



도시공간 특성에 따른 인구소멸 위험과 미분양이 지역 주택가격에 미치는 영향*

Impacts of Population Extinction Risk and Unsold New Housing on Regional Housing Prices according to Urban Spatial Characteristics

김혜진** · 서원석***

Hyejin Kim · Wonseok Seo

Abstract

This study empirically analyzed the complex impacts of population extinction (in terms of demand), unsold housings (in terms of supply), and characteristics of urban space on regional housing markets based on the spatial hedonic price model. The main results are as follows. First, unsold housings occurring in the metropolitan area turned out to have a significantly negative effect on regional housing markets compared with the non-metropolitan area. Second, It was found that the higher population extinction is, the more the negative impact has on housing markets of the non-metropolitan area. Measures from different perspectives for raising the working-age population on the non-metropolitan area could help housing markets on the non-metropolitan area stable. Third, in particular, the extinction risk turned out to be likely to accelerate the downturn in housing markets in the non-metropolitan area compared with the metropolitan area. As a result, this study demonstrated that unsold housings in the metropolitan area in order not to increase anxiety over housing markets should be managed and integrated policies for population and housing on the non-metropolitan area should also be strengthened.

Keywords: Population extinction, Unsold housings, Housing prices, Characteristics of urban space, Spatial hedonic price model

* 본 논문은 저자의 석사학위 논문을 수정·보완해 작성되었음.

** 중앙대학교 도시계획·부동산학과 석사(주저자) | Master, Department of Urban Planning and Real Estate, Chung-Ang University | First Author | soovjin@naver.com |

*** 중앙대학교 도시계획·부동산학과 교수(교신저자) | Professor, Department of Urban Planning and Real Estate, Chung-Ang University | Corresponding Author | wseo@cau.ac.kr |

I. 서론

인구구조 변화로 인한 인구감소 및 지방소멸 현상은 최근 대한민국의 중요한 사회적 문제로 인식되고 있으며, 특히 저출산·고령화로 인한 지방의 인구 유출 심화 및 유입 감소가 특징적으로 나타나고 있다. 한국고용정보원의 발표에 따르면 30년 안에 전국 시·군 가운데 3분의 1이 넘는 읍면동이 인구소멸지역이 될 것으로 전망하고 있으며, 저출산·고령화는 국가 경쟁력을 떨어뜨리는 주요 원인으로 지목되고 있다(이상호, 2016).

이러한 현상은 주택시장의 초과공급을 초래해 미분양과 같은 지방 주택시장의 침체를 가속화시키는 원인으로 작용하고 있다. 그뿐만 아니라, 수도권과 비수도권의 주택가격 격차 역시 심화되는 현상도 지속되고 있다(허원제·오경수, 2021). 이처럼 지역의 인구구조 변화는 주택수요를 감소시켜 공급초과로 인한 주택 미분양의 원인이 되고, 시간이 지날수록 수도권과 비수도권 주택시장의 구조적 차이를 나타내는 중요한 원인으로 작용하고 있다(백인걸·노산하, 2020; 임재빈·정기성, 2021).

주택은 필수재의 성격을 지닌 재화로, 일반재와는 다르게 인구·사회·경제적 여건 변화에 따라 적절한 공급이 이루어지지 않으면 수급불균형으로 인한 주택가격의 상승 또는 하락을 초래할 수 있다(김정희, 2015). 또한, 주택수요와 공급은 주택이 위치한 지역적 특성에 강한 영향을 받을 수밖에 없어 지역적 요인은 지역 주택가격의 변화에 강하게 작용하게 된다(장한익, 2019; 한동근, 2008).

인구구조 변화로 인한 지역의 인구소멸 위험과 주택 미분양은 앞서 언급한 바와 같이 수요·공급 측면에서 주택시장 변화의 중요한 요인으로 작용하고 있으며, 지역의 주택시장은 이러한 현상에 따라 지속적인 구조변화를 겪게 될 수밖에 없다(김병석·서원석, 2014; 임석희, 2019). 이러한 점에서 인구구조 변화의 다양한 측면이 지역의 주택시장에 미치는 영향을 파악하는 것은, 지역의 지속성 있는 유지를 위한 중요한 정책적 시사점을 제시할 수 있는 바탕이 될 수 있을 것으로 판단된다. 그러나 기존 연구들은 인구와 주택공급, 그리고 도시의 공간적 특성과 주택시장 변동을 유기적으로 검토하지 못했다는 한계가 있다.

따라서 본 연구는 우리나라 시·군구를 대상으로 수요·공급 측면의 성격을 가지고 있는 인구소멸 위험 및 주택 미분양, 그리고 도시공간 특성(도시 규모, 서울 및 수도권과의 접근성)을 중심으로 이러한 요인이 복합적으로 지역 주택시장에 미치는 영향을 공간헤도닉모형(spatial hedonic price model)을 이용해 실증분석하고자 한다. 그리고 이를 바탕으로 지역 정책에 대한 시사점을 제안하고자 한다.

II. 선행연구 검토

다수의 선행연구에서 인구는 주택시장에 영향을 미치는 중요한 요인으로 고려되고 있다. 특히 고령인구, 출생자수는 지역의 인구변화에 직접적인 영향을 미치고, 이를 통해 주택시장에 변동이 일어나게 된다(김병석·서원석, 2014; 채미옥·박

진백, 2018).

일반적으로 지역의 인구 규모가 커질수록 주택 가격은 상승하지만, 고령인구의 증가는 반대로 주택가격을 하락시키는 요인으로 파악되고 있다(박헌수·김민정, 2014). 다시 말하자면 고령인구의 증가는 주택수요를 감소시켜 주택시장을 침체시킬 수 있다는 것이다(김민정·전해정, 2014). 반면, 김태경 외(2017)는 수도권외의 경우, 고령비율이 높아지더라도 수명연장으로 인한 경제활동 증가로 인해 주택가격에 긍정적인 영향을 미친다는 상반된 결론을 도출하였다.

미분양주택은 주택시장에서 공급 측면의 영향 요인으로 간주되고 있는데, 주택의 과잉 공급은 미분양을 급증시키는 원인이 된다(서범준 외, 2010; 정창무·김지순, 2015).

일련의 관련 연구들은 미분양 발생 요인을 지역 특성과 연결시켜 실증분석을 진행했는데, 김주영·신우진(2011)은 미분양이 증가하는 지역은 제조업 중심의 도시 경제구조를 가지며, 주택가격이 상승률이 낮은 비수도권 지역임을 밝혔다. 김리영·서원석(2020)은 경기도와 경상남도를 대상으로 미분양 영향요인을 파악했는데, 수도권은 분양가격, 소비자심리, 거시경제 요인 등이 복합적으로 작용해 미분양을 증가시키는 데 비해, 경상남도는 산업 및 실업률 등 지역경제 요인이 중요한 요인으로 작용하고 있음을 밝혔다.

미분양에 영향을 미치는 지역 특성 중 인구에 초점을 맞춘 연구도 진행된 바 있는데, 강경애(2017)는 미분양주택에 영향을 미치는 지역 특성 요인은 실업률, 인구, 지역 내 총생산이며, 수도권 지역과의 인구 증가율 차이는 미분양주택에 부정

적인 영향을 미친다고 하였다. 백인걸·노산하(2020) 역시 인구 유출이 주택가격을 변화시키는 중요한 요인이라는 것을 밝혔다.

