

토지주택연구

Land and Housing Review

Vol. 17 No. 3

065

September 2026

- 1 주거편익의 수준분석 및 시사점: 환산연임대로 방식을 중심으로
최명섭 · 고진수
- 17 서울시 공공임대주택 유형 간 물리적 주거만족도 격차에 관한 연구: 매입임대주택과 영구임대주택의 비교
이성원
- 27 근접성 관점에서 본 생활권 공간 불균형의 진단과 유형화: 구미시를 대상으로
심지수 · 서혜정
- 45 서울시 초등학교 통학구역의 미시 · 거시적 근린환경이 보행어린이 교통사고에 미치는 영향
이규호 · 서준혁 · 원재웅
- 66 공동구 설치가 도로 굴착 밀도에 미치는 정량적 영향 분석에 관한 연구
오원준 · 도현철 · 이혁재 · 조종연 · 도명식
- 83 도시 취약지역 생활여건 개조사업의 효과 인식 결정요인 분석: 사업추진 과정과 사업성과를 중심으로
이로운
- 101 생활속박시설의 구조적 문제와 제도개선 우선순위 분석: 실무 · 행정전문가 인식 비교를 중심으로
김형석 · 오세준
- 119 부동산 경매시장 법률규제 위험요인의 정성과 정량적 비교 연구
장미영 · 박덕연 · 김종진
- 135 계획행동이론을 적용한 서울시 거주자의 아파트 구매 의도 결정요인 분석: 스트레스 DSR 규제 인식의 조절효과
장인선 · 김선주
- 156 팬데믹 전후 기업부동산 보유가 상장기업 가치와 경영성과에 미치는 영향: 수도권 · 비수도권 비교 및 구조변화 검정을 중심으로
정상우 · 정재호
- 175 리모델링 건축물의 모달 예측 기반 강성행렬 베이스라인 설정 및 갱신 기법
김세희 · 안재형 · 송준혁 · 은희창
- 187 공동주택 슬래브 상부 주근의 받침철근 검출에 대한 실무검토 사례
김성민 · 유호원
- 197 초기 설계 단계의 제로에너지 건축물 계획을 위한 SketchUp 기반 PV 시스템 배치 및 의사 결정 지원 도구 개발
박준환 · 백승호

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



Land and Housing Research Institute
Korea Land & Housing Corporation

편집위원회

편집위원장

이승일 | 서울시립대 교수

편집위원

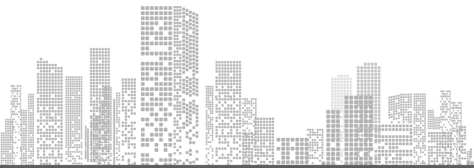
강순주 | 건국대 교수
 강정규 | 동아대 교수
 고진수 | 광운대 교수
 권영철 | 한라대 교수
 김명인 | LHRI 책임연구원
 김성근 | 서울과기대 교수
 김용우 | Univ. of Washington 교수
 김종진 | 전주대 교수
 김태민 | LHRI 수석연구원
 김형규 | 홍익대 교수
 김형민 | Univ. of Melbourne 교수
 김흥순 | 한양대 교수
 남영우 | 나사렛대 교수
 문성호 | 서울과기대 교수
 박윤미 | 서울대 교수

편집부위원장

이명훈 | 한양대 교수

박인권 | 서울대 교수
 박진철 | 중앙대 교수
 백승철 | 경국대 교수
 서원석 | 중앙대 교수
 성현곤 | 한양대 교수
 송정섭 | 건국대 교수
 신병훈 | 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



CONTENTS

토지주택연구

Land and Housing Review

Vol. 17 No. 3 (065) September 2026

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

전화 042 866 8531

팩스 042 866 8638

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

발행인 김 용 운

인쇄처 (주)에이퍼브
02 2274 3666

인쇄일 2026년 9월 29일

발간일 2026년 9월 30일

저널기획단

심영중 정연우 신병훈 김명인 신형섭
김태민 이수규 박시현 박미규 윤정원
권오준

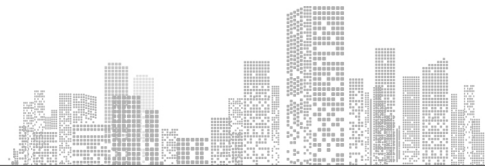
- 1 주거편익의 수준분석 및 시사점: 환산연임대로 방식을 중심으로
최명섭·고진수
- 17 서울시 공공임대주택 유형 간 물리적 주거만족도 격차에 관한 연구
: 매입임대주택과 영구임대주택의 비교
이성원
- 27 근접성 관점에서 본 생활권 공간 불균형의 진단과 유형화: 구미시를
대상으로
심지수·서혜정
- 45 서울시 초등학교 통학구역의 미시·거시적 근린환경이 보행어린이
교통사고에 미치는 영향
이규호·서준혁·원재웅
- 66 공동구 설치가 도로 굴착 밀도에 미치는 정량적 영향 분석에 관한 연구
오원준·도현철·이혁재·조중연·도명식
- 83 도시 취약지역 생활여건 개조사업의 효과 인식 결정요인 분석
: 사업추진 과정과 사업성과를 중심으로
이로운
- 101 생활숙박시설의 구조적 문제와 제도개선 우선순위 분석
: 실무·행정전문가 인식 비교를 중심으로
김형석·오세준
- 119 부동산 경매시장 법률규제 위험요인의 정성과 정량적 비교 연구
장미영·박덕연·김종진
- 135 계획행동이론을 적용한 서울시 거주자의 아파트 구매 의도 결정요인
분석: 스트레스 DSR 규제 인식의 조절효과
장인선·김선주
- 156 팬데믹 전후 기업부동산 보유가 상징기업 가치와 경영성과에
미치는 영향: 수도권·비수도권 비교 및 구조변화 검정을 중심으로
정상우·정재호
- 175 리모델링 건축물의 모달 계측 기반 강성행렬 베이스라인 설정 및 갱신
기법
김세희·안재형·송준혁·은희창
- 187 공동주택 슬래브 상부 주근의 받침철근 경용에 대한 실무검토 사례
김성민·유호원
- 197 초기 설계 단계의 제로에너지 건축물 계획을 위한 SketchUp 기반 PV
시스템 배치 및 의사 결정 지원 도구 개발
박준환·백승호

토지주택연구

Land and Housing Review

Vol. 17 No. 3 [065] September 2026

- 1 An Analysis of the Level of Housing Benefits and Its Implications : Focusing on the Annualized Converted-Rent Approach
Myoungsub Choi · Jinsoo Ko
- 17 The Physical Residential Satisfaction Gap in Seoul's Public Rental Housing: Comparing Purchased and Permanent Rental Housing
Seongwon Lee
- 27 Diagnosis and Typology of Living-Area Spatial Imbalance from a Proximity Perspective: The Case of Gumi City
Jisoo Sim · Hye-Jeong Seo
- 45 Effects of Micro- and Macro-Scale Neighbourhood Environments of Elementary School Attendance Zones in Seoul on Pedestrian Child Traffic Accidents
Gyuho Lee · Junhyeok Seo · Jaewoong Won
- 66 A Study on the Quantitative Impact Analysis of Utility Tunnel Installation on Road Excavation Density
Wonjoon Oh · Hyuncheol Do · Hyeokjae Lee · Choongyeun Cho · Myungsik Do
- 83 Determinants of Perceived Project Effects in Living Condition Improvement Projects for Vulnerable Urban Areas: Focusing on Implementation Process and Outcomes
Lowoon Lee
- 101 Structural Problems and Policy Improvement Priorities of Serviced Residences: A Comparative Analysis of Practitioner and Administrative Perspectives
Hyoungseak Kim · Saejoon Oh
- 119 A Qualitative and Quantitative Comparative Study of Legal Regulatory Risk Factors in the Real Estate Auction Market
Myyoung Chang · Deukyeoun Park · Jongjink Kim
- 135 An Analysis of Determinants of Apartment Purchase Intention among Seoul Residents Applying the Theory of Planned Behavior: Focusing on the Moderating Effect of Stress DSR Regulation Perception
Insun Jang · Sunju Kim
- 156 The Impact of Corporate Real Estate Holdings on Listed Firm Value and Profitability Before and After the Pandemic: Focusing on Metropolitan vs. Non-Metropolitan Comparison and Structural Break Tests
Sang-Woo Jung · Jae-Ho Chung
- 175 Modal-Measurement-Based Baseline Stiffness Matrix Identification and Updating Method for Remodeling Building Structures
Sehee Kim · Jaehyoung An · Junhyeok Song · Heechang Eun
- 187 A Case Study on the Practical Review of Using Top Main Reinforcement as Support Bars in Apartment Slabs
Seongmin Kim · Howon Ryu
- 197 Development of a SketchUp-Based PV System Layout and Decision Support Tool for Zero-Energy Building Planning in the Early Design Stage
Jun-Hwan Park · Seung-Hyo Baek



CONTENTS

주거편익의 수준분석 및 시사점 : 환산연임대료 방식을 중심으로*

An Analysis of the Level of Housing Benefits and Its Implications : Focusing on the Annualized Converted-Rent Approach

최명섭** · 고진수***

Myoungsub Choi** · Jinsoo Ko***

Abstract

This study investigates the recent decline in the economic feasibility of residential development projects—characterized by decreasing benefit-cost (B/C) ratios—by focusing on fluctuations in housing benefit levels. It provides a theoretical and empirical analysis of the conventional "annualized converted-rent" approach, identifying its structural limitations and evaluating potential adjustment alternatives. Using actual transaction data from the Ministry of Land, Infrastructure and Transport for Seoul, the study examines whether estimated housing benefits accurately reflect consumers' willingness to pay (WTP). The key findings are as follows: First, under the current methodology, housing benefit levels have exhibited a downward trend in recent years, posing a significant challenge to securing the economic viability of residential facilities. Second, the analysis reveals that housing benefits decrease in correlation with declining jeonse-to-rent conversion rates and jeonse-to-price ratios. Specifically, under the standard social discount rate of 4.5% and a 30-year benefit period, estimated benefits fall short of both the converted deposit (the WTP benchmark) and the market sale price (the upper bound of WTP). To address these structural discrepancies, this study proposes an alternative valuation model that utilizes the midpoint between market sale prices and estimated housing benefits. This approach ensures a more robust estimation by simultaneously incorporating both the benchmark and the upper threshold of consumers' WTP.

Keywords: Residential Benefits, Jeonse-to-Sale Price Ratio, Jeonse-to-Rent Conversion Rate, Preliminary Feasibility Study, Cost-Benefit Analysis

1. 문제의 제기

1.1 연구의 배경 및 목적

우리나라에서 비용편익분석은 국가사업의 진행을 판단하는데 중요한 도구로 사용되고 있다. 일반

적으로 우리나라에서 경제적 타당성을 파악하기 위해서는 비용대비편익비율(Benefit-Cost ratio; 이하 B/C)을 대표적으로 사용하며, 이 수치가 1보다 클 경우 경제적 타당성을 확보한다고 판단한다. 이 수치가 중요한 이유는 B/C가 1보다 클 경우 해당 사업이

*이 논문은 2025년도 광운대학교 교내학술연구비 지원에 의해 연구되었음.

**광운대학교 도시부동산연구소 연구원(주저자: mschoi74@gmail.com)

***광운대학교 도시계획부동산학과 부교수(교신저자: realty@kw.ac.kr)

국가 경제적으로 이득이 있다고 판단하기 때문이다. 다시 말하면 국가를 기준으로 측정한 경제적 편익이 사회적 비용보다 클 경우에 국가차원에서 사업 진행 타당성이 확보된다는 것이다. 따라서 통상 비용 편익분석은 민간보다는 국민의 세금이 투입되는 정부 및 공공기관이 추진하는 사업에 적용되고 있다.

그러나 최근 수행된 주거시설 사업의 B/C는 1이하로 나타나고 있어 이에 대한 근본적 고민이 필요하다. 이는 지방공기업평가원(지방공기업평가원, 2020, 2022, 2024)에서 수행한 최근 5년간(2018~2023년) 주택개발사업(분양 32건 및 임대 25건) 총 57건 중 B/C가 1이 넘는 경우가 전무하다는 점을 통해 파악할 수 있다.¹⁾ 또한 명시적으로 표현하지는 않았지만 KDI 공공투자관리센터(2022)에서도 현행 임대료 방식으로 주거편익을 산정할 경우, 수요가 충분하더라도 B/C가 낮게 추정됨을 지적하고 있다.

다만 B/C는 단순히 편익뿐만 아니라 비용과 수도 같이 결부되어 있는 방법론이기 때문에, 편익 추정 문제와 초점을 맞추기 위한 사전적 검토가 필요하다. 우선 주거시설의 B/C가 낮은 것이 비용문제인가? 이에 대해서 지방공기업평가원의 동일한 기간 다른 유형의 사업(도시개발, 택지개발, 산업단지 등)에서는 B/C가 1이 넘는 경우가 있는 점에 있어서 이는 비용보다는 편익추정의 문제가 더 클 수 있다는 점을 의미한다. 또한 광역시도뿐 아니라 상대적으로 주택수요가 큰 서울시 및 경기도의 주택사업들이 다수 포함되어 있음에도 불구하고 지방공기업평가원의 주택사업 경제적 타당성에서 B/C가 1보다 큰 사업이

1건도 없었다는 점 역시 주택수요보다 주택편익에 더 초점을 맞출 필요가 있다는 점을 시사한다. 더욱이 지방공기업평가원 주택사업의 B/C는 최근 연도로 올수록 점차 작아지고 있고, 2018~2023년 주택사업의 가중평균 B/C는 0.577 정도를 차지하고 있다는 점(지방공기업평가원, 2020, 2022, 2024)은 현행 주거편익 추정방법이 과연 실효성이 있는지에 대한 의문을 가중시키고 있다. 특히 주택소유 필요성(주택을 꼭 보유해야 한다고 응답한 비율)은 주거시설의 B/C와는 반대로 2010년 83.7%에서 2023년 87.3%로 높아지고 있다는 점(국토교통부, 2024)까지 감안하면, 과연 현재 예비타당성에서 적용하고 있는 환산임대료 방식의 주거편익 수준이 과연 소비자들의 지불용의액(Willingness to pay; 이하 WTP)을 충분히 반영하고 있는지를 살펴볼 필요가 있다.

이에 본 연구에서는 주거시설에 대한 편익 추정과정을 살펴보고, 주거편익의 수준을 검토함으로써 주거편익의 보정대안을 검토하는데 목적이 있다. 구체적으로는 현행 환산임대료 방식의 주거편익이 과연 WTP를 얼마나 대표할 수 있는지, 그리고 주거편익에 영향을 미치는 요인은 무엇인지에 초점을 맞추도록 한다. 특히 주거편익에 대해 장기간의 시기별 차이를 분석하여 일반적인 결과를 도출하고자 한다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구에서는 주거편익의 수준을 검토하기 위해서 매매가격과 환산보증금²⁾과의 비교를 통해 접근한다.³⁾ 구체적으로 본 연구에서의 주거편익은 논의

1) KDI 공공투자관리센터와 지방행정연구원 지방투자사업관리센터에서 수행하는 예비타당성의 대상 사업들은 그 결과가 기본적으로 공개가 되지 않을 뿐만 아니라 상대적으로 큰 규모의 복합개발 사업 위주이기 때문에, 주거시설만의 B/C의 결과를 파악할 수 없다는 한계가 있다. 이에 비해 지방공기업평가원 투자분석센터에 의뢰되는 사업들은 상대적으로 소규모 사업이 많기 때문에 주거시설에 한정하여 B/C 결과의 파악이 가능하다.

2) 여기서 환산보증금은 전월세의 보증금 및 월세를 전월세전환율을 이용하여 보증금으로 환산한 값을 의미한다(환산보증금=전월세 보증금+월세×12/전월세전환율).

3) 이는 KDI 공공투자관리센터(2023)에서 제시한 바와 같이 주거시설의 WTP의 최대치는 시장가격, 즉 매매가격이라 볼 수 있으나, 시장가격은 자산가치 상승의 기대감, 부동산 경기에 민감하기 때문에 이의 영향이 완화된 시장임대료, 즉 환산연임대료를 적용한다는 논거를 검토하기 위함이다. 다만 WTP 개념에서 보면 연간 임대료 개념보다는 매매가격에 대응되는 일종의 전세보증금 개념이 더 적합하고, 이에 따라 현행 환산연임대료 방식이 전세뿐만 아니라 월세자료까지 이용하여 연간임대료로 환산한

를 단순화하기 위해 사회적 할인율 4.5% 기준 단위당 환산임대료의 30년 현재가치로 정의하며,⁴⁾ 이를 단위당 매매가격과 단위당 환산보증금과 비교하여, 주거편익의 수준 변화 및 영향 요인을 논의한다.

이를 위해 본 연구에서는 현행 예비타당성에서 주거편익 산정을 위해 주로 사용되는 국토교통부의 실거래 자료(국토교통부, 2025.9.10)와 한국부동산원의 전월세 전환율 통계(한국부동산원, 2025.9.10)를 이용한다. 그리고 분석지역은 서울시, 주택유형은 아파트로 한정한다. 이는 본 연구의 주안점인 주거편익의 수준을 검토하기 위해서는 우리나라에서 가장 주택가격(혹은 주거선호)이 높은 지역 및 주택유형, 즉 서울시 아파트를 대상으로 하는 것이 타당하다고 판단하였기 때문이다. 다만 서울시 내부에서도 주택가격 및 선호의 하위시장의 지역별 차이를 감안하기 위해 서울시를 도심권, 동북권, 서북권, 서남권, 동남권 등 5개 권역으로 구분하도록 한다.⁵⁾ 마지막으로 분석기간은 주택시장의 변동을 감안하여 분석결과와 일반화를 위해 최대한 장기 시계열을 확보하기 위해 2012~2024년으로 설정하되, 분석의 편의상 3년씩 기간을 두고 2012년, 2015년, 2018년, 2021년, 2024년을 대상으로 한다.

본 연구는 다음과 같이 진행된다. 2장에서는 현행 예비타당성의 주거시설 편익의 개념 및 산정과정을 검토하고, 이와 관련된 연구동향을 통해 본 연구의 차별성을 제시한다. 3장에서는 본 연구에서 주거편익의 수준 검토를 위한 방법론과 사용된 자료를 설명한다. 4장에서는 주거편익의 수준과 영향 요인을 파악하고 이에 대한 보정대안을 검토한다. 마지막으로 5장에서는 연구의 결론 및 시사점을 제시한다.

2. 이론적 검토

2.1 주거편익의 개념 및 추정적 한계

주거편익의 개념 및 측정에 대한 논의에 앞서 일반적으로 우리나라에서 시설의 타당성을 판단하는 지표(B/C 비율)를 살펴보면 다음과 같다(식 (1)). 이에 따르면 불변비용은 기준연도($t=0$)부터 준공연도($t=k$)까지 배분되며, 불변편익은 통상 준공의 다음 연도($t=k+1$)부터 분석종료 연도($t=n$)까지 배분된다. 분석종료 연도는 편익의 발생기간에 따라 변동하게 되며, 통상 주거시설에 대해 한국개발연구원과 지방행정연구원은 30년, 지방공기업평가원은 40년을 적용하고 있는 상황이다(지방공기업평가원, 2021; 한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터, 2021; KDI 공공투자관리센터, 2024). 그리고 배분된 비용 및 편익을 기준연도($t=0$)를 기준으로 사회적 할인율($\gamma=4.5\%$)로 현재가치화하여 총 비용과 편익을 계산하고, 이의 비율로 B/C가 최종적으로 계산된다.⁶⁾

$$BCratio = \frac{B}{C} = \frac{\sum_{t=k+1}^n b_t / (1+\gamma)^t}{\sum_{t=0}^k c_t / (1+\gamma)^t} \quad (1)$$

B : 편익, C : 비용, b_t : 시점별 편익, c_t 시점별 비용

γ : 사회적 할인율, t : 시점, k : 준공시점

n : 편익발생 종료시점

이 중 예비타당성, 즉 비용편익분석에서 적용되는 편익은 사회적 혹은 국민경제 전체의 관점에서의 공

다는 점을 감안하여, 이와 대응되는 전세보증금 개념으로 환산보증금으로 적용하는 것이 타당하다고 판단하였기 때문이다.

4) 사회적 할인율(4.5%)과 편익발생기간(30년)은 예비타당성지침에 규정된 사항으로 변동시키기 어렵다는 점을 감안한 것이다.

5) 서울시의 5개 권역에 속하는 구는 도심권(종로, 중구, 용산), 동북권(성동, 광진, 동대문, 중랑, 성북, 강북, 도봉, 노원), 서북권(은평, 서대문, 마포), 서남권(양천, 강서, 구로, 금천, 영등포, 동작, 관악), 동남권(서초, 강남, 송파, 강동)으로 구성된다.

6) 여기서의 비용과 편익은 일반적으로 분석기간 내 기준연도 기준 현재가치 총액을 적용하게 되며, B/C가 1 이상일 경우 경제적 타당성이 확보된다(한국개발연구원, 2008).

현을 의미한다(김동진, 1999). 또한 비용편익분석에서의 사회적 편익은 후생경제이론에 따라 소비자들의 WTP로 평가하는 것이 일반적이다(한국개발연구원, 1999).⁷⁾ 이에 주거편익 역시 소비자들의 WTP로 측정하게 되나, 현행 예비타당성에서의 주거시설 WTP는 시장가격이 아닌 시장임대료로 접근하고 있다. 이에 대해 KDI 공공투자관리센터(2018, 2023, 2024)에서는 주택의 시장가격, 즉 매매가격은 주택의 자산가치 상승 기대감과 부동산 경기 민감성 등이 포함되어 있기 때문에, 예비타당성 분석을 위해서는 이의 영향이 어느 정도 제거된 시장임대료가 사회적 편익으로 더 적절하다고 하고 있다.

또한 시장임대료를 활용하는 경우 전월세전환율을 이용하여 전세, 보증금 등을 임대료로 전환하는 것이 필요하다고 하고 있다(KDI 공공투자관리센터, 2018, 2023, 2024). 구체적으로 시장임대료를 추정하기 위해서는 전월세 보증금 및 월세를 하나의 연간 임대료 개념으로 통합하는 과정을 거치게 된다. 현행 예비타당성에서의 연간 시장임대료는 다음의 식 (2)와 같이 순수월세, 보증부월세, 전세의 보증금과 월세와 전월세전환율의 결합을 통해 연세(이하 환산연임대료)를 도출하여 적용하는 것이 가장 일반적인 접근법이다.⁹⁾

$$YR_0 = D_0 \times i + MR_0 \times 12 \quad (2)$$

YR_0 : 기준시점 환산연임대료

D_0 : 기준시점 전세 혹은 월세 보증금

MR_0 : 기준시점 월세, i : 전월세전환율

이러한 내용들을 보면, 현행 예비타당성에서의 주거편익은 매매가격(WTP 상한값)이 아닌 환산보증금을 WTP 기준값으로 볼 수 있다(식 (3)).¹⁰⁾

$$CR_0 = D_0 + MR_0 \times 12/i \quad (3)$$

CR_0 : 기준시점 환산보증금

물론 예비타당성 조사기관에 따라 주거시설의 직접편익으로 환산연임대료에 주거관리비를 추가하거나(KDI 공공투자관리센터, 지방공기업평가원 투자분석센터), 신규주택과 공가화주택에 대해 환산연임대료를 차등하여 적용하는(한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터)¹¹⁾ 등 일부 세부 적용상 차이가 있으나 기본적으로는 환산연임대료가 직접편익의 대부분을 차지하고 있다. 이 외에도 추가편익 혹은 간접편익을 계상할 수 있도록 하고 있으나,¹²⁾

7) 우리나라의 예비타당성은 1999년 「예산회계법 시행령」에, 공공기관 사업의 예비타당성조사는 2011년 「공공기관 운영에 관한 법률」에 법적 근거가 도입되면서 시작되었다(KDI 공공투자관리센터, 2025). 이에 주거시설을 포함한 개발사업 등에 대한 편익에 대한 논의 및 적용은 2011년 이후 본격적으로 진행되었다고 볼 수 있다.

8) 공공경제이론에서의 사업의 소비자잉여(consumer-surplus)는 소비자들의 지불용의액(WTP)에서 실제 지불한 금액(예; 사업비)과의 차이, 즉 사업의 순편익 개념이기 때문에(김동진, 1999), 본 연구에서 다루는 편익(즉, 총 편익) 개념과는 차이가 있다.

9) 실제 타당성에서 환산연임대료는 주택사업물량(전용면적)과의 연계를 위해 단위당으로 산출·적용하고 있다(한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터, 2021).

10) 예비타당성에서의 시장임대료는 전월세를 전월세전환율로 전환한 환산연임대료를 의미하는 것으로 보이나, WTP 개념 하에서는 기준 임대료는 전세 보증금 수준을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 다만 환산연임대료가 전월세를 모두 포함하는 개념이기 때문에 이를 보증금으로 환산한 환산보증금이 WTP의 기준값으로 보는 것이 적절하다고 판단하였다.

11) 한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터(2021)에서는 주택수요가 충분할 경우에는 환산연임대료를 그대로 사용하나, 주택수요가 충분하지 않거나, 대규모 주택사업의 경우에는 신규주택은 10년 이내 주택의 단위당 환산연임대료 상위 75%, 공가화주택은 20년 이상 주택의 단위당 환산연임대료 하위 25%를 차등하여 적용하도록 지침화 하였다.

12) KDI 공공투자관리센터(2024)에서는 추가편익으로 이주비용절감편익과 임대료변동성해지편익을 그리고 한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터(2021)에서는 간접편익으로 주택시장편익(시장안정화 및 주변환경개선편익)과 기타편익(통행 시간감소 및 탐색비용절감편익) 등을 제시하였다.

현실적으로 추가편익 혹은 간접편익은 적용하기 위한 조건이 까다롭기 때문에 예비타당성의 주거편익으로 적용되기 어려울 뿐만 아니라 그 크기 역시 작은 상황이다.¹³⁾

따라서 본 연구에서는 주거편익의 수준을 검토하기 위해 단위당 환산연임대료 방식으로 도출되는 수치를 주거편익이라 가정하여 검토한다. 구체적으로 본 연구에서의 주거편익은 단위당 환산연임대료의 30년 현재가치로 정의하며, 다음의 식 (4)와 같이 단위당 환산연임대료를 기준으로 사회적 할인율 4.5%, 편익발생기간 30년으로 적용한다. 이렇게 도출된 주거편익은 WTP 상한값(매매가격)과 WTP 기준값(환산보증금)의 개념을 준용하여 WTP의 추정값이라 할 수 있다.¹⁴⁾

$$HBPU = \sum_{i=0}^{29} [(YR_0 / m^2) / (1 + \gamma)^t] \quad (4)$$

HBPU: 단위당 주거편익

YR_0 / m^2 : 기준시점 평균 단위당 환산연임대료

γ : 사회적 할인율(4.5%), t : 시점

그렇다면 식 (4)로 정의된 주거편익은 어떠한 요인들에 의해 변동하는가? 이에 대해 본 연구에서는 전월세전환율과 매매가대비전세가비율(이하 전세가율) 감소에 초점을 맞춘다.¹⁵⁾

우선 전월세전환율은 주거편익 변동의 직접적인

요인으로 이의 감소는 두 가지 형태로 주거편익 감소에 영향을 준다. 첫 번째로는 특정사업의 사업비와 전월세 보증금 및 월세가 고정되었다고 가정할 경우, 전월세전환율의 감소는 환산연임대료의 감소를 유발한다는 점이다. 이는 환산연임대료 산출에서 전월세전환율은 식 (2)와 같이 전월세 보증금을 연임대료로 환산하는 비율로 작동하기 때문에, 전월세 전환율이 낮아지게 되면 보증금 부분의 환산연임대료가 작게 계상되며, 식 (3)과 연동되어 주거편익 역시 작아지게 된다. 두 번째로는 전월세전환율의 감소는 주거편익이 현행 예비타당성에서 가정하고 있는 소비자들의 WTP 기준인 환산보증금 수준도 충족하지 못할 수 있다는 점이다. 이는 현행 예비타당성에서의 주거편익은 식 (3)과 같이 사회적 할인율과 편익발생기간에 따라 환산보증금과 다른 수치를 가지기 때문이다. 따라서 현재의 예비타당성의 기준(사회적 할인율 4.5%, 편익기간 30년)이 고정된 상황에서 전월세전환율의 하락은 주거편익을 줄일 뿐만 아니라, 전월세전환율이 특정 수준 이하로 줄어든 경우 현행 예비타당성에서 가정하고 있는 WTP 기준값인 환산보증금 수준에도 못 미칠 수 있다. 만약 전월세전환율이 현저히 낮아진다면, 주거편익 추정치는 현행 예비타당성의 WTP 기준인 환산보증금 수준을 충분히 반영하지 못함을 의미한다.

다음으로는 전세가율은 주거편익 변동의 간접적인 요인으로, 이의 감소는 주거편익의 WTP 기준인 환산보증금 수준 자체를 줄이게 된다.¹⁶⁾ 이와 관련

13) 한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터(2021)에서 간접편익은 직접편익에 비해 그 크기가 미미하며, 대부분의 경우 계량화가 쉽지 않으므로 대규모 주택공급(2,000세대 이상 또는 재고 대비 1% 이상)인 경우에 한하여 고려할 수 있도록 지침화 하였으며, KDI 공공투자관리센터(2022)에 의하면 추가편익은 초기연도에만 발생하며, 기존 사례를 대상으로 추정된 결과 임대료편익에 비해 이주편익은 0.3%, 임대료변동성헷지편익은 2.2% 수준에 불과한 것으로 나타났다.

14) 주거편익은 WTP 기준값인 환산보증금을 연간으로 환산한 것으로 볼 수 있으나, 예비타당성에서는 사회적 할인율과 편익기간이 고정되어 다른 값으로 추정된다는 점을 감안하여 WTP 추정값으로 명명하도록 한다.

15) 이는 서울시의 2024년 기준으로 지난 2012~2024년 동안 한국부동산원 전월세전환율의 연간평균은 최대 2.3%p(2012년 → 2024년), 전세가율의 연간평균은 14.1%p(2015년 → 2024년)로 감소된 것을 감안한 것이다.

16) 환산보증금이 전세뿐만 아니라 월세까지 모두 전세보증금으로 변환한 수치로 일반적인 전세보증금과 비슷한 개념이기 때문에, 매매가대비환산보증금 비율은 본 연구에서 적용한 전세가율(매매가대비전세가 비율)과 동일한 개념이라 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 환산보증금과 전세가격(전세보증금)을 동일한 개념 하에 접근하도록 한다.

하여 보면, 환산보증금 수준(WTP 기준값)은 주택의 투자적 요소가 어느 정도 배제되었다는 점에 있어서 매매가격(WTP 상한값)에 비해 낮게 형성되는 것은 타당해 보인다. 하지만 WTP의 상한 및 기준, 즉 매매 가격과 환산보증금 수준과의 차이가 커지게 된다면, 즉 전세가율이 작아질 경우에는 주거편익 크기에도 영향을 미치게 된다. 다시 말하면 전세가율이 현저히 작다는 것은 환산보증금 수준 자체가 매매가격을 고려해볼 때, WTP를 과소 반영할 수 있다고도 볼 수 있다. 특히 이를 기준으로 산출되는 환산연임대료 방식의 주거편익 역시 과소 추정될 개연성이 높다. 물론 반대의 상황, 즉 역전세와 같은 상황에서는 동일한 논리로 주거편익의 과소 추정이 아닌 과대 추정의 개연성도 상존한다.

다만 현실적으로는 전월세전환율과 전세가율의 복합 변동뿐만 아니라¹⁷⁾ 전월세 보증금 및 월세의 증가율까지 연동되기 때문에, 앞서 이론적으로 검토한 내용들이 유효할 지에 대해서는 선행연구와 실제 자료를 통해 확인할 필요가 있다.

2.2 주거편익 관련 선행연구의 한계 및 차별성

앞서 언급하였듯이 현행 주거편익이 주거시설의 WTP를 과소 추정한다면, 이는 단순히 특정 주택개발사업의 타당성뿐 만 아니라, 주거시설의 비율이 높은 복합사업의 총 편익, 즉 B/C를 낮출 가능성이 높다. 이러한 상황에서 사업주체는 예비타당성의 통과 확률을 높이기 위해서 주거시설의 비율은 낮추고 상업업무 등 다른 시설의 비율을 높이는 방향으로 토지이용계획을 구상할 수 있다. 결국 주거시설의 원활한 공급이 진행되지 못하는 결과를 초래할 수도 있다는 점에 있어서도 문제의식을 가질 수 있다.

하지만 기존 연구들은 본 연구에서 주안점으로 두

고 있는 주거편익의 수준에 대한 검토보다는 주로 공공임대주택의 주거편익 추정에 초점을 맞춘 연구가 진행되어 왔으며(오동훈, 2000; 김근용 외, 2004; 정의철, 2006; 권대철·최막중, 2012; 유승동·김주영, 2017; 이석제 외, 2018; 오종현, 2020), 일부는 현행 환산연임대료 방식의 주거편익에 추가할 수 있는 편익 발굴에 한정되어 연구가 진행되어 왔다(KDI 공공투자관리센터, 2022). 이는 우리나라에서 주거편익과 관련해서는 각 기관의 사업타당성 평가지침에서 개념 및 적용방법을 비교적 상세히 제시하였기 때문으로 보인다(지방공기업평가원, 2021; 한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터, 2021; KDI 공공투자관리센터, 2024). 해외에서는 우리나라와는 다른 측면인 정부의 재정적 관점에서 접근하기도 하는데, 이는 기존 비용편익분석 방식에서 편익을 화폐화하는데 따른 어려움을 해소하기 위해 공공임대주택(사회주택)을 제공에 따라 발생하는 다른 정부 부문(보건, 사법, 사회 서비스)의 재정적 절감 등을 통해 접근하는 것이다(Denham et al., 2019). 이러한 점들을 감안하면 본 연구에서 주안점으로 두고 있는 주거편익의 수준의 변동 및 원인을 파악하기에는 부족한 상황이라고 할 수 있다.

이에 본 연구에서는 주거편익의 수준을 근본적으로 검토하기 위해 현행 주거시설 편익에 대한 측정 방법을 살펴보고, 서울시를 대상으로 주거편익을 시기별 지역별로 도출하여 이의 수준을 파악하고 그 원인을 검토한다는 데 있어 본 연구의 차별성이 있다. 또한 이와 더불어 현실적인 적용 측면에서 현행 주거편익 추정방식을 기반으로 이의 보정대안까지 검토한다는 점에 있어서도 차별성이 있다.

17) 이론적으로 보면 전월세전환율과 전세가율은 상반된 방향으로 변화하기 때문에(이석준·김경민, 2016), 전월세전환율이 감소하면 전세가율은 높아져, 어느 정도 주거편익의 변동 효과는 상쇄될 수 있다. 다만 각 요인의 변화 수준차이에 의해 주거편익이 증가하거나 감소할 수 있기 때문에 이를 실증적으로 검토할 필요가 있다.

3. 분석틀

3.1 분석 방법

본 연구에서는 환산연임대료 방식의 주거편익의 수준이 주거시설 WTP에 비해 어느 정도인지 검토하고자 한다. 다만 현행 예비타당성 지침을 보면, 3가지 WTP, 즉 상한값인 매매가격, 기준값인 환산보증금, 마지막으로 추정값인 주거편익(단위당 환산연임대료의 30년 현재가치)이 제시되고 있기 때문에, 주거편익의 수준을 검토하기 위해서는 환산보증금 뿐만 아니라 매매가격과의 비교도 필요하다. 따라서 본 연구에서는 앞서 검토한 환산연임대료 방식의 주거편익을 토대로 매매가격 및 환산보증금대비 비율을 통해 현행 방식의 주거편익 추정값의 수준을 검토하도록 한다.¹⁸⁾

이를 위해서는 우선적으로 본 연구에서 사용할 주거편익, 매매가격, 그리고 전세가격의 정의가 필요하다. 우선 WTP 추정값인 주거편익은 현행 사전타당성에서 사용하고 있는 주거시설의 편익추정 방법, 즉 환산연임대료의 30년 현재가치 총액으로 정의한다. 다만 주택(가구) 간의 면적차이를 감안하기 위해 단위당으로 접근한다.¹⁹⁾ 이에 본 연구에서의 주거편익은 다음의 식 (5)와 같이 단위당 환산연임대료 평균($\overline{ACR/m^2}$)를 추정하고, 식 (6)을 통해 이의 30년 현재가치 총액($HBPU$)을 도출한다.²⁰⁾

$$\overline{ACR/m^2} = \frac{\sum_{i=1}^j (D_i \times \overline{CR_r} + R_i \times 12)}{\sum_{i=1}^j UA_i} \quad (5)$$

$$HBPU = PVACR/m^2 = \sum_{i=0}^{29} \frac{\overline{ACR/m^2}}{(1+\gamma)^t} \quad (6)$$

γ : 사회적 할인율, t : 시점, r : 주택이 속한 지역

다음으로 WTP 상한값인 매매가격은 앞선 주거편익과 같이 단위당으로 접근하며 다음의 식 (7)과 같이 단위당 평균 매매가격으로 도출한다.

$$\overline{S/m^2} = \frac{\sum_{i=1}^j S_i}{\sum_{i=1}^j UA_i} \quad (7)$$

또한 WTP 기준값인 환산보증금은 단위당 전세가격이 아닌 단위당 환산보증금으로 정의한다. 이는 앞서 언급하였듯이 현행 환산연임대료 방식이 월세만을 대상으로 하는 것이 아니라 전월세를 모두 이용하기 때문에, 이와 대응되는 전세 보증금 역시 동일한 개념으로 적용하는 것이 합리적이라 판단했기 때문이다. 이에 본 연구에서의 단위당 환산보증금은 식 (5)의 단위당 환산연임대료 개념을 식 (8)과 같이 단위당 평균 환산보증금으로 도출한다.

$$\overline{CD/m^2} = \frac{\sum_{i=1}^j (D_i + R_i \times 12 / \overline{CR_r})}{\sum_{i=1}^j UA_i} \quad (8)$$

CD/m^2 : 단위당 환산보증금, D : 보증금

CR : 전월세전환율, R : 월 임대료, UA : 전용면적

i : 개별가구, j : 가구수, r : 주택이 속한 지역

18) 기존 예비타당성 지침에 따르면, 매매가격은 주거시설에 대한 소비자들의 WTP 상한값, 환산보증금은 WTP의 기준값, 그리고 환산연임대료 방식의 주거편익 추정치는 WTP 적용값으로 볼 수 있다.

19) 주거관리비는 예비타당성 기관마다 포함여부가 다르며, 매매와 전월세에도 모두 동일하게 포함되는 항목으로 이를 제외하더라도 비율 계산에는 큰 영향을 미치지 않을 것으로 판단하였기 때문이다.

20) 단위당 환산연임대료를 30년 현재가치화를 위해 사회적 할인율은 4.5%를 기준으로 하여, 30년간 환산보정치 17.022 ($= \sum_{t=0}^{29} (1/(1+4.5\%)^t)$)를 적용한다.

마지막으로 주거편익의 수준은 앞서 정의한 매매 가격과 환산보증금을 기준으로 다음과 같이 매매가 대비주거편익 비율과 환산보증금대비주거편익 비율로 적용한다(식 (9) 및 식 (10)). 우선 매매가대비 주거편익비율은 현행 주거편익(WTP 추정값)이 매매가격(WTP 최댓값)에 비해 어느 정도 수준을 나타 내는지 검토하기 위해 적용한다. 이를 위해 단위당 평균 매매가격(식 (7))과 주거편익(식 (6))의 비율을 결합하여 적용한다(식 (9)). 이 비율이 현저히 낮 다면, 현행 환산연임대로 방식의 주거편익의 과소 추정을 예상할 수 있다.

$$SPVratio = \frac{HBPU}{S/m^2} \quad (9)$$

다음으로 환산보증금대비주거편익 비율은 WTP 추정값(주거편익)이 WTP 기준값(환산보증금)에 어 느 정도 수준인지를 검토하기 위해 적용한다. 이를 위해 단위당 주거편익(식 (6)) 대비 단위당 평균 환 산보증금(식 (8))의 비율을 결합하여 적용한다(식 (10)). 만약 이 비율이 1(=100%)이하인 경우에는 주 거편익의 수준이 예비타당성에서의 WTP 기준인 환 산보증금 수준에도 못 미친다는 것, 즉 주거편익이 과소추정될 수 있다는 것을 의미하며, 반대로 1 이상 인 경우에는 주거편익이 WTP 기준에 비해 과대 추정 될 수 있다고 볼 수 있다. 또한 매매가대비주거편익 비율(식 (9))의 증감 원인도 동시에 파악할 수 있다.

$$CDPVratio = \frac{HBPU}{CD/m^2} \quad (10)$$

3.2 분석 자료

우선 본 연구의 분석자료 시점은 2012~2024년

을 기준으로 3년씩 구분하여 적용한다. 이는 분석 자 료의 가용 가능한 최대 시점을 고려하여 일반화된 결과를 도출하기 위함이다. 또한 2012년은 주거시 설과 관련된 예비타당성 수행의 초기 시점으로 이 시점에서 주거편익 추정방법 설정의 유효성도 일정 부분 파악할 수 있다고 판단했기 때문이다.

이에 본 연구에서는 앞서 제시된 수식들을 실증하 기 위해서 단위당 환산연임대로 및 환산보증금 산 출을 위한 보증금, 월세, 전용면적 그리고 매매가격 산출을 위한 자료들을 구축한다. 이를 위해 현행 예 비타당성에서 사용하는 자료와 동일하게 국토교통 부 실거래 통계를 사용하도록 한다. 다만 앞서 제시 한 비율들은 이론적으로는 동일주택에 대해 자료가 구축되어 적용되어야 하나, 현실적으로는 매매, 전 세, 월세가 동일주택에서 동시에 발생하지는 않는다 는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 비율의 편의 (bias)를 완화하기 위해 매매와 전월세 자료를 동시 에 구축하되, 각 연도에 대해 동일한 단지에 매매와 전월세 사례가 모두 있는 경우만 추출하여 사용한 다.²¹⁾²²⁾ 이렇게 최종적으로 도출된 매매 및 전월세 실거래 건수는 다음과 같으며(Table 1), 분석기간 동

Table 1. Analyzed Data and Sampling Ratio
(Unit: 10,000 Cases, %)

Year	Sale			Rent		
	A	B	B/A	A	B	B/A
2012	4.1	3.4	83.3	15.4	10.1	65.8
2015	12.0	10.0	83.6	15.7	13.0	82.7
2019	8.2	6.9	84.2	16.8	11.1	66.4
2023	4.3	3.6	82.1	22.8	12.3	54.0
2024	5.7	5.1	88.1	25.0	15.3	60.9
Total	34.3	28.9	84.3	95.7	61.8	64.6

Note: A is Market-Wide Transactions, B is Same Complex Transactions (Sampling Data)

21) 구체적으로는 특정연도 특정월 특정단지에 매매와 전월세 사례가 있는 경우만 추출하여 적용하였다.

22) 엄밀히 말하면 반복매매가 이루어진 동일주택을 추출하는 것이 더 타당할 수 있으나, 현실적으로 분석을 위해 전월세 사례수 를 확보하기 위한 측면에서 적용하지 않았다.

안 매매는 총 28.9만 건(총 매매 거래건수의 84.3%), 전월세는 61.8만 건(총 전월세 거래건수의 64.6%)의 자료가 추출되었다.

또한 본 연구에서는 환산연임대료 및 환산보증금의 도출을 위해 전월세전환율이 필요하다. 다만 국토교통부 실거래가 통계에는 전월세전환율을 제공하지 않기 때문에, 한국부동산원의 통계를 이용하며, 구체적으로는 서울시의 연도별 구별 아파트 전월세전환율을 실거래 전월세 통계에 매칭하여 적용한다.²³⁾²⁴⁾ 마지막으로 전세가율의 수준의 시공간적 차이를 파악하기 위해 한국부동산원의 서울시 연도별 구별 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율을 사용한다.²⁵⁾

4. 실증분석

4.1 서울시 주거편익의 수준 변화 및 영향요인 분석

본 연구에서는 환산보증금대비주거편익 비율과 매매가대비주거편익 비율을 통해 주거편익의 수준을 검토하고, 전월세전환율과 전세가율의 변화가 주거편익 수준에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

최근 주거편익은 예비타당성의 WTP 기준으로 가정한 환산보증금 뿐만 아니라 WTP 상한값인 매매가격 수준에도 못 미치는 것으로 나타났다(Figs. 1, 2). 우선 서울시 전체를 대상으로 한 환산보증금대비주거편익 비율은 2012년 116.3%로 높게 나타났지만, 이를 제외한 나머지 연도에서는 100% 보다 낮게 나

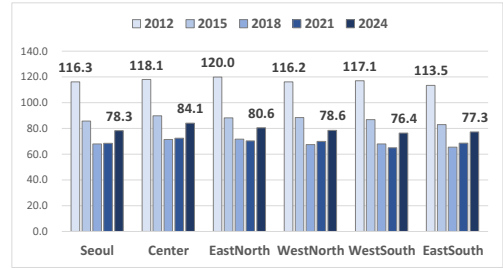


Fig. 1. Per-m² Housing Benefit (30-Year Constant Converted Rent)-to-Converted Deposit Ratio by Period and Region

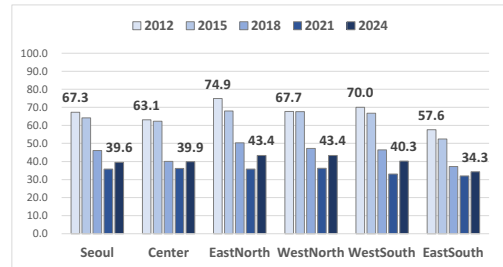


Fig. 2. Per-m² Housing Benefit (30-Year Constant Converted Rent)-to-Sale Price Ratio by Period and Region

타나고 있으며, 2024년은 2021년 보다 약간 높아졌지만 여전히 76.3% 수준을 보이고 있는 상황이다.

이의 패턴은 전월세전환율과 전세가율의 추이를 볼 때(Figs. 3, 4), 전월세전환율과 비슷하게 나타나고 있어, 기본적으로는 전월세전환율의 변화로 해석할 수 있다. 이는 앞에서 논의하였듯이 기본적으로 전월세전환율의 하락은²⁶⁾ 주거편익의 근간이 되는 환산연임대료를 이론적으로 줄이는 역할을 하기 때

23) 국토교통부 주거실태조사에서는 PIR 계산을 위한 환산월임대료 산출을 위해 특정연도 전체 평균 전월세전환율을 이용하고 있지만(국토교통부, 2024), 한국부동산원에서는 지역별, 주택유형별 전월세전환율을 제공하고 있기 때문에, 본 연구에서는 보다 정확한 환산연임대료를 산출하기 위해서는 가장 세분화된 아파트 서울시 구별 자료를 이용하는 것이 타당하다고 판단하였다.

24) 아파트 전월세전환율은 한국부동산원뿐만 아니라 KB에서도 제공하고 있으나, KB는 2016년 1월부터 제공하고 있으며, 서울시를 구별로 구분하여 제공하지 않기 때문에 사용하지 않았다.

25) 아파트 전세가율 역시 한국부동산원뿐만 아니라 KB에서도 제공하고 있으나, KB는 2013년 4월 이전 서울시의 구별 자료를 제공하지 않아 본 연구의 분석연도 중 하나인 2012년을 포함하지 못하여 사용하지 않았다.

26) 현재 주택임대차보호법에 의하면, 전월세전환율은 한국은행 기준금리에 연 2%를 초과할 수 없도록 제한되어 있기 때문에 과거에 비해 점차 줄어들고 있는 상황이다.

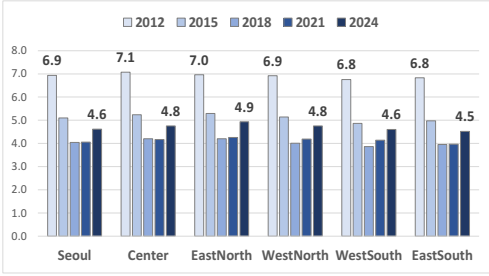


Fig. 3. Jeonse-to-Rent Conversion Rates by Period and Region

Source: Korea Real Estate Board (KREB) (2025.9.10)

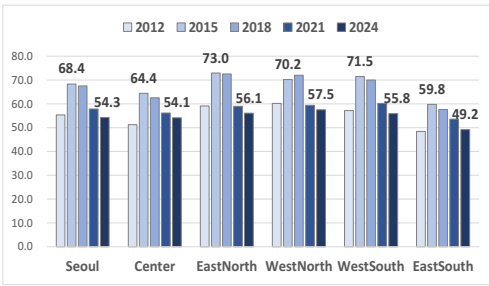


Fig. 4. Jeonse-to-Sale Price Ratios by Period and Region

Source: Korea Real Estate Board (KREB) (2025.9.10)

문이다.

다만 환산보증금대비주거편익 비율에서의 문제는 최근의 주거편익이 WTP 기준인 환산보증금 수준도 못 미치고 있다는 점이다. 이에 대해서는 다음의 식 (11)을 통해 검토가 가능하다. 식 (11)은 주거편익과 환산보증금(WTP 기준값)이 동일한 수준 (=100%)이 되기 위한 조건을 도출하기 위해 도입하였으며, 이는 식 (9)를 기반으로 식 (7)과 식 (8)을 결합하면 도출이 가능하다. 이에 의하면 주거편익이 환산보증금(WTP 기준값)과 일치하기 위해서는 $1/\overline{CR} = \sum_{t=0}^{29} 1/(1+\gamma)^t$ 의 조건식이 만족하여야 한다.

$$\begin{aligned}
 CDPVratio &= \frac{HBPU}{CD/\text{m}^2} \\
 &= \frac{\sum_{t=0}^{29} [(\overline{D} \times \overline{CR} + \overline{R} \times 12) / \overline{UA}] / (1+\gamma)^t}{(\overline{D} + \overline{R} \times 12 / \overline{CR}) / \overline{UA}} \\
 &= \frac{(\overline{D} \times \overline{CR} + \overline{R} \times 12) \times \sum_{t=0}^{29} 1/(1+\gamma)^t}{(\overline{D} + \overline{R} \times 12 / \overline{CR})} \\
 &= \frac{(\overline{D} \times \overline{CR} + \overline{R} \times 12) \times \sum_{t=0}^{29} 1/(1+\gamma)^t}{(\overline{D} \times \overline{CR} + \overline{R} \times 12) \times (1/\overline{CR})} \\
 &= \frac{\sum_{t=0}^{29} 1/(1+\gamma)^t}{1/\overline{CR}} = \overline{CR} \times \sum_{t=0}^{29} 1/(1+\gamma)^t \quad (11)
 \end{aligned}$$

γ : 사회적 할인율, t : 시점

따라서 이 조건식을 이용하면 전월세전환율이 주어졌을 때의 사회적 할인율, 반대로 사회적 할인율이 주어졌을 때 주거편익과 환산보증금(WTP 기준값)이 일치하는 전월세전환율 수준을 도출할 수 있다. 다만 사회적 할인율은 변동하기 어려운 요소이기 때문에, 본 연구에서 가정한 사회적 할인율 4.5%, 편익발생기간(30년, 0~29년)이 유지된다고 할 경우에는 이론상 전월세전환율이 5.87%가 초과되지 않으면 주거편익은 WTP 기준인 환산보증금 수준을 맞추지 못한다. 따라서 최근 주거편익이 환산보증금 수준을 충족하지 못한 것은 전월세전환율이 2012년 이외에는 5.87%를 초과하지 않기 때문인 것으로 판단할 수 있다.²⁷⁾

다음으로 최근 주거편익은 WTP의 상한값인 매매가격과 비교해 볼 때, 앞서 검토한 환산보증금대비 주거편익 비율에 비해 낮은 수준으로 나타났다(Fig. 2). 서울시를 전체를 기준으로 볼 때, 매매가대비주거편익 비율은 2012년과 2015년은 67% 수준을 유지하고 있었으나, 2024년 현재는 39.6% 수준으로

27) 다만 본 연구에서 도출한 5.87%는 본 연구의 주거편익 추정과정에 의한 결과로, 실제 예비타당성에서는 비용발생기간이 고려된 편익발생시점이 달라지기 때문에 이 수치는 바뀔 수 있다는 점을 유의할 필요가 있다.

Table 2. Average Annual Growth Rates of Sale Prices, Converted Deposit, and Housing Benefits, 2012-2024

(Unit: %)

	Seoul	Center	East North	West North	West South	East South
Sale Price	8.70	9.01	8.66	8.45	8.24	8.74
Converted Deposit	7.48	7.93	7.33	7.97	7.11	7.54
Housing Benefit	4.00	4.92	3.83	4.50	3.37	4.15

큰 폭으로 낮아진 상황이다. 특히 주택가격이 급격히 상승한 2021년, 그리고 주택가격 및 선호도가 가장 높은 지역인 동남권의 매매가대비주거편익 비율이 가장 낮은 수준인 것이 특징이다.

이는 근본적으로 매매가격 및 주거편익의 증가율 차이와 전월세전환율 및 전세가율의 변동이 복합적으로 적용된 결과이다. 우선 본 연구에서 다루는 매매가격(WTP 상한값), 환산보증금(WTP 기준값), 주거편익(WTP 추정값)의 2012~2024년 연평균 증가율의 차이를 보면 다음과 같다(Table 2). 각 항목별 증가율의 크기를 보면, 매매가격이 가장 높고 주거편익이 가장 낮게 나타났다. 따라서 이러한 증가율 차이는 2012년에 비해 2024년의 매매가대비주거편익비율이 전반적으로 낮아지게 된 결과를 초래한 것으로 보인다. 특히 주거편익의 증가율이 WTP 기준값인 환산보증금에 비해서도 낮다는 점은 주목할 만하다. 이는 환산연임대로 방식에서 보증금을 전월세전환율로 환산하는 과정에서 일종의 평활화 현상이 나타난 것으로 보인다.²⁸⁾ 구체적으로 보면 환산보증금의 증가율이 주거편익보다 크게 나타나는 현상은 전월세전환율이 낮아지는 경우에 환산연임대로 추정시에는 감소하는 방향으로(식 (5)), 반대로 환산보증금 추정시는 증가하는 방향으로 적용되기(식 (8)) 때문으로 보인다.²⁹⁾ 따라서 최근 환산연임대로 방식의 주거편익은 WTP 기준값인 환산보

증금의 증가율보다도 낮다는 점에 있어서 최근의 WTP 변동을 충분히 반영하지 못하는 것으로 볼 수 있다.

다만 매매가대비주거편익 비율을 연도별로 보면 초기 연도에는 비슷한 수준이었다가 이후 감소추세를 보이고 있는데(Fig. 2), 이는 전월세전환율과 전세가율의 변동이 복합적으로 적용되었기 때문이다(Figs. 3, 4). 우선 2015년의 매매가대비주거편익 비율이 2012년과 비슷한 이유는 2012년은 전월세전환율이 높으나, 이에 비해 전세가율이 낮게 나타나고 있으며, 2015년은 전월세전환율은 낮아졌으나, 이에 비해 전세가율이 높아졌기 때문으로 보인다. 즉 전월세전환율과 전세가율이 서로 반대 방향으로 변화하여 부(-)의 영향이 상쇄되었기 때문이다. 다음으로 2018년은 전세가율은 유지되었으나 전월세전환율이 낮아져 주거편익이 줄어든 것으로 보인다. 특히 2021년의 매매가대비주거편익 비율이 가장 낮게 나타났는데, 이는 전월세전환율은 유지된데 반해 전세가율은 낮아졌기 때문이다. 다만 2024년은 2021년에 비해 전월세전환율 증가폭이 전세가율 하락폭 보다 커져 소폭 증가한 것으로 나타나고 있다. 그리고 동남권의 비율이 가장 낮은 이유는 동남권의 전세가율이 가장 낮은 것이 가장 크기 때문이다.

앞서 검토된 내용들을 종합하여 보면, 현행 주거편익 추정방식, 즉 환산임대료를 사회적 할인율 4.5%

28) 또한 주택가격지수에서 월세가격지수의 변동성이 매매 및 전세가격지수에 비해 낮다는 것, 즉 평활화 현상이 발생하는 것과 비슷하다고 할 수 있다.

29) 이와 같은 논리로 분석자료에 보증금이 많이 포함되는 임대, 즉 전세 및 반전세 비율이 상대적으로 높아질수록 주거편익과 환산보증금의 증가율 차이는 커질 것으로 보인다.

로 30년 현재가치 총액으로 적용되는 구조는 최근 전월세전환율과 전세가율의 수준을 고려해 볼 때, WTP를 충분히 반영하지 못하는 것으로 보인다. 물론 주거편익 추정치 초창기 시점인 2012~2015년은 전월세전환율과 전세가율의 수준을 볼 때, 주거편익의 과소 추정에 대한 우려가 없었을 것으로 보인다. 하지만 최근 2024년의 상황을 보면, WTP 상한값(매매가격)이 어느 정도 가격의 거품요인이 포함되었다고 해도, 이 요인의 크기가 60% 이상이라는 점과 입지적으로 주거 선호 혹은 소유욕구와 방향과 반대로 주거편익의 수준이 낮다는 점을 고려해 보면, 적어도 최근의 상황은 주거편익의 과소 추정 가능성을 높인다고 할 수 있다.

4.2 주거편익 보정대안에 대한 논의

현재까지의 분석결과를 보면, 현행 환산연임대료 방식을 통해 추정되는 주거편익은 매매가격 및 전세 가격 대비 그 비율이 점차 줄어드는 것으로 나타났다. 특히 주거편익은 최근 들어 WTP의 최댓값(매매 가격)에 비해 그 수준이 현저히 낮아지고 있을 뿐만 아니라 현행 예비타당성의 WTP 기준값(환산보증금) 수준에도 못 미치는 것으로 분석되었다. 이러한 점을 감안하면 현재 예비타당성에서 적용되고 있는 주거편익(환산연임대료의 30년 현재가치 총액)은 과소 추정되고 있다고 볼 수 있다. 특히 주거시설 편익의 과소추정은 단순히 주거시설뿐만 아니라 주거시설이 포함된 복합개발사업의 타당성에도 영향을 준다는 점에 있어서 문제가 있다. 따라서 주거편익의 과소추정에 대한 개선은 필요하다고 판단된다.

