

토지주택연구

Land and Housing Review

Vol. 17 No. 2

064

June 2026

- 1 2030 청년층의 경제적 주거독립 결정요인 추정
황광훈
- 21 청년 직장만족도 결정요인과 권역 간 이동의 조절효과
분석
김민호 · 이현경
- 37 지방소멸 위험의 영향 요인에 대한 공간적 이질성 분석
정윤서 · 임다원 · 이창호
- 57 자가보유 가구의 임차 점유 형태 선택: 학업 성취 수준의
효과를 중심으로
심주희 · 김진엽
- 77 도시 구조와 녹지공간이 지표면온도에 미치는 비선형적
영향 분석: 설명 가능한 기계학습 모형을 활용하여
유소현 · 이동근
- 97 건축설계 미시지표의 공간적 이질성이 아파트 가격에
미치는 영향분석
안장현 · 유정석
- 117 기업형 민간임대주택 입주자의 주거이동 패턴과
이주거리에 미치는 영향 요인 분석
지규현
- 133 코로나 팬데믹에 따른 서울 오피스시장 공실의 시공간
전이효과
김가은 · 서원석
- 151 서울시 모아타운 대상지의 다세대 · 연립주택 매매 및
임대가격 특성과 사업 철회 결정요인 분석
이수정 · 노승한
- 173 일반건축물의 녹색건축인증 전문분야별 점수취득현황 및
분석: 2017~2024년 인증현황을 중심으로
조경주 · 서성모 · 윤요선 · 장대희
- 189 가정용 난방 시스템의 유량 불균형 완화를 위한
다단오리피스 밸런서 개발 및 성능평가
윤영원
- 201 그린리모델링 활성화를 위한 기계학습 기반 EUI 예측
알고리즘 성능 비교 연구
김병민 · 강찬혁 · 정보경 · 임종연 · 최창호 · 권영철
- 213 3D모델의 생애주기 활용을 위한 객체 분할 알고리즘의
정확성 비교 연구
주현철 · 강인석
- 225 해체공사 감리제도 및 감리비 산정체계 개선방안에 관한
연구
김창학

ISSN 2093-8829 (PRINT) | ISSN 2234-1765 (ONLINE)



Land and Housing Research Institute
Korea Land & Housing Corporation

편집위원회

편집위원장

이승일 | 서울시립대 교수

편집위원

강순주 | 건국대 교수

강정규 | 동아대 교수

고진수 | 광운대 교수

권영철 | 한라대 교수

김명인 | LHRI 책임연구원

김성근 | 서울과기대 교수

김용우 | Univ. of Washington 교수

김종진 | 전주대 교수

김태민 | LHRI 수석연구원

김형규 | 홍익대 교수

김형민 | Univ. of Melbourne 교수

김흥순 | 한양대 교수

남영우 | 나사렛대 교수

문성호 | 서울과기대 교수

박윤미 | 서울대 교수

편집부위원장

이명훈 | 한양대 교수

박인권 | 서울대 교수

박진철 | 중앙대 교수

백승철 | 경국대 교수

서원석 | 중앙대 교수

성현곤 | 한양대 교수

송정섭 | 건국대 교수

신병흔 | LHRI 수석연구원

신형섭 | LHRI 수석연구원

오세준 | 평택대 교수

우아영 | 한양대 교수

원재웅 | 경희대 교수

윤갑식 | 동아대 교수

이성찬 | 강남대 교수

이수규 | LHRI 수석연구원

이재경 | 홍익대 교수

이재우 | 목원대 교수

이현정 | 경희대 교수

임준홍 | 충남연구원 선임연구위원

장일한 | 아주대 교수

장재동 | Univ. of Kansas 교수

전상훈 | 충남대 교수

정민희 | 경기대 교수

정재호 | 목원대 교수

조수진 | 서울시립대 교수

조영하 | Univ. of Oxford Brookes 교수

주진철 | 한밭대 교수

지규현 | 한양사이버대 교수

천상현 | 홍익대 교수

최수경 | 한서대 교수

한승훈 | 전남대 교수

토지주택연구

Land and Housing Review

Vol. 17 No. 2 (064) June 2026

CONTENTS

- 1 2030 청년층의 경제적 주거독립 결정요인 추정
황광훈
- 21 청년 직장만족도 결정요인과 권역 간 이동의 조절효과 분석
김만호·이현경
- 37 지방소멸 위험의 영향 요인에 대한 공간적 이질성 분석
정윤서·임다원·이창호
- 57 자가보유 가구의 임차 점유 형태 선택: 학업 성취 수준의 효과를 중심으로
심주희·김진엽
- 77 도시 구조와 녹지공간이 지표면온도에 미치는 비선형적 영향 분석:
설명 가능한 기계학습 모형을 활용하여
유소현·이동근
- 97 건축설계 미시지표의 공간적 이질성이 아파트 가격에 미치는 영향분석
안장현·유정석
- 117 기업형 민간임대주택 입주자의 주거이동 패턴과 이주거리에 미치는
영향 요인 분석
지규현
- 133 코로나 팬데믹에 따른 서울 오피스시장 공실의 시공간 전이효과
김가은·서원석
- 151 서울시 모아타운 대상지의 다세대·연립주택 매매 및 임대가격 특성과
사업 철회 결정요인 분석
이수정·노승한
- 173 일반건축물의 녹색건축인증 전문분야별 점수취득현황 및 분석
: 2017~2024년 인증현황을 중심으로
조경주·서성모·윤요선·장대희
- 189 가정용 난방 시스템의 유량 불균형 완화를 위한 다단오리피스 밸런서
개발 및 성능평가
윤영원
- 201 그린리모델링 활성화를 위한 기계학습 기반 EUI 예측 알고리즘 성능
비교 연구
김병민·강찬혁·정보경·임종연·최창호·권영철
- 213 3D모델의 생애주기 활용을 위한 객체 분할 알고리즘의 정확성
비교 연구
주현철·강인석
- 225 해체공사 감리제도 및 감리비 산정체계 개선방안에 관한 연구
김창학

발행 한국토지주택공사
토지주택연구원
(34047) 대전광역시 유성구
엑스포로 539번길 99

전화 042 866 8531

팩스 042 866 8638

Home <https://lhri.lh.or.kr>

발행인 정창무

인쇄처 (주)에이퍼브
02 2274 3666

인쇄일 2026년 6월 29일

발간일 2026년 6월 30일

저널기획단

심영중 정연우 신병훈 김명인 신형섭
김태민 이수규 박시현 박미규 윤정원
권오준

토지주택연구

Land and Housing Review

Vol. 17 No. 2 (064) June 2026

- 1 Estimating the Determinants of Economic Housing Independence for Young Adults in their 20s and 30s
Kwanghoon Hwang
- 21 Determinants of Job Satisfaction among Young Workers and the Moderating Role of Inter-Regional Mobility
Min-Ho Kim · Hyun-Kyung Lee
- 37 Spatial Heterogeneity in the Determinants of Regional Extinction Risk
Yun-Seo Jung · Da-Won Lim · Changhyo Yi
- 57 Rental Housing Choices Among Homeowners: The Role of Academic Achievement
JuHee Shim · JinYhup Kim
- 77 Nonlinear Effects of Urban Structure and Green Space on Land Surface Temperature: An Explainable Machine Learning Approach
So Hyun Yoo · Dong Kun Lee
- 97 Analysis of the Impact of Spatial Heterogeneity in Architectural Design Micro-Indicators on Apartment Prices
Janghyun An · Jungsuk Yu
- 117 Analysis of Residential Mobility Patterns and Factors Affecting Relocation Distance of Corporate Private Rental Housing
Kyuhyun Ji
- 133 Spatial-Temporal Dynamics of Regional Spillover Effects in Seoul Office Market Vacancies during the Covid-19 Pandemic
Gaeun Kim · Wonseok Seo
- 151 Price Characteristics and Determinants of Project Withdrawal for Row and Multi-Housing in Seoul's Moa-Town
Su-Jeong Lee · Seung-Han Ro
- 173 G-SEED in General Buildings: Category-Level Score Attainment and Analysis, 2017-2024
Kyungjoo Cho · Sungmo Seo · Yosun Yoon · Daehee Jang
- 189 Development and Performance Evaluation of a Multi-stage Orifice Balancer for Mitigating Flow Imbalance in Residential Heating Systems
Young-Won Yun
- 201 A Comparative Study on the Performance of Machine Learning-Based EUI Prediction Algorithms for Promoting Green Remodeling
Byungmin Kim · Chanhyeok Kang · Bokyung Jung · Jongyeon Lim · Changho Choi · Youngcheol Kwon
- 213 A Comparative Study on the Accuracy of Object Segmentation Algorithms for Lifecycle Utilization of 3D Models
Hyun-Chul Joo · Leen-Seok Kang
- 225 A Study on Improving the Demolition Supervision System and Supervision Fee Estimation Framework
Chang-Hak Kim



CONTENTS

2030 청년층의 경제적 주거독립 결정요인 추정

Estimating the Determinants of Economic Housing Independence for Young Adults in their 20s and 30s

황광훈*

Kwanghoon Hwang*

Abstract

This study empirically analyzes the determinants of young adults' economic housing independence using data from the 6th to 14th waves (2012-2020) of the Korea Employment Information Service Youth Panel 2007 cohort. First, an examination of the transition process from non-housing independence to economic housing independence reveals an upward trend in the independence rate to increase over time. This pattern is attributable to life cycle changes, such as income accumulation with age, employment experience, and household formation through marriage. A panel logit model was employed to control for invariant individual characteristics. The analysis results reveal that the likelihood of achieving economic housing independence is higher among women, individuals with higher education levels, the employed, residents of non-metropolitan areas, married individuals, and youths who do not receive financial support from their parents. Conversely, the likelihood of independence is relatively lower among men, those with lower education attainment, residents of metropolitan areas, the unemployed, unmarried individuals, and recipients of family financial support. Furthermore, in the analysis separated by gender, factors related to the basis of economic activity such as age, education level, employment status, and head of household status were identified as common key variables that increase the probability of housing independence. These findings suggest that the economic and housing independence among young adults is not a short-term event, but a process shaped by the complex interplay of structural factors such as the foundation for economic self-reliance, marital status, and housing cost burdens. In particular, the results that stable participation in the labor market and the establishment of an income base are key prerequisites for housing independence. Accordingly, this study proposes that housing support policies aimed at alleviating housing cost burdens be implemented in parallel with policies that strengthen young people's entry into the labor market and employment stability.

Keywords: Youth Panel, Residential Independence, Binary Logistic Regression, Panel Logit Model

1. 서론

최근 20·30대 청년층에서는 결혼을 미루거나 선택하지 않는 비혼 경향이 빠르게 확산되는 것으로 확인된다. 이러한 변화는 개인의 인식이나 가치관의

변화만으로 설명하기는 어렵고, 주거 환경 등 구조적 여건을 포함한 구조적인 요인과 밀접하게 연관되어 있음을 고려해야 한다. 통계청에 따르면 2023년 기준 30대 청년 중 약 54.2%가 부모와 동거하고 있으며, 이는 과거 대비 증가한 수치로 나타났다(통계

*한국고용정보원 부연구위원(hunzzang96@keis.or.kr)

청, 2023).

청년이 독립적인 주거 공간을 마련하고 이를 지속적으로 유지하기 위해서는 상당한 비용과 시간이 필요하다. 이는 현실적으로 쉽고 빠르게 해결되기 어려운 문제이다. 특히, 우리사회에서 점차 사회경제적 불평등이 심화되면서 청년층의 경제적 기반이 점점 약화되고, 취업 여부와는 별개로 안정적인 생활 기반을 유지하기 어려운 청년들이 증가하고 있다.

과거에는 자연스러운 생애과정으로 여겨졌던 결혼이 이제는 개인의 선택으로 인식되고 있으며, 연애, 결혼, 출산에서 시작된 청년층의 포기의 범위가 인간관계 유지나 또는 주택 마련까지 확장되는 양상이 나타나고 있다(황광훈, 2022). 이러한 변화는 결혼과 출산의 강한 상관관계를 고려할 때 저출산 현상을 심화시키는 주요한 요인으로 작용할 가능성이 매우 클 것이다. 또한 청년층의 경제적 주거독립 지연은 단순한 개인 선택이 아니라 노동시장 구조와 주거비 부담의 영향을 받는 구조적 현상으로 이해되고 있다(심재휘 외, 2018; 김진영·이현정, 2020).

이와 동시에 인구 구조와 가구 형태에서도 뚜렷한 변화들이 나타나고 있다. 특히, 청년 1인 독립가구의 증가는 최근 우리 사회에서 주목되는 인구학적 변화 중 하나이다(황광훈, 2023). 청년 1인 독립가구의 증가는 하나의 원인에 의해 발생하였다고 보기는 어렵고, 가치관 변화, 경제적 현실, 주거 환경의 복잡한 변화가 서로 복합적으로 작용한 결과로 이해해야 할 것이다. 개인의 삶에서 자율성과 독립을 중시하는 인식이 확산되면서, 가족과 분리된 독립적 생활 방식이 하나의 삶의 선택지로 받아들여지고 있다.

그러나 청년층 1인 가구의 증가는 단순히 선택의 다양화로만 해석하기 어려운 것으로 보고된다. 경제적 측면에서 보면, 청년 1인 가구는 다인 가구에 비해 소득 수준이 낮고 고용 안정성이 취약한 경우가 많은 것으로 나타났다. 주거비 부담은 상대적으로 크게 작용하며, 장기적인 자산 형성 역시 제한적이다.

특히 서울과 같은 대도시에서는 높은 주택 가격과 임대료로 인해 경제적으로 충분히 준비되지 않은 청년들이 소형 주거 공간을 선택할 수밖에 없는 상황이 반복되고 있다. 소형 아파트, 오피스텔, 셰어하우스와 같은 주거 형태의 확산은 이러한 구조적 제약 속에서 나타난 결과로 볼 수 있다.

청년층의 경제적 주거독립 문제는 니트족과 켄거루족의 증가 현상과도 밀접하게 연결된다. 교육, 직업훈련, 근로 활동에 참여하지 않는 청년이 증가하고 있으며, 취업 이후에도 독립적인 생활을 유지하지 못한 채 부모에게 경제적으로 의존하는 경우도 적지 않다. 이러한 현상은 개인 차원에서는 삶의 만족도 저하와 신체적·정신적 건강 문제로 이어질 수 있으며, 부모 세대에게는 노후 부담을 가중시키는 요인으로 작용할 수 있다. 나아가 사회 전체적으로는 불안정성과 불안족을 확대시키는 구조적 문제로 인식된다.

이러한 맥락에서 청년층의 경제적 주거독립은 단순한 거주 형태의 변화가 아니라, 경제적 자립과 사회적 이동성을 가능하게 하는 핵심 지표로 볼 수 있다. 주거비 상승과 고용 불안정은 청년층의 독립을 지연시키거나 포기하게 만들고, 이는 다시 결혼과 출산의 지연, 1인 가구 증가, 니트족과 켄거루족 확대라는 사회적 현상으로 연결된다. 일부 청년은 개인의 라이프스타일 변화에 따라 자발적으로 1인 가구를 선택하기도 하지만, 불안정한 소득 구조와 높은 주거비 부담으로 인해 독립적인 생활을 지속하기 어려운 경우도 많아 제도적 지원의 필요성이 제기되고 있다.

이러한 변화는 개별 청년층의 문제를 넘어 사회 전반에 영향을 미친다. 저출산·고령화 문제를 가속화하고, 노동시장 내 인력 공급 구조에도 장기적인 부담을 초래할 가능성이 있다. 따라서 청년층의 경제적 주거독립이 어떠한 경제적·사회적 조건에서 이루어지는지를 체계적으로 분석할 필요가 있다. 특히 소득 수준, 고용 형태, 주거비 부담, 가구 배경 등 다

양한 요인이 경제적 주거독립에 미치는 영향을 실증적으로 검토함으로써, 청년층의 현실을 보다 정확하게 이해할 수 있을 것이다.

본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 20·30대 청년층의 경제적 주거독립 결정요인을 분석하고자 한다. 이를 통해 청년층의 주거 선택이 개인의 선호에만 기초한 결과가 아니라 구조적 제약 속에서 형성된 결과임을 밝히고, 청년의 자립을 지원하기 위한 주거 및 고용 정책 설계에 필요한 기초자료를 제공하고자 한다. 궁극적으로는 청년 개인의 삶의 질 향상과 함께 사회의 지속 가능한 발전을 도모하는데 기여하는 것을 연구의 목표로 한다.

또한, 본 연구는 단순한 횡단면 비교가 아니라, 동일 개인을 대상으로 비독립 상태에서 경제적 주거독립 상태로의 '상태전이(transition)'를 분석함으로써, 청년층의 주거독립을 하나의 결과가 아닌 '과정'으로 파악하고자 한다. 이는 기존 연구들이 특정 시점의 독립 여부를 중심으로 분석한 것과 달리, 시간의 경과에 따른 변화와 결정요인을 동시에 고려한다는 점에서 차별성을 가진다.

본 논문의 구성을 정리해보면, 제2장에서는 선행 연구 몇 가지를 간략히 요약·정리하고, 제3장에서는 분석에 사용하는 자료와 분석 방법을 간략히 소개한다. 제4장에서는 실증분석을 실시하고, 그 주요 결과를 요약·제시하고자 한다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 내용을 요약하고, 연구 결과의 함의와 한계점을 맺음말로 정리하도록 한다.

2. 선행연구 검토

경제적 주거독립과 관련된 연구는 대체로 청년층의 경제적 자립, 부모와의 동거 여부, 부모와의 동거와 만족도의 관계, 경제적 자립과 노동시장 성과 간 관계 등을 중심으로 이루어져 왔다. 여기서는 본 연구주제와 관련하여 최근에 연구되어 발표된 몇 가지

선행연구를 아래와 같이 요약·정리하여 검토하고자 한다.

윤주영·조민호(2015)의 연구에서는 청년의 자립 경향 및 직업경험의 효과성을 중심으로 일 학습 병행으로 부모의 경제적인 지원에 의존하지 않는 대학생의 태도가 미취업 기간 및 임금에 미치는 영향을 분석하였다. 청년패널 2007 자료(한국고용정보원, 2025.12.23)를 이용하여 경제적 자립 정도에 따른 첫 취업 여부를 분석하였다. 분석 결과, 부모에게서 용돈을 받지 않은 상태에서 일학습을 병행한 청년층의 경우 그렇지 않은 청년층과 비교하여 첫 취업 가능성이 높게 나타났다. 하지만, 높은 자립경향과 의존경향 간 초기임금 추정에서는 통계적으로 유의미한 차이가 발견되지 않았다. 즉, 일학습을 병행하며 부모로부터 경제적인 지원을 받지 않는 청년층이 취업 및 임금에 긍정적인 결과를 보인 것이다. 또한 학교 졸업 후 미취업 기간이 장기화될 경우 청년층 상당수는 실업의 위험상태에 빠질 수 있기 때문에 정부, 기업, 학교 등이 서로 유기적으로 연계하여 직업탐색기회를 확대할 필요가 있음을 역설하였다. 심재휘 외(2018)의 연구는 한국노동패널 자료를 사용하여 청년층의 경제적 자립 과정을 종단적으로 분석하고, 경제적 자립에 영향을 미치는 요인을 규명하였다. 연구결과에 따르면, 과거에 비해 최근에는 청년층의 경제적 자립이 더욱 어려워졌으며, 경제적 자립을 이룰 가능성은 연령이 높아질수록 증가하는 것으로 나타났다. 출신 대학의 위세가 경제적 자립에 미치는 영향은 미미했지만, 취업자 청년에게 임금수준은 경제적 자립 시점에 결정적 영향을 미치고 있음을 확인하였다.

한다혜 외(2021)의 연구에서는 21차년도 한국노동패널조사 자료를 활용하여 쉐거루족 및 비쉐거루족 가구의 일반적 특성을 기술통계로 분석하고, 집단별 차이 분석을 실시하였다. 분석 결과, 쉐거루족 가구는 자산, 부채, 소득, 평균 지출액 등 모두 많은

것으로 추정되었다. 또한, 켄거루족 가구를 자녀용 돈비중심형, 식비주거비중심형, 교육비중심형, 보건의료비중심형으로 분류 및 유형화하여 분석한 결과, 각각의 유형들은 가구의 인구학적·경제적 특성에서 유의미한 차이를 보였다. 또한 켄거루족 가구를 대상으로 삶의 만족도 차이를 분석한 결과, 자녀용돈비 중심형은 만족도가 높은 반면, 보건의료비 중심형 가구에서는 낮은 만족도를 보였다. 저자들은 본 연구를 통해 켄거루족 가구라 할 지라도 그 가구의 사회적·경제적 특성들에 따라 다른 삶의 질을 보일 수 있음을 밝혀 내었다.

다음으로 조현지·진미정(2023)의 연구에서는 부모와 동거중인 청년층 실태를 살펴보고 개인과 가구가 가지는 특성들을 구분하여 분석하였다. 청년 가구의 상대소득을 기준으로 집단을 분류하고 절대소득만으로는 파악할 수 없는 가족 내 지위와 역할을 추정한 뒤, 집단 간 개인 및 가구 특성과 생활 만족도 차이를 분석하였다. 분석 결과, 무소득 집단은 37%, 가구 내 부분소득 집단은 41%, 가구 내 최소소득 집단은 22%를 차지하였으며, 부모의 낮은 사회경제적 지위가 가구 내 청년 자녀의 높은 상대소득과 관련이 있을 수 있음을 확인하였는데, 특히 가구 내 최대소득 집단은 다른 집단과 비교했을 때 가구 총소득 평균이 가장 낮았고, 한부모 가구 비율과 가구주의 교육수준이 고졸 이하인 비율이 높은 편이었다. 김진영·이현정(2020)의 연구는 독립 거주 청년의 주거 마련 경험과 주거 실태 조사를 통해 청년 독립가구의 주거 문제점을 탐색하였다. 독립 청년들의 경우 출퇴근 문제로 인해 경제적 주거독립을 하였으나 주택 거래 경험 부족 등으로 인해 희망하는 적정 주거를 선택하지 못하는 것으로 나타났다. 특히, 경제적 주거독립 초기 시점에서는 교통 편리성과 직장 근접성만 고려해 주거 선택을 하였지만, 독립 이후에는 공원녹지 환경, 문화시설, 실내 면적 등 다양한 주거 환경적 요소들을 고려하게 됨을 알 수 있었다.

종합하면, 청년층의 경제적 주거독립 결정요인에 관한 연구는 경제적 자립, 노동시장 진입, 가족과의 경제적 관계, 주거 선택 과정과 긴밀하게 연결되어 있다. 이러한 관계를 실증적으로 검토하기 위해서는 청년패널조사를 활용한 분석이 필요하다.

윤주영·조민효(2015)의 연구는 부모의 경제적 지원 없이 일 학습을 병행한 청년층의 경우 첫 취업 가능성이 높다는 점을 확인하였으며, 이는 경제적 자립이 청년층의 경제적 주거독립을 포함한 전반적인 삶의 구조 변화에서 핵심적인 요인임을 시사한다. 또한, 심재휘 외(2018)의 연구에서는 청년층의 경제적 자립이 과거보다 어려워졌으며, 특히 임금 수준이 자립 시기에 결정적인 영향을 미친다는 점을 밝혀내어, 경제적 요인이 경제적 주거독립의 성패를 좌우할 가능성이 높음을 시사하였다. 이러한 연구들은 청년층의 경제적 주거독립이 단순한 개인의 선택이 아니라 노동시장 구조 및 경제적 환경과 밀접한 관련이 있음을 강조하며, 이를 실증적으로 분석하기 위해 청년패널조사와 같은 장기적 패널 데이터를 활용할 필요성을 제기한다. 한편, 가족과의 경제적 관계를 분석한 한다혜 외(2021)와 조현지·진미정(2023)의 연구들은 청년층이 부모와 동거하는 배경이 단순한 경제적 어려움이 아니라 가구의 사회경제적 특성과도 연관되어 있음을 밝혔다. 특히, 부모의 낮은 사회경제적 지위가 자녀의 상대적 경제적 지위와 연결될 가능성이 있음을 지적하며, 이는 청년층의 경제적 주거독립이 개인의 경제력뿐만 아니라 가구 내 소득 구조, 가족 내 역할과도 밀접하게 관련되어 있음을 보여준다. 따라서 청년패널조사를 활용하여 이러한 가구 특성까지 고려한 실증적 분석을 진행한다면, 청년층의 경제적 주거독립 결정요인을 보다 구체적으로 규명할 수 있을 것이다.

또한, 주거 선택 및 환경적 요인과 관련하여 김진영·이현정(2020)의 연구는 독립 청년들이 초기에는 직장 접근성과 교통 편의성을 우선적으로 고려하

지만, 시간이 지나면서 공원녹지, 문화시설, 실내 면적 등 다양한 주거 환경적 요인을 점점 중요하게 고려하게 된다는 점을 밝혀냈다.

3. 연구 방법

3.1 데이터 및 표본

본 연구에서는 한국고용정보원이 정보를 수집하여 제공하고 있는 청년패널¹⁾ 자료를 활용하도록 한다. 청년패널 자료 중 YP2007 코호트의 6~14차(2012~2020년) 자료를 이용하여 청년층의 경제적 주거독립(경제적 독립) 결정요인을 추정한다.

본 연구에서는 앞서 기술한 연구의 목적을 달성하기 위해 2012~2020년까지 각 연도 25~34세로 구성된 청년층 자료를 분석대상 표본으로 구성하였다. 이 기간(9개년)에서는 각 년도를 기준으로 만 25~34세의 연령대를 동일하게 추출할 수 있다. 본 연구에서는 만 25~34세 연령대를 주된 분석대상 연령으로 규정하여 분석한다. 만 15~24세를 분석에서 제외한 이유는, 우리나라의 사회·경제적 특성상 학생이거나 학교 졸업 직후의 청년 다수가 부모와 함께 거주하는 경향이 강하기 때문이다. 또한 남성의 경우 20세 전후 군복무를 경험하는 경우가 많아, 해당 연령대는 경제적 주거독립 여부를 안정적으로 분석하기에 한계가 있다. 물론 관련 법령상 청년의 연령 범위는 제도마다 다를 수 있으나, 본 연구는 청년패널 YP2007 자료에서 2012~2020년 동안 동일한 연령대를 반복적으로 관찰할 수 있고, 동시에 교육 이행과 군복무의 영향을 상대적으로 줄이며, 노동시장 진입과 주거독립 가능성이 본격화되는 시기라는 점에서 25~34세를 분석 대상으로 설정하였다. 또한

청년 관련 다른 정책 조사나 실태 조사 자료와 비교할 때, 청년패널은 동일 개인의 반복 관찰이 가능하여 주거독립의 이행 과정과 시간 경과를 분석하기에 적합하다.

다음으로 부모와의 동거 증인 청년층 중에서 일정 시간이 경과한 후, 경제적 주거독립 청년층으로의 이행(탈출)에 영향을 미치는 요인을 분석하도록 한다. 과연 어떠한 특성을 가진 청년층이 비독립 상태에서 벗어나 경제적 주거독립 상태로 전환되는지, 또한 시간 경과를 달리해서 보면 어떠한 결과가 나타나는지 함께 관찰하도록 하겠다. 이 분석을 위해서는 분석목적에 맞는 데이터를 구축할 필요가 있다.

여기서는 t시점을 기준으로 3년 후인 t+3 시점과 6년 후인 t+6 시점을 중심으로 분석한다. 분석은 $t \rightarrow t+3$, $t \rightarrow t+6$ 시기로 구분하여 수행하며, 각 시점에서의 연령대는 앞서 설정한 기준과 동일하게 25~34세로 구성하였다. 이와 같은 시점 구성을 선택한 이유는 다음과 같다. 먼저, 주거 비독립 상태에서 일정 기간이 경과한 후 경제적 주거독립으로의 이행을 분석하기 위해서는 충분한 표본 규모 확보가 필요하다. 또한 동일한 연령대(25~34세)를 기준으로 시간에 따른 변화를 비교하기 위해서는 관찰 가능한 기간을 설정할 필요가 있으며, 본 자료에서는 최대 6년(t+6)까지의 추적이 가능하다.

따라서 2012~2020년의 전체 자료를 활용하면서 동일 연령대를 유지하고, 시간 경과에 따른 변화를 안정적으로 관찰할 수 있는 분석 구조는 t, t+3, t+6 시점으로 구성하는 것이 적절하다(Table 1). 이러한 구성은 충분한 표본 규모를 확보함과 동시에 표본의 중복을 최소화하여 분석의 일관성을 유지할 수 있다

1) 청년패널조사는 우리나라 청년층의 중고등학교 및 대학(원) 생활, 다양한 사회 및 경제활동, 미취업자의 취업을 위한 다양한 노력과 활동, 직업훈련 및 자격증 경험, 가구배경 등 방대한 기초 자료(정보)를 조사/수집하여 청년고용 촉진 및 실업 개선을 위한 고용정책의 기초자료 및 학문적 연구 발전 기여를 목적으로 매년 실시하고 있다(한국고용정보원, 2025.12.23).

Table 1. Composition of the Sample under Analysis at Periods t, t+3, and t+6

Period t	Period t+3 (3 Years Later)	Period t+6 (6 Years Later)
2012	2015	2018
2013	2016	2019
2014	2017	2020

는 장점이 있다.

3.2 측정변수 및 주요 변수 소개

본 연구에서의 주된 측정변수이자 종속변수는 청년층의 부모로부터의 “경제적 주거독립(경제적 자립) 여부”이다. 본 연구에서의 경제적 주거독립의 의미는 순수한 의미의 경제적 독립만을 측정하는 것이 아니라, 부모와 비동거 상태이면서 조사문항상 경제적으로 독립한 상태로 분류된 경우를 뜻한다.

청년패널조사에서는 경제적 주거독립 여부를 판별하기 위해 아래와 같은 문항을 통해 정보를 수집한다(Table 2). 본 연구에서는 경제적 독립(자립) 여부를 가장 중요한 분류 기준으로 설정하였다. 이에 따라 응답 항목 중 (1)과 (2)는 주거 비독립 청년층으로 규정하고, (3)은 부모로부터 경제적으로 독립한 경제적 주거독립 청년층으로 구분하였다.

실증분석의 경우, 비독립 상태에서 경제적 주거독립 청년층으로 이행하는데 미치는 요인을 추정하기 위해서는 종속변수는 비독립 상태에서 경제적 주거독립 청년층으로 이행한 경우는 ‘1’, 비독립 상태에서 그대로 남아있는 경우는 ‘0’의 값을 부여하였고, 나머지 설명변수들은 성, 연령, 학력, 혼인상태 등의 인적속성 정보와 수도권/비수도권, 부모님 직업, 경제적 지원을 받았는지 여부, 취업/미취업 상태 등을 포함하였다. 추가적으로 취업자 집단을 대상으로 한 경제적 주거독립 분석에서는, 앞서 제시한 변수에 더하여 종사상지위, 기업체 규모, 임금분포 등의 변수를 모형에 포함하였다. 본 연구에서는 앞서 정리

Table 2. Measurement Variables and Survey Questionnaire Items

Are you currently living with your parents?
(1) Currently living together. → Economic and residential non-independence
(2) Temporarily living separately without being economically independent. (Living apart due to reasons such as studies or military service) → Economic and residential non-independence
(3) Currently not living together and is economically independent. (Becoming economically independent through marriage or adulthood) → Economic and residential independence (economic self-reliance)

Source: Korea Employment Information Service (2025. 12.23) (in Korean)

한 선행연구와 비교하여 기본적인 인구학적 특성 뿐만 아니라, 주된 측정변수인 경제적 주거독립 변수와 함께 가구배경(혼인상태, 가구주 여부, 거주지역, 부모 직업) 변수와 취업여부 변수들도 동시에 고려한 연구라 할 수 있다.

3.3 연구모형 및 분석방법

본 연구에서는 청년층의 경제적 주거독립 결정요인을 실증적으로 분석한다. 이를 위해 이항 로지스틱 회귀분석(Binary Logistic Regression)을 사용한다. 일반적으로 회귀분석은 설명변수와 종속변수의 인과관계(종속구조)를 실증적으로 밝혀내는 분석 방법으로 주로 종속변수와 설명변수(통제변수)가 연속적으로 측정되거나 관찰된 경우에 사용한다(황광훈, 2024).

종속변수가 연속형 변수가 아닌 이변량(0과 1)의 값을 가지는 경우에는 로지스틱 회귀분석을 활용할

수 있다. 본 연구에서의 종속변수인 경제적 주거독립은 독립 상태를 1, 주거 비독립 상태 유지를 0으로 구분하는 질적 변수이므로, 로지스틱 회귀모형을 적용하여 실증분석을 수행한다.

한편, 본 연구에서 활용하는 자료는 패널자료이므로 자료의 고유한 특성을 고려한 패널모형 분석이 필요하다. 이에 따라 패널로지모형을 적용하고, 고정효과모형과 임의효과모형의 추정 결과를 함께 제시한다. 패널자료는 횡단면 자료와 시계열 자료의 특성을 동시에 가지므로, 일반적으로 오차항의 동분산성 가정이 위배되거나 자기상관이 존재할 가능성이 높다. 따라서 합동(pooled) 프로빗모형이나 합동로지모형으로 추정할 경우 일치추정량을 얻기 어려운 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제를 보완하기 위해서는 오차항에 포함된 개체별 특성을 고려한 패널모형을 적용할 필요가 있다.

$$y_{it}^* = \alpha_0 + \beta x_{it} + u_i + e_{it}$$

4. 실증분석

4.1 기초통계

분석에 사용된 표본의 평균, 비율, 표준편차 등 주요 특징을 요약하여 정리하면 Table 3과 같다.

앞서 정리한 기초통계와 더불어 주거 비독립 상태에서 경제적 주거독립으로의 이행 확률을 정리할 필요가 있다. Table 4는 인적속성을 중심으로 t3기와 t6기에서의 이행 확률을 분석한 표이다. 먼저 전체 청년층을 보면, t→t3기로 시간이 경과한 후에 경제적 주거독립 상태로 이행한 비율을 보면, 30.0%로 나타났으며, t→t6기로 6년의 시간이 경과한 후에는 52.5%가 경제적 주거독립으로 이행하게 되었다. 물론 시간이 경과하면서 결혼, 취업, 경제적 능력의 향상 등의 다양한 요인으로 인해 경제적 독립(자립)을 이룬 것으로 예측해 볼 수 있다. 이 부분은 이어서

실증분석 결과에서 논의하도록 하겠다. 다음으로 성별에서는 남성보다는 여성의 경제적 주거독립 비율이 조금 높은 것으로 나타났고, 연령에서는 25~29세의 연령대 보다 30~34세 연령대의 경제적 주거독립 이행 비율이 높게 나타났다. 이는 자연스러운 결과라 볼 수 있는데, 연령이 상승할수록 결혼하는 청년층이 늘어나고, 근속기간이 길어지는 취업 청년층은 경제적 능력도 일정부분 상승하게 되기 때문으로 보인다. 학력에서는 고학력자, 지역에서는 비수도권 거주 청년층의 경제적 주거독립 이행 비율이 높은 것으로 확인된다.

4.2 실증분석 결과

Table 5는 t→t3기에서의 경제적 주거독립 결정요인을 추정한 결과이다. 먼저 전체 청년층을 대상으로 한 추정 결과를 살펴보면 다음과 같다. 다른 조건이 일정할 때, 남성은 여성보다 경제적 주거독립 확률이 낮은 것으로 나타났으며, 연령이 증가할수록 경제적 주거독립 이행확률은 높아지는 것으로 확인되었다. 통상적으로 남성의 결혼 연령이 여성보다 상대적으로 높다는 점을 고려하면, 분석대상 표본의 연령이 t시점 기준 25~34세라는 조건에서 여성의 경제적 주거독립 이행확률이 더 높게 나타난 결과는 충분히 해석 가능하다. 다음으로 학력 수준이 높을수록 경제적 주거독립 가능성이 높아지는 것으로 확인되었다. 미혼 청년층의 경제적 주거독립 확률은 낮은 반면, 가구주인 경우에는 경제적 주거독립 확률이 높게 나타났다. 이는 자연스러운 결과로 해석할 수 있다. 이는 가구주인 경우 이미 독립적인 생활을 하고 있거나 자립한 상태일 가능성이 높기 때문이다. 또한 가구주는 주거지를 소유하거나 임차하여 거주하는 경우가 많아 경제적 주거독립이 비교적 자연스럽게 이루어진다. 지역에서는 수도권 거주 청년층이 비수도권 지역의 청년층보다 경제적 주거독립 가능성이 낮았다. 부모 직업 변수에서는 아버지의

Table 3. Basic Statistics

	t → t3 (N=11,647)		t → t6 (N=11,147)		
	Mean, Proportion	Standard Deviation	Mean, Proportion	Standard Deviation	
Housing Independence	0.53	0.50	0.68	0.47	
Living with My Parents(t)	0.63	0.48	0.63	0.48	
Male	0.47	0.50	0.47	0.50	
Age	29.49	2.89	29.48	2.89	
Education Level	High School or Below	0.23	0.42	0.23	0.42
	Junior College Graduate	0.25	0.43	0.25	0.43
	Bachelor's Degree	0.47	0.50	0.48	0.50
	Graduate Degree	0.04	0.20	0.04	0.20
Marital Status (Single)	0.67	0.47	0.67	0.47	
Household Head Status (Head of Household)	0.21	0.41	0.21	0.40	
Region (Seoul Metropolitan Area)	0.52	0.50	0.52	0.50	
Father's Occupation	Clerical & Professional Occupations	0.18	0.39	0.19	0.39
	Service Jobs	0.25	0.43	0.25	0.43
	Construction & Production Occupations	0.36	0.48	0.36	0.48
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.21	0.41	0.21	0.41
Mother's Occupation	Clerical & Professional Occupations	0.07	0.26	0.07	0.26
	Service Jobs	0.21	0.41	0.21	0.41
	Construction & Production Occupations	0.11	0.32	0.11	0.32
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.61	0.49	0.61	0.49
Receiving Financial Support (Yes)	0.13	0.33	0.13	0.33	
Employment Status (Employed)	0.71	0.45	0.71	0.45	

Source: Korea Employment Information Service (2025.12.23) (in Korean)

직업이 사무직 및 전문직인 경우 경제적 주거독립 확률이 높은 것으로 나타난 반면, 어머니 직업은 유의한 결과를 보이지 않았다. 마지막으로 부모로부터 경제적 지원을 받는 청년층은 경제적 주거독립 가능성이 낮은 반면, 취업한 청년층은 미취업 청년층에 비해 경제적 주거독립 가능성이 높게 나타났다.

남성 집단과 여성 집단 등 각 집단별로 구분하여 추정된 결과, 공통적으로 연령이 증가할수록, 가구 주인 경우, 그리고 취업자인 경우 주거 비독립 상태에서 경제적 주거독립 상태로 이행할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 반면 미혼, 수도권 거주, 경제적 지원을 받는 경우는 경제적 주거독립 이행확률이 낮은

Table 4. Transition Probabilities from Housing Dependence to Housing Independence (Unit: %)

t (Housing Dependence)	t → t3		t → t6		
	Housing Dependence / Non-independent Housing	Housing Independence	Housing Dependence / Non-independent Housing	Housing Independence	
Total	70.0	30.0	47.5	52.5	
Gender	Male	71.4	28.6	49.4	50.6
	Female	68.6	31.4	45.6	54.4
Age	Age 25-29	73.1	26.9	49.2	50.8
	Age 30-34	64.9	35.1	44.7	55.4
Education Level	High School or Below	77.6	22.4	59.7	40.3
	Junior College Graduate	70.7	29.3	48.6	51.5
	Bachelor's Degree	67.2	32.8	43.1	56.9
Region	Capital Region	73.0	27.0	49.6	50.4
	Non-capital Region	66.7	33.3	45.3	54.7

Source: Korea Employment Information Service (2025.12.23) (in Korean)

것으로 확인된다. 하지만, 학력에서는 남성에서만 유의한 결과가 도출되었는데, 고학력자들의 경제적 주거독립 가능성이 높게 나타났다.

추정 결과를 종합하면, 여성, 고학력층, 비수도권 거주자, 기혼자, 부모로부터 경제적 지원을 받지 않는 청년, 그리고 취업한 청년층은 주거 비독립 상태에서 경제적 주거독립 상태로 이행할 확률이 높은 것으로 나타났다. 반면, 남성, 저학력층, 수도권 거주자, 미혼자, 부모로부터 경제적 지원을 받는 청년, 그리고 미취업 청년층은 경제적 주거독립 가능성이 낮은 것으로 확인되었다. 여성은 결혼이나 직장 등의 이유로 독립적인 주거 공간이 필요할 가능성이 크며, 고학력자는 안정적인 직업을 통해 경제적으로 자립할 가능성이 높아 경제적 주거독립 확률이 높은 것으로 해석할 수 있다.

반면, 남성은 가족과 거주하는 기간이 길고, 저학

력층은 낮은 소득과 불안정한 일자리로 인해 독립이 어렵다. 수도권 거주자는 높은 주거비 부담으로 인해 독립이 어려울 수 있으며, 미혼자는 결혼 필요성이 낮아 부모와 함께 사는 경우가 많다. 경제적 지원을 받는 청년은 생활비 부담이 적어 독립의 필요성이 낮으며, 미취업 청년층은 일정한 소득이 없어 경제적 주거독립이 어려운 상황이다. 결국, 개인의 경제적 상황, 결혼 여부, 주거비 부담 수준에 따라 경제적 주거독립 가능성이 달라질 것이다. 경제적 자립이 이루어진 계층에서는 독립이 활발한 반면, 경제적 의존도가 높은 계층에서는 독립이 어려운 경향이 나타난다고 볼 수 있다. 추가적으로 단기(t → t3)와 중기(t → t6)를 비교한 결과, 연령, 학력, 취업 여부와 같은 변수는 두 시기 모두에서 일관되게 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 일부 변수(예: 성별, 취업효과)는 시기에 따라 영향력이 달라지는 양

Table 5. Determinants of Housing Independence (Logit Analysis, Total and by Gender): t → t3

		All		Male		Female	
		Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error
Constant		-26.332***	3.397	-23.906***	4.903	-27.298***	4.902
Gender (Ref: Female)		-0.150***	0.056	No	No	No***	No
Age		1.803***	0.236	1.591***	0.339	1.916***	0.343
Age Squared		-0.030***	0.004	-0.027***	0.006	-0.032	0.006
Education (Ref: High School or Below)	Associate Degree	0.158*	0.085	0.117	0.124	0.069	0.122
	Bachelor's Degree	0.356***	0.076	0.731***	0.104	-0.071	0.114
	Graduate Degree	0.657***	0.146	1.265***	0.208	0.032	0.211
Unmarried (Ref: Married)		-1.590***	0.135	-1.077***	0.195	-2.007***	0.198
Household Head (Ref: Household Member)		0.772***	0.104	0.971***	0.133	0.577***	0.175
Capital Region (Ref: Non-capital Region)		-0.260***	0.054	-0.293***	0.077	-0.276***	0.076
Father's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	0.201**	0.082	0.097	0.121	0.309***	0.112
	Construction & Production Occupations	0.103	0.071	0.009	0.105	0.156	0.099
	Unemployed or Not in the Labor Force	-0.148*	0.085	-0.168	0.120	-0.195	0.123
Mother's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	0.028	0.114	-0.013	0.164	0.102	0.159
	Construction & Production Occupations	-0.017	0.105	-0.088	0.159	0.044	0.140
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.020	0.068	0.058	0.101	-0.040	0.094
Receives Financial Support (Ref: No Support)		-0.437***	0.109	-0.384***	0.156	-0.421***	0.158
Employed (Ref: Not Employed)		0.275***	0.087	0.323***	0.133	0.334***	0.120
-2 LogL		8,987.82		4,451.39		4,529.39	
LR Test Statistic		575.08***		374.99***		268.50***	
N		7,359		3,720		3,639	

Note: Asterisks (*, **, ***) indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Table 6. Determinants of Housing Independence (Logit Analysis, by Age Group): t → t3

		Age 25-29		Age 30-34	
		Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error
Constant		0.450	0.319	0.533**	0.225
Gender (Ref: Female)		-0.082	0.073	-0.175**	0.088
Education (Ref: High School or Below)	Associate Degree	0.170	0.111	0.165	0.136
	Bachelor's Degree	0.244**	0.098	0.658***	0.120
	Graduate Degree	0.615***	0.212	0.952***	0.206
Unmarried (Ref: Married)		-1.991***	0.298	-1.464***	0.152
Household Head (Ref: Household Member)		0.907***	0.165	0.784***	0.135
Capital Region (Ref: Non-Capital Region)		-0.298***	0.069	-0.204**	0.085
Father's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	0.193*	0.102	0.166	0.136
	Construction & Production Occupations	0.085	0.091	0.115	0.116
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.079	0.121	-0.293**	0.120
Mother's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	-0.073	0.140	0.202	0.195
	Construction & Production Occupations	-0.127	0.131	0.138	0.174
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.075	0.085	-0.013	0.112
Receives Financial Support (Ref: No Support)		-0.325**	0.136	-0.758***	0.192
Employed (Ref: Not Employed)		0.577***	0.115	-0.089	0.138
-2 LogL		5,374.78		3,558.49	
LR Test Statistic		256.16***		240.38***	
N		4,614		2,745	

Note: Asterisks (*, **, ***) indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

상을 보였다. 이는 경제적 주거독립이 단기적 사건보다는 개인의 인적자본 축적과 노동시장 참여와 같은 지속적 요인의 영향을 받는다는 점을 시사한다.

다음으로 Table 6은 t → t3기에서의 경제적 주거

독립 결정요인을 2개 연령대(25~29세, 30~34세)로 구분하여 각각 집단별로 추정할 결과이다. 공통적으로 나타난 결과를 보면, 4년제 대졸 이상 학력층의 경제적 주거독립 가능성이 높았고, 가구주인 경

우에도 경제적 주거독립 이행 가능성이 높은 것으로 확인되었다. 반면, 미혼, 수도권 거주, 경제적 지원을 받는 청년층의 경우 경제적 주거독립 가능성이 떨어지는 것으로 나타났다. 하지만, 성별에서는 30~34세 연령대에서만 유의한 결과가 나타났는데, 이 연령대에서는 남성의 경제적 주거독립 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 또한 취업 여부 변수에서도 25~29세 연령대에서만 취업한 청년층의 경제적 주거독립 확률이 높게 나타났다.

Table 7은 시간 경과를 더 확장하여 $t \rightarrow t+6$ 기(6년 후)의 경제적 주거독립 결정요인을 추정한 결과이다. 먼저 전체 청년층을 대상으로 한 추정 결과를 살펴보면, 다른 조건이 일정할 때 연령이 증가할수록 경제적 주거독립 확률은 높아지는 것으로 나타났다. 또한 학력 수준이 높을수록 경제적 주거독립 가능성도 높아지는 것으로 확인되었다. 반면 미혼인 경우 경제적 주거독립 확률은 낮았으며, 가구주인 경우에는 경제적 주거독립 가능성이 높게 나타났다. 지역의 경우 수도권 거주 청년층은 비수도권 거주 청년층보다 경제적 주거독립 가능성이 낮았다. 부모 직업 변수에서는 아버지의 직업이 사무직 및 전문직인 경우 경제적 주거독립 이행 가능성이 높은 것으로 나타난 반면, 어머니 직업은 유의한 결과를 보이지 않았다. 마지막으로 부모로부터 경제적 지원을 받는 청년층은 경제적 주거독립 확률이 낮은 반면, 취업한 청년층은 미취업 청년층에 비해 경제적 주거독립 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 다만 성별 변수에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

남성 집단과 여성 집단 등 각 집단별로 구분하여 추정한 결과를 보면, 공통적으로 연령이 증가할수록, 학력 수준이 높을수록, 가구주인 경우, 그리고 취업자인 경우 주거 비독립 상태에서 경제적 주거독립 상태로 이행할 확률이 높은 것으로 나타났다. 반면 미혼, 수도권 거주, 부모로부터 경제적 지원을 받는 경우에는 경제적 주거독립 확률이 낮은 것으로 확인

되었다. 이는 학력이 높을수록 안정적인 직업을 가질 가능성이 높아지고, 이에 따라 경제적으로 자립할 가능성도 커져 독립적인 주거 공간을 마련하는데 유리한 조건이 형성되기 때문으로 해석할 수 있다. 또한 가구주인 경우에는 이미 독립적인 생활을 하고 있거나 가족을 부양할 필요가 있어 경제적 주거독립 상태에 있을 가능성이 높다. 취업자의 경우에는 일정한 소득을 확보함으로써 생활비와 주거비를 부담할 수 있는 능력을 갖추게 되므로 부모로부터 독립할 가능성이 높아지는 것으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 경제적 자립이 경제적 주거독립을 실현하는 핵심 요소임을 시사하며, 노동시장 참여와 소득 안정성이 독립적인 주거 선택에 직접적인 영향을 미친다는 점을 보여준다.

다음으로 Table 8은 $t \rightarrow t+6$ 기의 경제적 주거독립 결정요인을 두 연령대(25~29세, 30~34세)로 구분하여 집단별로 추정한 결과이다. 공통적으로 나타난 추정 결과를 정리하면, 학력 수준이 높을수록 경제적 주거독립 이행확률이 높았고, 가구주인 경우와 취업한 청년층의 경제적 주거독립 가능성도 높은 것으로 확인되었다. 반면 미혼, 수도권 거주, 부모로부터 경제적 지원을 받는 청년층의 경우 경제적 주거독립 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 다만 성별 변수에서는 25~29세 연령대에서만 유의한 결과가 나타났으며, 이 연령대에서는 남성의 경제적 주거독립 가능성이 낮은 것으로 확인되었다.

앞서 분석한 $t \rightarrow t+3$ 기와 $t \rightarrow t+6$ 기의 로짓모형 추정방법은 개인의 미관찰 특성을 충분히 통제하지 못했다는 한계를 지닌다. 따라서 이러한 문제를 보완하기 위해 패널로짓 모형의 추정 결과를 함께 검토할 필요가 있다. 하우스만 검정 결과, 개인의 미관측 이질성과 설명변수 간 독립성이라는 귀무가설이 기각되어 고정효과모형(Fixed Effects Model)이 임의효과모형(Random Effects Model)보다 적합한 모형으로 판단된다.

Table 7. Determinants of Housing Independence (Logit Analysis, Total and by Gender): t → t6

		All		Male		Female	
		Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error
Constant		-23.669***	3.070	-22.150***	4.317	-28.441***	4.561
Gender (Ref: Female)		-0.078	0.052	No	No	No	No
Age		1.677***	0.214	1.497***	0.299	2.091***	0.321
Age Squared		-0.029***	0.004	-0.025***	0.005	-0.036***	0.006
Education (Ref: High School or Below)	Associate Degree	0.233***	0.076	0.110	0.105	0.244**	0.116
	Bachelor's Degree	0.469***	0.067	0.589***	0.090	0.267**	0.107
	Graduate Degree	0.924***	0.147	1.740***	0.247	0.255	0.201
Unmarried (Ref: Married)		-1.024***	0.145	-0.392*	0.203	-1.637***	0.220
Household Head (Ref: Household Member)		0.579***	0.111	0.793***	0.143	0.283	0.187
Capital Region (Ref: Non-Capital Region)		-0.139***	0.050	-0.177**	0.071	-0.130*	0.071
Father's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	0.206***	0.076	0.254**	0.111	0.190*	0.105
	Construction & Production Occupations	0.069	0.066	0.065	0.096	0.044	0.093
	Unemployed or Not in the Labor Force	-0.190**	0.078	-0.187*	0.109	-0.247**	0.114
Mother's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	0.090	0.102	-0.116	0.145	0.331**	0.149
	Construction & Production Occupations	0.128	0.095	0.083	0.141	0.183	0.131
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.031	0.063	0.042	0.091	0.002	0.088
Receives Financial Support (Ref: No Support)		-0.397***	0.093	-0.327**	0.131	-0.411***	0.137
Employed (Ref: Not Employed)		0.308***	0.078	0.316***	0.116	0.341***	0.109
-2 LogL		9,736.75		4,936.08		4,790.57	
LR Test Statistic		458.23***		335.59***		189.48***	
N		7,036		3,561		3,475	

Note: Asterisks (*, **, ***) indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Table 8. Determinants of Housing Independence (Logit Analysis, by Age Group): t → t6

		Age 25-29		Age 30-34	
		Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error
Constant		1.147***	0.355	0.111	0.225
Gender (Ref: Female)		-0.145**	0.065	0.043	0.086
Education (Ref: High School or Below)	Associate Degree	0.193**	0.097	0.313**	0.125
	Bachelor's Degree	0.360***	0.084	0.751***	0.113
	Graduate Degree	0.751***	0.204	1.294***	0.215
Unmarried (Ref: Married)		-1.440***	0.341	-0.894***	0.162
Household Head (Ref: Household Member)		0.663***	0.184	0.521***	0.142
Capital Region (Ref: Non-Capital Region)		-0.164***	0.063	-0.087	0.083
Father's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	0.222**	0.092	0.154	0.135
	Construction & Production Occupations	0.000	0.081	0.189*	0.115
	Unemployed or Not in the Labor Force	-0.113	0.109	-0.212*	0.114
Mother's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	-0.064	0.121	0.421**	0.193
	Construction & Production Occupations	0.081	0.114	0.191	0.171
	Unemployed or Not in the Labor Force	-0.016	0.077	0.154	0.108
Receives Financial Support (Ref: No Support)		-0.449***	0.110	-0.409**	0.177
Employed (Ref: Not Employed)		0.363***	0.096	0.282**	0.134
-2 LogL		6,148.50		3,574.58	
LR Test Statistic		243.09***		168.42***	
N		4,436		2,600	

Note: Asterisks (*, **, ***) indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

아래 결과표(Table 9, Table 10)에는 두 모형의 추정 결과를 모두 제시하였으며, 본문에서는 고정효과 모형의 추정 결과를 중심으로 분석 내용을 정리한다. 전체 청년층을 대상으로 한 추정 결과를 살펴보면,

다른 조건이 일정할 때 연령이 증가할수록 경제적 주거독립 확률은 높아지고, 학력 수준이 높을수록 경제적 주거독립 가능성 역시 증가하는 것으로 나타났다. 또한 가구주인 경우 경제적 주거독립 확률이

Table 9. Determinants of Housing Independence (Panel Logit Analysis, Total Youth Sample)

	Fixed Effects		Random Effects		
	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error	
Gender (Ref: Female)	-	-	-1.102***	0.072	
Age	0.669***	0.079	0.777***	0.055	
Age Squared	-0.008***	0.001	-0.011***	0.001	
Education (Ref: High School or Below)	Associate Degree	0.886*	0.342	0.222**	0.095
	Bachelor's Degree	1.107***	0.217	0.405***	0.084
	Graduate Degree	1.544***	0.394	0.727***	0.169
Unmarried (Ref: Married)	-4.922***	0.141	-6.858***	0.099	
Household Head (Ref: Household Member)	2.806***	0.073	4.585***	0.070	
Capital Region (Ref: Non-Capital Region)	0.237	0.162	-0.248***	0.063	
Father's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	-0.324*	0.176	-0.090	0.094
	Construction & Production Occupations	-0.267*	0.159	-0.015	0.084
	Unemployed or Not in the Labor Force	-0.642***	0.153	-0.627***	0.088
Mother's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	-0.316*	0.189	-0.021	0.115
	Construction & Production Occupations	0.328	0.205	0.422***	0.117
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.056	0.131	-0.079	0.077
Receives Financial Support (Ref: No Support)	-1.067***	0.127	-1.623***	0.101	
Employed (Ref: Not Employed)	0.339***	0.084	0.037	0.066	
Constant	-	-	-10.363***	0.844	
LR-chi2/Wald-test	15,222.86***		7,771.37***		
Number of Obs	29,492		75,972		

Note: Asterisks (*, **, ***) indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

높은 것으로 확인되었다. 반면 미혼 상태의 청년층은 경제적 주거독립 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 부모 직업 변수에서는 아버지와 어머니 모두 사무직

및 전문직에 종사하는 경우 경제적 주거독립 확률이 낮은 것으로 나타났으나, 그 영향력은 크지 않은 것으로 확인되었다. 또한 부모로부터 경제적 지원을

Table 10. Determinants of Housing Independence (Panel Logit Analysis, by Gender)

		Male				Female			
		Fixed Effects		Random Effects		Fixed Effects		Random Effects	
		Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error	Estimate	Standard Error
Age		0.392***	0.115	0.323***	0.076	0.833***	0.110	0.653***	0.076
Age squared		-0.004**	0.002	-0.004***	0.001	-0.011***	0.002	-0.009***	0.001
Education (Ref: High School or Below)	Associate Degree	1.750***	0.536	0.147	0.127	0.144	0.459	0.291**	0.125
	Bachelor's Degree	0.920***	0.309	0.445***	0.108	1.144***	0.317	0.554***	0.116
	Graduate Degree	1.183**	0.527	1.011***	0.216	1.489**	0.598	0.539**	0.231
Unmarried (Ref: Married)		-3.253***	0.191	-3.974***	0.114	-5.590***	0.209	-8.264***	0.146
Household Head (Ref: Household Member)		3.112***	0.102	4.737***	0.089	2.509***	0.107	4.833***	0.103
Capital Region (Ref: Non-capital Region)		0.538**	0.245	-0.205**	0.084	-0.020	0.221	-0.169**	0.084
Father's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	-0.394	0.263	0.001	0.130	-0.285	0.243	-0.221*	0.126
	Construction & Production Occupations	-0.482**	0.235	-0.052	0.115	-0.055	0.223	-0.058	0.112
	Unemployed or Not in the Labor Force	-0.451**	0.229	-0.688***	0.120	-0.858***	0.212	-0.677***	0.119
Mother's Occupation (Ref: Service Jobs)	Clerical & Professional Occupations	-0.278	0.277	-0.047	0.156	-0.268	0.261	0.041	0.157
	Construction & Production Occupations	0.437	0.300	0.173	0.164	0.295	0.286	0.696***	0.154
	Unemployed or Not in the Labor Force	0.217	0.191	-0.080	0.105	-0.053	0.187	-0.093	0.104
Receives Financial Support (Ref: No Support)		-0.948***	0.209	-1.528***	0.180	-1.069***	0.166	-1.420***	0.130
Employed (Ref: Not Employed)		0.905***	0.151	1.164***	0.125	0.213**	0.107	0.078	0.085
Constant		-	-	-7.138***	1.153	-	-	-7.628***	1.161
LR-chi2/Wald-test		7,318.44***		3,910.14***		8,046.68***		4,403.56***	
Number of Obs		14,201		36,128		15,291		39,844	

Note: Asterisks (*, **, ***) indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

받는 청년층은 경제적 주거독립 가능성이 낮은 반면, 취업한 청년층은 미취업 청년층에 비해 경제적 주거독립 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 고학력자의 경우 안정적인 직업을 가질 가능성이 높아 경제적 자립이 용이하며, 이에 따라 독립적인 주거를 마련할 수 있는 능력이 크기 때문으로 해석할 수 있다. 또한 기혼자의 경우 배우자와 함께 거주할 공간이 필요하므로 자연스럽게 독립하게 되며, 가정을 형성하면서 주거 안정성을 확보하려는 경향이 반영된 결과로 볼 수 있다.

다음으로 성별에 따라 집단을 구분하여 추정한 결과를 보면, 남녀 모두에서 공통적으로 연령이 증가할수록, 학력 수준이 높을수록, 가구주인 경우, 그리고 취업자인 경우 경제적 주거독립으로의 이행확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 연령이 증가할수록 독립적인 생활에 대한 필요성이 커지고, 학력이 높을수록 안정적인 직업을 가질 가능성이 높아져 경제적 자립이 용이해지기 때문이다. 또한 가구주인 경우 이미 독립 가구를 형성한 상태이며, 취업자는 일정한 소득을 통해 자립할 수 있는 경제적 기반을 갖추고 있어 부모로부터 독립하여 거주할 가능성이 상대적으로 높은 것으로 해석된다.

종합하면, 고학력층, 기혼자, 부모로부터 경제적 지원을 받지 않는 청년층, 그리고 취업한 청년층은 경제적 주거독립 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서 제시한 Table 4~Table 7의 로짓모형 분석 결과($t \rightarrow t+3$ 기, $t \rightarrow t+6$ 기)와 전반적으로 일관된 경향을 보인다.

5. 요약 및 시사점

본 연구는 한국고용정보원의 청년패널2007 코호트 6~14차(2012~2020년) 자료를 활용하여 청년층의 경제적 주거독립 결정요인을 추정하였다. 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 주거 비독립 상태에서 경제적 주거독립으로의 이행 확률을 분석한 결과, 시간이 경과할수록 경제적 주거독립으로 이행하는 비율이 증가하는 경향이 확인되었다($t \rightarrow t+3$: 30.0%, $t \rightarrow t+6$: 52.5%). 이러한 변화는 결혼, 취업, 소득 축적 등 생애주기적 요인이 누적된 결과로 해석된다. 또한 여성의 이행률이 남성보다 높았으며, 연령별로는 25~29세보다 30~34세에서 독립 이행 비율이 더 높은 것으로 나타났다. 아울러 학력 수준이 높고 비수도권에 거주하는 청년층일수록 경제적 주거독립 이행확률이 높은 것으로 확인되었다.

둘째, $t \rightarrow t+3$ 기 및 $t \rightarrow t+6$ 기에서 경제적 주거독립 결정요인을 추정한 결과, 여성, 고학력층, 비수도권 거주자, 기혼자, 부모로부터 경제적 지원을 받지 않는 청년, 그리고 취업한 청년층은 경제적 주거독립으로 이행할 확률이 높은 것으로 나타났다. 반면, 남성, 저학력층, 수도권 거주자, 미혼자, 부모로부터 경제적 지원을 받는 청년, 그리고 미취업 청년층은 경제적 주거독립 가능성이 낮은 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 여성의 경우 결혼이나 직장 등의 요인으로 독립적인 주거 공간에 대한 필요성이 높고, 고학력자는 안정적인 직업을 통해 경제적 자립이 용이하기 때문으로 해석할 수 있다. 또한 비수도권 거주자는 상대적으로 낮은 주거비 부담으로 인해 독립이 용이하며, 기혼자는 배우자와 함께 생활할 주거 공간이 필요하기 때문에 경제적 주거독립이 필수적으로 나타난다. 반면 수도권 거주자는 높은 주거비 부담으로 인해 독립이 제약될 수 있으며, 미혼자는 결혼을 통한 독립의 필요성이 상대적으로 낮아 부모와 동거할 가능성이 높다. 또한 부모로부터 경제적 지원을 받는 청년층은 독립의 필요성이 낮은 반면, 미취업 청년층은 안정적인 소득이 부족하여 독립적인 주거를 마련하기 어려운 것으로 해석된다. 결과적으로 경제적 주거독립 가능성은 개인의 경제적 여건, 결혼 여부, 주거비 부담 수준 등에 따라 차별적으

로 나타나며, 경제적 자립 수준이 높을수록 독립이 촉진되는 경향이 확인되었다.

셋째, 개인의 미관측 특성을 통제한 패널로짓 모형의 추정 결과에서도 고학력층, 기혼자, 부모로부터 경제적 지원을 받지 않는 청년층, 그리고 취업한 청년층은 경제적 주거독립 가능성이 높은 것으로 나타났다. 또한 성별로 집단을 구분한 분석에서도 공통적으로 연령이 증가할수록, 학력 수준이 높을수록, 가구주인 경우, 그리고 취업자인 경우 경제적 주거독립으로의 이행확률이 높은 것으로 확인되었다. 이는 고학력자의 경우 안정적인 직업을 통해 경제적 자립이 용이하고, 기혼자는 가구 형성에 따라 독립적인 주거가 필요하며, 취업자는 일정한 소득 기반을 바탕으로 독립적인 생활을 유지할 수 있기 때문으로 해석된다. 나아가 경제적 자립이 이루어진 청년층일수록 부모와의 동거보다 독립적인 생활을 선택할 가능성이 높다는 점도 확인되었다.

청년의 경제적 주거독립은 시간의 경과에 따라 자연스럽게 증가하는 경향이 있으며, 이 과정에서 개인의 인적 특성·경제적 여건·지역적 주거비 수준 등 다양한 요인이 영향을 미친다는 점이다. 특히 $t \rightarrow t_3$ 기와 $t \rightarrow t_6$ 기에서 경제적 독립 비율이 높아진 것은 연령 증가에 따른 소득 축적, 결혼 여부 변화, 취업 여부 등 시간의 흐름과 함께 변하는 생활 단계가 주거독립을 촉진한다는 일반적 경향을 보여준다. 또한 여성, 고학력자, 비수도권 거주자, 경제적 지원을 받지 않는 취업자, 기혼자의 경우 비교적 독립 가능성이 높은 반면, 남성, 저학력자, 수도권 거주자, 경제적 지원을 받는 미취업자, 미혼자는 독립 가능성이 낮는데, 이는 경제적 자립 수준과 결혼 여부, 주거비 부담 등이 독립을 결정하는 실질적 조건으로 작용함을 시사한다. 이러한 결과는 특정 집단의 우열을 의미하기보다는, 경제적·생활 여건의 차이가 주거독립의 시점과 속도를 달리 만든다는 일반적 현상을 보여주는 것으로 해석할 수 있다.

그리고, 본 연구에서 확인된 구조적 요인은 크게 세 가지로 구분된다. 첫째, 인적자본 요인으로서 학력 수준과 연령은 경제적 주거독립 가능성을 지속적으로 증가시키는 요인으로 작용하였다. 둘째, 노동 시장 요인으로서 취업 여부와 고용 안정성은 독립의 핵심 조건으로 확인되었다. 셋째, 제도 및 환경 요인으로서 수도권 여부는 높은 주거비 부담을 통해 독립을 제약하는 구조적 요인으로 작용하였다.

또한 패널 자료를 활용해 개인의 관측되지 않은 특성을 통제한 분석에서도 주요 요인의 방향성이 유지된다는 점은, 경제적 주거독립이 일시적 요인보다는 구조적·지속적 요인의 영향을 받는 현상임을 뒷받침한다. 성별을 나누어 분석해도 연령·학력·취업 여부 등에서 유사한 경향이 나타난 것은, 개인의 경제 활동 참여와 생활 주기 변화가 주거독립에 일관된 영향을 미친다는 점을 보여준다. 결과적으로 본 연구는 청년의 주거독립을 이해하기 위해서는 개별 특성뿐 아니라 경제적 자립 여건, 결혼 여부, 지역 주거비 부담 등 다양한 맥락을 함께 고려할 필요가 있음을 제시한다. 이러한 시사점은 향후 청년 주거정책이나 지원 프로그램을 설계할 때, 경제활동 기반과 주거비 부담 완화가 독립 여건에 중요한 요소가 될 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 학술적 기여를 가져올 것으로 기대한다. 첫째, 본 연구는 청년층의 주거독립을 단순한 현상 서술이 아니라 “비독립 상태에서 독립 상태로의 이행(transition)”으로 분석하였다는 점에서 기존의 단면 비교 연구와 차별성이 있음을 강조하였다. 둘째, 동일 개인을 반복 관찰하는 패널 자료를 활용하여 단기($t \rightarrow t_3$)와 중기($t \rightarrow t_6$) 이행을 비교함으로써, 시간이 경과함에 따라 어떤 요인이 지속적으로 작동하는지 확인하였다. 셋째, 단순 로짓뿐 아니라 패널 로짓모형을 통해 개인의 미관측 이질성을 통제한 뒤에도 주요 변수의 방향성이 유지됨을 보임으로써, 청년 주거독립이 일시적 사건보다

구조적 요인과 관련됨을 제시하였다. 넷째, 연령대별·성별 분리 분석을 통해 동일한 청년층 내부에서도 독립 이행의 조건이 다르게 작동할 수 있음을 보완적으로 제시하였다.

다만, 본 연구의 결과가 소득효과를 직접 추정한 결과가 아니라 소득과 관련될 수 있는 간접 지표를 활용한 분석의 한계를 가지고 있다. 또한 종속변수가 청년 주거현실의 다양한 유형을 충분히 포착하지 못하는 제한적 개념이다. 후속연구에서는 개인소득, 자산, 임대료, 주택가격, 부모 자산, 전·월세 보증금 지원 여부 등 보다 직접적인 경제변수를 포함하고 다양한 유형을 포착할 수 있는 데이터를 활용하는 방안을 검토하도록 하겠다.

참고문헌

- 김진영·이현정(2020), “청년의 독립주거 마련과 경험에 관한 탐색적 연구”, 『한국생활과학회지』, 29(6): 1017~1034.
- 심재휘·이명희·김경근(2018), “누가 쉐어러족이 되는가: 청년층의 경제적 자립 격차 분석”, 『한국교육학연구』, 24(4): 29~53.
- 윤주영·조민효(2015), “대학생 경제적 자립경향이 미취업 기간과 초기 임금에 미치는 영향 분석”, 『정책분석평가학회보』, 25(1): 165~192.
- 조현지·진미정(2023), “나도 ‘쎬거루족’인가?: 부모와 동거하는 청년의 가구 내 상대소득 유형별 특성과 생활 만족도”, 『가정과 삶의질 연구』, 41(3): 81~93.
- 통계청(2023), 『한국의 사회동향 2023』, 대전.
- 한다혜·김소연·김난도(2021), “쎬거루족 가구의 소비패턴 유형화와 가구주의 삶의 만족도에 관한 연구”, 『소비문화연구』, 24(4): 173~203.
- 황광훈(2022), “수도권 및 비수도권 청년층의 주거특성 및 주거특성에 미치는 영향요인 분석”, 『LHI Journal』, 13(3): 21~38.
- 황광훈(2023), “청년층의 주거 및 취업특성이 결혼의향에 미치는 영향”, 『LHI Journal』, 14(1): 1~16.
- 황광훈(2024), “청년층의 창업 현황 및 창업 선택·유지기간 결정요인 분석”, 『기술금융연구』, 13(3): 1~32.
- 한국고용정보원(2025.12.23), “청년패널조사(YP2007) 2012~2020”, 고용조사분석시스템, <https://survey.keis.or.kr/>.
Korea Employment Information Service (2025.12.23), “Youth Panel 2007 (YP2007)”, 2012~2020, Employment Survey Analysis System, <https://survey.keis.or.kr/> (in Korean).

요약

본 연구는 한국고용정보원 청년패널2007 코호트의 6~14차(2012~2020년) 자료를 활용하여 청년층의 경제적 주거독립 결정요인을 실증적으로 분석하였다. 먼저 주거 비독립 상태에서 경제적 주거독립으로의 이행 과정을 살펴본 결과, 시간 경과에 따라 독립 비율이 증가하는 경향이 확인되었으며, 이는 연령 상승에 따른 소득 축적, 취업 경험의 확대, 결혼을 통한 가구 형성 등 생애주기 변화와 관련된 것으로 해석된다. 패널로지 모형을 적용하여 개인의 불변 특성을 통제된 분석 결과, 여성, 고학력자, 취업자, 비수도권 거주자, 기혼자, 그리고 경제적 지원을 받지 않는 청년층일수록 경제적 주거독립 가능성이 높은 것으로 나타났다. 반면, 남성, 저학력자, 수도권 거주자, 미취업자, 미혼자, 그리고 가족으로부터 경제적 지원을 받는 경우에는 독립 가능성이 상대적으로 낮았다. 또한 성별을 구분한 분석에서도 연령, 학력, 취업 여부, 가구주 여부 등 경제활동 기반과 관련된 요인들이 공통적으로 주거독립 가능성을 높이는 핵심 변수로 확인되었다. 이러한 결과는 청년의 경제적 주거독립이 단기적 사건이 아니라 경제적 자립 기반, 결혼 여부, 주거비 부담 등 구조적 요인이 복합적으로 작용하는 과정임을 시사한다. 특히 안정적인 경제활동 참여와 소득 기반의 형성이 주거독립의 주요 선행조건임을 확인할 수 있다. 이에 따라 본 연구는 청년의 노동시장 진입과 고용 안정성을 강화하는 정책과 함께, 주거비 부담 완화를 위한 주거지원 정책이 병행될 필요가 있음을 정책적 함의로 제시한다.

주제어: 청년패널, 주거독립, 이항 로지스틱 회귀분석, 패널로지모형

청년 직장만족도 결정요인과 권역 간 이동의 조절효과 분석*

Determinants of Job Satisfaction among Young Workers and the Moderating Role of Inter-Regional Mobility

김민호** · 이현경***

Min-Ho Kim** · Hyun-Kyung Lee***

Abstract

This study investigates the determinants of job satisfaction among young workers in Korea and examines how these relationships vary with inter-regional labor mobility. Using data from the Korean Youth Panel Survey (2007-2020) and applying an ordered panel logit model with random effects, the analysis categorizes labor mobility into non-movers (metropolitan and non-metropolitan) and inter-regional movers, specifically non-metropolitan out-migrants (those moving from non-metropolitan to metropolitan areas) and non-metropolitan in-migrants (those moving from metropolitan to non-metropolitan areas). The results indicate that wages, job content, working conditions, welfare benefits, interpersonal relations, career development, and future prospects are positively associated with job satisfaction, with job content exerting the strongest effect across all models. The moderation analysis reveals differences by direction of migration. For non-metropolitan out-migrants, the association with job content is relatively stronger. For non-metropolitan in-migrants, working conditions exhibit a comparatively stronger effect. Overall, the relative importance of specific job attributes differs between migrant and non-migrant groups. These findings suggest that youth employment policies should move beyond wage-centered approaches and instead emphasize improvements in job quality and working conditions, particularly in non-metropolitan regions.

Keywords: Labor Mobility, Young Workers, Job Satisfaction, Moderating Effect, Balanced Regional Development

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

Doeringer and Piore(1971)는 이중노동시장 이론을 통해 노동시장이 안정적인 고용과 높은 임금을 제공하는 1차 노동시장과 고용이 불안정하고 낮은 임금을 특징으로 하는 2차 노동시장으로 구조적으로 분절됨을 제시하였다. 우리나라의 경우 기업 규모 및 분포

가 수도권과 비수도권 간 뚜렷한 차이를 보인다. 2025년 기준 1,000대 기업 중 731개가 수도권에, 269개가 비수도권에 위치하고 있다(통계청, 2025.12.13). 손경현·김의준(2025)은 이러한 수도권 내 기업집적 심화가 수도권과 비수도권 간 임금 수준, 고용 안정성 등 노동시장 구조의 차이를 심화시키는 요인으로 작용함을 지적하였다. 이는 양질의 고용 기회가 수도권에 집중됨에 따라, 수도권과 비수도권 간 1차 노동시장 접

*본 논문은 대한민국·도시계획학회 2025년 추계학술대회 발표논문을 수정·보완하였음.

**동의대학교 도시공학과 석사(주저자: ynminhokim@naver.com)

***동의대학교 도시공학과 조교수(교신저자: lhk@deu.ac.kr)

근성의 격차가 심화되고 있음을 시사한다.

이러한 권역 간 노동시장의 비대칭성을 고려할 때 청년층의 권역 간 이동은 단순한 공간 이동이 아니라 상이한 노동시장으로의 진입으로 이해할 수 있다. 「국내인구이동통계」에 따르면 2020~2025년 동안 비수도권 청년(19~34세) 중 연평균 22만 명이 수도권으로 이동한 반면, 수도권에서 비수도권으로 이동한 청년 규모는 연평균 15만 명으로 나타났다. 통계청(2025)이 청년층의 주요 이동 사유로 '선호하는 일자리 부족'을 제시하고 있음을 미루어 볼 때, 수도권으로 편중된 청년층의 권역 간 이동은 수도권과 비수도권 간 고용 기회와 고용 환경의 차이를 방증한다.

노동이동은 일반적으로 기대임금, 근로조건 등을 비교하여 이루어지는 경제적 선택으로 이해된다(Sjaastad, 1962; Harris and Todaro, 1970). 개인은 지역 간 임금 수준과 고용 안정성의 차이를 고려하여 이동을 결정하며, 이러한 선택 과정에는 개인의 기대 수준이 반영된다(Borjas, 1987). 따라서 비수도권에 청년의 정착과 유입을 유도하기 위해서는 단순한 일자리 공급 확대를 넘어, 비수도권 노동시장에 대한 정책적 보완이 필요하다. 이를 위해서는 권역 간 노동시장의 구조적 차이가 개인의 기대와 직장 평가 기준에 어떠한 영향을 미치는지 분석할 필요가 있다.

특히 수도권으로의 이동과 비수도권으로의 이동은 단순한 공간적 변화를 넘어 서로 상이한 구조를 가진 노동시장으로의 진입이라는 점에서 구별될 필요가 있다. 앞서 언급하였듯이 수도권과 비수도권은 기업 규모, 임금 수준, 고용 안정성, 고용 환경 등 노동시장 조건에서 구조적 차이를 보인다. 이러한 차이는 이동 방향에 따라 직장에 대한 선호와 기대가 상이할 수 있음을 시사한다. 즉, 이동 방향에 따라 직장만족도의 형성 양상 또한 다르게 나타날 수 있다.

선행연구는 크게 노동이동의 결정요인을 분석한 연구와 직장만족도의 결정요인을 분석한 연구로 구분된다. 노동이동 결정요인 연구는 지역노동시장 여건과 산업구조, 임금 격차 등을 중심으로 이동의 원인을 설명하며 노동이동을 구조적 격차에 대한 반응으로 해석하였다(송창현·임업, 2023; Olney and Thompson, 2024; 이태·안준홍, 2023). 그러나 선행 연구는 이동의 발생 여부에 초점을 두었을 뿐, 이동 방향에 따른 직장만족도 결정요인의 영향력 차이를 분석한 연구는 거의 없는 실정이다. 직장만족도 연구(Kim et al., 2024; 배호중·양은모, 2023; Zhang et al., 2023)는 임금, 고용 안정성, 근로환경 등의 영향을 규명하였으나, 노동이동 경험을 분석 틀에 포함하지 않아 이동 맥락에 따른 효과 차이는 충분히 실증되지 못하였다. 종합적으로 선행연구는 권역 간 이동 방향을 충분히 고려하지 못하였으며, 이에 따라 비수도권 노동시장의 정책적 보완을 위한 시사점을 도출하는 데에는 한계가 있다.

따라서 본 연구의 목적은 수도권과 비수도권 간 노동시장 구조의 비대칭성을 고려하여, 청년층의 권역 간 노동이동 여부와 방향에 따른 직장만족도 결정구조의 차이를 분석하는 데 있다. 이를 위해 비수도권 이동집단과 수도권 잔류집단, 수도권 이동집단과 비수도권 잔류집단으로 집단을 구분하여 집단 간 직장만족도 결정구조 차이를 분석한다. 이를 바탕으로 수도권과 비수도권 간 노동시장 구조적 차이 속에서 청년층의 직장만족도 형성 과정을 규명하고, 더 나아가 비수도권 청년의 지역 정착을 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구의 시간적 범위는 한국청년패널조사(1)가

1) 청년패널조사(YP2007)는 청년층의 노동시장 진입 과정을 파악하기 위해 2007년부터 동일 표본을 추적한 종단면 조사이다. 2021년 이후 조사는 표본 노후화에 대응한 신규 코호트 구축 및 문항 전면 개편으로 이전 차년도 데이터와 시계열 단절이 존재한다(한국고용정보원, 2025.10.17).

동일한 설문 체계를 유지한 2007년부터 2020년까지로 설정하였다. 2021년 이후 조사에서는 주요 설문 문항 구성이 변경되어 시계열적 일관성을 확보하기 어려운 점을 고려하였다. 공간적 범위는 노동시장 격차가 구조적으로 나타나는 수도권과 비수도권으로 설정하였다.

제2장에서는 선행연구를 고찰하여 기존 연구와의 차별점을 도출한다. 제3장에서는 직장만족도에 영향을 미치는 요인과 노동이동 여부 및 방향성을 고려한 분석체계를 제시한다. 제4장에서는 제시된 분석체계를 바탕으로 청년 직장만족도의 영향요인과 노동이동 여부 및 방향에 따른 차이를 실증적으로 분석한다. 마지막으로 제5장에서는 연구 결과를 종합하여 정책적 시사점과 연구의 한계를 제시한다.

2. 선행연구

2.1 선행연구 고찰

노동이동에 관한 선행연구는 주로 지역노동시장 여건, 산업구조 등 거시적·구조적 요인을 중심으로 이동의 배경을 설명해 왔다. 송창현·임업(2023)은 고용률과 산업구조를 고려한 다층모형 분석을 통해 고용 여건이 열악한 지역일수록 청년층의 직업이동 가능성이 높아짐을 제시하였다. 김태기(2018)는 산업구조 전환 과정에서 노동이동이 활발함을 제시하였으며, Olney and Thompson(2024)과 Monras(2018)는 주택가격 상승과 지역경제 충격이 노동이동을 촉진하는 요인으로 작용함을 도출하였다. 이러한 선행연구는 노동이동을 지역 간 구조적 격차에 대한 반응으로 설명하였다는 점에서 의의가 있으나, 근로조건과 같은 미시적 요인에 대한 개인 수준에서의 인식 및 평가는 충분히 다루지 못했다.

이에 따라 최근 일부 연구는 개인의 근로 조건에 주목하여, 노동이동을 규명하고자 하였다. 이태·안준홍(2023), 황광훈(2022a)은 노동시장 분절구조

를 기준으로 상향 이동 패턴을 분석하여 임금과 복지 수준이 높은 기업으로의 이동 경향을 확인하였다. 최광성 외(2018)는 비수도권에서 수도권으로 이동한 집단에서 유의한 임금상승 효과가 나타남을 제시하였다. 황광훈(2022b)은 초기 직무 경험이 이후 노동이동에 영향을 미친다는 점을 밝혀 노동이동을 개인의 경력 형성과 연결하였다. 선행연구는 권역 간 이동 방향을 고려하여 노동이동 경향을 확인했다는 점에서 의의가 있으나, 주로 노동이동에 따른 임금 수준 차이에 초점을 두어 근로환경, 직무 적합성, 고용안정 등 다양한 질적 고용 조건을 포괄적으로 반영하지 못하였다. 또한 직장만족도와 같은 결과 변수의 형성 구조까지는 설명하지 못한 한계가 있다.

한편, 직장만족도 연구는 임금수준을 넘어 직무 적합성, 직업가치, 고용형태 등 개인 수준 요인을 중심으로 분석이 이루어졌다. 우혜정 외(2018), 김혜숙·길혜지(2017), 정도범(2018)은 직무 일치, 고용형태, 학력 등이 직장만족도에 유의한 영향을 미친다고 제시하였다. 또한 배호중·양은모(2023), Zhang et al.(2023)은 통근 부담이 직장만족도를 저하시킨다는 점을 실증하였다. 강운경 외(2020), 박소영·정혜원(2019)은 직장만족도와 이직 간 관계를 분석하였다. 선행연구는 직장만족도의 결정요인을 규명했다는 점에서 의의가 있다. 그러나 권역 간 노동이동 경험이나 이동 방향이 고려되지 않아, 권역 간 노동시장 구조 차이를 완화하기 위한 실증적 근거로 활용하는 데에 한계가 있다.

종합하면 노동이동 연구는 이동의 발생 원인을, 직장만족도 연구는 만족도의 결정요인을 규명하는 데 집중해 왔다. 그러나 이동 여부와 방향성, 그리고 직무 경험 요인을 결합하여, 이동 유형에 따라 직장만족도 결정구조가 어떻게 달라지는지를 분석한 연구는 상대적으로 부족하였다. 특히 수도권과 비수도권 간 구조적 노동시장 격차를 고려한 분석은 미흡한 실정이다. 따라서 본 연구는 임금 수준, 근로환경, 고

용안정, 업무내용 등 개별 직무 요인의 상대적 영향력이 이동 유형에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

2.2 선행연구와의 차별성

본 연구는 기존 노동이동 및 직장만족도 연구에서 나타난 한계를 보완하고자 하며, 다음과 같은 세 가지 차별성을 가진다.

첫째, 기존 연구가 권역 간 노동이동을 단순한 이동 여부(0,1)로 구분하거나, 이직 경험 여부 중심으로 분석한 데 비해, 본 연구는 노동이동을 노동시장 구조의 변화 여부에 따라 구분하였다. 구체적으로 노동이동을 '이동 없음(수도권/비수도권)'과 '권역 간 이동(비수도권 → 수도권, 수도권 → 비수도권)'으로 구분하여, 노동시장 구조의 전환에 초점을 두었다.

둘째, 기존 선행연구는 이동 여부와 직장만족도 수준을 각각 독립적으로 분석하고 있었다. 즉, 노동이동의 원인을 밝히거나 직장만족도가 노동이동을 유발하는지를 중심으로 논의하였으며, 직장만족도 결정요인의 효과가 이동 경험에 따라 달라질 수 있다는 구조적 관점은 충분히 고려되지 않았다. 본 연구는 노동이동 여부를 조절변수로 설정하여, 임금, 고용안정 등 직장만족도 결정요인이 이동 여부에 따라 상이하게 작용하는지를 실증적으로 검증하고자 한

다. 이때 이동의 방향성 또한 고려함으로써 권역 간 노동시장 구조 차이 또한 반영하고자 한다. 이는 이동에 따른 만족도의 수준 변화가 아니라, 이동 집단과 잔류 집단의 결정구조의 차이를 분석한다는 점에서 기존 연구와 차별된다.

셋째, 기존 연구는 전국 단위를 제시하거나 특정 산업에 국한된 분석에 머무르는 경우가 많아, 수도권과 비수도권 간 노동시장 구조 차이를 직접적으로 비교·분석하지 못한 한계가 있다. 본 연구는 수도권과 비수도를 공간적 범위로 설정하고 전산업을 대상으로 하여 노동시장의 거시적 특성을 살펴보고자 한다. 지역 간 노동시장 위계 구조 속에서 청년층의 직장만족도 형성을 파악함으로써, 수도권과 비수도권 간 노동시장 구조 차이에 대한 이해를 심화하고 비수도권 청년의 지역 정착을 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

3. 분석방법

3.1 연구흐름

본 연구의 흐름을 도식화한 모형은 아래 Fig. 1과 같다.

본 연구는 고용조사분석시스템(한국고용정보원, 2025.10.17)에서 제공하는 청년패널조사(2007-2020년, 14개년) 자료를 활용한다. 아래 Table 1과 같이

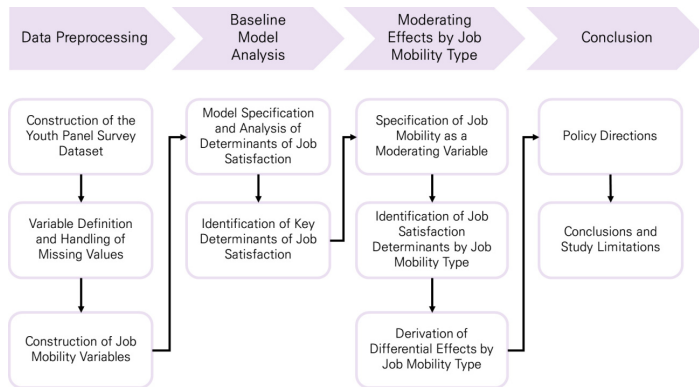


Fig. 1. Research Flow

Table 1. Variable Definitions

Category		Description	Prior Studies
Dependent Variable	Job Satisfaction	Overall satisfaction with the current job	Bae and Yang (2023) (in Korean), Kim (2023) (in Korean), among others
	Wage	Level of wage compensation	Hwang et al. (2022a) (in Korean), Woo et al. (2018) (in Korean), among others
	Job Security	Level of employment stability	Hwang et al. (2022a) (in Korean), Woo et al. (2018) (in Korean), among others
	Job Content	Quality of job tasks (major-related)	Bae and Yang (2023) (in Korean), Woo et al. (2018) (in Korean)
	Self-development	Opportunities for self-development at work	Choi et al. (2018) (in Korean), Woo et al. (2018) (in Korean)
Independent Variables	Work Environment	Physical working conditions of the office/workplace	Bae and Yang (2023) (in Korean), Zhang et al. (2023), Kim et al. (2024)
	Interpersonal Relationships	Communication and interpersonal relationships with colleagues	Bae and Yang (2023) (in Korean), Woo et al. (2018) (in Korean)
	Welfare Benefits	Level of welfare benefits provided by the workplace	Bae and Yang (2023) (in Korean), Kim et al. (2024), Woo et al. (2018) (in Korean)
	Career Prospects	Degree to which the job is perceived as promising, creative, and challenging	Bae and Yang (2023) (in Korean), Choi et al. (2018) (in Korean), Woo et al. (2018) (in Korean)
	Accessibility	Proximity and commuting distance to the workplace	Bae and Yang (2023) (in Korean), Zhang et al. (2023), Woo et al. (2018) (in Korean),
Control Variables	Gender	0 = Male, 1 = Female	
	Education	0 = High school or less, 1 = College, 2 = University, 3 = Graduate school or above	Bae and Yang (2023) (in Korean), Kim (2023) (in Korean), Hwang et al. (2022a) (in Korean), Park and Jung (2019) (in Korean)
	Firm Size	0 = Small (1-49), 1 = Medium (50-99), 2 = Mid-large (100-999), 3 = Large (1,000+)	
	Firm Type	0 = Private, 1 = Public	Bae and Yang (2023) (in Korean), Kim (2023) (in Korean), Hwang et al. (2022a) (in Korean), Park and Jung (2019) (in Korean)
	Financial Crisis	0 = Pre-2008 period, 1 = 2008 and after	
	Minimum Wage Change	0 = Pre-2016 period, 1 = 2016 and after	
Moderating Variable	Job Mobility Type	0 = No mobility (non-metropolitan), 1 = Non-metropolitan → Non-metropolitan, 2 = Non-metropolitan → Metropolitan, 3 = Metropolitan → Non-metropolitan, 4 = Metropolitan → Metropolitan, 5 = No mobility (metropolitan)	Kim (2023) (in Korean), Park and Jung (2019) (in Korean)

Note 1: All variables are measured on a five-point scale (1 = very dissatisfied, 5 = very satisfied).

Note 2: Based on 14 panel waves; multicollinearity was tested using GVIF. Final variables were selected accordingly.

종속변수는 직장만족도이며, 독립변수는 임금, 고용 안정, 업무내용, 자기계발 등이 있다. 노동이동 유형은 개인 ID를 기준으로 연도별 사업체 소재지 변동 여부를 반영하여 구성하고 이를 조절변수로 설정하였다. 개인 특성을 통제하기 위해 성별, 최종학력 등 6개의 통제변수를 설정하였으며, 장기 패널자료의 특성을 고려하여 2008년 글로벌 금융위기 이후와 2016년 이후 최저임금 인상과 같은 구조적 정책 변화를 반영한 변수를 추가하였다. 분석에 사용되는 데이터 개수는 총 36,062개이며, 개인 ID를 기준으로 2년 이상 응답자(4,993명)를 대상으로 순서형 패널로지분석을 진행하였다.

2단계에서는 전체 청년의 직장만족도에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위해 기본모형을 설정하였다. 본 연구의 종속변수인 직장만족도는 1점에서 5점까지의 순서형 척도로 측정되었다. 순서형 변수는 범주 간 간격이 동일하다고 가정할 수 없기 때문에 일반적인 선형회귀모형 대신 순서형 로짓모형을 적용하였다(전영현·안병일, 2016).

본 연구는 동일 개인을 반복 관측한 장기 패널자료를 활용하므로 개인별 이질성과 시간에 따른 반복 구조를 고려할 필요가 있다. 이에 따라 개인 수준의 확률효과를 포함한 순서형 패널 로짓 기본모형을 설정하였으며, 모형은 식 (1)과 같다.

$$P(y_{it} \leq j) = \frac{\exp(\mu_j - X'_{it}\beta - \alpha_i)}{1 + \exp(\mu_j - X'_{it}\beta - \alpha_i)} \quad (1)$$

여기서 y_{it}^j 는 개인 i 의 t 시점 직장만족도, j 는 만족도 수준(1, 2, ~ 5), μ_j 는 각 만족도 구간의 경계값(cut-point), x_i' 독립변수 벡터(예: 임금수준, 복지등), β 는 회귀계수, α_i 는 개체별 확률효과를 의미한다.

3단계에서는 노동이동 유형을 조절변수로 설정하여 이동 유형에 따른 조절 효과를 검증한다. 본 연구는 직장만족도 결정요인과 직장만족도 간의 관계가 노동이동 유형에 따라 유의하게 달라지는지를 검증하고자 한다.

노동이동 유형을 조절변수로 설정한 조절효과 모형은 아래 식 (2)와 같다. 여기서 Z_{it}^N 는 조절변수를 의미하며, N 은 노동이동 유형, r 은 조절효과를 의미한다.

$$P(y_{it} \leq j) = \frac{\exp(\mu_j - (X_{it}\beta + (X_{it} \times Z_{it}^N)r) - \alpha_i)}{1 + \exp(\mu_j - (X_{it}\beta + (X_{it} \times Z_{it}^N)r) - \alpha_i)} \quad (2)$$

노동이동 유형은 아래 Table 2와 같이 개인 ID를 기준으로 연도별 사업체 규모, 사업체 유형 및 소재지 변동 여부를 통해 노동이동 변수를 설정하였다. 구체적으로 사업체의 소재지, 유형, 규모 모두 변동이 없는 경우를 ‘이동없음(수도권/비수도권)’으로 정의하였다. 다음으로 소재지 변화는 없으나 사업체의 유형 또는 규모에 변동이 있는 경우를 ‘권역 내 이동(수도권/비수도권)’으로 정의하였다²⁾. 마지막으로 사업체 소재지가 서로 다른 권역으로 이동한 경우, 이동 방향에 따라 ‘비수도권 유입’과 ‘비수도권 유출’로 구분하였으며 Table 3과 같이 조절 효과 모형을 구성하였다. 마지막 4단계에서는 분석 결과들도 대로 수도권과 비수도권 간 노동시장 구조 차이를 이해하고, 이를 고려하여 비수도권 청년 유입 및 유출 완화를 위한 정책 방향을 제시한다.

3.2 연구가설

본 연구는 선행연구 고찰을 바탕으로 세 가지 가설을 설정하였다.

2) 본 연구는 권역 간 노동시장 구조 전환 효과에 초점을 두고 있기에 권역 간 이동 집단을 분석 대상으로 하였다. 동일 권역 내 이동 집단은 구조적 환경 변화를 경험했다고 보기 어려우므로 분석 대상에서 제외하였다.

Table 2. Construction of Job Mobility Variables

Job Mobility Type	Origin	Destination	Change in Firm Location	Change in Firm Type	Change in Firm Size
No Mobility (Metropolitan)	Metropolitan	-	×	×	×
No Mobility (Non-Metropolitan)	Non-Metropolitan	-			
Within-Region Mobility (Metropolitan)	Metropolitan	Metropolitan	×	○	○
Within-Region Mobility (Non-metropolitan)	Non-Metropolitan	Non-Metropolitan			
Non-Metropolitan Inflow	Metropolitan	Non-Metropolitan	○	-	-
Non-Metropolitan Outflow	Non-Metropolitan	Metropolitan			

Table 3. Model Specification

Category	Reference Group	Comparison Group
Non-Metropolitan Outflow Model	No Mobility (Non-Metropolitan)	Non-Metropolitan → Metropolitan
Non-Metropolitan Inflow Mode	No Mobility (Metropolitan)	Metropolitan → Non-metropolitan

첫 번째 가설은 ‘비수도권 유출 집단과 비수도권 잔류 집단 간 업무내용 요인이 직장만족도에 미치는 영향이 차이가 있을 것이다’로 설정하였다. 이는 산업구조와 고용 여건의 차이가 노동이동을 유발하며 (송창현·임업, 2023; 김태기, 2018), 노동시장 분절 구조 속에서 직무 기회와 성장 가능성에 대한 기대 수준이 집단 간 상이하게 형성될 수 있기 때문이다 (이태·안준홍, 2023).

두 번째 가설은 ‘비수도권 유출 집단과 비수도권 잔류 집단 간 임금 요인이 직장만족도에 미치는 영향이 차이가 있을 것이다’로 설정하였다. 이는 노동시장이 임금 수준 측면에서 구조적으로 분절될 수 있으며(Doeringer and Piore, 1971), 경제적 보상이 노동이동의 주요 선택 기준이라는 점에서, 이동집단과 잔류집단 간 임금에 대한 평가 기준에 차이가 존

재할 수 있기 때문이다.

세 번째 가설은 ‘비수도권 유입 집단과 수도권 잔류 집단 간 근로환경 요인이 직장만족도에 미치는 영향이 차이가 있을 것이다’로 설정하였다. 이는 근로환경이 직장만족도에 유의한 영향을 미치는 요인으로 확인되어 왔으며(배호중·양은모, 2023; Zhang et al., 2023), 비수도권은 수도권에 비해 산업시설, 근무환경, 작업 여건 등 물리적 근로환경 수준에서 상대적으로 불리한 조건에 놓일 가능성이 있다. 수도권에서 비수도권으로 이동한 집단은 근로환경 수준의 변화를 직접적으로 체감한 집단으로, 이에 따라 근로환경 요인이 직장만족도에 미치는 영향이 집단 간 상이하게 나타날 수 있다.

네 번째 가설은 ‘비수도권 유입 집단과 수도권 잔류 집단 간 복지 요인이 직장만족도에 미치는 영향이

차이가 있을 것이다'로 설정하였다. 이는 복지 수준이 직장만족도의 주요 결정요인으로 제시되어 왔으며(우혜정 외, 2018; 김혜숙·길혜지, 2017), 수도권 비수도권에 비해 기업규모 및 제도적 복지 수준에서 우위에 있는 노동시장 구조를 보이기 때문이다. 따라서 수도권에서 비수도권으로 이동한 집단은 복지 수준의 차이를 경험할 가능성이 있으며, 이러한 경험이 수도권 잔류 집단과 차이를 발생시킬 수 있다.

4. 분석결과

4.1 기초통계량

청년층의 직장만족도 및 관련 변수에 대한 기초통계 결과는 아래 Table 4와 같다. 전체 표본의 평균 직장만족도는 3.66점으로 파악되었으며, 업무내용(3.71)과 고용안정(3.71), 근로환경(3.62) 등 직무 관련 요인은 상대적으로 높은 값을 나타냈다. 반면 임금(3.38)과 장래성(3.47)은 다른 요인에 비해 낮은 수준을 보여, 경제적 보상과 경력 전망에 대한 만족도가 상대적으로 제한적임을 시사한다.

권역별 비교 결과, 수도권 집단의 평균 직장만족도는 3.69점으로 비수도권 집단(3.62점)보다 다소 높은 수준을 보였다. 세부 항목에서도 임금, 업무내용, 고용안정, 복지 등 경제적·제도적 요인 전반에서 수도권이 비수도권보다 높은 평균값을 기록하였다. 특히 임금은 수도권이 3.43점, 비수도권이 3.32점으로 확인되어 권역 간 노동시장 보상 구조의 차이가 존재함을 보여준다. 이는 수도권과 비수도권 간 노동시장 조건의 격차가 실재하며 이는 직장만족도 수준의 차이로 연결될 가능성을 시사한다.

비수도권 집단은 인간관계와 고용안정 등 일부 요인에서는 비교적 안정적인 수준을 유지하였으나, 장래성과 임금 등 성장 전망 및 경제적 보상과 관련된

변수에서는 상대적으로 낮은 값을 보였다. 이는 비수도권 노동시장이 일정 수준의 고용 안정성을 확보하고 있음에도 불구하고, 경력 축적과 보상 체계 측면에서는 상대적으로 제약된 구조를 가지고 있을 가능성을 보여준다.

비수도권 유출 집단은 임금과 업무내용에서 비수도권 잔류 집단보다 높은 평균을 보였으나, 고용안정과 인간관계 등 일부 비임금 요인에서는 유사한 수준을 나타냈다. 반면 비수도권 유입 집단은 수도권 잔류 집단과 비교할 때 전체 만족도와 임금 수준에서는 낮은 평균을 보였으나, 근로환경과 장래성 항목에서는 유사하거나 일부 항목에서 상대적으로 높은 값을 나타냈다.

한편 집단 간 표본수는 잔류 집단이 상대적으로 큰 비중을 차지하는 반면, 권역 간 이동 집단은 표본 규모가 제한적이다. 이에 따라 집단 간 평균 비교는 기술통계적 수준에서 해석하였으며, 후속 조절효과 분석에서는 개인 단위로 군집화한 표준오차(clustered standard errors)를 적용하여 반복 관측과 집단 간 표본 규모 차이에 따른 표준오차 과소추정 가능성을 보완하였다.

종합하면, 수도권 집단은 경제적·비경제적 요인 전반에서 다소 높은 평균값을 보였으나, 이러한 차이는 기술통계에 근거한 단순 수준 비교에 불과하다. 따라서 이동 유형이 직무 요인과 직장만족도 간 관계를 조절하는지 여부는 후속 모형 분석을 통해 검증할 필요가 있다.

4.2 기본모형

기본모형 분석 결과는 아래 Table 5와 같다. 모형의 적합도를 나타내는 McFadden R²(3)은 0.3246으로 양호한 수준을 보였다. 또한 통제변수만을 포함한 모형의 로그우도는 -33,935.82였으나, 독립변수

3) McFadden R²는 우도비 기반의 의사결정계수(pseudo R²)로, 추정 모형의 로그우도(log-likelihood)를 절편만 포함한 모형과 비교하여 모형의 설명력을 평가하는 지표이다. 일반적으로 0.2~0.4 범위는 양호한 적합도로 해석된다(McFadden, 1974).

Table 4. Descriptive Statistics

Category	Non-Metropolitan			Metropolitan			Overall Mean	
	Total	No Mobility	Outflow	Total	No Mobility	Outflow		
Number of Observations	28,252	22,958	268	7,810	6,242	236	6,010	
Job Satisfaction	3.62 (0.66)	3.61 (0.66)	3.64 (0.60)	3.70 (0.60)	3.69 (0.61)	3.61 (0.71)	3.66 (0.64)	
Job Content	3.66 (0.69)	3.65 (0.69)	3.69 (0.68)	3.76 (0.66)	3.75 (0.67)	3.63 (0.71)	3.71 (0.68)	
Wage	3.30 (0.81)	3.29 (0.80)	3.39 (0.77)	3.45 (0.77)	3.43 (0.78)	3.27 (0.87)	3.38 (0.79)	
Self-Development	3.49 (0.75)	3.48 (0.75)	3.61 (0.71)	3.61 (0.72)	3.60 (0.73)	3.55 (0.74)	3.57 (0.73)	
Interpersonal Relationships	3.68 (0.67)	3.68 (0.67)	3.69 (0.59)	3.75 (0.61)	3.75 (0.62)	3.64 (0.65)	3.71 (0.64)	
Welfare Benefits	3.62 (0.71)	3.62 (0.71)	3.66 (0.65)	3.73 (0.67)	3.73 (0.68)	3.56 (0.74)	3.66 (0.69)	
Work Environment	3.57 (0.71)	3.55 (0.71)	3.62 (0.68)	3.68 (0.66)	3.66 (0.67)	3.56 (0.74)	3.62 (0.69)	
Job Security	3.66 (0.75)	3.65 (0.75)	3.69 (0.76)	3.76 (0.73)	3.75 (0.72)	3.64 (0.72)	3.71 (0.74)	
Career Prospects	3.44 (0.91)	3.45 (0.90)	3.39 (0.87)	3.62 (0.82)	3.62 (0.81)	3.33 (1.00)	3.47 (0.89)	
Accessibility	3.44 (0.91)	3.45 (0.90)	3.39 (0.87)	3.62 (0.82)	3.62 (0.81)	3.33 (1.00)	3.47 (0.89)	
Gender	Male	44.9%	42.5%	52.6%	45.6%	43.7%	43.6%	45.8%
	Female	55.1%	57.5%	47.4%	54.4%	56.3%	56.4%	54.2%
Education	High School or Less	18.8%	21.3%	14.2%	15.8%	16.4%	15.7%	15.8%
	College	26.3%	27.6%	24.6%	28.8%	29.4%	29.2%	27.4%
	University	49.4%	46.8%	54.9%	52.4%	51.8%	48.3%	51.8%
	Graduate School or Above	5.5%	4.2%	6.3%	3.0%	2.4%	6.8%	5.0%
Firm Size	Small (1-49)	58.3%	61.8%	54.1%	57.5%	61.0%	55.9%	52.4%
	Medium (50-99)	13.6%	10.4%	13.4%	14.9%	11.2%	14.4%	15.7%
	Mid-Large (100-999)	22.3%	20.0%	20.9%	21.6%	20.2%	20.3%	22.7%
	Large (1,000+)	9.5%	7.8%	11.6%	8.2%	7.6%	9.3%	9.2%
Firm Type	Private	85.2%	88.0%	83.6%	81.6%	85.7%	78.0%	81.7%
	Public	14.8%	12.0%	16.4%	18.4%	14.3%	22.0%	18.4%

Note: Independent variables are reported as means with standard deviations in parentheses, while control variables are reported as percentages.

를 포함한 최종모형의 로그우도는 -21,267.19로 크게 개선되었다. 두 모형 간 우도비 검정 결과 통계적

으로 유의한 차이가 확인되어, 직무 관련 요인의 차이가 모형 적합도를 유의하게 향상시킨 것으로 나타

Table 5. Results of the Baseline Model

Category		Coefficient	Standard Error	P-value	Odds Ratio	GVIF
Independent Variables (Reference: Very Dissatisfied)	Job Content	1.30***	0.02	0.00	3.66	1.30
	Wage	0.86***	0.02	0.00	2.36	1.28
	Self-Development	0.67***	0.02	0.00	1.96	1.40
	Interpersonal Relationships	0.46***	0.02	0.00	1.58	1.26
	Welfare Benefits	0.38***	0.02	0.00	1.47	1.28
	Work Environment	0.35***	0.02	0.00	1.42	1.35
	Job Security	0.34***	0.02	0.00	1.41	1.23
	Career Prospects	0.25***	0.02	0.00	1.28	1.39
	Accessibility	0.10***	0.02	0.00	1.10	1.22
Gender (Reference: Male)	Female	0.05*	0.03	0.08	1.05	1.02
Education (Reference: High School or Less)	College	-0.20***	0.04	0.00	0.82	1.02
	University	-0.18***	0.04	0.00	0.84	
	Graduate School or Above	-0.14*	0.08	0.08	0.87	
Firm Size (Reference: Small Firms)	Medium (50-99)	0.02	0.05	0.73	1.02	1.03
	Mid-Large (100-999)	0.00	0.04	0.91	1.00	
	Large (1,000+)	-0.07	0.05	0.20	0.93	
Firm Type (Reference: Private)	Public	0.25***	0.04	0.00	1.29	1.06
Job Mobility Type (Reference: Within-Region Mobility (Metropolitan))	Within-Region Mobility (Non-Metropolitan)	0.07	0.05	0.16	1.08	1.02
	Non-Metropolitan Outflow	0.10	0.17	0.53	1.11	
	Non-Metropolitan Inflow	-0.11	0.17	0.53	0.90	
	No Mobility (Non-Metropolitan)	0.07	0.04	0.07	1.07	
	No Mobility (Metropolitan)	-0.07	0.08	0.41	0.93	
Year Dummy	Financial Crisis	-0.25	0.05	0.00	0.78	1.01
	Minimum Wage Change	-0.32	0.06	0.00	0.73	
McFadden R ²				0.3246		
Log-Likelihood				-21267.19		
Degrees of Freedom				29		

Note 1: * p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

Note 2: Values between 0.2 and 0.4 indicate a good model fit (McFadden, 1974).

났다. GVIF⁴⁾ 검정 결과 모든 변수의 값이 2 미만으로 확인되어 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단된다. 이는 패널 순서형 로짓모형 적용의 타당성을 지지하는 결과로 볼 수 있다.

분석 결과, 가장 큰 영향력을 보인 변수는 업무내용(오즈비 3.66)이었다. 이는 다른 조건이 일정할 때 업무내용 만족도가 한 단위 증가할 경우 상위 만족도 범주에 속할 오즈가 약 3.66배 증가함을 의미한다. 이러한 결과는 청년층이 임금이나 고용안정과 같은 경제적 요인뿐 아니라 직무의 질적 요소가 상대적으로 높은 영향력을 갖고 있음을 시사한다.

임금(2.36)과 고용안정(1.41) 역시 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보였다. 이는 노동시장 진입 초기 단계에 있는 청년층에게 경제적 보상과 고용 안정성이 여전히 핵심적인 만족도 결정요인임을 보여준다. 자기계발(1.96), 인간관계(1.58), 복지(1.47), 근로환경(1.42), 장래성(1.28), 접근성(1.10) 또한 모두 유의한 정(+)의 영향을 나타냈으며, 직장만족도가 경제적·비경제적 요인이 결합된 다차원적 구조를 갖는다는 점을 확인하였다. 이러한 결과는 기존 선행 연구(배호중·양은모, 2023; 우혜정 외, 2018)와 대체로 일관된 방향을 보인다.

통계변수 중에서는 최종학력이 음(-)의 계수로 나타나, 학력이 높을수록 기대수준과 실제 직무 경험 간 괴리로 인해 만족도가 상대적으로 낮아질 가능성을 시사하였다. 또한 공공부문 근로자는 민간부문 대비 유의하게 높은 만족도를 보였는데, 이는 공공부문의 고용 안정성과 제도적 복지 체계와 관련된 결과로 해석할 수 있다.

종합하면, 기본모형은 청년층 직장만족도가 업무내용을 중심으로 임금, 고용안정, 성장 가능성 및 조직 환경 요인이 복합적으로 작용하는 구조를 갖는다는 점을 확인하였다. 특히 노동이동 변수는 통계적

으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 이동 여부 자체 보다는 직무 요인의 영향 구조가 중요한 설명 요인일 가능성을 시사한다.

4.3 노동이동 조절효과 분석

본 연구는 이동 방향에 따른 효과 차이를 검정하기 위해 두 개의 조절모형을 아래 Table 6과 같다. 비수도권 유출 모형은 비수도권 잔류 집단을 기준으로 비수도권 유출 집단을 상호작용항으로 포함하였으며, 비수도권 유입 모형은 수도권 잔류 집단을 기준으로 비수도권 유입 집단을 상호작용항으로 포함하였다. 또한 권역 간 이동 집단의 표본 규모가 상대적으로 작아 유의성 왜곡 가능성을 완화하기 위해 개인 단위 군집화 표준오차를 적용하였다. 분석 결과, 기본모형과 마찬가지로 업무내용, 임금, 자기계발, 인간관계 등 주요 요인은 모든 모형에서 유의한 정(+)의 영향을 유지하였다.

비수도권 유출모형에서는 업무내용과 복지 요인의 교호항이 기본 추정에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 비수도권에서 수도권으로 이동한 집단에서 해당 요인의 만족도 효과가 잔류 집단과 달리 작용할 가능성을 보여준다. 이에 따라 가설 1은 채택되었다. 다만 개인 단위 클러스터 표준오차를 적용할 경우 업무내용 교호항의 유의성이 약화되어, 해당 효과는 통계적 강건성이 충분하다고 보기는 어렵다. 반면 임금 및 고용안정 요인의 교호항은 통계적으로 유의하지 않다가설 2는 기각되었다.

비수도권 유입모형에서는 근로환경 요인의 교호항이 기본 추정에서 유의하게 나타났다. 이는 수도권에서 비수도권으로 이동한 집단에서 근로환경 요인의 영향력이 잔류 집단과 차별적으로 작용함을 의미한다. 이에 따라 가설 3은 채택되었다. 클러스터 표준오차를 적용한 경우에도 1% 유의수준에서

4) GVIF는 다중공선성을 진단하기 위한 지표로, 다범주 변수를 포함한 모형에서 설명변수 간 선형 상관관계의 정도를 평가한다. 일반적으로 GVIF 값이 3미만이면 다중공선성 문제가 크지 않은 것으로 판단한다.

Table 6. Results of the Moderation Analysis

Category	Non-Metropolitan Outflow Model			Non-Metropolitan Inflow Model			
	Coefficient (Standard Error)	Odds Ratio	Cluster P	Coefficient (Standard Error)	Odds Ratio	Cluster P	
Independent Variables	Job Content	1.24 (0.03)***	3.46		1.25 (0.06)***	3.48	
	Wage	0.83 (0.03)***	2.28		0.92 (0.05)***	2.50	
	Self-Development	0.61 (0.03)***	1.84		0.73 (0.06)***	2.07	
	Interpersonal Relationships	0.50 (0.03)***	1.64		0.23 (0.06)***	1.26	
	Welfare Benefits	0.39 (0.03)***	1.47		0.23 (0.05)***	1.25	
	Work Environment	0.35 (0.03)***	1.42		0.20 (0.06)**	1.22	
	Job Security	0.32 (0.03)***	1.38		0.33 (0.05)***	1.39	
	Career Prospects	0.19 (0.03)***	1.21		0.34 (0.06)**	1.41	
	Accessibility	0.09 (0.02)***	1.10		0.11 (0.04)**	1.12	
Gender	Female	0.07 (0.03)*	1.07		0.04 (0.06)**	1.04	
Education	College	-0.19 (0.05)***	0.83		-0.29 (0.09)	0.75	
	University	-0.19 (0.04)***	0.83		-0.21 (0.09)	0.81	
	Graduate School or Above	-0.17 (0.09)*	0.84		0.05 (0.22)**	1.06	
Firm Size	Medium (50-99)	0.08 (0.06)	1.08		-0.11 (0.10)*	0.89	
	Mid-Large (100-999)	0.00 (0.04)	1.00		-0.05 (0.08)	0.95	
	Large (1,000+)	-0.13 (0.06)*	0.88		0.05 (0.12)	1.05	
Firm Type	Public	0.24 (0.05)***	1.27		0.32 (0.10)*	1.37	
Interaction Effect	Job Content	0.50 (0.28)*	1.65	0.12	0.10 (0.29)	1.10	0.76
	Wage	0.14 (0.25)	1.15	0.67	-0.10 (0.24)	0.91	0.71
	Self-Development	-0.23 (0.30)	0.79	0.50	-0.50 (0.29)	0.61	0.12
	Interpersonal Relationships	-0.36 (0.30)	0.70	0.25	0.10 (0.30)	1.10	0.76
	Welfare Benefits	0.49 (0.25)*	1.63	0.10*	0.09 (0.25)	1.09	0.75
	Work Environment	-0.16 (0.29)	0.85	0.64	0.57 (0.28)*	1.77	0.06*
	Job Security	-0.33 (0.26)	0.72	0.32	-0.09 (0.23)	0.92	0.72
	Career Prospects	0.09 (0.27)	1.09	0.76	0.14 (0.29)	1.15	0.68
	Accessibility	0.02 (0.18)	1.02	0.93	0.01 (0.18)	1.01	0.95
McFadden R ²		0.3785			0.3679		
Log-Likelihood		-14070.73			-3629.22		
Degrees of Freedom			33				

Note: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, **** p<0.001.

통계적 유의성이 유지되어, 해당 결과의 강건성 또한 확보되었다. 고용안정 및 복지 요인에서는 통계

적으로 유의한 효과가 확인되지 않아 가설 4는 기각되었다.

종합하면, 노동이동은 직장만족도 결정요인의 전반적 구조를 재편하기보다는, 이동 방향에 따라 일부 질적 요인의 상대적 영향력에서 제한적 차이를 보이는 것으로 해석된다. 특히 직무의 질과 근로환경과 같은 비임금적 요소에서 부분적인 조절효과가 관찰되었으며, 임금과 같은 경제적 요인에서는 이동 유형에 따른 구조적 차이가 확인되지 않았다.

이는 노동이동이 보상 체계 자체를 변화시키기보다는, 직무 특성과 근무 조건에 대한 평가 기준을 조정하는 방식으로 작용할 가능성을 시사한다. 정책적으로는 단순한 임금 보전 정책에 그치지보다, 직무의 질 개선과 근로환경의 구조적 개선을 병행하는 접근이 필요함을 보여준다.

4.4 모형별 비교분석

아래 Table 7은 기본모형과 이동 방향별 모형 간 추정 계수의 상대적 크기를 비교한 결과이다. 기본 모형에서는 업무내용(1위), 임금(2위), 자기계발(3위) 순으로 영향력이 높게 나타났으며, 고용안정·장래성·접근성은 상대적으로 낮은 순위를 보였다. 이

는 청년층 직장만족도가 직무의 질과 경제적 보상 요인을 중심으로 형성되고 있음을 보여준다.

비수도권 유출 집단의 경우 전반적인 영향력 구조는 기본모형과 대체로 유사하게 유지되었다. 업무내용과 임금은 여전히 상위 순위를 차지하였으며, 자기계발 역시 높은 수준을 유지하였다. 다만 복지 요인의 순위가 3위로 상승한 점은 주목할 필요가 있다. 이는 수도권으로 이동한 집단에서 제도적 보상이나 조직 차원의 복지 조건이 상대적으로 중요한 평가 기준으로 작용할 가능성을 시사한다.

반면 비수도권 유입집단에서는 일부 변수의 상대적 중요도에서 변동이 관찰되었다. 특히 근로환경이 3위로 상승하고, 장래성 역시 5위로 높아진 점이 특징적이다. 이는 수도권에서 비수도권으로 이동한 집단에서 근무 조건과 장기적 경력 전망이 상대적으로 중요한 요인으로 작용할 가능성을 보여준다. 반면 인간관계와 복지의 순위는 다소 하락하여, 비임금적 요인 간 내부적 중요도 구조에 변화가 나타났음을 확인할 수 있다. 그럼에도 업무내용과 임금은 여전히 최상위권을 유지하고 있어 직무의 질과 보상이

Table 7. Comparative Analysis Across Models

Category	Baseline Model		Non-Metropolitan Outflow Model		Non-Metropolitan Inflow Model	
	Coefficient	Rank	Coefficient	Rank	Coefficient	Rank
Job Content	1.30***	1	1.74***	1	1.25***	1
Wage	0.86***	2	0.83***	2	0.92***	2
Self-Development	0.67***	3	0.61***	4	0.73***	4
Interpersonal Relationships	0.46***	4	0.50***	5	0.23***	7
Welfare Benefits	0.38***	5	0.78***	3	0.23***	7
Work Environment	0.35***	6	0.35***	6	0.77**	3
Job Security	0.34***	7	0.32***	7	0.33***	6
Career Prospects	0.25***	8	0.19***	8	0.34**	5
Accessibility	0.10***	9	0.09***	9	0.11**	9

Note 1: Based on total effects.

Note 2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01, **** p<0.001.

핵심 결정 요인이라는 기본 구조는 유지되고 있다.