이처럼 다수의 선행연구를 통해 저출산, 고령화와 같은 인구변화는 주택시장에 큰 영향을 미친다는 사실이 확인되었다. 또한, 지방 주택시장의 공급과잉은 미분양주택 급증의 원인이 된다는 점도 파악할 수 있었다. 다만 기존 연구들은 인구와 미분양, 그리고 지역의 공간적 특성들과 주택시장 변동을 복합적으로 검토하지 못했다는 한계를 가지고 있다. 이에 따라 본 연구는 인구소멸 위험과 미분양이 주택시장에 미치는 영향과 더불어, 지역(도시)의 공간적 특성(수도권과 비수도권, 도시규모)에 따른 영향을 복합적으로 검토함으로써 기존 연구의 한계를 개선하고자 하였다.

III. 인구소멸지역 및 미분양 현황

1. 인구소멸지역

마스다(Masuda)는 2015년 저서 「지방소멸」을 통해, 지역의 인구감소로 인해 사람이 거주하지 않는 지역은 소멸할 것이라는 가정하에 20~39세 여성인구를 소멸지표의 핵심으로 설정하였다. 이상호(2016)는 이를 기반으로 우리나라의 인구소멸위험지수(소멸위험지수)를 개발하였다. 구체적으로 소멸지수는 (식 1)과 같이 20~39세 가입기 여성인구를 65세 이상 고령인구로 나누는 값으로 정의되고 있다(이상호, 2016; 이상호, 2018).

인구소멸위험지수(소멸위험지수)

$$= \frac{20\sim 39\text{세 여성인구수}}{65\text{세 이상 고령인구수}} \quad (\text{식 } 1)$$

이때 소멸위험지수값이 1.0 미만일 경우, 20세부터 39세까지의 여성인구가 고령인구(65세 이상)보다 적은 상황을 의미하며, 지역은 소멸위험 주의 단계로 진입하게 된다. 만약 소멸지수값이 0.5 미만일 경우, 소멸위험이 큰 것으로 보아 장래에 지역의 소멸 가능성이 크다고 판단한다. 소멸위험지수값에 따른 상세명칭 및 수준은 <표 1>과 같다.

이상호(2018)는 소멸위험지수를 토대로 주민등록인구통계를 사용해 2013년에서 2018년 사이 전국 시·군구 및 읍면동 지역의 소멸위험을 계산하여 분석하였다. 그 결과, 10곳 중 4곳은 저출산 및 고령화로 인한 인구감소로 인해 소멸 가능성이 큰 것으로 나타났으며, 전국 228개 시·군구 중 소멸위험 지역은 2013년 32.9%인 75개에서 2018년 39%인 89개로 증가했음을 확인하였다. 이러한 현상의 원인은 지역의 인구변화로 소멸위험 지역의 경우 20~39세 여성인구의 순유입과 순유출 편차가 가장 크게 나타나는 데 비해, 65세 고령인구는 큰 변화가 없기 때문으로 나타났다.

<표 1> 인구소멸위험지수

소멸위험		수준	
매우낮음		1.5 이상	
보통		1.0~1.5 미만	
주의단계		0.5~1.0 미만	
위험지역	진입단계	0.2~0.5 미만	
	고위험지역	0.2 미만	

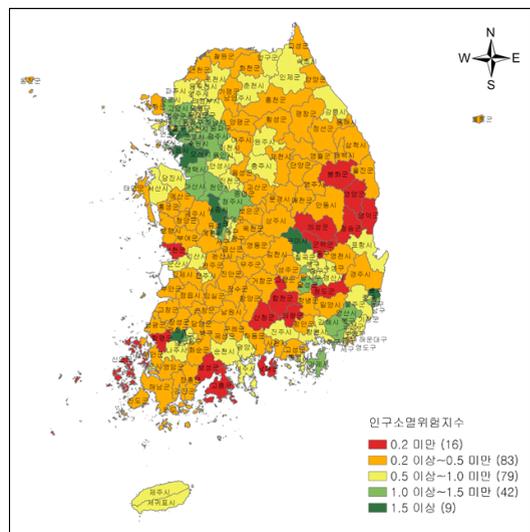
자료 : 이상호(2018), 재구성.

본 연구는 2019년 국가통계포털 주민등록인구 기준 20~39세 여성인구와 65세 이상 고령인구 자료를 취득한 뒤, 이상호(2018)가 적용한 소멸위험지수를 이용해 인구소멸지역 현황을 파악하였다. 분석 결과, 2019년도 시·군구별 인구소멸위험 분포 현황은 <그림 1>과 같으며, 소멸위험 진입단계 지역은 83개, 소멸고위험 지역은 16개로 시·군구 전체(229개) 지역 대비 소멸위험 지역은 43%(99개)를 차지하는 것으로 나타났다.

2. 미분양주택

미분양주택이란 사업계획 승인권자로부터 분양승인을 받고 수요자를 대상으로 분양을 시행하였으나, 매매계약이 체결되지 않은 주택(아파트)을 말한다(허재완·김은경, 2009).

미분양주택의 발생은 과소수요 및 초과공급 등의 원인으로 특정 기간 내 주택의 수요에 비해 공

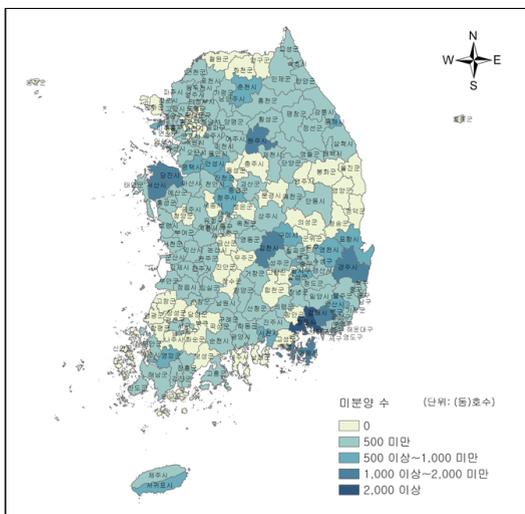


<그림 1> 시·군구별 인구소멸위험 현황

급이 많은 수급불균형의 상황을 의미하는데(강경애 · 김종진, 2017), 수요자의 기호에 맞지 않거나, 분양가가 주변 지역의 재고주택 가격과 적정성을 유지하지 않고 높은 가격으로 분양 또는 과잉 공급되거나, 수요가 없는 지역에 공급됨으로써 발생한다(김리영 · 서원석, 2020).

주택은 토지매입부터 준공에 이르기까지 3~5년 정도 소요되기 때문에 시기적으로 변화되는 수요에 탄력적으로 대응하기 어렵다(정진욱 외, 2019). 따라서 수요와 공급의 균형상태를 예측하거나 유지하기 어려워 주택 수급의 불균형이 발생하게 되고, 이는 발생 시기와 재고량 등에 따라 주택의 수급 상황과 주택경기를 파악할 수 있는 중요한 시장 지표로 활용된다(정창무 · 김지순, 2005).

우리나라 미분양주택 적체량은 지역별로 다른 양상을 보이고 있는데, 국토교통부 통계누리의 2019년 12월 기준 시·군구별 미분양주택의 분포는 <그림 2>와 같다. 분석 결과에 따르면 미분



<그림 2> 시·군구별 미분양주택 현황

양주택이 존재하지 않는 지역은 총 73곳(31%)으로 집계되었으며, 대부분 지역의 미분양주택 수는 500호 미만이고, 가장 많은 지역은 경상남도 창원시였다.

정부는 주택 공급시장의 안정적인 관리를 위해 미분양관리지역제도를 운영하고 있는데, 주택도시보증공사는 매월 말일 미분양 주택수가 500세대 이상인 시·군구 중 미분양 증가, 해소 저조, 미분양 우려, 모니터링 요건 중 1개 이상 충족하는 지역을 미분양관리지역으로 선정해 관리하고 있다.

