pISSN : 2465-9754 eISSN : 2508-1292 https://doi.org/10.30902/jrea.2025.11.1.87

Journal of Real Estate Analysis

http://www.ejrea.org *April 2025, Vol.11, No.1, pp. 87~107*

지역별 미분양주택 발생 요인 분석*

An Analysis of the Factors Driving Unsold Housing by Region

양지영** · 이현석***
Giyoung Yaung · HyunSeok Lee

Abstract

This study empirically analyzed the determinants of unsold housings with panel data across 16 regions in South Korea. Analysis factors had conventional ones including average prices of sold and stocked housings per unit, economically active population and lending rates and the consumer sentiment index and the price to income ratio. The results showed that the factors of the unsold housings were different from the regions and housing sales sentiment had an important role in decreasing unsold housings. In the Seoul metropolitan area, fluctuations in the sentiment were identified as the sole significant factor affecting the unsold inventory. In contrast, in the five major metropolitan cities, both the sentiment and changes in the economically active population exerted significant effects. In other regions, variations in the sentiment, the housing affordability index, the price ratio of new homes to existing ones and per capita regional gross domestic product were found to be significant determinants. The results underscored the necessity of region- specific policy interventions: stabilizing the housing market sentiment in the Seoul metropolitan area, fostering job creation to stimulate economic activities in the five major metropolitan cities and implementing measures to alleviate housing affordability constraints in other regions to address the issue of unsold housings.

Keywords: Unsold housing, Panel data, Regional analysis

* 본 논문은 2025년 양지영의 박사학위 논문 「미분양주택 결정요인 분석」을 수정 · 보완한 것임.

** 건국대학교 부동산학과 박사, 회계법인세종 컨설턴트(주저자) | Ph.D., Department of Real Estate Studies, Konkuk University; Consultant, Sejong Accounting LLC | First Author | g.yaung@gmail.com |

*** 건국대학교 부동산학과 교수(교신저자) | Professor, Department of Real Estate Studies, Konkuk University | Corresponding Author | hsl2@konkuk.ac.kr |

Ⅰ. 서론

1. 연구의 배경과 목적

미분양주택이란 주택건설사업자가 사업계획 승인을 득한 후 「주택공급에 관한 규칙」 제8조에 의해 입주자 모집공고를 시행한 20세대 이상 분양주택 중에서 1~3순위 청약에 미달되어 선착순 분양을 실시할 때의 주택과 모집공고 대상이 아닌 20세대 미만의 주택이 분양 후 계약이 되지 않은 주택을 뜻한다(국토교통부령 제409호).

주택시장에서 주택 수요는 탄력적인데 비해 주택공급은 비탄력적이어서 주택시장은 침체와 회복을 반복하는 경기순환의 특성을 가지며, 시기에 따라 미분양주택 문제가 주기적으로 반복되며 발생되고 있다. 이는 수요와 공급이 균형을 이루던 주택시장에 변동 요인들이 영향을 미쳐 수요와 공급에 단기적 불균형을 일으킨 결과로 볼 수도 있다(박천규 외, 2015).

미분양주택 발생은 단순히 주택 수급불균형에 따른 문제로만 볼 문제가 아니다. 미분양 발생은 다양한 원인에 의해서 발생하고, 다양한 이해관계자들에게 영향을 미치기 때문이다. 미분양주택 물량이 지속적으로 장기간 증가할 경우 심각한 경제적 · 사회적 비용을 초래하여 사회적 이슈가 되며, 국가 경제와 국민의 주거안정에 부정적인 영향을 끼친다. 첫째, 미분양 적체가 장기화될 경우 주택가격이 하락세로 전환될 수 있으며, 이는 부동산시장 침체로 이어질 수 있다. 둘째, 분양대금으로 사업자금을 조달하는 선분양제도 하에서 신규 미분양의 증가는 주택건설 업체의 경영난을 초래해 장기적으로 주택공급을 악화시킨다. 셋째, 사업장의 부도가 증가하면, 실물경기 침체를 야기할 가능성이 높아지게 된다. 특히 수익성이 약한 지방의 경우, 사업장 부도로 인해 지역 하도급 업체 및 금융기관의 피해가 발생하게 되면 지역경제에 미치는 영향이 더 클 수밖에 없다(양지영, 2024; 이민아 · 심교언, 2016).

〈표 1〉은 최근 3년간의 지역별 미분양 현황이다. 수도권과 비수도권으로 구분하여 변화 추이를 살펴본 결과 최근 3년간 수도권과 지방의 미분양 비율이 유사하게 나타났다.

지난해 부동산 경기가 꺾이면서 지방을 중심으로 미분양 물량이 쌓이고 있으며, 최근 미분양 주택량은 지역별로 차이를 나타내며 발생하고 있다. 실례로, 미분양주택 물량의 증가와 금리 인상 여파로 부동산 경기가 꺾이면서 지방을 중심으로 미분양주택 발생으로 인한 건설사들의 수주 포기 및 계획 철회 사례가 나타나고 있다. 예로 2023년 2월 대우건설은 분양시장 악화와 금리 급등으로 인한 사업 손실이 약 1,000억 원으로 예상돼 440억 원을 변제하고 시공권을 포기하였다.

주택가격은 금리, 환율과 같은 거시경제요인들의 영향을 받을 뿐 아니라 심리적 요인에도 영향을 받거나 미치면서 복합적인 양상으로 나타나곤 한다. 주택시장에서 주택가격이 오르지 않을 것이라는 심리가 주택가격의 하락으로 반영되기도 하고, 주택가격이 상승하게 되면 주택가격이 더 오를 것이라고 생각하는 시장참여자들의 심리적 요인이 작용하여 가격이 더 상승하게 되는 비이성적 현상이 발생하곤 한다. Richard Thaler, Daniel Kahnerma, Robert Shiller 등의 행동

〈표 1〉 지역별 미분양 주택 비율

구분	2021년	2022년	2023년
전국	17,710 (100%)	68,107 (100%)	62,489 (100%)
수도권	1,509 (8.5%)	11,035 (16.2%)	10,031 (16.1%)
지방	16,201 (91.5%)	57,072 (83.8%)	52,458 (83.9%)
서울특별시	54	953	958
부산광역시	949	2,640	2,997
대구광역시	1,977	13,445	10,245
인천광역시	425	2,494	3,270
광주광역시	27	291	596
대전광역시	460	3,239	894
울산광역시	397	3,570	2,941
경기도	1,030	7,588	5,803
세종특별자치시	30	6	122
강원도	1,648	2,648	4,001
충청북도	304	3,225	3,442
충청남도	1,012	8,509	5,484
전라북도	133	2,520	3,075
전라남도	2,163	3,029	3,618
경상북도	4,386	7,674	8,862
경상남도	1,879	4,600	3,682
제주도	836	1,676	2,499

경제학자들은 인간이 경제적 의사결정을 내릴 때 자기도 모르게 심리적 요인이 작용하기 때문에 합리적 선택이 아니라 비합리적 선택을 한다고 한다(신임철, 2022). 주택시장과 미분양주택과의 관계를 고려할 때 분양주택시장과 재고주택시장과의 관계도 같이 고려해 볼 수 있다. 시세에 비해 높은 분양가격은 신규주택 구매에 영향을 주고, 이는 미분양주택 발생에 영향을 준다는 것이다. 재고시장과 분양시장의 가격 차이는 공급과 미분양 주택량에 영향을 미치며, 어느 한 주택시장에 영향을 미치는 가격정책의 변화는 다른 주택시장으로 파급되며 두 주택시장은 시차를 두고 영향을 미치는 관계를 반복하게 된다는 것이다(임덕호, 2004).

〈표 2〉는 2021년부터 2023년까지도 월별 분양가격과 매매가격을 연 평균한 금액의 아파트 분양가격 대비 매매가격의 비율이다. 매매가 대비 분양가의 비율이 전반적으로 지방 도시에서 높은 것으로 나타났다.

