M3, 양방향 고정효과)을 적용하였다(〈부록 4〉의 〈표 A-1〉).

분석 결과, 인구규모 상위 집단에서 빈집비율 계수가 -0.154^{**} ($p=0.027$)로 가장 뚜렷하게 나타났다고, 하위 집단에서 -0.096^{*} ($p=0.059$), 중위 집단에서 -0.044 (유의하지 않음)로 추정되었다. 이는 본문의 행정유형 기준 분석(일반시에서 가장 뚜렷)과 함께, 빈집-지가 연관성이 지역 규모에 따라 균일하지 않을 가능성을 시사한다. 다만 행정유형 기준과 인구규모 기준이 완전히 동일한 분류는 아니며, 하위표본별 표본 크기와 검정력 차이가 있으므로, 두 기준에서 관찰되는 규모별

〈표 A-1〉 인구규모 3분위별 하위표본 분석(종속변수: 지가변동률, $t+1$; 주모형 M3)

인구규모 집단	빈집비율(t) 계수	SE	p	N	시군구 수
상위 1/3	-0.1542^{**}	0.0696	0.027	518	74
중위 1/3	-0.0435	0.0480	0.365	518	74
하위 1/3 (소도시·군)	-0.0964^{*}	0.0509	0.059	518	74

주 : 1) 시군구별 기간(2016~2022) 평균 총인구 기준 3분위. 경계는 하위 70,398명, 상위 270,296명이다.

2) 각 하위표본에 주모형(M3, 양방향 고정효과)을 적용하였다.

3) SE는 시군구 단위 클러스터 강건 표준오차이다. 시군구 수는 결측 처리 후 회귀표본에 포함된 222개 시군구 기준이다.

4) $^{*} p<0.1$, $^{**} p<0.05$.

자료: 저자 추정.

부록 5. 시차 구조에 대한 민감도 분석

본 연구는 1년 시차(빈집비율 $t \rightarrow$ 지가변동률 $t+1$)를 주모형으로 설정하였으나, 시차 길이에 따른 결과의 민감도를 검토하기 위해 2년·3년 시차와 3년 평균 지가변동률에 대한 사양을 추가로 추정하였다(〈부록 5〉의 〈표 A-1〉). 빈집비율 계수는 1년 시차에서 -0.113^{***} 으로 뚜렷한 음의 값을 보이나, 2년 시차에서는 $+0.025(p=0.43)$ 로 유의하지 않고, 3년 시차에서는 $+0.095^{***}$ 로 양(+)의 방향으로 전환된다. 또한 $t+1$ 부터 $t+3$ 까지의 연평균 지가변동률에 대한 계수는 $+0.008(p=0.72)$ 로 통계적으로 0과 구별되지 않는다.

즉, 주모형에서 확인된 빈집비율과 다음 연도 지가변동률 간 음의 연관성은 1년 시차에서만 유의하며, 장기 시차에서 누적되는 음의 관계로 나타나지는 않았다. 세 시차를 동일한 기준 표본($t=2016\sim 2020$, $N=1,110$)으로 재추정해도 1년 시차는 -0.116^{***} , 2년 시차는 비유의, 3년 시차는 $+0.095^{***}$ 로 동일한 패턴이 나타났다. 따라서 이

러한 시차별 결과는 표본 구성 차이만으로 설명되기 어렵다.

장기 시차에서는 표본이 축소되고(2년 $N=1,332$, 3년 $N=1,110$), 기간 중 관측되지 않은 시변 요인이 누적될 가능성도 커진다. 따라서 3년 시차의 양(+)의 계수에 적극적인 메커니즘을 부여하지 않으며, 이 결과만으로 역인과 가능성을 판별할 수도 없다. 다만 빈집비율과 지가변동률의 관계는 장기적 누적효과라기보다, 1년 시차에서 나타나는 단기적·조건부 연관성으로 해석하는 것이 적절하다.

〈표 A-1〉 시차 구조별 민감도 분석(종속변수: 지가변동률; 주모형 M3 사양)

시차 구조	빈집비율(t) 계수	SE	p	N
1년 시차($t \rightarrow t+1$, 주모형)	-0.1127^{***}	0.0293	0.0001	1,554
2년 시차($t \rightarrow t+2$)	$+0.0249$	0.0318	0.4335	1,332
3년 시차($t \rightarrow t+3$)	$+0.0949^{***}$	0.0333	0.0045	1,110
3년 연평균($t+1 \sim t+3$ 평균)	$+0.0083$	0.0231	0.7192	1,110

주 : 1) 모든 사양은 주모형(M3)과 동일한 통제변수 및 양방향 고정효과를 포함하며, 종속변수의 시차 또는 평균기간만 달리하였다.

2) SE는 시군구 단위 클러스터 강건 표준오차이다.

3) 동일 기준표본($t=2016\sim 2020$, $N=1,110$)으로 재추정한 결과도 1년 시차 $\beta = -0.116(SE=0.037, p=0.002)$, 2년 시차 $\beta = +0.046(SE=0.034, p=0.182)$, 3년 시차 $\beta = +0.095(SE=0.033, p=0.005)$ 로, 1년 음(-)·2년 비유의·3년 양(+)의 패턴이 유지되었다.

4) $*** p(0.01)$.

자료 : 저자 추정.