IV. 분석자료 및 모형

1. 자료 및 변수

본 연구의 공간적 범위는 전국 시·군구 229개 지역 중 226개(용진군, 신안군, 울릉군 제외)로 한정하였다. 시간적 범위는 모든 자료의 구득이 가능하고, 주택시장이 COVID-19의 영향을 받지 않았던 시점인 2019년으로 설정하였다.

실증분석을 위한 종속변수는 지역 주택시장의 횡단면 상황을 더욱 명확히 파악할 수 있도록 아파트매매지수가 아닌 실거래가격을 사용하였다. 가격자료는 국토교통부 실거래가 공개시스템에서 제공하는 2019년 1월 1일부터 12월 31일까지의 전국 시·군구별 아파트 실거래가격을 취독하였다. 본 연구는 이 자료를 바탕으로 2019년도 전국 시·군구의 월평균 거래가격을 연평균으로 계산한 뒤 로그변환해 종속변수로 사용하였다. 지역별 거래가격을 살펴보면, 수도권과 지방 대

도시를 중심으로 높게 나타났고, 군지역이 상대적으로 낮은 거래가격을 형성하였음을 확인할 수 있다(〈그림 3〉 참조).

독립변수의 경우, 지역 특성은 지역마다 차별적인 영향을 준다는 점에서 다양한 측면으로 구성하였는데, 인구소멸위험, 주택특성, 도시공간특성, 인구나사회특성, 입지특성, 미분양 및 인구소멸 위험과 도시공간특성으로 구성된 상호작용항 등 총 6개 카테고리를 사용하였다.

이를 상세히 살펴보면, 수요측면 변수인 인구소멸위험은 앞서 설명한 바와 같이 이상호(2016)의 연구를 바탕으로 20세에서 39세 사이의 가입기 여성인구를 65세 이상 고령인구로 나누는 값을 사용하였다. 주택특성에 포함되는 공급측면 변수인 미분양은 국토교통부 통계누리의 전국 시·군구별 미분양주택 현황자료를 이용하였다. 이때 미분양에 대한 편차를 통제하기 위한 주택공급량 변수를 함께 사용할 필요가 있으나, 시·군구별 공

급량이 공개되지 않는 관계로 연간 총 주택거래량을 대체 통제변수로 활용하였다. 또한, 종속변수로 사용된 실거래가격의 면적에 따른 편차를 통제하기 위해 주택규모(평균 전용면적)를 포함하였다. 이와 더불어 지역별 주택소유비율 역시 지역 주택시장 환경의 통제를 위해 사용하였다.

도시공간특성의 경우, 서울인접성(서울)은 각 시·군구청부터 서울 강남구청까지의 거리로 설정하였다. 측정 방법은 시·군구별 관청 주소를 geocoding한 뒤 GIS를 이용해 강남구청과의 직선거리를 킬로미터(km)를 기준으로 계산하였다. 수도권 여부(수도권)는 해당 시·군구가 수도권에 포함되는지를 파악하였으며, 도시규모는 인구 규모를 중심으로 소도시(20만 명 미만), 중도시(20만~50만 명), 대도시(50만 명 초과)로 구분하였다.

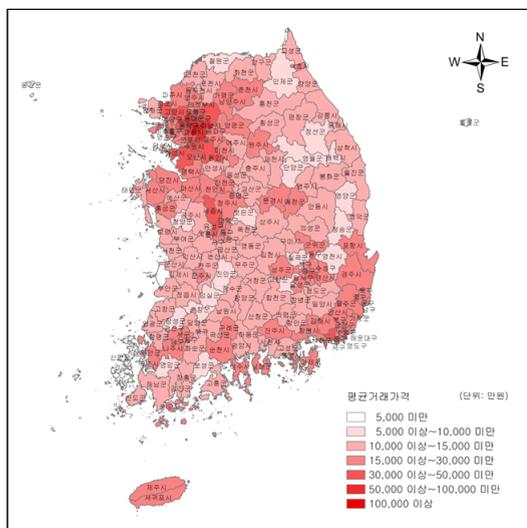
인구나사회특성은 선행연구를 참고해 전년대비 인구증가율, 거주 외국인수, 지역 내 총 종사자수, 1인 가구수를 변수로 선정하였다(〈표 2〉 참조).

입지특성은 공공기관 청사, 사회복지시설, 대학교를 변수로 사용하였다. 이와 더불어 지역 간 고속 이동의 핵심 수단이라고 할 수 있는 KTX 승하차역 여부를 함께 변수화하였다.

마지막으로 인구소멸 위험과 미분양에 있어 도시공간 특성의 효과를 파악하기 위해 수도권 여부와 도시 규모를 매개변수로 설정해 상호작용항(interaction)을 구성하였다.

2. 기초통계 결과

변수에 대한 기초통계 결과, 종속변수인 지역의 평균거래가격은 2억 5,700만 원으로 나타났



〈그림 3〉 시·군구별 평균 주택거래가격

〈표 2〉 변수 및 설명

변수		설명	단위	
실거래가		연평균 아파트 실거래가격	만 원	
소멸위험		인구소멸위험지수=여성인구수(20~39세)/고령인구수(65세 이상)	지수	
주택특성	미분양	주택 미분양 여부	더미	
	주택규모	아파트 평균 전용면적	m ²	
	주택거래	연간 총 주택거래량	호	
	주택소유	주택소유비율=(자가주택소유수/총주택수)×100	%	
도시공간 특성	서울	서울 강남구청에서 각 시군구청까지의 거리	km	
	수도권	수도권=1, 비수도권=0	더미	
	도시규모	소도시	인구 20만 명 미만=1, 기타=0(참조변수)	더미
		중도시	인구 20만 명 이상~50만 명 미만=1, 기타=0	더미
대도시		인구 50만 명 초과=1, 기타=0	더미	
인구사회 특성	인구	전년 대비 인구증가율	%	
	외국인	거주 외국인수	천 명	
	종사자	총 종사자수	만 명	
	1인 가구	1인 가구수	만 가구	
입지특성	공공기관	공공기관 청사수	개	
	복지	사회복지 시설수	개	
	대학교	4년제 대학교수	개	
	KTX	KTX station=1, 기타=0	더미	
미분양 도시특성	미분양×수도권	미분양 여부×수도권 여부	-	
	미분양×소도시	미분양 여부×소도시(참조변수)		
	미분양×중도시	미분양 여부×중도시		
	미분양×대도시	미분양 여부×대도시		
소멸위험 도시특성	소멸위험×수도권	인구소멸위험지수×수도권 여부	-	
	소멸위험×소도시	인구소멸위험지수×소도시(참조변수)		
	소멸위험×중도시	인구소멸위험지수×중도시		
	소멸위험×대도시	인구소멸위험지수×대도시		

는데, 가장 낮은 전라남도 영암군(5,825만 원)과 가장 높은 서울시 강남구(17억 5,280만 원)는 약 17여억 원의 연평균 실거래가격 차이를 보였다

(〈표 3〉 참조).