이에 본 절에서는 현행 주거편익의 개선에 대해 논의하고자 한다. 우선 현행 예비타당성에서 사용

되고 있는 환산연임대료 방식의 총 주거편익의 산출 구조(식 (2))를 보면, 주거편익을 높이기 위해서는 기본적으로 사회적 할인율의 감소(예; 4.5% → 2.5%(국고채30년 최근10년평균) 등)와 편익발생 기간의 증가(예, 30년 → 50년 등)의 고려가 가능하다. 하지만 이 방안은 주거편익만 증가하는 것이 아니라 운영비용도 동시에 증가하는 결과를 초래하기 때문에, 주거시설의 B/C 개선폭은 크지 않을 것이라 예상된다. 더욱이 이 방안은 주택사업뿐만 아니라 다른 사업 유형의 경제적 타당성까지 영향을 준다는 점을 감안하면 현실적인 대안은 아니다. 다음으로 추가편익 혹은 근본적인 방법론의 변경도 고려해볼 수 있으나, 추가편익 개발 및 방법론의 변경은 사회적, 정책적으로 혼란을 야기할 수 있기 때문에 이는 장기간 논의를 통해 적용될 수밖에 없는 부분으로 현재로서는 고려하기가 어렵다. 따라서 본 절에서는 주거편익의 과소추정 문제를 개선하기 위해서는 현행 방식으로 도출되는 주거편익을 본 연구의 결과를 토대로 직접적으로 보정하는 방안(대안)에 대해 논의한다.

본 연구에서 주거편익의 보정대안은 기본적으로 WTP 기준값을 충족하는 방향으로 접근하되, 추가로 WTP 상한값과 기준값의 차이도 동시에 보정할 수 있는 방향으로 설정한다.³⁰⁾ 이에 본 연구에서는 WTP의 기준값의 수준, 즉 환산보증금 자체(식 (8))를 주거편익(보정)으로 적용하는 방안(대안1)과 매매가격(WTP의 최댓값, 식 (7))과 현행 주거편익(WTP 추정값, 식 (6))의 중간값(평균)을 주거편익(보정)으로 적용하는 방안(대안2)으로 구분하여 검토하도록 한다.³¹⁾

이에 본 연구에서 매매가대비주거편익(보정) 비율을 대안별로 도출하면 다음과 같다(Fig. 5 및 Fig.

30) 따라서 본 연구의 보정대안은 주거시설에 대한 WTP, 즉 주거편익은 실거래매매가(시장가격)와 단위당 환산연임대료(시장 임대료)의 30년 현재가치 사이에 있을 가능성이 높다는 것을 감안한 것이라 할 수 있다.

31) 본 연구에서의 주거편익(보정) 값은 30년 현재가치 총액을 의미하기 때문에, 실제 B/C 등 경제적 타당성 분석을 위해서는 현재가치의 합계가 주거편익(보정) 값과 일치하도록 연차별로 배분하여야 한다.

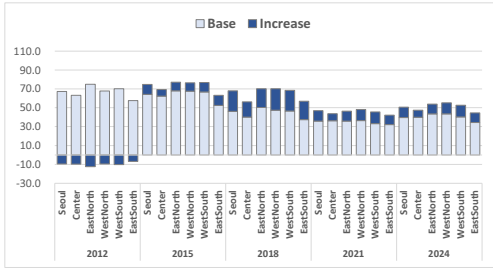


Fig. 5. Use of Converted Deposits as Housing Benefits

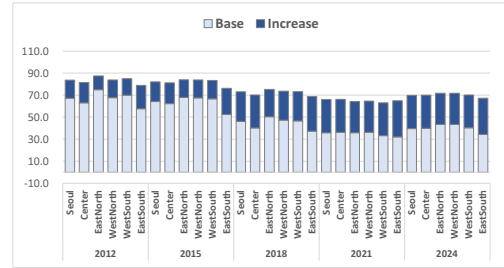


Fig. 6. Use of Average Sale Prices and Housing Benefits

6).³²⁾ 우선 대안1은 WTP 추정값(현행 주거편익)이 WTP 기준(환산보증금)보다 높을 경우 과대 추정을 보정할 수 있는 장점이 있다(Fig. 5). 본 연구에서 적용한 자료에서는 나타나지 않았지만 만약 역전세와 같은 현상이 발생하게 된다면 주거편익(보정) 값이 WTP 최대치인 매매가격을 초과할 수 있다는 한계가 있다. 또한 최근 시점의 비율이 여전히 50% 수준으로 보정되고 있어, WTP 기준값 자체의 하락 문제, 즉 WTP 기준값과 최댓값의 간극 문제는 근본적으로 반영하지 못하는 점을 한계로 들 수 있다. 이에 비해 대안2는 매매가격과 주거편익의 중간값을 적용하는 구조이기 때문에 주거편익이 WTP 상한치인 매매가격을 상회하지 않는다(Fig. 6). 또한 보정된 수치를 보면, 과거에는 매매가격 대비 90% 수준에서 주거편익이 결정되고 있으며, 최근에는 70% 수준을 보이고 있어, 앞서 문제점으로 제기한 WTP 기준값의 하락도 보정이 가능하다는 장점이 있다. 또한 이 방법은 대안1에서 논의한 역전세 문제는 발생하지 않는다. 이러한 점을 종합적으로 감안해 볼 때 본 연구에서는 현행 주거편익의 과소 추정 문제를 해결하기 위한 보정대안으로는 대안2가 대안1보다 적절한 것으로 보인다.

5. 결론 및 시사점

본 연구에서는 최근 주거시설에 한정된 경제적 타당성, 즉 B/C가 낮아지고 있는 이유를 주거편익 수준 변화에 초점을 맞추어 접근하였다. 이를 위해 현행 환산연임대로 방식의 주거편익 추정과정을 이론적·실증적으로 분석하여 이의 한계와 보정대안을 검토하였다. 구체적으로는 주거시설의 편익이 과연 소비자들의 WTP를 충족하고 있는지를 검토하기 위해 현행 주거편익의 추정방법의 한계를 서울시를 대상으로 국토교통부의 실거래가 통계를 이용하여 실증적으로 검토하였다.

본 연구의 주요 분석결과 및 시사점은 다음과 같다. 첫째, 최근 들어 환산연임대로 방식으로 추정된 주거편익은 WTP 상한값인 매매가격 수준뿐만 아니라 본 연구에서 WTP 기준으로 가정한 환산보증금 수준에도 못 미치는 것으로 나타났다. 서울시를 대상으로 실거래가 통계를 적용한 결과, 매매가격대비 주거편익 비율은 2012년 67.3%에서 2024년 39.6%로, 환산보증금대비 주거편익 비율은 2012년 116.3%에서 2024년 76.3%로 낮아진 것은 이를 반증한다.³³⁾ 특히 주택가격 및 선호가 상대적으로 높은 서울시 동남권(서초구, 강남구, 송파구, 강동구)의 비

32) 주거편익의 보정대안 검토시 매매가격과의 비율로 적용하는 이유는 주거편익(보정) 값이 WTP 상한값을 어느 정도 수준을 차지하는지 검토하기 위함이다.

33) 추가적으로 주거시설 B/C가 최근 시점으로 올수록 점차 낮아지는 패턴과 동일한 경향을 보이고 있다는 점은 주거편익의 수준 감소가 타당성 결과에도 영향을 줄 수 있다고 볼 수 있다.

율들이 가장 낮게 나타났다는 점은 현행 주거편익 추정방식이 과연 주거시설의 WTP를 합리적으로 추정하는 방법인지에 대해 의문이 든다.

둘째, 환산연임대료 방식에서 주거편익 수준의 감소는 전월세전환율과 전세가율의 하락이 주요인으로 나타났다. 여기서 전월세전환율은 단순히 환산연임대료 방식의 주거편익을 줄이는 역할을 할 뿐만 아니라 특정 수준 이하로 낮아질 경우에는 WTP의 기준값(환산보증금) 보다 낮아지는, 즉 과소 추정되게 된다. 그리고 전세가율은 WTP 기준값인 환산보증금 수준 자체를 낮추는 역할을 한다. 특히 주거편익은 대체로 30년 기준으로 접근한다는 점에 의해 단위당 환산연임대료의 30년 현재가치가 환산보증금, 즉 전세 보증금 수준보다 낮아질 수 있다는 방법론상 한계를 보인다. 특히 현행 예비타당성에서 사용되는 모수(사회적 할인율 4.5%, 편익발생기간 30년)를 고정할 경우, 전월세전환율이 5.87%보다 작을 경우에는 주거편익이 환산보증금보다 작아지게 된다. 또한 환산연임대료 방식에서 전월세전환율은 보증금의 크기가 클수록 더 영향을 받는 방식이기 때문에 주거편익을 추정하는 자료에 전세 혹은 반전세의 비중이 높아질 경우에는 주거편익을 더 과소추정하게 된다는 점에서 한계를 보인다.

셋째, 본 연구의 분석결과에 의하면 현행 환산임대료 방식의 주거편익은 소비자의 WTP를 충족하지 못한 것으로 나타났다. 다만 근본적인 방법론 개선 및 추가 편익항목의 개발은 현실적이지 않다는 판단하에 본 연구에서는 현행 편익 값을 보정하는 방법에 초점을 맞추었다. 이에 본 연구에서는 주거편익 환산보증금, 즉 WTP 기준값(환산보증금)을 그대로 사용하는 방안(대안1)과 WTP 상한값인 매매가격과 WTP 추정값인 주거편익의 중간값을 사용하는 방안(대안2)을 검토하였다. 보정대안을 검토한 결

과, 본 연구에서는 대안2가 대안1보다 적절한 것으로 판단하였는데,³⁴⁾ 대안2는 매매가격과 주거편익의 중간값을 적용하는 구조이기 때문에 주거편익이 WTP 상한치인 매매가격을 상회하지 않으며, WTP 기준값의 하락도 동시에 보정할 수 있기 때문이다. 이와 더불어 대안2는 상대적으로 최근 시점의 편익 보정률이 높아진다는 강점이 있다. 이에 비해 대안1은 보정비율에 따라 과대 추정된 주거편익을 보정할 수 있다는 장점은 있지만, WTP 기준값과 최댓값의 간극 문제는 근본적으로 반영하지 못하는 대안이라는 점에 있어서 한계를 보인다. 물론 본 연구에서의 대안들은 현행 주거편익 추정결과를 그대로 이용하여 보정하는데 초점을 맞추었다는 점에 있어서 해석에 유의할 필요가 있다.

이를 종합하면 현행 환산연임대료 방식의 전월세 전환율과 전세가율의 수준에 따라 주거편익은 시점마다 다르게 측정될 수 있고, 상대적으로 주택가격 및 선호가 높은 곳의 주거편익이 저평가 될 수 있다는 점에 있어서 한계를 보인다. 물론 보수적으로 편익을 측정한다는 것은 예산의 효율성 확보 등 정부 예산차원에서는 유리할 수 있으나, 보수적 접근이 사회적 편익을 현저히 과소평가하게 될 경우에는 문제가 될 수도 있다. 특히 주거시설 단독뿐만 아니라 주거시설이 포함되는 복합사업의 경제적 타당성에도 부(-)의 영향을 미칠 수 있다는 점도 우려가 된다. 따라서 본 연구의 함의와 같이 주거시설을 보정하여 접근하거나, 아니면 주거시설을 제외하고 경제적 타당성을 평가하는 것을 제안한다.

다만 본 연구에서는 편익 측면에 한정하여 연구가 진행되었다는 점에 있어서 한계를 가진다. 일반적으로 B/C는 경제적 편익뿐만 아니라 사회적 비용까지 종합하여 판단되어야 한다는 점에 있어서 비용 역시 타당성 판단에서 중요한 요소로 볼 수 있다. 하지만

34) 본 연구와 직접적인 연관성은 없지만, 우리나라에서 공사비의 물가상승을 보정하는 방법으로 건설투자 GDP 디플레이터와 건설 공사비지수의 중간값을 사용하고 있으며, 이에 대해서는 관계부처합동(2024)을 참고하기 바란다.

사회적 비용을 포함하기 위해서는 편익추정과는 달리 주관적 요소가 많이 포함될 수밖에 없기 때문에 본 연구에서는 포함하지 못하였다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 기존의 논의가 상대적으로 미비하였던 주거수준에 대해 초점을 맞추어 검토하였고, 최근의 상황은 주거편익의 수준이 낮게 추정될 수 있음을 확인하였다는 점에 있어서 의미가 있다. 향후에는 본 연구의 논의를 토대로 보다 면밀한 검토를 통해 현실적인 주거시설의 주거편익 개선에 대한 계기가 되길 바란다.

참고문헌

1. 관계부처합동(2024), “공사비 현실화 등 건설투자 보 완을 통한 건설산업 활력 제고 방안”, 세종.
2. 국토교통부(2024), 「2023년도 주거실태조사: (일반 가구) 연구보고서」, 세종.
3. 권대철·최막중(2012), “공공임대주택의 유형별 소비 효율성: 건설, 매입, 전세임대주택을 중심으로”, 「주택 연구」, 20(2): 103~124.
4. 김근용·김용순·박천규(2004), “국민임대주택의 임 주자 편익효과”, 「공간과 사회」, 22: 10~23.
5. 김동건(1999), 「비용편익분석」, 서울: 박영사.
6. 오동훈(2000), “우리나라 대도시 공공임대주택임주자 의 편익에 관한 연구”, 「한국정책학회보」, 9(3): 237~ 257.
7. 오종현(2020), “공공임대주택 임대료 편익 추정과 시 사점”, 「재정포럼」, 286: 34~63.
8. 유승동·김주영(2017), “공공임대 주택의 편익: 임대 료를 중심으로”, 「입법과 정책」, 9(2): 205~223.
9. 이석제·권치홍·장인석·최은희·장준우(2018), 「임대 주택의 사회·경제적 편익추정을 위한 계량지표 개발 연구」, 대전: LH 토지주택연구원.
10. 이석준·김경민(2016), “전세의 월세전환과정에서 전 월세전환을 결정요인 분석”, 「서울도시연구」, 17(3): 91~104.
11. 정의철(2006), “국민임대주택 입주자 편익 추정 및 임 대료 조정의 편익배분 효과”, 「주택연구」, 14(3): 5~27.
12. 지방공기업평가원(2020) 「2019년 지방공기업평가원 투자분석센터 연차보고서」, 서울.
13. _____(2021), 「지방공기업 신규투자사업 타당성검토를 위한 일반지침 연구」, 서울.
14. _____(2022) 「2020년 지방공기업평가원 투자분석센터 연차보고서」, 서울.
15. _____(2024), 「2023년 지방공기업평가원 투자분석센터 연차보고서」, 서울.
16. 한국개발연구원(1999), 「예비타당성조사 수행을 위한 일반지침 연구」, 서울.
17. _____(2008), 「예비타당성조사 수행을 위한 일반지침 수정·보완 연구(제5판)」, 서울.
18. 한국지방행정연구원 지방투자사업관리센터(2021), 「주 거 및 상업부문 타당성 조사를 위한 지침 연구」, 강원.
19. KDI 공공투자관리센터(2018), 「개발부문 사업의 예 비타당성조사 표준지침 연구」, 세종.
20. _____(2022), 「주택 공급사업의 추가 편익 산정 방안 연구」, 세종.
21. _____(2023), 「공기업·준정부기관 사업 예비타당성조사 수행을 위한 일반지침 수정·보 완 연구(제4판)」, 세종.
22. _____(2024), 「택지 및 도시개발 부 문 사업의 공공기관 사업 예비타당성조사 표준지침 연 구(제2판)」, 세종.
23. _____(2025), 「2024년도 KDI 공공 투자관리센터 연차보고서」, 세종.
24. Denham, T., Dodson, J. and Lawson, J. (2019), *The Business Case for Social Housing as Infrastructure, AHURI Final Report 312*, Melbourne: Australian Housing and Urban Research Institute Limited.
25. 국토교통부, “실거래가 공개 시스템”, 2025.9.10 읽음. <https://rt.molit.go.kr>.
26. 한국부동산원, “R-ONE”, 2025.9.10 읽음. <https://www.reb.or.kr/r-one>. Korea Real Estate Board (KREB), “R-ONE”, Accessed September 10, 2025. <https://www.reb.or.kr/r-one>.

 요약

본 연구는 최근 주거시설에 한정된 경제적 타당성, 즉 B/C가 낮아지고 있는 이유를 주거편익 수준 변화에 초점을 맞추어 접근하였다. 이를 위해 현행 환산연임대료 방식의 주거편익 추정과정을 이론적·실증적으로 분석하여 이의 한계와 보정대안을 검토하였다. 구체적으로는 주거시설의 편익이 과연 소비자들의 WTP를 충족하고 있는지를 검토하기 위해 현행 주거편익의 추정방법의 한계를 서울시를 대상으로 국토교통부의 실거래가통계를 이용하여 실증적으로 검토하였다. 본 연구의 주요 분석결과 및 시사점은 다음과 같다. 첫째, 현행 환산연임대료 방식을 적용할 경우, 주거편익의 수준은 최근으로 올수록 낮아지고 있어 주거시설의 경제적 타당성 확보가 더욱 어려운 것으로 나타났다. 둘째, 주거편익의 수준은 전월세전환율과 전세가율이 낮아질수록 줄어드는 것으로 나타났으며, 현재 적용하고 있는 사회적 할인율(4.5%)과 편익기간(30년)으로는 WTP의 상한값인 매매가격뿐만 아니라 WTP 기준값인 환산보증금 수준에도 못 미치는 것으로 분석되었다. 셋째, 주거편익을 보정하기 위해서는 WTP 상한값인 매매가격과 WTP 추정값인 주거편익의 중간값을 이용하는 대안이 WTP의 기준뿐만 아니라 상한도 동시에 고려하기에 적절한 것으로 나타났다.

주제어: 주거편익, 매매대비전세비율, 전월세전환율, 예비타당성, 비용편익분석

서울시 공공임대주택 유형 간 물리적 주거만족도 격차에 관한 연구 : 매입임대주택과 영구임대주택의 비교

The Physical Residential Satisfaction Gap in Seoul's Public Rental Housing : Comparing Purchased and Permanent Rental Housing

이성원*

Seongwon Lee*

Abstract

This study examines the physical residential satisfaction gap between purchased and permanent public rental housing in Seoul. Using Waves 1 - 4 of the Seoul Public Housing Resident Panel Survey, it estimates the average treatment effect on the treated while reducing selection bias through housing-benefit-stratified propensity score weighting, weight calibration, winsorization, weighted regression, and inverse-probability-weighted regression adjustment. The results show that residents in purchased rental housing report physical residential satisfaction scores approximately 0.50 - 0.55 points lower than comparable residents in permanent rental housing on a four-point scale. This gap remains statistically significant after adjusting for housing cost, housing size, household characteristics, time effects, and regional fixed effects. Additional analyses further show that the negative gap appears in both internal housing conditions and external environment-management dimensions, with a larger coefficient estimated for the latter. These findings suggest that the disadvantage of purchased rental housing is associated not only with indoor housing quality but also with the dispersed provision of communal infrastructure and management services. The study contributes by identifying the average effect of rental type among comparable households and by highlighting the policy importance of improving quality and management, rather than expanding supply alone.

Keywords: Public Rental Housing, Purchased Rental Housing, Permanent Rental Housing, Residential Satisfaction, Propensity Score Weighting, Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment

1. 서 론

서울시 공공임대주택 정책은 단지형 건설공급에서 기존 주택 매입을 통한 공급으로 그 패러다임이 점진적으로 이동해 왔다. 먼저 단지형 건설공급의 대표적 사례로서, 영구임대주택은 1989년 도입 이후 대규모 택지개발을 기반으로 공급된 대표적인 단

지형 공공임대이다. 영구임대주택은 노후화와 취약 계층 집중에 따른 낙인(stigma) 효과의 문제가 지속적으로 논의되고 있기도 하다(구기환·김세용, 2024; 천성희·조명래, 2020). 한편, 매입임대주택은 서울시가 2002년부터 기존 다가구·다세대 주택을 매입하여 도심 내에서 단기간에 공공임대주택의 재고를 확충하기 위해 도입한 공급 방식으로, 도심 내 기존

*한국주택금융공사 서울동부지사 대리, 부동산학 박사(주저자: won.cool.lee@gmail.com)

주택을 매입함에 따른 분산된 입지가 특징적이다(천성희·조명래, 2020; 남원석, 2022).

이러한 공급 방식의 차이는 입주민이 경험하는 물리적 주거의 질에도 직접적 차이로 이어질 수 있다. 영구임대주택은 아파트 단지 특성상 관리사무소·공용공간 등의 관리 인프라가 비교적 체계적인 반면, 매입임대주택은 개별 주택이 지역사회에 분산되어 있어 공용 인프라가 취약하고 주택 품질 편차가 크며, 유지보수·관리의 일원화가 어렵다는 한계가 지적된다(천성희·조명래, 2020). 주거만족도는 이러한 주거환경의 질을 입주민 관점에서 요약하는 지표로서, 물리적 품질뿐 아니라 안전·관리·이웃관계 등 다양한 경험을 반영한다(Riazi and Emami, 2018).

현재 서울시는 대규모 택지개발을 통한 단지형 공공임대주택의 신규 공급에 구조적 제약을 받고 있다. 이에 따라 매입임대주택이 도심 내 공공임대 재고 확충의 핵심 수단으로 자리 잡았으며(정원재·한중석, 2024), 도심 내 신속한 재고 확충 수단으로서 그 역할이 점차 확대되고 있다(김지은·손오성, 2024). 한편, 영구임대주택과 매입임대주택은 다양한 공공임대 유형 중에서도 주택 특성의 대비를 선명하게 나타내며, 입주 소득 요건 등이 유사하여 집단 간 비교 가능성이 높다(천성희·조명래, 2020).

다만 공공임대 유형별 단순 비교에는 한계가 존재한다. 입주민의 사회경제적 특성과 제도적 대상 차이가 내생적으로 결합되어 있어, 유형 자체의 효과를 식별하기 어렵기 때문이다. 예를 들어, 영구임대주택은 고령자 비중이 높고 장기거주 비율이 높아, 유형 간 만족도 차이가 선택편의에 의해 과대·과소 추정될 수 있다.

이에 본 연구는 다음의 세 가지 핵심 질문을 실증적으로 규명하고자 한다. 첫째, 서울시 매입임대주택과 영구임대주택 입주민 간 물리적 주거만족도의 실질적 격차 여부이다. 둘째, 관찰된 만족도 격차가 입주민의 내생적 특성을 통제한 후에도 유의하게 나

타나는지 여부이다. 셋째, 해당 격차가 공급 유형에 내재된 물리적 환경 및 관리체계의 구조적 차이에서 기인하는지이다.

이를 위해 본 연구는 서울시 공공임대주택 패널자료를 활용하여 두 집단 간 주거만족도 차이를 분석하고, 성향점수 기반 인과추론 기법을 적용하여 공공임대주택 공급 유형이 물리적 주거만족도에 미치는 평균처치효과를 식별하고자 한다. 본 연구의 결과는 향후 매입임대주택의 주거환경 개선 및 관리체계 보완을 위한 실증적 근거로 활용될 수 있을 것이다.

2. 이론적 배경 및 선행연구

2.1 주거만족도와 물리적 환경

주거만족도는 거주자가 자신이 거주하는 주택 및 주변 환경에 대해 인지하는 주관적 평가의 총합으로, 거주민의 전반적인 삶의 질을 대변하는 지표이다. 일반적으로 주거만족도는 거주자가 사전에 기대했던 주거환경의 수준과 실제 체감하는 주거환경 간의 일치 정도에 의해 결정된다. 주거만족도는 단일의 지표가 아니라, 주택 내부의 물리적 특성, 외부 단지 환경, 경제적 요인, 사회적 관계 등이 복합적으로 작용하는 다차원적 개념이다. Riazi and Emami(2018)는 주거만족도를 분석하며, 물리적 환경뿐 아니라 관리, 안전, 주변시설 및 사회적 관계가 만족도 형성에 중요한 요인임을 제시하기도 하였다.

특히 취약계층을 위한 공공임대주택 정책에 있어 물리적 주거만족도는 주거복지의 기저를 이루는 핵심 차원이다. 박지완 외(2023)는 매슬로의 욕구 단계 이론을 적용하여, 주택의 방 개수, 성능, 설비 상태와 같은 생리적 주거욕구가 충족되지 않은 상태에서는 상위 욕구인 외부 환경이나 사회적 관계에 대한 만족이 발현되기 어렵다고 하였다.

한편, 주택의 물리적 성능을 뒷받침하는 관리 서비스

스 또한 중요한 요인이다. 시세 대비 저렴한 임대료로 공급되는 공공임대주택의 특성상, 입주민들에게는 누수, 층간소음, 열악한 마감재 등 주택의 기본적인 물리적 성능과 이를 유지 보수하는 관리 서비스가 삶의 질을 좌우하는 가장 결정적인 요인으로 작용한다. 정수영·전희정(2019)의 연구에서도 매입임대주택의 경우 물리적 시설 자체보다도 민원 해결과 같은 관리적 요인이 만족도에 더 큰 영향을 미침을 실증하며, 물리적 환경과 관리 서비스의 밀접한 연계성을 강조한 바 있다.

따라서 공공임대주택 공급 방식의 구조적 차이가 입주민의 삶에 미치는 영향을 명확히 규명하기 위해서는, 거주자가 일상에서 일차적으로 체감하는 물리적 환경 및 관리 서비스에 대한 만족도를 우선적으로 측정하고 평가할 필요가 있다.

2.2 공공임대주택 공급유형과 주거만족도

국내 공공임대주택은 제도 유형에 따라 공급방식과 주거환경이 달라, 입주민의 주거경험 역시 이질적일 가능성이 있다(이다은·오지영, 2024). 초기 비교연구에서는 건설형 공공임대와 매입형 공공임대 간 만족도 차이를 물리적 측면과 경제적 측면으로 구분해 논의한 바 있다(권대철·고진수, 2010). 또한, 천성희·조명래(2020)는 서울시 사례에서 영구임대주택의 주거만족도가 매입임대주택의 주거만족도보다 높으며, 특히 주거지 주변환경에서 격차가 크게 나타난다고 밝혔다.

두 유형의 차이는 공급 과정과 관리체계에서 비롯된다. 영구임대주택은 대규모 단지형 아파트로 건설되어 중앙집중적 관리가 가능하지만, 1990년대 초반 이후 신규 공급이 제한되면서 시설 노후화 문제가 누적되어 왔다(남원석, 2022; 천성희·조명래, 2020). 반면 매입임대주택은 기존 민간주택을 매입해 지역 사회에 분산 배치되므로 사회적 혼합 측면의 잠재적 장점에도 불구하고, 공용 인프라 부재, 주차·방범

등 관리 취약, 주택별 품질 편차 등의 문제가 구조적으로 발생할 수 있다(천성희·조명래, 2020; 남원석, 2022).

선행연구는 공공임대주택의 공급유형과 입주민 특성에 따라 주거만족의 결정요인이 달라질 수 있음을 보여준다(이미정 외, 2024). 대단지 건설형 주택의 경우 주택 자체의 물리적 특성보다 사회적 관계가 중요하게 작용할 수 있다. 천성희·조명래(2020)에 따르면 영구임대주택 거주자는 사회적 관계 요인이 만족도에 가장 큰 영향을 미쳤으며, 특히 고령층 비중이 높은 경우 이웃과의 유대감이 주거만족도의 핵심 결정요인으로 작용한다(임수정, 2025).

한편 일부 연구는 다가구 매입임대주택이 영구임대주택보다 실질적 주거비 부담 측면에서 유리할 수 있음을 제시하기도 하였다(강승엽·전희정, 2020). 그러나 천성희·조명래(2020)의 서울시 사례에서는 매입임대주택의 전반적 주거만족도가 영구임대주택보다 낮게 나타났는데, 이는 공공임대주택 유형 간 주거경험의 질이 경제적 요인만으로 충분히 설명되기 어렵고, 물리적 환경과 관리체계의 차이를 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

다만 영구임대주택과 매입임대주택은 공급 방식뿐 아니라 건물 형태, 관리체계, 입지, 공용 인프라의 구성 방식에서 구조적으로 상이하다. 따라서 향후 본 연구에서 추정되는 유형 간 격차는 특정 단일 요소의 효과이기보다, 공공임대주택 공급유형의 구조적 특성이 물리적 주거만족도에 미치는 평균적 효과로 해석할 필요가 있다.

2.3 연구의 차별성

공공임대주택은 유형별로 사회적 관계, 경제적 편익, 관리 체계 등 거주자에게 제공하는 핵심 효용이 상이하게 혼재되어 있다. 따라서 객관적인 물리적 주거환경의 질을 명확히 평가하기 위해서는, 이러한 이질적 요인들을 통제한 분석 모형이 요구된다.

선행 연구들은 공공임대 유형별 만족도 차이를 기술하거나 회귀분석을 수행해 왔으나, 유형 선택이 입주자 특성과 제도적 자력 요인과 결부되어 있다는 점에서 단순 비교에는 그 한계가 존재한다. 예컨대 영구임대주택과 매입임대주택은 주거급여 수급, 장애 여부, 소득 및 거주기간 등에서 체계적으로 다른 분포를 갖는다(천성희·조명래, 2020; 강승엽·전희정, 2020). 따라서 관측자료에서 비교가능한 집단을 구성하여 추정하는 절차가 필요하다. 본 연구는 성향점수 기반의 가중치 모형과 가중회귀모형, 그리고 역확률 가중 회귀조정(Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment, IPWRA) 추정을 수행하여 이러한 한계를 보완하고, 유형별 물리적 주거만족도의 효과를 규명하고자 한다.

3. 분석자료 및 방법론

3.1 분석자료

본 연구는 서울주택도시공사에서 구축한 「서울시 공공임대주택 입주자 패널조사」 자료를 활용하였다. 본 자료는 4차례에 걸쳐 동일 가구를 추적 조사한 불균형 패널 데이터이다. 각 차수를 실제 연도(2016, 2017, 2019, 2021년)로 매핑한 후 가구주 연령과 거주기간을 산출하였다.

분석 표본의 구축 과정은 다음과 같다. 먼저 전체 12,437건의 가구-시점 관측치 중 가구소득 등 핵심 공변량의 결측치를 제거하여 6,583건을 추출하였다. 이후 본 연구의 비교 대상인 매입임대주택과 영구임대주택 표본으로만 제한하여 1,540건을 추출하였다. 마지막으로 주거급여 수급 여부에 따라 대상을 층화하여 성향점수를 추정한 뒤, 공통지시영역(0.05~0.95)을 벗어나는 관측치를 제거하였다. 그 결과, 최종적으로 185가구에서 반복 측정된 총 477건(매입임대주택 240건, 영구임대주택 237건)의 가구-시점 단위 분석 표본을 확정하였다.

3.2 연구변수

본 연구의 종속변수는 거주자가 체감하는 주택의 물리적 주거만족도이다. 이를 측정하기 위해 패널조사 설문 중 내부 시설 상태(주택성능, 마감상태, 설비상태, 배리어프리 설계)와 외부 단지 환경(휴게·녹지공간, 주차 시설, 장애인·고령자 배려 시설, 방범상태)에 관한 총 8개 문항의 리커트 4점 척도(1=불량, 2=다소 불량, 3=다소 양호, 4=양호) 응답을 평균하여 산출하였다. 해당 8개 문항의 내적 일관성은 Cronbach's α 수치가 0.891로 매우 높은 수준을 보여 평균치 사용에 문제가 없는 것으로 판단하였다.

핵심 설명변수는 매입임대주택 거주 여부(매입임대주택=1)로 정의하였다. 대규모 아파트 단지 형태인 영구임대주택을 기준으로 설정하고, 다가구·다세대 등 주로 비아파트로 분산된 매입임대주택을 처치집단으로 코딩하여 공급 방식 간의 구조적 격차를 검증하고자 하였다.

분석 모형에 투입된 변수는 선행연구를 바탕으로 인구사회학적 특성과 주거 특성으로 구성하였다. 먼저, 성향점수 추정 및 다중회귀모형에 공통으로 투입된 특성으로는 연령, 가구원 수, 소득, 주거급여 수급 여부, 거주기간을 통제하였다. 또한 가구 내 등록 장애인 유무를 주요하게 투입하여, 신체적 약자가 거주함에도 불구하고 엘리베이터 부재나 좁은 복도 등 비아파트의 물리적 제약이 만족도를 저하시키는 지 확인하고자 하였다. 추가로 조사 시점과 자치구 수준의 지역 고정효과를 모형에 포함하여 거시적 환경 변화와 지역적 이질성을 통제하였다.

한편, 가중치가 적용된 이후의 다중회귀모형에는 추가적으로 주거비용과 주택 규모를 포함하였다. 주거비용은 보증금에 연도별 예금은행 신규취급액 기준 전세자금대출 금리를 적용한 기회비용과 월 임대료를 합산한 후 로그 변환하여 산출하였다. 또한 주택의 양적·질적 특성을 구분하기 위해 전용면적과 방 개수를 동시에 투입하여, 면적을 통제된 상태에

서 좁은 공간을 무리하게 구획한 방 쪼개기 등의 구조적 질 저하를 고려하고자 하였다.

주택의 전용면적, 방 개수, 주거비용을 성향점수 추정에 사용하지 않은 것은, 이는 임대유형이 결정된 이후에 수반되는 매개 변수일 가능성이 존재하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 성향점수 추정 과정에서 이를 배제하여 통계적 편의를 방지하고자 하였다.

본 패널자료에는 개별 주택의 준공연도 정보는 포함되어 있지 않아, 해당 요인을 직접 통제하지 못하였다. 다만 현재 주택 거주 시작 연도를 활용해 산출한 거주기간은 통제변수로 포함하였다.

3.3 연구 방법론

본 연구의 추정 절차는 다음과 같다. 첫째, 주거급여 수급 여부에 따라 표본을 층화한 뒤, 매입임대주택 거주 확률에 대한 성향점수를 추정하였다. 둘째, 매입임대주택 거주자 집단의 특성을 기준으로 영구임대주택 표본에 역확률 가중치를 부여하고, 가중치 정규화 및 극단치 보정을 수행하였다. 셋째, 가중치 적용 후의 공변량 균형을 표준화 평균차이(Standardized Mean Difference, SMD)로 점검하였다. 넷째, 이렇게 도출한 가중치를 바탕으로 기본 평균처치효과(Average Treatment Effect on the Treated, ATET) 모형, 공변량을 추가한 가중 회귀모형, 그리고 역확률가중 회귀조정 모형을 순차적으로 추정한다.

본 연구는 관측자료에서 발생하는 선택편의를 통제하고, 매입임대주택에서의 거주가 물리적 주거만족도에 미치는 독립적인 영향력을 보다 정확하게 규명하고자 한다. 임대유형은 패널 조사 기간 동안 개별 가구 수준에서 변하지 않는다. 따라서 본 연구는 조사 시점 고정효과와 군집표준오차를 적용한 성향점수 기반의 분석 모형을 주된 분석틀로 채택하였다. 먼저 매입임대주택과 영구임대주택 간의 이질적인 배경 특성을 통제하기 위해 로지스틱 회귀분석을 통

해 성향점수(propensity score)를 추정한다. 가구 i 가 매입임대주택에 거주($T_i = 1$)할 조건부 확률인 성향점수 $e(X_i)$ 는 다음의 식 (1)과 같이 정의된다.

$$e(X_i) = P(T_i = 1 | X_i) \quad (1)$$

X_i 는 인구사회학적 특성 및 주거 특성 공변량 벡터이다. 여기에는 연령, 가구원 수, 가구소득, 거주기간, 장애 여부 등의 주요 공변량과 지역 및 시점 고정효과를 포함하였으며, 특히 연속형 변수의 경우 비선형적 관계를 통제하기 위해 제곱항을 추가로 투입하였다. 한편, 주거급여 수급 여부가 임대유형과 강하게 결합될 경우, 두 집단 간에 통계적으로 비교 가능한 표본이 겹치지 않게 되는 문제가 발생할 수 있다. 이를 방지하고자, 본 연구는 수급 여부에 따라 표본을 층화하여 성향점수를 각각 추정하였다. 이후 본 연구의 주된 관심사인 매입임대주택 거주자에게 미치는 실질적인 평균처치효과를 도출하기 위해, 처치집단의 특성을 기준으로 통제집단을 재가중하는 방식을 취하였다. 구체적으로 매입임대주택($T_i = 1$)에는 1의 가중치를 그대로 부여하고, 영구임대주택($T_i = 0$)에는 매입임대주택과 유사한 분포를 갖도록 역확률에 기반한 가중치 w_i 를 다음의 식 (2)와 같이 산출하였다.

$$w_i = T_i + (1 - T_i) \frac{e(X_i)}{1 - e(X_i)} \quad (2)$$

산출된 영구임대주택의 가중치 총합이 매입임대주택의 표본 수와 일치하도록 가중치를 정규화하였다. 또한, 비정상적으로 큰 가중치의 영향을 제어하기 위해 통제집단 가중치의 상위 1% 값을 99백분위수 값으로 대체(winsorizing)하는 보정 절차를 거쳤다. 마지막으로, 가중치 적용 전후의 공변량 균형을 확인하기 위해 표준화 평균차이(SMD)가 0.1 미만인

지 점검하였다.

도출된 가중치를 활용하여 인과효과를 추정하는 과정은 세 가지 모형으로 구성하였다. 첫 번째 모형은 앞서 도출한 최종 가중치를 활용하여 매입임대주택 거주자 기준의 기본 ATET을 추정한다. ATET의 기본적인 가중평균 차이는 식 (3)과 같이 표현할 수 있다. 여기에서 Y_i 는 물리적 주거만족도, T_i 는 매입임대주택 거주 여부, $\tilde{w}_i$ 는 앞선 절차를 통해 도출된 최종 가중치를 의미한다.

$$\widehat{\tau_{ATET}} = \frac{\sum_{i=1}^N \tilde{w}_i T_i Y_i}{\sum_{i=1}^N \tilde{w}_i T_i} - \frac{\sum_{i=1}^N \tilde{w}_i (1 - T_i) Y_i}{\sum_{i=1}^N \tilde{w}_i (1 - T_i)} \quad (3)$$

두 번째 모형은 성향점수 가중치 적용만으로는 완벽히 제거되지 않을 수 있는 요인을 추가로 제어하기 위해, 앞서 설정한 주요 특성을 회귀식에 통제변수로 투입하여 가중 다중회귀모형을 추정한다. 이를 통해 임대유형의 순수한 처치효과를 한층 더 정교하게 가려내는 동시에, 주거비용이나 주택 규모 등 개

별 특성 변수들이 물리적 주거만족도에 미치는 영향력을 구체적으로 파악하고자 하였다.

마지막으로 세 번째 모형은 추정 결과의 통계적 강건성을 확인하기 위해 역확률 가중 회귀조정(IPWRA) 모형으로 ATET를 추정한다. IPWRA는 처치확률 모형과 결과예측 모형을 함께 지정하여, 두 모형 중 하나가 올바르게 설정될 경우 일치추정량을 도출할 수 있다는 장점이 있다(Wooldridge, 2010).

모든 추정 과정에서는 동일 가구의 반복 관측으로 인한 오차항의 상관관계를 제어하기 위해 가구 수준의 군집표준오차를 적용하였다.

4. 실증 분석 결과

4.1 기초 통계분석 및 공변량 균형 진단

Table 1은 분석표본에서 각각 매입임대주택과 영구임대주택의 기초통계량을 제시하였다. 매입임대주택의 평균 물리적 만족도는 2.642로 영구임대주택의 2.999보다 낮은 것으로 나타났다. 한편, 매입임대주택은 평균 면적과 방 수가 더 큰 반면, 장애 비율과 주거급여 수급 비율은 영구임대주택보다 낮다.

Table 1. Descriptive Statistics

Variable	Permanent Rental (0) N=237	Purchased Rental (1) N=240	Total N=477
Physical Satisfaction (1~4)	2.999 (0.512)	2.642 (0.482)	2.820 (0.528)
Age	55.494 (11.483)	52.087 (10.382)	53.780 (11.064)
Household Size	2.730 (1.253)	2.879 (1.163)	2.805 (1.210)
Income (log)	7.364 (0.730)	7.392 (0.744)	7.378 (0.737)
Disability (dummy)	0.291 (0.455)	0.138 (0.345)	0.214 (0.410)
Housing Benefit (dummy)	0.468 (0.500)	0.375 (0.485)	0.421 (0.494)
Length of Residence (years)	7.498 (4.485)	5.492 (3.175)	6.488 (4.006)
Housing Cost (log)	10.959 (0.880)	11.624 (1.057)	11.293 (1.028)
Area (m ²)	32.088 (8.767)	51.196 (11.336)	41.702 (13.932)
Number of Rooms	2.025 (0.157)	2.596 (0.517)	2.312 (0.477)

Note: Values represent the mean, with standard deviations in parentheses.

Table 2. Covariate Balance (SMD)

Covariate	Unweighted SMD	Weighted SMD
Age	-0.311	-0.046
Household Size	0.123	0.044
Income	0.038	0.044
Disability	-0.380	0.003
Housing Benefit	-0.189	-0.001
Length of Residence	-0.516	-0.065

기초통계량에서도 나타나는 이러한 이질성은 단순 평균 비교가 선택편의를 가질 수 있음을 시사한다.

Table 2는 공변량의 표준화 평균차이(SMD)를 나타낸 것으로, 가중치 적용 이전 값과 가중치 적용 이후의 값을 각각 적시하였다.

가중치 적용 전에는 연령, 거주기간, 장애 여부 등에서 비교적 큰 불균형이 관찰되나, 가중치 적용 후 모든 공변량에서 표준화 평균차이의 절대값이 0.1 미만으로 감소하여 균형이 개선되었음을 확인할 수 있다.

최종 분석표본은 매입임대주택과 영구임대주택 간 비교가능성을 확보하기 위해 공통지지역역을 적용한 교집합 표본이다.

최종 분석표본은 비교 가능한 전체 표본에 비해 평

균 연령과 거주기간이 더 낮고, 주거급여 수급 비율이 더 높은 특성을 보였다. 따라서 본 연구의 결과는 서울시 공공임대주택 거주자 전체를 대표하는 효과가 아닌, 비교가능성이 높은 표본에서의 평균처치효과로 해석할 필요가 있다.

4.2 평균처치효과 추정 결과

Table 3는 영구임대주택 대비 매입임대주택 거주자 물리적 주거만족도에 미치는 평균처치효과를 나타내었다. 여기에서 Model (1)은 성향점수 기반 가중치와 시점 및 지역 고정효과만을 적용한 기본 평균처치효과로서, 매입임대주택 거주자 물리적 주거만족도에 미치는 총효과에 가까운 추정치로 해석할 수 있다. Model (2)는 여기에 주거비용, 전용면적, 방 개수, 거주기간 등 주요 공변량을 추가로 통제한 조건부 효과를 추정한 결과이며, Model (3)은 역확률 가중 회귀조정(IPWRA)을 활용한 강건성 점검 결과이다. 세 Model에서 모두 매입임대주택 거주자의 계수는 유의한 음(-)의 값으로 나타나, 분석 결과는 전반적으로 일관된 방향을 보였다.

전체적으로 분석 결과는 1~4점 척도에서 약 0.55점의 격차가 나타난 것으로, 전체 표본의 표준편차가 0.528임을 고려할 때, 통계적 유의성뿐 아니라 그

Table 3. Causal Effect of Purchased vs. Permanent Rental Housing on Physical Satisfaction

Variable	Model (1) IPW (ATET) + FE	Model (2) Covariate-Adjusted Weighted OLS	Model (3) IPWRA (ATET)
Purchased Rental (=1)	-0.500*** (0.084)	-0.550*** (0.100)	-0.554*** (0.208)
Observations (N)	477	477	477
Time FE	Yes	Yes	Yes
Region FE	Yes	Yes	Yes

Note: The dependent variable is the physical residential satisfaction index, measured as the average of eight items on a four-point scale (1 = poor, 4 = good).

Standard errors clustered at the household level are reported in parentheses.

*, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Table 4. Covariate Estimation Results of Weighted Adjusted Regression (Model (2))

Variable	Coefficient	Standard Error
Purchased Rental (=1)	-0.550***	0.100
Housing Cost (log)	-0.027	0.032
Housing Benefit (=1)	0.239**	0.092
Housing Area (m ²)	0.006	0.005
Number of Rooms	-0.087	0.096
Length of Residence	-0.027**	0.011
Age	-0.003	0.004
Household Size	-0.025	0.038
Household Income (log)	-0.031	0.061
Disability (=1)	-0.021	0.096
Fixed Effects	Includes Time FE, Region FE	
Weights	IPW-ATT (Cluster-Robust)	

Note: The dependent variable is the physical residential satisfaction index, measured as the average of eight items on a four-point scale (1 = poor, 4 = good).

Model (2) uses IPW-ATT weights (p99 winsorization) applying housing benefit stratification and calibration. Standard errors are clustered at the household level (N=477).

*, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

실질적 격차의 크기가 상당한 것으로 나타났다. 특히 Model (2)와 Model (3)의 결과는 면적·방 수 등 주거 규모를 통제한 조건부 비교임에도 일관적인 격차가 유지되고 있는 것으로, 매입임대주택이 제공하는 공간적 이점이 다른 물리적 품질 또는 외부환경 및 관리체계 한계에 의해 상쇄될 가능성이 존재한다.

추가로 조사연도별 물리적 주거만족도 수준과 유형 간 차이를 점검한 결과, 모든 조사시점에서 매입임대주택의 만족도가 영구임대주택보다 낮은 경향이 일관되게 나타났다. 가중치를 적용한 연도별 격차 역시 모두 음(-)의 값을 보여, 본 연구의 평균처리효과가 특정 조사연도에만 국한된 결과는 아님을 확인할 수 있었다.

Table 4는 공변량을 통제변수로 추가한 Model (2)의 다중회귀 분석 결과를 나타내었다. 투입된 주요 통제변수들을 살펴보면, 주거급여를 수급할수록, 혹은 거주기간이 짧을수록 물리적 주거만족도에 정(+)의 연관성을 보이는 등 전반적인 통제변수들이

선행연구 및 통념의 일반적인 경향성과 부합하는 방향으로 작동함을 확인할 수 있다.

다만 여기서 주목해야 할 점은, 개별 가구의 주거비용, 주거급여 수급 여부, 면적 및 방 개수 등 주거만족도에 영향을 미칠 수 있는 모든 이질적인 특성을 통제한 조건부 비교에서도 매입임대주택 거주가 물리적 주거만족도에 미치는 영향력이 여전히 -0.550으로 유지되었다는 점이다. 이는 매입임대주택이 지닌 물리적 환경의 구조적 한계가 단순히 개별 가구의 경제적 여력이나 주택 규모의 차이에서 비롯된 것이 아님을 나타낸다.

Table 5는 물리적 주거만족도를 내부 환경 만족도와 외부 환경·관리 만족도로 구분한 추가 분석 결과이다. 두 하위 차원 모두에서 매입임대주택 거주자의 효과는 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 특히 계수의 절대값은 외부 환경·관리 만족도에서 더 크게 추정되어, 매입임대주택의 취약성이 공용 인프라, 방법, 주차, 유지관리의 분산성에서 더욱 두드러질 가

Table 5. Sub-Dimension Analysis of Physical Residential Satisfaction

Variable	Total	Internal	External
Purchased Rental	-0.550*** (0.100)	-0.413*** (0.134)	-0.686*** (0.095)
Obs.	477	477	477

Note: The dependent variables are average scores of the physical residential satisfaction index.

Standard errors clustered at the household level are reported in parentheses.

*, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

능성을 시사한다. 이는 매입임대주택의 문제를 단순한 실내 시설 상태만이 아니라 외부 단지 환경과 관리 체계의 품질 문제로 이해할 필요가 있음을 보여준다.

본 연구의 추정 결과는 매입임대주택 거주자 영구임대주택 대비 물리적 주거만족도를 유의하게 낮추는 평균처리효과를 갖는다는 점을 보여준다. 이는 관측 가능한 입주민 특성과 제도적 조건을 통제한 이후에도 공공임대주택 공급유형에 결합된 물리적 환경 및 관리체계의 차이가 거주자의 만족도에 반영될 수 있음을 시사한다. 이러한 결과는 매입임대주택의 분산된 입지, 공용 인프라의 취약성, 유지관리의 비표준화 문제를 지적해 온 선행연구(천성희·조명래, 2020; 남원석, 2022)와 일맥상통한다. 다만 본 연구의 추정치는 특정 개별 물리요소의 효과라기보다, 공급유형에 수반되는 구조적 특성 묶음의 평균적 효과로 해석하는 것이 적절하다.

5. 결 론

본 연구는 서울시 공공임대주택 패널자료를 활용하여 매입임대주택과 영구임대주택 간 물리적 주거만족도 격차의 평균처리효과를 성향점수 기반 가중치와 역확률가중 회귀조정으로 평가하였다. 주거급여 수급 여부를 층화한 성향점수 추정과 가중치 정규화 및 극단 가중치 제한을 통해 공변량 균형을 확보한 결과, 매입임대주택 거주자의 물리적 만족도는

영구임대주택 대비 약 0.50~0.55점 낮게 나타났다. 이는 매입임대주택이 평균 면적이 더 넓다는 양적 이점에도 불구하고, 주택의 물리적 품질과 외부환경 및 관리체계 측면에서 체감 격차가 존재할 수 있음을 제시한 선행연구의 결론과 일맥상통한다.

지금까지의 매입임대주택 정책은 수요자의 니즈나 품질보다는 제한된 재정 지원 하에서 양적 목표 달성에 치중해 온 구조적 한계를 지닌다. 따라서 향후 매입임대주택 정책은 단순한 공급 물량 확대 중심의 양적 패러다임에서 벗어나, 질적 수준을 제고하는 방향으로 전환되어야 한다. 특히 물리적 주거만족도를 내부 환경과 외부 환경·관리 차원으로 구분한 추가 분석 결과, 유형 간 격차는 외부 환경 및 관리 관련 차원에서 더 크게 추정되었다. 이는 매입임대주택의 주요 취약성이 단순한 실내 공간 규모보다 공용 인프라와 유지관리 체계의 분산성에서 비롯될 가능성이 높음을 시사한다. 따라서 향후 매입임대주택 정책은 공급 물량 확대 자체에 머무르기보다, 신축매입약정 확대를 통한 물리적 품질 개선과 권역형 통합 주거관리 시스템을 통한 외부환경 및 관리 서비스의 표준화를 병행할 필요가 있다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 본 연구는 선택편의를 최소화하고자 극단치의 성향점수를 배제하고 공통지지영역을 적용하였으며, 이 과정에서 초기 표본의 상당수가 분석에서 제외되었다. 이는 매입임대주택과 영구임대주택 거주자 중 가장 이질성이 적고 상호 비교가 가능한 교집합만을 추출하기 위한

필수적인 방법론적 절차이다. 그러나 이로 인해 최종 도출된 물리적 주거만족도 격차를 서울시 매입임대주택 거주자 전체를 대변하는 보편적인 효과로 일반화하여 해석하는 데에는 주의가 필요하다. 그럼에도 본 연구는 공공임대 유형 간 주거 경험의 질적 격차를 인과추론 모형을 통해 보다 엄밀하게 확인하고, 매입임대주택의 품질 및 관리 체계 개선 필요성을 실증적으로 제기했다는 점에서 학술적·정책적 의의가 있다.

참고문헌

- 강승업·전희정(2020), “서울시 공공임대주택 거주자의 주거비 부담수준과 결정요인: 영구임대주택과 다가구 매입임대주택 비교연구”, 『지역연구』, 36(4): 25~42.
- 구기환·김세용(2024), “사회적 혼합단지과 임대전용단지 입주민의 주거환경 인식 비교연구”, 『한국주거학회논문집』, 35(2): 69~82.
- 권대철·고진수(2010), “입주자 주거만족도 분석을 통한 건설공공임대주택과 매입공공임대주택정책 비교연구”, 『국토계획』, 45(4): 43~55.
- 김지은·손오성(2024), 『서울시 매입임대주택 수급 특성과 향후 과제』, 서울: SH도시연구원.
- 남원석(2022), “한국 공공임대주택 정책의 경로의존성에 관한 탐색적 연구”, 『도시연구』, 22: 141~180.
- 박지완·전이봄·이승일(2023), “건설형과 매입형 공공임대주택 주거만족도 영향요인 비교분석”, 『한국지역개발학회지』, 35(4): 127~146.
- 이다은·오지영(2024), “공공임대주택의 유형별 주거환경 비교 분석: 최저주거기준 미달을 중심으로”, 『토지주택연구』, 15(1): 23~38.
- 이미정·김찬호·이창수(2024), “공공임대주택 유형별 주거만족도 영향요인 비교연구”, 『토지주택연구』, 15(1): 39~55.
- 임수정(2025), “공공임대주택 유형에 따른 고령층 주거만족도 영향 요인 분석”, 『한국주거학회논문집』, 36(4): 45~54.
- 정수영·전희정(2019), “매입임대주택 입주민 만족도 영향요인에 관한 연구: 서울시 매입임대주택을 중심으로”, 『한국행정연구』, 28(1): 61~90.
- 정원재·한중석(2024), “매입임대주택 주거만족도 영향 요인의 우선순위 연구: 인천시 주택공급자의 인식 전환을 중심으로”, 『주거환경』, 22(2): 1~22.
- 천성희·조명래(2020), “공공임대주택의 주거만족도 연구: 서울시 영구임대주택 및 매입임대주택을 중심으로”, 『주택도시연구』, 10(1): 1~22.
- Riazi, M. and A. Emami (2018), “Residential Satisfaction in Affordable Housing: A Mixed Method Study”, *Cities*, 82: 1~9.
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.

요약

본 연구는 서울시 공공임대주택 입주자 패널조사 1~4차 자료를 활용하여, 매입임대주택과 영구임대주택 간 물리적 주거만족도 격차를 분석하였다. 연구는 주거급여 수급 여부에 따른 층화 성향점수 추정, 가중치 정규화, 극단치 보정, 가중회귀 및 IPWRA 모형을 적용하여 비교가능한 집단 간 평균처리효과를 추정하였다. 분석 결과, 매입임대주택 거주자의 물리적 주거만족도는 영구임대주택 거주자보다 약 0.50~0.55점 낮게 나타났으며, 이러한 격차는 주거비용, 주택규모, 가구 특성, 시점 및 지역 차이를 통제한 이후에도 유지되었다. 추가 분석에서는 내부 환경 만족도와 외부 환경·관리 만족도 모두에서 유의한 격차가 확인되었고, 외부 환경·관리 차원에서 계수의 절대값이 더 크게 추정되었다. 이는 매입임대주택의 취약성이 단순한 실내 물리적 상태뿐 아니라 공용 인프라와 유지관리의 분산성에서도 나타날 가능성을 시사한다. 본 연구는 공공임대 유형 간 주거경험의 질적 격차를 비교가능한 표본에 대해 식별하고, 공급 확대뿐 아니라 품질 및 관리체계 개선이 중요하다는 정책적 시사점을 제시한다.

주제어: 공공임대주택, 매입임대주택, 영구임대주택, 주거만족도, 성향점수 가중치, 역확률 가중 회귀조정

근접성 관점에서 본 생활권 공간 불균형의 진단과 유형화 : 구미시를 대상으로*

Diagnosis and Typology of Living-Area Spatial Imbalance from a Proximity Perspective: The Case of Gumi City

심지수** · 서혜정***

Jisoo Sim** · Hye-Jeong Seo***

Abstract

This study diagnoses the spatial inequality of living zone structures in Gumi City from a proximity perspective and proposes planning strategies tailored to each identified type. Using a 100m × 100m grid-based spatial analysis, indicators for accessibility, diversity, and ubiquity were calculated. A composite living zone index integrating these measures was categorized into five tiers using the Natural Breaks classification method. Results show that Gumi exhibits a concentric structure in which living-area conditions decline sharply from the southern urban core toward the periphery, with industrial complexes and eup/myeon (township) areas identified as living-area blind spots. K-means cluster analysis derived four living-area types (Living + Complementary, Urban Core + Smart, Center + Business, and Mixed + Central), each displaying clear differences in levels of accessibility, diversity, and ubiquity as well as in spatial functional arrangement. Type-specific policy directions are proposed : a Green Life strategy for the Living + Complementary type, a Smart Safe strategy for the Urban Core + Smart type, an Urban Life strategy for the Center + Business type, and a Walkable Life strategy for the Mixed + Central type, with application measures for Gumi concretized by reference to overseas cases such as Boston, Barcelona, and Singapore. The study has academic significance in capturing intra-urban spatial heterogeneity through fine-grained grid analysis and empirically demonstrating that living areas in an urban-rural composite city are differentiated into multi-layered structures; it also carries policy relevance by offering differentiated strategies that provide practical directions for living-area planning in urban-rural composite cities.

Keywords: Living Area, Proximity, Spatial Imbalance, Accessibility, Typology

*이 논문은 구미시가 지원하고 경북연구원이 주관한 「구미미래도시포럼」의 발표원고를 수정·보완하여 작성한 것임.

**부산대학교 조경학과 조교수(주저자: jisooosim@pusan.ac.kr)

***한국행정연구원 재난안전연구실 부연구위원(교신저자: hjseo@kipa.re.kr)

1. 서론

인구 감소와 지역 소멸은 그간 지방 소도시와 농촌 지역을 중심으로 전개되어 왔으나 최근 부산광역시와 같은 대도시권으로까지 확산되면서 공간적 범위와 양상이 확대되고 있다(이상호, 2024). 이제 인구 유출과 공간의 소멸 문제는 특정 도시나 지역의 문제가 아니라 국가 전체의 구조적 변화로 인식되며, 이에 대한 대응 역시 광역권 재편이나 지역 간 역할 분담과 같은 상위 공간 스케일에서 논의되는 시점이다(구양미, 2021). 이러한 거시적 인구 변화는 도시 내부에서는 공간 불균형과 서비스 접근성 격차라는 미시적 문제로 전환되어 나타난다(김민서 외, 2024; 김상민·이성원, 2025). 인구 감소와 이동은 도시 전반에 균등하게 영향을 미치지 않으며, 그 결과 도시 내부의 지역 간 격차와 불균형이 점차 심화되는 양상을 보인다(박정은, 2017; 김현우·이준영, 2022; 김상민·이성원, 2025).