종합하면, 이동 방향에 따라 일부 요인의 상대적 중요도에서 부분적인 차이가 나타났으나, 직장만족도의 기본 결정구조는 전반적으로 유사하게 유지되었다. 특히 비수도권 유출집단은 잔류집단과 비교할 때 복지 요인의 상대적 중요도가 다소 높은 특성을 보였다. 반면 비수도권 유입집단은 수도권 잔류집단 대비 근로환경 요인의 상대적 중요도가 높은 특징이 확인되었다.

5. 결론

본 연구는 청년층의 직장만족도에 영향을 미치는 요인을 분석하고, 노동이동 유형을 조절변수로 설정하여 이동 방향에 따라 직장만족도 결정요인의 영향력이 달라지는지를 실증적으로 검증하였다. 청년패널조사를 활용한 분석 결과, 업무내용, 임금, 자기계발은 모든 모형에서 일관되게 유의한 정(+)의 영향을 보였으며, 특히 업무내용은 가장 높은 영향력을 유지하였다. 이는 노동이동 여부와 관계없이 직무의 질적 특성이 청년층 직장만족도의 핵심 요인임을 보여준다.

조절효과 분석 결과, 이동 방향에 따라 일부 요인에서 제한적 차이가 확인되었다. 비수도권 유출모형에서는 업무내용과 복지 교호항이 유의하게 나타났다. 반면 임금 요인의 유의미한 차별적 효과는 확인되지 않았다. 비수도권 유입모형에서는 근로환경 교호항이 통계적으로 유의하게 나타났다. 복지 및 기타 경제적 요인에서는 유의한 조절효과가 확인되지 않았다.

총 효과 비교에서도 직장만족도의 기본 결정 구조는 대체로 유지되었으나, 이동 방향에 따라 일부 요인의 상대적 중요도에서 부분적 변동이 관찰되었다. 특히 비수도권 유입 집단에서 근로환경의 중요성이 다소 확대되는 경향이 나타났으나, 업무내용과 임금

은 여전히 핵심 요인으로 유지되었다. 종합하면 이동집단 유형에 따라 직장만족도 결정 요인에 대한 상대적 중요도 차이가 존재함을 시사한다.

본 연구의 정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 모든 모형에서 업무내용이 가장 중요한 요인으로 도출되었다. 따라서 지역 청년정책이 단순한 임금 보전 중심 접근을 넘어, 지역 산업 구조의 질적 고도화와 직무내용의 전문성 강화를 중심으로 설계될 필요가 있다. 이는 단순한 임금 보전이나 기업 유치 정책을 넘어, 직무의 전문성 강화와 역할 자율성 확대, 경력 개발 경로의 명확화 등을 통해 직무 내용 자체의 질을 제고하는 방향으로 비수도권 노동시장 정책이 설계될 필요가 있음을 의미한다.

둘째, 비수도권 유출 집단에서 복지 요인의 상대적 중요도가 유의하게 나타났다. 이는 수도권으로 이동한 집단이 복지 수준을 중요한 평가 기준으로 인식하고 있음을 의미하며, 비수도권 노동시장에서 복지 수준이 상대적으로 열악할 가능성을 시사한다. 따라서 비수도권 청년의 유출을 완화하기 위해서는 단순한 임금 보전뿐 아니라, 기업 복지 수준의 개선과 세제 혜택, 주거지원 등 제도적 지원 확대를 통해 근로조건 전반의 질을 제고할 필요가 있다.

셋째, 비수도권 유입 집단에서 근로환경 요인의 상대적 중요성이 증가하였다. 이는 비수도권 노동시장 개선을 위해 근로환경 여건 향상을 병행할 필요가 있음을 시사한다. 이는 산업 현장의 안전성 강화, 근무공간의 쾌적성 확보, 휴게시설 및 기본 인프라 개선 등 직접적인 작업환경 조건의 향상이 청년층의 직장만족도 제고에 중요한 요소로 작용할 것으로 판단된다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 이동 유형별 표본 규모 차이로 인해 일부 추정치의 안정성이 제한될 수 있다. 둘째, 패널 문항의 제약으로 조직문화, 직무 자율성 등 질적 요소를 충분히 반영하지 못하였다. 셋째, 비수도권을 단일 범주로 설정함에 따라 내부 이질성을 충분히 고려하지 못하였다. 향후 연

구에서는 이동 집단 표본 확충과 지역 세분화를 통해 보다 정교한 분석이 필요하다.

참고문헌

- 강윤경·배상영·홍세희(2020), “대졸자의 직장만족도 잠재계층과 이직의 관련성: 잠재전이분석을 이용한 전이형태와 영향요인 검증”, 『인적자원개발연구』, 23(3): 1~31.
- 김진영(2023), “청년층의 지역이동과 출신 지역 및 대학 소재 지역에 따른 임금 격차”, 『한국경제의 분석』, 29(2): 1~49.
Kim, J.-Y. (2023), “Regional Migration of Youth and Wage Gaps by Region of Origin and College Location”, *Journal of Korean Economic Analysis*, 29(2): 1~49 (in Korean).
- 김태기(2018), “한국의 산업간 노동이동과 노동생산성 변화 분석”, 『산업경제연구』, 31(1): 113~131.
- 김혜숙·길혜지(2017), “대졸자의 직장 만족도에 영향을 미치는 대학교육 특성 분석”, 『아시아교육연구』, 18(1): 145~167.
- 박소영·정혜원(2019), “이직을 경험한 근로자의 직장만족도 유형 분류 및 영향요인 탐색: 머신러닝 기법 적용”, 『직업능력개발연구』, 22(3): 157~188.
Park, S.-Y. and H.-W. Jung (2019), “Classification of Job Satisfaction Types and Exploration of Influencing Factors among Workers with Turnover Experience: Applying Machine Learning Techniques”, *The Journal of Vocational Education & Training*, 22(3): 157~188 (in Korean).
- 배호중·양은모(2023), “통근이 직장만족도 및 이직 의향에 미치는 영향: 대졸 신규입직자를 중심으로”, 『직업능력개발연구』, 26(1): 73~111.
Bae, H.-J. and E.-M. Yang (2023), “The Effects of Commuting on Job Satisfaction and Turnover Intention: Focusing on New College Graduates”, *The Journal of Vocational Education & Training*, 26(1): 73~111 (in Korean).
- 손경현·김의준(2025), “청년고용의 수도권 프리미엄”, 『국토계획』, 60(6): 114~129.
- 송창현·임업(2023), “지역노동시장 수준에서 청년층 임금근로자의 직업이동 패턴과 영향요인 분석”, 『지역연구』, 39(3): 49~63.
- 우혜정·김지영·윤관식·김우철(2018), “대졸 청년의 취업 전 직업가치 중요도와 취업 후 직업가치 만족도가 직장만족도에 미치는 영향”, 『취업진로연구』, 8(1): 21~44.
Woo, H.-J., J.-Y. Kim, K.-S. Yoon and W.-C. Kim (2018), “The Effects of the Importance of Pre-employment Job Values and the Satisfaction of Post-Employment Job Values of College Graduates on Job Satisfaction”, *Journal of Korean Employment and Career*, 8(1): 21~44 (in Korean).
- 이태·안준홍(2023), “한국의 분절된 노동시장과 노동이동 분석”, 『노동경제논집』, 46(4): 41~84.
- 전영현·안병일(2016), “가구형태에 따른 식품소비 행태 분석”, 『농촌경제』, 39(4): 73~95.
- 정도범(2018), “정규직/비정규직 근로자 여부와 직장만족도의 관계: 청년층의 집단별 차이에 관한 비교”, 『노동정책연구』, 18(4): 105~130.
- 최광성·강동우·최충(2018), “지역이동이 대졸자의 임금 변화에 미치는 영향”, 『노동경제논집』, 41(2): 61~88.
Choi, K.-S., D.-W. Kang and C. Choe (2018), “The Effect of Regional Migration on the Wage Dynamics of College Graduates”, *Korean Journal of Labor Economics*, 41(2): 61~88 (in Korean).
- 통계청(2025), 『국내인구이동통계』, 대전.
- 황광훈(2022a), “서울시 청년층의 고용의 질 결정요인 분석: 인구가동, 노동시장 동향, 일자리 지속기간 및 임금을 중심으로”, 『LHI Journal』, 13(1): 39~54.
Hwang, K.-H. (2022a), “Analysis of Determinants of Employment Quality of Youth in Seoul: Focused on Population Movement, Labor Market Trends, Job Duration and Wages”, *LHI Journal*, 13(1): 39~54 (in Korean).
- 황광훈(2022b), “수도권 및 비수도권 청년층의 주거 특성 및 주거특성에 미치는 영향요인 분석”, 『LHI Journal』, 13(3): 21~38.
- Borjas, G. J. (1987), “Self-selection and the Earnings of Immigrants (No. w2248)”, National Bureau of Economic Research.
- Doeringer, P. and M. Piore (1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington, Mass: Heath.

19. Harris, J. R. and M. P. Todaro (1970), "Migration, Unemployment and Development: A Two-sector Analysis", *American Economic Review*, 60(1): 126~142.
20. Kim, J., P. S. Chang, S. B. Yang, I. Choi, and B. Lee (2024), "A Comparative Analysis of Job Satisfaction Prediction Models Using Machine Learning: A Mixed-method Approach", *Data Technologies and Applications*, 59(1): 41~60.
21. McFadden, D. (1974), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", *Frontiers in Econometrics*, 105~142.
22. Monras, J. (2018), *Economic Shocks and Internal Migration*, Unpublished Working Paper.
23. Olney, W. W. and O. Thompson (2024), *The Determinants of Declining Internal Migration (No. w32123)*, National Bureau of Economic Research.
24. Sjaastad, L. A. (1962), "The Costs and Returns of Human Migration", *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2): 80~93.
25. Zhang, X., Q. Li, and Y. Wang (2023), "Impact of Commuting Time on Employees' Job Satisfaction: An Empirical Study Based on China's Family Panel Studies (CFPS)", *Sustainability*, 15(19): 14102.
26. 통계청(2025.12.23), "기업생태 분석지도, 통계지리 정보서비스(SGIS)", <https://sgis.mods.go.kr/view/sbrStats/sbrStatsMain>.
27. 한국고용정보원(2025.10.17), "청년패널조사(YP2007) 1~14차년도(2007~2020)", 고용조사분석시스템 <https://survey.keis.or.kr/yp/ypdownload/List.jsp>.

요 약

본 연구는 청년층의 직장만족도 결정요인을 규명하고, 이러한 영향이 노동이동 유형에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석하였다. 기존 연구가 임금·복지·근로환경 등 개별 직장 특성에 초점을 두어 온 데 비해, 본 연구는 청년층의 권역 간 이동이라는 공간적 맥락을 분석틀에 포함하였다는 점에서 차별성을 갖는다. 한국고용정보원의 청년패널조사(2007~2020년) 자료를 활용하여 순서형 패널 로짓모형을 적용하였으며, 노동이동을 이동 없음(수도권·비수도권), 권역 내 이동, 비수도권 유출(비수도권 → 수도권), 비수도권 유입(수도권 → 비수도권) 등으로 구분하였다. 분석 결과, 임금, 업무내용, 근로환경, 복지, 인간관계, 자기개발, 장래성 등 주요 직무 요인은 전반적으로 직장만족도에 유의한 정(+)의 영향을 미쳤으며, 특히 업무내용이 가장 높은 영향력을 보였다. 조절효과 분석에서는 이동 방향에 따라 일부 요인에서 제한적인 차이가 확인되었다. 비수도권 유출 집단에서는 잔류집단 대비 업무내용과 복지 요인의 영향력이 부분적으로 확대되었고, 비수도권 유입 집단에서는 근로환경 요인의 영향이 상대적으로 강화되는 경향이 나타났다. 종합하면, 청년층 직장만족도는 직무의 질을 중심으로 형성되며, 노동이동유형에 따라 일부 직장만족도 결정요인에 대한 상대적 중요도 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 비수도권의 청년고용 정책이 단순한 임금 격차 완화 목적에 그치지보다는, 비수도권 유출집단과 비수도권 유입집단이 상대적으로 중요하게 평가하는 직무의 질과 복지, 근로환경 등을 보완하는 방향으로 설계될 필요가 있음을 시사한다.

주제어: 노동이동, 청년, 직장만족도, 조절효과 분석, 지역균형발전

지방소멸 위험의 영향 요인에 대한 공간적 이질성 분석*

Spatial Heterogeneity in the Determinants of Regional Extinction Risk

정윤서** · 임다원*** · 이창효****

Yun-Seo Jung** · Da-Won Lim*** · Changhyo Yi****

Abstract

This study comprehensively examines the determinants of regional extinction driven by low birth rates and rapid aging, empirically demonstrating how these factors vary across regions. Using the Regional Extinction Risk Index as the dependent variable, the analysis examines four dimensions: Demographic and Economic Base, Fiscal and Welfare Systems, Living Environment and Welfare Infrastructure, and Regional Sustainability. The findings reveal that regional extinction is shaped not only by population decline but also by economic foundations, fiscal capacity, welfare systems, and the quality of local infrastructure. Notably, demographic structural shifts, such as the net migration rate of the youth population, emerge as a critical determinant of regional sustainability. These results suggest that policy responses must move beyond traditional fertility-focused approaches. Instead, a multifaceted strategy is required, integrating the expansion of employment opportunities with qualitative improvements in living infrastructure and essential services. This research provides a foundational framework for local governments to develop tailored, evidence-based strategies that mitigate extinction risks and foster long-term regional resilience.

Keywords: Regional Extinction Risk, Demographic Change, Living Environment Infrastructure, Regional Sustainability, Spatial Heterogeneity

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

인구 감소는 도시와 국가 차원의 심각한 경제·사회적 쟁점이 되고 있다. 저출산·고령화에 기인한 인구 감소는 단순한 도시 규모의 축소를 넘어 지역의 존립 기반을 위협하는 구조적 문제로 인식되고 있다. 통계청(2023)에 따르면, 한국의 2023년 합계출산율은 0.72명으로 역대 최저치를 기록하였고, 총인구는

2020년의 약 5,183만 명을 정점으로, 감소세로 전환되었다. 이는 초저출산 현상의 전국적 고착화를 보여줄 뿐만 아니라, 지방 중소도시를 중심으로 하는 도시 기능 축소와 지역 소멸 위험에 대한 심각성을 시사한다.

인구 감소는 최근 한국 사회가 직면한 가장 중요한 구조적 변화 중 하나로, 그 양상은 도시 공간 전반에 영향을 미치고 있다. 인구 감소는 지역의 경제 기반 약화, 생활 서비스 축소, 공간 이용의 비효율성 증대

*본 논문은 주·공동 저자의 동등한 기여에 의해 작성되었음.

**국립한밭대학교 도시공학과 학부과정(주저자: jungys5947@naver.com)

***국립한밭대학교 도시공학과 학부과정(dada6939@naver.com)

****국립한밭대학교 도시공학과 교수(교신저자: yich@hanbat.ac.kr)

등 다양한 도시문제를 유발하며, 도시의 지속가능성을 저해하는 요인으로 작용한다. 인구 감소의 장기화에 따라, 일부 지역에서는 성장이나 관리 중심이 아닌 축소를 전제로 한 도시 전략의 필요성에 대해 강조하고 있다.

이러한 인구 감소 현상은 수도권 집중화와 맞물리면서 지역 간 불균형을 더 심화시키고 있다. 수도권은 경제활동의 규모와 양질의 기회를 토대로 인구를 지속적으로 흡인하는 반면, 지방의 도시들은 인구 유출과 경제적 기반 축소의 문제에 직면해 있다. 서울 대도시권으로의 청년층 유출은 더 가속화되고 있으며, 지역 내 총생산 52%, 카드 사용액 72% 등 서울 대도시권이 보유한 일자리·교육·의료 등 도시서비스 수준 측면에서의 격차 역시 확대되고 있다(유한별 외, 2021). 이러한 인구·경제·사회적 구조의 불균형은 국토 전반에서 동일하게 나타나는 것이 아니라, 지역별 산업구조, 인구구성, 생활 여건별로 다른 양상이 전개되고 있으며, 지방소멸의 위험도 역시 공간적으로 차별적인 형태를 나타내고 있다.

이와 같은 현상에 대응하고자 지방소멸대응기금 조성, 도시재생사업 추진, 고향사랑기부제, 농촌 신품력플러스사업 등 다양한 정책을 시행하고 있으나, 정책의 효과는 제한적이며, 지방의 인구 감소 추이는 지속되고 있다(오단이 외, 2024). 이는 지금까지의 대응 전략이 지역별로 다른 인구·경제·환경 여건의 면밀한 고려가 부족한 상황에서 적용된 정책 실효성의 한계 때문이라 할 수 있다.

이에 본 연구는 시군구 단위의 인구 감소양상 및 이와 관련한 인구·사회·경제적 여건의 관계를 파악하고자 한다. 특히, 공간적 측면에서 지역 간 이질성을 고려한 실증적 규명을 통하여, 지방소멸 위협의 구조적 속성을 이해하고 지역 차원의 특성을 반영한 차별화된 지방소멸 유형별 대응 전략을 제안하고자 한다.

1.2 연구의 범위와 내용 구성

본 연구의 시간적 범위는 2022년이며, 이는 공식 국가통계자료를 활용하여 최근 심화하고 있는 인구 감소 및 구조 변화 추세의 파악 그리고 지역 간 지방소멸 특성의 차이를 실증적으로 분석하기 위함이다. 공간적 범위는 전국이고, 시군구를 기초 분석단위로 설정하여 수도권과 비수도권, 대도시와 중소도시를 모두 포함한 전국 단위의 실증분석을 수행하였다. 시군구 단위 분석¹⁾은 지역별 특성과 지역 간 불균형 실태를 구체적으로 파악하고, 향후 지역 맞춤형 정책 마련 측면에서 적절한 분석단위이다.

본 연구는 다음과 같은 내용으로 구성하였다. 서론을 제외하고, 2장에서는 지방소멸과 도시 축소 관련 선행 연구를 검토하였다. 3장에서는 분석모형과 자료 구축 과정을 제시하였다. 4장에서는 3장에서 설정한 분석모형을 바탕으로 지방소멸의 영향 요인을 도출하고, 지역 간 특성 차이를 분석하였다. 제5장에서는 분석 결과를 종합하여 결론을 제시하고 정책적 시사점을 논의하였다.

2. 이론 및 선행 연구 검토

2.1 지방소멸 개념 및 이론 검토

지방소멸은 2014년 일본 창성회의(日本 創成會議) 보고서를 통해 공식적으로 제기되었다. 「성장을 이어가는 21세기를 위하여: 저출산 극복을 위한 지방활성화 전략」이라는 제목의 보고서에서는 가임기 여성 인구의 감소를 중심으로 지방의 존속 가능성에 대해 논의하였다. 보고서에서는 2010년부터 2040년까지 20~39세 여성 인구가 50% 이상 줄어들 것으로 예상되는 일본의 자치단체를 ‘소멸 가능성 지역’으로 분류하였다(김정환(역), 2015; 박승현, 2017).

국내에서도 지방소멸 현상에 대해 유사한 진단 방

1) ‘구’ 단위의 경우 자치구만을 분석 대상으로 포함함. 자치구는 독립적인 행정적 권한을 갖는 기초자치단체이나, 일반구는 행정 편의상 설정된 하위 행정구역으로, 분석 자료 구축 관련 자료 확보 가능성을 고려하여 일반구는 분석 대상으로 하지 않음.

식을 적용한 다수의 사례를 확인할 수 있다. 대표적으로, 이상호(2016)는 마스다 히로야의 지표 설계 방식을 차용하여, 한국 시군구를 대상으로 청년 여성 인구 비중에 기초한 지방소멸위험지수를 산출하였다. 이 지수는 인구의 재생산 가능성에 기초한 지방소멸 위험도 평가에 해당하며, 이후 다양한 실증 연구에서 활용되었다. 고문익·김결(2021)은 청년 여성 인구 증감률과 고용률 간의 관계를 분석하였고, 박승규·김선기(2016)는 출생, 사망, 인구이동 등 인구의 동태적 요소를 반영하여 소멸 가능 지역을 도출하였다. 노민지·유선종(2017)과 주수현 외(2025)는 인구학적 요소 이외에 복합적 지표를 함께 고려하여 지역의 쇠퇴, 활력, 소멸과 관련한 지수를 개발·진단하였다.

도시 성장기에 외연적 확장 중심의 도시개발이 이루어지면서 주택과 기반시설 등이 공급되었다. 이후 성장국면이 반전되면서 일부 도시에서는 인구 감소, 경제 기반 약화, 물리적 환경의 노후화 등 복합적인 문제에 직면하였다. 이에 대한 대응으로 재개발이나 도시재생 등 도시 활력을 되살리기 위한 여러 사업이 추진되었으나, 최근에는 도시공간의 수축을 전제로 한 전략인 ‘축소도시 또는 도시 축소(shrinking city)’ 개념이 제안되었다(구형수 외, 2016). 축소도시는 인구 감소와 산업 쇠퇴로 인해 도시 기능이 전반적으로 약화하는 상황에 대응하여, 물리·사회적 구조를 계획적으로 조정하려는 도시 차원의 접근이다. 이는 외연 확장을 중심으로 한 기존의 도시개발 방식과 달리, 인구 감소를 수용하고 도시공간을 적정 규모로 재편하는 데 중점을 둔다는 점에서 차별성이 있다.

국외에서는 1980년대 독일의 탈산업 도시를 시작으로 도시 축소에 대한 논의가 본격화하였으며, 미국과 일본 등으로 관련 연구와 정책 적용 사례가 확산하였다(원광희 외, 2010). 국내에서도 도시 축소는 단순 인구 감소 측면에 그치지 않고, 산업기반 붕괴, 재정 약화, 주거지 슬럼화 등 도시 기능 저하와 결합한 현상으로 인식되고 있다(성은영 외, 2015; 전

경구·전형준, 2016). 현재 도시 축소 현상은 농어촌 지역에 국한되지 않고 중소도시와 일부 광역시 내부로까지 확산하고 있으며, 지역의 인구구조와 산업기반, 공간적 여건에 따라 다양한 양상으로 전개되고 있다. 이러한 도시 수축은 일시적인 현상이 아니라 장기적인 인구 감소와 사회·경제 구조 변화에 따른 구조적 문제로 이해될 수 있으며, 이에 따라 기존의 성장 중심 도시계획에서 벗어나 도시의 유지·관리와 기능 재편에 초점을 둔 새로운 도시 관리의 필요성이 제기되고 있다.

앞서 살펴본 바와 같이, 지방소멸과 도시 축소는 인구 감소를 전제로 도시의 기능과 공간의 구조적 특성 전반이 재편되는 과정을 설명하고자 시도하였다. 즉, 지방소멸과 도시 축소는 개념적으로 분리된 독립적 현상이라기보다는 인구, 경제, 공간의 축소가 누적되면서 지역의 지속가능성이 위기에 놓이는 상태를 설명하는 것으로 이해할 수 있다. 선행 연구에서는 인구 감소와 경제 침체를 배경으로 물리적 공간의 쇠퇴가 진행되고, 고령인구 비중 증가로 인해 지역의 생산 역량이 약화하며, 이러한 악순환을 극복하지 못하여 소멸 위험에 직면한 지역을 축소도시로 정의하였다(이정은 외, 2023). 이와 같은 정의는 도시 축소의 진행과 도시문제의 누적, 그리고 지방소멸 위험 간에 연관성이 존재할 가능성을 시사한다.

2.2 지방소멸 영향 요인 실증

지방소멸은 단순한 인구 감소 현상을 넘어, 지역의 인구구조 변화, 경제기반 약화, 생활환경 및 공공서비스 여건의 저하 등이 복합적으로 작용하는 구조적 문제로 이해되고 있다. 특히 인구의 양적 감소뿐만 아니라 연령 계층 구성의 왜곡, 청년층 유출, 지역경제 활력 저하 등이 상호 연계되면서 지역의 지속가능성을 위협하는 현상으로 인식되고 있다. 이를 토대로, 지방소멸 위험과 지역 특성 간의 관계를 계량적으로 규명하고자 하는 실증 연구가 최근 실행되었다.

대표적으로, 고문익·김결(2021)은 지방소멸 위협의 영향 요인을 분석하기 위해 출생률, 독거노인 가구 비율, 100인 이상 사업체 비율, 빈집 비율, 건축물 노후도, 도로 포장률, 기초연금 수급률 등의 요인을 검토하였다. 또한, 김우현(2025)은 지방소멸위험지수를 종속변수로 설정하고, 혼인율, 교원 1인당 학생 수, 사설학원 수, 사업체 수, 종사자 수, 녹지율, 주택 및 문화시설, 안전 수준 등과의 관계를 분석하여 경제적 기반과 정주환경의 중요성을 확인하였다. 김일·금재덕(2025)은 지방소멸위험을 재정자립도, 산업·고용 기반, 생활 SOC 수준 등 지역 차원의 세부 특성요소를 포함한 실증분석을 수행하였으며, 사업체 수 변화, 재정자립도, 의료·문화 인프라 수준 등이 지방소멸 위험과 유의한 관계에 있음을 확인하였다. 아울러, 정혁(2025)은 지방소멸을 단일 지표를 기준으로 판단하기보다는 인구구조의 고령화, 청년층 유출, 지역경제 활력 저하 등 복합적 요인의 상호작용 결과로 해석하고자 시도하였으며, 다차원적 지표를 활용한 실증분석의 필요성을 강조하였다.

선행 연구들을 종합하면, 지방소멸은 인구구조의 변화뿐만 아니라 경제적 기반, 공공서비스 수준, 생활 및 물리적 환경 등 다양한 요인이 상호작용을 하며 나타나는 복합적 현상으로 이해할 수 있다. 특히, 최근 일부 선행 연구들은 영향 요인의 범주를 확장하여 다차원적인 접근을 시도하고 있다. 그러나 여전히 개별 요인의 통계적 유의성 검증에 초점을 두는 경향으로 인해, 다양한 요인 간의 종합적 구조와 지역 간 차이를 충분히 설명하는 데에는 한계가 있다. 따라서 지방소멸 현상에 대한 보다 입체적, 구조적, 공간적 연관성에 대한 이해를 위해서는 이들 간의 구조적 관계와 지역 간 차이를 반영할 수 있는 실증분석이 요구된다.

2.3 연구의 차별성

기존 연구에서는 도시 축소 현상을 설명하기 위해 인구감소율, 고령화율, 산업 변화율, 재정자립도 등

다양한 속성을 고려하였다(구형수 외, 2016). 그러나 이러한 도시 특성 간의 구조적 관계를 체계적으로 도출하거나, 지방소멸과 도시 축소 현상의 잠재적 속성을 밝히고, 공간적 분포 특성과 지역 간 차이를 함께 고려한 실증 연구는 제한적이다.

특히 일부 연구에서는 지방소멸 위협의 설명 요인을 계량적으로 분석하고자 하였으나, 주로 상관분석이나 회귀분석 등 전통적 분석 방법에 의존하여 지역 간 이질성과 공간적 차이를 충분히 반영하지 못한 한계가 존재한다(고문익·김결, 2021). 해당 방법은 위치에 따른 영향력의 차이를 고려하는 데 제약이 있어, 지방소멸 현상의 공간적 특성을 정밀하게 설명하는 데 한계를 가진다.

지방소멸 및 도시 축소는 지역이 지닌 고유한 특성 간의 복합적인 작동 기제에 의해 발생하며, 통일된 보편적인 기준이나 하나의 대응을 통한 정책 효과 달성을 기대하기 어렵다. 이러한 측면을 고려하여, 각 지역의 특성과 변화의 맥락을 반영한 진단과 맞춤형 대응 전략의 필요성이 지적되고 있다(이채현·김감영, 2022). 이에 본 연구에서는 이와 같은 문제 의식을 바탕으로, 지방소멸 및 도시 축소 현상을 공간적·맥락적인 관점에서 이해하고자 한다는 점에서 차별성이 있다.

3. 분석의 틀 설정

3.1 분석모형 구축

본 연구의 실증분석은 다음과 같은 과정을 통해 진행하였다. 첫째, 지방소멸 및 도시 축소 관련 도시 특성 지표들에 대한 요인분석(Factor Analysis)을 통하여 잠재 요인을 도출한다. 둘째, 도출한 요인이 지방소멸 위협에 미치는 영향을 규명하기 위해, 일반 회귀분석(Ordinary Least Square; OLS)과 지리 가중 회귀(Geographically Weighted Regression; GWR) 모형을 적용한다. 셋째, 개별 요인에 대하여 산출된

국지적 공간 회귀 계수를 기초로 군집분석(Cluster Analysis)을 실행함으로써, 공간적 이질성을 반영한 시군구의 유형화 및 특성 파악을 진행한다.

지방소멸 및 도시 축소에 대한 지역의 유형화를 위해서는 도시 및 지역의 인구·경제·사회·물리·도시 서비스 특성을 종합적으로 파악할 필요가 있으며, 이를 위한 분석 기법으로 요인분석을 적용하였다. 요인 분석은 측정변수 간의 상호 연관성을 토대로 데이터에 내재한 공통 구조를 추출하여 다수의 변수를 소수의 잠재 요인으로 축약하는 기법이다. 이를 통해 정보의 해석력을 제고하고, 후속 분석을 위한 설명변수 체계를 구축할 수 있다(최창호·유연우, 2017).

요인분석은 분석 목적에 따라 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis; EFA)과 확인적 요인 분석(Confirmatory Factor Analysis; CFA)으로 구분되며, 본 연구에서는 변수 간의 잠재적 구조와 패턴을 규명하기 위해 탐색적 요인분석(EFA)을 적용하였다. 요인 추출 방법으로는 최소 잔차법(Minimum Residual)을 사용하였으며, 이는 공통 요인을 중심으로 변수 간 공분산 구조를 설명하는 데 적합한 방법으로 알려져 있다. 이를 통해 인구구조 변화, 경제 기반, 생활환경 및 복지 여건 등 복합적인 도시 특성 요인을 효율적으로 도출하고자 하였다.

지방소멸 위험에 영향을 미치는 요인의 지역 간 차이와 공간적 이질성(Spatial Heterogeneity)을 규명하기 위해, 지방소멸 위험 수준을 종속변수 그리고 탐색적 요인분석을 통해 도출한 요인별 요인점수(Factor Score)를 설명변수로 하는 지리 가중 회귀(GWR) 모형을 적용하였다. 전통적인 일반 회귀분석(OLS) 모형은 관측치 간 독립성과 회귀계수의 공간적 동질성을 전제로 하나, 실제 지역 자료에서는 공간적으로 인접한 지자체 간 유사성이 나타나는 공간 자기상관(Spatial Autocorrelation)이 존재하여 이러한 가정을 충족하기 어렵다(박일수 외, 2013). 이로 인하여 지역 간의 상이한 구조적 특성을 충분히

반영하지 못하는 한계가 발생한다.

이를 보완하기 위해 제안된 지리 가중 회귀(GWR) 분석은 회귀계수를 전체 지역에 동일하게 적용하는 전역적(Global) 회귀분석 기법과 달리, 회귀계수를 공간적 위치의 함수로 설정하여 지역별로 다른 영향력을 추정하는 국지적(Local) 회귀분석 기법이다(박일수 외, 2013). 즉, 동일한 설명변수라 하더라도 인구구조, 산업기반, 복지 환경 등 지역 여건과 지역 간 관계가 다른 경우 종속변수에 미치는 영향력 역시 달라질 수 있으며, 지리 가중 회귀(GWR) 모형은 이러한 공간적 이질성을 직접 모형화할 수 있다는 점에서 지방소멸과 도시 축소와 같이 복합적 요인이 작용하는 현상을 분석하는 데 적합한 방법이라 할 수 있다.

지리 가중 회귀(GWR) 모형에서 특정 지점 i 에 대한 회귀식은 식 (1)과 같이 표현된다.

$$y_i(\mu) = \beta_{0i}(\mu) + \beta_{1i}(\mu)x_{1i} + \dots + \beta_{mi}(\mu)x_{mi} + \epsilon_i(\mu) \quad (1)$$

여기서 $\beta_{mi}(\mu)$ 는 공간좌표 μ 에서 추정된 지역별 설명변수에 대한 회귀계수로, 회귀계수 값이 특정 위치에서만 유효하다는 점이 전역적 회귀 모형과의 근본적 차이점이다. 회귀계수는 가중최소제곱법(Weighted Least Squares)에 따라 식 (2)와 같이 추정된다.

$$\hat{\beta}_i = (X^T W(\mu) X)^{-1} X^T W(\mu) y \quad (2)$$

가중치 행렬 $W(\mu)$ 는 커널(Kernel) 함수에 의해 설정되며, 일반적으로 가우시안(Gaussian) 커널이 활용된다(식 (3) 참조).

$$W_i(\mu) = \exp \left[-0.5 \left(\frac{d_i(\mu)}{h} \right)^2 \right] \quad (3)$$

여기서 $d_i(\mu)$ 는 중심점과 관측점 간 거리이며, h 는

대역폭(Bandwidth)이다. 커널 함수는 고정형(Fixed)과 가변형(Adaptive)으로 구분하며, 관측치의 공간적 분포가 불규칙할 때는 지역별 밀도에 따라 대역폭을 조정하는 가변형 커널이 더욱 적합한 것으로 인식되고 있다(박일수 외, 2013).

대역폭 선택은 모형 설명력과 적합도에 직접적인 영향을 미친다. 본 연구에서는 AIC(Akaike Information Criterion) 값을 최소화하는 방식으로 최적 대역폭을 설정하였다. 지방소멸 위험에 영향을 미치는 요인의 공간적 범위에 관한 기존 연구가 충분하지 않다는 점 또한 특정 대역폭을 사전에 고정하는 것이 적절하지 않다는 근거가 된다(이창효·김기중, 2021). 그리고 본 연구의 기초 분석단위인 시군구는 면적과 형태, 공간적 분포 패턴이 이질적이기 때문에, 가변형 커널을 적용하여 지역별 회귀계수가 관측치 밀도에 따라 유연하게 추정되도록 하였다.

이와 같은 절차를 통해 구축한 지리 가중 회귀(GWR) 모형은 지방소멸 위험과 인구·경제·사회·물리적·도시서비스 등 도시 특성 관련 요인 간의 공간적 이질성에 대한 정량적 관계를 파악하는데 적용하였다. 이어서, 시군구 단위의 요인에 대한 지역별 회귀계수의 공간적 특성을 유형화하기 위해 공간적 제약 없이 갖지 않는 군집분석(K-means Clustering)을 추가로 수행하였다. 이를 통하여, 지방소멸의 구조를 형성하는 요인들이 지역별로 작용하는 방식에 대해 유형별 차이를 도출하고자 하였다.

3.2 실증분석 자료 구축

본 연구는 전국 시군구 단위의 행정구역을 대상으로, 2022년 국가 통계자료를 활용하여 지방소멸의 위험 요인을 분석하였다. 도시 축소에 따른 지방소멸 문제에 다차원적으로 접근하기 위해, 인구·경제·사회·물리·도시서비스 범주의 총 20개 지표의 자료를 수집하였으며, 이를 활용하여 지방소멸 위험에 어떠한 요인이 영향을 미치는지 실증적으로 분석하

기 위한 분석 자료를 구축하였다(Table 1 참조).

회귀분석 단계에서는 마스다 히로야(増田寛也)의 지방소멸위험지수를 종속변수로 설정하였다. 설명변수의 구성은 시군구 단위에서 지방소멸 및 도시 축소에 영향을 미치는 요인에 대한 최근 선행 연구(구형수 외, 2016; 노민지·유선종, 2017; 고문익·김걸, 2021; 박승규·김선기, 2016; 허웅호 외, 2024; 최재현·박판기, 2020)를 검토하여 설정하였다. 선행 연구에서는 인구학적 요인으로 인구감소율, 고령화율, 청년 여성 인구 증감률, 인구가동 등을 고려하였으며, 경제적 요인으로는 산업기반 약화, 종사자 수, 재정자립도 등을 반영하였다. 사회적 요인에는 사회복지시설 수와 함께 기초연금 수급률을 포함하였는데, 이는 65세 이상 인구의 경제적 수준과 고령화 정도를 동시에 반영하는 지표로, 수급률이 높은 지역일수록 고령화가 상대적으로 심화된 지역적 특성을 나타낼 수 있다(고문익·김걸, 2021). 물리적 요인에는 주택 노후도와 빈집 비율, 도로율을 포함하였으며, 도로율은 교통 인프라 수준과 이동 편의성을 의미하는 지표로 쾌적한 이동 환경에 대한 선호 경향과 밀접한 관련이 있다(이민관·이주형, 2010). 또한, 도시서비스 요인에는 사설학원 수, 문화시설 수, 의료기관 병상수, 녹지율 등을 포함하였는데, 사설학원 수는 지역의 교육 환경 수준을 나타내며 교육여건이 양호할수록 인구 유입에 긍정적인 영향을 미치는 요인으로 작용한다(김우현, 2025; 이항미 외, 2023). 녹지율 역시 주거 환경의 쾌적성과 생활 인프라 수준을 반영하는 지표로서, 녹지와 문화시설이 충분한 지역일수록 정주 여건이 양호한 특성을 보이는 경향이 있다(김우현, 2025).

Table 1에서와 같이, 본 연구의 실증분석을 위해 구축한 설명변수 자료는 총 20개로, 인구학적 요인, 경제적 요인, 사회적 요인, 물리적 요인, 도시서비스 요인에 대해 구성하였다. 인구학적 요인에는 인구 수, 유소년인구 비율, 고령화율, 청년인구 순이동률,

Table 1. Dependent and Explanatory Variables Applied in the Empirical Analysis

Division	Category	Variable	Abbr.	Unit	Source
Dependent Variable		Regional Extinction Risk Index	RE_INDEX	-	Korean Statistical Information Service (2025.9.14) (in Korean)
		Number of Population	POP	Person	Korean Statistical Information Service (2025.9.12i) (in Korean)
Demographic Characteristics		Youth Population Ratio (Ages 0~14)	YOUTH_R	%	Population Statistics Based on Resident Registration (2025.9.12b) (in Korean)
		Elderly Population Ratio (Aged 65 and Over)	ELDER_R	%	Population Statistics Based on Resident Registration (2025.9.12a) (in Korean)
		Net Migration Rate among Youth Population	Y_MIG_R	%	Korean Statistical Information Service (2025.9.13c) (in Korean)
		Crude Birth Rate	CBR	%	Population Statistics Based on Resident Registration (2025.9.12c) (in Korean)
		Number of Establishment	EST	Number	Korean Statistical Information Service (2025.9.13b) (in Korean)
Economic Characteristics		Number of Employment	EMPLOY	Number	Local Finance 365 (2025.9.13) (in Korean)
		Financial Independence Rate	FIN_IND	%	Korean Statistical Information Service (2025.9.12f) (in Korean)
Social Characteristics		Social Welfare Facilities per 100,000 People	WEL_FAC	Number per 100,000 people	Balanced Development Statistics (2025.9.15b) (in Korean)
		Social Welfare Budget Share	WEL_BUD	%	Balanced Development Statistics (2025.9.15a) (in Korean)
		Ratio of Recipient of National Basic Livelihood	NBL_R	%	Korea Social Security Information Service (2025.9.13) (in Korean)
		Retirement Pension Coverage Rate	PEN_COV	%	Korean Statistical Information Service (2025.9.13a) (in Korean)
Physical Characteristics		Vacant Housing Rate	VAC_H_R	%	Korean Statistical Information Service (2025.9.12a) (in Korean)
		Ratio of Aging Housing Stock (Over 30 Years Old)	OLD_H_R	%	Korean Statistical Information Service (2025.9.12c) (in Korean)
		Road Pavement Rate	ROAD_PV	%	Korean Statistical Information Service (2025.9.12e) (in Korean)
Urban Services Characteristics		Number of Cultural Facilities per 100,000 People	CULT_FAC	Number per 100,000 people	Korean Statistical Information Service (2025.9.12g) (in Korean)
		Number of Private Academies per 1,000 People	ACAD	Number per 1,000 people	Korean Statistical Information Service (2025.9.12d) (in Korean)
		Number of Childcare Facilities per 1,000 Children	CHD_FAC	Number per 1,000 children	Korean Statistical Information Service (2025.9.12h) (in Korean)
		Number of Hospital Beds per 1,000 People	BED	Number per 1,000 people	Korean Statistical Information Service (2025.9.12b) (in Korean)
		Green Space Ratio	GREEN_R	%	Korean Statistical Information Service (2025.9.12b) (in Korean)

Note: The temporal scope of the data is as of 2022.

Table 2. Descriptive Statistics

Division	Category	Variable	Min.	Max.	Ave.	S.D.
Dependent Variable		Regional Extinction Risk Index	0.23	3.02	1.55	0.52
	Explanatory Variable	Demographic Characteristics	Number of Population	11,225	9,428,372	280,846
Youth Population Ratio (Ages 0~14)			1,746	95,410	24,706	18,916
Elderly Population Ratio (Aged 65 and Over)			4,201	170,968	43,982	33,848
Net Migration Rate among Youth Population			0.10	6.20	1.42	1.07
Crude Birth Rate			1.20	8.60	4.12	1.32
Economic Characteristics		Number of Establishment	1,108	310,998	34,437	42,337
		Number of Employment	3,771	2,114,206	260,066	304,960
		Financial Independence Rate	14.20	77.30	42.38	12.52
Social Characteristic		Social Welfare Budget Share	16.40	91.20	45.91	13.79
		Social Welfare Facilities per 100,000 People	0.30	12.90	3.87	2.10
	Ratio of Recipient of National Basic Livelihood	1.32	11.98	5.32	1.81	
	Retirement Pension Coverage Rate	25.15	88.94	71.14	10.67	
	Vacant Housing Rate	0.20	14.80	4.87	2.93	
Physical Characteristic	Ratio of Aging Housing Stock (Over 30 Years Old)	3.70	68.90	30.53	13.52	
	Road Pavement Rate	62.70	100.00	95.60	6.63	
Urban Services Characteristic	Number of Cultural Facilities per 100,000 People	0.00	10.10	2.36	1.71	
	Number of Private Academies per 1,000 People	0.10	9.40	1.56	1.25	
	Number of Childcare Facilities per 1,000 Children	3.30	45.60	16.74	7.24	
	Number of Hospital Beds per 1,000 People	96.00	15,174	2,264	2,346	
	Green Space Ratio	0.00	92.62	64.46	21.17	

Note: The temporal scope of the data is as of 2022.

조출생률이 포함되며, 경제적 요인으로는 사업체 수, 종사자 수, 재정자립도를 설정하였다. 사회적 요인으로는 사회복지 분야 예산, 인구 십만 명당 사회복지시설 수, 국민기초생활보장 수급자 비율, 기초

연금 수급률을 선정하였고, 물리적 요인에는 빈집 비율, 30년 이상 노후주택 비율, 도로 포장률을 포함하였다. 마지막으로, 도시서비스 요인으로는 인구 십만 명당 문화시설 수, 인구 천 명당 사설학원 수, 유

아 천 명당 보육시설 수, 인구 천 명당 의료기관 병상 수, 녹지율을 적용하였다.

Table 2는 본 연구에서 활용한 종속변수와 도시 특성요소의 기초 통계량을 제시한 것으로, 지방소멸 위험지수와 인구·경제·사회·물리·도시서비스 특성 전반에서 시군구 간 이질적인 분포가 확인되었다. 이는 지방소멸 위험이 단일한 도시 특성요소로 설명되기보다, 다차원적 구조를 지닌 다양한 요인들의 결합으로 이해될 필요가 있음을 시사한다.

4. 분석 결과

4.1 요인분석 결과

본 연구에서는 총 20개 지표를 활용하여 지방소멸 위험 요인을 도출하기 위해 탐색적 요인분석(EFA)을 수행하였다. 요인분석 모형의 적합성 검증 결과, KMO 계수가 0.878로 요인별 지표 간의 높은 연관성을 나타냈고, Bartlett의 구형성 검정 역시 통계적으로 유의하였다(χ^2 값 5,110.63). 요인 추출에는 최소 잔차법을 적용하였으며, 요인의 해석력 제고를 위해 직교(Varimax) 회전을 적용하였다. 요인 개수는 고윳값(Eigenvalue)의 분포와 스크리도표(Scree plot)를 검토하였고, 곡선이 완만해지는 팔꿈치(Elbow) 지점을 종합적으로 참고하여 최종적으로 4개 요인을 도출하였다(Fig. 1).

탐색적 요인분석 결과, 최종적으로 도출된 4개 요

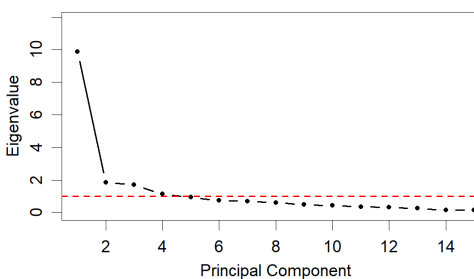


Fig. 1. Results of the Elbow Analysis

인은 Table 3과 같다. 요인 1(F1_DE)은 인구·경제 기반 요인, 요인 2(F2_FW)는 재정·복지 제도 요인, 요인 3(F3_LI)은 생활환경·복지 인프라 요인, 요인 4(F4_RS)는 지역유지 기반 요인으로 해석되었다. 이와 같이 도출된 요인들은 지방소멸 위험과 관련한 지역의 구조적 특성과 여건을 다차원적으로 이해할 필요성이 있음을 시사한다.

4.2 공간적 자기 상관성 분석

지방소멸 위험 및 요인들의 공간적 분포 패턴과 관련하여, 전역적 Moran's I값을 활용한 공간적 자기 상관성 존재 여부를 검토하였다. Moran's I값은 분석 대상 지역 전체에 걸쳐 특정 변수값이 공간적으로 군집하는지 또는 무작위로 분포하는지를 평가하는 대표적인 지수 중 하나로, -1에서 1까지 범위를 갖는다. 1에 가까울수록 인접한 공간 단위 간 값이 유사하여 정(+)적 공간 자기 상관성이 강함을 의미하며, -1에 가까울수록 인접한 단위 간 값이 상이하여 부(-)적 공간 자기 상관성이 강함을 나타낸다(김광구, 2003). 값이 0에 근접하고 통계적으로 유의하지 않으면, 공간적 자기 상관성이 부재한 것으로 해석한다.

전역적 Moran's I 분석 결과, 지역소멸 위험 요인으로 도출된 4개 요인은 모두 통계적으로 유의하였다(Table 4). 인구·경제 기반 요인(F1_DE)의 Moran's I값은 0.212($p < 0.01$)로 나타났으며, 비교적 완만한 수준의 정적 공간 자기 상관성을 보였다. 이는 인구·경제 기반 요인이 전국적으로 일정 수준의 군집성을 가지지만, 그 강도는 상대적으로 크지 않음을 의미한다. 재정·복지 제도 요인(F2_FW)은 Moran's I값이 0.461($p < 0.01$)로 나타나 중간 수준 이상의 공간적 자기 상관성을 보였다. 이는 해당 요인이 공간적으로 인접 지역 간 유사한 수준을 공유하며 비교적 뚜렷한 군집 경향을 형성하고 있음을 시사한다. 생활환경·복지 인프라 요인(F3_LI)은 Moran's I값이

Table 3. KMO and Bartlett Test

Variable	Communality	Factor			
		F1_DE	F2_FW	F3_LI	F4_RS
POP	0.961	0.899	0.222	0.173	0.267
YOUTH_R	0.954	0.885	0.118	0.225	0.323
ELDER_R	0.882	0.870	0.289	0.062	0.191
BED	0.791	0.838	0.252	-0.059	0.146
EST	0.957	0.833	0.242	0.446	0.065
EMPLOY	0.926	0.751	0.264	0.539	-0.029
ACAD	0.411	0.453	0.268	0.246	0.268
WEL_FAC	0.444	-0.239	-0.562	-0.246	-0.101
VAC_H_R	0.554	-0.383	-0.525	-0.214	-0.291
ROAD_PV	0.351	0.222	0.493	0.143	0.195
WEL_BUD	0.926	0.355	0.826	-0.086	0.329
GREEN_R	0.383	-0.042	-0.608	-0.079	0.076
CULT_FAC	0.515	-0.405	-0.441	0.021	-0.394
PEN_COV	0.761	-0.303	-0.402	-0.651	-0.289
FIN_IND	0.855	0.459	0.269	0.700	0.284
NBL_R	0.639	-0.202	0.101	-0.650	-0.405
CHD_FAC	0.027	0.005	-0.019	-0.163	-0.016
OLD_H_R	0.750	-0.338	-0.183	-0.388	-0.671
CBR	0.630	0.227	0.168	0.416	0.614
Y_MIG_R	0.458	0.113	0.343	0.380	0.427
Category		Demographic and Economic Factors	Fiscal and Welfare System Factors	Living Environment and Welfare Infrastructure Factors	Regional Sustainability Factor
KMO Measure of Sampling Adequacy		0.878			
Bartlett's Test of Sphericity	Approximate χ^2	5,110.627			
	df	190			
	P-value	0.000***			

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

0.664(p<0.01)로 네 가지 요인 중 가장 큰 값을 보였다. 이는 생활환경·복지 인프라 여건이 공간적으로 강하게 집중되어 나타나는 특성이 있음을 의미한다. 지역유지 기반 요인(F4_RS)의 Moran's I값은 0.272 (p<0.01)로 나타났으며, 전국적으로 약한 수준의 정

적 공간 자기 상관성을 형성하고 있음을 확인하였다.

한편, 본 연구의 실증분석에서 종속변수로 활용하는 지방소멸위험지수(RE_INDEX)의 Moran's I값이 0.618(p<0.01)로 나타나 통계적으로 유의한 양(+)의 공간적 자기 상관성이 확인되었다. 이는 지방소

Table 4. Results of Moran's I Analysis

Category	Moran's I	Expected	SD	p-value
F1_DE	0.212	-0.005	0.002	0.000***
F2_FW	0.461	-0.005	0.002	0.000***
F3_LI	0.664	-0.005	0.002	0.000***
F4_RS	0.272	-0.005	0.002	0.000***
RE_INDEX	0.618	-0.005	0.002	0.000***

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

멸 위험이 개별 시군구 단위를 기준으로 무작위 분포를 보이기보다는 인접 지역 간에 유사한 수준을 갖는 군집화된 경향이 있음을 의미한다.

즉, 지방소멸 위험 요인 중 인구·경제 기반 요인과 지역유지 기반 요인은 전국적으로 상대적으로 제한적인 공간적 자기 상관성을 보였으나, 생활환경·복지 인프라 요인은 강한 군집성, 재정·복지 제도 요인은 다음 수준의 군집성을 나타내어 지방소멸 위험 요인 별로 공간적 집중 정도에 차이가 있음을 확인하였다. 또한, 지방소멸위험지수 역시 높은 수준의 정(+)의 공간적 자기 상관성을 보여, 소멸 위험이 인접 지역 간 유사한 양상으로 나타나는 경향이 있음을 확인하였다. 이러한 Moran's I 분석 결과는 본 연구에서 지방소멸 위험에 영향을 미치는 요인에 대한 실증분석 수행 단계에서의 GWR 분석 실행과 관련하여, 요인별 공간적 관계성을 고려할 필요성이 있음을 뒷받침한다.

4.3 지방소멸 위험 요인의 전역적 분석 결과

공간적 이질성을 고려한 지방소멸 위험 요인 실증 분석의 첫 번째 단계로, 최소제곱법에 의한 일반 회귀분석(OLS)을 수행하였다. 본 연구에서 종속변수로 사용한 지방소멸위험지수는 만 20~39세 여성 인구를 만 65세 이상 인구로 나눈 값으로, 지수가 높을수록 지방소멸 위험이 낮은 상태를 의미한다. 이에 따라 회귀계수가 양(+)의 방향을 가질 경우 해당 요인은 지방소멸위험지수의 증가, 즉 지방소멸 위험의

완화와 관련되며, 음(-)의 방향을 가질 경우에는 지방소멸위험지수의 감소, 즉 지방소멸 위험의 심화와 관련되는 것으로 해석된다. 이러한 기준에 따른 OLS 분석 결과는 다음과 같다. 본 연구에서는 최초 구성한 다수의 설명변수 간 잠재적인 다중공선성 문제를 완화하기 위해 요인분석을 통해 잠재요인을 도출하고, 도출된 요인점수를 활용하여 회귀분석을 수행하였다. 요인점수는 상호 직교(orthogonal)된 특성을 가지므로 변수 간 중복 설명력을 구조적으로 제거하는 효과가 있으며, 이에 따라 다중공선성 문제를 사전에 통제하였다.

인구·경제 기반 요인(F1_DE), 재정·복지 제도 요인(F2_FW), 생활환경·복지 인프라 요인(F3_LI), 지역유지 기반 요인(F4_RS)은 모두 유의수준 0.01에서 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 나타냈다. 이는 각각의 요인이 지방소멸 위험 완화와 유의미한 연관성이 있음을 의미한다. 특히 지역유지 기반 요인(F4_RS) 역시 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보였다.

지역유지 기반 요인(F4_RS)의 회귀계수가 가장 크게 나타난 것은 조출생률, 청년인구 순이동률, 노후주택 비율 등으로 대표되는 지역유지 기반의 구조적 특성이 지방소멸위험지수와 밀접하게 연관되어 있음을 의미한다. 이는 인구 재생산 기반이 상대적으로 양호하고 연령대별 인구구성이 균형 잡힌 지역일수록 지방소멸 위험이 낮게 평가될 수 있음을 시

사한다. 이러한 결과는 지역유지 기반의 특성이 지역의 지속가능성을 뒷받침하는 핵심 요인이라는 기존 지방소멸 및 축소도시 연구와 맥락을 같이 한다. 이는 단일 지표의 영향이라기보다, 인구 재생산 기반과 연령구조 전반을 포괄하는 구조적 특성이 지방소멸 위험과 연관됨을 시사한다.

인구·경제 기반 요인(F1_DE)은 지방소멸위험지수와 유의한 정(+)의 관계를 나타냈다. 이는 지역 내 사업체 총수와 종사자 수로 대표되는 경제활동 기반과 인구 규모 여건이 양호한 지역일수록 지방소멸 위험이 상대적으로 낮게 나타남을 의미한다. 특히, 인구 감소와 고령화가 완화된 지역에서는 경제 기반의 유지 가능성이 높아지고 해당 지역에서의 소멸 위험 완화로 이어질 수 있다는 점에서 일반적인 해석과도 부합한다.

생활환경·복지 인프라 요인(F3_LI) 또한 지방소멸위험지수와 유의한 정(+)의 관계를 보였다. 이는 녹지, 문화시설, 사회복지시설과 같은 생활환경 인프라와 주거 여건, 공공서비스 접근성이 상대적으로 양호한 지역일수록 정주 여건이 개선되고, 그 결과 인구 유지력이 강화되어 소멸 위험이 낮게 평가되는 경향이 있음을 의미한다. 생활환경과 복지 인프라 수준이 지역 정주성과 밀접하게 연관된다는 점에서, 이와 같은 분석 결과는 선행 연구에서 지속적으로 강조되었던 주장들과 일치한다.

재정·복지 제도 요인(F2_FW) 역시 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 나타냈으나, 계수의 크기는 다른 요인들과 유사한 수준으로 나타났다. 이는 재정자립도, 기초생활보장 및 연금 수급과 같은 복지 제도 관련 지표들이 지방소멸 위험 완화에 일정 부분 관련성을 가질 수 있으나 직접적인 영향력은 상대적으로 낮음을 의미한다. 즉, 재정·복지 제도는 소멸 위험을 보조적으로 완화하는 요인으로 작용하되, 핵심적인 영향 요인은 인구, 사회, 경제, 물리적 특성에 있음을 시사한다.

OLS 모형은 전반적으로 높은 수준의 통계적 유의성을 확보한 것으로 나타났으며, 지방소멸위험지수의 변동을 설명하는 데 있어 의미 있는 설명력(R^2 : 0.878)을 나타냈다. 또한 설명변수에 대한 분산팽창계수(VIF)를 추가로 검토한 결과, 모든 요인의 VIF 값이 1에 근접한 수준(1.003~1.006)으로 나타나 다중공선성 문제는 사실상 존재하지 않는 것으로 판단된다(Table 5 참조). 특히, 지역유지 기반 요인을 중심으로, 인구·경제 기반 요인, 재정·복지 제도 요인, 생활환경·복지 인프라 요인이 모두 유의미한 정(+)의 방향성을 보이면서, 지방소멸 위험이 단일한 요인이 아닌 다양한 요인들에 의해 영향받음을 확인할 수 있다. 단, 이러한 설명변수들은 전국의 모든 지역에서 동일한 방식으로 작용하지 않을 수 있다. 지방소멸은 인구·사회적 구조, 생활 인프라, 지역경제 조건이 지

Table 5. OLS Estimation Results for the Regional Extinction Risk Index

Division	OLS (R^2 : 0.878, F-value: 411.787)				
	Estimate	Std.error	t-value	p-value	VIF
Intercept	0.000	0.023	0.000	1.000	-
F1_DE	0.450	0.024	19.077	0.000***	1.003
F2_FW	0.437	0.025	17.788	0.000***	1.003
F3_LI	0.469	0.024	19.323	0.000***	1.005
F4_RS	0.547	0.025	21.450	0.000***	1.006
Non-Stationarity			27.551		

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

Table 6. Results of GWR for the Regional Extinction Risk Index

Division	GWR (R^2 : 0.904, AICc: -54.023)			
	Mean	Min	Max	SD
F1_DE	0.290	0.253	0.338	0.019
F2_FW	0.265	0.193	0.349	0.016
F3_LI	0.307	0.205	0.406	0.070
F4_RS	0.376	0.290	0.430	0.020

역별로 상이하게 결합해 나타나는 현상으로, OLS와 같은 전역적 회귀 모형만으로는 공간적 차이를 충분히 설명하기 어렵다. 이에 따라, 다음 단계에서는 국지적 회귀 모형(GWR)을 적용하여, 개별 요인의 영향력이 공간적으로 어떠한 변동성을 지니는지 분석하였다. 이는 전역적 모형의 한계를 보완하고, 지역별 특성을 반영한 지방소멸 위험 대응 전략을 도출하는데 보다 유의미한 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

4.4 지방소멸 위험 요인의 국지적 분석

전역적 회귀 모형에서 유의한 변수로 도출된 인구·경제 기반 요인, 재정·복지 제도 요인, 생활환경·복지 인프라 요인, 지역유지 기반 요인을 설명변수로 포함하여 GWR 모형을 구성하였다. 공간적 비정상성을 고려하기 위해 적응형 커널(Adaptive Kernel) 기반의 AICc 최적화 방식을 적용하였으며, 이를 통해 지역별 관측치의 공간적 가중치를 최적화하였다.

모형 추정 결과(Table 6), 4개 지방소멸 위험 영향 요인의 평균 회귀계수 값은 각각 0.290, 0.265, 0.307, 0.376으로 나타났으며, 전반적으로 지역유지 기반 요인과 생활환경·복지 인프라 요인이 종속 변수에 대해 상대적으로 큰 평균적 영향력을 갖는 것으로 확인되었다. 이에 비해 재정·복지 제도 요인은 비교적 낮은 국지적 회귀계수 값을 보여, 타 요인들보다 영향력 수준이 제한적인 특성을 보였다. 이와 함께 표준오차(SE) 및 T-value의 공간적 분포 또한 전역적 회귀 모형의 전제조건을 충족하지 않는

것으로 확인되었는데, 이는 지방소멸 위험이 단일한 기제로 설명되지 않으며 지역적 특성과 관련한 공간적 이질성의 반영이 필요함을 확인하였다.

GWR의 국지적 회귀계수는 지역별 편차가 뚜렷하여, 지방소멸 위험에 미치는 영향 요인의 공간적 이질성이 확인되었다. 특히, 생활환경·복지 인프라 요인(F3_LI)은 회귀계수의 공간적 차이가 가장 크게 나타나, 지역별로 지방소멸 위험을 설명하는 영향력이 현저히 달라지는 현상을 보였다. 반면, 재정·복지 제도 요인(F2_FW)은 상대적으로 균질한 영향력을 보이는 지방소멸 위험 요인 간의 차이가 확인되었다.

GWR 모형의 결과로 도출한 설명 변수별 국지적 회귀계수에 대한 공간적 시각화 결과는 지방소멸 위험을 설명하는 요인들이 권역별로 다른 강도로 작용하고 있음을 보여준다(Figs. 2~5 참조). 인구·경제 기반 요인(F1_DE)은 수도권 남부, 충청 서부, 전북 일부 등 서부 축에서 높은 회귀계수 분포를 보였으며, 해당 권역에서 인구 규모와 경제·고용 기반이 지방소멸 위험과 더 밀접하게 연관되어 있음을 나타냈다. 이는 수도권 접근성이나 산업·고용 거점의 분포 등 지역적 여건이 반영된 결과로 해석할 수 있다. 재정·복지 제도 요인(F2_FW)은 전반적으로 유사한 회귀계수 값의 분포를 보였고, 이는 해당 요인이 지역 특성보다는 전국적으로 적용되는 제도·구조적 맥락에 영향을 받고 있음을 시사한다. 생활환경·복지 인프라 요인(F3_LI)은 수도권 외곽과 충청·강원 일부 지역에서 상대적으로 높은 회귀계수의 분포를

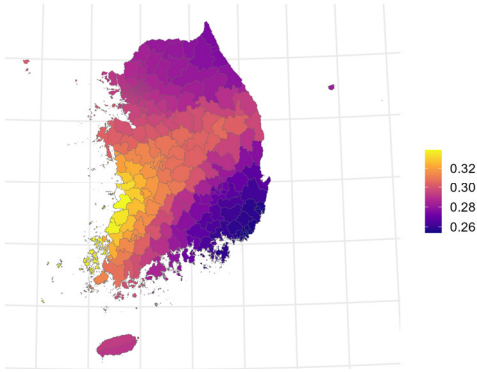


Fig. 2. GWR Coefficient Distribution (F1_DE)

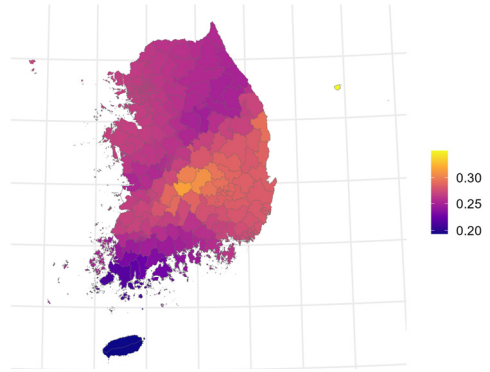


Fig. 3. GWR Coefficient Distribution (F2_FW)

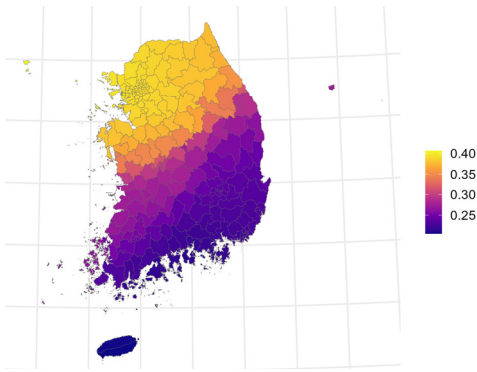


Fig. 4. GWR Coefficient Distribution (F3_LI)

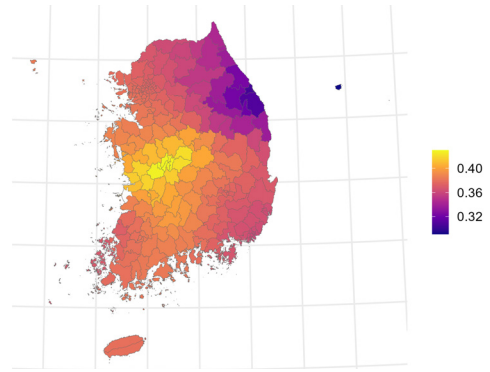


Fig. 5. GWR Coefficient Distribution (F4_RS)

보이지만, 남부 연안 및 일부 대도시 인접 지역에서는 낮은 값을 나타냈다. 이는 생활환경·복지 인프라 요인이 지역적 여건에 따라 차별적으로 작용하며, 그 영향력 수준의 차이 역시 타 요인보다 비교적 뚜렷함을 보여준다. 마지막으로 지역유지 기반 요인 (F4_RS)은 충청 중부지역에서 높은 회귀계수 값을 보였고, 평균적으로 가장 큰 영향력을 갖는 요인임이 확인되었다. 이는 해당 지역에서 인구 이동과 구조 변화의 특성이 지방소멸 위험과 밀접하게 연관되어 있음을 보여주는 결과라 할 수 있다.

이와 같이, GWR 분석을 통해 지방소멸 위험의 공간적 이질성을 확인하였다. 이러한 결과는 지방소멸 대응 정책이 지역유지 기반 요인을 중심으로 고려하

되, 지역이 갖는 공간적 특성과 차이를 반영한 차별화된 대응 전략 수립의 필요성을 시사한다.

4.5 지방소멸 위험 요인 영향력 기반 유형 구분

본 연구에서는 전국 시군구를 대상으로 지방소멸 위험 요인의 지역별 영향력 차이를 고려한 전국 시군구 유형화를 위해 군집분석을 수행하였다(Table 7). 이는 지방소멸 위험 관련 지역별 차이를 고려하여 정책적으로 차별화된 대응책 마련을 위한 기초 자료로서의 의미가 있다. 군집 개수는 팔꿈치 기법을 적용하여, 군집 간 특성을 가장 명확하게 구분할 수 있는 군집 개수를 설정하였다. 팔꿈치 기법에 기초한 지역 간 이질성을 가장 효과적으로 설명하는

Table 7. Cluster Analysis Results of GWR Analysis of Regional Extinction Risk Index

Group	N	F1_DE				F2_FW				F3_LI				F4_RS			
		MIN	MAX	AVE	SD	MIN	MAX	AVE	SD	MIN	MAX	AVE	SD	MIN	MAX	AVE	SD
A01	7	0.29	0.31	0.30	0.01	0.29	0.32	0.30	0.01	0.25	0.28	0.26	0.01	0.39	0.40	0.39	0.01
A02	1	0.28	0.28	0.28	NA	0.35	0.35	0.35	NA	0.27	0.27	0.27	NA	0.29	0.29	0.29	NA
A03	11	0.29	0.32	0.30	0.01	0.19	0.23	0.22	0.01	0.21	0.24	0.22	0.01	0.38	0.38	0.38	0.00
A04	7	0.28	0.30	0.28	0.01	0.25	0.26	0.25	0.00	0.32	0.37	0.35	0.02	0.26	0.28	0.27	0.01
A05	11	0.29	0.32	0.31	0.01	0.26	0.28	0.27	0.01	0.24	0.30	0.27	0.02	0.38	0.42	0.40	0.01
A06	17	0.30	0.34	0.32	0.01	0.24	0.27	0.26	0.01	0.24	0.27	0.26	0.01	0.37	0.40	0.38	0.01
A07	14	0.30	0.32	0.31	0.01	0.25	0.27	0.26	0.00	0.34	0.38	0.36	0.01	0.39	0.41	0.40	0.01
A08	5	0.29	0.31	0.30	0.01	0.27	0.29	0.27	0.01	0.26	0.29	0.28	0.01	0.31	0.35	0.33	0.02
A09	31	0.25	0.27	0.26	0.00	0.26	0.28	0.28	0.00	0.22	0.23	0.23	0.00	0.36	0.37	0.36	0.00
A10	21	0.27	0.30	0.28	0.01	0.28	0.29	0.29	0.00	0.23	0.25	0.24	0.01	0.36	0.38	0.37	0.01
A11	11	0.26	0.29	0.28	0.01	0.24	0.26	0.25	0.01	0.22	0.23	0.22	0.00	0.37	0.39	0.38	0.01
A12	13	0.31	0.33	0.32	0.01	0.25	0.27	0.26	0.00	0.28	0.32	0.30	0.01	0.41	0.43	0.42	0.01
A13	14	0.28	0.30	0.28	0.01	0.25	0.26	0.26	0.00	0.32	0.39	0.38	0.02	0.34	0.37	0.36	0.01
A14	66	0.28	0.30	0.29	0.00	0.25	0.27	0.26	0.00	0.37	0.41	0.39	0.00	0.37	0.39	0.38	0.00

Note: The A02 group consists of a single administrative district (Ulleung-gun), and therefore the standard deviation (SD) is indicated as NA.

최종적인 군집의 개수는 14개이다.

K-means 군집분석 적용 결과(Fig. 6), 전국 시군구는 서로 유사한 인구, 경제, 사회, 물리, 도시서비스 등 총 20개 지표 기반의 4개 요인의 영향력을 공유하는 14개 군집으로 유형화되었다. 군집별 공간 분포 특성의 경우, 일부 군집은 수도권 및 광역시 주변에 집중적으로 위치하여 도시적 여건을 공유하는 한편, 다른 군집은 농·산·어촌 지역이나 산업구조 전환에 따른 위기에 도달한 지역 등 지역적 여건 변화 또는 맥락과 연결되어 분포하는 경향이 확인되었다. 이는 지역이 단순한 지푹값의 차이만으로 구분되는 것이 아니라, 여러 가지 복합적 요인과 공간 변화의 맥락이 함께 작용하여 구조적으로 구분되는 군집이 형성됨을 의미한다.

군집별 특성은 GWR 분석 결과로도 도출한 4개 요인의 국지적 회귀계수의 군집별 평균값을 토대로 살펴보면, 군집 간 차이가 명확히 확인할 수 있다. 수도권

및 주변 지역을 중심으로 하는 군집(A13, A14)에서는 생활환경·복지 인프라 요인(F3_LI)가 강하게 작용하는 반면, 지역유지 기반 요인(F4_RS)과 재정·복지 제도 요인(F2_FW)의 영향은 상대적으로 크지 않

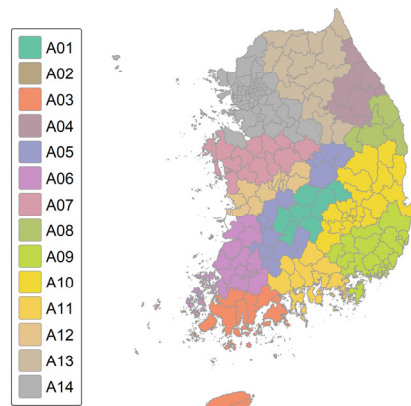


Fig. 6. Clustering of Factors Influencing Urban Shrinkage

은 특성을 보였다. 대전 및 충청권에 해당하는 군집(A07, A12)은 인구·경제 기반 요인(F1_DE)과 지역 유지 기반 요인(F4_RS)이 큰 값을 보여, 행정·산업 거점 기능과 인구 이동 특성이 동시에 작동하는 특성을 나타냈다. 강원 동부 지역에 주로 분포하는 군집(A04, A08)은 생활환경·복지 인프라 요인(F3_LI)의 영향이 지역별 차이를 나타내지만, 인구·경제 기반 요인(F1_DE)의 영향력은 크지 않은 경향을 보였다. 영남권 지역 대부분에 해당하는 군집(A09, A10)은 인구·경제 기반 요인(F1_DE)과 재정·복지 제도 요인(F2_FW)이 일정 수준 작용하는 가운데, 지역유지 기반 요인(F4_RS)의 영향은 지역별 차이를 보였다. 반면, 호남 및 남부 내륙의 농·산·어촌 지역에 주로 분포하는 군집(A01, A02, A03, A05, A06, A11)은 지역유지 기반 요인(F4_RS)이 지방소멸 위험을 설명하는 핵심 요인으로 확인되었으며, 타 요인들의 영향은 제한적이었다.

이와 같이, 군집별로 관찰되는 지방소멸 위험 영향 요인들의 공간적 분포 차이는 지방소멸 위험이 단일 요인에 의해 설명되기보다, 지역별 여건에 따라 서로 다른 요인이 차별적으로 작용할 가능성을 시사한다. 이러한 군집별 특성은 지방소멸 위험에 대한 대응이 획일적인 지표 개선이나 전국을 대상으로 하는 단일한 정책 수단에 의존하기보다는 지역의 특성과 요인별 변화 양상을 고려한 맞춤형 접근이 필요함을 의미한다.

5. 요약 및 결론

본 연구는 전국 시군구를 대상으로, 2022년의 인구, 경제, 사회, 물리, 도시서비스 지표들을 활용하여 공통 요인으로 추약하고 지방소멸 위험에 미치는 영향 및 공간적 이질성에 대해 실증하였다. 이를 위해, 요인분석을 통한 핵심 요인을 도출하였고, OLS 모형을 적용하여 전역적 수준에서의 영향 관계를 검토하

였다. 분석 결과, 모든 요인이 지방소멸 위험과 유의미한 연관성을 보였으나, 지역별로 영향력이 상이한 비정상성(Non-stationarity)을 확인하였다. 이러한 공간적 이질성을 극복하기 위한 분석모형으로 GWR을 적용하였다.

실증분석 결과의 핵심 내용은 다음과 같다. 첫째, OLS 분석 결과, 인구·경제 기반 요인, 재정·복지 제도 요인, 생활환경·복지 인프라 요인, 지역유지 기반 요인은 모두 유의수준 0.01에서 지방소멸위험지수에 유의미한 정(+)의 영향을 나타냈다. 특히, 지역유지 기반 요인은 지방소멸 위험 완화에 있어 핵심적으로 기능할 수 있음이 확인되었다. 그리고 다른 3개 요인 역시 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되어, 지방소멸이 단일한 요인이 아닌 인구, 경제, 생활환경, 제도적 요인들의 종합적인 영향에 기반한 대응책 마련이 필요함을 확인하였다.

둘째, GWR 모형 적용 결과, 시군구 단위의 공간 데이터에서 확인되는 공간적 이질성에 대한 고려가 필요함을 확인하였다. 즉, 지방소멸 위험의 영향 요인이 지역별로 상이하게 작용할 수 있다는 점을 고려하여, 지방자치단체 수준에서의 지역 특성을 고려한 맞춤형 대응 정책의 필요성을 재확인하였다.

셋째, GWR 분석 결과를 통해 지방소멸위험지수에 영향을 미치는 요인을 살펴보면, 생활환경·복지 인프라 요인과 지역유지 기반 요인이 지역별 편차와 영향력이 상대적으로 큰 핵심 요인이었으며, 인구·경제 기반 요인은 중간 수준의 영향력 및 일부 지역에서의 선택적 작용이 나타났다. 반면, 재정·복지 제도 요인은 전반적으로 작은 회귀계수를 보여 상대적으로 낮은 소멸 위험의 영향력이 확인되었다. 이러한 결과는 지방소멸 위험이 전국적으로 동일한 요인에 의해 설명되기보다는, 생활환경과 인구구조 등 지역 여건에 따라 차별적으로 형성되고 있음을 확인하였다.

넷째, 지방소멸 위험에 대한 영향 요인을 기준으

로, 시군구에 대한 군집화 및 유형화를 수행한 결과 14개 집단으로 구분되었고, 이들 집단은 광역자치단체 경계를 넘어서는 군집들이 확인되었으며, 군집별로 지방소멸 위험에 작용하는 요인의 영향력과 특성이 상이하였다. 이는 지방소멸 위험 대응 정책 수립 시, 군집별로 두드러지는 요인의 구조적 특성을 반영할 필요가 있음을 보여준다. 또한, 영향 요인의 공간적 이질성이 존재함에도 불구하고 일부 시군구는 서로 유사한 특성을 공유하고 있어, 지방자치단체 간 정책적 연계나 공동 대응 전략 마련의 필요성 역시 시사하는 결과이다.

본 연구는 지방소멸위험지수에 영향을 미치는 요인의 공간적 차이를 실증적으로 규명하고, 이를 바탕으로 시군구를 군집 단위로 유형화하여 향후 정책 수립에 참고할 수 있는 기초적 근거를 제시했다는 데 의미가 있다. 반면, 본 연구에서는 분석의 일관성을 위해 2022년 기준 데이터를 사용하였으나, 향후 연구에서는 다년도 데이터를 활용하여 시간적 변화 과정을 함께 고려할 필요가 있다. 아울러 정책 개입 변수나 지역 생활 여건에 관한 세밀한 자료를 포함함으로써 지방소멸 위험에 대한 구조적 메커니즘을 다각도로 규명하는 연구 역시 향후 연구과제라 할 수 있다.

참고문헌

1. 고문익·김걸(2021), “한국의 지방소멸위험에 대한 설명인자 연구”, 『한국도시지리학회지』, 24(1): 17~27.
2. 구형수·김태환·이승욱·민범식(2016), 『저성장 시대의 축소도시 실태와 정책방안 연구』, 세종: 국토연구원.
3. 김광구(2003), “공간자기상관(Spatial Autocorrelation)의 탐색과 공간회귀분석(Spatial Regression)의 활용”, 『정책분석평가학회보』, 13(1): 273~294.
4. 김우현(2025), “지방소멸 영향요인에 관한 연구”, 석사학위논문, 고려대학교.
5. 김일·금재덕(2025), “지방소멸에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『한국공공관리학보』, 39(1): 93~111.
6. 김정환(역)(2015), 『지방 소멸: 인구감소로 연쇄붕괴하는 도시와 지방의 생존전략』, 서울: 와이즈베리(増田寛也, 『地方消滅: 東京一極集中が招く人口急減』, 東京: 中央公論新社).
7. 노민지·유선종(2017), “공간자기상관분석을 통한 노후주택 관리와 정비 방향에 관한 연구”, 『한국지적학회지』, 33(1): 71~88.
8. 박승규·김선기(2016), 『저출산·고령화에 의한 소멸지역분석』, 강원: 한국지방행정연구원.
9. 박승현(2017), “‘지방소멸’과 ‘지방창생’ ‘재후’(災後) 관점으로 본 ‘마사다 보고서’”, 『일본비평』, 16: 158~183.
10. 박일수·김은주·홍성욱·강성홍(2013), “지리적 가중회귀모형을 이용한 지역별 심장지 발생요인에 관한 연구”, 『보건사회연구』, 33(3): 237~257.
11. 성은영·임우경·심경미·윤주선(2015), 『지역특성을 고려한 스마트 축소 도시재생 전략 연구』, 세종: 건축도시공간연구소.
12. 오단이·정은정·김선영·이은진·최유진(2024), “지방소멸 대응을 위한 사회적경제 사례 연구: 춘천시 사례를 중심으로”, 『사회적경제와 정책연구』, 14(2): 113~140.
13. 원광희·채성주·송창식(2010), 『인구감소시대 축소도시 활성화 전략』, 청구: 충북연구원.
14. 유한별·탁근주·문정승(2021), “한국 지방소멸 요인과 극복 방안에 관한 연구: 머신러닝 방법을 통한 탐색”, 『지방정부연구』, 24(4): 443~476.
15. 이민관·이주형(2010), “중소도시의 지역특성이 인구이동에 미치는 영향”, 『한국지방자치연구』, 12(3): 139~168.
16. 이상호(2016), “한국의 지방소멸에 관한 7가지 분석”, 『지역고용동향브리프』, 봄호: 1~20.
17. 이정은·박윤미·김민주(2023), “한국형 축소도시의 정의와 진단: 축소도시, 쇠퇴도시, 지방소멸 관련 문헌 고찰을 중심으로”, 『국토연구』, 119: 3~29.
18. 이창효·김기중(2021), “공간효과를 고려한 지역 간 집 증감의 영향요인 차이”, 『국토계획』, 56(3): 142~156.
19. 이채현·김감영(2022), “도시계획의 이상과 현실 사이의 괴리: 축소도시 대응 방안”, 『한국도시지리학회지』, 25(1): 69~85.
20. 이항미·최봉문·김종하(2023), “인구감소지역의 인구

- 유입을 위한 정책 수요에 관한 연구”, 『LHI Journal』, 14(2): 73~82.
21. 전경구·전형준(2016), “인구감소지역의 스마트 쇠퇴를 위한 축소도시계획에 관한 연구”, 『한국지역개발학회지』, 28(1): 1~28.
 22. 정혁(2025), “한국 지방소멸 요인 실증분석과 지역개발 관점 대응 정책”, 『국제지역연구』, 34(4): 77~115.
 23. 주수현·강성구·김서현·윤서람·천상현(2025), “지역별 생산·소비활력 특성을 고려한 지역활력/소멸지수 개발”, 『토지주택연구』, 163(2): 49~67.
 24. 최재현·박판기(2020), “한국 축소도시의 지역적 특성과 도시정책의 방향”, 『도시지리학회지』, 23(2): 1~13.
 25. 최창호·유연우(2017), “탐색적요인분석과 확인적요인분석의 비교에 관한 연구”, 『디지털융복합연구』, 15(10): 103~111.
 26. 통계청(2023), “2023년 출생 통계”, 대전.
 27. 허용호·이창수·김찬호(2024), “지방소멸위험에 따른 도시 유형화 및 유형별 특성 분석”, 『국토연구』, 121: 73~90.
 28. 국가통계포털, “노후주택비율(시도/시/군/구)”, 2025.9.12a 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL202004&conn_path=I2. Korean Statistical Information Service, “Ratio of Aged Housing Units (Province/City/County/District)”, Accessed September 12, 2025a. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL202004&conn_path=I2 (in Korean).
 29. 국가통계포털, “녹지율(시도/시/군/구)”, 2025.9.12b 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL202105E&conn_path=I2. Korean Statistical Information Service, “Green Area Ratio (Province/City/County/District)”, Accessed September 12, 2025b. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL202105E&conn_path=I2 (in Korean).
 30. 국가통계포털, “도로포장률(시도/시/군/구)”, 2025.9.12c 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20721&conn_path=I2. Korean Statistical Information Service, “Road Pavement Ratio (Province/City/County/District)”, Accessed September 12, 2025c. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20721&conn_path=I2 (in Korean).
 31. 국가통계포털, “유아 천명당 보육시설수(시도/시/군/구)”, 2025.9.12d 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20951&conn_path=I2. Korean Statistical Information Service, “Number of Childcare Facilities per 1,000 Infants (Province/City/County/District)”, Accessed September 12, 2025d. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20951&conn_path=I2 (in Korean).
 32. 국가통계포털, “인구 십만명당 문화기반시설수(시도/시/군/구)”, 2025.9.12e 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20931&conn_path=I2. Korean Statistical Information Service, “Number of Cultural Infrastructure Facilities per 100,000 Population (Province/City/County/District)”, Accessed September 12, 2025e. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20931&conn_path=I2 (in Korean).
 33. 국가통계포털, “인구 십만명당 사회복지시설수(시도/시/군/구)”, 2025.9.12f 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20941&conn_path=I2. Korean Statistical Information Service, “Number of Social Welfare Facilities per 100,000 Population (Province/City/County/District)”, Accessed September 12, 2025f. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20941&conn_path=I2 (in Korean).
 34. 국가통계포털, “인구 천명당 사설학원수(시도/시/군/구)”, 2025.9.12g 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL21191&conn_path=I2. Korean Statistical Information Service, “Number of Private Educational Institutes per 1,000 Population (Province/City/County/District)”, Accessed September 12, 2025g. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL21191&conn_path=I2 (in Korean).
 35. 국가통계포털, “인구 천명당 의료기관병상수(시도/시/군/구)”, 2025.9.12h 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20971&conn_path=I2.

- Korean Statistical Information Service, "Number of Hospital Beds per 1,000 Population (Province/City/County/District)", Accessed September 12, 2025h. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20971&conn_path=I2 (in Korean).
36. 국가통계포털, "인구총조사 연평균 인구증감률(시도/시/군/구)", 2025.9.12i 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20622&conn_path=I2.
Korean Statistical Information Service, "Average Annual Population Growth Rate from the Population Census (Province/City/County/District)", Accessed September 12, 2025i. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20622&conn_path=I2 (in Korean).
37. 국가통계포털, "미거주주택(빈집)비율(시도/시/군/구)", 2025.9.13a 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL202005&conn_path=I2.
Korean Statistical Information Service, "Vacant Housing Ratio (Province/City/County/District)", Accessed September 13, 2025a. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL202005&conn_path=I2 (in Korean).
38. 국가통계포털, "시도·산업·조직형태별 사업체수, 종사자수", 2025.9.13b 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1K52F02&conn_path=I2.
Korean Statistical Information Service, "Number of Establishments and Employees by Province, Industry, and Organizational Type", Accessed September 13, 2025b. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1K52F02&conn_path=I2 (in Korean).
39. 국가통계포털, "청년순이동률(시도/시/군/구)", 2025.9.13c 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20642&conn_path=I2.
Korean Statistical Information Service, "Net Migration Rate of Youth Population (Province/City/County/District)", Accessed September 13, 2025c. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20642&conn_path=I2 (in Korean).
40. 국가통계포털, "성 및 연령별 추계인구(1세별, 5세별)/전국", 2025.9.14 읽음. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPA001&conn_path=I2.
Korean Statistical Information Service, "Projected Population by Sex and Age (Single-Year and Five-Year Age Groups)/Nationwide", Accessed September 14, 2025. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1BPA001&conn_path=I2 (in Korean).
41. 균형발전지표원자료, "국민기초생활수급자 비율", 2025.9.15a 읽음. <https://www.nabis.go.kr/totalStatisticsDetailView.do?menucd=168&menuFlag=Y&menuFlag=Y>.
Balanced Development Statistics, "Ratio of National Basic Livelihood Security Beneficiaries", Accessed September 15, 2025a. <https://www.nabis.go.kr/totalStatisticsDetailView.do?menucd=168&menuFlag=Y&menuFlag=Y> (in Korean).
42. 균형발전지표원자료, "지자체 복원 및 사회복지 분야 예산", 2025.9.15b 읽음. <https://www.nabis.go.kr/totalStatisticsDetailView.do?menucd=168&menuFlag=Y&menuFlag=Y>.
Balanced Development Statistics, "Local Government Budget for Restoration and Social Welfare", Accessed September 15, 2025b. <https://www.nabis.go.kr/totalStatisticsDetailView.do?menucd=168&menuFlag=Y&menuFlag=Y> (in Korean).
43. 지방재정 365, "재정자립도[최종]", 2025.9.13 읽음. <https://www.lofin365.go.kr/portal/LF2210000.do?tab=cntry&pfaIndcCd=A014&rgnzDvCd=02&byatcClsTy=LCTBBDG11&fyr=2024>.
Local Finance 365, "Financial Independence Ratio [Final]", Accessed September 13, 2025. <https://www.lofin365.go.kr/portal/LF2210000.do?tab=cntry&pfaIndcCd=A014&rgnzDvCd=02&byatcClsTy=LCTBBDG11&fyr=2024> (in Korean).
44. 한국사회보장정보원, "기초연금 인구대비 수급률", 2025.9.13 읽음. <https://www.bokjiro.go.kr/ssis-tbu/twatxa/wlfarePr/selectWlfareSubMain.do?dmMnuParam=MTWAT00069>.
Korea Social Security Information Service, "Basic Pension Benefit Receipt Rate Relative to Population", Accessed September 13, 2025. <https://www.bokjiro.go.kr/ssis-tbu/twatxa/wlfarePr/selectWlfareSubMain.do?dmMnuParam=MTWAT00069> (in Korean).
45. 행정안전부 주민등록 인구통계, "고령 인구 현황", 2025.

- 9.12a 읽음. <https://jumin.mois.go.kr/#>.
Population Statistics Based on Resident Registration, “Status of Elderly Population”, Accessed September 12, 2025a. <https://jumin.mois.go.kr/#> (in Korean).
46. 행정안전부 주민등록 인구통계, “유소년인구 현황”, 2025.9.12b 읽음. <https://jumin.mois.go.kr/#>.
Population Statistics Based on Resident Registration, “Status of Juvenile Population”, Accessed September 12, 2025b. <https://jumin.mois.go.kr/#> (in Korean).
47. 행정안전부 주민등록 인구통계, “행정동별 주민등록 기준 출생등록”, 2025.9.12c 읽음. <https://jumin.mois.go.kr/#>.
Population Statistics Based on Resident Registration, “Birth Registrations Based on Resident Registration by Administrative Dong”, Accessed September 12, 2025c. <https://jumin.mois.go.kr/#> (in Korean).

요약

본 연구는 저출산과 고령화 현상이 심화되고 있는 지방소멸 문제의 원인을 종합적으로 분석하고, 지역별로 차별화된 영향을 미치고 있음을 실증하기 위해 수행되었다. 실증분석을 위해, 지방소멸위험지수를 종속변수로 설정하고, 이와 관련한 주요 영향요인으로 인구·경제 기반 요인, 재정·복지 제도 요인, 생활환경·복지 인프라 요인, 그리고 지역유지 기반 요인 등 4가지 차원으로 구분하여 검토하였다. 연구 결과, 지방소멸과 직접적으로 연관성이 있는 인구규모 감소뿐만 아니라 지역의 경제 기반, 재정 여건 및 복지 제도, 그리고 생활환경 인프라 수준이 지방소멸 위험에 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 특히, 청년층의 순이동률과 같은 지역유지 기반의 변화는 지역의 지속 가능성을 결정하는 핵심 지표로 나타났다. 이는 지방소멸 대응 정책이 단순 출산률 증대나 인구 유입을 넘어, 경제적 측면에서의 고용 기회 확대, 지역의 생활환경 인프라와 서비스의 질적 수준 향상을 포함한 종합적인 접근이 필요함을 시사한다. 본 연구의 결과는 지방자치단체의 특성을 고려한 맞춤형 지방소멸 대응 전략 수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

주제어: 지방소멸 위험, 인구학적 구조 변화, 생활환경 인프라, 지역 지속가능성, 공간적 이질성

자가보유 가구의 임차 점유 형태 선택 : 학업 성취 수준의 효과를 중심으로

Rental Housing Choices Among Homeowners : The Role of Academic Achievement

심주희* · 김진엽**

JuHee Shim* · JinYhup Kim**

Abstract

This study examined how high academic achievement influences rental housing choices among homeowners. An empirical analysis was conducted using a panel fixed-effects binary logistic regression model with 14 years of data (2009 - 2022) from the Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS), combined with national-level academic achievement data provided by the EduData Service System (EDSS) of the Education Data Platform. The main findings are as follows. First, a positive effect was identified in the middle-achievement group nationwide. Second, in Seoul metropolitan areas, a positive effect was observed in the upper-middle achievement group, whereas a negative effect was identified in non-Seoul metropolitan areas. Third, the interaction term related to educational factors showed a positive effect in the upper-middle group in Seoul metropolitan areas and a negative effect in non-Seoul metropolitan areas. Based on these findings, this study suggests the need for policy approaches that differentiate between Seoul metropolitan and non-Seoul metropolitan areas and emphasizes the importance of balanced housing policies that take educational environments into account.

Keywords: Home-Owning Renters, National Level of Academic Achievement, Panel Fixed-Effects Binary Logistic Regression Model

1. 서론

자가보유 전·월세 가구는 자가를 보유하고 있음에도 전·월세로 임차하여 거주하는 가구를 의미한다. 본 연구에서는 이를 '자가보유 임차 가구'로 정의한다. 자가보유 임차 가구는 전체 가구의 약 5% 수준이며 임차 가구를 기준으로 약 13% 정도를 차지하

고 있다. 특히 서울(8%), 인천(6%), 경기도(6%)의 수도권 지역에서 높게 나타난다(김형근, 2019). 국토교통부에 따르면 주택보급률은 2023년 기준 102.5%에 달하지만, 자가점유율은 57.4%에 그치고 있다. 지역별 자가점유율은 도 지역 65.4%, 광역시 58.9%, 수도권 51.9% 순으로 자가에 거주하고 있다(국토교통부, 2024). 국내의 자가점유율이 낮

*계명대학교 도시계획 및 교통공학과 석사과정(주저자: 1115156@stu.kmu.ac.kr)

**계명대학교 도시계획 및 교통공학과 조교수(교신저자: jyk@kmu.ac.kr)

은 현상은 경제적 요인만으로는 충분히 설명되기 어려우며, 교육을 비롯한 사회적 요인까지 포괄적으로 검토되어야 한다. 주택보급률이 100%를 넘은 현재에도 자가점유율이 여전히 낮은 수준에 머물러 있다는 것은 임차 거주자의 선택이 주택의 소유 여부에만 달려있지 않으며 주택의 소유와 거주에 대한 가구의 선택이 다양한 요인에 의해 결정될 수 있다는 것을 시사한다(김형근, 2019).

점유 형태별 5년 내 이사계획 이유로 자가거주는 '자녀 양육 및 교육환경'이 16.4%로 상대적으로 높게 나타났다. 이는 자가를 보유한 가구가 주거 이동 시 교육환경을 중시하는 경향이 강하다는 것을 의미한다(국토교통부, 2024). 아울러 학령기 자녀의 경우 이사계획과 수도권으로의 주거 이동에 모두 유의한 영향력을 보여 비수도권에서 수도권으로의 교육을 위한 주거 이동이 일어나고 있음을 예측할 수 있다(임미화, 2020). 이처럼 교육은 주거 이동과 점유 형태 결정에 중요한 변수로 작용한다. 또한 서울의 경우 읍면지역에 비해 약 2배 이상의 사교육비를 지출하고 있고, 사교육 참여율 역시 74.3%로 전국에서 가장 높았다(임보영 외, 2017). 또한 저출산·고령화와 수도권 집중이 심화되면서 지역 간 불균형과 지방소멸의 우려가 커지고 있다(이상호 외, 2021). 특히, 공교육·사교육 접근성, 일자리 수, 교통 인프라 관련 변수는 전국적 차원에서 지방소멸 위험지수에 영향을 미치는 주요 요인으로 나타난다(신호철 외, 2023). 이러한 지역 격차는 주택 점유 형태 선택에도 영향을 미칠 것이다.

자가보유 임차 가구의 특성을 분석하기 위해서는 주택시장의 구조적 변화와 주거 이동성에 영향을 미치는 요인들을 종합적으로 고려할 필요가 있다. 그리고 우월한 교육환경에 대한 가구의 열망은 타 지역에 주택을 소유하고 있음에도 임차를 선택하여 교육환경이 우수한 지역에 거주하는 현상으로 나타나고 있다(박종훈 외, 2018). 교육환경을 평가하는 척

도로 학업성취도는 실제로 주택가격에 큰 영향을 주며, 이는 수도권과 비수도권 등 지역 간 특성 차이를 일으키는 요인으로 작용한다(Dhar and Ross, 2012; 김형태·이상엽, 2021). 자녀가 있는 가구는 자녀의 교육을 위해 높은 학업 성취 수준을 보이는 지역을 선호하기 마련이다. 이는 타 지역에 거주하는 자가보유 가구가 교육환경이 우수한 지역으로 이동하기 위해 전·월세 형태로 임차하여 거주하는 현상을 발생시키고 있다. 하지만, 일부 국내 연구에서는 지역에 따른 학군의 차이가 학업성취도에 절대적인 영향을 미치지 않으며, 오히려 가구주의 사회·인구학적 요인이 학업 성과를 결정하는 데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다(정재훈·박사유, 2025). 즉, 지역적 맥락보다는 가구의 사회경제적 특성이 중요한 요인으로 작용한다는 것이다. 따라서 이러한 상반된 실증분석 결과는 수도권과 비수도권 간 교육환경의 차이가 자가보유 가구의 임차 선택에 미치는 영향을 실증적으로 분석할 필요성을 시사한다.

자가를 보유하고 있음에도 불구하고 교육환경이 우수한 수도권의 전·월세에 임차하여 거주한다는 것은 그만큼 교육 분야에서의 수도권 집중이 심화되고 있다는 증거라고 할 수 있다. 이러한 현상을 규명하기 위해 주거안정을 누릴 수 있음에도 자가에 거주하지 않고 임차를 선택하는 자가보유 임차 가구의 특성과 결정요인을 교육적 측면과 연계하여 심층적으로 분석하고자 한다. 그중에서도 고등학교의 학업성취도와 보통학력 이상 비율을 주요 독립변수로 설정하여 연구를 진행한다. 더 나아가 수도권과 비수도권의 비교 분석을 통해 지역 간 차별적 행태를 실증적으로 규명하고, 이를 바탕으로 주택 소유와 거주 불일치 현상과 교육 불평등의 연계성을 심층적으로 탐색하고자 한다. 이를 위해 2009년부터 2022년까지 한국노동패널조사(KLIPS)와 에듀데이터(EDSS)의 학업성취도 자료를 병합한 후 패널 고정 효과 이항 로지스틱 회귀모형을 활용하여 실증 분석한다.

본 연구는 교육적 요인으로 인한 수도권과 비수도권 간의 양극화 문제가 심화될 것으로 예측되는 상황에서 주거정책 측면의 실증적 근거 및 정책적 시사점을 제시한다.

2. 선행연구 검토

2.1 자가보유 가구의 임차 선택 관련 연구

자가보유 임차 가구의 특성과 관련된 연구는 여러 학자에 의해 지속적으로 진행되어 오고 있다. 먼저 해외에서 Ioannides and Rosenthal(1994)는 주택이 소비재이자 투자재라는 이론적 배경을 바탕으로 실증분석을 진행하였다. 이를 위해 1983년 미국 가계금융조사(SCF) 자료와 순서형 프로빗 모형을 활용하였다. 자가보유 임차 가구 관련 연구의 초기 연구로서 주택 점유 형태가 소비수요와 투자수요의 상대적 크기로 결정된다고 주장하였다. 특히 가구의 점유 형태를 ① 주택을 소유하지 않고 임차하는 경우, ② 주택 외 다른 부동산을 소유하면서 임차하는 경우, ③ 다른 부동산을 소유하지 않고 주택을 소유한 경우, ④ 주택과 다른 부동산을 소유한 네 가지로 구분하여 제시하였다. 분석 결과, 주택의 점유 형태는 소비수요의 영향을 크게 받지만, 주택 보유 여부는 투자수요의 영향을 상대적으로 크게 받는 것으로 나타났다. 나아가 주택의 소유와 거주가 분리되는 것은 소비수요와 투자수요가 일치하지 않을 경우 나타난다. 이러한 결과는 자가보유 임차 가구 관련 연구의 이론적 근거를 제시한다. 유사하게 Hulse and McPherson(2014)은 주거 점유와 주택 소유를 고려한 이중 주택 소유 형태에 대해 분석하였다. 분석을 위하여 2009~2010년의 호주 통계청(ABS) 소득 및 주택 조사 자료를 기술통계를 통해 분석하였다. 그 결과, 고용주로부터 주택을 임차하는 경우에 자가보유 임차 가구일 확률이 높게 나타났다. 또한 35~44세로 자가 거주 가구보다 젊으며 투자 부동산에 대

한 부채를 보유할 가능성이 높고 자가 거주 가구에 비해 상대적으로 낮은 가치의 주택을 보유하는 경향이 있다. 추가로 이동성이 높고 고위직에 종사할 가능성이 있는 것으로 나타났다. 아울러 중국을 대상으로 분석한 Long et al.(2025)에서도 유사한 결과가 나타났으며 자가보유 임차 가구는 대도시 및 주택가격이 높은 지역에 거주하는 것으로 나타났다. 이처럼 해외에서도 관련 연구가 이루어졌으며 비교적 젊은 연령의 이동성이 높은 가구라는 공통적인 특징이 나타났다. 하지만 교육 요인과 연관 지어 분석한 연구는 찾아볼 수 없었다.

비슷하게 국내에서는 최막중·강민욱(2012)이 주택의 소유와 거주 간 불일치 발생 원인을 실증적으로 규명하였다. 이항로짓모형을 사용 전국 대상 2008년 한국노동패널조사 자료를 분석하였으며 그 결과, 자녀의 교육환경이나 직장 접근성과 같은 주거 소비수요는 높지만, 경제적으로 감당하기 어려운 경우에 임차 거주를 선택하게 되는 것으로 나타났다. 반면, 기존에 소유하고 있던 주택은 투자수요의 대상으로서 지속해서 소유하는 선택을 하게 된다. 이러한 두 경향은 소비수요와 투자수요가 모두 높은 고학력 가구에서 높게 나타난다. 또한 마강래 외(2012)는 자가보유 임차 가구의 특성 및 주거 이동성을 분석하였다. 분석을 위하여 전국을 대상으로 2005년 인구주택총조사 자료와 2007년 한국노동패널조사 자료를 이항로짓모형을 통해 분석하였다. 분석 결과, 자가보유 임차 가구들은 고소득의 저연령, 고학력, 전문직 종사자일 가능성이 매우 높았다. 추가로 고등학교 이하의 자녀가 있거나 맞벌이 가구인 경우 자가보유 임차를 선택하는 경향을 보였다. 해당 연구에서 주목할 만한 점은 수도권이 비수도권에 비해 소유와 거주 분리 현상이 큰 것으로 나타났다는 것이다. 아울러 심승규 외(2025)에서도 이와 유사한 결과가 나타났으며 자가보유 임차 가구의 특성을 전국 수준에서 분석하였다. 분석을 위하여 2022년 주거실태조사 자료를 다

향로지스틱 회귀분석을 활용하여 분석하였다. 그 결과, 자가보유 임차 가구는 미취학 아동을 양육하며 광역시에 거주하는 30~40대 고소득, 고학력 가구일 확률이 높았다. 이는 투자 목적보다는 향후 실제 거주를 고려하여 주택을 미리 확보하려는 동기가 반영된 것으로 해석하였다.

한편 수도권에 거주하는 자가 가구주의 거소 불일치 선택 요인을 분석한 결과, 35~64세 연령대, 교육 수준, 전문직, 자녀 여부, 대형 평수, 주택 공시지가, 재정자립도, 사설학원 수는 거소 불일치를 선택하는데 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 18세 이하 자녀를 둔 교육여건이 우수한 지역에서 자가 소유 가구가 차가 점유를 선택할 가능성이 매우 높은 것으로 나타났다. 따라서 거소 불일치 선택은 주거 환경과 교육환경이 우수한 지역에서 나타나는 경향을 보였다(박종훈·이성우, 2013; 박종훈 외, 2018). 종합해보면 국내 연구에서는 교육환경 및 자녀 유무가 주요 결과로 도출된 것을 확인할 수 있었다.

이상의 선행연구 결과를 바탕으로 자가보유 임차 가구는 중간 연령대의 비교적 높은 학력 수준을 가진 계층에서 나타나는 경향이 있다. 특히 우리나라에서는 자녀의 교육환경을 고려한 거주 결정이 중요한 요인으로 작용해 왔으며 수도권 및 광역시에 집중된 경향이 있음을 알 수 있다.

2.2 학업 성취 수준과 주거 행동 관련 연구

학업 성취 수준 관련 연구는 국내외로 활발하게 진행되었으나 자가보유 임차 가구와 직접적으로 연계한 분석은 드물다. Haurin et al.(2002)은 자가보유가 아동의 인지 및 행동 발달에 미치는 영향을 분석하였다. 1988~1994년까지 2년 주기의 미국의 국가 중단 조사 자료를 도구 변수법을 활용하여 분석한 결과, 자가보유 가구는 임차 가구에 비해 주거환경의 질과 아동의 수학 성취도가 더 높은 것으로 나타났다. 홍콩을 대상으로 진행한 Li(2016)의 연구에서

도 비슷한 결과가 도출되었으며 가구의 잦은 이사는 학업성취도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보고하였다. 또한 임대 가구가더라도 부모의 높은 교육 수준은 주택 소유의 부족함을 보완할 수 있는 것으로 나타났다. Ramond and Oberti(2022)는 주택 소유 형태가 교육 기회 형성에 미치는 영향을 파리 수도권권을 중심으로 분석하였다. 분석을 위하여 프랑스 통계청(INSEE)의 2013년 인구 조사 마이크로데이터와 중학교 졸업 시험 성적 데이터 등을 주성분 분석(PCA)과 계층적 군집 분석을 사용하여 분석하였다. 연구 결과, 일부 중산층의 경우 자녀의 교육 기회를 위해 자가 대신 우수한 학군에 임대로 거주하는 것으로 나타났다. 반면 자가 주택을 소유한 가구는 열악한 학군 지역에서 거주하는 경향이 있었으며, 부채가 없는 경우는 지역 공립학교를 선택하고 부채가 있는 경우는 다른 지역의 사립 학교를 선택하는 것으로 나타났다. Dhar and Ross(2012)는 학교 교육의 질이 주택의 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 분석을 위하여 미국 코네티컷 주의 1994~2004년까지의 주택 거래 자료와 8학년의 3년 동안의 평균 수학 성적을 헤도닉 가격모형을 적용하여 분석하였다. 연구 결과, 학업성취도가 증가하면 주택가격이 상승하는 것으로 나타났다. 하지만 지역 간 특성을 통제할 경우에는 소폭 상승하는 것으로 나타났다. 이는 교육환경의 효과가 일부 과대 추정될 수 있으며 지역 특성이 중요한 역할을 한다는 것을 시사한다. 또한 학교 교육의 질이 아파트 임대료에 미치는 영향을 분석한 연구에서는, 시험 성적이 높을수록 아파트 임대료는 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 임차 가구 역시 교육환경을 중요한 주거 선택 요인으로 고려하고 있음을 의미한다(Gabe et al., 2022; Kuroda, 2022). 해외 연구에서는 주택 점유 형태가 자녀의 학업성취도에 긍정적인 영향을 미치며 주택을 구매할 여력이 되지 않을 경우 임차를 선택하는 경향이 나타날 수 있음을 확인하였다.

국내에서 박찬선·주경식(2007)은 학업성취도의 공간적 분포 패턴과 지리적 요인을 분석하였다. 분석을 위하여 안양 시내 고등학교 2학년 학생의 학업 성취도 평가 결과를 도표 및 지도화하여 분석하였다. 그 결과, 아파트에 거주하고 고학력의 가구주가 집중적으로 분포하는 지역일수록 학업성취도 수준이 상위권인 학생의 비율이 높은 것으로 나타났다. 더불어 정진도(2025)는 교육환경이 수도권 지역 내 학령인구를 보유한 가구의 주거 입지 결정 패턴에 미치는 영향을 규명하였다. 분석을 위하여 수도권을 대상으로 2014~2023년간 실제 주거 입지 결정 자료를 일반 선형 혼합효과모형을 사용하여 분석하였다. 분석 결과, 과거에는 강남이 폭넓은 학령기 가구의 선호를 받았으나 후반기에는 대입 목적의 고등학생 자녀를 가진 가구를 중심으로 이루어지는 경향을 보였다. 이러한 변화는 주거비 부담이 교육 기회에 대한 실질적인 접근성을 제약하는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 반면에 정재훈·박사유(2025)는 주거와 교육환경 간의 상호작용이 공간적 불평등과 학업성취도에 미치는 영향을 규명하였다. 분석을 위하여 국제수준의 학업성취도평가인 PISA를 2003년부터 2015년까지 3년 간격으로 35개국의 자료를 위계선형모형을 통해 실증분석하였다. 연구 결과, 한국의 경우 도시 규모의 효과는 학업성취도에 절대적인 영향을 미치지 않으며, 오히려 가정 배경과 개인적 요인이 학업 성과를 결정하는데 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. 더불어 학업 성취 수준과 주택가격을 다룬 연구로서 안문영·추준석(2017)은 중·고등학교의 전국 단위 학력평가 결과가 해당 지역 아파트 가격에 미치는 영향을 분석하였다. 분석을 위하여 울산시의 2012~2015년의 아파트 실거래가 자료와 중·고등학교의 학업성취도, 입시지도 자료를 헤도닉 가격결정모형을 활용해 실증 분석하였다. 분석 결과, 보통학력 이상 학생의 비율이 높을수록 해당 지역의 아파트 가격은 상승하는 것으로

나타났다. 나아가 중학교에 비해 고등학교의 학력 수준이 지역 아파트 가격 형성에 중요한 요인으로 작용한다고 해석하였다. 아울러 김세울·유선중(2022)의 연구에서도 동일한 결과가 보고되었으며 학교별 정량적 변수는 모두 아파트 전월세 가격에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 종합해보면 이러한 선행연구들은 학업 성취 수준이 주택 점유 형태와 주택가격 결정에 있어 핵심적인 요인임을 보여준다. 또한 학업 성취 수준이 공간적 불평등을 초래할 수 있음을 확인하였다.

2.3 기타 주거 행동 관련 연구

주택 점유 형태별 가구의 특성과 만족도 등 다양한 요인을 중심으로 연구가 진행되었다. Vanderford et al.(2007)은 가구 특성과 주거 형태 간의 관계를 분석하였다. 분석을 위하여 2003년 미국 주택 조사 자료를 로지스틱 회귀분석을 통해 분석하였다. 분석 결과, 자가에 거주할 확률은 자녀가 없는 부부, 자녀가 있는 부부, 자녀가 있는 남성, 자녀가 없는 여성, 자녀가 없는 남성, 자녀가 있는 여성 순으로 나타났다. 또한 대가족인 경우 주택 소유 확률이 더 높았다. Angel and Gregory(2023)는 오스트리아와 영국을 대상으로 주택 소유 형태와 주관적 행복감 간의 관계를 분석하였다. 분석을 위하여 2013년의 EU 소득 및 생활 조건 조사 자료를 회귀분석을 통해 분석하였다. 연구 결과, 자가 소유 주택 거주자는 임차인보다 삶의 만족도가 더 높은 것으로 나타났다.

국내에서 주택 점유 형태 관련 연구는 교육수준, 혼인상태, 직업, 자산 등 사회경제적 요인과 밀접하게 연관되어 있음을 보여준다. 박미선(2013)은 가구의 불안정한 점유 형태 선택에 영향을 미치는 요인의 변화를 1990~2010년까지 장기적으로 분석하였다. 전국의 인구주택총조사 자료를 다항로지트모형을 사용하여 분석한 결과, 가구의 임차 선택은 낮은 교육 수준, 불안정한 직업군, 이혼, 1인 가구, 아파트

보다는 기타의 주택 유형에서 높게 나타나는 경향이 있는 것으로 보고하였다. 유사하게 정의충·정의철(2022)은 2014~2020년까지 전국 밀레니얼 세대의 주택 점유 형태 결정요인을 분석하였다. 분석을 위하여 한국노동패널(KLIPS) 자료를 상관·확률효과 프로빗 모형을 통해 실증분석하였다. 그 결과, 혼인과 순자산은 자가 거주 확률을 높이고, 상대 주거비용은 자가 거주 확률을 낮추는 경향을 보였다. 또한 전국을 대상으로 분석한 이현정·김영주(2018)에서도 유사한 결과가 나타났으며 주택자산의 소비탄력성은 35세 미만의 저연령 가구, 수도권 거주 가구에서 높은 수준을 보였다. 더불어 서원석(2019)은 주거 이동 유형 및 점유형태에 따른 주거만족도를 분석하였다. 분석을 위하여 2016년 주거실태조사를 다항로지스틱모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과, 서울에서 서울 또는 수도권으로 자가 이동한 가구의 경우 기타 유형에 비해 아파트에 거주하는 비율이 낮은 것으로 나타났다. 이는 수도권 주택 유형이 대부분 아파트이고 이에 대한 선호도가 높은 현실에서 서울 거주에 따른 주거비가 부담되어 동일 권역 내 기타 유형의 주택으로 이주하였기 때문에 나타난 결과로 해석하였다. 특히 정예은 외(2022)는 소득과 순자산을 중심으로 거주지역 및 거주 형태 선택에 미치는 영향을 분석하였다. 분석을 위하여 2020년 주거실태조사 자료를 다항로지스틱 회귀모형을 사용하여 분석하였다. 연구 결과, 경상소득이 증가했을 때 광역시에서 자가로 거주할 확률은 감소하고 차가를 선택할 확률은 증가하는 것으로 나타났다. 이는 자산이 통제된 상태에서 소득의 한계효과가 주거안정성보다 학군과 주거 면적 등 삶의 질 제고를 추구하는 방향으로 작용할 수 있는 것으로 해석하였다. 나아가 이현정·남상준(2023)은 전세에 거주하는 청년 부부 가구의 특성을 비교하고 거주환경과 주거비의 영향 변인을 분석하였다. 분석을 위하여 2020년 주거실태조사 자료를 사용하여 t-검정, 회귀

분석 등을 실시하였다. 분석 결과, 가구의 아파트 거주율은 비수도권에서 현저히 높은 반면 아파트 외 공동주택의 거주율은 고가의 주택이 많아 주거비용이 큰 편인 서울에서 높게 나타났다. 주택의 평균 면적은 수도권보다 비수도권에서 더 컸고, 노후주택 거주율은 서울에서 높게 나타났다. 위의 선행연구 결과를 통해 가구주의 사회경제적 특성이 주택 점유 형태 결정에 핵심적으로 작용함을 확인할 수 있다. 또한 낮은 교육 수준, 취약한 가구 형태는 전·월세와 같은 불안정한 점유 형태로 이어지며 높은 교육 수준, 소득, 자산은 자가 점유로 이어진다는 공통된 결과를 보여준다.

2.4 연구의 차별성

이상의 국내외 선행연구를 통해 자가보유 가구의 임차 선택에 영향을 미치는 가구의 특성을 파악하였다. 즉, 학업 성취 수준과 가구주의 사회경제적 특성은 주택시장과 주택 점유 형태에 핵심적인 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었다. 하지만, 학업성취도와 보통학력 이상 비율 처럼 우수한 학군을 표현할 수 있는 교육 지표를 활용하여 주택의 소유와 거주 불일치를 다룬 연구는 존재하지 않는 것으로 판단된다. 특히, 수도권과 비수도권으로 구분하여 지역 간 차이를 규명한 연구는 더욱 존재하지 않는 것으로 나타난다. 학군에 따른 지역적 차별이 심해지고 수도권에 인구의 절반이 모이고 있는 상황에서 수도권과 비수도권 간의 양극화 문제는 더욱 가중될 것으로 보인다. 이에 본 연구는 우월한 교육환경이 자가보유 가구의 임차 점유 형태 선택에 미치는 영향을 심층적으로 분석하고자 한다.

3. 연구 질문 및 가설

본 연구는 자가보유 가구의 임차 선택에 있어서 학업 성취 수준을 수도권과 비수도권으로 나누어 분석

을 진행하였다. 구체적인 연구 질문은 다음과 같다. 첫째, 전국을 대상으로 하여 학업 성취 수준이 자가 보유 임차 가구의 주택 점유 형태 선택에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 상대적으로 교육환경이 우수한 지역에서 자가 보유 가구의 전·월세 선택 경향이 나타나기 때문에 높은 학업 성취 수준은 자가 보유 가구의 임차 선택에 긍정적인 영향을 미쳤을 것이라 판단된다. 따라서 본 연구는 연구가설 1로 “학업성취도와 보통학력 이상 비율이 상위권에 속하는 지역 일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 양(+)의 영향을 미칠 것”으로 예상한다. 이를 통해 학업 성취 수준과 자가 보유 가구의 임차 선택 간의 상관관계를 파악해 보고자 한다.

둘째, 수도권과 비수도권을 구분한 분석을 통해 학업 성취 수준이 자가 보유 임차 가구의 주택 점유 형태 선택에 미치는 영향을 지역적인 맥락에서 살펴보고자 한다. 선행연구에 따르면 자가 보유 가구의 전·월세 선택 관련 연구에서 자녀의 교육환경이 거주지 결정에 중요한 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 특성은 수도권과 주요 광역시에 집중되는 경향이 있다. 특히 마강래 외(2012)는 수도권 이 비수도권에 비해 소유와 거주 분리의 현상이 강하게 나타난다고 보고하였다. 이러한 맥락에서 거주 지역 간 학업 성취 수준의 격차는 자가 보유 가구의 주택 점유 형태 선택에 유의미한 영향을 미칠 것으로 판단된다. 따라서 본 연구는 연구가설 2로 “비수도권에 비해 수도권에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 상위권에 속하는 지역일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 양(+)의 영향을 미칠 것”으로 예상한다.

셋째, 학업 성취 수준의 상호작용 변수가 자가 보유 임차 가구의 주택 점유 형태 선택에 미치는 영향을 수도권, 비수도권으로 구분하여 심층적으로 분석하고자 한다. 학업성취도와 보통학력 이상 비율은 각각 교육환경을 대표하는 핵심 지표로서 상호작용

을 통해 더 강한 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 연구는 연구가설 3으로 “비수도권에 비해 수도권에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 모두 상위권에 속하는 지역에 거주하는 가구일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 양(+)의 영향을 미칠 것”으로 예상한다. 즉, 학업성취도와 보통학력 이상 비율의 상호작용 효과가 주택 점유 형태 선택에 미치는 추가적인 영향을 확인하고자 한다.

4. 자료 및 방법론

4.1 자료 및 변수구성

본 연구는 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study, KLIPS)의 12차년도(2009년)부터 25차년도(2022년)까지 14개년 자료와 교육데이터플랫폼의 에듀데이터(EduData Service System, EDSS)에서 제공받은 국가 수준 학업성취도 자료에서 고등학교 학업성취도와 보통학력 이상 비율 자료를 활용하였다. 한국노동패널은 도시에 거주하는 5,000가구를 대상으로 1998년부터 진행되어온 자료이며 인구학적 특성뿐 아니라 고용 형태 등 다양한 자료를 보유하고 있다. 추가로, 에듀데이터(EDSS)는 교육부, 시도교육청 등에 축적되어 있는 교육 관련 자료를 제공하는 서비스이다. 그중 국가 수준 학업성취도 자료를 활용하여 고등학교 학업성취도와 보통학력 이상 비율 자료를 중심으로 사용하였으며, 모집단에서 70% 비율로 층화 추출하여 제공되었다. 기존 자료에서 학교명은 익명화되어 있으나 소속 시군구 정보는 포함되어 있으므로, 이를 시군구, 연도별 단위로 재집계하여 이용하였다. 시군구 단위의 학교별 학업성취도와 보통학력 이상 비율 자료를 연도별로 평균 처리하였으며 한국노동패널 자료와 시도명, 시군구명, 연도로 병합하여 자료를 구축하였다. 차동춘(2015)에 따르면 중학교 수학 과목을 대상으로 사교육이 학업 성취도 성장에 미치는 효과를

Table 1. Variable Description

Category	Variable	Description
Dependent Variable	Tenure Type	Self-Owned Households with Jeonse or Monthly Rent=1, Otherwise=0
Main Variable	Academic Achievement	Academic Achievement (Lower Group=1, Middle Group=2, Upper Group=3) (Reference=Lower Group)
	Percentage of Students Performing Above the Average	Percentage of Students Performing Above the Average (Lower Group=1, Middle Group=2, Upper Group=3) (Reference=Lower Group)
Demographics Characteristics	Age	Age (19-39=1, 40-59=2, 60 or Higher=3) (Reference=19-39)
	Number of Household Members	Number of Household Members (Persons)
	Education	Education (Bachelor's Degree or Higher=1, Otherwise=0)
	Marital Status	Marital Status (Yes=1, No=0)
	Children (High School or Below)	Children (High School or Below) (Yes=1, No=0)
Housing Characteristics	Apartment	Apartment (Yes=1, No=0)
	Detached House	Detached House (Yes=1, No=0)
Financial Characteristics	Household Income	Logged Household Income
	Housing Prices	Logged Housing Prices
Residential Environment Characteristics	Overall Life Satisfaction	Overall Life Satisfaction (Very Satisfied=1, Satisfied=2, Neutral=3, Dissatisfied=4, Very Dissatisfied=5)
Control Variable	Regional Dummy	Metropolitan=1, Non-Metropolitan=0
	Year Dummy	2009-2013=1, 2014-2018=2, 2019-2022=3 (Reference=2009-2013)

파악하기 위해 학생들의 성취 수준을 상, 중, 하 세 개의 집단으로 구분하여 분석하였다. 송진주 외(2018)는 학생의 진학 희망 고교 유형에 따른 학업성취도와 교육비의 격차 추이 분석에서 국영수 평균 성취도가 유의미한 변화율을 보였다. 따라서 본 연구에서는 수학 교과뿐 아니라 주요 과목인 국어, 영어, 수학 세 과목의 평균값을 동일한 비율로 상·중·하의 세 집단으로 구분하여 범주화하였으며, 분석 시 하위권을 참조 범주로 설정하였다. 또한 본 연구는 2009년 기준 전·월세 가구만을 대상으로 분석하였다. 이를 통해 가구주를 대상으로 학업성취도 및 보

통학력 이상 비율이 자가보유 임차 가구의 주택 점유 형태에 미치는 영향을 추정한다.