인구소멸 위험도(소멸위험지수)는 평균 0.66으로 소멸위험주의 단계(0.5 이상~1.0 미만)로

*Impacts of Population Extinction Risk and Unsold New Housing on Regional Housing Prices
according to Urban Spatial Characteristics*

〈표 3〉 기초통계 결과

변수		최소값	최대값	평균	표준편차	VIF	
실거래가		5,825	175,280	25,699.59	24,961.97	-	
소멸위험		0.14	1.80	0.66	0.394	4.156	
주택특성	미분양	0	1	0.69	0.463	1.189	
	주택규모	47.79	105.58	71.91	8.083	1.640	
	주택거래	23	44,214	5,387.85	7,091.145	5.011	
	주택소유	34.55	69.98	57.42	6.704	2.227	
도시공간 특성	서울	0.00	474.92	162.15	112.631	2.845	
	수도권	0	1	0.29	0.454	4.197	
	도시규모	소도시	0	1	0.55	0.498	-
		중도시	0	1	0.33	0.472	2.628
		대도시	0	1	0.12	0.320	3.010
인구사회 특성	인구	-4.84	10.17	-0.405	2.048	1.732	
	외국인	0.31	79.36	7.86	10.962	2.715	
	종사자	0.25	67.96	8.29	9.501	3.626	
	1인가구	0.25	13.74	2.71	2.457	6.875	
입지특성	공공기관	0	125	19.91	18.326	2.553	
	복지	0	66	5.21	7.557	2.636	
	대학교	0	10	1.50	1.814	1.858	
	KTX	0	1	0.20	0.400	1.172	
미분양 도시특성	미분양×수도권	0	1	0.17	0.375	-	
	미분양×소도시	0	1	0.35	0.478		
	미분양×중도시	0	1	0.25	0.435		
	미분양×대도시	0	1	0.09	0.285		
소멸위험 도시특성	소멸위험×수도권	0	1.69	0.28	0.476	-	
	소멸위험×소도시	0	1.21	0.22	0.272		
	소멸위험×중도시	0	1.80	0.31	0.471		
	소멸위험×대도시	0	1.69	0.12	0.368		

VIF, variance inflation factor.

나타나, 우리나라 전체적으로 인구소멸에 대한 경각심이 필요한 것으로 파악되었다. 또한, 인구

증가율 평균이 -0.41%로 소멸위험지수와 연결하여 해석해 볼 때 20~39세 여성인구가 65세 이상

고령인구보다 상대적으로 적어 저출산으로 인한 생산인구감소 현상이 심화되고 있다는 사실을 유추할 수 있다.

미분양 지역은 수도권이 27곳, 비수도권이 43곳으로 수도권보다 비수도권 지역에서 상대적으로 많은 미분양이 발생하였으며, 미분양이 발생하지 않은 곳은 31%로 나타났다. 거래된 주택의 평균 면적은 약 72㎡였으며, 주택거래량은 가장 많은 곳이 연간 4만 4천여 건이었으나, 평균은 5,388건으로 지역 간 편차는 비교적 큰 것으로 나타났다. 평균 주택소유비율은 57.42%로 총주택수 대비 평균 소유비율은 높지 않은 것으로 확인되었다.

다음으로 거주 외국인수는 안산시가 7만 6천 명으로 외국인이 가장 많이 밀집하고 있었으며, 전체 평균은 약 8천여 명으로 나타났다. 종사자수는 평균 8만여 명에 가까웠으나, 강남구가 가장 많은 68만여 명, 영양군은 2천 5백여 명으로 지역 간 편차가 뚜렷했다. 1인 가구는 평균 2.7% 정도로 나타났는데, 가장 낮은 곳은 양구군(0.25%), 가장 높은 곳은 수원시(13.74%)였다.

입지특성의 경우, 공공기관 청사는 세종시에, 사회복지시설은 고양시에, 대학교는 경산시에 가장 많이 밀집되어 있었다. 그리고 철도교통 중 KTX는 전체 시·군구의 20%에 정차역이 있었다.

마지막으로 독립변수 간 다중공선성 여부를 확인하기 위해서 선형회귀모형으로 분산팽창요인(variance inflation factor, VIF)을 분석하였다. 일반적으로 VIF값이 10 이상일 때 다중공선성 문제가 발생하게 되는데(Hadi and Chatterjee, 2015), 본 연구에서 사용한 독립변수의 VIF값은

모두 6 미만으로 나타나, 다중공선성은 존재하지 않은 것으로 판단되었다.

3. 분석모형

실거래가격에 대해 다중회귀분석을 바탕으로 선형성을 검토한 결과, 비선형의 형태를 보여 반로그함수(semi-log function)를 이용해 비선형성을 통제하였다. 반로그함수는 종속변수에 자연 로그를 취하고, 독립변수는 원형을 사용하는 함수 형태로 간단한 해석이 가능하고, 독립변수의 단위 변화량인 계수값은 대략적인 백분율로 변환되어 해석할 수 있으며, 이 분산 또는 오차 변량 등 알려진 일반적인 통계 문제를 완화시킬 수 있다(서원석, 2019; 이용만, 2008, Malpezzi, 2003).

주택시장과 같은 공간을 대상으로 하는 실증분석에 있어 전통적인 선형회귀(OLS) 분석 방법을 사용하게 되는 경우, 공간상에서 나타나는 특성인 공간적 종속성(공간적 자기상관성, spatial dependence)을 통제하지 못할 수 있는데(Doreian, 1981), 이는 일반적으로 자료 집계상의 오류나 공간의 인접으로 인한 파급효과(spillover effect)를 일으킬 수 있다(최열 외, 2013).

공간적 자기상관성을 측정하는 방법에는 Moran's I 통계량, Geary's C 통계량 등이 있는데, 일반적으로 Moran's I 통계량을 이용하게 된다(박기호, 2004). Moran's I 통계량은 -1과 1 사이의 값을 가지고, 값이 1에 가까울수록 높은 값을 가지고 있는 지역들이 공간적으로 인접해 있는 경향이 강해 높은 공간적 상관관계가 있다고 해석하게 된다. 또한 -1에 가까울 때는 높은 값과 작은 값을 가

지는 지역들이 규칙적으로 섞여 분포하는 이질적 공간 패턴이 나타나게 된다. Moran's I를 함수식으로 정리하면 (식 2)와 같다(손정렬, 2011; 이희연·노승철, 2013).

$$I = \frac{N \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}) \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (\text{식 2})$$

N : 지역단위수,
 Y_i : i 지역의 속성, \bar{Y} : 평균값
 Y_j : j 지역의 속성, W_{ij} : 가중치

공간적 자기상관성 검정 결과, 자기상관성이 심각하게 발생한다면 이를 해결하기 위한 방법으로 공간계량경제모형(공간모형)이 사용된다(최열 외, 2013). 공간모형은 공간종속성 형태에 따라 주로 공간시차모형(spatial lag model, SLM)과 공간오차모형(spatial error model, SEM)을 사용한다.

공간시차모형(SLM)은 종속변수가 공간적 자기상관성을 보이는 경우, 일반 선형회귀모형의 대안적 모형으로 사용되는데, 종속변수가 공간적 의존성을 가지고 있는 경우, 해당 지역의 종속변수는 주변지역으로부터 파급효과를 받게 된다. 공간시차모형은 이러한 효과를 공간시차 변수로 반영하게 되며, 공간승수효과(spatial multiplier)를 함수식으로 정리하면 (식 3)과 같다(이희연·노승철, 2013).

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots \approx \frac{1}{1 - \rho} \quad (\text{식 3})$$

이때 W 는 공간가중행렬(spatial weighted

matrix)로, 지역 내 다수의 지점들이 서로 공간적으로 인접하고 있는지 여부를 파악할 수 있도록 행렬로 나타낸 것으로 모든 각 행의 합이 1이 되도록 횡단표준화한 것이다. ρ 는 시차의 공간적 자기회귀계수를, $(I - \rho W)^{-1}$ 은 공간승수효과 또는 공간파급 효과로 공간적 상호작용에 대한 간접효과(외부효과)를 의미한다(이희연·노승철, 2013; 최열·이백호, 2006).