특히 이러한 도시 내부의 공간 불균형은 인구 20~50만 규모의 중간 도시에서 더욱 두드러진다(박세훈 외, 2017). 한국의 중간 규모 도시 중 상당수는 1995년 도농통합을 거치며 도시 지역(동)과 농촌 지역(읍, 면)이 하나의 행정, 재정 단위 안에 결합된 도농복합 구조를 갖게 되었고, 이로 인해 도시와 농촌의 공간적, 기능적 이질성이 단일 행정구역 내에 공존하게 되었다(전지혜·이철우, 2018; 이호상·손승호, 2024). 이러한 도농복합 구조는 산업단지를 기반으로 성장한 제조업 도시에서 한층 복잡하게 나타난다. 도시 지역 내부가 다시 산업단지, 구도심, 신도심으로 분화되면서, 농촌 지역(읍, 면)과 더해 서로 다른 형성 시기와 기능을 가진 공간 단위들이 중층적으로 병존하기 때문이다(장철순·이윤석, 2015). 그 결과 동일 행정구역 안에서도 생활서비스 공급과 인구 분포의 지역 간 격차가 뚜렷하게 나타난다. 도시 지역에서는 산업단지가 일자리 집적도는 높으나

주거인구가 거의 없어 극단적인 주야 인구 편차와 생활편의시설 부족을 보이고(박세훈 외, 2017; 박정은, 2017), 구도심은 전통적 중심지 기능을 수행해 왔으나 시설 노후화와 인구 유출로 활력이 저하되고 있다(김예성·하혜영, 2020). 농촌지역인 읍, 면 지역은 인구 고령화와 저밀 주거구조로 인해 기본 생활 서비스 접근성이 매우 낮고 인구 소멸 위험에 직면해 있다(장철순·이윤석, 2015; 박세훈 외, 2017). 이처럼 도시(산업단지, 구도심, 신도심)와 농촌(읍, 면)이 단일 행정구역 내에 중층적으로 공존하며 공간적 이질성과 서비스 불균형을 함께 드러내는 것이 중간 규모 도농복합 도시의 구조적 특성이다.

기존의 생활권 계획은 도시권을 중심으로 발전해 왔으며, 중간 규모 도시의 공간적 복잡성을 충분히 반영하지 못하고 있다. 전통적인 중심지 체계 이론은 도심-부도심-지구 중심의 위계적 구조를 전제하지만, 도농복합 도시에서는 산업단지, 구도심, 신도심, 농촌지역이 각기 다른 기능과 밀도를 가지며 병존하므로 단순한 위계 설정이 어렵다. 또한 생활권 계획에서 통상적으로 사용되는 행정동 단위 분석은 내부의 공간적 이질성을 포착하지 못하며, 실제 주민의 생활 동선과 서비스 접근성을 정밀하게 진단하는데 한계가 있다. 이러한 맥락에서 최근 국내·외에서는 전통적인 위계 중심 계획을 넘어 주민의 일상적 접근성에 기반한 새로운 생활권 계획 접근이 주목받고 있다.

이러한 흐름을 대표하는 것이 근접성 중심의 도시 계획 패러다임이다. 시간 도시주의(chrono-urbanism)로 대표되는 이러한 접근은 기후위기 대응, 인구 감소, 고령화 등 사회, 환경적 변화에 대응하여, 도시민이 일상생활에 필요한 핵심 기능에 비교적 짧은 시간 내에 접근할 수 있도록 도시 구조를 재편하는 것을 목표로 한다(Moreno et al., 2021).

이러한 근접성 중심의 생활권 계획 접근은 특히 도시 내부의 공간적 이질성이 큰 도농복합 도시에서

중요한 의미를 가진다. 도농복합 도시는 모든 지역에 동일한 수준의 기능과 서비스를 집적하기 어렵고, 산업단지, 구도심, 신도심, 읍, 면 지역이 서로 다른 접근성 조건 속에 병존한다. 이로 인해 동일한 행정 구역 내에서도 주민이 체감하는 서비스 접근 수준이 크게 달라지며, 이러한 미시적 차이는 기존의 행정동 단위 분석이나 위계적 중심지 체계로는 포착되기 어렵다. 따라서 도농복합 도시에서는 생활권 단위에서 접근성의 분포와 격차를 진단하는 것은 공간 불균형을 이해하는 데 필요하며 근접성 기반의 생활권 분석은 이를 위한 유효한 분석 틀을 제공한다.

구미시는 1969년 국가산업단지 조성을 기점으로 성장한 대표적인 중간 규모 산업도시로, 산업단지, 구도심, 신도심, 읍, 면 지역이 하나의 행정구역 내에 공존하는 전형적인 도농복합 도시이다(전지혜·이철우, 2018; 구미시, 2025). 산업단지는 일자리가 집중된 반면 주거 및 생활서비스 기능이 취약하고, 구도심은 인구 감소와 시설 노후화로 활력이 저하되고 있으며(김금숙, 2018), 신도심은 주거환경은 양호하나 기능이 제한적이다. 읍, 면 지역은 저밀, 고령화로 인해 기본적인 생활서비스 접근성이 낮은 구조를 보인다. 이처럼 구미시는 도시 내부 공간 단위 간 기능과 접근성 격차가 극명하게 나타나는 사례로서, 행정단위 평균값만으로는 설명하기 어려운 생활권 간 공간 불균형을 내포하고 있다.

본 연구는 이러한 문제의식에 기반하여 구미시를 사례로 시간 도시주의 개념을 활용하여 생활권 공간구조를 진단하고 생활권 유형을 분류한 후, 유형별 정책 방향을 도출하고자 한다. 연구의 시간적 범위는 2023~2025년으로 설정하였다. 공간적 범위는 경상북도 구미시 전역(17개 동, 3개 읍, 5개 면)을 대상으로 하였다. 내용적 범위는 생활권 공간구조 진단과 유형화, 그리고 유형별 계획 방향 도출로 구성하였다. 구체적으로 미시적 공간분석을 통해 접근성, 다양성, 편재성의 분포를 진단하고, 이를 통

합한 복합지수를 산출하여 공간의 불균형 양상을 확인한 후, 군집분석을 통해 생활권을 유형화한다. 이후 각 유형의 구조적 특성에 따라 정책의 방향성을 제시하는 것을 목적으로 한다. 이를 통해 도농복합 도시의 공간 불균형 실태를 진단하고 생활권 유형별 공간구조 특성을 토대로 유형별 계획 논리를 도출함으로써, 중간 규모 도농복합 도시에서 생활권 단위 공간계획이 갖는 이론적, 실천적 시사점을 제시하고자 한다.

2. 선행연구 검토

2.1 도농복합 도시의 생활권 구조와 공간 불균형

중간 규모 도농복합 도시는 도시 지역(동)과 농촌 지역(읍, 면)이 단일 행정구역 내에 결합되어 있고, 도시 지역이 다시 구도심, 신도심, 산업단지 등으로 분화되면서 지역 간 생활서비스 접근성의 격차가 크게 나타나며, 이러한 공간 불균형은 주민의 일상생활에 직접적인 영향을 미친다. 이러한 도시 내부의 공간 불균형은 지역 간 자원 분배의 차이가 주민의 일상생활과 사회적 관계에 미치는 영향을 통해 구체화된다. 이상대·이혜령(2017)에 따르면, 도시 내 양극화는 일정 공간 단위 내의 집단이 공공서비스 접근성 등 지역 자원의 분포 특성에 따라 군집화되면서 집단 내 동질성은 강화되고 집단 간 이질성은 심화되는 현상으로 이해할 수 있다. 이러한 공간 불균형은 단순히 경제적 격차에 그치지 않는다. 주민 간의 신뢰나 관계와 같은 사회적 자본에도 부정적 영향을 미친다는 점이 양승호 외(2014)의 연구를 통해 확인된 바 있다. 주거 측면에서도 유사한 문제가 관찰되는데, 김혜승 외(2006)의 분석에서는 주거 양극화가 경제력 양극화보다는 낮게 나타나지만 하위 계층의 실질적인 주거 실태가 매우 열악하여 공간적 불평등이 심화되고 있는 것으로 나타났다. 이상의 연구들은 공간 불균형이 물리적 분포의 문제를 넘어

사회적 통합과 삶의 질에 직접적으로 영향을 미치는 구조적 문제임을 보여준다.

도농복합 도시는 도시 지역과 농촌 지역이 하나의 행정체계 안에 공존하면서 독특한 공간 불균형 구조를 형성한다. 한국의 도농복합시는 도시지역(동·읍) 중심의 성장을 거치면서 도시지역과 농촌지역(면) 간의 인구 및 기능적 불균형을 내포하게 되었다(이호상·손승호, 2024). 이러한 불균형은 인구 구조적 측면에서도 명확히 드러난다. 권소영 외(2024)의 연구에서는 도농복합시의 인구 감소 대응을 위해서는 자연적 인구 증감보다 사회적 인구 이동에 정책적 관심을 집중해야 하며, 기존에 사회인구가 많은 지역이 재정자립도를 높여가는 선순환 구조를 보이는 것으로 분석되었다.

특히 산업단지를 기반으로 성장한 제조업 도시의 경우 이러한 불균형이 더욱 극명하게 나타난다. 제조업 기반 지방중소도시들은 산업단지와 신도시 위주로 성장하면서 구도심의 쇠퇴와 읍, 면 지역의 서비스 사각지대 발생이라는 이중적 공간 구조가 고착화되는 양상을 보인다(김예성·하혜영, 2020). 이는 단순히 공간 분포의 문제에 그치지 않는다. 장철순·이윤석(2015)이 지적한 바와 같이, 제조업 중심 도시들은 주력 산업의 쇠퇴 시 지역 경제 전체에 미치는 파급효과가 매우 크며, 이는 곧 도시 내부의 급격한 공간적 쇠퇴로 이어질 수 있다. 요컨대 도농복합 도시, 특히 산업단지 기반 중간 규모 도시는 성장 과정에서 형성된 공간구조의 이질성으로 인해 구조적으로 불균형에 취약한 도시 유형이라 할 수 있다.

이러한 공간 불균형을 다루기 위한 기존의 생활권 계획 접근은 도농복합 도시의 복잡성을 충분히 반영하지 못한다는 비판을 받아왔다. 전통적인 중심지 이론이나 도시성장단계론은 현대 도시의 동태적인 변화 과정을 설명하지 못하는 정태적 모델이라는 점에서 한계가 있으며, 인구 감소 시대에 적합한 새로운 공간 재편 논의가 필요하다는 주장이 제기되어

왔다(김예성·하혜영, 2020). 분석 단위의 문제도 중요한 한계로 지적된다. 통상적인 행정동 단위 분석은 동 내부의 미시적인 공간적 이질성을 포착하지 못하며, 주민의 실질적인 체감 접근성을 진단하는데 한계가 있다는 것이다(이상대·이혜령, 2017). 실제로 수도권 1인 가구를 대상으로 한 김민서 외(2024)의 분석에서는 주거지와 서비스 공급 간의 공간적 불일치가 연령대별로 다르게 나타나고 있는 것으로 확인되었으며, 이는 기존의 획일적인 생활권 계획이 미시적인 서비스 소외 지역을 놓치고 있음을 시사한다.

이러한 한계는 도시 개발 방식의 문제와도 연결된다. 도시 외곽의 대규모 신규 개발은 원도심의 인구 유출과 중심성 약화를 초래하여 도시 전체의 효율성을 저해하므로, 기능 재분배를 포함한 통합적 도시 관리 체계 구축이 시급하다는 지적도 제기된 바 있다(박정은, 2017). 결국 도농복합 도시의 공간 불균형을 진단하고 개선하기 위해서는 전통적인 위계 중심 접근을 넘어, 실제 주민의 생활권 단위에서 서비스 접근성을 미시적으로 분석할 수 있는 방법론이 필요한 상황이다.

2.2 시간 도시주의 기반 생활권 진단 및 유형화 연구

본 연구의 이론적 기반은 Moreno(2019.12.19)가 제안한 시간 도시주의(chrono-urbanism) 개념에 토대를 둔다. 시간 도시주의는 도시민이 일상생활에 필요한 핵심 기능에 도보 또는 자전거를 통해 비교적 짧은 시간 내 접근할 수 있도록 도시 구조를 재편하는 계획 패러다임으로, 이후 15분 도시(15-Minute City) 개념으로 구체화되었다(Moreno et al., 2021). 이는 거주, 일자리, 상업, 보건, 교육, 여가 등의 기능을 근접성(proximity), 밀도(density), 다양성(diversity), 디지털화(digitalization)의 관점에서 재구성함으로써 주민의 일상적 이동과 생활권 구조를 증시하는 접근이다. 이는 전통적인 도시계획과 다른 관

점에서 주민의 일상적 시간과 공간 자원의 결합을 도시 생활권 계획의 단위로 설정한다는 점에서 차별성을 가진다.

도농복합 도시의 공간 불균형을 진단하기 위해서는 전통적인 위계 중심 접근을 넘어 실제 주민의 생활권 단위에서 서비스 접근성을 미시적으로 분석할 수 있는 방법론이 필요하다. 최근 주민의 일상적 삶과 시간적 가치를 증시하는 근접성 기반의 접근이 생활권을 진단하는 도구로 부상하고 있다. Gorjian (2025)는 체계적인 문헌 고찰을 통해 근접성 연구가 GIS 기반의 통계적 방법론과 결합하여 환경 정의, 건강 격차, 사회경제적 지위 등 도시 내 양극화 문제를 규명하는 방향으로 진화하고 있음을 밝혔다. 국내에서도 부산과 제주의 사례를 통해 도보나 자전거로 15분 내 필수 생활 서비스에 접근할 수 있는 근거리 생활권 구축이 새로운 도시계획의 지향점이 되고 있다는 점이 강조되고 있다(박상필 외, 2022; 김형준, 2023).

근접성과 생활권의 질을 측정하기 위한 지표 체계와 측정 방법론 또한 점차 정교화되고 있다. Moreno (2019.12.19)는 거주, 생활, 일자리, 건강, 교육, 여가 등 6개 필수 사회적 기능을 중심으로 생활권의 질을 평가할 수 있는 개념적 틀을 제시하였다. 측정 방식에서는 기존의 단순 직선거리 기반 분석이 실제 보행 환경을 반영하지 못한다는 한계가 지속적으로 지적되어 왔다. 하정민 외(2021)는 도로망을 반영한 보행 네트워크 기반의 서비스권 도출이 주민의 실제 이동 패턴과 접근성을 보다 현실적으로 반영하는 방법임을 제시하였다. 또한 남우민 외(2025)는 시설의 공급 능력과 잠재적 수요자 분포를 동시에 고려할 수 있는 2SFCA 기반 분석을 통해 단위 생활권에서 발생하는 미시적인 서비스 수급 불균형을 정량적으로 평가하였다.

도출된 접근성 지표를 바탕으로 공간적 이질성을 유형화하려는 연구 또한 확대되고 있다. 하정민 외

(2021)의 연구에서는 K-means 군집분석을 활용하여 지역생활권을 보행 접근성 수준에 따라 유형화하고, 유형별 사회경제적 특성 차이를 분석하였다. 권소영 외(2024)는 도농복합 도시와 같이 복합적 공간 구조를 가진 지역에 대해 퍼지셋 이상형 분석을 적용하여 인구 감소 특성과 지역 유형의 경제적 성격을 설명하고자 하였다. 이와 함께 남우민 외(2025)는 몬테카를로 시뮬레이션을 활용하여 보행 속도나 환경 조건 변화에도 생활권 계획의 접근성 개선 효과가 유지되는지를 검증하는 분석틀을 제시하였다.

본 연구는 이러한 시간 도시주의와 근접성 기반 생활권 연구 흐름을 바탕으로 도농복합 도시의 생활권 구조를 진단하기 위해 접근성, 다양성, 편재성의 세 가지 차원을 분석틀로 설정하였다. 접근성은 생활서비스 및 시설에 대한 도달 가능성을 의미하며, 다양성은 생활권 내 기능 구성의 복합 정도를 의미한다. 편재성은 생활 서비스와 기능이 생활권 전역에 얼마나 균형적으로 분포하는지를 나타낸다(박상필 외, 2022).

3. 연구 방법

3.1 연구 대상지

본 연구는 경상북도 구미시를 연구 대상지로 선정하였다. 구미시는 1969년 국가산업단지 조성 이후 전자, IT 제조업을 중심으로 급성장한 도시로 현재 5개 국가산업단지를 보유하고 있다. 구미시는 1995년 도농통합에 따라 기존 구미시(동지역)와 선산군(읍, 면지역)이 통합되어 현재 17개 동·3개 읍, 5개 면으로 구성된 전형적인 도농복합 시 행정 체계를 갖추고 있다(김주숙·김은영, 2003; 김연고·김석태, 2012). 면적의 약 70% 이상이 읍, 면 지역에 해당하나 인구의 약 90%가 동 지역에 집중되어 있어, 도시 지역과 농촌 지역 간 인구 분포의 극단적 불균형이 도시 내에 공존한다(구미시, 2025).

또한 구미시는 1인당 공원면적이 전국 평균보다 낮고 보행친화적 환경이 미흡하여 생활 인프라의 지역 간 편차가 크게 나타나며, 저출산-고령화와 청년 이탈로 요약되는 중간 규모 산업도시의 전형적 도전 과제와 함께 권역별 기능, 생활 여건의 극명한 차이를 보인다(구미시, 2025). 이러한 점에서 구미시는 산업도시와 농촌형 공간구조가 동시에 공존하는 도농복합 도시의 특성을 보여주며, 생활권 기반의 공간 불균형과 권역별 기능 격차를 분석하기에 적절한 사례 대상지로 판단하였다.

3.2 분석 방법 및 변수 설정

본 연구에서 공간 불균형은 동일한 행정구역 내에서 주민이 일상생활에 필요한 서비스에 접근할 수 있는 수준이 차이를 보이는 현상으로 정의한다. 이

는 지역 내 정태적 현상의 균등화와 동태적 현상의 균등화 등 지표를 기반으로 지표 간 균등 정도를 지역의 불균형 정도로 진단한 선행 연구를 참고하였다(이자은 외, 2024). 구체적으로 구미시의 생활권 접근성을 진단하고 공간적 불균등을 파악하기 위해 접근성, 다양성, 편재성의 3대 요소를 중심으로 100m×100m 격자 기반 공간분석을 수행하였다. 분석 단위로 격자를 선택한 이유는 행정동 단위 분석이 동 내부의 미시적인 공간적 이질성을 포착하지 못한다는 선행연구의 지적(이상대·이혜령, 2017)을 반영하여, 주민의 실질적인 체감 접근성을 진단하기 위함이다. 각 지표는 시설 위치, 도로망 가중거리, 토지, 건물 속성, 인구, 고용 등 다원적 자료를 통합하여 산정하였으며, 격자 단위에서 계산한 후 표준화를 거쳐 행정동 단위로 집계하였다. 이러한 분석 방법은

Table 1. Indicators for Diagnosing Neighborhood Spatial Structure

Dimension	Sub-Indicator	Measurement Method	Data Source
Accessibility	Facility Proximity	Average network distance from grid centroid to facilities (m)	Ministry of the Interior and Safety business license data
	Cumulative Opportunities	Number of accessible facilities within a 15-minute walking catchment	Road network data (National Geographic Information Institute)+facility data
	Transit Stop Proximity	Network distance to the nearest bus stop (m)	National Transport DB
Diversity	Facility Diversity	Number of facility categories within a 15-minute neighborhood	Ministry of the Interior and Safety business license data
	Building-Use Mix	Shannon Index based on building-use composition	National Geographic Information Institute building data
	Land-Use Mix	Shannon Index based on land-use composition	National Geographic Information Institute land data
Ubiquity	Reachable Population	Total population within a 15-minute walking catchment	SGIS population grid statistics
	Service Adequacy	Ratio of neighborhood SOC supply to population	SGIS facility statistics
	Jobs-Housing Balance	Ratio of employees to residential population	SGIS business and population grid statistics

부산시의 근접성 기반 생활권 분석 방법론(박상필 외, 2022)을 참고하되, 데이터 구득 가능성에 따라 일부 지표를 조정하여 구성하였다(Table 1). 분석에 사용된 자료는 크게 공간 데이터, 시설 데이터, 인허가 데이터로 구분된다. 공간 데이터는 국토지리정보원의 건물 및 토지 정보, 도로망, 행정경계 데이터를 활용하였으며, 통계지리정보서비스(SGIS)를 통해 인구, 가구, 사업체 격자 통계를 구축하였다. 시설 데이터는 행정안전부 지방행정인허가 데이터를 활용하여 2025년 10월 기준 영업 중인 생활SOC 시설을 추출하였으며, 의료서비스(병, 의원, 약국 등), 생활편의서비스(은행, 우체국, 공공시설 등), 식품서비스(음식점, 카페 등)의 세 가지 항목을 분석 대상으로 설정하였다. 격자 셀 자료는 통계지리정보서비스를 통해 가장 최근 데이터인 2023년 인구, 가구, 사업체 격자 통계를 구득하였으며, 기존 데이터와 결합한 후 격자 중심점을 기준으로 15분 이소크론(Isochrone, 등시선)을 생성하였다. 이때 격자 중심점에서 시설까지의 거리는 단순 직선거리가 아닌 실제 도로망을 반영한 네트워크 기반 보행 거리로 산정하였다(하정민 외, 2021). 보행 속도는 선행 연구를 참고하여 평균 4km/h를 적용하였으며, 이에 따라 15분 이소크론은 격자 중심점에서 약 1km 이내 도보 이동이 가능한 영역으로 설정하였다. 공간분석은 ArcGIS Pro와 Python 3.0을 사용하여 수행하였으며, 요소별 지표 산출과 근접분석을 통한 유형 도출 과정을 거쳤다.

접근성 지표는 시설까지의 거리 기반 근접성, 일정 시간 이내 시설 도달 가능 여부, 정류장 접근성을 활용하여 생활권의 도달성을 평가하였다. 시설 근접성은 격자 중심에서 시설까지의 평균 거리로 산정하여 접근의 난이도를 측정하였으며, 누적 기회는 보행 기준 15분 이내 접근 가능한 시설 수를 집계하여 일상 기능 이용기회를 평가하였다. 정류장 근접성은 가장 가까운 버스정류장까지의 최소거리를

활용하여 대중교통 접근성을 반영하였다. 다양성 지표는 생활권 내 기능 구성의 혼합 정도를 평가하기 위해 시설 다양성, 건물 혼합도, 토지 혼합도를 산정하였다. 시설 다양성은 생활권 내에서 서로 다른 시설 카테고리가 존재하는 개수를 계수하여 기능적 복합성을 평가하였으며, 건물 혼합도와 토지 혼합도는 Shannon Index를 적용하여 기능 구성 비중의 균형을 정량화하였다. 편재성 지표는 서비스와 기능이 생활권 전역에 얼마나 고르고 균형적으로 분포하는지를 평가하는 지표로, 단일 지점의 양적 공급 수준보다는 공간적 분포의 균형성에 초점을 둔다. 이를 위해 본 연구에서는 편재성을 인구 측면의 분포 균형(도달 인구), 서비스 공급 측면의 균형(서비스 적정성: 인구 대비 공급 수준), 기능 측면의 균형(직주 균형)이라는 세 가지 세부 지표로 조각화하였다. 도달 인구는 15분 시간권 내 포함되는 인구 규모를 합산하여 서비스 이용 가능 인구 범위를 산정하였으며, 서비스 적정성은 인구 대비 생활SOC 공급 수준을 통해 공공서비스의 상대적 충족 정도를 평가하였다. 직주균형은 생활권 내 일자리와 주거 기능이 특정 지역에 편중되지 않고 공존하는 정도를 의미하며, 일자리-주거 비율을 활용하여 기능 간 균형성과 통근으로 인한 이동 부담 정도를 측정하였다. 이는 단일 시설에 대한 접근성이나 기능 구성의 복합성을 평가하는 접근성과 다양성 지표와 구별되는 개념으로, 생활권 단위의 공간적 균형성을 평가하기 위한 지표로 활용하였다.

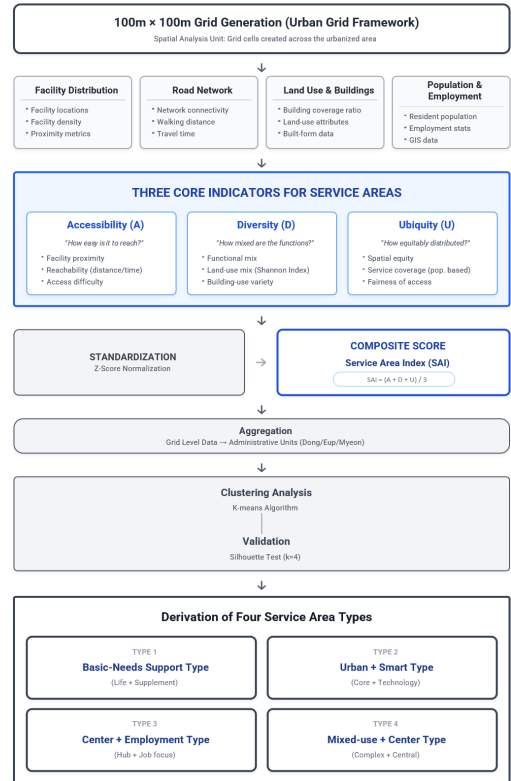
접근성, 다양성, 편재성의 세부 지표는 시간 도시주의 개념에서 생활권을 구성하는 상호보완적 요소로 제시되고 있으며(Moreno et al., 2021), 국내 15분 도시 연구에서도 세부 지표를 균등하게 통합하여 종합지표를 산출한 바 있다(박상필 외, 2022). 이에 본 연구에서도 각 지표는 측정 단위와 규모의 차이를 제거하기 위해 Z-score 표준화하고, 표준화된 접근성, 다양성, 편재성 지표를 균등 가중(1/3)하여 생활

Table 2. Cluster Validation

Number of Clusters (k)	Silhouette Coefficient	Davies-Bouldin Index	SSE	Cluster Size (n)
2	0.4405	0.8175	53.94	24/14
3	0.3502	0.9786	40.03	17/11/10
4	0.3456	0.9149	29.20	13/10/8/7
5	0.3626	0.9082	24.88	15/9/6/5/3

권 복합지수(Composite Index, CI)를 산출하였다. 복합지수는 0에서 1 사이의 값을 가지며, 1에 가까울수록 생활권으로서의 조건이 우수함을 의미한다.

생활권 유형화를 위해서는 격자 단위 분석 결과를 행정동 단위로 집계하고 군집분석을 수행하였다. 먼저 격자 기반 접근성, 다양성, 편재성, 복합지표를 행정구역 경계에 맞추어 집계하여 동, 읍 단위 대표 지표로 변환하였으며, 격자 수와 인구 분포를 고려한 가중 평균을 적용하여 행정단위의 대표성을 확보하였다. 각 동, 읍의 지표를 0~1 구간으로 정규화한 후, 동, 읍별 접근성, 다양성, 편재성을 입력변수로 K-means 군집분석을 수행하여 유사한 특성을 가진 행정동을 동일 생활권 유형으로 분류하였다. 데이터 분포의 편차를 제거하기 위해 모든 지표를 Z-score로 표준화하였으며, 군집 수(k)를 2~5로 변화시키며 실루엣 계수(silhouette coefficient), Davies-Bouldin 지수 및 군집 내 분산을 비교, 검토하였다(Table 2). 실루엣 계수와 Davies-Bouldin 지수는 k=2에서 가장 우수하게 나타났으나, 이는 생활권 구조를 도심과 비도심의 이분적 형태로 단순화하는 한계가 있었다. 반면 k=4는 군집 적합도를 유지하면서도 산업단지, 구도심, 신도심, 읍, 면 지역 등 농도복합 도시 내부의 공간적 특성을 보다 구체적으로 구분할 수 있는 것으로 나타났다. 또한 군집 내 분산 감소 추세를 고려할 때 k=4 이후 추가적인 군집 분할에 따른 설명력 증가는 제한적인 것으로 판단되었다. 이에 본 연구에서는 통계적 적합도와 유형의 해석 가능성을 종합적으로 고려하여 k=4를 최종 군집 수로 설정하였다.

**Fig. 1.** Research Flow

각 유형은 접근성, 다양성, 편재성의 수준과 공간적 기능 배치 특성에 따라 명명하였으며, 유형별로 부속 기능, 생활SOC 분포, 도시활동 패턴을 분석하여 정책적 시사점을 도출하였다(Fig. 1). 이러한 분석 과정을 통해 격자 단위의 미시적 진단에서 행정동 단위의 생활권 유형화, 그리고 유형별 정책 방향 제시로 이어지는 단계적 분석을 진행하였다.

4. 연구 결과

4.1 구미시 공간구조 현황

구미시의 공간구조를 파악하기 위해 인구, 가구, 사업체 수를 중심으로 100m 격자 통계를 활용하여 커널 밀도 분석을 수행하고 주요 중심지를 도출하였다. ArcGIS Pro를 활용하여 격자 단위 분포도를 작성한 결과, 인구 중심지와 가구 중심지는 공간적 패턴이 유사하게 나타나며, 형곡동, 상모동, 임은동, 옥계동, 도량동을 중심으로 한 고밀 주거축이 주요 생활권 거점을 형성하는 것으로 나타났다(Fig. 2). 송정동, 도량동 등 북구권도 뚜렷한 중심성을 보여, 구미시의 생활권은 도심 남부와 북구권의 이중 축을 중심으로 구성되어 있다. 사업체 중심지는 원평동, 송정동, 형곡동 일대에서 강한 집중 패턴을 보였으며, 봉곡동, 옥계동 등이 중규모 거점으로 나타났다. 주목할 점은 산업단지(공단동, 양포동)가 면적 대비 사업체 밀도가 낮아 커널 밀도 분석에서 중심지로 나타나지 않았다는 것인데, 이는 대규모 공장용지의 분포 특성을 반영한 것으로 보인다.

이러한 중심지 분포는 구미시 내부의 기능적 차이를 보여준다. 도심권(동 지역)은 행정, 상업, 주거 기능이 복합적으로 결합되어 있으며, 병원, 관공서, 상업시설, 교육시설 등이 고밀도로 집적되어 생활권으

로서의 완성도가 높다. 읍, 면 지역은 농업 및 저밀 주거 중심 구조로 상업, 문화 인프라가 부족하여 주민들이 도심 또는 타 생활권으로 이동하여 서비스를 이용하는 경향을 보인다. 산업단지는 일자리 제공 측면에서 중요하지만, 주거 인프라 부재와 상업, 의료, 교육 기능 부족으로 인해 생활권 기능은 제한적이다. 주간에는 일정 수준의 편의시설 이용이 가능하나 퇴근 후 대부분 근로자가 타지역으로 이동하면서 극단적 주야 인구 불균형이 발생하며, 이는 산단 근로자의 생활서비스 접근성이 낮음을 시사한다. 이러한 도심-읍면-산단 간 기능적 차이는 구미시 생활권의 불균형한 공간구조를 형성하는 요인으로 작용한다.

4.2 접근성, 다양성, 편재성 분석

구미시의 공간불균형을 평가하기 위해 접근성, 다양성, 편재성의 세 가지 지표를 활용하여 각각 세부 지표를 통해 평가하고 이를 종합하여 각 지표의 값을 도출하였다(Fig. 3). 도출된 지표를 통해 구미시에 존재하는 공간의 불균형이 어느 지표에서 발생하는지를 파악할 수 있었다.

접근성 지표는 시설 근접성, 누적 기회, 정류장 근접성의 세 가지 세부지표로 구성되며, 이를 통합하여 생활권의 도달성을 평가하였다. 시설 근접성 분석 결과, 인동동, 진평동, 사곡동, 공단동, 형곡동, 도

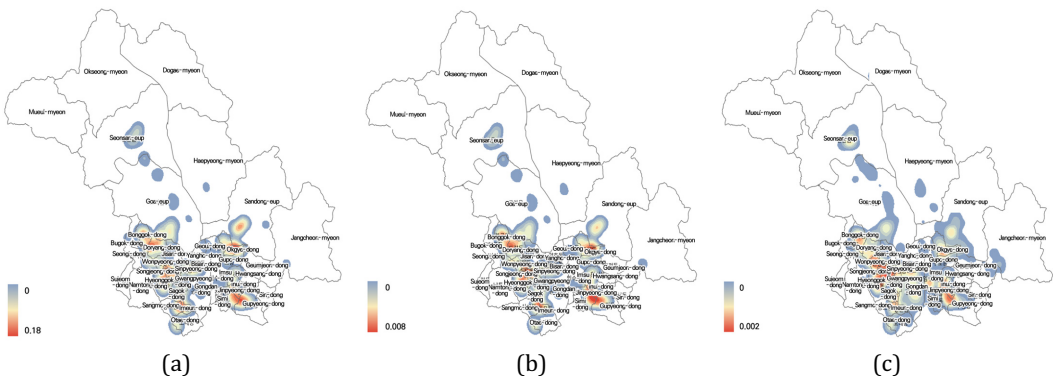


Fig. 2. Spatial Distribution of Centers: (a) Population-Based Centers, (b) Household-Based Centers, (c) Establishment-Based Centers

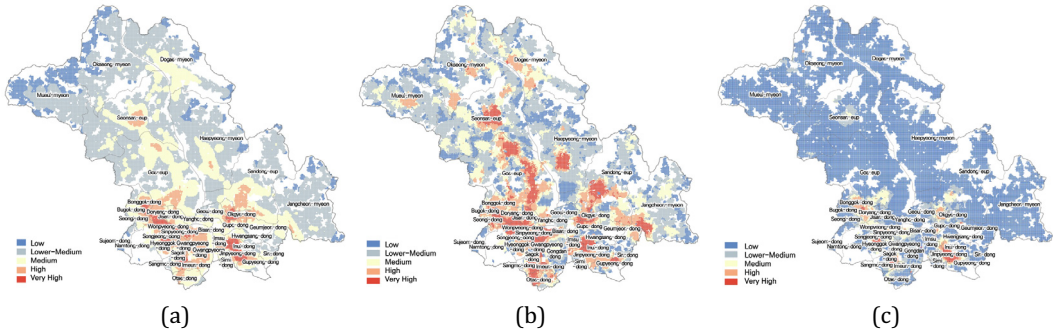


Fig. 3. Spatial Distribution of Composite Indicators: (a) Accessibility, (b) Diversity, (c) Ubiquity

량동 등 도심부는 생활시설, 상업시설, 교육시설이 밀집되어 시설까지의 평균 이동거리가 짧고 접근성이 높게 나타났다. 고아읍 중심부와 남평동, 임은동, 구평동 일부는 기본적인 생활시설은 존재하나 도심부 만큼의 밀도는 확보되지 않아 중간 수준의 접근성을 보였으며, 도개면, 해평면, 산동면, 옥성면 등 농촌, 외곽지역은 시설 분포가 희소하여 접근성이 전반적으로 취약한 것으로 나타났다. 누적 기회 지표는 15분 이내 도달 가능한 생활서비스의 종류와 수를 평가하는 것으로, 원평동, 형곡동, 도량동, 인동동, 진평동, 사곡동 등 중심 시가지에서 높은 수준의 기회량이 나타난 반면, 외곽지역은 도달 가능한 시설 수가 극히 적어 생활기회의 지역 간 격차가 큰 것으로 확인되었다. 정류장 근접성은 대중교통 접근 용이성을 평가하는 지표로, 원평동, 형곡동, 송정동, 인동동, 진평동, 사곡동, 도량동, 옥계동 등 도심부는 정류장이 밀집되어 매우 높은 접근성을 보인 반면, 도개, 해평, 양포, 옥성 등 농촌, 외곽 지역은 정류장 간격이 넓고 배차가 부족하여 대중교통 접근성이 전반적으로 취약하였다. 세 지표를 통합한 접근성 종합지표는 구미시 도심축에서 매우 우수한 접근성이 나타나며, 외곽 농촌, 산지 지역으로 갈수록 접근성이 급격히 저하되는 공간적 이중 구조를 보였다.

다양성 지표는 건물 용도 혼합도, 시설 다양성, 토지 혼합도의 세 가지 세부지표로 구성되며, 생활권

내 기능 구성의 복합 정도를 평가하였다. 건물 용도 혼합도 분석 결과, 원평동, 지산동, 송정동, 형곡동, 도량동 등 도심부는 상업, 업무, 주거 기능이 인접 배치되어 도시 활동의 다양성이 높게 나타났으며, 고아읍 중심부와 구평동, 임은동 일부는 주거 중심이나 상업, 근린생활시설이 일부 결합되어 중간 수준의 혼합도를 보였다. 도개면, 해평면, 산동면, 옥성면, 장천면 등 외곽, 농촌지역은 단일 용도 중심의 환경이 넓게 분포하여 복합 기능 형성이 어려운 것으로 나타났다. 시설 다양성은 15분 생활권 내 존재하는 시설 종류의 다양성을 평가하는 지표로, 원평동, 형곡동, 지산동, 인동동, 진평동, 사곡동 등 도심 중심부에서 교육, 의료, 문화, 상업 기능이 조밀하게 혼재하여 가장 높은 다양성을 보인 반면, 외곽 농촌지역으로 갈수록 시설의 종류와 공급 수준이 크게 감소하였다. 토지 혼합도는 상업, 주거, 공공, 업무 등 토지이용의 복합 정도를 평가하는 지표로, 원평동, 도량동, 형곡동, 송정동, 인동동, 진평동 등 도심부는 다양한 용도가 혼재하여 공간 활용도가 높게 나타났으며, 농촌, 산지 중심의 외곽지역은 단일 토지이용이 광범위하게 나타났다. 세 지표를 통합한 다양성 종합지표는 구미 도심축에서 높은 다양성을 보인 반면, 읍, 면 지역을 포함한 외곽권은 단일 기능 중심의 토지, 시설 구조로 인해 다양성이 낮게 나타나 도심과 외곽 간 기능 복합성의 격차가 큰 것으로 확인되었다.

편재성 지표는 15분 도달 인구, 서비스 적정성, 직주균형의 세 가지 세부지표로 구성되며, 서비스가 생활권 전역에 얼마나 균형적으로 분포하는지를 평가하였다. 15분 도달 인구는 각 격자 중심에서 15분 이내 접근 가능한 인구 규모를 의미하며, 원평동, 지산동, 인동동, 진평동, 사곡동, 공단동 등 도심부는 고밀 주거지와 지역 중심 기능이 결합되어 도달 인구가 매우 높게 나타난 반면, 도개면, 해평면, 산동면, 옥성면, 무을면 등 저밀 농촌형 주거 구조 지역은 15분 이내 접근 가능한 인구가 제한적이었다. 서비스 적정성은 인구 대비 도시서비스의 공급 수준을 평가하는 지표로, 원평동, 형곡동, 도량동, 송정동 등 도심부는 인구 규모에 비해 생활SOC, 편의시설, 공공시설 공급이 비교적 충분한 반면, 도개면, 해평면, 산동면, 옥성면, 장천면 등은 인구 규모가 적은 데 반해 시설 공급도 부족하여 서비스 접근불균형이 나타났다. 직주 균형은 생활권 내 일자리와 주거의 균형 정도를 평가하는 지표로, 공단동, 사곡동, 진평동, 비산동 등 산업, 업무 기능이 풍부한 지역은 직주균형이 높게 나타난 반면, 산동면, 해평면, 도개면, 옥성면 등 농촌지역은 일자리 접근성이 낮아 통근 부담이 큰 것으로 나타났다. 세 지표를 통합한 편재성 종합지표는 구미시 전반적으로 낮은 수준을 보였으며, 특히 도심 남부(진평-인동-사곡-공단-형곡-송정 등)에서 인구, 시설, 일자리 기능이 상대적으로 밀집되어 편재성이 높게 나타난 반면, 도심 이외의 지역은 기능 편중과 인구 분산으로 인해 편재성 확보가 어려운 구조로 확인되었다.

4.3 복합지수

접근성, 다양성, 편재성 세 지표를 균등 가중(1/3)하여 통합하고 Z-score 표준화를 거쳐 생활권 복합지수를 산출하였다. 복합지수의 공간적 분포를 파악하기 위해 Natural Breaks 방법을 적용하여 5단계(미흡, 다소 미흡, 보통, 우수, 아주 우수)로 구분하였

다(Fig. 4). 분석 결과, 구미시는 전체적으로 고른 분포를 보이지 않으며, 도심 남부를 중심으로 복합지수가 높게 나타나는 반면 읍, 면 지역과 외곽으로 갈수록 급격히 낮아지는 공간적 격차가 확인되었다. 인동동, 진평동, 사곡동, 공단동, 형곡동을 중심으로 한 도심 남부 생활권은 접근성, 다양성, 편재성이 모두 높아 '아주 우수' 및 '우수' 등급으로 평가되었으며, 원평동, 송정동, 도량동 등도 높은 수준을 보였다. 구평동, 임은동, 고아읍 중심부 등 도심 주변 지역은 '보통' 등급으로 평가되어 일정한 생활권 기반은 확보되어 있으나 도심부만큼의 완성도에는 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 도개면, 해평면, 산동면, 옥성면, 무을면 등 읍, 면 지역은 '다소 미흡' 및 '미흡' 등급으로 평가되어 생활권 형성이 전반적으로 취약하며, 특히 산간, 농촌 지역으로 갈수록 접근성, 다양성, 편재성이 모두 낮은 것으로 확인되었다. 이러한 분포 패턴은 구미시 생활권이 도심 남부를 정점으로 외곽으로 갈수록 기능이 약화되는 구조를 보인다. 이는 도농복합 도시의 생활권 구조가 거리 기반의 단순 위계보다는 산업단지, 구도심, 읍 중심지, 농촌 지역이라는 기능적 유형에 따라 복합적으로 분화되는 등 산업단지와 읍, 면 지역이 생활권 사각지대로

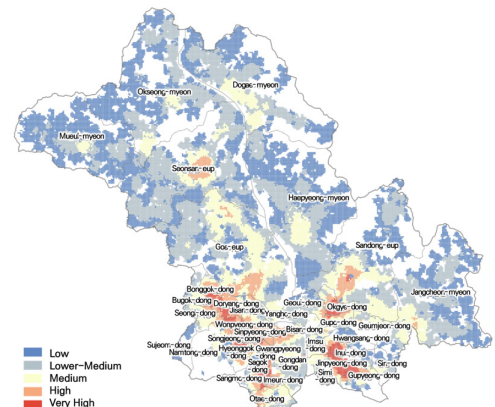


Fig. 4. Composite Index of Neighborhood Spatial Structure

존재하는 공간적 불균등 구조를 형성하고 있음을 확인하였다.

4.4 생활권 유형 분석

생활권 복합지수를 행정동 단위로 집계하고 K-means 군집분석을 수행한 결과, 실루엣 계수, Davies-Bouldin 지수, 군집 내 분산(SSE)을 종합한 검토를 통해 $k=4$ 를 최종 군집 수로 설정하였으며, 군집별 지표 특성과 공간 패턴을 종합하여 네 가지 생활권 유형으로 분류하였다(Fig. 5). 도출된 4개 군집 간 지표 평균값의 차이를 살펴보면, 접근성은 군집 1이 0.733으로 가장 높고 군집 2가 0.287로 가장 낮게 나타나 약 2.5배의 차이를 보였다. 다양성은 군집 1이 0.736, 군집 2가 0.233으로 약 3.2배의 차이를 나타냈으며,

편재성은 군집 4가 0.612, 군집 2가 0.105로 약 5.8배의 차이를 보였다(Table 3). 군집 간 차이의 통계적 유의성을 검토하기 위해 Kruskal-Wallis 검정을 수행하였고, 그 결과 접근성($H=29.388$, $p<0.001$), 다양성($H=28.149$, $p<0.001$), 편재성($H=28.680$, $p<0.001$), 복합지수($H=32.638$, $p<0.001$) 모두에서 군집 간 유의한 차이가 나타났다. 이는 도출된 생활권 유형 간 접근성, 다양성, 편재성 수준의 차이가 비교적 분명하게 나타나고 있음을 의미하며, 각 군집이 상이한 공간적 특성을 반영하고 있음을 시사한다.

‘생활+보완형’은 도개면, 해평면, 산동면, 옥성면, 무을면, 장천면 등 읍, 면 지역과 양포동이 포함되며, 접근성, 다양성, 편재성이 모두 낮아 생활권 형성이 전반적으로 미흡한 지역으로 나타났다. ‘도심+스마트형’은 원평동, 형곡동, 송정동, 도량동, 지산동, 비산동 등 구미시 구도심 및 핵심 주거지가 해당하며, 세 지표가 모두 높아 생활권으로서의 완성도가 가장 우수한 유형으로 평가되었다. ‘중심+업무형’은 인동동, 진평동, 사곡동, 공단동 등 산업단지 인근 지역과 광평동, 임수동이 포함되며, 접근성과 편재성은 높으나 다양성이 상대적으로 낮은 특징을 보였다. ‘복합+중심형’은 구평동, 임은동, 고아읍, 선산읍, 상모동, 황상동 등이 해당하며, 세 지표가 중상위 수준으로 일정한 생활권 기반은 확보되어 있으나 도심형만큼의 완성도에는 미치지 못하는 것으로 나타났다.

네 가지 생활권 유형은 각기 다른 구조적 특성을 보인다. ‘생활+보완형’은 인구밀도가 낮고 단일 기능 위주의 읍면 지역으로, 기본 서비스 접근성이 낮고 일상 활동 범위가 제한적이다. 이들 지역은 자가용

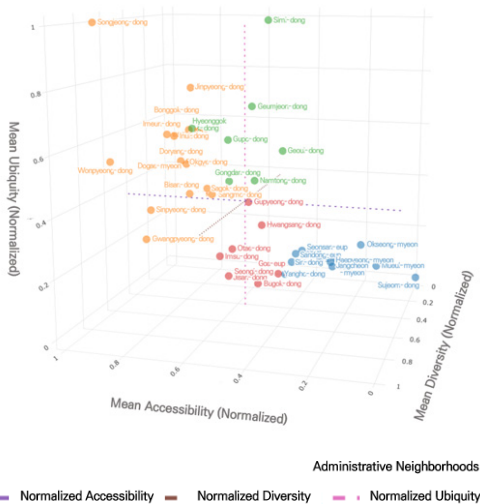


Fig. 5. Distribution of Administrative Neighborhoods in the Accessibility-Diversity-Ubiquity Space

Table 3. Mean Values of Accessibility, Diversity, Ubiquity, and Composite Index by Cluster Type

Cluster	n	Accessibility	Diversity	Ubiquity	Composite Index	Type
1	13	0.733	0.736	0.573	0.681	Urban+Smart Type
2	10	0.287	0.233	0.105	0.208	Living+Supplementary Type
3	8	0.529	0.537	0.197	0.421	Mixed+Central Type
4	7	0.584	0.371	0.612	0.522	Central+Employment Type

의존도가 높은 반면 보행, 자전거 환경이 미비하며, 인구 소멸 위험이 높은 것으로 나타났다. ‘도심+스마트형’은 행정, 상업, 주거 기능이 복합적으로 결합되어 있으며, 병원, 관공서, 상업시설, 교육시설 등이 고밀도로 집적되어 생활권으로서의 조건이 가장 우수하다. 이 유형은 시설과 기능이 풍부하나, 밀집으로 인한交通安全 문제와 도시환경 관리 이슈가 존재하는 것으로 확인되었다. ‘중심+업무형’은 산업단지와 인접하여 일자리 접근성과 인구 밀도는 높으나, 문화여가시설이나 생활편의시설의 다양성이 부족하여 특정 기능에 치우친 구조를 보인다. 이 유형은 지역 중심지로서 성장 잠재력이 있으나 일부 핵심 기능이 결여되어 외부 의존성이 존재하는 것으로 나타났다. ‘복합+중심형’은 주거, 상업, 교육 기능이 일정 수준 균형을 이루고 있으나, 도심형에 비해 시설 밀도와 서비스 다양성이 다소 낮은 것으로 나타났다. 이들 지역은 다양한 일상 기능이 보행 가능한 범위에 분포하여 생활 편의성이 양호하나, 일부 지역에서 생활권 내부 이동 동선의 불균형이나 특정 기능의 국지적 과밀 등 조정이 필요한 지점이 존재하는 것으로 확인되었다.

유형별 특성을 구미시의 공간 구조와 연계하여 살펴보면 다음과 같다(Fig. 6). ‘생활+보완형’에 해당하는 도개면, 해평면, 옥성면, 무을면, 장천면 등 읍, 면 지역은 면적은 넓으나 인구밀도가 낮고, 15분 보행권 내 이용 가능한 시설 수가 제한적으로 나타나 기본 생활서비스 접근성이 상대적으로 취약한 것으로 확인되었다. ‘도심+스마트형’에 해당하는 원평동, 형곡동, 송정동, 도량동 등은 구미역 일대의 기존 중심시가지로, 행정, 상업, 의료, 교육 기능이 집적되어 생활권 완성도가 가장 높은 유형으로 나타났다. 다만 보행자 밀도 대비 가로 공간이 협소하고 노후 시설이 혼재되어 있어 보행환경 및 도시환경 관리 수요가 높은 것으로 확인되었다. ‘중심+업무형’에 해당하는 공단동, 진평동, 사곡동, 인동동 등은 국가산업단

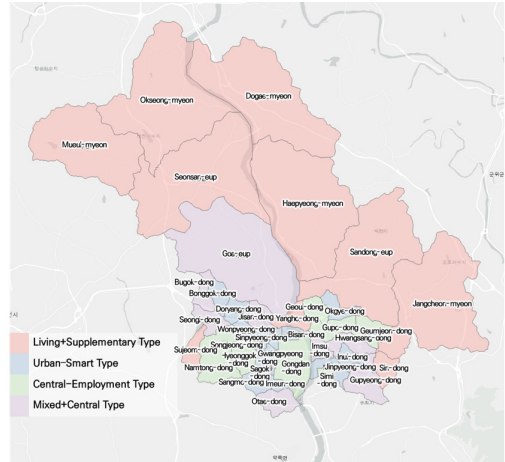


Fig. 6. Typology of Neighborhood Areas Derived from K-means Cluster Analysis (k=4)

지와 인접한 지역으로 일자리 접근성과 인구 밀도는 높게 나타났으나, 산업 기능 중심의 공간 구조로 인해 문화, 여가, 생활편의 기능의 다양성은 상대적으로 낮은 것으로 분석되었다. ‘복합+중심형’에 해당하는 구평동, 임은동, 고아읍, 선산읍, 상모동, 황상동 등은 주거, 상업, 교육 기능이 일정 수준 복합되어 있으나, 도심 지역에 비해 시설 밀도와 서비스 다양성이 다소 낮고 일부 의료, 문화 기능은 인접 중심지에 의존하는 경향이 나타났다. 이러한 결과는 구미시 생활권 구조가 단일 중심 구조라기보다 산업단지 중심 지역, 기존 도심 지역, 중간 주거지역, 읍, 면 지역이 복합적으로 공존하는 다층적 공간 구조를 형성하고 있음을 보여준다.

이러한 유형별 특성은 구미시 생활권이 도심-산업-중간-외곽의 다층적 구조를 가지며, 각 유형별로 부족한 기능과 강화가 필요한 요소가 상이함을 보여준다. ‘생활+보완형’은 전체 읍, 면 지역과 일부 외곽동을 포괄하여 공간적으로 가장 넓은 범위를 차지하지만 생활권 조건은 가장 취약하며, ‘도심+스마트형’은 공간적 범위는 제한적이나 구미시 생활권의 핵심 거점으로 기능하고 있다. ‘중심+업무형’은 산업단지와의 근접성으로 인해 고용 접근성은 우수하나 생

활 다양성이 제한적이며, ‘복합+중심형’은 도심과 외곽 사이의 중간 지대로서 균형적 발전 잠재력을 가진 것으로 평가된다. 이러한 분석 결과는 구미시가 단일한 생활권 정책이 아닌 유형별 차별화된 접근이 필요함을 시사하며, 각 유형의 강점을 강화하고 약점을 보완하는 맞춤형 전략 수립의 근거가 될 수 있다.

5. 시사점

‘생활+보완형’은 읍, 면 지역과 외곽 동으로 구성되며, 접근성, 다양성, 편재성이 모두 낮아 기본적인 생활권 조건이 가장 취약한 유형이다. 이 유형은 인구밀도가 낮고 시설 분포가 희소하여 주민들의 일상 활동 범위가 제한적이며, 자가용 의존도가 높은 반면 보행, 자전거 환경이 미비하다. 이러한 지역에는 그린라이프 전략이 우선적으로 적용될 필요가 있다. 보스턴 에메랄드 벨클리스는 19세기 말 프레더릭 로우 옴스테드가 설계한 선형 공원 시스템으로, 도시 곳곳의 공원과 수로, 녹지를 약 7마일 길이로 연결하여 시민들이 끊임없이 장거리 산책이나 자전거를 이용할 수 있도록 하였다(Boston Parks and Recreation Department, 2026.4.23). 이 시스템은 여가 기능뿐 아니라 치수 및 위생 목적도 겸하여, 당시 도시의 늪지와 홍수 문제를 공원으로 해결하고 미관과 방재를 동시에 달성하였다. 싱가포르는 1990년대부터 전국적으로 자전거, 보행 녹지길을 구축하여 2024년 말 기준 391km의 파크웨이네트워크를 완성하였으며, 어느 주거지역에서든 근거리 공원이나 자연보호구역에 연결된 녹지경로로 접근할 수 있게 하였다(National Parks Board, 2025.12.7). 이는 레크리에이션 기회 제공뿐 아니라 서식지 연결성을 높여 생물다양성 증진에도 기여하고 있다. 구미시 ‘생활+보완형’ 지역에는 이러한 사례를 참고하여 국가산단 주변 냇물과 하천, 금오산 자락의 녹지, 동네 공원을 연결하는 녹지 카펫을 조성할 필요가 있다.

이를 통해 근로자와 주민들이 걸어서 녹지를 누비며 통행하거나 휴식할 수 있으며, 미세먼지 차단숲과 열섬 완화에도 기여할 수 있다. 또한 녹지 네트워크는 평상시 여가공간일 뿐 아니라 재해 시 대피로와 완충지대로 기능하여 안전망과도 연계될 수 있다. 이를 위해 소규모 거점에 복합 생활SOC를 공급하고, 녹지네트워크 및 대중교통 연계를 강화하여 외부 접근성을 개선하는 공공주도의 생활권 보완 정책이 요구된다.

‘도심+스마트형’은 구미시 구도심 및 핵심 주거지로 구성되며, 접근성, 다양성, 편재성이 모두 높아 생활권으로서의 완성도가 가장 우수한 유형이다. 그러나 시설과 기능의 고밀 집적으로 인해 교통 안전, 보행 환경, 도시 환경 관리에서 새로운 이슈가 발생하고 있다. 이 유형에는 스마트세이프 전략을 통해 IoT 기반 실시간 모니터링과 데이터 기반 도시 관리를 도입하여 안전하고 쾌적한 생활환경을 유지하는 것이 중요하다. 암스테르담은 2009년부터 ‘Amsterdam Smart City’ 이니셔티브를 추진하여 도심 고밀 지역에 환경 센서, 보행자, 자전거 카운터, 스마트 가로 등, 대기질 측정장치를 통합 설치하고, 수집된 데이터를 도시 관리 플랫폼(City Data Platform)에서 통합적으로 관리하고 있다(Amsterdam Smart City, 2025.12.7). 이를 통해 보행자 밀집 구간의 안전 관리, 교차로 사고 위험 예측, 도시 열섬 및 미세먼지 대응 등 도심형 생활환경의 질을 정량적으로 관리하는 체계를 구축하였다. 코펜하겐 또한 ‘코펜하겐 연결(Copenhagen Connecting)’ 프로젝트를 통해 도심 보행자와 자전거 이용자의 흐름을 실시간으로 모니터링하고, 이를 신호체계 최적화와 보행자 안전 관리에 활용함으로써 대중교통 통행시간 단축과 도심 보행 환경 개선이라는 두 가지 효과를 동시에 달성하였다(City of Copenhagen, 2025.5.15). 구미시 ‘도심+스마트형’ 지역에는 이러한 사례를 참고하여 보행자 밀집 구간(원평동, 형곡동 등)의 실시간 모니

터링과 스마트 횡단보도 도입, 어린이 보호구역 및 노인 보행 동선의 IoT 기반 안전 시스템 구축, 도시 열섬, 대기질, 소음의 격차 단위 모니터링과 도시 관리 플랫폼 통합, 스마트 가로등, 디지털 안내판, 공공 와이파이 등 디지털 인프라의 보행 환경 결합이 요구된다. 도심형 생활권은 이미 시설 기반이 양호한 만큼, 스마트 기술과 섬세한 공간디자인의 결합을 통해 안전성과 쾌적성을 동시에 제고하는 방향으로 한 단계 높은 생활환경 수준을 구현할 수 있다.

‘중심+업무형’은 산업단지 인근 지역으로 구성되며, 접근성과 편재성은 높으나 다양성이 상대적으로 낮은 특징을 보인다. 일자리 접근성과 인구밀도는 높지만, 문화여가시설이나 생활 편의시설의 다양성이 부족하여 특정 기능에 치우친 구조다. 이 유형에는 어반라이프 전략을 통해 지역 내 분산형 복합 거점을 조성하고 부족한 기능을 보완하는 것이 중요하다. 보스턴시는 2009년 Complete Streets 정책을 도입하여 도시의 모든 거리를 보행자, 자전거, 대중교통, 차량이 공존하는 공간으로 재편하고자 하였으며, 2013년에는 디자인 가이드라인을 발간하여 구체적 설계원칙과 사례를 제시하였다(Boston Transportation Department, 2026.4.23.). 핵심 원리는 모든 도로 이용자 평등으로, 도로 설계 시 보행자와 자전거 이용자를 자동차와 동등하게 고려하고, 교통신호와 차로 배분을 이들에 유리하게 조정하였다. 또한 가로수 식재, 투수성 포장, 빗물 정원 등 그린 인프라를 도입하여 도로를 친환경적으로 개선하였다. 대표 사례인 버클리 가 재설계에서는 차도를 줄이고 넓은 보행로와 자전거 차선을 확보하여 상권을 활성화할 수 있었다. ‘도로를 이웃을 잇는 커뮤니티 공간으로 전환한다’는 비전 아래 주민 참여 워크숍을 통해 지역 특색을 반영한 설계를 도출하였다. 구미시 ‘중심+업무형’ 지역에는 이러한 사례를 참고하여 산업, 업무 기능 중심의 공간 구조를 완화하고, 생활 편의, 문화 기능의 다양성을 보완할 필요

가 있다. 이를 위해 보행자 친화 가로환경 조성 Complete Streets 원칙(안전, 접근성, 친환경 등)을 적용하여 생활권 내부의 체류성과 근거리 활동 기반을 강화할 수 있다. 또한 소규모 문화시설, 도서관, 체육센터 등 생활SOC를 확충하고, 상업, 업무, 주거 기능이 일부 복합된 공간 구조를 유도함으로써 생활권의 기능 다양성을 보완할 필요가 있다. 토지 이용의 복합화를 통해 근거리 보행 수요를 촉진하고, 이를 통해 지역 내 이동 편의 제고와 근거리 접근성의 개선을 도모할 수 있다.