Table 1은 실증분석을 위해 사용한 변수들에 대한 설명이다. 먼저 종속변수는 자가보유 임차 가구 여부로 설정하였다. 본 연구에서는 전세 또는 월세에 임차로 거주하며 현재 거주하고 있는 주택 외에 주택을 소유하고 있는 가구를 자가보유 임차 가구로 정의하였다. 이에 따라 해당 가구에는 1을, 그렇지 않은 가구에는 0을 부여하여 더미변수로 구성하였다.

독립변수는 인구학적 특성, 주택 특성, 경제학적 특성, 교육 특성, 거주환경 특성으로 구성하였다. 인

구학적 특성은 만 나이, 가구원 수, 최종 학력, 혼인상태, 고등학생 이하 자녀 유무를 사용한다. 만 나이 변수는 19에서 39세는 1, 40에서 59세는 2, 60세 이상은 3으로 범주화하였으며 19에서 39세를 참조 집단으로 설정하였다. 주택 특성은 가구의 점유 형태와 밀접한 연관성이 있는 것으로 나타났으며(박미선, 2013), 본 연구에서는 가장 보편적 주택 유형인 아파트와 단독주택 여부를 사용한다. 아파트, 단독주택 여부는 한국노동패널의 주택 종류 변수를 활용하여 재분류하였다. 주택 종류 변수는 단독주택, 아파트, 연립주택, 다세대(다가구)주택, 상가주택, 기타로 구분되어 있으며 이에 따라 아파트와 단독주택 각각에 해당하는 가구에는 1, 그렇지 않은 가구에는 0을 부여하여 더미변수로 구성하였다. 본 연구에서는 건축법 시행령상 5층 이상의 공동주택을 아파트, 1세대가 독립적으로 거주할 수 있는 구조의 주택을 단독주택으로 정의한다. 경제적 특성은 가구 소득의 자연로그 값, 주택가격의 자연로그 값을 사용한다. 가구 소득과 주택가격 변수는 자가보유 가구가 임차를 선택하는 데에 중요한 변수로 작용한다. 가구의 경제적 특성으로 인해 자가를 매매하지 못하고 임차를 선택할 수 있기 때문이다. 자가보유 가구의 임차 선택 관련 연구에서 유의한 결과가 도출된 것을 확인할 수 있었다(마강래 외, 2012; 최막중·강민욱, 2012; 심승규 외, 2025; 박종훈·이성우, 2013). 주택가격은 가구가 현재 거주하고 있는 주택의 가격을 의미한다. 주택가격의 산정은 최막중·강민욱(2012)의 주택가격 산출식을 바탕으로 보증금과 월 임대료를 활용하여 주택 매매 평가액으로 대체하였다. 즉, ① 월세 거주 가구는 전·월세전환율을 활용하여 보증금과 월 임대료를 전세가격으로 전환하였으며, ② 전세 거주 가구는 매매가격 대비 전세가격 비율을 활용하여 전세보증금을 매매가격으로 전환하였다. 지역별 전월세전환율과 매매가격 대비 전세가격 비율은 한국부동산원 부동산통계정보시스템의 2009

년부터 2022년까지의 자료를 월평균으로 계산하여 사용하였다. 다만 전월세전환율과 매매가격 대비 전세가격 비율은 각각 2011년과 2012부터 제공되어 이전 연도의 값은 해당 지역의 초기 연도 값으로 대체하였다. 또한 세종특별자치시는 2012년부터 통계자료가 제공되기 때문에 인접 지역인 충청남도과 충청북도의 평균값을 활용하여 이전 연도의 값을 보완하였다. 핵심 변수인 교육 특성 변수는 학업성취도, 보통학력 이상 비율을 사용하며 각각 하위권을 참조 집단으로 설정하였다. 거주환경 특성은 전반적인 삶의 만족도를 더미변수로 구성하였으며 기존 연구에서 점유 형태 별로 상이한 결과가 도출되어 보다 정교한 분석을 위하여 변수로 설정하였다(서원석, 2019). 자가보유 임차 가구는 자가가 있음에도 임차를 선택한 것이기 때문에 그에 따른 만족도에 있어서 공통된 특성을 보일 가능성이 있다. 통제 변수는 수도권 여부의 거주지역 변수와 연도 변수를 사용하여 통제하였다. 동일 모형 내에서 시간 더미변수의 포함 여부를 판단하기 위해 공동 유의성 검정 중 하나인 Wald 검정을 수행하였다. Wald 검정을 통해 시간 더미변수의 공동 유의성을 확인하였으며, 이원고정효과모형을 적용하였다. 연도 변수는 2009년에서 2013년을 참조 집단으로 설정하였다.

4.2 방법론

본 연구에서는 자가보유 전월세 가구의 주택 점유 형태에 영향을 미치는 요인을 패널 고정 효과 이항 로지스틱 회귀모형(Panel Fixed-Effects Binary Logistic Regression Model)을 통해 중단 분석을 실시하였다. 패널 고정 효과 이항 로지스틱 회귀모형의 기본식은 식 (1)과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

이때 i 는 개인, t 는 시간, x 는 관찰된 독립변수, u_i 는

Table 2. Hausman Test

Model	Hausman Test		
Model 1 : Baseline Model (National Sample)	chi2(16)=292.83	Prob>chi2=0.000	FE
Model 2 : Metropolitan vs. Non-Metropolitan Model	chi2(15)=128.93	Prob>chi2=0.000	FE
Model 3 : Interaction Model	chi2(15)=126.73	Prob>chi2=0.000	FE

시간에 따라 관찰되지 않는 특성, ε_{it} 는 시간과 개인에 따라 변하는 순수한 오차항이다. 고정효과모형에서는 u_i 를 추정해야 할 모수로 간주하고 패널 그룹별 평균을 빼는 변환식을 적용하면 시간불변의 u_i 는 제외되는 회귀식을 추정할 수 있다(이현주·정은희, 2021). 박진홍·최진무(2020)에 따르면 패널 고정 효과 모형은 패널 개체에 대해 반복 측정하여 시간 정보를 활용하면서 동시에 여러 변수를 기록한 자료를 다변량 분석하기에 적합하다. 또한 시간에 따라 변하지 않으며 관찰되지 않는 개체의 오차항 특성이 모형에 주는 내생성을 제거한 불편향 계수를 추정할 수 있는 모형이다. 이는 가구 고유의 불변 특성을 통제함으로써, 독립 변수의 효과를 정확하게 추정할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 가구별 특성이 종속변수에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 교육 요인의 효과를 확인하는 데 적합하다. 다만 주어진 시계열 기간 동안 각 패널 개체의 종속변수 값이 모두 0이거나 모두 1인 패널 개체들은 제외된다. 분석은 STATA17을 사용하였으며 하우스만 검정(Hausman test)에 의거하여 고정 효과 모형¹⁾을 선택하였다(민인식·최필선, 2012). Table 2는 하우스만 검정 결과이며 3가지 분석 모두 유의확률이

유의수준 1%보다 적어 귀무가설이 기각되었다. 따라서 고정 효과 모형이 적합하다고 판단되었다. 고정 효과 모형에서는 일반적으로 로버스트 표준오차 또는 클러스터 표준오차를 적용하는 것이 모형의 적합성을 제고시키는 데에 도움이 될 수 있으나 본 연구에서는 기본 표준오차를 적용하여 분석을 실시하였다. 따라서 표준오차가 과소 추정될 가능성을 고려하여 추가 분석²⁾을 실시한 결과, 주요 변수의 계수 방향성과 통계적 유의성이 기본 표준오차 모형과 대체로 일관되게 나타남을 확인할 수 있었다.

5. 실증분석

5.1 기술통계

Table 3은 전국을 대상으로 한 자가보유 임차 가구 여부에 따른 기술통계이다. 먼저 주요 변수에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율은 자가 보유 임차 가구에 해당하는 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 하위권 비중은 낮고, 중위권 비중은 높으며, 상위권은 비슷한 수치를 보이고 있다. 인구학적 특성은 40~59세, 가구원 수, 최종 학력, 혼인상태, 고등학생

1) 고정효과를 고려할 필요가 있는지 가설검정하기 위해서는 합동 로짓과 고정 효과 로짓을 비교해야 한다. 합동 로짓과 고정 효과 로짓을 각각 추정한 후 하우스만 검정(Hausman test)을 통해 하우스만 검정통계량의 p값이 0.01보다 작게 나타나면 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다. 따라서 합동 로짓보다 고정 효과 로짓 모형을 선택하는 것이 바람직하다고 할 수 있다. 하우스만 검정(Hausman test)을 이용하면 패널 개체특성 u_i 가 고정효과인지 확률효과인지 검정할 수 있다(민인식·최필선, 2012).
 2) STATA 공식 매뉴얼 기준 xtlogit 고정효과 모형은 조건부 최대우도 기반으로 로버스트와 클러스터 표준오차를 지원하지 않기 때문에 표준오차를 기본으로 적용하였다. 따라서 이로 인해 표준오차가 과소 추정될 수 있다는 점을 바탕으로 패널 데이터의 특성을 고려하여 클러스터 표준오차를 적용한 조건부 로지스틱 모형(clogit)과 MacKinnon et al.(2025)의 연구를 바탕으로 bootstrap 및 jackknife 기반 표준오차 추정 방법을 통해 추가 분석을 수행하였다.

Table 3. Descriptive Statistics

Category	Variable	Total		Home-Owning Renter		Non-Home-Owning Renter	
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Main Variable	Academic Achievement _Lower Group	0.339	0.474	0.290	0.454	0.342	0.474
	Academic Achievement _Middle Group	0.333	0.471	0.383	0.486	0.330	0.470
	Academic Achievement _Upper Group	0.328	0.469	0.326	0.469	0.328	0.469
	Percentage of Students Performing Above the Average_Lower Group	0.338	0.473	0.298	0.458	0.340	0.474
	Percentage of Students Performing Above the Average_Middle Group	0.333	0.471	0.392	0.488	0.330	0.470
	Percentage of Students Performing Above the Average_Upper Group	0.329	0.470	0.310	0.463	0.330	0.470
Demographics Characteristics	Age 19-39	0.220	0.414	0.196	0.397	0.221	0.415
	Age 40-59	0.525	0.499	0.587	0.493	0.521	0.500
	Age 60 or Higher	0.255	0.436	0.217	0.412	0.258	0.437
	Number of Household Members	2.765	1.345	3.110	1.216	2.745	1.349
	Education	0.265	0.441	0.437	0.496	0.255	0.436
	Marital Status	0.634	0.482	0.824	0.381	0.623	0.485
	Children (High School or Below)	0.406	0.491	0.502	0.500	0.401	0.490
Housing Characteristics	Apartment	0.486	0.500	0.507	0.500	0.485	0.500
	Detached House	0.187	0.390	0.141	0.349	0.190	0.392
Financial Characteristics	Household Income	7.904	1.240	8.302	1.150	7.882	1.241
	Housing Prices	9.292	0.959	9.601	0.844	9.274	0.962
Residential Environment Characteristics	Overall Life Satisfaction	2.712	0.617	2.499	0.585	2.724	0.617
Control Variable	Metropolitan	0.585	0.493	0.712	0.453	0.578	0.494
	Non-Metropolitan	0.415	0.493	0.288	0.453	0.422	0.494
	Year 2009-2013	0.444	0.497	0.594	0.491	0.435	0.496
	Year 2014-2018	0.356	0.479	0.283	0.451	0.361	0.480
	Year 2019-2022	0.200	0.400	0.123	0.329	0.204	0.403
	N	20,330		1,103		19,227	

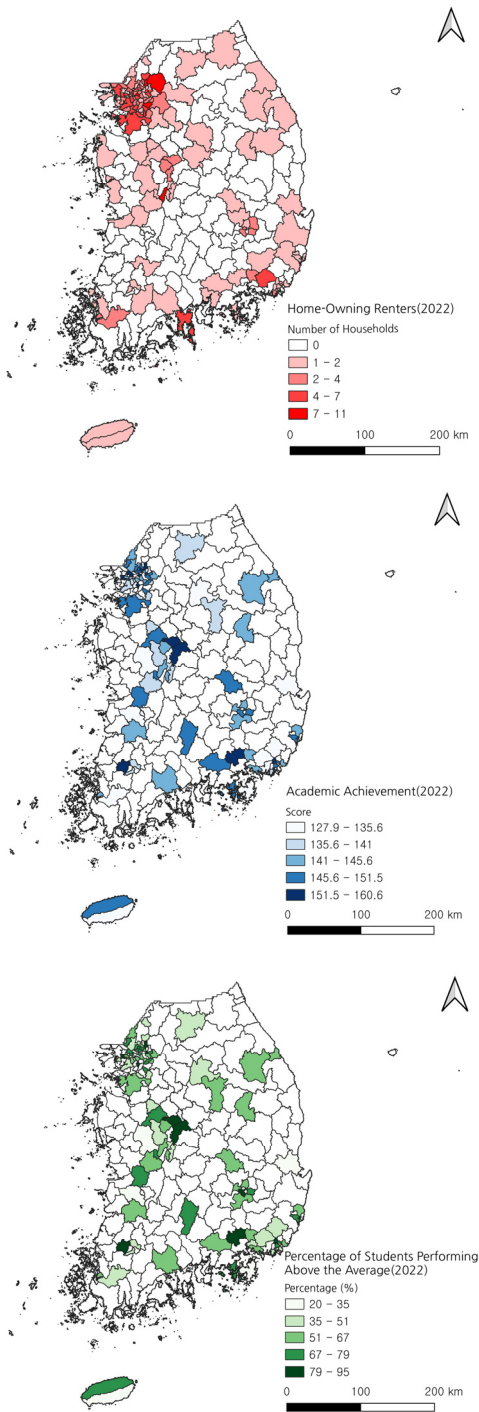


Fig. 1. Spatial Analysis for Home-Owning Renters, Academic Achievement, Percentage of Students Performing Above the Average

이하 자녀 유무에서 자가 보유 임차 가구에 해당하는 집단에서 비중이 높은 것으로 확인되었다. 반면 19~39세와 60세 이상에서는 그 외 집단에서 비중이 높은 것을 확인할 수 있다. 경제학적 특성에서는 가구 소득과 주택가격 모두 자가보유 임차 가구에 해당하는 집단이 비중이 높은 것을 확인할 수 있다. 주택 특성에서는 아파트가 자가보유 임차 가구에 해당하는 집단의 비중이 높으며 단독주택은 그 외 집단의 비중이 높은 것을 알 수 있다. 거주환경 특성에서 전반적 생활만족도는 자가보유 임차 가구에 해당하는 집단이 높은 것으로 확인되었다. 지역 특성에서는 자가보유 임차 가구에 해당하는 집단이 그렇지 않은 집단보다 수도권 거주 비율이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 연도 특성에서는 2009년에서 2013년에서 자가보유 임차 가구에 해당하는 집단에서 비중이 높은 것으로 확인되었다.

Fig. 1은 분석 자료를 바탕으로 QGIS를 통해 구축한 공간분석 결과이다. 먼저 2022년 기준 자가보유 임차 가구의 현황은 수도권에서 집중적으로 분포하고 있는 것을 확인할 수 있다. 또한 2022년 기준 학업 성취도와 보통학력 이상 비율도 수도권 및 일부 광역시에서 상대적으로 높은 수준을 보이고 있다. 즉, 수도권을 중심으로 자가보유 임차 가구와 학업 성취 수준이 다소 일치되는 경향을 발견하였다. 이러한 공간적 분포를 바탕으로 자가보유 임차 가구와 학업 성취도, 보통학력 이상 비율 간의 상관관계를 실증적으로 분석하고자 한다.

5.2 학업 성취 수준이 자가보유 임차 가구의 주택 점유 형태에 미치는 영향(전국 표본)

Table 4는 전국을 대상으로 한 학업 성취 수준이 자가보유 임차 가구의 주택 점유 형태에 미치는 영향 분석 결과이다. 먼저, 주요 변수에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율은 중위권에서 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비록 상위권에서 통계

Table 4. The Effect of Educational Factors on Rental Choice among Homeowners (National Sample)

Category	Variable	Total			
		Academic Achievement		Percentage of Students Performing Above the Average	
		Coef	S.E	Coef	S.E
Main Variable	Academic Achievement _Middle Group	0.273**	0.128	-	-
	Academic Achievement _Upper Group	0.206	0.145	-	-
	Percentage of Students Performing Above the Average_Middle Group	-	-	0.236**	0.119
	Percentage of Students Performing Above the Average_Upper Group	-	-	0.184	0.141
Demographics Characteristics	Age 40-59	-0.125	0.185	-0.119	0.185
	Age 60 or Higher	-0.942***	0.324	-0.936***	0.324
	Number of Household Members	-0.006	0.112	-0.006	0.112
	Education	-0.384	0.847	-0.345	0.844
	Marital Status	0.188	0.352	0.206	0.352
Housing Characteristics	Children(High School or Below)	0.608***	0.186	0.602***	0.187
	Apartment	-0.875***	0.168	-0.878***	0.168
	Detached House	-0.677***	0.193	-0.673***	0.193
Financial Characteristics	Household Income	0.017	0.053	0.014	0.053
	Housing Prices	-0.838***	0.110	-0.840***	0.110
Residential Environment Characteristics	Overall Life Satisfaction	-0.023	0.093	-0.019	0.093
LR chi2		319.170		318.580	
Log Likelihood		-1283.4071		-1283.703	
Prob>chi2		0.000		0.000	
Number of Obs		20,330			

Note: *P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01. Controlled by year and regional dummies.

적 유의성을 발견하지는 못하였으나 중위권 지역에 거주하는 가구가 자가보유 임차 가구일 경향이 있음을 발견하였다. 이는 연구가설 1의 “학업성취도와 보통학력 이상 비율이 상위권에 속하는 지역일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 양(+)의 영향을 미칠 것”이라는 내용과 부분 일치한다.

인구학적 특성 관련하여 만 나이는 60세 이상에서 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 40~59세는 통계적 유의성이 나타나지는 않았으나, 학업성취도와 보통학력 이상 비율에서 모두 음(-)의 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 저연령층의 잦은 직장이동, 낮은 공동체 의식, 학령기 자녀 동거 여부 등

에 의해 나타난 결과로 예상된다. 유사한 맥락에서 심승규 외(2025)는 40대, 50대 가구보다는 미취학 아동들을 양육하는 30대, 40대 가구에서 유주택 차가를 선택할 확률이 높다고 보고하였다. 이는 투자 목적보다는 향후 거주 목적의 선택매 동기가 작용한 것으로 해석하였다. 경제학적 특성 관련하여 주택가격은 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 주택 특성에서 아파트와 단독주택은 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자가보유 임차 가구가 아파트나 단독주택이 아닌 연립·다세대에서 주로 거주한다는 것으로 해석된다. 연립·다세대는 아파트보다는 낮은 가격의 주택 유형이며 서원석(2019)은 아파트에 거주하는 비율이 낮은 것으로 나타난 것은 수도권 주택 유형이 대부분 아파트이고 서울 거주에 따른 주거비가 부담되어 동일 권역 내 기타 유형의 주택으로 이주하였기 때문에 나타난 결과로 해석하였다. 또한 최막중·강민욱(2012)은 가구 소득과 자산이 적을수록 불일치 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 자가보유 임차 가구도 이와 같은 맥락으로 교육환경을 위해 거주 주택을 하향이동한 것이라 해석할 수 있다. 이는 기존 선행연구 결과와 일치하지 않았으며, 자가를 보유하고 있음에도 불구하고 자녀의 교육여건을 고려하여 상대적으로 열악한 주거환경을 택한 것으로 판단된다.

5.3 거주지역에 따른 학업 성취 수준이 자가보유 임차 가구의 주택 점유 형태에 미치는 영향

Table 5는 수도권과 비수도권을 대상으로 학업 성취 수준이 자가보유 임차 가구의 주택 점유 형태에 미치는 영향에 대한 분석 결과이다. 기존 연구들은 주로 수도권을 대상으로 자가보유 임차 현상을 분석하였으며, 수도권에서 자가보유 임차 가구 현상이 더 높게 나타난다는 결과가 반복적으로 보고되어 왔다. 따라서 본 연구에서는 전국 단위 분석만으로는 지역적 맥락을 충분히 설명하기 어렵다고 판단하여

수도권과 비수도권을 구분하여 추가 분석을 수행하였다. 주요 변수에서 학업성취도는 수도권에서 통계적 유의성을 발견하였으며, 수도권 중·상위권에서는 양(+)의 영향을 비수도권에서는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 보통학력 이상 비율은 통계적 유의성을 발견하지는 못하였지만 수도권 중·상위권에서는 양(+)의 영향을 비수도권의 상위권에서는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 수도권에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 상위권인 지역에 거주하는 자가보유 가구가 전·월세에 거주하는 경향이 있음을 발견하였다. 이는 연구가설 2의 “비수도권에 비해 수도권에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 상위권에 속하는 지역일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 양(+)의 영향을 미칠 것”이라는 내용과 일치한다. 박종훈 외(2018)에 의한 연구에서도 수도권에서 거소불일치 선택 확률이 높은 지역은 교육환경이 우수한 지역이라는 연구 결과가 나타났으며 학령기 자녀와 동거할 가능성이 높은 연령대, 사설학원 수 등이 주요한 요인으로 판단되었다.

인구학적 특성 관련하여 나이는 40~59세와 60세 이상에서 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 수도권 40~59세에서는 통계적 유의성을 발견하지는 못하였다. 가구원 수는 비수도권에서만 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 선행연구에서 공통적으로 나타난 고등학생 이하 자녀 유무에서는 수도권에서 유의한 결과가 도출되었으며 모두 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 경제학적 특성 관련하여 주택가격은 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 선행연구 결과와 일치하지 않으며, 자가보유 임차 가구가 현재 거주하고 있는 주택의 물리적 상태나 질적 수준이 좋지 않을 수 있음을 의미한다. 주택 특성 관련하여 아파트와 단독주택은 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자가보유 임차 가구가 아파트나 단독주

Table 5. The Effect of Educational Factors on Rental Choice among Homeowners by Regional Area

Category	Variable	Seoul Metropolitan Area				Non-Seoul Metropolitan Area				
		Academic Achievement		Percentage of Students Performing Above the Average		Academic Achievement		Percentage of Students Performing Above the Average		
		Coef	S.E	Coef	S.E	Coef	S.E	Coef	S.E	
Main Variable	Academic Achievement_Middle Group	0.276*	0.148	-	-	-0.035	0.300	-	-	
	Academic Achievement_Upper Group	0.304*	0.173	-	-	-0.250	0.305	-	-	
	Percentage of Students Performing Above the Average_Middle Group	-	-	0.193	0.136	-	-	0.045	0.291	
	Percentage of Students Performing Above the Average_Upper Group	-	-	0.274	0.172	-	-	-0.184	0.293	
Demographics Characteristics	Age 40-59	-0.057	0.213	-0.059	0.213	-0.728*	0.434	-0.714	0.436	
	Age 60 or Higher	-0.995**	0.392	-1.008***	0.392	-1.235*	0.658	-1.226**	0.656	
	Number of Household Members	-0.062	0.141	-0.064	0.141	0.311	0.205	0.319	0.205	
	Education	-0.683	0.968	-0.639	0.968	-12.109	695.507	-12.639	904.259	
	Marital Status	0.174	0.424	0.194	0.423	-0.677	0.727	-0.681	0.727	
	Children (High School or Below)	0.978***	0.234	0.983***	0.233	-0.187	0.341	-0.206	0.342	
Housing Characteristics	Apartment	-0.815***	0.204	-0.825***	0.204	-0.969***	0.331	-0.980***	0.333	
	Detached House	-0.922***	0.240	-0.924***	0.240	-0.199	0.393	-0.201	0.394	
Financial Characteristics	Household Income	0.038	0.065	0.035	0.065	0.022	0.107	0.022	0.107	
	Housing Prices	-0.857***	0.140	-0.857***	0.140	-1.008***	0.212	-1.024***	0.211	
Residential Environment Characteristics	Overall Life Satisfaction	-0.105	0.111	-0.096	0.111	0.144	0.192	0.146	0.192	
LR chi2		263.250		262.100		92.410		92.480		
Log Likelihood		-883.259		-883.839		-336.548		-336.513		
Prob>chi2		0.000		0.000		0.000		0.000		
Number of Obs			11,895				8,435			

Note: *P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01. Controlled by year and regional dummies.

택이 아닌 연립·다세대에서 주로 거주한다는 것으로 예상된다.

5.4 거주지역에 따른 학업 성취 수준의 상호작용 변수가 자가보유 임차 가구의 주택 점유 형태에 미치는 영향

Table 6은 수도권과 비수도권을 대상으로 학업 성취 수준의 상호작용 변수가 자가보유 임차 가구의

주택 점유 형태에 미치는 영향에 대한 분석 결과이다. 상호작용 변수의 다중공선성 점검 결과 모든 변수의 VIF 값이 3.38 이하로 나타나 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단된다. 주요 변수에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율의 상호작용 변수는 오직 수도권권의 중위권과 상위권 모두에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비수도권에서는 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 모두 상위권인

Table 6. The Effect of Educational Factors' Interaction Variables by Regional Area on Rental Choice among Homeowners

Category	Variable	Seoul Metropolitan Area		Non-Seoul Metropolitan Area	
		Coef	S.E	Coef	S.E
Main Variable	Academic Achievement×Percentage of Students Performing Above the Average_Middle Group	0.291**	0.138	0.011	0.289
	Academic Achievement×Percentage of Students Performing Above the Average_Upper Group	0.364**	0.173	-0.118	0.292
Demographics Characteristics	Age 40-59	-0.059	0.213	-0.740*	0.435
	Age 60 or Higher	-1.003**	0.392	-1.256*	0.656
	Number of Household Members	-0.067	0.141	0.318	0.205
	Education	-0.651	0.966	-12.644	905.301
	Marital Status	0.175	0.424	-0.691	0.726
	Children (High School or Below)	0.981***	0.233	-0.197	0.342
Housing Characteristics	Apartment	-0.825***	0.204	-0.966***	0.333
	Detached House	-0.916***	0.240	-0.197	0.393
Financial Characteristics	Household Income	0.033	0.065	0.026	0.107
	Housing Prices	-0.859***	0.140	-1.021***	0.211
Residential Environment Characteristics	Overall Life Satisfaction	-0.103	0.111	0.143	0.192
LR chi2		264.970		91.690	
Log Likelihood		-882.403		-336.909	
Prob>chi2		0.000		0.000	
Number of Obs		11,895		8,435	

Note: *P<0.1, **P<0.05, ***P<0.01. Controlled by year and regional dummies.

지역에 거주하는 가구일수록 전·월세에 거주할 확률에 음(-)의 영향이 나타났다. 이는 연구가설 3의 “비수도권에 비해 수도권에서 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 모두 상위권에 속하는 지역에 거주하는 가구일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률에 양(+)의 영향을 미칠 것”이라는 내용과 일치한다. 이러한 결과는 수도권과 비수도권 간 교육

환경의 불균형이 가구의 주택 점유 형태에 실질적인 영향을 미친다는 것을 시사한다. 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 모두 높은 지역은 우수한 학교와 교육 인프라가 밀집된 지역으로, 자녀 교육을 중시하는 가구가 해당 지역에 거주하려는 경향이 강하게 나타난다. 이로 인해 자가를 보유하고 있음에도 임차 형태로 거주하는 가구의 비중이 증가한 것으로

해석된다. 이러한 결과는 마강래 외(2012)가 분석한 바와 같이 수도권이 비수도권에 비해 소유와 거주 분리 현상이 강하게 나타난다는 연구 결과와 박중훈·이성우(2013)가 제시한 자가 가구의 차가 점유 선택 확률이 가장 높은 지역은 상대적으로 교육여건이 우수한 지역에서 높게 나타난다는 분석 결과와도 일치한다.

6. 결론

본 연구는 학업 성취 수준이 자가보유 가구의 임차 점유 형태 선택에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 자가보유 임차 가구를 대상으로 교육 요인에 초점을 맞춰 상관관계를 분석한 연구는 매우 드문 것을 확인할 수 있었으며 특히, 수도권과 비수도권으로 구분하여 비교 분석한 연구는 더욱 드문 것으로 나타난다. 이에 본 연구는 한국노동패널의 2009년부터 2022년까지의 14개년 자료와 교육데이터플랫폼의 에듀데이터(EDSS)에서 제공하는 국가 수준 학업성취도 자료로 패널 고정 효과 이항 로지스틱 회귀모형을 사용하여 실증분석을 진행하였다. 본 연구는 기존 연구와 달리 국가 수준 학업성취도 자료를 활용하여 거주지역별로 자가보유 가구의 전·월세 점유 형태 선택을 다룬다는 점에서 차별성을 가진다.

주요 연구 결과는 아래와 같다. 첫째, 전국 기준 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 중위권에 속하는 지역일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 양(+)의 영향을 보였다. 이러한 결과는 연구가설 1과 부분 일치한다. 둘째, 거주지역에 따른 분석 결과에서 수도권 기준 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 중·상위권에 속하는 지역일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 유의한 양(+)의 영향을 보였으며 비수도권 기준 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 중·상위권에 속하는 지역일수록 자가보유 가구가 전·월세에 거주할 확률이 음(-)의 영

향을 보였다. 이러한 결과는 연구가설 2와 일치한다. 이는 수도권에서는 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 상위권인 지역에 거주하는 가구일수록 자가를 보유하고 있으나 전·월세에 거주하는 경향이 있음을 의미한다. 하지만 비수도권에서는 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 상위권인 지역에 거주하는 가구일수록 자가를 보유하고 있으나 전·월세에 거주하는 경향이 적음을 의미한다. 셋째, 거주지역에 따른 학업성취도와 보통학력 이상 비율의 상호작용 변수 분석 결과 수도권에서는 상호작용 변수가 중위권과 상위권 모두 양(+)의 값으로 유의하게 나타나 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 모두 높은 지역일수록 자가를 보유하고 있으나 전·월세에 거주할 확률이 더욱 강하게 나타났다. 반면에 비수도권에서는 상위권에서만 음(-)의 값으로 유의하게 나타나 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 모두 높은 지역에서는 자가를 보유하고 있으나 전·월세에 거주할 확률이 낮은 것으로 나타났다. 이는 교육 환경 요인이 가구의 주거 선택에 영향을 미치며 특히 수도권에서 강하게 나타난다는 점을 의미한다.

연구가설 1, 2, 3에 따른 실증분석 결과를 종합하면 전국 표본에서 학업 성취 수준이 모두 중위권에 해당하는 지역일수록 자가를 보유하고 있음에도 전·월세에 거주할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 특히 수도권의 경우 상위권 지역일수록 그 영향력이 크게 미쳤다. 반면에 비수도권에서는 통계적 유의성을 발견하지는 못하였으나 상위권 지역일수록 자가를 보유한 채 전·월세에 거주할 가능성이 오히려 낮게 나타나 수도권과 상반된 결과를 보였다. 이는 수도권에 거주하는 가구가 자녀의 학군을 중요시하고 있음을 알 수 있다. 이로 인해 수도권에서는 자가를 보유하고 있음에도 전·월세로 임차하여 거주할 가능성이 높다고 해석할 수 있다.

본 결과에서 기존 선행연구와 달리 주목할만한 점은 수도권에서만 학업성취도와 보통학력 이상 비율

의 상호작용향이 유의하게 나타났다는 것이다. 따라서 자가를 보유하고 있으나 전·월세에 임차하여 거주하는 가구는 자녀의 교육환경을 중요시하고 있음을 알 수 있다. 이는 학업 성취 수준이 자가보유 임차 가구가 주택의 점유 형태를 선택하는 중요한 요인으로 작용하며 학군에 따른 지역적 양극화 현상이 나타날 수 있음을 의미한다. 반면 비수도권에서는 이러한 경향이 나타나지 않았고, 이로써 학업 성취 수준이 주택 점유 형태 선택에 미치는 영향이 지역별로 다르게 나타남을 확인할 수 있었다.

이처럼 학업 성취 수준이 수도권 여부에 따라 가구의 주거 선택에 영향을 미친다는 점에서 지역적 특성을 고려한 정책이 요구된다. 이를 위해 수도권에 집중된 우수한 학군과 사교육 자원을 분산하고, 비수도권에서도 일정 수준 이상의 교육여건을 갖출 수 있도록 공교육의 질을 향상시킬 수 있는 정책이 필요할 것이다. 학군으로 인해 자가를 보유하고 있음에도 임차를 선택하는 현상은 주거 불안정성을 심화시키는 요인으로 작용할 수 있다. 따라서 비수도권의 교육환경을 개선하는 것은 교육정책 차원을 넘어 주거 불안정을 완화시킬 수 있을 것이다. 예를 들어 학령기 자녀를 둔 가구를 대상으로 교육 환경과 연계한 주거 단지 조성 등 맞춤형 주거지원 정책이 필요하다. 마지막으로 수도권 집중 완화와 지방 도시의 정주 여건을 개선하기 위해 교육·산업·주거 기능이 연계된 지역 거점형 모델을 구축하고 지방 주요 도시를 중심으로 교육 자원의 투자를 강화해야 할 것이다.

본 연구는 몇 가지 한계점을 지닌다. 첫째, 분석 과정에서 가구의 주거 이동 여부와 보유하고 있는 주택의 위치 등을 직접적으로 고려하지 못하였다는 점에서 종합적인 주거 선택 과정을 반영하는 데 제약이 존재한다. 때문에 향후 연구에서는 이러한 공간적 정보가 보완된다면 가구의 주거 이동 패턴을 보다 구체적으로 분석할 수 있을 것이다. 둘째, 주택 면

적과 방 개수를 통한 실거주 수요와의 불일치, 그리고 부채를 통한 레버리지 투자 등 투자 목적을 간접적으로라도 확인할 수 있었으나 자료 및 변수의 부재로 인해 사용하지 못하였다. 하지만 이러한 목적으로 자가보유 가구가 임차하는 것에 대한 상관관계를 밝히는 문제는 향후 연구의 주제가 될 수 있을 것으로 생각한다. 셋째, 본 연구는 국가 수준 학업성취도 자료 중 고등학교 자료에 국한되어 있어 초등학교나 중학교의 학업성취도와 보통학력 이상 비율을 추가적으로 고려하지 못하였다. 또한 학원 수, 대학 진학률 등은 교육환경의 영향력을 나타내는 중요한 요인이며 향후 연구에서는 이를 보완한 확장된 분석이 필요할 것이다. 넷째, 학군은 지역적인 영향을 갖는 요인으로 이를 위해 공간 자기상관 분석 등 심층적인 공간분석을 통해 의미 있는 시사점을 도출해 낼 수 있을 것이다. 하지만 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 반영하지 못한 점 역시 연구의 제약으로 남는다.

참고문헌

1. 국토교통부(2024), 「2023년 주거실태조사(일반가구) 연구보고서」, 세종.
2. 김세울·유선중(2022), 「교육 환경과 아파트 전월세 가격 상관성에 관한 실증연구: 서울시 송파구를 중심으로」, 『주택도시연구』, 12(1): 1~18.
3. 김형근(2019), 「주택의 소유와 점유의 불일치에 관한 연구」, 『주택금융리서치』, 8: 36~49.
4. 김형태·이상엽(2021), 「주택시장에 영향을 미치는 초·중학교 교육 환경 요인에 관한 연구: 성남시 분당구를 중심으로」, 『부동산연구』, 31(2): 33~45.
5. 마강래·강은택·김형태(2012), 「자가보유 전·월세 가구의 특성과 주거이동성에 관한 연구」, 『한국지역개발학회지』, 24(1): 157~172.
6. 민인식·최필선(2012), 「STATA 패널데이터 분석」, 서울: 지필미디어.
7. 박미선(2013), 「주택 점유형태 선택에 영향을 미치는 요인의 시대적 변화 연구」, 『도시행정학보』, 26(3):

- 291~314.
8. 박종훈·박종찬·이성우(2018), “소유주택과 점유주택의 불일치 현상에 관한 실증연구”, 『한국주거학회 논문집』, 29(1): 19~31.
 9. 박종훈·이성우(2013), “수도권에 거주하는 자가 가구의 거소불일치 선택 요인”, 『서울도시연구』, 14(1): 1~22.
 10. 박진홍·최진무(2020), “패널고정효과모형을 이용한 아파트 가격 관련 변수의 영향력 분석”, 『대한지리학회지』, 55(5): 541~553.
 11. 박찬선·주경식(2007), “학업성취도의 공간적 분포 패턴 연구: 안양시를 사례로”, 『한국지리환경교육학회지』, 15(1): 65~76.
 12. 서원석(2019), “대도시권 주거이동 가구의 이동유형별 주거특성 및 주거만족도 비교분석”, 『GRI 연구논총』, 21(1): 49~69.
 13. 송진주·문인영·박세준(2018), “진학 희망 고교 유형에 따른 학생의 학업성취도 및 교육비 격차 추이 분석: 특목고와 자율형 사립고를 중심으로”, 『교육행정학연구』, 36(1): 249~274.
 14. 신호철·오창석·정경훈(2023), “지방소멸의 전국적, 지역적 원인에 대한 탐색적 연구: 계량모형을 중심으로”, 『한국지방자치학회보』, 35(4): 133~160.
 15. 심승규·박건현·홍지훈(2025), “주택 소유와 거주자의 불일치에 관한 연구”, 『부동산분석』, 11(2): 63~79.
 16. 안문영·추준석(2017), “전국단위 학력평가 성적 차이가 아파트 가격에 미치는 영향: 울산광역시 사례”, 『부동산연구』, 27(4): 63~76.
 17. 이상호·서룡·박선미·황규성·김필(2021), 『지방소멸 위기 극복을 위한 지역 일자리 사례와 모델』, 음성: 한국고용정보원.
 18. 이현정·김영주(2018), “주택점유형태에 따른 청년층 가구의 사회경제적 차이 및 주택자산효과 분석”, 『도시행정학보』, 31(2): 73~95.
 19. 이현정·남상준(2023), “전세 거주 청년 부부가구의 지역 간 거주환경과 주거비 차이”, 『LHI Journal』, 14(3): 17~36.
 20. 이현주·정은희(2021), “노년기 가구형태와 우울 변화: 대처자원의 완충효과를 중심으로”, 『한국사회복지학』, 73(1): 169~196.
 21. 임미화(2020), “비수도권가구의 이사계획 및 수도권이주에 대한 가구특성분석”, 『주거환경』, 18(1): 67~77.
 22. 임보영·강은택·마강래(2017), “지역 특성이 사교육 참여와 사교육비에 미치는 영향에 대한 분석”, 『국토계획』, 52(6): 113~127.
 23. 정예은·심승규·홍지훈(2022), “지역별 거주유형별 가구특성에 관한 연구: 소득효과와 자산효과를 중심으로”, 『LHI Journal』, 13(1): 55~65.
 24. 정의충·정의철(2022), “패널자료를 이용한 밀레니얼 세대의 주택점유형태 결정요인 분석”, 『부동산·도시연구』, 15(1): 49~68.
 25. 정재훈·박사유(2025), “교육 기회의 공간적 격차와 사회적 이동성: OECD 국가를 중심으로”, 『부동산정책연구』, 26(2): 123~139.
 26. 정진도(2025), “지역별 교육 환경 격차가 수도권 학령인구 보유 가구의 주거입지 결정에 끼치는 영향 연구”, 『한국도시설계학회지 도시설계』, 26(5): 23~39.
 27. 차동춘(2015), “중학교 수학 학업 성취도 성장에 대한 사교육의 효과”, 『교원교육』, 31(3): 247~272.
 28. 최막중·강민욱(2012), “주택 소유와 거주자의 불일치 원인에 관한 실증분석”, 『주택연구』, 20(2): 33~48.
 29. Angel, S. and J. Gregory (2023), “Does Housing Tenure Matter? Owner-Occupation and Wellbeing in Britain and Austria”, 『Housing Studies』, 38(5): 860~880.
 30. Dhar, P. and S. L. Ross (2012), “School Quality and Property Values: Re-Examining the Boundary Approach”, 『Journal of Urban Economics』, 71(1): 18~25.
 31. Gabe, J., S. Robinson and A. Sanderford (2022), “The Relationship between School Quality and US Multi-Family Housing Rents”, 『The Journal of Real Estate Finance and Economics』, 64(4): 615~645.
 32. Haurin, D. R., T. L. Parcel and R. J. Haurin (2002), “Does Homeownership Affect Child Outcomes?”, 『Real Estate Economics』, 30(4): 635~666.
 33. Hulse, K. and A. McPherson (2014), “Exploring Dual Housing Tenure Status as a Household Response to Demographic, Social and Economic Change”, 『Housing Studies』, 29(8): 1028~1044.
 34. Ioannides, Y. M. and S. S. Rosenthal (1994), “Estimating the Consumption and Investment Demands for Housing and Their Effect on Housing Tenure Status”, 『The Review of Economics and

- Statistics*, 127~141.
35. Kuroda, Y. (2022), "What Does the Disclosure of School Quality Information Bring? The Effect through the Housing Market", *Journal of Regional Science*, 62(1): 125~149.
 36. Li, L. H. (2016), "Impacts of Homeownership and Residential Stability on Children's Academic Performance in Hong Kong", *Social Indicators Research*, 126(2): 595~616.
 37. Long, J., C. Cui, L. Zhuang and Y. Yang (2025), "Beyond Owning-Renting Dichotomy: Owner-Renting in Urban China", *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*.
 38. MacKinnon, J. G., M. Ø. Nielsen and M. D. Webb (2025), "Cluster-robust Jackknife and Bootstrap Inference for Logistic Regression Models", *Econometric Reviews*, 1~29.
 39. Ramond, Q. and M. Oberti (2022), "Housing Tenure and Educational Opportunity in the Paris Metropolitan Area", *Housing Studies*, 37(7): 1079~1099.
 40. Vanderford, S. E., Y. Mimura, A. L. Sweaney and A. T. Carswell (2007), "An Analysis of Tenure and House Structure Type by Household Composition", *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 36(2): 93~109.

요 약

본 연구는 학업 성취 수준이 자가보유 전월세 가구의 주거 점유 형태 선택에 어떠한 영향을 미치는지 알아보았다. 이를 위해, 한국노동패널(KLIPS)의 2009년부터 2022년까지 14개년 자료와 교육데이터플랫폼의 에듀데이터(EDSS)에서 제공받은 국가 수준 학업성취도 자료를 패널 고정 효과 이항 로지스틱 회귀모형을 통해 실증분석한다. 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전국 기준으로 학업성취도와 보통학력 이상 비율이 중위권에 속하는 지역일수록 전·월세 거주 확률이 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 미시적인 분석에서 수도권 학업성취도의 중·상위권에 속하는 지역일수록 양(+)의 영향을, 비수도권에서는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 보통학력 이상 비율은 통계적 유의성이 발견되지는 않았지만, 수도권 중·상위권에 속하는 지역에서는 양(+)의 영향을, 비수도권의 상위권에 속하는 지역에서는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 수도권에서 학업 성취 수준의 상호 작용 변수는 상위권일수록 전·월세 거주 확률이 더욱 강하게 나타났다. 따라서 본 연구는 교육환경을 고려한 균형 있는 주거정책과 수도권 비수도권을 구분한 정책적 시사점을 제시하려 한다.

주제어: 자가보유 전·월세, 국가 수준 학업성취도, 패널 고정 효과 이항 로지스틱 회귀모형

도시 구조와 녹지공간이 지표면온도에 미치는 비선형적 영향 분석 : 설명 가능한 기계학습 모형을 활용하여

Nonlinear Effects of Urban Structure and Green Space on Land Surface Temperature: An Explainable Machine Learning Approach

유소현* · 이동근**

So Hyun Yoo* · Dong Kun Lee**

Abstract

Although the importance of urban green spaces for mitigating the urban heat island effect is widely recognized, understanding their relationship with surrounding urban environments is crucial in densely developed areas. This study examined the nonlinear effects of urban structural elements and green space characteristics on land surface temperature (LST) in Incheon, South Korea. Using the XGBoost machine learning model and SHAP interpretation technique, the research analyzed the relative importance, nonlinear relationships, threshold points, and interaction effects among variables, including green coverage, landscape metrics, building coverage, and building height. Results showed that building area ratio exerted the strongest positive influence on LST, while water body ratio, ground elevation, and green space ratio were the main contributors to temperature reduction. A clear nonlinear relationship was identified for green space ratio: its impact shifted to a cooling effect once it exceeded 36% at the 500m grid scale. In areas below this threshold, building height and height diversity showed a complementary interaction that helped reduce LST. These findings confirm a synergistic relationship between green spaces and urban structure elements. This study provides quantitative evidence of the critical green space threshold and key interactions in high-density urban settings, offering valuable insights for spatial planning and urban thermal environment improvement.

Keywords: Urban Structure, Urban Green Space, Building Height, Land Surface Temperature, Explainable Machine Learning

1. 서론

도시 열섬 현상은 도시지역이 주변 지역보다 더 높은 기온을 경험하는 현상을 의미하며(Oke, 1982), 이는 도시 거주 환경에 다양한 영향을 미친다(Synnefa

et al., 2006). 기후변화에 따라 온도 상승으로 인한 부정적인 건강 영향은 더욱 증가할 것으로 전망되고 있으며(Trlica et al., 2017), 이에 효과적인 대응 수단으로 도시 녹지의 중요성이 강조되고 있다. 도시 열 환경 개선의 효과적인 수단으로써 녹지의 냉각

*인천연구원 도시정보센터 전임연구원(주저자: yoosh@ii.re.kr)

**서울대학교 농업생명과학대학 생태조경·지역시스템공학부 교수(교신저자: dklee7@snu.ac.kr)

효과는 많은 연구에서 입증되어왔다(Aram et al., 2019). 특히 인프라 개조가 어려운 기존의 도시들은 밀집된 건물 환경에서 열 영향을 완화하는 수단으로서 녹지의 효율적 계획을 위해 도시 환경, 녹지, 열 환경 간의 관계를 탐색하는 것이 중요하데(Ren et al., 2025), 단순히 도시 녹지의 총량을 늘리는 것보다 같은 녹지 면적으로도 효과를 최대화하기 위해서 도시 주변 환경을 고려한 접근 방식이 필요하다(Massaro et al., 2023). 또한 녹지는 기후변화 영향을 완화하고 도시의 회복력을 강화하는 인프라로 가능하며(심지수·구형수, 2024), 이러한 효과를 강화하기 위해 공간 구조를 고려한 연결성 확보의 중요성이 논의된 바 있다(최재혁 외, 2022). 이는 일률적인 양적 공급 위주의 계획이 아니라 녹지의 공간적 구성을 최적화하는 것이 필요함을 의미한다(Guo et al., 2020; Yao et al., 2020).

녹지의 공간적 구성은 크기, 모양의 복잡성, 배열 형태 등 다양한 유형의 경관 지표로 평가된다(Masoudi and Tan, 2019). 도시 녹지의 크기로 대표되는 양적인 지표는 온도 저감에 긍정적인데, 녹지의 크기 또한 특정 크기 이상으로는 온도 저감 효과가 크게 증가하지 않는 임계 효과가 존재한다(Yu et al., 2017). 녹지의 모양과 공간적 배치에 관해서는 녹지 모양이 복잡할수록 온도가 상승하는 경우(Yu et al., 2017), 온도가 저감되는 경우(Qiu and Jia, 2020) 등 상반된 연구 결과들이 존재하여 어떤 형태가 온도 저감에 이상적인지에 관한 명확한 결론은 내려지지 않았고, Yu et al.(2020)은 각 연구 사례별 도시 환경 요소의 차이가 주요한 원인 중 하나라고 분석하였다. 도시의 지배적인 토지피복 유형인 건물과 도로 등의 불투수성 환경은 도시 미기후를 결정하는 주요 영향 요인이고, 도시의 열 환경은 이와 같은 건조 피복과 녹지, 인간 활동 등 다양한 구성 요소들이 비선형적으로 상호작용 하는 복잡한 시스템이다(Yu et al., 2020). 특히 도시 내 녹지일수록 온도

저감 효과를 결정하는 주요한 요인은 인근 토지피복 유형, 건축 재료, 건물 높이, 도시 요소의 배열, 인간 활동 등으로 다양하므로, 이러한 도시적 맥락에 대한 고려가 필요하다(Galalizadeh et al., 2024).

국내 도시를 대상으로 도시 열섬 현상과 도시 구조 간의 관계를 분석하는 다수의 연구가 진행되어 왔다. 특히 도심 지역을 대상으로 온도 저감에 효과적인 녹지 수준을 제시한 연구로, 송봉근·박경훈(2015)은 토지이용 유형 중 주택 및 상업지역에서 녹지율이 40~50%일 때 지표면온도 저감 효과가 나타난다고 분석하였다. 최근 연구들은 건물 높이와 같은 도시의 수직적 구조를 고려하는 방향으로 확장되고 있다. 이경일(2023)은 고층 건물 위주의 아파트 단지에 비해 저층 주거지나 산업단지 지역에서 높은 열섬 강도가 나타나고, 건축물의 수평·수직적 구조가 열섬 강도에 영향을 미치는 주요한 요인이라고 분석하였다. 전규원·박유진(2024)은 식생의 밀도와 건축 형태가 모두 온도에 유의미한 영향을 끼치는 것으로 분석하였고, 식생과 중층 이상의 건물 설계의 적극적 고려를 제안하였다. 그러나 기존 연구에서 제시된 녹지율 기준은 도시 환경 요소와 지표면온도 간의 선형적 관계를 기반으로 도출된 것으로, 주변 도시 환경과의 상호작용을 충분히 반영하지 못한다(Ren et al., 2025; Chen and Guo, 2026). Kim et al.(2022)은 지표면온도와 토지이용 변수 간의 관계가 비선형적으로 나타날 수 있으며 주변 환경의 공간적 맥락에 따라 달라질 수 있음을 분석하였다.

특히 고밀 도심일수록 녹지의 냉각 효과가 주변 건조 환경과의 관계에 따라 달라지므로(Zhu et al., 2025), 선형 관계 기반의 기준만으로는 복합적인 열 환경 특성을 충분히 설명할 수 없다. 또한 녹지의 효과는 주변 건물 등 건조 환경 요소와의 관계 속에서 달라질 수 있으므로, 변수 간 상호작용 효과를 고려할 필요가 있다. 그러나 이러한 맥락에서 도시 환경

변수 간의 비선형적 관계 및 상호작용 효과를 분석한 연구는 부족한 실정이다.

최근 녹지, 도시 환경 요소와 지표면온도 간의 비선형적인 관계와 더불어 임계 효과의 가능성이 제시되고 있다(Masoudi and Tan, 2019; Chen, 2024; Ren et al., 2025; Shu et al., 2025). 선형 기반 모형과 달리 트리 기반의 기계학습 모형은 변수 간의 비선형적인 관계와 상호작용을 식별하는 데 효과적이다(Zhong et al., 2025; Ren et al., 2025). 또한 이러한 관계는 설명 가능한 인공지능(XAI, eXplainable Artificial Intelligence) 기법을 적용함으로써 각 요소가 종속변수에 끼치는 중요도와 영향 방향이 전환되는 임계치를 도출하여 해석력을 높일 수 있으며(Hu et al., 2024), 이는 도시 요소 간의 복잡한 관계를 이해하고 정책적으로 해석하는 기반을 제공하고 있다(Feng et al., 2024). 특히 비선형 관계를 기반으로 한 임계치는 도시의 기후 조건이나 도시 구조 등 맥락적 특성에 따라 다르게 나타날 수 있으므로(Chen and Guo, 2026), 국내 도시지역을 대상으로 한 분석이 필요하다.

이에 본 연구는 고밀 도시지역을 대상으로 도시 내 녹지 경관 변수와 도시 환경 요소가 지표면온도와 가지는 비선형적 관계와 상호작용 효과를 설명 가능

한 기계학습 모형을 활용하여 분석하고, 각 변수의 기여도와 영향 임계값을 도출하여 상호작용 효과를 논의함으로써 쾌적한 도시 열 환경을 계획하기 위한 시사점을 제시하고자 한다.

2. 연구 방법

2.1 연구의 범위

2.1.1 공간적 범위

본 연구의 대상지는 인천시 육지 지역으로, 인천시는 수도권에 위치하여 바다와 접하고 있으며 계양산, 문학산 등 산지 또한 발달하였다. 인천시는 1990년대 이후 지속적인 매립으로 도시지역 및 나지의 비중이 증가했으며, 주로 산림이나 초지 개발보다는 해안 매립을 통해 개발을 진행해 왔다. 매립을 통해 개발한 지역은 신도시로 조성되었다(김대영, 2011). 인천시는 해안 지역과 산림, 신도시와 구도심이 혼재하여 다양한 도시구조 특성을 나타내고 있어 분석대상지로 선정하였다. 도시 내 녹지의 냉각 효과와 주변 도시 환경 요소의 관계를 분석하기 위해 대상지의 용도지역상 도시지역을 분석 대상으로 하였다. 특히 도시지역 중 주거, 상업, 공업지역은 녹지지역과 달리 불투수면 비율이 높아 도시 열섬과 고온 문제에 취약

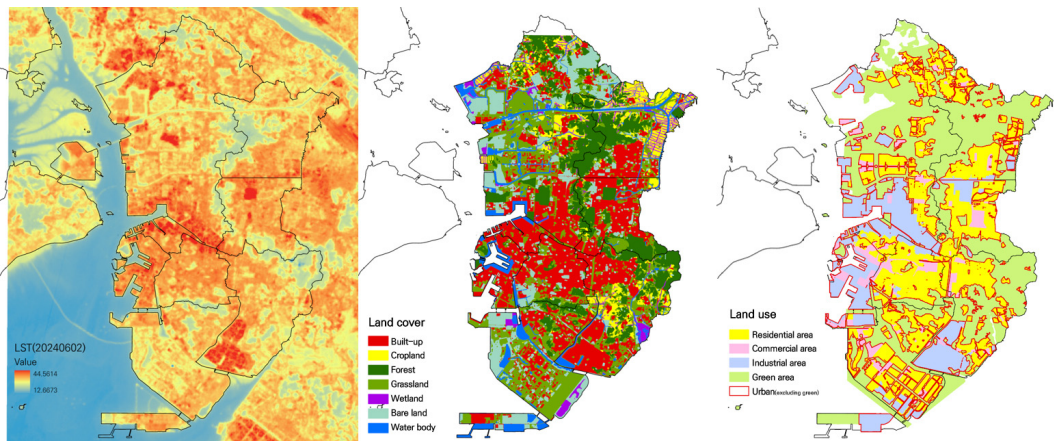


Fig. 1. LST (Land Surface Temperature), Land Cover, Land Use Zoning of the Study Site

한 지역으로(김지숙·김호용, 2020), 녹지지역을 제외한 도시지역에서도 열섬현상 완화를 위한 적정 면적의 녹지 확보가 필요하다(송봉근·박경훈, 2015). 따라서 본 연구에서는 용도지역 중 녹지지역을 제외한 도시지역을 분석 대상으로 하였으며, 연구대상지의 지표면온도, 토지피복, 용도지역 분포는 Fig. 1과 같다.

2.1.2 시간적 범위

본 연구의 시간적 범위는 2024년 초여름의 단일 시점이다. 종속변수인 지표면온도는 2024년 6월 2일 한국표준시(KST) 기준 오전 11시 10분에 촬영된 Landsat 9 영상을 활용하여 산출하였고, 설명변수는 해당 시기와 가장 근접하게 확보 가능한 자료를 활용하여 구축하였다. 따라서 본 연구는 2024년 초여름 단일 시기의 지표면온도의 공간적 분포와 설명변수 간의 관계를 분석의 범위로 하였다.

2.1.3 분석 단위

도시 구조 요소와 열 환경 간의 관계를 분석할 때, 공간적 분석 단위 또한 주요한 영향 요인이다. Lin et al.(2024)은 390~570m의 공간 해상도에서 주변 도시 환경 요인이 지표면온도를 예측하는 설명력이 가장 높은 것으로 분석하였다. Hu et al.(2024)에 의하면 500m 격자 해상도는 도시의 열적 특성을 가장 잘 포착하는 공간 단위이며, 이는 동시에 도시 녹지 공간의 경관적 패턴과 주변 도시 환경 특성에 대한 정보를 확보할 수 있는 적절한 해상도로 평가된다(Xu and Rui, 2024; Lin et al., 2025). 국내 도시인 서울과 부산을 대상으로 도시 구조와 열 환경 간의 관계를 분석한 Xia et al.(2025)은 500m 해상도가 도시 열섬을 설명하는 데 데이터의 미시적인 잡음을 줄이면서도 공간적 변동성을 효율적으로 드러내는 해상도라고 분석하였다. 또한 500~800m 간격의 도로로 둘러싸인 도시 블록은 도시 거주자의 일상 활동

이 수행되는 5분 범위 내의 거리로 평가된다(Zhou et al., 2024). 따라서 500m 격자는 도시 열 환경의 특성이 잘 표현되고 이에 대한 도시 환경 변수의 설명력이 높게 나타나는 공간 단위이며, 5분 보행 생활권이라는 도시 계획적 의미를 가진다.

이에 본 연구에서는 대상지를 500m 크기의 격자로 분할하고, 인천시 도시지역과 교차하는 격자를 추출하여 각 격자에 대해 종속변수와 설명변수를 집계하였다. 각 격자는 분석 단위이자 개별 데이터 샘플을 나타내며, 이를 기반으로 모형을 구축하였다. 본 연구의 분석 결과는 격자 단위에서 나타나는 지표면온도의 공간적 분포와 도시 환경 변수 간의 관계를 나타내는 것으로 해석 범위를 한정하였다.

2.2 분석 자료

2.2.1 지표면온도(LST)

지표면온도(LST, Land Surface Temperature)는 도시 열 환경을 공간적으로 평가하는 데 널리 사용되는 자료로, 토지 이용 형태와 온도 영향에 관한 연구들이 광범위하게 수행되었다. 지표면 온도는 Google Earth Engine(GEE) 플랫폼을 통해 USGS에서 제공한 Landsat 9 영상에서 추출하였다. 일반적으로 6월에서 8월까지의 기간이 여름철로 분류되며, 몬순형 기후인 한반도 중부 지역의 경우 여름철은 5월 하순에 시작하여 9월 하순에 종료된다(최광용 외, 2006). 몬순형 기후는 여름철에 높은 온량을 나타내므로, 이 시기에는 저온량 영상의 확보가 제한적이다(Qiu and Jia, 2020; Jeong et al., 2025). 기후대가 유사한 중국의 도시들을 대상으로 진행된 선행 연구들(Qiu and Jia, 2020; Zhu et al., 2025; Lin et al., 2025; Wei et al., 2025)에서도 이와 같은 문제로 여름철의 단일 시기 영상을 선택하여 지표면온도를 산출하였는데, 본 연구에서도 가장 최근의 여름철 기간 중 온량이 가장 낮은 단일 시기의 영상을 활용하였다. 따라서 2024년 6월부터 8월의 모든 영상을 온량을 기

준으로 정렬하여 구름이 가장 없는 날의 영상을 분석 자료로 선택하였고, 당시 운량은 2.4%이다.

지표면온도 산출은 USGS에서 제공하는 Landsat 9 Data Users Handbook을 참조하였다. 식 (1)을 활용하여 대기 상층부의 분광 복사량을 구한 후, 이를 식 (2)를 통해 섭씨 밝기 온도로 변환한다.

$$L\lambda = M_L Q_{cal} + A_L \quad (1)$$

($L\lambda$: Spectral radiance, M_L : Radiance multiplicative scaling factor, Q_{cal} : Pixel value in DN, A_L : Radiance additive scaling factor)

$$BT = \frac{K_2}{\ln\left(\frac{K_1}{L\lambda} + 1\right)} - 273.15 \quad (2)$$

(K_1, K_2 : Band specific thermal conversion constant)

4번, 5번 밴드를 활용하여 식 (3)을 통해 NDVI를 구하고, NDVI의 최대값과 최소값을 산출하여 식 (4)를 통해 식생 비율을 계산하였다.

$$NDVI = \frac{B5 - B4}{B5 + B4} \quad (3)$$

($B5$: Value of landsat band 5, $B4$: Value of landsat band 4)

$$P_v = \frac{NDVI - NDVI_{\min}}{NDVI_{\max} - NDVI_{\min}} \quad (4)$$

($NDVI_{\min}$: Minimum value of NDVI, $NDVI_{\max}$: Maximum value of NDVI)

최종적으로 식 (5)를 적용하여 지표면온도를 산출

하였다. 각 식에서 활용하는 계수들은 해당 가이드 라인에서 제시하는 메타데이터 값들을 적용하였다.

$$LST = \frac{BT}{1 + \left(\frac{\lambda BT}{\rho}\right) \ln \epsilon} \quad (5)$$

(λ : Wavelength of emitted radiance from band 10, $\rho = h \frac{c}{\sigma}$ (h : Planck's constant, c : Velocity of light, σ : Boltzmann constant), ϵ : Land surface emissivity)

2.2.2 토지피복 및 건물 데이터

토지피복지도는 위성영상을 기반으로 피복을 분류한 지도로, 지표면의 실제 상황을 가장 잘 반영하고 있어 여러 분석의 기초 자료로 활용되고 있다(어성희 외, 2021). 본 연구는 환경부에서 제공하는 2023년 기준 토지피복지도 중분류를 활용하여 녹지지역을 추출하고 녹지 공간 변수 구축에 활용하였다. 이는 중분류 지도는 5m급 해상도로 제작되어 30m 해상도로 제작된 대분류 지도보다 상세한 녹지지역 추출이 가능하다.

건물 데이터는 수치지형도 기반으로 제작된 국토지리정보원의 건물 높이 DB를 사용하였다. 건물 높이 DB는 상세한 건물 높이 정보를 가지고 있어 본 연구에서 핵심적으로 다루고자 하는 건물의 입체적 특성을 분석하기 적합한 것으로 판단하였으며, 모든 변수는 분석 단위별로 가공하여 재집계하였다.

2.3 변수 구축

본 연구에서는 국토지리정보원에서 제공하는 500m 격자를 분석 단위로 활용하였다. 연구대상지인 인천시 도시지역과 ArcGIS의 Select by Location 기능을 통해 Intersect 관계에 있는 격자를 추출한 후, 각 격자에 대해 종속변수인 지표면온도를 집계하였다. 이

Table 1. List of Explanatory Variables

	Variables	Description	Unit
Urban Environment	Impervious Surface Ratio	The proportion of the impervious surface area in the grid area	%
	Building Surface Ratio	The proportion of the building surface area in the grid area	%
	Building Ground Height	Grid average of building ground height	m
	Building Height	Grid average of building height	m
	Standard Deviation of Building Height	Standard deviation of building heights within the grid	m
	Water Area Ratio	The proportion of the water area in the grid area	%
	NDVI	Normalized Difference Vegetation Index	-
Green spaces	Green Space Quantity	The proportion of the green space area in the grid area	%
	Green Space Shape Index	The ratio of the perimeter length of the green cover within the grid to the grid perimeter	-
	Green Space Uniformity	Standard deviation of green space area within the grid	m ²
	Green Space Connectivity	Grid mean of the area-weighted Euclidean neighborhood distance of green space	m

후 도시 환경 특성 변수, 녹지 공간 특성 변수들을 개별로 동일한 격자 단위로 구축하여 설명변수로 활용하였다. 이를 통해 각 격자를 개별 데이터 샘플로 하는 정형 데이터셋을 구축하였으며, 구축된 설명변수의 정의와 단위는 Table 1에 제시하였다.

2.3.1 도시 환경 특성 변수

도시 미기후에 영향을 끼치는 환경은 크게 불투수면, 자연 표면으로 구분되며, 자연 표면에는 식생 지역과 수역이 포함된다(Massaro et al., 2023). 도시 피복의 기하학적 특성은 미기후에 영향을 끼치므로 형태적 특성의 영향을 분석할 때 불투수면과 더불어 건축물과 관련된 변수는 필수적이다(Yao et al., 2020). 건물은 태양복사열을 흡수하여 지역의 전반적인 온도를 높이지만, 높은 건물은 그림자를 형성하여 표면온도를 낮추기도 한다. 따라서 건축물이 지표면에서 차지하는 면적의 비율과 건축물 높이는

핵심 변수로 활용된다(Xu and Rui, 2024; Yi et al., 2025; Ren et al., 2025). 또한 건물 높이의 표준편차는 도시 표면의 거칠기를 나타내는 지표로, 복사열 흡수와 공기 순환을 조절하여 지표면온도에 영향을 끼치는 주요 요소이다(Yang and Li, 2015; Zeng et al., 2022).

이러한 논의를 바탕으로 도시 건조 환경 특성을 나타내는 변수를 개발 강도와 관련된 변수, 수직적 형태와 관련된 변수로 구분하였는데, 개발 강도는 불투수면 면적 비율(IMP_RATIO)과 건물 면적 비율(BLD_RATIO)로, 수직적인 형태는 평균 건물 높이(BLD_BV_MN)와 지반고(BLD_MN)로, 표면의 거칠기는 건물 높이의 표준편차(BLD_BV_MN_SD) 변수를 사용하였다. 수역 면적(W_RATIO) 또한 지표면 온도와 음의 관계에 있는데(Yang et al., 2020), 본 연구에서는 녹지 경관 변수와 영향을 구분하여 파악하기 위해 수역 면적 비율 변수로 도시 환경 특성에 포

합하였다.

선정된 변수들 중 백분율로 나타나는 불투수면, 건물, 수역 면적 변수의 경우 각 격자에서 해당 피복 면적이 차지하는 비율로 산출하였다. 격자 i 에서 피복 유형 j 의 면적 비율 R 은 격자 내 해당 피복 면적의 합 $\sum a_{ij}$ 을 격자 면적 A_i 으로 나누어 식 (6)과 같이 백분율로 산출하였다.

$$R_i = \frac{\sum a_{ij}}{A_i} \times 100 \quad (6)$$

평균값으로 산출되는 변수는 건물 높이, 건물 지반고 변수로, 각 격자 i 에 포함되는 n 개의 객체 k 의 값 x_{ik} 의 평균으로 식 (7)을 통해 산출된다.

$$\bar{x}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{k=1}^{n_i} x_{ik} \quad (7)$$

건물 높이의 표준편차의 경우 격자 i 에 포함되는 객체 즉 건물 높이 x_{ik} 의 표준편차 s_i 는 다음 식 (8)을 통해 산출된다.

$$s_i = \sqrt{\frac{1}{n_i} \sum_{k=1}^{n_i} (x_{ik} - \bar{x}_i)^2} \quad (8)$$

2.3.2 녹지 공간 특성 변수

정규식생지수(NDVI, Normalized Difference Vegetation Index)는 식생 엽록소의 활성화 정도를 측정하여 녹지 피복을 나타낼 수 있는 대표적인 지표로서 변수로 활용하였다. 경관 지표는 녹지의 양뿐만 아니라 그 공간적 구조의 특성을 나타내며, 이러한 공간적 구조는 증발산과 그늘 형성 등의 과정을 통해 다양한 기후 조절과 열섬 완화 기능을 가진다 (Kong et al., 2014; Xu and Rui, 2024). 도시 녹지의 공간적 패턴은 일반적으로 면적, 모양의 복잡한

정도, 단편화 수준, 연결성을 측정하여 정량화된다 (Chen, 2024). Masoudi and Tan(2019)은 지표면온도와의 관계를 가장 잘 반영하는 도시 녹지의 공간적 패턴으로 녹지의 비율, 녹지의 모양 관련 지수, 패치 밀도, 녹지의 연결성 관련 지수를 제시하였다. 모양의 복잡한 정도는 가용 공간이 한정된 도시 내에서 녹지의 공간적 구성을 최적화하기 위한 지표로 분석에 포함된다(Yao et al., 2020). 녹지 면적의 표준편차는 녹지 배치의 균일성을 측정하는 지표이고 (Zhou et al., 2024), 연결성을 측정하는 지표는 이웃 녹지와의 거리를 면적 가중하여 계산된다(Masoudi and Tan, 2019; Zhou et al., 2024).

선행 연구들에 공통적으로 활용되고 지표면온도와 관련이 높은 것으로 나타난 녹지 공간 지표의 속성은 식생지수와 녹지 면적 비율로 표현되는 녹지의 양, 녹지의 모양, 녹지 배치의 균일성, 녹지 모양의 복잡성, 녹지의 연결성으로 요약될 수 있다. 따라서 NDVI, 녹지 피복의 면적 비율(G_RATIO), 녹지 형상 지수(G_LSI), 면적의 표준편차(G_AREA_SD), 녹지 패치 간 면적 가중 평균 거리(G_NEAR_DIST)의 5가지 지표를 녹지 공간 분석 변수로 선정하였다.

녹지 면적 비율은 식 (6), 녹지 면적의 표준편차는 식 (8)을 적용하였고, NDVI는 LST 구축 과정에서 식 (3)을 통해 산출하였다. 녹지 모양의 복잡성을 나타내는 형상 지수(LSI, Landscape Shape Index)의 경우 Sun et al.(2012)의 정의에 의해 격자 i 의 녹지의 둘레 l_i , 녹지의 면적 a_i 를 기반으로 식 (9)에 따라 산출된다.

$$LSI_i = \frac{l_i}{2\sqrt{\pi a_i}} \quad (9)$$

녹지의 연결성을 나타내는 녹지 패치 간 면적 가중 평균 거리는 Zhou et al.(2024)가 제시한 식 (10)에 따라 가장 가까운 녹지 패치까지의 거리를 기준으로,

격자 i 의 녹지 패치 중심에서 가장 가까운 녹지 패치 중심까지의 거리 h_i 를 계산하였다. a_i 는 격자 내 녹지 패치의 면적으로, 면적이 큰 패치의 근접성이 더 높은 연결성을 나타내도록 가중평균 형태로 반영하였다.

$$NEARDIST_i = \frac{\sum_{i=1}^n h_i \times a_i}{\sum_{i=1}^n a_i} \quad (10)$$

각 변수의 공간 분포는 Fig. 2와 같다. 건물 면적 비율은 불투수면의 비율보다 실제 건축물이 차지하는 면적의 비율을 나타냄으로써 건물의 영향을 더 잘 반영하고, 지반고 또한 실제 건물이 위치하는 장소에 한해 값을 가지고 있으므로, 건물이 위치한 지역 자체의 영향을 파악하기 용이하다. 지반고는 지형 분포와 유사하게 산란에 가까운 지역이 높은 고도를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 건물 자체의 높이와 건물 높이의 표준편차는 지역적으로 유사한 분포를

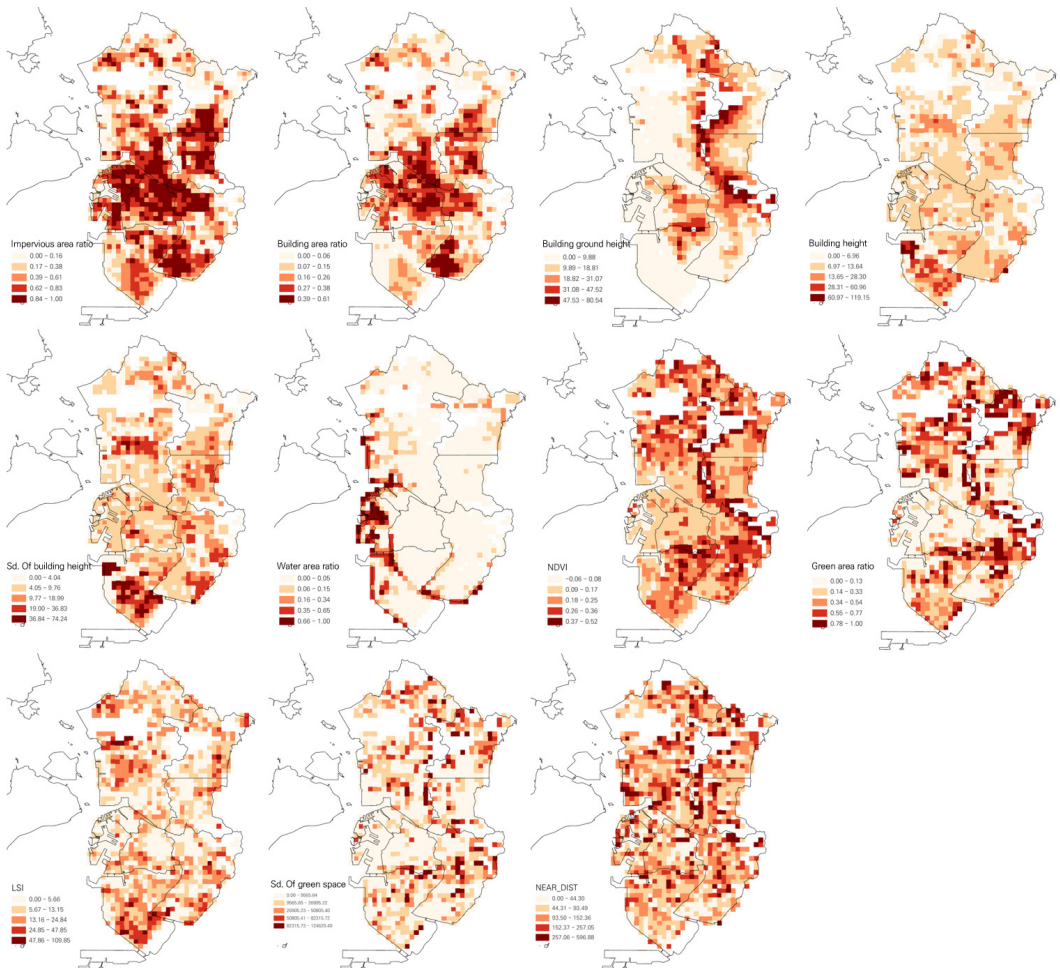


Fig. 2. Spatial Distribution of the Explanatory Variables (From the Top to Left, Impervious Area Ratio, Building Area Ratio, Building Ground Height, Building Height, Standard Deviation of Building Height, Water Area Ratio, NDVI, Green Space Quantity (Green Area Ratio), Green Space Shape Index (LSI), Green Space Uniformity (Standard Deviation of Green Space Area), Green Space Connectivity (NEAR_DIST))

보이며, 수역의 비율은 해안과 하천 인근에서 높은 값을 나타낸다. 녹지 면적 비율은 산림 인근 지역이 대체로 높으며, 건축 면적 비율과 상반된 공간 분포를 보이고 있다. 녹지 형태의 복잡성은 상대적으로 도시지역의 녹지에서 높은 값을 나타내고 있다. 녹지 배치의 균일성은 산림과 가까운 지역일수록 높은 값을 나타내고 있으며, 녹지의 연결성 또한 높은 값은 산림과 근접한 지역에서 주로 발견되나 도심 지역에서도 값들이 고르게 분포하고 있다.

최종적으로 구축된 격자 단위의 데이터셋은 종속 변수인 지표면온도, 설명변수인 도시 환경과 녹지 공간 특성 변수로 구성되며, 이를 기계학습 모형 구축을 위한 입력자료로 활용하였다.

2.4 분석 방법

2.4.1 XGBoost

XGBoost(eXtreme Gradient Boosting Tree) 모형은 결정 트리와 부스팅 기반 접근 방식을 결합한 모형으로, 트리를 이전 모형에 결합하여 예측의 잔차를 수정하여 손실을 최소화하는 최적의 모형을 구축한다(Friedman et al., 2000). 최적화된 구조로 인해 다른 트리 구조 기반 기계학습 모형보다 계산 효율성이 높고 예측력 또한 뛰어난 것으로 평가되며(Fan et al., 2018), 특히 지표면온도 영향 요인 간의 복잡한 상호 작용을 포착하는 데 높은 성능을 나타내고 있어 최근 관련 연구에 활발히 활용되고 있다(Sun et al., 2019; Ma et al., 2024; Huang et al., 2025; Jeong et al., 2025).

본 연구에서는 모형 구축을 위해 전체 데이터의 80%를 훈련용으로, 20%는 테스트용으로 무작위 분할하였으며, 최적 매개변수를 도출하기 위해 5겹 교차 검증(5-fold cross validation)을 적용하였다. 최적 성능을 보인 매개변수 조합을 최종 모형으로 선정하였으며, 모형의 성능은 테스트 데이터셋을 통해 결정계수(R^2) 값을 기준으로 평가되었다. 모형 구

축 및 평가는 Python 환경에서 “xgboost” 패키지를 활용하여 수행되었다.

2.4.2 SHAP

XGBoost 모형 결과를 해석하기 위해 설명 가능한 인공지능(XAI)의 대표적 방법인 SHapley Additive exPlanations(SHAP) 분석을 적용하였다. 블랙박스 로 여겨지는 기계학습 분석 과정을 해석하여 모형 결과의 신뢰성을 개선하기 위한 방법으로 SHAP 분석은 최근 다양한 분야에서 널리 활용되고 있다. SHAP 분석은 각 변수가 모형 예측에 기여하는 정도를 정량화하기 위해 게임 이론을 바탕으로 한 Shapley값을 계산하는 방법(Lundberg and Lee, 2017)으로, Shapley값은 다음 식 (11)에 따라 특정 요인의 값을 고려한 예측 함수와 값을 고려하지 않은 예측 함수 간의 평균 차이로 계산된다.

$$\Phi_i = \sum_{S \subseteq F \setminus i} \frac{|S|!(|F|-|S|-1)!}{|F|!} [f_{S \cup i}(x_{S \cup i}) - f_S(x_S)] \quad (11)$$

(Φ_i : Contribution of the variable i , S : The set of all input variables excluding i , F : The set of all input variables, f : Prediction function model, x : Value of the input variables)

또한 SHAP 분석은 두 변수 간의 상호작용 효과 또한 정량화할 수 있는데, SHAP 상호작용 값은 두 변수의 개별적인 효과의 합으로 설명되지 않는 효과를 식별하기 위해 두 변수의 결합 효과에서 개별 효과의 합을 뺀 값으로 측정된다(Yuan et al., 2024).

분석을 위해 Python 환경에서 “shap” 패키지를 활용하였고, 모든 분석 샘플에 대한 SHAP 값을 합산하여 변수별 중요도를 정렬하여 LST에 대한 각 변수의 기여도와 일반적인 관계를 나타냈다. 이어서 종속성

플롯으로 지표별 기여도의 비선형적 영향과 임계값을 식별하였고, 두 변수의 결합이 모형 결과에 끼치는 영향인 상호작용 효과 또한 분석하였다.

3. 결과 및 고찰

3.1 LST와 설명변수 간 상관관계

모형 구축 및 분석 결과의 신뢰성과 해석력을 향상시키기 위해 변수 간의 다중공선성을 평가하고 피어슨 상관 분석을 사용하여 LST를 포함한 모든 변수 간 선형 관계를 정량화하였다. 다중공선성은 설명변수 간 분산 팽창 계수(VIF)를 계산해서 평가하였는데, 값이 높으면 해당 변수가 모형의 다른 예측 변수와 유사한 관계를 가지고 있음을 나타내므로 10에 가까운 높은 값이 나오는 변수는 제외하는 것이 필요하다. XGBoost와 같은 트리 기반 모형은 다중공선성에 상대적으로 덜 민감하나, 변수에서 제시되는 정보의 중복을 최소화하고 모형의 복잡성을 줄이기 위해 (Lin et al., 2025) VIF 값을 기준으로 변수를 선정하였다. 11개 설명변수 중 VIF 값이 10 이상으로 높게 나타난 변수는 불투수면 비율, 건물 면적 비율, NDVI, 녹지 면적 비율이다. Yuan et al.(2024)은 건물 면적 비율과 불투수면 비율을 개별 변수로 영향을 분석하

였는데, 건물 면적 비율의 중요도가 불투수 면적 비율의 중요도보다 더 높게 나타나 불투수면적 자체보다 불투수면에서 건물이 위치한 면적이 온도 영향을 더 효과적으로 설명하는 변수로 판단하였다. 이에 근거하여 본 연구에서도 건물 면적 비율과 정보가 중복되는 불투수면 비율을 제외하였다. NDVI는 녹지 면적 비율과 지표면온도에 끼치는 생태학적 기능이 유사하며, 계획적인 측면에서는 녹지 면적 비율 변수가 더 적절한 것으로 평가된다(Yao et al., 2020). 이를 고려하여, 본 연구에서는 녹지 경관 지표와 연계하여 해석을 용이하게 하기 위해 녹지 면적 비율을 분석 변수로 선정하였다. 불투수면 비율과 NDVI를 제외한 후 9개 변수의 VIF 값은 10 이하로 다중공선성의 정도가 크지 않은 것으로 나타나 모두 분석에 활용하였다.

상관관계 분석 결과, 유일하게 건축면적 비율(BLD_RATIO)이 강한 양의 상관관계를 나타냈고, 나머지 변수들은 모두 음의 상관관계를 나타냈다(Fig. 3). 건축면적 비율의 상관계수는 0.67로, 이는 선행 연구(김현옥·염종민, 2012; Wu et al., 2023; Zhu et al., 2025)에서 분석된 상관계수 범위가 0.5~0.7 수준임을 고려할 때 타당한 상관관계를 나타내는 것으로 판단된다. 가장 강한 음의 상관관계를 나타낸

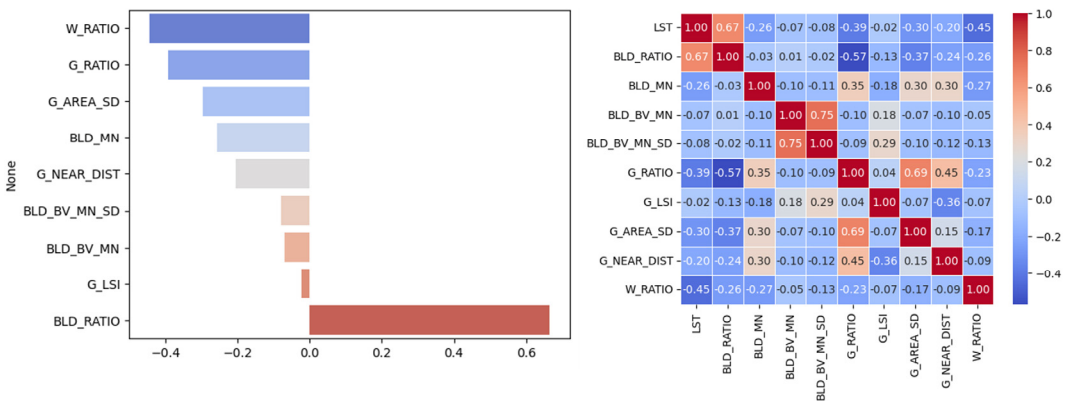


Fig. 3. Correlation between LST and Explanatory Variables

수역 면적 비율(W_RATIO)의 상관계수는 -0.45이며, 녹지 면적 비율(G_RATIO)의 상관계수는 -0.39로 나타났다. 녹지 면적 비율의 경우 Masoudi and Tan(2019)이 분석한 녹지 면적과 지표면온도 간 상관관계 범위인 -0.3~-0.45 내에 포함되며, 국내 도시지역을 대상으로 한 선행 연구(김현욱·염종민, 2012)에서 분석된 상관관계수가 -0.562임을 고려할 때, 구축된 변수들이 지표면온도를 적절한 수준으로 설명하고 있는 것으로 판단된다. 이 외에 녹지 경관 지표 변수들, 건물 높이와 관련된 변수들 또한 지표면온도와 음의 상관관계에 있는 것으로 분석되었다. 최종적으로 선택된 변수들은 지표면온도와 합리적인 상관 관계에 있는 것으로 확인되어, 변수 간 비선형 관계 및 상호작용 효과를 분석하기 위해 기계학습 모형 구축에 활용하였다.

3.2 XGBoost 모형 성능 평가

교차 검증 결과 구축된 최적 모형의 매개변수는 트리 개수(n_estimators) 500, 학습률(learning_rate) 0.01, 최대 트리 깊이(max_depth) 5, 말단 노드의 최소 데이터 수(min_child_weight) 5, 데이터 샘플링 비율(subsample) 0.6, 트리 생성에 필요한 샘플링 비율(colsample_bytree) 0.8로 구축되었다. 테스트 데이터셋을 활용한 모형 성능 평가 결과, 결정계수(R^2)는 0.758로 나타났다. 이는 유사한 공간 단위에서 구축된 선행 연구(Yuan et al., 2024; Huang et al., 2025; Jeong et al., 2025)의 모형들의 결정계수가 0.6~0.8인 것과 비교할 때 본 모형이 비교적 높은 수준의 설명력을 확보한 것으로 판단된다.

3.3 LST에 대한 설명변수의 기여 및 비선형 관계

Fig. 4는 본 연구에서 사용한 XGBoost 모형의 결과에 대해 SHAP을 활용하여 각 변수가 LST 예측에 기여하는 중요도를 표현한 결과이다. 가장 영향력이

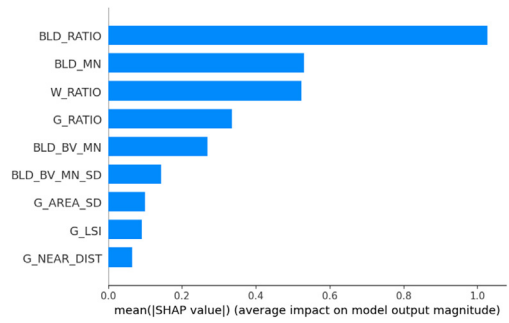


Fig. 4. The Global Importance of the Variables on LST

큰 변수는 건물 비율(BLD_RATIO)이고, 다음으로 건물의 지반 높이(BLD_MN)와 수역(W_RATIO)의 면적이 비슷한 중요도를 가진다. 이어서 녹지 면적의 비율(G_RATIO), 건물의 높이(BLD_BV_MN), 건물 높이의 표준편차(BLD_BV_MN_SD) 순으로 중요도가 감소하며, 녹지의 공간 특성과 관련된 지표들인 녹지 면적의 표준편차(G_AREA_SD), 형태의 복잡성(G_LSI), 녹지의 연결성(G_NEAR_DIST)은 상대적으로 중요도가 떨어지는 것으로 나타났다.

전역적으로 건물과 관련된 변수의 중요도가 녹지 관련 변수보다 높게 나타났는데, 이는 LST를 설명하는 데 있어 자연지역 관련 변수로 구성된 모형보다 도시지역 관련 변수로 구성된 모형의 설명력이 더 높게 나타난 Yi et al.(2025)의 연구 결과와 일치한다. 도시 개발 지역의 밀도가 녹지의 영향보다 우선하는 것은 녹지공간의 이점이 도시 밀도 증가로 인해 제한되는 것으로 해석될 수 있다(Xu and Rui, 2024). Yi et al.(2025)는 자연지역의 경우 2차원적 지표인 면적, 건물 지역의 경우 3차원적 지표인 건물 높이를 반영한 천공률이 가장 중요도가 높은 것으로 분석하였는데, 본 연구에서 활용한 변수 또한 녹지 지역의 경우 2차원적인 속성, 건물 높이는 3차원적 속성을 반영하고 있다.

각 변수의 영향 방향에 관한 정보는 Fig. 5의 SHAP 요약 플롯을 통해 파악할 수 있다. 구체적으로 그래

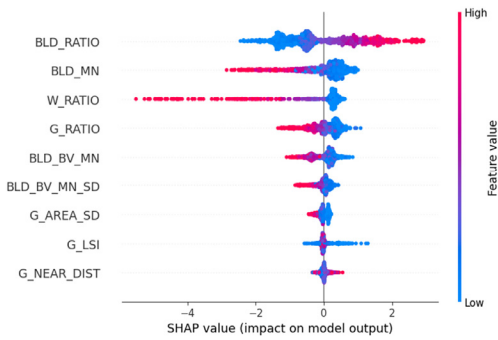


Fig. 5. The Local Feature Importance of the Variables

프의 x축은 각 변수의 모형 출력에 대한 기여도를 나타내는 SHAP 값, 색상은 각 변수의 값의 크기를 의미한다. SHAP 값이 음수의 영역에 위치할 경우 종속변수에 음의 영향을 끼치고, 양수의 영역에 위치할 경우 양의 영향을 끼친다. 색상이 파란색에 가까울수록 변수의 값이 작고, 빨간색에 가까울수록 변수의 값이 크다.

가장 영향력이 높은 변수인 건물 면적 비율은 LST에 양의 영향 방향에 많이 분포하며, 해당 변수들이 높은 값을 나타내므로, 즉 건물 면적 비율이 높을수록 온도 상승과 관련됨을 확인할 수 있다. 다음으로 영향력이 높은 변수인 건물 지반 높이는 값이 클수록 온도가 낮게 예측되는데, 건물 지반 높이는 표고와 거의 유사하게 분포하는 변수로 토지피복지도상의 산림에 가까울수록 증가함을 확인할 수 있다. 수역 면적의 비율은 연안 또는 하천 인근 지역에 많이 분포하고 있다. 지반고를 제외한 건물 높이 또한 온도 저감과 관련된다. 이어서 녹지 면적, 건물 높이의 표준편차, 녹지 면적의 표준편차 변수들 또한 온도 저감과 관련되나, 녹지의 형상과 연결성과 관련된 변수는 영향 방향이 명확하게 식별되지 않는다. 녹지의 기여도가 전체 변수에서 상대적으로 작게 나타나더라도 녹지는 도시 열섬 완화 효과의 핵심적인 변수이며(Yao et al., 2020), 특히 녹지의 절대적인 양을 나타내는 지표인 녹지 면적 비율은 밀도, 연결

성, 복잡성 관련 지표보다 더 중요하게 다뤄진다(Chen, 2024). 녹지보다 수역의 온도 영향이 두드러지게 나타난 것과 관련하여 수역과 녹지의 냉각 효과를 평가한 Yang et al.(2020)은 수역의 냉각 범위와 강도가 녹지보다 크고 최대 냉각 효과를 달성하는 지점까지의 임계 면적 또한 가장 크다고 분석하였다. 녹지는 상대적으로 온도를 낮추는 정도와 그 범위가 수역보다 작으나, 최적의 냉각 효과를 위해 수역보다 더 작은 면적이 필요하므로 도시 내 적절한 위치에 계획되는 것이 중요하다.

Fig. 6과 같이 변수별 산점도를 통해 LST와의 비선형 연관성과 영향 방향이 바뀌는 지점을 식별할 수 있다. 산점도는 x축인 각 변수의 값에 따라 종속변수에 끼치는 영향 방향을 의미하는 y축의 SHAP 값이 어떻게 분포하는지를 나타낸다. SHAP 값이 양의 영역에 위치할 경우 해당 변수의 값이 온도 상승에 기여하며, 음의 영역에 위치할 경우 온도 저감에 기여함을 의미한다. 변수와 LST 간의 비선형 관계를 효과적으로 시각화하기 위해 LOWESS(locally weighted scatterplot smoothing) 방법으로 데이터를 평활화하여 산점도에서 회귀선을 도출하였고, 회귀선이 0을 교차하는 지점, 즉 LST 예측에 끼치는 영향 방향이 음에서 양으로, 또는 양에서 음으로 전환되는 지점을 임계값으로 식별하였다. 본 결과에서 논의하는 임계값은 절대적 수치가 아니라 LST에 대한 해당 변수의 기여 방향이 상대적으로 변화하는 지점을 나타낸다.

건물 면적 비율은 증가할수록 LST에 양의 방향으로 기여하는 관계를 확인할 수 있으며, 구체적으로는 비율이 0.15 이상일 때부터 SHAP 값이 양의 영역으로 이동하는 변화가 관찰된다. 반면에 건물의 지반 높이와 건물 높이는 온도와 음의 관계로 나타났는데, 건물의 지반 높이는 16.14m 이상일 때부터, 건물 자체 높이는 10.29m 이상일 때부터 온도에 끼치는 영향이 음의 방향으로 바뀐다. Yuan et al.(2024)는 건

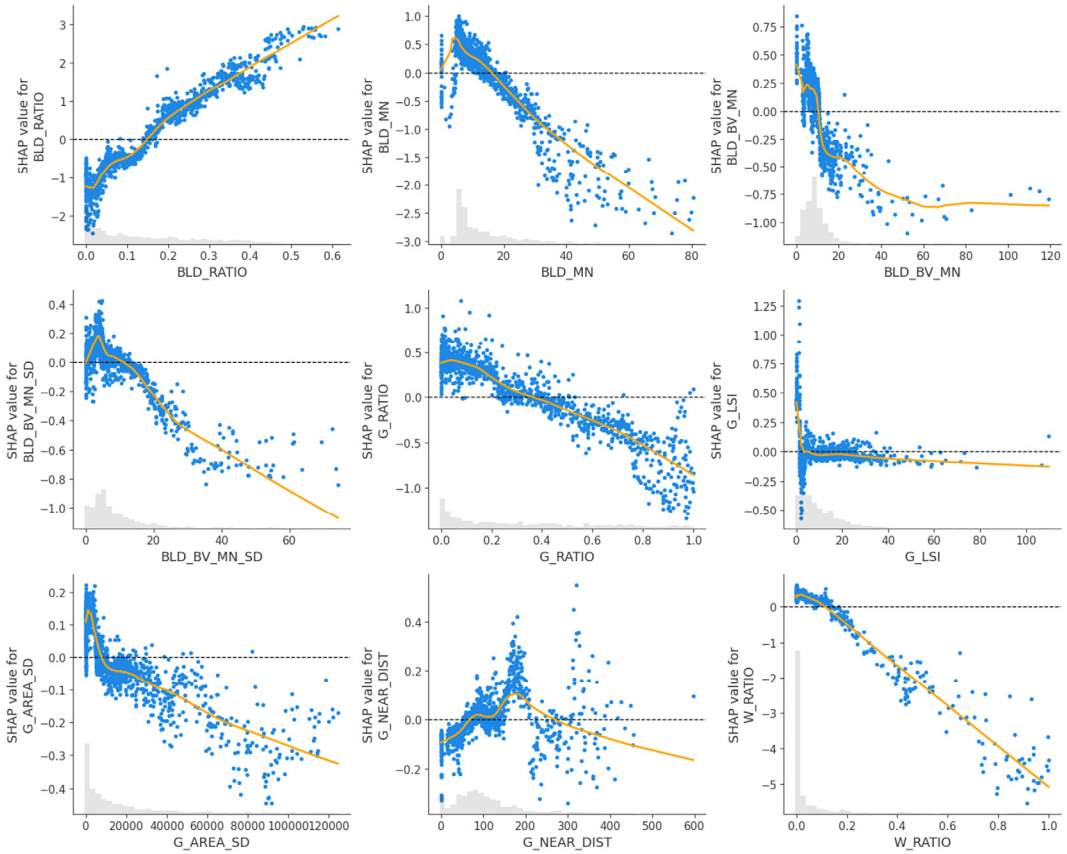


Fig. 6. Partial Dependence Plots of the Variables (From the Top to Left, Building Area Ratio, Building Ground Height, Building Height, Standard Deviation of Building Height, Green Area Ratio, Green Space Shape Index, Green Space Uniformity, Green Space Connectivity)

물 높이가 19m에 도달하는 지점부터 상당한 냉각 효과가 있다고 분석하였는데, 본 연구에서는 지반고와 건물 자체 높이를 별도로 분리함에 따라서 선행 연구보다 더 낮은 높이가 임계 높이로 제시되었다. 건물 높이의 표준편차 또한 온도와 음의 관계가 있는데, 10.88m 이상일 때부터 음의 영향의 영역으로 전환되는 것을 확인할 수 있다. Yuan et al.(2024)는 건물 높이의 표준편차가 15m보다 클 때 온도에 음의 영향이 시작된다고 분석하였다. 건물 높이의 표준편차가 크다는 것은 고층 건물의 비중이 증가함을 의미하는데(Zeng et al., 2022), 다양한 건물 높이의 혼합은 지역 미기후를 안정시키는 데 기여한다고 볼

수 있다.

녹지와 관련된 변수들 중 가장 중요도가 높은 녹지 면적 비율은 지표면온도와 음의 관계를 나타내며, 녹지 비율이 0.36 이상일 때부터 지표면온도에 끼치는 영향이 음의 방향으로 전환된다. 비선형 관계 분석을 통해 온도 저감 임계값을 식별한 선행 연구들 중 Ren et al.(2025)는 도시 블록 단위에서 녹지 비율이 0.2~0.4 범위 내에 있을 때 냉각 효율이 최대라고 분석하였으며, 냉각에 기여하기 시작하는 녹지 분율이 거리 단위에서는 0.3(Zhu et al., 2025), 도시 지역 중 식생 밀집 지역을 중심으로 한 격자 단위에서는 0.45(Yi et al., 2025)로 분석된 바 있다. SHAP

분석은 변수 간 상대적 영향 변화가 관찰되는 지점을 해석적으로 식별하는 방법론이므로, 분석에서 도출되는 임계값은 대상지의 특성, 공간 단위, 변수 구성에 따라 달라질 수 있다. 따라서 본 분석에서 나타난 녹지 면적 비율의 임계값 0.36은 용도지역상 도시 지역을 중심으로 한 500m 격자 단위에서 도출되는 결과로 해석을 한정해야 한다. 다만 선행 연구에서 제시된 임계 범위와 비교할 때, 고밀 도시에서 권장되는 녹지 확보 수준으로 합리적인 범위에 해당하는 것으로 판단된다.

녹지 모양의 복잡성은 대부분 약한 음의 영향을 나타내는데, 영향 정도가 선형적으로 증가하지는 않고 0에 가까운 임계값 이후로는 같은 영향이 유지된다. 녹지 경계가 복잡해질수록 주변 지역과 열 교환이 많이 일어나 온도저감 효과가 떨어져(Yu et al., 2017) 해당 지표는 단순히 녹지의 존재에 따라 온도가 감소한 것으로 해석될 수 있다. Qiu and Jia(2020)은 녹지의 복잡한 모양이 차가운 공기를 운반하는 역할을 하므로 지역 전체적으로는 온도 저감 효과가 있다고 분석하였는데, 해당 지표의 대부분의 값이 온도에 음의 영향 관계에 있는 것은 지역 전반적인 냉각 효과에 기여하고 있는 것으로 해석된다. 녹지 규모와 관련하여 크기가 작으면 단순한 모양의 녹지가 온도 저감에 유리하고 녹지 규모가 클수록 모양이 복잡할수록 효과적이라고 분석한 선행 연구 결과(Yang et al., 2020; Xu and Rui, 2024)를 고려할 때, 모양의 복잡성은 녹지의 크기와 연관하여 분석될 필요가 있다. 녹지의 균일성과 연결성을 나타내는 지표는 중요도가 상대적으로 낮은 변수로, LST와 음의 영향 관계에 있으나 특히 녹지 연결성 지표는 가장 복잡한 비선형적 추세가 확인됨에 따라 공간 특성에 따라 다른 요소와의 상호작용을 고려해야 하는 지표로 판단된다. Zhong et al.(2025)는 작고 단편화된 녹지의 경우 온도 저감에 기여하지 못하므로 연결성을 유지하는 것이 중요하다고 분석하였다. 수역의 비율은 전

체 영향 요인 중 세 번째로 중요한 요소로, 수역 면적이 격자의 10% 이상일 경우 온도 저감에 기여하는 것으로 나타났다. 수역의 냉각 범위와 강도는 녹지보다 더 크므로(Yang et al., 2020) 수역에 인접한 지역 샘플들의 영향이 강조되는 것으로 판단된다. 녹지의 온도저감 효과는 주변 환경과 결합된 결과로, 주변 경관의 누적된 냉각 효과를 고려할 때 녹지 인근에 다른 녹지 및 수역이 있는 것이 전체 지역 온도 저감에 긍정적이다(Qiu and Jia, 2020).

3.4 녹지 비율과 건물 높이의 LST 기여에 대한 상호작용

SHAP 분석 결과에 따르면 녹지 경관 지수로 대표되는 공간적 특성들이 온도에 끼치는 영향이 건조 환경 변수 및 녹지 면적 변수와 비교하여 유의미하지 않은 것으로 나타나, 녹지의 양적인 특성과 도시 환경 특성이 온도에 끼치는 영향을 상호작용 효과를 중심으로 분석하고자 한다. 녹지 면적 비율은 녹지 관련 지표 중 지표면 온도 저감에 영향을 끼치는 가장 핵심적인 변수이며, 도시 건조 환경 변수 중 건물 면적 비율은 녹지 면적 비율과 달리 LST에 대해 상반되는 영향 관계에 있다. 반면, 건물 높이와 관련된 변수의 경우 Fig. 6에 나타난 것과 같이 건물의 지반고, 높이, 표준편차는 값이 커질수록 LST와 음의 영향 관계에 있다. Feng et al.(2024)는 DEM이 LST의 44%를 결정할 정도로 핵심적인 변수임을 밝혔는데, 건물 지반고를 변수로 사용한 본 분석에서 지반고의 영향이 건물 관련 변수 중 면적 변수 다음으로 큰 영향을 나타낸 것 또한 같은 맥락으로 볼 수 있다. 본 분석에서는 LST 완화를 위한 도시 구성 요소 간의 상호작용 파악을 위한 변수로 녹지 면적 비율과 건물 높이, 건물 높이의 표준편차를 선택하였다.

SHAP 상호작용 값은 한 변수의 효과가 다른 변수의 값에 따라 달라지는 정도를 측정한다. 상호작용 값이 0에 가까우면 상호작용이 거의 없고, 양수이면

예측값의 증가에 기여하고, 상호작용 값이 음수이면 예측값의 감소에 기여하는 것으로 해석한다. 각 포인트의 색상은 우측 Y축 상호작용 변수의 값으로, 빨간색은 높은 값, 파란색은 낮은 값을 나타낸다.

Fig. 7은 녹지 비율과 건물 높이, 건물 높이의 표준편차 간의 SHAP 상호작용 값을 나타낸 것이다. 온도 완화에 기여하기 시작하는 녹지 비율 0.36 이하인 구간에서 건물 높이가 큰 샘플들이 음의 상호작용 영역에 많이 분포하는 경향이 나타난다. 구체적으로

건물 높이가 상위 25%(11.72m 이상)인 샘플들 중 77.57%가, 온도 저감 영향 임계값인 10.29m 이상인 샘플들 중 71%가 음의 상호작용 영역에 분포한다. 이는 녹지가 부족한 조건에서 건물 높이가 증가할 경우, 지표면온도의 예측을 낮추는 방향으로 기여함을 시사한다. 녹지 비율이 0.36 이상으로 높아지면 높은 건물 높이는 오히려 온도 상승에 기여하는 상호작용 영역에 분포하고, 낮은 건물 높이와 녹지 면적에 의한 온도 저감 상호작용이 주로 관찰된

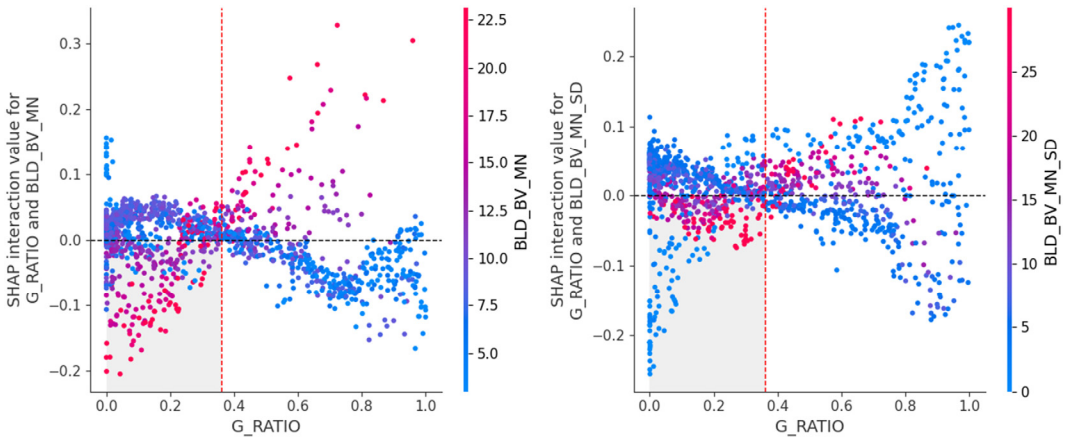


Fig. 7. The Dependence Plot Using the SHAP Interaction Value of (Left) Green Space Ratio and Building Heights, (Right) Green Space Ratio and Standard Deviation of Building Heights

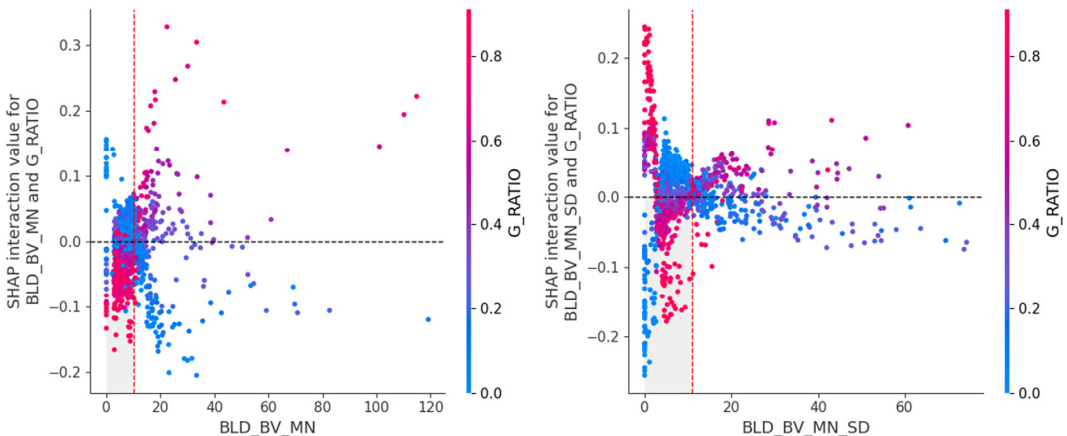


Fig. 8. The Dependence Plot Using the SHAP Interaction Value of (Left) Building Height and Green Space Ratio, (Right) Standard Deviation of Building Heights and Green Space Ratio

다. 건물 높이 표준편차의 경우 상대적으로 상호작용 방향이 분명하게 식별되지는 않으나, 녹지 비율이 0.36 이하인 지역의 경우 높이의 표준편차 값의 상위 25%(11.98m 이상)인 샘플들의 67.82%가, 온도 저감 영향 임계값인 10.88m 이상인 샘플들 중 63.23%가 음의 상호작용 영역에 분포하여 녹지 비율이 부족한 곳에서 건물 높이의 표준편차 또한 온도를 저감하는 상호작용이 있는 것으로 나타난다.

Fig. 8은 녹지 비율과의 상호작용을 건물 높이 변수를 기준으로 판단하기 위하여 Fig. 7의 상호작용 그래프의 축을 전환한 도표이다. 건물 높이는 10.29m 이상일 때부터 온도 저감에 기여하는데(Fig. 6), 해당 임계값 이하일 때 높은 녹지 비율과 온도를 낮추는 방향으로 상호작용이 나타난다. 구체적으로는 녹지 면적 비율 상위 25%(0.56 이상)인 샘플들 중 94.25%가, 임계값 0.36 이상인 샘플들 중 81.8%가 음의 상호작용 영역에 분포한다.

건물 높이의 표준편차는 10.88m 이상일 때부터 온도 저감에 기여하는데(Fig. 6), 해당 임계값 이하에서는 녹지와와의 상호작용 방향이 혼재되어 있다. Fig. 6에서 건물 높이 표준편차가 3.65m일 때 회귀선의 SHAP 값이 최대이므로 온도 예측에 가장 큰 양의 기여를 하는데, 이후로 표준편차가 증가함에 따라 온도 저감에 기여하기 시작하는 10.88m 지점까지는 녹지 비율이 높은 샘플들이 음의 상호작용 영역에 분포하고 있다.

분석 결과에 따르면 녹지 면적이 일정 수준 이상 확보된 지역에서는 녹지가 온도 저감에 기여하는 효과가 두드러지는 반면, 녹지가 상대적으로 부족한 지역에서는 저층 이상의 건물과 건물 높이의 다양성을 통해 온도를 저감하는 방향으로 상호작용 효과가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대규모 아파트 단지과 같은 중층 이상의 건물과 개방 공간이 동시에 존재하는 구역에서 낮은 표면온도가 관측된다는 선행 연구 결과와 같은 맥락이며(정혜진·정윤남,

2025), 도시 녹지와 건물 높이 요소가 도시 열섬 완화에 있어 상호 보완적인 역할을 할 수 있음을 시사한다.

4. 결론

본 연구는 인천시 도시지역을 대상으로 500m 격자 단위에서 도시의 공간 구조적 요소들이 지표면 온도(LST)에 미치는 영향을 분석하고, 열 환경 개선을 위한 시사점을 도출하고자 하였다. 기계학습 모형인 XGBoost와 SHAP 해석 기법을 활용하여 각 변수의 기여도, 비선형 관계와 영향 방향이 전환되는 임계값을 도출하고, 온도 저감에 기여하는 요소들의 상호작용을 분석하였다.

분석 결과, 건물 면적 비율이 온도를 상승시키는 가장 주요한 요소이며, 건물 지반고를 비롯해 자연 피복인 수역 면적과 녹지 면적 비율이 온도를 낮추는 대표적인 요소로 나타났다. 건물 높이와 높이의 표준편차는 특정 임계값 이상에서 온도 저감에 기여하는 것으로 나타나 도시 건조 환경의 수직적 특성 또한 도시 열 환경을 조절하는 주요한 요소임을 확인하였다. 다만 녹지 경관 지표 변수들은 다른 도시 환경 변수들과 비교하여 영향 중요도가 상대적으로 낮게 나타났는데, 이는 도시 미기후 개선을 위해서는 녹지의 모양, 배치의 균일성, 연결성과 같은 평면적 기준보다는 녹지의 절대적인 양과 더불어 건물의 배치 및 높이와 같은 도시의 3차원적 구조를 고려하는 접근이 필요함을 시사한다. 녹지 비율과 건물 높이 변수 간의 상호작용을 분석한 결과, 녹지 비율이 일정 임계 수준을 초과한 이후부터는 녹지의 온도 저감 영향이 두드러지나, 녹지 비율이 낮은 지역에서는 건물 높이와 높이의 다양성이 온도를 낮추는 방향으로 상호작용 하는 것으로 나타났다.

본 연구 결과는 도시 열섬 완화를 위한 공간 계획 시 비선형적 관계를 통해 도출된 임계값들과 상호작

용 효과를 고려할 필요성을 시사한다. 본 연구에서는 도시지역의 500m 격자 기준으로 녹지 면적이 약 36%를 초과할 때부터 지표면온도에 끼치는 영향이 음의 방향으로 전환되는 관계가 관찰되었다. 이는 해당 수준 이상의 녹지 확보가 열 환경 개선에 효과적일 수 있음을 나타낸다. 그러나 녹지 확보가 어려운 개발 지역에서는 약 10m 이상의 높이를 가진 건물과 다양한 건물 높이의 혼합이 온도를 저감시킬 수 있을 것으로 판단된다. 결론적으로, 쾌적한 도시 열 환경 구현을 위해서는 녹지의 양적 확보뿐 아니라 주변 도시 환경과의 상호작용을 고려한 공간 구성이 필요하며, 본 연구 결과는 관련 계획 수립 시 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

다만 본 연구에서 도출된 임계값은 SHAP 기반의 비선형 해석을 통해 도출된 결과로 변수 구성, 대상지의 특성, 분석 공간 단위에 따라 달라질 수 있다. 따라서 절대적 기준이 아니라 분석이 이루어진 도시지역의 500m 격자 단위에서 나타나는 상대적 특성으로 해석해야 한다. 또한 본 연구에서 적용한 500m 격자 단위의 데이터는 격자 외부의 환경과 경계 효과를 직접적으로 반영하지 못하며, 각 변수들이 격자 단위의 대표값으로 집계되어 격자 내부에서 나타나는 미세한 도시 구조를 반영하지 못하는 한계가 있다. 아울러 지표면온도 산출에 활용한 영상과 토지피복 자료 간 시점 차이가 있어, 향후 연구에서는 동일 시기의 고해상도 영상에서 지표면온도와 토지피복 정보를 산출하고, 인접 공간의 영향을 반영하는 분석 단위를 검토하여 분석의 정밀도를 높일 필요가 있다. 본 연구에서는 XGBoost 모형을 중심으로 분석을 수행하였으나, 다양한 비선형 기반 모형 분석 결과와 비교 검증이 이루어지지 못한 한계가 있어, 향후 연구에서는 다양한 모형을 적용하여 예측 성능과 모형 적합도를 향상시키는 것이 필요하다.

참고문헌

1. 김대영(2011), "위성영상을 이용한 토지피복과 지표 온도 변화의 관계: 인천시를 사례로", 「국토지리학회지」, 45(4): 493~501.
2. 김지숙·김효용(2020), "Landsat 8 영상과 취약성 분석을 활용한 폭염재해 취약지역의 특성분석", 「한국지리정보학회지」, 23(1): 1~14.
3. 김현옥·염종민(2012), "도시지역의 토지피복유형이 지표면온도에 미치는 영향: 경기도 일산 신도시를 중심으로", 「대한원격탐사학회지」, 28(2): 203~214.
4. 송봉근·박경훈(2015), "도시열섬완화를 위한 토지 이용 유형별 합리적 녹지율 분석", 「한국지리정보학회지」, 18(2): 59~74.
5. 심지수·구형수(2024), "그린인프라의 도시침수 위험 완화 효과: 전라남도 구례군을 대상으로", 「토지주택연구」, 15(4): 81~95.
6. 어성희·최희선·김근한·이길상(2021), "Landsat 8 위성영상을 이용한 지표면 온도와 식생피복의 관계 분석: 대구광역시를 대상으로", 「한국기후변화학회지」, 12(6): 713~720.
7. 이경일(2023), "신도시 개발에 따른 표면 열섬현상 변화분석 및 도시 형태와의 상관관계", 「원격탐사학회지」, 39(5): 921~932.
8. 전규원·박유진(2024), "도시 건조환경 유형에 따른 서울시 주간 지표면온도 변동성 분석: ECOSTRESS 데이터의 활용", 「지역연구」, 40(2): 107~130.
9. 정혜진·정윤남(2025), "도시 및 건축 형태와 도시 미기후 간 관계 분석: 서울시 S-DoT 기반 유동인구 밀집지역을 중심으로", 「한국도시계획학회지」, 26(6): 65~83.
10. 최광용·권원태·David A. Robinson(2006), "우리나라 사계절 개시일과 지속기간", 「대한지리학회지」, 41(4): 435~456.
11. 최재혁·임병호·이시영(2022), "그린인프라 구축을 위한 개발제한구역의 활용가치: 대전광역시를 중심으로", 「LHI Journal」, 13(1): 67~84.
12. Aram, F., E. García, E. Solgi and S. Mansournia (2019), "Urban Green Space Cooling Effect in Cities", *Heliyon*, 5(4): 01339.
13. Chen, L. and G. Guo (2026), "Exploring the Nonlinear Interactions and Threshold Effects of Urban Building

- Morphology and Green Space on Land Surface Temperature in High-Density Areas: A Cross-city Comparative Study”, *Sustainable Cities and Society*, 136: 107069.
14. Chen, P. (2024), “Inequality in Heat: The Role of Spatial Patterns of Urban Green Infrastructure”, *Urban Climate*, 53: 101820.
 15. Fan, J., X. Wang, L. Wu, H. Zhou, F. Zhang, X. Yu, X. Lu and Y. Xiang (2018), “Comparison of Support Vector Machine and Extreme Gradient Boosting for Predicting Daily Global Solar Radiation Using Temperature and Precipitation in Humid Subtropical Climates: A Case Study in China”, *Energy Conversion and Management*, 164: 102~111.
 16. Feng, J., Y. Ren, C. Xu, B. Jia, S. Wu and R. Laforteza (2024), “Exploring the Non-Linear Impacts of Urban Features on Land Surface Temperature Using Explainable Artificial Intelligence”, *Urban Climate*, 56: 102045.
 17. Friedman, J., T. Hastie and R. Tibshirani (2000), “Additive Logistic Regression: A Statistical View of Boosting”, *Annals of Statistics*, 28(2): 337~407.
 18. Galalizadeh, S., A. Morrison-Saunders, P. Horwitz, R. Silberstein and D. Blake (2024), “The Cooling Impact of Urban Greening: A Systematic Review of Methodologies and Data Sources”, *Urban Forestry & Urban Greening*, 95: 128157.
 19. Guo, G., Z. Wu, Z. Cao, Y. Chen and Z. Yang (2020), “A Multilevel Statistical Technique to Identify the Dominant Landscape Metrics of Greenspace for Determining Land Surface Temperature”, *Sustainable Cities and Society*, 61: 102263.
 20. Hu, J., T. Fan, X. Tang, Z. Yang and Y. Ren (2024), “Nonlinear Relations of Urban Morphology to Thermal Anomalies: A Cross-Time Comparative Study based on Grad-CAM and SHAP”, *Ecological Indicators*, 162: 112024.
 21. Huang, C., K. Liu, T. Ma, H. Xue, P. Wang and L. Li (2025), “Analysis of the Impact Mechanisms and Driving Factors of Urban Spatial Morphology on Urban Heat Islands”, *Scientific Reports*, 15: 18589.
 22. Jeong, H., H. Shin and K. An (2025), “City-Specific Drivers of Land Surface Temperature in Three Korean Megacities: XGBoost-SHAP and GWR Highlight”, *Land*, 14: 2232.
 23. Kim, M., D. Kim and G. Kim (2022), “Examining the Relationship between Land Use/Land Cover (LULC) and Land Surface Temperature (LST) using Explainable Artificial Intelligence (XAI) Models: A Case Study of Seoul, South Korea”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16: 15926.
 24. Kong, F., H. Yin, C. Wang, G. Cavan and P. James (2014), “A Satellite Image-based Analysis of Factors Contributing to the Green-Space Cool Island Intensity on a City Scale”, *Urban Forestry & Urban Greening*, 13(4): 846~853.
 25. Lin, L., Y. Zhao, J. Zhao and D. Wang (2025), “Comprehensively Assessing Seasonal Variations in the Impact of Urban Greenspace Morphology on Urban Heat Island Effects: A Multidimensional Analysis”, *Sustainable Cities and Society*, 118: 106014.
 26. Lin, Z., H. Xu, X. Yao, C. Yang, and D. Ye (2024), “How does Urban Thermal Environmental Factors Impact Diurnal Cycle of Land Surface Temperature? A Multi-Dimensional and Multi-Granularity Perspective”, *Sustainable Cities and Society*, 101: 105190.
 27. Lundberg, S. and S. Lee (2017), “A Unified Approach to Interpreting Model Predictions”, *Advances in Neural Information Processing Systems*, 30: 4768~4777.
 28. Ma, X., J. Yang, R. Zhang, W. Yu, J. Ren and X. Xiao (2024), “XGBoost-based Analysis of the Relationship between Urban 2-D/3-D Morphology and Seasonal Gradient Land Surface Temperature”, *IEEE Journal of Selected Topics in Applied Earth Observations and Remote Sensing*, 17: 4109~4124.
 29. Masoudi, M. and P. Tan (2019), “Multi-Year Comparison of the Effects of Spatial Pattern of Urban Green Spaces on Urban Land Surface Temperature”, *Landscape and Urban Planning*, 184: 44~58.
 30. Massaro, E., R. Schifanella, M. Piccardo, L. Caporaso, H. Taubenbock, A. Cescatti and G. Duveiller (2023), “Spatially-Optimized Urban Greening for Reduction of Population Exposure to Land Surface Temperature Extremes”, *Nature Communications*, 14: 2903.