다음으로 공간오차모형(SEM)은 오차들 사이에 존재하는 공간적 자기상관성을 통제하기 위해 개별적인 오차 공분산을 구축해 회귀모형 내에서 이를 고려하는 모형으로, 공간오차모형의 공간승수 효과를 함수식으로 정리하면 (식 4)와 같다(남형권·서원석, 2016; 이희연·노승철, 2013).

$$(I - \lambda W)^{-1} = I + \lambda W + \lambda^2 W^2 + \dots \approx \frac{1}{1 - \lambda} \quad (\text{식 4})$$

여기서 W 는 공간시차모형과 같은 공간가중행렬을, λ 는 오차의 공간적 자기회귀계수를, μ 는 변수가 서로 독립적이고 동일한 분포를 따라야 한다는 가정을 바탕으로 둔 오차를 의미한다(Baltagi and Li, 2006).

V. 실증분석 결과

1. 공간분석 결과

지역 주택가격의 공간적 효과를 파악하기 위한 공간가중행렬(spatial weights matrix)은 공간

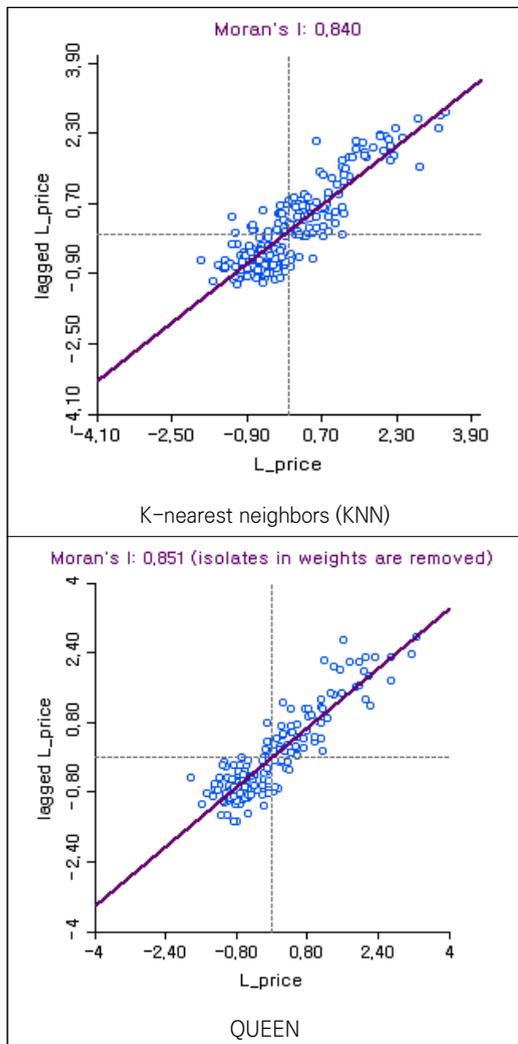
거리 기반의 최근접이웃(K-nearest neighbors, KNN) 및 공간인접성 기반의 퀸(QUEEN) 방법을 이용해 구성하였다. 이를 바탕으로 전역적 Moran's I를 파악한 결과, 평균 주택가격은 5% 유의수준에서 각각 0.840과 0.851로 1에 가까운 양(+)의 값으로 나타나 유의한 공간적 자기상관의 존재를 확인하였다(〈그림 4〉 참조). 따라서 본

연구는 공간적 자기상관을 보다 명확히 통제할 수 있는 퀸방식을 바탕으로 실증분석을 진행하였다.

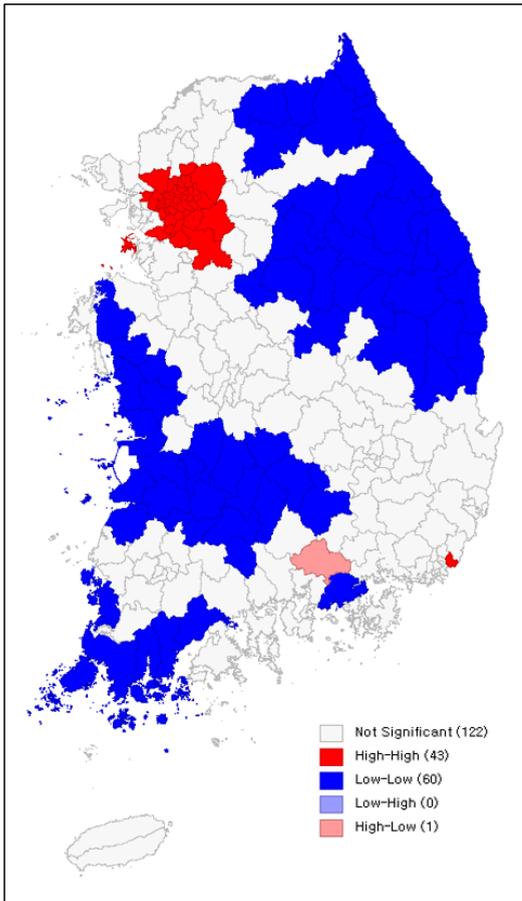
전역적 Moran's I 통계량은 전체 연구지역의 공간적 자기상관 관계를 하나의 값으로 보여주는 글로벌 지수(global index)이므로, 어떤 특정 지역들이 전체 지역의 공간적 자기상관에 얼마나 영향을 미치고 있는지 파악할 수 없다(김광구, 2003). 대상 지역 내에서 발생할 수 있는 공간적 자기상관의 국지적 변이를 파악하는 방법은 로컬 공간연관성지표(local indicator of spatial association, LISA)로, 특정 공간 단위와 인접한 공간을 비교해 공간 자기상관 특성을 High-High(HH), High-Low(HL), Low-High(LH), Low-Low(LL) 등 4개의 유형으로 구분한다(오창화 · 김영호, 2016; Anselin, 1995). 이때 공간적 자기상관성을 가지는 지역은 HH 유형과 LL 유형으로 나타나는 지역이고, LH 유형과 HL 유형을 가지는 지역은 공간적 이례 지역이라고 할 수 있다(Anselin, 2005). 본 연구는 실증분석에 있어 퀸방식을 사용할 경우, 지리적 특성상 비인접지역이 발생해 KNN 방식을 이용해 이를 통제하였다.

연구 대상 지역에 대한 LISA 분석 결과, 공간적 자기상관성을 가지는 HH 유형은 서울과 수도권에서, LL 유형은 강원, 충청, 전라권을 중심으로 한 비수도권에서 주로 나타나는 것을 확인하였다(〈그림 5〉 참조). 이러한 결과는 우리나라의 지역 주택가격은 기대 가치가 높은 수도권을 정점으로 공간밀집되어 있으며, 여기서 멀어질수록 주택가격의 하락이 군집되어 나타난다는 사실을 보여주고 있다.

또한, 분석 결과를 통해 인구소멸위험 지역과



〈그림 4〉 Moran's I 검정결과



LISA, local indicator of spatial association.

〈그림 5〉 LISA 분석결과

미분양 집중지역이 공간적으로 일치하는 경향을 확인했는데, 이는 수도권에서 먼 주택가격이 낮은 지역은 주택시장 침체를 겪을 가능성이 상대적으로 높음을 보여주는 결과라고 할 수 있다.