‘복합+중심형’은 도심과 외곽 사이의 중간 지역으로 구성되며, 접근성, 다양성, 편재성이 중상위 수준으로 일정한 생활권 기반은 확보되어 있으나 도심형 만큼의 완성도에는 미치지 못한다. 주거, 상업, 교육 기능이 일정 수준 균형을 이루고 있으나, 도심형에 비해 시설 밀도와 서비스 다양성이 다소 낮다. 이 유형에는 위커블라이프 전략을 통해 생활권을 순환 연결하는 보행, 자전거망을 구축하여 구역 내 이동 편의를 제고할 필요가 있다. 바르셀로나의 슈퍼블록은 도시 내부 보행공간 혁명을 일으킨 프로젝트로, 2016년 시정부는 차량 통행으로 몸살을 앓던 구시가지 문제를 해결하기 위해 슈퍼블록 개념을 도입하였다(Ajuntament de Barcelona, 2026.4.22.). 슈퍼블록이란 3×3개 도로 블록(최대 9블록)을 하나의 큰 블록으로 묶어 내부 도로에서는 차량 통행을 제한하고 보행자에게 공간을 돌려주는 구상이다. 슈퍼블록 내부 도로는 일방통행 및 시속 10~20km로 제한되어 자동차 필수 통과 외에는 진입이 어려워지고, 대신 도로공간에 벤치, 놀이터, 도시공원을 설치하여 주민들이 자유롭게 이용하도록 하였다. 2016년 포블레노우(Poble Nou) 지구에 첫 슈퍼블록이 시행되었을 때 교통량 58% 감소, 소음, 대기오염 크게 개선, 보행자 공간 확대 등의 성과로 주민 지지가 상승하였으며, 이후 산트 안토니(Sant Antoni) 등 여러 지역에 확산되면서 각 지역 상점이 30% 증가하는 등

상권 활성화 효과도 나타났다. 한 연구에 따르면 장기적으로 503개 슈퍼블록 조성이 완성될 경우 주민 평균 기대수명 200일 연장, 연간 조기 사망 약 670명 감소 등의 건강, 환경 편익이 예상된다(Mueller et al., 2020). 구미시 ‘복합+중심형’ 지역에는 이러한 사례를 참고하여 도심 및 주거지역 내 선택된 구역에서 통과교통을 외곽으로 우회시키고 내부 도로를 생활공간화하는 미니 슈퍼블록 도입을 검토할 필요가 있다. 다만 구미시는 산업단지와 자동차 중심 도로체계의 영향이 큰 도시 구조를 갖고 있어 바르셀로나와 같은 전면적 적용보다는 주거지 내부 도로, 어린이 보호구역, 생활권 골목 등을 중심으로 제한적, 단계적으로 적용할 필요가 있다. 특히 어린이 보호구역이나 주택가 골목을 보다 안전하고 쾌적한 생활공간으로 전환함으로써 보행 중심 생활권을 강화할 수 있으며, 실제 적용 과정에서는 교통체계 변화와 주민 수용성을 고려한 시범 구간 중심의 단계적 도입이 필요하다. 주민 워크숍 등으로 공간 활용 아이디어를 모으고, 일시적으로 도로를 막아 이벤트를 여는 등 전환의 경험을 제공함으로써 인식을 전환할 수 있다.

6. 결 론

본 연구는 도농복합 도시인 구미시를 대상으로 격자 기반 근접성 분석을 수행하여 생활권 공간구조의 불균등을 진단하고, 군집분석을 통해 네 가지 생활권 유형을 도출하여 유형별 계획 방안을 제시하였다. 분석 결과, 구미시는 전반적으로 도심 남부를 정점으로 외곽으로 갈수록 접근성, 다양성, 편재성이 급격히 저하되는 경향을 보였으나, 산업단지의 기능적 편중, 읍 중심지의 부분적 기능 확보, 읍, 면 지역의 서비스 공백이 중첩되는 복합적 다층 구조가 확인되었다. 생활권 유형은 ‘생활+보완형’, ‘도심+스마트형’, ‘중심+업무형’, ‘복합+중심형’으로 분류되었으며, 각

유형은 구조적 특성과 부족 기능에서 뚜렷한 차이를 나타냈다.

본 연구의 학술적 의의는 다음과 같다. 첫째, 기존 행정동 단위 분석의 한계를 극복하고 100m 격자 기반 미시적 분석을 통해 도시 내부의 공간적 이질성을 포착하였다. 둘째, 접근성, 다양성, 편재성이라는 세 가지 차원을 통합한 생활권 복합지수를 산출하여 생활권 조건을 종합적으로 평가하는 분석틀을 제시하였다. 셋째, 도농복합 도시의 생활권이 단일한 구조가 아닌 다층적 유형으로 분화되어 있음을 실증적으로 규명하였다. 넷째, 해외 사례를 바탕으로 유형별 차별화된 정책 방안을 제시하여 도농복합 도시 생활권 계획의 실천적 방향을 제공하였다.

정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 도농복합 도시는 도심, 산업, 중간, 외곽 지역이 각기 다른 생활권 조건을 가지므로, 획일적 정책이 아닌 유형별 맞춤형 전략이 필요하다. ‘생활+보완형’에는 그린라이프 전략을 통해 녹지 네트워크 구축과 기초 생활SOC 보장이, ‘도심+스마트형’에는 스마트세이프 전략을 통해 실시간 모니터링과 안전망 구축이, ‘중심+업무형’에는 어반라이프 전략을 통해 복합거점 조성과 기능 다양화가, ‘복합+중심형’에는 워커블라이프 전략을 통해 보행, 자전거망 연결과 내부 이동 편의 제고가 우선적으로 요구된다. 둘째, 네 가지 전략군은 독립적이 아닌 상호 연동적으로 추진되어야 시너지가 극대화되므로, 부서 간 협업과 사업 통합이 필요하다. 셋째, 보스턴, 바르셀로나, 싱가포르 등 해외 사례를 참고하되 국내 여건에 맞게 단계적으로 도입하고, 시민참여와 공동체 활성화를 병행하여 생활권이 사회적 연결망으로 기능하도록 해야 한다.

본 연구는 몇 가지 한계를 가진다. 인구 데이터는 격자 기반 통계를 사용하여 산업단지 지역의 주야 인구 변동의 특성을 반영하지 못하였다. 이에 따라 산업단지의 주간 활동 인구에 대응한 생활 서비스 수요가 과소 추정되었을 가능성이 있다. 또한 행정

동 단위 유형화 과정에서 동 내부의 미시적 공간 차이를 충분히 반영하지 못하였으며 특정 시점의 분석을 진행하여 도시의 쇠퇴 및 성장 과정의 시계열적 변화도 반영하지 못하였다. 마지막으로 본 연구는 구미시에 한정하고 있어 다른 도농복합 도시 전반으로 일반화하는 데에는 일정한 한계가 발생할 수 있다.

향후 연구에서는 종사자 및 유동인구 데이터를 활용한 주야 인구 기반 생활권 분석, 이동 약자를 고려한 차별화된 접근성 평가, 시계열 데이터를 활용한 생활권 변화 추적, 그리고 복수의 도농복합 도시 간 비교 분석을 통한 일반화 가능성 검토가 필요하다. 또한 가중치 민감도 분석 및 AHP 기법 등을 활용한 지표 체계의 정교화와 함께, 제시된 정책 방향의 실제 적용 가능성과 효과를 검증하기 위한 후속 연구가 요구된다. 본 연구는 도농복합 도시의 생활권 구조를 정량적으로 진단하고 유형화하였다는 점에서 의의를 가지며, 향후 생활권 기반 도시계획 및 정책 수립을 위한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

참고문헌

1. 구미시(2025), 「구미비전 2040 중장기 발전계획 연구」, 구미.
2. 구양미(2021), “인구 변화와 도시 쇠퇴의 지역 불균형: 저출산과 지방소멸 문제에 대한 시사점”, 「국토지리학회지」, 55(3): 301~320.
3. 권소영·강민서·김정숙(2024), “기초자치단체의 인구감소 유형화에 관한 연구: 도농복합시를 중심으로”, 「한국행정학보」 58(3): 243~275.
4. 김금숙(2018), “구미산업단지 현황과 구미지역의 일자리 확대방안”, 「지역사회연구」, 26(4): 171~188.
5. 김민서·손아람·이수기(2024), “수도권 1인 가구 연령대별 공간적 분포 특성과 영향요인 분석”, 「국토계획」, 59(5): 59~77.
6. 김상민·이성원(2025), “인구감소시대 지역격차인식과 정주지속성: 인구감소지역과 비인구감소지역의 결정요인 비교분석”, 「지방행정연구」, 39(2): 159~198.
7. 김연고·김석태(2012), “시, 군통합과 지역 내 균형발전: 구미시의 사례를 중심으로”, 「한국행정논집」, 24(4): 957~982.
8. 김예성·하혜영(2020), 「인구감소시대 지방중소도시의 지역재생 방안」, 서울: 국회입법조사처.
9. 김주숙·김은영(2003), “도, 농 복합시 농촌주민의 갈등요인 및 해결방안에 관한 연구: 구미, 익산, 안성시를 중심으로”, 「농촌사회」, 13(1): 85~114.
10. 김현우·이준영(2022), “수도권 비수도권 간 발전 격차와 정책 방향”, 「월간 KIET 산업경제」, 286: 23~33.
11. 김형준(2023) “15분 도시의 개념과 적용에 관한 연구”, 「한국산학기술학회 논문지」, 24(6): 134~139.
12. 김혜승·유준현·박진규(2006), 「주거양극화의 현황 및 과제」, 세종: 국토연구원.
13. 남우민·김장현·박진철(2025), “데이터 기반 생활권 계획을 통한 노인복지시설 최적 배치와 정책 효과 검증”, 「한국디지털콘텐츠학회 논문지」, 26(11): 3239~3249.
14. 박상필·구윤모·김기욱·김민경·김진희·박경옥·박봉철·변지혜·손현일·여운상·오동하·윤지영·이상국·장정재·허윤수·황영순(2022), 「부산형 15분 도시 계획구상」, 부산: 부산연구원.
15. 박세훈·조만석·송지은(2017), “인구감소시대 지방중소도시 활력증진을 위한 정책과제”, 「국토정책 Brief」, 642.
16. 박정은(2017) “원도심과 신도심 간 상생발전을 위한 통합적 도시관리 방안”, 「국토정책 Brief」, 597.
17. 양승호·김승남·안건혁·권영상(2014), “도시 내 소득의 공간적 양극화가 도시민의 사회적 자본에 미치는 영향”, 「한국도시계획학회지 도시설계」, 15(3): 19~32.
18. 이상대·이혜령(2017), 「도시 내 양극화 현상과 도시정책 대응」, 수원: 경기연구원.
19. 이상호(2024), “지방소멸 2024: 광역대도시로 확산하는 소멸위험”, 「지역산업과 고용」, 12: 126~137.
20. 이자은·주필주·송양호(2024), “지역내 불균형 진단과 균형발전에 대한 함의: 세종시를 중심으로”, 「토지주택연구」, 15(4): 97~110.
21. 이호상·손승호(2024), “도농복합시의 인구변화 특징과 유형 분류”, 「한국도시지리학회지」, 27(1): 33~47.
22. 장철순·이윤석(2015), “산업도시의 진단 및 경쟁력 강화방안”, 「국토정책 Brief」, 506.

23. 전지혜·이철우(2018), “구미국가산업단지의 진화 과정의 특성과 그 동인”, 『한국경제지리학회지』, 21(4): 303~320.
24. 하정민·김기중·윤진성·이승일(2021), “보행네트워크 기반 생활서비스시설 서비스권역 면적에 따른 지역생활권 유형화와 특성 분석: 서울시 도서관을 사례로”, 『국토계획』, 56(3): 36~48.
25. Boston Transportation Department (2013), *Boston Complete Streets: Design Guidelines*. Boston: City of Boston.
26. Gorjian, M. (2025), “Statistical Perspectives on Urban Inequality: A Systematic Review of Gis-Based Methodologies and Applications”, *arXiv preprint*, arXiv:2508.08296.
27. Moreno, C., Z. Allam, D. Chabaud, C. Gall and F. Pratlong (2021), “Introducing the “15-Minute City”: Sustainability, Resilience and Place Identity in Future Post-Pandemic Cities”, *Smart Cities*, 4(1): 93~111.
28. Mueller, N., D. Rojas-Rueda, H. Khreis, M. Cirach, D. Andrés, J. Ballester, X. Bartoll, C. Daher, A. Deluca, C. Echave, C. Milà, S. Márquez, J. Palou, K. Pérez, C. Tonne, M. Stevenson, S. Rueda and M. Nieuwenhuijsen (2020), “Changing the urban design of cities for health: The superblock model”, *Environment International*, 134, 105132.
29. Ajuntament de Barcelona, “Superblock (Superilla)”, Accessed April 22 2026. <https://ajuntament.barcelona.cat/superilles/en>
30. Amsterdam Smart City, “Amsterdam Smart City: A Platform for the City of the Future”, Accessed December 7, 2025. <https://amsterdamsmartcity.com/>.
31. Boston Parks and Recreation Department (2026 April 23), “Emerald Necklace”, City of Boston. <https://www.boston.gov/departments/parks-and-recreation/emerald-necklace>.
32. City of Copenhagen, “Copenhagen Connecting: Smart City Solutions for Urban Mobility and Environmental Monitoring”, Accessed May 15, 2025. <https://international.kk.dk/>.
33. Moreno, C. (2019 December 19), “The 15 Minutes-City: for a New Chrono-Urbanism! - Pr Carlos Moreno”, Carlos Moreno Logo. <https://www.moreno-web.net/the-15-minutes-city-for-a-new-chrono-urbanism-pr-carlos-moreno/#:~:text=Living%20differently%20means%20above%20all,conveying%20high%20quality%20societal%20life>.
34. National Parks Board, “Park Connector Network - Know Our Recreational Connectivity”, Accessed December 7, 2025. <https://pcn.nparks.gov.sg/aboutrecreationalconnectivity/>

요 약

본 연구는 구미시를 대상으로 근접성 관점에서 생활권 공간구조의 불균등을 진단하고 유형별 계획 방안을 제시하였다. 100m×100m 격자 기반 공간분석을 통해 접근성, 다양성, 편재성 지표를 산출하고, 이를 통합한 생활권 복합지수를 기반으로 Natural Breaks 방법을 적용하여 5단계로 구분하였다. 분석 결과, 구미시는 도심 남부를 정점으로 외곽으로 갈수록 생활권 조건이 급격히 저하되는 동심원적 구조를 보였으며, 산업단지와 읍, 면 지역이 생활권 사각지대로 존재하는 공간적 불균등이 확인되었다. K-means 군집분석을 통해 네 가지 생활권 유형(‘생활+보완형’, ‘도심+스마트형’, ‘중심+업무형’, ‘복합+중심형’)을 도출하였으며, 각 유형은 접근성, 다양성, 편재성의 수준과 공간적 기능 배치에서 뚜렷한 차이를 나타냈다. 유형별 정책 방안으로 ‘생활+보완형’에는 그린라이프 전략, ‘도심+스마트형’에는 스마트세이프 전략, ‘중심+업무형’에는 어반라이프 전략, ‘복합+중심형’에는 위키블라이프 전략을 제시하였으며, 보스턴, 바르셀로나, 싱가포르 등 해외 사례를 참고하여 구미시 적용 방안을 구체화하였다. 본 연구는 격자 기반 미시적 분석을 통해 도시 내부의 공간적 이질성을 포착하고, 도농복합 도시의 생활권이 다층적 구조로 분화되어 있음을 실증적으로 규명하였다는 점에서 학술적 의미를 가지며, 유형별 차별화된 정책 방안을 제시하여 도농복합 도시 생활권 계획의 실천적 방향을 제공하였다는 점에서 정책적 의미가 있다.

주제어: 생활권, 근접성, 공간 불균형, 접근성, 유형화

서울시 초등학교 통학구역의 미시·거시적 근린환경이 보행어린이 교통사고에 미치는 영향*

Effects of Micro- and Macro-Scale Neighbourhood Environments of Elementary School Attendance Zones in Seoul on Pedestrian Child Traffic Accidents

이규호** · 서준혁*** · 원재웅****

Gyuhoo Lee** · Junhyeok Seo*** · Jaewoong Won****

Abstract

Interest in pedestrian traffic accidents involving children on school routes has persisted, yet existing studies have largely focused on areas immediately around schools, school zones (children's protection zones), and high-accident locations. As a result, they have not fully reflected the broader spatial context in which elementary school students actually commute and move within their daily living areas. This study therefore sets elementary school attendance zones in Seoul as the unit of analysis and examines how traffic facilities, pedestrian-generating factors, school-route risks, and socio-demographic factors within these zones are related to pedestrian child traffic accidents. The analysis covers 555 elementary school attendance zones in Seoul and utilizes 2,694 pedestrian traffic accidents involving children aged 7-12 that occurred from 2013 to 2018. Negative binomial regression was applied, and estimated school routes from residences to schools were constructed via GIS network analysis to derive school-route risk variables. Results show that academy density and the proportion of school routes crossing roads of arterial grade or higher were positively associated with accident occurrence, while road width, the proportion of routes without pedestrian signals, the proportion of routes taking 20 minutes or longer, elementary student density, and land-use mix showed negative associations. In addition, child population, residential building density, and safety signs were positively associated. However, the direction of coefficients for some variables should not be interpreted solely as direct effects of the variables themselves. Instead, they may also reflect existing risk levels, proactive installation of facilities, spatial distribution of actual pedestrian exposure, and differences in mode choice for commuting. These findings indicate that child pedestrian safety cannot be adequately explained by the limited area around schools alone and that the living environment conditions and actual travel paths across entire elementary school attendance zones need to be considered together. The study is significant in presenting elementary school attendance zones as a meaningful spatial unit for analysing child pedestrian safety and offers practical implications for future school-route environment planning and traffic safety policy.

Keywords: Elementary School Attendance Zone, Pedestrian Safety, Pedestrian Child Traffic Accident, School Route, Negative Binomial Regression

*본 연구는 2023년도 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(2023S1A5A2A21084426).

**경희대학교 스마트도시·부동산학과 박사과정(주저자: voca7100@khu.ac.kr)

***경희대학교 스마트도시·부동산학과 석사

****경희대학교 스마트도시·부동산학과 부교수(교신저자: jwon@khu.ac.kr)

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

어린이 보행 교통사고에 대한 지속적인 연구와 정책적 관심에도 불구하고, 관련 사고는 충분히 감소하지 않고 있다. Fig. 1의 2018~2022년 보행 어린이 교통사고 추이를 보면, 코로나19 팬데믹으로 인해 보행량이 급감했던 시기를 제외할 경우 전반적으로 사고가 다시 증가하는 경향을 확인할 수 있다. 이는 어린이 보행안전에 대한 기존의 관리와 연구가 여전히 보완될 필요가 있음을 보여준다.

그동안 보행 어린이 교통사고 관련 선행연구는 주로 학교 주변, 어린이 보호구역, 교통사고 다발지역을 중심으로 이루어져 왔다. 이러한 접근은 학교 인접부의 물리적 환경과 안전시설 효과를 파악하는 데에는 유용하지만, 초등학교 통학구역 전반에서 이루어진다는 점은 충분히 반영하지 못한다는 한계가 있다. 특히 어린이의 통학과 생활권 내 이동은 주거지에서 학교까지의 경로, 통학구역 경계부, 학교 이후 이동공간 등 보다 넓은 공간적 맥락 속에서 이루어질 수 있다.

이에 본 연구는 초등학교 통학구역을 분석 단위로

설정하고, 다양한 미시적·거시적 근린환경 변수가 보행 어린이 교통사고와 어떠한 관련성을 가지는지를 분석하고자 한다. 특히 학교 주변의 제한된 범위만으로는 포착하기 어려운 통학경로상의 위험을 반영하기 위해 통학 위험 요인을 변수화하고, 이를 바탕으로 보다 실효성 있는 정책적 함의를 제시하고자 한다.

본 연구는 근린환경을 교통시설 요인, 보행 유발 요인, 통학 위험 변수, 인구사회 요인으로 구분하여 세부 변수들을 측정하였다. 분석에 포함된 변수들은 토지이용, 건물용도, 에메니티 밀도 등 거시적 변수부터 교통안전과 직결된 미시적 물리적 환경 변수까지 포괄한다. 또한 GIS network 분석을 활용하여 최단거리 기반의 통학경로를 구축하고, 대로 이상의 큰 도로를 통과하는 경로 특성 등이 교통사고 발생과 어떠한 관련성을 가지는지를 살펴보고자 한다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구는 서울특별시 내 초등학교 통학구역을 연구 분석의 기본 단위로 채택하였다. 서울은 전국에서 인구 및 차량 등록 대수가 가장 많고, 보행자 교통사고 또한 가장 빈번하게 발생하는 도시로서, 보행 교통사고에 관한 연구를 수행하기에 적합한 지역으로 평가된다(서지민·이수기, 2016). 본 연구에 사용된 교통사고 데이터는 2013년부터 2018년까지 발생한 실제 보행 어린이 교통사고 자료이다. 초등학교 통학구역을 연구 단위로 설정하였기 때문에, 사고 피해자 중 만 7세에서 12세 사이의 초등학교 연령대에 해당하는 보행 어린이 교통사고 자료를 중심으로 활용하였다. 이 데이터는 도로교통공단 교통사고 분석시스템(Traffic Accident Analysis System, 이하 TAAS)에서 공개한 실제 위치 기반 자료로, 사고 피해자의 연령, 사고 유형, 보행 여부 등 다양한 정보를 포함한다(한국도로교통공단, 2024). 본 연구는 코로나19 팬데믹으로 인한 통학 및 보행활동의 급격

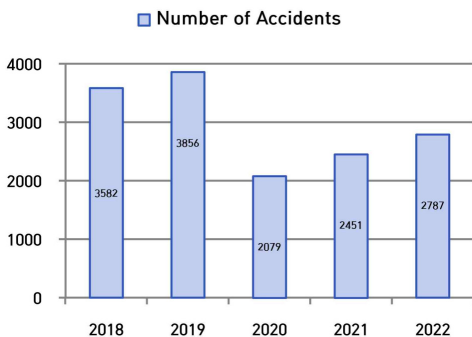


Fig. 1. Trends in Traffic Accidents Involving Child Pedestrians

Source: Korea Road Traffic Authority (2024.2.1) (in Korean)

한 변화가 나타나기 이전 시기를 대상으로, 서울시 초등학교 통학구역 내 근린환경 특성과 어린이 보행 교통사고 발생 간의 관계를 분석하였다. 따라서 추후의 연구결과는 해당 시기의 통학 및 보행환경을 중심으로 해석할 필요가 있다.

서울특별시에는 현재 총 621개의 초등학교 통학구역이 있으며, 이 중 공동 통학구역은 58개로 파악되었다. 공동 통학구역의 경우, 연구의 핵심 독립변수인 주거지(아파트)로부터 학교까지의 통학 루트를 추출하는 과정에서 공동 통학구역 내 아파트가 특정 학교로 통학하는지 명확히 지정할 수 없어 해당 변수를 분석에서 제외했다. 또한, 2018년 이후에 개교한 8개의 초등학교 통학구역 역시 분석에서 제외함으로써 최종적으로 본 연구에서 활용된 초등학교 통학구역은 총 555개이다.

2. 선행연구 검토

2.1 초등학교 통학구역 관련 선행연구

기존의 보행 교통사고 연구에서 초등학교 통학구역을 직접적인 분석단위로 설정한 사례는 많지 않다. 그러나 초등학교 통학구역은 어린이의 일상적 이동과 생활권을 반영하는 기본 공간 단위라는 점에서 충분한 검토가 필요하다. Perry(1929)의 근린주구 이론은 초등학교를 근린생활권의 중심시설로 보고, 어린이가 안전하게 도보 통학할 수 있는 생활권 구조를 전제로 하였다. 이러한 관점은 이후 생활권 계획과 학교 배치 논의의 이론적 출발점이 되었으며, 국내에서도 학교를 생활권 중심에 두는 도시계획적 사고에 영향을 주었다. 유원창·온영태(2007)는 초등학교를 중심으로 한 근린생활권의 형성과 지역 커뮤니티 기능의 연계를 논의하였고, 원종석(2020) 역시 우리나라의 택지개발과 생활권 계획이 초등학교 중심의 공간구조를 바탕으로 형성되어 왔음을 설명한다. 즉, 초등학교 통학구역은 단순한 행정적 경

계라기보다, 근린생활권 계획과 도시공간구조가 반영된 결과로 이해할 수 있다.

통학구역 설정의 적정성을 직접 다룬 연구들도 이러한 문제를 뒷받침한다. 이화룡·동재옥(2011)은 학생 통학권역 설정과 학교 적정배치의 관계를 검토하면서, 통학거리가 통학구역 설정과 신설학교 배치의 핵심 기준이 된다고 보았다. 특히 이 연구는 학생 통학거리와 학생밀도, 인구밀도 등의 관계를 분석하여, 통학권역과 학교 배치가 단순한 행정구획의 문제가 아니라 사회·공간적 변화에 따라 조정되어야 할 계획 문제임을 보여주었다. 또한 박경철 외(2018)는 학생 분산배치 중심의 통학구역 운영이 집과 가까운 학교가 아닌 먼 학교로의 배정을 초래할 수 있으며, 행정구역이나 아파트 단지 중심의 획일적 기준이 경제부 학생의 통학 불편과 안전 문제를 유발한다고 지적하였다. 이는 통학구역 설정에서 학교편제의 효율성뿐 아니라 실제 통학거리와 통학안전을 함께 고려해야 함을 시사한다.

한편, 제도와 계획 원리가 존재함에도 실제 도시공간에서는 이러한 기준이 충분히 구현되지 못하는 경우가 적지 않다. 최기석(2021)은 초등학교가 통학구역 또는 근린주구의 중심에 위치해야 함에도 실제로는 외곽이나 대로변에 입지하는 사례가 존재하며, 이는 도시계획과 학생배치계획의 연계 미흡과 관련 된다고 보았다. 다시 말해, 초등학교 통학구역은 계획상으로는 어린이의 도보 이동과 근린생활권의 중심을 전제로 하지만, 실제 운영에서는 학교 위치, 통학거리, 학생 분산배치 등이 서로 어긋나면서 문제를 발생시킬 수 있다. 최근 Kim et al.(2022)은 부산시 초등학교 통학구역 297개를 대상으로 어린이 보행 충돌위험을 분석하여, 통학구역별 위험 수준이 상이하고 사회경제적, 교통, 토지이용 특성이 지역별로 다르게 작용할 수 있음을 보여주었다. 이는 초등학교 통학구역이 어린이 보행안전과 통학환경을 분석하는 데 유의미한 공간 단위임을 보여주는 최근

의 실증적 사례라 할 수 있다. 종합하면, 초등학교 통학구역은 근린주구이론과 생활권 계획에 기반한 공간 단위이면서도, 실제 운영과 도시공간 속에서는 다양한 한계를 드러내는 대상이다. 그럼에도 불구하고 이를 직접 분석단위로 삼아 어린이 보행 교통사고를 다룬 국내 연구는 아직 충분하지 않으며, 이에 대한 추가적인 실증연구가 필요하다.

2.2 어린이 보행 교통사고 원인

어린이 보행 교통사고와 관련한 연구는 국내외에서 꾸준히 이루어져 왔다. 이세영·이제승(2014)은 서울시 차대 사립 교통사고 위치 정보를 활용하여, 2010년부터 2011년까지의 교통사고를 노인과 어린이로 구분하여 공간 회귀 분석을 사용한 연구를 진행했다. 분석 결과, 대부분의 사고가 횡단 중에 발생했으며, 어린이 보행 사고의 경우, 60.2%가 생활권 도로에서 발생한 것으로 나타났다. 고동원·박승훈(2019)은 2013년부터 2015년까지 대구시 어린이 보호구역 내에서 발생한 보행자 교통사고를 종속 변수로 설정하고, 도로 요인, 대중교통 요인, 토지이용 요인, 개발밀도 요인을 독립변수로 포함하여 공간계량분석을 수행하였다. 분석 결과, 도로 요인과 대중교통 요인은 어린이 보호구역 내 보행자 교통사고 증가와 관련이 있었으며, 토지이용 요인 중 주거지역, 상업지역, 공업지역 역시 사고 증가와 관련이 있는 것으로 나타났다. 반면 용도혼합도는 보행자 교통사고 저감과 관련이 있는 것으로 나타났다. 후속 연구로 고동원·박승훈(2021)은 서울시 어린이 보호구역 반경 300미터를 범위로 하여, 2016년부터 2018년까지의 어린이 보행 교통사고를 종속변수로 설정하고, 도로 요인과 교통안전시설 요인을 나누어 공간 포아송 분석을 실행했다. 이 연구에서는 어린이 보호구역 내 다중 교차로가 많고 근린 도로 비율이 높을수록 보행자 교통사고 발생 위험이 증가하고, 보행자 작동 신호기가 보행자 교통사고 발생을 줄이

는 데 효과적임을 밝혔으나, 다른 교통안전시설은 위험 감소에 기여하지 않음을 확인했다. 이환진·유초롱(2023)의 연구는 부산시 내 어린이 보호구역과 해당 구역을 벗어난 통학권역을 구분하여, 2019년부터 2021년 사이의 어린이 보행 교통사고 데이터를 로지스틱 회귀분석을 통해 분석했다. 연구 결과에 따르면, 어린이 보행 교통사고는 어린이 보호구역을 벗어난 통학권역에서 빈번하게 발생하는 경향이 있어, 어린이 보호구역을 통학구역 범위 안에서 보다 확장된 시각으로 검토할 필요성이 드러났다. 또한, 이 연구는 사고 발생에 영향을 미치는 다양한 요인을 면밀히 분석하여, 해당 요인을 고려한 맞춤형 교통안전시설의 설치, 교통안전에 대한 교육 프로그램의 강화, 그리고 효과적인 교통규제의 시행 등 보다 구체적인 대책 마련의 중요성을 강조했다. 이는 단순히 물리적인 교통안전시설의 개선뿐만 아니라, 어린이들의 안전 의식을 높이고, 교통 행동 패턴을 개선할 수 있는 종합적인 접근 방식이 어린이 보행 교통사고 예방에 큰 효과를 발휘할 것임을 시사한다.

연구의 분석 단위를 어린이 보호구역의 반경으로 지정하지 않고 초등학교의 반경으로 한 연구로는 권지혜·박승훈(2018)의 연구가 있다. 이 연구에서는 2016년 초등학교 반경 400m, 800m 내의 보행자 교통사고를 종속 변수로 설정하고, 도로 유형, 도로 시설, 대중교통, 토지 이용, 토지 개발 밀도를 독립 변수로 포함하여 회귀 분석 모델(OLS), 공간 시차 모델(SLM), 공간 오차 모델(SEM)을 비교 분석했다. 분석 결과, 도로의 폭이 상대적으로 좁은 초등학교 주변에서는 보행자 교통사고가 오히려 증가하는 부정적인 영향을 미쳤다. 반면, 횡단보도, 교차로, 대중교통 시설의 존재는 보행자 교통사고에 부정적인 영향을 주었으며, 과속방지턱과 가로수는 보행자 교통사고를 줄이는 데 긍정적인 영향을 미쳤다는 결과를 밝혀냈다. 이는 물리적 시설 개선과 함께 환경적 조건

을 고려한 맞춤형 대책이 보행자 교통사고 감소에 기여할 수 있음을 시사한다.

Yiannakoulias and Scott(2013)은 2001년부터 2008년까지 토론토에서 일어난 보행 교통사고를 대상으로 저소득 가구의 비율과 교통 밀도를 주요 변수로 삼아 음이항 회귀분석을 진행했다. 분석 결과, 저소득 지역에서 교통사고가 더 자주 발생하는 경향이 확인되었다. 또한, 지역 내에서 교통 활동이 증가함에 따라 사고 위험이 감소하는 경향이 보였으나, 이는 주요 도로를 벗어난 지역에서는 정반대의 결과로 나타나 충돌 위험이 더 높아지는 것으로 관찰되었다. 해당 결과는 주요 도로 인근의 고소득층 거주지역과 비교했을 때, 주요 도로에서 벗어난 저소득층 거주지역에서 더 높은 비율로 교통사고에 노출됨을 보여주었다. 이러한 결과는 도시 계획과 공공 보건 정책 수립에 있어 소득 수준이 중요한 고려사항임을 제시한다. Elias and Shifan (2014)는 이스라엘의 갈릴리 지역에 있는 아랍 마을인 셰파람(Shefaram)에서 2008~2012년까지 발생한 어린이 보행자 교통사고에 대한 위험 노출을 분석하고 모델링하였다. 연구는 성별, 나이, 소득, 가구 규모, 부모의 교육 수준, 부모의 직장 상태, 운전 면허 소지 여부, 가구 내 운전 면허 수, 가구 내 자동차 수와 같은 다양한 미시적 변수들을 조사하고 이를 바탕으로 이스라엘 셰파람 지역의 아동 보행자 사고에 대한 위험을 분석하였다. 결과로는 소득 수준, 이동 패턴 및 토지 이용이 아동 보행자 사고에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 낮은 사회·경제적 수준의 소년들이 주로 보행할 때 사고 위험이 높은 것으로 나타났다. Blazquez et al.(2016)은 2010~2011년까지 발생한 보행자 교통사고에 대한 데이터를 바탕으로, 칠레의 산티아고와 대한민국의 서울에서의 어린이 보행자 교통사고를 비교했다. 연구에서는 음이항 회귀 모형(Negative binomial regression model), 공간 시차 회귀 모형(Spatial lag regression models), 기

술적 비교(Descriptive comparison) 등의 분석 방법을 사용하였고, 산티아고와 서울에서의 어린이 보행자-차량 충돌 사고 발생 및 심각성을 비교하고, 각 도시의 특성과 관련된 다양한 변수들을 고려하였다. 주요 변수로는 총 어린이 보행자-차량 충돌 사고 수, 사망자 수, 중상자 수, 경상자 수 등이며, 이를 연령별로 세분화하여 분석하였다. 연구 결과에 따르면, 서울의 어린이들이 산티아고의 어린이들보다 보행자-차량 충돌 사고에 더 많이 노출되어 있는 것으로 나타났으며, 이는 보행 활동량이 더 높거나, 보다 위험한 교통 조건 등 여러 요인의 조합에 기인한다. 또한 서울의 어린이들의 나이가 많을수록 교통사고에 노출되는 비중이 큰데, 이는 상대적으로 나이가 많을수록 공공장소에서 활동하는 독립성이 높아지고, 교통사고의 위험성 또한 높아짐을 보인다. 산티아고에서는 국내의 선행연구와 유사하게 사고가 주로 교차로에서 발생하지만, 반면 서울에서는 교차로가 없는 구간에서의 사고가 더 많은데, 이는 교차로에서는 차량이 많고 복잡하여 사람들이 교통 신호를 따르지만, 이외의 구간에서는 상대적으로 더 많은 무단횡단을 하기 때문일 수 있다.

거리 단위(Segment)별로 연구단위를 설정한 연구는 다음과 같다. Hwang et al.(2017)은 2010~2014년까지 오스틴의 124개 공립학교를 대상으로 반경 0.25마일의 어린이 보행 교통사고를 조사했다. 이 연구에서는 어린이 보행자의 안전, 건축 환경, 거리 단위(Segment), 그리고 지역 사회의 다양성을 포함한 다양한 미시적 변수들을 독립 변수로 설정했으며, 분석 방법은 이항 로지스틱 회귀분석을 사용했다. 연구 결과, 블록 길이, 보도블럭이 없는 구간, 횡단보도의 밀도, 그리고 토지 이용의 다양성이 어린이 보행자 사고와 유의미한 관련이 있는 것으로 나타났다. 또한, 어린이 보행자 안전이 지역별로 다르며, 특히 소득과 인종/민족에 따라 차이가 있다는 점을 발견했다. 이는 '거리'를 연구 단위로 어린이 보행

교통사고와 도시의 세밀한 요소들 간의 관계를 밝힌 독특한 연구로서 주목할 만하다.

2.3 교통사고 예측모형

보행자 교통사고 분석에서 주로 사용되는 연구 방법론으로 포아송(Poisson) 회귀모형과 음이항(Negative Binomial) 회귀모형이 있다. 이 두 모형은 모두 가산형 자료를 종속변수로 사용할 때 적용되며, 그 차이는 데이터의 분산 특성에 있다. 서지민·이수기(2016)에 따르면, 교통사고 자료와 같이 과대산포가 나타나는 경우, 포아송 회귀모형보다 음이항 회귀모형이 더 적합할 수 있음을 설명하였다. 이처럼 현실의 데이터에서는 평균보다 큰 분산이 관찰되는 경우가 많으며, 이러한 과대산포 상태를 포아송 회귀모형에 적용하면, 회귀계수의 표준오차 추정이 편향되는 문제가 발생한다(Cox, 1983). 따라서 과대산포가 존재하는 데이터를 바탕으로 연구를 진행할 때에는 음이항 회귀분석이 더 적합하다고 볼 수 있다. 이러한 사실을 보인 선행연구는 정재풍·최종후(2014)의 연구가 있다. 이 연구는 교통사고의 발생에 대한 통계분석으로서 포아송 회귀분석과 음이항 회귀분석의 적합도를 비교했는데, 분석결과 음이항 회귀분석이 교통사고 건수의 비교에 있어 더 적합함을 보였다. 이외에도 박병호 외(2008), 이재준(2010), 민우근·박병정(2021) 등의 연구에서 음이항 회귀분석을 사용하여 교통사고 분석을 시행하였다.

2.4 선행연구와의 차별점

기존의 선행연구들은 대부분 초등학교 주변이나 어린이 보호구역을 중심으로 일정한 버퍼를 설정하고, 그 범위 내에서 발생하는 보행자 교통사고를 종속변수로 삼아 영향을 분석하였다. 이러한 접근은 학교 인접부의 도로 및 교통안전시설 효과를 파악하는 데에는 유용하지만, 어린이의 실제 이동이 학교 정문 주변에만 국한되지 않는다는 점을 충분히 반영

하지 못한다는 한계가 있다. 실제로 국내 연구에서도 어린이 보호구역 반경 300m 또는 학교 반경 400m, 800m 범위를 대상으로 보행 교통사고를 분석한 사례가 다수 존재하며, 이는 학교 주변의 물리적 환경과 시설 효과를 밝히는 데 초점을 두고 있다. 그러나 이러한 공간 단위는 주거지에서 학교까지 이어지는 통학경로 전체와 통학구역 경계부의 통학 불편, 그리고 학교 이후 어린이가 이동하는 생활권 공간까지 포착하기에는 한계가 있다.

반면 초등학교 통학구역은 학교 주변의 제한된 규제구역이 아니라, 어린이가 실제로 배치되어 통학하는 생활권 범위를 반영하는 공간 단위이다. 앞서 검토한 바와 같이, 박경철 외(2018)는 학생 분산배치 중심의 통학구역 설정이 경계부 학생의 원거리 통학과 안전 문제를 유발할 수 있음을 지적하였고, Kim et al.(2022)는 부산시 초등학교 통학구역 단위의 분석을 통해 어린이 보행 충돌위험 수준이 지역 특성에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 보여주었다. 이는 초등학교 통학구역이 단순한 행정 경계가 아니라 어린이의 실제 이동과 안전 문제를 포함하는 유의미한 공간 단위임을 시사한다. 이에 본 연구는 초등학교 통학구역 단위에서 교통사고를 분석함으로써, 학교 주변 규제구역 중심 연구가 충분히 설명하지 못했던 통학경로 전반의 위험과 어린이 생활권의 공간적 특성을 함께 검토하고자 한다. 특히 주거지부터 학교까지의 통학경로와 학교 이후 활동과 연관된 근린환경 요소를 주요 변수로 포함하였다는 점에서 기존 어린이 보호구역 중심 연구와 차별성을 가진다.

3. 분석모형 및 자료

3.1 분석자료

본 연구는 서울시 내 총 621개 초등학교 통학구역 중 공동 통학구역 58개와 2018년 이후에 개교한 학교 8개를 제외한 555개 통학구역을 대상으로 진행

되었다. 시간적 범위는 2013년부터 2018년까지로 설정했으며, 사용된 교통사고 데이터는 TAAS로부터 얻은 7세에서 12세 사이 어린이의 보행 교통사고 데이터이다. 본 연구에서 종속변수는 2013년부터 2018년까지 서울시 초등학교 통학구역에서 발생한 어린이 보행 교통사고의 총 발생건수로 설정하였다. 전체 사고 건수는 2,694건이며, 해당 사고의 공간적 분포는 Fig. 2에서 확인할 수 있다.

본 연구는 초등학교 통학구역 단위에서 사고의 전체 발생 수준과 근린환경 특성 간의 관련성을 파악하는 데 초점을 두었기 때문에, 사고를 사망·중상·경상 등 심각도별로 구분하지 않고 통합하여 분석하였다. 이는 사고를 심각도별로 세분할 경우 범주별 통학구역의 사고 건수가 0건인 구역이 다수 발생할 수 있고, 그에 따라 모형의 안정성과 결과 해석의 일관성이 낮아질 가능성이 있기 때문이다. 또한, 독립변수는 교통시설 요인, 보행 유발 요인, 통학 위험 변수, 인구사회 요인 등 네 가지 큰 범주로 나누어 구성했다. 각 변수의 출처와 정의는 Table 1에 상세히 기술되어 있다. 또한, 독립변수는 2018년 시점을 기준으로 수집된 자료를 활용하였다. 이는 종속변수로 사용한 2013~2018년 누적 어린이 보행 교통사고와 비교할 때, 분석기간의 종료 시점에 해당하는 도

시 환경을 기준으로 통학구역별 특성을 일관되게 반영하기 위한 것이다. 또한 본 연구에 포함된 독립변수 중 도로 구조, 건물 밀도, 토지이용 특성, 주요 생활권 시설과 같은 변수들은 구조적으로 형성되어 단기간 내 급격히 변하지 않는 특성을 가진다는 점을 고려하였다. 다만 이러한 방식은 독립변수의 시점을 단일 연도로 고정한 것이므로, 시간적 정합성에 한계가 없다고 보기는 어려우며, 이에 대한 해석에는 주의가 필요하다. 각 부문별 변수 선택은 선행 연구 검토 결과, 보행자 교통사고 및 운전자의 교통 안전 인식에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타난 요소들을 기준으로 이루어졌다.

본 연구에서 고려한 교통시설 요인에는 도로의 종류(소로, 중로, 대로, 광로), 인도, 교차로, 보행등, 운전자 신호, 횡단보도 예고 표시, 노면 표시, 안전표지, 교통 CCTV, 과속방지턱, 횡단보도 등이 포함되어 있다. 규모별 도로면적, 도로폭, 인도, 제한속도와 같이 개수(Count)로 수치화하기 어려운 변수들을 제외하고, 나머지 변수들을 밀도화하여 분석에 활용했다. 일반적으로 통학구역의 면적이 넓을수록 신호등, 안전표지 등의 개수로 비례하게 증가하는 경향이 있기 때문에, 변수의 개수를 직접 사용하기보다 변수들의 개수를 면적으로 나누어 밀도화하는 방식을 채택했다. 또한 보행등과 운전자 신호를 구분하였으며, 노면 표시와 안전 표지는 각각 과속, 제한속도, 어린이 보호구역 등등 어린이의 안전과 직접적으로 연관이 있는 것들을 구분하여 선정하였다. 교통 CCTV는 서울시 전체 CCTV 데이터 중 무인 카메라, 과속 단속 카메라, 어린이 보호구역 카메라 등 교통사고의 발생과 관련된 종류를 추렸다.

보행 유발 요인으로서는 학원, 공원, 대규모 점포, 버스정류장, 병원 등이 포함되며, 이들 데이터는 국가공간정보포털, 공공데이터포털, 서울시 열린데이터광장에서 수집되었다. 본 연구에서 이들 변수는 초등학교의 대표적인 독립 목적지에 한정된 시설이라

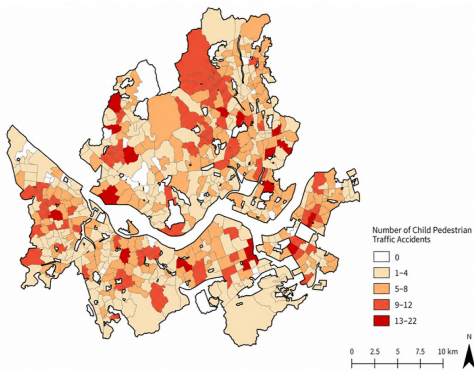


Fig. 2. Number of Child Pedestrian Traffic Accidents by Elementary School Attendance Zone in Seoul (2013~2018)

Table 1. Definition and Source of Variables

Category	Variable Name	Definition	Source
Dependent Variable	Number of Child Pedestrian Accidents	Traffic accidents involving child pedestrians (ages 7–12) between 2013 and 2018	Korea Road Traffic Authority (2024.2.1) (in Korean)
	Road Type (Small, Medium, Large, Boulevard)	Road area by size / Elementary School Attendance Zone area	Seoul Metropolitan Government (2024.2.1) (in Korean)
	Road Width	Average road width per road segment	Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2024.2.1) (in Korean)
	Sidewalk	Sidewalk area / Elementary school attendance zone area	
	Speed Limit	Average speed limit within attendance zone area / Number of restricted lanes	
	3-way Intersection	Number of 3-way intersections / Road area within elementary school attendance zone	Seoul Metropolitan Government (2024.2.1) (in Korean)
	4-way Intersection	Number of 4-way intersections / Road area within elementary school attendance zone	
	5-way Intersection	Number of 5-way or more intersections / Road area within elementary school attendance zone	
	Pedestrian Signal	Number of pedestrian signals / Elementary school attendance zone area	
	Traffic Signal	Number of vehicle traffic signals / Elementary school attendance zone area	
	Advance Pedestrian Crossing Sign	Number of advance pedestrian crossing signs / Elementary school attendance zone area	
	Road Surface Markings	Number of traffic-related surface markings / Elementary school attendance zone area	
	Safety Signage	Number of safety signs / Elementary school attendance zone area	
	Pedestrian Crossing	Number of crosswalks / Elementary school attendance zone area	
	Traffic CCTV	Number of traffic CCTVs / Elementary school attendance zone area	
	Speed Bump	Number of speed bumps / Elementary school attendance zone area	Ministry of the Interior and Safety (2024.2.1) (in Korean)
Independent Variables	Pedestrian Overpass	Dummy variable for the presence of overpasses in the elementary school attendance zone	Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2024.2.1) (in Korean)
	Hospital	Number of hospitals / Elementary school attendance zone area	Ministry of the Interior and Safety (2024.2.1) (in Korean)
	Park	Number of parks / Elementary school attendance zone area	Seoul Metropolitan Government (2024.2.1) (in Korean)
	Large-scale Retail Store	Number of large-scale retail stores / Elementary school attendance zone area	
	Private Academy (Hagwon)	Number of private academies / Elementary school attendance zone area	
	Bus Stop	Number of bus stops / Elementary school attendance zone area	Ministry of the Interior and Safety (2024.2.1) (in Korean)
Commuting Route Risk	Routes Crossing Major Roads	Routes crossing large roads or wider / Total number of commuting routes	ArcGIS Online / Pro 3.2.1
	Routes without Pedestrian Signals	Number of routes with no signals at crossings / Total number of commuting routes	
	Ratio of 20+ min Commutes	Number of routes taking 20+ minutes / Total number of commuting routes	
Socio-demographic	Child Population	Number of children under 14 in elementary school attendance zone	Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2024.2.1) (in Korean)
	Elementary Student Density	Number of elementary students / Elementary school attendance zone area	
	Residential Building Density	Number of residential buildings / Elementary school attendance zone area	
	Commercial Building Density	Number of commercial buildings / Elementary school attendance zone area	
	Office Building Density	Number of office buildings / Elementary school attendance zone area	
	Land Use Mix (LUM)	Entropy index of residential, commercial, and office use	

기보다, 초등학교 통학구역 내에서 통학 및 하교 이후 생활권 이동 과정과 관련하여 보행 노출이 발생할 수 있는 시설을 포괄적으로 반영하기 위해 설정하였다. 채한희 외(2020)는 GPS와 통행일지 조사를 바탕으로, 초등학교 근린 내 어린이들의 주요 목적지가 집과 학교를 제외하면 학원, 공원·놀이터, 상업 시설, 문화센터 등으로 나타나며, 이동수단은 도보가 가장 많다고 보고하였다. 또한 박진희·이상호(2012)는 초등학교 4학년 어린이를 대상으로 한 맵핑 연구를 통해, 방과후 목적지로 학원, 놀이터·소공원, 문방구·소형마트, 대형마트, 버스정류장·전철역, 병원 등이 나타남을 제시하였다. 본 연구 기간의 어린이 보행 교통사고 중 하교 이후(오후 3시 이후) 발생한 사고가 높은 비중을 차지한다는 점을 고려할 때, 이러한 생활권 시설은 학교 주변뿐 아니라 하교 이후 어린이의 보행 노출과 잠재적으로 연결될 수 있다고 판단하였다.

다음으로 통학위험변수를 구성하기 위해, 본 연구는 ArcGIS Online의 ‘Connect Origins to Destinations’ 기능을 활용했다. 이 기능은 단순한 직선 연결이 아닌, 보행 가능한 경로를 따라 시속 5km의 속도로 이동할 때의 최적화된 시간을 고려하여 출발지에서 목적지까지를 연결한다. 여기서 ‘최적 경로’는 주거지에서 학교까지의 통학 경로 중 가장 짧은 거리를 의미한다. 손동필 외(2019)에 의해 수행된 GPS를 활용한 어린이 통학 경로 연구에 따르면, 어린이들은 대개 최단 경로를 통해 학교로 통학하는 경향이 있으며, 이동 거리가 비슷한 경우 상가나 공원과 같은 근린환경 요소가 있는 경로를 선호하는 것으로 나타났다. 이러한 선행연구를 바탕으로, 본 연구는 기존 선행연구에서 주목하지 않았던 통학 경로를 변수로 설정하고, 통학 경로의 위험성을 평가하기 위해 총 세 가지 유형의 위험 변수를 구성했다. 최근 보행환경 연구에서도 보행자의 실제 이동경로를 기준으로 가로 세그먼트 단위의 물리적 환경을 측정하고,



Fig. 3. Examples of Optimal Commuting Routes

도로폭, 보도 설치 여부, 불법주정차, 공원 접근성 등 미시적 가로공간 특성이 보행행태와 밀접하게 관련될 수 있음이 제시되고 있다(이소민·오성훈, 2025). 이러한 논의는 어린이 통학안전 분석에서도 학교 주변의 단순 반경보다 실제 이동경로와 그 경로상 보행환경을 함께 고려할 필요가 있음을 뒷받침한다. 이때 출발지는 K-apr 공동주택관리 정보시스템에서 취득한 자료를 기반으로 하여 2013년 이전에 존재한 100세대 이상의 공동주택만을 대상으로 하였으며, 도착지는 각 통학구역에 해당하는 초등학교이다. 각 통학경로에 대한 예시는 Fig. 3에서 확인할 수 있다.

3.1.1 대로 이상의 도로를 통과하는 통학 경로 비율

이 변수는 어린이가 통학과정에서 대로 이상의 큰 도로를 횡단해야 할수록 차량과의 충돌 가능성이 커질 수 있다는 점에 주목하여 설정하였다. 기존 연구에서도 큰 도로 및 간선도로와의 접촉 가능성은 어린이 보행 교통사고 위험과 밀접한 관련이 있는 것으로 보고되었다(배민경·박승훈, 2018; 권지혜·박승훈, 2018; 고동원·박승훈, 2021). 예를 들어 서울 봉은초등학교 학생들은 Fig. 4에 나타난 것처럼 큰 도로의 횡단보도를 건너 학교에 도착해야 한다. 서



Fig. 4. Examples of Commuting Routes Crossing Major Roads (Seoul Bongeun Elementary School)



Fig. 5. Street View of Commuting Routes for Seoul Bongeun Elementary School (map.naver.com)

울봉은초등학교 앞의 대로의 모습은 Fig. 5에서 확인할 수 있다. Fig. 5에서 직관적으로 보이듯이, 큰 도로를 건너는 행위 자체가 초등학생에게 상당한 위험을 수반할 수 있으며, 이를 반영한 변수는 교통사고 발생에 유의미한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

3.1.2 보행등이 포함되지 않은 통학 경로의 비율

이 변수는 통학경로상 횡단부에서 보행등의 존재 여부가 보행자의 보호 수준과 신호 통제 수준을 반영할 수 있다는 점에 착안하여 설정하였다. 특히 초등학생의 경우 횡단부에서의 판단 능력과 대응 능력이 성인보다 제한적일 수 있으므로, 보행등의 유무

는 통학경로의 안전 수준을 나타내는 중요한 경로 특성으로 볼 수 있다. 배민경·박승훈(2018)의 연구에서는 보행등이 설치된 횡단보도가 교통사고에 양(+)의 영향을 미쳤는데, 이는 보행등이 있는 곳에서도 사람들이 자주 무단 횡단을 하거나 신호를 지키지 않고 도로를 건넌다는 점을 시사한다. 결과적으로, 신호등이 설치된 횡단보도가 반드시 보행 안전을 보장하는 것은 아님을 보여준다. 이와 유사한 결론을 도출한 선행연구로는, 고동원·박승훈(2019), 김중효 외(2015)의 연구들이 있으며, 해당 연구들 또한 신호등 설치가 보행 교통사고 증가와 관련이 있음을 밝혔고, 이는 신호등 설치만으로는 어린이들의 안전에 대한 충분한 예방을 할 수 없음을 시사한다. 따라서 본 연구는 통학 경로에 있는 보행등의 존재 유무가 교통사고 발생에 미치는 영향의 분석이 필요하다고 판단하여 변수화하였다.

3.1.3 통학 시간이 20분 이상 소요되는 경로의 비율

이 변수는 통학시간이 길어질수록 도보 통학의 부담이 커지고, 실제로는 다른 교통수단 선택 가능성이 나 장거리 통학 문제가 함께 나타날 수 있다는 점을 반영하기 위해 설정하였다. 김승남·안건혁(2010)은 초등학생의 통학 거리가 도보 20분을 초과할 경우 보행 선택 빈도가 현저히 감소한다고 보고하였으며, 본 연구는 이를 바탕으로 20분 이상 소요되는 통학경로의 비율을 통학 부담을 나타내는 변수로 활용하였다. 변수화를 위하여 ArcGIS Online의 'Connect Origins to Destinations' 기능을 사용했다. 해당 기능은 5km/h를 기준으로 총 통학 시간을 계산하였기 때문에, 경찰청 권장 어린이보호구역 내 횡단보도 기준속도인 48m/분을 적용해 통학 시간을 재조정했다(김승남·안건혁, 2010). 이를 통해 통학 경로 전체 수 대비 20분 이상 소요되는 경로의 비율을 변수화할 수 있었다.

인구사회요인으로는 어린이 인구수, 학생 수, 주

거용 건물 밀도, 상업용 건물 밀도, 업무용 건물 밀도, 토지이용혼합도를 포함한다. 어린이 인구수는 국가공간정보포털에서 제공하는 집계구별 통계자료를 활용하여 추정하였다. 연구의 분석 단위가 초등학교 통학구역으로 설정되어 있기 때문에, 기존의 집계구 단위에서 초등학교 통학구역 단위로 데이터를 변환하는 과정이 필요하다. 이러한 단위 변환 절차는 원재웅·전재범(2017)에서 제시한 방법을 이용하여, 집계구와 중첩되는 초등학교 통학구역별 면적 가중치를 적용하여 변수를 측정했다. 선행 연구의 방법을 적용하기 위해, 우선 국가공간정보포털에서 제공하는 집계구 단위의 데이터(CSV 파일)와 서울시를 500m 폴리곤(SHP 파일)으로 나누는 데이터를 준비했다. ArcGIS Pro의 조인 및 릴레이트(Joins and Relates) 기능을 활용하여 집계구 단위의 인구통계자료를 각 500m 격자 폴리곤에 결합하였다.

그 다음, 교차(Intersect) 기능을 활용하여 500m 폴리곤 데이터와 초등학교 통학구역 데이터를 교차시켜 새로운 레이어를 생성했다. 이때 생성된 500m 격자 폴리곤은 원재웅·전재범(2017)이 미국 사례 분석에서 인구자료의 기초 공간 단위로 활용한 블록 그룹(Block Group)에 대응하는 단위로 볼 수 있다. 본 연구는 해당 연구의 면적 가중치 기반 공간단위 변환 방법을 차용하였으므로, 이하에서는 500m 격자 폴리곤을 'BG'로 지칭한다. 이에 따라 초등학교 통학구역별 어린이 인구수는 다음과 같이 산정하였다.

이에 따라 초등학교 통학구역별 어린이 인구수는 원재웅·전재범(2017)의 면적가중 방식에 따라 다음 식과 같이 산정하였다.

$$CP_i = \sum_{j=1}^{n_i} CP_j \left(\frac{A_{ij}}{A_j} \right) \quad (1)$$

여기서 CP_i 는 i 번째 초등학교 통학구역의 추정 어린

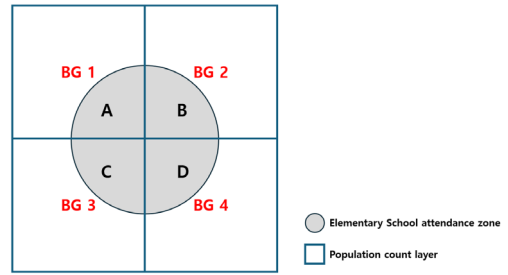


Fig. 6. An Example of Measurement at the Elementary School Attendance Zone Level (BG: 500 m Grid Cell)

이 인구수, CP_j 는 j 번째 500m 격자(BG)의 어린이 인구수, A_{ij} 는 i 번째 통학구역과 j 번째 BG가 중첩되는 면적, A_j 는 해당 BG의 전체 면적, n_i 는 i 번째 통학구역과 중첩되는 BG의 수를 의미한다. 즉, 각 BG의 어린이 인구수에 해당 BG가 초등학교 통학구역에 포함되는 면적 비율을 가중하여 합산하였다. 구체적인 산정 예시는 Fig. 6과 같다.