미분양주택 발생에 영향을 미치는 요인을 지역별로 구분하여 분석하는 것은 주택시장 구조를 이해하고, 지역별 맞춤 정책을 수립하는 데 필요한 연구로 보인다. 따라서 본 연구는 국내 주택 시장에서 미분양주택 발생에 영향을 미치는 주요 요인들을 지역별로 분석하여 그 차이를 규명하고 주택매매시장 소비심리지수, 매매가 대비 분양가, 주택구입부담지수, 실업률, 고용률, 지역별 아파트 신규분양세대수가 미분양주택 발생에 미치는 영향을 파악함으로써, 지역적 특성에 따른 미분양 발생 원인의 차이를 구체적으로 이해하고자 한다. 이를 통해 수도권과 비수도권, 대도시와 중소도시 간의 미분양주택 문제의 원인을 비교 분석하고, 맞춤형 정책 수립을 위한 실증적 근거를 제공함으로써 미분양 문제 해결에 필요한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

2. 연구의 범위와 방법

본 연구는 미분양주택 발생에 영향을 미치는

〈표 2〉 지역별 ㎡당 매매가 대비 분양가 비율

구분	지역	2021년	2022년	2023년
수도권	서울	0.67	0.58	0.68
	인천	1.01	0.85	1.00
	경기	0.67	0.65	0.87
5대 광역시 및 세종특별자치시	부산	0.96	0.99	1.25
	대구	1.10	1.08	1.16
	광주	1.23	1.18	1.43
	대전	0.81	0.85	1.10
	울산	1.20	1.30	1.44
	세종	0.58	0.45	0.52
기타 지방	강원	1.34	1.17	1.40
	충북	1.17	0.99	1.15
	충남	1.17	1.05	1.26
	전북	1.27	1.15	1.30
	전남	1.34	1.26	1.47
	경북	1.51	1.42	1.61
	경남	1.18	1.08	1.16
	제주	1.40	1.02	1.21
전국	평균	1.10	1.00	1.18

수요, 공급, 심리 및 경제요인들과의 관계를 미시적 시장관점에서 지역별 미분양주택 발생의 차이를 분석하고자 한다. 분석 변수로 지역별 주택매매시장 소비자심리지수, 주택구입부담지수, 단위(㎡)당 평균 아파트 매매가격 대비 분양아파트 가격 비율, 지역별 경제활동인구, 지역별 고용률, 지역별 실업률, 지역별 신규분양세대수, 지역 총생산, 지역 총소득, 지역별 인구증가률을 고려하였다.[1)]

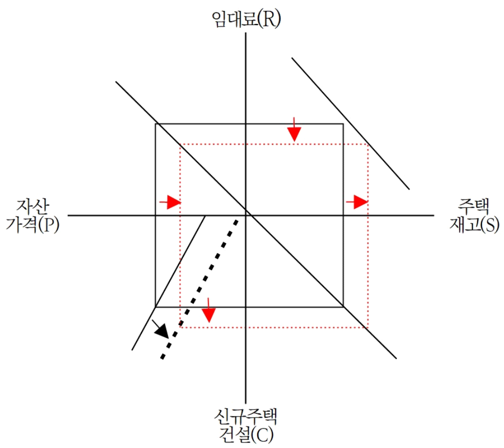
전국 17개 지역 중 특정 연도의 데이터가 존재하지 않는 세종시를 제외한 16개 지역(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)을 중심을 지역별 패널 분석을 실시한 후 수도권, 5대광역시, 기타지역으로 나누어 각각의 패널 분석을 실시하고자 한다.

3. 이론적 배경

DiPasquale-Wheaton 모형은 부동산시장을 공간시장과 자산시장으로 구분하고 전체 부동산 시장의 작용을 임대료, 자산가격, 신규건설, 공간재고의 4개의 내생변수를 활용해 설명하고 있다.

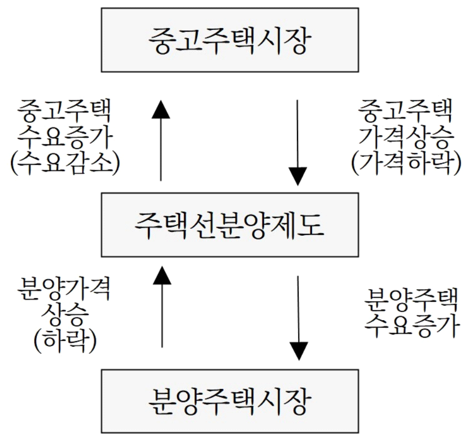
공급과 관련된 미분양은 주로 제3분면과 4사분면에서 볼 수 있으며, 〈그림 1〉은 공급자 측면에서 미분양 발생을 나타낸 것이다(DiPasquale and Wheaton, 1992). 공급의 경우 미분양아파트 물량 규모가 신호로 작용하기 때문에, 주택공급업자는 기존 주택가격이 높고, 미분양아파트 재고 수가 줄어들수록 주택공급을 늘린다. 주택생산의 장기성 때문에, 주택공급업자가 공급하는 신규 주택가격은 신규주택 공급시기인 당기가 아니라, 생산을 결정할 당시의 시장가격과 미분양 주택량을 고려함과 동시에 주택생산에 따른 기회비용을 고려하는데 기회비용이 높을수록 주택생산물량은 감소할 것이다. 주로 주택시장 호황기, 코로나 팬데믹 기간 재택근무 등으로 인한 주택수요의 증가로 집값이 급등할 때 주택건설업체들의 과도한 사업추진으로 인한 과잉공급 또는 분양가

1) 해당 변수의 설정 근거는 3.이론적 배경, 4.선행연구 검토, Ⅲ. 실증분석연구모형의 1. 분석변수에서 추가 설명하였다.



자료 : DiPasquale and Wheaton(1992)의 재구성.

〈그림 1〉 DiPasquale-Wheatonl의 사분면모형



자료 : 임덕호 · 박선구(2010).

〈그림 2〉 선분양제도 하에서 주택시장 순환관계

상한제와 같은 공급규제 강화 전 집중된 공급물량으로 증가한 부동산 재고가 균형 시의 건설량보다 더 많은 경우 나타난다(박은숙 · 최막중, 2015).

임덕호 · 박선구(2010)는 주택소비자들에게 분양아파트와 기존아파트는 밀접한 대체재이기 때문에 두 시장은 상호 연관성을 갖고 있으며, 어느 한 주택시장에 영향을 미치는 가격정책의 변화는 필연적으로 다른 주택시장으로 파급되며 두 주택시장은 상호작용과 반작용의 관계를 갖는다고 주장하고 있다.

〈그림 2〉는 신규주택을 공급하는 분양주택시장과 기존의 중고주택시장이 선분양제도를 매개로 주택가격을 상승시키는 과정을 보여주고 있다.

주택경기가 과열 시, 중고주택에 대한 수요 증가는 중고주택 가격을 상승시키고, 이는 분양주택에 대한 수요증가로 이어져 아파트 분양가격이 상승하게 되며, 상승한 아파트 분양가격은 다시 주변 기존 주택가격의 상승을 가져오고, 이는 다시 분양가격 상승으로 이어지는 악순환이 반복되며 주택경기 과열을 부추긴다고 하였다. 반대로 주택경기가 침체 시, 중고주택에 대한 수요가 감소하여 중고주택가격을 하락시키고, 이는 분양주택에 대한 수요를 위축시켜 미분양이 확대되고 분양가격을 하락시킨다. 미분양주택 확대에 따른 아파트 분양가격 하락은 주변의 기존 주택가격의 하락으로 이어지고 이는 다시 분양주택에 대한 수요를 위축시켜 미분양을 확대시키는 악순환이 반복된다고 한다.