31. Oke, T. R. (1982), "The Energetic Basis of the Urban Heat Island", *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 108: 1~24.
32. Qiu, K. and B. Jia (2020), "The Roles of Landscape Both Inside the Park and the Surroundings in Park Cooling Effect", *Sustainable Cities and Society*, 52: 101864.
33. Ren, S., Z. Huang, G. Yin, X. Yan, Q. Dong, J. Qi, J. Zheng, Y. Bao and S. Zhang (2025), "Spatially-Optimized Greenspace for More Effective Urban Heat Mitigation: Insights from Regional Cooling Heterogeneity via Explainable Machine Learning", *Landscape and Urban Planning*, 256: 105296.
34. Shu, M., Y. Lu, R. Chen, K. Chen and X. Lin (2025), "Study on the Diurnal Difference of the Impact Mechanism of Urban Green Space on Surface Temperature and Sustainable Planning Strategies", *Sustainability*, 17: 10193.
35. Sun, R., A. Chen, L. Chen and Y. Lü (2012), "Cooling Effects of Wetlands in an Urban Region: The Case of Beijing", *Ecological Indicators*, 20: 57~64.
36. Sun, Y., C. Gao, J. Li, R. Wang and J. Liu (2019), "Evaluating Urban Heat Island Intensity and its Associated Determinants of Towns and Cities Continuum in the Yangtze River Delta Urban Agglomerations", *Sustainable Cities and Society*, 50: 101659.
37. Synnefa, A., M. Santamouris and I. Livada (2006), "A Study of the Thermal Performance of Reflective Coatings for the Urban Environment", *Solar Energy*, 80(8): 968~981.
38. Trlica, A., L. R. Hutyrá, C. L. Schaaf, A. Erb and J. A. Wang (2017), "Albedo, Landcover, and Daytime Surface Temperature Variation Across an Urbanized Landscape", *Earth's Future*, 5: 1084~1101.
39. U.S. Geological Survey (2022), "Landsat 9 Data Users Handbook", LSDS-2082.
40. Wei, S., Z. He, W. Zhai, C. Zhao and Y. Li (2025), "How does Vegetation Influence Surface Temperature Across Various Road Types and Urban Morphology Types?", *Building and Environment*, 270: 112511.
41. Wu, Z., X. Zhang, P. Ma, M. Kwan and Y. Liu (2023), "How did Urban Environmental Characteristics Influence Land Surface Temperature in Hong Kong from 2017 to 2022? Evidence from Remote Sensing and Land Use Data", *Sustainability*, 15: 15511.
42. Xia, J., Y. Yan, Z. Dou, D. Han and Y. Zhang (2025), "Exploring the Role of Urban Green Spaces in Regulating Thermal Environments: Comparative Insights from Seoul and Busan, South Korea", *Forests*, 16: 1515.
43. Xu, Z. and J. Rui (2024), "The Mitigating Effect of Green Space's Spatial and Temporal Patterns on the Urban Heat Island in the Context of Urban Densification: A Case Study of Xi'an", *Sustainable Cities and Society*, 117: 105974.
44. Yang, G., Z. Yu, G. Jorgensen and H. Vejre (2020), "How Can Urban Blue-Green Space Be Planned for Climate Adaption in High-Latitude Cities? A Seasonal Perspective", *Sustainable Cities and Society*, 53: 101932.
45. Yang, X. and Y. Li (2015), "The Impact of Building Density and Building Height Heterogeneity on Average Urban Albedo and Street Surface Temperature", *Building and Environment*, 90: 146~156.
46. Yao, L., T. Li, M. Xu and Y. Xu (2020), "How the Landscape Features of Urban Green Space Impact Seasonal Land Surface Temperatures at a City-Block-Scale: An Urban Heat Island Study in Beijing, China", *Urban Forestry & Urban Greening*, 52: 126704.
47. Yi, S., X. Li, C. Ma, R. Wang, Y. Zhou, Q. Xu and T. Zhao (2025), "Assessing the Differential Impact of Vegetated and Built-Up Areas on Heat Exposure Environment: A Case Study of Los Angeles", *Building and Environment*, 271: 112538.
48. Yu, Z., X. Guo, G. Jorgensen and H. Vejre (2017), "How Can Urban Green Spaces be Planned for Climate Adaptation in Subtropical Cities?", *Ecological Indicators*, 82: 152~162.
49. Yu, Z., G. Yang, S. Zuo, G. Jorgensen, M. Koga and H. Vejre (2020), "Critical Review on the Cooling Effect of Urban Blue-Green Space: A Threshold-Size Perspective", *Urban Forestry & Urban Greening*, 49: 126630.
50. Yuan, B., L. Zhou, F. Hu and C. Wei (2024), "Effects of 2D/3D Urban Morphology on Land Surface

- Temperature: Contribution, Response, and Interaction”, *Urban Climate*, 53: 101791.
51. Zeng, P., F. Sun, Y. Liu, T. Tian, J. Wu, Q. Dong, S. Peng and Y. Che (2022), “The Influence of the Landscape Pattern on the Urban Land Surface Temperature Varies with the Ratio of Land Components: Insights from 2D/3D Building/Vegetation Metrics”, *Sustainable Cities and Society*, 78: 103599.
 52. Zhong, Q., Z. Li, J. Zhu and C. Yuan (2025), “Revealing Multiscale and Nonlinear Effects of Urban Green Spaces on Heat Islands in High-Density Cities: Insights from MSPA and Machine Learning”, *Sustainable Cities and Society*, 120: 106173.
 53. Zhou, C., S. Zhang, B. Liu, T. Li, J. Shi and H. Zhan (2024), “Using Deep Learning to Unravel the Structural Evolution of Block-Scale Green Spaces in Urban Renewal”, *Cities*, 150: 105030.
 54. Zhu, S., Y. Yan, B. Zhao and H. Wang (2025), “Assessing the Impact of Adjacent Urban Morphology on Street Temperature: A Multisource Analysis Using Random Forest and SHAP”, *Building and Environment*, 267: 112326.

요 약

도시 열섬 현상의 효과적인 대응 수단으로 녹지의 중요성이 강조되고 있으나, 기존의 밀집된 개발 환경에서 열 영향 완화를 위해서는 녹지와 주변 도시 환경의 관계를 탐색하는 것이 필요하다. 본 연구는 인천시 도시지역을 대상으로 도시 구성 요소와 녹지의 공간적 속성이 지표면온도(LST)에 미치는 비선형적인 영향을 파악하기 위해 XGBoost 기계학습 모형과 SHAP 해석기법을 활용하여 녹지피복 및 경관 변수들과 건물 피복, 높이 정보와 같은 도시 환경 변수의 상대적 중요도, 비선형적 영향방향과 임계 전환 지점, 변수 간 상호작용을 분석하였다. 연구 결과, 건물 면적 비율이 LST 상승에 가장 큰 영향을 미치는 요소이며, 수역 비율, 지반고, 녹지 비율은 온도 저감에 기여하는 주요 요소로 분석되었다. 녹지 비율은 도시지역의 500m 격자 단위에서 36% 이상일 때부터 지표면온도에 대한 영향이 음의 방향으로 전환되는 비선형적 관계가 나타났으며, 녹지 비율이 해당 임계값 이하로 상대적으로 낮은 지역에서는 건물 높이와 높이의 다양성이 온도 저감에 기여하는 상호작용이 나타나, 녹지와 도시 구조 요소가 지표면온도 저감에 상호 보완적으로 작용하는 관계가 있음이 확인되었다. 본 연구는 고밀 도시지역을 대상으로 지표면온도 저감에 기여하는 녹지의 임계수준과 도시 구조 요소 간 상호작용을 정량적으로 제시함으로써, 도시 열 환경 완화를 위한 공간 계획 수립의 기초자료를 제공한다.

주제어: 도시 구조, 도시녹지, 건물 높이, 지표면온도, 설명 가능한 기계학습

건축설계 미시지표의 공간적 이질성이 아파트 가격에 미치는 영향분석

Analysis of the Impact of Spatial Heterogeneity in Architectural Design Micro-Indicators on Apartment Prices

안장현* · 유정석**

Janghyun An* · Jungsuk Yu**

Abstract

This study aims to analyze the effects of architectural design micro-indicators on actual transaction prices of large-scale apartment complexes and to identify their spatial heterogeneity, thereby suggesting directions for improving housing policy. The research utilized 633 actual transaction records from 2023 to 2025 for the Park Rio Apartment complex in Jamsil, Songpa-gu, Seoul. OLS, Moran's I, SEM, and GWR analyses were conducted. The OLS results showed that exclusive area, floor level, number of bathrooms, cross-ventilation availability, and structural type had statistically significant effects on apartment prices. Distance to the nearest subway station exhibited a negative effect. Moran's I test confirmed significant spatial autocorrelation in the residuals. However, the SEM model showed low significance in the spatial error term, resulting in limited improvement in explanatory power. In contrast, the GWR analysis effectively captured spatial non-stationarity, revealing that the influence of architectural design micro-indicators varies significantly by building, unit, and line within the same complex. The GWR model achieved the highest explanatory power with a Quasi-R² of 0.931, representing an improvement of approximately 1.6 percentage points over the OLS model. Based on these findings, the study proposes several policy measures: introducing design indicator adjustment coefficients in the housing price screening system, revising public housing design standards, implementing floor area ratio incentives linked to design quality, and mandating the disclosure of design indicators for each household unit. This research provides empirical evidence to support a shift toward design quality-oriented housing policies.

Keywords: Apartment Price, Architectural Design Micro-Indicators, Spatial Econometric Model, Geographically Weighted Regression, Housing Policy

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

최근 한국의 주택시장은 고금리 기조, 대출 규제, 경기 둔화 등 거시경제적 불안정성과 정책 변화가 중

첩되면서 가격 형성과 수요자 선호의 구조적 변화가 나타나고 있다. 특히 코로나19 팬데믹 이후 주거공간의 활용도가 다기능화되면서, 과거 면적·입지 중심의 전통적 가치 판단 기준을 넘어 세대 내부 설계 품질과 단지계획의 완성도가 시장가치에 미치는 영

*단국대학교 대학원 도시계획및부동산학과 박사수료(주저자: donisahn@gmail.com)

**단국대학교 사회과학대학 도시계획부동산학부 교수(교신저자: jsyu@dankook.ac.kr)

향이 한층 뚜렷해졌다(고하희, 2025). 베이수(Bay), 맞통풍 여부, 화장실 수, 층수, 구조유형(판상형·타워형) 등과 같은 건축설계 미시지표가 단순한 쾌적성 요소를 넘어 실거래가격의 중요한 결정요인으로 변화되고 있는 것이다. 이처럼 소비자의 주거 만족도가 주택 가격에 반영되는 과정에서, 본 연구에서 정의하는 ‘건축설계 미시지표(Architectural Design Micro-Indicators)’의 중요성이 증대하고 있다. ‘건축설계 미시지표’란 전용면적, 층수, 화장실 수, 베이수(Bay), 맞통풍 여부, 구조유형 등과 더불어 개별 주택 평면 및 단지 배치에서 소비자의 사용 편의성, 쾌적성, 공간 효율성에 직접적으로 영향을 미치는 구체적인 설계 요소를 의미한다. 기존의 헤도닉 가격 모형 연구들이 주로 면적, 준공연도, 입지 등 일반적인 특성 변수를 사용하여 가격 형성 요인을 분석해 왔다면(김진희, 2013), 미시지표는 베이수(Bay), 화장실수, 거실 및 주방의 맞통풍 여부(환기 성능), 구조유형(판상형/타워형) 등과 같이 주택의 내재적 기능을 결정하는 상세 요소에 초점을 맞춘다.

헤도닉 가격이론은 주택을 여러 속성의 결합체로 보고 각 속성이 개별적인 가격기여도를 갖는다고 설명한다(Rosen, 1974). 기존 연구는 면적, 층수, 준공연도, 단지 규모 등 전통적 속성에 주로 초점을 맞추어 왔으나(신재영, 2009), 실제 소비자의 효용은 환기, 채광, 평면 구성, 구조유형 등 미시적 설계요인에서도 크게 좌우된다. 그럼에도 다수의 국내 연구에서는 이러한 설계지표가 보조 변수 수준으로만 다루어져 왔으며(김진희, 2013; 김진명, 2024), 설계요소 자체의 독립된 가격효과를 정량적으로 분석한 사례는 매우 제한적이다. 이는 현재 시장 변화 속에서 중요한 연구 공백(Research Gap)으로 지적된다. 특히 베이 구성, 맞통풍 여부, 채광·조망 환경, 판상형 대비 타워형의 구조 유형 등은 주거 쾌적성과 직결되며, 이는 다시 시장 프리미엄으로 환산되어 나타난다. 이러한 맥락에서 본 연구는 미시적 설계지표가 아파트

거래가격에 미치는 영향을 체계적으로 분석하고, 동일 단지 내부에서도 변수별 영향력이 공간적으로 상이하게 나타날 수 있다는 점에 주목하여 공간계량모형을 활용한 확장된 분석틀을 적용하고자 한다.

본 연구의 목적은 다음 세 가지로 요약된다.

첫째, 전용면적, 층수, 화장실 수, 베이수(Bay), 맞통풍 여부, 구조유형 등 세대 내부 건축설계 미시지표가 실거래가격에 미치는 개별 효과를 정량적으로 규명한다. 둘째, 지리가중 회귀 모형(GWR, Geographically Weighted Regression)을 통해 동일 단지 내부에서도 설계요인 효과가 균일하지 않다는 점, 즉 공간적 이질성을 실증적으로 검증한다. 셋째, 분석결과를 공공주택 설계기준 개편, 분양가 심사보정계수 개선, 용적률 인센티브 제도화 등 정책적 방향으로 확장함으로써 설계 품질 중심의 주거정책 전환에 기여하고자 한다.

본 연구는 헤도닉 가격이론을 건축설계 미시지표로 확장해 가격 영향력을 실증적으로 검증했다는 점에서 학문적 의의를 가지며, 동시에 단지 내부 미시 공간 단위에서 발생하는 가치 차이를 정책적으로 활용할 수 있는 정량근거를 제시한다는 점에서 정책적 기여도 또한 크다.

1.2 연구의 범위 및 방법

연구대상은 서울 송파구 잠실에 위치한 대단지 아파트 ‘잠실 파크리오’로, 66개 동·6,864세대로 구성된 대표적 고밀도 주거단지이다. 파크리오는 세대 면적·층수·평면 구조·환기 및 채광 조건 등에서 다양한 미시적 설계 변이를 포함하고 있어, 동일 단지 내에서도 설계요소에 따른 가격 차이를 관찰하기 적합한 분석대상이다. 본 연구가 잠실 파크리오 대규모 단지를 단일 사례로 선정한 것은 다음과 같은 학술적 정당성을 가진다. 첫째, 대규모 단지는 동일 입지 조건(교통, 학군, 행정구역) 내에서 건축설계 미시지표(베이(Bay) 수, 맞통풍 여부, 구조유형 등)의

변이를 충분히 확보하고 있어, 입지 변수의 통제 하에 순수한 건축설계 미시지표의 가격 효과를 포착하는데 가장 적합하다. 둘째, 단일 단지 내 633건의 충분한 실거래 사례로 GWR 모형 분석을 통해 동호별 미시 공간 단위의 이질성을 정밀하게 규명할 수 있는 통계적 토대를 제공한다. 셋째, 본 연구는 연구 결과의 일반화 가능성 대신, '단지 내부 건축설계 미시지표 가치의 공간적 이질성'이라는 현상 자체의 존재를 입증하고, 이를 정책에 활용하는 방법론적 타당성을 제시하고자 한다.

거래자료는 2023~2025년 국토교통부 실거래가 공개시스템을 통해 수집한 총 633건의 실거래가격을 사용하였다. 본 연구는 총 매매가격을 종속변수로 설정하며, 이는 실제 주택 구매자 의사결정과 대출·채무구조에 직접적으로 영향을 미치는 지표라는 점에서 의미가 있다. 독립변수로는 전용면적, 층수, 화장실 수, 베이 수(Bay), 구조유형(판상형/타워형), 맞통풍 여부, 지하철역과의 거리 등 건축설계 및 입지요인으로 구성하였다. 또한 거래 세대별 위도·경도 좌표를 구축하여 공간모형이 적용 가능하도록 하였다.

연구 절차는 기초통계 분석을 통해 변수의 분포와 이질성을 검토하고, 전역적 선형회귀모형(OLS, Ordinary Least Squares) 회귀분석으로 설계·입지요인의 기본적인 가격효과를 추정한 후, 잔차의 공간 자기상관을 Moran's I로 검증하였다. 이후 공간의존성과 공간이질성을 구분하기 위해 공간 자기회귀 모형(SAR, Spatial Autoregressive Model)·공간 오차 모형(SEM, Spatial Error Model)을 적용하였으며, 마지막으로 GWR 모형 분석을 통해 동일 단지 내에서도 변수별 영향력이 위치에 따라 어떻게 달라지는지를 국지적 수준에서 추정하였다. 이를 통해 본 연구는 건축설계 미시지표의 시장가치 효과를 전통적 헤도닉 회귀모형에서 공간계량경제모형까지 확장하여 분석함으로써, 주거정책 및 건축설계 의사결정에 필요한 정교한 실증근거를 제공하고자 한다.

2. 이론적 배경 및 선행연구 검토

2.1 이론적 배경

헤도닉 가격이론(Hedonic Price Theory)은 Rosen (1974)의 연구 이후 주택가격 연구의 이론적 근간으로 자리 잡았다. 이 이론에 따르면 주택가격은 단일한 속성이 아니라, 면적, 층수, 구조, 환경, 교통 등 다양한 속성들의 결합으로 결정된다. 주택을 복합재(Composite Good)로 보고, 각 속성의 한계효용이 가격에 반영된다.

기존 연구에서 면적, 입지, 교육환경 등은 반복적으로 검증된 변수였으나(김정희, 2016), 세대 내부의 건축설계 미시지표는 분석에서 배제되는 경우가 많았다. 본 연구는 전용면적, 화장실 수, 베이 수(Bay), 구조 유형, 맞통풍 여부 등 미시적 건축설계 요인을 직접 반영하여 이론적 범위를 확장하였다.

전통적인 회귀분석은 관측치 간 독립성을 가정하지만, 주택가격은 본질적으로 공간적 의존성을 반영한다. 동일 단지 내에서 특정 동의 거래가격은 인접 동의 가격과 유사한 경향을 보인다.

SAR 모형은 종속변수의 공간적 자기회귀를 반영하는 모델로, 다음과 같은 형태를 갖는다.

$$y = \rho W'y + X\beta + \epsilon$$

여기서 ρ 는 공간 자기회귀 계수이며, W 는 공간가중행렬(spatial weight matrix)이다. 이 모형은 인접 지역의 종속변수가 분석 대상 지역의 종속변수에 영향을 미친다고 가정한다. 부동산 가격 분석에서 SAR 모형은 지역 간 가격 전이 효과를 측정할 수 있는 유용한 도구로 평가된다(LeSage and Pace, 2009). SAR 모형은 종속변수 자체의 공간적 자기회귀 구조를 고려한다.

SEM 모형은 잔차에 존재하는 공간적 자기상관을 반영하는 모형이다.

$$y = X\beta + u, u = \lambda Wu + \epsilon$$

여기서 λ 는 공간오차 계수이다. 이 모형은 누락된 변수나 모델에 포함되지 않은 공간적 요인이 존재할 경우에 유리하며, 공간적 오류를 통해 모형의 정확도를 개선한다. 부동산 시장에서 정책 미반영 변수나 인근 지역 개발 효과가 강한 경우 활용된다(Anselin and Bera, 1998). SEM 모형은 오차항 내의 공간적 자기상관을 고려한다.

GWR 모형은 계수값이 공간적으로 변화한다는 점에 주목한 모형으로, 지역마다 다른 회귀계수를 추정한다.

$$Y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^m \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} + \epsilon_i$$

이는 공간이질성을 반영할 수 있는 강력한 모형으로, 도시별, 구별, 동별로 상이한 주거지 특성과 수요를 반영한 맞춤형 분석이 가능하다. 따라서, 지역 기반 정책 수립과 공간적 맞춤형 부동산 전략 수립에 매우 유용함을 알 수 있다(Fotheringham et al., 2009). GWR 모형은 공간적 이질성을 반영하여 지역별로 회귀계수를 추정한다. 동일 단지 내부에서도 동·라인별 설계지표 효과의 차이를 분석할 수 있다.

2.2 선행연구 검토

2.2.1 건축설계 미시지표에 관한 실증연구

주택시장에서 아파트 가격을 결정하는 요인에 대한 연구는 전통적으로 입지적 특성(교통, 학군, 편의시설), 단지 특성(규모, 연식, 용적률), 개별 호 특성(층수, 전용면적) 등 거시적이고 일반적인 변수를 중심으로 이루어져 왔다(김정희, 2016). 그러나 최근에는 주택 소비자의 선호가 다양화되고 주거 품질에 대한 인식이 높아짐에 따라, 개별 주택의 건축설계 미시지표(Architectural Design Micro-Indicators)

가 매매가격에 미치는 영향에 대한 실증적 분석의 중요성이 커지고 있다.

선행연구들은 아파트의 서비스 면적(Service Area)이나 발코니(Balcony)와 같은 건축 설계 요소가 매매가격을 상승시키는 핵심 변수임을 확인하고 있다(최민정 외, 2025; 김우곤, 2024). 최민정 외(2025)의 연구에서는 아파트 매매가격에 미치는 서비스 면적의 영향에 대해 분석하며, 특히 2005년 발코니 확장 합법화 이후 추가적인 서비스 공간이 중소형 주택의 면적 한계를 극복하고 소비자 선호도를 높이는 주요 요인이 되었음을 실증하였다. 이와 유사하게 주택 하부시장별 특성에 따른 가격 프리미엄 결정요인을 규명한 연구(박영숙, 2019) 역시 세부 설계 및 단지 특성이 시장 가치에 차별적인 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 이는 전용면적 외에 설계에 의해 제공되는 실질적인 사용 면적이 매매가격에 양(+)의 영향을 미치는 중요한 미시지표임을 나타내었다.

또한 김우곤(2024)은 개방형 발코니의 경제적 가치에 대한 연구를 수행하여, 발코니가 사적인 외부 공간으로서 갖는 가치가 아파트 매매가격에 어떻게 반영되는지를 분석하였다. 이러한 연구들은 베이수(Bay), 발코니, 서비스 면적과 같이 주택의 실질적인 거주 만족도와 직결되는 건축설계 미시지표들이 주택 시장에서 암묵적인 가격 요인으로 작동하고 있음을 보여주었다(최민정 외, 2025; 김우곤, 2024). 본 연구는 이러한 개별 건축설계 미시지표의 가격 효과를 헤도닉 모형을 통해 확인하고, 더 나아가 이러한 효과가 공간적으로 어떻게 이질성을 가지는지를 규명한다는 점에서 선행연구와의 차별점을 갖는다.

2.2.2 조망·층수 등 물리·환경적 특성과 가격

건축설계 미시지표 외에도 조망(View), 층수(Floor Level), 입지(Location) 등 물리·환경적 특성은 아파트 매매가격을 결정하는 중요한 요소로 광범위하게

연구되어 왔다. 특히 조망 가치는 헤도닉 가격 모형(Hedonic Price Model)을 이용하여 그 경제적 가치를 정량화하는 연구가 활발하게 진행되었다. 김수형(2023)은 한강 조망 특화 단지를 대상으로 한강조망을 변수를 3D 시뮬레이션 프로그램을 통해 정량화하고, 이 조망률이 아파트 매매가격에 미치는 영향을 분석하여 조망 가치가 시간이 지남에 따라 증가함을 확인하였다. 이는 단순한 조망 유무가 아닌 조망의 품질(Quality of View)을 반영한 정밀한 지표가 매매가격에 미치는 영향을 규명했다는 의의가 있다. 김근준·지규현(2019)는 북한산 조망 경관이 아파트 실거래 가격에 미치는 영향을 헤도닉 모형으로 분석한 결과, 조망이 없는 경우보다 완전 조망(Complete View)의 경우 연평균 2% 이상 높은 매매가격 상승을 보였음을 실증하며 자연경관 조망 가치를 확인하였다. 또한, 입지적 특성과 조망 가치가 결합된 연구로 윤덕봉(2009)의 해안면 아파트 가격 결정요인 연구는 헤도닉 모형을 사용하여 해안과의 거리가 짧을수록 매매가격이 높아지는 부(-)의 관계가 있으며, 층수와 조망 또한 아파트 가격에 중요한 영향을 미침을 밝혔다. 이러한 선행연구들은 조망, 층수, 특정 입지 등 물리·환경적 특성이 아파트 매매가격에 미치는 결정적인 영향을 광범위하게 입증했으나, 대부분 전역적(Global)인 OLS 모형 기반의 헤도닉 모형을 사용하여 공간적 비선형성을 충분히 고려하지 못했다는 한계를 내포한다.

2.2.3 공간통계·공간이질성 기반 부동산 가격 연구

전통적인 헤도닉 모형은 공간적 자기상관(Spatial Autocorrelation)과 공간적 이질성(Spatial Heterogeneity)을 간과함으로써 추정 결과의 효율성과 정확성이 저해될 수 있다는 비판을 받아왔다. 이에 따라, 최근 부동산 가격 연구에서는 이러한 공간적 문제를 해결하고 공간적 비선형성(Spatial Non-linearity)을 검증하기 위한 공간통계(Spatial Statistics) 기법

의 활용이 필수적으로 자리 잡았다.

특히 GWR 모형은 변수들의 영향력이 공간에 따라 다르게 나타나는 국지적(Local) 관계를 모델링하는데 효과적인 기법으로 각광받고 있다. 김정희(2016)는 서울시 아파트 실거래가 변인들의 시공간적 이질성(Spatio-temporal Heterogeneity)을 분석하기 위해 OLS 모형과 GWR 모형을 비교하였으며, GWR 모형이 국지적 특성을 반영하여 OLS 모형보다 더 효율적이고 적합한 분석 모형임을 제시하였다. 이 연구는 아파트 매매가격에 영향을 미치는 독립변수들의 영향력이 지역에 따라 변화하는 패턴을 시계열적으로 확인하며 공간통계 기법의 유용성을 입증하였다.

또한, 공간계량경제학(Spatial Econometrics)에서는 SAR 모형이나 SEM 모형 등을 활용하여 공간적 의존성 문제를 해결하고자 노력하였다. 이는 공간적 의존성과 이질성을 모두 고려해야 부동산 매매가격 결정요인 분석의 정확성을 높일 수 있음을 의미한다.

종합적으로 볼 때, 선행연구들은 특정 건축설계 미시지표가 아파트 매매가격에 영향을 미치며, 조망과 같은 환경적 요인 역시 중요한 가격 결정 요인임을 입증하였다. 하지만, 이들 연구는 주로 전역적인 모형에 머물러 있어, 건축설계 미시지표의 가격 효과가 아파트 단지 내의 개별 동호별 위치나 미시적인 공간적 특성에 따라 어떻게 달라지는지에 대한 공간적 이질성 분석은 미흡했다. 따라서 본 연구는 이러한 한계를 극복하고, 건축설계 미시지표와 공간적 이질성을 결합하여 GWR 모형을 통해 미시적인 공간 단위에서의 가격 비선형성을 규명함으로써 학술적, 정책적 기여도를 높이고자 한다.

3. 다중회귀분석 결과 해석

3.1 주요변수 기초통계량 분석 및 해석

본 절에서는 잠실 파크리오 아파트(총 633세대 표본)를 대상으로, 실거래 매매가격을 종속변수로 하

고 건축설계 및 입지 특성과 관련된 주요 독립변수들의 기초 통계량을 분석하였다. 각 변수의 평균, 표준편차, 왜도(skewness), 첨도(kurtosis)를 산출하였으며, 이를 바탕으로 변수의 분포특성, 데이터의 정규성 여부, 그리고 아파트 단지의 구조적·입지적 특성을 종합적으로 해석하였다.

종속변수인 매매가격(SalePrice)의 평균은 약 21억 2,771만 원이며, 최소값은 8억 원, 최대값은 32억 2,000만 원으로 나타났다. 표준편차는 약 4억 7,640만 원으로 산출되어, 동일 단지 내에서도 거래가격의 변동폭이 상당히 크다는 점을 보여준다. 이는 동일 단지 내에서도 동별 위치, 향, 층수, 평면형태, 조망권, 리모델링 여부 등에 따라 가격 격차가 존재함을 시사한다. 왜도는 -0.849로 좌편향(negative skewness)을 보이고 있으며, 첨도는 1.046으로 정규분포보다 약간 완만한 형태를 보인다. 즉, 극단적으로 낮은 가격의 거래가 일부 존재하지만, 전반적으로 중고가 중심의 안정된 가격대가 형성되어 있음을 의미한다. 이는 2023~2025년의 시기적 특성과의 관련이 있다. 해당 기간 동안 부동산 시장은 금리 상승과 정부의 부동산 규제 완화 정책이 병존한 시기였으며, 특히 잠실 파크리오는 대단지 브랜드 아파트로서 시장 변동성에 대한 가격 저항력이 높은 지역으로 평가된다. 따라서 가격 분포의 좌편향은 일시적인 저가 거래의 영향이라기보다, 고가대 물량이 전체 평균을 견인하는 현상으로 해석할 수 있다.

전용면적(Net Area)의 평균은 82.05m², 중앙값은 84.79m²로 나타나, 일반적인 국민주택 규모(85m²)에 근접한 세대가 다수를 차지함을 알 수 있다. 최소값은 35.24m², 최대값은 144.77m²로, 소형~대형 평면대가 다양하게 존재한다. 표준편차는 25.76m²로, 면적 편차가 상당히 크다는 점은 잠실 파크리오 단지가 다양한 평형 구성의 복합형 단지임을 의미한다.

왜도(0.525)는 약한 우편향을 보여, 상대적으로 중·대형 세대(85m² 이상)의 비중이 다소 높음을 시

사하며, 첨도(0.578)는 평면 면적 분포가 완만하게 퍼져 있음을 나타낸다. 이는 공급구조 측면에서 단일 평형 중심의 중소형 단지와는 달리, 다양한 수요 계층을 수용할 수 있는 설계 전략이 적용된 결과로 해석된다. 특히, 파크리오는 초기 분양 당시부터 30평대 중형 세대 중심으로 구성되었으나, 일부 동에는 40평대 이상의 대형 세대도 포함되어 있어, 실거주 중심과 투자 중심 수요가 공존하는 단지로 기능하고 있음을 통계적으로 확인할 수 있다.

층수(Floor)의 평균은 16.1층, 표준편차는 9.37층으로 나타났으며, 최소값은 1층, 최대값은 36층이다. 이는 잠실 파크리오가 저층~고층이 혼재된 대규모 고밀도 단지임을 보여준다. 왜도(0.249)는 거의 대칭적인 분포에 가까워, 층수별 분포가 비교적 균형적으로 이루어졌음을 알 수 있다. 첨도(-0.938)는 약한 평탄형(flat) 분포로, 극단적으로 높은 층수나 낮은 층수가 과도하게 집중되지 않았다는 점을 의미한다. 이러한 결과는 파크리오 단지의 설계 특성과 밀접한 관련이 있다. 본 단지는 단지 중심부와 주변부에 고층 동이 혼재되어 있으며, 조망권과 일조권 확보를 위해 고층·저층의 혼합형 배치(mixed arrangement)가 적용되었다. 따라서 층수의 분포는 아파트 매매가격 형성에서 단순한 선형관계가 아니라, 조망, 소음, 일조 등 다양한 환경요인과 복합적으로 작용하였음을 알 수 있다. 또한, 다중회귀모형에서 층수 변수의 유의성이 확인되어, 수직적 주거 환경 요소의 경제적 가치를 정량적으로 평가하는 근거가 되었다.

지하철역과의 거리(DistanceSubway) 변수의 평균은 489.57m, 중앙값은 500m로 나타났으며, 최소 100m, 최대 1,000m로 분석되었다. 표준편차가 269.11m로 비교적 크다는 점은, 단지 내 위치에 따라 역세권 접근성의 격차가 뚜렷함을 의미한다. 왜도(0.208)는 거의 0에 가까워 대칭적인 분포를 보이며, 첨도(-0.913)는 완만한 분포 형태를 보여준다.

이 변수는 입지적 요인(location factor) 중에서도 가장 핵심적인 변수로, 일반적으로 부동산 가격에 음(-)의 영향을 미친다. 즉, 지하철역과의 거리가 증가할수록 가격은 하락하는 경향을 보이는데, 이는 교통 접근성이 주거선택의 주요 결정요인으로 작용하기 때문이다. 잠실 파크리오 단지는 지하철 2호선 잠실나루역, 8호선 몽촌토성역과의 근접성이 높으며, 일부 동은 도보 5분 거리 내에 위치한다. 따라서 회귀분석에서 이 변수의 계수가 유의하게 나타나 역세권 프리미엄(spatial accessibility premium)이 실증적으로 입증되었다.

베이 수(Bay)는 세대의 전면 폭 및 개방성, 통풍성과 직결되는 설계지표로서, 평균은 3.14베이, 중앙값은 3.0베이로 나타났다. 최소 1베이에서 최대 4.5 베이까지 분포하며, 표준편차는 1.15로 중간 수준의 변동성을 보인다. 왜도(-0.268)는 좌편향을 보이며, 첨도(-1.176)는 평탄한 형태로, 3베이 이상 세대다수를 차지함을 의미한다. 이는 파크리오 단지가 3 베이 중심의 판상형 평면 설계를 기본으로 하고, 일부 세대에 한해 4베이 이상 대형 평면을 적용한 점과 부합한다. 베이 수는 주거 쾌적성과 직결되는 설계 지표이므로, 주택매매가격에 미치는 영향은 긍정적일 것으로 평가된다. 특히 동일 면적 대비 개방감·자연채광·환기 성능 향상 등의 질적 요인이 가격에 반영되었다.

화장실 수(ToiletCnt)의 평균은 1.92개, 표준편차는 0.27개이며, 대부분의 세대가 2개의 화장실을 보유하고 있다. 왜도(-3.11)는 강한 좌편향을, 첨도(7.71)는 뾰족한 분포를 보이고 있다.

맞통풍 여부(CrossVent) 변수는 이진형(0=맞통풍, 1=맞통풍 막힘)으로 코딩되었으며, 전체 세대수의 약 38%의 세대가 맞통풍이 불가능한 구조를 갖고 있는 것으로 나타났다. 왜도(0.483)와 첨도(-1.769)는 거의 이항분포 형태를 보인다. 이는 파크리오 단지 내에 판상형(맞통풍 가능)과 타워형(맞통풍 제

한)의 혼재 구조가 존재하기 때문이다. 맞통풍 여부는 실내 환경의 쾌적성에 직접적인 영향을 미치는 요소로, 특히 여름철 자연환기 효율성 측면에서 거주 만족도 및 실거래가에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

구조유형(Structure)은 0=판상형, 1=타워형으로 구분하였다. 전체세대수의 약 75%의 세대가 타워형 구조에 해당한다. 왜도(-1.126)는 좌편향, 첨도(-0.734)는 평탄한 분포를 나타낸다. 이는 단지 전체적으로 타워형 비율이 높지만, 여전히 일부 동은 판상형으로 유지되고 있음을 의미한다. 타워형은 도시경관과 조망 확보에는 유리하지만, 맞통풍 제약 및 통일감 부족 등으로 인해 주거 선호도 측면에서는 부정적 요인이 될 수 있다. 반면 판상형 구조는 자연채광·환기·동선 효율성이 우수하여, 실거래가 형성에서 긍정적 기여를 할 가능성이 있다. 따라서 향후 회귀모형 분석을 통해, 두 구조 간의 가격 프리미엄 차이(structural premium differential)를 실증적으로 검증해 보고자 한다.

거래연도(Year)는 2023년부터 2025년까지의 3개 년이며, 2024년에 거래가 집중되어 있었다. 연도별 실거래량의 분포는 특정 시점(금리 변동, 정책발표 등)에 따라 집중된 경향을 보인다. 왜도(-0.128)와 첨도(-0.970)는 정규분포에 근접한 형태를 보이며, 연도변수의 시계열적 변동성은 제한적이다. 따라서 본 변수는 시기별 시장환경 요인을 보정하는 통제변수(control variable)로서 역할하도록 하였다.

Table 1에서 보는 바와 같이 기초통계 분석 결과, 잠실 파크리오 단지는 면적·층수·구조·입지 등 주요 변수에서 다양성과 균형성이 공존하는 복합형 주거단지임을 확인할 수 있었다. 매매가격의 분포는 고가 중심의 안정된 형태를 보였으며, 전용면적과 층수의 분산은 공간적·형태적 이질성을 내포하고 있다. 특히 구조유형, 맞통풍 여부 등 건축미시적 설계요소가 뚜렷한 구분을 보이는 변수들은 회귀모형

Table 1. Descriptive Statistics of Key Variables (n=633)

Variable	Mean	Std. Dev.	Median	Min	Max	Skewness	Kurtosis
Sale Price (KRW)	2,127,717,000	476,435,600	2,170,000,000	800,000,000	3,220,000,000	-0.85	1.05
Net Area (m ²)	82.05	25.76	84.79	35.24	144.77	0.52	0.58
Floor	16.11	9.37	16.00	1.00	36.00	0.25	-0.94
Distance Subway (m)	489.57	269.11	500.00	100.00	1,000.00	0.21	-0.91
Bay	3.14	1.15	3.00	1.00	4.50	-0.27	-1.18
ToiletCnt	1.92	0.27	2.00	1.00	2.00	-3.11	7.71
CrossVent	-	-	0.00	0.00	1.00	0.48	-1.77
Structure	-	-	1.00	0.00	1.00	-1.13	-0.73

에서 중요한 설명력을 나타낸다. 또한 변수의 왜도·첨도 결과에 비추어 볼 때, 대부분의 변수는 정규성 가정에 크게 위배되지 않으며, 회귀분석에 적합한 수준의 데이터 분포를 보인다. 이는 본 자료가 회귀 모형뿐만 아니라 공간계량경제모형(SAR, SEM, GWR 모형) 분석에도 적합함을 의미한다.

3.2 OLS(전역적 선형회귀모형) 다중회귀분석 결과

본 절에서는 2023년 5월부터 2025년 5월까지의 633건 실거래자료를 바탕으로, 서울 송파구 잠실 파크리오 아파트의 매매가격을 종속변수로 설정하고,

전용면적(Net Area), 층수(Floor), 지하철역과의 거리(DistanceSubway), 베이수(Bay), 화장실수(ToiletCnt), 맞통풍 여부(CrossVent), 구조유형(Structure), 매매연도(Year) 등 총 8개의 독립변수를 포함하여 OLS 모형 분석을 수행하였다. 회귀분석 결과, 결정계수(R²)는 0.9174, 수정된 결정계수(Adj. R²)는 0.9163로 나타나, 설계 및 입지요인이 실거래 매매가격의 약 92%를 설명하는 매우 높은 설명력을 보였다. 이를 통하여 설계·입지 요인이 아파트 매매가격 결정에 미치는 영향이 크다는 것을 알 수 있다. 전체 모형의 유의성 검정을 위한 F-통계량은 1,031(p<0.001)

Table 2. Summary of OLS Regression Coefficients

Variable	Estimate	Std. Error	t-value	p-value	Significance
(Intercept)	-12,840,000,000	480,200,000	-26.74	<0.001	***
Net Area	13,270,000	397,800	33.36	<0.001	***
Floor	3,476,000	551,000	6.31	<0.001	***
DistanceSubway	-148,100	22,760	-6.51	<0.001	***
Bay	12,510,000	9,845,000	1.27	0.204	ns
ToiletCnt	446,300,000	57,990,000	7.70	<0.001	***
CrossVent	-98,150,000	21,300,000	-4.61	<0.001	***
Structure	114,100,000	26,380,000	4.33	<0.001	***
Year	7.53	0.28	27.14	<0.001	***

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, ns=Not statistically significant

로 유의하였다. Table 2는 주요 독립변수의 회귀계수, 표준오차, t값, p값을 요약한 결과이다.

Table 2에서 전용면적(Net Area)은 실거래가격에 가장 큰 영향을 미치는 요인 중 하나로 나타났다($\beta=13,270,000, p<0.001$). 이는 전용면적이 1m^2 증가할 때, 평균적으로 약 1,327만 원의 매매가격 상승 효과가 있음을 의미한다. ‘공간 효율성’과 ‘거주 편의’이 주택가격을 형성하는 핵심요소로 작용하였다. 특히 동일 단지 내에서도 평면의 크기 차이에 따른 가격편차가 명확히 나타나며, 이는 고소득 수요층의 넓은 주거공간 선호 경향과도 일치한다.

층수(Floor)는 양(+)의 영향을 가지며, 1층 상승 시 약 347만 원의 가격상승효과가 확인되었다. 이 결과는 조망권, 일조량, 사생활 보호 등의 심리적 요인이 경제적 가치로 전환되고 있음을 나타낸다. 다만 20층 이상에서는 한계효용체감 현상이 일부 관찰될 수 있으나, 전체적으로는 고층 프리미엄이 여전히 유효한 시장특성으로 해석된다.

지하철역과의 거리(DistanceSubway) 변수는 음(-)의 유의한 계수를 보이며, 1m 멀어질 때마다 약 14만 8천 원의 가격감소 효과가 존재한다. 이는 교통 접근성이 주택가치에 미치는 지속적인 영향력을 보여주며, 잠실과 같은 도심접근형 단지에서도 지하철역과의 거리는 여전히 유효한 입지 프리미엄 요인임을 확인시켜 준다. 특히 이 효과는 출퇴근 중심의 직주근접 수요자에게 더욱 크게 작용할 수 있다.

베이 수(Bay)는 정(+)의 계수를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.204$). 이는 잠실 파크리오 단지의 경우 대부분의 세대가 3~4베이 구성으로 일정한 설계유형을 보이기 때문에 설계 차이에 따른 가격차이가 통계적으로 뚜렷하지 않은 것으로 해석된다. 베이 구성의 다양성이 낮은 ‘균질 설계단지’에서는 해당 변수가 가격결정력으로 작용하지 않았음을 알 수 있다. 베이 수(Bay)가 실제로 주택 가치에 영향을 미치지 않는다는 것을 의미하기보다는, 베이

수(Bay)의 가격 기여도가 단지 전체 평균 수준에서는 뚜렷이 나타나지 않았음을 나타낸다. 이는 베이 수(Bay)의 효용이 단지 내 동호별 위치(예: 조망권, 전면부 가림 여부)에 따라 양(+)의 효과와 음(-)의 효과가 공간적으로 상쇄되어 전역적(Global)인 계수가 0에 가깝게 추정되었을 가능성이 높기 때문이다. 이러한 OLS 모형 분석의 한계는 GWR 모형 분석을 통해 베이 수(Bay) 계수의 공간적 분포를 확인함으로써 해소될 수 있다. 즉, 베이 수(Bay)가 특정 위치(예: 조망이 좋은 단지 외곽 등)에서는 강한 양(+)의 가격 효과를 나타내고, 다른 위치(예: 채광이 방해 받는 단지 내부 등)에서는 약한 영향을 나타내는 공간적 이질성의 존재가 이 전역적 무의미성의 잠재적 원인임을 알 수 있다.

화장실 수(ToiletCnt)는 매우 강한 양(+)의 효과를 보이며, 1개 증가 시 약 4억 4,630만 원의 가격상승 효과가 관찰되었다. 이는 주거 내 편의성과 가족 구성원의 생활 효율성에 대한 시장 평가를 반영하는 것으로, 특히 2개 화장실을 보유한 중대형 평형이 소형보다 높은 프리미엄을 형성하고 있음을 나타낸다.

맞통풍 여부(CrossVent) 변수에서 맞통풍이 막힌 경우 매매가격은 평균적으로 9,815만 원 낮은 수준을 보였다($p<0.001$). 이는 단위세대의 환기 및 통풍 성능이 거주환경 만족도에 직접적인 영향을 미치며, 쾌적성 요소가 가격형성 요인으로 내재화되고 있음을 보여준다. 즉, 비판상형 세대의 ‘맞통풍 불량’은 시장에서 명확히 가격차별화되어 가격인하 요인으로 인식되고 있다.

구조유형(Structure)(판상형=0, 타워형=1)은 양(+)의 계수를 보였으며, 타워형 구조가 판상형보다 평균적으로 약 1억 1,410만 원의 가격상승효과를 가지는 것으로 분석되었다. 이는 타워형의 경우 고층·조망형 배치가 많고, 일부에서는 고급자재와 조경특화설계가 적용된 프리미엄 등의 비중이 높기 때문으로 분석되었다.

매매연도(Year) 변수는 2023~2025년간의 시간 흐름에 따라 약 연 753만 원의 상승효과를 나타냈다. 이는 전반적인 부동산 시장 회복세와 금리·정책 변화에 따른 시장재조정 효과를 반영하며, 시간변수 자체가 경기순환적 요인을 대변하고 있다.

OLS 모형에서 주요 요인별 영향력 크기 순서는 전용면적 > 화장실 수 > 연도 > 구조유형 > 맞통풍 여부 > 층수 > 지하철역과의 거리로 나타났다.

3.3 모델 적합도 및 통계적 검증

회귀분석 결과에 대한 통계적 신뢰성을 검토한 결과, 모형의 전반적인 건전성과 기본 가정이 충분히 충족되었음을 확인하였다. 먼저, 다중공선성 검토를 위해 모든 독립변수에 대해 산출된 분산팽창요인(VIF)은 최대 10 미만(평균 4.5)이었으며, 이는 다중공선성 문제가 발생하지 않는 허용 가능한 수준이었다. 회귀식 전체의 유의성을 검증하는 F-통계량은 1,031(p<0.001)로 산출되어, 모형의 통계적 유의성이 매우 높고 전반적인 설명력이 확보되었음을 입증하였다. 잔차의 정규성(Normality) 검토를 위해 QQ-Plot을 분석한 결과 잔차가 정규분포 가정을 크게 벗어나지 않는 것으로 나타났으며, 잔차의 등분

산성(Homoscedasticity) 검토 역시 기본 가정을 대체로 만족하는 것으로 분석되어, OLS 모형 추정 결과의 신뢰성이 확보되었다.

Fig. 1에서 보는 바와 같이 회귀분석 결과는 잠실 파크리오 단지의 가격구조가 설계·입지·시간요인의 복합적 작용에 의해 결정되고 있음을 실증적으로 입증하였다. 특히 전용면적, 층수, 화장실 수, 맞통풍, 구조유형과 같은 건축설계 미시지표들이 시장가치에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다는 점에서, 향후 공공주택 및 민간 재건축 설계기준 수립 시 중요한 정량적 근거로 활용될 수 있다. 또한 향후 공간회귀(SAR, SEM 모형) 및 GWR 모형 분석을 통해 이러한 변수들의 공간적 비균질성을 심층 검증함으로써 지역별 프리미엄 구조를 더욱 정교하게 분석할 수 있다.

3.4 공간모형 비교 분석

3.4.1 Moran's I 검증을 통한 공간의존성 해석

OLS 모형의 잔차에 대한 공간자기상관 검증 결과, Moran's I 값은 0.078(p<0.001)로 잔차 간에 통계적으로 유의한 양의 공간자기상관(spatial autocorrelation)이 존재한다. 즉, 인접한 아파트 동들 간의 실거래 매매가격 잔차가 독립적으로 분포하지 않고, 일정한 공간적 패턴을 공유하고 있다. 이러한 결과는 OLS 모형이 전용면적, 층수, 화장실 수, 구조유형, 지하철역과의 거리 등 주요 설계변수를 설명변수로 포함하였음에도 불구하고, 공간적 종속성(spatial dependence)을 충분히 설명하지 못했음을 나타낸다. 또한 모런 지수가 다소 낮게 나타난 것은 단지 내 주거 환경의 동질성과 고밀도 배치가 결합된 결과이다.

공간적 자기상관이 존재한다는 것은 동일한 지역적 맥락 내에서 가격의 상호의존적 변화가 발생하고 있음을 의미하며, 이는 부동산 시장의 특성상 인접세대 간의 정보확산, 지역 내 환경 품질의 공유, 단지 내 입지적 위계 등 복합적 요인에 기인한다. 따라서

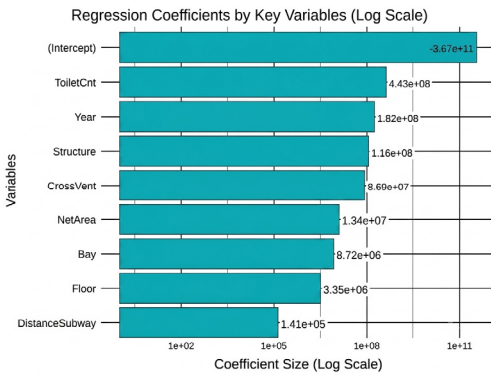


Fig. 1. Regression Coefficients by Key Variables (Log Scale)

Source: Analysis based on the MOLIT (2026.3.15) Actual Transaction Database (2023-2025) (in Korean)

이러한 공간효과를 무시한 단순 OLS 모형은 모수의 편의(bias)를 초래하거나, 표준오차의 과소추정으로 이어질 가능성이 있다. 이에 따라 공간적 자기상관을 통계적으로 통제할 수 있는 공간계량모형(Spatial Econometric Models)의 적용이 필요하다. 구체적으로는, 공간가중행렬을 기반으로 인접 단위 간의 종속성을 고려하는 SAR 모형과 오차항의 공간상관을 보정하는 SEM 모형을 검토함으로써, 공간적 의존성의 유형을 구체적으로 규명하고자 한다.

3.4.2 GWR(지리적 가중회귀) 모형 분석 결과

GWR 모형 분석은 공간좌표(위도·경도)를 활용하여 국지적 수준에서 각 설명변수의 회귀계수를 산정하였다. 고정 거리 방식 적용 시 발생할 수 있는 과도한 공간적 연결(Over-connectivity) 문제를 방지하기 위하여 공간 데이터 분석의 기초가 되는 공간가중행렬은 단지 내 동별 배치 밀도의 불균일성을 고려하여 적응형 가우스 커널(Adaptive Gaussian Kernel)을 통해 구축하였다. 고밀도 아파트 단지의 특성상 개별 동 간 거리가 매우 인접해 있어, 이웃 정의 기준은 AICc(Corrected Akaike Information Criterion) 최소화 기법을 통해 최적의 이웃 개수(k)를 산출하였으며, 분석 결과 전체 분석대상 층수(N=

633개)의 약 25.5%에 해당하는 평균 161.2개의 이웃이 각 지점의 국지적 회귀계수 추정에 반영되었다.

모형의 Quasi-R²는 0.931로, OLS 모형 대비 약 1.6%p 향상된 설명력을 보였다. 이는 공간이질성을 반영한 가중회귀모형이 실제 매매가격 분포의 지역별 변동성을 보다 정밀하게 나타내고 있다. AICc(Corrected AIC)는 25,465로, OLS모형 및 SEM 모형 대비 높게 산정되었다. Table 3에서 보는 바와 같이 전용면적(Net Area)의 회귀계수가 단지 중심부에서 높게 나타난 것은, 조망 및 일조 확보 등 중심부세대의 상대적 주거가치가 반영된 결과로 해석된다.

GWR 결과는 잠실 파크리오 단지 내에 명확한 공간적 비균질성(Spatial Nonstationarity)이 존재함을 입증하였다. 동일한 건축설계 미시지표라도 공간적 위치에 따라 가격에 대한 영향력이 상이하게 나타났다으며, 이러한 현상은 단지의 위계적 배치구조, 조망권, 접근성, 그리고 건축유형의 다양성이 복합적으로 작용한 결과로 해석된다.

잠실 파크리오 단지는 단일 브랜드·유형으로 개발된 대단지임에도 불구하고, 내부적으로는 뚜렷한 미시적 가치의 위계(Micro-Spatial Value Hierarchy)가 형성되어 있다. 중심부 고층동은 고급 사양, 조망권, 공원 접근성이 결합되어 상대적으로 높은 회

Table 3. Spatial Variability of Key Variables

Variable	Min	Median	Max	Spatial Interpretation
Net Area	9,600,000	11,300,000	14,900,000	Stronger effects observed near the central blocks of the complex
Floor	2,000,000	3,600,000	4,200,000	Price effects are more pronounced in higher-floor building clusters
DistanceSubway	-186,000	-109,000	-56,800	Higher sensitivity in northern blocks located closer to the station
ToiletCnt	-73,000,000	880,000,000	1,140,000,000	Stronger effects in premium units located in specific high-end buildings
Structure	-159,000,000	-63,700,000	283,000,000	Pronounced premium observed in southern blocks dominated by tower-type structures

귀계수를 보이는 반면, 외곽부 저층동은 동일 면적이라도 낮은 프리미엄을 형성하고 있다. 이는 도시형 대단지 주거단지 내에서도 미시적 입지 프리미엄(Local Premium)이 작동하고 있음을 실증적으로 보여주는 결과이다.

3.4.3 모형간 비교 분석

Table 4에서 OLS, SAR, SEM, GWR 네 가지 모형의 성능을 비교한 결과, 공간의존성을 반영하지 않은 OLS 모형에서는 잔차의 공간자기상관이 유의하게 나타났으며, SAR과 SEM은 공간효과의 존재를 확인하였으나 통계적 유의성이나 모형 적합도 개선은 제한적이었다. 반면, GWR 모형은 공간이질성을 고려함으로써 가장 높은 설명력(Quasi-R²=0.931)을 보였다. 이러한 결과는 단지 수준의 주택가격 분석에서 단일한 공간계수를 가정하는 전통적 공간모형보다, 공간적 변동성을 허용하는 국지적 회귀모형(Local Regression)이 현실을 더 잘 반영함을 나타낸다. 특히, 주거단지 내부에서도 미세한 위치 차이, 배치형

태, 조망여건, 접근성 등은 매매가격 결정에 실질적인 영향을 미치는 주요 요인으로 작용한다.

3.4.4 주요 변수에 따른 회귀계수의 공간적 분포

공간 분석의 정밀도를 확보하고 거리 왜곡에 따른 오류를 방지하기 위하여 본 연구는 경위도 좌표(WGS84)를 미터(m) 단위의 투영좌표계인 EPSG:5179 (Korea Central Belt)로 변환하여 분석을 수행하였다. 이를 통해 대규모 단지 내 동 간 실측 거리를 정확히 반영하였으며, 적응형 커널을 통해 산출된 최적 대역폭(평균 약 161개의 이웃)이 고밀도 단지 특성에 부합하는 유효한 탐색 반경을 형성하도록 하였다.

모형의 적합성 및 공간적 설명력을 위하여 본 연구에서 구축한 지리적 가중 회귀모형(GWR)의 적합도를 검토한 결과, 국지적 결정계수(Local R²)는 Fig. 2에서 보는바와 같이 최소 0.765에서 최대 0.977의 분포를 나타내어 전역적 회귀모형(OLS, R²=0.917) 대비 설명력 향상을 보였다. 공간적 분포 특성을 살펴보면, 단지 서측의 잠실나루역 인근과 단지 중앙

Table 4. Comparison of Spatial Regression Models

Model	Key Indicators	Results
OLS (Ordinary Least Squares)	R ² =0.9174, Adj. R ² =0.9163, AIC=21,554 Significant variables: Net Area (+), Floor (+), Distance to Subway (-), Number of Toilets (+), Cross-Ventilation (-), Structure (Tower-type (+)), Year (+)	Very high explanatory power -
Moran's I (OLS Residuals)	I=0.0781, p=0.00030	Significant positive spatial autocorrelation
SAR (Spatial Autoregressive Model)	-	Model did not converge (matrix singularity)
SEM (Spatial Error Model)	λ=-0.9397, p=0.559, AIC=21,552	Spatial error term not statistically significant
GWR (Geographically Weighted Regression)	Quasi-R ² =0.931, AICc=25,465	Higher explanatory power than OLS; reflects spatial heterogeneity

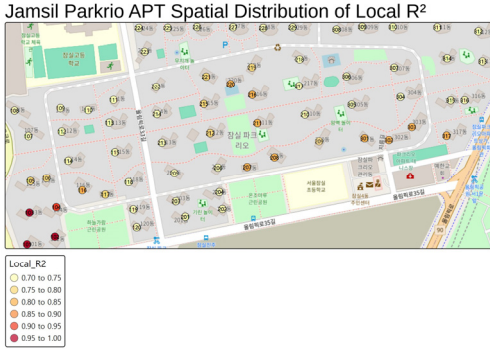


Fig. 2. Spatial Distribution of Local R²

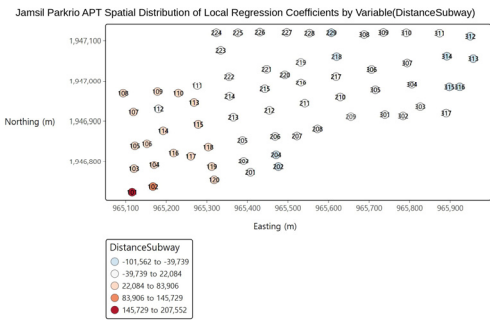


Fig. 3. Spatial Distribution of Local Regression Coefficients by Variable (DistanceSubway)

부에서 0.85 이상의 높은 설명력이 집중되는 양상이 관측된다. 반면, 단지 외곽부나 인접 단지와의 경계 부에서는 설명력이 상대적으로 완만하게 낮아지는 경향을 보이는데, 이는 단지 내에서도 위치에 따라 가격 결정 메카니즘의 표준화 정도가 상이함을 정량적으로 보여주고 있다.

주요 독립변수별 국지적 회귀계수 분포는 Fig. 3에서 보논바와같다. 지하철역과의 거리(DistanceSubway) 변수의 계수는 단지 전역에서 음(-)의 관계를 형성하며 역세권의 가치를 반영하고 있으나, 그 영향력의 강도는 공간적으로 차별화된다. 특히 2호선 잠실 나루역에 인접한 북서측 동들에서 거리 감소에 따른 가격 상승폭(탄력성)이 가장 민감하게 나타났다. 이는 대단지 아파트 내부에서도 실제 보행 동선의 효율성이 가격에 민감하게 전이되고 있음을 의미하며,

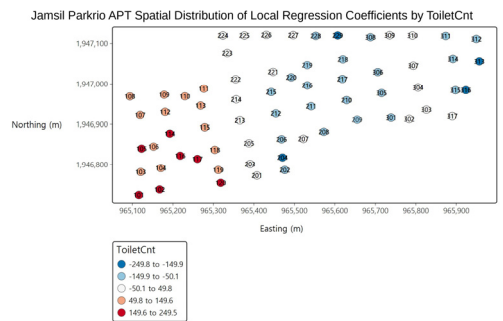
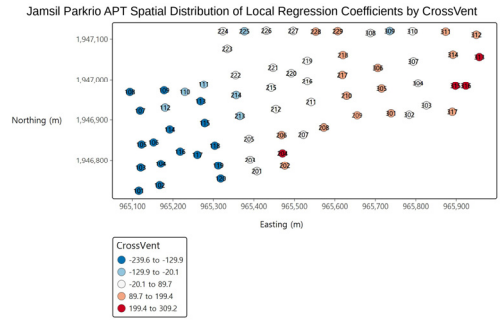
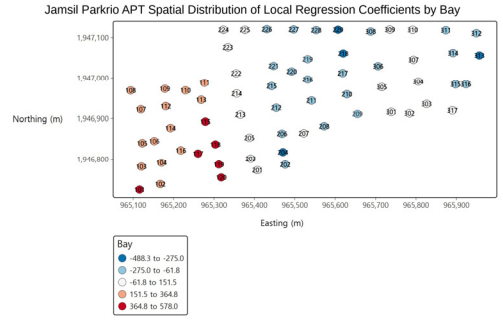
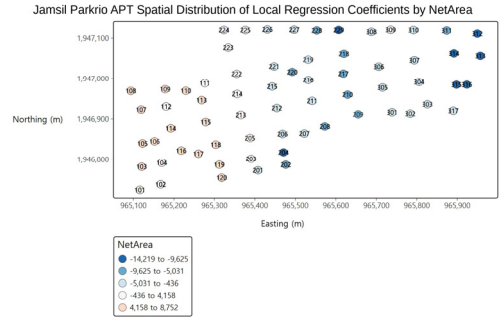


Fig. 4. Spatial Distribution of Local Regression Coefficients by Net Area, Bay, ToiletCnt, CrossVent

단지 내 '초역세권' 동과 '비역세권' 동 간의 입지 프리미엄이 고착화되어 있음을 보여준다.

Fig. 4에서 보면, 전용면적(Net Area)의 계수는 한

강 조망권 확보가 용이한 단지 북측 라인을 중심으로 가장 높게 측정되었다. 또한, 층수(Floor)의 영향력은 올림픽공원 및 성내천 조망이 극대화되는 단지 남동측 동들에서 가장 높게 형성되었다. 베이 수(Bay)와 화장실 수(ToiletCnt), 맞통풍 여부(CrossVent) 등의 평면 특성 변수들은 단지 내에서도 주거 쾌적성 수요가 높은 중앙부 클러스터에서 높은 양(+)의 계수 값을 나타냈다. 특히 동 간 간격이 밀집된 구역일수록 맞통풍 구조에 대한 가격 프리미엄이 높게 형성되었는데, 이는 물리적 환경의 제약을 평면 구조의 우수성으로 보완하려는 시장의 수요가 가격에 반영된 것으로 해석된다.

3.4.5 분석결과와 정책적 함의 및 향후 연구방향

본 연구의 분석 결과로 다음과 같은 정책적 함의를 제시하고자 한다. 첫째, 단지 내부의 공간적 이질성을 고려한 맞춤형 주거가치 평가체계 구축이 필요하다. 동일 평형·동일 브랜드라 하더라도, 위치·형태·조망권 등 설계요소의 공간적 변이를 정량적으로 반영해야 한다. 둘째, 국토교통부(MOLIT, Ministry of Land, Infrastructure and Transport)의 공공주택 설계기준 및 용적률 인센티브 정책과의 연계 가능성이 크다. 공간이질성 분석을 통해 특정 설계요소(맞통풍 여부, 구조유형, 배치방향 등)의 시장가치 기여도를 산정함으로써, 정책적 가중치를 부여할 수 있다. 셋째, 향후 연구에서는 GWR 모형을 확장한 다중규모 공간모형(MGWR) 또는 공간 시계열모형을 적용하여, 시간적 변동성과 공간적 패턴을 동시에 분석할 필요가 있다.

본 연구는 “공간 내 건축설계 미시지표의 이질적 효과(Heterogeneous Effect of Architectural Indicators)”를 실증적으로 규명함으로써, 주거단지 설계 및 정책 결정에 새로운 정량적 근거를 제공하였다. 향후에는 이러한 공간회귀 기반의 정량모형을 바탕으로, 단지별 맞춤형 설계가치 평가체계 구축과 더불어,

주택정책·도시계획의 미시적 공간단위 접근이 가능할 것으로 기대된다.

4. 정책적 제언

본 연구는 건축설계 미시지표가 아파트 가격에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고, 공간적 이질성까지 드러냈다는 점에서 주거정책에 중요한 시사점을 제공한다. 기존의 주거정책은 주택의 양적 공급과 토지이용의 효율성에 집중하며 투기지역지정, 조세 및 금융규제정책, 분양가상한제 등으로 규제일변의 정책이었으나(배충찬, 2021), 주택시장의 소비자 선호가 다양화되고 주거환경의 질적 요인에 대한 관심이 커지면서 단순한 공급 확대만으로는 주거안정성을 확보하기 어렵다. 특히, 본 연구에서 확인된 바와 같이 대규모 아파트 단지에서 건축설계 미시지표는 단순한 건축 내부 요소가 아니라 소비자 시간비용의 적정성과 쾌적한 단지 환경 선호도에 직접적으로 영향을 미치고(박정아·김종진, 2023), 궁극적으로 주택 가격 형성에 중요한 변수로 작용한다. 따라서, 주택정책 전반에 걸쳐 건축설계 미시지표를 제도적으로 반영하는 것이 필요하다.

본 연구를 통하여 설계 기준 개정 시 아파트 평면향(向) 또는 서비스 면적 확보 등 소비자 선호도 반영 및 공공주택의 설계 차별화, 고품질화가 필요하며, 용적률 인센티브 정책설계 시 품질 기반 기준 마련이 더욱 필요하다는 것을 알 수 있다. 이러한 정책적 사업성 가치평가와 공간동선의 효율성 등 정성적 위험요인을 극복하기 위하여 정책적 측면과 제도적 측면 그리고 경제적 측면에서 연구 분석한 결과를 활용하여 정책적 제언을 하고자 한다. 건축설계 및 시장친화적 개선에서 보면, 분석결과에서 전용면적과 화장실 개수를 개선한 설계가 아파트의 시장가치를 크게 높일 수 있음을 알 수 있다. 아파트 시장에서 가격에 유의한 영향을 미치는 건축설계 미시지표(전용

면적, 화장실 수, 층수, 베이 수(Bay), 구조유형 등)는 단순한 건축적 편의 요소를 넘어서, 거주자의 질적 생활 및 주거 만족도와 직결되는 핵심 요인이다. 본 연구는 아파트 매매가격 결정에 있어 건축설계 미시지표의 경제적 가치를 실증적으로 규명하고, GWR 모형을 통해 건축설계 미시지표의 영향력이 지역별로 상이하게 나타난다는 사실을 밝혀냈다. 이는 획일적인 설계기준과 인센티브 제도가 실제 시장에서 동일하게 작동하지 않음을 보여주며, 지역 특성에 따른 차등적·맞춤형 정책 설계의 필요성을 강력히 뒷받침한다. 본 연구에서 도출된 실증 분석 결과를 바탕으로 설계기준 및 평가체계 개혁을 위한 공공부분, 시장친화적 고품질 설계 유도를 위한 민간부분, 도시정비사업 및 도시계획과의 연계를 위한 도시계획부문 3가지로 나누어 다음과 같은 설계 및 시장친화적 정책 개선이 필요하며, 그에 따른 정책의 개선 방향을 제안한다.

첫째로 공공부문에서 설계 기준 및 평가체계의 개혁이 필요하다. 지역 특성을 반영한 아파트 설계지표를 차등화하고, GWR 모형 분석 결과로 동일한 설계요소라도 위치에 따라 가격에 미치는 영향의 크기와 방향이 다르게 나타났다. 따라서 공공부문은 전국 일률적인 설계기준에서 벗어나, 지역 수요 패턴과 시장구조에 맞춘 가변형 설계기준을 마련해야 한다. 공공주택 설계기준 개정 및 평가체계 고도화가 필요하다. 본 연구의 회귀모형은 건축설계 미시지표의 가격 기여도를 수치로 산출하였으므로, 공공부문 평가체계에 객관적·정량적 기준을 도입해 승인·심사 과정의 투명성을 높일 수 있다. 또한, 용적률 인센티브 제도의 차등화 및 합리적 운영측면에서 특정 건축설계 미시지표가 높은 가격 프리미엄을 형성하는 지역에 더 큰 인센티브를 부여하는 방식으로, 차등적 용적률 완화 및 세제 혜택 제도를 설계할 수 있다.

현재의 주택 설계 기준은 법령상 최소 기준에 초점을 맞추고 있으나, 시장에서 선호되는 실제 설계요

소는 훨씬 더 다양하고 세분화되어 있다. 예를 들어, 화장실 2개 이상의 확보, 채광과 통풍을 위한 복수방향 배치, 고층 조망권 확보 등은 프리미엄 형성의 핵심 요소임에도 법령 기준에서는 반영되지 않거나 선택사항으로 취급된다. 이에 따라 건축법 및 주택건설기준 등에 '설계 성능 기준' 항목을 추가하고, 가이드라인 수준이 아닌 의무적 적용 항목을 단계적으로 확대할 필요가 있다.

기존의 공공건축설계기준(국토교통부 고시 및 LH(한국토지주택공사) 기본설계지침 등)은 최소 기준 중심의 '규격화된 설계'를 강조해 왔다. 하지만 본 연구에서 전용면적 및 화장실 수 증대 평면, 고층 세대, 맞통풍 평면, 남향 세대 등의 건축설계 미시지표는 실질적인 시장 프리미엄을 형성하며, 단일단지 내에서도 이러한 요인이 약 3억 원에 달하는 가격 격차를 만들어내고 있음을 알 수 있었다. 맞통풍 여부에 대한 가격 프리미엄은 최소한의 환기 성능을 확보하기 위한 건축 법규(예: 주택 건설 기준 등에 관한 규정) 강화의 근거가 될 수 있다.

단지별, 지역별, 세대별로 주거 수요 특성이 상이함에도 불구하고, 주택 설계는 획일적 표준도면에 기반하는 경향이 크다. 향후에는 실거주자의 주거 선호(예: 거실-주방 연계 구조, 가변형 평면 등)를 반영한 설계 가이드라인을 마련하고, 지방자치단체 및 공공사업자는 분양설계 검토 시 이를 평가 요소로 반영할 필요가 있다. 특히 고령자, 1~2인 가구 증가 등 인구구조 변화에 따라 생애주기별 설계 유형개발과 실증평가가 동반되어야 한다.

공공임대주택은 공공성 중심의 공급으로 인해 그동안 주거환경의 질적 요소가 소외된 측면이 크다. 시장에서 명확한 선호가 존재하는 건축설계 미시지표가 공공주택 입주자 만족도 및 장기정착 가능성에도 영향을 줄 수 있으므로, 국토교통부의 공공주택 설계표준 개정 시, '시장 선호 기반' 설계 요소를 반영하여 최소기준을 넘는 '선택형 설계옵션' 가이드라

인을 마련(정책제안 1)할 필요가 있다. BTL 민간참여형 공공주택, 역세권 청년주택 등 특수목적 주택에서 시장에서 선호되는 건축설계 미시지표(예: 맞통풍 여부, 구조유형 등)의 도입을 유도하는 가점제 방식 설계심사기준을 개발(정책제안 2)할 필요가 있다. 행복주택, 영구임대 등 기존 공공임대 공급단지에도 '기본형-선택형' 설계패키지 제공 가능. 특히 2인 이하 가구를 위한 맞통풍형 평면, 3~4BAY 확보 전략(정책제안 3)을 제시할 수 있겠다. 또한, 건축설계 미시지표와 입주자 만족도, 재정착률, 주거안정성 간의 구조적 관계에 대한 후속 연구 기반을 마련하고, LH(한국토지주택공사), SH(서울도시공사) 등 공공기관의 설계기준을 다차원화(정책제안 4)할 필요가 있겠다.

둘째로 민간부문에서 시장친화적 고품질 설계 유도가 필요하다. 부동산 개발 단계에서의 가치공학(Value Engineering) 도입으로 건축가·개발업자가 설계 단계에서 각 지표의 지역별 가치 창출 가능성을 사전에 예측해 설계를 최적화할 수 있다. 예를 들어, 특정 지역에서는 맞통풍 구조보다 남향 배치가 더 높은 가격 상승 효과를 가지는 경우, 해당 요소를 우선 반영할 수 있다. 소비자 선호 기반의 차별화된 설계 전략 수립으로 실제 거래 데이터에 기반한 소비자 선호 정보를 설계 단계에 반영하여, 시장 수요와 직결된 고품질 설계를 구현할 수 있다. 민간 건설사의 설계 혁신을 유도하고, 금융 지원, 세제 혜택 등을 연계하여 민간이 자발적으로 시장친화적·혁신적 설계를 도입하도록 유도할 수 있다.

화장실 수, 전용면적 확대, 맞통풍 여부 등 설계 품질을 높이는 항목이 매매가격에 실질적으로 영향을 주는 것으로 확인된 만큼, 설계 프리미엄 반영 비율을 체계화할 필요가 있다. 현재는 감정평가나 분양가 심사에서 설계 품질이 주관적이고 정성적으로만 평가되고 있으나, 실증 결과를 기반으로 설계 성능별 분양가 반영 항목(예: 항목별 가점 또는 보정계

수)을 개발함으로써 가격의 공정성과 투명성을 높일 수 있다.

설계 고도화를 위한 유인책으로, 공공주택 설계 공모 시 프리미엄 설계요소(예: 채광, 통풍, 공간활용도, 유연한 가변형 구조 등)를 충족한 경우 용적률, 층수, 설계보수에 대한 인센티브를 제공하는 방안이 있다. 민간 부문에서도 고급 설계 요소를 갖춘 단지에 세제 혜택 또는 제도적 유인을 부여하여, 전체 시장의 설계 품질 향상을 유도할 수 있다.

민간 아파트 분양시장에서 건설사는 '차별화된 설계'를 브랜드 전략의 일환으로 활용하고 있으나, 정책적 지원이나 인센티브는 미흡한 편이다. 지방자치단체 차원에서 '설계 프리미엄 인증제'를 도입하여 일정수준 이상의 주거 쾌적성 설계를 반영한 민간 단지에 대해 용적률 인센티브, 인허가 절차 간소화 등의 혜택 부여(정책제안 5)가 가능하도록 할 필요가 있다. 또한, 서울특별시, 경기도 등에서는 '주거 설계 혁신 시범단지' 지정 후, 본 연구에서 도출된 건축설계 미시지표가 포함된 단지를 대상으로 모니터링, 가치평가, 정책화 연계(정책제안 6)를 시도할 수 있겠다.

셋째로 도시계획부문에서 도시정비사업 및 도시계획과의 연계로 재개발·재건축 사업에서 본 연구에서 제시한 지역별 고가치 건축설계 미시지표 요소를 반영하도록 의무화하면, 사업의 시장 경쟁력을 높일 수 있다. 도시계획 수립 시 실거래 데이터·건축설계 미시지표 연계 분석 체계 도입으로 도시계획 단계에서 GWR 모형 분석과 같은 공간계량기법을 활용하여 건축설계 미시지표의 지역별 경제적 효과를 반영한 데이터 기반 계획을 수립할 수 있다. 재건축·재개발사업은 법적 규제 중심의 면적·용적률 기준만으로 사업성을 평가하고 있으나, 본 연구 결과에 따르면 미세한 건축설계 미시지표가 단지 전체의 가치에 중대한 영향을 미친다. 도시정비사업 조합 설계안 평가 시, '공간효율성 및 쾌적성 점수' 항목을 신설하여 단순 면적 외에 질적 건축설계 미시지표

(예: 4BAY 비율, 전 세대 맞통풍 여부 등)를 평가(정책제안 7)하는 것이 필요하겠다. 국토교통부 ‘재건축 기준 가이드라인’ 개정 시, 건축설계 미시지표의 시장가치 분석 결과를 포함한 ‘프리미엄 요소 가이드’ 탑재(정책제안 8)가 필요하겠다.

제도적 측면으로 환경적 위험요인 개선을 위하여 맞통풍 여부의 확보는 주거 만족도를 높이는 데 중요한 요소로 작용하므로, 건축설계시 이를 고려해야 한다. 최근 기후위기 및 환경 건강 문제가 도시주거의 핵심 이슈로 부상함에 따라, 아파트 설계기준은 물리적 안전뿐 아니라, 기후탄력성 및 건강친화성을 고려한 방향으로 확장되어야 한다. 본 연구는 주로 가격 영향 요소에 초점을 맞추었지만, 향후 주거품질 전반을 평가하기 위해서는 환경적 위험요소 완화 방안이 반드시 병행되어야 한다.

최근 국토교통부는 공공주택 공급 정책의 질적 전환을 위해 ‘고품질 공공주택 설계기준’ 마련을 추진 중이다. 본 연구는 이러한 정책 흐름과 맞물려, 건축설계 미시지표가 시장에서 실질적인 가격 프리미엄으로 작동한다는 실증적 근거를 제공한다. 공공주택에서도 단순한 주거면적 확대보다는, 베이 수(Bay) 확보, 맞통풍 여부, 일조 및 조망권 확보 등 설계 품질 요소를 평가하고 반영하는 체계가 필요하다. 특히, ‘표준형 평면설계’에서 벗어나 수요자 맞춤형, 통풍·채광 중심의 다변화된 설계 기준이 요구된다. 국토교통부가 검토 중인 ‘건축설계 품질 연계형 용적률 완화’ 정책은 고품질 설계를 조건으로 법정 용적률 상향을 허용하는 제도이다. 본 연구는 건축설계 미시지표가 실거래 매매가격에 유의미한 영향을 준다는 실증적 결과를 통해, 이러한 정책의 타당성을 뒷받침하며, 향후 제도화 시 평면설계의 질을 객관적으로 평가할 수 있는 기준 마련이 필요함을 제안한다. 구체적으로는 베이 수(Bay), 향, 맞통풍 여부 등 개별 요소에 대한 가중치 기준을 설정하고, 종합 평가지수를 도출함으로써 설계 품질을 양적으로 환산

할 수 있는 제도적 장치가 요구된다.

민간 아파트 시장에서도 최근 ‘고급 평면’, ‘남향 4Bay’, ‘맞통풍 여부 적용 설계’ 등을 강조한 마케팅이 확산되고 있다. 이는 수요자들이 실질적으로 공간의 질을 중시하는 소비행태로 전환되고 있음을 나타낸다. 본 연구는 이러한 경향에 부응하여, 민간 건설사나 디벨로퍼가 고품질 설계를 적용할 경우, 분양가산정 기준에 설계 프리미엄 항목을 반영하거나, 인허가 과정에서 평가 가점으로 부여하는 등의 유인 방안을 제시할 수 있겠다.

경제적 측면으로 본 연구의 공간회귀모형을 기반으로 특정 건축설계 미시지표가 부여된 경우의 예상 가격을 산출함으로써, 수익성 예측 및 설계 전략 수립의 도구로 활용 가능하다. 예를 들어, 동일 면적 대비 화장실 수를 늘릴 경우 예상 프리미엄을 미리 계산하여 VE(Value Engineering)에 활용할 수 있다. 단일한 설계기준보다는 지역별 특성을 반영한 ‘지방 맞춤형 설계 가이드라인’ 수립도 가능하다. 예를 들어, 고층 아파트가 주를 이루는 도심지역에서는 맞통풍 여부나 향 요소가 더 높은 프리미엄을 형성할 수 있으며, 저층 중심 지역에서는 전용면적 구성과 조망이 더 중요하게 작용할 수 있다.

이상의 제안들은 단순히 개별적 정책 수단에 그치지 않고, 종합적으로는 양적 공급 중심의 주거정책에서 질적 주거정책으로의 전환을 의미한다. 건축설계 미시지표를 제도적으로 반영하고, 이를 통해 소비자의 효용을 보장하는 것은 단기적으로는 시장 왜곡을 줄이고 장기적으로는 지속 가능한 도시 주거환경을 구축하는 기반이 될 것이다.

5. 결론

본 연구는 서울 송파구 잠실 파크리오 아파트 단지를 대상으로 건축설계 미시지표가 실거래가격에 미치는 영향을 공간통계학적 관점에서 분석하고, 특

히 단지 내부에서 나타나는 공간적 이질성(Spatial Heterogeneity)을 정책적 제안으로 연결하고자 수행되었다. 기존 연구가 단지 외부 요소나 거시적 변수에 초점을 맞추고 횡단면 전역적 선형회귀분석(OLS 분석)의 수행으로 공간 구조의 존재를 충분히 고려하지 못한 해석적 한계를 극복하고, OLS, SEM, GWR을 순차적으로 적용하여 설계 지표의 공간적 작동 방식을 체계적으로 규명했다는 점에서 학술적·정책적 기여가 있다. 또한, 2023년부터 2025년까지 강남(송파지역) 부동산 정책은 송파구의 개발 및 투기 가능성과 정부의 규제 완화 기조 사이에서 규제 유지와 해제 건의가 계속해서 반복되는 양상을 보여 왔으며, 2025년 10.15 부동산 대책으로 서울 25개 전 자치구를 투기과열지구 및 조정대상지역으로 재지정하는 고강도 대책을 발표하였다(고하희, 2025). 이에 3개년의 공간모형 분석으로 정책방향 설정의 일반화에 한계가 있으므로, 추후 다중 규모 공간 모형(MGWR) 또는 권역별 지구/단지를 추가 분석하여 연구 결과의 일반화 가능성을 높일 필요가 있다.

5.1 주요 실증 결과 요약 및 모형 간 비교

전역적 선형회귀(OLS 모형) 분석 결과, 전용면적, 층수, 화장실 수 등 주요 건축설계 미시지표가 아파트 가격에 유의미한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 확인되었다($R^2=0.9174$). 그러나 OLS 잔차에 대한 Moran's I 검정 결과 0.0781($p=0.00030$)로 통계적으로 유의한 공간적 자기상관(Spatial Autocorrelation)이 확인되었다. 이는 동일 단지 내부의 동(棟) 단위에서도 위치, 배치, 조망 등 미세한 공간 구조가 매매가격 형성에 실질적인 영향을 미치고 있음을 의미한다. 이러한 공간적 자기상관을 보정하고 모형의 효율성을 검증하기 위해 공간 계량 모형인 SEM 모형을 적용하였다. 모형 적합도 비교 지표인 AIC(Akaike Information Criterion)는 OLS 모형에서 21,554, SEM 모형에서 21,552로 산출되었다. SEM 모형의 AIC 값이 OLS보

다 근소하게 낮아($\Delta=2$), 공간 오차구조(λ , 공간오차 계수)를 반영함으로써 모형 적합도가 소폭 향상되었음을 입증한다. 이는 단지 내부에서 발생하는 관찰되지 않은 공간적 오차나 이웃 효과가 매매가격 형성 과정에 미미하게 반영되고 있음을 시사한다.

5.2 GWR 모형의 AICc 해석 및 공간적 이질성 규명

본 연구의 핵심 목적인 공간적 이질성(Spatial Heterogeneity)을 포착하기 위해 GWR 모형을 추가 분석하였다. GWR 모형의 AICc는 25,465로 OLS 모형 및 SEM 모형의 AIC 값(약 21,500대) 대비 크게 증가하였다. AIC는 값이 낮을수록 우수한 모형으로 평가되지만, GWR 모형의 AICc (Corrected AIC)가 높게 산출된 현상은 다음 세가지의 학술적 맥락에서 해석되어야 한다. 첫째, 모수(Parameter) 수의 급증과 벌칙(Penalty) 부과이다. GWR 모형은 각 관측지점마다 독립적인 회귀 계수를 추정하는 국지적 모형(Local Model)이며, 전역 모형(Global Model)인 OLS 모형이나 SEM 모형과 비교할 때 유효 매개변수 수(Effective Degrees of Freedom)가 월등히 많아진다. AICc는 모형의 복잡도에 대해 강한 벌칙을 부과하므로, 모수 수가 과도하게 많은 GWR 모형에서는 AICc 값이 상대적으로 크게 증가하는 경향이 통계적으로 정상적이다. 둘째, 연구 대상 공간의 특성이다. 분석 단위가 '단지 대단지 내부의 동별 위치'로 제한되어 있으며, 이는 대도시 권역이나 행정구역 단위의 광역 분석에 비해 공간적 이질성이 구조적으로 크지 않은 미시 공간이다. 이러한 조건에서 GWR 모형은 지역별 계수를 미세하게 추정하며 과도하게 모형을 적합 시키는 경향(Overfitting Tendency)을 보일 수 있고, 이로 인해 AICc가 급상승하게 된다. 셋째, GWR 모형의 목적과 우수성 판단 기준이다. GWR 모형의 주된 목적은 전역 모형의 AIC 값을 최소화하는 것이 아니라, 전역 모형이 포착하지 못하는 건축설계 미시지표의 국지적 영향력 패턴(공간적 이질성)

을 시각적으로 규명하는 데 있다. 실제로 GWR 모형의 Quasi-R²는 0.931로 OLS 모형의 R²인 0.917보다 높게 나타나, 단지 내부의 미세한 위치 차이를 반영함으로써 보다 정교한 설명력을 확보했음을 입증한다. 따라서 본 연구는 AIC비교를 통해 SEM 모형이 OLS 모형보다 근소하게 우수한 전역 모형임을 확인하되, GWR 모형은 건축설계 미시지표의 공간적 변화 패턴 해석을 위한 핵심 도구로 활용하는 것이 타당하며, AICc의 절대값 비교는 모형 해석상 제약이 수반됨을 명확히 한다.

5.3 건축설계 미시지표의 공간적 이질성 분석 결과 및 정책적 시사점

GWR 모형 분석 결과, 전용면적, 층수, 지하철역과의 거리, 화장실 수, 구조유형 등 모든 건축설계 미시지표의 계수가 단지 내부에서 유의미하게 변화하는 공간적 비정상성(Spatial Non-stationarity)을 보였다. 전용면적(Net Area)은 단지 중앙부 블록 및 조망 확보가 유리한 지역에서 가격 탄력성이 가장 크게 나타나, 면적 가치가 단순히 크기에 비례하는 것이 아니라 배치 구조와 시너지를 이루는 지역적 특성을 갖는다. 층수(Floor)는 고층 배치가 집중된 북측 및 동측 블록에서 프리미엄 효과가 뚜렷하게 관찰되어, 수직적 공간 구조가 동일 단지 내부에서도 다르게 작동함을 보여준다. 지하철역과의 거리(Distance Subway)는 지하철역에 더 근접한 북측 외곽 블록에서 거리에 대한 민감도가 높았는데, 이는 대규모 단지일수록 보행 접근성이 국지적 변수로 강하게 작동함을 시사한다. 구조유형(Structure)은 판상형의 선호도가 높았으나, 남측 타워형 밀집 구역에서는 타워형의 조망·개방감 특성이 국지적 프리미엄을 형성하며 계수 효과가 증폭되는 현상이 확인되었다. 이러한 결과는 건축설계 미시지표의 효과가 단지 내부 공간 구조에 따라 '증폭되거나 완화'되는 국지적 작동 체계가 존재함을 명확히 나타내는 것이다.

5.4 공간 이질성 기반의 설계를 위한 정책적 제언

본 연구는 이러한 공간적 이질성 분석을 기반으로 다음과 같은 정책적 제언을 도출하였다. 첫째, 공간 이질성 기반의 단지 설계 기준 정교화이다. 현행 국토교통부의 표준 설계 지표 및 기준은 전국 공통 기준 또는 광역 단위의 평균값에 의존하고 있다. 그러나 실증 분석 결과, 동별 배치, 조망, 근접성 등에 따라 건축설계 미시지표의 효과가 크게 달라지는 점을 고려하여, 지역·단지 유형별 설계 가중치, 동별 배치 기준, 조망 확보 지수 등 건축설계 미시지표 기반의 세분화된 기준 체계를 마련할 필요가 있다. 특히 조망·채광과 같이 국지적 가치가 큰 건축설계 미시지표에 대한 정책적 인센티브를 차등 적용하는 방안을 고려해야 한다. 둘째, 공공·민간 사업계획 승인 단계에서의 GWR 모형 기반 평가 도입이다. 현행 사업계획 승인 과정은 대부분 전역 평균값으로 주거 성능을 평가하고 있으나, 본 연구에서 확인된 것처럼 국지적 가격 효과가 큰 건축설계 미시지표(층수, 화장실 수, 맞통풍 여부, 구조유형 등)는 GWR 기반의 공간 분석을 통해 지역별 최적화 설계를 유도함으로써 공공성 및 경제성을 동시에 강화할 수 있다. 셋째로, 가격 형성 불균형이 큰 동(棟) 단위에 대한 관리·감독 강화이다. GWR 모형 분석결과, 같은 단지 내에서도 특정 동은 구조·면적 프리미엄이 과도하게 높게 나타나는 '핫스팟(Hot Spot)' 현상이 관찰되었다. 이는 분양 및 재건축 과정에서 가격 왜곡이나 불균형 발생 가능성을 내포하므로, 정책적으로 동별 가격 검증 체계 또는 건축설계 미시지표 가중치 기준의 도입을 통해 주택 매매가격의 안정성과 공정성을 확보해야 한다.

참고문헌

1. 고하희(2025), "2025년 주택시장 전망", 「건설정책저널」, 56(3): 29~47.

2. 김근준·지규현(2019), “북한산 조망 경관이 아파트 실거래가격 차이에 미치는 영향”, 『부동산분석』, 5(2): 43~56.
3. 김수형(2023), “한강 조망 특화 단지의 한강조망물이 아파트 가격에 미치는 영향: 반포 아크로리버파크를 대상으로”, 박사학위논문, 한양대학교.
4. 김우곤(2024), “아파트 개방형 발코니의 경제적 가치에 관한 연구”, 박사학위논문, 동의대학교.
5. 김정희(2016), “공간통계기법을 이용한 서울시 아파트 실거래가 변인의 시공간적 이질성 분석”, 『대한공간정보학회지』, 24(4): 75~81.
6. 김진명(2024), “단독주택 가격결정요인에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로”, 박사학위논문, 광운대학교.
7. 김진희(2013), “우리나라 아파트 특성이 가격에 미치는 영향에 관한 연구: 헤도닉 모형과 분위회귀모형 비교분석을 중심으로”, 박사학위논문, 경기대학교.
8. 박영숙(2019), “주택하부시장 특성을 고려한 분양프리미엄 결정요인에 관한 연구: 부산광역시를 중심으로”, 박사학위논문, 영산대학교.
9. 박정아·김종진(2023), “동적패널모형을 활용한 코로나19 팬데믹 기간 아파트 가격 결정 요인 연구: 서울특별시 3000세대 이상 대규모 아파트 단지를 중심으로”, 『LHI Journal』, 14(1): 33~46.
10. 배종찬(2021), “거시경제와 부동산정책이 서울 아파트 가격에 미치는 영향 연구”, 『LHI Journal』, 12(4): 41~59.
11. 신재영(2009), “아파트 가격의 결정 모형에 관한 연구”, 박사학위논문, 동의대학교.
12. 윤덕봉(2009), “해안면 아파트가격 결정요인에 관한 연구: 헤도닉 모형을 이용한 마산시 사례”, 박사학위논문, 경남대학교.
13. 최민정·노승한·박종현(2025), “서비스면적이 아파트 가격에 미치는 영향 연구: 강남 3구와 2기 신도시의 2023년 국민주택 거래 사례를 중심으로”, 『부동산·도시연구』, 17(2): 87~117.
14. Anselin, L. and A. K. Bera (1998), “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics”, *Statistics Textbooks and Monographs*, 155: 237~290.
15. Fotheringham, A. S., C. Brunsdon and M. Charlton (2009), “Geographically Weighted Regression”, *The Sage Handbook of Spatial Analysis*, 1: 243~254.
16. LeSage, J. P. and R. K. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall/CRC.
17. Rosen, S. (1974), “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, 82(1): 34~55.
18. 국토교통부, “실거래가 공개시스템 매매 데이터(2023-2025)”, 2026.3.15 읽음. <http://rt.molit.go.kr>. Ministry of Land, Infrastructure and Transport (MOLIT), “Actual Transaction Price Disclosure System: Apartment Sale Data (2023-2025)”, Accessed March 15, 2026. <http://rt.molit.go.kr> (in Korean).

요 약

본 연구는 대규모 단지 아파트를 대상으로 건축설계 미시지표가 실거래가격에 미치는 영향을 분석하고, 그 공간적 이질성을 규명함으로써 주거정책 개선 방향을 제시하고자 하였다. 서울 송파구 잠실 파크리오 아파트의 2023~2025년 실거래가 633건을 활용하여 OLS, Moran's I, SEM, GWR 분석을 수행하였다. OLS 결과 전용면적, 층수, 화장실 수, 맞통풍 여부, 구조유형 등이 가격에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 지하철역과의 거리는 음(-)의 효과를 보였다. Moran's I 검증에서는 잔차의 공간자기상관이 유의하게 확인되었으나, SEM 모형은 공간오차항의 유의성이 낮아 설명력 개선이 제한적이었다. 반면, GWR 분석은 단지 내부에서도 건축설계 미시지표의 영향이 동·라인별로 상이하게 나타나는 공간적 비균질성을 효과적으로 포착하였으며, GWR 모형의 Quasi-R²는 0.931로, OLS 모형 대비 약 1.6%p 향상된 설명력 또한 가장 높게 나타났다. 이를 바탕으로 분양가 심사제 내 설계지표 보정계수 도입, 공공주택 설계기준 개편, 설계 품질 연계형 용적률 인센티브 도입, 세대별 설계지표 공개 의무화 등 정책대안을 제시하였다. 본 연구는 설계 품질 중심의 주거정책 전환을 위한 실증적 근거를 제공한다.

주제어: 아파트 가격, 건축설계 미시지표, 공간계량모형, GWR, 주거정책

기업형 민간임대주택 입주자의 주거이동 패턴과 이주거리에 미치는 영향 요인 분석

Analysis of Residential Mobility Patterns and Factors Affecting Relocation Distance of Corporate Private Rental Housing

지규현*

Kyuhyun Ji*

Abstract

This study aims to identify residential relocation patterns and determinants of migration distance for tenants in corporate private rental housing, using actual contract data from 18 projects (10,845 units). The dependent variable is the logarithm of the straight-line distance between the previous residence and the current project, computed from geocoded coordinates using the Haversine formula. Explanatory variables include demographic characteristics (age, gender), contract attributes (deposit, monthly rent, unit rent per area, rent level), and project characteristics (project size, regional dummies), estimated within a mixed-effects regression framework. The results show that 51.1% of moves occur within 5km, revealing a short-distance dominant pattern with clear distance decay, whereas long-distance moves over 30km account for 15.4%, especially in projects located in Seoul and major metropolitan cities. The mean migration distance among tenants aged 20 or below is 28.7 km, suggesting pronounced long distance relocation associated with education and employment opportunities. In the mixed effects model, age dummies for older cohorts are negative and statistically significant relative to the youth group, while unit monthly rent per area is positively and significantly associated with migration distance. This suggests that higher rent projects draw tenants from broader catchment areas. The full model R^2 is 0.2305, which is substantially higher than that of the fixed-effects-only specification, highlighting the importance of project level heterogeneity in explaining migration distance. This finding also suggests that corporate private rental housing operates as a housing platform that accommodates both local and wider area relocation demand.

Keywords: Corporate Private Rental Housing, Residential Relocation Patterns, Migration Distance, Distance Decay

1. 서론

한국 주택시장에서 임차가구는 전체가구의 약 40%를 차지하고 있다(국토교통부, 2023). 이들 임차가구 중 약 20%는 공공임대주택에 거주하며, 나

머지 80%는 민간(개인 또는 법인)이 제공하는 임대주택을 이용한다. 민간임대주택은 다시 등록임대(21.9%)와 비등록임대(78.1%)로 구분된다. 등록민간임대 중에서 법인이 소유하고 운영하는 유형을 지칭하는 기업형 민간임대주택은 주택을 분양하지 않

*한양사이버대학교 건축도시공학과 교수(goodjkh@hycu.ac.kr)

고 처음부터 임대를 목적으로 건설 및 운영되는 주거형태로, 일반적으로 분양을 목적으로 한 주택공급(Build-to-Sell)과 구분하여 건설임대(Build-to-Rent; BTR)이다. BTR은 장기적인 임대수익 확보를 목표로 한 ‘임대형 개발사업’으로, 사업자는 주택을 건설한 후 매각하지 않고 직접 또는 전문 임대운영회사를 통해 장기 임대를 수행한다. 이러한 구조는 입주자에게 장기 주거안정성과 주거서비스(커뮤니티, 편의시설 등)를 제공할 수 있는 이점을 가진다. 주요 수요층은 주거안정성과 유연성을 중시하는 도시 내 젊은 직장인이나 1~2인 가구이다.

기업형 민간임대주택과 관련하여 2015년 제정된 「민간임대주택에 관한 특별법」은 세제 혜택을 통해 임대사업자의 등록을 유도하였다. 그러나, 이후 세제 축소, 단·장기 임대 유형의 폐지, 그리고 급격한 규제 강화로 인해 신규 등록이 급감하고 있다. 서울 기준 법인 등록임대사업자는 2020년 1,776개에서 2023년 1,378개로 약 22% 감소하였으며, 전문성과 자본력을 갖춘 기업형 임대사업자의 이탈이 구조적으로 진행되고 있는 것이다. 이러한 현상은 장기 민간임대를 위한 제도적 기반의 약화와 직결된다. 특히, 매입 임대 사업자에 대한 대출규제(LTV 0%) 및 종합부동산세 합산배제 제외 조치는 임대사업의 수익성과 지속가능성을 크게 저하시킨 주요 요인이 되고 있다.

반면, 최근 한국의 주거시장에서는 구조적 변동이 심화되고 있다. 1~2인 가구의 증가와 전세제도의 한계로 인한 월세 중심의 시장 전환은 이미 예견된 흐름이었으며, 2022년에는 월세계약 비중이 전세를 추월하는 전환점이 나타났다. 서울을 비롯한 대도시의 높은 주택가격과 대출 규제 강화로 자가 보유가 어려워지면서, 다수의 가구가 장기 임차를 전제로 생애 계획을 수립하는 상황에 직면하고 있다. 이와 같이 전세 중심에서 월세 중심으로 이동하는 주거구조의 변화는 민간임대주택, 특히 기업형 임대주택의 역할을 재조명하게 만들고 있다.

기업형 민간임대주택에 대한 수요 연구는 심각한 공백 상태에 있다. 지난 10여 년간 기업형 민간임대가 지속 공급되어 왔음에도, 기존 연구는 분양주택이나 공공임대 중심으로 한정되어 있다. 기업형 민간임대는 장기 임대수익 기반 사업모델이므로, ‘누가’, ‘어디서’, ‘얼마나 멀리’ 입주하는지에 대한 입주자 주거이동 분석이 사업지 선정, 주택규모 결정, 공실 위험 평가의 핵심이다. 수요 예측 실패는 장기 공실과 수익률 악화로 직결되며, 이러한 분석에는 입주자 이전주소지 등 민감 데이터 확보의 실무적 제약이 연구의 걸림돌로 작용해왔다.

이에 본 연구는 기업형 민간임대주택 입주자의 실제 계약기반 주거이동 데이터를 활용하여, 기존 설문·청약자 중심 연구의 한계를 극복하고자 한다. 본 연구에서는 기업형 민간임대 사업장의 실제 입주 계약 데이터를 활용하여, 입주자의 주거이동 패턴과 이주 거리에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석한다. 구체적으로 기업형 민간임대주택 입주자의 ‘주거이동의 공간적 패턴’을 측정하고, 연령·성별(인구학적 특성), 보증금·월세·전용면적(계약 속성), 사업장 규모·지역·주택유형 등이 이주거리 결정에 미친 영향력을 계량화한다. 이를 통해 민간임대주택 공급정책 및 사업화 전략 수립에 직접 활용 가능한 시사점을 제공하여, 월세 중심 주거시장에서 기업형 민간임대주택 사업의 지속가능성을 제고하는 데 기여하고자 한다.

본 연구의 공간적 범위는 수도권 및 일부 광역시의 18개 기업형 민간임대주택 단지로 한정하였다. 분석 대상 단지는 수도권 외곽과 서울 도심·역세권, 광주·대구·평택·당진 등 광역권 주요 거점을 포함하여 선정하였다. 시간적 범위는 각 사업장의 임대관리 개시 이후부터 2025년 3월까지 체결된 최초 입주 계약으로 설정하였다. 이에 따라 해당 기간 동안의 계약 시점 기준 이전 주소지를 활용하여 주거이동 거리와 수요권을 측정하였다. 마지막으로 내용적 범위는 기업형 민간임대주택 입주자의 “이전 거주지

에서 현 거주 단지까지”의 이동에 초점을 두었다. 구체적으로 (1) 이동거리 분포와 방향성에 기반한 주거이동의 공간적 패턴, (2) 연령·성별 등 인구학적 특성과 보증금·월세·단위면적당 임대료, 단지 규모·지역 등 계약·단지 특성이 이주거리에 미치는 영향, (3) 사업장의 이질성이 이동거리 설명력에 기여하는 정도를 분석 대상으로 한정하였다.

2. 선행연구 검토

2.1 민간임대주택 개요

민간임대주택은 임대를 목적으로 제공되는 주택으로서, 공공사업자가 아닌 ‘임대사업자’가 법률에 따라 관할 시장·군수·구청장에게 등록된 주택을 의미한다. 임대사업자는 1호 이상의 민간임대주택을

취득하여 임대사업을 목적으로 등록한 자를 지칭하며, 토지 임차 건설주택 및 오피스텔 등 준주택, 그리고 일부만 임대하는 일반주택까지 등록 대상에 포함된다. 중요한 것은 민간 소유라는 형식적 요건을 넘어 관할 지자체에 등록 완료된 주택만이 법적 보호 및 규제를 동시에 받을 수 있다는 점으로, 이는 ‘등록임대주택’과 ‘미등록임대주택’을 구분하는 핵심 기준이다.

임대사업자 통계에서 2023년 말 기준 개인 임대사업자는 약 26.2만 명, 법인은 5,515개로, 2020년 대비 감소세를 보이고 있다. 특히 기업형 임대사업자가 포함된 법인 등록임대사업자수는 임차수요가 높은 서울의 경우 2020년 1,776개에서 2023년 1,378개로 398개 감소하여 약 22%의 급격한 감소율을 나타냈다. 서울의 법인 임대사업자 감소는 전국 추이와 맥락을 같이 한다. 2020년 대비 3년간 전국 개인

Table 1. Trends in Registered Rental Business Operators

	Number of Individual Landlords					Number of Corporate Landlords				
	2020	2021	2022	2023	'23-20	2020	2021	2022	2023	'23-20
Seoul	140,000	129,570	113,494	104,461	-35,539	1,776	1,555	1,409	1,378	-398
Incheon	19,817	17,664	15,204	12,685	-7,132	198	171	192	208	10
Gyeonggi	126,947	115,040	96,199	84,208	-42,739	1,341	1,333	1,371	1,396	55
Busan	20,669	18,390	15,300	13,576	-7,093	542	551	590	636	94
Daegu	9,101	7,456	5,928	5,327	-3,774	134	118	115	119	-15
Gwangju	6,139	5,302	4,592	4,192	-1,947	585	415	425	401	-184
Daejeon	6,536	6,007	4,834	4,227	-2,309	131	127	130	130	-1
Ulsan	4,757	3,777	2,935	2,157	-2,600	57	63	65	70	13
Sejong	2,807	3,041	2,756	2,453	-354	34	24	29	29	-5
Gangwon	6,002	5,546	4,627	4,060	-1,942	91	94	94	87	-4
Chungbuk	4,505	3,833	3,035	2,640	-1,865	96	81	91	97	1
Chungnam	7,214	6,324	5,171	4,593	-2,621	162	153	166	169	7
Jeonbuk	4,619	4,231	3,592	3,310	-1,309	132	120	131	135	3
Jeonnam	4,973	4,557	3,931	3,601	-1,372	239	192	212	217	-22
Gyeongbuk	5,991	4,688	3,776	3,262	-2,729	150	114	125	128	-22
Gyeongnam	8,981	7,130	5,326	4,492	-4,489	190	152	156	159	-31
Jeju	3,850	3,474	3,081	2,742	-1,108	130	111	144	156	26
Nationwide	382,908	346,030	293,781	261,986	-120,922	5,988	5,374	5,445	5,515	-473

Source: Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2025.2.1) (In Korean)

임대사업자는 약 31.6%의 감소율을 보였으며, 법인 임대사업자는 약 7.9% 감소했다. 이러한 추이를 지역별로 상세히 살펴보면 Table 1과 같다.

등록민간임대주택을 유형별로는 아파트가 30%의 비중을 차지하나, 장기일반민간임대는 14.7%에 불과하다(Table 2). 반면, 다세대, 연립, 도시형생활주택 등 월세시장이 상대적으로 발달된 비아파트 유형에서의 공급비중이 높다. 특히 기금 출·용자 지원으로 공급된 공공지원민간임대주택은 아파트 비중이 80.1%로 높게 나타나, 안정적인 임대료 수입에 기초한 장기 운영보다는 의무임대기간 종료 후 분양전환을 통해 사업수익을 확보하는 방식임을 시사한다.

2.2 민간임대주택 법제도의 변화과정

2015년 이전 「임대주택법」에서 민간임대주택의 등록유형이 복잡하고 법령 적용에 혼선이 발생함에 따라, 2015년 「민간임대주택에 관한 특별법」이 제정되었다. 본 법은 민간임대주택의 건설, 공급 및 관리, 그리고 민간 주택임대사업자 육성에 관한 사항을 규정함으로써 민간임대주택의 공급 촉진을 목적으로 한다. 민간임대주택은 「민간임대주택에 관한 특별법」의 적용을 받으며, 건설형과 매입형으로 구분된다. 민간임대주택 정책의 변화를 시간의 흐름과 주요 사항을 중심으로 정리하면 Fig. 1과 같다.

민간임대주택 정책은 크게 초기 육성기, 개편 및

Table 2. Housing Types and Rental Categories Status

Housing Type	Public-Supported	Long-Term General	Short-Term Private	Semi-Public	Total
Single-Family / Multi-Unit House	896	156,360	272	3,446	184,434
Multi-Family / Row House	5,478	203,405	3,646	4,117	253,199
Semi-House (Urban- Lifestyle Housing)	10,935	185,209	2,831	8,085	242,874
Apartment	69,619 (80.10%)	93,714 (14.70%)	83,140 (92.50%)	5,455 (25.80%)	291,503 (30.00%)
Total	86,928	638,688	89,889	21,103	972,010

Source: Public Data Portal, "MOLIT_Registered Rental Housing Data" (2024.10.15) (In Korean)

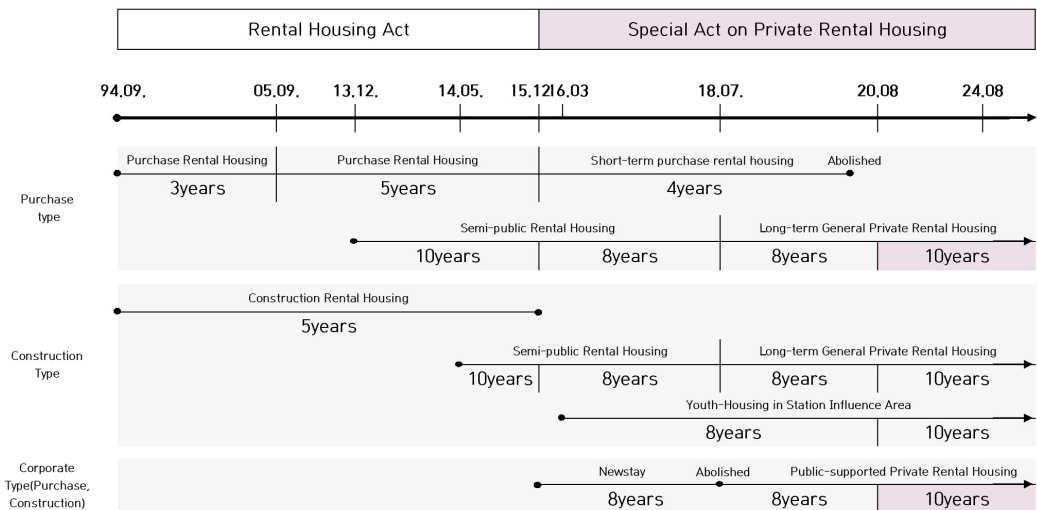


Fig. 1. Summary of Private Rental Housing Legal System Changes

공공성 강화기, 규제강화기로 요약할 수 있다. 초기 육성기(2015~2018)에는 2015년 「민간임대특별법」 제정과 함께 ‘뉴스테이’ 정책으로 기업형 임대주택을 출범시켰다. 이 시기 기업과 리츠를 중심으로 대단지 형식의 기업형 임대주택이 공급되었으며, 저리의 기금과 택지 할인 지원이 제공되었다. 다만 초기부터 준공공임대는 임대료 5% 상한제라는 공공성 규제를 받았다. 개편 및 공공성 강화기(2018~2020)에는 2018년 9월 대책에서 단기임대에 대한 세제 혜택이 축소되고, 준공공임대는 ‘장기일반민간임대’로 명칭이 변경되었다. 2019년 2월부터는 임차인 변경 시에도 임대료 5% 상한이 적용되어 공공성이 강화되었다. 공공지원민간임대주택은 시세 85~95% 제한, 20% 특별공급 의무, 위반 시 3천만 원의 과태료가 부과되는 규제를 받게 되었다.

규제강화기(2020.8. 이후)는 가장 큰 변곡점이다. 2020년 8월 신규 단기임대 등록이 전면 폐지되었으며, 장기일반민간임대의 의무임대기간이 8년에서 10년으로 확대되었다. 특히 장기일반민간임대 아파트 등록이 금지되고, 공시가격 현실화로 인한 보유 부담이 급증했다. 이는 민간임대의 경제성을 크게 저하시킨 결정적 계기가 되었다.

2.3 주거이동 패턴 관련 연구

주거이동 관련 다수의 연구들은 가구의 특성에 초점을 맞춘 연구들로서 가구 생애주기 단계별 주거이동 패턴에 대한 실증분석들이 주로 수행되어 왔다. 주거이동은 가구수, 사회·경제적 요인, 교육환경 요인, 주택시장 요인, 교통 요인, 문화 및 의료시설 등 어머니 요인에 영향을 받는다(이재수·원재웅, 2017). 이창효(2020)는 가중선형방향성평균을 활용하여 고령층의 주거이동 방향성 차이는 감소하고, 청년 및 사회초년생, 신혼부부의 방향성은 증가하는 등 주거이동 방향성에 유의미한 차이가 있음을 실증분석하였다. 연령대별 주거이동의 차이가 존재하는

데, 특히, 20·30대는 학업, 직장 영향 및 독립세대 분화로 이동량이 많고, 이동거리와 가구수는 주거이동에 큰 영향을 미치는 요인이다(조강현 외, 2021). 한편, 소득이 높고 젊은 가구일수록 주거면적 상향의 확률이 낮더라도 서울 외곽지역에서 서울로 이동하는 경향이 있으며(정수영, 2021), 가구주 연령이 어릴수록 장거리 이동하는 경향이 강하다(박환수·이재수, 2023).

기업형 민간임대주택 관련 연구들도 꾸준히 진행되고 있는데, 초기 주요 논의는 수익성 중심의 사업성 검토에 집중되어 있다. 손태성(2016)는 건설형 임대사업자의 경우 임대료 상승 및 향후 분양 가능성을 고려한 수익성 확보가 핵심 고려사항이며, 매입형 임대사업자의 경우에는 수요의 안정성과 보증보험, 세제 지원과 같은 제도적 안정성 확보가 중요한 판단 기준임을 제시하였다. 성주한 외(2017)의 연구는 기업형 민간임대주택(뉴스테이)에 대한 입주 의향에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하였다. 연구 결과, 임대료 수준, 추가 지불의향, 브랜드 호감도 등이 주요 요인으로 나타났으며, 특정 지역 거주자 집단에서 입주 의향이 상대적으로 높게 나타났다. 이에 따라, 경제적 경쟁력 확보, 브랜드 이미지 강화, 지역 맞춤형 정책 전략 수립이 정책적 시사점으로 제시되었다. 김용순 외(2017)는 뉴스테이 공급촉진지구 중 하나인 화성시 사례를 분석하여, 교통 접근성, 직주근접성, 교육 및 복지시설과의 연계가 입주수요에 긍정적인 영향을 미친다는 예측모형 결과를 도출하였다. 이경애 외(2020)는 공공지원민간임대주택 공급촉진지구 후보지를 대상으로 AHP 분석을 실시하였고, 입주의사율 및 지불능력을 반영한 유효 수요층을 도출하였다. 분석 결과, 교통 접근성과 관련된 요인-전철역, 기차역, 터미널, 초등학교, 도심 및 산업단지와의 거리가 높은 중요도를 가지는 것으로 나타났다.

이동거리 및 주택 수요권과 관련된 연구에서는 다

양한 공간적·인구학적 요인들이 이주 결정에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전유신(2009)은 분양주택 청약자의 주소지를 활용하여 주택사업장으로서의 이주거리 결정요인을 분석하였으며, 김남주(2011)는 분양주 진건 보금자리주택지구 사전예약 자료를 활용하여 공간적 거리 및 시간적 거리가 이주결정에 미치는 영향을 분석하였다. 최기현 외(2012)는 39개 사업지 청약자를 대상으로, 경기변동 상황에 따른 수요권역의 범위를 예측하고 그 영향 요인을 분석하였다. 김종립 외(2015)는 수도권 택지개발사업지구 세 곳의 청약자 주소지를 활용하여 수요권을 추정하고, 부동산 경기, 주택 규모, 연령 등이 수요권역의 변화에 미치는 영향을 분석하였다. 공공임대주택의 공급유형별 전입 거리 차이를 측정한 송영선 외(2019)의 연구는, 영구임대주택의 평균 전입거리가 3.9km로 가장 짧고, 10년 공공임대는 평균 13.5km에 달하는 광역수요권을 형성하고 있음을 보여주었다. 이는 공공임대주택의 유형에 따라 입주자들의 주거 이동 범위가 다르게 나타날 수 있음을 시사한다.

이재규·김호철(2024)은 기업형 민간임대주택에 대한 직접적인 분석은 아니지만, 민간임대주택 거주자가 공공임대주택 거주자에 비해 상대적으로 높은 주거 이동 의향을 보인다는 결과를 제시하였다. 소득은 양 집단 모두에서 주거 이동 의향에 유의한 영향을 미치지 않았으며, 자산 규모가 증가할수록 이동 의향이 높아지는 경향이 나타났다. 흥미로운 점은 민간임대주택의 경우 주거불안감이 낮을수록 주거이동 의향이 증가한 반면, 공공임대주택의 경우 주거불안감이 낮을수록 주거이동 의향은 감소하는 상반된 양상을 보였다는 것이다.

이대월·최열(2022)는 부산시를 사례로 하여, 소득수준, 가구 구성, 기존 거주지 특성과 같은 사회경제적 요인이 이주거리 길이에 유의한 영향을 미친다고 보고하였다. Yi and Kim(2018)의 서울 수도권 가

구를 대상으로 한 이사거리 분석에서는, 주거환경 개선을 목적으로 한 이사는 단거리 이동 경향을 보였으며, 직장 및 교육과 관련된 이사는 장거리 이동 경향이 나타났다. 또한, 60세 이상 가구주 및 남성 가구주는 장거리 이동 성향을, 60세 미만 가구주 및 학령기 자녀가 있는 다인가구는 단거리 이동 성향을 보였다. 출발지의 신축건물 비율은 단거리 이동을, 도착지의 신축 비율은 장거리 이동을 유도하는 경향이 있다는 분석도 함께 제시되었다. 국외 연구인 Schimohr et al.(2024)은 독일 패널조사 데이터를 활용하여 자동차 보유 여부, 소득, 가족구성 변화가 이주거리에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 직장 이동과 기존 주택에 대한 불만족이 이주거리 증가의 주요 원인으로 작용하고 있었다.

이현정·남상준(2024)은 2020년 주거실태조사 자료를 활용하여 비수도권 지역에서 독립 거주 중인 미혼 청년(19~34세) 월세가구의 주거비 부담과 거주환경 특성을 분석하였다. 그 결과, 대다수 가구가 슈바베지수·소득대비주거비 등 지표에서 주거비 과부담 상태에 놓여 있으며 약 4분의 1은 중증 임대료 부담 상태에 해당한다고 보고하였다. 또한 대부분 30m² 이하의 원룸형 비아파트 주택에 2년 미만 단기 거주하고, 사회서비스·주거복지서비스 의존도가 매우 낮은 가운데, 생활환경과 편의시설 요소가 주거환경 평가에 핵심적인 영향을 미친다고 지적한다. 이는 본 연구에서 관찰되는 기업형 민간임대주택 내 20대 이하 입주자의 장거리 주거이동이 단순한 교육·취업 목적의 공간 이동을 넘어, 높은 월세부담과 주거환경에 대한 기대·선호가 결합된 선택 행위일 가능성을 시사한다.

국내 거주이동 거리 특성을 구체적으로 제시한 김태현(2008)의 연구에서는 서울시 거주 가구의 평균 이주 거리가 1.2km에 불과하였으며, 대다수 가구가 동일 행정동 내에서 이동하는 경향을 보였다. 또한, 2인 이하의 소형 가구가 대형 가구보다 상대적으로

더 멀리 이동하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 연령대별 이동 특성은 Dieleman(2001)의 연구와 유사하게, 20-35세 연령층의 이동률이 가장 높은 것으로 분석되었다. 김진유·지규현(2007)은 수도권 저소득층 가구가 주로 서울 인근 도시로 이동하는 경향이 있으며, 비도시 지역보다는 도심지에 대한 선호가 더 높음을 밝혔다. 또한, 주거이동 결정요인의 시간적 변화에 대해 분석한 최열·김형준(2012)의 연구는 1999년에는 가구주의 연령, 소득, 거주기간, 자가 여부가 주요 결정요인으로 작용하였으나, 2008년에는 경제적·문화적 요인이 이주 결정에 더 큰 영향을 미치는 것으로 변화하였음을 보여주었다.