다음 변수로, 초등학교 학생 수 밀도를 추가하였다. 해당 정보는 학교알리미 공개 데이터를 통해 얻은 각 초등학교의 총 학생 수를 기반으로 한다. 초등학교 학생 밀도라는 지표는 기존의 보행 교통사고 관련 연구에서는 주로 다루어지지 않았지만, 본 연구에서는 초등학교 통학구역이라는 분석 단위의 특성을 반영할 수 있는 중요한 변수로 고려되었다. 이를 통해, 통학구역별 학생 밀도가 교통사고 발생 빈도와 어떤 상관관계를 가지는지 분석하려 한다.

마지막 변수로는 주거용 건물 밀도, 상업용 건물 밀도, 업무용 건물 밀도, 그리고 토지이용혼합도를 선정하였다. 이들 변수는 국가공간정보포털을 통해 얻은 데이터를 바탕으로 하며, 각 건물 유형을 세분화하여 분류하였다. 초기 단계에서는 의원, 마을공동시설, 세탁소와 같이 구체적인 요소들을 소분류하여 변수화 하였고, 이후 교육시설, 의료시설, 운동시설 등으로의 중분류를 진행하였다. 최종적으로는 교

육복지, 의료시설, 교통시설, 관광시설, 상업시설, 주거시설, 업무시설 등으로 대분류를 하여, 이 중에서 주거, 상업, 업무용 시설을 핵심 변수로 활용하였다. 이러한 변수 선택은 황선근·이수기(2021)와 서지민·이수기(2016)의 연구를 참고하여 결정되었다. 토지이용혼합도는 Frank and Pivo(1994)가 제안한 엔트로피 지수를 활용하여 계산되었으며, 혼합도가 높을수록 1에 가까워지고, 낮을수록 0에 가까워진다는 것을 의미한다. 해당 지수는 도시 계획 및 지역 사회 구성에 있어 중요한 지표로 활용되어 왔기 때문에, 초등학교 통학구역 내 교통사고의 발생과도 관련성을 가질 것으로 판단하였다.

3.2 실증분석방법

본 연구의 종속변수는 교통사고 발생 건수라는 가산자료(count data)이다. 가산자료에 대한 통계 분석에는 주로 포아송 회귀모형과 음이항 회귀모형이 활용되는데, 포아송 회귀분석의 경우 평균과 분산이 같아야 한다는 조건이 필요한 반면, 음이항 회귀분석의 경우 평균보다 큰 분산, 즉 과대산포의 상황에도 적용 가능하다는 차이점이 있다. 이와 관련된 대표적 선행연구로는 Cox(1983)이 있다. 해당 연구에 따르면 평균보다 분산이 더 큰 과대산포(over dispersion)가 존재하는 자료에 대하여 이를 무시하고 포아송 회귀모형을 적합시킬 경우 회귀계수 추정량의 표준오차가 편향되는(biased) 현상이 발생한다. 또한, 서지민·이수기(2016)에 따르면, 포아송 회귀모형은 평균과 분산이 같은 동등산포 자료에 적합한 반면, 음이항 회귀모형은 분산이 평균보다 큰 과대산포 자료를 다룰 때 더 적합하다.

음이항 회귀분석의 식은 다음과 같다.

$$\log(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki}$$

여기서, μ_i 는 i 번째 관측치의 기댓값(평균)을 나타내고, $\log$ 는 자연로그, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ 는 회귀계수, $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ 는 설명 변수들을 의미한다. 음이항 회귀모형은 기댓값과 분산의관계를 $Var(Y_i) = \mu_i + \alpha \mu_i^2$ 로 설정하여 과잉분산을 모델링한다. 여기서 α 는 과잉분산을 조절하는 파라미터이며, 해당 값이 0보다 클 때 과대산포가 있다고 해석할 수 있다. 본 연구에서 다루는 종속변수의 α 값은 0.098로 0보다 큰 값을 보여 과대산포 상태임을 확인할 수 있다. 이에 따라, 본 연구에서 음이항 회귀분석을 활용하는 것이 적절하다.

4. 실증분석

4.1 분석모형의 타당성 및 기초통계

본 연구는 서울시 초등학교 통학구역별 어린이 보행 교통사고 건수 데이터를 분석하기 위해 음이항 회귀분석을 실시하였다. 교통사고 건수와 같은 계수 자료는 평균과 분산의 관계에 따라 적절한 모형을 선택할 필요가 있는데, 평균과 분산이 유사할 경우에는 포아송 회귀모형이 적합하고, 분산이 평균보다 크게 나타나는 과대산포가 존재할 경우에는 음이항 회귀모형이 보다 적합하다. 본 연구에서 종속변수의 과분산 계수(α)는 0.098로 0보다 큰 것으로 확인되어, 포아송 회귀분석보다 음이항 회귀분석을 적용하는 것이 타당하다고 판단하였다. 다만 교통사고 자료는 인접한 통학구역 간 유사한 발생 양상이 나타나는 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)의 가능성이 있으며, 일부 선행연구에서는 이를 반영한 공간시차모형(SLM), 공간오차모형(SEM), 공간포아송모형 등이 활용되었다(권지혜·박승훈, 2018; 고동원·박승훈, 2021). 그러나 본 연구는 인접 구역 간 공간적 파급효과를 추정하기보다 통학구역 단위에서 사고 발생 수준과 근린환경 특성 간의 전반적

Table 2. Descriptive Statistics

Category	Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max	VIF
Dependent Variable	Number of Child Pedestrian Accidents	4.854	3.560	0.000	22.000	-
Independent Variables	Small Road Area	1.751	2.009	0.000	13.038	1.2
	Medium Road Area	2.812	2.658	0.000	14.570	1.4
	Large Road Area	4.136	3.664	0.000	20.625	1.88
	Boulevard Area	1.325	2.316	0.000	13.574	1.5
	Road Width	11.280	5.196	0.000	40.278	2.44
	Sidewalk	9.293	42.055	0.078	907.999	5.06
	Speed Limit	49.164	6.812	30.000	72.869	1.34
	3-way Intersection	18.166	21.274	0.000	226.954	1.24
	4-way Intersection	20.687	26.226	0.000	403.721	1.21
	5-way Intersection	0.253	1.468	0.000	15.573	1.06
	Pedestrian Signal	38.093	20.977	1.770	134.240	3.98
	Traffic Signal	52.740	24.861	0.000	150.843	3.48
	Advance Pedestrian Crossing Sign	81.825	41.857	0.000	243.669	2.97
	Road Surface Markings	94.633	69.108	0.000	580.164	1.66
	Safety Signage	510.792	231.694	7.733	1485.033	2.8
	Pedestrian Crossing	0.257	0.862	0.000	16.183	5.04
	Traffic CCTV	121.159	110.247	0.000	821.489	1.61
	Speed Bump	41.398	27.266	0.000	164.895	1.46
	Pedestrian Overpass	0.378	0.485	0.000	1.000	1.17
	Hospital	48.520	46.257	0.000	431.268	1.99
	Park	0.103	0.160	0.000	0.857	1.61
	Large-scale Retail Store	1.789	2.500	0.000	30.638	1.24
	Private Academy (Hagwon)	33.000	30.741	0.000	407.232	1.71
	Bus Stop	26.482	12.858	0.903	96.579	1.57
	Routes Crossing Major Roads	0.401	0.398	0.000	1.000	2.16
	Routes without Pedestrian Signals	0.533	0.336	0.000	1.000	1.39
	Ratio of 20+ min Commutes	0.155	0.230	0.000	1.000	1.72
Socio-Demographic	Child Population	519.503	244.281	33.497	1524.085	1.62
	Elementary Student Density	1124.887	1011.621	0.000	11880.220	1.98
	Residential Building Density	1024.147	848.103	0.000	4265.395	2.32
	Commercial Building Density	336.873	379.169	0.000	2619.604	1.82
	Office Building Density	48.995	45.963	0.000	241.983	1.77
	Land Use Mix (LUM)	0.667	0.232	0.000	0.999	1.34

인 관련성을 파악하는 데 초점을 두므로, 과대산포를 고려한 음이항 회귀모형을 기본 분석모형으로 적용하였다.

또한 본 연구에서는 독립변수들의 VIF(Variance Inflation Factor) 값을 확인함으로써 다중공선성 문제를 진단하였다. 통상적으로 VIF 값이 10 이상인 경우 다중공선성 문제가 있는 것으로 판단하는데, 본 연구의 최종 분석에 활용된 독립변수들의 VIF 값은 Table 2와 같이 모두 10 이하로 나타나 다중공선성 문제는 크지 않은 것으로 확인되었다(Cohen et al., 2013).

한편 본 연구는 서울시 초등학교 통학구역 555개를 분석단위로 설정하고, 2013~2018년 동안 발생한 어린이 보행 교통사고 2,694건을 종속변수로 활용하였다. 교통시설 요인, 보행 유발 요인, 통학 위험 변수, 인구사회 요인으로 구성된 독립변수들의 기초 통계와 다중공선성 검토 결과는 Table 2에 제시하였다.

4.2 음이항 회귀분석 결과

최종 실증분석은 앞서 기술한 바와 같이 음이항 회귀분석을 사용하였다. 음이항 회귀분석의 결과 값은 Table 3에서 확인할 수 있다.

먼저 교통시설 및 안전 변수에서는 도로폭, 제한속도, 안전표지가 유의한 결과를 보였다. 이 가운데 도로폭과 제한속도는 음(-)의 계수를, 안전표지는 정(+)의 계수를 나타냈다. 다만 이러한 결과를 해당 변수 자체의 직접적인 효과로 단정하기는 어렵다. 도로폭과 제한속도의 음(-)의 계수는 넓은 도로나 높은 제한속도 자체가 어린이 보행안전을 높인다고 보기보다, 통학구역 안에서 간선도로와 생활도로가 놓인 방식, 그리고 실제 어린이 보행이 어느 구간에 집중되는지가 함께 반영된 결과로 이해할 필요가 있다. 다시 말해, 도로폭이 넓거나 제한속도가 높은 구간이 포함된 통학구역이라 하더라도, 실제 어린이 보

행은 학교 주변, 주거지 내부 도로, 생활도로 등에 집중될 수 있으며, 이러한 보행 노출의 차이가 계수 방향에 영향을 주었을 수 있다. 이와 관련하여 박재영·김도경(2010)은 어린이 보호구역에서 차로수, 보도폭, 유색포장 상태 등이 차량의 속도위반과 관련이 있음을 제시하였으며, 이는 도로 단면과 도로 기능이 차량 주행행태에 영향을 줄 수 있음을 보여준다. 따라서 본 연구의 결과 역시 도로폭이나 제한속도 자체의 효과라기보다, 통학구역 안의 도로 구조와 실제 보행 분포가 함께 반영된 결과로 보는 편이 타당하다.

한편 4지 교차로, 5지 이상 교차로, 보도 변수는 통계적으로 유의하지 않았으므로 계수 방향을 직접적인 영향으로 단정하기는 어렵다. 다만 교차로와 보도는 통학구역 내 보행 및 차량 이동이 함께 나타나는 공간적 특성을 반영하는 변수이므로, 해당 결과는 개별 시설의 효과라기보다 통학구역의 전반적인 도로 및 보행환경 특성이 반영된 결과로 해석할 필요가 있다.

안전표지의 정(+)의 계수 역시 안전표지 자체가 사고를 증가시킨다고 해석하기보다, 사고위험이 높거나 교통안전 관리 필요성이 큰 지점에 안전표지가 우선적으로 설치된 결과가 반영되었을 가능성을 보여준다. 김동식 외(2023)는 어린이보호구역에서 정문 100m 구간에 교통안전시설이 가장 많이 설치되어 있음에도 사고지점 역시 가장 많이 나타났고, 시설의 과도한 반복과 중첩이 오히려 운전자에게 혼란을 줄 수 있다고 지적하였다. 이러한 논의를 고려하면, 본 연구에서 나타난 안전표지 결과 역시 안전표지 자체의 순효과라기보다, 위험지점과 교통안전시설이 같은 구간에 함께 놓여 있는 현상을 반영하는 것으로 해석하는 것이 적절하다.

다음으로 보행유발변수에서는 학원이 유일하게 교통사고에 정(+)의 영향을 주었다. 학원이라는 특정 근린환경 변수가 교통사고 발생에 유의미한 정

(+)의 영향을 미쳤다는 결과는 학원의 존재가 어린이들의 하교 후 활동 패턴에 중요한 역할을 하며, 이러한 활동이 교통사고 발생에 영향을 줄 수 있음을 보여준다. 반면 공원, 대규모 점포, 버스정류장, 병원 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 이는 해당 시설들이 초등학교생의 대표적인 독립 목적지라기보다, 생활권 내에서 간접적으로 보행 노출이 발생할 수 있는 시설을 포괄적으로 반영하였기 때문일 가능성이 있다. 즉 학원과 같이 초등학교생의 하교 이후 활동과 보다 직접적으로 연결되는 시설에 비해, 나머지 변수들은 아동의 보행 행태를 충분히 정밀하게 포착하지 못했을 수 있다. 이러한 결과는 초등학교생의 실제 활동 반경과 보다 밀접한 어린이공원, 놀이터, 문구점, 패스트푸드점 등과 같은 시설 변수를 활용한 후속 연구의 필요성을 시사한다.

통학경로 위험 변수 분석 결과, 세 가지 변수 모두 유의한 계수를 보였다. 대로 이상의 큰 도로를 통과하는 경로 비율이 정(+)의 계수를 보인 것은, 어린이가 통학 과정에서 큰 도로를 횡단해야 할수록 사고 위험에 더 많이 노출될 수 있음을 보여주는 결과로 이해할 수 있다. 이는 통학시 차량 통행량과 속도, 도로 횡단수, 도로 폭 등이 어린이의 통행 안전과 밀접한 관련이 있다는 김승남·안전혁(2010)의 논의와도 맥락을 같이한다. 다시 말해, 학교 주변의 단순한 시설 유무보다 실제 통학 과정에서 어떠한 도로를 지나고 몇 차례 횡단해야 하는지가 어린이 보행안전과 더 직접적으로 연결될 수 있음을 보여준다.

반면 보행등이 포함되지 않은 경로의 비율이 음(-)의 계수를 보인 결과는, 보행등이 없는 경로가 더 안전하다는 뜻으로 해석하기는 어렵다. 오히려 보행등이 설치된 경로는 대로 횡단부, 교차로, 보행 집중지점 등 원래 위험이 높은 위치를 더 많이 포함하고 있을 가능성이 있다. 따라서 이 결과는 보행등의 배치 가 적절하지 못했다는 직접적인 근거라기보다, 위험지점과 교통안전시설이 같은 구간에 함께 놓여 있

는 현상을 반영한 것으로 이해할 필요가 있다.

또한 통학에 20분 이상 소요되는 경로의 비율이 음(-)의 계수를 보인 결과는, 장거리 통학 구간에서 실제 도보 통학보다 보호자 동행, 차량 이용, 학원 차량 이용 등 다른 이동수단이 선택되었을 가능성을 보여준다. 김승남·안전혁(2010)은 보행으로 20분 이상이 소요될 경우 초등학교생의 보행선택 빈도가 급격히 감소한다고 제시한 바 있다. 따라서 본 연구의 결과 역시 장거리 통학 경로 자체가 더 안전하다는 의미라기보다, 해당 구간에서는 도보보다 다른 방식의 통학이 이루어졌을 가능성을 함께 보여주는 것으로 해석하는 것이 적절하다. 종합하면, 통학경로 관련 변수들은 학교 주변의 시설 유무만으로는 충분히 설명되지 않는 위험이 실제 이동 경로 속에서 형성될 수 있음을 보여주며, 통학구역 설정과 안전대책 수립 과정에서 어린이의 실제 이동 경로를 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

마지막으로 인구사회변수에서는 어린이 인구수, 초등학교 밀도, 주거용 건물 밀도, 토지이용혼합도가 유의미한 변수로 확인되었다. 먼저 어린이 인구수는 교통사고의 발생에 정(+)의 영향을, 초등학교 밀도는 교통사고에 음(-)의 영향을 미친다. 초등학교 통학구역 내 어린이 인구수와 초등학교 밀도가 어린이 보행자 교통사고 발생에 미치는 상반된 영향은 주목할 만한 결과다.

전체 초등학교 통학구역에 걸쳐 어린이 인구가 많이 분포되어 있다는 것은, 넓은 지역에 걸쳐 어린이 보행자가 더 많이 활동함을 의미하며, 이는 자연스럽게 교통사고의 위험에 더 넓게 노출될 수 있다는 것을 의미한다. 특히, 초등학교 통학구역 내 교통안전 시설이 충분히 갖추어지지 않은 장소에서 어린이들이 활동할 때, 이들이 더 큰 위험에 직면할 가능성이 높아, 이는 교통사고 발생을 증가시키는 원인이 될 수 있다.

반면에, 초등학교생의 밀도가 높다는 것은 특정 지

Table 3. Results of Negative Binomial Regression Analysis

Independent Variable		Child Pedestrian Traffic Accidents		
		Coefficient	z	P> z
Traffic Facilities & Safety	Small Road Area	0.0064	0.49	0.621
	Medium Road Area	-0.0003	-0.02	0.982
	Large Road Area	-0.0173	-1.82	0.068*
	Boulevard Area	-0.0021	-0.16	0.874
	Road Width	-0.0207	-2.4	0.017**
	Sidewalk	0.0012	0.91	0.36
	Speed Limit	-0.0082	-1.93	0.053*
	3-way Intersection	-0.0014	-0.99	0.321
	4-way Intersection	0.0014	1.60	0.109
	5-way Intersection	-0.0137	-0.89	0.375
	Pedestrian Signal	0.0020	0.88	0.378
	Traffic Signal	-0.0009	-0.46	0.648
	Advance Pedestrian Crossing Sign	0.0015	1.52	0.129
	Road Surface Markings	-0.0005	-1.05	0.294
	Safety Signage	0.0006	3.41	0.001***
	Pedestrian Crossing	-0.0306	-0.50	0.618
	Traffic CCTV	-0.0005	-1.52	0.129
	Speed Bump	-0.0008	-0.75	0.45
	Pedestrian Overpass	-0.0800	-1.52	0.13
Pedestrian Inducement	Hospital	-0.0006	-0.85	0.393
	Park	-0.0567	-0.29	0.774
	Large-scale Retail Store	-0.0044	-0.39	0.695
	Private Academy (Hagwon)	0.0034	3.54	0.000***
	Bus Stop	0.0009	0.39	0.695
Commuting Route Risk	Routes Crossing Major Roads	0.1738	1.98	0.048**
	Routes without Pedestrian Signals	-0.1828	-2.16	0.030**
	Ratio of 20+ min Commutes	-0.1303	-2.21	0.027**
Socio-Demographic	Child Population	0.0011	9.06	0.000***
	Elementary Student Density	-0.0002	-5.07	0.000***
	Residential Building Density	0.0001	2.56	0.010***
	Commercial Building Density	0.0000	0.48	0.634
	Office Building Density	-0.0013	-1.84	0.066
	Land Use Mix (LUM)	-0.1757	-3.79	0.000***
_cons		1.3193	14.00	0.000***
Number of obs			555	
Alpha			0.098	
Chibar2			48.79***	
Log Likelihood			-1256.108	
AIC			2569.938	
BIC			2721.038	

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

역, 특히 학교 주변이나 초등학교 통학구역의 중심지에서 학생들이 더 집중되어 있다고 해석할 수 있다. 초등학생 밀도와 관련된 결과는 교통시설과 안전 변수인 대로 면적과 도로 폭의 결과와 비슷한 관점으로 접근할 수 있다. 대로의 면적이 클수록, 그 지역이 교통 안전을 위해 보다 체계적인 조치를 갖추고 있을 가능성이 커지며, 이는 횡단보도, 안전 표지판과 같은 교통 안전 시설이 잘 갖추어져 있음을 의미한다. 마찬가지로, 초등학생 밀도가 높은 것은 해당 지역에 안전 조치가 잘 구현되어 있을 가능성을 높이며, 이러한 조치들이 교통사고 발생 위험을 줄이는 데 기여한다. 이는 초등학생 밀도가 교통사고 발생에 음(-)의 영향을 미치는 이유가 될 수 있다.

주거용 건물 밀도와 토지이용혼합도에 대한 결과는 각각 주거용 건물 밀도는 교통사고에 정(+)의 영향을, 토지이용혼합도는 부(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 높은 인구 밀도의 주거 지역은 보행자와 차량의 접촉이 빈번히 발생하는 곳이다. 이러한 특징에 따라 일반적으로 주거 지역에서는 차량의 속도를 줄이고 보행자의 안전을 보장하기 위한 교통안전 시설이 필요하지만, 동시에 밀집된 주거 환경으로 인해 해당 시설들의 설치가 어렵거나 불충분할 수 있다. 결과적으로, 주거용 건물 밀도가 교통사고 발생에 정(+)의 영향을 미치는 것은 이러한 지역의 구조적 특성과 관련이 있다고 볼 수 있다.

반면, 토지이용혼합도가 교통사고 발생에 음(-)의 영향을 미치는 결과는, 다양한 용도의 토지가 혼합된 지역이 교통안전 측면에서 상대적으로 이점을 가질 수 있음을 알 수 있다. 이러한 지역에서는 주거, 상업, 업무 등 다양한 활동이 공존하며, 차량의 속도를 줄이고 보행자의 안전을 증진시키는 환경이 조성될 수 있다. 주거용 건물에 대한 결과와는 달리 주거, 상업, 업무 지역의 혼합도가 높은 경우, 교통안전 시설이나 표지의 설치에 있어서도 주거시설보다는 더 유연하다는 지역적 특징은 차량의 속도를 줄이고 교통

사고의 노출을 줄일 수 있다. 또한, 이러한 지역은 보행자의 접근성을 높이고 차량 의존도를 낮추는 효과가 있어, 전반적으로 교통사고 발생을 감소시킬 수 있다.

5. 결 론

5.1 연구의 종합

본 연구는 서울시 내 초등학교 통학구역을 분석 단위로 설정하여, 통학구역 내의 다양한 근린환경이 어린이 보행자 교통사고 발생에 미치는 영향을 음이항 회귀분석을 통해 분석하였다. 연구 결과는 교통시설 및 안전변수, 보행유발변수, 통학경로 위험변수, 인구사회변수 등 네 가지 주요 범주에 걸쳐 어린이 보행자 교통사고 발생과의 관련성을 밝혔다. 주요 결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 교통시설 및 안전변수 중에서는 도로폭과 제한속도가 음(-)의 관련성을, 안전표지는 정(+)의 관련성을 보였다. 다만 이러한 결과를 각 변수의 직접적인 효과로 단정하기는 어렵다. 도로폭과 제한속도의 음(-)의 관련성은 해당 변수 자체가 어린이 보행 안전을 높인다고 보기보다, 통학구역 내 도로 위계의 구성 방식과 실제 어린이 보행이 집중되는 구간의 차이, 그리고 보행 노출의 공간적 분포가 함께 반영된 결과로 해석할 필요가 있다. 또한 안전표지의 정(+)의 관련성 역시 안전표지 자체가 사고를 증가시킨다기보다, 사고위험이 높거나 교통안전 관리의 필요성이 큰 지점에 관련 시설이 우선적으로 설치되었을 가능성을 함께 보여주는 결과로 이해하는 것이 적절하다. 따라서 본 연구의 결과는 교통안전시설의 단순한 양적 확대 자체보다, 위험지점의 특성과 시설 배치가 어떠한 방식으로 중첩되어 나타나는지를 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

둘째, 보행유발변수에서는 학원 밀도가 정(+)의 관련성을 보였고, 통학경로 위험변수에서는 대로 이

상의 큰 도로를 통과하는 경로 비율이 정(+)의 관련성을 나타냈다. 반면 보행등이 포함되지 않은 경로의 비율과 20분 이상 소요되는 통학경로 비율은 음(-)의 관련성을 보였다. 그러나 이 역시 곧바로 보행등이 없는 경로가 더 안전하거나 장거리 통학경로가 사고위험을 낮춘다고 해석하기는 어렵다. 보행등이 설치된 경로는 대로 횡단부, 교차로, 보행 집중지점 등 원래 위험이 높은 위치를 더 많이 포함하고 있을 가능성이 있으며, 20분 이상 소요되는 장거리 통학경로의 경우 실제로는 보호자 동행이나 차량 이용 등 다른 통학수단이 선택되었을 가능성이 함께 반영되었을 수 있다. 반면 대로 이상의 큰 도로를 통과하는 경로 비율의 정(+)의 관련성은 학교 주변의 시설 유무만으로는 포착되기 어려운 위험이 실제 이동경로 속에서 형성될 수 있음을 보여준다. 따라서 초등학교 통학구역의 설정과 통학안전 대책 수립 과정에서는 학교 인접부분 아니라 어린이의 실제 이동경로와 생활권 내 보행환경을 함께 고려할 필요가 있다.

인구사회변수 분석 결과 어린이 인구수와 초등학교생 밀도의 상반된 영향력은 교통사고 위험을 관리하는 데 있어서 인구 밀집도와 분포를 함께 고려한 접근이 필요함을 시사한다. 전체 초등학교 통학구역에 걸쳐 어린이 인구수가 높을 경우 교통사고 위험이 증가한다는 결과는 교통안전 시설의 지역적 분포와 접근성을 개선할 필요가 있음을 나타낸다. 반면, 초등학교생 밀도가 높은 지역에서 교통사고 발생이 낮다는 발견은 특정 지역에 집중된 어린이 인구를 위한 교통안전 시설 및 조치가 효과적일 수 있음을 보여준다. 해당 결과를 종합하면, 교통안전 대책은 초등학교 통학구역 전반에 걸쳐 균형 있게 검토하되, 특히 어린이 보행이 집중될 가능성이 높은 학교 주변, 주요 통학경로, 대로 횡단 구간, 학원 밀집 지역 등을 중심으로 보다 정교하게 마련될 필요가 있다.

5.2 연구의 한계점

본 연구는 초등학교 통학구역을 분석 단위로 적용하여, 어린이들이 실제로 통학하고 생활권 내에서 보행하는 환경을 함께 고려할 필요성을 제기하였다는 점에서 의의를 가진다. 다만 본 연구의 결과를 해석하는 과정에서는 다음과 같은 한계도 함께 고려할 필요가 있다.

첫째, 본 연구는 서울시를 대상으로 2013~2018년 자료를 활용하여 수행되었다. 서울은 다른 지역에 비해 인구 밀도, 차량 통행량, 토지이용의 복합성이 높은 도시이므로, 이러한 도시적 특성이 어린이 보행 교통사고의 발생 양상에 일정 부분 반영되었을 가능성이 있다. 또한 독립변수는 2018년 시점을 기준으로 수집된 자료를 활용하였기 때문에, 본 연구의 결과는 서울시 사례와 해당 시기의 도시환경을 중심으로 해석할 필요가 있다.

둘째, 본 연구의 통학경로 위험 변수는 GIS 네트워크 분석을 통해 구축한 추정 통학경로를 바탕으로 산정되었고, 보행 유발 요인 역시 학원, 공원, 대규모 점포, 버스정류장, 병원 등 생활권 시설을 포괄적으로 반영한 자료에 기반하고 있다. 이에 따라 실제 통학 과정에서의 주정차 차량, 공사 구간, 보호자 동행 여부, 친구와의 동행, 학원 차량 이용, 개별 경로 선호와 같은 이동행태 특성, 가로 단위의 보행환경, 보도 단절, 불법 주정차, 시야 확보 등 보다 미시적인 환경 특성은 충분히 반영되지 못했을 수 있다. 특히 학원을 제외한 대부분의 보행 유발 요인이 통계적으로 유의하지 않게 나타난 점은, 초등학교생 연령대의 실제 활동 반경과 목적지를 보다 정밀하게 반영한 변수 구성이 필요함을 시사한다.

셋째, 본 연구는 어린이 보행 교통사고를 사망, 중상, 경상 등 사고 심각도별로 구분하지 않고 총 사고 건수를 종속변수로 활용하였다. 따라서 본 연구의 결과는 통학구역 단위에서 사고 발생과 근린환경 변

수들 사이에 나타난 평균적인 관련성을 보여주는 것이며, 사고 심각도에 따라 유의한 독립변수나 계수의 방향이 달라질 가능성은 존재한다. 특히 안전표지와 같은 교통안전시설 변수는 사고 발생 자체와 사고 심각도에 대해 서로 다른 양상으로 작동할 수 있으므로, 후속 연구에서는 사고 심각도별 자료를 구분한 분석이 필요하다.

이러한 점을 고려할 때, 후속 연구에서는 GPS, 통행일지, 설문조사 등을 결합하여 어린이의 실제 통학 및 하교 이후 생활권 이동을 보다 정확하게 파악할 필요가 있다. 또한 어린이공원, 놀이터, 문구점, 패스트푸드점 등 아동의 실제 활동 반경과 밀접한 시설 변수를 활용하고, 이미지 기반 가로환경 분석과 보다 세분화된 공간 자료를 적용함으로써 초등학교 통학구역 내 미시적·거시적 특성을 함께 반영할 필요가 있다. 아울러 인접한 통학구역 간 공간적 연관가능성과 지역별 관계의 차이를 보다 정교하게 검토하기 위해, 후속 연구에서는 공간회귀모형이나 GWR, MGWR 등을 적용한 분석도 필요하다.

참고문헌

- 고동원·박승훈(2019), “어린이 보호구역 내 발생한 보행자 교통사고에 영향을 미치는 근린환경특성”, 「한국콘텐츠학회논문지」, 19(10): 179~189.
- _____ (2021), “어린이보호구역 내 도로 및 교통안전시설이 보행자 교통사고에 미치는 영향 분석: 공간포아송모형을 이용하여”, 「한국콘텐츠학회논문지」, 21(11): 213~223.
- 권지혜·박승훈(2018), “안전한 통학로 환경 조성을 위한 보행자 교통사고와 건조 환경과의 연관성 연구: 공간회귀모형을 활용하여”, 「한국지역개발학회지」, 30(5): 75~96.
- 김동식·권예진·박현우(2023), “어린이보호구역 내 교통안전시설의 구간별 위치 및 높이에 따른 특성에 관한 연구: 서울특별시에 위치한 어린이보호구역 사고 다발지를 중심으로”, 「한국실내디자인학회 논문집」, 32(1): 171~184.
- 김승남·안건혁(2010), “초등학생의 통학수단 선택 특성 및 영향요인에 관한 고찰: 서울특별시 초등학교 주변 근린에 대한 형태학 기반 사례조사를 중심으로”, 「한국도시설계학회지 도시설계」, 11(3): 93~112.
- 김중효·홍순진·이호원·주두환(2015), “어린이 교통사고 예방을 위한 교통안전시설 연구”, 「대한교통학회 제72회 학술발표회」, 98-101.
- 민우근·박병정(2021), “어린이공원 접근로 어린이교통사고 영향요인 분석”, 「대한교통학회 제84회 학술발표회」, 115~116.
- 박정철·송제룡·김혜원(2018), “원거리 통학 유발하는 초등학교 통학구역 개선방안”, 「이슈 & 진단」, 330: 1~27.
- 박병호·한상욱·김태영·김원호(2008), “사고유형에 따른 청주시 4지 신호교차로 교통사고모형”, 「대한교통학회지」, 26(5): 153~162.
- 박재영·김도경(2010), “어린이 보호구역에서의 차량 속도위반 특성 분석”, 「한국도로학회논문집」, 12(2): 63-69.
- 박진희·이상호(2012), “근린환경 내 어린이의 방과 후 이동패턴 및 신체활동 연구: 초등학교 어린이를 대상으로 한 매핑 방법을 이용하여”, 「대한건축학회 논문집: 계획계」, 28(7): 115~123.
- 배민경·박승훈(2018), “무단횡단 교통사고를 유발하는 가로환경요인에 관한 연구”, 「한국지역개발학회지」, 30(2): 177~191.
- 서지민·이수기(2016), “서울시 보행자 교통사고에 영향을 미치는 물리적 환경요인에 관한 연구: 2014 TAAS 자료를 중심으로”, 「국토계획」, 51(3): 197~216.
- 손동필·채한희·이경환(2019), “초등학생 통학수단 및 통학경로에 영향을 미치는 근린환경요인 분석: 오산시 대호초등학교 근린지역을 대상으로”, 「한국도시설계학회지 도시설계」, 20(5): 71~83.
- 원재용·전재범(2017), “경매주택이 주변 주택가격에 미치는 영향: 미국 캘리포니아 로스앤젤레스도시를 사례로”, 「부동산정책연구」, 18(3): 51~68.
- 원종석(2020), “초등학교 학구의 주거 환경 특성이 학업성취도에 미치는 영향: 서울시 노원구 사례를 중심으로”, 「한국도시설계학회지 도시설계」, 21(1): 69~84.
- 유원창·온영태(2007), “초등학교를 중심으로 하는 근린중심공간 형성을 위한 연구”, 「한국도시설계학회지 도시설계」, 8(4): 55~72.

18. 이세영·이제승(2014), “어린이·노인 보행자 교통안전을 위한 근린환경요인”, 「한국도시설계학회지 도시설계」, 15(6): 5~15.
19. 이소민·오성훈(2025), “보행환경의 물리적 특성이 고령자의 보행거리에 미치는 영향 분석: 미시적 가로공간 분석을 기반으로”, 「토지구획연구」, 16(1), 73-89.
20. 이재준(2010), “음이향 혼합회귀모형을 이용한 교통사고 자료분석 연구”, 「Journal of The Korean Data Analysis Society」, 12(3): 1485~1498.
21. 이화룡·동재욱(2011), “개발지내 학교 적정배치를 위한 학생 통학권역 설정에 관한 연구”, 「대한건축학회 논문집: 계획계」, 27(6): 77~84.
22. 이환진·유초룡(2023), “어린이 보행 교통사고 영향요인 분석과 개선방안에 관한 연구: 부산광역시 어린이 보호구역에 벗어난 통학권역을 중심으로”, 「대한교통학회지」, 41(4): 440~457.
23. 정재풍·최종후(2014), “교통사고건수에 대한 포아송 회귀와 음이향 회귀모형 적합”, 「Journal of the Korean Data Analysis Society」, 16(1): 165~172.
24. 채한희·이경환·고은정(2020), “초등학교 근린 내 어린이와 학부모의 통행특성과 활동범위, 생활패턴 비교 분석: 서울시 강서구 신곡초등학교 일대를 대상으로”, 「대한건축학회 논문집: 계획계」, 36(2): 87~96.
25. 최기석(2021), “학생수 감소에 따른 학교 재배치에 대한 연구: 서울시 초등학교 사례를 중심으로”, 「도시재생」, 7(1): 41~63.
26. 황선근·이수기(2021), “서울시 자전거 교통사고의 물리적 환경요인 분석”, 「국토계획」, 56(5): 83~96.
27. Blazquez, C., J. S. Lee and C. Zegras (2016), “Children at Risk: A Comparison of Child Pedestrian Traffic Collisions in Santiago, Chile, and Seoul, South Korea”, *Traffic Injury Prevention*, 17(3): 304~312.
28. Cohen, J., P. Cohen, S. G. West and L. S. Aiken (2013), *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, New York: Routledge.
29. Cox, D. R. (1983), “Some Remarks on Overdispersion”, *Biometrika*, 70(1): 269~274.
30. Elias, W. and Y. Shifan (2014), “Analyzing and Modeling Risk Exposure of Pedestrian Children to Involvement in Car Crashes”, *Accident Analysis & Prevention*, 62: 397~405.
31. Frank, L. D. and G. Pivo (1994), “Impacts of Mixed Use and Density on Utilization of Three Modes of Travel: Single-Occupant Vehicle, Transit, and Walking”, *Transportation Research Record*, 1466: 44~52.
32. Hwang, J., K. Joh and A. Woo (2017), “Social Inequalities in Child Pedestrian Traffic Injuries: Differences in Neighborhood Built Environments Near Schools in Austin, TX, USA”, *Journal of Transport & Health*, 6: 40~49.
33. Kim, H., J. Jang and Y. Choi (2022), “Spatial Analysis of Collision Risk of Child Pedestrians: A Case of Urban Elementary School Districts in Busan, Korea”, *Travel Behaviour and Society*, 29: 165~175.
34. Perry, C. A. (1929), “City Planning for Neighborhood Life”, *Social Forces*, 8(1): 98~111.
35. Yiannakoulis, N. and D. M. Scott (2013), “The Effects of Local and Non-Local Traffic on Child Pedestrian Safety: A Spatial Displacement of Risk”, *Social Science & Medicine*, 80: 96~104.
36. 국토교통부, “공간정보 오픈플랫폼 브이월드(V-World)”, 2024.2.1. 읽음. <https://www.vworld.kr>.
Ministry of Land, Infrastructure and Transport, “V-World Spatial Information Open Platform”, Accessed February 1, 2024. <https://www.vworld.kr> (in Korean).
37. 국토교통부, “국가교통정보센터”, 2024.2.1. 읽음. <https://www.its.go.kr>.
Ministry of Land, Infrastructure and Transport, “National Transport Information Center”, Accessed February 1, 2024. <https://www.its.go.kr> (in Korean).
38. 서울특별시, “서울 열린데이터광장”, 2024.2.1. 읽음. <https://data.seoul.go.kr>.
Seoul Metropolitan Government, “Seoul Open Data Plaza”, Accessed February 1, 2024. <https://data.seoul.go.kr> (in Korean).
39. 한국도로교통공단, “교통사고분석시스템(TAAS)”, 2024. 2.1. 읽음. <https://taas.koroad.or.kr>.
Korea Road Traffic Authority, “Traffic Accident Analysis System (TAAS)”, Accessed February 1, 2024. <https://taas.koroad.or.kr> (in Korean).
40. 행정안전부, “공공데이터포털”, 2024.2.1. 읽음. <https://www.data.go.kr>.
Ministry of the Interior and Safety, “Public Data Portal”, Accessed February 1, 2024. <https://www.data.go.kr> (in Korean).

요약

통학로에서 발생하는 어린이 보행 교통사고에 대한 관심은 지속되어 왔지만, 기존 연구는 주로 학교 주변, 어린이 보호구역, 사고다발지에 초점을 두어 초등학생의 실제 통학과 생활권 이동이 이루어지는 보다 넓은 공간적 맥락을 충분히 반영하지 못한 한계가 있었다. 이에 본 연구는 서울시 초등학교 통학구역을 분석 단위로 설정하고, 통학구역 내의 교통시설, 보행 유발 요인, 통학경로 위험, 인구사회 요인이 보행 어린이 교통사고와 어떠한 관련성을 가지는지를 분석하였다. 분석 대상은 서울시 555개 초등학교 통학구역이며, 2013년부터 2018년까지 발생한 7세에서 12세 보행 어린이 교통사고 2,694건을 활용하였다. 연구 방법으로는 음이항 회귀분석을 적용하였고, GIS 네트워크 분석을 통해 주거지에서 학교까지의 추정 통학경로를 구축하여 통학경로 위험 변수를 도출하였다. 분석 결과, 학원 밀도와 대로 이상의 도로를 통과하는 통학경로 비율은 교통사고 발생과 정(+)의 관련성을 보였으며, 도로폭, 보행등이 포함되지 않은 경로의 비율, 20분 이상 통학경로 비율, 초등학생 밀도, 토지이용혼합도 등 일부 변수는 음(-)의 관련성을 나타냈다. 또한 어린이 인구수, 주거용 건물 밀도, 안전표지는 정(+)의 관련성을 보였다. 다만 일부 변수의 계수 방향은 해당 변수 자체의 직접적 효과로 단정하기보다, 기존 위험수준, 시설의 선제적 설치, 실제 보행 노출의 공간적 분포, 통학수단 선택 차이 등이 함께 반영된 결과로 해석할 필요가 있다. 이러한 결과는 어린이 보행안전이 학교 주변의 제한된 범위만으로는 충분히 설명되기 어렵고, 초등학교 통학구역 전반의 생활권 환경과 실제 이동경로를 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다. 본 연구는 초등학교 통학구역을 어린이 보행안전 분석의 유의미한 공간 단위로 제시하였다는 점에서 의의가 있으며, 향후 통학환경 계획과 교통안전정책 수립에 실질적 시사점을 제공한다.

주제어: 초등학교 통학구역, 보행 안전, 보행 어린이 교통사고, 통학경로, 음이항 회귀분석

공동구 설치가 도로 굴착 밀도에 미치는 정량적 영향 분석에 관한 연구*

A Study on the Quantitative Impact Analysis of Utility Tunnel Installation on Road Excavation Density

오원준** · 도현철*** · 이혁재**** · 조중연***** · 도명식*****

Wonjoon Oh** · Hyuncheol Do*** · Hyeokjae Lee**** · Choongyeun Cho***** · Myungsik Do*****

Abstract

This study aims to quantitatively examine the physical impact of utility tunnel installation on road excavation density. Existing evaluations of utility tunnel efficacy have largely focused on economic assessments centred around Life-Cycle Cost (LCC), limiting their ability to intuitively demonstrate the physical reduction of road space excavations. To address this, this study proposes a methodology that compares road excavation density between areas with utility tunnels and adjacent non-installed areas. Based on a review of prior literature and theories, 'excavation density relative to road area' was selected as the key indicator. A Road Area Index was applied to adjust for scale differences in roads across administrative districts (dong), enabling the calculation and quantitative comparison of excavation density and excavation indices. An analysis of five-year excavation data (2020-2024) across two representative cases (Magok and Sanggye) among Seoul's eight utility tunnels showed that excavation density in utility tunnel areas was significantly lower than in non-installed areas. Specifically, the excavation index in the Magok utility tunnel zone was reduced to approximately one-third of that in adjacent areas, while the Sanggye utility tunnel zone demonstrated a significant reduction to about two-thirds. This study is meaningful in that it proves the efficacy of utility tunnels using physical indicators, providing empirical evidence to establish institutional evaluation standards for future utility tunnel feasibility studies and to improve urban infrastructure maintenance policies. Future research is required to examine derivative effects, such as facility-specific excavation frequency characteristics and ground subsidence prevention.

Keywords: Utility Tunnel, Road Excavation, Excavation Density, Road Area Index, Urban Infrastructure Management

*본 연구는 국토교통부·국토교통과학기술진흥원의 지원으로 수행되었음(과제번호 RS-2023-00245334).

**유니콘스(주) 이사(주저자: wonjoon_oh@hanmail.net)

***국립한밭대학교 도시공학과 박사수료

****유니콘스(주) 과장

*****유니콘스(주) 대표이사

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

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 필요성

급속한 도시화와 고밀도 개발이 진행되면서, 전력·통신·상수도 등 도시를 지탱하는 지하 기반시설의 중요성이 날로 증대되고 있다. 이에 따라 이들 시설물의 신설·증설·교체·보수를 위한 공사 수요가 지속적으로 증가하면서, 반복적인 도로 굴착이 불가피하게 발생하고 있다(오원준 외, 2019, 2020a, 2020b). 도로 굴착은 단순한 공사 행위를 넘어 도시 전반에 걸쳐 심각한 사회적 비용을 초래한다. 잦은 공사는 교통 혼잡을 유발하여 막대한 경제적 손실을 발생시키며(한국교통연구원, 2024), 반복적인 굴착과 복구는 도로포장의 구조적 성능을 저하시켜 포장 수명을 단축하는 주된 원인이 된다(박성완·황규영, 2006). 또한 굴착으로 인한 지반 이완은 도심지 지반 함몰이나 싱크홀과 같은 안전사고의 위험을 높이며(이석민·윤형미, 2017), 공사 현장의 소음·분진·통행 불편 등은 시민의 삶의 질을 직접적으로 저하시키는 요인으로 작용한다.

이러한 문제를 근본적으로 해결하기 위해 도입된 것이 공동구이다. 공동구는 주요 도시기반시설을 하나의 지하 터널 구조물 내에 집합 수용하여, 이후 시설의 유지관리를 도로 굴착 없이 내부 통로를 통해 수행할 수 있게 하는 통합 관리 시설이다. 국내에서는 1978년부터 도입되어 현재 전국적으로 운영 중이며, 초기 투자 비용에도 불구하고 장기적인 도시 관리 효율성 개선을 위해 지속적으로 확대되고 있다(김동휘 외, 2024, 2025; 오원준 외, 2025; Oh et al., 2026). 그러나 공동구 도입의 타당성을 입증하기 위해서는 실제 운영 성과에 대한 실증적 검증이 필수적이다. 기존 연구들은 주로 생애주기비용 분석을 통한 경제성 평가에 집중됐으나, 화폐 가치 중심의 접근은 외부 변수에 민감하고 실제 도로 공간에서 발생하는 물리적 굴착 저감 효과를 직관적으로 설명

하는 데 한계가 있다. 특히 공동구 설치 지역과 미설치 지역 간의 굴착 빈도를 실증적으로 비교한 연구는 매우 제한적이며, 지역 간 도로 규모 차이를 보정하는 정규화 방법론이나 공동구와 무관한 굴착 요인을 체계적으로 통제하여 연구된 바가 드물다.

따라서 공동구의 실질적 효용성을 입증하기 위해서는 기존의 경제성 평가를 넘어, 실제 도로 공간에서 발생하는 물리적 굴착 저감 효과를 객관적으로 측정하고 비교할 수 있는 실증적 연구방법론의 개발이 필요하다.

1.2 연구의 목적

본 연구는 공동구 설치가 도로 굴착 빈도에 미치는 물리적 영향을 정량적으로 규명하는 것을 목적으로 한다.

기존의 생애주기비용 중심 경제성 평가가 지닌 한계를 보완하여, 실제 도로 공간에서 발생하는 굴착 저감 효과를 객관적으로 비교할 수 있는 물리적 평가 기준을 마련하고자 한다. 이를 바탕으로 공동구 설치 지역과 미설치 인접 지역의 굴착 현황을 실증적으로 비교하고, 나아가 도시 형성 시기 및 공간 구조가 다른 도시 유형별 굴착 저감 효과의 차이를 확인하고자 한다.

최종적으로 본 연구는 이러한 정량적 분석 결과를 통해 향후 신도시 개발 및 기존 시가지 재정비 사업에서 공동구 도입 타당성을 검토할 때 활용 가능한 실증적 기초 자료를 제시하는 것을 목표로 한다.

1.3 연구방법론

본 연구는 공동구 도입이 도시 기반시설 관리의 효율성에 미치는 영향을 정량적으로 검증하기 위해 다음과 같은 단계적 절차를 따랐다(Fig. 1).

첫째, 공동구 효과를 측정할 수 있는 잠재 지표를 폭넓게 탐색하였고, 선행 연구와 관련 이론을 검토하면서 경제적, 사회·환경적, 물리·시설적 측면에서

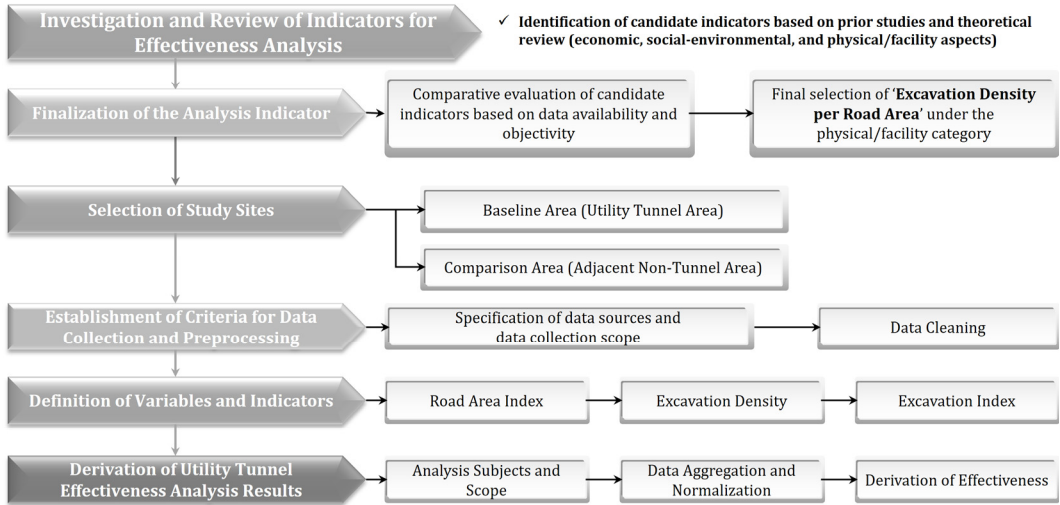


Fig. 1. Research Methodology for Effectiveness Evaluation

공동구 설치에 도시 환경과 인프라 관리에 미치는 영향을 다각도로 살펴보았다.

둘째, 세 범주의 후보 지표들을 데이터 확보 가능성과 측정의 객관성을 기준으로 비교·평가하여, 물리·시설적 범주 내에서 ‘도로 면적 대비 굴착 밀도’를 최종 분석 지표로 확정하였다.

셋째, 공동구 설치 효과를 객관적으로 검증하기 위한 대상지 선정 기준을 마련하였고, 공동구가 설치된 지역을 실험군으로, 이와 지리적으로 인접하면서 도로 규모와 도시 기능이 유사한 행정동을 대조군으로 설정하여 공간적 동질성을 최대한 확보하고자 했다.

넷째, 통계적 안정성과 분석의 신뢰성을 확보하기 위해 데이터 수집과 전처리 과정을 거쳤으며, 분석 기간을 최근 5개년(2020~2024)으로 설정하여 단기적 변동성을 완화하고, 이 가운데 공동구 수용 가능 설비(전력·통신·상수 등)와 직접 관련된 굴착만을 선별하여 하수도·조경·가로등 등 공동구와 무관한 공사는 체계적으로 제외하였다. 다섯째, 수집된 데이터의 특성을 바탕으로 행정동 간 물리적 여건 차이를 보정하기 위한 분석 변수와 지표를 정립하였고, 도로 규모의 차이로 인한 통계적 편향을 줄이기

위해 도로면적지수를 도입하는 한편, 이를 토대로 단위 면적당 굴착 빈도를 나타내는 굴착 밀도와 상대적 굴착 수준을 보여주는 굴착지수의 산출 방법을 구체화하였다. 마지막으로, 이렇게 구축한 분석 체계를 실제 사례에 적용하여 실증 분석을 수행하였으며, 서울시 내 운영 중인 공동구 가운데 도시 개발 시기와 공간 구조를 달리하는 유형별 대표 사례를 선정해 공동구 설치 지역과 미설치 지역 간 굴착 밀도를 비교함으로써 공동구의 물리적 굴착 저감 효과를 정량적으로 확인하였다.

이와 같은 단계적 접근을 통해 본 연구는 기존의 경제성 평가 중심 연구가 지니는 한계를 보완하고, 도로면적지수에 기반한 객관적 정규화와 체계적인 데이터 필터링을 결합한 물리적 지표 중심의 실증 분석 체계를 마련하였다.

2. 공동구 현황 및 선행 연구 고찰

2.1 공동구 현황

공동구는 「국토의 계획 및 이용에 관한 법률」 및 「공동구 설치 및 관리 지침」에 따라 전력, 통신, 상하

수도, 지역난방 등 공익시설을 지하 공동구조물에 집합 수용하는 도시 기반시설이다. 이러한 공동구는 지상 도로를 반복적으로 굴착하지 않고도 지하 매설 물의 유지관리와 증설을 가능하게 함으로써, 도로

굴착으로 인한 도시 관리 부담을 경감하기 위해 도입된 통합 관리체계이다. Table 1에 제시된 바와 같이, 국내에서는 1978년 여의도 공동구를 시작으로 도입되었으며, 2024년 12월 31일 기준 전국 33개소

Table 1. Current Status of Utility Tunnels (As of December 31, 2024)

	Region	Length (km)	Year of Completion	Accommodation Facility
Seoul (8)	Yeouido	6.13	1978	WP, EPC, CL, HP
	Mok-dong	11.70	1987	WP, EPC, CL, HP
	Gaepo	4.25	1987	WP, EPC, CL
	Garak	7.36	1987	WP, EPC, CL
	Sanggye	1.10	1989	EPC, CL
	Sangam	2.30	2004	WP, EPC, CL, HP
	Eunpyeong	0.99	2013	WP, EPC, CL, HP, WTP
	Magok	3.81	2018	WP, EPC, CL, HP, WRP
Incheon (5)	Busan Haeundae	7.27	1996	WP, EPC, CL
	Yeonsu	3.6	1992	WP, EPC, CL
	Songdo (3)	21.36	2017	WP, EPC, CL, HP, WRP, WTP
	Namdong	1.16	2013	WP, EPC, CL, HP
Gyeonggi (8)	Daejeon Dunsan	7.16	1994	WP, EPC, CL
	Gwangju Sangmu	1.8	1998	WP, EPC, CL
	Bucheon Jung-Dong	5.77	1993	WP, EPC, CL
	Bundang	14.73	1994	WP, EPC, CL
	Anyang PyeongChon	4.39	1993	WP, EPC, CL
	Ilsan	10.48	1994	WP, EPC, CL
	Sanbon	3.03	1994	WP, CL
	Suwon	0.65	1985	CL(WP removed)
Gyeongbuk	Ansan	2.96	2001	WP, EPC, CL
	Paju	10.29	2014	WP, EPC, CL
	Gumi	1.53	1979	WP, EPC, CL
	Andong	3.32	2016	WP, EPC, CL
Chungnam	Gyeongnam Changwon	5.42	1983	WP, EPC, CL
	Sejong (3)	22.29	2014	WP, WRP, EPC, CL, HP
	Chungbuk Ochang	2.43	2001	WP, EPC, CL
	Chungnam Hongseong Naepo	2.99	2014	WP, EPC, CL, HP
	Jeonnam Yeosu	0.47	1980	WP, CL
Total (33 Sites)		170.7	-	-

Note: Electric power cable, EPC; Communication line, CL; Water pipe, WP; Heating pipe, HP; Wastewater reclamation reusing system pipe, WRP; Waste transport pipe, WTP.

(총연장 170.7km)가 운영 중이다(국토안전관리원, 2025). 이들 시설은 「시설물의 안전 및 유지관리에 관한 특별법」에 따라 제2종 시설물로 분류되어 체계적인 안전 관리 대상이 되고 있다.

서울시의 경우 8개소가 운영 중이며, 설치 시기가 약 40년에 걸쳐 분포하고 있어 시대별 특성을 반영한다.

설치 시기를 기준으로 보면, 1980~90년대에는 목동, 개포, 가락, 상계 등이 대규모 택지개발사업과 연계하여 집중적으로 건설되었다. 이 시기 공동구들은 전력과 통신 등 당시 필수로 인식되던 핵심 시설 중심의 구성이 일반적이었다. 이후 2000년대에 들어서면서 상암, 은평, 마곡 등 계획도시와 대규모 개발사업을 중심으로 공동구가 확충되었으며, 이들은 상수도, 난방, 중수도, 쓰레기 수송관 등을 포함하는 보다 포괄적인 수용 체계를 갖추는 경향을 보인다(기반시설관리시스템, 2025.10.05.; 시설물통합정보관리시스템, 2025.10.28). 수용시설 구성 측면에서 국내 공동구는 전력·통신만을 수용하는 2종 구성부터 상·중수도, 난방, 쓰레기 수송관까지 포괄하는 6종 구성까지 다양한 범위를 보인다. 이러한 설치 시기와 수용시설 범위의 다양성은 각 공동구가 위치한 도시의 개발 단계 및 기반시설 정책 환경과 밀접한 관련이 있으며, 공동구의 운영 특성에도 영향을 미치는 요인으로 작용하고 있다.

2.2 선행 연구 고찰 및 본 연구의 차별성

2.2.1 공동구 효과 분석에 관한 선행 연구

공동구의 효과를 평가하는 기존 연구들은 주로 생애주기비용 분석을 통한 경제성 평가에 집중되어 왔다. 강영구·최익창(2015)은 비용편익 분석에 기초하여 공동구의 경제적 타당성을 평가하였으며, 공동구 건설비용과 개별 매설 방식의 반복적인 유지보수 비용을 비교하여 장기적인 경제적 이익을 산출하였다. 이필윤(2018)은 LCC 분석 방법론을

체계화하여 공동구 설치의 비용편익 분석 프레임워크를 제시하였다. 국외에서는 Canto-Perello and Curiel-Esparza(2013)가 공동구 도입의 거버넌스 측면을 분석하였고, Gilchrist and Allouche(2005), Matthews et al.(2015) 등은 도로 굴착으로 인한 교통 혼잡, 소음, 환경 부담 등의 사회적 비용을 계량화하여 지하 인프라 사업의 경제적 타당성을 평가하는 방법론을 제안하였다. 최근에는 Jin et al.(2025)은 도로 공사로 인한 통행 속도 감소와 교통 지연을 구체적인 사회적 비용으로 계량화하는 연구를 수행하였다. 또한, 단순 비용 분석을 넘어 안전성 및 재난 복원력 평가로 시각이 확장되고 있으며, 대표적으로 Xue et al. (2024)은 덩리닝을 활용해 공동구 내 위험 요인 간의 상호작용을 분석하는 위험성 평가 체계를 제안하였다. 또한, Gu et al.(2025)은 온톨로지(Ontology) 기반의 다중재해 시뮬레이션을 통해 지진 등 외부 충격으로 유발되는 연쇄 복합 사고에 대한 공동구의 회복탄력성을 평가하였다.

2.2.2 도로 굴착과 도시 관리 효율성의 관계

도로 굴착은 도시 기반시설 관리에 있어 다층적인 영향을 미치는 핵심 요인이다. 물리적 측면에서 도로 굴착은 포장체의 구조적 연속성을 단절시켜 성능 저하를 초래한다. 박성완·황규영(2006)은 서울시 도로의 포장 공용성 평가에서 잦은 굴착이 평탄성 저하의 주요 원인임을 지적하였으며, Shahin(2005)과 ARA(2021)는 굴착 복구 구간이 주변 포장과 비교해 현저히 낮은 성능을 보인다고 분석하였다. 안전 측면에서는 반복적인 도로 굴착이 지반 이완을 초래하여 도심지 지반함몰의 주요 원인으로 작용한다. 이석민·윤형미(2017), 국토교통과학기술진흥원(2016), 조영석·장연수(2017) 등은 지하 매설물 공사 시 되메우기 불량과 다짐 부족이 지반 침하와 안전사고의 주된 원인임을 실증하였다. 사회경제적 측면에서는 한국교통연구원(2024)이 2022년 기준

전국 교통혼잡비용이 약 74조 원에 달하며, 이 중 상당 부분이 도로 공사로 인한 차로 차단과 연관되어 있다고 분석하였다.