2. 지역 주택시장 영향 분석결과

앞선 공간적 자기상관 분석 결과를 바탕으로 본 연구는 공간적 자기상관 문제를 해결할 수 있

는 공간헤도닉모형을 이용해 실증분석을 진행하였다. 본 연구는 상호작용항을 사용함으로써 발생하는 과대추정 문제와 목적의 명확성을 위해 두 개의 모형으로 구분해 실증분석을 진행하였다. 구체적으로 모형 1(model 1)에서는 인구소멸위험과 주택 미분양 그리고 지역의 공간특성이 주택 가격에 미치는 영향을, 모형 2(model 2)에서는 인구소멸위험과 주택미분양 영향을 도시공간 특성을 중심으로 복합 검토하였다.

공간헤도닉모형의 적합한 형태는 일반적으로 LM 검정통계량을 이용해 확인하게 되는데, 일반 회귀모형(OLS)을 토대로 공간적 종속성을 진단한 뒤 그 결과를 바탕으로 일반회귀모형(OLS), 공간시차모형(SLM), 공간오차모형(SEM) 가운데 적절한 모형을 선택하게 된다(허윤경, 2007).

모형의 적합성에 대한 LM 검정결과는 〈표 4〉와 같은데, 모형 1과 모형 2의 LM(lag) 및 Robust LM(lag) 값이 유의하지 않았고, LM(error) 및 Robust LM(error) 값은 유의하게 나타나 공간오차모형(SEM)이 적절한 것으로 나타났다. 따라서 본 연구는 일반회귀모형(OLS), 공간시차모형(SLM), 공간오차모형(SEM)을 모두 사용해 실증분석을 진행한 뒤 공간오차모형을 중심으로 결과를 해석하였다. 이때 개별요인 분석 결과는 모형 1을 중심으로, 상호작용효과 분석 결과는 모형 2를 중심으로 설명하였다.

분석 결과를 살펴보면, 인구소멸 위험성은 지역 주택가격에 상당히 유의한 영향을 미치는 것으로 파악되었는데, 소멸위험 지표가 한 단위 높아질수록 지역 주택가격은 약 24% 정도 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는, 지역의 주택시

〈표 4〉 LM 검정결과

구분	Model 1		Model 2	
	VALUE	PROB	VALUE	PROB
LM(lag)	1.0418	0.30739	0.7474	0.38731
Robust LM(lag)	0.5574	0.45531	0.4824	0.48732
LM(error)	21.0014***	0.00000	9.5123***	0.00204
Robust LM(error)	20.5170***	0.00001	9.2473***	0.00676

주 : *** p<0.01.

장 변동은 공급측면(주택공급)이 아닌 수요측면(인구)에 의해 크고 민감한 영향을 받을 수 있다는 사실을 보여주고 있다(〈표 5〉 참조).

다음으로 미분양이 발생하는 지역은 비발생지역에 비해 해당 지역 주택가격을 약 14.4% 하락

시키고 있음을 확인하였다. 이는 미분양은 주택가격의 하락에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 점을 밝힌 기존 연구(김상기 외, 2010; 성주한, 2019; 정창무·김지순, 2005)와 유사한 맥락의 결과라고 할 수 있다. 주택면적은 기존 다양한 연

〈표 5〉 공간헤도닉모형 분석결과

변수		Model 1			Model 2			
		OLS	SLM	SEM	OLS	SLM	SEM	
Intercept		8.333***	8.299***	7.992***	8.155***	8.126***	7.955***	
소멸위험		0.272***	0.274***	0.239***	0.293**	0.298**	0.241**	
주택특성	미분양	-0.185***	-0.184***	-0.144***	-0.034	-0.033	-0.045	
	주택규모	0.030***	0.030***	0.030***	0.029***	0.029***	0.030***	
	주택거래	-8.471e-06	-8.683e-06	-4.896e-06	-4.129e-06	-4.249e-06	-3.653e-06	
	주택소유	-0.017***	-0.017***	-0.010***	-0.014***	-0.014***	-0.011**	
도시공간 특성	서울	0.0005	0.0005	0.0002	0.0005	0.0005**	0.0004	
	수도권	0.455***	0.460***	0.491***	0.367**	0.372**	0.469***	
	도시 규모	소도시	Reference					
		중도시	0.122	0.118	0.082	0.314	0.314**	0.169
대도시		-0.056	-0.051	-0.094	-0.246	-0.222	-0.334	
인구사회 특성	인구	-0.009	-0.008	-0.011	-0.010	-0.009	-0.012	
	외국인	-0.010***	-0.010***	-0.009***	-0.012***	-0.012***	-0.010***	
	종사자	0.014***	0.014***	0.011***	0.011***	0.011***	0.009***	
	1인 가구	0.047**	0.047**	0.036**	0.047**	0.048***	0.042**	

〈표 5〉 Continued

변수		Model 1			Model 2		
		OLS	SLM	SEM	OLS	SLM	SEM
입지특성	공공기관	-0.003	-0.002	-0.0008	-0.001	-0.001	-0.0001
	복지	0.006	0.005	0.003	0.002	0.002	0.001
	대학교	-0.023	-0.023	-0.017	-0.022	-0.022	-0.021
	KTX	-0.042	-0.039	-0.014	-0.081	-0.079	-0.049
미분양 도시특성	미분양×수도권	-	-	-	-0.487***	-0.484***	-0.451***
	미분양×소도시	Reference					
	미분양×중도시	-	-	-	-0.029	-0.034	0.034
	미분양×대도시	-	-	-	0.204	0.206	0.225
소멸위험 도시특성	소멸위험×수도권	-	-	-	0.543***	0.539***	0.433***
	소멸위험×소도시	Reference					
	소멸위험×중도시	-	-	-	-0.263	-0.264	-0.161
	소멸위험×대도시	-	-	-	-0.097	-0.120	-0.010
Spatial effect	ρ	-	0.0047	-	-	0.0036	-
	λ	-	-	0.458***	-	-	0.343***
R ²		0.826	0.827	0.861	0.857	0.857	0.872
Log likelihood		-24.1366	-23.6136	-8.7273	-2.5204	-2.1455	4.8466
AIC		84.2732	85.2271	53.4545	53.0409	54.291	38.3068
SC		145.843	150.217	115.024	135.134	139.804	120.400

주 : ** p<0.05, *** p<0.01.

SLM, spatial lag model; SEM, spatial error model.

구 결과와 유사하게 주택가격을 결정하는 핵심적인 요인으로 파악되었다. 주택소유비율 역시 주택가격에 유의한 영향을 미치고 있었지만, 음(-)의 영향이 있는 것으로 밝혀졌는데, 이는 주택보급, 특히 자가의 비율이 높은 지역의 경우 주택여과에 대한 동기가 줄어든다는 점(김견규 외, 2010)에서 나타난 결과로 보인다.

도시공간특성에서 서울 강남구와의 거리는 지역 주택가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로

파악되었으나, 수도권 도시일 경우 49% 정도 가격 프리미엄이 형성되는 것으로 나타나, 주택가격 체계에서 수도권이 차지하는 중요성을 확인할 수 있었다. 반면 도시규모별 주택가격의 차별적 형성은 유의한 결과를 보이지 않았다.

인구사회특성의 경우, 산업종사자가 늘어날수록, 1인 가구가 증가할수록 주택수요의 증가 가능성으로 인해 지역 주택가격에 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 확인되었다. 반면, 외국인의

증가는 오히려 지역 주택가격에 음(-)의 효과를 나타냈는데, 이는 기존 연구에서 설명한 바와 같이 외국인 밀집에 따른 이질성과 범죄두려움 등이 원인이 된 것으로 보인다(강수진·서원석, 2018; 노성훈, 2013; 노성훈·조준택, 2014).