이상의 선행연구들은 입지 요인, 사회경제적 특성, 주택유형, 생애주기 등이 주거이동 거리와 수요권 형성에 복합적으로 작용함을 보여준다. 그러나 분석 대상은 분양주택 청약자나 공공임대, 일반 민간임대에 한정되어 있으며, 기업형 민간임대주택을 대상으로 실제 입주 계약자료와 이전 주소지를 이용해 이주거리 분포와 수요권을 직접 계량 분석한 연구는 거의 존재하지 않는다. 또한 기업형 민간임대 관련 기존 연구는 사업성, 입주의향, 입지 평가에 초점이 맞춰져 있어, 연령·성별·임대료 수준 등이 이주거리와 수요 범위에 어떤 영향을 미치는지에 대한 실증 근거는 부족한 상황이다. 이에 본 연구는 기업형 민간임대주택 입주자의 이전 거주지-현 거주 단지를 연결하는 실제 이동거리를 종속변수로 설정하고, 혼합효과 회귀모형을 통해 개인·계약·사업장 수준 요인이 수요권의 공간적 범위에 미치는 영향을 분석함으로써 이러한 연구 공백을 보완하고자 한다.

3. 모형 설정

3.1 이동거리 모형과 혼합효과 회귀모형

주거이동은 전통적으로 공간 상호작용 모형의 관점에서, 거리가 증가할수록 상호작용 강도가 감소하

는 거리감쇠(distance decay) 함수로 설명되어 왔다 (Fotheringham and O'Kelly, 1989; Taylor, 1975). 일반형 공간 상호작용 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$T_{ij} = k \cdot O_i \cdot D_j \cdot f(d_{ij})$$

여기서 T_{ij} 는 지역 i에서 j로의 이동량, O_i 와 D_j 는 각각 발생·흡수 잠재력, $f(d_{ij})$ 는 이동거리(d_{ij})에 따른 거리 감쇠 함수이다. $f(d_{ij})$ 는 지수형 또는 거듭제곱형 등으로 설정되며, 일반적으로 d_{ij} 가 증가할수록 T_{ij} 가 감소하는 음의 관계가 가정된다.

본 연구는 집합적인 OD(origin-destination) 흐름을 직접 추정하기보다는 기업형 민간임대주택 단지(j)에 입주한 개별 가구(i)의 이동거리에 초점을 둔다. 거리감쇠 이론에 따르면, 이동거리 분포는 오른쪽 꼬리가 긴 비대칭 형태를 보이며, 로그 변환을 통해 선형화할 수 있다. 이에 따라, 본 연구에서도 로그선형 거리함수를 기본 구조로 채택한다. 공간 상호작용 모형에서 D_j 는 흡수지(j)의 매력도를 나타내며, 직주근접성, 교통, 서비스, 브랜드 등 복합적인 요인의 함수이다. 기업형 민간임대주택의 경우 동일한 임대료 수준이라도 단지별 입지·상품기획·브랜드 전략에 따라 광역 수요권의 범위가 상이하게 나타난다. 이러한 단지별 매력도의 이질성을 확률항 u_j 로 처리하여, 사업장마다 평균 이동거리가 체계적으로 다를 수 있음을 전제하는 혼합효과 모형을 채택한다.

본 연구의 관측치는 입주자-사업장 이중 구조를 가지며, 동일 사업장 내 입주자들은 교통·생활편의 시설·교육·직장 접근성, 단지 규모·주택유형·커뮤니티 시설, 임대관리회사·서비스 수준 등을 공유하므로 상호 독립이라고 보기 어렵다. 이러한 군집 구조를 무시하고 단순 OLS를 적용할 경우 표준오차과소추정, 유의성 검정 왜곡, 계수 신뢰구간 축소 등의 문제가 발생할 수 있다. 이에 입주자 개인 특성(연령,

성별)과 계약·단지 특성(사업장 규모, 보증금, 임대료, 임대료 수준, 단위면적당 보증금·월임대료 등)에 대해서는 공통 계수 β 를 추정하는 고정효과로 처리하고, 사업장별 평균 이주거리 수준의 차이는 사업장 절편 u_j 를 랜덤효과(random intercept)로 설정하였다.

혼합효과 회귀모형의 기본 구조는 다음과 같다. 종속변수 y_{ij} 는 입주자 i 가 속한 사업장 j 에 대해 이전 주택으로부터 해당 민간임대주택 사업장까지의 이동거리로 정의하고, 분포의 비대칭성과 오른쪽 꼬리를 고려하여 이동거리의 로그 변환 $\ln y_{ij}$ 를 사용하였다. 전세 입주자는 제외하고 보증부 월세 계약 건만을 대상으로, 전형적인 월세 계약 하에서의 이동거리 결정요인을 추정하였다. 이를 통해 전체 표본에 공통적인 거리감쇠 관계(고정효과)와 사업장 수준 이질성(랜덤효과)을 동시에 반영하는 보다 신뢰도 높은 계수 추정을 도모하였다.

$$\ln y_{ij} = \beta_0 + \beta x_{ij} + \mu_j + \epsilon_{ij}$$

x_{ij} : age(연령), gender(성별), proj_size(사업장 규모), Deposit_area(단위면적당 보증금), Rent_area(단위면적당 월임대료)

μ_j : 사업장 j 에 고유한 랜덤 절편(random intercept)

ϵ_{ij} : 개별 관측치 오차항

3.2 자료 및 기초 현황

주거이동의 공간적 패턴을 확인하기 위해 지에치 파트너즈의 민간임대주택 운영 및 관리 자료를 사용한다.1) 본 자료는 2025년 3월 기준으로 40개의 임대주택 사업장 중에서 18개 사업장(주거용 관리세대수 10,845호)의 입주자의 계약당시 거주주소지를

보유하고 있다. 그 외 사업장과 관련한 주요 정보는 소유구조(법인, 공공기관, 펀드, 리츠, 국유재산 등)와 AMC, 건설사, 자산유형(공동주택, 오피스텔, 도시형생활주택 등), 세대평형, 관리세대수, 임대관리 개시일, 임대주택 사업장 주소 등이 있다. 임대주택 사업장의 동호를 기준으로 입주한 입주자의 계약당시 연령, 남녀 구분, 보증금 및 임대료(전세보증금), 최초 입주 당시 이전 주소에 대한 정보를 포함하고 있다. 동일 사업장을 기준으로 재계약한 입주자의 정보가 포함되어 있어, 이전 거주지에서의 이동거리를 확인하기 위해 최초 입주자료만을 추출하여 분석하도록 한다.

주거 이동 자료는 기본적으로 ‘거리’와 ‘방향’이라는 두 가지 요소를 가지고 있다. 이 두 가지 요소는 기업형 민간임대주택 사업지의 가구이동 패턴을 설명하는데 중요한 기준이 될 수 있다. 사업지(j)의 주소와 입주자(i)의 계약당시 주소를 이용하여 좌표값(지오코딩)을 구한 후, 이동거리(d)와 이동방향(θ)을 계산하였다(Fig. 2).

θ 는 X축(동쪽)을 기준으로 반시계 방향으로 측정되며, 이는 이동 가구의 이전 거주지가 어느 방향에

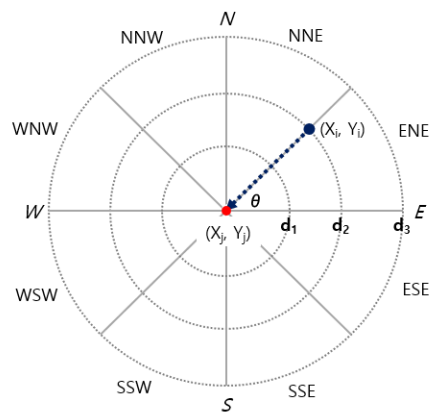


Fig. 2. Orientation-Distance Relationship

1) 다만 자료의 수집 경로, 특정 운영사·사업장에 국한된 표본 구성, 수도권·광역시 편중 등의 대표성 한계와 잠재적 편향 가능성이 있을 수 있다.

위치하는지를 확인할 수 있다.²⁾

$$d = \sqrt{(X_j - X_i)^2 + (Y_j - Y_i)^2},$$

$$\theta = \arctan2(X_j - X_i, Y_j - Y_i)$$

분석대상 민간임대주택 사업지의 방향별 빈도수와 비중은 개별 사업지의 위치에 따라 차이를 가진다. 평균적으로는 동쪽에서의 이동이 31.6%로 가장 높고, 북쪽에서의 이동이 19.3%로 가장 낮다(Fig. 3). 이동거리는 5km 이내가 51.1%로 가장 높고, 30km 초과 비중이 15.4%로 높다. 이동지역의 면적을 기준으로 보면, 5km 이내가 해당 이동 지역 단위면적당 429.5명으로 높으며, 5km 이내에서 동쪽 방향에서의 이동이 183.5명으로 높다(Table 3).³⁾

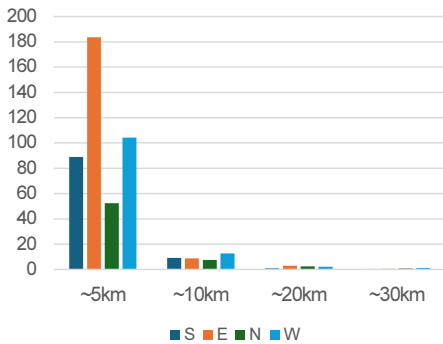


Fig. 3. Frequency Density by Direction per Unit Area

Table 3. Frequency and Share by Direction and Distance Range

	~5 km		~10 km		~20 km		~30 km		30 km~	
S	1,746	10.6%	537	3.3%	246	1.5%	208	1.3%	898	5.5%
E	3,599	21.9%	517	3.1%	680	4.1%	247	1.5%	152	0.9%
N	1,028	6.2%	447	2.7%	568	3.4%	340	2.1%	795	4.8%
W	2,045	12.4%	755	4.6%	546	3.3%	423	2.6%	687	4.2%
Total	8,418	51.1%	2,256	13.7%	2,040	12.4%	1,218	7.4%	2,532	15.4%

2) arctan2는 사분면을 고려한 arctan 함수로 두 지점간이 상대적으로 어느 위치에 있는지를 나타낸다.

3) 이동 방향 단위면적당 빈도수는 각 부채꼴의 넓이($1/4\pi(d_3^2 - d_2^2)$) 대비 빈도수로 계산하였으면, 각 부채꼴의 넓이는 5km 이내는 19.6km², 10km 이내는 58.9km², 20km 이내 235.6km², 30km 이내는 392.7km²이다.

4. 실증분석

4.1 이동거리 산정 방법 및 분포 특성

입주자의 주거이동 거리는 현재 거주 중인 민간임대주택 사업장 주소와 계약 당시 이전 거주지 주소를 기준으로 산정하였다. 두 지점의 주소를 Google Maps API를 이용해 위도·경도 좌표(X, Y)로 변환한 후, 구면좌표계에서의 직선거리를 근사하는 Haversine 공식을 활용하여 이동거리를 계산하였다. 사업장별 이동거리는 상당한 이질성을 보인다. 사업장 단위 중위값 기준 이동거리는 약 4km에서 17km 사이에 분포하고, 평균값 기준으로는 10km에서 최대 47km 까지 나타난다(Table 4). 평균이 중위값보다 크게 나타나는 사업장이 다수 존재한다는 점에서, 이동거리 분포는 오른쪽 꼬리가 긴 비대칭 분포를 가지는 것으로 해석할 수 있다. 입주자의 80%가 몇 km 이내에서 이주하는지를 나타내는 80% 분위 기준으로 보면, 사업장 간 차이가 더욱 뚜렷하다.

4.2 입주자 특성별 이동거리와 임대조건

입주자의 이전 주소지에서 사업장까지의 이동거리를 사업장 위치, 연령, 성별에 따라 집계한 결과는 다음과 같다. 지역별로는 광역시와 서울 사업장의 평균 이동거리가 각각 30.3km, 29.7km로 가장 높았고, 경기도는 17.6km로 가장 낮은 평균 이동거리를

Table 4. Descriptive Statistics of Travel Distances for Residents by Project Site

Proj_No	Project Site	Count	80 pct (km)	Distance (km)			
				Median	Mean	Min.	Max.
1	Gimpo Hangang ○○○	3272	22.2	5.5	17.7	0.2	491.4
2	Hwaseong Gisan ○○○	1413	11.1	3.9	15.8	0.2	302.6
3	Sindang ○○○	1163	14.5	4.9	22.4	0.1	481.9
5	Gwangju Hyocheon ○○○	168	10.0	5.1	15.3	0.1	293.4
6	Daegu National Industrial Complex ○○○	353	29.3	5.4	21.4	0.2	250.0
8	Daegu Innovation City ○○○	665	12.5	4.9	11.9	0.2	284.2
12	Pyeongtaek Station ○○○	1295	25.3	4.9	18.4	0.1	411.0
13	Yangwon Station ○○○	368	20.6	8.8	14.5	0.3	272.0
18	Goyang Samsung ○○○	513	18.4	9.7	18.0	0.7	488.4
19	○○○ Changdong	818	31.3	10.5	40.0	0.1	468.4
22	Dangjin Daedeok Sucheon Jung ○○○	186	21.4	3.3	22.9	0.7	374.2
25	Creative Innovation ○○○	126	22.5	16.2	24.3	0.2	462.8

Table 5. Resident Travel Distances by Site Location, Age, and Gender (km)

Variables	Count	Median_d_km	Mean_d_km	Min_d_km	Max_d_km
Age_group					
≤20s	2,023	7.3	28.7	0.1	488.0
30s	3,926	5.9	17.4	0.1	462.8
40s	2,182	4.4	15.9	0.1	491.4
50s	1,368	5.2	17.1	0.1	488.4
≥60s	841	7.1	21.7	0.1	489.9
Gender					
Male	5,561	5.9	19.0	0.1	491.4
Female	4,779	5.5	20.4	0.1	489.9

보였다. 중위값 기준으로는 기타 지역이 3.0km로 가장 짧고, 광역시가 7.7km로 가장 길었다. 이는 광역시·서울 입지 사업장이 보다 넓은 광역권에서 입주자를 흡수한다는 점을 시사한다. 연령대별로는 20대 이하의 평균 이동거리 28.7km, 중위값 7.3km, 30대 평균 17.4km, 40대 15.9km, 50대 17.1km, 60대 이상 21.7km로 나타났다(Table 5).

특히 10대를 별도로 분류한 분석에서는 평균 88.77km, 중위값 22.32km로 장거리 이동 비중이 매우 높아, 대학 진학 등으로 인한 교육수요 기반의 장거리 이

주가 두드러짐을 보여준다. 10대를 제외한 전 연령대에서는 중위값 기준으로 모두 10km 이내 이동이 이루어졌다. 성별로는 남성의 평균 이동거리가 19.0km, 여성은 20.4km로 여성이 소폭 길지만, 중위값은 각각 5.9km, 5.5km로 거의 동일하게 나타났다.

4.3 전·월세 구조와 임대료 수준

분석자료에서 전세로 입주한 비율은 7.7%에 불과하며, 대다수는 보증부 월세 형태로 입주한 것으로 나타났다. 전세입주 가구의 보증금 규모는 평균

Table 6. Descriptive Statistics of Deposit and Monthly Rent by Age Group (KRW 10,000)

	Count	Mean	SD	Min	Max
Deposit	10,340	10,701	6,623	500	28,000
≤20s	2,023	8,143	6,531	500	28,000
30s	3,926	11,273	6,681	500	28,000
40s	2,182	11,439	6,382	500	28,000
50s	1,368	11,318	6,303	500	28,000
≥60s	841	11,263	6,220	500	28,000
Monthly Rent	10,340	40.3	21.1	3.6	128.8
≤20s	2,023	44.7	22.5	3.6	128.8
30s	3,926	37.3	20.7	3.6	128.8
40s	2,182	40.9	20.5	9.0	92.0
50s	1,368	41.4	20.4	12.1	113.0
≥60s	841	40.6	20.4	12.1	128.8

21,457만원, 최소 3,469만원, 최대 55,100만원이며, 월세입주 가구의 평균 보증금은 10,701만원, 월임대료는 평균 40.3만원 수준이다. 연령대별로는 다음과 같은 패턴이 관찰된다. 보증금은 20대 이하는 8,143만원으로 가장 낮고, 30-60대는 모두 1.1억 내외의 유사한 수준을 보였다. 월임대료는 20대 이하가 44.7만원으로 가장 높고, 30대는 37.3만원으로 상대적으로 낮다(Table 6). 이는 청년층이 상대적으로 작은 면적·높은 단가의 주택에 거주하거나, 역세권·대학가 등 임대료 수준이 높은 입지를 선택하고 있음을 시사한다.

4.4 회귀분석: 혼합효과 모형 실증분석 결과

본 모형은 종속변수로 이동거리의 로그값을 사용하므로, 회귀계수는 설명변수 변화에 따른 비율(%) 변화로 해석할 수 있다. 연속형 변수의 경우 계수값은 해당 변수가 1단위 증가할 때 이동거리의 로그가 얼마나 변하는지를 의미한다. 이를 $\exp(\beta)$ -1로 변환하면 대략적인 대략적인 거리의 백분율 변화를 얻을 수 있다. 실증분석결과는 Table 7과 같다.

먼저, 연령효과를 보면, 30대 더미변수의 계수는

기준집단인 20대 이하에 비해 30대의 이동거리 로그가 0.24 낮다. 즉, 동일한 조건에서 30대의 평균 이동거리는 20대 이하보다 약 21%($=\exp(-0.24)-1$) 정도 짧다. 40대 계수 -0.35 역시 약 35%의 이동거리 감소를 의미하며, 연령이 높아질수록 장거리 이동 성향이 약화되는 경향이 계량적으로 확인된다. 성별효과는 여성 더미의 계수는 약 -0.66으로 남성 대비 이동거리가 짧은 경향을 보이나, 유의수준 경계에 위치한다. 이는 여성이 남성보다 상대적으로 가까운 거리에서 이주하는 경향을 시사하지만, 해석 시 유의수준을 함께 고려할 필요가 있다.

단위면적당 월임대료 계수는 1.85로, 다른 조건이 동일할 때 임대료 단가가 1(표준편차) 단위 증가하면 이동거리의 로그가 1.85만큼 증가한다. 이를 거리 수준으로 환산($\exp(1.85)$)하면, 약 6.36배로, 고임대료 단지는 저임대료 단지에 비해 평균 이동거리가 약 6배 이상 길어질 수 있음을 시사한다. 다만 이는 변수의 단위(만원/m²)에 따른 상대적 효과로, 실제 자료에서 관측되는 임대료 단가 변화 범위를 기준으로 해석할 필요가 있다. 사업장 규모의 계수값은 작고 통계적으로 유의하지 않아, 단지 규모 자체

Table 7. Mixed-Effects Regression Results

Variables	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
(Intercept)	1.66	0.35	4.75	***
30s	-0.24	0.04	-5.38	***
40s	-0.35	0.04	-8.37	***
50s	-0.26	0.06	-4.17	***
60s~	-0.02	0.15	-0.11	
Female	-0.66	0.34	-1.93	*
Proj_size	-0.03	0.06	-0.42	
Deposit_area	0.19	0.12	1.61	
Rent_area	1.85	0.31	5.95	***
R ² (Fixed Only)	0.1021			
R ² (Full Model)	0.2305			

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

는 개별 입주자의 이동거리 결정에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

고정효과만을 포함한 모형의 설명력($R^2=0.1021$)은 개인·계약 특성만으로 이동거리 변동의 약 10%를 설명하는 수준이다. 반면 사업장 랜덤효과를 포함한 혼합효과 모형의 전체 설명력($R^2=0.2305$)은 약 23%까지 상승하여, 사업장 수준 이질성이 이동거리 설명에 상당한 비중을 차지함을 보여준다. 이는 동일한 연령·성별·가격 조건을 가진 입주자라도, 어떤 단지에 입주하느냐에 따라 이동거리가 크게 달라진다는 점을 의미한다.

이는 기업형 민간임대주택의 입지전략과 상품기획(단지 콘셉트, 타겟 수요층 등)이 수요권의 공간적 범위와 주거이동 패턴을 규정하는 핵심 요인을 시사하며, 향후 정책 설계 및 민간 사업자의 사업지 선정 전략에서 사업장 단위의 특성화를 반드시 고려해야 함을 보여준다.

5. 결론

본 연구의 실증분석 결과, (1) 전체 이주의 51.1%가 5km 이내이지만 30km 초과 광역 이주도 15.4%

를 차지하며, 특히 20대 이하의 평균 이동거리가 28.7km로 가장 길고, (2) 단위면적당 월임대료가 높을수록 이동거리가 유의하게 증가하며, (3) 사업장 랜덤효과를 포함할 때 모형 설명력이 0.1021에서 0.2305로 크게 향상되는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 기반하여 다음과 같은 정책적·실무적 시사점을 제시할 수 있다.

첫째, 실증분석 결과 전체 이주의 51.1%가 5km 이내에서 발생하는 단거리 이동이지만, 30km를 초과하는 광역 이주 비중도 15.4%에 달하고, 20대 이하 평균 이동거리 28.7km(10대 88.77km)로 청년층의 장거리 이동이 두드러지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기업형 민간임대주택이 근거리 재이주 수요와 함께 청년층·직주·교육 수요에 기반한 광역 이동 수요를 동시에 흡수하는 주택 유형임을 의미한다. 따라서 사업지 선정 시 기존 행정구역이나 통상적 생활권에만 의존하기보다, 실제 계약 데이터에 기반한 광역 수요권 분석을 병행하고, 20대 이하 및 대학생·신입직원을 주 수요로 하는 단지는 광역 철도망, 고용 클러스터, 대학·연구단지와의 연계를 핵심 입지 기준으로 설정할 필요가 있다.

둘째, 혼합효과 회귀모형에서 단위면적당 월임대

료(rent_area)의 계수는 1.85로, 다른 조건이 동일할 때 임대료 단가가 높을수록 이동거리 로그가 통계적으로 유의하게 증가하는 것으로 추정되었다. 이는 임대료 단가가 높은 단지가 저가 단지에 비해 평균 이동거리가 몇 배까지 길어질 수 있음을 의미하며, 일정 수준 이상의 임대료를 지불할 의사가 있는 계층은 단순 가격뿐 아니라 입지·커뮤니티·관리서비스·브랜드를 결합한 '패키지 가치'를 고려해 주거를 선택한다는 점을 시사한다. 따라서 기업형 민간임대주택은 저렴한 주거비를 제공하는 공공임대의 보완재라기보다, 직주근접성, 생활 편의, 커뮤니티 프로그램, 전문 관리서비스 등을 통합한 고부가가치 주거 상품으로 포지셔닝하고, 이에 상응하는 서비스·브랜드 전략을 강화할 필요가 있다.

셋째, 고정효과만을 포함한 모형의 설명력($R^2=0.1021$)에 비해 사업장 랜덤효과를 포함한 전체 모형의 R^2 가 0.2305로 두 배 이상 상승한 점은, 입주자 개인 특성만으로는 기업형 민간임대주택의 이동거리와 수요권을 충분히 설명하기 어렵고, 단지 단위의 기획·입지·운영 전략이 수요 범위를 규정하는 핵심 요인임을 보여준다. 이 결과는 정책 설계와 민간 사업모델 수립에서 '기업형 민간임대주택'이라는 단일 범주로 일괄 규제·지원하기보다는, 타깃 수요층, 입지 유형(도심·역세권·산단 인근 등), 상품 구성(평형·서비스 패키지)에 따라 세분화된 포트폴리오를 설정하고, 유형별로 상이한 규제·세제·금융지원 체계를 설계해야 함을 시사한다.

본 연구는 자료의 특성상 몇 가지 연구의 한계를 가진다. 첫째, 본 연구는 특정 운영사의 제한대 사업장을 대상으로 분석하여, 기업형 민간임대 전체를 대표한다고 보기에는 한계가 있다. 특히 수도권·광역시 비중이 높고, 도심형·역세권·산단 인근 등 상대적으로 수요가 집적된 입지가 많다는 점에서, 저밀도 지역 또는 소규모 단지에 대한 일반화에는 신중한 해석이 필요하다. 향후에는 여러 운영사, 다양

한 소유구조와 입지 유형을 포괄하는 데이터를 결합하여, 기업형 민간임대 전체 시장을 대표할 수 있는 분석으로 확장할 필요가 있다.

둘째, 분석에 활용된 변수는 주소 기반 이동거리, 연령·성별, 임대료와 보증금, 단지 규모, 지역 더미 등 계약·기본 특성에 집중되어 있으며, 소득, 직업, 가족구성, 자동차 보유 여부, 통근·통학 시간, 이전 주택의 물리·환경 특성 등 주거이동에 영향을 미치는 다양한 요인을 포함하지 못했다는 제약이 있다. 이는 설명력의 한계($R^2=0.2305$)와도 연결되며, 향후에는 패널자료, 가구 설문자료, 행정통계 연계를 통해 사회경제적·생애주기 변수를 포함하는 다층모형 분석이 요구된다.

셋째, 본 연구는 제한된 기간의 입주 데이터를 활용하여 이동거리와 수요권을 분석하였기 때문에, 경기 변동, 정책 변화, 금리·전월세 시장 환경 변화에 따른 시간에 따른 동학적 변화를 충분히 포착하지 못하였다. 특히 2020년 이후 민간임대 관련 규제 강화, 8·28대책, 전세사기 사태 등 제도·시장 충격이 누적된 상황에서, 기업형 민간임대 수요권이 시간에 따라 어떻게 수축·확장하는지, 주거이동 거리와 방향성이 어떻게 변하는지에 대한 중단 분석이 뒤따를 필요가 있다.

넷째, 본 연구는 거리를 Haversine 방식으로 산출하였으나, 실제 주거선택에 있어서는 도로 네트워크, 대중교통 소요시간, 통근·통학 시간 등이 보다 직접적인 제약 요인으로 작용한다는 점에서, 시간거리 또는 네트워크 기반 거리지표를 활용한 보완 연구가 필요하다. 또한, 입주자의 주관적 만족도, 재계약 여부, 이탈률 등과의 연계를 통해, 단순한 "이동거리"를 넘어 장기 거주와 이탈 패턴을 동시에 설명하는 통합 모형을 모색할 필요가 있다.

이상의 한계에도 불구하고, 본 연구는 실제 계약자료에 기반하여 기업형 민간임대주택 입주자의 주거 이동 패턴과 이주거리에 영향을 미치는 요인을 분석

함으로써, 그동안 공백 상태에 머물러 있던 기업형 민간임대 수요권 연구를 실증적으로 개척하였다는 점에서 의의를 가진다. 향후 보다 폭넓은 자료와 장기 시계열을 활용한 후속 연구가 축적된다면, 기업형 민간임대주택을 둘러싼 제도 설계와 민간 사업모델 논의도 한층 더 정교화될 수 있을 것이다.

참고문헌

1. 국토교통부(2023), 「2022년도 주거실태조사」, 세종.
2. 김남주(2011), “대규모 주택사업지구로의 인구유입 분포”, 「국토계획」, 46(3): 93~102.
3. 김용순·이경애·권병호·김재영·강보경(2017), 「뉴스테이 공급촉진지구 수요분석모델 구축연구」, 대전: 토지주택연구원.
4. 김종림·조한진·소순우(2015), “수도권 주택 수요권 역실증 연구: 수도권을 중심으로”, 「주택연구」, 23(2): 5~25.
5. 김진유·지규현(2007), “저소득가구 주거이동특성 분석: 수도권 국민임대주택 입주가구 분석을 중심으로”, 「국토계획」, 42(1): 81~97.
6. 김태현(2008), “서울시내 주거이동의 시·공간적 특성”, 박사학위논문, 서울대학교.
7. 박환수·이재수(2023), “20·30대 청년가구의 결혼 여부에 따른 주거이동 패턴과 요인 비교 연구: 2001~2020년 서울대도시권 가구이동”, 「국토계획」, 58(5): 125~138.
8. 성주한·정삼석·정상철(2017), “기업형 임대주택(뉴스테이)의 특성이 입주의향에 미치는 영향에 관한 연구: 경상남도 통영시를 중심으로”, 「주거환경」, 15(4): 69~79.
9. 손태성(2016), “기업형 임대주택사업의 활성화 방안에 관한 연구”, 박사학위논문, 동의대학교.
10. 송연선·강현구·이창무(2019), “공공임대주택지구의 공급유형별 입주거리에 관한 연구: 보금자리주택지구를 중심으로”, 「부동산학연구」, 25(2): 89~98.
11. 이경애·김용순·박이래(2020), 「공공지원민간임대주택 공급촉진지구 수요분석모델 개선방안 연구」, 대전: 토지주택연구원.
12. 이대일·최열(2022), “가구 및 주거환경특성에 따른 도시 내 주거이동거리 분석: 부산광역시를 중심으로”, 「대한부동산학회지」, 40(3): 153~171.
13. 이재구·김호철(2024), “공공과 민간 임대주택 거주가구의 주거이동 영향요인 비교”, 「토지주택연구」, 15(3): 25~43.
14. 이재수·원재웅(2017), “서울 전출입 가구의 주거이동 특성과 이동 요인 연구: 2001-2010년간 서울 대도시권의 주거이동”, 「국토계획」, 52(5): 27~45.
15. 이창효(2020), “공간 빅 데이터 분석을 활용한 연령계층 간 주거 이동의 공간적 특성(방향성) 차이”, 「국토계획」, 55(1): 98~111.
16. 이현정·남상준(2024), “비수도권 지역에 독립 거주 중인 미혼 청년 가구의 월세 부담 및 거주성 비교 분석”, 「토지주택연구」, 15(1): 1~22.
17. 전유신(2009), “경기도 개발사업 유형별 인구이동 실태분석 연구”, 「국토계획」, 44(5): 113~123.
18. 정수영(2021), “수도권 거주가구의 주거면적 변화 결정요인: 수도권 내 주거이동 방향에 따라서”, 「지역연구」, 37(3): 19~36.
19. 조강현·박환수·이재수(2021), “서울대도시권의 주거이동 패턴 및 특성과 영향 요인”, 「주택도시연구」, 11(1): 101~128.
20. 최기현·백민석·이상엽(2012), “주택수요권역의 거리결정요인에 관한 연구”, 「주택연구」, 20(4): 157~187.
21. 최열·김형준(2012), “수도권 및 비수도권의 주거이동 결정요인 비교 분석”, 「국토계획」, 47(4): 219~231.
22. Dieleman, F. M. (2001), “Modelling Residential Mobility; A Review of Recent Trends in Research”, *Journal of Housing and the Built Environment*, 16(3): 249~265.
23. Fotheringham, A. S. and M. E. O'Kelly (1989), *Spatial Interaction Models: Formulations and Applications*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
24. Schimohr, K., E. Heinen and J. Scheiner (2024), “The Impact of Relocations on Distances Traveled for Commuting and Grocery Shopping: Structural Equation Models of Panel Data”, *Transportation*, 53: 309~335, doi: 10.1007/s11116-024-10498-1.
25. Taylor, P. J. (1975), *Distance Decay in Spatial Interactions*, London: Geo Abstracts.

26. Yi, C. and K. Kim (2018), "A Machine Learning Approach to the Residential Relocation Distance of Households in the Seoul Metropolitan Region", *Sustainability*, 10(9): 2996.
27. 공공데이터포털, "국토교통부_등록민간임대주택 데이터", 2024.10.15 읽음. <https://www.data.go.kr/data/15100433/fileData.do>.
Public Data Portal, "MOLIT_Registered Rental Housing Data", Accessed October 15, 2024. <https://www.data.go.kr/data/15100433/fileData.do> (in Korean).
28. 국토교통부, "임대주택통계", 2025.2.1 읽음. <http://stat.molit.go.kr>.
Ministry of Land, Infrastructure and Transport, "Rental Housing Statistics", Accessed February 1, 2025. <http://stat.molit.go.kr> (in Korean).

요약

본 연구는 기업형 민간임대주택 18개 사업장(10,845세대)의 실제 계약 데이터를 활용하여 입주자의 주거이동 패턴과 이주거리 결정요인을 규명하는 것을 목적으로 한다. 입주자의 이전 주소와 단지 주소를 지오코딩하여 Haversine 공식을 통해 산출한 이동거리의 로그 값을 종속변수로 설정하고, 연령·성별, 보증금·월임대료 및 단위면적당 임대료, 임대료 수준, 사업장 규모와 지역 더미 등 인구학·계약·단지 특성을 설명변수로 포함한 혼합효과 회귀모형을 적용하였다. 분석 결과, 전체 이주의 51.1%가 5km 이내에서 발생하는 등 단거리 이동이 우세하고, 이동거리 증가에 따른 빈도 감소가 뚜렷한 거리감쇠 현상이 관찰되었다. 동시에 30km 초과 광역 이주 비중도 15.4%에 달해, 특히 서울·광역시 입지 단지가 광역 수요권을 형성하는 것으로 나타났다. 연령대별로는 20대 이하의 평균 이동거리가 28.7km로 가장 길고, 혼합효과 모형에서는 청년층 더미가 음(-)의 계수로 유의하여 기준집단(20대 이하)에 비해 다른 연령대의 이동거리가 짧은 경향이 확인되었다. 단위면적당 월임대료는 유의한 양(+)의 계수를 보여 고임대료 단지일수록 더 먼 거리에서 입주자를 유인하며, 사업장 랜덤효과를 포함한 전체 모형의 R^2 가 0.2305로 고정효과만을 사용한 경우보다 크게 향상되어 단지 수준 이질성이 이동거리 설명에 중요한 역할을 함을 보여준다. 이는 기업형 민간임대주택이 근거리 재이주뿐 아니라 청년·직주·교육 수요에 기반한 광역 이동을 동시에 흡수하는 주거 플랫폼으로 기능하며, 입지·서비스·브랜드를 결합한 '패키지 가치'를 통해 지역 경계를 넘어서는 수요권을 형성하고 있음을 시사한다.

주제어: 기업형민간임대주택, 주거이동패턴, 이주거리, 거리감쇠

코로나 팬데믹에 따른 서울 오피스시장 공실의 시공간 전이효과*

Spatial-Temporal Dynamics of Regional Spillover Effects in Seoul Office Market Vacancies during the Covid-19 Pandemic

김가은** · 서원석***

Gaeun Kim** · Wonseok Seo***

Abstract

This study examines the dynamic interrelationships of office markets between Seoul and major regional areas before and after the COVID-19 pandemic. Using quarterly office vacancy rate data for Seoul and five national regions from the first quarter of 2013 to the second quarter of 2025, we employ a Vector Error Correction Model (VECM). The main findings are as follows: First, the long run equilibrium relationship between the Seoul office market and regional office markets persists both before and after the pandemic. Second, the spillover structure of vacancy rate fluctuations changed markedly after the onset of the pandemic. Third, as pandemic-induced shocks affected regions asymmetrically, the dynamic volatility linkage between the Seoul office market and regional markets is reconfigured. Fourth, spillover effects from Seoul varied with physical distance, with geographically proximate regions exhibiting shorter spillover lags. Fifth, shocks from Seoul propagate to more distant regional office markets with a clear time delay. Overall, the findings suggest that post-pandemic changes in social conditions and work environments have not strengthened independent demand bases in regional office markets; rather, they have reinforced a structure in which regional dynamics increasingly depend on fluctuations in Seoul's office market. Based on these results, the study provides three policy implications: regional office markets should develop demand bases tailored to local industrial structures, vacancy risks in Seoul should be continuously monitored, and macro-level policy responses should be coordinated across regions.

Keywords: Office Market, Vacancy, Spillover Effect, Covid-19, Pandemic, Time-Series Analysis

1. 서론

대한민국은 비교적 늦은 시기에 산업화를 시작했다. 그러나 이 과정에서 과도한 서울집중이 발생하며(오지영·서원석, 2022), 사회, 경제, 문화, 산업 등 다방면의 기능

이 서울을 중심으로 집적되었다.

도시 집적화는 정보의 탐색 비용과 거래비용의 절감이라는 집적경제(Agglomeration Economy) 효과를 얻을 수 있지만, 일정 수준을 넘어서면 도시 내부의 과밀과 비용 상승 등의 불경제(Agglomeration Diseconomy) 문제로 기업의 비용 부담이 가중되는

*이 논문은 주저자의 석사학위 논문(김가은, 2026)을 수정·보완하여 작성하였음.

**중앙대학교 도시계획·부동산학과 석사(주저자: gaeun011017@cau.ac.kr)

***중앙대학교 도시계획·부동산학과 교수(교신저자: wseo@cau.ac.kr)

결과를 초래할 수 있다.

서울은 집적화과정에서 높은 고용 흡인력으로 지방 도시권 경제활동인구를 흡수하게 되었고, 이에 따라 나타나는 지역경제의 활력 저하 및 지방 도시의 공동화 현상은 국가 균형발전을 저해하는 심각한 사회 문제로 대두되었다(이혜인, 2021).

이처럼 기업이 특정 지역에 몰리게 되면 인구 및 경제력 역시 해당 지역으로 집중되고, 다른 지역의 인구 이탈로 인하여 지역 간 격차를 심화시키게 된다. 즉, 서울 집중 현상으로 인한 현재의 공간구조는 국가의 지속 가능하고 균형적인 발전을 저해하는 요인으로 작용하고 있다.

이에 정부는 공공기관 지방 이전, 혁신도시 조성, 세제 혜택 및 보조금 지원 등의 정책을 통해 기업의 지방 이전을 독려하고 있다(남창우·송인호, 2020). 하지만 이러한 단순 밀어내기식 정책은 기업이 우수 인력을 확보하는 데 큰 도움이 되지 못하고 있다.¹⁾ 또한 지방 이전에 따라 기업이 안게 되는 변화 리스크(Risk)로 인해 이전을 꺼리게 됨에 따라 민간기업의 지방 이전을 통한 성장 효과는 제한적이라는 지적이 제기되어 왔다(조경호, 2015).

이와 더불어 빠르게 진행되는 산업구조 및 여건 변화는 기업의 업무처리 방식과 공간 활용에 새로운 양상을 보여주고 있다. 특히 협업 플랫폼의 확산은 기업의 업무 수행에 있어 물리적 공간의 제약을 현저히 낮출 수 있는 기반을 마련하고 있다.

2020년에 발생한 코로나19 팬데믹(Covid-19 Pandemic)은 이러한 변화를 가속하는 역할을 하였다. 팬데믹 초기 질병 확산을 방지하기 위해 시행된 사회적 거리두기와 재택근무는 원격근무의 효율성과 비용 절감 효과를 경험하게 되는 계기가 되었다. 이는 거점 오피스 도입과 본사 규모의 축소, 좌석 공유, 근무지 분산 등 기업의 공간 전략 변화로 이어졌다

(배진원 외, 2022; 허동숙·박경, 2021).

포스트 팬데믹(Post Pandemic) 시기에는 서울과 지방 권역 간 오피스 수요의 전이현상이 기존과는 다른 형태로 나타날 수 있고, 특히 수도권 외 지역으로의 기업 유인에 새로운 기회를 가져올 가능성이 있다(허동숙·박경, 2021). 물론 그렇다고 오피스 수요의 즉각적인 변화가 일어난다고 보기는 어렵다. 코로나가 완화되면서 기업들은 다시 핵심 지역에 거점 오피스를 마련하고 있고(정재현·이진미, 2022), 기존 오피스를 청산하면서 인근 지역에 비상주 공유 오피스를 운영하는 등 새로운 기업 운영 방식도 등장하고 있다(KB금융지주경영연구소, 2021). 이는 오피스 공간 전략이 권역 간 이동보다는 권역 내 공실률 변화에 더 큰 영향을 줄 수 있음을 의미한다. 하지만 팬데믹 이후 오피스 이용 방식은 지역(권역) 간 상호 연계된 상태에서 조정되는 양상을 보일 가능성도 있다.

따라서 서울의 오피스 수요 변화가 지방 권역의 오피스 시장에 영향을 미치고 있는지, 그리고 이러한 관계가 단기적 반응에 그치는지 장기적 구조 변화로 이어지는지에 대한 검증은 필요하다. 이러한 분석은 오피스시장의 변화에 능동적으로 대응하기 위한 중요한 시사점을 제공해줄 수 있다.

이에 본 연구는 오피스시장의 수요를 반영하는 공실률을 활용하여 서울과 주요 권역 간 오피스시장의 동태적 관계를 실증분석하고자 한다. 공실 변동을 통해 기업의 수요 이동을 간접적으로 가늠해볼 수 있는데(Crone, 1989; 김가은·서원석, 2025), 만약 서울의 오피스 공실률 변화에 대해 지방 권역의 공실률 변동이 반응을 보인다면, 이는 권역 간 수요 조정이 이루어질 가능성을 시사한다. 구체적으로 본 연구는 서울과 5개 권역(경인·강원·충청·경상·호남제주) 간 오피스 공실의 장·단기 관계를 검토한다.

1) 옥기원(2023.05.12), “수도권 기업 10곳 중 6곳 ‘지방 이전 계획 없다…인력 확보 어려워’”, 한겨레.

이를 통해 외부 충격에 대한 서울과 권역별 오피스 시장의 연계 구조와 조정 특성을 탐색하고 향후 부동산시장 정책에 대한 시사점을 제공한다.

2. 선행연구 검토

본 연구의 핵심 주제인 오피스시장 공실에 관한 국내 선행연구는 공실률을 오피스시장의 수요·공급 조정 과정을 반영하는 중요 지표로 인식하고, 이를 중심으로 시장의 구조적 특성과 변동 메커니즘을 분석해 왔다.

이를 최근 연구를 중심으로 살펴보면, 먼저 장용삼(2010)은 자연공실률 개념을 통해 공실률의 장기균형 수준을 이론적으로 제시하였다. 또한 실증 연구를 통해 공실률이 단기적 충격에 반응하면서도 일정한 균형 수준을 향해 조정되는 특징이 있음을 확인하였다.

류강민·이창무(2012)는 공실률과 임대료 간의 관계를 분석해 두 변수가 상호작용하는 동시적 결정 구조를 가진다는 점을 규명하였다.

주대한·김종진(2016)은 벡터오차수정모형을 활용하여 공실률이 소비자 물가지수, 국내총생산 등 거시경제 변수와 장·단기적으로 연계되어 있다고 밝혔다. 이와 관련해 김정욱·이주영(2018)은 공급 측면에서 신규 공급이 반드시 공실률 증가로 이어지지 않으며 기존 수요 대체가 아닌 새로운 경제활동과 결합될 가능성을 제기하였다.

조한국·서충원(2019)은 미시적으로 공실률과 임대료에 영향을 미치는 거시경제 요인을 권역별로 구분해 파악하였는데, 권역별 변수의 반응 정도와 시차는 차이가 있음을 밝혔다. 윤지열(2023) 또한 관련 연구를 통해 공실률이 임대료에 비해 경기 변동에 더 민감하게 반응하고 권역별로 조정 속도에 차이를 보인다고 하였다.

거시경제 변수와 공실률 간의 동태적 관계를 지역

간 상호작용의 관점에서 확장한 연구로 김가은·서원석(2025)이 있다. 이들은 서울시 3대 권역 오피스시장과 판교·분당 오피스시장을 대상으로 공실률의 동태적 전이효과를 실증적으로 규명하였다. 이 연구는 시공간 특성뿐 아니라 인접 권역 및 유사 산업구조를 가진 시장 간 상호작용을 통해 공실률 변동이 일어날 수 있음을 확인하였다.

이상의 선행연구는 오피스 공실률이 단순한 수급 불균형의 결과가 아니라 거시경제 여건과 공급구조 등 복합적으로 반영된 지표임을 보여준다. 또한 오피스 공실률에 영향을 미치는 요인은 권역별로 차이가 있다는 점을 지적하였다. 이는 공실률 전이현상이 공간적 특성(연계성)을 가질 수 있음을 시사한다.

팬데믹은 기존의 거시경제 변수나 공급 요인과는 구별되는 외생적 충격으로 작용하며, 부동산시장 전반에 구조적 변화를 초래할 수 있다. 실제로 박정수·성주한(2022)은 팬데믹 이후의 저금리 기조와 유동성 확대가 자산 가격 변동에 큰 영향을 미쳤음을 실증하였다. 이러한 영향은 지역별로 차이를 보였는데, 팬데믹 이후 서비스·판매업 종사자 비율이 높은 지역일수록 지역경제(고용) 회복이 느리게 나타나는 것으로 드러났다(임석희·송주연, 2022).

경정익·이재웅(2023)은 팬데믹에 따라 오피스시장에서는 공유 오피스와 유연한 근무공간에 대한 선호가 확대되고, 대형 빌딩보다 중소형 업무공간에 대한 수요가 증가하는 경향이 있음을 밝혔다. 또한 팬데믹 이후 오피스시장의 업종 구성과 임차인 구조도 변화하면서 공간 이용 방식이 다변화된 것으로 나타났다.

팬데믹 이후 매출과 공실률의 공간적 분포가 재조정되는 과정을 실증적으로 제시한 연구도 이루어졌는데(권도율·전재식, 2022; 이진희, 2022), 이들은 팬데믹이 지역과 권역 간 시장 조정 양상을 변화시켰음을 확인하였다.

마지막으로 수도권 집중 완화와 지역균형발전을

목표로 한 경제활동의 전이현상 및 미시적 차원의 오피스시장과 지역의 상호작용과 공간적 연계성을 분석한 연구도 진행된 바 있다. 구체적으로 김영덕·조정엽(2006)은 공공기관 이전이 고용 증가와 같이 지역 경제에 긍정적인 영향을 주었다는 결과를 도출하였다. 이해인(2021)은 실증분석을 통해 공공기관 이전으로 인해 인구 분산 효과가 있음을 증명하였지만, 초기효과가 2016년 이후에는 완화되었음을 확인하였다.

장인성 외(2024)은 민간 부문을 대상으로 관련 분석을 진행하였는데, 기업의 지방 이전이 고용창출과 민간투자 확대에 효과적이라는 결론을 얻었다. 남국현(2022)은 특히 대기업의 지방 이전이 비수도권 지역의 노동생산성을 향상시키고 인접 지역에도 영향을 미친다고 주장하였다.

류강민·송기욱(2021)과 김도형·우명제(2019)는 오피스 가격 구조의 다핵화와 통근·통행을 기반으로 한 도시 간 기능적 상호 의존 분석을 통해 공간적 상호작용이 경제활동의 입지와 분포 결정에 직접적 영향을 미친다고 보았다.

하지만 모든 산업이 지방(지역)에 동일한 효과를 주지는 않는다는 주장을 한 연구도 있었는데, 송가영·김의준(2007)은 특정 산업의 경우 수도권에 집중될 때 더 높은 생산성을 가질 수 있다고 하였다. 김준성(2022) 또한 기업 이전 정책이 외형적으로는 성공인 것처럼 보이지만, 지역을 자생적인 성장 거점으로 만드는 데는 한계를 보였다고 지적하였다.

미시적으로 오피스시장과 지역의 상호작용 및 공간적 연계성을 분석한 김경민·이창석(2014)은 수도권 내 주요 오피스 권역 간 임대료와 공실률이 상호영향을 미치며, 오피스시장이 개별 지역 단위가 아닌 공간적으로 연계된 하부시장 구조를 형성하고 있음을 밝혔다.

이상의 논의는 기업과 공공기관의 입지 이동이 단순한 물리적 분산을 넘어, 지역 간 경제력 재편과 산

업구조 조정을 수반하는 동태적 과정임을 시사한다. 이를 통해 오피스시장이 독립적으로 조정되는 것이 아니라 권역 간 영향을 미치는 관계를 형성할 가능성이 있다.

종합적으로 선행연구를 통해 팬데믹이 단기적 경기 충격을 넘어, 오피스 수요 구조와 공간 활용 방식 전반에 영향을 미쳤을 가능성을 확인하였다. 이와 더불어 오피스 공실의 조정 과정에서 팬데믹이 권역 간 전이현상을 보였을 가능성을 살펴볼 수 있었다. 하지만 기존 선행연구는 기업 이전, 오피스 공실 그리고 팬데믹의 영향을 상호 동태적인 관계로 파악하지 않고 개별적으로 분석했다는 한계를 가지고 있다. 특히 서울과 지방 권역 간 오피스시장이 외부 충격 하에서 어떠한 연계 구조를 형성하며 공실률이 전이되는지를 장기 시계열 관점에서 실증적으로 검증한 연구는 제한적이었다.

이러한 한계의 보완을 위해 본 연구는 서울과 5개 권역의 장기 공실률 자료를 활용해, 팬데믹 전후 권역 간 공실률의 전이 양상을 실증적으로 분석함으로써 서울 중심의 오피스시장 구조가 외부 충격시 타 권역에 대해 어떻게 반응하고 조정 과정을 거치는지를 탐색하였다.

3. 권역별 공실률 현황 및 추이

본 연구의 분석 대상 범위는 서울권(Seoul), 경인권(경기·인천; Gyeongin), 충청권(대전·충남·충북; Chungcheong), 강원권(Gangwon), 경상권(대구·경남·경북·울산·부산; Gyeongsang), 호남제주권(광주·전남·전북·제주; Honam-Jeju) 등 5개 권역으로 설정하였다(Fig. 1). 이는 서울 중심의 오피스시장 구조와 함께 기업 입지 변화가 다양한 형태로 나타난 우리나라 지역 전반을 포괄적으로 분석하기 위한 목적과 권역별 오피스시장의 전국적 전이현상을 이해하기 위한 목적을 가지고 있으며, 대상 범위



Fig. 1. Research Area

는 김영덕·조경엽(2006)의 연구에서 설정한 권역 범위를 참고해 구성하였다.

우리나라 오피스시장은 1970년대 이후 산업화와 도시화를 거치며 서울을 중심으로 성장해 왔다. 산업구조가 제조업 중심에서 서비스 산업 중심으로 전환되면서 오피스 공간의 필요성이 급증하게 되었고, 이에 따라 오피스는 도시경제의 주요 기능 공간으로 자리 잡게 되었다.

수도권의 경우 서울 프라임 오피스시장(도심, 강남, 여의도)과 분당·판교를 중심으로 다핵적 구조를 형성하며 입지 특성, 산업 구성 등에서 차별화된 모습을 보이고 있다(김가은·서원석, 2025). 반면 비수도권 오피스시장은 수도권에 비해 시장 규모와 거래 빈도가 낮고²⁾, 공공기관 중심의 수요 구조를 특징으로 한다. 공공기관 지방 이전과 혁신도시 조성을 통해 일부 지역에서 행정·업무 기능이 형성되었으나, 민간 부문의 이전과 오피스 수요 확산까지 이어지지 못하는

다(조규민·손동욱, 2020). 주요 광역시의 경우에도 공공 및 연구기관 중심의 수요는 유지되고 있으나, 민간 오피스시장의 성장세는 제한적이며 공실을 변동성이 상대적으로 크게 나타나고 있다(박용석 외, 2018). 이처럼 비수도권 오피스시장은 경제 여건 변화나 외부 충격에 취약한 구조를 지니고 있다. 이러한 수도권과 비수도권 간 오피스시장의 구조적 불균형은 상호 연계된 상태에서 조정될 가능성을 시사한다.

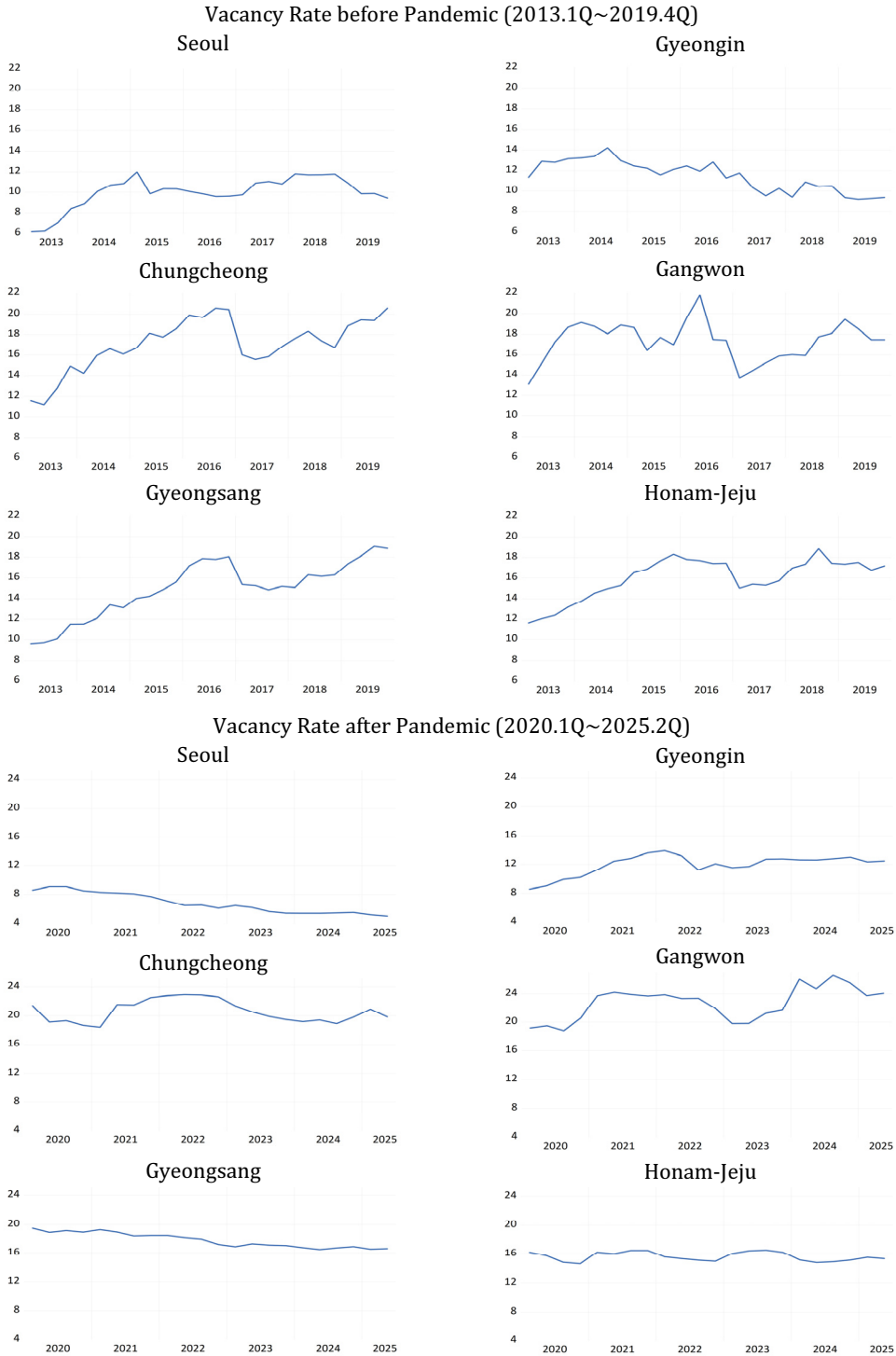
우리나라 주요 권역별 오피스 공실률을 살펴보면, 팬데믹 이전 기간 뚜렷한 지역 간 차이가 나타났다(Fig. 2). 서울권(Seoul)과 경인권(Gyeongin)은 비교적 안정적인 공실률 흐름을 나타내며, 완만한 상승과 하락을 반복하는 양상을 보였다. 특히 서울권의 공실률은 일정 범위 내에서 변동하며 시장 안정성이 상대적으로 높게 유지되었고, 경인권 역시 중장기적으로 하락 또는 안정적인 추세를 보였다.

반면 충청권(Chungcheong), 강원권(Gangwon), 경상권(Gyeongsang), 호남제주권(Honam-Jeu)의 오피스 공실률은 중간에 하락 구간이 있었지만 대체로 팬데믹 이전부터 높아지는 추세가 나타났다. 이는 수도권 오피스시장 공실률이 전반적으로 안정적 추세를 보였다는 점에서 비수도권 오피스시장의 기반이 상대적으로 취약함을 시사한다.

종합적으로, 팬데믹 이전 오피스시장은 수도권과 비수도권 간에 안정성과 변동성 측면에서 뚜렷한 구조적 차이를 보였으며, 비수도권 권역일수록 공실률 상승과 변동성이 크게 나타나는 경향이 관찰되었다.

팬데믹 이후 권역별 오피스 공실률은 팬데믹 이전과 비교해 전반적으로 다른 양상을 보였는데, 서울권은 팬데믹 초기 이후 공실률이 지속적으로 하락하면서 낮은 수준에서 안정화되는 모습이 나타났다. 이를 통해 팬데믹이라는 사회 변화가 있었음에도 불구하고 팬데믹 이전 못지않게 꾸준한 오피스 수요와

2) 이남영(2025.1.31), “대구 오피스 10개 중 1개는 공실”, 영남일보.



Note: The x-axis represents years, and the y-axis represents the percentage change (%)

Fig. 2. Trends in Office Vacancy Rates by Region

시장 안정성이 강화되었음을 알 수 있다.

반면 경인권 및 충청권, 강원권 공실률은 서울권과는 다른 추이를 보였는데, 팬데믹 이후 완만한 상승과 조정을 반복하는 경향이 나타났다. 경상권과 호남제주권은 다른 비수도권 권역과는 다르게 팬데믹 이후 전반적으로 안정적인 흐름 또는 완만한 공실률 감소세를 보였다. 특히 팬데믹 이전과 비교할 때 공실률의 안정성이 지속되었다는 특징이 있었다. 다만 공실률 자체는 팬데믹 이전 수준인 16~18%에서 크게 달라지지 않아 공실률 문제가 개선되지는 않은 것으로 보인다.

종합하면 팬데믹 이후 오피스 공실률은 이전에 비해 대체로 변동성이 완화되고 안정적인 조정 국면에 진입한 것이 관찰된다. 다만 이러한 양상은 권역별로 상이하게 나타났고, 공실률의 감소는 서울권 정도에서만 보여 팬데믹 이전의 공실 문제는 이후에도 꾸준히 이어진 것으로 추정된다.

4. 분석의 틀

4.1 자료 및 변수

본 연구는 한국부동산원에서 제공하는 「상업용부동산임대동향조사」를 활용하여 권역별 오피스 공실

률 자료를 구축하였다. 해당 자료는 표준화된 조사 방식과 장기 시계열을 바탕으로 국내 오피스시장의 변동 추이를 안정적으로 반영한다는 점에서 실증분석에 적합하다. 다만 해당 자료는 권역별 오피스 재고량이나 연면적 등 가증치를 산정할 수 있는 모수 정보가 제공되지 않기 때문에, 본 연구에서는 각 지역의 공실률을 산술평균하여 권역 단위 지표를 구축하였다.

분석 대상은 앞서 설명한 바와 같이 서울과 기타 5개 권역(경인, 충청, 강원, 경상, 호남제주)으로 설정하였다. 이 가운데 서울권과 강원권을 제외한 나머지 권역은 “도”와 “광역시”를 결합한 광역 권역 단위로 구성하였다. 구체적으로 경인권은 경기도, 인천광역시, 충청권은 대전광역시, 충청남도, 충청북도, 경상권은 대구광역시, 경상남도, 경상북도, 울산광역시, 부산광역시, 호남권은 광주광역시, 전라남도, 전라북도, 제주특별자치도를 포함하였다(Table 1).

분석 기간은 2013년 1분기부터 2025년 2분기까지로 설정하였다. 분석 기간이 제한적인 이유는 권역별로 일관된 자료가 확보되는 시점이 2013년 이후이며, 이 시점부터 서울과 주요 권역 간 오피스시장의 장기적 연구동 구조를 충분히 포착할 수 있었기 때문이다. 다만 팬데믹 전후 시계열 기간이 짧을

Table 1. Variables

Region	Description	Unit	Source	Period
Seoul	Office vacancy rate in Seoul region			
Gyeongin (GI)	Average office vacancy rate in Gyeonggi, Incheon regions			
Chungcheong (CC)	Average office vacancy rate in Daejeon, Chungnam, Chungbuk regions			
Gangwon (GW)	Office vacancy rate in Gangwon region	%	Korea Real Estate Board	2013.1Q ~ 2025.2Q
Gyeongsang (GS)	Average office vacancy rate in Daegu, Gyeongnam, Gyeongbuk, Ulsan, Busan regions			
Honam-Jeju (HJ)	Average office vacancy rate in Gwangju, Jeonnam, Jeonbuk, Jeju regions			

이루지 못함과 동시에 관측치 구간도 상대적으로 짧았다. 하지만 본 연구에서 전후 비교는 전체 기간을 기반으로 장기 공적분 관계를 전제로 이루어졌다는 점에서 모형의 안정성은 확보되었다고 판단된다.

본 연구는 이를 통해 팬데믹 같은 외부 충격에 따른 오피스시장의 공간적 동태성을 실증적으로 관찰하였다.

4.2 분석방법

본 연구는 서울과 비서울 권역 간 오피스 공실률의 동태적 연계 구조를 분석하는 것을 목적으로 하므로, 단기적 반응뿐만 아니라 장기적인 균형 관계를 동시에 고려할 수 있는 시계열 분석 방법이 요구된다. 이에 시계열 분석에 특화된 Eviews 13버전을 사용해 실증분석을 수행하였다.

본 연구에서 활용한 자료가 장기 시계열 구조를 가지고 있다는 점에서 자료에 대한 안정성을 확인할 수 있는 정상성(Stationarity) 검토가 우선적으로 필요하다. 이를 위해서는 분석 자료(변수)의 정상성 여부를 검정해야 하는데, 시계열이 단위근(Unit Root)을 포함할 경우 추세나 계절성으로 인해 허구적 회귀 문제가 발생할 수 있기 때문이다(김가은·서원석, 2025; 이상경 외, 2009; 유한수, 2025). 검정 결과 비정상성이 나타나면 차분(Difference)을 통해 정상성을 확보한 후 분석을 수행한다.

본 연구가 권역 간 공실률의 동태적 전이효과를 목적으로 한다는 점에서 비정상 시계열 변수 간에 공적분 관계가 존재하면 장기적인 균형 관계를 고려해야 하는데, 이때 오차수정모형을 VAR(Vector Auto Regression Model; 벡터자기회귀모형) 형태로 확장한 VECM(Vector Error Correction Model; 벡터 오차수정모형)을 활용한다(김명찬·김종진, 2025; 서원석, 2025).

이에 본 연구에서는 단위근 검정 이후 요한슨공적분검정(Johansen's Cointegration Test)을 실시하

여 변수 간 공적분 존재 여부를 확인하였다. 분석 결과 개별 시계열이 비정상적이더라도 변수들의 선형 결합이 정상성을 가지는 경우 장기적인 균형 관계를 유지하는 것으로 해석할 수 있다(김리영·서원석, 2017). 검정 결과 공적분 관계가 확인되어 VECM을 활용하여 권역 간 오피스 공실률의 장·단기 동태적 관계를 분석하였다.

VECM의 기본 가정은 다음 식 (1)과 같다(김리영·서원석, 2024).

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 Y_t 는 시점 t 의 권역별 공실률 벡터이며, α 는 장기균형 조정 계수, $\beta' Y_{t-1}$ 는 공적분 관계를 나타낸다. Γ_i 는 단기 동태 효과, ϵ_t 는 외생적 충격을 의미한다.

다음으로 권역별 오피스 공실률 간 인과적 선후 관계를 검토하기 위해 그랜저인과관계검정(Granger Causality Test)을 실시하였다. 이 검정은 원인 변수와 결과 변수의 방향성이 불명확한 경우, 변수 간 예측 관계를 통해 인과 구조를 탐색하는 데 활용된다. 이 검정을 위한 기본 회귀방정식은 다음과 같다(김리영·서원석, 2017; 김진영·장희순, 2024).

$$y_t = C + \sum_{i=1}^p \theta_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j} + \epsilon_t \dots \quad (2)$$

$$x_t = C + \sum_{i=1}^m \lambda_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j y_{t-j} + \epsilon_t \dots \quad (3)$$

식 (2)는 서울의 공실률이 다른 권역의 공실률에 영향을 받는 경우를 나타낸다. y_t 는 시점 t 의 서울 공실률, x_{t-j} 는 경인권·충청권·강원권·경상권·호남·제주권 공실률의 시차항, α_j 는 경인권·충청권·강원권·경상권·호남·제주권 공실률의 시차 계수, θ_i 는

서울 공실률의 자기 시차 계수를 의미한다. 만약 α_j 가 통계적으로 유의하다면 기타 권역 공실률이 서울 공실률에 그랜저 인과성을 갖는다고 해석할 수 있다. 반대로 식 (3)은 기타 권역 공실률이 서울의 영향을 받는 경우를 의미한다.

이후 VECM을 기반으로 충격반응분석(Impulse Response Analysis)과 분산분해 분석(Variance Decomposition Analysis)을 실시하여 서울권과 기타 권역의 상호영향 구조를 알아보았다. 충격반응분석은 특정 권역의 공실률에 외생적 충격이 발생했을 때, 다른 권역의 공실률이 시간의 흐름에 따라 어떻게 반응하고 조정되는지 확인하는 데 활용된다(김리영·서원석, 2020). 분산분해분석은 각 권역 공실률 변동이 예측오차 분산에 기여하는 비중을 통해 권역 간 상대적 영향력과 상호의존 구조를 파악하는 기법이다(이영수, 2009).

이들 분석을 통해 서울과 지방 권역 간 오피스 시

장의 공간적 연계성과 영향력의 비대칭성을 비교·분석하고, 단기적 반응과 중·장기적 동태성을 확인하였다.

5. 실증분석

5.1 기초통계 및 자료검정

월별, 분기별 시계열 자료는 계절적 요인의 영향을 받을 수 있으므로(박인권 외, 2021), X-13 ARIMA 방법을 활용하여 계절 조정된 공실률 값을 원자료(Level)로 활용하였다. 이를 통해 반복적인 계절변동을 제거하고 권역별 오피스 공실률의 구조적 변화를 보다 명확히 파악하고자 하였다. 그리고 1차 차분 자료(Difference (1))는 추후 정상성 검정시 원자료와 함께 사용하였다(Table 2).

기초통계 결과를 보면 비수도권 권역의 공실률 수준이 수도권에 비해 전반적으로 높게 나타났다. 특

Table 2. Basic Statistics Result

Variable	Level				Difference (1)			
	Max	Min	Mean	S.D.	Max	Min	Mean	S.D.
Before Pandemic								
Seoul	11.989	6.168	9.988	1.535	1.401	-2.127	0.121	0.760
GI	14.235	9.179	11.476	1.505	1.576	-1.580	-0.073	0.821
CC	20.582	11.230	17.066	2.536	2.153	-4.414	0.332	1.296
GW	21.807	13.072	17.329	1.924	2.607	-4.308	0.163	1.662
GS	19.075	9.595	14.957	2.751	1.575	-2.701	0.344	0.830
HJ	18.858	11.641	14.022	1.970	1.500	-2.426	0.206	0.808
After Pandemic								
Seoul	9.074	4.987	6.781	1.394	0.498	-0.624	-0.171	0.302
GI	13.934	8.574	11.953	1.425	1.246	-2.001	0.187	0.744
CC	22.960	18.384	20.603	1.524	3.163	-2.290	-0.074	1.085
GW	26.614	18.809	22.702	2.318	4.413	-2.088	0.233	1.603
GS	19.500	16.515	17.830	1.027	0.397	-0.737	-0.135	0.311
HJ	16.563	14.647	15.649	0.640	1.601	-1.068	-0.042	0.625

Note: S.D.=Standard Deviation

히 강원권(GW)과 충청권(CC), 경상권(GS)에서 평균(Mean) 공실률과 변동성이 모두 높아 상대적으로 시장 안정성이 낮은 특징을 보였다. 반면 서울권(Seoul)과 경인권(GI)은 평균 공실률이 낮고 변동성 또한 제한적으로 나타나 수도권 오피스시장의 수요 기반이 비교적 안정적으로 유지되었음을 확인할 수 있다.

팬데믹 이후 기간에는 비수도권 다수 권역에서 공실률 수준이 상승하는 경향이 관찰되었다. 강원권과 충청권은 높은 평균 공실률과 함께 변동성도 크게 나타나 팬데믹 이후에도 시장 불안정성이 지속된 것으로 파악되었다. 반면 서울권은 낮은 평균 공실률과 상대적으로 작은 변동성을 유지하며 가장 안정적인 모습을 보였다. 경상권과 호남제주권(HJ) 역시 타 지방 권역에 비해 비교적 안정적인 변동성을 보였다. 이를 통해 일부 비수도권 지역의 단기적 충격 민감성이 높음을 추정할 수 있다.

이상의 기초통계 결과는 팬데믹 이전과 이후를 막론하고 수도권과 비수도권 간 오피스시장의 구조적

차이가 존재함을 보여주며, 특히 비수도권 일부 지역에서 공실률 수준과 변동성이 동시에 확대되는 경향이 나타났음을 시사한다.

5.2 시계열 정상성 및 장기균형 검정

시계열 자료의 정상성을 확인하기 위해 원자료와 차분자료에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검정을 실시하였다(Table 3).

검정 결과, 팬데믹 이전 시기 강원권을 제외한 대부분의 권역에서 수준 변수에 단위근(Unit Root)이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못해 시계열이 비정상적인 것으로 나타났다. 이에 모든 변수에 대해 1차 차분을 적용한 결과, 모든 권역에서 단위근이 제거되어 정상성이 확보된 것으로 확인되었다.

다음으로 모형의 적정 시차를 결정하고 시계열 변수 간 장기적 균형 관계를 검정하였다. 시차(Lag) 선택은 Akaike 정보 기준(AIC), Schwarz 정보 기준(SC), Hannan-Quinn 기준(HQ) 등 주요 정보 기준을 활용하였다(Table 4). 검토 결과 팬데믹 이전 시기에는

Table 3. Unit Root Test Result

Period	Region	ADF		PP	
		Level	Difference (1)	Level	Difference (1)
Before Pandemic (2013.1Q~2019.4Q)	Seoul	-2.765	-4.722*	-2.783	-4.762*
	GI	-0.202	-3.889*	-0.937	-7.831*
	CC	-1.980	-4.667*	-1.959	-4.656*
	GW	-3.164*	-5.182*	-3.241*	-5.182*
	GS	-1.422	-4.623*	-1.439	-4.667*
	HJ	-2.336	-4.867*	-2.320	-4.897*
After Pandemic (2020.1Q~2025.2Q)	Seoul	-0.486	-4.640*	-0.429	-4.671*
	GI	-2.687	-3.723*	-2.687	-3.723*
	CC	-1.633	-4.614*	-1.841	-4.608*
	GW	-1.979	-4.201*	-2.014	-4.201*
	GS	-1.224	-3.810*	-1.238	-5.577*
	HJ	-0.634	-7.502*	-2.493	-3.636*

Note: P<0.05(*)

Table 4. Lag Order Test Result

Period	Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
Before Pandemic	0	NA	6.168	18.846	19.137	18.930
	1	146.362	0.048	13.912	15.945*	14.498
	2	51.399*	0.025*	12.728*	16.502	13.815*
After Pandemic	0	NA	0.442	16.210	16.508	16.274
	1	120.048*	0.003*	11.063*	13.152*	11.517*

Note 1: P<0.05(*)

Note 2: LR, likelihood ratio; FPE, final prediction error; AIC, Akaike information criterion; SC, Schwarz criterion; HQ, Hannan-Quinn criterion; NA, not available.

Table 5. Johansen's Cointegration Test Result

Period	Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	Max-eigenvalue Statistic
Before Pandemic	None	220.022*	97.502*
	At most 1	122.519*	45.559*
	At most 2	76.961*	37.058*
	At most 3	39.903*	27.011*
	At most 4	12.892	10.367
	At most 5	2.526	2.526
After Pandemic	None	257.150*	107.863*
	At most 1	149.286*	72.210*
	At most 2	77.077*	40.591
	At most 3	36.486*	19.552
	At most 4	16.934*	10.709
	At most 5	6.225*	6.225*

Note: P<0.05(*)

SC를 제외한 모든 정보 기준에서 시차 2가 최적 시차로 선택되었으며, 팬데믹 이후 시기에는 모든 정보 기준에서 시차 1이 최적값으로 나타났다.

공적분(Cointegration) 검정은 권역별 공실률 시계열이 장기적으로 일정한 균형 관계를 유지하는지 파악하는데 사용하는데(Kitamura, 1998), 본 연구는 요한슨 공적분 검정(Johansen's Cointegration Test) 방법을 이용해 권역 간 공실률의 장기균형 관계 존재 여부를 확인하였다(Table 5).

검정 결과, 팬데믹 이전 시기에는 Trace 통계량과 Max-Eigenvalue 통계량 모두에서 공적분 관계가 존

재하지 않는다는 귀무가설이 기각되었다. 이는 서울 권과 비서울 권역 간 오피스 공실률이 장기적으로 균형 관계를 유지하고 있다는 것을 의미한다. 즉, 단기적으로는 권역별 공실률 변동이 상이하게 나타날 수 있으나, 장기적으로는 서울권의 변동이 타 권역의 공실률에 영향을 미치며 공통의 균형 경로로 조정되고 있다는 것이다.

팬데믹 이후 시기도 동일하게 귀무가설이 기각되어 권역 간 오피스 공실률 시계열이 장기적 균형 관계를 유지하고 있음이 확인되었다.

이를 바탕으로 본 연구에서는 장기 균형항을 포함

한 VECM을 추정하여, 권역 간 오피스 공실률의 장·단기 동태적 관계를 분석하였다.

5.3 그랜저인과관계 분석결과

그랜저인과관계검정은 한 변수의 과거 값이 다른 변수의 값을 예측하는 데 통계적으로 유의미한 정보를 제공하는지를 검정하는 방법이다(Granger, 1969). 본 연구에서는 서울권 공실률 변동의 타 권역 공실률에 대한 인과성을 중심으로 실증분석 하였으며, 보완적으로 타 권역의 서울권 영향도 함께 검토하였다(Table 6).

분석 결과, 팬데믹 이전 시기에는 서울권 공실률 변화가 경상권 공실률 변동에 대해 약한 수준의 선행성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 서울권 오피스시장 변동이 일부 지방 권역의 공실률 예측에 제한적으로 기여했음을 의미한다. 반면 충청권과 호남 제주권에 대해서는 서울권의 선행성이 통계적으로 유의하지 않아, 팬데믹 이전에는 서울과 중·남부 권역 간 공실률 변동의 직접적인 연계성이 뚜렷하지 않았음을 보여준다. 한편 경인권과 강원권의 공실률 변화가 서울권 공실률 변동에 선행하는 관계가 일부

관찰되었는데, 이를 통해 서울권 역시 인접 또는 특정 권역의 시장 변동에 영향을 받는 구조였을 가능성을 확인하였다.

팬데믹 이후 시기에는 이러한 인과관계 구조에 변화가 나타났다. 경인권과 강원권에서 서울권으로의 선행 관계는 더 이상 유의하지 않았으며, 경상권과의 기존 인과관계 또한 소멸하였다. 반면 팬데믹 이전에는 관찰되지 않았던 서울권과 충청권, 서울권과 호남제주권 간 새로운 선행 관계가 형성되었다. 이는 팬데믹 이후 권역 간 오피스 공실률 변동의 시계열적 연계 구조가 재편되었음을 의미한다.

이상의 결과는 팬데믹이라는 외생적 충격이 각 권역에 비대칭적으로 작용하면서, 서울과 비서울권 오피스시장 간 공실률 변동 구조가 재조정되었을 가능성을 시사한다.

5.4 충격반응 분석결과

앞선 공적분 및 그랜저인과관계 검정을 통해 서울과 각 권역의 오피스 공실률 동태성을 확인하였다. 이에 따라 권역 간 충격의 전달 경로와 시차적 반응을 보다 구체적으로 파악하기 위해 충격반응 분석을 실시하였다.

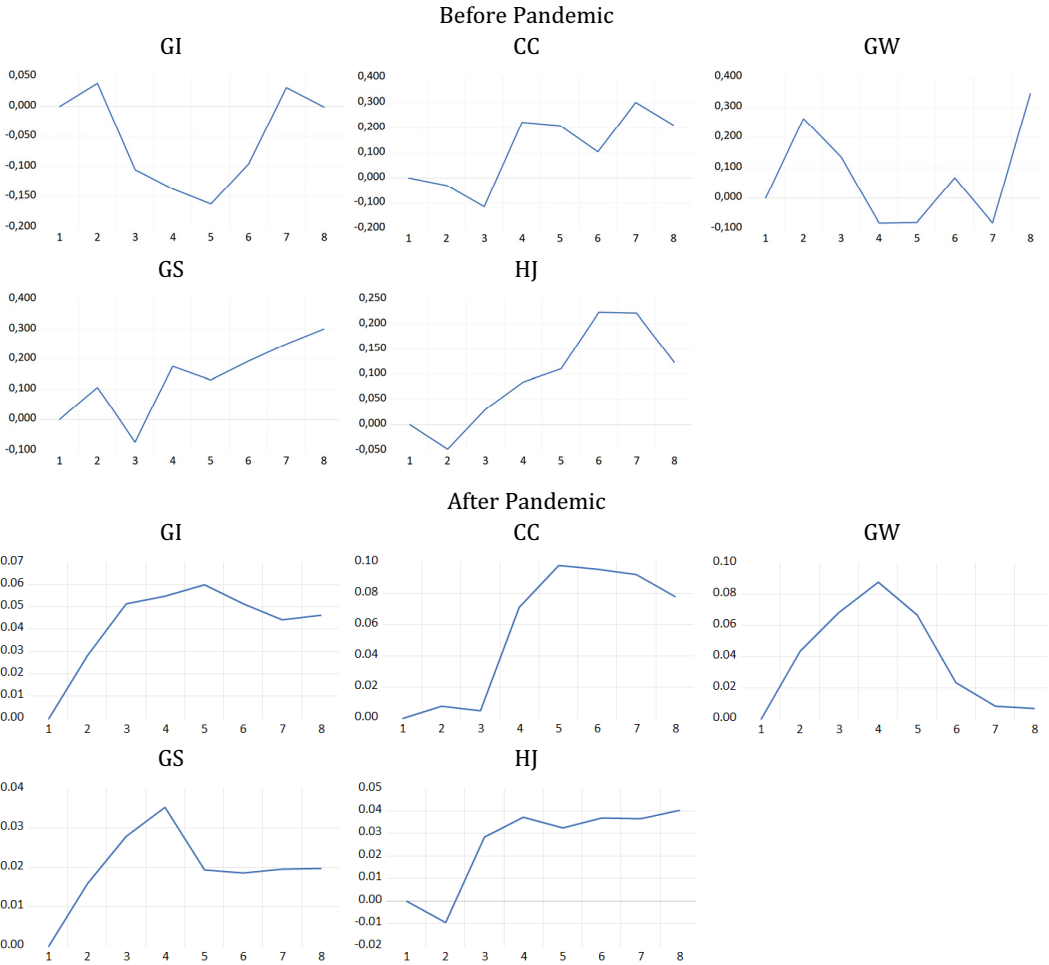
분석 결과 팬데믹 이전 시기에는 서울권의 공실률 충격이 비서울권 권역으로 전이되는 양상이 부분적으로 관찰되었다(Fig. 3). 경인권은 충격 직후 공실률이 상승한 뒤 중기에는 하락세로 전환되었고, 장기적으로는 그 영향이 상쇄되는 모습을 보였다. 이는 서울과 경인권 오피스시장 간에 단기적인 전이효과가 존재하되 장기적으로는 조정 메커니즘이 작동했음을 시사한다.

반면 충청권과 호남제주권은 초기에는 제한적인 반응을 보였으나, 시간이 경과함에 따라 점진적인 양(+)의 반응이 나타났다. 강원권과 경상권 역시 충격 이후 공실률이 상승하는 반응을 보였는데, 특히 경상권은 시간이 지날수록 반응이 확대되는 양상을

Table 6. Granger Causality Test Result

Region	Before Pandemic	After Pandemic
Seoul → GI	0.4487	0.969
GI → Seoul	0.0001	0.592
Seoul → CC	0.2951	0.000
CC → Seoul	0.5072	0.871
Seoul → GW	0.3063	0.969
GW → Seoul	0.0883	0.622
Seoul → GS	0.0531	0.385
GS → Seoul	0.4482	0.299
Seoul → HJ	0.2807	0.028
HJ → Seoul	0.3882	0.653

Note: Statistically significant results at the 10% level are marked in bold



Note: The x-axis represents periods after the shock, and the y-axis represents changes in the response variable

Fig. 3. Impulse Response Analysis Result

보여 서울권 충격이 점진적으로 누적되는 구조를 나타냈다.

전반적으로 팬데믹 이전에는 서울권 오피스시장의 공실률 변동이 비서울권으로 확산되기는 했으나, 권역별로 반응의 크기와 지속성에는 차이가 존재하는 것을 확인하였다. 이 결과는 서울권 오피스시장의 영향은 권역별로 공간적 차이성과 시차성이 존재할 수 있다는 것을 의미한다.

팬데믹 이후에는 서울권 공실률 충격에 대한 타 권역별 반응이 이전과 뚜렷이 달라진 양상을 보였다.

대부분의 권역에서 서울권 공실률 상승이 동반적인 공실률 상승으로 이어지며, 오피스시장의 전반적인 동조화 현상이 강화되었다.

경인권은 팬데믹 이전과 달리 서울과 유사한 반응 경로를 보였는데, 이는 서울, 경기, 인천을 포함하는 수도권 오피스시장이 단일한 권역 시장처럼 작동하는 구조로 전환되었음을 시사한다.

충청권의 경우 초기 반응은 제한적이었으나 일정 시차 이후 급격한 반응을 보이며 서울권 충격에 가장 민감하게 반응하였다. 강원권은 중단기적으로 반

응이 크게 나타난 이후 비교적 빠르게 원래 수준으로 회귀하는 모습을 보여 충격의 지속성이 제한적인 특성을 보였다. 경상권과 호남제주권 역시 서울권의 공실률 충격에 대해 양(+의 반응이 나타나 팬데믹 이후 서울 오피스시장의 변동이 전국적으로 확산되는 구조가 강화되었음을 확인하였다.

5.5 출레스키분산분해 분석결과

분산분해 분석을 통해 서울권 공실률 변동이 시간의 흐름에 따라 타 권역과 어떠한 관계를 어느 정도 형성하는지를 검토하였다(Table 7).

팬데믹 이전 시기 분석 결과를 보면, 서울권 오피스 공실률 변동은 단기적으로는 자체 요인에 의해 주로 설명되는 것을 알 수 있다. 다만 시간의 흐름에 따라 타 권역의 설명력이 점진적으로 확대되는 양상을 보였다. 이는 서울이 우리나라 오피스시장의 기

준점 역할을 하고 있다는 것을 보여주는 결과라고 할 수 있는데, 단기적으로 서울 오피스시장은 외부 충격 보다는 내부적 수요·공급에 의해 공실률이 결정된다는 것을 의미한다. 하지만 장기적으로 권역 간 조정이 누적되는 연결적 시스템의 역할이 강화되는 것으로 보인다. 즉 시간의 흐름에 따라 임대료, 수요 증가와 같은 비용 압박으로 인해 타 권역이 대안으로 작용하면서 서울과 타 권역 오피스시장의 동태성이 강화되었다는 것이다. 이후 서울의 비용 압박이 완화되면 다시 서울로의 재집중이 이루어지고 이것이 반복되면서 연결적 시스템 효과가 작동하는 것으로 판단된다.

또한 경인권과 강원권에 대한 서울의 기여도가 시간의 경과에 따라 증가하는 모습이 확인되었다. 이는 서울과 지리적으로 인접한 권역일수록 장기적으로는 서울 오피스시장과의 구조적 연계성이 강화되

Table 7. Cholesky Decomposition Analysis Result

(Unit: %)

Period	GI	CC	GW	GS	HJ	Seoul
Before Pandemic						
1	4.573	0.372	30.628	0.496	0.106	63.825
2	5.263	8.318	27.312	1.885	6.593	50.629
3	7.346	20.786	20.123	1.672	7.600	42.473
4	6.725	36.001	12.101	2.335	13.289	29.549
5	14.462	24.768	13.294	7.122	22.693	17.662
6	19.638	18.296	17.861	9.892	21.767	12.545
7	26.033	13.893	19.892	11.138	19.392	9.653
8	27.112	12.271	22.277	11.317	18.564	8.460
After Pandemic						
1	31.789	22.427	0.295	4.731	5.699	100
2	11.174	17.701	0.167	6.656	4.251	96.087
3	9.735	9.245	1.743	12.704	12.189	96.919
4	8.405	4.871	1.358	36.718	19.585	97.161
5	7.627	2.815	3.482	43.196	22.806	96.641
6	7.666	2.313	3.833	40.536	24.427	96.741
7	7.344	2.141	3.704	40.153	24.862	96.865
8	6.800	1.875	3.642	41.848	25.845	97.058

는 경향을 보인다는 것으로 이해할 수 있으며, 서울 오피스시장의 대안으로 물리적 인접성이 강하게 고려될 수 있음을 시사한다.

반면 팬데믹 이후 시기에는 이전과 다른 양상이 관찰되었다. 서울권 오피스 공실률 변동은 장단기에 걸쳐 자체 요인의 설명력이 가장 높게 유지되어 서울권이 타 권역의 영향을 상대적으로 적게 받는 구조로 전환되었다. 팬데믹 이후 변화된 근무 여건은 대규모 제조시설보다는 공유·소형·고품질 및 언택트 오피스 수요를 높이는 계기가 되었다(이민아, 2023). 이는 지방으로의 이전을 통한 오피스 공간의 확보보다는 내부 이동 선호라는 공간 재편을 촉발하게 되었는데, 이와 같은 오피스의 질적 이동 성향이 팬데믹 이전과는 다른 양상을 나타낸 것으로 보인다.

다음으로 경인권과 충청권은 단기적으로 서울권 충격에 즉각 반응하는 특성을 보였으며, 이는 서울과 지리적으로 인접한 권역일수록 충격의 전달 시차가 짧음을 의미한다. 이 결과는 팬데믹 이전 나타났던 서울과 인접한 오피스 권역의 관계가 이후에도 지속화되었음을 시사한다.

반면 강원권은 전 기간에 걸쳐 설명력이 매우 낮아 서울권 오피스시장과의 연계성이 제한적인 독립적 특성을 보였다. 경상권과 호남제주권 역시 단기적으로는 서울권의 영향이 제한적이었으나, 일정 시차 이후 장기에 걸쳐 서울의 영향이 증가하는 양상이 나타났다. 이러한 결과는 서울권에서 발생한 오피스시장의 충격이 물리적 거리가 먼 지방 권역으로 전파되는 데 시간 지연이 존재함을 시사한다.

6. 결론 및 시사점

본 연구는 오피스시장 수요를 반영하는 공실률을 활용하여 팬데믹에 따른 서울과 주요 권역 간 오피스시장의 동태적 관계를 실증분석 하였다. 구체적으로 서울과 5개 권역(경인·강원·충청·경상·호남

제주)을 대상으로 벡터오차수정모형(VECM)을 활용하여 오피스 공실의 장·단기 동태적 관계를 검토하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫 번째, 팬데믹 이전과 이후 모든 기간 서울권과 기타 권역 오피스시장 간에는 장기적인 균형 관계가 유지되고 있는 것으로 나타났다.

두 번째, 공실률의 전이 구조는 팬데믹을 기점으로 뚜렷한 변화를 보였다. 팬데믹 이전에는 서울 오피스시장의 충격이 일부 권역에 제한적으로 전이되는 부분적 상호 의존 구조가 나타났으며, 지역별 반응의 크기와 시차 또한 상이했다. 반면 팬데믹 이후에는 서울 공실률 변동이 수도권과 비수도권 권역 전반으로 확산되는 전이 현상이 강화되었다. 특히 수도권은 시차 없이 반응하는 단일 시장적 구조로 재편된 반면, 비수도권은 일정 시차를 두고 서울의 변동성을 수용하는 양상이 관찰되었다.

세 번째, 우리나라 오피스시장은 팬데믹 충격이 각 권역에 비대칭적으로 작용하면서, 서울권과 기타 권역 오피스시장 간 동태적 변동성이 재조정되는 양상을 보였다.

네 번째, 서울의 공실 변동은 오피스시장 간 물리적 거리에 따라 타 권역에 대해 상이한 전이효과를 나타냈는데, 인접할수록 충격의 전달 시차는 짧은 것으로 파악되었다.

다섯 번째, 서울 오피스시장의 충격이 물리적 거리가 먼 권역으로 전파되는 데 시간 지연이 존재하는 것으로 확인되었다.

이러한 결과는 팬데믹 이후 사회 여건 및 업무환경 변화가 비서울권 오피스시장의 독립적 수요 기반을 강화하기보다 오히려 서울 오피스시장의 변동성에 종속되는 구조가 강화되었음을 시사한다. 즉, 기대되었던 ‘탈서울’ 또는 지방으로의 수요 분산 효과는 제한적으로 나타났으며, 서울 중심 오피스시장의 위 힘이 전국적으로 공유되는 구조적 취약성이 강화되

있음을 유추할 수 있다.

이를 바탕으로 본 연구는 다음과 같은 정책적 시사점을 제시한다. 첫 번째, 지방 오피스시장 활성화를 위해 단순한 기업 이전 중심의 물리적 분산 정책을 넘어 지역별 산업구조와 연계된 차별적 수요 기반 조성이 필요하다. 두 번째, 서울 오피스시장의 변동성이 인접 권역으로 즉각 전이되는 구조가 강화된 만큼 서울 오피스 공실률에 대한 상시적 모니터링 및 관리가 필요하며, 이를 통해 서울발 충격으로 인한 타 권역 오피스시장의 위험 예측에 기여할 수 있을 것으로 보인다. 세 번째, 우리나라 오피스시장의 상호 의존성이 높다는 점에서 오피스 관련 정책 추진은 거시적인 관점을 가져야 할 것으로 판단된다.

마지막으로 본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 먼저 공실률을 바탕으로 오피스시장의 동태성을 파악해 기업의 입지 변화와 수요 이동에 대해서는 간접적인 효과만을 추정할 수 있었다. 다음으로 VECM 분석의 특성상 개별 정책 효과를 정량적으로 식별하는 데에는 제약이 있었으며, 인구 이동이나 산업구조 변화와 같은 외생 요인을 직접적으로 반영하지 못하였다. 아울러 권역 단위 평균값을 사용함으로써 권역 내 도시 간 이질성을 충분히 고려하지 못한 한계도 존재한다. 마지막으로 본 연구에서 활용할 수 있었던 관측치 수가 상대적으로 제한적이라는 점에서 충분히 축적된 시계열 자료를 활용한 실증분석이 어려웠다는 점은 아쉬움으로 남는다.

이에 향후 연구에서는 충분한 수준의 시계열자료 확보 및 기업 이전 데이터, 정책 변수, 인구 및 산업구조 등 다양한 지표(변수)를 결합한 다변량 분석과 시군구 단위의 미시적 접근을 통해 오피스시장의 공간적 전이 메커니즘을 보다 정교하게 규명하기를 기대한다.

참고문헌

1. 김정익·이재웅(2023), “코로나 19가 국내 부동산시장에 미치는 영향과 변화에 관한 연구”, 『미래사회』, 14(2): 107~133.
2. 권도율·전재식(2022), “코로나 19 전후 서울 상권 매출의 공간적 변화”, 『부동산학연구』, 28(3): 25~44.
3. 김가은(2026), “팬데믹에 따른 오피스 시장 공실률의 지역 간 동태적 전이효과”, 석사학위논문, 중앙대학교.
4. 김가은·서원석(2025), “수도권 프라임 오피스시장 공실률의 동태적 전이효과: 서울권과 판교분당권을 중심으로”, 『부동산분석』, 11(3): 171~190.
5. 김경민·이창석(2014), “오피스 하부시장간 영향에 관한 연구: 서울시 3대 권역과 경기도 분당권역을 중심으로”, 『부동산학보』, 58: 154~168.
6. 김도형·우명제(2019), “기능적 상호작용에 따른 도시권 설정과 성장관계에 대한 연구”, 『국토계획』, 54(7): 5~23.
7. 김리영·서원석(2017), “수도권 연담도시 간 인구이동과 주택시장의 변동성 분석”, 『부동산학보』, 71: 159~172.
8. 김리영·서원석(2020), “벡터오차수정모형을 이용한 하위시장별 주택 미분양 영향요인 분석: 경기도와 경상남도의 분양 및 재고시장을 중심으로”, 『감정평가학논집』, 19(1): 75~100.
9. 김리영·서원석(2024), “VECM을 이용한 외환 및 금융위기 경제여건 변화가 대도시 주택시장에 미치는 영향 비교”, 『부동산학보』, 56: 322~336.
10. 김명찬·김종진(2025), “주택매매소비심리와 수요·공급의 변화가 지방광역시 아파트 가격에 미치는 영향에 관한 연구: 대구광역시를 중심으로”, 『토지주택연구』, 16(4): 101~112.
11. 김영덕·조경엽(2006), “수도권 공공기관 지방이전의 경제적 효과”, 『경제학연구』, 54: 143~184.
12. 김정옥·이주영(2018), “오피스 부동산 공급량과 공실률 간 관계 분석: 수도권 지역을 대상으로”, 『부동산분석』, 4(1): 95~117.
13. 김준성(2022), “공공기관 지방 이전과 혁신도시 조성의 경제적 성과에 관한 연구”, 『지방정부연구』, 26(2): 119~145.
14. 김진영·장희순(2024), “금리가 주택가격에 미치는 영향 분석: 지역별 차이를 중심으로”, 『국토연구』, 121:

- 107~122.
15. 남국현(2022), “대기업 지방 이전과 지역균형발전에 관한 연구: 노동생산성을 중심으로”, 『지역개발연구』, 54(2): 33~57.
 16. 남창우·송인호(2020), 「지역발전의 정책방향과 전략」, 한국개발연구원.
 17. 류강민·송기욱(2021), “오피스 가격경사계수를 이용한 서울시 도시공간구조 변화 분석”, 『LHI Journal』, 12(3): 11~26.
 18. 류강민·이창무(2012), “서울시 오피스 임대시장의 공실률과 임대료의 상호결정구조 분석”, 『부동산학연구』, 18(2): 91~102.
 19. 박용석·김영덕·나경연·전영준·최은정·이가진·정경석·이범규·염인섭·지남석·안영웅(2018), 「대전광역시 인프라 투자 정책방향 및 핵심 프로젝트 발굴 연구」, 서울: 한국건설산업연구원.
 20. 박인권·정이레·오다원·정예림(2021), “COVID-19 확산에 따른 도시공원 이용자 수의 변화: 시계열 빅데이터 분석”, 『지역연구』, 37(2): 17~33.
 21. 박정수·성주환(2022), “COVID-19 등 팬데믹 이후의 부동산시장에 관한 연구”, 『주거환경』, 20(4): 1~20.
 22. 배진원·김선배·변창욱·김승년·최성웅·이동규(2022), 「디지털 전환 시대의 새로운 산업입지 전략 연구」, 세종: 산업연구원.
 23. 서원석(2025), “서울권과 인접권역 주택시장의 연쇄적 가격 전이효과: 패널 VECM의 적용”, 『토지주택연구』, 16(2): 89~103.
 24. 송가영·김의준(2007), “수도권 공공기관의 지방 이전이 국가 및 지역 생산에 미치는 영향”, 『서울도시연구』, 8(3): 1~12.
 25. 오지영·서원석(2022), “위계선형모형을 이용한 신도시 공공개발 특성의 주택가격 다층영향 분석”, 『감정평가학논집』, 21(2): 119~141.
 26. 옥기원(2023.5.12), “수도권 기업 10곳 중 6곳 ‘지방 이전 계획 없다…인력 확보 어려워’”, 한겨레.
 27. 유한수(2025), “주택소비심리와 경제 매각가율 간의 동적 선후행성 분석”, 『토지주택연구』, 16(1): 117~126.
 28. 윤지열(2023), “서울 오피스시장 임대료 및 공실률에 대한 동태적 분석”, 박사학위논문, 전주대학교.
 29. 이남영(2025.1.31), “대구 오피스 10개 중 1개는 공실”, 영남일보.
 30. 이민아(2023), “엔택트 공간서비스 관점에서 본 거점 오피스 공간프로그램”, 『한국공간디자인학회논문집』, 18(3): 191~200.
 31. 이상경·이현석·손정락·최지희(2009), “시계열 분석을 이용한 오피스 임대료 모형 구축”, 『부동산학연구』, 15(3): 5~17.
 32. 이영수(2009), “우리나라의 자산효과: VECM 분석”, 『부동산학연구』, 12: 19~35.
 33. 이진희(2022), “상업 젠트리피케이션 지수와 공실률에 대한 탐색적 분석: 서울시 사례를 중심으로”, 『부동산분석』, 8(3): 173~196.
 34. 이혜인(2021), “공공기관 이전과 지역균형발전의 관계”, 『한국지방정부학회 학술대회자료집』, 5: 313~333.
 35. 임석희·송주연(2022), “코로나 19 팬데믹 경기침체와 회복력의 지역적 특성: 도시 고용위기와 회복을 중심으로”, 『한국경제지리학회지』, 25(3): 281~298.
 36. 장용삼(2010), “오피스시장의 자연공실률 이론모형 연구”, 『한국지적학회지』, 26(2): 55~64.
 37. 장인성·박승준·임상수·변창욱·김승년·도기현(2024), 「기업의 지방이전 및 투자 촉진 정책의 고용영향」, 세종: 한국노동연구원.
 38. 정재현·이진미(2022), “포스트 코로나 시대에 따른 공유 오피스의 변화 연구: 공유 오피스 내 거점 오피스 유형을 중심으로”, 『대한건축학회 추계학술발표대회논문집』, 42(2): 836~839.
 39. 조경호(2015), “공공기관 지방이전에 따른 구성원 삶의 질 제고 및 생산적 조직 행태 유인 방안”, 『2015 공공기관과 국가정책』, 세종: 한국조세재정연구원.
 40. 조규민·손동욱(2020), “공공기관의 지방 혁신도시 이전 후 지역 활성화 효과에 관한 연구”, 『국토연구』, 107: 61~78.
 41. 조한국·서충원(2019), “VAR에 의한 임대료 및 공실률과 거시경제변수간의 동태적 연구: 서울시 오피스 권역을 중심으로”, 『부동산학보』, 79: 35~49.
 42. 주대환·김종진(2016), “VECM을 활용한 오피스 공실률 영향요인에 관한 연구”, 『주거환경』, 14(2): 93~108.
 43. 허동숙·박경(2021), 「기업 본사의 지방 이전 최근 동향과 정책 시사점 II: 국내 현황과 과제」, 세종: 국토연구원.
 44. KB금융지주경영연구소(2021), 「KB부동산시장 리뷰」,

- 2021-4, 서울: KB금융그룹.
45. Crone, T. M. (1989), "Office Vacancy Rates: How Should We Interpret Them?", *Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia)*, May: 3~12.
46. Granger, C. W. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37(3): 424~438.
47. Kitamura, Y. (1998), "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models: By Soren Johansen, Oxford University Press, 1995", *Econometric Theory*, 14(4): 517~524.

요약

본 연구는 COVID-19 팬데믹을 전후로 서울과 주요 권역 간 오피스시장의 동태적 관계를 파악하였다. 이를 위해 2013년 1분기부터 2025년 2분기까지 서울과 전국 5개 권역의 오피스 공실률 자료를 활용하여 벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 분석을 수행하였다. 주요 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 팬데믹 이전과 이후 모든 기간 서울권과 비서울권 오피스시장 간에는 장기적인 균형 관계가 유지되고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 공실률의 전이 구조는 팬데믹을 기점으로 뚜렷한 변화를 보였다. 세 번째, 우리나라 오피스시장은 팬데믹 충격이 각 권역에 비대칭적으로 작용하면서, 서울권과 타 권역 오피스시장 간 동태적 변동성이 재조정되는 양상을 보였다. 네 번째, 서울의 공실 변동은 오피스시장 간 물리적 거리에 따라 상이한 전이효과를 보였는데, 인접할수록 충격의 전달 시차는 짧게 나타났다. 다섯 번째, 서울 오피스시장의 충격이 물리적 거리가 먼 지방 권역으로 전파되는 데 시간 지연이 존재하였다. 이러한 결과를 통해 팬데믹 이후 사회 여건 및 업무환경 변화가 지방 오피스 시장의 독립적 수요 기반을 강화하기보다 오히려 서울 오피스시장의 변동성에 종속되는 구조가 강화되었음을 확인하였다. 이를 바탕으로 본 연구는 지역별 산업구조와 연계된 차별적 수요 기반 조성, 서울 오피스 공실률에 대한 상시적 모니터링 및 관리, 거시적 정책추진과 관련된 정책적 시사점을 제시하였다.

주제어: 오피스시장, 공실, 전이효과, 코로나19, 팬데믹, 시계열분석

서울시 모아타운 대상지의 다세대·연립주택 매매 및 임대가격 특성과 사업 철회 결정요인 분석*

Price Characteristics and Determinants of Project Withdrawal for Row and Multi-Housing in Seoul's Moa-Town

이수정** · 노승한***

Su-Jeong Lee** · Seung-Han Ro***

Abstract

This study examines the sale and rental price characteristics of row and multi-housing and identifies the determinants of project withdrawal across 64 Moa-Town sites in Seoul using hedonic price and probit models. The result from the hedonic price model shows that the sale price effect is strongest during the management planning stage, whereas the rental price effect is strongest in sites facing project withdrawal. Public institution participation positively affects both sale and rental prices, whereas site area has a positive effect only on rental prices. Building age shows a U-shaped relationship with price, indicating that prices for highly deteriorated units reflect redevelopment expectations. Prices increase with distance from elementary schools but decrease with distance from subway stations. The result from the probit model indicates that larger site areas increase the probability of project withdrawal, consistent with greater coordination challenges, whereas greater distances from subway stations and schools reduce the likelihood of withdrawal. This suggests that areas with lower accessibility have a stronger need for small-scale housing improvement projects, which helps sustain project participation. These findings provide foundational evidence for designing policies and improving the effectiveness of future small-scale housing improvement management area projects. They show that market values and project sustainability are shaped by distinct but interrelated factors.

Keywords: Small-Scale Housing Improvement Management Area, Small-Scale Housing Improvement Management Plan, Small-Scale Housing Improvement Project, Moa-Town, Public Support

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

기성 시가지에서 노후·저층 주거지를 정비하고 주택공급을 확대하는 것은 도시 성장과 함께 지속

해서 제기되는 주거정책의 핵심 과제 중 하나이다. 특히 서울을 중심으로 한 주택 수요의 집중과 이에 따른 공급 부족은 주택가격의 불안정을 심화시키고 있으며 이러한 문제를 해결하기 위한 새로운 형태의 정비사업 모델이 요구되었다. 이에 따라 정부는

*이 논문은 2025년 한국부동산분석학회 하반기 학술대회에 발표된 내용(이수정·노승한, 2025a)을 수정 보완하여 작성하였음.

**건국대학교 부동산학과 박사과정(주저자: sj37@konkuk.ac.kr)

***건국대학교 부동산학과 교수(교신저자: shro@konkuk.ac.kr)

2021년 당시 신속한 주택공급을 통해서 주택시장의 안정을 도모하기 위한 정책 중 하나로 '소규모주택 정비 관리지역' 제도를 도입하였고 노후·저층 주거지를 대상으로 일단의 지역을 설정하여 사업절차를 간소화하고 인센티브를 부여함으로써 소규모주택정비사업을 활성화하고자 하였다(국토교통부, 2021).

이후 서울시는 2022년 1월 13일 지역 여건에 적합한 정비모델로 서울형 소규모주택정비 관리지역인 모아타운과 서울형 소규모주택정비사업인 모아주택 정책을 발표하고 자치구 공모 및 수시 공모, 주민제안 방식을 통해 대상지를 선정하였으며 사업추진에 어려움이 있는 대상지에 대해서는 공공관리 시범사업을 통해 정책 실효성을 높이기 위한 공공지원을 지속하고 있다. 서울시는 2025년 5월 당시 모아타운 대상지 111곳이 선정되어 추진 중이며, 모아타운 관리계획이 승인·고시된 대상지는 49개소로 정책목표를 조기에 달성한 것으로 평가하였다(서울특별시, 2025).

그러나 정비사업과 관련된 정부 정책은 시장 왜곡과 투기 조장, 사회적 비용을 유발할 수 있다는 점에서 신중하게 결정해야 한다(이상경·신우진, 2001). 정비사업은 공공의 도시 정비 목적뿐만 아니라 부동산 가치 상승과 원주민의 개발 욕구 충족 등 경제적 가치 창출을 동반하기 때문에 여러 이해집단 간 목표충돌과 의사소통의 장애가 발생하며 이러한 갈등은 공공사업의 차질, 자원 배분의 불공정, 주민 공동체 파괴 등 심각한 경제적·사회적 손실을 초래하는데 특히 추진위원회 구성 및 조합설립과 같은 사업 초기 단계에서 갈등 발생 빈도가 높게 나타난다(장성환, 2010). 그리고 주택공급은 복잡한 절차와 장기간에 걸쳐 이루어지기 때문에 공급자는 인허가 과정에서 예상되는 시장위험을 회피하기 위한 전략적 판단을 할 수 있으므로 착공 이전단계에서 상당 부분이 취소되거나 연기되어 주택공급의 불확실성이 크게 나타나고 공급의 비탄력성으로 발생하는 수요

와 공급의 시기적 불일치는 단기적으로 주택가격과 임대료의 변동성을 확대하는 요인으로 작용한다(DiPasquale and Wheaton, 1994; 지규현 외, 2017).

서울시는 원활한 주택공급을 위하여 정비사업을 활성화하고자 공공지원을 확대하여 소요 기간을 단축하기 위한 노력을 지속하고 있으나 주택가격의 불확실성은 사업 기간에 영향을 미치는 주요 요인으로 작용하며 가격 변동성이 커질수록 동일 시점에서 재개발이 추진될 확률은 감소하는 것으로 나타난다(김혜원·최막중, 2011; 성현곤, 2023). 또한, 공공참여형 가로주택정비사업은 토지등소유자가 인센티브 확보를 통해 사업성을 개선하기 위한 목적으로 신청하고 대상지 선정 시에도 수익성이 주요 평가요건으로 작용하지만, 사업성을 극대화하여 사업의 분담 비용을 줄이고자 할 때 사업 지연이 발생할 수 있다(임혜연·김경민, 2025).

이러한 논의에 근거하여 본 연구는 서울시의 모아타운 정책에 초점을 맞추고 소규모주택정비 관리계획(모아타운 관리계획) 승인 및 고시가 완료된 구역과 수립 중인 구역, 철회된 구역을 대상으로 다세대·연립주택의 매매 및 임대가격 특성을 분석하여 정책의 추진 여부와 진행 상황에 따라 나타나는 거래가격 특성의 차이를 규명한다. 나아가 모아타운 사업 철회의 발생 확률을 실증적으로 추정하고 이를 통해 정책추진 과정에서 철회 결정에 작용하는 요인을 분석함으로써 정책의 실효성을 높이기 위한 개선점을 제시하고자 한다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구의 공간적 범위는 서울시 홈페이지에서 2024년 7월부터 2025년 7월까지 공개된 모아타운 추진현황을 바탕으로 2022년도에 대상지로 선정된 64개소로 한정하였다. 모아타운은 도입 초기에 주민동의 요건이 없이 기간제 공모방식으로 대상지가 선정되었고 사업추진 중에 주민의 반대로 철회요청

과 대상지 철회가 결정됨에 따라 제도개선을 통해 2023년 2월 이후부터는 주민동의 및 의견수렴 요건을 충족한 지역을 대상으로 수시 공모방식으로 전환하고 주민제안 방식을 확대하였다. 따라서 제도적 요건 변화를 고려하고 적용 기준의 일관성을 확보하기 위하여 기간제 공모방식으로 선정된 64개소 모아타운 대상지를 설정하고, 연구의 시간적 범위는 모아타운 정책이 도입된 2022년 1월부터 2025년 6월까지로 하여 다세대·연립주택의 실거래가 자료를 활용하였다.

본 연구는 모아타운 대상지의 주택 거래가격 특성과 사업 철회 결정요인을 분석하기 위해 두 가지 방법을 활용하였다. 첫째, 헤도닉 가격모형(hedonic pricing model)에 기반한 다중회귀분석을 통해 주택의 물리적·입지적 특성과 정책적 요인이 매매가격과 임대가격에 미치는 영향을 실증적으로 검증하였다. 둘째, 모아타운 철회 대상지와 관리계획 수립 중인 대상지의 개별 주택 특성을 설명변수로 설정하고 사업 철회 가능성을 확률적으로 추정하기 위해 프로비트 모형(Probit model)을 활용하였다.

2. 선행연구

2.1 소규모주택정비 관리지역과 소규모주택정비사업

정부는 2017년 「빈집 및 소규모주택정비에 관한 특별법(이하 소규모주택정비법)」 제정을 통해 노후·저층 주거지의 정비와 신속한 신규주택 공급을 위하여 구역지정 및 정비계획 수립, 추진위원회 승인 등의 절차를 생략하는 사업방식을 도입하였다. 그러나 개별 단위로 추진되는 소규모주택정비사업은 면적 제한으로 인한 규모의 경제 실현의 어려움, 낮은 용적률 인센티브, 수익성 저하 등의 구조적 한계를 내포하고 있었으며 주변 여건을 고려하지 못한 채 추진되는 정비사업은 도시 공간의 난개발을 초래할 수 있다는 우려가 제기되었다.

이에 정부는 2021년 ‘소규모주택정비 관리지역’ 제도를 도입하여 10만 m^2 이내의 규모에서 신축과 노후주택이 혼재되어 광역적 개발이 곤란한 저층 주거지를 대상으로 용도지역 상향, 건축규제 완화, 기반시설 설치비용 지원 등의 인센티브를 적용하여 계획적으로 소규모주택정비사업을 활성화하여 신규주택공급을 확대하고자 하였다. 서울시는 이를 바탕으로 2022년 ‘모아타운’ 개념을 도입하였으며 소규모주택정비 관리계획 수립 지침을 반영하여 서울시 여건에 적합한 법정계획으로 제도적 기반을 마련하였다.

소규모주택정비사업은 건축물의 용도, 세대수, 사업면적 등의 기준에 따라 자율주택정비사업, 가로주택정비사업, 소규모재건축사업, 소규모재개발사업의 네 가지 유형으로 구분되며 모아주택은 서울시의 모아타운 관리계획 수립지침에 따라 1,500 m^2 이상의 면적을 확보한 소규모주택정비사업을 지칭한다.

소규모주택정비 관리지역과 소규모주택정비사업에 대한 선행연구는 법·제도적 고찰, 현황분석, 사업유형별 특성을 중심으로 다양하게 진행되고 있으며 다음과 같이 살펴볼 수 있다.

2.1.1 소규모주택정비사업

자율주택정비사업은 소규모주택정비사업 중 가장 규모는 작지만 동기 부여에 따라 민간에서의 사업 발전 가능성이 큰 것으로 평가되며 사업의 활성화를 위해서는 전담 기관 신설, 통합지원체계 고도화, 민간 사업대행 활성화 및 홍보 강화가 필요하다(이영란, 2018; 김준기, 2024). 김중근(2021)은 자율주택정비사업 추진현황을 분석한 연구에서 용적률 및 주차장 설치 완화 적용의 차이와 사업 기간의 지역 간 유의한 차이를 밝혔으며 이는 제도의 절차상 혼선과 지역에 내재한 제약, 기초지자체의 경험과 역량에 따른 것으로 판단하였다. 한편으로 이수정·노승한(2023)은 자율주택정비사업이 완료된 전

국 66개소 사업지를 대상으로 사업 규모 및 방식, 공공지원 및 건축규제 완화 특례가 공공임대주택 공급량에 미치는 영향을 분석한 결과 LH 매입약정과 주차장 설치기준 완화와 같은 공공의 제도적 개입이 공공임대주택 공급 확대에 긍정적인 영향을 미친다고 실증하였다.

가로주택정비사업은 대규모 정비사업이 불가능한 지역에서 열악한 주거환경을 신속하게 정비할 수 있는 주요 사업 수단으로 평가되지만 1만㎡ 미만의 소규모 개발로 인한 수익성 저하와 낮은 용적률 인센티브는 사업 활성화를 저해하는 요인으로 작용하며 이에 따라 제도적 보완과 개선이 필요하다(이승우·허윤경, 2018; 임종욱·이춘원, 2019). 그리고 가로주택정비사업은 주거환경 개선을 통해 사업을 시행하지 않은 인근지역 보다 자산가치의 상승효과가 나타나지만, 종전 가로체계를 유지함에 따라 다세대·연립주택이 가진 녹지 부족, 주차 공간 협소, 기반 시설 미비 등의 구조적 한계는 해결되지 않았으며 이를 해결하기 위해서는 용도지역의 상향과 건축규제의 대폭적인 완화 및 정책적 지원이 요구된다(김기묘·박문수, 2021). 또한 서울에서 추진 중인 가로주택정비사업 142개소 중에서 78개소가 서로 근접하여 추진되고 있는 점을 고려할 때 개별 가로주택정비사업을 연계하여 시행할 수 있는 제도적 개선이 요구되며 정비기반시설은 주변지역을 개선하는 성격을 가지므로 공공이 조성하는 방안이 필요하다(임희지·양은정, 2021).

소규모재건축사업의 행정절차 간소화와 각종 부담금 지원은 주민 참여 선호에 유의한 영향을 미치며 소규모재건축 부담금이 도시정비법상 일반 재건축사업과 동일한 기준으로 부과됨에 따라 적은 세대수를 고려하여 감면 및 특례규정 도입의 필요성이 제기되었다(류창화·이춘원, 2022; 김종수, 2022). 그리고 김평기·권영모(2024)는 소규모재건축과 역세권 장기전세주택사업 간 사업성을 비교·분석한

연구에서 평균적으로 역세권 장기전세주택사업의 사업성이 소규모재건축보다 높은 것으로 나타났으나 용도지역 종상향을 통해 용적률 400% 이상을 확보한 경우에는 두 사업의 사업성 차이가 크지 않아 사업성 결정의 핵심 요인은 종상향에 따른 용적률 증가로 확인하였다.

소규모재개발사업은 토지등소유자의 10분의 8 이상 및 전체 토지 면적의 3분의 2 이상에 해당하는 동의를 받아 주민합의체를 구성해야 하며 동의하지 않은 토지등소유자도 구성원으로 포함되는 점에서 다른 소규모주택정비사업과 제도적 차이를 보인다(이연경, 2025). 또한, 소규모재개발사업은 준공업지역 등에서 추진되는 사업으로 속도감 있는 사업추진을 위한 방안을 지속해서 마련 중임에도 불구하고 현재 부산·경기도·인천·광주에서 총 11개소만이 추진 중이며 모두 주민합의체 구성 단계에 머물러 있다(류경수 외, 2024).

2.1.2 소규모주택정비 관리지역

소규모주택정비 관리지역에 관한 선행연구는 공간 계획적 측면과 법·제도적 고찰, 모아타운 관련 주택가격 영향 분석으로 구분하여 살펴볼 수 있다.

공간계획 관련 연구로 정도훈 외(2024)는 모아타운 관리계획이 최초 고시된 4개소를 분석하여 국비 지원시설이 도로·공원·주차장 등 특정 기반시설에 편중되어 있음을 지적하고 제도적 보완의 필요성을 제시하였다. 이후 김효정·권영상(2025)은 5개 모아타운 지역을 대상으로 공공공간의 면적 기준과 공동이용시설 설치 규정의 제도화를 주장하였다.

법·제도적 측면에서 소규모주택정비 관리지역(모아타운)은 관리계획이 수립되더라도 사업추진 단계가 서로 다른 여러 개의 구역이 혼재되어 있어 구속적 효력이 균일하게 적용되기 어렵고, 이에 따라 향후 부담금 관련 등의 갈등을 예방하기 위한 행정적 지원이 요구된다(조필규, 2024; 최종권, 2022). 또한, 우수진

외(2025)는 전국에서 고시가 완료된 소규모주택 정비 관리지역 54개소의 관리계획을 분석한 결과 사업 실행력을 높이기 위해서는 개별 사업이 진행 중이거나 검토 중인 '사업시행구역'과 '사업가능구역'이 둘 이상 인접해 있는 등 관리지역 내에서 사업구역을 정하는 최소 기준이 필요하다고 주장하였다.

모아타운에 관한 주택가격 연구에서 이수정·노승한(2025b)은 모아타운 관리계획 승인·고시가 완료된 25개소 대상지 분석을 통해 사업면적의 증가는 다세대·연립주택 가격에 음(-)의 영향을 미친다고 실증하고, 이는 이해당사자 증가에 따른 매도청구 소송과 손실보상 비용 등의 증가로 이어져 사업성 저하에 대한 우려가 시장가치에 반영된 결과로 해석하였다. 이수현·유선종(2025)은 서울시 중랑구를 대상으로 다세대·연립주택의 매매가격에 모아타운 지정과 토지거래허가제도의 지정, 그리고 두 변수의 상호작용항이 미치는 영향을 분석한 결과 두 제도는 개별적으로 실거래가격에 유의한 정(+)으로 영향으로 나타나지만 상호작용항은 유의한 음(-)의 효과로 나타남에 따라, 동일 구역 내에서 개발 신호와 거래 규제가 동시에 작용할 경우 가격 상승효과가 일부 상쇄되는 것으로 확인하였다.

2.2 정비사업과 주택가격 영향요인

정비사업이 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구는 주택가격 변동 요인 분석, 사업의 진행단계에 따른 가격 상승효과 검증, 정비사업 시행이 주변 지역 주택가격에 미치는 효과를 실증적으로 규명한 연구들로 살펴볼 수 있다.

이상경·신우진(2001)은 아파트 재건축 가능성이 시장가격에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구에서 준공연수와 그 제공항을 포함한 비선형 회귀모형을 통해 가격이 초기에는 노후화로 하락하다가 약 17년 경과 시점부터 재건축 기대감에 따라 반등하는 U자형 곡선이 나타나며, 구조적 전환을 가정한 모형

에서도 동일한 경제점 이후 가격 기울기의 유의미한 상승을 확인하였다. 또한 전세가격을 활용한 모형에서는 재건축 관련 변수의 유의성이 낮게 나타나 재건축 기대가 실거주보다는 투자 수요에 더 크게 반영됨을 시사하였다. 이현석(2001)은 아파트 시장가격을 자산가격과 임대가격으로 구분하고 2단계 최소자승법(2SLS)을 적용하여 두 가격 간의 차별성과 연계성을 검증하였으며, 연구결과 1990년대 서울 아파트의 경우 자산가격은 건축연령이 오래 될수록 상승하는 반면 임대가격은 그 역의 관계로 나타나는 것을 확인하였다.

재건축사업의 단계별 가격변동률을 분석한 오동훈·이민석(2004)은 사업 초기 단계에서 가격 상승 효과가 사업계획승인 이후보다 더 크게 나타난다고 하였는데 이는 사업 찬반에 대한 설문조사 및 추진 위원회가 결성되는 단계에서 사업추진 가능성과 기대감이 매매수요에 영향을 미치는 것으로 보이며, 사업이 구체화되면서 불확실성이 해소됨에 따라 주택가격은 꾸준히 상승하는 것으로 분석하였다. 이후 김지나 외(2020)는 강남·서초·송파구의 재건축사업을 추진위원회 설립 이전부터 관리처분계획인가 이후까지 5단계로 구분하여 분석한 결과 조합설립인가 고시일부터 사업시행인가 고시일까지의 3단계에서 일시적인 가격하락이 나타났으며 이는 조합 내부의 갈등과 사업시행인가에 대한 불확실성이 사업 수익성보다 더 큰 위험 요소로 인식된 데 따른 것으로 해석하였다.