그러나 이러한 경제성 중심의 접근은 다음과 같은 구조적 한계를 갖는다. 첫째, 비용 데이터는 물가상승률, 공사 시점, 지역별 단가 차이, 계약 방식 등 외부 변수에 민감하게 반응하여 시공간적 비교의 일관성을 확보하기 어렵다. 둘째, 경제성 분석은 장기적인 편익을 화폐 단위로 환산하는 과정에서 할인율 설정이나 미래 수요 예측 등 다양한 가정에 의존하게 되어, 분석자의 전제에 따라 결과가 크게 달라질 수 있다는 한계를 갖는다. 셋째, 가장 중요한 문제는 실제 도시 공간에서 도로점용이 얼마나 빈번하게 발생하며, 이것이 물리적인 도로 환경에 미치는 ‘공간적 부하’를 직관적으로 설명하기 어렵다는 점이다. 특히 공동구 설치 지역과 미설치 지역 간의 도로 굴착 발생 현황을 실증적으로 비교한 연구는 국내외적으로 매우 제한적이다. 기존 연구들이 주로 이론적 모델링이나 개별 사례 연구에 그쳤지만, 실제 도로 점용 허가 데이터를 활용하여 공동구의 굴착 저감 효과를 정량적으로 입증한 연구는 찾아보기 어렵다. 이는 데이터 접근의 어려움, 지역 간 비교 방법론의 부재, 그리고 적절한 정규화 지표의 미확립 등에 기인한다. 또한 단순한 굴착 건수의 비교는 행정구역별 도로 면적이나 도시 규모의 차이로 인한 통계적 왜곡을 일으킬 수 있으며, 공동구와 무관한 굴착 요인들이 분석 결과를 희석할 우려가 있다.

2.2.3 본 연구의 차별성

본 연구는 기존 연구가 생애주기비용 분석에 치중해 온 한계를 보완하기 위해, 비용이 아닌 물리적 지표를 통해 공동구의 효과를 실증하고자 한다. 이를 위해 분석의 객관성과 정밀도를 높이는 방법론적 장치를 마련하였다. 우선 행정동별 도로 규모 차이로 인한 통계적 편향을 제거하기 위해 ‘도로면적지수’

를 도입하였다. 단순한 굴착 건수 비교는 도로 면적이 넓은 지역일수록 굴착 빈도가 높게 나타나는 구조적 한계를 갖는다. 김기중 외(2023)는 도시 공간 분석에서 단순한 위치 정보만을 활용하는 분석보다는 객체에 내재된 물리적 특성과 공간적 범위를 함께 고려한 밀도 분석이 결과의 객관성을 확보하는데 필수적임을 강조한 바 있다. 본 연구는 이러한 방법론적 관점을 적용하여, 단위 면적당 굴착 밀도를 산출함으로써 서로 다른 규모의 지역 간에도 등가적인 비교가 가능하게 하였다.

또한 분석 대상 데이터의 정제 과정에서 공동구 수용 가능 설비(전력·통신·상수 등)와 직접 관련된 굴착만을 선별하고, 하수도·조경·가로등 등 공동구와 무관한 공사는 체계적으로 배제하여 공동구 설치 효과를 순수하게 분리해내고자 하였다. 공동구 설치 지역과 지리적으로 인접하면서 도시 기능과 도로 규모가 유사한 행정동을 대조군으로 설정하여 지역 특성에서 기인하는 외부 변수를 최소화하였다. 아울러 단년도 분석의 한계를 보완하기 위해 5개년(2020~2024) 장기 데이터를 활용함으로써 일시적 변동을 통제하고 통계적 안정성을 확보하였다. 이러한 접근을 통해 도출되는 굴착 빈도와 밀도 지표는 공동구의 물리적 효과를 직접적으로 보여줄 뿐 아니라, 향후 교통 혼잡비용이나 환경비용 등 사회적 비용을 산정하는 데 활용 가능한 기초 변수로서의 의미를 갖는다.

3. 공동구 효과 분석을 위한 지표 선정

3.1 분석 대상의 범주별 검토 및 설정

본 연구는 최종 분석 지표를 확정하기에 앞서, 선행 연구 및 관련 이론을 바탕으로 경제적, 사회·환경적, 물리·시설적 측면의 잠재적 지표를 폭넓게 검토하였다(Table 2).

우선 경제적 지표는 외부 변수에 민감하여 객관적

비교에 한계가 있다. 복구 비용은 공사 시점의 물가나 지역별 단가, 계약 방식에 따라 크게 달라지며, 생애주기비용 또한 할인율 설정이나 분석 기간 등 전제 조건에 따라 결과가 상이하게 나타날 수 있다. 동일한 물리적 조건이라도 시점과 지역이 다르면 비용 기준이 달라지므로, 시공간적 비교의 일관성을 확보하기 어렵다. 다음으로 사회·환경적 지표는 정량화의 객관성을 담보하기 어렵다. 교통 혼잡도는 공동

구 외에도 교통정책 변화나 주변 개발사업 등 다양한 요인이 동시에 영향을 미쳐 순수한 공동구 효과를 분리하기 어렵다. 도시 안전(재난) 지표인 싱크홀이나 관로 파손 발생률은 지반 조건, 시공 품질 등 공동구 설치 외의 변수가 크게 작용한다. 또한, 시민 민원 발생률 역시 측정 기준이 기관마다 다르고 개인의 주관적 성향에 따른 편차가 커서, 신뢰할 수 있는 통계를 얻기 힘들다.

Table 2. Candidate Indicators for Effectiveness Analysis

Category	Candidate Indicator	Definition and Review Notes	References
Economic Indicators	Restoration Cost	Direct expenditure allocated to road resurfacing after excavation	• Seoul Road Excavation Restoration System (2025.10.31) (in Korean)
	Life Cycle Cost (LCC)	A life cycle cost assessment covering all costs from construction through end-of-life (disposal)	• Canto-Perello and Curiel-Esparza (2013) • Kang and Choi (2015) (in Korean) • Lee (2018) (in Korean)
	Traffic Congestion	Decrease in average travel speed due to construction and associated social costs	• Korea Transport Institute (2024) (in Korean) • Jin et al. (2025)
Social & Environmental Indicators	Urban Safety (Disasters)	Incident rates of safety accidents such as sinkholes and pipeline failures	• Korea Agency for Infrastructure Technology Advancement (2016) (in Korean) • Lee and Yoon (2017) (in Korean) • Jo and Jang (2017) (in Korean)
	Civil Complaints	Number of complaints filed due to excavation works (noise, fugitive dust, traffic inconvenience, etc.)	• Gilchrist and Allouche(2005) • National Noise Information System (2025.10.15) (in Korean) • Matthews et al. (2015)
	Road Service life	Pavement Condition Index(e.g., PCI) and shortening of resurfacing cycle	• Shahin (2005) • ARA (2021) • Rahmani et al. (2020)
Physical & Facility Indicators	Underground Space Efficiency	Volume of underground utilities and their space-occupancy ratio	• Broere (2024) • Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2019) (in Korean)
	Road Excavation Frequency	Number of excavation permits and/or construction executions within a given period	• Korean Law Information Center (2025.10.18) (in Korean) • Seoul Institute (2016) (in Korean)

반면 물리·시설적 지표는 공동구의 기능과 직접 연결된다. 다만 이 범주 내에서도 세부 지표별로 측정의 타당성에는 차이가 있다. 도로 수명은 교통량, 기후 조건, 포장 품질 등 공동구 외의 복합적 요인이 작용하여 순수한 공동구 효과만을 분리하기 어렵다. 지하 공간 효율은 매설물의 체적과 점유 공간 비율로 측정할 수 있으나, 상세 설계 도면과 시설별 단면 정보 등 고도의 기술 자료가 필요해 실제 운영 데이터 확보에 제약이 있다. 도로 굴착 빈도는 공동구가 지하 매설물 관리를 도로 굴착에서 공동구 내부 작업으로 전환하는 시설이라는 점에서, 그 효과를 가장 직접적으로 관찰할 수 있다.

또한 도로점용 허가 이력이 체계적으로 관리되어 시계열 및 공간 비교에 적합하며, 향후 경제성 분석의 기초 자료로도 활용할 수 있다.

상기 검토 결과를 바탕으로 본 연구는 물리·시설적 지표 범주 내에서 도로 굴착 빈도를 핵심 측정 대

상으로 설정하고, 행정동 간 객관적 비교를 위한 정규화 방법을 다음 절에서 검토하였다.

3.2 분석 방법의 비교 및 최종 지표 선정

앞 절에서 물리·시설적 지표 범주 내 도로 굴착 빈도를 핵심 측정 대상으로 설정하였으나, 행정동별로 도로 규모나 도시 특성이 상이하므로 단순 굴착 건수만으로는 객관적 비교가 어렵다. 이에 본 연구는 행정통계(도로점용 허가), 법정 관리기준(도로법 시행령), 사회경제적 평가(교통·경제성 분석), 지하시설물 관리, 재무적 부담, 공간 밀도 분석 등 도시 인프라 연구와 실무에서 활용되는 정규화 기준들을 검토하여 6가지 후보 지표를 도출하였다. 각 지표의 적정성을 비교한 결과는 다음과 같다(Table 3). 이들은 굴착의 절대적 발생량, 도로·인구·시설물 규모 대비 상대적 발생률, 복구 비용 등 서로 다른 관점에서 굴착 부하를 정량화하는 지표들이다.

Table 3. Alternative Indicator Types and Suitability Assessment for the Analysis

Candidate	Definition / Calculation	Limitations and Suitability Assessment
① Simple Count	$\sum(\text{Number of excavation permits})$	• Does not account for inter-district differences in road infrastructure scale, resulting in scale bias
② Excavation Rate per Road Length	$\frac{\text{Number of excavations}}{\text{Total road length(km)}}$	• Because road width is not accounted for, the excavation burden relative to the actual managed road area may be distorted
③ Excavation Rate per Capita	$\frac{\text{Number of excavation}}{\text{Resident population}}$	• May induce statistical distortion in commercial/business districts due to low resident population
④ Excavation Rate per Pipeline Length	$\frac{\text{Number of excavation}}{\text{Total length*(km)}}$	• Building a consistent dataset is difficult due to data asymmetry across agencies and restricted access/security constraint
⑤ Reinstatement Cost	$\sum(\text{Excavation reinstatement costs})$	• Excessive variability by time and contract conditions limits objective inter-district comparison
⑥ Excavation Density per Road Area	$\frac{\text{Number of excavation}}{\text{Road area(m}^2\text{)}}$	• Incorporates both road length and width, enabling the most objective measurement of spatial burden

Note: Total length of underground utilities

단순 굴착 건수(①)는 가장 직관적이나 한계를 내포하고 있다. 행정동별 도로 인프라 규모 차이를 전혀 고려하지 못해, 면적이 넓은 지역일수록 굴착 빈도가 자연적으로 증가하는 ‘규모의 편향’을 일으키기 때문이다. 예컨대 도로 면적이 2배 넓은 지역에서 굴착 건수도 2배 많다면, 이는 공동구 효과가 아니라 단순히 관리 대상 규모가 크기 때문일 가능성이 높다. 도로 연장 대비 굴착률(②)은 선행 지표의 근본적 제약을 드러낸다. 동일한 1km 도로라도 왕복 8차선(폭 40m)과 왕복 2차선(폭 10m)은 관리해야 할 면적이 4배 차이가 나므로, 연장만으로는 실제 굴착 부하를 정확히 포착하기 어렵다. 도로 굴착이 특정 ‘선’ 위에서만 이루어지지 않고 횡단 굴착 등 ‘면’적 범위에서 발생한다는 점을 고려하면, 도로 폭을 포함한 면적 기반 접근이 필요하다.

인구 대비 굴착률(③)은 도시 기능적 특성을 제대로 반영하는 데 한계가 있다. 마곡이나 여의도 같은 상업·업무 지구는 낮은 상주인구로 인해 굴착률이 과대 산정되는 통계적 왜곡이 발생할 소지가 크다. 실제 굴착 수요는 인구 규모보다 지하 시설물의 용량 및 노후도와 더 밀접한 관계를 맺고 있어, 분석 지표로서의 타당성이 떨어진다. 지중 매설물 연장 대비(④) 지표는 이론적으로 가장 직접적이나 현실적 제약이 있다. 기관별(한전, 통신사, 가스공사 등) 상세 매설 데이터의 비대칭성과 보안상 접근 문제로 인해 일관된 데이터셋 구축이 사실상 불가능하기 때문이다. 복구 비용 대비(⑤) 지표 또한 물가상승률, 공사 시점, 계약 조건에 따라 변동성이 커서 지역 간 객관적 비교에 한계가 있으며, 본 연구가 지향하는 ‘물리적 도로 관리 효율성’ 측정보다는 경제성 평가에 더 적합하다.

반면, 도로 면적 대비 굴착 밀도(⑥)는 이러한 문제들을 효과적으로 해결할 수 있다. 도로의 길이와 폭을 함께 반영하는 유효 관리 면적을 분모로 설정함으로써 매설물이 분포할 수 있는 잠재 공간 전체를

포함할 수 있다. 이는 행정동 간의 물리적 기반 규모 차이를 통계적으로 보정하여 등가 비교를 가능하게 하며, 실질적인 공간 부하를 가장 객관적으로 정량화할 수 있다. 또한 행정동별 도로 면적은 서울시 공식 통계를 통해 안정적으로 확보할 수 있으며, 단기간에 큰 변동이 발생하지 않는 특성이 있어 시계열 분석에도 적합하다. 이러한 비교 검토를 거쳐 본 연구는 도로 면적 대비 굴착 밀도를 최종 분석 지표로 확정하였다.

도로포장 분야에서는 굴착 복구로 인한 손상 평가 시 면적 기반 밀도 지표가 보편적으로 활용되고 있으며(Shahin, 2005; ARA, 2021), 공간 분석 분야에서 단순한 횡수나 위치 정보가 아닌 객체의 공간적 규모와 범위를 고려한 밀도분석이 결과의 객관성을 확보하는 방법론으로 활용된다(김기중 외, 2023). 본 연구는 이러한 밀도 분석 방법론을 공동구 효과 분석에 적용한 것으로, 공동구 분야에서 ‘도로 면적 대비 굴착 밀도’를 핵심 지표로 활용한 선행연구가 매우 희소하여 방법론적 기여를 갖는다고 판단된다.

4. 분석 방법

본 연구는 공동구 설치가 도로 굴착 빈도에 미치는 영향을 비교하기 위해 분석 대상지 선정, 자료 수집 및 데이터 전처리 기준 정립, 변수 및 지표의 정의 순서로 진행하였다. 각 단계에서는 지역 간 도로 규모 차이를 보정하고, 공동구와 무관한 굴착 요인을 배제하여 비교 분석의 객관성을 확보하고자 하였다.

4.1 분석 대상지 선정

본 연구는 공동구 설치 효과를 비교하기 위해 공동구가 설치된 지역을 실험군으로, 인접한 미설치 지역을 대조군으로 설정하였다. 선정 과정에서는 공동구의 운영 여부, 지리적 인접성, 도로 규모와 도시 기능의 유사성, 그리고 시설의 보안성을 고려하였다.

기준 지역은 현재 공동구가 운영 중인 행정동 가운데 신도시 개발 단계에서 설치된 지역과 기존 시가지에 도입된 지역을 각각 선정하였다. 이는 도시 형성 시기에 따른 공동구의 설치 환경과 운영 특성이 다를 수 있기 때문이다.

비교 지역은 기준 지역과 지리적으로 인접하면서 도로 면적과 폭원, 주거·상업 기능의 혼재 정도가 유사한 행정동으로 선정하였다. 이는 자치구별 개발 밀도나 도시 성격 차이에서 비롯되는 영향을 줄이고, 공동구 설치 여부에 따른 굴착 차이를 분리해 보기 위함이다. 아울러 공동구는 「시설물의 안전 및 유지관리에 관한 특별법」에 따른 제2종 시설물이자 국가 중요시설로서 보안 관리 대상이다. 이에 따라 상세 위치나 운영 정보의 포괄적 공개에는 제약이 따르므로, 서울시 전체 공동구를 대상으로 하기보다는 공개 가능한 범위 내에서 대표성을 갖춘 일부 권역을 선정하여 분석을 수행하였다.

4.2 자료 수집 및 데이터 전처리 기준 정립

분석 데이터는 서울시 도로굴착복구시스템의 「도로점용(굴착) 허가공고」 자료를 활용하였으며, 분석 기간은 5개년(2020.01.~2024.12.)으로 설정하였다. 이는 특정 연도의 대규모 재개발이나 긴급 복구공사와 같은 일시적 요인이 결과에 미치는 영향을 완화하기 위함이다. 본 연구에서 데이터 전처리는 분석 신뢰도를 결정하는 핵심 과정이다. 원자료에는 공동구 설치 여부와 무관한 다양한 굴착 공사가 포함되어 있어, 이를 그대로 사용하면 공동구의 실제 효과를 왜곡할 우려가 있다.

이에 따라 본 연구는 공동구 수용 가능 시설과 직접 관련된 굴착만을 선별하기 위해 키워드 기반 필터링을 수행하였다. 우선 분석 대상 행정동의 데이터를 추출한 후, 공사명 또는 공사 내용에 포함된 키워드를 기준으로 단계적 제거를 진행하였다. 공동구 미수용 기반시설(하수·오수·우오수·가스), 도시 부

대시설 정비(교통신호기·지반·보행환경, 소화전·버스정류장·수목·가로등), 건축 및 개발 관련 공사(신축·신설·연결·신규·전립, 부대 토목·임시시설) 등을 제외하였다. 공사명이 모호한 경우에도 실질적 내용을 검토하였으며, 하수 간 공사는 하수 관련 공사로 판단하여 제외하였다. 지번 정보가 누락되어 정확한 위치 파악이 어려운 데이터 역시 제거하였다. 반면 전력·통신·상수도·난방·중수 등 공동구 수용 가능 시설의 유지보수나 교체 공사는 분석 대상에 포함하였다. 공사명이 다소 모호한 경우에도 실질적 내용을 검토하였으며, IP 전주 공사는 통신 케이블 설치용 철제 전주 시공으로 판단하여 포함하였다. 이처럼 공사목적이 불분명하거나 해석이 엇갈릴 수 있는 사례는 공동구 효과를 과대평가하지 않도록 개별 검토를 거쳐 보수적으로 판단하는 기준을 적용하였다.

4.3 변수 및 지표의 정의

행정동별 도로 규모가 상이한 상황에서 공동구 설치 효과를 객관적으로 비교하기 위해서는 단순 굴착 건수가 아닌 정규화된 지표가 필요하다. 본 연구는 이를 위해 도로면적지수, 굴착 밀도, 굴착지수를 분석 변수로 정의하였다.

도로면적지수(Road Area Index, A)는 각 행정동의 도로 인프라 규모 차이를 정규화하기 위한 지표이다. 기준 지역의 도로 면적을 1.0으로 설정하고, 비교 지역의 도로 면적을 이에 대한 상대 비율로 환산하여 산출한다. 단순 굴착 건수만을 비교할 경우 도로 면적이 넓은 지역일수록 굴착 빈도가 자연적으로 증가하는 규모 편향을 보정하기 위함이다. 굴착 밀도(Excavation Density)는 단위 면적당 굴착 빈도를 나타내는 지표로, 연평균 굴착 횟수(B)를 도로면적지수(A)로 나누어 산출하며, 이를 통해 행정동 간 도로 규모 차이를 통제한 상태에서 실질적인 굴착 부하수준을 비교할 수 있다(식 (1)).

굴착지수(Excavation Index)는 공동구 설치 지역

과 미설치 지역 간의 상대적 굴착 수준을 비교하기 위한 지표이다. 공동구 설치 지역의 굴착 밀도를 기준값(1.0)으로 두고, 비교 지역의 굴착 밀도를 이에 대한 비율로 산출한다(식 (2)). 굴착지수가 1보다 클 수록 비교 지역의 단위 면적당 굴착 빈도가 높음을 의미하며, 공동구 설치에 따른 굴착 저감 효과를 나타내는 척도가 된다.

Excavation Density

$$= \frac{\text{Annual average number of excavation(B)}}{\text{Road area index(A)}} \quad (1)$$

Excavation Index

$$= \frac{\text{Excavation density in the comparison area}}{\text{Excavation density in the utility tunnel area}} \quad (2)$$

5. 공동구 효과 분석 결과

본 장에서는 4장에서 제시한 분석 방법을 마곡과 상계 공동구 권역에 적용하여 굴착 저감 효과를 확인하였다. 도로 굴착 허가 데이터를 전처리 기준에 따라 정제하고, 권역별 굴착 밀도와 굴착지수를 산출하여 공동구 설치 지역과 인접 미설치 지역을 비교하였다.

5.1 분석 대상 및 범위

서울시 운영 중인 8개 공동구(여의도, 목동, 개포, 가락, 상계, 상암, 은평, 마곡) 중 서남권의 마곡 공동구와 동북권의 상계 공동구를 분석 대상으로 선정하였다. 서울시에서 지리적으로 떨어진 두 권역을 선택하여 특정 지역에 국한되지 않는 분석을 수행하고자 하였다. 여의도, 상암, 은평 등은 강이나 산과 같은 지형적 장벽으로 인해 인접 행정동과 물리적 환경이 단절되어 있어 비교 대상 설정이 어렵다. 반면 마곡과 상계는 인접 행정동과 도로망이 연속적으로 이어져 있어 권역 단위 비교에 적합하다. 또한 공동구는

국가 중요시설로서 보안 관리 대상이므로, 전체 현황을 포괄적으로 다루기보다는 유형별 대표성을 갖춘 표본 권역을 중심으로 분석을 수행하였다.

서남권의 마곡 공동구는 2018년 설치된 신도시형 공동구(연장 3.81km)로, 상수·전력·통신·난방·중수 등 5개 시설을 수용한다. 분석에서는 강서구 마곡동을 공동구 설치 지역으로, 인접한 방화동·발산동·등촌동을 미설치 비교 지역으로 설정하였다. 동북권의 상계 공동구는 1989년 설치된 구도심형 공동구(연장 1.10km)로, 전력·통신 시설을 중심으로 수용한다. 분석에서는 노원구 상계동을 공동구 설치 지역으로, 인접한 중계동·창동(도봉구)·방학동(도봉구)을 미설치 비교 지역으로 설정하였다. 두 권역은 도시 개발 시기(신도시형/구도심형)와 공동구 수용 시설 범위(완전/부분 수용형)가 서로 달라, 공동구 유형에 따른 굴착 저감 효과 차이를 살펴보는 데 적합하다.

5.2 권역별 굴착 밀도 분석 결과

4.2절에서 제시한 전처리 기준을 적용하여 마곡과 상계 권역의 데이터를 집계하였다. 서울시 도로굴착 복구시스템의 「도로점용(굴착) 허가공고」에서 초기 수집된 데이터는 총 11,972건(강서구 7,379건, 노원구 2,057건, 도봉구 2,536건)이었으며, 분석 대상 행정동을 추출하고 전처리를 거친 결과 최종 1,541건으로 정제되었다.

마곡 권역은 1,018건, 상계 권역은 523건이 최종 분석에 활용되었으며, 권역별 데이터 집계 및 전처리 현황은 Table 4와 같다. 정제된 데이터를 바탕으로 4.3절에서 정의한 도로면적지수, 굴착 밀도, 굴착지수를 산출하여 권역별로 분석하였다.

5.2.1 서남권: 마곡 공동구 권역 분석

마곡 공동구 권역의 분석 결과는 Table 5와 같다. 공동구가 위치하고 있는 마곡동을 기준으로 도로면

Table 4. Regional Data Aggregation and Preprocessing Summary

Region			Total DB (Gu-level)		Total DB (Selected Dongs)		Final DB (After Preprocessing)	
Southwest (Magok Utility Tunnel)	Gangseo-gu	7,379			Mok-dong	729	150	
					Banghwa-dong	957	332	
					Balsan-dong	430	196	
					Deungchon-dong	1,520	340	
					Others (remaining areas)	3,743		
Northeast (Sanggye Utility Tunnel)	Nowon-gu Dobong-gu	2,057 2,536			Sanggye-dong	610	163	
					Junggye-dong	189	55	
					Chang-dong	658	189	
					Banghak-dong	485	116	
					Others (remaining areas)	2,651		

Table 5. Normalized Analysis Results for the Southwestern Region: Magok Utility Tunnel

Region	Road Area(m ²)	Road Area Index(A)	Annual number of road excavations attributable to occupying utilities							Excavation Density (B/A)	Excavation Index (Relative)
			'20	'21	'22	'23	'24	Total	Annual Average(B)		
Magok Utility Tunnel	721,030	1.0	33	53	24	15	25	150	30.0	30.0	1.0
Banghwa- dong	513,330	0.7	81	85	83	54	29	332	66.4	93.3	3.1
Balsan-dong	393,898	0.5	44	58	37	27	30	196	39.2	71.8	2.4
Deungchon- dong	499,235	0.7	62	95	91	61	31	340	68.0	98.2	3.3

적지수는 1.0으로 설정하였으며, 5년간 연평균 30건의 굴착이 발생하여 굴착 밀도는 30.0으로 산출되었다. 인접한 방화동·발산동·등촌동은 도로면적지수가 각각 0.7, 0.5, 0.7로 마곡동보다 작지만, 연평균 굴착 횟수는 66.4건, 39.2건, 68.0건으로 나타났다. 이를 도로면적지수로 보정한 굴착 밀도는 각각 93.3, 71.8, 98.2로 산출되어 마곡동보다 높게 나타났다.

굴착지수로 환산하면 마곡동을 1.0으로 할 때 방화동은 3.1배, 발산동은 2.4배, 등촌동은 3.3배 수준이다. 마곡 공동구는 상수·전력·통신·난방·중수 등 5개 시설을 수용하는 신도시형 구조로, 굴착 지수가 인접 지역의 약 1/3 수준(30~41%)으로 낮게 나타났다.

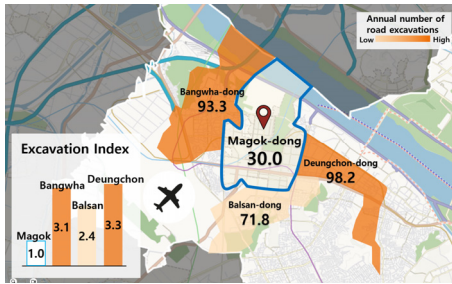
5.2.2 동북권: 상계 공동구 권역 분석

상계 공동구 권역의 분석 결과는 Table 6과 같다. 공동구가 위치하고 있는 상계동을 기준으로 도로면적지수는 1.0으로 설정하였으며, 연평균 32.6건의 굴착이 발생하여 굴착 밀도는 32.6으로 산출되어 마곡동(30.0)과 유사한 수준을 보였다. 인접한 중계동·창동·방학동은 도로면적지수가 각각 0.40, 0.60, 0.41로 상계동보다 작지만, 연평균 굴착 횟수는 16.5건, 37.8건, 23.2건으로 나타났다. 이를 도로면적지수로 보정한 굴착 밀도는 각각 40.8, 62.7, 57.1로 산출되어 상계동보다 높게 나타났다.

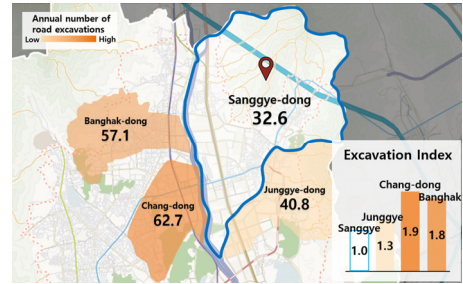
굴착지수로 환산하면 상계동을 1.0으로 할 때 중

Table 6. Normalized Analysis Results for the Northeastern Region: Sanggye Utility Tunnel

Region	Road Area (m ²)	Road Area Index (A)	Annual Number of Road Excavations Attributable to Occupying Utilities							Excavation Density (B/A)	Excavation Index (Relative)
			'20	'21	'22	'23	'24	Total	Annual Average(B)		
Sanggye Utility Tunnel	1,191,151	1.0	57	27	32	29	18	163	32.6	32.6	1.0
Junggye-dong	481,954	0.40	15	8	7	11	14	55	16.5	40.8	1.3
Chang-dong	718,668	0.60	60	45	37	19	28	189	37.8	62.7	1.9
Banghak-dong	484,075	0.41	35	24	26	19	12	116	23.2	57.1	1.8



(a) Road Excavation Analysis near the Magok Utility Tunnel



(b) Road Excavation Analysis near the Sanggye Utility Tunnel

Fig. 2. Results of the Utility Tunnel Effectiveness Analysis

계동은 1.3배, 창동은 1.9배, 방학동은 1.8배 수준이다. 상계 공동구는 전력·통신 시설을 중심으로 하는 구도심형 구조로, 수용시설 범위가 제한적임에도 굴착 지수가 인접 지역이 약 절반에서 3/4 수준(52%~76%)으로 낮게 나타났다.

5.3 도시 유형별 효과 비교 및 고찰

분석 결과, 마곡 권역의 굴착 지수는 인접 지역의 약 1/3 수준, 상계 권역은 약 2/3 수준으로 낮게 나타났다. 두 권역 모두 공동구 설치 지역에서 굴착 저감 효과가 확인되었으며, 마곡 권역의 굴착 저감 폭이 상계 권역보다 더 크게 나타났다(Fig. 2). 이러한 효과 크기 차이는 여러 요인이 복합적으로 작용한 결과로 판단된다.

분석 과정에서 주목할 만한 점은 공동구의 물리적 연장 규모가 효과 크기에 가장 결정적인 영향을 미

쳤을 가능성이다. 마곡 공동구는 연장 3.81km로 해당 지역의 주요 도로망을 면적으로 광범위하게 커버하는 반면, 상계 공동구는 연장 1.10km로 넓은 상계동 권역 중 특정 구간만을 선형으로 통과한다. 실제로 마곡동과 상계동의 굴착 밀도는 30.0과 32.6으로 유사한 수준을 보였으나, 비교 지역과의 차이는 마곡 권역(인접 지역의 30% 수준)이 상계 권역(인접 지역의 76% 수준)보다 굴착 저감 폭이 훨씬 크게 나타났다. 이는 전체 도로망 대비 공동구가 차지하는 연장 비율에 따라 효과가 달라질 수 있음을 시사한다. 또한, 도시 형성 시점과 계획적 연계성도 중요한 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 마곡 공동구는 신도시 계획 단계부터 도로망과 일체화되어 설계되어 체계적인 연결 구조를 갖추었으나, 상계 공동구는 이미 형성된 시가지에 후속적으로 도입된 성격이 강하다. 이로 인해 상계 권역에서는 공동구와 연결되지

않은 지선 도로나 개별 구간에서의 굴착 수요가 상대적으로 컸을 가능성이 있다.

수용시설 범위의 차이도 함께 고려할 필요가 있다. 마곡 공동구는 상수·전력·통신·난방·중수 등 5개 시설을 수용하는 완전형 구조로, 해당 시설들의 유지보수나 교체 수요가 발생하더라도 도로 굴착 없이 공동구 내부에서 처리할 수 있다. 반면 상계 공동구는 전력·통신 시설을 중심으로 수용한다. 다만 본 연구에서는 공동구 수용 가능 시설 관련 굴착만을 분석 대상으로 선별하였으므로, 이 요인만으로 효과 크기 차이를 설명하기에는 제한적이다. 그럼에도 상계 공동구에서 최소 1.3배 이상의 굴착 저감 효과가 확인된 점은 의미가 있다. 이는 기존 시가지에서 예 산이나 공간 제약으로 인해 완전형 공동구 도입이 어려운 경우에도, 주요 시설을 우선 수용하는 부분형 공동구를 통해 일정 수준의 효과를 기대할 수 있음을 보여준다.

한편, 마곡 권역의 경우 신도시형 공동구와 인접 기성 시가지 간 관로 매설 시기 차이로 인해 관로 노후도 격차가 굴착 빈도에 영향을 미쳤을 가능성이 제기될 수 있다. 그러나 공동구의 본질적 기능은 관로의 유지보수나 교체 수요가 발생하더라도 이를 도로 굴착이 아닌 공동구 내부 작업으로 전환하는 데 있다. 이에 대한 교차 검증으로서, 관로 매설 시기가 유사한 구도심 권역인 상계 공동구와 인접 지역 간의 분석 결과를 살펴보면, 관로 내구연한 차이가 통제된 조건에서도 공동구 설치 지역의 굴착 밀도가 미설치 지역 대비 유의미하게 낮게 나타났다(굴착 지수 1.3~1.9배). 이는 굴착 빈도 차이가 관로 노후도가 아닌 공동구 설치 자체의 물리적 효과에 기인함을 뒷받침한다.

종합하면, 공동구의 굴착 저감 효과는 도시 유형과 무관하게 나타나지만, 전체 도로망 대비 공동구 연장 비율이 높고 수용시설 범위가 넓을수록 효과가 크게 나타나는 것으로 판단된다. 신도시 개발에서는

주요 기간시설을 포괄적으로 수용하고 계획 단계에서 도로망과 연계하여 설치하는 것이 효과 극대화에 유리하며, 기존 시가지에서는 주요 간선도로를 중심으로 단계적으로 확장하는 전략도 유효할 것으로 보인다.

6. 결론 및 향후 연구

6.1 연구의 요약 및 결론

본 연구는 공동구 설치가 도로 굴착 밀도에 미치는 영향을 단계적으로 분석하였으며, 연구를 통해 얻은 주요 성과는 다음과 같다.

첫째, 공동구 효과 분석을 위한 지표를 선정하였다. 선행 연구 검토를 통해 경제적·사회환경적·물리 시설적 측면의 잠재 지표를 조사하고, 최종적으로 도로 면적 대비 굴착 밀도를 핵심 지표로 확정하였다. 이를 통해 기존 생애주기비용 중심 평가의 한계를 보완하고 지역 간 객관적 비교가 가능한 분석틀을 마련하였다. 둘째, 실증 분석을 위한 방법론을 수립하였다. 서남권과 동북권의 대표 권역을 선정하고, 최근 5개년 데이터를 수집하여 공동구 수용 가능 시설 관련 굴착만을 선별하는 키워드 기반 전처리를 수행하였다. 또한 도로면적지수, 굴착 밀도, 굴착지수를 정의하여 행정동 간 도로 규모 차이를 보정하는 분석 체계를 구축하였다.

셋째, 공동구 도입에 따른 굴착 저감 효과를 정량적으로 입증하였다. 실증 분석 결과, 마곡 권역의 굴착 지수는 인접 지역의 약 1/3 수준, 상계 권역은 약 2/3 수준으로 낮게 나타났다. 두 권역 모두 공동구 설치 지역의 굴착 밀도가 미설치 지역보다 낮게 나타나, 도시 유형과 무관하게 공동구가 도로 굴착 빈도를 낮추는 데 기여함을 확인하였다. 넷째, 공동구 효과 크기의 결정 요인을 규명하였다. 도시 유형별 효과 비교를 통해 전체 도로망 대비 공동구 연장 비율이 효과 크기에 가장 결정적인 영향을 미치는 것

으로 나타났다. 마곡 공동구(3.81km)가 상계 공동구(1.10km)보다 인접 지역 대비 굴착 저감 폭이 더 크게 나타난 것은 물리적 연장이 길수록 해당 지역에서 공동구가 도로 굴착을 대체하는 구간이 늘어나기 때문으로 분석되었다. 또한 전력·통신 시설만 수용하는 상계 공동구에서도 굴착 지수가 유의미하게 낮은 수준으로 확인되어, 부분형 공동구의 실효성을 확인하였다.

마지막으로, 사회적 비용 절감의 실증적 근거를 제시하였다. 본 연구에서 입증한 물리적 굴착 빈도의 감소는 도로포장 수명 연장, 교통 혼잡 비용 절감, 안전사고 위험 저하로 직결된다. 굴착 밀도와 굴착지수는 향후 공동구 사업의 경제성 분석 및 사회적 편익 산정 시 핵심 입력값으로 활용될 수 있다. 또한, 신도시 개발뿐 아니라 기존 시가지의 도시 재생 사업에서도 공동구 도입 타당성을 뒷받침하는 실증적 근거를 제공하며, 해당 지표는 향후 공동구 관련 제도적 평가 기준으로 활용될 수 있을 것으로 판단된다.

6.2 연구의 한계 및 향후 연구 과제

본 연구는 서울시 실제 데이터를 기반으로 공동구의 굴착 저감 효과를 실증했다는 점에서 의의가 있다. 다만 국가 중요시설의 보안성을 고려하여 분석 범위가 일부 권역에 한정되었으므로, 향후 타 지자체 확대 적용과 장기 시계열 검증을 통해 결과의 일반성을 높일 필요가 있다. 또한 본 연구에서 도출된 공동구 연장 비율과 효과 크기의 관계를 보다 정밀하게 규명하고, 시설별 굴착 특성을 반영한 세분화 분석과 지반침하 예방, 유지관리 효율성 등 파생 효과 검토와 같은 후속 연구가 필요하다고 판단된다.

참고문헌

- 강영구·최익창(2015), “비용편익 분석에 기초한 공동구의 경제적 타당성 평가”, 『한국안전학회지』, 30(5): 29~36.
- Kang, Y. K. and I. C. Choi (2015), “Economic Feasibility of Common Utility Tunnel based on Cost-Benefit Analysis”, *Journal of the Korean Society of Safety*, 30(5): 29~36 (in Korean).
- 국토교통과학기술진흥원(2016), 「도심지 지반함몰 저감을 위한 지하매설물 설치기술 개발 최종보고서」, 안양.
Korea Agency for Infrastructure Technology Advancement (2016), *Final Report on Development of Underground Utility Installation Technology for Reducing Ground Subsidence in Urban Areas*, Anyang (in Korean).
- 국토교통부(2019), 「공동구 관리계획」, 세종.
Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2019), *Utility Tunnel Management Plan*, Sejong (in Korean).
- 국토안전관리원(2025), 「2024년 국토안전 통계연보」, 진주.
- 김기중·고승욱·성진욱(2023), “공간 밀도분석을 이용한 재정비 대상지 탐색에 관한 연구”, 『LHI Journal』, 14(2): 35~50.
- 김동휘·조중연·송창근·오원준(2024), “공동구 리빌딩 및 성능개선 공사 중 확폭공사에 대한 사고 저감 및 제거 방안 연구”, 『한국안전학회 논문집』, 39(6): 34~43.
- _____ (2025), “공동구 다중 재해 위험인자 분석을 통한 Bow-Tie 선도 개발”, 『한국안전학회 논문집』, 40(6): 29~38.
- 박성완·황규영(2006) “서울시 도로의 포장 공용성 상태 평가”, 『서울도시연구』, 7(2): 25~39.
- 서울연구원(2016), 『서울시 도로함몰의 실태와 안전관리 개선방안』, 서울.
Seoul Institute (2016), *The Road Subsidence Conditions and Safety Improvement Plans in Seoul*, Seoul (in Korean).
- 오원준·나귀태·조중연·이민재(2019), “기존시가지의 규모(면적)에 따른 공동구 설치 타당성에 관한 연구”, 『대한토목학회논문집』, 39(6): 903~911.
- 오원준·조중연·이민재(2020a), “공동구 기본계획 기준수립을 위한 절차 및 적용사례에 대한 연구”, 『한국건설관리학회 논문집』, 21(4): 100~107.
- _____ (2020b), “지하공동구 활성화를 위한 관련규정 체계 개선에 관한 연구”, 『한국산학

- 기술학회 논문집」, 21(8): 563~571.
13. 오원준·조중연·이용준(2025), “공동구 확률적 성능 등급 예측을 위한 베이지안 네트워크 모델”, 「토지주택연구」, 16(4): 147~162.
14. 이석민·윤형미(2017), “도심지 지반함몰에 관한 예방정책 개선안 연구”, 「서울도시연구」, 18(1): 27~42.
Lee, S. M. and H. M. Yoon (2017), “A Study for Improvement of Policy on Ground Subsidence Prevention in Urban Areas”, *Seoul Studies*, 18(1): 27~42 (in Korean).
15. 이필윤(2018), “LCC 분석에 기초한 공동구 설치의 비용편익 분석 방법론”, 석사학위논문, 충남대학교.
Lee, P. Y. (2018), *A Methodology for Cost-Benefit Analysis of Utility Tunnel Installation Based on LCC Analysis*, Master's Thesis, Chungnam National University (in Korean).
16. 조영석·장연수(2017), “도심지 지반함몰의 초기발생현상에 대한 흐름해석적 접근”, 「LHI Journal」, 8(1): 13~22.
Jo, Y. S. and Y. S. Jang (2017), “Flow Analysis Approach to Triggering Phenomenon of Ground Sinking in a Metropolitan Area”, *LHI Journal of Land, Housing, and Urban Affairs*, 8(1): 13~22 (in Korean).
17. 한국교통연구원(2024), 「[2024 교통정책 평가지표] 제3권 교통혼잡비용」, 세종.
Korea Transport Institute (2024), *[2024 Transport Policy Evaluation Indicators] Vol. 3, Traffic Congestion Costs*, Sejong (in Korean).
18. ARA (2021), *Comparison of Utility Cut Impacts on Pavement Performance*, Albuquerque: Applied Research Associates Inc.
19. Broere, W. (2024), “Urban Underground Space for Resilient Cities”, *Proceedings of the 18th Conference of the Associated Research Centers for the Urban Underground Space: ACUUS 2023*, Singapore, 471: 611~616.
20. Canto-Perello, J. and J. Curiel-Esparza (2013), “Assessing governance issues of urban utility tunnels”, *Tunnelling and Underground Space Technology*, 33: 82~87.
21. Gilchrist, A. and E. N. Allouche (2005), “Quantification of Social Costs Associated with Construction Projects: State-Of-The-Art Review”, *Tunnelling and Underground Space Technology*, 20(1): 89~104.
22. Gu, Y., C. Wang, Y. Liu and R. Zhou (2025), “An Ontology-Based Multi-Hazard Coupling Accidents Simulation and Deduction System for Underground Utility Tunnel: A Case Study of Earthquake-Induced Disaster Chain”, *Reliability Engineering & System Safety*, 253: 110559.
23. Jin, K., W. Jin, B. Liu, K. Wu and Z. Wang (2025), “Cost Calculation Model for Engineering Structures Based on a Life Cycle Perspective” *Buildings*, 15 (16): 2923.
24. Matthews, J. C., E. N. Allouche and R. L. Sterling (2015), “Social Cost Impact Assessment of Pipeline Infrastructure Projects”, *Environmental Impact Assessment Review*, 50: 196~202
25. Oh, W. J., C. Y. Cho and M. J. Lee (2026), “Optimized Route Selection for Urban Utility Tunnels Based on Prioritization Analysis”, *KSCE Journal of Civil Engineering*, 30(2): 1~16.
26. Rahmani, M., Y. R. Kim, Y. B. Park and J. S. Jung (2020), “Mechanistic Analysis of Pavement Damage and Performance Prediction Based on Finite Element Modeling with Viscoelasticity and Fracture of Mixtures”, *LHI Journal of Land, Housing, and Urban Affairs*, 11(2): 95~104.
27. Shahin, M. Y. (2005), *Pavement Management for Airports, Roads, and Parking Lots*, New York: Springer Science & Business Media
28. Xue, G., S. Liu, L. Ren and D. Gong (2024), “Risk Assessment of Utility Tunnels through Risk Interaction-Based Deep Learning”, *Reliability Engineering & System Safety*, 241: 109626.
29. 국가법령정보센터(KLIC), “도로법 시행령”, 2025.10. 18. 읽음. <https://www.law.go.kr>.
Korean Law Information Center, “Enforcement Decree of the Road Act”, Accessed October 18, 2025. <https://www.law.go.kr> (in Korean)
30. 국가소음정보시스템(NNIS), “소음 관련 통계 데이터”, 2025.10.15. 읽음. <https://www.noiseinfo.or.kr>.
National Noise Information System (NNIS), “Noise Statistics Database”, Accessed October 15, 2025. <https://www.noiseinfo.or.kr> (in Korean).

31. 기반시설관리시스템(Inframanage), “도시기반시설 15종 통합관리체계 구축 보도자료”, 2025.10.5. 읽음. <https://www.inframanage.go.kr>.
32. 서울시 도로굴착복구시스템, “연간 굴착 복구비용 통계 데이터”, 2025.10.31. 읽음. 도로굴착복구복구시스템. <https://roaddig.seoul.go.kr/>.
Seoul Road Excavation Restoration System, “Annual Statistics on Excavation Reinstatement Costs”, accessed October 31, 2025. <https://roaddig.seoul.go.kr> (in Korean).
33. 시설물통합정보관리시스템(FMS), “시설물통합정보 관리시스템 소개”, 2025.10.28 읽음. <https://www.fms.or.kr>.

요 약

본 연구는 공동구 설치에 도로 굴착 밀도에 미치는 물리적 영향을 정량적으로 규명하는 것을 목적으로 한다. 기존의 공동구 효과 분석은 주로 생애주기비용 중심의 경제성 평가에 치중되어, 실제 도로 공간에서 발생하는 물리적 굴착 저감 효과를 직관적으로 설명하는 데 한계가 있었다. 이에 본 연구는 공동구 설치 지역과 인접한 미설치 지역 간의 도로 굴착 밀도를 비교 분석하는 방법론을 제안하였다. 효과 분석을 위해 선행 연구와 이론 검토를 바탕으로 ‘도로 면적 대비 굴착 밀도’를 핵심 지표로 선정하였다. 이후 행정동 간 도로 규모 차이를 보정하기 위해 도로면적지수를 적용하고, 이를 바탕으로 굴착 밀도와 굴착지수를 산출하여 정량적으로 비교하였다. 서울시 8개 공동구 중 대표 사례 2개 권역(마곡, 상계)을 대상으로 5개년(2020~2024) 굴착 데이터를 분석한 결과, 공동구 설치 지역의 굴착 밀도가 미설치 지역 대비 현저히 낮게 나타났다. 구체적으로 마곡 공동구 권역의 굴착지수는 인접 지역의 약 1/3 수준으로 낮게 나타났으며, 상계 공동구 권역에서도 약 2/3 수준으로 유의미하게 감소한 것이 확인되었다. 본 연구는 공동구의 효용성을 물리적 지표로 입증함으로써, 향후 공동구 타당성 분석의 제도적 평가 기준 마련 및 도시 기반시설 유지관리 정책 개선에 실증적 근거를 제시하였다는 데 의의가 있다. 향후 시설물별 굴착 빈도 특성이나 지반침하 예방 등 파생효과에 대한 추가적인 연구가 요구된다.

주제어: 공동구, 도로 굴착, 굴착 밀도, 도로면적지수, 도시 기반시설 관리

도시 취약지역 생활여건 개조사업의 효과 인식 결정요인 분석 : 사업추진 과정과 사업성과를 중심으로

Determinants of Perceived Project Effects in Living Condition Improvement Projects for Vulnerable Urban Areas : Focusing on Implementation Process and Outcomes

이로운*

Lowoon Lee*

Abstract

This study empirically analyses how satisfaction with the project implementation process and project outcomes affects the perceived project effects of the Urban Saeddeul-maeul Project across 49 sites funded by national grants in 2024. A survey was conducted targeting 627 participants (548 residents and 79 public officials), and the data were analyzed using exploratory factor analysis, group perception difference analysis, the Kruskal-Wallis test, and hierarchical regression analysis. The main findings are as follows. First, while no statistically significant difference existed between residents and public officials regarding satisfaction with the implementation process, public officials evaluated non-physical outcomes, such as resident capacity building and human care, and overall project effects more positively than residents did. This reflects differing evaluation criteria between policy providers and beneficiaries. Second, higher administrative performance evaluation grades generally correlated with higher satisfaction and perceived effects; however, a discrepancy between official evaluation grades and residents' direct experiences was observed regarding physical environment improvements. Third, hierarchical regression analysis revealed that perceived project effects were significantly explained by satisfaction with both the implementation process and outcomes, with resident capacity building, human care, and process smoothness exerting the greatest influence. Once satisfaction variables were controlled for, the statistical significance of administrative performance evaluation grades disappeared, suggesting that residents' subjective satisfaction is a far stronger predictor of perceived project effects than formal administrative metrics. These results demonstrate that perceived project effects are shaped not only by physical improvements but also by non-physical outcomes and participatory experiences, indicating that future performance management and evaluation frameworks for the Saeddeul-maeul Project must more actively integrate these qualitative dimensions.

Keywords: Saeddeul-maeul Project, Resident Satisfaction, Perceived Project Effects, Performance Evaluation, Hierarchical Regression Analysis

*주택도시보증공사 연구위원(sunroun09@khug.or.kr)

Received: March 14, 2026 / Revised: May 31, 2026 / Accepted: June 26, 2026

1. 서론

1.1 연구의 배경 및 목적

정부는 열악한 주거 환경에 놓인 주민의 기본적인 삶의 질을 보장하고 정주 여건을 개선하기 위해 2015년부터 취약지역 생활여건 개조사업(이하, 새뜰마을사업¹⁾)을 도입하였다. 새뜰마을사업은 대규모 철거나 전면 개발이 곤란한 지역을 대상으로 현지 개선 방식을 원칙으로 하며, 안전 확보, 생활·위생 인프라 개선, 주거환경 정비, 주민역량강화 및 휴먼케어 등을 패키지 형태로 지원하는 것이 특징이다. 이를 통해 물리적 환경 개선과 함께 주민의 일상생활 안정과 공동체 회복을 동시에 도모하는 정책이다.

도시지역 새뜰마을사업은 2015년 이후 저층 노후 주택 밀집지역, 쪽방촌, 재해 취약 지역 등 다양한 도시 취약 유형을 포괄하며 지속적으로 확대되어 왔다. 사업이 양적으로 확산되는 과정에서, 단순한 시설 설치 여부나 예산 집행 실적을 넘어, 사업이 실제로 주민의 삶과 인식에 어떠한 변화를 가져왔는지에 대한 성과 분석의 중요성이 점차 강조되고 있다(국토교통부, 2024).

한편, 중앙정부 차원에서는 매년 추진실적평가²⁾를 통해 사업 운영의 적정성과 성과를 점검하고 있으며, 도시지역 기준으로 지난 10년간 177개 마을에서 사업이 추진되어 집수리 6,270호, 빈집 1,317호 철거, 도시가스 67km·하수관 39km 공급, 공동이용시설 216개소 설치 등 주거 환경 및 생활 인프라 개선 측면에서 가시적인 성과가 확인되었다(국토교통부, 2025). 그러나 이러한 평가는 주로 행정적 지표와 사업 실적을 중심으로 이루어지고 있어, 정책 수혜자인 주민이 체감하는 만족도나 사업효과

인식과의 관계를 충분히 설명하는 데에는 한계가 존재한다.

이에 본 연구는 2024년 국비가 교부된 도시지역 새뜰마을사업 49개 사업지를 대상으로, 첫째 주민과 공무원 간 사업 만족도 및 효과 인식에 차이가 존재하는지, 둘째 추진실적평가 등급에 따라 주민의 만족도와 효과 인식에 차이가 나타나는지, 셋째 사업추진과정 만족도와 사업성과 만족도가 사업효과 인식에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구는 2024년에 국가보조금이 교부되어 사업이 추진된 전국의 도시 새뜰마을사업 49개소(2021~2024년 선정 사업지)를 공간적 범위로 설정하였다. 새뜰마을사업은 도시지역과 농어촌지역으로 구분하여 추진되고 있으나, 본 연구에서는 정책 목표와 사업 내용의 동질성을 확보하기 위해 국토교통부가 관할하는 도시지역 사업만을 분석 대상으로 한정하였다. 또한 정책 만족도와 사업 효과를 보다 정확하게 파악하기 위해 설문조사 시점과 사업 추진 시점이 일치하는 지역을 연구 대상으로 선정하였다. 시간적 범위는 2024년 사업 추진 기간으로 설정하였으며, 설문조사는 2024년 12월에 실시하였다.

연구 방법으로는 해당 지역의 주민과 공무원을 대상으로 실시한 설문조사 결과를 분석하고, 이를 2024년도 도시 새뜰마을사업 추진실적평가 결과와 연계하여 검토하였다. 본 연구에서는 이러한 행정적 사업 평가 결과와 정책 수혜자의 체감 만족도 및 사업 효과 인식 간의 관계를 종합적으로 검토하고, 도시 새뜰마을사업의 성과 인식 형성 요인을 실증적으로

1) '새뜰마을사업'은 2015년 지역발전위원회(現지방시대 위원회)가 명칭 공모를 통해 선정한 명칭이다.

2) '추진실적평가'는 도시 새뜰마을사업의 연간 추진 상황을 점검하고 실적 및 성과를 검토·환류하기 위해 국토교통부 주관으로 매년 실시되는 평가이다. 평가 결과는 차년도 사업 선정 시 가·감점으로 반영된다. 본 연구에서는 국토교통부 공문에 표기된 명칭을 그대로 사용한다.

분석하고자 한다.

이를 위해 먼저 응답자의 일반적 특성과 주요 변수의 기술통계를 파악하고, 탐색적 요인분석을 통해 설문 문항의 구성 타당성을 검토하는 동시에 사업 만족도 및 사업효과인식 변수를 구성하였다. 이어 주민과 공무원 집단 간 인식 차이를 독립표본 t-test를 통해 분석하였으며, 추진실적평가 등급에 따른 만족도 차이를 Kruskal-Wallis 검정을 통해 검증하였다. 마지막으로 사업효과인식에 영향을 미치는 요인 파악을 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다.

2. 이론적 고찰 및 선행 연구 검토

2.1 새뜰마을사업 개념 및 특성

새뜰마을사업은 2015년 도입 이후 2025년까지 전국적으로 총 924개 사업지가 선정·추진되었다. 이 가운데 도시지역 사업은 182개소로 전체의 약 19.7%를 차지한다(Table 1). 이 중 사업이 취소된 5

개를 제외하고 국비 3,798억 원이 투입되었으며, 98개소는 사업이 완료되었고 79개소는 사업이 진행 중에 있다. 사업 대상지는 주로 피난촌, 원도심 배후지 등 과거 형성된 노후 주거지로, 도로·하수도·도시가스 등 생활 인프라의 공급 수준이 전국 평균에 비해 낮고 노후주택 비율이 높은 지역이 대부분이다(Table 2). 또한 고령층과 취약계층의 비중이 높아 주거 환경 개선과 생활 안전 확보가 시급한 지역적 특성을 보인다(국토교통부, 2025).

도시지역 새뜰마을사업은 개별 시설 단위의 정비가 아니라, 대상 지역 전체를 단위로 한 종합계획(마스터플랜)을 수립하는 방식으로 추진된다. 주요 사업 내용은 안전 확보, 생활·위생인프라 개선, 노후주택정비, 주민역량강화 및 휴먼케어로 구성된다. 안전 확보 분야에서는 재해 예방시설 설치, 노후 담장 및 축대 정비, 화재 대응 및 방범시설 확충 등이 추진되며, 생활·위생인프라 개선을 통해 상하수도 정비, 보행 환경 개선, 공동이용시설 확충 등이 이루어진다. 노후주택정비사업을 통해 기초생활수급자 및 차상위계층을 중심으로 집수리, 슬레이트 지붕 개량, 단열 및 설비 개선 등이 지원되며, 무허가 건축물 및 주택 내부 수리를 지원한다는 점에서 타 사업과 차

Table 1. Annual Selection of Saeddeul-Maeul Project Areas

Year	Rural Area	Urban Area	Total
2015	55 (64.7)	30 (35.3)	85
2016	44 (66.7)	22 (33.3)	66
2017	35 (68.6)	16 (31.4)	51
2018	-	-	-
2019	72 (70.6)	30 (29.4)	102
2020	105 (84.0)	22 (17.6)	125
2021	80 (83.3)	16 (16.7)	96
2022	58 (85.3)	10 (14.7)	68
2023	80 (87.9)	11 (12.1)	91
2024	108 (90.0)	12 (10.0)	120
2025	105 (89.0)	13 (11.0)	118
Total	742 (80.5)	182 (19.7)	924

Source: Presidential Committee for Decentralization and Balanced Development (2025) (in Korean)

Table 2. Comparison of Key Indicators between Saeddeul-Maeul Areas and National Average

Category	Selected Areas	National Average
Substandard Road Rate	73.8	27.0
Sewerage Service Non-coverage Rate	28.6	4.9
Urban Gas Non-coverage Rate	84.5	14.3
Rate of Deteriorated Housing	74.5	25.8

Source: Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2025) (in Korean)

별성을 가진다. 또한 주민역량강화 및 휴먼케어 사업을 통해 돌봄, 건강관리, 공동체 프로그램 운영, 주민 교육 및 참여 프로그램이 병행된다(국토교통부·지방시대위원회, 2024).

이와 같이 도시 새뜰마을사업은 물리적 환경 정비 뿐 아니라 주민 참여와 공동체 기반 프로그램을 함께 추진하는 통합적 사업 구조를 특징으로 한다. 특히 지자체는 마스터플랜 수립 과정에서 주민 의견 수렴과 협의체 운영 등을 통해 지역 특성과 수요를 반영하도록 하고 있으며, 사업 시행 단계에서도 주민 참여 프로그램을 병행함으로써 사업의 지속성과 지역 적합성을 높이고자 한다.

2.2 선행연구 검토

2.2.1 새뜰마을사업 관련 선행연구

새뜰마을사업과 관련한 기존 연구는 크게 사업의 제도 설계 및 추진체계에 관한 연구와 사업 성과 및 정책 효과를 분석한 연구, 주민 만족도를 분석한 연구로 구분할 수 있다.

먼저 사업의 제도 설계와 추진체계를 분석한 연구들이 수행되었다. 임정민 외(2016)는 새뜰마을사업의 조속한 정착을 위해 초기 사업의 추진 현황을 분석하고, 대상지 선정과 계획 수립, 주민 참여 방안 등 사업추진 체계 구축 방향을 제시하였다. 또한 사업 추진 과정에 대한 모니터링과 평가지표를 제안함으로써 정책운영의 기초적인 관리 체계를 마련하였다. 권기욱·백민석(2017)은 충북 청주시와 제천시의 새뜰마을사업을 대상으로 참여 주체에 대한 심층 면접을 실시하여 사업 추진 과정에서 나타나는 제도적 문제점을 분석하였으며, 공공의 주민지원 역할 강화의 필요성과 함께 정책의 급속성과 성과 관리를 고려한 단기 및 중장기 사업 추진 전략의 필요성을 제기하였다. 서수정·이영하(2019)는 새뜰마을사업의 국비 지원 체계 개선을 위해 공모 과정에서 발생하는 행정 부담 완화의 필요성을 제기하고, 주거쇠퇴지

수와 등급 체계를 활용한 대상지 선정 기준과 선정 절차 개선 방안을 제안하였다. 최영완 외(2023)는 경남 농어촌지역을 대상으로 전문가 AHP 분석을 실시하여 기존 가이드라인 평가 결과와 AHP 중요도 조사 결과를 반영한 평가 결과를 비교한 결과 주요 평가 지표 간 유의한 상관관계가 나타남을 확인하였다.