4. 선행연구 검토

정의철(2010)은 소비자 심리가 주택시장에 미치는 영향을 주택매매가격을 중심으로 분석하였다. 기존 선행연구들에서 소비자의 심리변수를 주택시장에서 중요하게 다루지 않았음을 지적하

며 소비자심리지수를 추가적으로 고려한 추정방정식을 설정하여 변수 누락 문제를 해결하고자 했다. 추정결과 소비자 심리는 주택매매가격의 장기적 움직임에 영향을 줄 뿐 아니라 단기적 변동에도 영향을 준다고 하였다.

김현재(2011)는 소득 변동성이 주택가격의 변동성을 높게 만드는 요인이고, 실업률, 물가지수 변동율, 이자율이 서울 주택 가격 변동성에 영향을 미치나, 서울지역 외 지역에는 영향을 주지 않는다고 하며, 동일한 경제요인들이 지역별로 다른 영향을 미친다고 하였다. 결정변수들의 변동성 효과를 측정하지 못한 한계가 있다.

미시적 차원에서는 주택 수요는 가구증가, 구매력, 자가와 임대의 상대 주거비용에 영향을 받고, 공급은 주택시장 및 거시경제 여건, 투자수익률 등의 영향을 받는다고 하였다. 미시적, 지역적 측면에서 분석이 필요한 이유는 지역별 미분양 발생이 부동산시장 참여 주체에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 보기 때문이다. 박천규 외(2015)의 연구에 따르면, 부동산시장 참여자의 행태에 영향을 미치는 요인으로 사용자비용, 투자수익률, 주택 구매력을 들고 있다. 사용자비용은 주택가격, 주택가격상승률, 예산제약과 대출, 이자율, 각종 세금 등에 의해 결정되며, 투자수익률은 투자자금을 주택시장으로 유인하는 주요한 요인이라 하였다. 따라서 주택매매가격, 금리, 소득, 인플레이션 등을 미분양 발생 영향요인 분석 시 고려해 볼 수 있을 것이다.

양지영(2024)은 전국적으로 발생하는 미분양 주택발생 영향요인을 분석하였고, 분석결과 주택 인허가실적과 대출금리가 미분양발생에 영향을 미친다고 하였다. 지역별 미분양주택 분석이 이뤄지지 않은 부분이 한계로 보인다.

김리영·서원석(2020)의 연구에서는 미분양이 지속되고 있는 지역과 감소되는 지역을 선정해 주택시장의 경제요인, 준공실적, 분양가격, 주택소비심리, 경제활동인구, 실업률, 산업생산지수, 담보대출금리의 영향을 파악하고 있다. 연구결과, 주택의 공급과 분양 시기가 미분양 발생에 영향을 주는 것으로 나타나 적절한 수요와 공급 정책 수립의 필요성을 강조하고 있다.

황관석 외(2023)의 연구에 따르면, 유동성과 아파트매매가격의 변동을 그랜저 인과관계로 분석한 결과 서울, 수도권, 지방 광역시 순으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 글로벌 금융위기 이후 서울과 수도권을 중심으로 단기 유동성과 가계대출지표가 아파트 매매가격 변동과 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다고 하였다.

Ⅱ. 연구모형

패널 데이터 분석은 단일 시점의 횡단면 분석(cross-sectional analysis)이나 단일 개체의 시계열 분석(time-series analysis)의 한계를 극복하고, 시간적 변화와 개체 간 차이를 동시에 고려할 수 있는 방법론이며 다차원적 구조를 활용하여 정책 효과, 행동 변화, 시장 요인 등을 분석할 수 있다. 패널 데이터는 관찰되지 않은 개체별 특성(unobserved heterogeneity)으로 인해 발생할 수 있는 편향을 통제할 수 있다는 점에서 유용하며,

이를 위해 고정효과 모형(fixed effects model)과 랜덤효과 모형(random effects model)이 널리 사용된다.

Baltagi(2005)에 따르면 고정효과 모형은 각 지역의 고유한 특성을 통제함으로써, 시간에 따라 변하지 않는 지역의 특성(예: 지역 내 인구 특성, 고유의 경제 · 환경 등)이 미분양주택 발생에 미치는 영향을 제거할 수 있다. 이를 통해 변수들 간의 관계를 분석하여, 각 지역의 특수한 요인을 통제한 상태에서 미분양주택 발생에 영향을 미치는 주된 경제적, 인구학적 요인을 파악할 수 있다. 고정효과 모형은 다음과 같은 형태를 가진다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$
$$i = 1, \ldots, N, \quad t = 1, \ldots, T \qquad (식\ 1)$$

Y_{it} : i 번째 개체의 t 시점 종속변수
X_{it} : k-차원의 독립변수
α_i : *i 번째 개체의 고유한 시간 불변 효과*
ε_{it} : 오차항(정규분포를 따르며 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2_{\varepsilon})$)

고정효과(α_i)는 개체별로 고유하며, 시간에 따라 변하지 않는 특성을 나타낸다. 고정효과 모형은 관찰되지 않는 이질성의 영향을 제거함으로써 추정치의 편향을 방지할 수 있지만, 시간에 따라 변하지 않는 독립변수는 고정효과와 함께 제거되므로 그 효과를 추정할 수 없는 단점이 있다.

랜덤효과 모형은 개체 고유의 특성을 고정된 값이 아닌 확률적 효과로 간주한다. 각 지역의 고유 특성이 무작위적이며, 독립변수와 상관관계가 없다고 가정할 때 적용하며, 시간 불변 변수의 효과를 추정할 수 있는 장점이 있다. 이 모형은 고정효과 모형에 비해 자유도가 더 높아져 효율적인 추정이 가능하므로, 각 지역의 특성이 독립변수들과 무작위적으로 관련이 있을 때 사용된다. 랜덤효과 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$
$$i = 1, \ldots, N, \quad t = 1, \ldots, T \qquad (식\ 2)$$

Y_{it} : i 번째 개체의 t 시점 종속변수
X_{it} : k-차원의 독립변수
u_i : 개체 i의 고유한 무작위 효과(정규분포를 따르며, $u_i \sim N(0, \sigma^2_u)$)
ε_{it} : 개체별, 시점별 잔차항(독립적이고 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2_{\varepsilon})$)

고정효과모형과 랜덤효과모형 중 어느 모형이 적합한지 판단하기 위해 하우스만 검정(Hausman)이 사용된다. 이 검정은 두 모형의 추정치 간 차이가 통계적으로 유의미한지를 평가한다. 하우스만 검정의 검정 가설과 검정통계 모형은 다음과 같다.

검정가설:

- 귀무가설(H_0): 고정효과모형과 임의 효과모형 간의 차이가 없으며, 랜덤효과모형이 적합하다. 즉, u_i와 X_{it} 간 상관관계가 없음.
- 귀무가설(H_1): 고정효과모형과 임의효과모형 간의 차이가 있으며, 고정효과모형이 적합하다. 즉, u_i와 X_{it} 간 상관관계가 존재.

검정통계량:

$$H = (b_{FE} - b_{RE})' [Var(b_{FE}) - VAR(b_{RE})]^{-1}(b_{FE} - b_{RE}) \qquad (식\ 3)$$

b_{FE} : 고정효과 모형의 추정치
b_{RE} : 랜덤효과 모형의 추정치
$Var(b_{FE})$: FE 추정치의 공분산 행렬

$Var(b_{RE})$: RE 추정치의 공분산 행렬

H 통계량이 카이제곱 분포에 따르며, 유의수준 α에서 $H > \chi^2_\alpha$일 경우 귀무가설을 기각하며, 귀무가설 기각 시 고정효과 모형이 적합하다. 이처럼 두 모형 간 선택은 하우스만 검정을 통해 객관적으로 결정되며, 이를 통해 데이터의 특성과 분석 목적에 맞는 최적의 방법론을 선택할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석연구모형

1. 분석변수

선행연구와 지역별 경제, 인구 및 사회, 주택 공급, 시장 심리, 환경 등 지역별 미분양주택 발생에 영향을 미칠 것으로 고려되는 변수를 선별해 2015년부터 2022년까지 지역별 미분양주택 발생에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

국토연구원(2024)에서는 부동산 시장참여자의 행태변화 및 패턴 그리고 시장의 움직임을 시의성 있게 파악하기 위해 부동산시장 소비심리지수를 조사하고 있다. 따라서 본 연구에서는 주택 소비자의 주택매매시장 소비심리 분석을 위해 국토연구원의 소비심리지수 중 주택매매시장 소비심리지수를 사용하였다.