정동규·윤희연(2016)은 창신·송인 뉴타운 지구를 대상으로 지구 지정에서부터 해제에 이르는 과정이 주택 유형과 시간에 따라 주택가격에 미친 영향을 분석한 결과 지구에 속하는 아파트 가격은 대조군 대비 평균 16.4%, 연립·다세대 주택가격은 13.2% 높은 것으로 확인하였다. 그리고 뉴타운 지구지정 전부터 연립·다세대 주택가격에 형성된 프리미엄이 계획 공표 시점을 제외하고는 해제 시점까지 지속해

서 하락한 이유에 대해서 해당 주택이 뉴타운 사업의 주요 대상이자 분양권 확보를 위한 투기 수단으로 활용되었기 때문에 초기에는 기대감에 의해 가격이 상승했으나 이후 사업의 불확실성과 정보 비대칭성, 지정 해제에 대한 우려가 복합적으로 작용하면서 시장의 기대가 점차 약화 되었기 때문으로 해석하였다.

김숙현(2024)은 서울시가 도시 정비계획 수립 단계에서 신속한 사업 시행과 공공성을 동시에 확보하기 위해 추진한 신속통합기획의 효과를 실증적으로 분석하기 위해 청파 2구역을 처리집단으로 설정하고 공모일 기준과 지정일 기준, 공모일 전과 지정일 후를 중심으로 이중차분법을 적용한 결과 처리집단은 공모일과 지정일 이후에 부동산 가격이 상승하였으며 이는 정책 시행 확정으로 인한 시장 내 불확실성 해소와 인근 권역에 비해 저평가된 처리집단의 가격 조정이 반영된 것으로 해석하였다.

2.3 정비사업 공공지원제도

정비사업은 노후화된 주거환경을 개선하고 도시 기능을 회복하기 위한 중요한 정책 수단으로 활용되고 있지만 사업추진 과정에서는 조합 운영의 전문성 부족과 자금조달 능력의 한계로 인해 조합원 간 갈등이 발생하고 관련 업체와의 유착문제까지 더해지면서 사업이 지연되는 사례가 빈번하게 나타났다. 결과적으로 사업 지연은 금융비용 증가와 주민 갈등으로 이어져 사업추진을 어렵게 만들었으며 정비사업의 효율성과 신뢰성을 저해하는 악순환이 반복되었다. 이에 서울시는 문제 해결방안으로 2010년 7월부터 공공관리제도를 도입하였으며 정비사업의 계획수립 단계부터 사업 완료 시점까지 전 과정을 공공이 제도적·재무적으로 지원하고 관리함으로써의 사절정의 투명성과 전문성을 제고하여 원활한 사업추진과 기간 단축을 도모하였다.

변창흠(2012)은 기존의 조합 중심 재정비사업 구

조에서 벗어나 서울주택도시공사(SH공사)가 기획·설계·시행 전 과정에 직접 관여하는 공공디벨로퍼 모델을 통해 공공성과 효율성을 제고하고 공공이 사업 초기 단계에서 자금 지원과 리스크를 분담하는 조합·주민·공공 간 협력형 사업구조 구축을 제안하였다. 그러나 김지은·이재형(2015)은 조합장과 건설사 임직원을 대상으로 한 설문조사를 통해 공공관리제도가 사업의 투명성 향상에는 도움이 되지만 사업비 절감이나 기간 단축에는 효과가 없으며 행정기관의 업무처리 지연이 사업 지연으로 이어진다고 평가하였다.

한편 박신영(2021)은 재개발사업구역 내 원주민을 위한 임대주택 공급제도에 대해 젠트리피케이션을 방지할 수 있는 긍정적인 정책으로 평가하였으며, 해당 제도가 합동재개발 방식의 개발이익 독점에 대한 사회적 비판과 세입자의 주거권 보호 요구, 그리고 당시 정부의 투기 억제 및 사회적 불평등 완화 등의 정책 기조가 결합한 것으로 확인하였다. 이러한 논의와 관련하여 한상훈(2021)은 2.4 부동산 대책에 따른 공공주도 정비사업이 확대되는 상황에서 정부의 광범위한 계획재량이 정책목표에 편중될 경우 공익과 사익 등 제반 이익이 충분히 고려되지 않을 수 있음을 지적하며, 정책의 정당성 확보를 위해 독일 행정법의 형량명령 원칙에 따른 이익의 형량이 필요하다고 주장하였다.

소규모주택정비사업 관련하여 권혁삼 외(2018)는 사업 활성화를 위해 공공기관이 공공시행자, 사업관리자, 기술 지원자, 갈등 조정자 등으로서 역할을 수행하고 시범사업을 통해 제도의 실행 가능성을 검증한 뒤 이를 제도화하여 전국적으로 확산하는 전략을 제안하였다. 또한 주민협의체 구성 및 운영 매뉴얼과 교육·상담·설계 지원을 통해 주민참여 기반을 강화하고 사업추진의 전문성을 높이는 방안을 제시하였다.

장운배·조하영(2019)은 소규모주택정비사업을 중심으로 지방자치단체의 공공지원 정책을 분석하

고 지원센터 설치와 표준매뉴얼 마련, 도시·주거환경정비기금의 적극적 활용, 세제 감면 및 용자지원 확대 등을 통해 주민 참여를 유도하고 사업추진의 전문성을 제고할 수 있는 조직적 지원의 확대방안을 제시하였다. 또한, 류경수 외(2024)는 지방 중소도시를 대상으로 한 분석을 통해 소규모주택정비사업의 저조한 실적이 지역의 재정 여건과 행정역량 부족에 기인한다고 보고하고, 이에 대한 개선방안으로 지방형 맞춤형 공공지원 모델 구축, 공공과 민간의 협력체계 강화, 사업 초기 단계의 갈등 및 투기수요 관리체계 마련의 필요성을 제시하였다.

2.4 연구의 차별성

소규모주택정비 관리지역은 기존 정비사업의 한계를 보완하고 신속한 주택공급을 위해 도입된 제도로서 서울시는 이를 기반으로 모아타운 정책을 추진하여 노후·저층 주거지 정비를 통해 신규주택 공급을 확대하고 주택시장의 안정화를 도모하고 있다. 이러한 배경에서 기존 선행연구를 검토한 결과, 본 연구는 다음과 같은 차별성을 가진다.

첫째, 본 연구는 소규모주택정비법에 근거하여 추진되는 서울시 모아타운 사업을 분석대상으로 설정하여 도시 및 주거환경정비법에서 정하는 정비사업 유형을 다룬 기존연구의 범위를 확대하였다. 특히 정책 도입의 초기 효과를 실증적으로 규명하기 위하여 2022년까지 기간제 공모방식으로 선정된 64개소 모아타운을 분석대상으로 설정하였다.

둘째, 분석대상인 모아타운 64개소는 모아타운 관리계획 승인·고시가 완료된 구역, 관리계획이 수립 중인 구역, 철회요청 또는 철회가 완료된 구역을 포함하여 사업 추진상황에 따른 주택가격 특성을 비교·분석하였다. 또한 본 연구는 다세대·연립주택의

매매가격뿐만 아니라 임대가격을 구분하여 분석함으로써 모아타운 정책이 소유자의 자산가치와 실거주자의 사용가치에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 의의가 있다.

셋째, 프로빗(Probit) 모형을 활용하여 모아타운 철회 대상지와 관리계획이 수립 중인 대상지를 종속 변수로 설정하고 사업철회 가능성을 확률적으로 분석함으로써 정책 추진과정에 작용하는 결정요인을 규명하고자 하였다.

3. 자료 및 방법론

3.1 연구자료 및 변수구성

본 연구는 서울시 홈페이지에서 2024년 7월부터 2025년 7월까지 공개한 모아타운 추진현황을 바탕으로 Table 1과 같이 2022년에 모아타운 대상지로 선정된 64개소를 연구의 대상으로 설정하였으며 51개소는 관리계획 승인 및 고시 완료, 8개소는 관리계획을 수립 중, 5개소는 철회요청이 진행 중이거나 철회가 완료된 현황을 조사하여 구분하였다. 그리고 64개소 대상지 중에서 2023년에 SH참여 공공관리 시범사업지로 선정된 6개소와 2024년에 공공기관 참여 대상지로 선정된 6개소를 정리하였다.¹⁾

모아타운 사업구역은 모아타운 관리계획 승인·고시 대상지의 경우 관리계획 승인 및 지형도면 고시문의 관리지역 결정도를 활용하였으며, 관리계획이 수립 중이거나 철회된 대상지는 소규모주택정비법 제28조의2 제1항 및 제43조의4 제4항 규정에 따라 ‘주택등 건축물의 분양받을 권리의 산정 기준일’을 정하고 같은 법 제28조의2 제2항의 규정에 따라 고시된 관계 도면의 소규모주택정비 관리지역도를 활용하였다.²⁾

1) 서울특별시(2023), “서울시, SH참여 모아타운 공공관리 시범사업 대상지 6곳 선정” 및 서울특별시(2024), “서울시, 공공기관 참여 모아주택 선정…SH·LH 지원 속 신속한 공급 기대”, 보도자료.

2) 서울특별시고시 제2022-38호, 서울특별시고시 제2022-274호, 서울특별시고시 제2022-427.

Table 1. Current Status of Moa-Town Project Areas

Region	District (Gu)	Management Plan in Progress	Management Plan Approved and Notified	Withdrawal Requested or Completed
Downtown Sphere	Yongsan-gu		1	
	Jongno-gu	1		
	Jung-gu			2
Southeast Sphere	Gangnam-gu	1		
	Gangdong-gu	1	1	
	Seocho-gu		1	
	Songpa-gu		2	
Northeast Sphere	Gangbuk-gu		4	
	Gwangjin-gu			1
	Nowon-gu		2	1
	Dobong-gu		2	
	Seongdong-gu	1	1	1
	Seongbuk-gu		2	
	Jungnang-gu		7	
Southwest Sphere	Gangseo-gu	1	9	
	Gwanak-gu		1	
	Guro-gu	1	2	
	Geumcheon-gu		5	
	Dongjak-gu	1	1	
	Yangcheon-gu		2	
	Yeongdeungpo-gu		1	
Northwest Sphere	Mapo-gu	1	4	
	Seodaemun-gu		1	
	Eunpyeong-gu		2	
Total		8	51	5

Note: Compiled and reorganized by the author based on Seoul Metropolitan Government (2025.8.25) (in Korean).

모아타운 대상지로 선정된 이후의 주택가격을 분석하기 위해 2022년 1월부터 2025년 6월까지 연립·다세대주택의 매매가격과 전월세가격을 공공데이터포털에서 제공하는 실거래가 자료를 활용하였으며(행정안전부, 2023.8.31), 월세 자료는 KOSIS 국가통계포털에서 제공하는 서울 권역별 전·월세 전환율을 해당 거래 시점에 반영하여 전세 보증금으

로 전환하였다(국가데이터처, 2025.9.7).

본 연구는 서울시 모아타운 대상지의 다세대·연립주택 매매가격 및 임대가격을 분석하기 위해 Table 2와 같이 변수를 구성하였다.

종속변수는 다세대·연립주택의 매매 및 임대 실거래가격을 전용면적(m²)으로 나눈 단위면적당 거래가격으로 설정하였으며 해당 값을 자연로그로 변

Table 2. Variable Definitions and Descriptions

Category	Variable	Description	
Dependent Variable	LN Unit Area Transaction Price (10,000 KRW/m ²)	Logarithm of transaction price per exclusive-use floor area of row and multi-housing, including both sales and rental transactions	
	Moa-Town Characteristics	Moa-Town Project Status	Approved and Notified: Moa-Town management plan approved and officially notified (reference category) Management Plan in Progress: 1 if management plan is under formulation, 0 otherwise Withdrawal Requested or Completed: 1 if withdrawal was requested or completed, 0 otherwise
Public Agency Participation		1 if the Moa-Town area involves public agency participation, 0 otherwise (reference category)	
Moa-Town Area (1,000 m ²)		Designated Moa-Town area size divided by 1,000	
Land and Building Characteristics		Exclusive Floor Area (m ²)	Exclusive-use floor area of the transacted housing unit
		Building Age	2025 (current year) - year of completion + 1
	Centered Squared Building Age	Square of [(building age) - (mean building age)]	
Locational Characteristics	Floor Level	Floor level of the transacted housing unit	
	Distance to Subway Station (m)	Straight-line distance from the housing unit to the nearest subway station	
	Distance to Elementary School (m)	Straight-line distance from the housing unit to the nearest elementary school	
	Region	Southwest (Reference)	Gangseo-gu, Gwanak-gu, Guro-gu, Geumcheon-gu, Dongjak-gu, Yangcheon-gu, Yeongdeungpo-gu
		Northwest	Mapo-gu, Seodaemun-gu, Eunpyeong-gu
Northeast		Gangbuk-gu, Gwangjin-gu, Nowon-gu, Dobong-gu, Seongdong-gu, Seongbuk-gu, Jungnang-gu	
Southeast		Gangnam-gu, Gangdong-gu, Seocho-gu, Songpa-gu	
Transaction Year	Downtown	Yongsan-gu, Jongno-gu, Jung-gu	
	2022	Reference year	
	2023	1 if transaction occurred in 2023, 0 otherwise	
	2024	1 if transaction occurred in 2024, 0 otherwise	
	2025	1 if transaction occurred in 2025, 0 otherwise	

환하여 사용하였다. 독립변수는 모아타운 대상지 특성과 토지 및 건축물 특성, 입지특성, 거래시기로 구분하였다.

모아타운 대상지 특성 변수로 모아타운 추진상황(모아타운 관리계획 승인·고시, 관리계획 수립 중, 철회), 공공기관 참여 여부, 모아타운 면적을 설정함으로써 사업추진 상황과 공공기관의 개입 여부가 주택시장 참여자들의 기대와 인식에 반영되어 실제 매매 및 임대가격 형성에 미치는 유의한 영향력을 검증하고자 한다.

토지 및 건축물 특성 변수는 거래주택의 전용면적, 건축물 경과연수, 거래층 등 세부 특성이 매매가격 및 임대가격에 영향을 미친다는 선행연구 결과를 바탕으로 설정하였다(정우성 외, 2019; 이재원·이상엽, 2021; 오원석·전재식, 2024).

또한 선행연구에서는 아파트 가격이 준공 이후 일정 기간 하락하다가 재건축 가능성에 대한 기대효과가 가격에 반영되면서 가격의 하락 정도가 약화되거나 상승으로 전환되는 것으로 나타났다(이상경·신우진, 2001; 김석환·이현석, 2005). 따라서 본 연구에서는 다세대·연립주택 시장에서도 동일한 구조가 나타나는지 검증하기 위해 건축물 경과연수 변수에서 전체 표본의 평균값을 뺀 중심화된 값을 생성하고 이를 제공한 항을 모형에 포함시켜 다중공선성 문제를 완화하였다.

층수 변수는 국토교통부에서 제공하는 다세대·연립주택 실거래가 자료를 바탕으로 -1층부터 14층까지 모든 표본을 연속형 변수로 투입함으로써 모아타운 대상지의 법적 지정요건인 면적 10만㎡ 이하와 노후·불량건축물 수 2분의 1 이상이라는 기준을 충족하면서도 이미 개발을 통해 고층화된 주택들이 다수 포함될 수밖에 없는 모아타운 대상지 특유의 혼재된 여건을 분석에 반영하고자 하였다.

입지특성 변수는 지하철역 거리, 초등학교 거리, 생활권역을 사용하였다. 생활권역은 서울시의 5개

권역인 도심권, 동남권, 동북권, 서남권, 서북권으로 구분하고 이 중 서남권의 표본 비율이 가장 높게 나타나 다른 권역과의 비교에 적합하다고 판단하여 기저변수로 설정하였다.

3.2 방법론

3.2.1 헤도닉 가격모형(Hedonic Price Model)

헤도닉 가격모형(Hedonic Price Model)은 재화의 가격이 해당 재화에 내재된 다양한 속성들의 결합으로 결정된다는 경제학적 전제에 기반한 분석 방법으로 Rosen(1974)은 경쟁시장 내 소비자 선택과 재화의 속성 간 관계를 이론적으로 정교화하여 주택시장 등 재화 가격 분석에 적용 가능한 학문적 틀을 제시하였다. 헤도닉 가격모형은 시장에서 개별적으로 거래되지 않는 재화의 속성들이 가격 형성에 영향을 미친다는 전제하에 속성별 암묵적 가격(implicit price)을 추정하는 분석 도구로서 주택가격에 복합적으로 작용하는 물리적 구조, 입지 조건, 주변 환경, 정책적 요인 등의 세부 속성들을 독립변수로 설정함으로써 각 요인이 가격에 미치는 개별적 영향을 분리하여 분석할 수 있다.

이에 본 연구에서는 2022년 서울시 모아타운 대상지로 선정된 지역의 다세대·연립주택을 대상으로 주택가격에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하기 위해 주택의 정책적·물리적·입지적 특성을 독립변수로 포함한 선형 회귀식 형태의 헤도닉 가격모형을 식 (1)과 같이 설정하였다.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 A_{1i} + \beta_2 A_{2i} + \dots + \beta_k A_{ki} + \epsilon_i \quad (1)$$

이 회귀모형에서 종속변수는 모아타운 대상지 내 다세대·연립주택의 전용면적 단위면적당 매매가격과 임대가격에 자연로그를 취한 값이며 독립변수는 모아타운 대상지 특성, 토지 및 건축물 특성, 입지특성, 거래시기를 포함한다. 또한 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{ki}$ 는

회귀계수를 의미하며 회귀분석을 통해 자료로부터 추정되고 각 회귀계수는 독립변수 A_{ki} 가 한 단위 증가할 때 종속변수 Y_i 의 변동량을 나타낸다.

3.2.2 프로빗 모형(Probit Model)

Bliss(1934)에 의해 제안된 프로빗 모형은 이항적 선택의 발생이 단순 확률이 아닌 개인이 인식하는 기대 효용과 비용, 위험 등 비가시적 요인의 함수라는 전제하에, 관측 불가능한 잠재 효용(latent utility)을 표준 정규 분포를 따르는 확률적 과정으로 가정하여 선택 확률을 추정하는 계량 경제학적 분석 방법이다.

모아타운 대상지의 사업 철회 여부는 현재의 시장 가치뿐만 아니라 향후 정비사업에 따른 기대 이익, 사업추진 과정에서의 불확실성, 추가 비용 등을 종합적으로 고려한 주택 소유자의 미래 기대 효용에 기반한 선택 결과로서, 관측 불가능한 잠재적 철회 성향 (Y_i)이 특정 임계값을 초과할 때 실제 철회($Y_i = 1$)로 나타나는 잠재변수 모형을 통해 계량화될 수 있으며 이를 수식화하면 식 (2)와 같이 정의된다.

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_i = X_i\beta + \epsilon_i > 0 \\ 0 & \text{if } Y_i = X_i\beta + \epsilon_i \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

식 (2)에서 Y_i 는 주택 소유자 i 가 모아타운 사업을 철회하려는 잠재적 순효용을 의미하며 X_i 는 모아타운 면적, 토지 및 건축물 특성, 입지 특성 등 철회 결정에 영향을 미치는 독립변수 벡터이다. β 는 각 독립변수에 대응하는 회귀계수 벡터이며, ϵ_i 는 평균이 0이고 분산이 1인 표준 정규 분포를 따른다고 가정되는 오차항으로 관측되지 않는 개인별 이질성과 비계량적 요인을 포함한다.

이러한 잠재변수 모형 가정에 따라 주택 소유자 i 가 모아타운 사업을 철회($Y_i = 1$)할 조건부 확률은 표준 정규 분포의 누적분포함수를 이용하여 식 (3)과 같이 표현된다.

$$\Pr(Y_i = 1 | X_i) = \Phi(X_i\beta) \quad (3)$$

여기서 $\Pr(Y_i = 1 | X_i)$ 는 독립변수 X_i 가 주어졌을 때 주택 소유자 i 가 모아타운 사업을 철회할 확률을 의미하고, $\Phi(\cdot)$ 는 표준 정규 분포의 누적분포 함수이며, $X_i\beta$ 는 독립변수 벡터와 회귀계수 벡터의 선형 결합으로 구성된 잠재적 철회 성향의 예측값을 나타낸다. 모형의 회귀계수 β 는 최대우도추정법을 통해 추정되며 각 계수의 부호는 해당 독립변수가 철회 확률에 미치는 영향의 방향을 나타내고, 크기는 한계효과(marginal effect) 산출을 통해 해석할 수 있다.

4. 실증분석

4.1 기초통계분석

본 연구의 기초통계량은 Table 3과 같다.

다세대·연립주택 매매가격의 평균 LN값은 6.63, 임대가격의 평균 LN값은 6.26으로 나타났으며 두 거래유형 간 자연로그 평균 차이인 0.37을 실제 가격 비율로 환산하면 매매가격이 임대가격 보다 약 46% 높은 수준임을 의미한다.

모아타운 면적 ($1,000\text{m}^2$)은 매매와 임대 두 거래 유형 모두에서 최소 7.19, 최대 99.72로 나타났으며 표준편차는 매매 19.20, 임대 19.88로 산출되어 모아타운 면적의 분포가 넓고 모아타운 별 면적 차이가 다양하게 존재하는 것으로 해석된다.

토지 및 건축물 특성을 살펴보면 전용면적의 평균은 매매 39.61m^2 , 임대 39.34m^2 로 유사하게 나타나 서울시 다세대·연립주택이 소형주택 위주로 거래되는 경향을 알 수 있다.

건축물 경과연수의 평균은 매매 17.72년, 임대 17.35년으로 나타났으며 표준편차는 각각 12.01년, 12.39년으로 나타나 표본 내 건축물의 노후 정도가 다양하게 분포하고 있음을 보여준다. 또한, 건축물

Table 3. Variable Statistics

Variables	Sales (n=4,904)				Rental (n=17,046)			
	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max
LN Unit Area Transaction Price	6.63	0.48	4.64	8.44	6.26	0.53	2.67	7.62
Moa-Town Area	74.74	19.20	7.19	99.72	74.41	19.88	7.19	99.72
Exclusive Floor Area	39.61	15.38	11.52	164.43	39.34	16.06	7.84	177.73
Building Age	17.72	12.01	1.00	60.00	17.35	12.39	2.00	58.00
Centered Squared Building Age	144.09	152.72	0.08	1787.22	153.53	167.71	0.12	1652.34
Floor Level	2.92	1.77	-1.00	14.00	2.98	1.61	-1.00	14.00
Distance to Subway Station	540.13	298.66	46.37	2050.21	520.86	287.62	46.37	2075.74
Distance to Elementary School	355.07	146.12	56.54	1088.49	364.85	155.33	55.83	1092.13

경과연수의 비선형적 효과를 검증하기 위해 건축물 경과연수에서 전체 표본의 평균값을 뺀 중심화한 값을 제공한 변수를 구성하였으며 해당 변수의 평균값은 매매 144.09, 임대 153.53으로 확인되었다.

층수의 평균은 매매 2.92층, 임대 2.98층으로 유사하게 나타났으며 최댓값이 14층으로 나타나 모아타운 대상지에 포함된 고층형 다세대·연립주택의 존재를 확인할 수 있다. 이는 모아타운 지정요건(대상지 면적 10만㎡ 이하, 노후·불량건축물 비율 1/2 이상)이 반영된 결과로 일부 지역에서는 이미 개발을 통한 고층화가 진행되어 대상지 내에 포함되어 있음을 의미한다.

입지특성 변수의 경우 지하철역까지의 평균 직선 거리는 매매 540.13m, 임대 520.86m로 나타났으며, 초등학교까지의 평균 거리는 매매 355.07m, 임대 364.85m로 나타나 거래유형 간 차이는 크지 않았다.

4.2 빈도분석

본 연구에서 활용한 범주형 변수의 빈도분석 결과는 Table 4와 같다.

모아타운 사업의 진행 상황별 분포를 살펴보면 매매의 83.0%, 임대의 76.5%가 관리계획 승인·고시 완료 구역에 해당하며 관리계획 수립 중은 각각 12.7%, 15.1%, 철회요청 및 철회완료는 각각 4.3%, 8.4%로 나타났다. 두 거래유형 모두 모아타운 관리계획 승인·고시 완료 지역이 대부분을 차지하지만, 임대거래 표본에서 철회지역의 비중이 상대적으로 높게 나타났다. 공공기관 참여 여부는 매매의 79.9%, 임대의 83.3%가 공공기관 미참여 구역에 속하며 공공기관 참여 구역은 각각 20.1%, 16.7%로 매매 표본에서 공공기관 참여 지역의 비중이 다소 높았다.

생활권역별 분포를 보면 매매의 경우 서남권이 49.4%의 비중으로 가장 높았고, 다음으로 동북권 27.5%, 서북권 11.2%, 동남권 9.7%, 도심권 2.4% 순으로 나타났으며, 임대거래에서는 서남권 42.2%와 동북권 29.8%로 순으로 비중이 높게 나타났다.

거래시기 변수의 분석결과는 매매의 경우 2022년 거래가 41.9%로 가장 많았고, 2023년 23.4%와 2024년 21.5%로 유사한 수준으로 나타났으며, 2025년은 6월까지의 거래만 반영된 결과로 13.3%의 비

Table 4. Frequency Analysis

Variables	Sales (n=4,904)		Rental (n=17,046)		
	Freq.	Percent	Freq.	Percent	
Moa-Town Project Status	Approved and Notified	4,071	83.0	13,041	76.5
	Management Plan in Progress	622	12.7	2,566	15.1
	Withdrawal Status	211	4.3	1,439	8.4
Public Agency Participation	Non-Participation	3,918	79.9	14,206	83.3
	participation	986	20.1	2,840	16.7
Region	Southwest	2,420	49.4	7,190	42.2
	Northwest	549	11.2	2,273	13.3
	Northeast	1,346	27.5	5,086	29.8
	Southeast	473	9.7	1,855	10.9
	Downtown	116	2.4	642	3.8
Transaction Year	2022	2,054	41.9	5,420	31.8
	2023	1,145	23.4	4,778	28.0
	2024	1,055	21.5	4,749	27.9
	2025	650	13.3	2,099	12.3

율로 확인되었다. 임대인 경우 2022년 거래가 31.8%였으며, 2023년 28.0%와 2024년 27.9%로 유사한 수준으로 나타났다.

4.3 헤도닉 가격모형 분석결과

본 연구는 서울시에서 2022년에 선정된 64개소 모아타운 대상지의 다세대·연립주택 거래가격을 전용면적(m²)으로 나눈 단위면적당 가격에 자연로그(LN)를 적용하여 종속변수로 설정하였으며 모형의 추정 결과는 Table 5와 같다.³⁾ 결정계수(R-squared)는 매매모형에서 0.62, 임대모형에서 0.65로 산출되

어 두 모형 모두 종속변수 변동을 안정적으로 설명하는 것으로 나타났으며, 모든 변수의 분산팽창지수(VIF)가 3 이하로 나타나 다중공선성의 문제는 크지 않은 것으로 확인되었다.

모아타운 대상지 특성에서 사업추진 상황별 효과를 살펴보면 통계적으로 유의하게 매매가격에 대한 영향력은 관리계획 수립 중인 지역에서 가장 크게 나타났으며, 임대가격에 대한 영향력은 철회요청 및 철회 완료 지역에서 가장 크게 확인되었다.⁴⁾ 구체적으로 모아타운 관리계획 승인·고시 대상지를 기준으로 할 때 관리계획 수립 중인 지역의 회귀계수는

3) 본 연구는 모아타운 자료의 위계 구조를 고려하여 랜덤절편 모형을 검토한 결과, LR 검정을 통한 대상지 수준의 이질성과 통계적으로 유의한 집단 내 상관계수(ICC)를 확인하였다. 한편 Hausman 검정에서 매매모형은 고정효과가 더 적절한 것으로 나타났다. 임대모형은 확률효과를 기각할 근거가 확인되지 않았다. 그러나 고정효과 모형을 적용할 경우, 모아타운 대상지의 수준에서 불변하는 변수가 추정에서 제외되는 한계가 있다. 이에 본 연구는 모아타운 대상지 특성이 주택가격에 미치는 영향을 동일한 기준에서 비교·분석하고 정책적 시사점을 도출하기 위해 이분산성으로 인한 표준오차 왜곡을 완화하는 강건표준오차(Robust standard errors)를 적용한 OLS 모형을 최종 분석모형으로 채택하였다.

4) 모아타운 사업 추진상황에 따른 거래가격 수준의 차이를 검증하기 위해 일원분산분석(ANOVA)과 사후분석(Scheffe)을 실시하였다. ANOVA 분석결과, 매매모형(F=71.76, p<0.01)과 임대모형(F=241.14, p<0.01)에서 사업 추진상황별 주택가격의 차이가 통계적으로 유의하게 나타났다. 또한, 사후분석 결과에서는 매매와 임대모형 모두에서 '철회요청 또는 완료>관리계획 수립 중>관리계획 승인·고시' 순으로 평균가격(Mean)이 유의하게 높게 형성되어 있음을 확인하였다.

Table 5. Results of the Hedonic Price Model

Dependent Variables		Sales Price		Rental Price		
		Coef.	Robust Std. Err.	Coef.	Robust Std. Err.	
Moa-Town Characteristics	Management Plan in Progress	0.13200***	0.01690	0.08965***	0.00756	
	Withdrawal Status	0.06624**	0.03013	0.13923***	0.01066	
	Public Agency Participation	0.04143***	0.01112	0.01268**	0.00645	
	Moa-Town Area	-0.00031	0.00029	0.00021*	0.00013	
Land and Building Characteristics	Exclusive Floor Area	-0.00917***	0.00037	-0.01154***	0.00022	
	Building Age	-0.02278***	0.00054	-0.02438***	0.00034	
	Centered Squared Building Age	0.00086***	0.00004	0.00049***	0.00002	
	Floor Level	0.02777***	0.00298	0.03883***	0.00178	
Locational Characteristics	Distance to Subway Station	-0.00009***	0.00002	-0.00005***	0.00001	
	Distance to Elementary School	0.00006*	0.00003	0.00015***	0.00002	
	Region	Northwest	0.35364***	0.01656	0.15498***	0.00782
		Northeast	0.12959***	0.01013	-0.01570**	0.00607
		Southeast	0.43982***	0.01825	0.21795***	0.00933
Downtown		0.52868***	0.04327	0.20520***	0.01187	
Transaction Year	2023	0.04849***	0.01051	-0.06929***	0.00636	
	2024	0.10814***	0.01125	-0.05452***	0.00639	
	2025	0.12862***	0.01461	-0.04048***	0.00786	
Constant		7.03123***	0.03327	6.85926***	0.01694	
N		4,904		17,046		
F-statistic		408.44		1847.95		
R-squared		0.6292		0.6526		

Note: Significance levels are indicated as p<0.1, p<0.05, and p<0.01.

매매가격에서 0.132, 임대가격에서 0.089로 모두 정(+)의 영향을 보였으며, 철회요청 및 철회 완료 지역의 계수는 매매가격이 0.066, 임대가격이 0.139로 유의한 정(+)의 값으로 나타났다. 이는 장기화되고 있는 모아타운 관리계획 수립 단계에서 주민의 견수령 과정과 사업추진 기대가 매매가격에 반영되고 있음을 시사한다. 또한 철회요청 및 완료 대상지에서 임대가격에 대한 영향력이 가장 크게 나타난 것은 정주환경 및 주거의 사용가치가 상대적으로 높

게 평가되는 지역적 특성이 반영된 결과로 해석할 수 있으며, 이는 임대수익을 선호하는 주택 소유자들이 정비사업의 추진 여부에 부정적인 영향을 미칠 가능성을 보여준다.

공공기관이 참여한 모아타운 대상지의 회귀계수는 매매모형에서 0.041, 임대모형에서 0.012로 모두 정(+)의 영향을 보였으며 두 결과 모두 통계적으로 유의하였다. 이러한 결과는 재개발사업 구역이 공공 지원 대상 구역에 포함될 경우 주택가격에 정(+)의

영향을 미친다고 분석한 이재원·이상엽(2021)의 연구 결과와 유사한 경향을 보인다.

모아타운 대상지 면적은 매매모형에서 통계적으로 유의하지 않지만, 임대모형에서는 10% 유의수준에서 정(+)의 영향이 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 모아타운의 완화된 노후도 요건과 관련이 있는 것으로 유추할 수 있으며 대상지 면적이 넓을수록 노후 요건을 충족하면서도 상대적으로 정주여건이 양호한 신축 건축물이 혼재될 가능성이 커지며 임대시장에서 높은 사용가치로 반영되었을 가능성이 있다.

전용면적의 계수는 매매가격에서 -0.009, 임대가격에서 -0.011로 모두 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 단위면적당 가격 기준에서 주택 규모가 클수록 거래가격이 낮아진다는 의미로 해석되며 모아타운의 선행연구 결과와 일치한다(이수현·유선종, 2025).

건축물 경과연수는 주택 노후화를 선형적으로 반영하며 회귀계수는 매매가격 -0.022, 임대가격 -0.024로 모두 통계적으로 유의한 부(-)의 영향으로 나타났으며 이는 경과연수가 1년 증가할 때 단위면적당 거래가격이 매매가격에서 약 2.25%, 임대가격에서 약 2.41% 하락하는 전형적인 노후화 효과를 의미한다.

건축물 경과연수 증심화 제곱항은 주택 노후화의 비선형적 효과를 검증하기 위해 모형에 포함되었으며 회귀계수는 매매가격 0.0008, 임대가격 0.0004로 모두 통계적으로 유의한 정(+)의 효과가 나타났다. 이는 다세대·연립주택의 매매가격이 건축물 노후화가 일정 수준을 지난 후 가격하락 정도가 완화되거나 반전될 수 있음을 의미하며 선행연구(이상경·신우진, 2001; 김석환·이현석, 2005)에서 아파트 가격이 준공 이후 일정 기간 하락하다가 재건축 기대효과가 가격에 반영되면서 가격하락 정도가 완화되거나 상승으로 전환되는 경향과 일치한다. 한편

임대가격에서 나타난 정(+)의 효과는 다세대·연립주택의 특성으로 설명될 수 있는데 건축물 가치가 감소하더라도 토지 가치의 상대적 비중이 확대되면서 입지적 효용과 개발 기대가 반영되기 때문에 노후 건축물이라도 토지지분이 크고 입지 여건이 양호한 경우 임대가격은 상승할 수 있다. 오원석·전재식(2024)은 가로주택정비사업 연구에서 건축연한 30년 기준의 더미변수가 다세대·연립주택 전세가격에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 실증하였으며 이는 본 연구 결과와 유사하다.

전체층수를 연속형 변수로 반영한 결과 매매가격 계수는 0.027, 임대가격 계수는 0.038로 모두 통계적으로 유의한 정(+)의 영향으로 나타나 층수가 1층 증가할 때 단위면적당 매매가격이 약 2.82%, 임대가격이 약 3.96% 상승함을 의미한다.

입지 변수 중 지하철역 거리의 회귀계수는 매매가격 -0.00009, 임대가격 -0.00005로 모두 통계적으로 유의한 부(-)의 영향으로 나타나 지하철역 거리가 멀어질수록 단위면적당 거래가격이 하락하며, 로그 회귀계수를 100m 단위로 환산하면 거리가 100m 멀어질수록 매매가격은 약 0.85%, 임대가격은 약 0.48% 하락하는 효과로 해석된다.

초등학교 거리의 회귀계수는 매매가격이 0.00006, 임대가격이 0.00015로 두 모형 모두에서 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보여 거리가 멀어질수록 단위면적당 거래가격이 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 초등학교 거리의 효과가 지역적 특성 뿐 아니라 학령인구 감소, 가구 구성 변화 등의 인구구조를 반영하여 정(+) 또는 부(-)의 효과로 상이하게 나타날 수 있음을 시사한다.

생활권역 더미변수의 분석 결과 매매가격은 기준 지역인 서남권 대비 도심권이 가장 큰 정(+)의 효과를 보였으며 동남권, 서북권, 동북권 순으로 모두 통계적으로 유의하게 분석되었다. 임대가격은 기준 지역인 서남권 대비 동남권이 가장 큰 정(+)의 효과

를 보였으며 도심권과 서북권이 모두 유의한 정(+)의 영향으로 나타났다. 반면에 동북권은 통계적으로 유의한 부(-)의 영향으로 나타나 임대시장에서 동북권은 상대적으로 소형 또는 원룸형 구조의 낮은 가격을 형성하는 주택으로 구성되어 있거나 주거환경·교통 접근성·지역적 이미지 등이 실거주자 수요층의 선택에 부정적으로 작용했을 가능성을 시사한다.

거래시기 변수는 기준연도(2022년) 대비 매매가격에서 모든 연도가 정(+)의 계수로 나타나지만, 임대가격은 2022년 대비 2023년(-0.069), 2024년(-0.054), 2025년(-0.040) 모두 통계적으로 유의한 부(-)의 계수로 나타나 모아타운 대상지 내 다세대·연립주택의 임대가격이 기준연도에 비해 상대적으로 낮은 수준으로 나타났다.

4.4 프로빗 모형 분석결과

프로빗 모형에서는 모아타운 철회 대상지를 1, 모아타운 관리계획이 수립 중인 대상지를 0으로 종속 변수를 설정하고(승인·고시 완료 대상지 제외), 모아타운 면적과 토지 및 건축물 특성 등이 사업 철회 확률에 미치는 영향을 분석하였다.⁵⁾ 분석 결과는 Table 6과 같고 평균 한계효과(dy/dx)를 함께 산출하여 변수별 영향의 크기를 확률 변화로 해석하였다.

모아타운 면적은 매대모형과 임대모형 모두에서 통계적으로 유의한 정(+)의 영향으로 나타나 모아타운 대상지 면적이 클수록 모아타운 사업이 철회될 확률이 증가함을 의미한다. 한계효과 기준으로 살펴보면 면적이 1,000m² 증가할 때 철회 확률은 매대모

형에서 약 0.57%p, 임대모형에서 약 0.27%p 증가하는 것으로 나타났으며 대상지 규모가 커짐에 따라 이해관계 조정이 복잡해지고 사업추진 부담 커지는 점이 철회 결정에 반영된 결과로 해석할 수 있다.

전용면적의 계수는 두 모형 모두에서 통계적으로 유의한 부(-)의 효과를 보여 주택 규모가 클수록 모아타운 사업 철회 확률이 낮아지는 것으로 나타났으며, 전용면적이 1m² 증가할 때 철회 확률은 매대모형에서 약 0.28%p, 임대모형에서 약 0.35%p 감소하는 것을 의미하며 상대적으로 주거 규모가 큰 주택일수록 정비사업을 통한 가치 상승에 대한 기대가 높아 사업 참여 유인이 긍정적으로 작용한 결과로 해석할 수 있다.

건축물 경과연수는 매대모형에서 5% 유의수준으로 정(+)의 영향을 보였으며 건축물 경과연수의 증심화 제곱항은 1% 유의수준으로 부(-)의 효과가 나타났다. 이와 같은 결과는 건축물의 노후도가 증가함에 따라 일정 수준까지는 모아타운 사업 철회 확률이 증가하지만, 특정 연한을 초과할 경우 철회 확률이 다시 감소하는 역U자형의 비선형 관계가 존재함을 시사한다. 따라서 초기 노후화 단계에서는 사업추진의 불확실성과 비용부담 등으로 인해 철회 결정으로 작용할 수 있으나 노후도가 심화될수록 정비사업을 통한 신규주택 공급 및 자산가치 향상에 대한 기대가 커지면서 사업을 추진하는 유인이 강화되는 것으로 유추할 수 있다.

반면, 임대모형에서는 건축물 경과연수와 건축물 경과연수의 증심화 제곱항이 모두 1% 유의수준에서 부(-)의 효과가 나타나 노후주택일수록 임대수익

5) 서울시 모아주택·모아타운 갈등방지 세부실행계획에 따르면 관리계획 수립 중에 토지등소유자 25% 또는 토지면적 1/3 이상이 반대하거나 찬반 갈등이 심화되어 자치구가 철회를 요청하는 경우, 또는 관리계획의 실효성이 없다고 판단되는 경우 전문가 자문 등 적정성 검토를 거쳐 대상지를 철회할 수 있다. 한편 관리계획 승인·고시 이후에는 「빈집 및 소규모주택정비에 관한 특례법」 제43조의6에 따라 관리계획 고시 후 3년 이내 사업시행자 지정, 주민합의체 구성 또는 조합설립인가 신청이 없는 경우 등 관리계획의 수립 목적을 달성할 수 없다고 인정될 때 주민 공람 등 관련 절차를 거쳐 관리지역을 해제할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 사업 중단발 발생 시점과 제도적 기준의 차이를 고려하여 동일한 분석 기준을 적용하기 위해 승인·고시가 완료된 대상지는 제외하고 분석 범위를 설정하였다.

Table 6. Probit Regression Results for Moa-Town Withdrawal

Variables		Coef.	Robust Std. Err.	dy/dx	Delta-method Std. Err.	
Sales	Moa-Town Area	0.04627***	0.00380	0.00572***	0.00046	
	Exclusive Floor Area	-0.02322***	0.00531	-0.00287***	0.00064	
	Building Age	0.02127**	0.01018	0.00263**	0.00124	
	Centered Squared Building Age	-0.00378***	0.00071	-0.00047***	0.00008	
	Floor Level	0.03524	0.04699	0.00435	0.00578	
	Distance to Subway Station	-0.00587***	0.00077	-0.00073***	0.00008	
	Distance to Elementary School	-0.00265***	0.00035	-0.00033***	0.00003	
	Transaction Year	2023	-0.21698	0.19600	-0.02658	0.02358
		2024	-0.21588	0.20629	-0.02645	0.02438
		2025	0.15906	0.19957	0.02089	0.02697
	Constant		0.61382	0.55808		
	N			833		
	Wald X ² (7)			373.61		
	Prob>X ²			0.000		
Pseudo R ²			0.5956			
Rental	Moa-Town Area	0.01280***	0.00117	0.00274***	0.00025	
	Exclusive Floor Area	-0.01633***	0.00223	-0.00350***	0.00046	
	Building Age	-0.01686***	0.00344	-0.00361***	0.00073	
	Centered Squared Building Age	-0.00078***	0.00026	-0.00017***	0.00006	
	Floor Level	0.07892***	0.01886	0.01691***	0.00403	
	Distance to Subway Station	-0.00735***	0.00028	-0.00157***	0.00004	
	Distance to Elementary School	-0.00074***	0.00013	-0.00016***	0.00003	
	Transaction Year	2023	0.05836	0.06557	0.01257	0.01412
		2024	-0.02617	0.06964	-0.00556	0.01479
		2025	0.04203	0.08427	0.00903	0.01816
	Constant		2.66515***	0.21334		
	N			4,005		
	Wald X ² (7)			1102.53		
	Prob>X ²			0.000		
Pseudo R ²			0.4147			

Note: The dependent variable is a binary indicator of the Moa-Town project status, where 1 denotes Withdrawal Requested or Completed and 0 denotes Management Plan in Progress. Significance levels are indicated as *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

구조 전환에 대한 기대가 커지면서 모아타운 사업 철회 확률이 감소하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 노후도가 증가할수록 철회 확률 감소 폭이 가속되는

비선형효과가 존재함을 시사한다.

층수는 매매모형에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 임대모형에서는 유의한 정(+)의 효과가 나

타나 층수가 높을수록 임대수의 측면에서 현 상태를 유지하는 효용이 커서 임대시장에서는 사업 철회 가능성이 증가할 수 있음을 시사한다.

입지 특성 중 지하철역 거리는 두 모형 모두에서 통계적으로 유의한부(-)의 영향으로 나타나 지하철역과의 거리가 멀어질수록 모아타운 사업이 철회될 확률이 감소함을 의미한다. 다른 한편으로는 교통 접근성이 우수한 지역은 현재 주택시장 가치 및 임대 가치가 높게 유지될 수 있으므로 소유자들은 불확실성이 높은 모아타운 사업추진을 철회하고 현 상태를 유지함으로써 효용을 극대화하려는 전략적 선택이 반영된 결과로 유추할 수 있다.

초등학교 거리에서도 두 모형은 통계적으로 유의한 부(-)의 영향으로 나타나 학교와의 거리가 멀어질수록 모아타운 철회 확률이 감소하는 것으로 분석되었다. 이는 교육시설 접근성 상대적으로 낮은 지역일수록 주거환경 개선에 대한 잠재적 수요가 크다는 점을 시사하며 정비사업 참여 결정에 긍정적으로 작용한 것으로 해석할 수 있다.

5. 결론

본 연구는 서울시에서 2022년에 기간제 공모방식으로 선정한 모아타운 대상지 64개소를 중심으로 다세대·연립주택 가격의 결정요인과 모아타운 사업 철회 여부에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하고, 두 결과를 비교함으로써 주택 거래가격과 정비사업 의사결정 간의 관계를 실증적으로 제시하였다는 점에서 의의가 있으며 다음과 같은 시사점을 도출하였다.

첫째, 헤도닉 가격모형 분석결과 모아타운 관리계획 승인·고시 지역을 기준으로 할 때 관리계획이 수립 중인 지역의 회귀계수는 0.132로 나타났으며, 매매가격에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 모아타운 관리계획이

수립 중인 지역에서 불확실성 요인보다 사업추진에 대한 개발 기대효과와 지역 특성, 주민 의견 등이 복합적으로 작용하여 거래가격에 반영되고 있음을 시사한다.

실제 조사 결과에 따르면 관리계획이 수립 중인 지역은 구역 경계 조정, 반복적인 찬성·반대 동의서 제출, 사업성 재검토 등으로 사업추진이 지연되고 있으나, 관리계획 수립 단계가 단순한 행정절차를 넘어 시장가격 형성에 실질적인 영향을 미치며 이는 장기적으로 주거비 상승과 기존 주민의 이주 압력 증가 등 젠트리피케이션 위험을 내포한다. 따라서 모아타운 정책의 도입 취지에 부합하게 주민 참여를 기반으로 원주민 정착률을 제고하기 위해서는 공공 지원민간임대 연계형 정비사업, 신규 공급모델 등을 활용하여 주택공급 비율을 합리적으로 조정하는 전략적 접근이 요구된다. 특히 노후·저층 주거지의 원주민이 수용할 수 있는 대안을 마련하는 것은, 개발 기대가 시장가격에 반영되는 과정에서 나타날 수 있는 분배적 부작용을 최소화하고 장기적으로 도시재생사업을 통한 지역사회의 발전을 위해 반드시 해결해야 할 핵심 과제이다.

둘째, 모아타운 사업추진 과정에서 대상지 철회 결정에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과, 주택의 물리적·입지적 특성이 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인하였다. 다세대·연립주택의 전용면적 계수는 두 모형에서 유의한 부(-)의 효과를 보여 전용면적이 증가할 때 철회 확률은 감소하는 것으로 나타났다. 층수 변수는 매매모형에서는 유의하지 않았으나 임대모형에서는 유의한 정(+)의 효과로 분석되었다. 또한 입지특성에서 지하철역과의 거리는 매매와 임대모형 모두에서 통계적으로 유의한부(-)의 영향으로 나타나 역과의 거리가 멀어질수록 사업이 철회될 확률이 감소하는 것으로 분석되었다.

이러한 분석 결과를 종합하면, 역세권에 인접한 소형면적의 고층화된 주택일수록 임대수익을 유지

하려는 소유자들의 전략적 선택이 철회 확률에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있으며, 이는 임대가격의 상승 압력을 받는 모아타운 승인·고시 대상지에서도 현상 유지와 개발 편익 간의 이해관계 상충에 직면할 가능성이 있음을 시사한다. 특히 이러한 상황은 모아타운 승인·고시가 완료된 지역에서 주민합의체 구성이나 조합설립인가 없이 구역 해제가 이루어질 가능성을 내포하며 결과적으로 저층 주거지의 난개발 문제로 이어질 수 있다. 따라서 모아타운 관리계획이 승인된 대상지에서는 여러 개의 사업구역으로 추진되는 모아주택 추진현황을 정기적으로 모니터링하고 평가함으로써, 사업철회 가능성을 사전에 관리하고 위험 요인을 조기에 파악하여 대응할 필요가 있다. 궁극적으로 이러한 관리체계를 통해 모아타운 정책의 실행력을 강화하고 신규주택 공급 확대와 주택가격 안정에 기여할 수 있도록 해야 한다.

셋째, 공공기관이 참여한 모아타운 대상지는 규제 완화나 용도지역 상향 등 인센티브 적용이 용이한 구역을 중심으로 선정되었으나, 일부 지역에서는 사업추진에 필요한 전문성 부족과 주차장·도로·공원 등 정비기반시설의 미비로 인해 실질적인 사업 진행에 어려움이 있었다. 이에 서울시는 주민이 자력으로 사업을 추진하기 어려운 지역과 기반시설이 부족한 지역을 새로운 공공지원 대상지로 포함시키는 방안을 마련하였으며, SH공사의 전문성과 공적자금을 활용하여 사업성을 제고하고 서울형 정비 사업을 강화함으로써 주택공급 확대를 도모하고자 하였다.

본 연구에서는 공공기관이 참여한 모아타운 대상지의 다세대·연립주택 매매가격과 임대가격에서 통계적으로 유의한 정(+)의 효과가 확인되었으며 이는 공공지원이 사업추진 과정에서 발생할 수 있는 불확실성을 완화하고 사업의 신뢰도를 높여 시장에 긍정적으로 반영된 결과로 해석된다. 따라서 본 연

구의 분석 결과는 향후 모아타운 정책의 방향성과 공공지원 확대의 타당성을 평가하는 데 있어 중요한 기초자료로 활용될 수 있다. 특히 공공기관의 역할 강화는 사업의 투명성과 신뢰성 제고를 통해 모아타운 정책의 성공적인 추진과 주택공급 확대에 실질적인 기여를 할 것으로 기대된다.

본 연구는 모아타운 정책과 주택가격의 관계를 분석하였으나 다음과 같은 한계점이 있다. 첫째, 모아타운 추진상황에 철회요청 및 철회 완료 대상지를 포함하였으나 5개 권역 전체에서 관측되지 않고 일부 권역에만 나타나 사례 구성의 공간적 불균형에 따른 선택편의(Selection Bias)가 존재할 가능성이 있으며, 이에 따라 분석결과를 일반화하기에는 일정한 제약요인으로 작용한다. 둘째, 본 연구의 프로빗 모형은 대상지 단위의 철회 여부와 개별 거래를 결합하여 분석 단위를 설정함에 따라 관측치 간의 독립성 가정이 위배될 수 있으며, 이로 인해 표준오차가 과소 추정되어 변수의 유의성이 실제보다 민감하게 나타날 수 있는 구조적 한계를 내포하고 있어 결과 해석에 주의가 요구된다. 셋째, 금리 변동·경기침체·건설경기 위축 등 거시경제 여건의 변화가 주택 시장에 미치는 시차적 효과와 시장 내 상호작용을 충분히 통제하지 못했다는 한계가 있다.

따라서 향후 연구에서는 권역별 공간 단위를 적용하여 지역별 주택시장 특성을 반영한 모아타운 정책 효과의 차이를 보다 정밀하게 검증하고, 금리 변동·경기 여건 등 거시경제 요인을 함께 고려한 종합적인 분석으로 발전하길 기대한다.

참고문헌

1. 국토교통부(2021), “공공주도 3080+ 대도시권 주택 공급 획기적 확대방안”, 세종.
2. 권혁삼·김옥연·조필규·오승훈·하동우·강신은(2018), 「소규모주택정비사업 활성화를 위한 제도마련 연구」, 대전: 토지주택연구원.

3. 김기묘·박문수(2021), “서울시 가로주택정비사업에 관한 사례연구”, 『부동산산업연구』, 4(2): 65~85.
4. 김석환·이현석(2005), “재건축 기대에 따른 아파트 가격변화 분석”, 『국토계획』, 40(3): 67~78.
5. 김숙현(2024), “신속통합기획 지정이 부동산 가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 박사학위논문, 명지대학교.
6. 김종근(2021), “자율주택정비사업 추진의 지역별 격차 분석”, 『한국지도학회지』, 21(1): 89~102.
7. 김중수(2022), “소규모주택정비사업의 문제점과 개선방안: 대구광역시를 중심으로”, 『감정평가학논집』, 21(1): 33~61.
8. 김준기(2024), “자율주택정비사업 개선방안 연구”, 박사학위논문, 동의대학교.
9. 김지나·한광호·조원진·노승한(2020), “재건축사업 진행단계가 서울시 재건축 아파트 가격에 미치는 영향 분석”, 『부동산·도시연구』, 13(1): 85~104.
10. 김지은·이재형(2015), 『재개발사업 지연요인 및 개선방안: 서울시를 중심으로』, 서울: 주택산업연구원.
11. 김평기·권영모(2024), “소규모재건축과 역세권 장기전세주택의 사업성 비교분석”, 『경영교육연구』, 39(4): 205~229.
12. 김혜원·최막중(2011), “주택가격 변동성이 옵션가치와 재개발 시점에 미치는 영향”, 『국토계획』, 46(3): 133~141.
13. 김효정·권영상(2025), “서울시 소규모주택정비 관리지역의 공공공간 개선 효과에 관한 연구: 서울시 모아타운 5개소를 대상으로”, 『도시연구』, 27: 175~218.
14. 류경수·최영문·이장우(2024), 『공공지원 소규모주택정비사업 활성화 방안 연구』, 창원: 경남연구원.
15. 류창화·이춘원(2022), “소규모주택재건축사업의 주민 선호도 요인 분석: 의정부시를 중심으로”, 『부동산경영』, 26: 285~307.
16. 박신영(2021), “재개발임대주택 공급제도의 도입상황 및 특징분석”, 『LHI Journal』, 12(3): 51~65.
17. 변창흠(2012), “재정비사업 추진방식의 다양화와 SH공사의 역할”, 『주택도시연구』, 2(2): 3~10.
18. 서울특별시(2022.1.20), “서울특별시고시” 제2022-38호.
19. 서울특별시(2022.6.23), “서울특별시고시” 제2022-274호.
20. 서울특별시(2022.10.27), “서울특별시고시” 제2022-427호.
21. 서울특별시(2023), “서울시, SH참여 모아타운 공공관리 시범사업 대상지 6곳 선정”, 서울.
22. 서울특별시(2024), “서울시, 공공기관 참여 모아주택 선정…SH·LH 지원속 신속한 공급 기대”, 서울.
23. 서울특별시(2025), “모아주택·타운 활성화를 위해 추가적인 규제완화, 공공지원 강화 및 세심한 갈등관리로 안정적 사업을 지원할 예정”, 서울.
24. 성현곤(2023), “공간적 하위시장의 주택가격 불확실성이 주택재정비사업의 소요기간에 미치는 영향: 서울시 자치구를 중심으로”, 『국토계획』, 58(1): 104~118.
25. 오동훈·이민석(2004), “주택재건축사업의 진행단계별 가격상승규모 추정에 관한 실증연구”, 『국토계획』, 39(6): 143~155.
26. 오원석·전재식(2024), “가로주택정비사업이 인근연립·다세대 가격에 미치는 영향: 서울시 관악구와 부천시 오정구 비교 중심으로”, 『주거환경』, 22(4): 39~54.
27. 우수진·권혁삼·김성훈(2025), “소규모주택정비 관리지역 현황진단을 통한 실효성 제고 방안 연구: 54개 고시 지역을 중심으로”, 『주거환경』, 23(1): 121~133.
28. 이상경·신우진(2001), “재건축 가능성이 아파트 가격에 미치는 영향”, 『국토계획』, 36(5): 101~110.
29. 이수정·노승한(2023), “자율주택정비사업의 특성이 공공임대주택 공급량에 미치는 영향분석”, 『부동산학연구』, 29(4): 41~62.
30. 이수정·노승한(2025a), “소규모주택정비 관리지역의 다세대·연립주택 매매 및 임대가격 특성 분석: 서울시 모아타운을 중심으로”, 『2025년 한국부동산분석학회 하반기 학술대회』.
31. 이수정·노승한(2025b), “서울시 모아타운 관리계획 승인 및 고시 지역의 주택가격 특성 분석: 다세대·연립주택을 중심으로”, 『부동산분석』, 11(1): 179~198.
32. 이수현·유선종(2025), “모아타운과 토지거래허가제의 중첩효과: 서울 중랑구 다세대·연립주택을 중심으로”, 『주거환경』, 23(3): 117~133.
33. 이승우·허윤경(2018), “가로주택정비사업 활성화 방안”, 『건설이슈포커스』, 1: 1~30.
34. 이연경(2025), “소규모주택정비사업을 통한 생활SOC 조성 특성에 관한 연구”, 박사학위논문, 성균관대학교.
35. 이영란(2018), “소규모주택정비사업 내 소형 임대주택 공급 활성화 방안”, 박사학위논문, 건국대학교.

36. 이재원·이상엽(2021), “재개발사업 구역 내 주택 가격 결정요인별 영향 분석”, 「부동산학연구」, 27(1): 37~49.
37. 이현석(2001), “공간시장과 자본시장의 연결관계를 고려한 부동산시장 구조분석”, 「부동산학연구」, 7(1): 17~31.
38. 임종욱·이춘원(2019), “가로주택정비사업 저해요인에 관한 연구: 서울특별시 중심으로”, 「대한부동산학회지」, 37(3): 259~274.
39. 임혜연·김경민(2025), “소규모주택정비사업 추진기간에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 가로주택정비사업을 중심으로”, 「주택연구」, 33(3): 37~65.
40. 임희지·양은정(2021), “다세대·다가구주택지 과밀 개선 위한 연계형 가로주택정비사업 제도화 방안”, 서울: 서울연구원.
41. 장성환(2010), “도시정비사업 추진 과정에서의 이해 집단 간 갈등 구조 분석”, 박사학위논문, 연세대학교.
42. 장윤배·조하영(2019), 「소규모주택정비사업 활성화를 위한 공공지원 방안 연구」, 경기: 경기연구원.
43. 정도훈·권익현·유석연(2024), “소규모주택정비관리 지역 거점시설 설치계획의 실효성에 관한 연구: 서울시 모아타운 관리계획 최초 수립시 4개소를 중심으로”, 「도시설계」, 25(4): 103~122.
44. 정동규·윤희연(2016), “뉴타운 사업의 지정과 해제 과정이 인접지역 주택가격에 미치는 영향”, 「대한건축학회논문집」, 32(9): 37~48.
45. 정우성·송선주·신종철(2019), “단독주택 재건축 지역의 주택가격 영향요인에 관한 연구”, 「주거환경」, 17(1): 103~119.
46. 조필규(2024), “모아타운 정비사업 활성화를 위한 제도개선 방안 연구”, 「토지공법연구」, 105: 69~90.
47. 지규현·최성호·주현태·이창무(2017), “수도권 주택 건설 착공시기에 대한 생존분석”, 「주택연구」, 25(3): 117~132.
48. 최종권(2022), “소규모정비법상 관리지역에 관한 법적 쟁점”, 「중앙법학」, 24(4): 291~320.
49. 한상훈(2021), “공공정책의 통제수단으로서 형량명령의 이해”, 「LHI Journal」, 12(1): 31~43.
50. Bliss, C. I. (1934), “The Method of Probits”, *Science*, 79(2037): 38~39.
51. DiPasquale, D. and W. C. Wheaton (1994), “Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices”, *Journal of Urban Economics*, 35(1): 1~27.
52. Rosen, S. (1974), “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, 82(1): 34~55.
53. 국가데이터처, “KOSIS 국가통계포털”, 2025.9.7 읽음. <https://kosis.kr/index/index.do>.
54. 서울특별시, “모아타운 추진현황”, 2025.8.25 읽음. <https://news.seoul.go.kr/citybuild/archives/516139> (in Korean).
Seoul Metropolitan Government, “Moa-Town Promotion Status”, Accessed August 25, 2025. <https://news.seoul.go.kr/citybuild/archives/516139> (in Korean).
55. 행정안전부, “공공데이터포털”, 2023.8.31 읽음. <https://www.data.go.kr/>.

요약

본 연구는 2022년 서울시에서 공모방식으로 선정된 모아타운 64개소를 대상으로 다세대·연립주택의 매매 및 임대가격 특성을 헤도닉 가격모형을 통해 분석하고, 모아타운 사업 철회 결정에 영향을 미치는 요인을 프로빗 모형으로 실증하였다. 첫째, 헤도닉 가격모형 분석 결과 매매가격에 대한 영향력은 모아타운 관리계획 수립 중인 지역에서 가장 크게 나타났으며 임대가격에 대한 영향력은 철회요청 또는 철회 완료 대상지에서 가장 큰 것으로 분석되었다. 공공기관의 참여는 매매 및 임대가격 모두에 정(+) 영향을 미쳤으며, 모아타운 면적은 임대가격에만 정(+)의 영향이 나타났다. 건축물 경과연수는 매매 및 임대가격에 부(-)의 영향으로 나타났으며, 건축물 경과연수 중심화 제공하는 정(+)의 영향으로 나타나 일정 수준 이상의 노후 건축물에서 개발 기대와 토지 지분 가치가 가격에 반영될 수 있음을 보여주었다. 입지특성에서 매매·임대가격은 초등학교 거리가 멀수록 상승하는 정(+)의 영향을 미치고, 지하철역 거리에는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 프로빗 모형 분석 결과 모아타운 대상지 면적은 철회 확률에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나 대상지 규모가 클수록 사업추진 과정에서의 이해관계 조정의 어려움이 철회 결정으로 이어질 가능성이 있음을 시사한다. 반면, 지하철역 거리와 초등학교 거리의 입지 변수는 철회 확률에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향으로 나타나, 교통 및 교육의 편의성과 접근성이 상대적으로 열악한 지역일수록 정비사업을 통한 개발 필요성이 크게 인식되면서 사업 철회 가능성 낮아지는 경향이 확인되었다. 본 연구는 정책 도입 초기에 선정된 모아타운을 대상으로 다세대·연립주택의 가격 특성과 사업 철회 여부에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하고 정책의 실효성을 제고하기 위한 시사점과 기초자료를 제공하였다는 점에서 의의가 있다.

주제어: 소규모주택정비 관리지역, 소규모주택정비 관리계획, 소규모주택정비사업, 모아타운, 공공지원

일반건축물의 녹색건축인증 전문분야별 점수취득현황 및 분석 : 2017~2024년 인증현황을 중심으로*

G-SEED in General Buildings

: Category-Level Score Attainment and Analysis, 2017-2024

조경주** · 서성모*** · 윤요선**** · 장대희*****

Kyungjoo Cho** · Sungmo Seo*** · Yosun Yoon**** · Daehee Jang*****

Abstract

This study analyzes the current status of G-SEED (Green Standard for Energy and Environmental Design) certifications for non-residential “general buildings” in Korea that obtained preliminary certification between 2017 and 2024, aiming to provide foundational data for future revisions of the system through statistical analysis of score attainment by specialty category. During this period, 3,538 newly constructed general buildings were selected from a total of 5,881 non-residential certifications. The analysis focused on seven evaluation categories—Land Use and Transport (LT), Energy and Pollution (EP), Materials and Resources (MR), Water Management (WM), Operation and Maintenance (OM), Ecological Environment (EN), and Indoor Environment (IE). The results revealed that the EP category had the strongest influence on overall certification levels, followed by MR and IE. In contrast, the OM category exhibited uniformly high achievement rates across all certification grades, indicating limited differentiation. Conversely, several items such as daylight rights (LT), rainwater management (WM), natural ventilation, and traffic noise assessment (IE) recorded zero-score rates exceeding 85-90%, highlighting challenges in feasibility and institutional implementation. Particularly, item 2.2 “Testing, Adjusting and Balancing (TAB) and Commissioning” showed a zero-score rate of 85.7%, and among the scored cases, 96.6% performed only TAB. This reflects the limited adoption of commissioning due to the absence of legal requirements, insufficient institutional support, and low awareness. These findings emphasize the need to strengthen criteria for easily attainable items and to revise or replace those with low feasibility, thereby enhancing both the effectiveness of the certification framework and the environmental performance of non-residential buildings.

Keywords: G-SEED, General Buildings, Specialty Evaluation

*본 연구는 2025년 녹색건축인증 지원을 위한 기술연구사업의 지원을 받아 수행됨(No.2025-0063-001).

**한국건설기술연구원 건축에너지연구본부 수석연구원(주저자·교신저자: kyungjoocho@kict.re.kr)

***한국건설기술연구원 건축연구본부 수석연구원

****한국건설기술연구원 건축연구본부 선임연구원

*****한국건설기술연구원 건축연구본부 선임연구위원

1. 서론

녹색건축인증, 즉 G-SEED(Green Standard for Energy and Environmental Design)는 건축물의 설계·시공·유지관리 등 전 과정에서 에너지 절약과 환경오염 저감을 실현한 건축물에 친환경 인증을 부여하는 제도이다(KICT, 2024). 기후변화 대응과 건축물의 친환경 성능 향상에 대한 논의가 세계적으로 활발해지면서, 미국의 LEED, 영국의 BREEAM, 일본의 CASBEE, 싱가포르의 Green Mark, 호주의 Green Star 등 다양한 국가에서 친환경 건축물을 장려하기 위한 인증제도가 시행 중이다(Bibang Bi Obam Assoumou et al., 2025).

G-SEED 인증은 건축물의 전 생애주기에 걸쳐 환경 성능을 평가하여 인증등급을 부여하는 제도로, 평가 항목은 총 7개 전문분야로 구성된다. 여기에는 토지이용 및 교통, 에너지 및 환경오염, 재료 및 자원, 물순환 관리, 유지관리, 생태환경, 실내환경 등이 포함된다. 각 항목의 점수를 합산하여 최종 인증등급이 결정되며, 이를 통해 건축물의 환경친화성을 객관적으로 평가할 수 있다(국토교통부·환경부, 2024.7.10).

정부 및 지방자치단체는 공공건축물을 대상으로 인증 취득을 의무화하고 있으며, 인증을 취득한 건축물에는 건축기준 완화, 취득·등록세 감면 등 다양한 인센티브를 제공해 왔다. 국내 녹색건축인증 제도는 2002년 친환경건축물 인증제도로 시작되어 G-SEED라는 브랜드 명칭을 도입하였고, 시장 및 국제화 요구에 따라 지속적으로 개정되어 왔다. 특히 2016년에 전면 개편이 이루어졌으며, 이후 1~2년 주기로 총 7차례의 개정이 진행되었다(KICT, 2024).

친환경 인증 관련 연구는 전 세계적으로 활발히 진행되고 있으며(Wuni et al., 2019), 국내에서도 G-SEED와 관련된 다양한 연구가 수행되어 왔다. 예를 들어, 녹색건축인증 개정에 따른 공사비 분석(김

형근·김미연, 2018), 인센티브에 따른 수익성 분석(신성준, 2014), 인증이 부동산 가격에 미치는 영향 분석(전지원·장희순, 2024) 등 비용 관련 연구가 있으며, 국내·외 인증제도의 전문분야별 평가 항목 비교 분석(최준혁 외, 2024), 인증 전·후 에너지 성능 분석(박원준·김해미, 2016) 등 특정 전문분야의 개선 방안을 다룬 연구도 다수 존재한다(이재형, 2020; 예태곤 외, 2018; 장원준, 2017).

인증 현황을 다룬 분석 연구도 일부 존재하나(김종업 외, 2013; 권혁삼 외, 2013; 장대희·윤요선, 2025), 전문분야별로 심층 분석한 연구는 매우 드문 상황이다. 이에 관련 연구의 활성화를 위해서는 전문분야별 점수 취득 현황에 대한 체계적인 통계분석이 필요하다. 본 연구는 2016년 개정 이후인 2017년부터 2024년까지의 전문분야별 점수 취득 현황을 분석한 통계자료를 제공함으로써, 향후 인증기준 개정 연구의 기초자료로 활용되는 것을 목적으로 한다.

2. 분석 개요

G-SEED는 평가 대상을 크게 주거용 건축물과 비주거용 건축물로 구분한다. 「녹색건축 인증기준 운영세칙」(2021)에 따르면, G-SEED 평가 대상인 비주거용 건축물은 업무용 건축물, 학교시설, 판매시설, 숙박시설, 그리고 이 네 가지 용도를 제외한 비주거용 건축물인 일반건축물 등 총 5개 용도로 구분된다.

신축 비주거용 건축물의 인증 건수는 2017년부터 2019년까지 연평균 600건 미만 수준에서 점진적으로 증가하였으나, 2021년 이후에는 800건 이상으로 확대되었으며, 2024년에는 1,100건을 초과하여 가장 높은 취득 건수를 기록하였다. 2017년부터 2024년까지 인증을 취득한 신축 비주거용 건축물의 총 인증 건수는 5,881건으로, 이 중 일반건축물이 3,538건(60.16%)으로 가장 높은 비율을 차지하였고, 업무용

Table 1. Weighting by Specialty

Category	LT	EP	MR	WM	OM	EN	IE
Score	13	23	15	14	7	14	12
Weighting	10	30	15	10	7	10	18

건축물 1,376건(23.40%), 학교시설 804건(13.70%), 숙박시설 139건(2.36%), 판매시설 24건(0.41%) 순으로 집계되었다.

이에 본 연구에서는 2017년부터 2024년까지 예비인증을 취득한 비주거용 건축물 중 가장 높은 비율을 차지하는 용도인 일반건축물 3,538건을 대상으로 분석을 실시하였다.

G-SEED 인증등급은 최우수(그린 1등급), 우수(그린 2등급), 우량(그린 3등급), 일반(그린 4등급) 등 총 4단계로 구분된다. 인증등급별 총점 기준과 총점 산정에 적용되는 전문분야별 가중치 및 인증항목별 배점은 각 분야와 항목의 중요도 및 난이도에 따라 신축건축물과 기존건축물, 주거용과 비주거용 건축물에 각각 다르게 적용된다. 본 연구의 분석 대상인 일반건축물의 경우, 총 7개의 전문분야와 혁신적 설계 분야(Innovation Design, ID)를 포함하여 평가되며, 7개의 전문분야는 다음과 같다.

- 1) 토지이용 및 교통
(LT, Land use and Transport)
- 2) 에너지 및 환경오염
(EP, Energy and Environmental pollution)
- 3) 재료 및 자원
(MR, Materials and Resources)
- 4) 물순환관리
(WM, Water Management)
- 5) 유지관리
(OM, Operation and Maintenance)
- 6) 생태환경
(EN, Ecological Environment)

7) 실내환경 (IE, Indoor Environment)

일반건축물의 전문분야별 인증항목은 총 7개로 구성되며, 각 전문분야에 부여되는 가중치는 7점에서 30점까지로 설정되어 있다. 최종 점수 산정을 위한 계산방법은 식 (1)에 제시하였으며, Table 1은 일반건축물의 전문분야별 가중치를 나타낸다.

$$\Sigma\left(\frac{\text{획득점수}}{\text{분야별총점}} \times \text{가중치}\right) + \text{혁신적인 설계 점수} = \text{최종점수} \quad (1)$$

본 연구에서는 녹색건축인증 예비인증을 획득한 일반건축물을 대상으로, 인증등급별 및 전문분야별 평균 획득 점수, 인증등급과 전문분야 점수 간의 상관관계, 그리고 전문분야 인증항목별 점수 획득 특성을 분석한다.

3. 전문분야별 평균점수 및 구성비

Table 2는 2017년부터 2024년까지 예비인증을 획득한 일반건축물 3,538건을 대상으로 인증등급별·전문분야별 평균 최종 점수를 나타낸다. 일반건축물의 경우, 인증등급이 높아질수록 대부분의 전문분야에서 점수가 상승하는 뚜렷한 경향이 확인되었다. 특히 에너지 및 환경오염(EP) 분야는 모든 인증등급에서 가장 높은 점수를 차지하였으며, 그린 4등급에서 18.78점, 그린 1등급에서 23.12점으로 등급 상승에 따라 꾸준한 점수 증가가 나타났다. 재료 및 자원(MR) 분야 역시 등급별로 뚜렷한 차이를 보였으며,

Table 2. Average Score by Certification Grade

Category	LT	EP	MR	WM	OM	EN	IE	ID	Total
Green 1	6.28	23.12	13.63	8.08	6.69	7.01	12.05	3.88	80.74
Green 2	5.94	21.91	12.12	7.26	6.63	4.28	10.23	2.46	70.83
Green 3	4.93	19.41	10.28	6.07	6.55	3.19	8.95	1.86	61.23
Green 4	5.08	18.78	6.95	3.12	6.38	2.90	7.69	0.85	51.75
Average	5.24	19.51	8.39	4.30	6.45	3.27	8.38	1.32	56.87

Table 3. Contribution to the Total Score per 1 Raw Point by Specialization

Category	LT	EP	MR	WM	OM	EN	IE
Score (A)	13	23	15	14	7	14	12
Weighting (B)	10	30	15	10	7	10	18
Contribution to the Total Score (A÷B)	0.769	1.304	1.000	0.714	1.000	0.714	1.500

그린 4등급 6.95점에서 그린 1등급 13.63점으로 두 배 가까이 증가하여 인증등급 결정에 중요한 영향을 미치는 분야로 분석되었다. LT와 WM은 상대적으로 점수 변동 폭이 크지는 않으나, 인증등급이 높아질수록 점진적으로 증가하는 경향을 보였다. 실내환경(IE) 분야 또한 등급 상승에 따라 평균 최종 점수가 지속적으로 증가하여, 그린 4등급 7.69점에서 그린 1등급 12.05점으로 나타났다. 유지관리(OM) 분야는 모든 등급에서 비교적 유사한 수준의 평균 최종 점수를 획득한 반면, 생태환경(EN) 분야는 그린 4등급 2.90점에서 그린 1등급 7.01점으로 큰 격차를 보여, 그린 1등급 취득을 위한 주요 차별화 분야로 판단된다.

전문분야별 배점을 가중치로 나누어 계산한 전문분야별 원점수 1점당 총점 기여도는 평가기준에 따른 이론적 수치로, 일반건축물의 전문분야별 원점수 1점당 총점 기여도는 Table 3와 같다.

Table 3에 따르면, 실내환경(IE) 분야가 1.500으로 가장 높은 기여도를 보였으며, 에너지 및 환경오염(EP) 분야가 1.304로 그 다음을 차지하였다. 반면, 토지이용 및 교통(LT)과 생태환경(EN) 분야는 각각 0.769와 0.714로 상대적으로 낮은 기여도를 보이는 것으로 나타났다.

4. 전문분야별 분석

4.1 토지이용 및 교통분야(LT)

일반건축물에 적용되는 토지이용 및 교통(LT) 전문분야의 인증항목은 총 6개로, 모두 평가항목에 해당한다. 각 인증항목별 점수 획득 경향에 대한 분석 결과는 Table 4와 Fig. 1에 제시하였다.

일반건축물 그린 1등급의 경우, '1.3 토공사 절·성토량 최소화'와 '1.7 자전거주차장 설치' 항목이 각각 1.72점과 1.91점의 높은 평균 획득점수를 기록하였으며, 하위 등급과의 점수 격차 또한 다른 항목에 비해 크게 나타나 고등급 취득에 유리한 인증항목으로 분석되었다. 반면, '1.2 과도한 지하개발 지양' 항목은 그린 4등급에서의 평균 획득점수가 1.83점으로 가장 높게 나타나 등급 간 점수 역전 현상이 확인되었다.

한편, 인증항목 '1.1 기존 대지의 생태학적 가치', '1.2 과도한 지하개발 지양', '1.3 토공사 절·성토량 최소화', '1.4 일조권 간섭방지 대책의 타당성'은 무득점 비율이 높고 점수 획득에서의 양극화 현상이 뚜렷하게 나타났다. 특히 1.1 항목과 1.4 항목의 무득점 비율은 각각 55.7%와 65.5%로, 절반 이상의 일반건축물이 해당 항목에서 점수를 획득하지 못한

Table 4. Average Score by LT Certification Items

Certification Item	1.1	1.2	1.3	1.4	1.6	1.7	Total
Allocation Points	2	3	2	2	2	2	13
Green1	1.26	1.12	1.72	0.69	1.45	1.91	8.16
Green2	1.05	1.41	1.50	0.66	1.36	1.74	7.72
Green3	0.77	1.20	1.08	0.55	1.27	1.55	6.41
Green4	0.81	1.83	1.04	0.61	1.09	1.22	6.60
Total	0.86	1.67	1.14	0.61	1.17	1.36	6.81

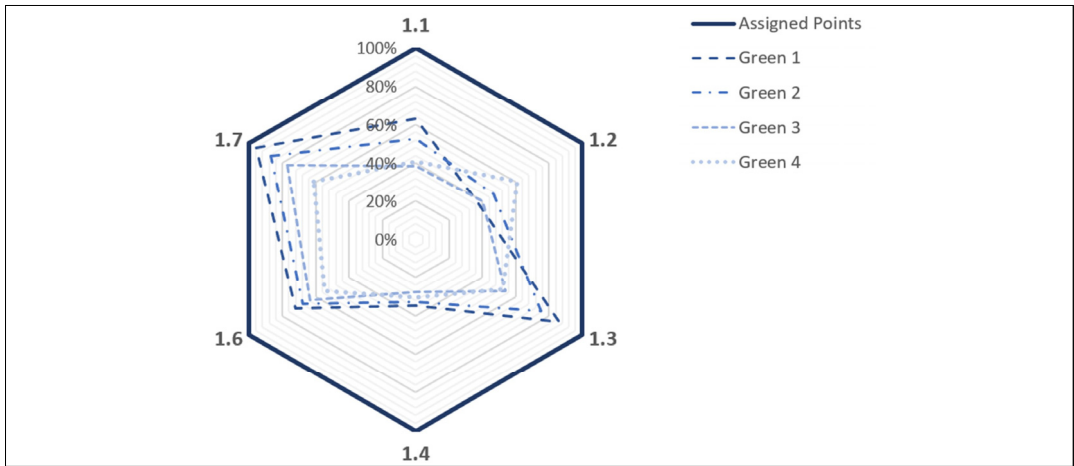


Fig. 1. Average Score Acquisition Ratio by Certification Item (LT)

것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 두 항목 모두에서 2~4등급에 비해 1등급의 점수 취득 비율이 상대적으로 높게 나타나는 특징을 보였다.

또한 1.2 항목과 1.3 항목 역시 전체 일반건축물 예비인증 건수의 85% 이상이 1등급을 취득하거나 무득점에 해당한 반면, 2~4등급의 점수 취득 비율은 10%대에 머물러 점수 분포의 불균형과 뚜렷한 양극화 경향이 확인되었다.

4.2 에너지 및 환경오염 (EP)

일반건축물에 적용되는 에너지 및 환경오염(EP) 전문분야의 인증항목은 총 6개로 구성되며, 이 중 인증항목 2.1은 필수항목이고 나머지 5개는 평가항목에 해당한다. 각 인증항목별 점수 획득 경향에 대한

분석 결과는 Table 5와 Fig. 2에 제시하였다.

분석 결과, 인증항목 ‘2.1 에너지성능’을 제외한 모든 항목에서 인증등급이 높아질수록 평균 획득점수가 증가하는 경향이 나타났다. 특히 ‘2.5 신·재생에너지 이용’ 항목은 그린 1등급과 그린 4등급 간 점수 차이가 1.2점으로, 전체 인증항목 중 가장 큰 등급 간 격차를 보여 고등급 취득을 위한 주요 차별화 항목으로 기능하는 것으로 분석되었다. 이 외의 4개 항목(‘2.2 시험·조정·평가(TAB) 및 커미셔닝 실시’, ‘2.3 에너지 모니터링 및 관리지원 장치’, ‘2.6 저탄소 에너지원 기술의 적용’, ‘2.7 오존층 보호 및 지구온난화 저감’) 또한 인증등급 간 점수 차이를 보이며, 인증등급과 평균 획득점수 간에 일정한 정비례 관계를 나타냈다. 다만, 해당 항목들의 점수 격차는 상대적

Table 5. Average Score by EP Certification Items

Certification Item	2.1*	2.2	2.3	2.5	2.6	2.7	Total
Allocation Points	12	2	2	3	1	3	23
Green1	11.56	0.48	0.97	2.48	0.64	1.61	17.73
Green2	11.63	0.19	0.76	2.14	0.59	1.49	16.80
Green3	10.81	0.16	0.64	1.32	0.51	1.43	14.88
Green4	11.11	0.04	0.48	1.29	0.36	1.12	14.40
Total	11.18	0.09	0.56	1.47	0.43	1.23	14.96

*Mandatory Item

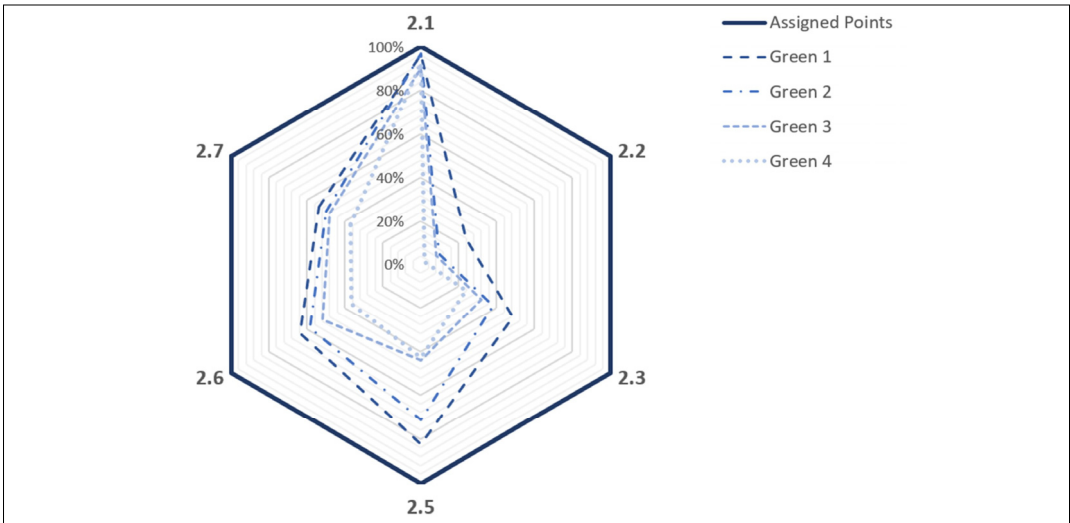


Fig. 2. Average Score Acquisition Ratio by Certification Item (EP)

으로 크지 않은 수준이었다.

반면, 배점이 12점으로 가장 높고 필수항목에 해당하는 ‘2.1 에너지성능’은 모든 인증등급에서 평균 11점 이상의 점수를 기록하여 가장 높은 점수 획득 비율을 보였다. 특히 인증등급 간 점수 편차가 매우 작게 나타나, 고득점 여부보다는 기본 충족 여부가 인증등급 형성에 영향을 미치는 항목으로 판단된다.

한편, 인증항목 2.2는 무득점 비율이 85.7%로 매우 높아, 대부분의 일반건축물에서 해당 항목에 대한 점수 획득이 거의 이루어지지 않은 것으로 나타났다. 인증항목 2.3과 2.7 또한 각각 96.8%와 69.9%가 그린 4등급 또는 무득점에 해당하여, 1·2등급 취

득 비율이 매우 낮은 것으로 분석되었다. 다만 인증항목 2.3의 경우, 그린 4등급을 획득한 사례가 전체의 64.4%를 차지하여, 절반 이상의 일반건축물이 기본적인 에너지원별 모니터링 성능은 확보하고 있는 것으로 해석된다.

4.3 재료 및 자원(MR)

일반건축물에 적용되는 재료 및 자원(MR) 전문분야의 인증항목은 총 6개로 구성되며, 이 중 ‘3.6 재활용 가능 자원의 보관시설 설치’가 필수항목이고 나머지 5개는 평가항목에 해당한다. 각 인증항목의 점수 획득 경향에 대한 분석 결과는 Table 6과 Fig. 3에

Table 6. Average Score by MR Certification Items

Certification Item	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6*	Total
Allocation Points	4	2	2	2	4	1	15
Green1	3.73	1.83	1.83	1.85	3.46	0.93	13.63
Green2	3.49	1.68	1.60	1.64	2.89	0.82	12.12
Green3	3.08	1.51	1.38	1.42	2.17	0.72	10.28
Green4	2.23	1.16	1.01	1.05	0.97	0.53	6.95
Total	2.58	1.31	1.17	1.22	1.50	0.61	8.39

*Mandatory Item

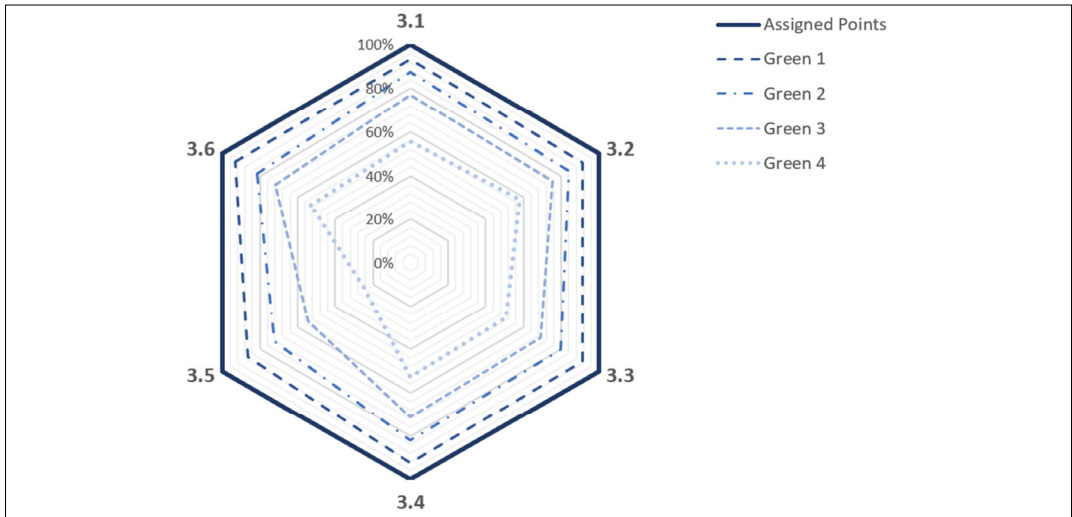


Fig. 3. Average Score Acquisition Ratio by Certification Item (MR)

제시하였다.

분석 결과, 모든 인증항목에서 인증등급이 높아질 수록 획득점수가 꾸준히 증가하였으며, 등급 간 점수 차이도 비교적 균등하게 나타나 일반건축물 평가에 있어 MR 전문분야가 뚜렷한 변별력을 갖는 것으로 분석되었다. 특히 그린 1등급은 모든 인증항목에서 80% 내외의 높은 획득비율을 보여, 인증항목 간 획득비율 편차가 거의 없는 균형 잡힌 성과를 나타냈다.

반면, 그린 4등급에서는 ‘3.5 녹색건축자재의 적용 비율’ 항목의 획득비율이 24.2%로 급감하여, 하위 등급에서 상대적으로 취약한 항목이 존재함을 보

여준다. 각 인증항목의 급수별 분포를 살펴보면, 인증항목 3.5를 제외한 대부분의 항목에서 무득점 비율이 낮고, 1급부터 4급까지의 점수 분포가 비교적 고르게 나타났다. 다만 인증항목 3.5의 경우 무득점 비율이 43.6%에 달해, 점수 획득의 편중 현상이 확인되었다.

필수항목인 ‘3.6 재활용 가능 자원의 보관시설 설치’ 또한 1급(31.3%)과 4급(61.2%)에 취득 비율이 집중되는 양극화된 분포를 보였다.

4.4 물순환 관리(WM)

일반건축물에 적용되는 물순환 관리(WM) 전문

Table 7. Average Score by WM Certification Items

Certification Item	4.1	4.2	4.3*	4.5	Total
Allocation Points	5	4	3	2	14
Green1	3.94	3.63	2.54	1.19	11.31
Green2	3.35	3.44	2.37	1.01	10.17
Green3	2.68	2.85	2.07	0.90	8.50
Green4	0.89	1.20	1.68	0.60	4.37
Total	1.60	1.84	1.86	0.72	6.03

*Mandatory Item

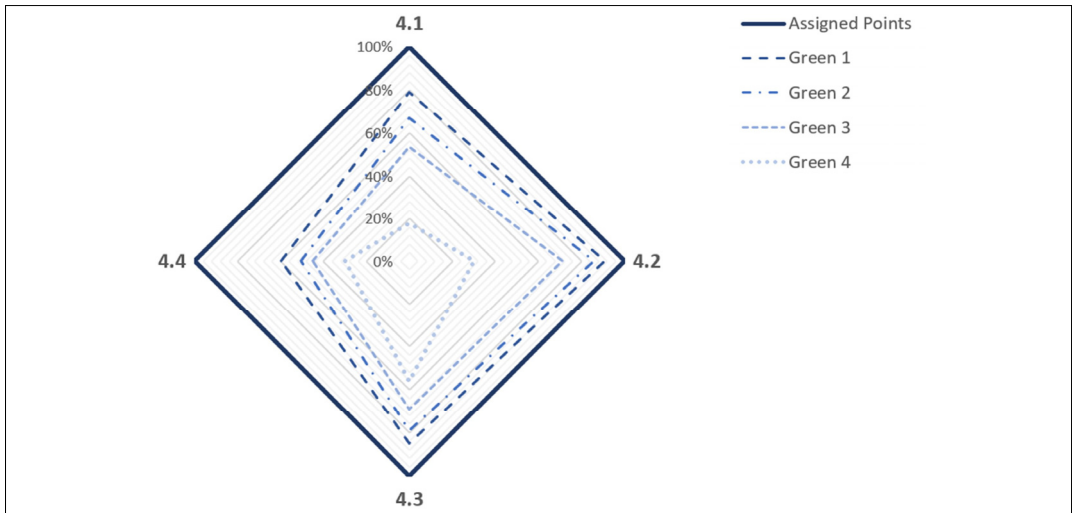


Fig. 4. Average Score Acquisition Ratio by Certification Item (WM)

분야의 인증항목은 총 4개로, 이 중 ‘4.3 절수형 기기 사용’이 필수항목이며 나머지 3개는 평가항목이다. 각 인증항목의 점수 획득 경향에 대한 분석 결과는 Table 7과 Fig. 4에 제시하였다.

WM 전문분야의 인증항목별 평균 획득점수와 인증등급별 분포를 종합적으로 살펴본 결과, 모든 인증항목에서 인증등급이 높아질수록 획득점수가 꾸준히 증가하였으며, 등급 간 점수 차이도 뚜렷하게 나타났다. 이는 MR 전문분야와 마찬가지로 WM 역시 전 인증항목에서 우수한 변별력을 갖는 분야임을 시사한다. 특히 배점이 높은 인증항목 4.1과 4.2는 상위 등급 취득을 위한 주요 차별화 요소로 기능하

는 점이 주목된다.

그러나 모든 항목에서 그린 4등급의 획득점수가 급격히 감소하는 경향이 확인되었다. 특히 평가항목인 ‘4.1 빗물 관리’, ‘4.2 빗물 및 유출지하수 이용’, ‘4.4 물 사용량 모니터링’의 획득비율은 각각 17.8%, 30.1%, 30.1%로 낮게 나타났다. 또한 인증항목 4.1과 4.2의 무득점 비율은 각각 59.4%와 48.2%로 분석되었다.

인증항목 4.5의 경우 무득점 비율은 22.6%로 상대적으로 낮은 편이었으나, 4급 취득 비율이 53.1%로 절반 이상을 차지하였고, 1급과 2급의 취득 비율은 각각 0.5%와 0.3%로 매우 낮게 나타났다.

Table 8. Average Score by OM Certification Items

Certification Item	5.1	5.2*	5.4	Total
Allocation Points	2	2	3	7
Green1	1.70	2.00	2.99	6.69
Green2	1.65	2.00	2.98	6.63
Green3	1.61	1.99	2.95	6.55
Green4	1.46	1.96	2.95	6.38
Total	1.52	1.97	2.96	6.45

*Mandatory Item

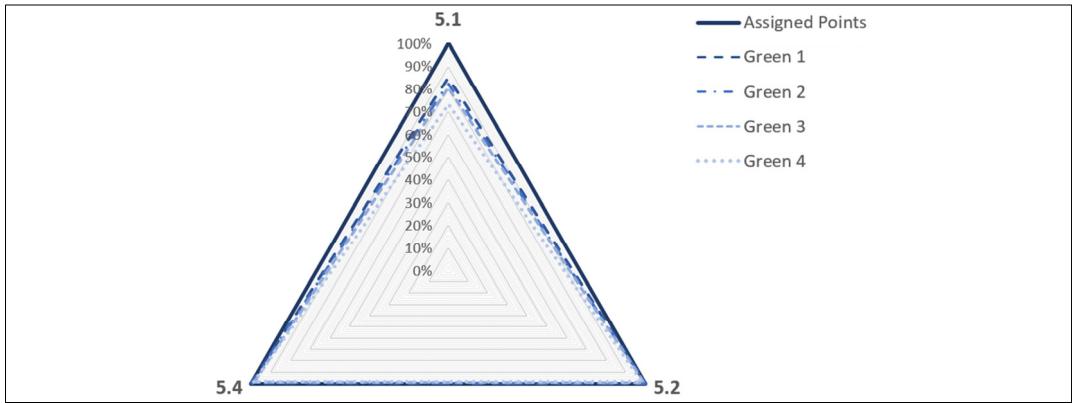


Fig. 5. Average Score Acquisition Ratio by Certification Item (Left: OM, Right: EN)

4.5 유지관리(OM)

일반건축물에 적용되는 유지관리(OM) 전문분야의 인증항목은 총 3개로, 이 중 '5.2 운영·유지관리 문서 및 매뉴얼 제공'이 필수항목이고 나머지 2개는 평가항목이다. 각 인증항목별 점수 획득 경향에 대한 분석 결과는 Table 8과 Fig. 5에 제시하였다.

OM 전문분야의 전반적인 평균 획득점수와 획득비율은 모든 인증등급에서 매우 높은 수준을 보였다. 특히 '5.2 운영·유지관리 문서 및 매뉴얼 제공'과 '5.4 녹색건축인증 관련 정보 제공' 항목은 모든 인증등급에서 배점에 근접한 점수를 획득한 것으로 나타났다. 반면 '5.1 건설현장의 환경관리 계획' 항목에서는 인증등급이 높아질수록 획득점수가 증가하는 경향과 함께 등급 간 점수 차이가 비교적 명확하게 나타났다.

모든 인증등급에서 만점에 가까운 점수를 기록한

인증항목 5.2와 5.4의 경우, 1급 취득 비율 또한 매우 높아 각각 96.9%로 나타났다. 인증항목 5.1 역시 2급 취득 비율이 74.9%로 높았으며, 인증등급 간 점수 차이는 크지 않은 것으로 확인되었다.

4.6 생태환경(EN)

일반건축물에 적용되는 생태환경(EN) 전문분야는 총 3개의 평가항목으로 구성되며, 각 인증항목별 점수 획득 경향에 대한 분석 결과는 Table 9와 Fig. 6에 제시하였다.

EN 전문분야에서는 대체로 모든 인증항목에서 인증등급이 높아질수록 획득점수가 증가하는 경향이 나타났으며, 특히 그린 1등급과 그린 4등급 간 획득점수 차이가 뚜렷하게 나타나 모든 항목이 최우수 등급 취득을 위한 주요 차별화 요소로 작용하는 것

Table 9. Average Score by EN Certification Items

Certification Item	6.2	6.3	6.4	Total
Allocation Points	4	6	4	14
Green1	3.20	4.45	2.16	9.81
Green2	2.40	2.76	0.84	5.99
Green3	2.02	2.01	0.44	4.46
Green4	2.27	1.71	0.09	4.06
Total	2.28	1.99	0.31	4.57

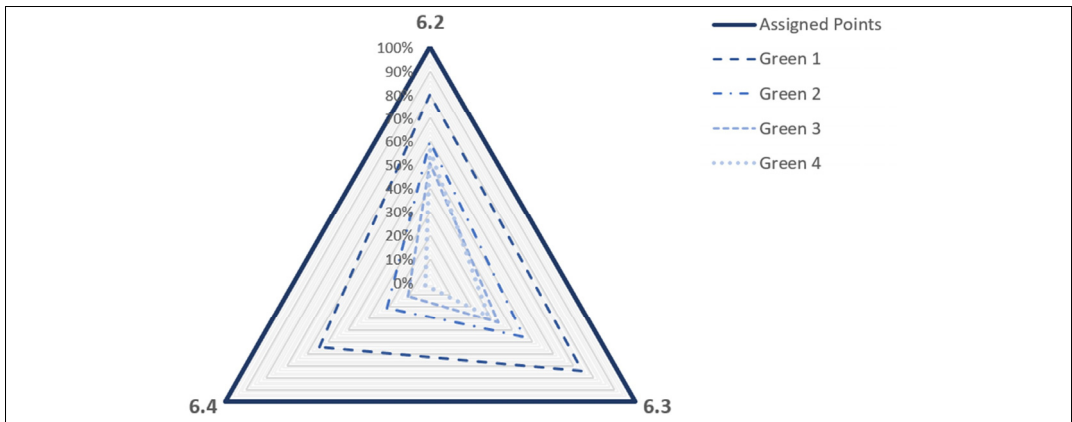


Fig. 6. Average Score Acquisition Ratio by Certification Item (Left: OM, Right: EN)

으로 분석되었다.

반면, 그린 2등급부터 그린 4등급까지는 등급 간 획득점수 차이가 상대적으로 크지 않았다. 특히 배점이 4점인 ‘6.4 비오톱 조성’ 항목의 경우, 그린 1등급을 제외한 나머지 등급의 평균 획득점수가 1점 미만으로 나타나, 하위 등급에서 해당 항목의 점수 획득 수준이 매우 낮은 것으로 분석되었다. 또한 인증항목 6.4의 무득점 비율은 87.9%에 달해, 전체 일반 건축물 예비인증 건수의 대부분이 해당 항목에서 점수를 획득하지 못한 것으로 나타났다.

4.7 실내환경(IE)

일반건축물에 적용되는 실내환경(IE) 전문분야의 인증항목은 총 6개로 구성되며, 이 중 ‘7.1 실내공기 오염물질 저방출 제품의 적용’이 필수항목이고 나머

지 5개는 평가항목에 해당한다(Table 10, Fig. 7).

IE 전문분야 중 인증항목 ‘7.2 자연환기 성능 확보’, ‘7.3 외기 급·배기구의 설계’, ‘7.8 교통소음(도로, 철도)에 대한 실내·외 소음도’, ‘7.10 전용 휴게공간 조성’에서는 인증등급과 평균 획득점수 간의 정비례 관계가 관찰되었다. 특히 배점이 2점인 인증항목 7.3과 7.8은 그린 1등급과 나머지 등급 간 점수 차이가 뚜렷하게 나타나, 최우수 등급 취득을 위한 주요 차별화 요소로 기능하는 것으로 분석되었다.

필수항목인 인증항목 7.1은 인증등급 간 점수 차이가 존재하였으나 그 폭은 미미하였으며, 모든 인증등급에서 점수 획득비율이 90%대로 형성되어 있었다. 인증항목 7.10 또한 인증등급이 높아질수록 획득점수가 증가하는 경향과 등급 간 점수 획득비율의 차이를 보여 변별력은 비교적 양호한 것으로 나

Table 10. Average Score by IE Certification Items

Certification Item	7.1*	7.2	7.3	7.5	7.8	7.10	Total
Allocation Points	3	2	2	2	2	1	12
Green1	2.85	0.37	1.37	1.69	0.88	0.88	8.03
Green2	2.81	0.17	1.09	1.80	0.30	0.65	6.82
Green3	2.77	0.11	0.75	1.70	0.17	0.46	5.96
Green4	2.65	0.07	0.44	1.71	0.05	0.22	5.13
Total	2.69	0.10	0.61	1.73	0.12	0.34	5.59

*Mandatory Item

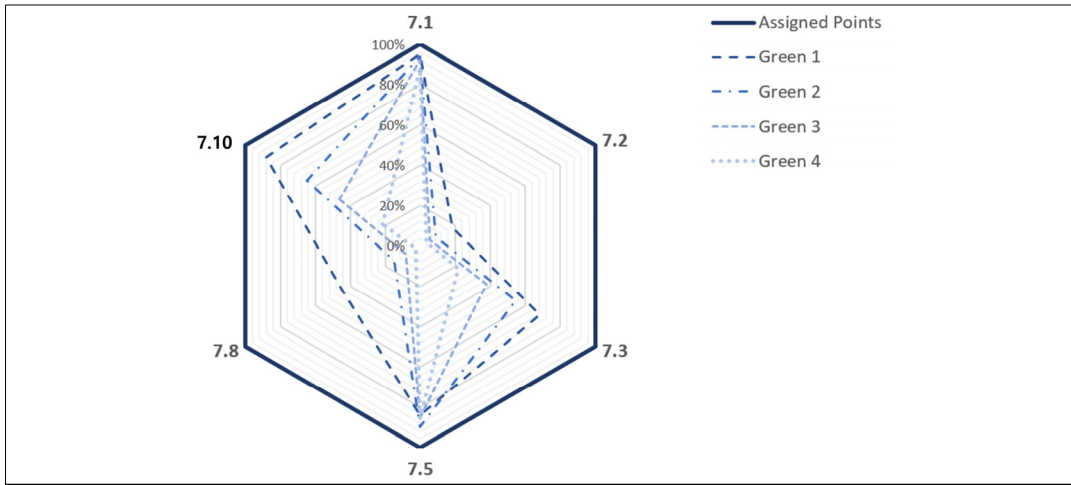


Fig. 7. Average Score Acquisition Ratio by Certification Item (IE)

타났으나, 배점이 1점으로 낮고 등급 간 점수 차이가 약 0.2점에 그쳤다.

한편, 배점이 2점인 '7.5 자동온도조절장치 설치 수준' 항목은 전체 평균 획득점수가 1.73점이며, 1급 취득 비율이 71.7%로 비교적 높게 나타났다. 반면 '7.2 자연환기 성능 확보'와 '7.8 교통소음(도로, 철도)에 대한 실내·외 소음도' 항목은 무득점 비율이 각각 90.3%와 91.3%로 매우 높게 나타났다. 또한 '7.3 외기 급·배기구의 설계'와 '7.10 전용 휴게공간 조성' 항목의 경우에도 약 50% 수준의 무득점 비율을 보여, IE 전문분야 전반에서 인증항목 간 점수 획득 편차가 큰 것으로 분석되었다.

5. 토 의

Table 11은 일반건축물의 G-SEED 예비인증 취득 데이터를 기반으로, 평균 획득비율(평균 획득점수를 해당 인증항목의 배점으로 나눈 값)이 70% 이상인 인증항목을 내림차순으로 정리한 결과이다.

본 연구에서 평균 획득비율의 기준을 70%로 설정한 이유는, 앞서 제시한 전문분야별 인증항목 분석 결과에서 무득점 비율이 10% 이하이면서 인증등급 간 변별력이 우수한 항목들의 평균 획득비율이 대체로 60%대에 분포하였기 때문이다. 평균 획득비율이 70% 이상인 인증항목은 해당 친환경 기술이 비교적 널리 확산되고 있음을 보여주는 긍정적인 측면과 동

Table 11. Certification Items with an Average Achievement Rate of 70% or Higher

	Certification Item	Allocation Points	Average Points	Average Attainment Ratios
5.4	Provision of Information Related to Green Building Certification	3	2.96	98.7%
*5.2	Provision of Operation and Maintenance Documents and Manuals	2	1.97	98.5%
*2.1	Energy Performance	12	11.18	93.2%
*7.1	Use of Low-Emitting Interior Products (For Indoor Air Quality)	3	2.69	89.8%
7.5	Installation Level of Automatic Temperature Control Devices	2	1.73	86.3%
5.1	Environmental Management Plan for Construction Sites	2	1.52	75.8%

*Mandatory Item

Table 12. Certification Items with a Zero-Score Rate of 20% or Higher

	Certification Item	Allocation Points	No Point Ratios
7.8	Indoor and Outdoor Noise Levels from Transportation Sources (Road and Rail)	2	91.3%
7.2	Ensuring Natural Ventilation Performance	2	90.3%
6.4	Biotope Creation	4	87.9%
2.2	Testing, Adjusting, and Balancing (TAB) and Commissioning	2	85.7%
1.4	Validity of Countermeasures for Solar Access Interference	2	65.5%
4.1	Rainwater Management	5	59.4%
1.1	Ecological Value of the Existing Site	2	55.7%
7.3	Design of Outdoor Air Intake and Exhaust Systems	2	52.1%

시에, 인증등급 간 변별력이 낮은 항목으로 해석될 수 있는 부정적인 측면을 함께 내포한다.

평균 획득비율이 70% 이상인 공통 인증항목은 총 6개로 나타났으며, 이 중 인증항목 5.2, 5.4, 2.1은 평균 획득비율이 90%를 초과하는 매우 높은 수준을 보였다. 특히 유지관리(OM) 전문분야의 3개 인증항목은 모두 평균 획득비율 70% 이상을 기록하여, 해당 분야 전반이 제도적으로 안정화·형식화 단계에 접어든 것으로 해석된다.

Table 12는 일반건축물 예비인증 평가에서 무득점 비율이 50% 이상인 인증항목을 내림차순으로 정리한 결과이다. 무득점 비율이 50% 이상이라는 것은 전체 프로젝트의 절반 이상이 해당 인증항목에서 점수를 획득하지 못한 상황으로, 적용 난이도 또는 제도적 한계가 존재함을 의미한다.

무득점 비율이 50% 이상인 공통 인증항목은 총 8개로 나타났으며, 이 중 인증항목 7.8과 7.2는 무득점 비율이 각각 90%를 초과하였다. 인증항목 7.8의

경우, 공동주택에서는 무득점 비율이 13.7%로 매우 낮게 나타났는데, 이는 「주택건설기준 등에 관한 규정」에 따라 소음도 측정이 의무화되어 있고, 관련 시험 성적서가 인증 증빙자료로 활용될 수 있기 때문으로 분석된다(양관섭, 2020). 반면, 법적 의무가 없는 일반건축물에서는 추가 비용이 소요되는 해당 항목의 점수 획득이 설계·인증 과정에서 후순위로 밀리는 경향이 반영된 결과로 판단된다.

개폐 가능한 창 의 유효면적을 평가하는 인증항목 7.2는 주거용과 비주거용 건축물 모두에서 무득점 비율이 높은 항목으로, 일반건축물의 경우 무득점 비율이 90.3%에 달하였다. 이는 최근 건축물의 에너지 소요량 절감을 위해 창호의 기밀 성능이 강화되고, 자연환기 대신 기계환기 시스템을 적용하는 추세가 확산되고 있음을 반영한 결과로 해석된다(최수지 외, 2023).

인증항목 2.2는 무득점 비율이 85.7%로 나타났으며, 특히 해당 항목에서 점수를 획득한 사례 중 96.6%는 시험·조정·평가(TAB)만을 수행한 경우로, 커미셔닝은 극히 제한적으로 시행되고 있음을 보여준다. 이는 커미셔닝이 법제화되어 있지 않아 제도적 지원이 미흡하다는 점과, 커미셔닝의 중요성에 대한 인식 부족으로 인해 적용 자체에 어려움이 있다는 전문가 의견과도 일치한다(Kharn, 2020.8.30, 2023.1.15). 커미셔닝은 설계 의도에 부합하는 설비 성능을 검증하기 위한 필수적인 절차임에도 불구하고, 추가 비용 부담과 발주자의 인식 부족 등으로 인해 실제 현장 적용이 제한적인 것으로 분석된다.

한편, 빗물 관리 및 이용과 관련된 인증항목 4.1과 4.2는 일반건축물에서도 적용 난이도가 높아 무득점 비율이 각각 59.4%와 48.2%로 높게 나타났다. 이 외에도 인증항목 6.4, 1.4, 1.1 등은 도시의 고밀도 개발 환경이나 대지의 물리적·환경적 조건으로 인해 점수 획득이 매우 어렵거나 사실상 불가능한 항목으로 분석된다. 또한 인증항목 7.3은 외기 급·배기

구 확보를 위한 물리적 공간 제약 등 현장 여건의 한계가 반영된 결과로 해석된다.

6. 결론

본 연구는 2017년부터 2024년까지 G-SEED를 취득한 일반건축물을 대상으로 전문분야별 점수 취득 현황을 분석하고, 이를 바탕으로 인증제도의 개선 필요성을 검토하였다. 분석 결과를 통해 G-SEED 인증제도의 개선 방향과 관련하여 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있었다.

첫째, 일반건축물에서 평균 점수 획득비율이 70% 이상인 인증항목은 총 8개로 확인되었으며, 이 중 '5.4 녹색건축인증 관련 정보 제공', '5.2 운영·유지 관리 문서 및 매뉴얼 제공', '2.1 에너지 성능' 항목은 평균 획득비율이 90% 이상으로 나타났다. 이는 해당 인증항목과 관련된 기술 및 제도적 요구사항이 일반건축물에서 보편적으로 정착되었음을 보여주는 한편, 인증등급 간 변별력이 저하될 가능성이 있음을 시사한다. 따라서 향후에는 단순 적용 여부를 평가하는 방식에서 나아가, 성능 수준이나 적용의 질을 반영할 수 있도록 평가체계의 고도화가 필요할 것으로 판단된다.

둘째, 일반건축물에서 무득점 비율이 50% 이상인 인증항목은 총 8개로 확인되었으며, 이 중 '7.8 교통 소음(도로, 철도)', '7.2 자연환기 성능 확보', '6.4 비오톱 조성', '2.2 시험·조정·평가(TAB) 및 커미셔닝' 항목은 무득점 비율이 85% 이상으로 매우 높게 나타났다. 이는 해당 항목들이 여전히 일반건축물에서 적용 난이도가 높은 과제로 남아 있음을 의미하며, 향후 제도적 보완이나 설계 단계에서의 기술 지원을 통해 성과 향상을 도모할 필요가 있음을 보여준다. 아울러 건축물의 용도, 규모, 사업 유형 등 다양한 조건을 고려하여 평가기준을 차등화하거나, 일반건축물의 친환경 성능을 보다 효과적으로 반영할 수 있

는 대체 인증항목을 검토하는 것도 하나의 개선 방안이 될 수 있다.

본 연구의 결과는 녹색건축인증제도의 운영 현황을 실증적으로 제시하는 기초자료로서 의의를 가지며, 향후 G-SEED 인증기준의 개정과 제도 개선 방향을 모색하는 데 유용한 참고자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

1. 국토교통부·환경부(2024.7.10.), "녹색건축 인증에 관한 규칙", 세종.
2. 권혁삼·김지현·김정곤(2013), "기후변화에 대응한 녹색건축인증기준 개선을 위한 조사연구: 공동주택 외부환경을 중심으로", 「LHI Journal」, 4(4): 435~447.
3. 김종엽·정윤혜·백혜선(2013), "공동주택 친환경인증 단지의 에너지성능지표 비교분석 연구", 「LHI Journal」, 4(4): 407~415.
4. 김형근·김미연(2018), "서울시 녹색건축물 설계기준 및 녹색건축인증(G-SEED) 개정에 따른 공동주택 규모별 에너지성능 소요공사비 분석", 「한국건축친환경설비학회 논문집」, 12(1): 1~14.
5. 박원준·김혜미(2016), "녹색건축인증(G-SEED) 공동주택의 인증 전후 에너지성능 비교분석에 관한 연구", 「대한건축학회연합논문집」, 18(6): 171~182.
6. 신성준(2014), "공동주택의 녹색건축인증 인센티브에 따른 사업타당성 분석", 석사학위논문, 동아대학교.
7. 양관섭(2020), "녹색건축인증제도에서 음환경분야의 등급 획득 현황 분석 및 개선방안 고찰", 「한국소음진동공학회 논문집」, 30(6): 659~672.
8. 예태곤·김광현·권영상(2018), "공동주택 녹색건축인증기준의 외부공간 환경성능 평가지표 보완방안", 「대한건축학회 논문집: 계획계」, 34(1): 14.
9. 이재형(2020), "공동주택 녹색건축인증의 실내환경 부문 평가항목 분석 및 개선방안 연구", 석사학위논문, 서울시립대학교.
10. 장대희·윤요선(2025), "비주거용 건축물의 녹색건축인증(G-SEED) 취득현황 및 개선방향: 2016년~2023년 인증현황을 중심으로", 「한국태양에너지학회 논문집」, 45(2): 1~21.
11. 장원준(2017), "공동주택 옥실 열환경의 문제점과 녹색건축 인증기준에 따른 개선방안", 「대한건축학회 추계학술발표대회 논문집」, 1223.
12. 전지원·장희순(2024), "녹색건축인증이 공동주택가격에 미치는 영향", 「부동산경영」, 30: 57~79.
13. 최수지·조재훈·박시현(2023), "건물 기밀성능의 에너지성능에 대한 기밀성능 영향도 평가" 「한국건축친환경설비학회 논문집」, 17(6): 366~375.
14. 최준혁·김진수·김진모(2024), "국내 공동주택 친환경건축물 인증제도 개선 방향 연구: 건축계획을 고려한 국내 친환경건축물 인증제도와 LEED의 비교분석을 통해", 「KIEAE Journal」, 24(5): 35~43.
15. KICT (2024), 「G-SEED 연간보고서」, 고양.
16. Bibang Bi Obam Assoumou, S. S., L. Zhu and C. Khayeka-Wandabwa (2025), "Healthy Building Standards, Their Integration into Green Building Practices and Rating Systems for One Health", *Discover Sustainability*, 6(1): 796.
17. Wuni, I. Y., G. Q. Shen and R. Osei-Kyei (2019), "Scientometric Review of Global Research Trends on Green Buildings in Construction Journals from 1992 to 2018", *Energy and Buildings*, 190: 69~85.
18. Kharn(2020.8.30), "[인터뷰] 신지용 EAN 테크놀로지 대표", <https://www.kharn.kr/mobile/article.html?no=13578&utm>.
19. Kharn(2023.1.15), "[인터뷰] 한상범 TAB 커미셔닝 협회 전임회장", <https://www.kharn.kr/news/article.html?no=21254&utm>.

요약

본 연구는 2017년부터 2024년까지 예비인증을 취득한 국내 일반건축물을 대상으로 녹색건축인증 현황을 분석하고, 전문분야별 점수 취득 특성에 대한 통계적 분석을 통해 향후 인증제도 개정 및 관련 연구를 위한 기초자료를 제공하는 것을 목적으로 한다. 해당 기간 동안 접수된 비주거 건축물의 인증 건수는 총 5,881건이며, 이 중 신축 일반건축물 3,538건을 분석 대상으로 선정하였다. 분석 범위는 토지이용 및 교통(LT), 에너지 및 환경오염(EP), 재료 및 자원(MR), 물순환 관리(WM), 유지관리(OM), 생태환경(EN), 실내환경(IE)의 7개 평가 분야이다. 분석 결과, EP 분야가 전체 인증 등급에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 그다음으로 MR 및 IE 분야의 영향이 큰 것으로 확인되었다. 반면 OM 분야는 모든 인증 등급에서 전반적으로 높은 취득률을 보여 등급 간 변별력이 제한적인 것으로 나타났다. 한편 일조권(LT), 빗물관리(WM), 자연환기 및 교통소음 평가(IE) 등 일부 항목은 무득점 비율이 85-90%를 초과하여 적용 가능성과 제도적 이행 측면에서 한계가 있음을 보여주었다. 특히 2.2 항목인 'TAB 및 커미셔닝'은 무득점 비율이 85.7%로 나타났으며, 득점 사례 중 96.6%가 TAB만 수행한 것으로 분석되었다. 이는 커미셔닝에 대한 법적 의무부재, 제도적 지원 미흡, 낮은 인식 수준 등으로 인해 커미셔닝의 도입이 제한적으로 이루어지고 있음을 시사한다. 이러한 결과는 취득이 용이한 항목에 대한 기준 강화와 적용 가능성이 낮은 항목의 개정 또는 대체가 필요함을 보여주며, 이를 통해 인증제도의 실효성과 비주거용 건축물의 환경성능을 함께 향상시킬 필요가 있음을 보여준다.

주제어: 녹색건축인증, 일반건축물, 전문분야별 평가

가정용 난방 시스템의 유량 불균형 완화를 위한 다단오리피스 밸런서 개발 및 성능평가

Development and Performance Evaluation of a Multi-stage Orifice Balancer for Mitigating Flow Imbalance in Residential Heating Systems

윤영원*

Young-Won Yun*

Abstract

This study aims to develop a Balancer, a compact flow-balancing device designed to be inserted between heating manifolds and coils, to achieve hydraulic equilibrium in residential heating systems without structural modifications. The Balancer was engineered using multi-stage orifice flow equations, featuring a simplified structure that alternates between single-hole and multi-hole orifices to provide precise flow control. To verify its effectiveness, experiments were conducted using a 4-port manifold connected to heating coils of significantly different lengths (70 m and 7 m), measuring flow distribution uniformity and pressure drop under various flow conditions. Experimental results showed that without the Balancer, the relative flow distribution error reached up to 26% due to the resistance imbalance caused by differing coil lengths. However, with the Balancer installed, this error was significantly reduced to within $\pm 3\%$ range. This confirms that creating a device-induced pressure drop greater than the coil's inherent resistance effectively minimizes the impact of coil length variations on the overall system.

Keywords: Flow Distribution Uniformity, Balancer, Multi-Stage Orifices, Water Distribution Manifolds, Hydraulic Equilibrium

1. 서론

유체를 다수의 경로로 분할하여 공급하는 유체 분배 장치는 에너지 전달과 자원 배분의 효율성을 결정짓는 핵심 설비이다. 이는 냉난방 공조(HVAC) 시스템을 비롯하여 산업용 플랜트, 수처리 시설 등 다양한 산업 분야에서 유체 흐름의 체계적인 제어 및 관리를 위해 광범위하게 적용되고 있다. 특히, 주거용 건축물에서는 보일러나 지역난방으로부터 공급

되는 온수를 각 실별 부하에 맞춰 적절히 배분함으로써 실내 쾌적성을 확보하고 열원 에너지의 효율적 이용을 도모하는 중추적인 역할을 수행한다(이경희·이준기, 2021; 김승훈 외, 2024).

난방 분배기를 통한 실별 균등 유량 배분은 거주자의 열쾌적성 향상은 물론, 시스템 전반의 에너지 효율 제고 및 설비 수명 연장과 직결되는 핵심 요소이다. 만약 유량 분배가 적절히 이루어지지 않을 경우, 특정 구역에 열공급이 편중되는 편난방 현상이 발생

* (주)한국지앤씨 대표·공학박사(kgnc@kgnc.co.kr)

하게 된다. 이는 불필요한 열에너지 소비를 조장할 뿐만 아니라, 순환 펌프 등 주요 구성 부품에 과도한 부하를 유발하여 장비의 내구성을 저하시키고 유지 관리 비용을 상승시키는 원인이 된다(Rhee et al., 2011).