한편, 새뜰마을사업의 성과와 정책 효과를 분석한 연구도 이루어졌다. 이영환 외(2021)는 2015년 도시지역 선정지구 30개소를 대상으로 사업 참여주체의 인식을 분석하여 새뜰마을사업이 주거취약지역 개선 측면에서 일정한 정책 성과를 달성하고 있음을 확인하였다. 또한 현장 여건을 반영한 신청 기준과 선정 기준 지표의 보완 필요성과 함께 2단계 분리형 사업 추진 방식을 제안하였다. 최근에는 국토교통부(2024)가 도시 새뜰마을사업 추진 이후 약 10년간의 사업 운영을 모니터링하여 사업 성과를 종합적으로 분석하고, 사업 단계와 유형에 따른 제도 개선 방향을 제시하였다.

또한 주민의 만족도를 분석한 연구도 수행되었다. 강기훈·김성길(2019)은 부여군 부여읍 구교 1·3리 새뜰마을사업 사례를 대상으로 주민 참여 프로그램이 노인의 공동체 의식과 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석하였으며, 문화·복지 프로그램과 주민 역량강화 활동이 공동체 의식 형성에 긍정적인 영향을 미치는 점을 확인하였다. 전희재 외(2019)는 새뜰마을사업 우수사례로 선정된 광주 발산마을과 진주 비봉·옥봉지구를 대상으로 하였음에도, 거주 만족도와 사업 인지도는 비교적 낮은 수준으로 나타났으며, 주거 환경 및 생활 인프라 개선에 대한 불만이 일정 수준 이상 존재한다고 지적하였다. 김고원 외(2020)는 동일 사례를 대상으로 사업 주요 내용과 범죄 안전에 대한 인식을 분석하여 새뜰마을사업이 취약 주거 환경 개선에는 일정 부분 성과가 있으나, 생활 인프라 개선은 상대적으로 미흡하며 특히 범죄 예방시설의 부족 문제를 제기하였다.

2.2.2 유관사업 관련 선행연구

본 연구의 분석 대상인 새뜰마을사업은 쇠퇴한 지역의 활성화와 주거환경개선을 목적으로 한다는 점에서 도시재생사업, 마을만들기사업과 정책적 지향점을 공유한다. 이에 유관 사업에서 적용한 연구 방식과 분석 주안점에 따라 크게 세 가지 차원에서 선행연구를 고찰하여 본 연구 모형의 학술적 근거를 보완하고자 한다.

먼저 사업의 성과를 평가하고 주민 만족도를 결정하는 요인에 관한 연구들이 수행되었다. 문재홍·김종진(2018)은 전주시 도시재생 사례를 바탕으로 물리적 시설, 관리 시스템, 접근성 등이 주거 만족도에 정(+)의 영향을 미침을 확인하였으며, 박희정 외(2018)는 영주시 도시재생사업을 대상으로 사업 초기에는 공동체적 요인이 우세하다가 하드웨어 정비 완료된 시점에는 물리적 요인이 결합되어 장기적 만족도를 견인함을 시계열적으로 밝혔다. 구기환·김세용(2023)은 전국 단위 도시재생뉴딜사업 주민을 대상으로 SOC 기반시설 개선, 공동체 활성화, 지역경제 활성화 순으로 만족도에 긍정적인 영향을 미침을 실증하였다. 이어 노진현·이재우(2025)는 대전 신탄진 도시재생사업을 대상으로 사회적 사업성과가 전반적 만족도에 미치는 영향을 고찰하여, 공동체 의식의 변화가 주민 만족도를 결정하는 가장 핵심적인 요인임을 규명하였다. 나아가 김민호·이종건(2021)과 진연화·황재훈(2024)은 물리적 환경 개선이 주민 참여와 공동체 의식을 매개로 최종 만족도에 영향을 미치는 이중 매개 구조를 확인하였다.

지역 공동체 역량 등 정성적 성과를 고찰한 연구들도 수행되었다. 안현진 외(2019)는 전국 11개 근린재생형 선도사업 지역을 대상으로 커뮤니티 역량과 정성적 유대감 등 정성적 성과를 입증하며 예산 집행 중심 평가의 한계를 지적하였다. 채성만·주창범(2019)은 물리적 정비 수준을 통제한 상태에서도 주민 간 상호 신뢰와 이웃 관계망이 삶의 질 향상으로

이어짐을 실증하였으며, 이나영(2021)은 주민 조직의 자율성과 다원적 네트워크 형성 수준이 재생 역량 강화와 삶의 만족도 향상으로 이어지는 결정적 선행 경로를 규명하였다.

마지막으로 참여 주체 간의 인식 격차와 평가 체계의 상이성을 비교한 연구들도 추진되었다. 강맹훈 외(2017a, 2017b)는 주민과 전문가 집단이 도시재생 성과를 평가하는 기준과 주요 요인이 통계적으로 명확히 상이함을 실증하였으며, 김주현·김한수(2021)는 사업 집행을 중심의 마을 리더와 생활 밀착성 중심의 일반 주민 간 평가 격차를 도출하여 일반 주민의 역량 강화와 실질적 참여의 필요성을 시사하였다.

이상의 유관 사업 선행연구들을 종합하면, 사업의 궁극적인 체감 효과는 단순히 물리적 시설의 개선이라는 ‘사업 성과’뿐만 아니라 주민 참여와 거버넌스 등 ‘추진 과정’과도 밀접하게 관련될 수 있음을 시사한다. 또한 비물리적 성과와 공동체 역량이 주민의 삶의 질 향상으로 이어지는 중요한 선행 요인임이 확인되었으며, 참여 주체 간에는 성과와 추진 과정을 평가하는 기준에 차이가 있을 수 있다는 점도 일관되게 제기되어 왔다. 이러한 논의는 추진 과정과 성과 만족도, 그리고 참여 주체 간 인식 차이를 포괄하는 다차원적 분석의 필요성을 시사한다.

2.3 연구의 차별성

이러한 선행연구에서 제기된 다차원적 분석의 필요성에 입각하여 본 연구의 차별성을 기술하면 다음과 같다.

첫째, 기존 새뜰마을사업 관련 연구는 사업 참여 주체의 인식이나 공동체 효과를 분석한 사례도 일부 존재하나, 주민과 행정의 인식 차이나 사업의 추진 과정 및 성과 만족도가 종합적인 사업효과의 인식에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 실증적 분석은 상대적으로 제한적이다. 유관 사업 선행연구에서도 주민-전문가 간 또는 주민-마을리더 간의 인식 격차는

일부 확인되었으나, 사업을 직접 집행하는 공무원과 주민 간의 인식 차이를 동일한 사업 내에서 실증적으로 비교·분석하고, 정책 대상자의 체감 성과와 행정적 평가 결과 간의 관계를 체계적으로 검증한 연구는 아직 부족한 실정이다. 또한 기존 연구는 특정 사업 지역을 대상으로 사업 종료 이후의 성과를 평가하는 경우가 많아 전국 단위의 일반화에 한계가 있었다.

이에 본 연구는 2024년 국비가 교부된 도시지역 새뜰마을사업 전국 49개 사업지를 대상으로 주민과 공무원의 설문조사를 활용하여 사업추진과정만족도와 사업성과만족도가 사업효과인식에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고, 행정적 추진실적평가 결과와 정책 수혜자의 체감 인식 간의 관계를 종합적으로 검토한다. 특히 설문조사 시점과 사업 추진 시점이 일치하는 지역을 연구 대상으로 한정함으로써, 사업 완료 이후의 회고적 평가가 아닌 사업 추진 과정과 성과가 동시에 체감되는 시점의 주민 인식을 분석한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가진다.

3. 설문조사 설계 및 구성

3.1 설문조사 개요

도시 새뜰마을사업의 추진 과정과 성과에 대한 만족도, 그리고 실제 주민이 체감하는 사업효과를 실증적으로 분석하기 위해 설문조사를 실시하였다. 조사 개요는 Table 3과 같다.

조사 대상은 2024년 국비를 교부받아 사업이 추진된 전국의 도시지역 새뜰마을사업 49개소(2021년~2024년 선정 사업지)를 공간적 범위로 설정하였다. 설문 대상은 정책의 직접적인 수혜자인 주민과 사업을 담당하는 공무원으로 구성하여, 정책 수요자와 공급자 간의 인식을 비교·분석할 수 있도록 설계하였다. 표본 추출 과정에서 발생할 수 있는 지

Table 3. Summary of Survey

Category	Content
Survey Target	49 urban saeddeul-maeul project sites that received national funding in 2024 (selected 2021~2024)
Survey Period	2024.12.05.~12.18. (14 days)
Survey Method	A visit survey using a structured questionnaire
Sampling Method	Quota Sampling (min. 10 residents, 1 official per site)
Response (n)	Residents: 548 Officials: 79

리적·시기적 편증을 방지하고 개별 사업지별 최소 분석 단위를 안정적으로 확보하고자, 각 사업지별로 주민 최소 10인 및 담당 공무원 1인 이상을 유효 응답의 하한선으로 설정하는 할당표본추출(Quota Sampling) 방식을 적용하였다. 조사 결과, 49개 전체 대상지에서 설정된 최소 유효 기준선을 모두 상회하는 응답을 확보하였으며, 최종적으로 주민 548부, 공무원 79부 등 총 627부의 유효응답 표본을 수집하였다. 본 조사는 2024년 12월 5일부터 12월 18일까지 실시하였으며, 구조화된 설문지를 활용한 대면 조사 방식으로 수행하였다.

3.2 설문조사 내용 및 지표 구성

새뜰마을사업의 핵심 정책 목표와 세부 사업 내용을 반영하여 설문 영역을 설계하였다. 설문 영역은 연구 목적에 따라 사업추진과정 만족도, 사업성과만족도, 사업효과 인식의 세 가지 범주로 구성하였다. 사업추진과정 만족도는 행정 추진 과정에서의 절차적 질을 측정하고, 사업성과 만족도는 단위 사업 유형별 체감 성과를 평가하며, 사업효과 인식은 물리적 환경 변화를 넘어 사회적·심리적 변화까지 포괄하는 정책적 효과를 측정하기 위해 설계하였다.

Table 4. Construction of Satisfaction and Perceived Effect Indices

Index	Item
Satisfaction with Implementation Process	Reflection of Residents' Opinions
	Smoothness of Project Implementation
Satisfaction with Project Outcomes	Safety Improvement
	Improvement of Living and Sanitation Infrastructure
	Housing Improvement
	Residents' Capacity Building and Human Care
Perceived Project Effects	Improvement in the Residential Environment
	Improvement in Quality of Life
	Community Revitalization

Note: Measured using a five-point Likert Scale

각 범주의 구체적인 문항 구성은 Table 4와 같으며, 모든 문항은 5점 리커트(Likert) 척도로 측정하였다.

통계분석에 앞서 탐색적 요인분석을 실시하여 설문 문항의 구성 타당성을 검토하고 변수를 구성하였으며, 신뢰도 분석을 통해 문항 간 내적 일관성을 검증하였다. 신뢰성이 확보된 항목들의 산술 평균값을 산출하여 통합 지수화한 후 실증분석의 기초 자료로 활용하였다.

한편, 본 연구에서 활용되는 추진실적평가 등급의 객관적 기준을 규명하기 위해 국토교통부의 평가 체계를 검토하였다. 추진실적평가는 사업 기획, 사업 추진, 사업 성과, 사후 관리의 4개 영역을 연차별 배점 기준에 따라 100점 만점으로 평가하며, 합계 점수 상위 20%는 A등급, 상위 20~80%는 B등급, 하위 20%는 C등급으로 분류된다. 세부 배점 기준은 Table 5와 같다. 이러한 평가 체계는 주민의 체감과 무관하게 행정적으로 부여되는 지표로, 본 연구에서는 추진실적평가 등급에 따른 주민 만족도 및 효과 인식의 차이를 분석하고, 위계적 회귀분석에서 사업기간 성과 수준의 이질성을 통제하기 위한 변수로 활용하였다.

Table 5. Performance Evaluation Items and Scoring Criteria

Stage	Evaluation Items	Points by Project Year		
		1st Year	2nd Year	3rd Year & After
Project Planning	Appropriateness of Project Implementation System	20	10	10
	Resident and Community Participation	20	20	10
	Validity of Project Plan	10	10	-
Project Execution	Project Progress & Budget Execution Rate	30	30	30
	Efficiency of Project Implementation Process	10	20	20
Project Outcomes	Improvement of Socioeconomic Indicators	-	-	5
	Improvement of Physical Indicators	10	10	15
Post Management	Management Plan for Community Facilities	-	-	5
	Establishing a Foundation for Sustainability	-	-	5
Total		100	100	100

Note: Evaluation method: only 'Project Progress & Budget Execution Rate' is evaluated quantitatively, while all other items are evaluated qualitatively.

4. 실증분석 결과

4.1 응답자 특성

구체적인 실증분석에 앞서 주민 응답자의 특성을 파악하기 위해 기술통계분석을 실시하였으며, 그 결과는 Table 6과 같다.

주민 응답자의 성별은 여성이 307명(56.0%)으로 남성 227명(41.4%)보다 높은 비중을 차지하였다. 연

령대는 70대 이상이 261명(47.6%)으로 가장 많았고, 60대가 167명(30.5%)으로 나타나 전체의 78.1%가 60대 이상 고령층인 것으로 나타났다. 직업은 무직(32.3%)과 전업주부(29.6%)가 절반 이상을 차지한 반면, 자영업(17.2%) 및 회사원(6.8%)은 낮은 비중을 보였다. 이는 조사지역이 경제활동 참여도가 낮은 인구 집단을 중심으로 구성되어 있음을 시사한다. 또한 거주기간은 20년 이상 장기 거주자가 422명(77.0%)으로 가장 많았으며, 10~20년 거주자가 72명(13.1%)으로 나타났다. 반면 10년 미만 거주자는 54명(9.9%)에 불과하여 사업지의 정주성이 매우 높은 특성을 보였다.

사업의 선정연도 별 분포를 살펴보면, 2021년 선정지 16개소·191명(34.8%), 2022년 선정지 10개소·104명(19.0%), 2023년 선정지 11개소·126명(23.0%), 2024년 선정지 12개소·127명(23.2%)으로 구성되었다. 2021년 선정지의 비중이 상대적으로 높은 것은 해당 연도의 신규 선정 사업지 수가 많았던 실제 모집단 현황에 기인한 것으로, 본 연구에서는 할당표본추출 방식을 적용하여 사업지별 최소 유효 응답 수를 확보하였다. 추진실적평가 등급별 응답자 구성은 A등급 9개소·91명(16.6%), B등급 32개소·374명(68.2%), C등급 8개소·83명(15.2%)으로 분석되어 B등급에 다소 집중되는 경향을 보였다. 이는 매년 우수(A) 및 미흡(C) 등급의 비율이 각각 20% 미만을 형성하는 새뜰마을사업의 실제 평가 등급 분포를 충실히 반영한 결과이며, 표본 구성의 인위적 편중이 아닌 모집단의 확률적 특성이 그대로 투영된 것으로 해석할 수 있다.

이러한 응답자 특성은 새뜰마을사업 대상지의 사회·경제적 여건을 적절히 반영한 결과로 볼 수 있으며, 사업의 실질적인 정책수혜 대상 집단과 높은 정합성을 보인다. 또한 사업의 선정연도 및 추진실적평가 등급에 따른 집단 간 이질성이 모형 내에 균형 있게 포함되어 있어 실증분석에 적합한 자료로 판단된다.

Table 6. Demographic Characteristics of Residents

Classification		(n)	(%)
Gender	Male	227	41.4
	Female	307	56.0
	Non-Response	14	2.6
Age	20s	3	0.5
	30s	11	2.0
	40s	21	3.8
	50s	83	15.1
	60s	167	30.5
	Over 70s	261	47.6
	Non-Response	2	0.4
Length of residence	Under 5 Years	23	4.2
	5~10 Years	31	5.7
	10~20 Years	72	13.1
	Over 20 Years	422	77.0
Occupation	Employed	37	6.8
	Self-Employed	94	17.2
	Homemaker	162	29.6
	Unemployed	177	32.3
	Other	75	13.7
	Non-Response	3	0.5
Project Selection Year	2021 (16 Sites)	191	34.8
	2022 (10 Sites)	104	19.0
	2023 (11 Sites)	126	23.0
	2024 (12 Sites)	127	23.2
Performance Evaluation Grades	Grade A (9 Sites)	91	16.6
	Grade B (32 Sites)	374	68.2
	Grade C (8 Sites)	83	15.2

4.2 측정 도구의 신뢰성 및 타당성 검증

설문 문항의 구성 타당성을 검증하고, 만족도 및 사업효과인식 지수의 개념적 구조를 확인하기 위해 탐색적 요인분석을 실시하였다(Table 7). 분석에 앞서 표본의 요인분석 적합성을 검토한 결과, KMO 표본적합도 지수는 0.915로 매우 우수한 수준을 보였으며, Bartlett의 구형성 검정 또한 통계적으로 유의하게 나타나($\chi^2=3467$, $df=36$, $p<.001$) 요인분석을 수행하기에 적합한 자료임이 확인되었다.

요인추출은 주축요인법(principal axis factoring)을 적용하였고, 요인 수는 고유값 1.0 이상을 기준으로 결정하였다. 요인 간 독립성 확보를 위해 varimax 직교회전을 사용하였으며, 그 결과 총 3개의 요인이 도출되었다. 이들 요인의 누적 설명력은 65.7%로 나타났다. 문항의 신뢰성을 확인하기 위한 Cronbach's α 계수값은 요인별로 0.867, 0.884, 0.710으로 내적

일관성을 유지하는 것으로 나타났다.

요인별 구성 내용을 살펴보면, 제 1요인은 생활·위생인프라 개선(0.732), 주민역량강화 및 휴먼케어(0.672), 안전확보(0.631), 노후주택정비(0.608) 문항이 높은 적재량을 보여 '사업성과만족도'를 반영하는 요인으로 해석되었다. 제 2요인은 삶의 질 향상(0.787), 주거환경개선(0.716), 주민공동체 활성화(0.639) 문항이 주요하게 적재되어 '사업효과인식'을 나타내는 요인으로 확인되었다. 제 3요인은 주민의견반영(0.749)과 사업추진원활성(0.448³⁾) 문항이 적재되어 '사업추진과정만족도'를 설명하는 요인으로 해석되었다.

탐색적 요인분석 결과는 본 연구에서 사전에 설정한 만족도 및 사업효과인식 지수의 개념적 구분을 통계적으로 뒷받침한다. varimax 회전을 통해 요인 간 독립성이 확보되었으므로, 이후 회귀분석에서 다

Table 7. Exploratory Factor Analysis Results (Rotated Factor Loadings)

Variable	Factor		
	F1	F2	F3
Improvement of Living and Sanitation Infrastructure	0.732	-	-
Residents' Capacity Building and Human Care	0.672	-	-
Safety Improvement	0.631	-	-
Housing Improvement	0.608	-	-
Improvement in Quality of life	-	0.787	-
Improvements in the Residential Environment	-	0.716	-
Community Revitalization	-	0.639	-
Reflection of Residents' Opinions	-	-	0.749
Smoothness of Project Implementation	-	-	0.448
Cronbach's α	0.867	0.884	0.710
Variance (%)	26.9	24.5	14.2
KMO	0.915		
Bartlett	P<.001		

Note: Only factor loadings ≥ 0.40 are reported. F1: Satisfaction with Project Outcomes, F2: Perceived Project Effects, F3: Satisfaction with Project Implementation Process

3) 사업추진원활성 문항의 적재량(0.448)은 상대적으로 낮은 편이나, 기준값(0.40) 이상으로 수용 가능한 수준으로 판단하여 해당 요인에 포함하였다.

중공선성 문제는 낮을 것으로 판단된다. 이에 따라 각 요인별 구성 문항의 산술평균값을 산출하여 통합 지수로 활용하였으며, 사업효과인식 지수(F2)를 후속 회귀분석의 종속변수로, 사업추진과정만족도 지수(F3)와 사업성과만족도 지수(F1)를 독립변수로 활용하였다.

4.3 주민과 공무원 간 인식 차이

도시 새마을사업에 대한 주민과 공무원 집단 간의 인식 차이를 검증한 결과는 Table 8과 같다. 여기서 주민(n=548)과 공무원(n=79) 집단 간 표본 크기의 불균형으로 인해 발생할 수 있는 통계적 왜곡을 제어하고 분석 결과의 강건성을 확보하기 위해, 본 연구에서는 독립표본 t-검정 중 Welch's t-test를 적용하여 유의확률을 도출하였다⁴⁾.

세 요인 모두 평균값이 3.8~4.2 수준으로 나타나

전반적으로 비교적 높은 수준의 평가가 이루어지고 있는 것으로 확인된다. 특히 사업효과 인식(F2)은 주민(4.02점)과 공무원(4.24점) 모두 4점 이상으로 나타나, 도시 새마을사업이 긍정적으로 인식되고 있음을 보여준다. 이러한 결과는 사업이 물리적 환경 개선뿐 아니라 주민의 생활환경 개선에 일정 수준의 성과를 보이고 있음을 시사한다.

사업추진과정만족도(F3)에서는 주민(3.95점)과 공무원(4.01점) 간 통계적으로 유의한 차이는 나타나지 않았고(p=.538), 세부 항목별 분석에서도 두 집단 간 유의한 차이는 확인되지 않았다. 다만 사업추진원활성 항목은 두 집단 모두에서 상대적으로 낮은 만족도를 보였으며, 공무원(3.75점)이 주민(3.77점)보다 다소 낮은 수준으로 나타났다. 이는 설문조사에서 수집된 자유 의견을 종합해 볼 때, 사업 추진 과정에서 계획 대비 사업 추진 속도의 지연이나 계

Table 8. Descriptive Statistics and Group Differences in Satisfaction and Perceived Project Effects

Variable	Residents (n=548)	Officials (n=79)	t	df	P
	Mean±SD	Mean±SD			
F3. Satisfaction with the Implementation Process	3.95±0.79	4.01±0.78	-0.619	102.4	.538
Reflection of Residents' Opinions	4.13±0.84	4.27±0.80	-1.411	105.0	.161
Smoothness of Project Implementation	3.77±0.95	3.75±0.98	0.167	100.3	.868
F1. Satisfaction with Project Outcomes	3.86±0.78	4.04±0.81	-1.852	100.0	.067
Safety Improvement	3.91±0.92	4.06±0.95	-1.354	100.4	.179
Improvement of Living and Sanitation Infra.	3.84±0.95	3.99±0.89	-1.391	104.9	.167
Housing Improvement	3.93±0.92	4.09±0.89	-1.428	103.4	.156
Residents' Capacity Building and Human Care	3.76±0.91	4.01±0.91	-2.341	101.8	.021*
F2. Perceived Project Effects	4.02±0.79	4.24±0.69	-2.544	108.9	.012*
Improvement in the Residential Environment	4.12±0.86	4.37±0.75	-2.708	109.3	.008**
Improvement in Quality of Life	4.04±0.87	4.23±0.75	-2.054	110.8	.042*
Community Revitalization	3.91±0.88	4.11±0.88	-1.979	101.8	.051

Note: Values are Mean ± SD. Welch's t-test (two-tailed) was used to examine differences between residents and officials. *p<.05. **p<.01. ***p<.001.

4) Welch's t-test는 두 집단의 분산과 표본 크기가 상이할 때 자유도(df)를 직접 수정하여 제1종 오류를 엄격히 통제하는 방법론이다. 본 연구의 각 집단 표본 크기(주민 n=548, 공무원 n=79)는 통계적 최소 임계치(집단별 n≥50)를 상회하여 중심극한정리에 의한 분석 결과의 안정성이 확보된다(Hair et al., 2010).

획 수립 단계에서의 기초조사 부족 등 사업 준비 단계의 제약이 일부 존재했기 때문으로 해석된다. 또한 공무원이 사업 추진 과정에서 발생하는 행정적 제약과 실행상의 어려움을 보다 직접적으로 경험하기 때문일 가능성을 시사한다.

사업성과 만족도(F1)를 살펴보면 일부 항목에서 집단 간 차이가 나타났다. 특히 주민역량강화 및 휴먼케어 항목에서 공무원(4.01점)이 주민(3.76점)보다 통계적으로 유의하게 높았다($p<.05$). 이는 비물리적 성과에 대한 두 집단의 체감 수준 차이를 보여준다. 반면, 안전확보, 생활·위생인프라 개선, 노후주택정비 등 물리적 환경 개선 항목에서는 두 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다($p>.05$). 이는 가시적인 물리적 성과에 대해서는 두 집단이 유사한 수준으로 평가하고 있음을 보여준다.

사업효과인식(F2)에서는 집단 간 차이가 가장 뚜렷하게 나타났다. 요인 전체 수준에서 공무원(4.24점)이 주민(4.02점)보다 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났으며($p<.05$), 세부 항목에서도 일관된 방향의 차이가 확인되었다. 주거환경 개선 항목에서는 공무원(4.37점)이 주민(4.12점)보다 통계적으로 유의하게 높게 나타났고($p<.01$), 삶의 질 향상 항목에서도 공무원(4.23점)이 주민(4.04점)보다 통계적으로 유의하게 높은 것으로 확인되었다($p<.05$). 한편, 주민 공동체 활성화 항목에서도 공무원(4.11점)이 주민(3.91점)보다 높았으나, 통계적으로 유의한 차이는 확인되지 않았다($p=.051$).

이상의 결과를 종합하면, 도시 새뜰마을사업의 추진 과정과 물리적 환경 개선 성과에 대해서는 주민과 공무원이 전반적으로 유사 수준을 보이는 것으로 나타났다. 특히 사업 추진 과정에 대한 만족도는 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않아, 사업 추진 과정에 대한 기본적인 인식의 공통성이 형성되어 있음을 확인할 수 있다. 또한 안전확보, 생활·위생인프라 개선, 노후주택정비 등 물리적 환경 개

선 성과에서도 집단 간 유의한 차이가 나타나지 않아, 사업을 통해 나타난 가시적 환경 개선 효과에 대해서는 비교적 일관된 평가가 이루어지고 있는 것으로 해석된다. 반면 비물리적 성과와 삶의 질 향상 및 주거환경 개선의 사업효과인식에서는 공무원이 주민보다 긍정적으로 평가하는 경향이 확인되었다. 이는 공무원은 사업 목표 대비 달성도와 운영 실적 전반을 기준으로 평가하는 반면, 주민은 자신이 직접 경험한 범위 내에서 사업 이전 생활 여건과의 실질적인 변화에 대한 체감을 기준으로 평가하는 데서 비롯된 차이로 해석된다.

4.4 추진실적평가 등급에 따른 인식 차이

2024년도 추진실적평가 등급(A·B·C등급)에 따른 주민의 사업 만족도 및 효과 인식의 차이를 검증하기 위해 집단 간 차이 검정을 실시하였다. 이때 등급별 표본 수의 심한 비대칭성(B등급 68.2% 편중)과 리커트 척도의 서열 데이터 특성을 고려하여, 분석의 통계적 안정성을 확보하고자 비모수 검정인 Kruskal-Wallis 검정을 수행하였다. 사후검정은 불균등 표본 하에서 제1종 오류를 엄격히 통제하는 Dwass-Steel-Critchlow-Fligner(DSCF) 검정을 적용하여 각 등급 간의 개별 격차를 정밀하게 검증하였다. 그 결과는 Table 9와 같다. 집단 간 차이 분석은 정책 수혜자의 체감 인식을 파악하기 위해 주민 응답자만을 대상으로 수행하였다.

분석 결과, 사업추진과정만족도(F3), 사업성과만족도(F1), 그리고 사업효과인식(F2)의 모든 세부 항목에서 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 확인되었다($p<.05$). 사후검정 결과를 살펴보면, 다수의 항목에서 C등급 집단의 만족도가 A 및 B등급 집단에 비해 유의하게 낮게 나타났으며, 일부 항목에서는 A등급과 B등급 간 차이가 나타나지 않는 패턴($A=B>C$)이 확인되었다. 이는 추진 실적이 일정 수준(B등급 이상)에 도달할 경우 물리적 환경 개선 관련 만족도가

Table 9. Differences in Satisfaction and Perceived Project Effects by Performance Evaluation Grades

Variable	χ^2 (df=2)	p	Post Hoc (DSCF)		
			A-B	A-C	B-C
F3. Satisfaction with Implementation Process	23.84***	<.001	n.s.	***	***
Reflection of Residents' Opinions	23.15***	<.001	n.s.	***	***
Smoothness of Project Implementation	21.07***	<.001	n.s.	**	***
F1. Satisfaction with Project Outcomes	13.82***	<.001	n.s.	**	**
Safety Improvement	10.17**	.006	n.s.	*	**
Improvement of Living and Sanitation Infrastructure	6.60*	.037	n.s.	n.s.	*
Housing Improvement	8.39*	.015	n.s.	*	*
Residents' Capacity Building and Human Care	21.18***	<.001	**	***	*
F2. Perceived Project Effects	8.25*	.016	n.s.	*	*
Improvement in the Residential Environment	8.90*	.012	n.s.	n.s.	*
Improvement in Quality of Life	7.56*	.023	n.s.	n.s.	**
Community Revitalization	16.11***	<.001	**	**	n.s.

Notes: Kruskal-Wallis test with Dwass-Steel-Critchlow-Fligner post hoc test was used. Analysis was conducted on residents only(n=548). *p<.05, **p<.01, ***p<.001. n.s.=not significant.

유사한 수준으로 수렴되는 경향이 있음을 시사한다.

주민역량강화 및 휴먼케어 만족도는 세 집단 간 모든 비교에서 통계적으로 유의한 차이가 확인된 유일한 항목으로, A>B>C의 단계적 패턴이 나타났다. 이는 비물리적 사업 영역에서 추진실적평가와 주민 체감 만족도 간의 관련성이 상대적으로 더 뚜렷할 가능성을 보여준다.

또한 주민공동체 활성화에 대한 효과 인식의 경우 A등급이 B 및 C등급보다 유의하게 높았으나, B등급과 C등급 간에는 유의한 차이가 나타나지 않는 패턴(A>B=C)이 확인되었다. 이는 주민공동체 활성화 효과가 상대적으로 우수한 사업지에서 보다 뚜렷하게 나타날 가능성을 시사한다.

한편, 생활·위생인프라 개선 만족도와 주거환경 개선과 삶의 질 향상에 대한 효과 인식에서는 B등급과 C등급 간에만 유의한 차이가 나타났으며(B>C), A등급과 C등급 간에는 유의한 차이가 없는 역설적 양

상이 관찰되었다. 이는 우수 등급을 받은 사업지라 할지라도, 실제 수혜 주민들이 체감하는 거주 여건의 질적 변화나 심리적 만족도는 하위 등급 지역과 비교해서 뚜렷한 변별력을 갖지 못하고 있음을 의미한다. 이러한 양상은 추진실적평가의 평가지표 중 '사업추진·집행률'이 단일 항목 중 가장 높은 배점(30점, 정량평가)을 차지하고 있는 제도적 구조에서 기인한 것으로 판단된다(Table 5 참조). 즉, 실제 물리적 공정률이 미비하더라도 예산(국비) 집행 실적 만으로도 우수한 등급을 획득할 수 있는 현행 성과 관리 체계의 한계점이 주민의 실질적 체감도와와의 괴리를 야기하고 있는 것이다. 결과적으로 행정 평가상의 수치와 정책 수혜자 인식 사이의 불일치가 실증적으로 확인되었으며, 주민이 실질적인 물리적 환경 개선에 따른 주거환경 개선이나 삶의 질 향상을 온전히 느끼지 못할 가능성을 시사한다.

이러한 결과를 종합하면, 추진실적평가 등급이 높

5) 생활·위생인프라 개선 사업은 공동이용시설 설치 등 전체 사업 중 사업비의 높은 비중을 차지하는 세부 사업이 포함되어 있어 예산 집행률에 가장 영향을 미치는 사업이다.

을수록 전반적인 사업 만족도와 효과 인식이 높은 경향이 확인되지만, 그 영향은 모든 항목에서 동일하게 나타나기보다는 사업 유형에 따라 차별적으로 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 특히 물리적 환경 개선 항목에서는 일정 수준 이상의 사업 성과가 확보될 경우 집단 간 만족도가 유사하게 나타나는 경향이 확인된 반면, 주민역량강화 및 휴먼케어, 주민공동체 활성화와 같은 비물리적 영역에서는 평가 등급에 따른 차이가 보다 뚜렷하게 나타났다. 한편 일부 물리적 환경 개선 항목에서는 A등급과 C등급 간 유의한 차이가 나타나지 않는 역설적 양상이 확인되었으며, 이는 예산 집행률 중심의 현행 평가 체계가 주민의 실질적 체감도를 충분히 반영하지 못할 수 있음을 시사한다.

이는 도시 새뜰마을사업의 성과가 단순한 물리적 환경 개선뿐 아니라 주민 참여와 공동체 기반 프로그램의 운영 수준과 밀접하게 관련될 가능성을 보여준다. 이에 다음 절에서는 위계적 회귀분석을 통해 사업효과 인식에 영향을 미치는 구조를 보다 구체적으로 검증하고자 한다.

4.5 사업효과인식의 영향 요인분석

사업효과인식에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였으며, 분석 결과는 Table 10과 같다. 종속변수는 사업효과 인식 지수이며, 통제변수(모형 1), 사업추진과정만족도(모형 2), 사업성과만족도(모형 3)를 순차적으로 투입하는 3단계 모형을 구성하였다.

모형 1에서는 세 가지 통제변수를 투입하였다. 첫째, 응답자 유형(주민/공무원)은 동일한 사업에 대해 평가 주체의 입장과 정보 접근성이 상이하여 사업효과 인식 수준에 차이를 유발할 수 있으므로 통제변수로 설정하였다. 둘째, 추진실적평가 등급은 행정적으

로 부여된 사업성과 수준을 반영하는 외생적 지표로, 이를 통제하지 않을 경우 등급 간 이질성이 독립변수의 효과 추정을 교란할 수 있다. 셋째, 선정연도는 사업추진 단계에 따른 주민 경험의 차이를 반영하는 변수로, 단계별 이질성을 통제하기 위해 투입하였다.

모형 1의 분석 결과, 모형의 총 설명력은 6.7%로 나타났다($R^2=0.067$, $F=7.45$, $p<.001$). 세부 변수별 유의성을 살펴보면, 주민은 공무원(기준집단)에 비해 사업효과인식 수준을 유의하게 낮게 평가하는 것으로 확인되었다($B=-0.207$, $p<.05$). 추진실적평가 등급의 경우, 미흡단계인 C등급 집단이 B등급(기준집단)에 비해 효과인식이 유의미하게 낮았다($B=-0.602$, $p<.001$). 선정연도에서는 기준연도인 2023년 대비 2021년($B=-0.178$, $p<.05$)과 2022년($B=-0.264$, $p<.01$)의 사업효과인식이 유의미하게 낮게 나타난 반면, 2024년은 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 중·후기기에 진입한 2021·2022년 선정지가 2023년 대비 낮은 효과 인식을 보이는 반면, 최근 선정된 2024년은 2023년과 통계적으로 구별되지 않는 수준임을 의미한다.

사업추진과정만족도 변수군을 추가 투입한 모형 2의 분석 결과, 모형의 총 설명력은 44.4%로 나타났다($R^2=0.444$, $Adj. R^2=0.437$, $F=61.8$, $p<.001$). 모형 1→2의 ΔR^2 는 0.377로, 사업추진과정만족도 변수 2개의 추가만으로 설명력이 37.7% 증가하였다($P<.001$). 이는 투입 변수 수 대비 설명력 기여가 매우 효율적임을 나타낸다. 세부 변수별 영향력을 살펴보면, 주민의견반영($B=0.278$, $p<.001$)과 사업추진원활성($B=0.352$, $p<.001$) 모두 사업효과인식에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 검증되었다. 한편, 이 단계에서 선정연도의 모든 더미변수는 통계적 유의성을 상실하였으며, 추진실적평가의 유의성도 소멸하였다. 이는 사업추진과정만족도 변수의

6) 도시 새뜰마을사업은 사업 추진이 5~6년 이상 되는 곳이 적지 않으며, 2024년 12월 말 기준 2019년도 선정 사업 30개소 중 10개소(33.3%), 2020년도 선정 사업 22개소 중 21개소(95.5%)가 추진 중이었기에, 3·4년 차를 중·후기 단계로 표현하였다.

Table 10. Hierarchical Regression Results for Perceived Project Effects (Dependent Variable: Perceived Project Effects)

Variables		Model 1	Model 2	Model 3
Intercept		4.368*** (0.101)	1.721*** (0.158)	0.878*** (0.145)
Satisfaction with Implementation Process	Reflection of Residents' Opinions		0.278*** (0.034)	0.137*** (0.031) $\beta=0.148$
	Smoothness of Project Implementation		0.352*** (0.030)	0.158*** (0.028) $\beta=0.194$
	Safety Improvement			0.138*** (0.032) $\beta=0.165$
Satisfaction with Project Outcomes	Improvement of Living and Sanitation Infrastructure			0.088** (0.033) $\beta=0.107$
	Housing Improvement			0.125*** (0.032) $\beta=0.147$
	Residents' Capacity Building and Human Care			0.183*** (0.032) $\beta=0.215$
Respondent Type (Reference: Officials)	Residents-Officials	-0.207* (0.092)	-0.167* (0.071)	-0.098 (0.060) $\beta=-0.126$
Performance Evaluation Grades (Reference: B)	A-B	0.090 (0.088)	0.164* (0.068)	0.054 (0.059) $\beta=0.069$
	C-B	-0.602*** (0.120)	-0.046 (0.096)	-0.002 (0.082) $\beta=-0.003$
	2021-2023	-0.178* (0.077)	-0.084 (0.059)	-0.046 (0.052) $\beta=-0.059$
Project Selection Year (Reference: 2023)	2022-2023	-0.264** (0.096)	0.000 (0.075)	0.085 (0.064) $\beta=0.109$
	2024-2023	0.029 (0.093)	0.063 (0.072)	0.131* (0.062) $\beta=0.168$
R ²		0.067	0.444	0.602
Adj. R ²		0.058	0.437	0.595
ΔR^2		-	0.377	0.158
F		7.45***	61.8***	77.5***
N			627	

Note: Unstandardized coefficients are reported with standard errors in parentheses. β indicates standardized coefficients in Model 3. * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$.

투입이 연도별·등급별 집단 차이를 상당 부분 흡수하고 있음을 보여준다. 반면 응답자 유형은 이 단계에서도 유의성을 유지하였으며($B=-0.167, p<.05$), 추진실적평가 A등급은 B등급 대비 유의하게 높은 효과 인식을 나타냈다($B=0.164, p<.05$).

최종단계인 모형 3은 사업성과만족도 변수군을 추가 투입한 최종 모형으로, 총 설명력은 60.2%로 나타났다($R^2=0.602$, Adj. $R^2=0.595$, $F=77.5$, $p<.001$). 모형 2→3의 ΔR^2 는 0.158로, 사업성과만족도 변수 4개를 추가했음에도 모형 1→2의 ΔR^2 (0.377)에 비해 설명력 증가가 상대적으로 작다($p<.001$). 이는 사업추진과정만족도가 사업성과만족도보다 사업효과인식을 설명하는 데 더 강력한 변수군임을 실증하는 결과로, 사업 추진 과정의 절차적 요소가 최종 효과 인식 형성의 더 핵심적인 선행 조건임을 보여준다. 새롭게 투입된 성과 관련 변수들은 모두 사업효과인식에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 최종 모형의 표준화 계수를 기준으로 각 변수의 상대적 영향력을 살펴보면, 주민역량강화 및 휴먼케어($\beta=0.215$)가 가장 큰 영향력을 미치는 변수로 나타났으며, 다음으로 사업추진원활성($\beta=0.194$), 안전확보($\beta=0.165$), 주민의견반영($\beta=0.148$), 노후주택정비($\beta=0.147$), 생활·위생인프라 개선($\beta=0.107$) 순으로 나타났다. 다중공선성을 점검한 결과 모든 변수의 VIF 값이 1.56 이하로 확인되어, 변수 간 독립성이 충분히 확보되었으며, 이는 위의 표준화 계수에 기반한 상대적 영향력 비교가 통계적으로 신뢰 가능한 해석임을 뒷받침한다.

최종 모형에서의 통제변수 변화 추이를 검토한 결과, 초기 모형에서 유의미했던 응답자 유형과 추진실적평가 등급은 통계적 유의성이 소멸하며 비유의하게 변화하였다. 구체적으로 응답자 유형의 계수는

$B=-0.207$ 에서 $B=-0.098$ 로 크기가 축소되었으며, C등급의 계수는 $B=-0.602$ 에서 $B=-0.002$ 로 축소되어 두 변수 모두 최종 모형에서 통계적 유의성을 상실하였다. 이러한 계수 감쇠는 두 변수와 사업효과인식이 공유하는 분산의 상당 부분이 사업추진과정 및 사업성과만족도 변수에 의해 설명됨을 의미한다. 즉, 추진실적평가 등급이 높은 사업지일수록 사업추진과정 및 사업성과만족도도 높게 나타나는 경향이 있어, 만족도 변수를 통제한 이후 등급 자체의 순수 효과가 축소된 것으로 해석된다. 다만 이를 매개효과로 단정하기 위해서는 별도의 매개분석이 요구되므로, 본 연구에서는 계수 감쇠의 패턴을 확인하는 수준에서 해석을 제한한다.

반면, 선정연도의 경우 최종 모형(모형 3)에서도 2024년만이 기준연도(2023년) 대비 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향력을 유지하였다($B=0.131, p<.05, \beta=0.168$). 이는 사업추진과정 및 사업성과만족도를 통제한 이후에도, 2024년 신규 선정지에 잔존하는 독립적 효과가 존재함을 의미한다. 이러한 결과는 신규 사업 확정에 따른 기대감과 함께 마스터플랜 수립 전 ‘우선사업’을 통한 초기 성과 경험의 복합적으로 작용한 결과로 해석될 수 있다. 한편 2021년, 2022년은 최종 모형에서 유의성을 상실하였는데, 이는 해당 단계 사업지에서의 효과인식 차이가 사업추진과정 및 사업성과만족도에 의해 충분히 설명됨을 의미한다.

이러한 결과는 도시 새마을사업에서 사업효과인식이 단순한 물리적 성과에 의해 결정되는 것이 아니라, 사업 추진 과정의 절차적 요소와 주민역량강화 및 휴먼케어와 같은 비물리적 성과에 의해 보다 크게 영향을 받을 수 있음을 시사한다. 또한 행정적 평가지표보다 정책 수혜자가 현장에서 체감하는

7) 도시 새마을사업에서는 사업 1년 차 마스터플랜 확정 전이라도 국토교통부의 승인을 거쳐 안전 확보, 생활·위생인프라 개선, 노후주택 정비 중 즉시 집행이 필요한 하드웨어(H/W) 사업을 초기에 착공할 수 있는 ‘우선사업’ 제도를 운영하고 있으며, 주민역량강화 사업은 우선사업 신청 없이 국비 기준 2,000만원 이내에서 집행 가능하다(국토교통부·지방시대위원회, 2024).

만족도가 사업효과인식을 설명하는 보다 강력한 변수임이 확인된다.

5. 결 론

본 연구는 2024년 국비가 교부된 전국 도시 새뜰마을사업 49개소를 대상으로, 사업 추진 과정과 사업 성과에 대한 만족도가 사업효과 인식에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 주민과 공무원을 대상으로 실시한 설문조사 자료를 활용하여 집단 간 인식 차이를 분석하고, 추진실적평가 등급에 따른 차이 분석과 위계적 회귀분석을 통해 사업만족도와 사업효과 인식 간의 관계를 검토하였다. 연구 결과는 다음과 같이 요약된다.

첫째, 전반적으로 도시 새뜰마을사업에 대한 주민과 공무원의 만족도와 사업효과 인식 수준은 비교적 높은 것으로 나타났다. 이는 사업이 대상 지역의 생활환경 개선과 주민 체감 성과 측면에서 전반적으로 긍정적으로 평가되고 있음을 시사한다. 집단 간 인식 차이를 분석한 결과, 사업추진과정만족도에서는 두 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다. 반면 주민역량강화 및 휴먼케어와 같은 비물리적 성과와 삶의 질 향상, 주거환경 개선 등 사업효과인식의 항목에서 공무원이 주민보다 더 긍정적으로 평가하는 경향이 확인되었다. 이는 안전확보, 생활·위생인프라 개선 등 가시적인 물리적 성과에 대해서는 두 집단이 유사한 수준으로 평가한 것과 대조적인 결과로, 공무원은 사업 목표 대비 달성도와 행정적 운영 실적 전반을 기준으로 평가하는 반면, 주민은 자신이 직접 경험한 범위 내에서 사업 이전 생활여건과의 실질적인 변화를 체감하는 수준을 기준으로 삼기 때문에 평가 기준선의 차이가 발생한 것으로 해석된다.

둘째, 추진실적평가 등급에 따른 차이 분석 결과, 사업추진과정만족도, 사업성과만족도, 사업효과인

식의 대부분 항목에서 등급 집단 간 유의한 차이가 나타났다. 특히 다수의 항목에서 최하위인 C등급 사업지의 만족도가 A 및 B등급 사업지에 비해 통계적으로 유의하게 낮게 나타났으며, 일부 물리적 환경 개선 항목에서는 추진 실적이 일정 수준에 도달할 경우 집단 간 만족도가 유사하게 수렴되는 경향이 확인되었다. 또한 주민역량강화 및 휴먼케어 만족도는 평가 등급 간 단계적 차이가 뚜렷하게 나타난 유일한 항목으로, 정성적인 비물리적 사업 영역에서 현행 추진실적평가 체계와 주민의 실제 체감 만족도 간의 연관성이 상대적으로 더 밀접함을 확인하였다. 한편, 생활·위생인프라 개선 만족도 및 주거환경 개선과 삶의 질 향상 효과인식에서는 추진실적평가 등급과 주민의 실질적 체감도 간의 괴리가 관찰되었으며, 이는 예산 집행을 중심의 정량평가 구조에서 비롯된 현행 성과 관리 체계의 한계를 반영한다.

셋째, 위계적 회귀분석 결과, 사업효과인식에는 사업추진과정만족도와 사업성과만족도 변수군이 모두 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 사업추진과정만족도가 사업성과만족도보다 사업효과인식을 설명하는 데 더 강력한 변수군임이 확인되어, 사업 추진 과정의 절차적 요소가 최종 효과 인식 형성의 핵심 선행 조건임을 보여준다. 세부 변수별로는 주민역량강화 및 휴먼케어가 가장 큰 영향력을 보였으며, 사업추진원활성, 안전확보, 주민의견반영, 노후주택정비, 생활·위생인프라 개선 순으로 나타났다. 한편, 초기 모형에서 유의했던 추진실적평가 등급의 효과는 만족도 변수 투입 이후 통계적 유의성을 완전히 상실하였으며, 이는 행정적 평가 결과 자체보다 정책 수혜자가 현장에서 직접 체감하는 만족도가 최종적인 사업효과인식을 설명하는 보다 강력한 변수임을 시사한다.

이러한 실증 분석 결과는 도시 새뜰마을사업의 궁극적인 정책 효과가 단순한 물리적 환경 정비에 의해 형성되기보다는, 사업 추진 과정에서의 참여 경

힘과 주민역량강화 및 휴먼케어와 같은 비물리적 요소에 의해 보다 크게 영향을 받을 수 있음을 보여준다. 따라서 향후 도시 새마을사업의 추진 과정에서는 주민 참여 확대와 주민역량강화 프로그램 운영 등 비물리적 사업 영역을 강화할 필요가 있으며, 특히 사업효과인식에 가장 강력한 영향을 미치는 것으로 확인된 주민역량강화 및 휴먼케어 사업의 예산과 운영 비중을 실질적으로 확대하는 방향이 고려될 필요가 있다. 아울러 성과 관리 및 평가 체계에서도 공동체 활성화와 같은 질적 성과를 함께 반영하는 방향으로 보완할 필요가 있으며, 현행 추진실적평가 체계에서 예산 집행률 중심의 정량평가가 과도한 비중을 차지하는 구조적 한계를 개선하고 주민의 체감도와 비물리적 성과를 통합적으로 관리하는 제도적 정교화가 요구된다.

본 연구는 전국의 도시 새마을사업을 대상으로 사업추진과정만족도, 사업성과만족도, 사업효과인식 간의 관계를 실증적으로 분석하고, 행정적 추진실적평가 결과와 정책 수혜자의 체감 성과 인식을 통합적으로 검토함으로써 새마을사업의 성과 인식이 어떠한 경로를 통해 형성되는지를 규명하였다는 점에서 의의를 가진다. 그러나 다음과 같은 한계가 존재한다. 첫째, 설문조사에 기반한 주관적 인식 자료를 중심으로 분석하였기 때문에 실제 사업 성과의 객관적 변화와 주민 인식 간의 관계를 직접적으로 검증하는 데에는 한계가 있다. 둘째, 횡단면 설계에 기반하고 있어 선정연도별 비교가 동일 사업지에 대한 시계열적 추적이 아닌 집단 간 비교에 의존함으로써, 모형 내에 관측되지 않은 이질성이나 선택편의의 가능성을 완전히 배제하기 어렵다. 셋째, 선정연도를 변수로 투입하였으나, 사업 초기 단계의 대상지 응답에는 실제 성과뿐 아니라 사업 착수에 따른 기대감이 일부 반영되었을 가능성을 배제하기 어렵다. 향후 연구에서는 사업 지역의 물리적 환경 변화나 객관적 성과 지표를 함께 고려한 보다 종합

적인 분석과 패널 데이터 구축을 통한 종단 연구를 수행함으로써 이러한 한계를 보완할 필요가 있다.

참고문헌

1. 강기훈·김성길(2019), “마을만들기사업 주민 참여 프로그램이 노인들의 공동체 의식과 삶의 만족도에 미치는 영향: 부여군 부여읍 구교1·3리의 새마을사업을 중심으로”, 『국토계획』, 54(1): 95~107.
2. 강병훈·송혜승·이명훈(2017a), “도시재생사업 평가 요소에 대한 주민-전문가 간 인식 차이에 관한 연구: 서울시 도시재생활성화지역을 대상으로”, 『한국도시계획학회지』, 8(3): 45~59.
3. _____(2017b), “도시재생사업의 참여주체별 만족도에 대한 요인 분석”, 『대한건축학회논문집』, 33(6): 31~37.
4. 구기환·김세용(2023), “도시재생뉴딜사업 만족도의 결정요인 분석: 도시재생 담당자의 추진과정 평가와 지역주민의 사업내용 평가를 중심으로”, 『한국도시계획학회지』, 24(3): 59~78.
5. 국토교통부(2024), 「도시 취약지역 생활여건 개조사업 발전 방안 연구」, 세종.
6. 국토교통부(2025), “새마을사업 10년, 177개 마을이 달라졌다”, 세종.
Ministry of Land, Infrastructure and Transport (2025), “10 Years of Saeddeul-Maeul Project, 177 Villages Have Changed”, Sejong (in Korean).
7. 국토교통부·지방시대위원회(2024), 「도시 취약지역 생활여건 개조사업 시행 매뉴얼」, 세종.
8. 권기욱·백민석(2017), “참여주체의 관점에서 본 새마을사업의 정책적 함의”, 『한국지역학회지』, 33(3): 17~27.
9. 김고원·서민진·강석진(2020), “안전한 주거환경을 위한 새마을사업 분석 연구”, 『한국웹테드학회지』, 11(1): 141~176.
10. 김민호·이종건(2021), “난곡·난향 도시재생사업의 주민만족도 결정요인에 관한 실증적 연구”, 『기업과 혁신연구』, 44(4): 137~150.
11. 김주현·김한수(2021), “농촌지역 마을만들기에 대한 주민 만족도 평가에 관한 연구”, 『한국주거학회논문집』, 32(3): 157~164.

12. 노진현·이재우(2025), “사회적 사업성과 인식이 근린재생형 도시재생사업 주민만족도에 미치는 영향: 신탄진 도시재생사업 사례를 중심으로”, 『토지주택연구』, 16(3): 65~81.
13. 문재홍·김종진(2018), “중소도시 도시재생 지역의 주거만족도에 관한 연구: 전주시 도시재생 TB를 중심으로”, 『주거환경』, 16(2): 141~157.
14. 박희정·변태근·이상호(2018), “도시재생사업의 만족도 평가: 영주시를 대상으로”, 『지역연구』, 34(3): 3~11.
15. 서수정·이영하(2019), 「도시지역 새뜰마을사업 국비지원체계 개선방안 연구」, 세종: 건축도시공간연구원.
16. 안현진·송애정·박주현·윤혜정(2019), “도시재생선도사업의 정성적 성과 고찰: 근린재생형 11개 지역을 대상으로”, 『국토계획』, 54(3): 91~105.
17. 이나영(2021), “도시재생사업에서 지역 주민의 삶의 만족도에 미친 영향 요인 분석: 서울시 근린재생 일반형을 중심으로”, 『한국경제지리학회지』, 24(4): 425~445.
18. 이영환·백혜선·임정민·김홍주(2021), “도시지역 새뜰마을사업 분석 및 평가에 관한 연구: 2015년 도시지역 30개 선정지구 참여 주체 설문조사 결과를 중심으로”, 『한국주거학회논문집』, 32(1): 1~14.
19. 임정민·이영환·김홍주·조필규·최원철·박보근·황영호(2016), 「새뜰마을사업 추진체계 및 평가방안 연구」, 대전: LH 토지주택연구원.
20. 전희재·박수영·이준혁·조재욱·강석진(2019), “새뜰마을 사업 지역의 주민 만족도 연구”, 『대한건축학회 학술발표대회 논문집』, 39(2): 836~837.
21. 지방시대위원회(2025), 「26년도 취약지역 생활여건 개조사업 가이드라인」, 세종: Presidential Committee for Decentralization and Balanced Development (2025), *2026 Guideline for Living Conditions Improvement Project in Vulnerable Areas*, Sejong (in Korean).
22. 진연화·황재훈(2024), “도시재생 마중물 사업에 대한 주민인식이 주민 만족도에 미치는 영향 연구: 청주시 일반근린형 도시재생 뉴딜사업을 중심으로”, 『도시재생』, 10(1): 33~61.
23. 채성만·주창범(2019), “도시재생사업 정책과 지역 주민의 삶의 만족도: 서울시 근린재생일반형을 중심으로”, 『한국정책과학학회보』, 23(3): 55~76.
24. 최영완·엄민호·김영주(2023), “취약지역 생활여건 개조사업 대상지 선정 평가지표의 적정성 분석”, 『농촌계획』, 29(4): 105~116.
25. Hair, J. F., W. C. Black, B. J. Babin and R. E. Anderson (2010), *Multivariate Data Analysis*, London: Prentice Hall.

요 약

본 연구는 2024년 국비가 교부된 도시 새뜰마을사업 49개 사업지를 대상으로, 사업 추진 과정 만족도와 사업 성과 만족도가 사업 효과 인식에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하였다. 주민 548명과 공무원 79명을 포함한 총 627명을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, 탐색적 요인분석, 집단 간 인식 차이 분석, Kruskal-Wallis 검정, 위계적 회귀분석을 수행하였다. 분석 결과, 첫째, 사업 추진 과정 만족도에서는 주민과 공무원 간 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않은 반면, 주민 역량 강화 및 휴먼케어와 같은 비물리적 성과 및 사업 효과 인식에서는 공무원이 주민보다 긍정적으로 평가하는 경향이 확인되었다. 이는 정책 공급자와 수혜자 간 성과를 평가하는 기준의 차이에서 비롯된 것으로 해석된다. 둘째, 추진실적평가 등급이 높을수록 만족도와 효과 인식이 높은 경향이 확인되었으나, 일부 항목에서는 행정적 평가 등급과 주민 체감도 간 괴리가 관찰되었다. 셋째, 위계적 회귀분석 결과, 사업 효과 인식은 사업 추진 과정 만족도와 사업 성과 만족도에 의해 유의하게 설명되었으며, 주민 역량 강화 및 휴먼케어와 사업 추진 원형성의 영향력이 가장 두드러졌다. 만족도 변수를 통제한 이후 추진실적평가 등급의 효과는 유의성을 상실하여, 행정적 평가지표보다 주민의 체감 만족도가 사업 효과 인식을 설명하는 보다 강력한 변수임이 확인되었다. 이러한 결과는 향후 새뜰마을사업의 성과 관리 및 평가 체계에서 비물리적 성과와 주민 참여 경험을 보다 적극적으로 반영할 필요가 있음을 시사한다.

주제어: 새뜰마을사업, 주민만족도, 사업효과 인식, 추진실적평가, 위계적 회귀분석

생활숙박시설의 구조적 문제와 제도개선 우선순위 분석: 실무·행정전문가 인식 비교를 중심으로*

Structural Problems and Policy Improvement Priorities of Serviced Residences: A Comparative Analysis of Practitioner and Administrative Perspectives

김형석** · 오세준***

Hyoungseak Kim** · Saejoon Oh***

Abstract

We identify and prioritize the structural problems of serviced residences in Korea by analyzing the relative importance of the key constraint factors, and we draw out the resulting policy-relevant implications. Since the analysis involves a decision-making context with multiple and heterogeneous criteria, we apply the Analytic Hierarchy Process (AHP). Drawing on a review of prior studies and expert focus group interviews, we classify the major issues surrounding serviced residences into legal-institutional, economic, and operational-managerial dimensions, and we administer a pairwise comparison survey to two expert groups—industry practitioners and administrative professionals—analyzing the results after consistency screening. The two groups differ clearly in their perceived priorities. Industry practitioners rank economic constraints as the most critical dimension, singling out difficulties in project financing, location constraints, and the mandatory installation of management and building systems, concerns that reflect project feasibility and cost burden. Administrative experts, in contrast, assign the highest priority to legal-institutional issues, with illegal residential use, difficulty in conversion to officetels, and a lack of legal and regulatory awareness emerging as their most important concerns. These differences indicate that expert perceptions divide along two axes: project feasibility from an operational perspective and regulatory conformity from an institutional perspective. Our results suggest that current regulatory responses centered on enforcement may not suffice to address the underlying structural problems of serviced residences. By providing empirical evidence on how priorities differ across expert groups, we contribute to the literature and offer practical implications for more balanced and effective policy and institutional reform.

Keywords: Serviced Residences, Policy Improvement Priorities, Analytic Hierarchy Process (AHP), Practitioner Perspectives, Administrative Perspectives

*이 논문은 주저자의 박사학위 논문의 일부를 수정·보완하여 작성하였음.