지역별 소득수준이 주택구매력에 영향을 미칠 것으로 간주되어 지역별 주택 구매가 가계소득에 영향 평가지표인 주택구입부담지수를 변수를 선택하였다. 주택구입부담지수는 지역별 주택 구매가 가계소득에 미치는 영향을 평가하는 지표로, 일반적으로 높을수록 해당 지역에서 주택을 구입하는 것이 더 큰 경제적 부담을 의미한다. 주택금융연구원에서는 우리나라 중간소득가구의 주택구입 능력을 파악하기 위하여 주택구입부담지수(housing affordability index)를 발표하고 있다. 지수의 수치가 높을수록 주택구입 부담이 커지는 것을 의미한다. 해당 지수에는 가계소득을 포함하고 있어 해당 지수를 사용하고자 한다. 임덕호 · 박선구(2010)의 중고주택시장과 분양주택시장과의 관계를 고려해 단위(㎡)당 평균 아파트 매매가격 대비 분양아파트 가격 비율을 선택하였다.

D-W 모형 이론에서 수요와 공급의 관계 및 선행연구(김리영 · 서원석, 2020; 김현재, 2011)를 고려해 지역별 경제활동인구, 고용률, 신규분양세대수, 1인당 지역총생산(gross regional domestic product, GRDP), 1인당 지역 총소득(gross regional income, GRI)을 분석변수로 선택하였다. 경제활동인구, 고용률 등은 수요측면을 반영하는 변수이고, 신규 분양세대수는 지역의 주택시장 공급측면을 설명하는 변수로 지역별로 신규 주택 공급이 많으면 미분양이 발생할 가능성이 커질 것으로 본다. 지역별 고용률과 대체관계에 있는 지역별 실업률은 분석변수에서 제외하였다. GRDP와 GRI는 지역 경제를 평가할 때 서로 보완적인 역할을 하며, 생산과 분배의 측면을 동시에 고려할 때 지역 경제의 실질적인 성과와 주민의 복지 수준을 이해할 수 있다. 따라서, 지역경제 상호간의 비교가 가능한 이 두 변수를 분석변수로 사용하였다. 추가적으로, 패널분석 시 시간적 측면인 거시경제요인을 제어하고자 금리와 유동성 지표를 분석변수에 포함시켰다(〈표 3〉).

〈표 3〉 분석변수

변수명	변수	변수 내용	기준	출처
미분양주택량	Unsold	미분양주택량	호	국토교통부(2024)
주택매매심리지수	Senti	주택매매시장 소비심리지수	지수	국토연구원(2024)
주택구입부담지수	HAI	주택구입부담지수	지수	주택금융연구원(2024)
매매가 대비 분양가	Presales/ Exist	단위(㎡)당 평균 분양아파트 가격 대비 재고 아파트가격	%	주택도시보증공사(2024), KB부동산 데이터허브(2024)
경제활동인구	Labor	지역별 경제활동인구	천 명	행정안정부(2024), 통계청(2024)
고용률	Emp	지역별 취업률	%	행정안정부(2024), 통계청(2024)
분양세대수	Vol	지역별 신규아파트 분양세대 수	호	주택도시보증공사(2024)
지역총생산	GRDP	1인당 지역 총생산(GRDP)	천 원	행정안정부(2024), 통계청(2024)
지역총소득	GRI	1인당 지역 총소득(GRI)	천 원	행정안정부(2024), 통계청(2024)
대출금리	Int	대출금리(신규취급액 기준)	연리%	한국은행(2024)
통화량	M2	M2(평잔, 계절조정)	십억 원	한국은행(2024)

2. 기초통계량 분석

지역별 패널분석을 위해 구분한 서울, 인천, 경기, 부산, 대구, 광주, 대전, 울산, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 16개 지역의 2015년부터 2022년까지 연도별 패널데이터의 기초통계량이다(〈표 4〉).

3. 실증분석

1) 회귀분석 결과

본 연구에서는 분석을 위해 로그를 취한 변수를 분석에 사용하였다. 미분양주택수(lnUnsold)를 종속변수로, 소비심리지수(lnSenti), 주택구입부담지수(lnHAI), 매매가 대비 분양가 비율(lnPresale/Exist), 경제활동인구수(lnLabor), 고용률(lnEmp), 분양세대수(InVol), 1인당 지역내 총생산(lnGRDP), 1인당 지역총소득(lnGRI), 대출금리(lnInt), 유동성(lnM2)을 독립변수로 설정하여 OLS 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석의 주요 결과는 다음과 같다(〈표 5〉).

회귀분석 결과, 모델의 결정계수는 0.5988, 조정된 결정계수는 0.5642로 독립 변수들이 종속변수인 미분양주택수의 변동을 약 59.88% 설명하는 것으로 나타났다. 모델 전체의 유의성을 평가한 결과, F(10,116)=17.31(p=0.0000)로 통계적으로 유의미하게 나타났다.

변수별 분석결과, 소비자심리지수변동은 유의미한 음(-)의 관계를 보였다. 이는 주택매매소비자심리지수가 1% 증가할 때 미분양주택수가 약

〈표 4〉 변수의 기초통계량

변수명	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최대값
Unsold	128	33,211.72	40,286.68	475	212,939
Senti	128	115.8706	15.77307	82.15	145.8833
HAI	128	55.61211	28.77281	24.625	205.225
Presales/Exist	128	1.123602	0.198344	0.572658	1.692092
Labor	128	1,739.188	1,782.78	346	7,809
Emp	128	61.07969	2.883495	55.6	70.9
Vol	128	15,502.64	20,694.32	0	117,476
GRDP	128	38,708.41	11,552.09	22,685	76,234
GRI	128	36,399.5	8,205.193	25,143	63,778
Int	128	3.1275	0.497268	2.5	4.24
M2	128	2,832,208	507,231.5	2,182,912	3,722,787

〈표 5〉 회귀분석 결과

Unsold	계수	표준오차	t값	95% Conf. interval	
lnSenti	−3.29756	0.675805	−4.88***	−4.63608	−1.95904
lnHAI	−0.26872	0.466575	−0.58	−1.19283	0.655389
lnPresale/Exist	0.94206	0.796669	1.18	−0.63584	2.519963
lnLabor	1.052533	0.153303	6.87***	0.748896	1.35617
lnEmp	2.567048	1.923819	1.33	−1.24332	6.377415
lnVol	0.040724	0.095141	0.43	−0.14772	0.229163
lnGRDP	3.976853	0.99215	4.01***	2.011774	5.941931
lnGRI	−6.65014	1.426435	−4.66***	−9.47538	−3.82491
lnInt	0.158599	0.602256	0.26	−1.03424	1.351442
lnM2	−0.10531	0.568251	−0.19	−1.2308	1.020183
_cons	37.10838	10.83435	3.43**	15.64958	58.56717
R^2	0.5988				
Adj. R^2	0.5645				
Root MSE	0.85299				
F	17.31***				

주 : * p〈0.1, ** p〈0.05, *** p〈0.01.

 https://doi.org/10.30902/jrea.2025.11.1.87

3.298% 감소함을 의미하며, 소비자심리가 주택 시장의 활성화와 밀접하게 연결되어 있음을 시사한다. 경제활동인구수 변동도 유의미한 양(+)의 관계를 보여, 경제활동인구가 1% 증가할 때 미분양주택수가 약 1.053% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 경제활동인구의 변동이 증가한 지역에 분양주택이 늘어나 미분양주택 발생 가능성이 있음을 시사한다. 1인당 지역내총생산 변동은 GRDP가 1% 증가할 때 미분양주택수가 약 3.977% 증가한 반면, 1인당 지역소득 변동은 GRI가 1% 증가할 때 미분양주택수가 약 6.65% 감소하는 경향을 보였다. 반면, 주택구입부담지수, 매매가 대비 분양가 비율, 고용률, 신규분양주택수, 대출금리, 유동성의 변동은 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다.