그러나 실별 면적 차이에 따른 난방 코일의 길이 및 매니폴드 설치 위치에 따른 관로 저항의 불균형으로 인해 실제 현장에서는 불균일한 유량 공급 문제가 빈번히 발생하고 있다.

이러한 문제를 해소하기 위해 최근 실온 조절기와 연동된 자동 온·오프(On-Off) 밸브나 고가의 비례 제어 구동기가 적용된 시스템 분배기의 보급이 확대되고 있으나, 이는 각 실별 배관 경로의 차이로 발생하는 근본적인 수력학적 불균형(Hydraulic Imbalance)을 해결하기 위한 물리적 환경을 제공하지는 못한다. 즉, 시스템 분배기 역시 각 회로별 균일한 난방수 배분이라는 물리적 전제 조건이 충족될 때 비로소 제어 성능을 극대화할 수 있다(성순경, 2008).

유량 불균형 문제를 해결하기 위해 다양한 연구가 수행되어 왔다. 이는 크게 매니폴드(Manifold)의 형상 최적화를 통한 분배 성능 개선과 고기능성 제어 밸브 개발에 관한 연구로 구분할 수 있다.

우선 분배기 형상에 관한 연구를 살펴보면, Min et al.(2016)은 매니폴드 내부에 배플(Baffles)을 설치하여 물 분배 특성을 수치 해석 및 실험적으로 규명하였다. Hassan et al.(2014)은 원형 단면 헤더보다 유량 분포 특성이 우수한 테이퍼형 단면 헤더 설계를 제안하였으며, Chen and Sparrow(2009)은 출구 포트의 기하학적 형상이 질량 유량의 균일성에 미치는 영향을 조사하였다. 또한, Said et al.(2015)은 단일 오리피스스를 적용하여 유량 불균일성을 완화하는 방안을 제시한 바 있다.

밸브 개발 분야에서는 윤준용·권우철(2007)이 스트레이너 일체형 자동 정유량 조절 밸브를 개발하여 성능을 검증하였고, 이태원·김용기(2004)는 형상

기억합금 소자를 활용해 온도에 따라 개폐되는 지능형 유량제어 밸브를 제안하였다. 아울러 권우철 외(2010)는 밸브 디스크와 시트를 일체화한 유량 밸런싱 밸브를 개발함으로써, 각 실별 코일 길이 차이에도 불구하고 정밀한 유량 배분이 가능함을 입증하였다.

그러나 분배기 형상 최적화는 현장마다 다른 배관 경로에 맞춰 개별 제작해야 하므로 실용성이 떨어지며, 고기능성 밸브 방식은 구조적 복잡성으로 인해 유지관리가 어렵고 초기 설치 비용이 높다는 단점이 있다.

이에 본 연구에서는 기존 시스템의 구조를 변경하지 않고도 수력학적 평형을 구현할 수 있도록 분배기 출구와 난방 코일 연결부에 삽입하는 간소화된 배관 연결 장치인 밸런서를 개발하였다. 본 장치는 오리피스 유량 방정식을 기반으로 관로 저항에 맞춰 오리피스 수량을 가변적으로 적용함으로써 정밀한 유량 제어가 가능하도록 설계되었다. 특히 경험적 수식에 기반한 최적 오리피스 설계와 플러그 삽입형 구조를 채택하여, 기존 밸브 방식보다 경제적이며 시공 현장에서의 실무 적용성 또한 향상시켰다.

현재 국내 주거용 건축물의 주된 열원인 도시가스는 주거 부문 탄소 배출의 주요 원인으로 지목되고 있다. 글로벌 기후 위기 대응과 국가 탄소중립 목표 달성을 위해 건축물 에너지 소비에 대한 규제가 강화되는 시점에서, 효율적인 난방수 분배를 통한 에너지 효율화 기술의 중요성은 점차 증대되고 있다.

본 기술은 공동주택의 고질적인 문제인 편난방을 근본적으로 해소하고 에너지 낭비를 최소화함으로써, 실질적인 에너지 절감과 국가적 탄소중립 정책 기여라는 환경적 가치를 동시에 창출할 것으로 기대된다.

2. 다단오리피스 밸런서

이 장에서는 다단오리피스 형태의 부품을 설계한 내용을 다룬다. 일반적인 다단오리피스는 압력회복

을 위해 오리피스 단에 충분한 간격을 두고 오리피스 플레이트에 여러 개의 다공을 형성한 형태이다. 오리피스 단을 통과할 때 압력강하가 발생하고 단계별로 압력을 감압시켜 발전산업, 석유 및 가스, 화학 및 수처리, 그리고 일반 산업플랜트 산업에 많이 활용되고 있다(신정철, 2015; Vekar et al., 2013; Ahmed et al., 2023).

이와 달리 본 연구에서 설계한 다단오리피스 형태는 오리피스 단의 간격이 짧고 홀수 번째 오리피스는 단일 홀을 형성하고 짝수 번째 오리피스는 홀수 번째 오리피스 단일 홀 면적의 1/4인 네 개의 오리피스 홀을 형성하여 교차 나열한 형태이다.

설계에 앞서 아래와 같이 네 가지 가정을 하였다.

- (1) 홀수 번째 오리피스는 단일 홀이고 짝수 번째 오리피스는 다공 홀이지만 유량계수(discharge coefficient)가 각 단에 모두 동일하다.

$$C_{d, single} = C_{d, multi}$$

여기서, $C_{d, single}$ 는 단일 홀 오리피스의 유량계수, 그리고 $C_{d, multi}$ 는 짝수 번째인 다공 홀에서의 유량계수이다.

일반적으로 유량계수는 배관 및 오리피스의 직경비와 레이놀즈 수(Re)에 의해 결정되며, 레이놀즈 수가 충분히 큰 영역에서는 특정 값에 수렴하는 특성을 갖는다. 본 연구의 운전 조건인 $Re \geq 5,000$ 범위는 유량계수의 수렴 특성이 나타나는 구간에 해당한다. 선행 문헌에 따르면, 배관 내경에 대한 오리피스 직경비(β)가 0.2 및 0.4 일 때 유량계수는 약 0.6에서 0.7 사이의 일정한 값을 유지하는 것으로 알려져 있다(Hollingshead et al., 2011; Hutagalung, 2019; Martins et al., 2021; Wu et al., 2002).

- (2) 비압축성 유동으로 밀도($\rho = constant$)가 일정하고 다단오리피스를 통과하는 유체는 정상 상태 유동 특성($\partial/\partial t = 0$)이다. 시간에 따른 유동 특성 변화, 즉 온도, 압력 그리고 유량이 변화가 무시할 수 있을 만큼 작고 사용 유체는 물인 뉴턴 유체이며 실험범위의 온도변화($18^{\circ}C \sim 25^{\circ}C$)에 따른 밀도 변화가 1% 미만이기 때문에 비압축성으로 간주하였다.

- (3) 전체 필요한 압력 강하가 각 오리피스 단계에 걸쳐 일정하거나 또는 의도적으로 분산된다. 압력 강하가 특정 단계 편중되지 않고 동일한 면적으로 균등한 압력 강하 배분을 실현하기 위해 교차로 배치하였다.

- (4) 코일 저항보다 큰 압력강하를 설계함으로 코일 길이 차이로 인한 저항 변동성은 전체 시스템 저항에 미치는 영향이 최소화된다.

$$\Delta p_{total} = \sum_{i=1}^n \Delta p_i + \Delta p_{coil}, \sum_{i=1}^n \Delta p_i \geq \Delta p_{coil}$$

여기서, Δp_{total} 는 분배기 입구 압력과 코일 저항에 의한 출구 압력의 차압, Δp_i 오리피스 단 전체의 압력강하, Δp_{coil} 코일 길이에 의한 마찰손실, 그리고 n 은 분배기 회로 수이다.

2.1 밸런서 설계

난류유동에서 사용되는 유량방정식은 베르누이 방정식과 연속방정식으로 식 (1)과 같이 유도된다(Merritt, 1967).

$$Q = C_d A_0 \sqrt{(2\rho/\gamma)\Delta p} \quad (1)$$

이 식 (1)을 식 (2)와 (3)과 같이 다시 단순하게 표현할 수 있다.

$$Q = K\sqrt{\Delta p} \quad (2)$$

$$K = C_d A_0 \sqrt{2\rho/\gamma} \quad (3)$$

여기서, Q 는 오리피스 통과 유량, C_d 는 유량계수, $\Delta p = p_1 - p_2$ 는 입구압력 p_1 과 출구압력 p_2 의 차인 압력강하, ρ 는 유체의 밀도, γ 는 유체의 비중량, A_0 는 오리피스 면적, 그리고 K 는 경험적 유량 상수이다.

식 (2)의 양변을 제곱하여 다시 정리하면 식 (4)와 같다.

$$\Delta p / Q^2 = (1/K)^2 \quad (4)$$

경험적 유량 상수는 가정 (1)과 경험치를 반영하여 상수로 다룬다. 원하는 압력강하와 통과유량이 결정되면 식 (4)의 좌변을 구할 수 있고 식 (4)의 우변은 그 값을 얻기 위한 경험적 유량 상수를 결정하면 된다. 다단오리피스 설계를 위해 식 (4)를 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\alpha / \beta = N_{eq} \quad (5)$$

여기서 $\alpha = \Delta p / Q^2$ 는 오리피스를 통과한 실제 유동 저항을 나타내는 계수, $\beta = (1/K)^2$ 는 오리피스 설계 면적과 유체 물리량을 통해 요구되는 설계 목표저항을 나타내는 계수, 그리고 N_{eq} 은 등가 저항계수이다.

이 등가 저항 계수는 실제 유동 저항 계수를 얻기 위해 설계 목표 저항 계수의 몇 배의 유동 저항을 요구하는지를 나타내는 계수로 정의한다고 할 수 있다.

예로 N_{eq} 가 4인 경우 4배가 되는 물리적 단수가 결정되므로 4단의 오리피스를 결정하게 되고 정수가 아닌 소숫점 형태로 표현될 경우 소숫점 이하의 영향을 보상해 주기 위해 보정단이 필요하다.

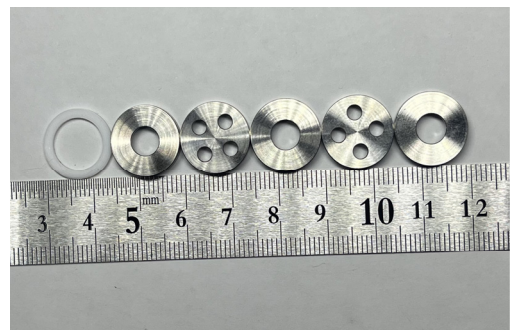
정리하면 식 (5)의 등가 저항 계수로 다단오리피스 단수를 설계할 수 있다.

2.2 밸런서 실험

본 연구를 위해 제작한 밸런서를 Fig. 1(a)에 나타내었고, Fig. 1(b)는 분해한 그림이다. 제작에 있어 ISO 5167을 참고하여 사용 파이프 내경, $D_{pipe} = 15\text{mm}$ 와 직경비, β 를 $0.2 < \beta < 0.4$ 범위로 하여 오리피스 직경을 $d_o = 6\text{mm}$ 로 하였다. 단일 홀과 다공 홀을 교차로 배치하여 반복적인 유량 통과 과정을 통해 에너지 손실의 변동성을 평균화함으로써 실제 저항값에 대한 높은 재현성을 확보할 수 있도록 설계하였다. 실제 유동저항 계수는 압력강하와 필요 유량을 각각 $40,000\text{Pa}$, $7.5e^{-5}\text{m}^3/\text{s}$ 로 하여 계산하였고 이 값을 얻기 위한 설계 목표저항 계수는 밀도, 비중량을 각각 $1,000\text{kg}/\text{m}^3$, $9,800\text{N}/\text{m}^3$ 과 그리고 가



(a)



(b)

Fig. 1. Balancer for Flow Uniformity

Table 1. Specification of the Experimental Apparatus

Nomenclature	Model	Specifications
Water Header	4 Zone	Man Pipe: 25 A / Branch Pipe: 15 A
Pump	HG-915-6500	Max. 108 L/min / Max. Head: 4.5~5.0 m
Pressure Transmitter	P116	± 1.0% F.S. / Max. 1.0 MPa / 4~20 mA
Pressure Gauge	7ADFI044	± 1.5% F.S. / Ø 50 mm / < Max. 60°C
Flow Sensor	WFK2-020	± 2.5% F.S. / Max. 1.0 MPa / 4~20 mA
DAQ Board	cDAQ-9171	24-bit resolution / 8 Channel
Reservoir	W1.8×L2×1.5 m	Self-Made

Table 2. Pump Performance Test Results

Power [W]	Flow rate [$10^{-4} \times m^3/s$]	Head [m]
13	1.33864	1.439
19	1.452	1.737
25	1.66338	2.036
31	1.77626	2.266
37	1.87511	2.524
43	2.00279	2.711
49	2.1313	2.889
55	2.20874	3.069

정(1)에서 언급한 값을 사용하여 경험적 유량계수 K 를 구한 다음 식 (4)~(5)에 대입하여 설계하였다. 이 과정을 통해 등가 저항계수 $N_{eq} = 4.37$ 를 얻을 수 있었고 4개의 오리피스와 소숫점 이하를 보정하기 위한 보정 오리피스를 추가하여 총 5개의 오리피스를 설계하여 사용하였다. 코일 저항은 레이놀즈 수가 약 6,300인 난류 상태이고 사용된 가교 폴리에틸렌 코일을 매끄러운 관으로 취급하면 Blasius 공식에 의해 마찰계수, f 를 약 0.0366으로 추정할 수 있고 이 값을 통해 실험에 사용된 긴 코일 70m의 마찰 손실은 식 (6)로 추정할 수 있다(Munson et al., 2016).

$$\frac{\Delta p_{pipe}}{L_{pipe}} = f \frac{\rho V^2}{2D_{pipe}} \quad (6)$$

여기서, $\Delta p_{pipe}/L_{pipe}$ 는 단위 길이 당 코일에서 발생하는 압력손실, f 는 원형 관내 유동의 난류 마찰 계수, V 는 평균 유속이다. 이 식으로 단위 길이당 압력 손실은 약 207Pa/m임을 산출할 수 있다.

Table 1에 실험에 사용된 주요 구성요소를 나타내었다. 먼저 실험에 앞서 사용한 펌프의 성능을 평가하였다. 펌프를 최하 13Watt에서 최대 55Watt까지 8단계 별로 조정을 통해 토출 유량에 대한 양정을 측정된 결과를 Table 2에 나타내었다. 설계된 밸런서가 실제 유동 저항계수를 만족하는지를 평가하기 위해 Fig. 2와 같이 실험장치를 구성하여 평가하였다. 두 개의 압력 트랜서듀서 ③, ④ 사이에 밸런서 ⑥를 연결하고 출구에 유량센서 ⑤를 장착하였고 펌프 ①에서 공급되는 유량을 Table 2의 표시된 Watt로 변화해 가며 통과유량에 대한 압력강하를 측정하였다. 등가 유량계수는 4.37로 소숫점을 반영하기 위해 보



Fig. 2. Experimental Apparatus

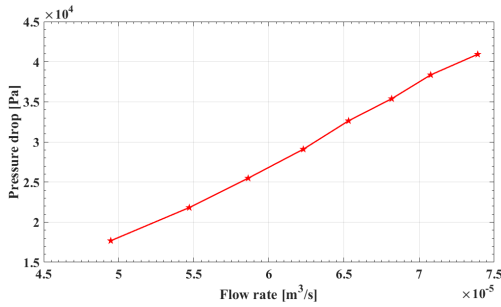


Fig. 3. Pressure Drop vs Flow Rate of Calibrating Orifice Diameter \varnothing 7 mm

정단 오리피스 직경을 \varnothing 7mm로 하였고 결과를 Fig. 3에 나타내었다. 실제 유동 저항 계수 선정에 사용된 압력강하 40,000Pa에서 통과 유량 $7.5 \times 10^{-5} \text{ m}^3/\text{s}$ 을 보임을 확인할 수 있었다. 또한 $\Delta p \propto Q^2$ 관계에 따라 데이터를 선형회귀한 결과, 결정계수 R^2 는 식 (7)에 의해 0.998로 선형 모델과 근사적으로 일치하는 것으로 확인되었다. 이 결과를 통해 본 연구에서 제시한 오리피스 홀 가공과 이를 나열한 형태가 가정(1)의 낮은 레이놀즈수에서의 유량 계수 적용, 그리고 가정(3)의 압력강하가 효과적으로 분산되어 설계 의도에 따른 유량특성을 나타냄을 확인할 수 있다.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum (y_i - \bar{y}_i)^2} \quad (7)$$

보정단 오리피스가 미치는 영향을 확인하기 위해 보정단 오리피스 직경 변화를 통해 추가적인 실험을

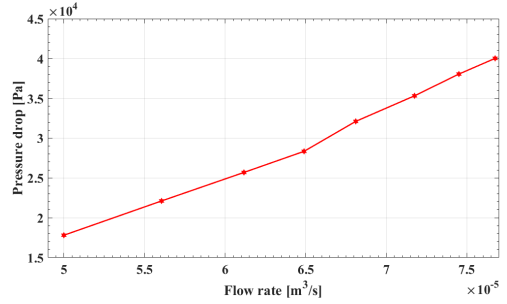


Fig. 4. Pressure Drop vs Flow Rate of Calibrating Orifice Diameter 6 mm

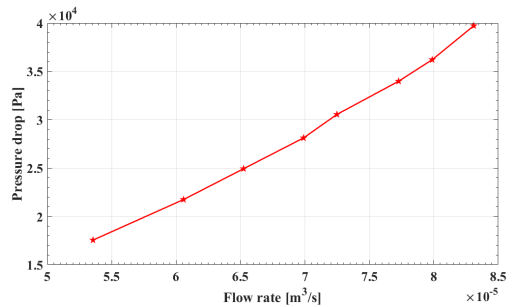


Fig. 5. Pressure Drop vs Flow Rate of Calibrating Orifice Diameter \varnothing 8 mm

수행하였고 결과를 Fig. 4와 Fig. 5에 나타내었다. 실험결과 보정된 오리피스의 직경변화로 통과유량과 그에 따른 압력강하값도 변화됨을 알 수 있었다. 이 결과를 통해 보정단 오리피스 조정을 통해 부하압력을 조정할 수 있다는 결론을 얻을 수 있었다. 또한 분배기에 장착되어 있어 볼밸브의 개도 조정에 따른 영향을 실험으로 평가하였다. 보정단 오리피스가 \varnothing 6, \varnothing 7 그리고 \varnothing 8mm에 대해 Fig. 3의 볼 밸브 ⑦의 개도 조정으로 부하 압력을 제공한 실험을 수행하였고 결과를 Figs. 6~8에 각각 나타내었다. 볼 밸브 개도 각도 값은 측정하여 표시하지 않았으나 개도 각도 증가에 따라 통과유량이 선형적인 특성을 보임을 알 수 있었고 이 결과 개도 각도에 대한 정보를 나타내는 볼 밸브 사용으로 볼 밸브 개도 조절을 통해서도 통과 유량에 대한 압력강하를 예측할 수 있을 것이다.

2.3 분배기 장착 실험

분배기에 적용한 실험을 수행하였고 실험장치를 Fig. 9에 나타내었다. 저수조 내 펌프는 공급 관으로 물을 공급하여 분배기의 각 구에 연결된코일로 분배 되는 형태이고 환수관은 사용하지 않고 저수조 내

물을 순환하여 사용하는 형태로 실험하였다. 사용된 구성품은 Table 1과 같고 4구 분배기를 사용하였다. 공급관 입구에 가까운 구를 #1로 하고 가장 먼 구를 #4로 하여 각각 70m와 7m 코일을 연결하였다. 4구 분배기의 구 모두 볼밸브가 장착되어 있고 동일하게 제작한 밸런서를 분배기와 코일 사이에 연결하였다. 먼저 볼 밸브 온오프 조작으로 #1번만 열고 나머지는 모두 닫은 상태로 펌프를 8단계 별로 변화시켜 가며 70m 코일로 공급되는 압력강하와 통과 유량을 조사하였고 Fig. 10에 나타내었다. 이는 70m 호스에서 작용하는 압력손실과 통과 유량을 알기 위해서이다. 최대 유량 공급 시 #1번 호스에서 배출하는 유량은 약 $1.33 \times 10^{-4} \text{ m}^3/\text{s}$ 이고 입구압력은 약 31,542Pa로 측정되었다. 식 (6)에 의해 70m의 경우 약 14,490Pa 이었으나 수조의 협소한 공간에서 코일의 굴곡부에

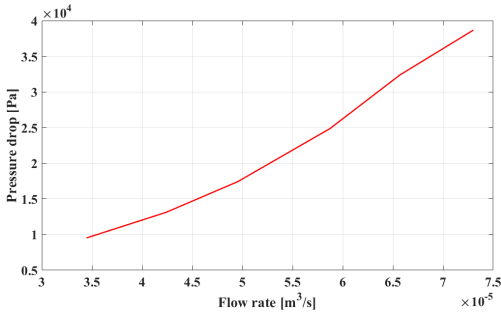


Fig. 6. Throttling Result for Calibrating Orifice Diameter \varnothing 6 mm

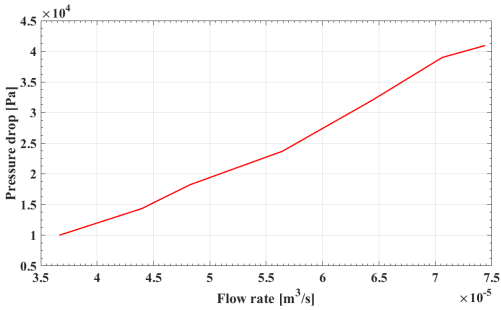


Fig. 7. Throttling Result for Calibrating Orifice Diameter \varnothing 7 mm

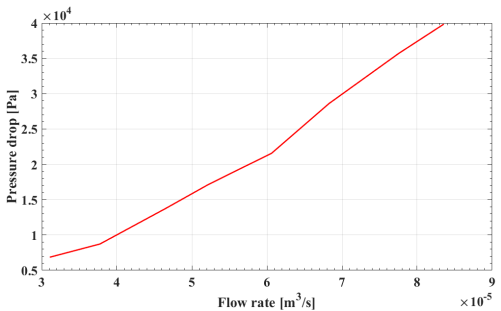


Fig. 8. Throttling Result for Calibrating Orifice Diameter \varnothing 8 mm

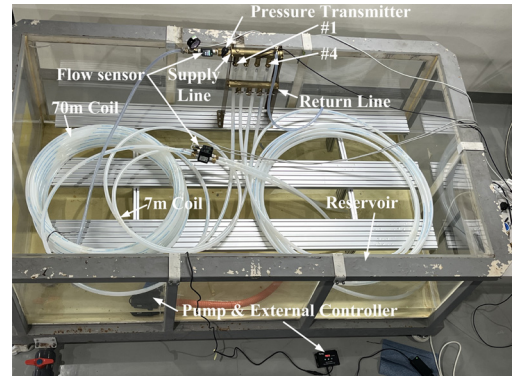


Fig. 9. Experimental Apparatus

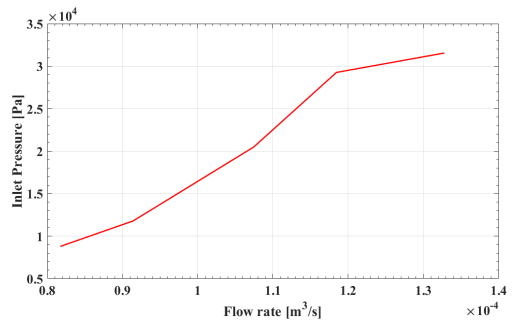


Fig. 10. Flow Rat of Coil #1

의한 손실로 압력손실이 증가한 것으로 보인다. 큰 압력손실이 발생하였지만 밸런서 설계에서 설계 압력강하를 40,000Pa로 설계하는 것이 가정 (3)에 부합설계라고 할 수 있다. 밸런서가 없는 상태에서의 실험결과를 Fig. 11에 나타내었고 Table 3에 유량 평균값에 의한 상대오차를 나타내었다. 입구 유량, Q_{in} 에 대한 토출 유량의 합이 일치하지 않는 것은 유량 센서 오차로 추정된다. Fig. 11(a)에서 입구 유량 분배에 대해 오차는 약 26%로 #1과 #4에 대한 분배 오차가 거의 동일함을 알 수 있었다. 그러나 유량을 증가했을 경우 실험 Fig. 11(b)와 같이 상대오차가 크게 증가하였고 사용펌프의 토출 유량을 최대로 하였을 경우 Fig. 11(c)와 같이 상대오차는 다소 줄어들었다. 이 결과 분배기 회로에서 코일로 공급되는 유량은 펌프에 무리를 가하지 않는 범위 내에서 충분해야 함을 알 수 있었다. Fig. 12은 밸런서를 장착하였을 경우에 대한 실험결과를 나타내고 Table 4에 유량 평균값, Q_{avg} 에 대한 상대오차를 나타내었다. Fig. 11 실험결과와 비교하면 적은 유량에서도 밸런서에 의해 부하압력이 형성되는 것과 펌프 최대 유량에서 밸런서로 인해 통과 유량이 크게 증가하지 않고 부하압력이 증가한 것을 알 수 있었다. 그리고 점진적 유량 증가에 대해서 비례하는 부하압력이 형성되는 것과 단계별 유량 변화에도 입구 유량 평균에 대한 상대오차가 일정함을 알 수 있었다. 이 일정한 상대오차는 밸런서가 분배기 내 압력과 실별로 각각 공급하는 코일 내 압력과의 차압을 일정하게 하여 그에 따른 유량을 통과시키지만 밸런서를 통과

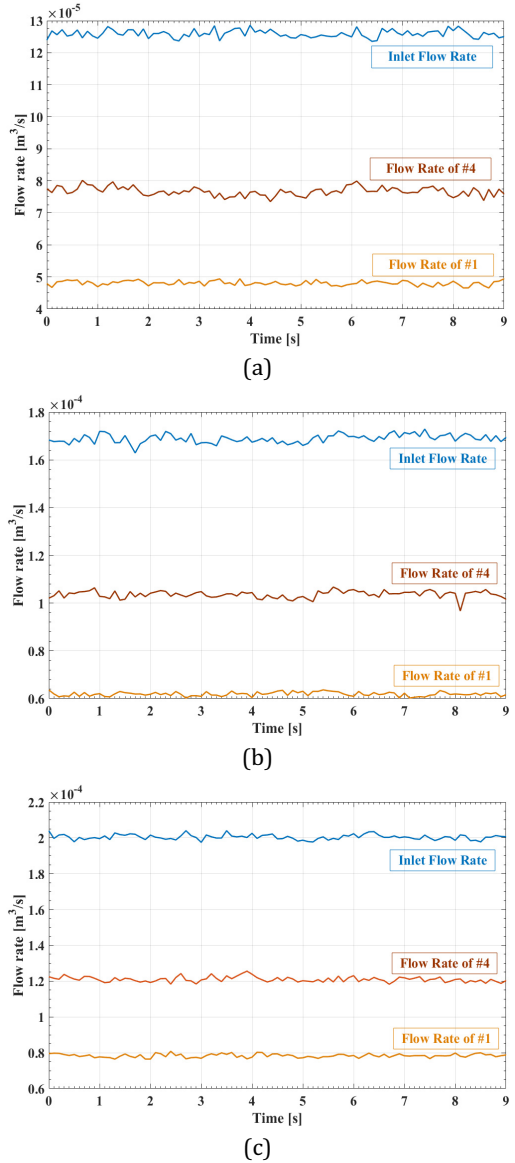


Fig. 11. Experimental Results without the Balancer

Table 3. Experimental Results without the Balancer

	Flow Rate [$10^{-4} \times m^3/s$]			Pressure Drop [Pa]	Relative Error [$\approx \%$]	
	Q_{in}	Q_{avg} of #1	Q_{avg} of #4		#1	#4
Fig. 11(a)	1.24	0.48	0.77	-	23	23
Fig. 11(b)	1.68	0.62	1.00	18,574	82	194
Fig. 11(c)	2.00	0.78	1.20	22,313	21	20

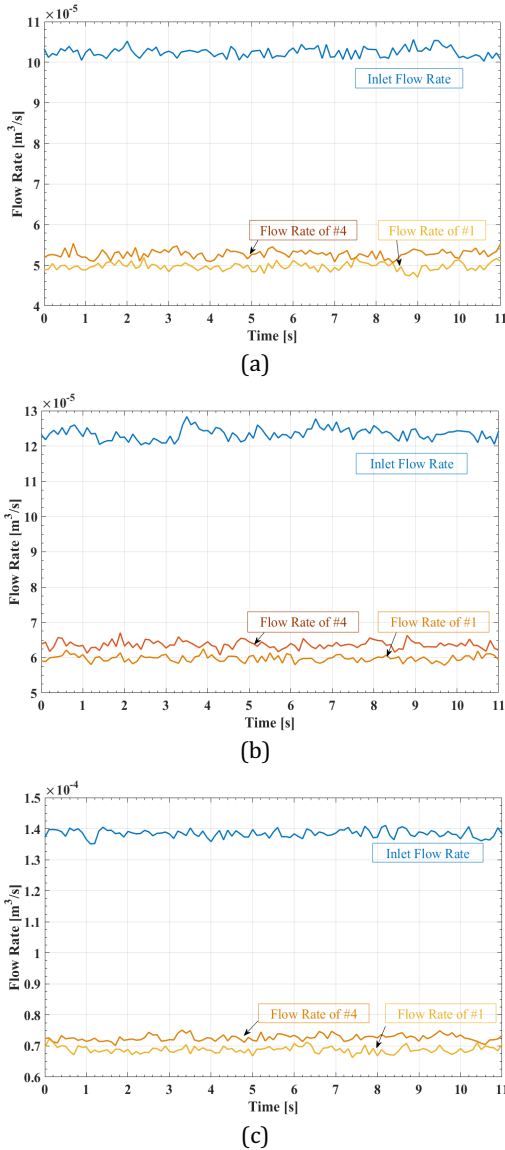


Fig. 12. Experimental Results with the Balancer

후단의 63m의 코일 길이 차이에서 발생하는 물리적 저항에 따른 오차로 분석된다. 그러나 가정 (4)에 따라 분배기 각각의 회로에 코일 길이저항보다 큰 압력강하를 설계함으로써 코일 길이 차이로 인한 저항 변동성은 전체 시스템 저항에 미치는 영향이 최소화 되고 수력학적 평형을 제공할 수 있다는 것을 실험을 통해 확인하였다. 이 오차를 줄이기 위해서는 코일 길이 저항 차이에 따른 상대 오차값을 검토하여 보정단 오리피스를 그에 맞게 각각 재설계하여 적용된 상대 오차를 줄일 수 있을 것으로 기대한다.

3. 결론

본 연구에서는 분배기 회로에서 각 실별로 균일한 유량을 공급하기 위한 실험적 연구를 수행하였다. 균일한 유량을 공급하기 위해 수력학적 평형을 제공하는 밸런서를 설계하여 분배기와 코일 사이에 연결하여 실험을 수행하였다. 밸런서는 다단오리피스 형태이고 설계 압력강하와 통과 유량으로 설계되며 단일 홀과 단일 홀 직경의 1/4인 다공 홀로 구성되며 추가로 보정단 오리피스가 추가되는 형태이다. 가정을 통해 설계된 밸런서를 4구 분배기의 #1과 #4에 장착하였고 70m와 7m 코일을 각각 연결하여 공급 유량 균일 분배 실험과 이를 통해 제시한 가정을 검증하였다. 출구 유량 배분에 대한 상대오차 목표치를 약 ±3% 범위로 하였고 코일길이 차이가 63m에서도 이 목표치를 만족하는 것을 확인하였다. 이 오차는 압력형성과 이에 따른 통과유량이 각각의 코일

Table 4. Experimental Results with the Balancer

	Flow Rate [$10^{-4} \times \text{m}^3/\text{s}$]			Pressure Drop [Pa]	Relative Error [$\approx \%$]	
	Q_{in}	Q_{avg} of #1	Q_{avg} of #4		#1	#4
Fig. 12(a)	1.02	0.496	0.528	16,451	2.75	3.53
Fig. 12(b)	1.23	0.598	0.636	26,511	2.76	3.42
Fig. 12(c)	2.38	0.671	0.713	35,114	2.75	3.33

로 균일한 유량을 통과시킨 이후 후단 코일 #1과 #4의 길이 차이 및 코일 형상에 의한 추가적인 관로 손실 저항 때문으로 추측된다.

본 연구 결과를 통해 가정에서의 난방 효율 향상과 에너지 절감에 따른 비용 절감, 그리고 정부 탄소 배출 저감 효과에 기여할 수 있을 것으로 기대한다.

향후 코일 길이 차이로 발생하는 오차를 보정한 오리피스를 추가적으로 재설계하여 오차를 줄일 계획이고 더 나아가 셸엔튜브 열교환기의 효율을 향상시키기 위해 튜브로 균일하게 냉각수를 공급하는 연구와 최근 데이터 센터 냉각장치의 수냉식 매니폴더에서 균일한 냉각수를 공급하는 연구를 수행할 계획이다.

참고문헌

- 권우철·윤준용·유선학(2010), “온수분배기용 유량제어밸브의 개발”, 「한국유체기계학회 논문집」, 13(4): 11~17.
- 김승훈·김재협·김명환·조미정(2024), “가구 에너지소비량 결정요인 분석: 에너지절약특성을 중심으로”, 「토지주택연구」, 15(3): 97~111.
- 성순경(2008), “실별제어 온수분배기의 유량분배 특성”, 「설비공학논문집」, 20(3): 175~180.
- 신정철(2015), “원자로 압력 및 체적제어계통의 다단 오리피스 설계”, 「에너지공학」, 24(2): 17~21.
- 윤준용·권우철(2007), “Y 스트레이너형 자동 정유량 조절 밸브의 개발”, 「한국유체기계학회 논문집」, 10(1): 49~55.
- 이경희·이준기(2021), “부산시 임대아파트 및 분양 아파트의 냉난방에너지 소비량 분석”, 「LHI Journal」, 12(3): 79~85.
- 이태원·김용기(2004), “공동주택에서의 효과적인 난방열량제어 관리방안”, 「설비저널」, 33(2): 11~21.
- Ahmed, S., A. Hassan, R. Zubair, S. Rashid and A. Ullah (2023), “Design Modification in an Industrial Multistage Orifice to Avoid Cavitation using CFD Simulation”, *Journal of the Taiwan Institute of Chemical Engineers*, 148: 104833.
- Chen, A. W. and E. M. Sparrow (2009), “Effect of Exit-Port Geometry on the Performance of a Flow Distribution Manifold”, *Applied Thermal Engineering*, 29(13): 2689~2692.
- Hassan, J. M., T. A. Mohamed, W. S. Mohammed and W. H. Alawee (2014), “Modeling the Uniformity of Manifold with Various Configurations”, *Journal of Fluids*, 2014(1): 325259.
- Hollingshead, C. L., M. C. Johnson, S. L. Barfuss and R. E. Spall (2011), “Discharge Coefficient Performance of Venturi, Standard Concentric Orifice Plate, V-cone and Wedge Flow Meters at Low Reynolds Numbers”, *Journal of Petroleum Science and Engineering*, 78(3~4): 559~566.
- Hutagalung, S. S. (2019), “Effect of Release Coefficient of Orifice Plate on Water Fluid Flow Systems”, *Journal of Physics: Conference Series*, 1230(1): 012086.
- Martins, N. M., D. I. Covas, S. Meniconi, C. Capponi, and B. Brunone (2021), “Characterisation of Low-Reynolds Number Flow through an Orifice: CFD Results vs. Laboratory Data”, *Journal of Hydroinformatics*, 23(4): 709~723.
- Merritt, H. E. (1967), *Hydraulic Control Systems*, New York: John Wiley & Sons.
- Min, G. S., P. J. Lee and J. H. Kang (2016), “Numerical and Experimental Study on the Flow Distribution in a Water Manifold”, *EPJ WEB of Conferences*, 114: 02076.
- Munson, B. R., D. F. Young, T. H. Okiishi and W. W. Huebsch (2016), *Fundamentals of Fluid Mechanics (8th ed.)*, Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Rhee, K. N., S. R. Ryu, M. S. Yeo and K. W. Kim (2011), “Simulation Study on Hydronic Balancing to Improve Individual Room Control for Radiant Floor Heating System”, *Building Services Engineering Research and Technology*, 32(1): 57~73.
- Said, S. A. M., R. Ben-Mansour, M. A. Habib and M. U. Siddiqui (2015), “Reducing the Flow Maldistribution in a Heat Exchanger”, *Computers & Fluids*, 107: 1~10.
- Vehar, F., A. Lipej, R. Pavlin, A. Šerlavaj, B. Jančar and M. Černeck (2013), “Numerical and Experi-

mental Design of Multi-Stage Orifice FWRO-004", *Proceedings of the 22nd International Conference on Nuclear Energy for New Europe*, 229.1~229.8.

Empirical Discharge Coefficient Model for Orifice Flow", *International Journal of Fluid Power*, 3(3): 13~18.

20. Wu, D., R. Burton and G. Schoenau (2002), "An

요약

본 연구는 가정용 난방 시스템에서 발생하는 유량 불균형 및 편난방 문제를 해결하기 위해, 기존 분배기 구조의 변경 없이 삽입 가능한 다단 오리피스 구조의 '밸런서(Balancer)'를 개발하고 그 성능을 실험적으로 검증하였다. 기존의 형상 최적화 방식이나 고기능성 밸브 방식은 현장 적용성과 경제성 면에서 한계가 있었으나, 본 연구에서 제안한 밸런서는 오리피스 유량 방정식을 기반으로 관로 저항에 맞춰 단수를 가변적으로 적용할 수 있는 간소화된 구조를 채택하여 실무 적용성을 높였다. 실험 결과, 밸런서가 없는 상태에서는 코일 길이 차이(약 63m)에 따라 약 26%의 유량 분배 오차가 발생하였으나, 밸런서를 장착한 후에는 상대오차가 $\pm 3\%$ 이내로 현저히 감소하여 우수한 수력학적 평형 성능을 입증하였다. 이는 밸런서를 통해 코일 자체의 저항보다 큰 압력강하를 설계함으로써 배관 길이에 따른 저항 변동성을 최소화할 수 있다는 설계를 검증한 것이다. 본 연구는 공동주택의 고질적인 편난방 현상을 해소하고 열원 에너지 낭비를 방지함으로써, 거주자의 열쾌적성 향상과 국가적 탄소중립 목표 달성에 실질적으로 기여할 수 있는 경제적이고 실무적인 대안이 될 것으로 기대된다.

주제어: 균일 유량분배, 밸런서, 다단오리피스, 분배기 매니폴더, 수력학적 평형

그린리모델링 활성화를 위한 기계학습 기반 EUI 예측 알고리즘 성능 비교 연구*

A Comparative Study on the Performance of Machine Learning-Based EUI Prediction Algorithms for Promoting Green Remodeling

김병민** · 강찬혁*** · 정보경**** · 임종연***** · 최창호***** · 권영철*****

Byungmin Kim** · Chanhyeok Kang*** · Bokyoung Jung**** · Jongyeon Lim***** · Changho Choi***** · Youngcheol Kwon*****

Abstract

As carbon neutrality policies gain prominence, green remodeling has become increasingly important for improving the energy performance of aging public buildings. However, ECO2-OD-based energy performance evaluation, which is widely used in practice, requires numerous input variables, thereby limiting the rapid comparison of alternatives in the early decision-making stage due to the burden of data collection and the complexity of the input process. This study used real-world data from public facilities for the elderly and children collected through the 2020-2021 Regional Hub Platform Project for Green Remodeling of Public Buildings to compare machine learning-based surrogate models for approximating annual energy use intensity (EUI). Linear models, tree-based models, and deep learning models specialized for tabular data were evaluated under identical conditions. The results showed that tree-based models generally outperformed the others, and CatBoost was selected as the representative algorithm in terms of predictive accuracy and stability after hyperparameter optimization and multi-seed evaluation. In addition, a supplementary analysis of pre- and post-remodeling EUI changes showed that the selected model generally captured the direction of energy performance changes consistently. These findings provide practical criteria for selecting algorithms for surrogate model construction based on real project data and serve as a foundation for the future development of lightweight surrogate models with reduced input requirements.

Keywords: Green Remodeling, ECO2-OD, EUI, Machine Learning, Circular Economy

*본 논문은 2026년도 정부(과학기술정보통신부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(No. RS-2023-00217322).

**(주)미래환경플랜건축사사무소 건축신기술연구소 연구원(주저자: bkim4124@energyx.co.kr)

***광운대학교 일반대학원 건축공학과 박사 수료(rkd885789@naver.com)

****에너지엑스^(주) 최고기술책임자(bjung@energyx.co.kr)

*****강원대학교 건축공학과 교수(jongyeon.lim@kangwon.ac.kr)

*****광운대학교 건축공학과 교수(choi1967@kw.ac.kr)

*****한라대학교 건축학과 교수(교신저자: yckwon@halla.ac.kr)

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

전 세계적인 탄소 중립 기조에 대응하여 건축 부문의 에너지 소비 절감은 중요한 정책 과제로 부상하고 있다(권영철, 2023). 특히 준공 후 장기간이 경과한 노후 건축물의 비중이 증가함에 따라, 기존 건축물의 에너지 성능을 개선하는 그린리모델링의 중요성이 더욱 커지고 있다(강찬혁 외, 2024). 성공적인 그린리모델링을 위해서는 대상 건축물의 현황을 정밀하게 진단하고, 리모델링 대안에 따른 에너지 성능 변화를 사전에 신뢰성 있게 예측할 수 있어야 한다. 국내 실무에서는 이를 위해 ECO2-OD와 같은 물리 기반 에너지 성능 평가 도구가 활용되고 있으나, 이러한 방식은 다수의 상세 입력 변수를 요구하므로 데이터 수집 부담과 입력 과정의 높은 인지 부하를 수반한다. 그 결과 초기 의사결정 단계에서 다양한 대안을 신속하게 비교·검토하는 데 실질적인 제약이 발생하며, 비전문가가 이를 직접 수행하기도 쉽지 않다. 이에 따라 실무에서는 전문가 용역에 의존하게 되고, 이로 인한 추가 비용은 건축주의 자발적 참여를 저해하는 장벽으로 작용한다(문보람 외, 2023).

이와 같은 한계를 보완하기 위한 대안으로, 최근에는 물리 기반 시뮬레이션 결과를 기계학습으로 근사하는 대리모델(surrogate model) 연구가 활발히 이루어지고 있다(Westermann and Evins, 2019; Wei et al., 2018). 대리모델이 실무에서 활용되기 위해서는 우선 예측 정확도와 적용 가능성에 대한 검토가 선행될 필요가 있으며, 이러한 검토는 향후 입력 변수를 최소화한 경량화 대리모델 개발의 기초 자료로도 활용될 수 있다. 그런데 기존 연구의 상당수는 가상 시뮬레이션 데이터나 제한된 레퍼런스 모델을 바탕으로 수행되어, 실제 그린리모델링 사업 환경에서 나타나는 건축물 간 이질성, 입력 정보의 불완전성,

지역별 조건 차이를 충분히 반영하지 못했다. 특히 실제 공공건축물 그린리모델링 데이터를 활용하여 다양한 기계학습 알고리즘을 동일 조건에서 비교하고, ECO2-OD 대리모델 구축에 적합한 알고리즘을 검토한 연구는 제한적이다. 또한 실제 사업에서는 동일 건축물의 리모델링 전·후 에너지 성능을 비교하여 절감 효과를 판단하는 과정이 중요하지만, 대리모델이 이러한 변화의 방향성을 어느 정도 일관되게 포착할 수 있는지에 대한 검토 역시 충분하지 않았다.

이에 본 연구는 실제 공공건축물 그린리모델링 사업 데이터를 활용하여 ECO2-OD의 물리 기반 에너지 성능 평가를 근사하는 기계학습 기반 대리모델을 구축하고, 이에 적합한 알고리즘을 실증적으로 검토하고자 한다. 대리모델의 예측 정확도는 ECO2-OD 결과에 의해 결정되므로, 연구의 1차 질문은 실제 공공건축물 그린리모델링 데이터에서 연간 단위면적당 1차 에너지 소모량(energy use intensity, EUI)을 가장 높은 정확도로 근사하는 기계학습 알고리즘이 무엇인가에 있다. 나아가 선정된 대표 모델에 대해서는 동일 건축물의 리모델링 전·후 EUI 변화 방향을 어느 정도 일관되게 포착할 수 있는지를 보조적으로 검토함으로써, 실무 데이터 환경에서 대리모델의 활용 가능성을 추가로 살펴보고자 한다. 궁극적으로 본 연구는 경량화된 대리모델 개발을 위한 선행 연구로서, 실제 사업 데이터 기반 ECO2-OD 대리모델 구축에 적합한 알고리즘 선택 기준을 제시하는데 있다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구는 2020년부터 2021년까지 수행된 「공공건축물 그린리모델링 지역거점 플랫폼 사업」을 통해 수집된 공공 노유자시설 데이터를 활용한다. 분석 대상은 실제 공공건축물의 그린리모델링 전·후 에너지 성능 평가 결과를 포함하며, 이를 기계학습

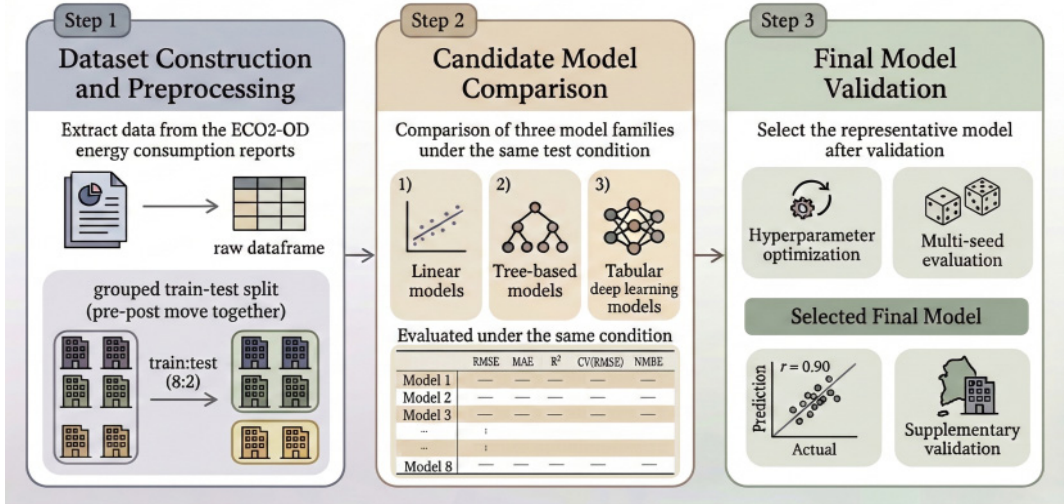


Fig. 1. Overall Research Workflow for Machine Learning-Based EUI Prediction Using ECO2-OD Green Remodeling Data (The Process Consists of Three Stages: (1) Dataset Construction and Preprocessing, (2) Candidate Model Comparison, and (3) Final Model Validation Including Building- and Regional-Level Analysis)

기반 ECO2-OD 대리모델의 학습 및 검증 데이터로 사용하였다. 예측 대상은 ECO2-OD가 산정한 EUI이며, 각 기계학습 모델이 ECO2-OD의 계산 결과를 얼마나 정확하게 근사할 수 있는지를 비교하였다.

연구의 전체 절차는 Fig. 1과 같으며, 데이터셋 구축 및 전처리, 후보모델 비교 및 최적화, 대표 모델 검증으로 구성된다. 데이터셋 구축 과정에서는 동일 건축물의 전·후 자료가 학습·테스트 세트에 동시에 포함되지 않도록 건물 단위 그룹 분할을 적용하였다. 모델 비교 단계에서는 선형 모델, 트리 기반 모델, 정형 데이터 특화 딥러닝 모델 등을 동일 조건에서 평가하였으며, 상위 모델에 대해 하이퍼파라미터 최적화와 다중 시드 평가를 수행하였다. 각 단계의 세부 사항은 제3장에서 기술한다.

본 연구의 주요 기여는 다음과 같다. 첫째, 실제 공공건축물 그린리모델링 사업 데이터를 활용하여 다양한 기계학습 알고리즘을 동일 조건에서 비교함으로써, ECO2-OD 대리모델 구축에 적합한 알고리즘 선택의 실증적 기준선을 제시하고자 한다. 둘째, 상태 기반 EUI 예측뿐 아니라 동일 건축물의 리모델링

전·후 변화 양상을 함께 검토함으로써, 대표 모델이 초기 의사결정 지원 맥락에서 보조적으로 활용될 수 있는지를 탐색하고자 한다. 셋째, 이러한 비교 결과를 바탕으로 향후 입력 변수를 최소화한 경량화 대리모델 개발을 위한 기초 자료를 제공하고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 그린리모델링 사업과 기계학습 기반 대리모델에 관한 선행연구 및 이론적 배경을 검토한다. 제3장에서는 데이터셋 구축, 전처리, 실험 설계와 평가 지표를 설명한다. 제4장에서는 모델별 성능 비교와 최종 대표 모델의 안정성, 건물·지역 단위 예측 양상을 제시한다. 제5장에서는 결과의 의미와 한계를 논의하고, 제6장에서는 결론과 향후 과제를 정리한다.

2. 그린리모델링 에너지 성능 평가 및 기계학습 기반 대리모델 고찰

2.1 그린리모델링 에너지 성능 평가와 ECO2-OD

정부는 기축 건축물의 에너지 성능 개선을 촉진하기 위해 공공 및 민간 건축물을 대상으로 그린리모

델링 지원사업을 추진해 왔다. 공공 부문에서는 노유자 시설을 중심으로 한 그린리모델링 사업과 지역 거점 플랫폼 사업 등을 통해 에너지 성능 향상을 지원하고 있으며, 민간 부문에 대해서도 금융 지원 중심의 정책이 병행되고 있다(문보람 외, 2023). 이러한 지원사업의 효과를 객관적으로 평가하기 위해서는 표준화된 에너지 성능 평가 도구를 활용한 정량적 검증이 필수적이다(박성남 외, 2022). 나아가 그린리모델링 적용 요소의 조합별 우선순위를 도출하거나(심성진 외, 2024), 에너지비용 시나리오에 따른 생애주기비용 분석을 통해 경제적 타당성을 검증하는 연구(임세현 외, 2026)도 수행되고 있어, 그린리모델링 의사결정을 지원하기 위한 다양한 접근이 모색되고 있다.

국내 실무에서는 이러한 그린리모델링 지원사업의 효과 분석을 위해 건축물 에너지성능 평가프로그램(ECO2-OD)이 대표적인 도구로 활용되고 있다. ECO2-OD는 한국의 기후 조건과 건축물 에너지 관련 기준을 반영한 준정상상태 기반 에너지 해석 프로그램으로, 신축 및 기축 건축물을 대상으로 단위면적당 1차 에너지 소요량을 산정하고 그린리모델링 전·후의 에너지 성능을 비교·평가하는데 활용된다(국토교통부, 2025).

그러나 ECO2-OD는 수십 개 이상의 상세 입력 변수를 요구하며, 이는 공공 및 민간 건축물 모두에서 데이터 확보의 어려움과 사용자의 높은 인지 부하로 이어진다는 한계가 지적되고 있다(서민정 외, 2025). 특히 민간 건축물의 경우 설계 및 시공 관련 자료의 체계적 관리가 이루어지지 않은 사례가 많아, 에너지 성능 평가 과정에서 입력값 불확실성이 더욱 크게 나타난다. 이러한 한계로 인해 물리 기반 시뮬레이션을 근사하면서도 입력 변수 부담을 완화할 수 있는 기계학습 기반 대리모델 개발의 필요성이 제기되고 있다(배민정 외, 2023; 이상엽·양재광, 2024).

2.2 기계학습 기반 대리모델 선행연구 검토

물리 기반 에너지 시뮬레이션은 높은 계산 비용과 다수의 상세 입력 변수를 요구하여, 반복적인 설계 검토나 초기 단계 의사결정 지원에 제약이 따른다(Westermann and Evins, 2019). 이에 최근 건축 에너지 분야에서는 기계학습을 활용하여 시뮬레이션 결과를 근사하는 대리모델 연구가 활발히 진행되고 있다. 선행연구들은 인공신경망, 랜덤 포레스트, 앙상블 학습 기법 등 다양한 알고리즘을 적용하여 건축물 에너지 성능 지표를 비교적 높은 정확도로 예측할 수 있음을 보고하였다(Seyedzadeh et al., 2018; Wei et al., 2018).

Table 1은 건축물 에너지 예측을 위한 기계학습 기반 대리모델 관련 주요 선행연구를 연구 대상 데이터, 적용 방법론, 그리고 한계 측면에서 정리한 것이다. 기존 연구의 상당수는 단일 또는 소수의 레퍼런스 건축물을 기준으로 가상 시뮬레이션 데이터를 생성하여 학습에 활용하였다(Joe et al., 2022; Zhang et al., 2015). 이러한 접근은 실제 그린리모델링 사업에서 나타나는 건축물 간 이질성과 입력 데이터의 불확실성을 충분히 반영하지 못한다는 한계를 지닌다. 또한 국내에서는 ECO2 또는 ECO2-OD를 활용한 실제 사례 분석이 일부 이루어졌으나(이상엽·양재광, 2024; 배민정 외, 2023), 물리 기반 평가 결과를 근사하기 위한 기계학습 대리모델을 구축하고 비교한 연구는 제한적이다. 나아가 실제 사업에서 중요하게 다루어지는 동일 건축물의 리모델링 전·후 에너지 성능 변화를 대리모델이 얼마나 일관되게 포착할 수 있는지에 대한 검토 역시 충분히 이루어지지 않았다. 이러한 점에서 연구 공백이 존재한다.

이에 본 연구에서는 실제 공공건축물 그린리모델링 사업 데이터를 바탕으로 기계학습 기반 대리모델의 알고리즘별 예측 성능을 비교한다. 아울러 대표 모델을 대상으로 리모델링 전·후 EUI 변화의 방향성을 포착할 수 있는지를 함께 검토함으로써, 실무

Table 1. Summary of Previous Studies on Machine Learning-Based Surrogate Models for Building Energy Prediction

Category	Study	Dataset	Methods / Models	Limitations
ML-Based Energy Prediction	Seyedzadeh et al. (2018)	Simulation-Based Datasets	Artificial Neural Networks, Support Vector Machines	Lack of Validation Using Real-World Project Data
Review of Data-Driven Approaches	Wei et al. (2018)	Literature Review	Comparative Analysis of Various ML Models	Limited Discussion on Practical Implementation
Early Simplified Modeling	Joe et al. (2022)	Single Reference Building	Simplified Physical Models	Inability to Represent Building Diversity
Inverse / Surrogate Modeling	Zhang et al. (2015)	Virtual Datasets Based on Reference Buildings	Inverse Modeling, Machine Learning	Heavy Reliance on Synthetic Simulation Data
Domestic Case Study (Public Buildings)	Lee and Yang (2024) (in Korean)	Real Public Buildings (Healthcare Centers)	ECO2 / ECO2-OD-Based Analysis	Surrogate Models Not Developed
Input Uncertainty Analysis	Bae et al. (2023) (in Korean)	Measured Data From Old Public Buildings	ECO2-based Energy Efficiency Evaluation	Machine Learning Not Applied
This Study	This Study	Real-World Green Remodeling Project Data	Comparative Evaluation of Multiple ML Surrogate Models	Identification of Optimal Surrogate Model

중심의 그린리모델링 의사결정 지원을 위한 기초 자료를 제시하고자 한다.

3. ECO2-OD 대리모델의 선정

3.1 데이터셋 구축 및 전처리

본 연구에서는 ECO2-OD 대리모델의 예측 성능을 검증하기 위해, 전국 단위의 실제 사업 기반 공공건축물 데이터를 활용하였다. 분석에 사용한 기초 자료는 2020년부터 2021년까지 수행된 「공공건축물 그린리모델링 지역거점 플랫폼 사업」에서 수집된 전국 1,016개 노유자시설의 에너지 소요량 평가서이다. 해당 데이터는 「건축물의 에너지절약설계기준」(국토교통부, 2023.2.28)에서 구분하는 국내 전 기후 권

역을 포함하고 있어, 건축물의 물리적 특성과 지역별 기후 조건이 에너지 성능에 미치는 영향을 함께 반영할 수 있다. 분석에 활용된 입력 변수는 특성 범주에 따라 구분하였으며, 그 구성은 Table 2에 제시하였다.

수집 자료에는 실제 사업 데이터의 특성상 일부 결측 및 불완전 사례가 포함되어 있어, 분석 목적에 맞추어 전처리를 수행하였다. 입력 변수의 결측치는 변수 간 관계를 반영할 수 있는 반복 대체법(iterative imputation)을 통해 보완하였다. 또한 에너지 소요량 평가 항목이 누락되었거나 리모델링 전·후 데이터 쌍이 완전하지 않은 사례를 식별하였으며, 이러한 사례는 전체의 약 10.9%에 해당하였다. 모델 학습 단계에서는 모델의 일반화 성능을 높이기 위해 가용한 데이터를 최대한 활용하되, 리모델링 전·후

Table 2. Model Input Features Used in This Study

Category	Input Features
Region	Region, Sub-region
Area	Gross floor area, Conditioned floor area, Gross floor area (above and below grade), External Wall Area, Gross window and door area, Total of top floor roof and ground floor
Geometry	Floor height, Ceiling height, Number of stories (above and below grade)
Average U-Value	Weighted Average U-Value, External wall, Windows and doors, Top floor roof, Ground floor
Heating Systems	Heating capacity, COP, Heating pump power, Electric heating capacity ratio, Heating system type
Cooling Systems	Cooling capacity, COP, Electric cooling capacity ratio, Chilled water circulation pump power, Condenser water circulation pump power, Cooling system type
Domestic Hot Water (DHW) Systems	DHW capacity, Water heater efficiency, DHW pump power, Electric DHW capacity ratio, DHW system type
Air Handling Units	Supply air flow rate, Exhaust air flow rate, Supply air fan capacity, Exhaust air fan capacity, Supply air fan power, Exhaust fan power, Heating heat recovery efficiency, Cooling heat recovery efficiency
Lighting Systems	Luminaire type, LED power, Habitable room power, Habitable room area, Lighting power density
Renewable Energy Systems	Module type, Module area, Module tilt angle, Module orientation

Note: The target variable is the annual energy use intensity (kWh/m²·year).

성능 변화 비교가 필요한 분석에서는 전·후 데이터 쌍이 모두 확보된 건축물만을 사용하였다.

종속 변수의 분포는 낮은 값에 관측치가 밀집하고 일부 큰 값이 나타나는 양의 왜도(right-skewed) 양상을 보였다. 이에 따라 학습 단계에서는 종속 변수에 로그 변환을 적용하였다. 이는 분포의 왜도를 완화하고 극단값의 영향을 줄여 모델 학습의 안정성을 높이기 위한 조치이다. 최종 성능 평가는 해석의 직관성을 위해 지수 변환을 통해 원래의 물리량 스케일로 복원한 값을 기준으로 수행하였다.

3.2 실험 설계 및 평가 지표

본 연구는 특정 시점의 건축물 상태 정보를 입력받아 해당 시점의 EUI를 예측하는 상태 기반 학습(state-based learning) 방식을 채택하였다. 리모델링

전·후는 각각 서로 다른 상태로 간주하여 독립적으로 모델에 입력하였으며, 모델은 각 상태에 대한 EUI를 개별적으로 예측한다. 따라서 본 연구의 1차 평가 대상은 상태별 EUI 예측 정확도이다. 다만, 전·후 상태 정보가 모두 확보된 사례에 대해서는 예측된 EUI의 차이를 이용하여 리모델링에 따른 절감량 변화를 보조적으로 검토하였다.

데이터 분할 과정에서는 학습 세트와 테스트 세트를 8:2 비율로 구성하였으며, 동일 건축물에서 파생된 리모델링 전·후 자료가 서로 다른 세트에 동시에 포함되지 않도록 건물 단위의 그룹 분할을 적용하였다. 이는 동일 건물의 유사한 정보가 학습 세트와 테스트 세트에 함께 포함될 때 발생할 수 있는 데이터 누수 문제를 방지하기 위한 것이다. 아울러 종속 변수 분포의 불균형을 완화하기 위해, EUI 분포가 학습

세트와 테스트 세트에 유사하게 반영되도록 층화 무작위 추출을 적용하였다. 이를 통해 테스트 세트가 전체 데이터의 분포를 가능한 한 고르게 반영하면서도, 학습에 포함되지 않은 건물에 대한 일반화 성능을 객관적으로 평가할 수 있도록 구성하였다.

모델 성능 평가는 평균 제곱근 오차(RMSE), 평균 절대 오차(MAE), 결정계수(R^2)를 기본 지표로 사용하였다. RMSE와 MAE는 예측 오차의 크기를 정량적으로 평가하기 위한 지표이며, R^2 는 모델의 설명력을 파악하기 위한 지표이다. 또한 도메인 관점의 참고 지표로 ASHRAE Guideline 14(ASHRAE, 2014)에서 제시하는 변동계수(CV(RMSE))와 정규화된 평균 편향 오차(NMBE)를 함께 산출하였다. 다만 ASHRAE Guideline 14는 본래 단일 건물의 시뮬레이션 보정(calibration)을 위한 기준이므로, 본 연구에서는 이를 모델의 편향성과 오차 수준을 보조적으로 점검하기 위한 참고 지표로 활용하였다.

3.3 후보 모델 구성 및 선정 기준

후보 모델은 선형 모델, 트리 기반 모델, 정형 데이터 특화 딥러닝 모델을 포함하도록 구성하였다. 구체적으로 선형 모델은 Lasso와 Ridge, 트리 기반 모델은 Random Forest(Breiman, 2001), XGBoost(Chen and Guestrin, 2016), CatBoost(Prokhorenkova et al., 2018), LightGBM(Ke et al., 2017), 정형 데이터 특화 딥러닝 모델은 TabNet(Arik and Pfister, 2021)과 FT-Transformer(Gorishniy et al., 2021)이다. 모든 후보 모델에는 동일한 입력 변수 집합과 공통 전처리 파이프라인을 적용하여 입력 조건을 통일하였으며, 모델 구조에 따른 예측 성능 차이를 비교하기 위해 동일한 테스트 세트와 단일 시드 조건에서 후보 모델 비교를 수행하였다. 최종 모델 선정은 상태별 예측 오차, 설명력, 편향을 종합적으로 고려하여 이루어졌으며, 후보 모델 비교 결과는 제4장에서 제시한다.

4. 대리모델의 성능 검토

4.1 후보 모델 성능 비교

후보 모델 비교 결과, 알고리즘 계열에 따라 예측 성능의 차이가 확인되었다. Table 3에 따르면, 개별 건축물의 EUI 예측에서는 트리 기반 모델인 LightGBM과 CatBoost가 전반적으로 우수한 성능을 보인 반면, Random Forest와 XGBoost는 상대적으로 다소 낮은 성능을 나타냈다. 반면 NMBE 측면에서는 선형 모델인 Ridge와 딥러닝 계열 모델인 TabNet과 FT-Transformer이 상대적으로 낮은 편향을 보였다. 그러나 본 연구의 1차 목적은 개별 건축물 상태에 대한 EUI 예측 정확도를 확보하는 데 있으므로, RMSE, MAE, R^2 를 중심으로 대표 모델 후보를 선정하였다. 이에 따라 기본 오차 지표 전반에서 우수한 성능을 보인 CatBoost와 LightGBM을 최종 하이퍼파라미터 최적화 대상으로 선정하였다.

4.2 최종 모델의 성능 안정성

CatBoost와 LightGBM에 대해서 시드 42에서 Optuna 기반 하이퍼파라미터 최적화를 먼저 수행한 뒤, 도출된 최적 설정을 고정하여 다중 시드 평가(4, 42, 213, 666, 999)를 실시하였다. Table 4에 따르면, CatBoost는 평균 RMSE 34.11, MAE 23.57, R^2 0.78을 기록하였으며, 표준편차는 각각 3.32, 1.53, 0.03으로 나타났다. LightGBM은 평균 RMSE 34.75, MAE 23.94, R^2 0.77을 기록하였고, 표준편차는 각각 3.53, 1.73, 0.04였다. 두 모델 모두 다중 시드 평가에서 안정적인 결과를 유지하였으나, 평균 성능 기준에서는 CatBoost가 LightGBM보다 근소하게 우수하였다.

ASHRAE Guideline 14 지표를 참고적으로 살펴본 결과, CatBoost의 평균 CV(RMSE)는 19.01%, 평균 NMBE는 1.03%였으며, LightGBM은 각각 19.36%, 1.06%로 나타났다. 두 모델 모두 평균 편향은 낮은

Table 3. Performance Comparison of Various Baseline Models Categorized by Architecture (Linear-Based, Tree-Based, and Neural-Based)

Model	RMSE	MAE	R ²	CV(RMSE)	NMBE	
Linear-based	Lasso	41.8674	29.7312	0.6582	23.4763	1.0226
	Ridge	43.9561	30.5907	0.6232	24.6474	<u>0.3736</u>
Tree-based	Random Forest	38.0007	27.4563	0.7184	21.3081	1.1960
	XGBoost	38.7968	27.2673	0.7065	21.7545	5.0287
	CatBoost	35.5383	25.5278	0.7537	19.9274	0.8665
	LightGBM	<u>37.1922</u>	<u>26.3772</u>	<u>0.7302</u>	<u>20.8548</u>	1.7534
Neural-based	TabNet	40.4622	29.1117	0.6807	22.6883	0.1927
	FT-Transformer	38.4213	27.4400	0.7121	21.5439	0.5858

Note 1: RMSE and MAE Are Reported in kWh/m²·year, and CV(RMSE) and NMBE Are Reported as Percentages (%)
 Note 2: All models were trained and evaluated under identical preprocessing conditions to ensure a fair comparison.
 The best-performing results are highlighted in **bold**, and the second-best results are underlined.

Table 4. Multi-Seed Evaluation Results for the Top-Performing Models Identified in Table 3 Following Hyperparameter Tuning

Model	RMSE	MAE	R ²	CV(RMSE)	NMBE
CatBoost	34.1131±3.32	23.5668±1.53	0.7811±0.03	19.0092±1.79	1.0333±0.90
LightGBM	34.7504±3.53	23.9439±1.73	0.7728±0.04	19.3640±1.90	1.0577±0.62

Note 1: RMSE and MAE Are Reported in kWh/m²·year, and CV(RMSE) and NMBE Are Reported as Percentages (%)
 Note 2: Hyperparameters were optimized using a representative seed and subsequently applied to five independent runs. The values represent the mean and standard deviation ($\mu \pm \sigma$).

수준을 유지하였고, 특히 NMBE는 1% 내외로 나타나 특정 방향으로의 과대 또는 과소 예측이 크지 않음을 보여주었다. 종합하면, 두 모델이 전반적으로 우수한 성능을 보였으며, 그중 CatBoost가 기본 오차 지표와 다중 시드 안정성 양면에서 가장 균형 잡힌 결과를 나타냈다. 이에 본 연구에서는 CatBoost를 최종 대표 모델로 선정하였다.

4.3 건물 및 지역 단위 예측 양상

전체 수준의 예측 성능과 안정성을 확인한 후, 평균 지표만으로는 파악하기 어려운 건물 및 지역 단위의 예측 양상을 추가로 검토하였다. 이하의 분석 역시 앞선 성능평가와 동일하게 테스트 세트에 해당하는 사례만을 대상으로 한다. 다만 실제 사업 데이터의 특성상 EUI 분포가 특정 구간에 편중되어 있고

지역별 표본 수에도 차이가 있다는 점을 고려하여 해석할 필요가 있다. 먼저 건물 수준에서 리모델링 전·후 EUI 변화 재현 정도를 살펴보았다. Fig. 2에 따르면, 테스트 세트에서 실제 절감량과 예측 절감량 사이에는 높은 상관관계($r = 0.90$)가 나타났으며, 리모델링 전 EUI 분포를 30개 구간으로 나누어 각 구간에서 대표 건물을 무작위 추출하여 시각적으로 비교한 결과에서도 다수의 건물에서 리모델링 이후 EUI 감소 경향이 실제와 부합하였다.

지역 단위에서는 전·후 데이터 쌍이 확보된 건축물 163개를 대상으로 지역별 평균 EUI 절감량의 실제값과 예측값을 비교하였다. Fig. 3에 따르면, 표본 수가 상대적으로 충분한 서울($n=34$), 강원($n=31$), 전남($n=22$), 경기($n=19$)에서는 실제값과 예측값이 전반적으로 유사한 경향을 보였다.

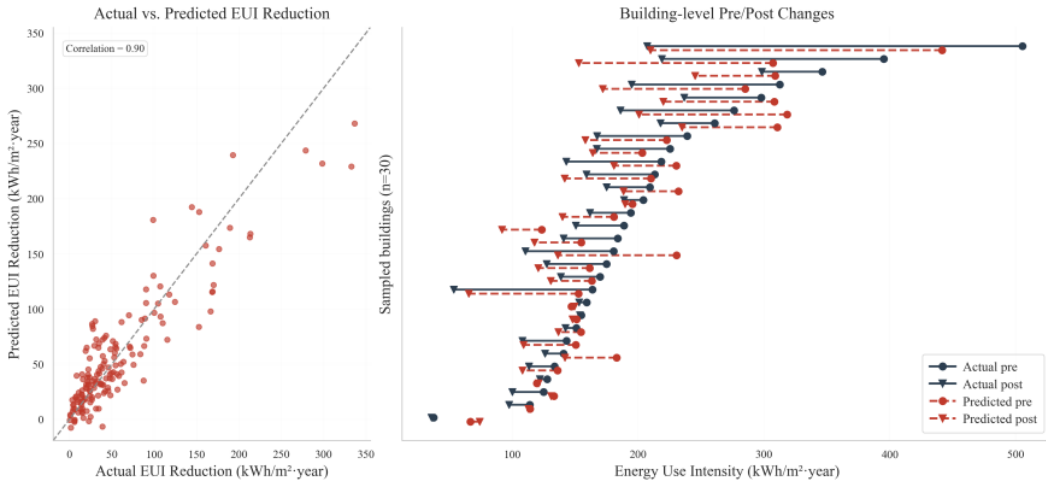


Fig. 2. Building-Level Comparison of Actual and Predicted EUI Reduction due to Green Remodeling (The Left Panel Shows Actual Versus Predicted EUI Reduction for All Buildings in the Test Set, While the Right Panel Shows Pre- and Post-Remodeling EUI Values for 30 Sampled Buildings Spanning a Broad Range of Pre-Remodeling EUI Levels)

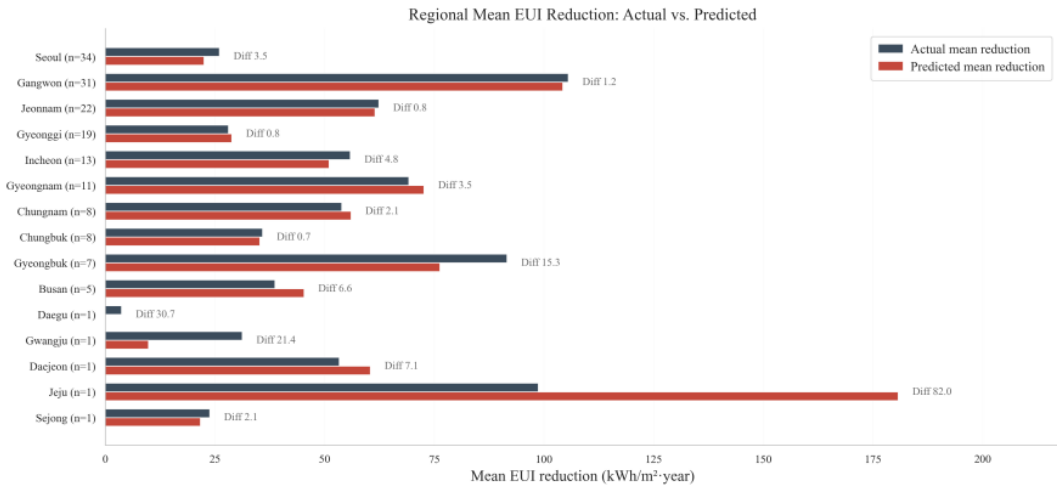


Fig. 3. Regional Comparison of Actual and Predicted Mean EUI Reduction for Buildings with Paired Pre- and Post-Remodeling Data (Regions Are Ordered by Sample Size, and the Absolute Difference between Actual and Predicted Mean Reduction Is Annotated for Each Region)

5. 논 의

본 연구의 결과는 실제 공공건축물 그린리모델링 데이터에 기반한 ECO2-OD 대리모델 구축에서 트리 기반 모델이 상대적으로 적합한 선택지임을 보여준

다. CatBoost와 LightGBM은 선형 모델 및 정형 데이터 특화 딥러닝 모델보다 전반적으로 우수한 성능을 보였으며, 최종적으로는 CatBoost가 예측 오차, 설명력, 편향, 반복 안정성의 균형 측면에서 가장 적합한 대표 모델로 선정되었다. 이는 건축물 에너지 성

능이 외피, 설비, 지역 기후 등 다양한 변수의 비선형적 상호작용에 의해 결정된다는 점에서, 트리 기반 모델이 이러한 관계를 효과적으로 학습했기 때문으로 해석할 수 있다. 반면 일부 선형 또는 딥러닝 모델은 평균 편향 측면에서 양호한 결과를 보였으나, 개별 사례 수준의 예측 정확도에서는 상대적으로 한계를 보였다. 이는 대리모델 선정 시 단일 지표에 의해 결정되어서는 안 되며, 오차, 설명력, 편향, 그리고 반복 실험에서의 일관성을 함께 고려해야 함을 시사한다.

본 연구에서 확인된 CatBoost의 성능은 실제 그린 리모델링 사업 데이터를 활용한 ECO2-OD 대리모델 구축의 가능성을 실증적으로 보여준다는 점에서 의미가 있다. 본 연구의 데이터는 전국 단위의 서로 다른 공공건축물로부터 수집되었으며, 건축물 간 물리적 이질성, 입력 정보의 불완전성, 지역별 조건 차이를 포함한다. 이러한 조건에서도 CatBoost는 다중 시드 평가에서 R^2 0.78, CV(RMSE) 19%, NMBE 1% 수준의 안정적인 성능을 보였으며, 이는 기존의 통제된 시뮬레이션 기반 연구와 달리 실제 사업 환경의 불확실성을 반영한 조건에서 달성된 결과라는 점에서 주목할 필요가 있다. 특히 NMBE가 1% 수준으로 나타난 것은 대표 모델의 예측이 특정 방향으로 크게 치우치지 않았음을 보여주며, CV(RMSE)는 본 연구와 같은 다건물 예측 환경에서 오차 규모를 해석하는 보조 지표로 활용될 수 있다.

대표 모델에 대한 건물 단위 분석 결과, 리모델링 전·후 EUI 변화의 방향성은 대체로 포착되었다. 실제 절감량과 예측 절감량 사이에 높은 상관성이 나타났고, 다수의 건물에서 리모델링 이후 EUI 감소 경향이 실제와 유사하게 재현되었다. 다만 일부 사례에서는 실측값과 예측값 사이에 차이가 관찰되었으며, 이는 특정 EUI 구간에 국한된 현상이라기보다 입력 정보의 구조화 수준이 사례별로 상이한 데서 비롯된 것으로 판단된다. 이러한 개별 사례 수준의 오차 특

성에 대한 체계적 분류는 후속 연구 과제로 남긴다. 본 연구의 데이터는 기존의 단일 건물 또는 레퍼런스 모델 기반 연구와 달리 다수의 실제 공공건축물을 포함하여 건축물 간 이질성을 분석 대상에 반영하였으며, 이러한 조건에서도 대표 모델이 전·후 변화의 방향성과 상대적 크기를 포착할 수 있었다는 점에서 의의가 있다. 지역 단위 분석에서도 시·도 및 군 단위 지역 변수를 모델 입력에 반영하여 다지역 비교를 수행하였으며, 표본 수가 충분한 지역에서는 실제값과 예측값 간 차이가 크지 않았다. 다만 보다 세분화된 수준의 적용을 위해서는 추가 데이터 확보와 지역 조건에 대한 보완적 검증이 필요하다.

본 연구에는 몇 가지 한계가 존재한다. 첫째, 예측 대상은 실제 운영 에너지 사용량이 아니라 ECO2-OD를 통해 산정된 EUI이므로, 재실자 행태나 운영 스케줄과 같은 운용 단계 변동성은 직접 반영되지 않았다. 둘째, 실제 사업 과정에서 축적된 데이터의 특성상 일부 설비 성능, 시스템 용량, 리모델링 공법 정보가 충분히 구조화되지 않았으며, 이러한 입력 수준의 편차가 일부 사례에서 예측 오차를 확대시키는 요인으로 작용하였을 수 있다. 셋째, 전·후 데이터 쌍과 지역별 표본 수가 균형적이지 않아, 절감량 및 지역 평균 비교 결과의 안정성에 한계가 존재하였다. 따라서 향후 연구에서는 상세한 설비 및 공법 변수를 포함하고, 균형 잡힌 표본 구성을 확보함으로써 대리모델의 설명력과 적용 가능성을 함께 높일 필요가 있다.

6. 결론

본 연구는 실제 공공건축물 그린리모델링 사업 데이터를 활용하여, ECO2-OD가 산정한 EUI를 근사하는 기계학습 기반 대리모델의 알고리즘 성능을 비교·평가하였다. 다양한 후보 모델을 동일한 입력 조건과 평가 체계에서 검토한 결과, 트리 기반 계열

모델이 전반적으로 우수한 성능을 보였으며, 그중 CatBoost가 예측 정확도와 반복 안정성의 균형 측면에서 가장 적합한 대표 알고리즘으로 선정되었다.

본 연구의 기여는 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 실제 공공건축물 그린리모델링 사업 데이터를 활용하여 다양한 기계학습 알고리즘을 동일한 입력 조건과 평가 체계에서 비교함으로써, ECO2-OD 대리모델 구축에 적합한 알고리즘 선택의 실증적 기준선을 제시하였다. 둘째, 상대 기반 EUI 예측뿐 아니라 동일 건축물의 리모델링 전·후 변화 양상을 함께 검토함으로써, 대표 모델의 초기 의사결정 지원 관점에서의 활용 가능성을 확인하였다. 셋째, 이러한 비교 결과를 바탕으로 향후 입력 변수를 최소화한 경량화 대리모델 개발을 위한 기초 자료를 제공하였다.

이러한 점에서 본 연구는 경량화 대리모델 개발을 위한 선행 기초 연구로서의 의의를 지닌다. 향후 연구에서는 본 연구에서 도출된 CatBoost 기반 대리모델을 바탕으로, 설명 가능한 인공지능(XAI)을 활용한 입력 변수 중요도 분석과 민감도 분석을 수행하여 사용자의 입력 부담을 최소화한 경량화 대리모델을 탐구하고자 한다. 이는 데이터 확보가 어려운 건축물 환경에서도 신속하고 신뢰도 높은 에너지 성능 예측을 가능하게 함으로써 그린리모델링 활성화에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

- 강찬혁·박창영·권영철·최창호(2024), “개구부 요소의 시험성적서 반영 여부가 그린리모델링의 에너지 성능 평가에 미치는 영향”, 『한국건축친환경설비학회 논문집』, 18(4): 292~301.
- 국토교통부(2023.2.28), “건축물의 에너지절약설계 기준” 제2023-104호.
- 국토교통부(2025), 「공공건축물 그린리모델링 사업 가이드라인」, 세종.
- 권영철(2023), 「건축물에너지평가사 필기시리즈② 건축환경계획」, 서울: 한솔아카데미.
- 문보람·박성남·권혜인·손동욱·정유미·장경은·김소연(2023), “민간건축물 그린리모델링 사업 활성화를 위한 제도 개선방안 연구”, 『대한건축학회논문집』, 39(4): 199~210.
- 박성남·문보람·권혜인·김성준(2022), 「민간 건축물 그린리모델링 활성화 방안」, 세종: 건축공간연구원.
- 배민정·안호상·강재식(2023), “노후 공공건축물의 현장 조사 결과에 따른 에너지효율등급 평가 결과 분석”, 『한국태양에너지학회 논문집』, 43(6): 39~49.
Bae, M. J., H. S. Ahn and J. S. Kang (2023), “Analysis of Energy Efficiency Rating Evaluation Results According to Field Survey Results of Old Public Buildings”, *Journal of the Korean Solar Energy Society*, 43(6): 39~49 (in Korean).
- 서민정·박창영·양창윤·정보경·권영철·최창호(2025), “그린리모델링 건축물 정보 공유 및 에너지 소요량 분석 지원을 위한 정보 체계 구축 방안 연구”, 『한국건축친환경설비학회 논문집』, 19(6): 297~310.
- 심성진·임세현·김성은·송용우(2024), “노후 공공도서관의 그린리모델링 적용 요소 조합에 따른 우선순위 도출”, 『토지주택연구』, 15(2): 1~7.
- 이상엽·양재광(2024), “공공건축물(보건소) 대상으로 한 그린리모델링 적용 건축물의 에너지 성능 분석”, 『한국건축친환경설비학회 논문집』, 18(6): 551~563.
Lee, S. Y. and J. G. Yang (2024), “Energy Performance Analysis of Green-Remodeled Public Buildings: A Case Study of Public Health Centers”, *Journal of Korean Institute of Architectural Sustainable Environment and Building Systems*, 18(6): 551~563 (in Korean).
- 임세현·김준규·송용우(2026), “그린리모델링 건축물의 에너지비용 시나리오에 따른 LCC 예측 및 분석: 공공어린이집을 대상으로”, 『토지주택연구』, 17(1): 137~146.
- Arik, S. O. and T. Pfister (2021), “TabNet: Attentive Interpretable Tabular Learning”, *Proceedings of the AAAI Conference on Artificial Intelligence*, 35(8): 6679~6687.
- ASHRAE (2014), *ASHRAE Guideline 14-2014: Measurement of Energy, Demand, and Water Savings*,

- Peachtree Corners: American Society of Heating, Refrigerating and Air-Conditioning Engineers.
14. Breiman, L. (2001), "Random Forests", *Machine Learning*, 45(1): 5~32.
 15. Chen, T. and C. Guestrin (2016), "XGBoost: A Scalable Tree Boosting System", *Proceedings of the 22nd ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining*, 785~794.
 16. Gorishniy, Y., I. Rubachev, V. Khurlov and A. Babenko (2021), "Revisiting Deep Learning Models for Tabular Data", *Advances in Neural Information Processing Systems*, 34: 18932~18943.
 17. Joe, J., S. Min, S. Oh, B. Jung, Y. M. Kim, D. W. Kim, S. E. Lee and D. H. Yi (2022), "Development of Simplified Building Energy Prediction Model to Support Policymaking in South Korea: Case Study for Office Buildings", *Sustainability*, 14(10): 6000.
 18. Ke, G., Q. Meng, T. Finley, T. Wang, W. Chen, W. Ma, Q. Ye and T.-Y. Liu (2017), "LightGBM: A Highly Efficient Gradient Boosting Decision Tree", *Advances in Neural Information Processing Systems*, 30: 1~9.
 19. Prokhorenkova, L., G. Gusev, A. Vorobev, A. V. Drogush and A. Gulin (2018), "CatBoost: Unbiased Boosting with Categorical Features", *Advances in Neural Information Processing Systems*, 31: 1~11.
 20. Seyedzadeh, S., F. Rahimian, I. Glesk and M. Roper (2018), "Machine Learning for Estimation of Building Energy Consumption and Performance: A Review", *Visualization in Engineering*, 6(1): 5.
 21. Wei, Y., X. Zhang, Y. Shi, L. Xia, S. Pan, J. Wu and M. Han (2018), "A Review of Data-Driven Approaches for Prediction and Classification of Building Energy Consumption", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 82: 1027~1047.
 22. Westermann, P. and R. Evins (2019), "Surrogate Modelling for Sustainable Building Design: A Review", *Energy and Buildings*, 198: 170~186.
 23. Zhang, Y., Z. O'Neill, B. Dong and G. Augenbroe (2015), "Comparisons of Inverse Modeling Approaches for Predicting Building Energy Performance", *Building and Environment*, 86: 177~190.

요 약

탄소중립 정책 기조에 따라 노후 공공건축물의 에너지 성능 개선을 위한 그린리모델링의 중요성이 확대되고 있다. 그러나 국내 실무에서 활용되는 ECO2-OD 기반 에너지 성능 평가는 많은 입력 변수를 요구하므로, 데이터 수집 부담과 입력 과정의 높은 복잡성으로 인해 초기 단계에서 다양한 대안을 신속하게 비교·검토하는 데 한계가 있다. 이에 본 연구는 2020~2021년 공공건축물 그린리모델링 지역거점 플랫폼 사업을 통해 수집된 실제 공공 노유자 시설 데이터를 활용하여, 연간 단위면적당 에너지 소요량(EUI)을 근사하는 기계학습 기반 대리모델의 알고리즘 성능을 비교·평가하였다. 선형 모델, 트리 기반 모델, 정형 데이터 특화 딥러닝 모델을 동일한 조건에서 비교한 결과, 트리 기반 계열이 전반적으로 우수한 성능을 보였으며, 하이퍼파라미터 최적화와 다중 시드 평가를 거친 CatBoost가 예측 정확도와 반복 안정성 측면에서 최종 대표 알고리즘으로 선정되었다. 또한 선정된 모델을 대상으로 리모델링 전·후 EUI 변화 양상을 보조적으로 검토한 결과, 에너지 성능 변화의 방향성을 대체로 일관되게 포착하는 것으로 나타났다. 본 연구는 실제 사업 데이터를 바탕으로 대리모델 구축에 적합한 알고리즘 선택 기준을 제시하였으며, 향후 입력 부담을 줄인 경량화 대리모델 개발의 기초 자료로 활용될 수 있다.

주제어: 그린리모델링, ECO2-OD, EUI, 기계학습, 순환경제

3D모델의 생애주기 활용을 위한 객체 분할 알고리즘의 정확성 비교 연구*

A Comparative Study on the Accuracy of Object Segmentation Algorithms for Lifecycle Utilization of 3D Models

주현철** · 강인석***

Hyun-Chul Joo** · Leen-Seok Kang***

Abstract

While the use of 3D models during the design phase is increasing, their usefulness throughout the lifecycle is diminished due to the differences in the Level of Detail (LoD) compared to the 3D models used in the construction and maintenance phases. To utilize 3D models created during the design phase for construction schedule management and maintenance damage information management, segmentation of the 3D model is necessary. This study compares vertex data-based methods, BSP and K-D tree algorithms for 3D model segmentation. The accuracy of the each segmentation method is verified and an appropriate segmentation methodology is proposed. The research targeted a bridge pier model and extracted cylindrical, rectangular column, and coping objects. These were then segmented into appropriate divisions using each methodology, and the accuracy of the segmentation methods was evaluated by comparing volumes before and after segmentation. As a result, the vertex data-based segmentation method showed the smallest error in the cylindrical sections and the lower coping, and the next smallest error in the rectangular columns and upper coping, confirming its suitability as a segmentation methodology for 3D models.

Keywords: Vertex-Data, BSP, K-D Tree, 3D Model Segmentation

1. 서론

일반적으로 교량이나 건축구조물의 손상 여부 검사는 일차적으로 육안 검사를 시행하고 있으며, 이를 통해 개략적인 손상 발생 위치와 손상 규모를 판단할 수는 있으나 점검할 때마다 손상 발생과 위치 정의에 있어 일관성이 부족해질 수 있다(양다현 외,

2023). 최근에는 노후 구조물의 손상정보 관리를 위해 BIM(Building Information Modeling) 기반의 3D모델을 활용한 유지관리 기술이 점차 보편화되고 있다(이상호 외, 2023; 최용규 외, 2024). 3D모델을 활용한 유지관리기술은 설계단계에 생성한 모델을 구조물의 생애주기 동안 재활용할 수 있고, 균열정보를 3D기반의 시각적 정보로 관리할 수 있는 점에

*본 연구는 한국연구재단 과제(RS-2025-21882984) 연구 결과의 일부임.

**경상국립대학교 토목공학과 공학석사(주저자: s2125410@naver.com)

***경상국립대학교 토목공학과 공학연구원·교수(교신저자: lskang@gnu.ac.kr)

서 향후 유지관리단계의 핵심 기술이 될 수 있다.

그렇지만 여전히 구조물에 있는 실제 균열의 크기와 형태 등의 손상정보관리는 일차적으로 2D이미지의 사진정보로 관리되는 사례가 많은 실정이다. 2D 이미지 사진에 있는 균열 등의 정보를 3D기반으로 관리하기 위해서는 동일한 구조물의 3D모델에 정합하는 절차가 필요하다. 또한 이러한 2D좌표와 3D좌표 정보의 정합 과정은 3D모델의 크기와 형상에 따라서 정확도에 차이가 생길 수 있다. 즉, 일반적으로 교량의 교각 구조물은 기초부, 기둥부, 코핑(coping) 부로 구성되지만, 설계단계에 교각 구조물은 통상 한개의 단일 3D모델로 만들어진다. 교각 구조물에서 기둥부에 균열이 있을 때, 기둥을 나타내는 2D이미지에 있는 균열좌표를 기둥을 포함한 교각 전체가 하나로 구성된 3D모델에 정합시키는 것이 용이하지 않다. 반면에 교각 구조물이 각 부위별로 3개의 모델로 분할되어 있으면, 기둥부위의 3D모델만을 대상으로 좌표를 정합시키므로 정합의 정확도가 개선될 수 있다. 본 연구에서는 2D이미지의 사진에 있는 손상정보와 3D모델의 손상정보 정합의 정확도 개선을 위해 3D모델 분할 방법론의 적정성을 검증한다. 이를 위해 Revit 소프트웨어의 Dynamo를 활용한 정점 데이터(Vertex data) 알고리즘 방법과 BSP(Binary Space Partitioning), K-D Tree(K-Dimensional Tree) 알고리즘 방법을 비교 검증한다. 3D모델의 X, Y, Z축 분할 검증을 위해 객체를 8등분으로 분할 한 결과를 바탕으로 세 가지 분할 방법론을 비교 분석하고 분할 전후 체적변화 값을 분석하여 적정 객체 분할 방법을 선정한다.

설계단계에 제작된 3D모델은 구조물의 외형중심으로 LoD 200수준의 포괄적 모델이 생성되어 설계 단계 외에는 활용성이 저하되고 있다. 즉, 시공단계의 공정단위 모델이나 유지관리단계의 균열정보 표현을 위한 객체 모델로 활용성이 저하되므로 설계단계에 제작된 3D모델을 시공과 유지관리를 포함하는

생애주기 동안 활용하기 위해서는 초기모델을 사용 목적에 맞도록 분할 할 필요가 있다. 이로써 설계단계 3D모델의 생애주기 동안 재활용율을 개선할 수 있다.

2. 연구 동향

3D모델의 객체 분할 방법론에 대한 연구 동향은 다음과 같다.

Kamari and Ham(2021)는 포인트 클라우드(Point cloud) 모델에서 ROI(Region of Interest)를 자동으로 분할하여 체적을 측정하는 방법을 제안하였으며, Revit의 버전에 따라 API(Application Programming Interface) 함수 제공의 차이로 인한 객체 생성 문제점도 파악되었다. 유영무 외(2021)은 철도 터널 3D 캐드 모델을 포인트 클라우드 데이터로 변환하여 학습 DB를 구축하고 학습 DB에 따라 총 20가지 사례에 대한 터널 객체 분할 인식을 수행하였으며, 새로운 형상의 터널을 대상으로 객체 분할을 수행할 때마다 새로운 학습 DB를 구축해야 하는 문제점이 파악되었다.

Charlest et al.(2017)은 PointNet 알고리즘을 통해 3D 포인트 클라우드 데이터를 대상으로 객체 분류 및 분할의 연구를 수행하였으며, 박승화 외(2015)은 실시설계 수준의 구조 및 마감 물량 산출과 공정별 부위 구분을 위해 복합벽체 자동 분할과 정보추출 알고리즘을 제안하였다. Le and Duan(2017)는 기계 CAD 객체에 대한 새로운 분할 알고리즘에 관한 연구를 진행하였다. 3D모델의 방향성을 분석하여 탐색 공간을 줄이고 2D 데이터인 원과 선을 활용하여 3D객체를 분할하는 연구를 진행하였으며, 원과 선의 2D 데이터는 거친 면을 가진 객체와의 정합에 오류가 발생하기 때문에 분할 정확도가 떨어진다는 한계가 존재하였다.

객체의 정점데이터를 이용한 분할과 관련된 연구

동향은 다음과 같다.

황재영 외(2023)은 설계단계 BIM 모델의 시공단계 재활용을 위한 방안으로 교량 BIM 객체의 코핑과 기둥을 구분 없이 작성하여 정점 데이터를 기반으로 분할하는 방법론을 제시하였으며, 다른 방법과의 비교검증을 하지 않았으므로 분할 정확도의 검증이 어렵다. 김대영 외(2009)는 적응형 정점 군집화를 통해 메쉬의 컴팩트성을 유지하기 위해 정점 분포를 고려하여 분할 축을 동적으로 설정해 다수의 파티션으로 객체를 분할하는 연구를 진행하였으며, 기존의 정점 군집화 알고리즘과 질적 비교를 위한 측정 방법이 존재하지 않는 문제점이 있다. 이승수 외(2014)는 도로나 철도와 같은 선형기반 시설 공종의 경우 BIM 소요 정보와 세분화된 연계를 위해 정점 데이터를 생성할 수 있는 서피스모델 분절 객체화 모듈에 관한 연구를 진행하였으며, 모듈에 관한 설계 방법론을 제시하였으나 실제 다양한 객체 분할은 진행하지 않았다는 한계점이 있다. Longjiang et al.(2013)는 MRF(Markov Random Field)를 사용하여 3D 메쉬 정점 분할 알고리즘의 성능을 개선하기 위해 메쉬 정점이 분할 경계에 놓였을 때, 3D 메쉬 데이터의 표면을 다시 분할한 후 제공된 정점 경계의 변화를 분석하는 연구를 진행하였으며, 다양한 데이터 셋에 대해서는 추가적인 검증이 필요하다는 한계점이 존재하였다.

기존의 알고리즘 기반 객체 분할 연구에서는 포인트 클라우드를 이용하여 분할하는 연구가 대부분으로 타 방법과의 정확도 비교가 부족한 부분이 있고, 객체 생성과 DB를 객체마다 구성해야 한다는 한계점이 존재하고 있다. 또한 정점데이터를 이용한 객체 분할 연구에서도 객체를 분할하는 프로그램과 기존의 객체 분할 알고리즘을 비교 검증하는 연구가 부족한 한계가 존재하고 있다. 본 연구에서는 이러한 한계점을 개선하기 위해 정점데이터와 공간좌표기반의 3개 분할 방법론을 비교 검증하여 각 방법의

분할 정확성을 파악한 후 3D모델의 최적 분할 방법론을 제시한다.

3. 3D모델 객체 분할 방법론

3.1 정점데이터기반 객체 분할

정점데이터기반 객체 분할은 Fig. 1과 같이 좌표 X, Y 값의 최댓값과 최솟값의 차이로 생성된 Bounding Box를 하나의 객체로 구성된 3D모델에 사용자가 원하는 X, Y, Z축 방향으로 생성하고, 생성된 Bounding Box를 기준으로 객체를 분할하여 여러 개의 객체로 재구성하는 것을 의미한다(황재영 외, 2023).

정점데이터기반 객체 분할 방법론은 3D모델의 정점 추출 및 데이터화, 군집화 알고리즘 적용, 분할면 생성, 객체분할 및 매개변수 생성 순으로 구성되며, 각 정점의 위치 데이터를 추출하는 과정이 필요하고 연구에서는 Revit Dynamo 노드를 활용하여 객체의 정점 데이터를 추출한다.

3.2 BSP 알고리즘 객체 분할

BSP 알고리즘은 Shumacker에 의해 제시되었으며 3D그래픽에서 공간을 효율적으로 분할하는 기법이다(Schumacker et al., 1969). 게임에서는 특히 1

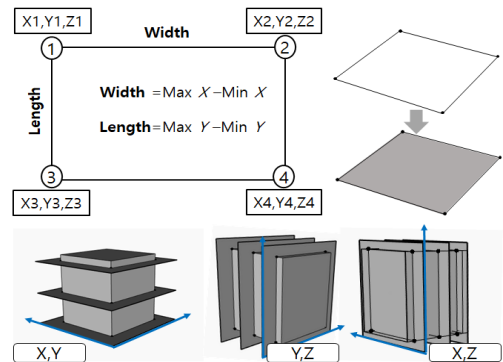


Fig. 1. Vertex Data Based Object Segmentation Method

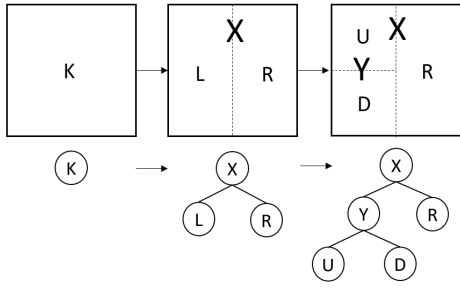


Fig. 2. BSP Algorithm Segmentation Method

Source: Kim and Lee (2011) (in Korean)

인칭 슈팅 게임과 같은 3D 컴퓨터 게임 제작에서 널리 사용된다. BSP 알고리즘은 Fig. 2와 같이 평면상의 블록 집합으로 객체를 분할하는 기법으로 이러한 분할 과정에서 BSP Tree라 불리는 트리구조가 생성된다. 그리고 BSP Tree를 통해 하나의 공간을 특정한 최종 목적을 만족할 때까지 작업 공간을 분할하는 알고리즘이다. BSP Tree는 작업 공간 내에서 볼륨을 복셀로 분할하는 최대 반복 레벨을 정의하고, 하나의 복셀이 가질 수 있는 최대 삼각 폴리곤 (Polygon)의 수를 정의한다(김용관·이강희, 2011). 또한 BSP Tree는 객체를 전체로 하는 경계 볼륨을 사각형으로 하여 가장 긴 부분을 분할 면으로 분할한다(남승우·정연철, 2002).

3.3 K-D Tree 알고리즘 객체 분할

K-D Tree 알고리즘은 Bentley에 의해 제시된 다차원 이진 검색트리 구조이다(Bentley, 1975). K-D

Tree 알고리즘은 다른 알고리즘에 비해 상대적으로 빠른 처리 시간을 가졌고 메쉬를 효율적으로 분할하는데 사용되거나(김대영·이혜영, 2011), 광선과 다각형 간의 교차 테스트를 효과적으로 수행하기 위해 사용되는 기법이다(강운식 외, 2008). K-D Tree 알고리즘은 Fig. 3과 같이 객체의 전체적인 데이터 분포를 통해 데이터가 절반이 될 때 평면을 삽입하여 분할을 진행한다. 재귀적 방식을 사용하여 노드(Node)의 개수보다 분할된 객체의 개수가 같거나 커질 때까지 반복하여 균등한 크기의 객체로 분할될 수 있게 한다(정재화, 2015).

4. 객체 분할 방법론의 비교 검증절차

4.1 알고리즘별 객체 분할 검증 절차

연구에 적용한 객체 분할 알고리즘들에 대한 실험 및 검증 방법은 Fig. 4와 같다.

객체 분할의 정확성을 비교하기 위해 Fig. 4와 같이 BIM 기반 프로그램인 Revit을 기반으로 제작된 교량의 기둥 객체와 코핑 객체를 분할 대상으로 선정 후, 각 방법론으로 분할하고 분할된 객체의 부피를 원 객체의 부피와 비교하는 방법을 적용하였다.

정점데이터 기반 분할은 기존의 3D모델 객체의 좌표를 Dynamo Script를 제작하여 추출한다. 추출된 정점 좌표를 기준으로 분할 면을 생성한 뒤 분할 면의 방향대로 객체를 분할한다. BSP 알고리즘을 통

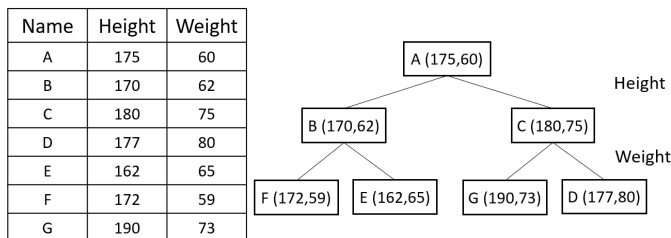


Fig. 3. K-D Tree Algorithm Segmentation Method

Source: Lee (1997) (in Korean)

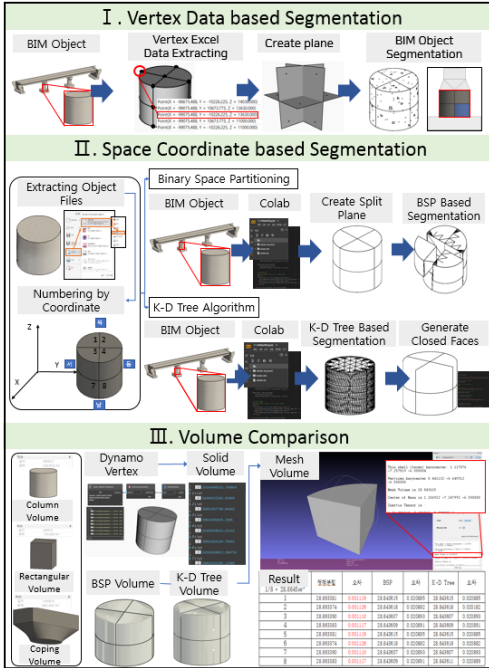


Fig. 4. Comparison Verification Process for 3D Model Segmentation Algorithms

한 분할은 Revit에서 obj 형식으로 분할 대상 객체 파일을 추출하고 추출된 객체를 BSP 알고리즘을 통해 해당 객체에 X, Y, Z축을 기준으로 분할 면을 생성한 후 생성된 분할 면을 기준으로 객체를 8등분으로 분할한다. 객체의 분할 수는 분할 대상 모델의 규모에 따라 정할 수 있으며, 본 사례에서는 교각을 수직 축으로 2등분한 후 수평축으로 4등분하여 8등분으로

구성한다. K-D Tree 알고리즘을 통한 분할은 분할 대상 객체 파일을 추출하고 추출된 객체에 K-D Tree 알고리즘을 적용하여 X, Y, Z축을 기준으로 Z값이 0에 도달할 때까지 반복적으로 분할을 진행한 뒤 객체를 8개로 분할한다.

정점 데이터 기반 객체 분할과 BSP, K-D Tree 알고리즘을 통해 분할된 객체의 정확성을 비교하기 위해 Dynamo Node를 통해 분할된 객체의 부피를 측정한다. 또한 알고리즘을 통해 분할된 객체의 부피 측정을 위해 MeshLab 소프트웨어를 이용해 측정한다. 원 객체의 부피를 8등분으로 나눈 값과 정점 데이터 및 두 가지 알고리즘을 통해 분할된 객체의 부피를 비교하여 정확성을 검증하고 3D모델 객체 분할에 적합한 알고리즘을 선정한다.

4.2 알고리즘별 교각 모델의 분할

4.2.1 정점데이터기반 교각 모델 분할

정점데이터기반 교각모델의 분할은 Fig. 5와 같이 세 가지 분할 대상 3D모델의 정점 좌표를 Dynamo Script의 Vertex Node를 통해서 Excel 형태로 추출한다. 그리고 분할하려는 3D모델을 Geometry Node를 사용하여 Dynamo 환경에 가져온다. 다음으로 분할 대상 교각모델에 대한 Excel 형태로 추출된 좌표 값을 기반으로 분할 구역을 설정하기 위해 Rectangle Node를 사용하여 각각 XY, XZ, YZ 평면을 기준으로

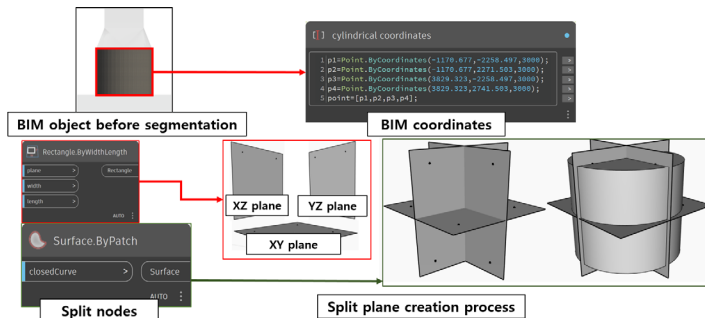


Fig. 5. Object Segmentation Method of Pier Model Using Vertex Data

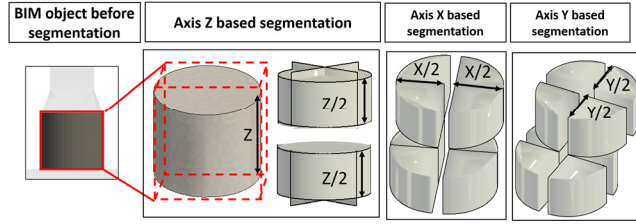


Fig. 6. Object Segmentation Method of Pier Model Using BSP Algorithm

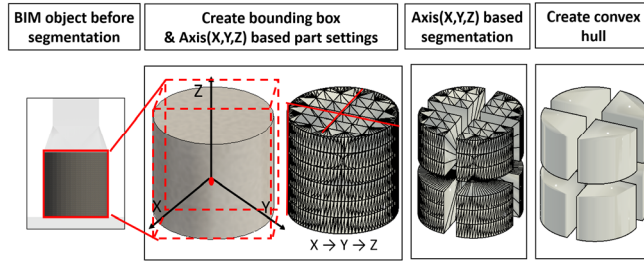


Fig. 7. Object Segmentation Method of Pier Model Using K-D Tree Algorithm

3개의 분할 면을 생성한다. 생성된 면을 기준으로 교각 모델을 분할하기 위해 Split Node를 사용하여 분할 대상 교각모델을 8등분으로 분할한다.

4.2.2 BSP 알고리즘 교각 모델 분할

BSP 알고리즘을 통해 세 가지 객체를 분할하기 위해 Fig. 6과 같이 각 객체의 경계를 계산해 X, Y, Z축의 최대 크기에서 Z축 기준으로 중심 위치에 각 객체의 중심 모양에 알맞은 수평 분할 면을 생성하고 X, Y축을 기준으로 각 객체에 알맞은 수직 분할 면을 생성한 후, 생성된 분할 면을 기준으로 BSP 알고리즘을 적용하여 분할한다. BSP 알고리즘은 객체를 공간적인 트리구조로 나누는 기법으로 객체의 수직 분할면을 기준으로 Upper_Part의 객체 상단 부분과 Lower_Part의 객체 하단부분으로 분할한다. 상단과 하단으로 분할된 객체를 X축 기준으로 수직인 평면과 Y축 기준으로 수직인 평면을 기준으로 객체가 각 4등분으로 분할될 때까지 객체를 분할하여 총 8등분의 객체를 생성한다.

4.2.3 K-D Tree 알고리즘 교각 모델 분할

K-D Tree 알고리즘을 통해 교각 모델을 분할하기 위해 Fig. 7과 같이 각 단계에서 객체의 메쉬 Bounding Box를 생성한 뒤 X, Y, Z축의 중간값을 계산하고, 중간값을 기준으로 각 객체를 두 부분으로 나눈다. 축방향으로 중간값보다 큰 영역은 positive_part로 축방향으로 하고 중간값보다 작은 영역은 negative_part로 설정하여 재귀 호출을 통해 분할을 반복한다. 각 분할된 부분에 대해 객체의 Z축을 기준으로 depth를 감소시켜 종료 조건을 설정한다. depth가 설정된 Z축이 0이 되는 값에 도달하면 더 이상 분할을 진행하지 않고 현재 메쉬 상태를 그대로 변환하여 총 8등분의 객체를 생성한다. 마지막으로 생성된 객체의 부피 측정을 위해 외부구조를 감싸는 Convex Hull을 생성한다.

4.3 분할 교각 모델의 부피 비교

분할된 교각 모델의 분할 정확성을 검증하기 위해 정점데이터, BSP, K-D Tree방법에 의해 원기둥, 사각기둥, 코핑 객체를 각각 8등분으로 분할한 후 Revit

의 Dynamo Node와 MeshLab 소프트웨어를 통해 부피를 측정하였다.

정점데이터기반 분할 방법론을 통해 분할된 객체의 부피를 측정하기 위해 분할된 객체를 Dynamo에 불러온다. 그 후 객체의 속성 정보를 추출하는 Node인 Geometry Node를 통해 객체의 속성 정보를 추출한 후 Solid Volume Node를 통해 객체의 부피를 측정한다. BSP와 K-D Tree 알고리즘을 통해 분할된 객체는 MeshLab을 실행하여 Import Mesh를 통해 모델을 업로드한 후 Quality Measures and Computations 기능의 Compute Geometric Measures 방법을 통해 부피를 측정한다. 이러한 비교 값을 통해 검증된 오차의 크기가 가장 작은 분할 방법론이 3D 모델의 객체 분할에 적합하다고 판단할 수 있다.

5. 교각모델 객체 분할의 정확성 비교

5.1 정점데이터기반 객체 분할 검증

본 연구에서는 교량 기둥 부위의 대표적 종류인 사각형, 원형 기둥 형상과 코핑을 대상으로 객체 분할 정확성의 비교검증을 시도하였다. 먼저 정점데이터를 사용하여 원기둥, 사각기둥과 코핑을 분할 한 결과는 Fig. 8과 같다. 객체들의 중심 좌표를 기준으로 XY, XZ, YZ 축으로 생성된 분할 면에 따라 기둥 객체가 분할된 것을 확인할 수 있다. 또한 분할된 객체들에 대해 각각의 부피를 측정하기 위해 Dynamo를 사용하여 추출한 결과는 Table 1과 같다. 원기둥의 경우 가장 작은 값이 28.863374m³로 측정됐고 가장 큰 값은 28.863390m³로 측정되었다. 사각기둥의 가장 작은 값은 18.749994m³, 가장 큰 값은 18.750005m³로 측정되었다. 마지막으로 코핑 상부 객체의 경우 가장 작은 값이 39.062494m³, 가장 큰 값은 39.062505m³로 측정되었다. 코핑 하부객체의 경우 26.498253m³이 가장 작은 값으로, 26.564400m³이 가장 큰 값으로 측정되었다.

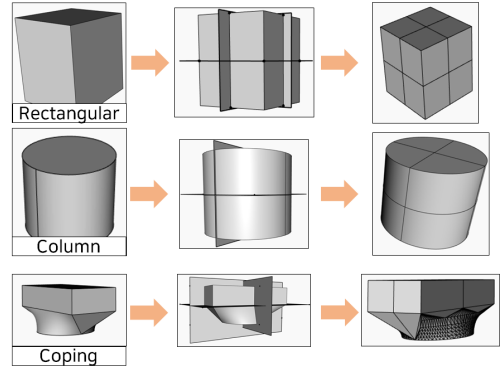


Fig. 8. Vertex Data Based Object Segmentation Result

Table 1. Vertex Data Based Object Segmentation Result

Column (m ³)	Rectangle (m ³)	Coping (m ³)
28.863381	18.749998	39.062497
28.863374	18.749994	39.062505
28.863390	18.750005	39.062494
28.863383	18.750005	39.062502
28.863381	18.749998	26.564400
28.863374	18.749994	26.498253
28.863390	18.750005	26.498358
28.863383	18.750001	26.564369

5.2 공간좌표 알고리즘 객체 분할 검증

BSP 알고리즘과 K-D Tree 알고리즘을 통해 3D형태 교각모델의 원형 기둥과 사각형 기둥, 코핑 객체를 8등분으로 분할한 결과는 Fig. 9와 Fig. 10과 같다.

분할된 각 객체의 부피를 측정하기 위해 MeshLab 프로그램에 업로드하여 Quality Measures and Computations 기능을 통해 부피를 측정한 결과는 Table 2, Table 3과 같다. BSP 알고리즘의 경우 원기둥의 경우 가장 작은 값이 28.843607m³로 측정되었고 가장 큰 값으로는 28.843618m³로 측정되었다. 사각기둥에서는 모든 객체가 18.750000m³로 균등하게 측정된 것을 알 수 있었다. 코핑의 경우 상부 객체에서는 가장 작은 값이 39.062500m³, 가장 큰 값

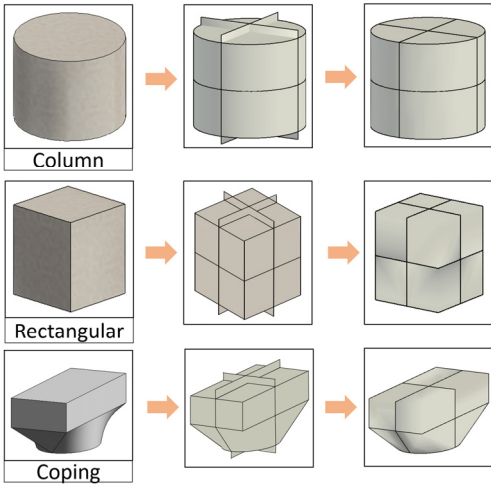


Fig. 9. BSP Algorithm Object Segmentation Result

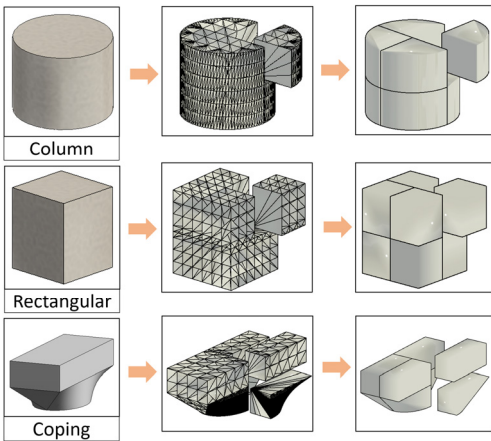


Fig. 10. K-D Tree Algorithm Object Segmentation Result

은 39.062504m³로 측정되었다. 또한 하부 객체에서는 가장 작은 값이 28.901646m³, 가장 큰 값은 28.901648m³로 측정되었다.

K-D Tree 알고리즘의 경우 원기둥의 경우 가장 작은 값으로 28.843607m³, 가장 큰 값으로는 28.843618m³이 측정되었다. 사각기둥에서는 가장 작은 값으로 18.749998m³, 가장 큰 값으로는 18.750006m³이 측정되었다. 코핑의 경우 상부 객체에서는 가장 작은 값

Table 2. BSP Algorithm Based Object Segmentation Result

Column (m ³)	Rectangle (m ³)	Coping (m ³)
28.843615	18.750000	39.062504
28.843618	18.750000	39.062500
28.843607	18.750000	39.062504
28.843609	18.750000	39.062500
28.843615	18.750000	28.901646
28.843618	18.750000	28.901646
28.843607	18.750000	28.901648
28.843609	18.750000	28.901646

Table 3. K-D Tree Algorithm Based Object Segmentation Result

Column (m ³)	Rectangle (m ³)	Coping (m ³)
28.843615	18.750002	39.062500
28.843618	18.750000	39.062504
28.843607	18.750002	39.062500
28.843609	18.749998	39.062500
28.843615	18.750002	28.901644
28.843618	18.750000	28.901648
28.843607	18.750002	28.901644
28.843611	18.749998	28.901646

으로 39.062500m³, 가장 큰 값으로는 39.062504m³이 측정되었다. 하부 객체에서는 가장 작은 값으로 28.901644m³, 가장 큰 값으로는 28.901648m³이 측정되었다.

5.3 객체 분할 부피 비교 검증 결과

Table 4, Table 5, Table 6과 같이 3D모델의 분할 전 원기둥, 사각기둥, 코핑의 전체 부피 크기와 8등분 분할 후 부피 값을 각 방법론을 통해 비교하고 오차를 추출하였다. 원기둥에서는 정점데이터 기반 분할 방법이 평균 0.001118m³으로 가장 작은 오차를 나타냈다. 사각기둥에서는 BSP 알고리즘을 이용한 분할 방법이 오차가 0으로 정확하게 분할된 것을 알

Table 4. Column Segmentation Experiment Result Error

Column (230.916 m ³) 1/8=28.8645 m ³	Vertex	Error	BSP	Error	K-D Tree	Error
1	28.863381	0.001119	28.843615	0.020885	28.843615	0.020885
2	28.863374	0.001126	28.843618	0.020882	28.843618	0.020182
3	28.863390	0.001110	28.843607	0.020893	28.843607	0.020893
4	28.863383	0.001117	28.843609	0.020891	28.843609	0.020891
5	28.863381	0.001119	28.843615	0.020885	28.843615	0.020885
6	28.863374	0.001126	28.843618	0.020882	28.843618	0.020882
7	28.863390	0.001110	28.843607	0.020893	28.843607	0.020893
8	28.863383	0.001117	28.843609	0.020891	28.843611	0.020889

Table 5. Rectangle Segmentation Experiment Result Error

Rectangle (150 m ³) 1/8=18.75 m ³	Vertex	Result	BSP	Result	K-D Tree	Result
1	18.749998	0.000002	18.750000	0	18.750004	0.000004
2	18.749994	0.000006	18.750000	0	18.750004	0.000004
3	18.750005	0.000005	18.750000	0	18.750006	0.000006
4	18.750005	0.000005	18.750000	0	18.749998	0.000002
5	18.749998	0.000002	18.750000	0	18.750004	0.000004
6	18.749994	0.000006	18.750000	0	18.750004	0.000004
7	18.750005	0.000005	18.750000	0	18.750006	0.000006
8	18.750001	0.000001	18.750000	0	18.749998	0.000002

Table 6. Coping Segmentation Experiment Result Error

Coping (262.404 m ³) Top (156.25 m ³) Bottom (106.154 m ³)	Vertex	Result	BSP	Result	K-D Tree	Result
1	39.062497	0.000003	39.062504	0.000004	39.062500	0.000006
2	39.062505	0.000005	39.062500	0	39.062504	0.000004
3	39.062494	0.000006	39.062504	0.000004	39.062500	0.000005
4	39.062502	0.000002	39.062500	0	39.062500	0.000004
5	26.564400	0.025900	28.901646	2.363146	28.901644	2.363144
6	26.498253	0.040247	28.901646	2.363146	28.901648	2.363148
7	26.498358	0.040142	28.901648	2.363148	28.901644	2.363144
8	26.564369	0.025869	28.901646	2.363146	28.901646	2.363146

수 있다. 또한 사각으로 생성된 코핑 상부에서는 BSP 알고리즘을 이용한 분할 방법이 평균 0.00004m³, 곡선형 사다리꼴로 생성된 하부객체에서는 정점 분

할 방법이 평균 0.033039m³으로 가장 작은 오차를 나타냈다.