반면, 입지와 관련된 특성은 대체로 지역의 주택가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 입지와 관련된 변수의 경우, 근린환경과 관련되어 있다는 점에서 개별 주택가격에는 유의성이 높으나, 거시적인 지역 주택가격에 대한 직접적인 효과를 증명하기에 적절한 변수가 아니라는 점이 이러한 결과가 도출된 이유로 판단된다.

마지막으로 미분양과 인구소멸 위험에 있어 도시공간특성의 매개효과를 파악한 결과를 살펴보면, 미분양은 비수도권보다는 수도권에서 음(-)의 프리미엄을 형성하는 것으로 나타났다. 김리영·서원석(2020)의 연구 결과에 따르면 수도권(경기도) 미분양은 소비자의 심리적 요인이 크게 작용한다고 하였는데, 이러한 측면에서 수도권에서 발생하는 미분양은 구매심리를 위축시켜 매매가격에 더 부정적인 영향을 주는 것으로 보인다. 반면에 도시규모에 따라서는 차별적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

인구소멸 위험의 경우, 수도권에서의 소멸 위험성이 낮아질수록(즉, 소멸지수값이 커질수록) 비수도권에 비해 주택가격에 더 큰 양(+)의 영향을 미친다는 결과가 도출되었다. 이는 앞서 설명한 바와 같이 주택가격에 있어 수도권 프리미엄이 존재한다는 점에서, 선호도가 높은 수도권 도시에서 인구소멸 위험성이 낮아진다면 주택시장에 더 긍정적인 신호를 줄 수 있다는 사실을 보여주는 결과라고 할 수 있

다. 그러나 도시규모에 따른 인구소멸 위험성의 영향은 통계적인 유의성이 있음을 밝히지 못했다.

VI. 결론 및 시사점

본 연구는 공간헤도닉모형을 이용해 수요측면의 인구소멸위험과 공급측면의 미분양이 지역의 주택가격에 미치는 영향과 도시공간 특성의 매개효과를 복합적으로 파악함으로써 지역 주택시장 변동요인에 대한 이해를 높이고자 하였다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 미분양 자체는 지역 주택가격에 유의한 영향을 미치는 변수는 아닐 수 있으나, 수도권에서 발생하는 미분양은 비수도권에 비해 해당 지역 주택시장에 유의한 음(-)의 효과를 주고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 가장 선호되는 주택시장인 수도권에서 발생하는 미분양이 우리나라 주택시장의 전반적인 위험성을 나타내는 지표의 역할을 하기 때문에 나타난 것으로 보인다.

둘째, 인구소멸 위험성이 높아질수록 지역의 주택가격에 부정적인 영향이 있는 것으로 나타나, 생산가능 인구의 증가는 지역의 주택시장 안정에 기여할 수 있다는 결론을 도출하였다.

셋째, 특히 소멸위험성은 수도권에 비해 비수도권의 주택시장 침체를 가속화시킬 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이는 인구구조 변화로 인한 도시 소멸 현상이, 선호도가 높은 수도권이 아닌 비수도권 주택시장에 더 큰 위협요인으로 작용할 가능성이 높다는 사실을 보여주는 결과라고 할 수 있다.

본 연구는 이러한 연구 결과를 바탕으로 다음

과 같은 시사점을 도출하였다. 첫째, 지방의 미분양관리뿐만 아니라, 수도권외의 미분양 또한 중요한 정책의제가 되어야 할 필요가 있다. 이는 우리나라의 핵심 주택시장인 수도권에서 미분양이 발생하는 경우 불안한 부동산 심리가 전국적으로 파급될 수 있다는 점에서 그 당위성을 찾을 수 있다. 따라서 지방의 미분양관리를 위한 미시적 수준의 정책과 더불어, 미분양으로 인한 주택시장 불안심리가 전국화되지 않도록 수도권에서 발생하는 미분양에 대한 적극적인 대책이 병행되어야 할 것이다.

둘째, 인구소멸 위험이 높아질수록, 즉 생산가능 인구가 감소할수록 지역 주택시장에 더 큰 부정적 효과를 줄 수 있다는 결론은 인구변동과 지역 주택시장이 밀접하게 관련되어 있다는 점을 시사하고 있다. 따라서 비수도권을 중심으로 인구유출 방지 및 저출산 문제 해결을 위한 인구정책과 주택정책을 통합한 인구주택정책의 강화를 통해 인구감소에 대응하면서, 동시에 인구소멸 위험지역 거주민의 주거 안정을 꾀하는 정책적 방향을 강화할 필요가 있다.

본 연구는 인구소멸 위험과 미분양, 그리고 도시공간특성이 복합적으로 지역 주택시장에 미치는 영향을 실증적으로 확인했다는 점에서 중요한 의의를 찾을 수 있다. 그러나 실증분석에서 사용한 도시공간특성을 규모와 수도권 여부로만 한정해 지역 주택시장과 도시구조의 관계를 좀 더 밀도 있게 다루지 못했다는 한계가 있다. 따라서 향후 보다 다차원적인 도시공간을 대상으로 관련 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다. 또한, 본 연구는 전국 시·군구를 대상으로 거시적인 측면에서의 주택가격 영향요인을 파악했기 때문에, 어느

지역이 어떠한 특성에 의해 영향을 받는지는 확인하기 어려웠다. 이러한 한계는 향후 미시적인 주택 하위시장을 대상으로 실증분석을 수행함으로써 해결될 수 있을 것으로 보인다.

ORCID ID

김혜진 <https://orcid.org/0000-0002-2640-3997>

서원석 <https://orcid.org/0000-0003-0272-2026>

참고문헌

1. 강경애, 2017, 「지역특성변수가 신규아파트 미분양에 미치는 영향에 관한 연구: 광주광역시를 중심으로」, 전주대학교 박사학위논문.
2. 강경애 · 김종진, 2017, 「거시경제의 변화가 주택 미분양에 미치는 영향에 관한 연구」, 『주거환경』, 15(2):193-207.
3. 강수진 · 서원석, 2018, 「외국인 거주자 국적이 지역 주민의 범죄두려움에 미치는 영향 분석」, 『지역발전 연구』, 27(1):95-115.
4. 김전규 · 송호창 · 이주형, 2010, 「전국 지역별 주택 가격변동 영향요인에 관한 연구」, 『부동산도시연구』, 3(1):101-115.
5. 김광규, 2003, 「공간자기상관의(spatial autocorrelation) 탐색과 공간회귀분석(spatial regression)의 활용」, 『정책분석평가학회보』, 13(1):273-294.
6. 김민정 · 전해정, 2014, 「인구고령화가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구」, 『대한건축학회 논문집-계획계』, 30(5):27-34.
7. 김리영 · 서원석, 2020, 「백터오차수정모형을 이용한 하위시장별 주택미분양 영향요인 분석: 경기도와