결론적으로, 이 연구는 소비자 심리지수, 경제활동인구수, 지역 내 총생산 및 소득의 변동이 미분양주택 발생에 중요한 영향을 미친다는 점을 보여주며, 이러한 변수들을 고려한 정책적 접근이 필요함을 보여준다.

2) 다중공선성 분석

GRI의 VIF(variance inflation factor) 값이 14.80, GRDP의 VIF 값이 12.66으로 다중공선성의 기준인 10을 초과하여 변수 간 상관관계가 높음을 나타냈다. 상호보완적인 관계를 나타내는 두 변수 중 GRI를 제외하고 VIF 분석을 실시한 결과 다중공선성이 제거되어, 이후 분석에서 GRI를 제외한 독립변수들을 분석에 사용하였다.

다중공선성 제거 후 회귀분석 결과, 소비심리지수와 주택구입부담지수 변동이 유의미한 음(-)의 영향을, 경제활동인구수가 미분양주택수에 유의미한 양(+)의 영향을 나타냈다(〈표 6〉).

3) 지역별 패널 분석

회귀분석과 패널분석의 경우 분석방법론과 근본적인 접근 차이에 따라 결과값의 차이를 나타낼 수 있다. 회귀분석은 전체 데이터를 하나의 단일 풀(pooled)로 데이터로 취급하고, 관측치 간 독립성을 가정하여, 시간적 변화나 개별 단위의 고유한 특성을 반영하지 않기 때문에, 시간에 따른 변화가 종속변수에 미치는 영향을 간과할 수 있다. 따라서 실증분석에서 패널분석을 통해 개별 단위와 시간적 변화를 통제하여, 보다 정교한 분석을 제공하고자 한다.

(1) 지역별 패널 분석결과

본 연구에서는 패널 데이터의 특성을 고려하여 고정효과(fixed effects)와 랜덤효과(random effects) 모형을 적용하여 미분양주택 발생에 영향을 미치는 요인을 분석한 후, 두 모형의 적합성을 검토하기 위해 하우스만(Hausman) 검정을 수행하였다.

고정효과 패널 분석결과, 모형의 유의미성은 $F(9, 102)=9.14(p<0.01)$로 나타나, 독립변수들이 미분양주택량 변동률에 미치는 영향이 통계적으로 유의미하게 나타났다(〈표 7〉). 랜덤효과 모형의 분석 결과, 모형의 유의미성은 Wald $chi^2(9)=77.68(p<0.01)$로 나타나, 독립변수들이 미분양주택량 변동률에 미치는 영향이 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었다(〈표 8〉).

하우스만 검정결과 검정통계량 $\chi^2(8)=22.60$, p-value=0.0039로 유의수준 0.01에서 귀무가

〈표 6〉 다중공선성 제거 후 회귀분석 결과

변수	계수	표준오차	t값	95% Conf. interval	
lnSenti	−4.11847	0.707921	-5.82^{***}	−5.52047	−2.71646
lnHAI	−1.63291	0.394302	-4.14^{***}	−2.41381	−0.85202
lnPresale/Exist	0.388072	0.854715	0.45	−1.30465	2.08079
lnLabor	0.922206	0.163545	5.64^{***}	0.598314	1.246099
lnEmp	3.924899	2.063281	1.9^{*}	−0.16132	8.011119
lnVol	0.0608	0.103122	0.59	−0.14343	0.265028
lnGRDP	−0.40845	0.342369	−1.19	−1.08649	0.269597
lnInt	0.592129	0.64561	0.92	−0.68647	1.870726
lnM2	−0.94773	0.584549	−1.62	−2.1054	0.209935
_cons	30.04657	11.6398	2.58^{**}	6.994561	53.09857
R^2	0.5236				
Adj. R^2	0.4870				
Root MSE	0.9255				
F	14.29^{***}				

주 : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

〈표 7〉 지역별 패널분석 결과(고정효과모형)

lnUnsold	계수	표준오차	t값	p>t
lnSenti	−3.244095	0.5377983	-6.03^{***}	0.000
lnHAI	1.574992	0.9935651	1.59	0.116
lnPresale/Exist	2.225761	0.8757265	2.54^{**}	0.013
lnLabor	−3.283708	3.036613	−1.08	0.282
lnEmp	4.873686	5.710117	0.85	0.395
lnVol	−0.125025	0.0783259	−1.6	0.114
lnGRDP	−5.179963	1.888151	-2.74^{**}	0.007
lnInt	0.1373344	0.565407	0.24	0.809
lnM2	0.0096936	0.8843308	0.01	0.991
_cons	77.50018	20.88436	3.71^{***}	0.000
sigma_u	3.4282487			
sigma_e	0.6109516			
rho	0.9692184			
R−square	Within=0.4465, between=0.0695, overall=0.0227			
F	9.14^{**}			

주 : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

 https://doi.org/10.30902/jrea.2025.11.1.87

〈표 8〉 지역별 패널분석 결과(임의효과모델)

lnUnsold	계수	표준오차	z-값	P>z
lnSenti	-3.038421	0.551087	-5.51***	0
lnHAI	-1.076086	0.5782522	-1.86*	0.063
lnPresale/Exist	0.8588264	0.7490279	1.15	0.252
lnLabor	0.8581909	0.2827265	3.04**	0.002
lnEmp	1.166719	3.324084	0.35	0.726
lnVol	-0.118494	0.0795869	-1.49	0.137
lnGRDP	-0.504002	0.6683256	-0.75	0.451
lnInt	0.9140807	0.5023811	1.82*	0.069
lnM2	-1.246932	0.5380678	-2.32**	0.02
_cons	41.20465	14.23856	2.89	0.004
sigma_u	0.625962			
sigma_e	0.6109516			
rho	0.5121336			
R-square	Within=0.3773, between=0.5611, overall=0.4790			
Wald chi^2	77.68***			

주 : * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

설이 기각되었다. 이는 고정효과모형과 랜덤효과모형 간의 계수 차이가 체계적임을 의미하며, 고정효과모형이 분석에 적합함을 나타낸다. 이는 독립변수와 지역 간 고유요인 간에 상관관계가 존재함을 나타낸다(〈표 9〉).

하우스만 검정 결과에 따라 고정효과 모형 결과 값을 분석한 결과, 패널 내 설명력은 0.4465로, 개별 지역 내에서 독립변수들이 미분양주택량 변동의 약 44.65%를 설명하는 반면, 패널 간 설명력은 0.0695로 지역 간 차이에 대한 설명력은 상대적으로 낮았다. 전체적인 설명력은 0.0227로, 이는 고정효과 모형이 개별 지역의 고유 특성을 통제한 결과로 해석된다.