사각형 객체에서 BSP 알고리즘에 오차가 가장 작

은 원인은 BSP 알고리즘은 생성된 평면을 기준으로 직선과 평면을 이용해서 객체를 분할하기 때문에 곡선이 존재하지 않는 사각형 객체에서 비교적 정확한 것을 알 수 있다. 하지만 곡선이 존재하는 원기둥과 코핑의 하부객체에서는 오차가 큰 것을 파악할 수 있다. 정점데이터 기반 분할은 원기둥과 코핑 하부 객체에서 가장 높은 정확성을 나타냈고 사각기둥에서는 오차가 생성되지 않은 BSP 알고리즘 다음으로 정확한 것을 알 수 있다.

6. 결론

BIM모델 적용이 보편화되면서 설계단계부터 3D 모델이 제작되는 사례들이 증대되고 있으나 시공단계와 유지관리단계에 사용되는 3D모델의 LoD(Level of Detail)차이로 인하여 생애주기 활용성이 저하되고 있다. 이러한 생애주기 활용성을 높이기 위해서는 3D모델을 사용 목적에 따라 부위 또는 공정단위로 분할하는 과정들이 요구된다. 본 연구에서는 3D 모델 분할 방법의 정확도를 검증하기 위해 보편적으로 많이 사용하는 정점데이터기반 분할과 BSP 및 K-D Tree 알고리즘기반 분할 방법을 적용하여 모델의 사용 목적에 맞는 적절한 분할 방법을 제시하였다. 이를 위해 설계단계에서 생성된 교각 모델 객체의 원기둥, 사각기둥, 코핑을 대상으로 각 방법론을 적용하여 각 객체를 8등분으로 분할한 후 분할 전후의 부피에 대한 오차를 측정하여 정확성을 비교하였다.

원기둥에서는 평균 $0.001118m^3$ 으로 정점 데이터기반 분할 방법이 가장 작은 오차를 나타냈다. 사각기둥에서는 평균 0으로 BSP 알고리즘을 이용한 분할 방법이 가장 작은 오차를 나타내었으며, 코핑의 하부객체에서는 $0.033039m^3$ 으로 정점 데이터기반 분할 방법이 가장 작은 오차를 나타냈다. 직선과 면을 기반으로 분할하는 BSP 알고리즘이 사각형 객체인 사각기둥과 코핑 상부에서 높은 정확성을 보

였다. 하지만 곡선 형태인 원기둥과 코핑 하부에서는 정점 데이터기반 분할 방법에 비해 높은 오차를 나타냈다. 정점 데이터기반 분할 방법은 원형 객체에서 가장 높은 정확성을 나타내었고, 사각형 객체에서도 K-D Tree보다 높은 정확성을 나타냈다.

전체 분석 결과에서 사각형모델에서는 BSP알고리즘이 적정하고 원형모델과 코핑형태 모델에서는 정점데이터기반의 분할 방법이 적정한 것으로 파악되었다. 이러한 결과에서 사각형 형상 모델의 분할 시에는 BSP알고리즘 적용이 적절하고, 원형과 일부 곡선을 포함한 형상 모델의 분할에는 정점데이터기반 분할 방식이 적정함을 확인할 수 있다.

연구에서는 교각 모델에서 원기둥과 사각기둥, 코핑 3개의 객체를 대상으로 정확성을 비교하였기 때문에 원형과 사각형이 아닌 비정형 형상을 갖는 객체에 대해서는 추가적인 사례 분석이 필요하고, 체적비교 외의 형상적 외관 비교 알고리즘 구성과 체적 비교를 위해 객체의 분할 개수를 증감시켜 검증하면 정확도의 편차를 파악할 수 있다.

참고문헌

1. 강윤식·박우찬·서충원·양성봉(2008), "GPU상에서 동작하는 Ray Tracing을 위한 효과적인 k-D tree 탐색 알고리즘", 『정보과학회논문지: 시스템 및 이론』, 35(3): 133~140.
2. 김대영·김종원·이혜영(2009), "적응형 정점 군집화를 이용한 메쉬 분할", 『한국컴퓨터그래픽스학회논문지』, 15(3): 19~26.
3. 김대영·이혜영(2011), "외부 메모리에 있는 대용량 메쉬 분할 알고리즘", 『정보과학회논문지: 시스템 및 이론』, 38(4): 186~196.
4. 김용관·이강희(2011), "BSP 기능을 활용한 3차원 가속 렌더링에 관한 연구", 『애니메이션연구』, 7(2): 29~40.
Kim, Y. G. and K. Lee (2011), "Study on Accelerated 3D Rendering Using BSP Functions", *The Korean Society of Animation Studies*, 7(2): 29~40 (in Korean).

5. 남승우·정연철(2002), “공간분할트리를 이용한 효율적인 충돌탐지 방법에 관한 연구”, 「한국정보처리학회 추계학술발표대회 논문집」, 9(2): 11~14.
6. 박승화·김홍수·윤두영(2015), “실시설계단계에서 수량산출을 위한 복합벽체 자동분할에 관한 연구”, 「한국CAD/CAM학회논문집」, 20(2): 124~132.
7. 양다현·이민진·안효준·정현진·이종한(2023), “교량 바닥판의 균열 BIM 생성 및 BIM-FEM 상호 연계 알고리즘 개발”, 「대한토목학회논문집」, 43(6): 689~698.
8. 유영무·김병규·박정준(2021), “딥러닝을 활용한 철도 터널 객체 분할에 학습 데이터가 미치는 영향”, 「한국지반공학학회논문집」, 37(11): 107~118.
9. 이구남(1997), “화일조직을 위한 인덱싱 기법의 성능 특성 비교”, 「정보교육학회논문지」, 1(1): 49~59.
Lee, G. N. (1997), “Some Characteristics of the Performance in Comparison with Indexing Techniques for File Organization”, *Association of Information Education*, 1(1): 49~59 (in Korean).
10. 이상호·이정빈·탁호균·이상호(2023), “BIM-COBie를 활용한 교량상부구조의 손상정보 관리 방법”, 「대한토목학회논문집」, 43(2): 165~173.
11. 이승우·이민주·정중윤·서종원(2014), “선형기반 시설물을 위한 Flexible BIM 시스템의 설계”, 「대한토목학회논문집」, 34(2): 677~685.
12. 정재화(2015), “데이터 샘플링을 통한 각 기반 공간 분할 병렬 스카이라인 질의처리 기법”, 「컴퓨터교육학회 논문지」, 18(5): 63~70.
13. 최용규·Pa Pa Win Aung·산육타 아라비카·차기춘·박승희(2024), “BIM 모델과 증강현실을 활용한 교량 유지관리방안 연구”, 「대한토목학회논문집」, 44(1): 1~9.
14. 황재영·이재희·강인석(2023), “정점데이터기반 분할기법을 활용한 BIM모델의 활용 방안 연구”, 「LHI Journal」, 14(1): 123~134.
15. Bentley, J. J. (1975), “Multidimensional Binary Search Trees Used for Associative Searching”, *Communications of the ACM*, 18(9): 509~517.
16. Qi, C. R., H. Su, M. Kaichun and L. J. Guibas (2017), “PointNet: Deep Learning on Point Sets for 3D Classification and Segmentation”, *Proceedings in 2017 IEEE conference on computer vision and pattern recognition (CVPR)*, 652~660.
17. Kamari, M. and Y. Ham (2021), “Vision-Based Volumetric Measurements via Deep Learning-Based Point Cloud Segmentation for Material Management in Jobsites”, *Automation in Construction*, 121: 1~13.
18. Le, T. and Y. Duan (2017), “A Primitive-Based 3D Segmentation Algorithm for Mechanical CAD Models”, *Computer Aided Geometric Design*, 52~53: 231~246.
19. Longjiang, E., S. Waseem and A. Willis (2013), “Using a MAP-MRF Model to Improve 3D Mesh Segmentation Algorithms”, *2013 Proceedings of IEEE Southeastcon*, 2013: 1~7.
20. Schumacker, R. A., B. Brand, M. G. Gilliland and W. H. Sharp (1969), “Study For Applying Computer-Generated Images to Visual Simulation”, *Air Force Human Resources Laboratory, Air Force Systems Command*, 1~151.

요 약

설계단계에 3D모델이 제작되는 사례가 증대되고 있으나 시공과 유지관리단계에 사용되는 3D모델과의 LoD차이로 인하여 생애주기 활용성이 저하되고 있다. 설계단계에 제작된 외형위주의 3D모델을 시공단계 공정관리와 유지관리단계 손상정보관리에 사용하기 위해서는 3D모델의 분할절차가 필요하다. 본 연구에서는 3D모델의 분할을 위해 정점데이터 활용방법과 BSP 및 K-D Tree 알고리즘 방법을 비교하여 분할의 정확도를 검증하여 적정 분할방법론을 제시한다. 이를 위해 교량의 교각모델을 대상으로 원기둥, 사각기둥, 코핑 객체를 추출하여 각 방법론을 통해 적정 등분으로 분할한 후 분할전후의 부피 비교를 통해 분할방법론의 정확도를 비교하였으며, 정점 데이터 기반의 분할 방법이 원기둥과 코핑 하부에서 가장 작은 오차를 나타내었고 사각기둥과 코핑 상부에서 차순위로 작은 오차를 나타내어 3D 모델의 분할 방법론으로 적정함을 확인하였다.

주제어: 정점데이터, BSP, K-D Tree, 3D모델분할

해체공사 감리제도 및 감리비 산정체계 개선방안에 관한 연구*

A Study on Improving the Demolition Supervision System and Supervision Fee Estimation Framework

김창학**

Chang-Hak Kim**

Abstract

With the expansion of urban redevelopment and reconstruction projects, the importance of demolition work has continued to grow. Demolition activities present unique challenges, including structural uncertainty, risks to surrounding buildings and infrastructure, and heightened safety and environmental concerns, which require systematic planning, monitoring, and professional oversight. In Korea, a demolition supervision system has been implemented under the Building Management Act; however, limitations remain in the qualification requirements for supervisors, deployment criteria, and supervision fee estimation, particularly for small-scale projects, for which supervision costs may be disproportionately high. This study identifies the structural limitations of the current demolition supervision system and proposes improvement measures from a construction management perspective. The study reviewed relevant laws and institutional frameworks and employed questionnaire surveys and case studies to investigate existing supervision practices and cost structures. The results suggest that uniform supervision criteria increase the cost burden in small-scale projects, and that supervision fees are more closely related to project duration and demolition contract amount than to gross floor area. Scenario analysis further suggests that integrated supervision within the same project site may reduce supervision costs by about 65-70% as an upper-bound estimate. In comparison, a fixed-cost plus variable-cost model indicates a more realistic reduction of around 50%. These findings support the need for flexible qualification standards, risk-based deployment criteria, integrated site-level supervision, and a more rational framework for estimating supervision fees.

Keywords: Demolition Work, Demolition Supervision, Supervision Fee Estimation, Integrated Site-Level Supervision

1. 서론

1.1 연구배경

도시 재개발·재건축 사업의 확대와 노후 건축물의 증가로 인해 해체공사의 수요와 중요성은 지속적

으로 증대되고 있다. 해체공사는 기존 구조물의 불확실성, 인접 건축물 및 기반시설과의 연계성, 그리고 안전·환경·민원 관리 등 복합적인 위험요인을 동시에 수반하는 공사 유형으로, 공정 관리와 안전 확보 측면에서 높은 수준의 전문적 관리가 요구된다.

*이 논문은 국토교통부 2023 연구비지원에 의해 수행된 “건축물 해체 관련 행정절차 등의 개선을 위한 연구 보고서”(김창학 외, 2023)를 수정 보완하여 작성하였음.

**경상국립대학교 건설시스템공학과 교수(chking@gnu.ac.kr)

이러한 특성에 대응하기 위해 국내에서는 「건축물관리법」 시행 이후 해체공사 감리제도가 도입되어 제도적 기반이 마련되었다. 그러나 제도 시행 이후에도 감리자 자격 기준, 감리원 배치기준, 감리비 산정체계가 해체공사의 실제 규모와 위험도를 충분히 반영하지 못한다는 지적이 지속적으로 제기되고 있다. 특히 소규모 해체공사의 경우 제도 적용의 경직성이 상대적으로 크게 작용하여, 공사비 대비 감리비 부담이 과도해질 수 있다는 문제가 구조적으로 내재되어 있다.

한편 최근(2024~2025년) 해체공사 감리제도 관련 법령 개정을 검토한 결과(국토교통부, 2025.6.2), 감리자 자격 및 감리비 산정 방식의 근본적 변화는 제한적인 반면, 감리자 지정 절차 등 운영 측면의 일부 보완에 그친 것으로 나타났다. 이는 해체공사 감리제도의 실효성을 제고하기 위해 제도 구조 전반에 대한 추가적인 검토와 개선이 필요함을 시사한다.

1.2 연구목적 및 연구방법

본 연구의 목적은 해체공사 감리제도의 운영 실태와 문제점을 체계적으로 분석하고, 건설관리 관점에서 합리적인 감리제도 및 감리비 산정체계의 개선방안을 제시하는 데 있다. 특히 최근 법령 개정이 제한적인 상황에서, 제도와 현장 운영 간의 괴리를 실증적으로 분석하고, 소규모 해체공사에 대한 과도한 비용 부담 문제를 개선하는 현실적 대안을 도출하는데 연구의 초점을 둔다.

이를 위해 본 연구에서는 해체공사 감리제도의 개선방안을 도출하기 위하여 Fig. 1과 같이 단계적 연구 절차를 적용하였다. 첫째, 해체공사 감리와 관련된 국내 법·제도 및 운영 현황을 분석하였다. 둘째, 감리 현안에 대한 설문조사를 통해 건축사, 공무원, 해체시공자 등 이해관계자별 인식 차이를 분석하였다. 셋째, 실제 해체공사 감리 수행 사례를 분석하여 감리 투입 인력, 기간, 비용 구조 및 운영상의 문제점

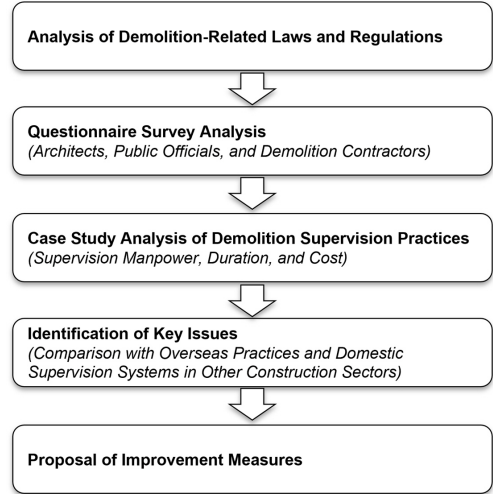


Fig. 1. Research Procedure Flow

을 검토하였다. 넷째, 국외 사례 및 국내 타 공종 감리 제도와의 비교를 통해 제도 개선을 위한 시사점을 도출하였다.

2. 국내·외 감리제도 현황분석

2.1 해체감리제도 연구동향 및 개선 방향

국내 해체공사 관련 연구는 건축물관리법 제정과 해체허가제도 도입 이후, 제도의 법적 정합성과 안전관리 및 감리제도의 실효성을 점검하는 방향으로 발전해 왔다. 기존 연구들은 주로 법적·제도적 미비점, 기술적·운영적 과제, 그리고 제도 개선 및 정책 대안을 중심으로 논의되고 있다.

먼저 법적·제도적 측면에서 장재운(2021)은 건축물의 철거 및 해체허가에 관한 공법적 성격을 분석하며, 해체허가제도가 기존 건축 행위 허가 체계와 명확히 구분되지 않아 해석상 혼선이 발생할 수 있음을 지적하였다. 이후 김창학 외(2025)은 건축물관리법 제·개정 과정을 중심으로 해체계획서 작성자 및 감리자 자격 기준 등 초기 제도의 세부적인 미비점이 법령 개정을 통해 일정 부분 보완되었음을

평가하면서도, 해체허가와 개축·대수선 등 다른 건축 행위 허가 간의 관계에 대해서는 여전히 명확한 법적 정립이 필요하다고 분석하였다.

또한 현행 건축물관리법의 허가·신고 기준이 연면적과 층수 중심으로 일률 적용됨에 따라, 노후 조적조 건축물과 같이 구조적 위험성이 높은 소규모 건축물이 해체신고 대상으로 분류되는 문제가 반복적으로 지적되고 있다. 이현숙(2023)은 노후 조적조 건축물 해체공사를 중심으로 현행 제도가 구조적 위험도를 충분히 반영하지 못하고 있음을 분석하였으며, 심유경 외(2020) 역시 해체공사 관리 기준을 규모 중심이 아닌 구조 유형 중심으로 개선할 필요성을 제시하였다. 이러한 문제는 허가 대상 중심으로 설계된 안전관리 강화 정책에서 소규모·특정 구조 건축물이 상대적으로 소외되는 구조적 한계를 보여준다.

해체안전 계획서 제도와 관련하여서는, 허진영(2020)이 해체 안전 계획서의 작성 요구 항목과 검토 기준이 인허가권자별로 상이하게 적용되고 있어 현업에서 행정 혼란과 업무 부담을 초래하고 있음을 지적하였다. 이에 따라 해체 안전 계획서의 표준화된 작성 체계와 통일된 검토 기준 마련의 필요성이 강조되고 있다.

기술적·운영적 측면의 연구에서는 해체공사의 고위험성이 주요 쟁점으로 다루어지고 있다. 남일우·이성일(2025)은 국내 해체공사 재해 발생 현황을 분석하여, 해체공사가 구조적 불안정성과 고위험 공정이 복합적으로 작용함으로써 중대 재해로 이어질 가능성이 높음을 제시하였다. 또한 해체 현장은 건축물의 상태와 작업 환경이 지속적으로 변화하여 실시간 위험성 평가가 어렵고, 표준화된 작업 방법과 통일된 기준이 부족하며, 안전관리가 작업자의 경험에 의존하는 경향이 강하다는 점도 문제로 지적되고 있다.

최근에는 해체감리제도 개선을 위한 정책 연구

가 보다 구체화되는 경향을 보이고 있다. 박성호 외(2025)는 서울시 해체공사감리 계약 데이터를 분석하여 감리 대가에 영향을 미치는 주요 변수를 도출하고, 이를 바탕으로 적정 감리비 수준을 통계적으로 평가할 수 있는 간편 산정식을 제안하였다. 또한 신현종·박옥남(2025)은 해체공사안전관리 체계 개선 방향으로 시공자의 역할 강화, 관리인 배치 기준 마련, 시공자 교육 제도 도입 등 실질적인 제도 개선 방안을 제시하였다. 남일우·이성일(2025)은 해체 계획서에 대한 제3자 검토 의무화, 감리자의 공사 중지 권한 강화, 발주자의 안전관리 책임 명확화 등 규제 합리화방안의 필요성도 함께 제기하였다.

아울러 구조유형별 차등 관리, 소규모 해체공사의 행정 절차 간소화, 지하층 해체 관리 강화, 해체 안전 계획서 표준화 등 다양한 개선 방향이 병행 연구되고 있다(이현숙, 2023; 김창학 외, 2025; 허진영, 2020). 이러한 연구들은 해체공사 관리체계를 보다 정교화할 필요성을 공통적으로 시사한다. 박성식 외(2011)는 다가구임대주택 해체공사를 대상으로 표준품셈 기반의 원가계산체계와 내역체계를 제시함으로써 해체 관련 비용 산정의 구조화를 시도하였다. 한편 최혜미 외(2010)는 도시재생사업이 다수의 개별 프로젝트로 구성된 복합사업이라는 점을 지적하며, 프로젝트 수준을 넘어 프로그램 수준의 통합적 사업관리 체계가 필요하다고 보았다. 또한 주관수 외(2013)는 가로주택정비사업과 같은 소규모 정비사업의 활성화를 위해 주민수요와 제도적 제약을 함께 고려할 필요가 있음을 제시하였다.

종합하면, 기존 연구들은 해체공사 제도의 법적 정비와 안전관리 강화를 중심으로 다양한 문제의식과 개선 방향을 제시해 왔으나, 해체감리제도를 감리자 자격, 배치 기준, 감리비 산정체계를 연계한 건설관리 관점에서 종합적으로 분석한 연구는 여전히 제한적이다. 이에 본 연구는 선행연구에서 제기된 법적·기술적·운영적 문제를 통합적으로 검토하고, 설문

조사와 사례분석을 통해 해체감리제도의 구조적 개선 방향을 제시하고자 한다.

2.2 국내 해체공사 감리제도 현황

현행 해체공사 관리체계는 「건축물관리법」에 따라 연면적 500m², 지상 3층, 지하층 포함 여부 등 정량적 법적 기준을 중심으로 Table 1과 같이 해체신고 대상과 해체허가 대상으로 구분된다. 이와 같은 분류는 행정 절차의 명확성을 확보하는 장점이 있으나, 공사의 실제 위험도나 공정 난이도와 직접적으로 연계되지 않는 한계를 지닌다. 특히 법적으로 동일한 해체허가 대상에 속하더라도 해체공사의 규모와 위험도는 크게 상이할 수 있어, 이후 감리원 배치

및 감리비 산정 단계에서 비용 대비 효과의 불균형이 발생할 가능성이 존재한다.

현행 해체공사 감리제도는 「건축물관리법」 및 동법 시행규칙에 근거하여 운영되고 있으며, 해체허가 대상 건축물에 대해 감리자 지정 및 감리 수행을 의무화하고 있다. 특히 감리자 지정 절차와 관련한 세부 사항은 「건축물관리법 시행규칙」 제13조에서 규정하고 있다(국토교통부, 2025.6.2). 현행 제도에서는 해체면적 3,000m²를 기준으로 상주 감리원 수를 구분하고, 감리업무를 필수확인점과 필수확인점 이외 업무로 구분하여 감리자 및 감리원의 자격요건을 Table 2와 같이 차등 적용하고 있다. 감리업무의 범위는 국토교통부 고시인 「건축물 해체계획서의

Table 1. Legal Criteria for Demolition Notification and Demolition Permit

Category	Demolition Notification	Demolition Permit
Legal Basis	Building Management Act	Building Management Act
Basic Classification	Buildings subject to demolition notification	Buildings subject to demolition permit
Gross Floor Area	Less than 500 m ²	500 m ² or more
Number of Stories	Less than 3 above-ground stories	3 or more above-ground stories
Structural Type	Simple structures allowed	No restriction on structural type
Presence of Basement	No basement	Buildings with a basement
Impact on Adjacent Buildings or Facilities	No explicit criteria specified in the Act	No explicit criteria specified in the Act
Submission of Demolition Plan	Required	Required
Obligation of Demolition Supervision	Generally not required	Demolition supervision required
Designation of Supervisor	Not applicable	Designated by the permitting authority
Administrative Procedure	Construction may commence after notification is accepted	Construction may commence after permit approval

Table 2. Qualification Requirements for Demolition Supervision Personnel (Current System)

Category	Scope of Supervision Duties	Qualification Requirements
Supervision at Mandatory Inspection Points	Verification of critical processes related to structural stability and safety	Architect or senior engineer qualified to perform construction management (CM)
Supervision at Non-Mandatory Inspection Points	General construction processes and auxiliary supervision tasks	Architect, assistant architect, or construction engineer

작성 및 감리업무 등에 관한 기준」에 따라 구체화되어 있으며, 이는 해체공사 안전관리의 핵심 행정 기준으로 작용하고 있다(국토교통부, 2022.8.4).

그러나 이러한 자격 및 배치 기준은 해체공사의 위험도, 구조형식, 지하층 포함 여부, 인접 시설물 영향 등 공사의 특성을 충분히 반영하지 못하는 한계를 갖는다. 특히 소규모 해체공사에서도 고급 인력 중심의 감리 배치가 요구될 경우, 공사비 대비 감리비가 상대적으로 높게 산정되는 문제가 발생할 수 있으며, 이는 발주자 및 사업관리 측면에서 부담 증가 요인으로 작용한다. 해체공사 감리비 산정은 공사 규모 및 감리 방식에 따라 실비정액가산 방식 또는 요율 방식이 적용되며, 이 중 실비정액가산 방식의 적용 근거는 “엔지니어링사업대가의 기준”에 따른다(산업통상자원부, 2024.12.31).

또한 2024~2025년 법령 검토 결과, 감리자의 자격 요건과 감리비 산정 방식은 법령 차원에서 유지되고 있는 반면, 감리자 지정 절차만 일부 보완된 것으로 나타났다(국토교통부, 2025.6.2). 이는 제도 도입 이후 일정 수준의 안정화 단계에 진입했음에도 불구하고, 비용 효율성과 전문성 측면에서의 구조적 개선은 여전히 미흡함을 시사한다. 따라서 현행 감리제도의 운영 실태를 실증적으로 분석하고, 공사 특성을 반영한 감리제도 개선방안을 마련할 필요성이 크다.

2.3 국내 기타 감리제도 현황과 해체공사 감리의 차이점 분석

2.3.1 국내 공사 감리제도의 일반적 운영 특성

국내 감리제도는 공종별로 개별 법령에 근거하여 운영되며, 대체로 ① 공사 규모(연면적·공사비·층수 등) 기준의 단계화, ② 감리원 등급(초급~특급 등) 체계화, ③ 책임감리원·보조감리원 등 역할 분담, ④ 배치기간 및 상주/비상주 요건의 명확화라는

공통적인 설계 특성을 보인다. 예컨대 소방공사 감리제도는 특정소방대상물의 규모(연면적, 층수 등)에 따라 책임감리원과 보조감리원을 구분 배치하고 등급을 단계적으로 적용하는 구조를 갖는다.¹⁾ 전력 시설물 공사감리 또한 감리원 배치기준을 규정화²⁾ 하여, 공사 규모에 따라 감리 투입 수준을 조정하는 방식으로 운영된다.

이와 같은 타 공종 감리제도는 공사의 규모·난이도·리스크를 기준으로 감리 투입 수준을 조정하는 방향으로 설계되어 있어, 비용·품질·안전 간 균형을 도모하는 건설관리적 장치로 기능한다는 점이 특징이다. 감리비 산정체계의 비교·검토를 위해, 공공 건축공사의 대표적 대가기준인 「공공발주사업에 대한 건축사의 업무범위와 대가기준」을 참고 기준으로 활용할 수 있다(국토교통부, 2020.9.24).

2.3.2 해체공사 감리제도와외의 구조적 차이

해체공사 감리제도는 「건축물관리법」 체계 하에서 운영되며, 허가대상 해체공사에 대한 감리 의무를 부여하고 감리업무를 필수확인점 중심으로 설계한 점에서 ‘안전 확보’ 목적성이 강하다. 다만 타 공종 감리제도와 비교할 때 다음과 같은 구조적 차이가 나타나며, 이를 요약한 것은 Table 3과 같다.

(1) 배치기준의 단순화(면적 기준 중심)와 위험도 반영 한계

해체공사 감리는 면적(예: 3,000m² 기준) 중심의 구분으로 상주 감리원 수를 결정하는 경향이 강하여, 구조형식(철근콘크리트/조적/철골), 지하층 포함 여부, 인접시설 영향, 도심 민원·교통 조건 등 위험도 변수를 충분히 반영하기 어렵다. 반면 타 공종은 연면적·층수·공사비 등 복수 기준을 조합하여 배치 강도를 단계화하는 경향이 일반적이다.

1) 전력기술관리법 운영요령 [별표 2], 전력시설물공사 감리원배치기준(제25조 1항 관련)(산업통상자원부, 2024.10.15)

2) 소방시설공사사업법 시행령 [별표 4], 소방공사 감리원의 배치기준 및 배치기간(제11조 관련)(소방청, 2026.3.24)

Table 3. Comparison of Supervision Systems across Construction Sectors

Category	Demolition Works Supervision	Building Construction Supervision	Fire Protection Works Supervision	Electrical Works Supervision
Governing Legislation	Building Management Act	Building Act	Fire Facilities Construction Business Act	Electric Utility Act
Primary Objective	Safety assurance in demolition works	Quality and safety management during construction	Fire prevention and safety assurance	Safety and quality assurance of electrical facilities
Criteria for Supervision Applicability	Primarily based on demolition area (e.g., 3,000 m ²)	Gross floor area, number of stories, and building use	Gross floor area and number of stories	Project cost
Grading System for Supervision Personnel	Mandatory inspection-oriented, relatively rigid grading	Tiered system from junior to senior level	Tiered system from junior to senior level	Tiered system from intermediate to senior level
Resident / Non-Resident Supervision	High proportion of resident supervision	Differentiated by project characteristics	Differentiated by project scale	Differentiated by project cost
Characteristics of Qualification Requirements	Primarily architects and senior engineers	Architects and assistant architects	Fire protection engineers and technicians	Electrical engineers and technicians
Supervision Fee Calculation Method	Combination of actual cost plus fixed fee and rate-based method	Primarily rate-based	Primarily rate-based	Primarily rate-based
Method of Supervisor Designation	Designated by the permitting authority (procedural involvement)	Contracted directly by the client	Contracted directly by the client	Contracted directly by the client
Key Limitations	Potential imbalance between cost and effectiveness	Relatively stable system	Risk-based management well established	Rational linkage to project cost

(2) 자격체계의 경직성 및 업무범위 대비 전문성 매칭 한계
 타 공종 감리는 공종 특성에 맞춘 자격·등급 구성이 비교적 정교하게 운영되는 반면, 해체공사 감리는 필수확인점 중심으로 자격요건이 상향 고정되는 경향이 있어 소규모·저위험 공사에서도 고급 인력 투입이 요구되는 구조가 발생할 수 있다. 이는 비용 측면에서 매우 불리한 조건으로 작용하게 된다.

(3) 감리비 산정의 비용-효과 불균형 가능성
 타 공종 감리는 공사비 또는 규모에 연동된 요율·대가 산정 체계가 비교적 정리되어 있으며, 감리원 배치기준과 대가기준이 연계되는 경우가 많다. 반면 해체공사감리는 상주감리 요구가 결합될 때 실비정액가산 방식 적용 비중이 커져, 소규모 공사에서 공사비 대비 감리비 비율이 상대적으로 커질 수 있다는 문제가 설문·사례에서 반복적으로 제기된다.

(4) 감리자 지정 방식의 제도적 특수성

해체공사 감리는 허가권자(지자체) 지정 절차가 개입되며, 최근 시행규칙 개정으로 ‘관리자 지정 요청자 우선 지정’ 근거가 마련되는 등 절차적 보완이 이루어지고 있다. 이는 타 공종(발주자 직접 계약 중심)과 비교할 때 제도 운영의 공공성·절차성이 상대적으로 강조되는 특징으로 볼 수 있다.

설정·운영해 왔으며, 일정 규모 이상의 해체공사를 수행하기 위해 관련 허가·등록 등 제도적 관리가 요구된다. 또한 해체공사 수행 과정에서 안전 확보를 위해 특정 작업에 대해 작업주임자(作業主任者) 선임의 의무화하는 등 현장 안전관리 책임구조를 제도적으로 분명히 하고 있다(日本建設業連合会, 2021). 이는 해체공사의 위험성을 고려한 현장 안전관리 중심의 관리체계로 이해할 수 있다.

2.4 국외 해체공사 감리제도 비교

2.4.1 일본 해체공사 제도의 개요 및 특징

일본은 해체공사를 건설산업 제도 내에서 독립적으로 관리하기 위해 해체공사 업종을 별도 분류로

2.4.2 일본 제도의 시사점

일본의 경우 우리나라의 ‘해체공사 감리자’와 완전히 동일한 제도를 1:1로 대응시키기보다는, (A) 건

Table 4. Comparison between the Korean Demolition Supervision System and the Japanese Demolition Management Framework

Category	Korean Demolition Supervision System	Japanese Demolition Management Framework
Legal Basis	Building Management Act	Construction Business Act and occupational safety and health-related regulations
System Characteristics	Supervision-oriented management system	Industry segmentation combined with on-site responsibility-based management
Professional Specialization in Demolition Works	Centered on supervisor qualification requirements	Demolition works classified as a separate specialized industry
Supervision (Inspection) Functions	Review of demolition plans and inspection at mandatory checkpoints	Verification of compliance with design and construction plans
Responsibility For On-Site Safety Management	Primarily based on supervisory inspection	Centered on designated on-site work supervisors
Risk Management Approach	Uniform application based on area thresholds	Differentiated according to project scale and risk level
Workforce Deployment Structure	Potential requirement for continuous presence of senior personnel	Combination of specialized personnel and designated on-site managers
Cost Structure	High cost burden for small-scale projects	Cost structure differentiated by project scale
Operational Characteristics	Emphasis on administrative procedures and public control	Emphasis on on-site responsibility and specialization
Implications	Institutional rigidity in system operation	Balance between efficiency and accountability

설업 허가/등록 및 계약 질서(산업 구조 관리), (B) 해체공사 업종 분리(전문화·책임성 강화), (C) 현장 작업주입자 선임을 통한 안전관리 책임구조의 결합 형태로 제도를 이해하는 것이 타당하다(최수영·안용한, 2022; 日本国土交通省, 2016.6.1). 한국과 일본의 감리제도의 특징을 요약한 것은 Table 4와 같다.

이러한 구조는 해체공사의 특성을 반영하여 전문화(업종 분리)와 안전책임(작업주입자) 중심의 관리체계를 구축한다는 점에서 국내 제도 개선 논의에 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 해체공사 관리체계를 ‘건축사 중심 감리’ 단일 축으로 보기보다, 해체 전문 역량을 갖춘 인력·조직의 참여를 제도적으로 인정하는 방식이 가능하다. 둘째, 감리의 확인·기록 기능과 별개로, 공정·장비·위험요인을 통제하는 현장 안전책임 구조를 명확히 하는 것이 제도 실효성에 중요하다. 셋째, 소규모·저위험 공사와 대규모·고위험 공사를 동일 기준으로 관리하기보다는 위험도 기반의 차등화가 비용·효과 균형 측면에서 유리하다.

국내 해체감리제도는 안전 확보 목적에 충실한 구조로 설계되었으나, 운영 과정에서 비용과 전문성의 정합성 문제가 지속적으로 제기되고 있다. 일본 사례는 해체공사의 전문화를 제도적으로 수용하고, 현장 안전관리의 책임구조를 명확히 하는 방식으로 제도를 보완해 왔다는 점에서, 국내 제도 개선 방향(자격체계 유연화, 위험기반 배치기준, 감리비 산정의 정합성 확보)에 중요한 비교 근거를 제공한다.

3. 해체공사 감리제도의 문제점 분석

3.1 설문조사 개요

본 해체설문조사는 해체 관련 제도 운영 및 실무 현황에 대한 의견을 수렴하고, 향후 정책 개선과 제도 보완을 위한 기초자료를 확보하고자 실시하였으며, 조사 대상은 총 204명으로 구성되었다. 조사기

Table 5. Survey Respondents Overview

Ccategory	Number of Respondents	Percentage (%)
Total	204	100.0
Location		
Seoul	70	34.3
Gangwon	11	5.4
Chungcheong	19	9.3
Daegu-Gyeongbuk	44	21.6
Honam	23	11.3
Southeast	34	16.7
Jeju	3	1.5
Job Category		
Public Official	100	49.0
Architect	63	30.9
Professional Engineer	6	2.9
Demolition Contractor	32	15.7
Others	3	1.5

간은 23년 9월 부터 11월까지 이루어졌다. Table 5에서 보듯 수도권이 70명(34.3%)으로 가장 높은 비중을 차지하였으며, 이어 대경권 44명(21.6%), 동남권 34명(16.7%), 호남권 23명(11.3%), 충청권 19명(9.3%), 강원권 11명(5.4%), 제주권 3명(1.5%) 순으로 나타났다. 이는 수도권을 중심으로 하되 전국 권역별 의견이 고르게 반영된 조사로 볼 수 있다.

응답자의 담당업무별 구성은 공무원 100명(49.0%)으로 가장 큰 비중을 차지하였고, 건축사 63명(30.9%), 해체시공자 32명(15.7%), 기술사 6명(2.9%), 기타 3명(1.5%) 순으로 조사되었다. 전체적으로 공공부문 실무자와 민간 전문인력이 함께 참여함으로써, 해체 관련 행정 실무와 현장 전문성이 모두 반영된 조사 결과로 판단된다.

3.1.1 현행 해체감리자 지정범위 및 자격기준 검토

(1) 해체공사 감리제도의 주요 문제점 인식

설문조사 결과, 해체공사 감리제도의 가장 큰 문제점으로 Fig. 2에서 보듯 감리비용이 과다하다는 응

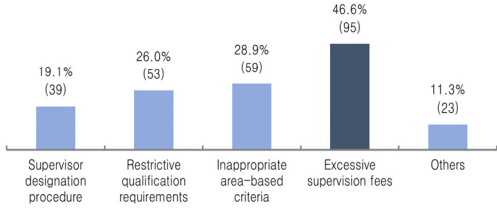


Fig. 2. Key Issues in the Demolition Supervision System

답이 46.6%로 가장 높게 나타났다. 다음으로는 감리원 배치 분류기준 면적(3,000m² 기준)이 적절하지 못하다는 응답이 28.9%, 감리자 자격 제한으로 대부분 건축사가 감리자로 선정된다는 응답이 26.0%로 조사되었다. 또한 허가권자(지자체장)가 감리자를 순번으로 지정하는 절차의 비합리성을 문제로 지적한 응답도 19.1%에 달하였다.

Table 6과 같이 응답자 유형별로 살펴보면, 건축사 집단(47.6%)은 감리원 배치 분류기준 면적의 비합리성을 가장 큰 문제로 인식한 반면, 공무원(57.0%)과 해체시공자(84.4%)는 감리비용 과다를 가장 심각한 문제로 인식하고 있는 것으로 나타났다. 이는 해체공사 감리제도가 이해관계자별로 상이한 부담과 인식을 초래하고 있으며, 특히 발주자·시공사 측면에서 비용 문제가 제도 운영의 핵심 쟁점임을 시사한다.

(2) 현행 해체공사 감리비용 수준에 대한 인식

현행 해체공사 감리비용 수준에 대한 인식 조사 결

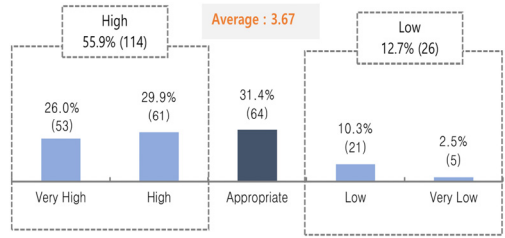


Fig. 3. Current Level of Demolition Supervision Fees

과는 Fig. 3에서 보는 바와 같이 ‘높다’ 또는 ‘매우 높다’고 응답한 비율이 55.9%로 나타난 반면, ‘낮다’ 또는 ‘매우 낮다’는 응답은 12.7%에 불과하였다. 이는 감리비 산정체계가 현장의 체감 비용 수준과 괴리가 크다는 점을 보여주는 결과로 해석할 수 있다.

담당업무별 인식 차이를 살펴보면, 해체시공자의 경우 감리비용 수준을 높게 인식하는 경향이 가장 강하게 나타났으며(평균 4.72점), 건축사는 상대적으로 감리비 수준을 낮게 인식하는 경향을 보였다. 이러한 결과는 감리비 산정체계가 이해관계자 간 갈등 요인으로 작용할 가능성이 있음을 시사한다.

(3) 상주감리원 자격 및 등급에 대한 인식

해체공사에 배치되는 상주감리원으로 적합한 전문가에 대한 질문에서는 Fig. 4에서 보는 바와 같이 건축사(58.8%), 기술사(48.0%), 해체공사 경험이 있는 기술인(45.1%) 순으로 응답이 나타났다. 그러나 응답자 유형별로는 인식 차이가 뚜렷하게 나타났

Table 6. Perceived Major Issues in the Demolition Supervision System by Respondent Group

Issue Category	Public Officials (n = 100)	Architects (n = 63)	Professional Engineers (n = 6)	Demolition Contractors (n = 32)
Supervisor Designation Procedure	13 (13.0%)	12 (19.0%)	1 (16.7%)	13 (40.6%)
Designation of Architects as Supervisors	27 (27.0%)	3 (4.8%)	3 (50.0%)	19 (59.4%)
Inappropriate Area-Based Criteria	23 (23.0%)	30 (47.6%)	-	6 (18.8%)
Excessive Supervision Cost	57 (57.0%)	6 (9.5%)	2 (33.3%)	27 (84.4%)
Other	3 (3.0%)	16 (25.4%)	1 (16.7%)	3 (9.4%)

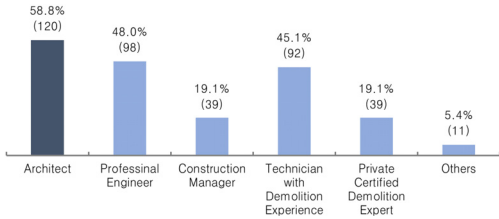


Fig. 4. Suitable Technical Grades for On-Site Supervisors

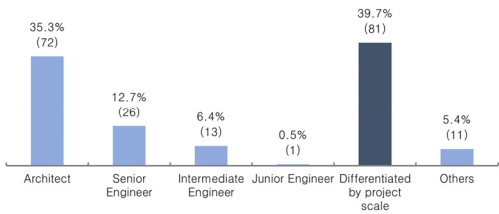


Fig. 5. Suitable Professionals for On-Site Supervision

다. 건축사의 경우 건축사 적합 응답이 87.3%로 매우 높았던 반면, 해체시공자는 해체공사 경험이 있는 기술인(87.5%)을 가장 적합한 전문가로 인식하였고, 공무원은 기술사(60.0%)를 가장 적합하다고 응답하였다.

또한 상주감리원으로 적합한 기술자 등급에 대한 질문에서는 Fig. 5와 같이 공사 규모에 따라 기술등급을 차등 적용해야 한다는 응답이 39.7%로 가장 높게 나타났으며, 다음으로 건축사(35.3%)가 뒤를 이었다. 이는 현행과 같이 상향 고정된 자격요건보다는, 공사 규모와 위험도를 고려한 유연한 자격 적용에 대한 요구가 크다는 점을 보여준다.

(4) 감리자 지정 방식 및 감리대가 산정 개선 요구

허가권자가 감리자를 지정하는 현행 방식에 대한 개선방안으로는 일정 자격을 갖춘 전문가로 지정 대상을 확대해야 한다는 응답이 42.6%로 가장 높게 나타났으며, 등록된 건축사를 무작위 또는 순번대로 지정해야 한다는 응답이 38.2%로 뒤를 이었다 (Fig. 6). 이는 현행 감리자 지정 방식이 전문성과 경

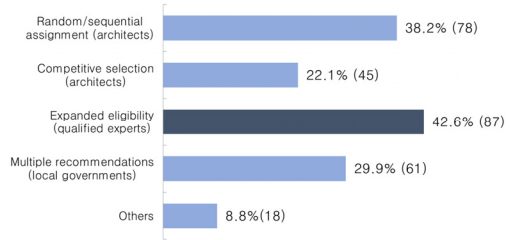


Fig. 6. Improvement Measures for the Current Supervision Fee Calculation

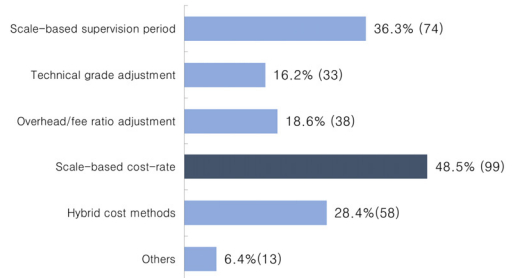


Fig. 7. Improvement Measures for the Supervisor Designation Process

험을 충분히 반영하지 못한다는 인식이 존재함을 의미한다.

감리대가 산정 방식에 대해서는 공사비 효율을 규모별로 현실화할 필요가 있다는 응답이 48.5%로 가장 높았으며, 감리원의 단계별 투입기간을 규모에 따라 조정해야 한다는 응답이 36.3%로 나타났다(Fig. 7). 이는 감리비 산정체계 역시 공사 특성을 충분히 반영하지 못하고 있음을 보여준다.

3.2 설문조사 결과의 종합적 시사점

설문조사 결과를 종합하면, 현행 해체공사 감리제도는 안전 확보라는 제도 도입 목적에도 불구하고, 감리자 자격의 경직성, 면적 기준 중심의 감리원 배치체계, 공사 규모 대비 과도한 감리비 부담이라는 구조적 한계를 지니고 있는 것으로 나타났다. 특히 소규모 해체공사에서 이러한 문제가 집중적으로 나타나며, 이는 제도 개선의 우선 대상으로서 소규모·

저위험 해체공사에 대한 차등적 관리체계 도입이 필요함을 시사한다. 이에 따라 본 연구는 다음의 개선 방향을 도출하였다.

첫째, 감리자 자격을 건축분야 중심에서 해체공사 특성을 반영한 다분야 전문인력 체계로 확대할 필요가 있다. 특히 지하층 포함 또는 인접 기반시설과 연계된 해체공사의 경우 토목·구조 분야 전문 인력의 참여를 제도적으로 인정하는 방향이 요구된다.

둘째, 감리원 배치기준은 단순 면적 기준이 아니라 공사 규모, 구조형식, 지하층 포함 여부, 주변 환경 위험도 등을 고려한 차등 기준으로 개선되어야 한다.

셋째, 감리자 지정 방식은 순번·무작위 방식에서 벗어나 일정 자격과 실적을 갖춘 전문가 풀 내에서 선택 또는 협의가 가능한 방식으로 개선함으로써 감리 품질과 책임성을 제고할 필요가 있다.

넷째, 감리비 산정체계는 상주·비상주 감리의 합리적 구분과 필수확인점 업무의 비용 중복 문제를 해소하는 방향으로 개선되어야 한다.

4. 감리제도 및 감리비 산정체계 개선안

설문조사 및 사례분석 결과를 종합하면, 해체공사 감리제도의 개선은 단일 요소의 조정이 아닌 감리자 자격, 배치기준, 감리비 산정체계를 연계한 종합적 접근이 필요함을 알 수 있음, 특히 감리비 지정 기준을 개선할 필요가 있음을 알 수 있다.

4.1 감리자 자격 체계 개선안

현행 해체공사 감리자 자격은 건축사 및 건설사업 관리수행이 가능한 특급기술인 중심으로 운영된다. 그러나 해체공사는 구조적 안정성 검토, 지하 구조물, 인접 기반시설 영향 등 복합 요소가 결합되는 공사로서, 공사 특성에 부합하는 전문성 매칭이 중요하다. 따라서 감리자 자격체계는 건축 분야 중심의 경직성을 완화하고, 해체공사 특성을 반영한 다분야

전문인력 참여를 확대하는 방향으로 개선될 필요가 있다. 특히 고위험 해체공사(지하층 포함, 인접 시설물 영향, 도심 밀집지역 등)는 분야별 전문성이 안전성과 직결될 수 있으므로, 자격 요건의 합리적 확대와 책임범위의 명확화가 병행되어야 한다.

4.2 감리원 배치기준 개선안

현행 해체 신고 및 허가 기준인 면적(500m²), 높이(12m), 층(3층) 중심의 배치기준은 해체공사의 위험도 변수를 충분히 반영하기 어렵다. 이에 따라 공사 규모뿐 아니라 구조형식, 지하층 포함 여부, 인접 시설물 영향, 장비·공법, 주변 민원·교통 조건 등을 반영한 위험기반 차등 기준으로의 전환이 필요하다. 또한 소규모·저위험 공사에 대해서는 비상주 감리 중심의 관리가 가능하도록 기준을 정교화하고, 대규모·고위험 공사에는 상주감리를 강화하는 이원화 운영체계를 도입하는 것이 합리적이다.

4.3 감리비 산정체계 개선안

감리비는 상주·비상주 감리의 업무 범위와 산정 논리를 명확히 구분하여야 하며, 필수 확인점 수행이 비용 중복 또는 과잉 산정으로 연결되지 않도록 제도 설계가 필요하다. 특히 동일 단지 내 다수동(건물) 해체가 이루어지는 경우 동(건물) 단위 지정·산정 방식은 감리 업무의 중복 수행을 유발할 수 있으므로, 단지 단위(통합) 감리를 허용하는 방식으로 제도 개선이 요구된다. 이는 감리의 생략이 아니라 동일·유사 업무의 반복 제거를 통해 비용 합리화를 달성할 수 있는 접근방법이며, 특히 단지개발과 같은 대규모 개발공사에 도입이 필요하다.

4.4 소규모 해체공사 감리비 사례분석

본 연구는 소규모 해체공사를 대표할 수 있는 10개 사례를 선정하여 분석하였다. 사례 선정은 사후적 유의성에 근거한 임의 추출이 아니라, 사전에 설

정한 객관적 포함·제외 기준에 따라 수행하였다. 구체적으로는 연면적, 공사일수, 해체공사계약금액, 감리비용이 모두 존재하는 완전자료만을 대상으로 하였고, 소규모 공사의 비교가능성을 확보하기 위하여 사례조사 44건중(김창학 외, 2023) 연면적 400~3,000m² 범위의 사례로 한정하였다. 또한 감리비용, 해체공사계약금액, 감리비/계약금액 비율에 대해 IQR 기준 이상치를 제거하고, 최소 감리비 효과가 과도하게 반영되는 초단기 공사를 배제하기 위하여 공사일수 7일 이상인 사례만 최종 분석에 포함하였다. 그 결과 Table 7과 같이 사례대상공사 10개를 선정했다.

이와 같이 선정된 10개 사례는 초소형 공사나 극단값의 영향을 배제하면서도 실제 소규모 해체공사의 비용 변이를 포함하는 비교가능한 사례군으로 볼 수 있다. 최종 표본의 평균 연면적은 1,122.8m², 평균 공사일수는 20.5일, 평균 해체공사계약금액은 163.21, 평균 감리비용은 11.23으로 나타났다. 또한 감리비용은 공사일수와 유의한 정(+)의 상관관계를 보였으며(r=.742, p=.014), 해체공사계약금액과도

유의한 정(+)의 관계를 나타냈다(r=.843, p=.002). 반면 연면적과의 관계는 통계적으로 유의하지 않았다(r=.146, p=.687). 이는 소규모 해체공사의 감리비가 단순 면적보다 실제 공사기간과 계약규모의 영향을 더 크게 받을 수 있음을 시사한다.

4.4.1 투입량 비례조정 모형에 따른 감리비 분석

기존 논의에서 제시되었던 절감 추정은 개별 동 단위 감리와 단지 단위 통합 운영 간의 총 투입 인·일수 차이에 기초하고 있다. 즉, Table 7의 사례조사에서 개별 운영 시 총 감리투입량이 20인·일 이를 기준해서 이를 단지 단위로 통합할 경우 7인·일 수준으로 축소될 수 있다고 가정하면, 총 감리비 역시 투입량에 비례하여 축소될 수 있다는 해석이 가능하다. 이 접근은 반복되는 현장 방문, 중복 보고, 동일 유형 검토업무 등이 통합 운영을 통해 상당 부분 제거될 수 있다는 전제에 기반한다. 다만 이러한 방식은 감리비 전부가 투입량에 비례하여 변동한다고 보는 점에서, 업무통합 효과의 상한적 추정에 해당한다는 점을 분명히 할 필요가 있다.

Table 7. Basic Characteristics of the Re-selected 10 Small-Scale Demolition Projects

Case No.	Gross Floor Area (m ²)	Construction Duration (Days)	Demolition Contract Amount (million KRW)	Supervision Fee
1	588	16	62.0	5.0
2	433	10	68.0	3.3
3	1,171	30	183.6	17.6
4	1,599	45	311.0	25.0
5	508	10	55.0	9.8
6	1,374	16	99.0	1.8
7	2,669	7	66.0	7.0
8	826	14	95.0	8.0
9	1,160	40	322.5	14.8
10	900	17	370.0	20.0
Average	1,122.8	20.5	163.21	11.23

Note 1: Cases were selected based on complete data availability, a gross floor area between 400 and 3,000m², exclusion of IQR-based outliers, and a construction duration of at least 7 days.

Note 2: Monetary units follow the notation used in the original attached dataset (Kim et al., 2023) (in Korean).

이와같은 투입량 비례조정 모형을 재선정된 10개 사례에 적용하면, 단지 단위 감리비는 개별 동 단위 감리비의 35% 수준으로 추정된다. 이에 따라 실제 감리비용 총합 112.3 백만원은 단지 단위 운영 시 39.31 백만원으로 감소하고, 총 절감액은 73.0 백만 원으로 나타난다. 이는 업무통합 효과가 충분히 실현되고, 감리비가 총 투입량 변화에 거의 비례하여 조정된다는 조건하에서 도출되는 결과로 이해할 수 있다. 따라서 본 결과는 단지 단위 감리의 제도 도입이 가질 수 있는 최대 수준의 비용절감 가능 범위를 보여주는 참고치로 해석하는 것이 적절하다.

그러나 실제 감리업무는 현장 상주·순회 확인과 같은 투입형 업무만으로 구성되지 않는다. 착수보고, 행정협의, 기본 검토, 결과 정리 및 보고서 작성 등 공사규모와 무관하게 일정 수준 유지되는 업무가 존재하므로, 비용 전체가 투입 인·일수와 완전히 동일한 비율로 축소된다고 보는 데에는 한계가 있다. 따라서 투입량 비례조정 모형은 통합감리의 효과를 설명하는 데 유용하나, 정적적 기준값으로 바로 채택하기보다는 후술하는 분해모형과 함께 해석할 필요가 있다.

4.4.2 고정비-변동비 분해모형에 따른 감리비 추정

고정비-변동비 분해모형에 기반한 단지 단위 감리비 추정 보다 현실적인 추정을 위하여 본 연구는 감리비를 하나의 총액으로 보지 않고, 고정비와 변동비로 분해하여 해석하였다. 여기서 고정비는 착수, 행정처리, 기본 검토, 보고서 작성 등 공사 규모와 무관하게 일정하게 발생하는 비용을 의미하며, 변동비는 현장 투입, 확인, 반복 업무 등 공사기간이나 계약 규모에 따라 증가하는 비용을 의미한다. 이러한 접근은 통합감리의 실질적 절감 대상이 비용 전체가 아니라, 주로 중복 가능한 변동비 부분이라는 점을 반영한다는 점에서 학술적·실무적 타당성이 높다.

Table 7의 사례를 대상으로 감리비용을 종속변수, 공사일수를 독립변수로 하여 단순선형회귀분석을

수행한 결과, 감리비용은 다음과 같은 선형식으로 근사되었다.

$$\text{감리비} \approx 2.295 + 0.436 \times \text{공사일수} \quad (1)$$

위 식 (1)에서 상수항 2.295는 고정비 성격(기저비용)의 비용으로, 0.436×공사일수는 공사 진행에 따라 확대되는 변동비 성격의 비용(한계비용)으로 해석할 수 있다. 만약 단지 단위 감리를 통해 반복되는 현장 업무가 통합된다면, 감소 대상은 비용 전체가 아니라 주로 변동비 부분이 된다. 따라서 통합 운영 시 감리비는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} &\text{단지 단위 감리비} \\ &\approx 2.295 + 0.35 \times (0.436 \times \text{공사일수}) \end{aligned} \quad (2)$$

이 식 (2)를 적용할 경우 평균 절감률은 약 51.7%로 나타났다. 이는 투입량 비례조정 모형에서 도출되는 상한 추정보다 낮지만, 고정비의 존재를 반영한 보다 현실적인 수치라고 볼 수 있다.

동일한 방식으로 해체공사계약금액을 기준으로 감리비용을 설명하면 다음과 같이 식 (3)의 관계가 도출된다.

$$\text{감리비} \approx 2.669 + 0.0525 \times \text{해체공사계약금액} \quad (3)$$

여기서 상수항 2.669는 고정비 성격의 비용, 0.0525×해체공사계약금액은 계약규모 증가에 따라 확대되는 변동비 성격의 비용으로 해석할 수 있다. 이 모형에서도 변동비만 35% 수준으로 축소한다고 가정하면 평균 절감률은 약 49.6%로 나타났다. 공사일수 기준 모형과 계약금액 기준 모형이 각각 51.7%와 49.6%의 유사한 결과를 보였다는 점은, 단지 단위 감리의 현실적 절감효과가 대체로 약 50% 전후 범위에서 형성될 가능성이 높음을 시사한다.

4.4.3 단지 단위 감리 적용에 따른 분해모형 기반 추정

이상의 결과를 바탕으로 본 연구는 단지 단위 감리의 비용효과를 제시할 때, 투입량 비례조정 모형과 고정비-변동비 분해모형이라는 두 가지 추정틀을 구분하여 사용하였다. 전자는 업무통합 효과가 최대 수준으로 실현되는 경우의 상한적 추정이며, 후자는 고정비의 잔존을 전제로 한 보다 현실적인 추정이다. 이에 따라 Table 8에서는 실제 감리비용을 기준으로 두 모형의 추정 결과를 병렬적으로 제시하였다.

Table 8에서 확인할 수 있듯이, 재선정된 10개 사례의 실제 감리비용 총합은 112.30 백만원이며, 투입량 비례조정 모형을 적용할 경우 총 감리비는 39.31 백만원로 감소하고, 총 절감액은 73.0 백만원으로 나타난다. 반면 고정비-변동비 분해모형에 기반한 추정에서는 총 감리비가 56.15 백만원으로 감소하고, 총 절감액은 56.15 백만원으로 분석된다. 전

자가 업무통합 효과가 충분히 실현되는 경우의 상한적 결과라면, 후자는 고정비의 존재를 고려한 현실적 추정치로 볼 수 있다. 즉, 단지 단위 감리 도입에 따른 비용절감 효과는 충분히 존재하되, 이를 해석할 때에는 감리비 구조를 어떻게 가정하느냐에 따라 결과의 수준이 달라질 수 있음을 보여준다.

또한 이러한 결과는 단지 단위 감리가 감리의 기능을 약화시키거나 안전조치를 생략하는 것이 아니라, 반복되는 현장 방문, 중복 보고, 동일 유형 검토업무의 반복 등을 통합함으로써 변동비 성격의 비용을 줄이는 구조임을 전제로 한다. 따라서 본 연구가 제시하는 비용절감 효과는 “감리 축소”가 아니라 “감리 운영 방식의 합리화”를 의미하며, 소규모 해체공사에서 비용 효율성과 제도 실효성을 동시에 확보할 수 있는 제도적 대안으로 이해될 수 있다.

Table 8. Comparison of Building-Level Supervision Fees and Complex-Level Supervision Fees

Case No.	Actual Supervision Fee (A)	Estimated Complex-Level Supervision Fee under the Input-Proportional Adjustment Model (B=A×0.35)	Cost Savings (A-B)	Estimated Complex-Level Supervision Fee under the Fixed-Variable Cost Decomposition Model (C=A×0.50)	Cost Savings (A-C)
14	5.0	1.75	3.25	2.50	2.50
15	3.3	1.16	2.15	1.65	1.65
16	17.6	6.16	11.44	8.80	8.80
20	25.0	8.75	16.25	12.50	12.50
21	9.8	3.43	6.37	4.90	4.90
22	1.8	0.63	1.17	0.90	0.90
23	7.0	2.45	4.55	3.50	3.50
27	8.0	2.80	5.20	4.00	4.00
28	14.8	5.18	9.62	7.40	7.40
32	20.0	7.00	13.00	10.00	10.00
Total	112.30	39.31	73.00	56.15	56.15
Average	11.23	3.93	7.30	5.62	5.62

Note 1: The input-proportional adjustment model represents an upper-bound estimate based on the assumption that total supervision input is reduced from 20 person-days to 7 person-days under complex-level operation.

Note 2: The fixed-variable cost decomposition model is a simplified policy estimate reflecting the average reduction rates derived from the regression models based on construction duration (51.7%) and contract amount (49.6%).

Note 3: Monetary units follow the notation used in the original attached dataset.

Source: Prepared by the author based on the attached raw data (Kim et al., 2023) (in Korean).

5. 결론

본 연구는 해체공사 감리제도의 운영 실태를 설문 조사와 사례분석을 통해 실증적으로 검토하고, 국내외 제도 비교를 바탕으로 제도 개선방안을 제시하였다. 연구 결과, 현행 해체공사 감리제도는 해체공사의 안전 확보를 위한 제도적 기반을 형성하였다는 점에서 의미가 있으나, 소규모 해체공사에 적용되는 과정에서는 비용 효율성과 전문성 적합성 측면에서 구조적 한계를 지니는 것으로 나타났다. 특히 연면적 기준 중심의 감리원 배치와 개별 동 단위 지정·산정 구조는 동일 단지 내 다수 동이 반복적으로 해체되는 경우에도 감리 업무를 개별적으로 중첩 수행하게 만들어, 실제 위험 수준 대비 과도한 비용 부담을 유발할 가능성이 있는 것으로 분석되었다.

이와 같은 문제를 구체적으로 검토하기 위하여, 본 연구는 실제 사례조사자료 44건 중 객관적 선정기준을 충족하는 소규모 해체공사 10건을 재선정하여 분석하였다. 그 결과 감리비용은 단순 연면적보다는 공사일수와 해체공사계약금액과 더 밀접한 관련성을 보였으며, 이는 현행 면적 중심 감리기준이 소규모 해체공사의 실제 업무량과 비용구조를 충분히 반영하지 못할 수 있음을 시사한다. 따라서 소규모 해체공사의 감리비 산정은 단순 면적 중심 기준에서 벗어나 공사기간, 계약규모, 위험도 등 실질적인 업무 부하를 함께 고려하는 방향으로 개선될 필요가 있다.

또한 본 연구는 단지 단위 감리의 비용효과를 설명하기 위하여 두 가지 추정틀을 제시하였다. 첫째, 투입량 비례조정 모형은 개별 운영 대비 단지 단위 운영 시 총 투입량이 크게 줄어드는 경우를 가정한 것으로, 통합 운영의 상한적 효과를 보여준다. 둘째, 고정비·변동비 분해모형은 감리비용이 고정비와 변동비로 구성된다는 점을 전제로, 통합 운영 시 주로 변동비가 축소된다고 해석하는 현실적 접근이다. 분석 결과, 전자의 경우 총 감리비는 112.30 백만원에서

39.31 백만원로 감소하였고, 후자의 경우 56.15로 감소하는 것으로 나타났다. 이는 단지 단위 감리가 상당한 비용절감 가능성을 가지되, 그 효과는 가정하는 비용구조에 따라 상한적 결과와 현실적 결과로 구분하여 해석해야 함을 의미한다.

이러한 결과는 단지 단위 감리가 감리 기능의 축소를 의미하는 것이 아니라, 반복적인 현장 확인, 중복 행정절차, 동일 유형 검토업무의 반복을 줄임으로써 운영 효율을 높이는 제도적 장치가 될 수 있음을 보여준다. 즉, 소규모 해체공사에서 단지 단위 감리를 허용할 경우, 안전 확보라는 제도의 본래 목적을 훼손하지 않으면서도 비용 부담을 실질적으로 완화할 수 있는 가능성이 확인되었다.

따라서 본 연구는 해체공사 감리제도의 개선 방향으로 첫째, 감리자 자격 체계의 유연화와 다분야 전문성 반영, 둘째, 위험도와 공사 특성을 고려한 감리원 배치기준 도입, 셋째, 동일 단지 또는 유사 공정에 대한 단지 단위 감리 허용, 넷째, 고정비와 변동비를 반영한 합리적 감리비 산정체계 구축을 제안하였다. 이러한 개선이 이루어진다면 해체공사의 안전 확보라는 제도의 본래 목적을 유지하면서도, 소규모 공사에 대한 비용 부담을 완화하고 제도의 실효성과 수용성을 함께 높일 수 있을 것으로 기대된다.

다만 본 연구의 비용 추정은 실제 관측된 감리비용을 기준으로 대안적 운영방식의 효과를 분석한 것으로서, 동일 현장에 대한 개별 감리와 단지 단위 감리의 실질행비용을 직접 비교한 것은 아니라는 점에서 한계를 가진다. 향후 연구에서는 동일 또는 유사한 해체공사를 대상으로 개별 운영비와 통합 운영비의 직접 관측자료를 추가 확보함으로써, 보다 엄밀한 실증 검증으로 확장할 필요가 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 실제 사례자료를 기반으로 단지 단위 감리의 현실적 비용절감 가능 범위를 제시하고, 제도 개선 논의를 정량적으로 보강하였다는 점에서 학술적·정책적 의의를 가진다.

참고문헌

1. 국토교통부(2020.9.24), “공공발주사업에 대한 건축사의 업무범위와 대가기준” 제2020-635호.
2. 국토교통부(2022.8.4), “건축물 해체계획서의 작성 및 감리업무 등에 관한 기준” 제2022-446호.
3. 국토교통부(2025.6.2), “건축물관리법 시행규칙”(제13조 관련) 제1495호.
4. 김창학·윤석현·박성진·이정훈·최민수(2023), 「건축물 해체 관련 행정절차 개선에 관한 연구」, 진주: 경상국립대학교 산학협력단, 국토교통부.
Kim, C. H., S. H. Youn, S. J. Park, J. H. Lee and M. S. Choi (2023), *A Study on the Improvement of Administrative Procedures Related to Building Demolition*, Industry-Academic Cooperation Foundation, Jinju: Gyeongsang National University, Ministry of Land, Infrastructure and Transport, Republic of Korea (in Korean).
5. 김창학·정명식·윤석현(2025), “해체계획서 신고대상 해체 공사의 행정절차 간소화 방안”, 「한국건설관리학회 논문집」, 26(2): 12~19.
6. 남일우·이성일(2025), “국내 건축물 해체공사의 재해 현황 분석 및 안전관리 개선에 관한 연구”, 「한국재난정보학회논문집」, 21(2): 486~492.
7. 박성식·이성복·신상훈(2011), “원가계산방식에 의한 다가구임대주택 해체공사비 예측”, 「LHI Journal」, 2(4): 415~427.
8. 박성호·이기세·김종찬(2025), “서울시 건축주-감리자 계약자료 기반 해체감리비 결정 주요 변수 및 적정 수준 분석”, 「한국구조물진단유지관리공학회 논문집」, 29(4): 54~59.
9. 산업통상자원부(2024.10.15), “전력기술관리법 운영요령: 별표 2. 전력시설물공사 감리원 배치기준”, 제25조 제1항.
10. 산업통상자원부(2024.12.31), “엔지니어링사업대가의 기준” 제2024-217호.
11. 소방청(2026.3.24), “소방시설공사업법 시행령: 별표 4. 소방공사 감리원의 배치기준 및 배치기간”, 제11조.
12. 신현중·박옥남(2025), “건축물 해체공사 안전관리체계 개선에 관한 연구”, 「한국재난정보학회논문집」, 21(1): 24~116.
13. 심유경·정재욱·이재현·정재민(2020), “건축물 구조 유형을 고려한 해체공사 표준시방 개선의 필요성 연구: 허가 및 신고대상 해체공사를 중심으로”, 「한국건설관리학회 논문집」, 21(6): 66~74.
14. 이현숙(2023), “노후 조적조 건축물 해체공사 정책에 관한 연구”, 석사학위논문, 서울시립대학교.
15. 장재운(2021), “건축물 해체에 관한 공법적 허가체계 연구”, 석사학위논문, 서울대학교.
16. 주관수·김갑성(2013), “가로주택정비사업의 활성화 방안에 관한 연구: 주민수요와 제도적 제약을 중심으로”, 「국토계획」, 48(6): 241~255.
17. 최수영·안옥한(2022), “건축물 해체공사 안전관리 제도 개선방안에 관한 연구: 한국과 일본의 제도 비교를 중심으로”, 「한국건축시공학회지」, 22(4): 345~353.
18. 최혜미·김주형·이성복(2010), “도심 재생 종합 사업관리 시스템의 개념 및 개발”, 「LHI Journal」, 1(1): 9~17.
19. 허진영(2020), “해체허가제도 기반 해체공사 안전관리계획 수립에 관한 연구”, 석사학위논문, 경희대학교.
20. 日本建設業連合会(2021), 「建築物解体工事安全施工指針・同解説」, 東京: 建設物価調査会.
21. 日本国土交通省(2016.6.1), “建設業法の一部を改正する法律(平成26年法律第55号)の施行に伴う解体工事業の新設案内”.

요약

도시재개발 및 재건축 사업의 확대에 따라 해체공사의 중요성이 지속적으로 증대하고 있다. 해체공사는 구조적 불확실성뿐만 아니라 인접 건축물 및 기반시설에 대한 영향, 다양한 안전·환경상 위험을 수반하므로 체계적인 관리와 전문적인 감리가 요구된다. 우리나라는 「건축물관리법」에 따라 해체공사 감리제도를 운영하고 있으나, 감리자 자격기준, 감리원 배치기준, 감리비 산정체계 측면에서 여전히 한계를 보이고 있으며, 특히 소규모 공사에서는 감리비 부담이 과도하게 발생하는 문제가 있다. 본 연구는 현행 해체공사 감리제도의 구조적 한계를 분석하고, 건설관리 관점에서 개선방안을 제시하는 것을 목적으로 하였다. 이를 위해 관련 법령과 제도적 틀을 검토하고, 설문조사와 사례분석을 통해 감리 운영 실태와 비용구조를 분석하였다. 분석 결과, 획일적인 감리기준은 소규모 공사의 비용 부담을 증가시키며, 감리비는 연면적보다 공사일수와 해체공사계약금액에 더 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났다. 또한 시나리오 분석 결과, 동일 사업구역 내 통합감리를 적용할 경우 감리비는 상한적으로 약 65~70% 절감될 가능성이 있으며, 고정비와 변동비를 구분한 모형에서는 보다 현실적으로 약 50% 수준의 절감효과가 가능한 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 유연한 자격기준, 위험도 기반 배치기준, 사업구역 단위 통합감리, 그리고 보다 합리적인 감리비 산정체계의 도입 필요성을 시사한다.

주제어: 해체공사, 해체공사 감리, 감리비 산정, 통합감리

「토지주택연구」 발간 및 편집규정

2010. 07. 23 제정
2012. 02. 27 수정
2016. 08. 01 개정
2020. 01. 17 개정
2020. 08. 04 개정
2020. 12. 04 개정
2021. 07. 22 개정
2022. 03. 25 개정
2022. 12. 28 개정
2023. 03. 24 개정
2023. 12. 22 개정
2024. 01. 18 개정
2024. 06. 30 개정
2025. 03. 21 개정
2025. 08. 21 개정

제 1 장 투 고

제 1 조 (원고의 대상 및 종류)

1. 「토지주택연구」(영문명 「Land and Housing Review」)는 국토, 주택 및 도시관련 분야의 연구성과를 수록하는 전문 학술지로서, 논문을 게재하는 것을 원칙으로 한다. 논문은 창의적인 연구결과 및 일정한 주제에 관한 연구성과·동향·전망을 학술논문의 형식에 따라 기술한 것을 말한다.
2. 논문은 연구논문과 실용논문으로 구분한다. 연구논문은 일반적 학술논문이며, 실용논문은 실무현장의 다양한 문제점을 검토하고 실증을 통해 그 해결방안을 제시하는 제반 논문을 말한다.

제 2 조 (원고의 분량)

1. 논문의 분량은 그림 및 표를 포함하여 A4 용지 2단 편집 10매 내외로 한다.
2. 원고 분량이 본 규정보다 지나치게 초과 또는 미달하는 경우에는 본지 편집위원회가 투고자에게 조정을 요구할 수 있으며, 투고자는 이에 따라야 한다.

제 3 조 (원고의 작성)

1. 모든 원고는 본지의 원고작성 방법에 따라 작성하여야 한다.
2. 원고의 작성 언어는 국문 또는 영문을 원칙으로 한다.
3. 원고는 워드프로세서(한글 또는 word)를 이용하여 A4용지에 작성함을 원칙으로 한다.
4. 원고는 키워드까지는 1단으로, 본문부터는 2단으로 편집한다.

제 4 조 (원고의 접수)

1. 원고는 논문투고시스템을 통해 수시로 접수하며, 원고가 접수된 일자를 원고접수 일자로 한다.

2. 논문 투고자는 논문투고시스템에 논문제목, 논문개요, 키워드, 저자, 참고문헌, 본문을 등록해야 한다.
3. 접수된 원고 중 투고규정 및 원고작성 방법에 의거해 작성하지 않은 원고는 본지 편집위원회에서 저자에게 수정 및 보완을 요구할 수 있고, 투고자는 이에 따라야 한다.

제 5 조 (투고 논문)

1. 투고자는 투고시 다음과 같은 사항이 포함된 경우 관련 정보 등을 제출하여야 한다.
 - 가. 저자 및 논문과 관련된 이해관계로 인하여 논문 결과 및 게재에 영향을 미칠 수 있는 이해상충 정보가 포함된 경우
 - 나. 공동저자로 특수관계인(연구자가 미성년자(만19세 이하인 자) 또는 가족(배우자, 자녀 등 4촌 이내))이 포함된 경우
2. 투고자는 인권, 생명윤리, 환경보호에 대한 보편성을 확보하도록 투고 원고를 기술해야 한다.
3. 투고자는 투고 원고가 젠더 혁신 정책에서 추천하는 가이드라인을 준수하도록 하고, 연구주제와 기술 방법, 결과 등을 점검하여야 한다.

제 2 장 원고작성 방법

제 6 조 (논문의 구성)

1. 국문논문의 구성
 - 가. 국문논문의 경우, 국문제목, 영문제목, 국문저자명, 영문저자명, 영문요약(Abstract), 영문주제어(Keywords), 본문(서론, 본론, 결론), 참고문헌, 국문요약, 국문주제어, 부록 등의 순서로 구성한다. 단, 부록은 필요한 경우에 한하여 작성한다.
 - 나. 저자의 소속 및 직위는 논문 첫 페이지의 하단에 각주로 작성하되, 국문으로 작성한다.
2. 영문논문의 구성
 - 가. 영문논문의 경우, 영문제목(Title), 영문저자명(Authors), 영문요약(Abstract), 영문 키워드(Keywords), 본문(Body), 참고문헌(References), 국문요약, 국문주제어, 부록(Appendix) 등의 순으로 구성한다.
 - 나. 저자의 소속 및 직위는 논문 첫 페이지의 하단에 각주로 작성하되, 영문으로 작성한다.

제 7 조 (논문제목의 표기)

1. 논문제목은 연구내용을 간결하고 명확하게 표현할 수 있도록 기재한다.
 - 가. 국문논문의 경우, 국문제목을 먼저 작성하고, 아래에 영문제목을 작성한다. 한자 또는 영어로 표기하지 않으면 의미 전달이 곤란한 경우에는 괄호 안에 한자 또는 영어를 병기한다.
 - 나. 영문논문의 경우, 영문제목(부제목 포함)의 첫 글자는 대문자로 시작한다. 제목 내의 단어는 전치사와 접속사, 관사를 제외하고는 첫 글자를 대문자로 시작한다.
예: Schematic Layout Design Process for Apartment Dwelling
2. 논문에 부제목이 있는 경우, 국·영문 논문 공히 주제목 다음에 ‘:’을 표기하고 부제목을 기재한다.

제 8 조 (저자의 표기)

1. 논문 제목 아래에 저자명을 기재함을 원칙으로 한다.
 - 가. 국문논문의 경우, 저자의 국문이름을 먼저 기재하고, 아래에 영문이름을 기재한다.
 - 나. 영문논문의 경우, 저자의 영문이름을 기재한다.
2. 표기 방법
 - 가. 영문저자명은 이름, 성의 순서로 기재한다. (예: Gildong Hong, Gil-Dong Hong)
 - 나. 저자가 복수일 경우, 주 저자(main author)가 맨 앞에 오도록 한다. 저자명의 오른쪽 어깨에 *, **, ***, ... 을 표기하고, 저자와 저자 사이에 가운뎃점(·)을 넣어 구분한다.
3. 토지주택연구 심사규정 제6조 제3항에서 정하는 심사결과가 게재가 또는 수정후게재로 판정된 이후에는 저자를 추가하거나 삭제할 수 없으며, 저자의 유형도 변경할 수 없다.
4. 심사결과가 게재가 또는 수정후게재로 되기 전에 저자를 추가하거나 삭제 또는 유형 변경을 하고자 할 때에는 [별표 1]*의 논문저자 수정요청서를 제출하여야 한다.

제 9 조 (저자의 소속 및 직위 표기)

1. 논문 첫 페이지 하단에 각주로 표기하며 *, **, ***, ... 을 표기하여 구분한다.
2. 모든 저자는 소속기관과 직위를 표기하고 주저자와 교신저자의 경우 연락처(E-mail주소)와 함께 표시한다.
3. 표기방법
 - 가. 국문
 - 1) 토지주택연구원 경영정책연구실 연구원(주저자: First Author@lh.or.kr)
 - 2) 토지주택대학교 공공정책학과 교수(교신저자: Corresponding@lh.or.kr)
 - 3) 토지주택연구원 건설환경연구실 연구위원
 - 나. 영문
 - 1) Research Fellow, Dept. of Administration & Policy Research, Land & Housing Institute (First Author: Main@lh.or.kr)
 - 2) Professor, Dept. of Public Policy, Land & Housing College (Corresponding Author: Correspond@lh.or.kr)
 - 3) Senior Research Fellow, Dept. of Civil & Environ. Research, Land & Housing Institute

제 10 조 (영문요약(Abstract) 및 국문요약 작성)

1. 영문요약(Abstract) 및 국문요약은 연구목적, 연구방법, 연구결과, 연구의 시사점, 향후 연구방향 등을 중심으로 작성한다.
2. 영문요약은 상단 좌측에 ‘Abstract’으로 기재하고 200단어 내외로 작성한다.
3. 국문요약은 상단 중앙에 ‘요약’으로 기재하고 700자 내외로 작성한다.

제 11 조 (주제어(Keywords) 표기)

1. 영문요약 하단에는 ‘Keywords’라고 기재하고 콜론(:)을 표기한 후 5개 내외의 영문주제어를 작성한다.

2. 국문요약 하단에는 ‘주제어’라고 기재하고 콜론(:)을 표기한 후 5개 내외의 국문주제어를 작성한다.

제 12 조 (본문 작성방법)

1. 본문은 학술논문의 통상적인 전개방식에 따라 작성한다.
2. 원고의 읽기와 교정이 용이하도록 용지의 상하좌우 및 행간에 여백을 두어야 한다.
3. 각주는 반드시 본문 해당면의 하단에 위치하도록 한다.
4. 본문의 단락 처음에는 들여쓰기(10pt)를 한다.

제 13 조 (표기 언어 및 표기 방법)

1. 국문원고의 경우, 의미전달 상 필요한 경우에 한하여 한자 및 외래어를 괄호 안에 표기할 수 있다.
2. 목차 및 본문의 장, 절, 항 등의 번호 전개는 1., 1.1, 1.1.1, 1), (1), ①의 순으로 한다.
3. 장 타이틀은 위와 아래 각각 1행씩을 비우고, 절 타이틀은 위만 1행을 띄우고, 항 타이틀은 행을 비우지 않는다.
4. 숫자는 아라비아 숫자를 사용하고, 모든 단위는 미터법을 사용한다.

제 14 조 (표 및 그림)

1. 표 및 그림의 제목과 내용은 영문으로 작성한다.
2. 표 번호는 Table 1, Table 2의 순으로 표 상단 좌측에 제목과 함께 명기한다.
3. 그림 또는 사진 번호는 Fig. 1, Fig. 2의 순으로 그림 하단의 중앙에 제목과 함께 명기한다.
4. 본문에 들어가는 도표 및 사진은 수정 없이 바로 인쇄할 수 있도록 작성하여 제출한다. 특별한 경우를 제외하고 컬러인쇄를 하지 않으므로 이에 유의하여 흑백으로 인쇄하여도 식별이 가능하도록 한다.
5. 인용한 도표 및 사진의 경우에는 자료의 출처를 영문으로 작성한다. 국문자료인 경우 영문으로 번역한 출처 마지막에 ‘(in Korean)’을 추가한다.
6. 국문논문은 참고문헌에 표, 그림 출처 문헌을 국문과 영문으로 각각 작성한다. 영문 전환 후 마지막에 ‘(in Korean)’을 추가한다. 영문논문은 영문만 작성한다.

제 15 조 (인용문헌, 각주 및 참고문헌 표기법)

1. 인용문헌

가. 본문 중에 인용문헌은 다음과 같이 저자와 발표년도를 기재한다. 단, 필요한 경우에는 인용한 쪽수 (page)를 밝힐 수 있다.

- ① 단독연구: 장병권(2000)에 의하면 …, Smith(1992, 82~83)는 …, 이들 연구(유승호, 1996; 임창호, 1998)에 의하면 …, … 라는 견해도 있다(황혜선, 1999: 25~27).
- ② 공동연구(2명인 경우): 김주찬·민병일(2003)에 의하면 …, Getis and Ord(1992)는 …, … 라고 말하고 있다(Howe and Linaweaver, 1967; Weeks and McMahon, 1973).
- ③ 공동연구(3명 이상인 경우): 이동필 외(2001)는 …, … 라고 지적하였다(Maidment et al., 1985).

나. 국문 저자명은 성과 이름을 다 밝히고, 영문저자명은 성만 기재한다. 일본 저자명은 국문 저자명의 표기방법에 준한다.

2. 각주

- 가. 본문 중에 부연 설명을 필요로 하는 내용이 있을 경우, 해당 내용의 마지막 글자 오른쪽 어깨에 일련 번호(예: 1), 2), 3), ...)를 붙이고, 해당 페이지 하단에 각주로 처리한다.
- 나. 각주에서 자료 출처를 밝힐 경우, 표기방법은 인용문헌 작성방법에 준한다.

3. 참고문헌

- 가. 본문에 인용된 문헌만 참고문헌 목록에 표기한다.
- 나. 참고문헌은 원어로 표기함을 원칙으로 하되, 영문문헌을 제외한 모든 문헌은 영문을 병기하여야 한다.
- 다. 국문 참고문헌을 가나다순으로 먼저 열거한 후 동양문헌을 기재한다. 그다음 서양문헌을 알파벳순으로 나열한 후, 인터넷 사이트를 기재한다.
- 라. 논문의 경우, 저자, 출판년도, 제목, 학술지명 및 페이지를 밝히고, 논문 제목은 “ ”안에 넣는다. 학술지명은 「 」(국문 및 동양문헌) 또는 이탤릭체(서양문헌)로 표시한다.
- 마. 단행본의 경우, 저자, 출판년도, 서명, 출판지: 출판사의 순으로 기록하고, 서명은 「 」(국문 및 동양문헌) 또는 이탤릭체(서양문헌)로 표시한다.
- 바. 동일한 저자의 문헌은 연대순으로 나열하고, 동일한 연도의 문헌이 2개 이상 있을 경우에는 순서에 따라 연대 뒤에 a, b, c ...를 기입한다.
- 사. 서양문헌의 첫 번째 저자는 성, 이름순으로 표기하며 두 번째 저자부터는 이름, 성순으로 표기한다.
- 아. 저자가 복수일 경우, 모든 저자를 다 밝힌다.
- 자. 영어논문에서 참고문헌 중 국문학술지명을 표기할 때 학술지 고유의 영어명으로 표기하는 것을 원칙으로 한다. 만일, 고유한 영어학술지명이 없는 경우에는 한글 학술지명을 소리나는 대로 적고 괄호속에 학술지명을 영어로 번역하여 표기한다.
- 차. 한글논문 또는 국문단행본을 영어논문에서 표기할 경우 논문명·단행본명을 영어로 번역한 후 말미에 (in Korean)을 추가하여 한글로 된 참고문헌임을 표기한다.
- 카. 생성형 AI를 이용한 경우, 기관명, 일자, 제목(버전)[Large language model], URL 순으로 표기한다.
- 타. 이상 참고문헌 작성요령의 예시는 아래와 같다.

[단행본]

- ① 국문단행본: 저자(출판년도), 「도서명」, 출판지: 출판사.
- 노용희(1987), 「한국의 지방자치」, 서울: 녹원출판사.
- ② 영문단행본: 저자 (출판년도), 도서명(이탤릭체), 출판지: 출판사.
- McShane, W. (1990), *Traffic Engineering*, Englewood Cliffs: Prentice Hall.

[공저에서 특정 저자의 글(캡터)]

- ③ 국문 단행본 캡터 인용: 저자(출판년도), “제목”, 「도서명」, 대표 편저자, 출판지: 출판사.
- 홍길동(2010), “지방화와 도시경쟁력”, 「지방자치단체 100년」, 박문수, 서울: 을지사.

- ④ 영문 단행본 챗터 인용: 저자(출판년도), “제목”, in *도서명(이탤릭체)*, (ed) 대표 편집자, 인용페이지, 출판지: 출판사.
- Kelly, J. D. (2010), “Seeing red: Mao Fetishism, Pax Americana, and the Moral Economy of War.” in *Anthropology and Global Counterinsurgency*, (ed) Beatrice, J., 67~83, Chicago: University of Chicago Press.

[학회지 등 정기간행물]

- ⑤ 국문논문: 저자(출판년도), “제목”, 「정기간행물명」, 권(호): 쪽 수.
- 최상철(1992), “동북아 연안역의 환경 및 생태계 보존을 위한 협력”, 「환경논총」, 30: 35~106.
- 박근석·박은규·권치홍·남원석(2011), “Social-mix 단지에서의 입주자참여 및 갈등이 주거만족에 미치는 영향에 대한 탐색적 연구”, 「토지주택연구」, 2(3): 239~247.
- 조은진·정창무(2007), “생태 및 유비쿼터스 기술과 거주자 특성의 상관성에 관한 연구”, 「대한 국토·도시계획학회 2007 추계학술대회 논문집」, 1,105~1,112.
- ⑥ 영문논문: 저자(출판년도), “제목”, *정기간행물명(이탤릭체)*, 권(호): 쪽 수.
- Moss, M. L. (1987), “Telecommunications, World Cities, and Urban Policy”, *Urban Studies*, 24(6): 634~546.
- Nam, Y. and R. Ooka (2011), “Development of Potential Map for Ground and Groundwater Heat Pump Systems and Application to Tokyo”, *Energy and Buildings*, 43: 677~685.
- Sun, F. P., C. Liang and C. A. Rogers (1994), “Experimental Model Testing Using Piezoceramic Patches as Collocated Sensors - Actuators”, *Proceedings of the 1994 SEM Spring Conference and Exhibits*, Baltimore, MI.
- ⑦ 인쇄 중 또는 미발표 자료: 저자(출판년도), “제목”, 「정기간행물명」(영문은 *이탤릭체*), (인쇄 중; 영문 in press).
- 김길동(2001), “역사환경 관련법이 농촌지역에 미친 영향”, 「국토계획」(인쇄 중).
- Gerloff, R. (2002), “Rediscovering the Village”, *Urban Planning* (in press).
- ⑧ 영어논문에서 국문 참고문헌 표기: 저자명(출판년도), “제목”, *정기간행물명(이탤릭체)*, 권(호): 쪽수 (in Korean).
- Hong, K. D. (2011), “A study on priorities~”, *Journal of Korea Planners Association*, 52: 3~14 (in Korean).

[학위논문]

- ⑨ 국문학위논문: 저자(취득년도), “논문제목”, 학위명, 취득학교명.
- 홍길동(2011), “도시정비사업을 위한 주민참여적 거버넌스 구축에 관한 논문”, 박사학위논문, LH 토지주택대학.

[번역서]

- ⑩ 번역서: 역저자명(역)(출판년도), 「도서명」, 출판지: 출판사(원저자명(출판년도), 제목(이탤릭체), 에디션 번호, 출판지: 출판사).
- 송경현, 박용훈(역)(1994), 「교통과 도시계획」, 서울: 명보문화사(Blunden, W. R. and J. A. Black (1984), *The Land-use/Transport System*, 2nd ed., New York: Pergamon Press).

[정부, 기업 등의 간행물 및 보도자료, 법률 및 고시, 지침]

- ⑪ 정부 간행물: 기관명(발행년도), 「간행물명」, 출판지.
- 서울특별시(1992), 「하수도 기본계획 재정비 보고서」, 서울.
- ⑫ 정부 보도자료: 보도기관명(연도), “기사명”, 출판지.
- 국토교통부(2012), “행정중심복합도시 추진 계획”, 경기.
 - Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2012), “Multifunctional Administrative City”, Gyeonggi-Do.
- ⑬ 법률, 고시, 지침, 판결: 작성기관명(공시 년. 월. 일), “법률명”(부제목).
- 국토교통부(2021. 5. 21), “공공임대주택 예비입주자 업무처리지침”.
 - 경찰청(2021. 5. 13), “도로교통법” 제2조8항.

[신문기사]

- ⑭ 신문기사: 기자명(기사 년, 월, 일), “기사명”, 매체명.
- 고길동(2013. 5. 20), “박근혜 정부의 도시재생정책”, 동아일보.
 - Krugman, A. (2007, May 21), “Fear of Eating”, *New York Times*.

[인터넷 및 온라인 자료]

- ⑮ 인터넷 자료
- 작성일자를 아는 경우: 저자명(기관명)(작성일자), “글제목”, (website이름,) URL.
 - 이길동(2013.7.22), “보행자 중심의 가로”, 한국도시계획가협회, http://www.kiup.org/rg4_board
 - Posner, R. (2010, Feb 21), “Double Exports in Five Years?”, *The Becker-Posner Blog*, <http://unchicagolaw.typepad.com/beckerposner/2010/02/double-exports-in-five-years-posner.html>.
 - 작성일자를 모르는 경우: 저자명(기관명), “글제목”, 읽은 날짜. (website이름,) URL.
 - 서울특별시, “2003년 서울시 통계연보”, 2014.8.1 읽음. <http://www.metro.seoul.kr/kor2003/main/index.html>.
 - McDonald's Corporation, “McDonald's Hapy Meal Toy Safety Facts”, Accessed July 19, 2009. <http://www.mcdonalds.com/corp/about/factsheets.html>.
- ⑯ 온라인 저널: 저자(발표년도), “제목”, 「정기간행물명」(영문은 이탤릭체), 권(호): 쪽수, DOI.
- Kossinets, G. and D. J. Watts (2009), “Origins of Homophily in and Evolving Social Network”, *American Journal of Sociology*, 115: 405-450, doi: 10.1086/599247.

⑰ 생성형 AI : 기관명(질문 생성 일자), 제목(버전)[Large language model], URL
- OpenAI (2025.8.21), ChatGPT (5.0버전)[Large language model], <https://chatgpt.com>.

제 16 조 (기타 등 표기)

1. 연구비의 출처와 사사(謝辭, acknowledgement)는 논문 첫 페이지의 각주에 기재하되, 저자의 소속과 직위 앞에 오도록 한다.
2. 편집위원회는 게재 확정된 논문의 저자명 다음에 원고접수일, 수정원고 접수일과 심사완료일을 기재한다.
3. 게재가 확정된 논문은 저자에게 요청하여 해당논문이 가지는 실무 및 정책적 시사점을 작성하여 결론 부분에 포함시킬 수 있도록 한다.

제 3 장 발간 및 기타

제 17 조 (논문 교정)

1. 편집위원회는 심사자의 심사결과 및 수정 확인 결과 ‘게재가’로 최종 판정된 논문에 대해 최종 교정을 담당한다.
2. 편집위원회는 오타자, 비문(非文), 논리 전개 오류, 논문의 편집 등을 교정하거나, 저자에게 수정을 요구할 수 있다.

제 18 조 (논문의 게재순서)

1. 논문의 게재순서는 원칙적으로 편집분과별 구성의 순서를 따른다.

제 19 조 (논문게재 편수 제한)

1. 동일한 호수의 논문집에 동일 투고자(주저자, 교신저자 및 공동저자)의 논문은 2편을 초과하여 게재할 수 없다.

제 20 조 (심사료 및 투고료의 지급)

1. 「토지주택연구」에 투고하여 심사가 진행된 논문의 모든 심사자에게는 소정의 심사비를 지급하며, 심사비는 토지주택연구원 원장이 정하는 별도의 기준에 따른다. 단, 심사료는 해당 논문의 게재여부가 최종 확정된 뒤에 지급한다.
2. 주저자가 외부인으로 「토지주택연구」에 투고하여 게재된 논문에 한하여 소정의 투고료를 지급하며, 투고료는 토지주택연구원 원장이 정하는 별도의 기준에 따른다. 단, 투고료는 해당 논문이 최종 발간된 뒤에 지급한다.

제 21 조 (발행 횟수와 시기)

1. 본지는 1년에 4회 발행하는 것을 원칙으로 한다. 다만, 본지 편집위원회가 필요하다고 인정할 경우 발행횟수를 조정할 수 있다.

2. 본지 발행일은 3월 31일, 6월 30일, 9월 30일, 12월 31일로 한다. 다만, 발행횟수를 조정할 경우, 발행일은 본지 편집위원회에서 정한다.

제 22 조 (발행 부수)

1. 본지의 발행부수와 인쇄의 질 등은 편집위원회에서 정한다.

제 23 조 (논문게재 요청 및 저작권 이양 동의)

1. 토지주택연구에 투고하는 논문의 대표저자는 토지주택연구 논문 저작권 이양 동의서에 서명하여 제출하여야 한다.

부 칙

제 1 조 (시행일)

- 이 규정은 2025년 8월 21일부터 시행한다.

[별표 1]

「토지주택연구」 투고논문 저자 수정 요청서 양식(안)

논문명	
수정요청 내용	(당초) (수정)
수정요청 사유	

「토지주택연구」 발간 및 편집규정 제8조제4항에 따라 위와 같이 논문저자 수정을 요청합니다.

년 월 일

저자 1	소속:	
	직위:	
	성명:	(인)
저자 2	소속:	
	직위:	
	성명:	(인)
저자 3	소속:	
	직위:	
	성명:	(인)
저자 4	소속:	
	직위:	
	성명:	(인)

* 투고 당시의 모든 저자가 서명하여야 하며, 필요시 난을 추가하여 기입하십시오.

「토지주택연구」 심사규정

2010. 07. 23 제정
2020. 01. 17 개정
2020. 08. 04 개정
2020. 12. 04 개정
2021. 07. 22 개정
2021. 12. 23 개정
2022. 11. 10 개정
2024. 01. 18 개정

제 1 조 (목적)

이 규정은 토지주택연구 편집위원회 규정 제4조에 규정된 「토지주택연구」 투고원고에 대한 심사기준 및 절차에 관한 지침을 정함을 목적으로 한다.

제 2 조 (원고모집 공고)

1. 편집위원회는 토지주택연구와 관련 학회의 학술지 및 홈페이지 등에 원고모집에 관한 사항을 게시한다.
2. 원고모집을 공고함에 있어서는 투고절차, 논문작성 및 문헌인용방법, 심사기준 및 절차에 관한 기본적인 사항을 고지하여야 한다.

제 3 조 (원고접수)

1. 편집위원회 간사(이하 편집간사)는 원고를 접수하고, 각 투고자에게 접수결과를 통보한다.
2. 편집간사는 투고자의 인적사항, 논문제목, 접수일자, 분량 등을 기재한 접수결과표를 작성하여 편집위원장에게 송부한다.
3. 편집위원장은 원고가 편집위원회에서 정한 발간 및 편집규정에 현저히 위배된다고 판단하는 경우에는 투고자에게 수정을 요구할 수 있다.

제 4 조 (심사위원의 선정 및 심사원고 송부)

1. 편집위원장은 각 투고원고에 대해 3인의 심사위원을 선정하고, 각 심사위원에게 심사기한을 정해주고 심사원고를 송부한다. 논문 심사기간은 원칙적으로 2주 이내로 한다.
2. 심사위원을 선정함에 있어서는 해당분야에 대한 심사위원의 전문성을 고려하고 심사의 공정성을 기할 수 있도록 유의한다. 투고자와 동일한 소속기관에 종사하는 자 등 심사의 공정성을 해칠 우려가 있는 심사자의 위촉은 원칙적으로 배제한다.
3. 심사원고에는 투고자의 인적사항이 기재되어서는 안 되며, 이미 기재되어 있거나 내용 가운데 인적사항을 추론할 수 있는 부분은 삭제한다.

제 5 조 (투고원고에 대한 심사)

1. 심사위원은 투고원고를 심사 후 심사평가서(심사의견, 판정결과)를 작성하여 심사기간 내에 온라인 저널투고시스템에 제출토록 한다.
2. 심사위원은 투고원고를 심사함에 있어서 주제의 창의성, 연구방법의 적절성, 내용의 완결성, 논문작성

및 문헌인용방법의 정확성, 연구결과의 학문적 기여도 등을 심사기준으로 한다.

제 6 조 (투고원고에 대한 게재여부의 결정)

1. 편집위원장은 심사위원의 심사평가가 완료된 후 투고원고에 대한 게재여부의 결정을 위한 편집회의를 개최한다.
2. 편집위원장은 심사결과표를 작성하여 편집회의에 보고하고, 편집회의에서는 이를 토대로 게재여부를 결정한다. 다만 투고원고의 게재여부에 대한 최종결정이 있을 때까지 투고자 및 심사위원의 인적사항이 공개되지 않도록 유의하여야 한다.
3. 투고원고에 대한 게재여부 판정은 다음 심사기준표의 기준에 의해 게재가, 수정후게재, 수정후재심, 게재불가를 판정한다.

심사위원1	심사위원2	심사위원3	심사결과
게재가	게재가	게재가	게재가
게재가	게재가	수정후게재	수정후게재
게재가	게재가	수정후재심	수정후게재
게재가	게재가	게재불가	수정후게재
게재가	수정후게재	수정후게재	수정후게재
게재가	수정후게재	수정후재심	수정후게재
게재가	수정후게재	게재불가	수정후게재
게재가	수정후재심	수정후재심	수정후재심
게재가	수정후재심	게재불가	수정후재심
게재가	게재불가	게재불가	게재불가
수정후게재	수정후게재	수정후게재	수정후게재
수정후게재	수정후게재	수정후재심	수정후게재
수정후게재	수정후게재	게재불가	수정후게재
수정후게재	수정후재심	수정후재심	수정후재심
수정후게재	수정후재심	게재불가	수정후재심
수정후게재	게재불가	게재불가	게재불가
수정후재심	수정후재심	수정후재심	수정후재심
수정후재심	수정후재심	게재불가	수정후재심
수정후재심	게재불가	게재불가	게재불가
게재불가	게재불가	게재불가	게재불가

※ 심사판정 기준

- ① 게재가: 현재 상태로 논문을 그대로 토지주택연구에 게재해도 되는 경우
- ② 수정후게재: 경미한 수정을 한 후 추가 심사절차 없이 토지주택연구에 게재해도 되는 경우(다만, 수정후게재에 해당하는 판정에 대해서도 위원회에서 게재 전에 수정한 결과를 확인할 필요가 있을 경우 위원회에 알릴 수 있다.)
- ③ 수정후재심: 논문의 내용 및 방법론에 문제가 있으나, 수정이 가능하고 심사자가 수정결과를 확인

하고자 다시 심사를 해야 하는 경우

- ④ 게재불가: 논문의 내용 및 방법론에 결정적인 문제가 있어 수정이 불가능하다고 여겨지는 경우
4. 게재불가로 판정받은 논문을 재투고할 경우는 게재불가 사유로 지적된 내용을 반영하여 재투고할 수 있다.
5. 재투고 논문의 제목과 내용은 기존논문과 달라야 하며 재투고가능여부는 편집위원회에서 결정한다. 다만, 이 경우 다른 원고와 동일한 조건에서 심사과정을 거치게 된다.
6. 편집위원장은 게재가 확정된 논문에 한해 표절검사를 실시하고, 그 결과를 바탕으로 저자에게 수정을 요구할 수 있다.

제 7 조 (심사결과 통보, 논문 수정기간 및 이의 신청)

1. 편집위원장은 편집회의 후 즉시 각 투고자에게 결정 결과 및 이유, 사후 절차를 내용으로 하는 공문을 발송한다.
2. 게재가 또는 수정후재제인 경우 투고자는 심사결과를 통보받은 후 6개월 이내에 최종본을 제출하여야 하며, 부득이한 경우 6개월을 연장할 수 있다.
3. 수정후재제인 경우 투고자는 심사결과를 통보받은 후 원칙적으로 3개월 이내에 수정논문을 제출하여야 하며, 그렇지 않은 경우 논문투고를 포기한 것으로 간주한다. 단, 수정논문을 3개월 이내에 제출할 수 없을 경우에는 사전에 사유서를 제출하여야 하고, 편집위원회가 사유를 인정하면 허용된다.
4. 게재불가 결정을 받은 투고자는 편집위원장에게 이의신청을 할 수 있으며, 편집위원장은 이의신청에 대해서 가결 또는 기각여부를 결정한다.
5. 편집위원장이 이의신청에 대해 가결을 결정한 때에는 심사위원을 다시 선정하고 심사를 의뢰하여 그 결과에 따라 게재가 또는 게재불가 결정을 한다.

제 8 조 (최종원고의 제출, 교정 및 편집)

1. 게재가의 결정을 통보 받은 투고자는 정해진 기간 내에 최종원고를 작성하여 편집간사에게 제출한다.
2. 최종원고에 대한 교정 및 편집에 관한 사항은 편집위원장이 결정하며, 필요한 때에는 최종원고를 투고자에게 송부하여 교정을 볼 수 있게 할 수 있다.

제 9 조 (논문게재예정증명서의 발급)

편집위원장은 학술지 발행 이전에 최종적으로 게재가 확정된 원고에 대하여 투고자의 신청이 있는 경우에는 ‘논문게재 예정증명서’를 발급한다.

제 10 조 (게재논문의 전자출판)

게재가 확정된 논문은 전자출판을 원칙으로 한다.

부 칙

제 1 조 (시행일)

이 규정은 2024년 1월 18일부터 시행한다.

「토지주택연구」 편집위원회 규정

2010. 07. 23 제정
2016. 07. 29 개정
2020. 01. 17 개정
2020. 12. 04 개정
2024. 02. 21 개정

제 1 조 (목적)

이 규정은 한국토지주택공사 토지주택연구원(이하 ‘LHRI’라 칭함)의 「토지·주택·도시와 관련된 정책·제도 및 건설·환경분야 학술지」(이하 ‘토지주택연구’ 이라 칭함) 발간을 위한 편집위원회의 구성과 운영에 관한 사항을 정함을 목적으로 한다.

제 2 조 (구성)

1. 편집위원의 구성은 LHRI 및 국내외의 국토·주택, 도시, 부동산, 건축, 토목 등 각 연구분야 전문가로 위촉하며 외부위원의 수가 전체 편집위원회의 과반수가 되도록 한다.
2. 편집위원장을 제외한 편집위원은 편집부위원장, 편집분과장, 내외부 편집위원으로 구성한다.
3. 「토지주택연구」의 국제화를 위하여 영문초록 등의 질을 제고할 수 있도록 Abstract Editing Committee를 구성한다.

제 3 조 (편집위원의 선임 및 임기)

1. 편집위원장은 LHRI 원장이 선임한다.
2. 편집부위원장, 편집분과장과 편집위원은 편집위원장이 추천하고 LHRI 원장이 선임한다.
3. LHRI 원장은 위원회의 업무를 효율적으로 지원하기 위하여 간사를 선임할 수 있다.
4. 편집위원의 임기는 2년으로 하며, 연임할 수 있다.

제 4 조 (편집위원장의 업무)

편집위원장의 주요업무는 다음과 같다.

1. 편집위원 추천과 편집분과장회의와 편집위원회 소집 및 운영
2. 학술지 편집에 관한 내용 기획 및 총괄
3. 투고된 원고의 심사를 위한 심사위원 선임, 심사의뢰 및 심사내용 통보
4. 윤리위원회 구성, 연구윤리위반 사항 발생시 윤리위원회에 심의 의뢰 및 윤리위원회의 결정을 당해 투고자에 통보
5. 기타 편집위원회 운영에 필요한 업무

제 5 조 (편집부위원장 및 편집분과장의 업무)

편집부위원장과 편집분과장의 주요업무는 다음과 같다.

1. 편집위원장 주관 편집분과장회의 참석
2. 편집부위원장은 편집위원장 유고시의 업무대행
3. 해당분과 편집위원 추천과 분과위원회 소집 및 운영
4. 해당분과 학술활동 기획 및 건의
5. 해당분과 투고논문 심사위원 추천
6. 편집위원장 판정 해당논문의 게재여부 판정에 대한 지원
7. 기타 편집위원장이 요청한 사항과 편집분과의 운영에 필요한 업무

제 6 조 (편집위원회의 업무)

이 위원회의 주요업무는 다음과 같다.

1. 학술지의 편집 및 출판, 원고의 모집 및 게재여부 판정 등 학술지 편집에 관한 제반업무를 관장
2. 투고 및 심사 등 편집위원회의 업무와 관련된 지침의 제·개정
3. 기타 편집위원장이 필요하다고 판단하는 업무

제 7 조 (운영)

1. (정기회의) 편집위원회는 학술지 발행과 맞추어 연 4회 개최한다.
2. (임시회의) 편집위원장이나 편집위원 과반수의 요구가 있는 경우 편집위원장이 소집할 수 있다.
3. 본 위원회의 의결은 편집위원 1/3 이상의 출석과 출석위원 과반수의 찬성에 의한다.
4. 다만, 사전에 위임한 자는 출석한 것으로 간주한다.

제 8 조 (편집위원 회의비)

편집위원이 편집위원회와 관련된 회의에 참석하는 경우, LHRI 원장이 정하는 별도의 기준에 따라 소정의 회의비가 지급된다.

부 칙

제 1 조 (시행일)

이 규정은 2024년 2월 21일부터 시행한다.

「토지주택연구」 윤리규정

2010. 07. 23 제정
2020. 01. 17 개정
2021. 05. 14 개정
2021. 07. 22 개정
2022. 07. 22 개정
2024. 01. 18 개정
2025. 08. 21 개정

제 1 장 총 칙

제 1 조 (목적)

이 규정은 「토지주택연구」의 연구활동과 관련하여 연구윤리를 확립하고 연구부정행위를 사전에 예방하며, 연구부정행위 발생시 공정하고 체계적인 진실성 검증과 처리를 위한 편집위원회 산하 연구윤리위원회(이하 ‘윤리위원회’라 한다)의 운영에 관한 기본적인 사항과 연구윤리위반에 대한 조치, 그 절차 등 제반사항을 규정함을 목적으로 한다.

제 2 조 (연구윤리규정 서약)

「토지주택연구」에 투고한 저자는 연구윤리규정(이하 ‘윤리규정’이라 한다)에 서약한 것으로 간주한다.

제 3 조 (연구윤리규정 위반 행위 범위)

연구윤리규정 위반행위는 다음의 연구부정행위와 명예침해 행위를 포함한다.

1. 연구의 부정행위는 다음 각호와 같이 연구의 제안·수행 및 연구결과의 발표과정에서 위조·변조·표절·부당한 저자표시·자료의 중복사용 등으로 연구의 진실성을 해치는 행위를 말한다.
 - 가. ‘위조’라 함은 자료나 연구결과를 허위로 만들고 이를 기록하거나 보고하는 행위를 한다.
 - 나. ‘변조’라 함은 연구와 관련된 자료·과정·결과를 사실과 다르게 변경하거나 누락시켜 연구가 진실에 부합하지 않도록 하는 행위를 말한다.
 - 다. ‘표절’이라 함은 원저자의 아이디어·논리·고유한 용어·데이터·연구과정·분석체계·연구 결과 등을 출처를 밝히지 않고 임의로 활용하는 경우와 출처를 밝혔지만 인용부호 없이 타인의 저술이나 논문의 문구와 아이디어 등을 원문 그대로 옮기는 경우를 말한다.
 - 라. ‘부당한 저자 표시’는 연구내용 또는 결과에 대하여 학술적 공헌 또는 기여를 한 사람에게 정당한 이유 없이 저자자격을 부여하지 않거나, 학술적 공헌 또는 기여를 하지 않은 자에게 저자 자격을 부여하는 행위를 말한다.
2. 중복 게재와 관련된 사항은 다음을 따른다.
 - 가. 국내 한국연구재단 등재지, 등재후보지 또는 국외 학술지에 게재된 논문이나 이와 유사한 논문은

「토지주택연구」에 투고, 게재할 수 없다.

- 다. 교내학술지 등 한국연구재단 등재지나 등재후보지가 아닌 학술지에 게재된 논문은 수정·보완된 경우에 한하여 「토지주택연구」에 투고, 게재할 수 있으며, 이 경우 반드시 그 수정·보완 사실을 명시하여야 한다.
- 다. 학술대회 등에서 발표된 논문이나 그 일부를 그대로 또는 수정·보완하여 「토지주택연구」에 투고하는 경우에는 반드시 그 사실을 명기하여야 한다.
- 라. 연구보고서나 그 일부를 그대로 또는 수정·보완하여 「토지주택연구」에 투고하는 경우에는 반드시 그 사실을 명기하여야 한다.
3. 「토지주택연구」에 투고하는 논문은 국내 다른 한국연구재단 등재지, 등재후보지나 국외 학술지에 동시에 또는 선·후에 관계없이 중복 투고할 수 없으며, 그 대상은 심사과정 중에 있는 논문을 포함한다.
4. 투고자는 데이터 분석, 이미지 생성 등 연구수행 과정에서 생성형 인공지능을 이용할 경우 이용 여부 및 출처를 밝혀야 한다.
5. 심사자는 심사 대상 논문을 생성형 인공지능에 업로드해서는 안되며, 생성형 인공지능을 이용하여 심사 대상 논문을 분석하거나 내용을 요약하는 것을 금지한다.
6. 투고논문에 대한 심사를 의뢰 받은 심사자는 본 윤리규정을 준수하여 심사하여야 한다.
7. 정당한 이유 없이 타인의 명예를 침해하는 표현을 사용하는 행위를 포함한다.
8. 투고자는 이해상충, 특수관계인 정보제공, 생명윤리, 젠더혁신정책 등 윤리준수 사항을 준수하고, 편집위원회와 논문심사자는 공정한 심사를 위해 관련 규정을 준수하여야 한다.

제 4 조 (연구윤리규정 위반행위 판정 및 벌칙)

1. 연구윤리규정 위반에 대한 제보가 있으면, 편집위원장은 검증조사를 위한 필요한 조치를 취한다.
 - 가. 편집위원장은 위반내용을 확인하고 연구윤리위원회 심의안건으로 상정한다.
 - 나. 연구윤리위원장은 필요시 조사위원회를 선임하여 검증절차를 진행한다.
 - 다. 편집위원장은 윤리위원회의 판정결과와 사유를 당해 투고자에게 통보한다.
 - 라. 피조사자가 이의신청을 한 경우 윤리위원장은 재판정을 위하여 윤리위원회를 개최하고 조사위원회와 제보자, 피조사자의 진술을 듣는다.
2. 조사결과 위반행위가 인정된 경우 다음의 조치를 취한다.
 - 가. 편집위원장은 홈페이지와 토지주택연구에 연구윤리규정 위반행위에 대해 공시한다.
 - 나. 당해 투고논문은 게재 취소되며, 이미 게재된 논문에 대해서는 토지주택연구 논문목록에서 삭제한다.
 - 다. 당해 투고자는 향후 3년 동안 토지주택연구에 투고하는 것을 금지한다.

제 2 장 연구윤리위원회

제 5 조 (구성)

본 운영규정의 목적을 달성하기 위하여 연구윤리위원회를 설치하여 운영한다.

1. 제보 등으로 연구윤리위반의 의심이 드는 때에는 편집위원장이 윤리위원회를 구성한다.

2. 윤리위원회 위원은 편집위원회 위원장이 선임한다.
3. 윤리위원회는 편집위원장을 포함하여 7인 이내로 구성한다.
4. 윤리위원회 위원장은 편집위원이 아닌 위원 중에서 호선으로 한다.
5. 윤리위원회의 간사는 본 편집간사가 겸하며, 간사는 의결권을 가지지 아니한다.

제 6 조 (기능)

위원회는 「토지주택연구」의 연구윤리 확립과 관련된 다음 각호의 사항을 심의·의결한다.

1. 연구부정행위의 조사에 관한 사항
2. 연구부정행위 조사결과에의 처리 및 후속조치에 관한 사항
3. 기타 연구윤리의 확립과 관련하여 위원장이 부의하는 사항

제 7 조 (심의 및 의결)

1. 위원회 회의는 위원 과반수의 출석과 출석위원 3분의 2이상의 찬성으로 의결한다.
2. 심의·의결의 공정을 기하기 어려운 사유가 있는 위원은 당해 심의·의결에 관여할 수 없다.
3. 연구윤리규정위반 심사대상자에게는 결정에 앞서 소명의 기회를 부여하여야 한다.
4. 필요한 경우 위원이 아닌 자를 회의에 참석시켜 의견을 들을 수 있다.
5. 회의는 비공개로 원칙으로 한다.
6. 기타 사항은 위원회에서 결정한다.

제 8 조 (위원회 및 위원의 준수사항)

1. 위원회 및 위원은 본 연구윤리 규정에 의거하여 심의·의결하여야 한다.
2. 위원회 및 위원은 제보자의 신원 등 위원회 직무와 관련하여 취득한 사항에 대하여 비밀을 유지하여야 한다.

제 9 조 (비밀유지의 의미 등)

1. 위원회는 제보자를 보호하고 피조사의 명예를 부당하게 침해하지 않도록 노력하여야 한다.
2. 제보·조사·심의·의결 및 건의 등과 관련된 일체의 사항은 비밀로 하되, 상당한 공개의 필요성이 있는 경우 위원회의에서 의결을 거쳐 공개할 수 있다.
3. 위원회에 참여한 위원은 심의·의결 등의 조사과정에서 취득한 정보를 누설해서는 안된다.

제 10 조 (경비)

LHRI는 위원회의 운영에 필요한 경비가 발생할 경우 예산의 범위 내에서 지급할 수 있다.

부 칙

제 1 조 (시행일)

이 규정은 2025년 8월 21일부터 시행한다.

「토지주택연구」 논문을 모집합니다

한국토지주택공사 토지주택연구원(LHRI)은 토지·주택·도시 분야에서 정책과 기술을 망라하는 학술교류의 장을 마련하기 위해 「토지주택연구(Land and Housing Review)」를 발간하고 있습니다. “토지·주택·도시와 관련된 정책·제도 및 건설·환경분야”의 논문을 수시로 모집하고 있사오니 관심있는 분들의 많은 투고를 바랍니다. 특히 2025년 6월부터 실무현장의 경험과 시사점을 주제로 한 실무자 논문을 우선으로 평가하는 ‘실용논문(Technical paper)’을 수시로 모집하고 있사오니 관심 있는 분들의 많은 투고를 바랍니다.

- 원고매수: A4 용지 2단 편집 10매 내외
- 논문분야: 토지·주택·도시와 관련된 정책·제도 및 건설·환경 기술 분야

인문·사회 (Humanities & Social Science)	국토(국토 및 지역계획, 도시행정, 해외 및 북한도시개발 등), 주택(주거복지, 주택관리, 주거학 등)
	도시(도시계획, 생태·환경계획, 조경·경관계획 교통계획, 공간정보 등)
	부동산(토지·부동산시장분석, 부동산금융, 부동산 개발, 주택경제 등)
공학·기술 (Engineering Science & Technology)	건축(건축계획 및 설계, 건축구조, 건축환경, 건축설비 및 에너지, 건축시공 등)
	토목(지반, 도로, 구조재료, 토목환경, 건설관리, 스마트건설, 수자원 등)

- 작성방법
 - 원고는 「토지주택연구」 논문작성 방법에 따라 작성해야 합니다.
 - 「토지주택연구」의 논문작성 방법 등 관련 양식 및 규정은 토지주택연구원 홈페이지 ‘논문투고’ 메뉴를 참조하시기 바랍니다.
 - 논문접수: 수시모집
 - 발간주기: 계간(3월 31일, 6월 30일, 9월 30일, 12월 31일)
 - 제출처 및 문의
 - 제출처: 토지주택연구원 홈페이지(<https://lhri.lh.or.kr>) 메인화면 ‘논문투고’
 - 문 의: Tel) 042-866-8531, Fax) 042-866-8638, E-mail) lhreview@lh.or.kr
- ※ 「토지주택연구」는 토지·주택·도시와 관련된 정책·제도 및 건설·환경기술 관련 연구를 장려하기 위해 투고료 및 심사료를 받지 않습니다.



- 1 Estimating the Determinants of Economic Housing Independence for Young Adults in their 20s and 30s
Kwanghoon Hwang
- 21 Determinants of Job Satisfaction among Young Workers and the Moderating Role of Inter-Regional Mobility
Min-Ho Kim · Hyun-Kyung Lee
- 37 Spatial Heterogeneity in the Determinants of Regional Extinction Risk
Yun-Seo Jung · Da-Won Lim · Changhyo Yi
- 57 Rental Housing Choices Among Homeowners: The Role of Academic Achievement
JuHee Shim · JinYhup Kim
- 77 Nonlinear Effects of Urban Structure and Green Space on Land Surface Temperature: An Explainable Machine Learning Approach
So Hyun Yoo · Dong Kun Lee
- 97 Analysis of the Impact of Spatial Heterogeneity in Architectural Design Micro-Indicators on Apartment Prices
Janghyun An · Jungsuk Yu
- 117 Analysis of Residential Mobility Patterns and Factors Affecting Relocation Distance of Corporate Private Rental Housing
Kyuhyun Ji
- 133 Spatial-Temporal Dynamics of Regional Spillover Effects in Seoul Office Market Vacancies during the Covid-19 Pandemic
Gaeun Kim · Wonseok Seo
- 151 Price Characteristics and Determinants of Project Withdrawal for Row and Multi-Housing in Seoul's Moa-Town
Su-Jeong Lee · Seung-Han Ro
- 173 G-SEED in General Buildings: Category-Level Score Attainment and Analysis, 2017–2024
Kyungjoo Cho · Sungmo Seo · Yosun Yoon · Daehee Jang
- 189 Development and Performance Evaluation of a Multi-stage Orifice Balancer for Mitigating Flow Imbalance in Residential Heating Systems
Young-Won Yun
- 201 A Comparative Study on the Performance of Machine Learning-Based EUI Prediction Algorithms for Promoting Green Remodeling
Byungmin Kim · Chanhyeok Kang · Bokyung Jung · Jongyeon Lim · Changho Choi · Youngcheol Kwon
- 213 A Comparative Study on the Accuracy of Object Segmentation Algorithms for Lifecycle Utilization of 3D Models
Hyun-Chul Joo · Leen-Seok Kang
- 225 A Study on Improving the Demolition Supervision System and Supervision Fee Estimation Framework
Chang-Hak Kim