- 경상남도의 분양 및 재고시장을 중심으로, 『감정평가학논집』, 19(1):75-100.
8. 김병석 · 서원석, 2014, 「지역의 인구변화에 영향을 미치는 사회경제적 특성 연구: 수도권과 비수도권 비교를 중심으로」, 『한국지역개발학회지』, 26(4): 1-14.
 9. 김상기 · 이상효 · 김재준, 2010, 「주택매매가격 및 전세가격과 미분양주택량의 관계성 분석」, 『대한건축학회논문집-계획계』, 26(1):278-285.
 10. 김정희, 2015, 「주택시장의 구조변화요인과 공간적 패턴 분석」, 『대한공간정보학회지』, 23(1):39-45.
 11. 김주영 · 신우진, 2011, 「미분양 주택의 분포특성과 결정요인에 관한 연구」, 『지역연구』, 27(1): 83-97.
 12. 김태경 · 권대한 · 정지이, 2007, 「주택가격에 영향을 미치는 지역적 특성에 관한 연구」, 수원: 경기연구원.
 13. 남형권 · 서원석, 2016, 「교육시설 인접성이 아파트 가격에 미치는 공간적 영향분석」, 『부동산연구』, 26(2):97-109.
 14. 노성훈, 2013, 「외국인의 증가와 범죄에 대한 두려움: 집단위협이론을 중심으로」, 『형사정책연구』, 24(3):151-184.
 15. 노성훈 · 조준택, 2014, 「지역사회의 범죄, 외국인, 무질서가 범죄두려움에 미치는 영향에 관한 다수준 분석」, 『형사정책연구』, 25(4):445-478.
 16. 마스다 히로야, 2015, 『지방소멸』, 서울: 와이즈베리.
 17. 박기호, 2004, 「근린가중치행렬이 공간적 자기상관 추정에 미치는 영향」, 『서울도시연구』, 5(3):67-83.
 18. 박헌수 · 김민정, 2014, 「인구구조 변화가 주택 가격에 미치는 영향 분석: 서울 및 6대 광역시를 중심으로」, 『부동산연구』, 24(2):23-32.
 19. 백인걸 · 노산하, 2020, 「전국 및 지역요인에 의한 주택가격 동조화 현상」, 『경제학연구』, 68(2):5-35.
 20. 서범준 · 이효중 · 정창무, 2010, 「지역별 미분양 아파트 규모의 결정요인과 조정속도에 대한 실증 분석: 부분조정 및 동태적 패널모형을 사용하여」, 『국토계획』, 45(7):97-117.
 21. 서원석, 2019, 「계약 및 비계약 헤도닉가격모형의 주택내재가치 비교연구」, 『국토계획』, 54(6):80-88.
 22. 성주한, 2019, 「창원시의 아파트 매매가격형성에 대한 영향요인 분석-미분양 아파트의 영향을 중심으로」, 『주거환경』, 17(1):1-12.
 23. 손정렬, 2011, 「모란 및 국지모란지수를 이용한 도시용수 이용의 공간패턴과 그 변화 분석」, 『지역연구』, 27(2):77-97.
 24. 오창화 · 김영호, 2016, 「공간 회귀와 공간 필터링을 이용한 서울시 젠트리피케이션의 발생 원인 및 특징 분석」, 『한국도시지리학회지』, 19(3):71-86.
 25. 이상호, 2016, 「한국의 지방소멸에 관한 7가지 분석」, 충북: 한국고용정보원.
 26. 이상호, 2018, 「한국의 지방소멸 2018: 2013~2018년 까지의 추이와 비수도권 인구이동을 중심으로」, 충북: 한국고용정보원.
 27. 이용만, 2008, 「연구노트: 헤도닉 가격 모형에 대한 소고」, 『부동산학연구』, 14(1):81-87.
 28. 이희연 · 노승철, 2013, 『고급통계분석론』, 서울: 문우사.
 29. 임석희, 2019, 「지방소도시의 인구감소 및 성장과 쇠퇴의 특성」, 『대한지리학회지』, 54(3):365-386.
 30. 임재빈 · 정기성, 2021, 「지역별 수도권으로의 인구 유출에 영향을 미치는 요인 연구」, 『LHI저널』, 12(2):47-59.
 31. 장한익, 2019, 「수도권과 지방 주택매매가격의 동조화 변화 분석」, 『LHI저널』, 10(1):9-18.
 32. 정진욱 · 정상철 · 성주한, 2019, 「창원시 준공후 미분양 아파트의 결정요인에 관한 연구」, 『부동산학보』, 79:135-150.
 33. 정창무 · 김지순, 2005, 「주택시장에서의 미분양 아파트의 역할에 대한 실증분석」, 『국토계획』,

- 40(2):81-91.
34. 최열 · 이재승 · 김승, 2013, 「공간자기상관을 고려한 용도지역이 지역경제에 미치는 영향 분석: 영남 지역을 중심으로」, 『국토계획』, 48(4):5-17.
35. 최열 · 이백호, 2006, 「공간자기상관과 주변 용도 지역에서 접근성을 고려한 주거지 내 지가 추정에 관한 연구」, 『국토계획』, 41(5):45-60.
36. 채미옥 · 박진백, 2018, 「고령화 추세가 주택시장에 미치는 영향」, 『부동산분석』, 4(1):33-53.
37. 한동근, 2008, 「광역시 주택가격 변화의 특징과 요인 분석」, 『국토연구』, 57:79-97.
38. 허원제 · 오경수, 2021, 「수도권 · 비수도권 간의 주택가격 요인과 가격격차 요인분해에 관한 연구」, 『제도와 경제』, 15(3):133-166.
39. 허윤경, 2007, 「도시별 주택가격의 공간적 영향력 검증: 서울과 부산의 아파트가격을 중심으로」, 『주택연구』, 15(4):5-23.
40. 허재완 · 김은경, 2009, 「미분양주택의 시기별 분포 특성 및 발생배경 비교」, 『부동산연구』, 19(2): 259-278.
41. Anselin, L., 1995, "Local indicators of spatial association—LISA," *Geographical Analysis*, 27(2): 93-115.
42. Anselin, L., 2005, *Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science.
43. Baltagi, B. H. and D. Li, 2006, "Prediction in the panel data model with spatial correlation: The case of liquor," *Spatial Economic Analysis*, 1(2):175-185.
44. Doreian, P., 1981, "Estimating linear models with spatially distributed data," *Sociological Methodology*, 12:359-388.
45. Hadi, A. S. and S. Chatterjee, 2015, *Regression Analysis by Example*, Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
46. Malpezzi, S., 2003, *Hedonic Pricing Models: A Selective and Applied Review*, Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 67-89.

논문 접수일: 2022년 2월 3일

심사(수정)일: 2022년 3월 24일

게재 확정일: 2022년 4월 7일

국문초록

본 연구는 우리나라 시·군구를 대상으로 수요측면의 인구소멸위험과 공급측면의 주택미분양, 그리고 도시공간 특성을 중심으로 이러한 요인들이 복합적으로 지역 주택시장에 미치는 영향을 공간헤도닉모형을 이용해 실증분석하였다. 주요 결과를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 미분양 자체는 지역 주택가격에 유의한 영향을 미치는 요인은 아닌 것으로 파악되었으나, 수도권에서 발생하는 미분양은 비수도권에 비해 해당 주택시장에 유의한 음(-)의 효과를 주고 있었다. 둘째, 인구소멸 위험성이 높아질수록 비수도권 도시의 주택가격에 더 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이를 통해 비수도권 도시를 중심으로 생산가능인구 증가를 위한 다각도의 정책은 비수도권 주택시장 안정에 더 큰 기여를 할 수 있음을 밝혔다. 셋째, 특히 인구소멸 위험성은 수도권에 비해 비수도권의 주택시장 침체를 가속화시킬 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 본 연구는 미분양으로 인한 주택시장 불안심리가 가중되지 않도록, 수도권 미분양에 대한 관리와 함께 비수도권 중심의 인구정책과 주택정책의 통합추진이 강화될 필요가 있다는 시사점을 도출하였다.

주제어 : 인구소멸, 미분양, 주택가격, 도시공간특성, 공간헤도닉모형