주택매매심리지수 변동률은 미분양 주택량 변동률에 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주택매매심리지수가 1% 증가하면, 미분양주택량이 3.24% 감소함을 의미하며, 소비심리의 개선이 주택 수요를 활성화하여 미분양 문제를 완화할 수 있음을 나타냈다. 주택구입부담지수 변동률이 양(+)의 영향을 보였으나, 통계적으로 유의하지 않아 주택구입 부담이 미분양 문제에 명확한 영향을 미치지 않는 것으로 해석된다. 매매가 대비 분양가 변동률은 미분양주택량 변동에 유의미한 양(+)의 영향을 미쳤다. 이는 매매가 대비 분양가가 1% 증가하면 미분양주택이 2.23% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 기존 주

〈표 9〉 하우스만 검정결과

변수명	계수		계수 차이 (fe−re)	차이의 표준오차
	고정효과	임의효과		
lnSenti	−3.244095	−3.038421	−0.205675	0.1740099
lnHAI	1.574992	−1.076086	2.651078	0.897514
lnPresale/Exist	2.225761	0.8588264	1.366934	0.5696565
lnLabor	−3.283708	0.8581909	−4.141898	3.250809
lnEmp	4.873686	1.166719	3.706966	5.157579
lnVol	−0.125025	−0.118494	−0.006531	0.0273874
lnGRDP	−5.179963	−0.504002	−4.675961	1.915737
lnInt	0.1373344	0.9140807	−0.776746	0.3417017
lnM2	0.0096936	−1.246932	1.256626	0.7832762
검정통계량(x^2)	22.60(p=0.0039)			

택 시장의 경쟁이 심화되고, 신규주택분양의 미분양주택량이 증가할 가능성을 나타낸다고 볼 수도 있다. 경제활동인구수 변동률은 패널분석을 통해 개별 단위와 시간적 변화를 통제하여 분석한 결과 회귀분석 결과와 달리 미분양주택량 변동에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 1인당 지역총생산 변동은 미분양주택량 변동에 유의미한 음(−)의 영향을 미치며, 1인당 지역총생산량이 1% 증가 시 미분양주택량이 5.18% 감소함을 나타냈다. 이는 지역 경제성장과 생산활동이 미분양 문제를 완화하는 데 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 반면, 고용률 변동률, 신규분양세대수 변동률, 대출금리 변동률, 유동성 변동률은 통계적으로 유의하지 않게 나타나 이 변수들이 미분양 문제에 미치는 영향이 명확하지 않음을 나타냈다.

고정효과 모형에서 개별 지역의 고유 특성(u_i)이 −0.9387로 매우 강한 음(−)의 상관관계가 나타났다. 이는 지역별 고유 특성을 통제하는 고정효과 모형의 적합성을 뒷받침하며, 지역별 특성이 미분양주택 발생에 중요한 영향을 미친다는 것을 시사한다.

분석결과, 주택매매심리지수 변동률, 매매가 대비 분양가 변동률, 1인당 지역총생산 변동률이 미분양 문제에 유의미한 영향을 미치는 주요 요인임을 확인하였다. 특히, 주택구매 소비심리의 개선과 지역 경제의 성장이 미분양 문제를 완화하는 데 중요한 역할을 할 수 있음을 보여준다. 반면, 매매가 대비 분양가의 상승은 미분양 문제를 악화시킬 가능성을 나타내며, 이에 대한 정책적 대응이 필요할 것으로 보인다. 이와 함께 경제활동인구 · 고용률 · 분양세대수 · 대출금리 · 유동성 변동률은 지역별 미분양 문제 해결에 직접적인 역할을 하지 않을 가능성이 있는 것으로 나타났다. 소득과 관련된 주택구입부담지수의 경우, 소득 대비 주택 가격의 부담을 반영하지만, 소득 외 다른 요

인인 금리, 정책 등이 고려되기 때문에 주택소비자의 행동에 간접적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 이러한 결과는 미분양 문제를 분석할 때, 지역 간 차이를 고려하는 것이 필수적이며, 지역 고유의 특성을 반영한 맞춤형 정책 설계의 필요성을 나타낸다고 볼 수 있다.

4) 그룹별 패널 분석

미분양주택수에 영향을 미치는 요인을 수도권(서울, 인천, 경기), 5대 광역시(부산, 대구, 광주, 대전, 울산), 기타지역(강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)의 세 그룹으로 구분하여 패널 고정효과 모형을 이용해 분석하였다.

(1) 수도권 패널 분석결과

분석결과, 독립변수 변동률이 종속변수의 변동을 76.34% 설명하며 설명변수들이 미분양에 미치는 영향이 상대적으로 높게 나타났다. 수도권 미분양 발생에 영향을 미치는 유효한 요인은 주택매매심리지수 변동률이 유일하게 나타났고, 나머지 주택구입부담지수, 매매가 대비 분양가, 신규분양세대수, 지역총생산, 고용률, 대출금리, 유동성 등의 변동률은 유효하지 않은 변수로 나타났다. 수도권에서는 부동산 시장 심리가 미분양주택발생 변동률에 중요한 영향을 미치며, 수도권에서는 경제적 요인보다 심리적 요인이 더 크게 영향을 미치는 것을 알 수 있다(〈표 10〉).

〈표 10〉 수도권 패널분석 결과(고정효과모형)

lnUnsold	계수	표준오차	t값	[95% conf.interval]	
lnSenti	−8.158726	3.055167	−2.67**	0.020	−14.81536
lnHAI	3.037373	6.38722	0.48	0.643	−10.87918
lnPresale/Exist	0.8844459	4.675152	0.19	0.853	−9.301835
lnLabor	−9.772797	8.688546	−1.12	0.283	−28.70351
lnEmp	−15.72669	32.01438	−0.49	0.632	−85.48003
lnVol	−0.045671	0.4679559	−0.1	0.924	−1.06526
lnGRDP	−12.9963	8.957544	−1.45	0.172	−32.51311
lnInt	−0.380728	1.784193	−0.21	0.835	−4.26815
lnM2	−0.257186	4.435385	−0.06	0.955	−9.92106
_cons	322.8514	158.2668	2.04*	0.064	−21.98234
sigma_u	9.2202988				
sigma_e	0.6277108				
rho	0.9953866				
R-square	Within=0.7634, between=0.0001, overall=0.017				
F	4.30*				

주 : * p〈0.1, ** p〈0.05, *** p〈0.01.

(2) 5대 광역시 패널분석 결과

5대 광역시에서는 독립변수들이 미분양주택수 변동을 51.60% 설명하며, 주택매매심리지수 변동과 경제활동인구수 변동이 미분양주택량 변동에 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택구매소비심리는 타지역과 같이 미분양 문제를 완화하는 중요한 요인임을 알 수 있다. 경제활동인구의 변동은 5대 광역시에서 미분양주택 발생에 영향을 미치는 것으로 나타났고, 경제활동의 증가가 기존 분양주택의 수요를 증가시켜 미분양주택 감소에 유의한 영향을 미침을 알 수 있다. 이는 5대 광역시에서는 경제활동인구의 증가가 주택시장 수요를 견인하는 중요한 요소로 작용하며, 이 지역의 미분양 문제를 완화하는 중요한 요인임을 보여준다. 그 외 신규분양세대수, 지역총생산 등 나머지 변수들은 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다(〈표 11〉).

(3) 기타지역 패널분석 결과

기타지역 분석결과, 독립변수들이 종속변수인 미분양주택수의 변동을 72.99% 설명하며, 통계적으로 유의미하게 나타났다. 주택매매심리지수 변동률과 1인당 지역총생산량 변동률이 미분양주택발생 변동에 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 두 변수가 기타지방의 미분양 문제를 완화하는 주요 요인임을 알 수 있다. 주

〈표 11〉 5대 광역시 패널분석 결과(고정효과모형)

lnUnsold	계수	표준오차	t값	[95% conf.interval]	
lnSenti	−3.525458	1.068444	−3.3***	−5.725959	−1.324958
lnHAI	−1.652926	2.029463	−0.81	−5.832682	2.52683
lnPresale/Exist	−0.463649	1.628931	−0.28	−3.818495	2.891197
lnLabor	−33.88719	14.56407	−2.33**	−63.88246	−3.891919
lnEmp	30.18763	17.72239	1.7	−6.312307	66.68757
lnVol	−0.018767	0.1199422	−0.16	−0.265792	0.2282591
lnGRDP	−1.141848	3.179707	−0.36	−7.690577	5.406881
lnInt	−0.046679	1.27657	−0.04	−2.675824	2.582467
lnM2	−0.086607	1.830146	−0.05	−3.855863	3.682649
_cons	156.2404	72.34011	2.16**	7.253193	305.2277
sigma_u	15.684793				
sigma_e	0.6080175				
rho	0.9984996				
R-square	Within=0.5160, between=0.4556, overall=0.2209				
F	2.96***				

주 : * p〈0.1, ** p〈0.05, *** p〈0.01.

택구입부담지수 변동률과 매매가 대비 분양가 변동률은 미분양주택발생률에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주택구매 부담이 증가할수록 주택 구매력이 떨어져 미분양이 늘어나고, 기존 분양가 대비 신규분양가의 증가율이 높아질수록 신규 주택구입 부담으로 미분양을 증가시킨다고 볼 수 있다. 이는 회귀분석의 결과와는 다른데, 회귀분석에서는 데이터를 하나의 pool로 두고 분석이 되나, 패널 분석에서는 개별 단위와 시간적 변화를 통제하여 보다 정교하게 분석된 결과의 차이로 볼 수 있다.

이 지역에서는 경제활동인구, 고용률 등의 증감보다 부동산 구매심리와 소득수준, 주택구매 부담과 같은 경제력이 미분양 주택 발생에 중요한 영향을 미치는 것을 알 수 있다(〈표 12〉).

Ⅳ. 결론

본 연구는 2015년부터 2022년까지 16개 지역의 패널 데이터를 이용하여 지역별 미분양주택 발생에 영향을 미치는 요인을 지역별 패널 데이터를 사용하여 시간적 · 공간적 변동성을 동시에 분석하여 지역별로 상이한 미분양 문제의 요인을 실증적으로 분석하였다.

본 연구에서는 미분양주택 발생 요인을 분석하

〈표 12〉 기타지역 패널분석 결과(고정효과모형)

lnUnsold	계수	표준오차	t값	[95% conf.interval]	
lnSenti	−3.244777	0.5428197	−5.98***	−4.336789	−2.152764
lnHAI	4.020856	1.004468	4.00***	2.000127	6.041586
lnPresale/Exist	3.466187	0.9539635	3.63**	1.54706	5.385314
lnLabor	4.757677	3.237372	1.47	−1.755075	11.27043
lnEmp	−5.164587	5.56486	−0.93	−16.35964	6.030467
lnVol	−0.120584	0.0981617	−1.23	−0.318059	0.0768924
lnGRDP	−4.038157	1.913189	−2.11**	−7.886997	−0.189318
lnInt	−0.664804	0.623208	−1.07	−1.918536	0.5889294
lnM2	−0.980264	0.9089782	−1.08	−2.808893	0.848364
_cons	57.99982	19.96107	2.91***	17.84333	98.15632
sigma_u	1.5427552				
sigma_e	0.4131973				
rho	0.9330679				
R-square	Within=0.7299, between=0.4444, overall=0.4162				
F	14.11***				

주 : * p〈0.1, ** p〈0.05, *** p〈0.01.

기 위해 회귀분석과 패널분석을 병행하여 적용하였다. 회귀분석은 시점 간 변화를 반영하지 못하고 개체 간 차이만을 분석하는 한계를 가지며, 미분양주택과 같이 시계열적 특성이 강한 변수에 대해 적절한 분석이 어려울 수 있다. 반면, 패널분석은 동일한 지역을 장기간 관찰하면서 개체 간 차이뿐만 아니라 시간에 따른 변화를 동시에 고려할 수 있는 장점이 있다. 고정효과 모형은 개별 지역이 갖는 고유한 특성을 통제하여 미분양주택 발생에 영향을 미치는 요인을 보다 명확하게 도출할 수 있어 지역별 미분양주택 발생 요인의 차이를 보다 신뢰성 있게 분석할 수 있었다.

분석결과, 미분양주택 발생은 지역적 특성과 변수의 상호작용에 따라 상당히 다르게 나타나는 것을 확인하였고, 이를 통해 다음과 같은 결론을 도출하였다(<표 13>).

전체 지역을 대상으로 한 분석에서 주택매매심리지수, 매매가 대비 분양가, 1인당 지역내총생산 변동률이 미분양 문제에 유의미한 영향을 미치는 주요 변수로 나타났다. 주택매매심리지수변동은 미분양 주택량에 강한 음(-)의 영향을 미쳤으며, 이는 소비심리가 개선될수록 주택 수요가 활성화되고 미분양 문제가 완화될 수 있음을 시사한다. 매매가 대비 분양가는 양(+)의 영향을 보였으며, 이는 높은 분양가가 기존 주택 시장과의 경쟁을 심화시켜 미분양 문제를 악화시킬 가능성을 보여준다. 1인당 지역내총생산 변동 역시 강한 음(-)의 영향을 미쳤으며, 이는 지역 경제의 성장 수준이 주택시장 안정에 기여함을 나타낸다. 이러한 결과는 전반적으로 소비심리 개선, 분양가 관리, 지역경제 성장 촉진이 미분양 문제 해결의 핵심이라는 점을 시사한다.

〈표 13〉 패널 결과 비교

변수	주요 영향요인
전체	주택매매심리지수, 매매가 대비 분양가, 1인당 지역내총생산
수도권	주택매매심리지수
5대 광역시	주택매매심리지수, 경제활동인구
기타 지역	주택매매심리지수, 주택구입부담지수, 매매가 대비 분양가, 1인당 지역내총생산

수도권에서는 주택매매심리지수 변동률이 유일하게 유의미한 변수로 나타났으며, 소비심리 개선이 미분양 문제를 완화하는 데 중요한 역할로 작용하는 것으로 나타났다. 이는 수도권 주택시장이 상대적으로 높은 수요와 복잡한 시장 작용으로 인해 소비심리의 영향을 경제변수보다 더 받을 가능성을 나타낸다.

5대 광역시는 주택매매심리지수 및 경제활동인구수 변동이 미분양주택발생 변화에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 그 외의 변수들은 통계적으로 유의미하지 않았다. 5대 광역시에서는 타 지역과 달리 경제활동인구수 변화가 미분양 주택량 변화에 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 유일한 변수로 나타났다. 이는 광역시 지역에서 경제활동인구의 증가가 주택시장 수요를 견인하는 중요한 요소로 작용하는 것으로 보이며, 경제적 활동성과 지역 경제의 성장 수준이 주택시장 안정에 기여함을 나타낸다. 이는 5대 광역시의 미분양 문제 해결을 위해서는 일자리 창출과 연계한 주택공급 정책이 효과적일 수 있음을 나타낸다.

기타지역에서는 주택매매심리지수 변동, 주택

구입부담지수 변동, 매매가 대비 분양가 변동, 1인당 지역총생산의 변동이 미분양주택 문제 해결에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택매매심리지수는 강한 음(-)의 영향을 미쳤으며, 이는 기타지역에서도 부동산 소비심리 개선이 미분양 문제를 완화하는 데 중요한 역할을 한다는 것을 보여준다. 1인당 지역내총생산도 음(-)의 영향을 미치며, 지역 경제성장이 주택 수요를 촉진하고 미분양 문제를 해결할 가능성을 나타냈다.

특히, 기타지역에서는 주택구입부담지수와 매매가 대비 분양가 변동이 미분양 주택 발생에 강한 양(+)의 영향을 나타냈다. 이는 이 지역에서는 경제활동보다 이 지역 소비자의 소득 대비 주택구입 부담 수준, 기본 분양가 대비 신규 분양가 증가가 미분양 주택 발생에 영향을 미치는 핵심 요인으로 작용하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 기타지역의 미분양 문제 해결을 위해서는 지역 주민의 소득 증가 정책과 주택구매 지원책이 필요할 것으로 보인다.

미분양 주택 발생에 영향을 미치는 요인은 지역별로 상이하게 나타나며, 전반적으로 부동산 시장 심리가 모든 지역에서 미분양 감소에 중요한 역할을 하는 것으로 분석되었다. 1인당 지역총생산은 특정 지역에서 미분양을 완화하는 요인으로 나타났다. 경제활동인구 증가는 5대 광역시에서 미분양을 줄이는 핵심 요인으로 작용했으나, 다른 지역에서는 유의한 영향을 보이지 않았다. 주택구매부담지수와 매매가 대비 분양가는 기타지역의 미분양 증가에 중요한 영향을 미쳤다. 따라서, 미분양 문제 해결을 위해서는 부동산 시장 심리 안정화와 함께, 지역별 특성을 반영한 맞춤형 정책 접근이 필수적이며, 경제활동인구 변화, 주택구매 여력, 기존 주택 공급량 등을 종합적으로 고려한 정책 설계가 필요하다. 수도권에서는 주택구입 부동산 매매시장 심리를 개선하는 정책이, 5대 광역시에서는 일자리창출과 같은 경제활동인구의 증가 정책이, 기타지방에서는 주택구매부담과 주택구매지원 정책이 시장심리 개선과 함께 미분양 문제 해소에 기여할 수 있을 것으로 본다.

본 연구는 동일한 변수라 하더라도 지역별로 상이한 영향을 미친다는 점을 보여주고 있다. 이는 단일 요인 중심의 분석으로는 지역별 주택시장 변동을 충분히 설명하기 어려우며, 변수 간 상호작용과 지역 특성을 반영한 정교한 모델 설계가 필요함을 시사한다. 이는 미분양 발생 요인과 특성이 지역별로 다르게 나타날 것이라는 허재완·손성민(2013)의 선행연구 결과에서 나타난 바와 같이 지역별 미분양주택량 발생 특징과 해소정책에 따른 지역별 영향 등을 고려해 필요가 있을 것이다.

주택주택시장에서 미분양 발생에 영향을 미치는 요인들 중 정책적인 요인도 중요한 영향을 미치지만, 이를 계량화하는 데에는 어려움이 있어 본 연구에서는 정책변수가 고려되지 않았다. 또한, 미시적으로 지역별 미분양주택의 영향을 좀 더 세밀히 분석하기 위해 지역 범위를 시군구로 확대하고, 거시적으로 주택 상승기 및 하락기와 같은 주택 경기를 반영한 시계열 분석이 필요하다. 향후 정책변수를 계량화할 수 있는 방안을 모색하고, 지역별, 시기별 미분양주택 발생 및 영향에 대한 추가적인 연구가 이뤄진다면 미분양 주택에 대한 종합적인 연구가 될 것으로 고려된다.

ORCID

양지영 https://orcid.org/0009-0003-4120-3883
이현석 https://orcid.org/0000-0002-7235-3329

참고문헌

1. 국토교통부. (2024). *미분양주택현황.* https://stat.molit.go.kr/portal/main/portalMain.do
2. 국토연구원. (2024). *부동산심리지수.* https://kremap.krihs.re.kr/menu6/SystemIntro?kind=54
3. 김리영, 서원석. (2020). 벡터오차수정모형을 이용한 하위시장별 주택 미분양 영향요인 분석: 경기도와 경상남도의 분양 및 재고시장을 중심으로. *감정평가학 논집, 19*(1), 75-100.
4. 김현재. (2011). 주택가격의 변동성과 결정요인분석. *부동산학보, 47*, 255-269.
5. 박은숙, 최막중. (2015). 분양과 재고아파트 가격의 상호영향에 대한 실증분석. *국토계획, 50*(5), 139-151.
6. 박천규, 김근용, 변세일, 이태리, 황관석, 김태환, 방보람, 김규식, 황명화, 김대진, 제갈영. (2015). *지역 부동산시장의 미시적 동태분석과 정책시뮬레이션 연구 (III).* 국토연구원.
7. 신임철. (2022). *처음 만나는 행동경제학.* 에이콘.
8. 양지영. (2024). 벡터오차수정모형을 이용한 시기별 미분양주택 영향요인 분석. *주택금융연구, 8*(1), 99-131.
9. 이민아, 심교언. (2016). *주택시장소비자 심리가 미분양 발생에 미치는 영향분석*[석사학위논문]. 건국대학교.
10. 임덕호. (2004). 후분양제의 도입 필요성과 도입 방안. *주택연구, 12*(1), 45-70.
11. 임덕호, 박선구. (2010). 신규아파트 분양가격과 중고아파트 매매가격 간의 그랜저 인과관계 분석. *주택연구, 18*(2), 53-71.
12. 정의철. (2010). 소비자심리가 주택시장에 미치는 영향 분석: 주택매매가격을 중심으로. *부동산학연구, 16*(3), 5-20.
13. 주택금융연구원. (2024). *주택구입부담지수.* https://houstat.hf.go.kr/research/portal/main/indexPage.do
14. 주택도시보증공사. (2024). *지역별 ㎡ 당 분양가격.* https://www.khug.or.kr/openapi/web/se/ap/seap000002.jsp
15. 통계청. (2024). *국가통계포털 2024.* https://kosis.kr/index/index.do
16. 한국은행. (2024). *한국은행 경제통계시스템.* https://ecos.bok.or.kr/#/
17. 허재완, 손성민. (2013). 미분양주택 정책의 지역별 효과에 관한 실증분석. *국토계획, 48*(1), 131-147.
18. 행정안전부. (2024). *공공데이터포털.* https://www.data.go.kr/data/15070256/openapi.do
19. 황관석, 김지혜, 이윤상. (2023). *미분양주택 변동원인과 대응방향 연구.* 국토연구원.
20. KB부동산 데이터허브. (2024). *아파트 ㎡당 매매평균가격.* https://data.kbland.kr/kbstats/wmh?tIdx=HT07&tsIdx=aptM2SaleAvgPrice
21. Baltagi, B. H. (2005). *Econmetric analysis of panel data* (3rd ed.). John Wiley & Sons.
22. DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1992). The market for real estate assets and space: A conceptual framework. *Real Estate Economics, 20*(2), 181-198.

논문접수일: 2025년 2월 16일
심사(수정)일: 2025년 3월 21일
게재확정일: 2025년 4월 11일

국문초록

본 연구는 전국 16개 지역의 패널 데이터를 활용해 지역별 미분양주택 발생 요인을 실증적으로 분석하였다. 분석에는 단위당 평균 분양아파트 가격, 단위당 평균 재고주택 가격, 경제활동인구, 대출금리와 같은 기존 경제적 요인뿐만 아니라, 소비자심리지수와 주택구입부담지수를 포함하였다. 분석 결과, 미분양주택 발생 요인은 지역별로 상이하게 나타났으며, 전반적으로 주택매매심리지수가 미분양 감소에 중요한 역할을 하는 것으로 확인되었다. 수도권에서는 주택매매심리지수의 변화가 유일한 유의미한 변수로 나타났으며, 5대 광역시는 주택매매심리지수와 경제활동인구 변화가 미분양 주택량에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 기타 지역에서는 주택매매심리지수, 주택구입부담지수, 매매가 대비 분양가, 1인당 지역내총생산 변동이 유의미한 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 지역별 맞춤형 정책 접근의 필요성을 시사하며, 수도권에서는 부동산 시장 심리 안정화, 5대 광역시는 일자리 창출을 통한 경제활동인구 증가, 기타 지역에서는 주택구매 부담 완화 정책이 미분양 문제 해결에 효과적일 것으로 판단된다.

주제어 : 미분양주택, 패널분석, 지역별 분석