**대한미래경제연구원 수석연구위원(주저자: nasa5555@hanmail.net)

***평택대학교 도시계획부동산학과 교수(교신저자: saoh2@ptu.ac.kr)

1. 서론

생활숙박시설은 분양형 호텔과 더불어 대표적인 수익형 숙박시설의 한 유형으로, 장기 체류가 필요한 외국인 관광객 및 비즈니스 목적 체류 수요를 따르기 위해 2012년 「공중위생관리법 시행령」 개정을 통해 도입되었다. 취사와 세탁을 할 수 있는 구조를 갖춘 생활숙박시설은 기존 호텔이 충족하지 못했던 장기 체류 수요를 흡수하며, 주거시설과 숙박시설의 경계에 있는 새로운 유형의 부동산 상품으로 시장에 등장하였다. 도입 초기에는 관광 및 비즈니스 수요 대응이라는 정책적 취지로 제도적 정당성을 확보하였다.

생활숙박시설은 호텔과 오피스텔의 기능을 결합한 형태로 공급되었으며, 「주택법」이 아닌 「건축법」의 적용을 받아 금융 규제, 청약 요건, 주택수 산정 및 보유세·양도소득세 증과 등에서 상대적으로 자유로운 제도적 특성을 보인다. 이러한 특성은 주택시장 규제가 강화된 시기에 대체 투자상품으로서의 매력을 부각시키며 수도권과 광역시를 중심으로 공급 확대를 초래하였다. 그러나 이와 같은 제도적 유연성은 생활숙박시설의 이용 목적과 법적 지위에 대한 해석상의 혼선을 초래하며, 제도 설계와 실제 활용 간 괴리를 확대해 하는 구조적 한계를 내포하고 있었다.

최근 금리 인상과 부동산 시장 침체가 맞물리면서 생활숙박시설은 조정 국면에 진입하였다. 특히 2021년 10월 「건축법 시행령」 개정을 통해 숙박업 신고 또는 오피스텔로의 용도전환 없이 주거용으로 사용하는 경우 공시가격의 10%에 해당하는 이행강제금이 부과되도록 규정되면서 제도적 불확실성이 확대되었다. 이행강제금 부과는 한시적으로 유예되었으나, 실제 오피스텔로 용도변경을 완료한 비율은 전체 약 10만 실 중 1.17%에 불과한 것으로 나타나 현행 제도의 실효성과 현실 적합성에 대한 논란이 지

속되고 있다.

운영 단계에서도 생활숙박시설은 다양한 문제에 직면하고 있다. 전문 위탁운영업체의 부족과 검증되지 않은 소규모 위탁사의 난립으로 인해 관리단과 위탁운영사 간 분쟁이 빈번하게 발생하고 있으며, 시공 하자 책임을 둘러싼 갈등 또한 지속되고 있다. 더 나아가 다수의 생활숙박시설이 형식적으로 숙박업 신고를 유지한 채 실제로는 주거용 또는 임대주택으로 활용되는 등 불법 전용 문제가 구조적으로 고착화되고 있는 실정이다. 이러한 운영상의 문제는 생활숙박시설의 제도적 취지를 약화시키고 시장 신뢰를 저해하는 요인으로 작용하고 있다.

그럼에도 불구하고 생활숙박시설을 대상으로 한 학술적 연구는 제한적이며, 특히 제도적 문제점과 개선방안을 실증적으로 분석한 연구는 찾기 어렵다. 기존 연구는 주로 법·제도적 쟁점이나 시장 현황에 대한 논의에 머무르는 경향이 있어, 현장에서 인식되는 문제의 상대적 중요도와 우선순위를 체계적으로 검증하는 데 한계를 보인다.

이에 본 연구는 생활숙박시설을 둘러싼 주요 문제 요인을 체계적으로 도출하고, 개선방안의 우선순위를 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 전문가 심층인터뷰(FGI)를 통해 문제 요인을 도출하고, 실무전문가와 행정전문가를 대상으로 계층분석방법(AHP)을 적용하여 상대적 중요도를 산정하였다.

기존 연구가 생활숙박시설의 법적 쟁점이나 투자 리스크를 개별적으로 다루어 온 것과 달리, 본 연구는 제도적·경제적·운영관리적 요인을 통합 구조로 재분류하고, 실무전문가와 행정전문가 집단을 구분하여 인식 차이를 비교 분석하였다는 점에서 차별성을 가진다.

이를 토대로 제도 미비로 인해 발생하는 수분양자 피해를 구조적으로 진단하고, 생활숙박시설 관련 정책 및 제도 개선을 위한 시사점을 도출하여 향후 안

정적인 개발 및 운영 방향 설정에 기초 자료를 제공하고자 한다.

2. 이론적 배경

2.1 생활숙박시설의 특징

생활숙박시설은 관광숙박업의 한 유형으로 도입되었고, 주거와 숙박 기능이 결합된 시설이라는 점에서 전통적 숙박시설 이론이나 주택시장 이론만으로는 충분히 설명하기 어렵다. 특히 수익형 부동산으로서의 투자 속성과 공중위생관리법 및 건축법 체계 내에서의 법적 지위가 교차하는 특성은 제도적 혼선을 구조적으로 내포한다. 따라서 생활숙박시설의 문제를 분석하기 위해서는 숙박시설 제도, 수익형 부동산 시장 및 규제적 관점을 통합적으로 검토할 필요가 있다.

생활숙박시설은 취사 시설을 포함한 숙박 서비스를 제공하는 시설로서, 「공중위생관리법」에 근거한 숙박시설의 한 유형이다. 일반숙박시설과 달리 취사가 허용된다는 점에서 단기 체류 중심의 호텔과 구별되며, 장기 체류 수요를 주요 대상으로 한다. 이러한 특성으로 인해 생활숙박시설은 제도적으로는 숙박시설에 해당하지만, 이용 형태와 공간 구성 측면에서는 주거시설과 유사한 성격을 동시에 지닌다.

생활숙박시설은 2012년 관련 법령 개정을 통해 제도적으로 도입되었으며, 이후 주택시장 규제가 강화되는 과정에서 주거 대체 상품 또는 투자 대상으로 활용되는 경향이 확대되었다. 이 과정에서 숙박시설로 분류된 제도적 지위와 달리, 실제 이용에서는 주거적 기능이 강조되면서 제도와 이용 간 괴리가 구조적으로 축적되었다.

이러한 특성은 유사 시설과의 비교를 통해 확인할 수 있다. 생활숙박시설은 숙박시설로서 「공중위생관리법」의 적용을 받는 반면, 오피스텔은 「건축법」에 따라 주거 또는 업무시설로 규율되고, 아파트와

도시형생활주택은 「주택법」에 근거한 주거시설로 분류된다. 적용 법령의 차이는 용도 구분, 전입신고 가능 여부, 세제 적용 방식 등에서 상이한 제도적 결과를 초래하며, 이는 생활숙박시설을 둘러싼 이용 방식과 규제 논란의 주요 원인으로 작용한다.

한편 생활숙박시설은 일반 호텔과 달리 구분소유 및 분양이 가능하다는 점에서 개인 투자자의 시장 진입을 용이하게 한다. 그러나 이러한 분양 구조는 소유 주체와 운영 주체의 분리를 전제로 하여 관리 책임과 운영 방식의 불확실성을 수반하며, 이는 운영 단계에서 갈등과 제도적 문제를 심화시키는 요인으로 작용한다.

이와 같은 법적 근거, 용도 분류, 소유 구조상의 차이는 호텔, 생활숙박시설, 오피스텔, 아파트 간 비교를 통해 정리될 수 있다. 본 연구에서는 이러한 제도적·기능적 차이를 Table 1에 제시하고, 이를 바탕으로 생활숙박시설에서 나타나는 구조적 문제의 발생 배경을 살펴보고자 한다.

2.2 생활숙박시설의 문제점

2.2.1 불법 주거전용 문제

생활숙박시설은 일반숙박시설과 달리 취사 시설이 허용된다는 특성으로 인해, 일부 수분양자에 의해 숙박업 신고 없이 전입신고와 개별 등기를 거쳐 주거시설과 유사한 형태로 이용되는 사례가 발생하고 있다. 이러한 이용 행태는 생활숙박시설을 숙박시설이 아닌 주거 대체 공간으로 인식하게 만드는 요인으로 작용한다.

2024년 1월 기준 경기도 내 준공된 생활숙박시설은 약 33,000호로 집계되었으며, 이 가운데 숙박업 신고를 완료한 시설은 약 11,000호(33%)에 불과한 것으로 나타났다. 이는 생활숙박시설이 법적으로는 숙박시설로 분류됨에도 불구하고, 실제로는 상당수가 주거 또는 임대 목적으로 활용되고 있음을 보여준다. 기존 연구에서도 이러한 제도와 이용 간 괴리

Table 1. Legal and Operational Characteristics of Serviced Residences and Related Facilities

Category	Hotel	Serviced Residence	Officetel	Apartment
Legal Classification	Accommodation Facility	Accommodation Facility	Business Facility	Residential Housing
Applicable Acts	Building Act; Tourism Promotion Act; Public Health Control Act	Public Health Control Act	Building Act	Housing Act
Individual Title	×	○	○	○
Resident Registration	×	○	○	○
Accommodation License	○	○	×	×
Cooking / Laundry	×	○	○	○
Primary Use	Accommodation	Accommodation	Business / Residential	Residential
Floor Heating	○	○	△	○
Balcony Expansion	○ / ×	○ / ×	× / -	○ / ○
Ancillary Services	○	○	×	×
Operation Mode	Entrusted Operation	Direct / Entrusted	Direct Operation	Direct Operation

Source: Appendix 1 of the Enforcement Decree of the Building Act (Korea Law Information Center, 2026.4.15.) (in Korean); Article 4 of the Enforcement Decree of the Public Health Control Act (Korea Law Information Center, 2026.4.15.) (in Korean) and Appendix 1 of its Enforcement Rule of the Public Health Control Act (Korea Law Information Center, 2026.4.15.) (in Korean); Article 2 of the Enforcement Decree of the Tourism Promotion Act (Korea Law Information Center, 2026.4.15.) (in Korean).

가 지속적으로 지적되어 왔으며, 생활숙박시설을 본래의 취지에 맞게 숙박업 중심으로 인식할 필요성이 제기되고 있다(박동하 외, 2021).

특히 다주택자에 대한 세제 부담이 강화된 상황에서, 주택과 유사한 내부 구조를 갖춘 생활숙박시설이 주택 수 산정에서 제외된다는 점은 제도적 형평성 논란을 야기한다. 외형상 오피스텔 등 주거시설과의 구분이 어려운 사례도 적지 않아, 실질적 이용 형태와 법적 분류 간 괴리가 더욱 심화되고 있다.

전입신고 가능 여부와 주거용 판단을 둘러싼 법적 해석 역시 일관되게 정립되지 않은 상태이다. 조세심판례에서는 숙박업으로 등록된 생활숙박시설에 전입신고가 이루어졌다는 사실만으로 이를 주거용

으로 단정하기는 어렵다는 판단을 제시한 바 있으며(조세심판원, 2018.12.10), 이는 전입신고 여부만으로 숙박용과 거주용을 명확히 구분하는 데 한계가 있음을 시사한다.

이와 같이 생활숙박시설의 불법 주거전용 문제는 취사 허용, 전입신고 가능성, 주택 수 산정 및 세제 적용 등 복합적으로 발생하고 있다. 더 나아가 관계 법령과 소관 부처에 따라 생활숙박시설이 숙박시설 또는 주거시설로 상이하게 해석·관리되어 왔다는 점 역시 제도적 혼선을 심화시키는 요인으로 작용하고 있다. 이러한 행정적 분류의 불일치는 생활숙박시설의 실제 이용 형태와 법적 지위 간 괴리를 구조적으로 확대시키는 배경이 되고 있다.

2.2.2 용도변경 문제

생활숙박시설은 도입 초기 주거용 오피스텔과 유사한 구조를 갖추면서도 숙박업 용도로 사용이 가능하도록 허가되었으며, 주택이 아닌 건축물로 분류되어 「주택법」이 아닌 「건축법」의 적용을 받아 왔다. 이러한 제도적 특성으로 인해 아파트 규제가 강화되던 시기에는 대체 투자상품으로 수요가 확대되었으나, 동시에 주거용 또는 임대용 활용 수요를 증폭시키는 요인으로 작용하였다(석호영, 2023).

이에 정부는 2021년 생활숙박시설에 대한 규제 방안을 발표하여 숙박시설 외 용도의 사용을 제한하고, 오피스텔로의 용도변경을 유도하였다. 일정 시점 이전에 분양된 시설에 대해서는 용도변경을 허용하면서 일부 건축기준을 한시적으로 완화하는 특례가 적용되었다(국토교통부, 2021). 그러나 실제 용도변경 실적은 극히 제한적인 수준에 머물렀다. 전국 생활숙박시설 86,920가구 중 2023년 2월까지 오피스텔로 용도변경을 완료한 가구는 1,033가구로, 전체의 1.17%에 불과한 것으로 나타났다(파이낸셜뉴스, 2023.6.23). 이는 용도변경을 통한 문제 해소라는 정책 방향이 현실적으로 충분한 실효성을 확보하지 못하고 있음을 보여준다. 주차장 기준, 상업지역 내 학교시설 요건, 용도변경 이후 주택 수 산정 및 세제 적용 등 복합적인 제도 장벽으로 인해 생활숙박시설은 사실상 주거용 오피스텔로의 전환이 어려운 구조적 한계를 지닌다.

한편 용도변경 유예기간 종료 이후 지자체별 대응이 진행되고 있으나, 수분양자 전원의 동의가 요구되는 등 절차적 부담이 크고, 동일 건물 내 숙박형과 주거형 이용이 혼재된 경우 이해관계자 간 갈등이 심화될 가능성도 존재한다. 최근 일부 지자체에서 제한적으로 오피스텔 용도변경을 허용하는 사례가 나타나고 있으나, 이러한 조치가 일반화될 수 있을지는 여전히 불확실하다. 이는 생활숙박시설의 용도변경을 둘러싼 제도적 불확실성이 여전히 해소되지

않았음을 시사한다.

2.2.3 이행강제금 부과 문제

국토교통부 자료에 따르면 2023년 기준 전국 생활숙박시설은 약 9만 6천 객실에 달하며, 이 가운데 숙박업 신고를 완료한 비율은 약 49%에 불과한 것으로 나타났다(국토교통부, 2023.9.25). 이는 상당수의 생활숙박시설이 숙박업이 아닌 주거 용도로 이용되고 있음을 시사하며, 향후 신규 공급 물량까지 고려할 경우 이러한 문제는 더욱 확대될 가능성이 있다.

정부는 2021년 생활숙박시설의 주거용 이용을 제한하고, 이를 위반할 경우 이행강제금을 부과하는 방침을 확정하였다. 이에 따라 숙박업으로 신고하지 않은 채 주거용으로 사용하는 경우, 건축물 공시가 격의 10%에 해당하는 이행강제금이 매년 부과될 수 있도록 규정되었으며, 이는 소유자에게 상당한 경제적 부담으로 작용한다. 그러나 이러한 제재 조치의 실효성에 대해서는 논란이 지속되고 있다. 생활숙박시설은 한시적 완화 규정을 통해 오피스텔로의 용도변경이 허용되었으나, 실제로는 주차장 기준, 복도 폭, 소방시설 등 다양한 건축 기준을 충족하기 어려워 용도변경이 사실상 불가능한 경우가 많다. 이로 인해 장기간 제도적 혼선 속에서 사용되어 온 시설에 대해 일괄적으로 고액의 이행강제금을 부과하는 방식은 공공복리와 형평성 측면에서 문제를 야기할 수 있다는 지적이 제기되고 있다(석호영, 2023).

이와 같이 생활숙박시설에 대한 이행강제금 부과와 주거 전용을 억제하기 위한 수단으로 도입되었으나, 용도변경의 현실적 제약과 결합되면서 소유자에게 과도한 부담을 전가하는 구조로 작동할 가능성이 있다. 이러한 상황은 생활숙박시설 문제를 제재 중심의 사후 규제만으로 접근하는 데 구조적 한계가 존재함을 보여주며, 제도 전반에 대한 체계적인 진단과 개선 우선순위 설정의 필요성을 시사한다. 관

Table 2. Legal Measures and Sanctions under the Building Act and the Public Health Control Act

Category	Sanctions
Building Act	Corrective orders may be issued for unauthorized use, including use in violation of the designated building use; enforcement fines may be imposed for failure to comply with such orders (Arts. 79-80).
Public Health Control Act	Imprisonment for up to two years or a fine of up to KRW 20 million for operating an accommodation business without filing the required business notification (Art. 20(1)).

Source: Reconstructed from the Building Act (Korea Law Information Center, 2026.4.15.) (in Korean) and the Public Health Control Act (Korea Law Information Center, 2026.4.15.) (in Korean)

런 법령 위반 시 적용되는 주요 제재 내용은 Table 2와 같다.

2.2.4 학교정화구역 문제

학교정화구역은 「교육환경 보호에 관한 법률」에 따라 학교 인근 일정 범위를 교육환경 보호구역으로 지정하고, 해당 구역 내에서 위생 및 유해업종 등에 대한 인허가를 제한하는 제도이다. 이는 학생의 학습권 보호를 목적으로 운영되고 있으나, 생활숙박시설의 입지와 이용을 둘러싼 주요 규제 요인으로 작용하고 있다.

최근 시행령 개정을 통해 가족호텔업과 한국전통호텔업은 학교정화구역 내 금지시설에서 제외되었으며, 이에 따라 한옥 호텔 등 일부 관광숙박시설은 일정 요건 하에서 입지가 가능해졌다. 반면, 유사한 숙박 기능과 시설을 갖춘 생활숙박시설은 여전히 엄격한 규제 대상에 포함되어 있어, 숙박시설 간 규제 적용의 형평성 문제가 제기되고 있다.

중대형 생활숙박시설 역시 가족 단위 관광객을 대상으로 취사 시설과 부대시설을 갖춘 숙박 형태로

운영될 수 있음에도 불구하고, 학교정화구역 내에서는 절대보호구역은 물론 상대보호구역에서도 교육청 심의 단계에서 입지가 제한되는 사례가 다수 발생하고 있다. 이로 인해 생활숙박시설은 개발 단계에서부터 구조적인 입지 제약을 받는 상황에 놓여 있다.

이와 같은 학교정화구역 규제는 생활숙박시설의 개발 가능 입지를 축소시키는 동시에, 숙박 기능 수행 여부와 무관하게 제도적 분류에 따라 과도한 제한이 부과되는 구조적 문제를 보여준다. 이는 생활숙박시설을 둘러싼 제도적 불확실성을 확대시키는 요인으로 평가된다.

2.2.5 전문 운영업체 부족 문제

생활숙박시설은 도입 초기부터 객실별 일반 분양 이후 위탁운영을 통해 수익을 배분하는 방식의 수익형 부동산으로 공급되어 왔다. 이러한 구조에서는 운영사의 역량과 브랜드 신뢰도가 투자수익성에 직접적인 영향을 미치며, 생활숙박시설의 수익은 위탁운영사의 운영 성과와 임대료에 따른 현금흐름에 크게 의존한다. 이에 따라 수분양자들은 안정성과 지속성을 확보할 수 있는 유명 브랜드와 제휴한 위탁운영사나 최소보장 임대료를 제시할 수 있는 운영사를 선호하는 경향을 보인다(류창민, 2023).

그러나 실제 시장에서는 운영 경험과 전문성이 부족한 소규모 위탁운영사가 다수 존재하고 있으며, 이들 운영사는 숙박시설 관리 및 수익 창출 과정에서 충분한 노하우와 업무 역량을 갖추지 못한 경우가 많다. 이로 인해 객실 가동률 저하, 운영수익 악화, 약정된 임대수익 미지급 등의 문제가 발생하고 있으며, 이는 수분양자와 위탁운영사 간 분쟁의 주요 원인으로 작용하고 있다(장은재·이명훈, 2018).

한편 생활숙박시설을 분양받은 개인이 직접 숙박업을 운영하기에는 제도적 제약이 크다. 공중위생관리법상 일정 규모 이상의 객실 수 또는 연면적 요건

을 충족해야 하며, 위생관리와 소방교육 등 관련 의무도 준수해야 한다. 일부 지자체에서는 개인 단위의 숙박업 운영 자체를 제한하고 있어, 현실적으로 수분양자 다수는 전문 위탁운영사에 의존할 수밖에 없는 구조에 놓여 있다.

이러한 상황에서 운영 역량이 검증되지 않은 위탁운영사가 시장에 유입되면서, 운영 부실로 인한 수익성 저하와 관리 미숙 문제가 반복적으로 발생하고 있다. 이는 생활숙박시설의 투자 안정성을 저해하는 요인일 뿐만 아니라, 제도적 불확실성과 맞물려 시장 전반의 신뢰도를 약화시키는 구조적 문제로 평가된다(손자영, 2023).

2.2.6 관리단과 위탁사의 분쟁

생활숙박시설은 집합건물로서 객실 구분소유자 성립됨과 동시에, 구분소유자 전원을 구성원으로 하는 관리단이 설립된다(집합건물법 제23조). 관리단은 원칙적으로 건물과 부속시설의 관리권을 가지나, 실제 운영 과정에서는 위탁운영 계약을 통해 숙박시설 운영사에 시설관리권과 운영권을 함께 위임하는 경우가 일반적이다.

이러한 구조 하에서 숙박시설 운영사는 객실 운영을 통해 수익을 창출하고, 운영 과정에서 발생하는 관리비용을 영업수익에서 충당한 후 위탁운영 수수료를 공제하여 잔여 수익을 객실 소유자에게 배분하거나 약정된 확정수익을 지급하게 된다. 그러나 수익 정산 방식이나 운영 성과를 둘러싸고 운영사와 구분소유자 간 이해관계가 충돌할 경우, 관리단과 위탁운영사 간 갈등으로 확대되는 사례가 적지 않다.

특히 위탁운영 계약이 해지되거나 운영 성과에 대한 불신이 누적될 경우, 관리단은 숙박시설 운영사로 부터 시설관리권을 회수하려는 움직임을 보이게 된다. 이 과정에서 관리단은 관리인을 선임하여 공용부분의 관리 및 보존, 운영사에 대한 통제 권한을 행사하려 하나, 실제로는 관리권의 범위와 행사 방

식, 운영권과의 관계를 둘러싸고 법적 분쟁으로 이어지는 경우가 빈번하다.

이와 같이 생활숙박시설에서는 관리단과 위탁운영사 간 권한 구조가 명확하게 정립되지 않은 상태에서 운영이 이루어지면서, 수익 배분과 시설관리 책임을 둘러싼 갈등이 반복적으로 발생하고 있다. 이러한 분쟁 구조는 생활숙박시설의 안정적인 운영을 저해할 뿐만 아니라, 수분양자의 투자 안정성과 시장 신뢰도를 약화시키는 요인으로 작용한다(부중식, 2022).

2.2.7 소결

이상에서 살펴본 바와 같이 생활숙박시설은 불법 주거전용, 용도변경의 한계, 이행강제금 부담, 학교정화구역에 따른 입지 규제, 전문 운영업체 부족, 관리단과 위탁운영사 간 분쟁 등 복합적인 문제를 내포하고 있다. 이러한 문제들은 개별적으로 발생하기 보다는 제도적 분류와 이용 현실 간 괴리, 운영 구조의 불안정성, 규제 적용의 비일관성 속에서 상호연계되어 나타난다.

특히 생활숙박시설이 숙박시설로 분류됨에도 불구하고 주거시설로의 이용이 확산된 구조는 이후 용도변경, 제재 부과, 운영 갈등으로 연쇄적으로 이어지는 원인이 되고 있다. 그 결과 수분양자의 투자 안정성은 저하되고, 시장 전반의 신뢰 역시 약화되는 상황이 반복되고 있다. 이는 생활숙박시설 문제를 개별 사안이 아닌 구조적 문제로 인식하고 접근할 필요성을 시사한다.

2.3 선행연구 검토

기존 선행연구는 수익형 숙박시설, 서비스드 레지던스, 분양형 호텔 등을 중심으로 제도적 쟁점과 운영상의 문제를 분석해 왔다. 고석면·현승범(2006)은 서비스드 레지던스 사업의 경영 실태를 분석하여 호텔업과의 이해 충돌 문제를 지적하고, 유사업종에

대한 규제 강화와 임대 기간의 법정화 필요성을 제시하였다. 권유홍 외(2013)는 생활형 숙박시설의 실태조사와 해외 사례 분석을 통해 숙박유형을 분류하고, 유형별 특성에 적합한 관리체계 확립의 필요성을 강조하였다.

수익형 숙박시설의 운영 및 투자 리스크를 다룬 연구들도 다수 수행되었다. 이재웅·박인(2017)는 분양형 호텔 개발사업에서 미분양과 이용객 저조로 인한 수익성 악화를 핵심 위험요인으로 지적하였으며, 접근성과 입지, 금융 조건의 적정성, 운영관리 구조의 중요성을 함께 제시하였다. 장은제(2019)는 수익형 숙박시설 개발 과정에서 발생하는 투자 위험요인을 종합적으로 정립하고, 입지 여건, 관광 인프라, 시설 규모 등 외부 환경요인이 실제 수익률에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 또한 이정원(2022)는 수익형 숙박시설에서 수익금 미지급, 위탁계약 해지, 공용부분 관리권을 둘러싼 분쟁이 반복적으로 발생하고 있음을 밝히며, 제도적 보완의 필요성을 제기하였다. 류강민·송기욱(2018)은 제주지역 호텔 이용률이 수요·공급 요인과 장기균형관계를 형성하고 있음을 공적분 모형을 통해 규명하였다. 이는 숙박시설 시장에서 수요·공급 구조의 안정성 및 변동성 관리가 중요함을 시사한다.

생활숙박시설을 직접적으로 다룬 연구에서는 제도적 혼선과 주거 전용 문제에 대한 우려가 공통적으로 제기되었다. 김형연·강철희(2015)는 생활숙박시설이 서비스드 레지던스의 대안으로 도입되었음에도 불구하고, 주거용 전용 가능성과 별도의 시설 기준 부재로 인해 숙박시설로서의 질적 저하가 발생할 수 있음을 지적하였다. 임상빈·유동영(2020)는 생활숙박시설의 과세 쟁점을 분석하여, 숙박시설로 분류됨에도 불구하고 주거 및 임대 목적이 혼재된 현실로 인해 과세 기준 적용에 혼란이 발생하고 있음을 밝혔다. 박동하 외(2021)는 기분양 생활숙박시설의 용도변경 파급효과와 제도개선의 한계를 분석

하며, 관광호텔 등 다른 숙박시설과의 비교를 통해 생활숙박시설이 숙박시설로서 안정적으로 운영되기 위한 제도적 정비 필요성을 제시하였다.

한편, 호한철·송호창(2014)은 오피스텔의 생활형 숙박업 용도변경과 관련하여 AHP 분석을 활용한 중요도 분석을 수행하였으며, 기존 수분양자 동의 요건, 전문 운영업체 부족, 학교정화구역 규제, 복잡한 인허가 절차 등이 용도변경을 저해하는 주요 요인으로 작용함을 밝혔다. 이러한 연구는 생활숙박시설 문제를 단일 쟁점이 아닌 다차원적 요인의 결합으로 접근할 필요성을 시사한다는 점에서 의의가 있다.

이상과 같은 선행연구들은 생활숙박시설 및 유사 숙박시설의 제도적 문제와 운영 리스크를 개별적으로 분석하는 데 기여하였으나, 문제 요인 간 상대적 중요도를 종합적으로 비교·분석하는 데에는 한계를 지닌다. 특히 생활숙박시설의 불법 주거전용, 용도변경의 제약, 이행강제금 부담, 입지 규제, 운영 및 관리 분쟁 등 복합적인 문제를 하나의 분석 틀 안에서 구조적으로 연계하고 우선순위를 도출한 연구는 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 생활숙박시설과 관련된 주요 문제 요인을 도출하고, 관련 전문가를 대상으로 한 심층 인터뷰를 통해 요인을 정제한 후, AHP 기법을 활용하여 문제 요인 간 중요도를 체계적으로 분석하고자 한다. 이를 통해 기존 선행연구에서 제시하지 못한 제도 개선의 우선순위를 도출함으로써, 생활숙박시설 정책 및 제도 개선에 실증적 근거를 제공하고자 한다.

3. 실증분석

3.1 연구설계

본 연구는 생활숙박시설의 주요 문제요인과 개선 방안 간의 상대적 중요도를 분석하여 정책적 우선순위를 도출하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 복수의 평가 기준을 동시에 고려할 수 있는 계층분석방

Table 3. AHP Factor Importance

Dimension	Category	Subcategory	Description
Legal Aspect	Policy and Institutional Constraints	Unauthorized Residential Conversion	Residential or rental use of serviced residences despite their legal classification as accommodation facilities.
		Difficulty in Conversion to Officetels	Structural and regulatory constraints hindering conversion to alternative uses, including parking requirements and unanimous owner consent.
		Administrative Enforcement Penalties	Annual administrative penalties imposed for unauthorized residential use based on the officially assessed property value.
		Insufficient Legal Education and Guidance	Insufficient understanding among owners and operators regarding legal obligations and regulatory frameworks.
	Licensing Constraints	School Environmental Protection Zone Regulation	Development restrictions within designated school environmental protection zones limiting serviced residence locations.
		Permitted Use Limited to Commercial or Quasi-Residential Zones	Regulatory limitations confining serviced residence development to commercial or quasi-residential zoning.
		Complex Licensing and Approval Procedures	Prolonged administrative approval procedures involving multiple regulatory authorities.
		Stricter Local Parking Standards	Parking standards for serviced residences are more stringent than those for apartments, requiring one space per unit or per 18 m ² , compared to one space per 60 m ² for residential housing.
Economic Aspect	Building and Facility Cost Burden	Mandatory Installation of Cooking and Ventilation Systems	Increased construction costs arising from required installation of cooking and ventilation facilities.
		Mandatory Room Management System	Financial burden associated with installing and maintaining room and guest management systems.
		Mandatory Provision of Common Facilities	Additional costs related to the installation of lobbies, linen rooms, and shared service spaces.
		Strengthened Fire Safety Requirements	Required to comply with stricter fire safety standards such as fire extinguishers, smoke exhaust systems, and flame-retardant finishes.
	Development Planning Constraints	Locational constraints	Limited site selection due to accessibility requirements affecting project feasibility.
		Difficulty in Project Financing	Restricted access to project financing caused by non-residential classification and tightened financial regulations.
		Competition with similar accommodation facilities	Revenue pressure resulting from competition with hotels and other alternative accommodation types.
		Frequent civil complaints	Frequent civil complaints and administrative disputes lead to project delays and increased development costs.
Operational and Management Aspect	Operational Constraints	Lack of professional operating companies	Shortage of qualified and experienced operating firms capable of stable facility management.
		High vacancy rates and low occupancy	Revenue instability caused by prolonged vacancies and low utilization rates.
		Unregistered accommodation operations	Used for residential or rental purposes without accommodation business registration.
		Declining profitability of ancillary facilities	Reduced income from F&B, and auxiliary service facilities.
	Management Constraints	Disputes between owners' association and operating company	Conflicts over management authority, revenue distribution, and operational control.
		Disputes over defect liability	Conflicts regarding construction defects and responsibility for repair costs.
		Insufficient facility maintenance capacity	Potential decline in management quality under small-scale operators.
		Mixing of accommodation and residential uses	Potential conflicts between guests and residents over shared spaces .

법(AHP: Analytic Hierarchy Process)을 적용하였다.

AHP는 평가 요소를 계층적으로 구조화하고 쌍대 비교를 통해 상대적 중요도를 도출하는 방법으로, 정성적 판단이 요구되는 정책·제도 분석에 유용한 분석기법으로 알려져 있다(Saaty, 1995). 본 연구에서는 Saaty의 방법론에 근거하여 설문과 계층 구조를 설계하고, DRESS 1.7 프로그램을 이용해 분석을 수행하였다.

평가 체계는 선행연구와 관련 보고서 검토를 통해 도출된 요인을 재분류하여 구성하였다. 대분류는 법률적, 경제적, 운영·관리적 측면의 세 영역으로 설정하였으며, 각 영역별로 중분류와 소분류 요인을 단계적으로 도출하였다.

법률적 측면에는 정책·제도 및 인허가 제약 요인을 포함하여 주거 불법 전용, 오피스텔로의 용도변경 한계, 이행강제금 부과, 학교정화구역 규제 등을 설정하였다. 경제적 측면에서는 건축설비 비용 부담과 개발기획 제약을 중심으로 취사·환기설비 의무, 객실관리시스템 설치 부담, 입지 선정의 제약 등을 포함하였다. 운영·관리적 측면에서는 전문 운영업체 부족, 공실로 인한 수익성 저하, 관리단과 위탁운영사 간 분쟁, 하자 책임 분쟁 등을 주요 요인으로 구성하였다.

아울러 FGI를 통해 추가적으로 도출된 제약 요인을 반영하여, 최종적으로 총 24개의 소분류 요인을 확정하였다. AHP 분석에 활용된 평가 요인의 구성과 내용은 Table 3과 같다.

3.2 AHP 분석

AHP(Analytic Hierarchy Process) 분석에서는 의사결정 참여자가 수행한 쌍대비교 결과의 논리적 일관성을 검증하기 위해 일관성 지수(Consistency Index, CI)와 일관성 비율(Consistency Ratio, CR)을 활용한다. 일관성 검증은 응답자가 평가 항목 간 상대적 중요도를 합리적이고 일관되게 판단하였는지

를 확인하는 절차로, AHP 분석의 신뢰성을 확보하는 데 필수적이다(Tung and Tang, 1998).

일관성 비율은 일관성 지수가 평가 항목 수에 따라 낮아지는 한계를 보완한 지표로, 값이 낮을수록 응답의 일관성이 높음을 의미한다. 일반적으로 CR이 0.1 이하일 경우 매우 양호한 수준으로 평가되며, 0.2 이하까지는 분석에 활용 가능한 허용 범위로 해석된다(Saaty, 1998; 박용성, 2009). 이에 본 연구에서는 각 계층별 가중치는 고유값법(eigenvalue method)을 통해 산정하였으며, 일관성비율(CR)이 0.2 이하인 응답만을 최종 분석에 활용하였다.

요인 간 상대적 중요도 산출을 위해서는 쌍대비교 행렬의 동일 성분에 대해 기하평균을 적용하였다. 기하평균은 극단값의 영향을 상대적으로 덜 받으며, 비율 척도를 활용하는 AHP 분석에서 비일관성을 완화하는 데 유리한 방식으로 평가된다(Saaty, 1998). 이를 통해 각 요인의 상대적 중요도를 산출하고, 이후 단계에서 종합 가중치를 도출하였다.

3.2.1 조사대상 및 설문 구성

본 연구는 생활속박시설 관련 전문가를 대상으로 설문조사를 실시하였다. 조사 대상은 실무전문가 36명과 행정전문가 42명 등 총 78명으로 구성되었으며, 설문조사는 2024년 8월 26일부터 9월 9일까지 진행되었다. 특히 AHP 분석의 특성을 고려하여, 쌍대비교 응답 과정에서 논리적 일관성이 유지될 수 있도록 응답을 요청하였다. 이는 AHP 설문이 일반 설문조사와 달리 항목 간 상대적 중요도를 반복적으로 비교하는 방식이므로, 응답의 비일관성이 발생할 경우 분석 결과의 신뢰성이 저하될 수 있기 때문이다. 설문지는 이메일, 직접 회수 방식으로 배포·회수하였으며, 총 72부를 회수하였다. 이 중 일관성 비율(CR)이 0.2를 초과한 18부를 제외하고, 최종적으로 54부(실무전문가 22부, 행정전문가 32부)를 분석에 활용하였다.

설문 문항은 3단계 계층 구조로 구성하였다. 대부분류는 법률적 측면, 경제적 측면, 운영·관리적 측면의 세 영역으로 설정하였으며, 중분류는 정책·제도 제약요인, 인허가 제약요인, 건축설비 비용부담 요인, 개발기획 제약요인, 운영적 제약요인, 관리적 제약요인의 여섯 가지로 구분하였다. 소분류 요인은 주거 불법 전용 문제, 오피스텔로의 용도변경 어려움, 이행강제금 부과, 법·제도 교육 및 홍보 부족, 학교정화구역 규제, 복잡한 인허가 절차, 지자체별 주차장 설치기준 강화 등을 포함하여 총 24개로 구성하였다.

3.2.2 표본의 특성

본 연구의 분석에 활용된 표본의 일반적 특성은 Table 4에 제시하였다. 전체 응답자는 실무전문가

22명과 행정전문가 32명으로 구성되었으며, 두 집단 모두 남성 비중이 약 70% 수준으로 나타나 성별 구성에서는 유사한 분포를 보였다.

연령 분포에서는 두 집단 간 차이가 비교적 뚜렷하게 나타났다. 실무전문가 집단은 30대와 50대의 비중이 높고, 10년 이상 실무 경험을 보유한 응답자가 다수를 차지하였다. 반면 행정전문가 집단은 40대와 50대의 비중이 높아, 정책·제도 운영 경험이 축적된 연령대가 중심을 이루고 있는 것으로 나타났다. 소속 특성을 살펴보면, 실무전문가 집단은 시행사, 금융·신탁사, 건축설계·감리 등 생활숙박시설의 기획·개발·금융 과정에 직접 관여하는 직군으로 비교적 고르게 분포되어 있었다. 행정전문가 집단은 공무원, 대학교수, 공기업, 부동산 연구기관 등 제도 설계와 정책 해석에 관여하는 직군으로 구성되어, 제

Table 4. Sample Characteristics (N=54)

Category		n (%)	
		Practitioners (n=22)	Administrative Experts (n=32)
Gender	Male	15 (68.2)	22 (68.8)
	Female	7 (31.8)	10 (31.2)
Age	20s	2 (9.1)	4 (12.5)
	30s	6 (27.3)	6 (18.8)
	40s	4 (18.2)	10 (31.3)
	50s	6 (27.3)	12 (37.5)
	60s and Above	4 (18.2)	0 (0)
Affiliation (Practitioners)	Developer	6 (27.3)	-
	Finance / Trust	6 (27.3)	-
	Architectural Design / Supervision	6 (27.3)	-
	Others	4 (18.1)	-
Affiliation (Administrative Experts)	Public Officials	-	6 (18.8)
	University Professors	-	6 (18.8)
	Public Corporations (e.g., LH, SH)	-	6 (18.8)
	Real Estate Research Institutes	-	8 (15.0)
	Others	-	6 (18.8)
Years of Professional Experience	Less than 3-5 Years	4 (18.2)	8 (25.0)
	5-10 Years	2 (9.1)	10 (31.3)
	10-15 Years	11 (50.0)	4 (12.5)
	15 Years Above	5 (22.7)	10 (31.3)

도적·행정적 관점을 반영하는 표본 특성을 보였다.

관련 업무 종사기간 역시 두 집단 모두 중·장기 경력을 보유한 응답자가 다수를 차지하여, 본 연구의 AHP 분석이 생활숙박시설의 제도적·운영상 문제에 대한 충분한 경험과 인식을 갖춘 전문가 집단의 판단을 기반으로 수행되었음을 확인할 수 있다.

4. 분석 결과

4.1 실무전문가 대상 AHP 분석

실무전문가를 대상으로 한 AHP 분석 결과, 생활숙박시설의 문제점에 대한 상대적 중요도는 Table 5와 같이 나타났다. 전체 항목을 기준으로 볼 때, 자금조달(PF)의 어려움이 가장 높은 중요도를 보였으며, 다음으로 입지선정(접근성) 제약, 객실관리시스템 의무가 상위 순위를 차지하였다. 반면, 숙박과 주거의 혼재 문제, 시설물 관리 능력 부족, 지자체별 주차장 설치기준 강화는 상대적으로 중요도가 낮게 평가되었다.

대분류 수준에서 살펴보면, 실무전문가 집단은 경제적 측면을 가장 중요한 문제 영역으로 인식하고 있는 것으로 나타났다. 특히 중분류인 개발기획 제약요인과 건축설비 비용부담 요인이 높은 가중치를 차지하였는데, 이는 생활숙박시설 개발 및 운영 과정에서 제도적 규제보다도 사업성 확보와 직결되는 재무·비용 부담 요인을 핵심 문제로 인식하고 있음을 의미한다.

소분류 항목 중 가장 높은 중요도를 보인 PF(금융) 조달의 어려움은 생활숙박시설이 주택이 아닌 숙박시설로 분류됨에 따라 금융기관의 대출 기준이 엄격하게 적용되고, 프로젝트 파이낸싱 조달이 제한되는 현실을 반영한 결과로 해석된다. 또한 입지선정(접근성) 제약이 높은 순위를 차지한 것은, 수익형 숙박시설의 특성상 관광 수요 및 이용객 접근성이 사업성과에 결정적인 영향을 미치기 때문으로 판단된다.

여기에 객실관리시스템 의무와 같은 설비 관련 비용 부담 역시 초기 투자비 증가 요인으로 작용하여 중요도가 높게 평가된 것으로 보인다.

반면, 하자 책임분쟁, 지자체별 주차장 설치기준 강화, 시설물 관리 능력 부족, 숙박과 주거의 혼재 문제 등은 상대적으로 낮은 중요도를 보였다. 이는 실무전문가 집단이 이러한 문제들을 제도적·관리적 차원의 사후적 리스크로 인식하고 있으며, 개발 초기 단계에서 직면하는 금융·입지·비용 문제에 비해 우선순위가 낮다고 판단하고 있음을 시사한다.

종합하면, 실무전문가의 인식 구조는 생활숙박시설의 문제를 제도적 논란이나 관리 갈등보다는 사업 추진 가능성과 수익성에 직결되는 경제적 제약 요인 중심으로 평가하고 있음을 보여준다. 이러한 결과는 향후 생활숙박시설 제도 개선 논의에서 금융·개발 여건 개선이 핵심 쟁점으로 다루어질 필요가 있음을 시사한다.

4.2 행정전문가 대상 AHP 분석

행정전문가를 대상으로 한 AHP 분석 결과, 생활숙박시설 문제점에 대한 상대적 중요도는 Table 6에 제시한 바와 같이 나타났다. 전체 항목 가운데 주거 불법 전용 문제가 가장 높은 중요도를 보였으며, 이어서 오피스텔로의 용도변경 어려움, 법·제도 교육 및 홍보 부족 순으로 상위에 위치하였다. 반면 동종 유사업체와의 경쟁, 소방 관련 시설 강화, 숙박과 주거의 혼재 문제는 상대적으로 낮은 중요도를 보였다.

대분류 기준으로 살펴보면, 행정전문가 집단은 법률적 측면을 생활숙박시설 문제의 핵심 영역으로 인식하고 있는 것으로 나타났다. 특히 중분류인 정책·제도 제약요인이 가장 높은 가중치를 차지하였는데, 이는 생활숙박시설이 「건축법」상 숙박시설로 분류됨에도 불구하고, 실제 운영 과정에서는 주거 또는 임대 목적으로 사용되는 사례가 광범위하게 발생하고 있다는 현실을 반영한 결과로 해석된다.

Table 5. Relative Importance of Problem Factors in Serviced Residences (Practitioners)

Major (A)	Rank	Mid (B)	Rank	Subcategory	Weight (C)	Rank	Composite W. (A*B*C)*10	Overall
Legal Factors 0.223	2	Policy Constraints 0.572	1	Illegal Residential Use	0.293	1	0.374	9
				Difficulty in Conversion to Officetel	0.264	3	0.337	13
				Administrative Penalties	0.279	2	0.356	11
				Lack of Legal Education and Guidance	0.164	4	0.209	19
	2	Approval and Permit Constraints 0.428	2	School Environment Protection Zone Restrictions	0.223	3	0.213	18
				Permitted Use Limited to Commercial or Quasi-Residential Zones	0.234	2	0.223	17
				Complex Approval Procedures	0.391	1	0.373	10
				Stricter Local Parking Standards	0.152	4	0.145	22
Economic Factors 0.595	1	Construction and Facility Cost Burden 0.509	1	Mandatory Cooking and Ventilation Facilities	0.257	2	0.778	4
				Mandatory Room Management Systems	0.270	1	0.818	3
				Mandatory Lobby and Linen Facilities	0.231	4	0.700	6
				Enhanced Fire Safety Requirements	0.242	3	0.733	5
	2	Development Planning Constraints 0.491	2	Location Constraints	0.282	2	0.824	2
				Difficulty in PF	0.377	1	1.101	1
				Competition with Similar Accommodation Types	0.171	3	0.500	7
				Delays Caused by Civil Complaints	0.170	4	0.497	8
Operational & Management Factors 0.182	3	Operational Constraints 0.632	1	Shortage of Professional Operators	0.268	3	0.308	15
				Revenue Loss from Persistent Vacancies	0.281	2	0.323	14
				Unauthorized Accommodation Operations	0.304	1	0.350	12
				Decline in Auxiliary Service Revenue	0.148	4	0.170	20
	2	Management Constraints 0.368	2	Conflicts between MGMT Association and Operators	0.380	1	0.255	16
				Disputes over Defect Liability	0.248	2	0.166	21
				Insufficient Facility Management Capacity	0.204	3	0.137	23
				Mixed Use of Accommodation and Residence	0.168	4	0.113	24

Table 6. Relative Importance of Problem Factors in Serviced Residences (Administrative Experts)

Major (A)	Rank	Mid (B)	Rank	Subcategory	Weight (C)	Rank	Composite W. (A*B*C)*10	Overall			
Legal Factors 0.530	1	Policy Constraints 0.673	1	Illegal Residential Use	0.379	1	1.352	1			
				Difficulty in Conversion to Officetel	0.231	2	0.824	2			
				Administrative Penalties	0.179	4	0.638	4			
				Lack of Legal Education and Guidance	0.210	3	0.749	3			
		Approval and Permit Constraints 0.327	2	School Environment Protection Zone Restrictions	0.310	1	0.537	5			
				Permitted Use Limited to Commercial or Quasi-Residential Zones	0.262	2	0.454	7			
				Complex Approval Procedures	0.211	4	0.366	11			
				Stricter Local Parking Standards	0.217	3	0.376	10			
Economic Factors 0.199	3	Construction and Facility Cost Burden 0.467	2	Mandatory Cooking and Ventilation Facilities	0.271	2	0.252	19			
				Mandatory Room Management Systems	0.290	1	0.270	18			
				Mandatory Lobby and Linen Facilities	0.248	3	0.230	20			
				Enhanced Fire Safety Requirements	0.192	4	0.178	23			
		Development Planning Constraints 0.533	1	Location Constraints	0.308	1	0.327	14			
				Difficulty in PF	0.256	3	0.272	17			
				Competition with Similar Accommodation Types	0.165	4	0.175	24			
				Delays Caused by Civil Complaints	0.272	2	0.289	15			
				Operational & Management Factors 0.199	2	Operational Constraints 0.479	Shortage of Professional Operators	0.275	2	0.356	12
							Revenue Loss from Persistent Vacancies	0.263	3	0.340	13
Unauthorized Accommodation Operations	0.301	1	0.389				9				
Decline in Auxiliary Service Revenue	0.161	4	0.208				21				
Management Constraints 0.521	1	Conflicts between MGMT Association and Operators	0.308		2	0.433	8				
		Disputes over Defect Liability	0.346		1	0.487	6				
		Insufficient Facility Management Capacity	0.201	3	0.283	16					
		Mixed Use of Accommodation and Residence	0.145	4	0.204	22					

소분류 항목 중 최상위로 나타난 주거 불법 전용 문제는 행정전문가 집단이 생활숙박시설의 가장 시급한 문제를 ‘운영상의 효율성’이나 ‘수익성’보다도 법적 용도 일탈과 제도 집행의 실효성 부족으로 인식하고 있음을 보여준다. 또한 오피스텔로의 용도변경 어려움이 높은 중요도를 보인 것은, 제도적으로 용도변경이 허용되고 있음에도 불구하고 주차장 기준, 학교정화구역, 주택 수 산정 등 복합적인 규제로 인해 실제 전환이 어렵다는 점이 행정 현장에서 구조적 문제로 인식되고 있음을 시사한다.

한편 법·제도 교육 및 홍보 부족이 상위 항목으로 도출된 점은, 생활숙박시설 관련 제도 변화와 관리 기준이 수분양자 및 이해관계자에게 충분히 전달되지 못하고 있다는 인식이 행정전문가 집단 내에 공유되고 있음을 의미한다. 이는 규제 강화 자체보다도 제도의 이해 부족이 현장의 혼란을 증폭시키는 요인으로 작용하고 있음을 보여주는 결과로 해석할 수 있다.

반면, 숙박과 주거의 혼재 문제, 부대시설 수익성 악화, 소방 관련 시설 강화, 동종 유사업체와의 경쟁 등은 상대적으로 낮은 중요도를 보였다. 이는 행정전문가 집단이 이러한 문제들을 개별 사업장의 운영 리스크 또는 시장 경쟁 차원의 문제로 인식하고 있으며, 제도적 관리의 우선순위에서는 후순위로 판단하고 있음을 시사한다.

종합하면, 행정전문가의 인식 구조는 생활숙박시설 문제를 법적 정합성, 제도 집행의 명확성, 정책 운영의 일관성이라는 관점에서 바라보고 있으며, 이는 실무전문가 집단이 경제적·재무적 제약을 중시한 결과와 뚜렷한 대비를 이룬다.

4.3 AHP 종합순위 분석결과

실무전문가와 행정전문가를 대상으로 한 AHP 분석 결과, 생활숙박시설의 문제점에 대한 인식 구조에는 집단 간 뚜렷한 차이가 확인되었다. 두 집단은

동일한 제도 환경을 인식하고 있음에도 불구하고, 문제의 핵심을 바라보는 관점과 우선순위 설정에서 상이한 판단 기준을 보였다.

대분류 수준에서 실무전문가는 경제적 측면을 가장 중요한 문제 영역으로 인식한 반면, 행정전문가는 법률적 측면을 최우선적으로 평가하였다. 중분류 분석에서도 이러한 차이는 명확하게 나타났는데, 실무전문가는 개발기획 제약요인과 건축설비 비용부담 요인을 상위에 배치한 반면, 행정전문가는 정책·제도 제약요인과 인허가 제약요인을 핵심 문제로 인식하였다. 이는 생활숙박시설을 둘러싼 문제 인식이 ‘사업 추진 가능성’과 ‘제도적 정합성’이라는 두 축으로 분화되어 있음을 시사한다.

소분류 항목을 기준으로 살펴보면, 실무전문가 집단에서는 PF(금융) 조달의 어려움이 가장 높은 중요도를 차지하였다. 이어서 입지선정(접근성) 제약, 객실관리시스템 의무, 취사 및 환기설비 의무 등이 상위 항목으로 도출되었는데, 이는 생활숙박시설 개발 및 운영 과정에서 초기 자금 조달과 투자비용 증가가 가장 직접적인 제약 요인으로 작용하고 있음을 반영한다. 즉, 실무전문가 집단은 생활숙박시설 문제를 제도 자체의 문제라기보다는, 현행 제도하에서 사업을 성립시키기 어렵게 만드는 경제적 구조의 문제로 인식하고 있음을 알 수 있다.

실무전문가 집단이 경제적 제약요인을 상대적으로 높게 평가한 것은 생활숙박시설이 실제 사업성과 자금조달 구조에 민감한 수익형 부동산이라는 점을 말해준다. 이는 제도적 규제보다 사업 추진 가능성이 현장에서 더욱 직접적인 제약요인으로 작용하고 있음을 시사한다.

반면 행정전문가 집단에서는 주거 불법 전용 문제가 압도적으로 높은 중요도를 보였으며, 이어서 오피스텔로의 용도변경 어려움, 법·제도 교육 및 홍보 부족, 이행강제금 부과 문제가 상위에 위치하였다. 이는 행정전문가가 생활숙박시설 문제의 본질을 법

적 용도 일탈과 제도 집행의 실효성 부족에서 찾고 있음을 보여준다. 특히 용도변경 관련 항목의 높은 중요도는, 제도적으로 허용된 전환 장치가 현실에서는 주차장 기준, 학교정화구역, 주택 수 산정 등 복합적인 규제로 인해 작동하지 못하고 있다는 인식이 행정 현장에 공유되고 있음을 시사한다.

종합하면, 실무전문가는 생활숙박시설을 수익성과 사업 지속 가능성의 관점에서 평가하는 반면, 행정전문가는 이를 법적 질서와 제도 관리의 관점에서 바라보고 있다. 이러한 인식 차이는 생활숙박시설을 둘러싼 갈등이 단순한 이해관계 충돌이 아니라, 동일한 제도를 서로 다른 판단 기준으로 해석한 결과임을 보여준다. 이는 동일한 제도 환경에서도 이해관계자 집단에 따라 문제 인식의 구조가 상이하게 형성됨을 보여주며, 단일한 정책 처방보다는 단계적이고 차등적인 접근이 필요함을 시사한다.

따라서 향후 생활숙박시설 제도개선을 고려할 때 어느 한 집단의 관점에 치우치기보다, 경제적 실현 가능성과 법적 정합성을 동시에 고려한 통합적 접근이 요구된다.

5. 결 론

본 연구는 생활숙박시설을 둘러싼 제도적·경제적·운영적 문제를 체계적으로 분석하고, 개선방안의 우선순위를 도출하고자 하였다. 이를 위해 FGI를 통해 문제 요인을 정제한 후, 실무전문가와 행정전문가를 대상으로 AHP 분석을 실시하여 집단 간 인식 구조의 차이를 비교·분석하였다.

분석 결과, 두 전문가 집단은 생활숙박시설 문제를 인식하는 관점과 우선순위에서 뚜렷한 차이를 보였다. 실무전문가는 경제적 측면을 가장 중요한 문제 영역으로 인식하였으며, 특히 자금조달(PF)의 어려움, 입지선정(접근성) 제약, 건축설비 비용부담 요인을 핵심 제약 요소로 평가하였다. 이는 생활숙박시

설이 비주택으로 분류됨에 따라 자금조달과 사업성 확보 과정에서 구조적 한계를 지니고 있다는 실무 현장의 인식을 반영한 결과로 해석된다.

반면 행정전문가는 법률적 측면을 최우선 문제 영역으로 인식하였으며, 주거 불법 전용 문제, 오피스텔로의 용도변경 어려움, 법·제도 교육 및 홍보 부족, 이행강제금 부과 문제를 상위 항목으로 평가하였다. 이는 생활숙박시설 문제가 개별 사업장의 수익성보다는 법적 용도 일탈과 제도 집행의 실효성 부족에서 비롯된다고 인식하고 있음을 보여준다. 특히 용도변경 관련 항목의 높은 중요도는 제도적 완화에도 불구하고 주차장 기준, 학교정화구역, 주택 수 산정 등 복합적인 규제가 실제 전환을 제약하고 있다는 행정 현장의 문제의식을 반영한 것으로 볼 수 있다.

이러한 분석 결과는 생활숙박시설을 둘러싼 갈등이 단순한 이해관계의 충돌이 아니라, 동일한 제도를 서로 다른 판단 기준으로 해석한 데서 비롯된 구조적 문제임을 시사한다. 실무전문가는 사업 추진 가능성과 수익성의 관점에서 문제를 인식하는 반면, 행정전문가는 법적 정합성과 제도 관리의 관점에서 문제를 바라보고 있으며, 이 인식 차이가 제도 혼선과 정책 갈등을 증폭시키는 요인으로 작용하고 있다.

본 연구는 이러한 인식 차이를 토대로 다음과 같은 정책적 함의를 제시한다. 첫째, 생활숙박시설의 주거 불법 전용을 예방하기 위한 실효성 있는 관리체계 정비가 필요하다. 전입신고 여부만으로 주거 이용을 판단하기 어려운 현실을 고려하여, 관계 부처 간 협력을 통한 구체적인 관리 기준과 집행 체계가 마련될 필요가 있다. 둘째, 생활숙박시설의 PF 금융조달 여건 개선을 위한 정책적 지원이 요구된다. 비주택 분류로 인한 금융 접근성 제약은 사업 지연과 시장 불안을 초래하고 있어 금융제도의 보완이 필요하다. 셋째, 오피스텔로의 용도변경과 관련하여 현실적인 건축기준 완화와 제도 실효성 제고가 검토될 필요가 있다. 넷째, 이행강제금 부과에 대해서는 법

의 균형성 관점에서 재검토가 요구되며, 단기간 내 용도변경이 현실적으로 어려운 상황을 충분히 고려한 제도 설계가 필요하다. 다섯째, 생활숙박시설을 규모와 이용 형태에 따라 준주택으로 단계적으로 편입하는 방안과 함께, 이에 상응하는 과세 체계 및 임대차 제도 정비가 병행될 필요가 있다. 마지막으로, 분양 과정에서 수분양자 보호를 강화하기 위해 정보 제공 확대, 청약 절차의 투명성 제고, 분양대행업자에 대한 자격 및 교육 제도 도입이 요구된다.

한편, 본 연구는 실무전문가와 행정전문가를 중심으로 분석을 수행하였다는 점에서 수분양자나 고객의 인식을 충분히 반영하지 못한 한계를 지닌다. 또한 문제 요인의 중요도 도출에 초점을 두어 개별 요인별 구체적인 정책 설계까지 제시하지는 못하였다. 후속 연구에서는 다양한 이해관계자를 포함한 분석과 함께, 본 연구 결과를 토대로 보다 구체적인 제도 개선 시나리오와 정책 효과 분석이 이루어지기를 기대한다.

참고문헌

- 고석면·현승범(2006), “서비스드 레지던스 사업의 경영실태에 관한 연구”, 『관광경영학연구』, 10(4): 1~21.
- 국토교통부(2021), 「생활숙박시설 합법 사용 및 관리방안」, 세종.
- 권유홍·윤영일·이일렬·최금진·오치옥·장영화(2013), 「최근 숙박시설 변화유형 등 실태조사 및 관리방안 연구」, 세종: 보건복지부.
- 김형연·강철희(2015), “서비스드 레지던스의 발전 방향에 대한 연구”, 『대한건축학회 학술발표대회 논문집』, 261~262.
- 류강민·송기욱(2018), “제주지역 호텔이용률에 영향을 미치는 결정요인 분석”, 『LHI Journal』, 9(4): 10~18.
- 류창민(2023), “생활형숙박시설 분양가격 결정요인에 관한 연구”, 석사학위논문, 건국대학교.
- 박동하·이외희·박성호(2021), 「생활숙박시설의 실태분석 및 제도 개선 방안」, 수원: 경기연구원.
- 박용성(2009), 「AHP에 의한 의사결정 이론과 실제」, 서울: 교우사.
- 부종식(2022), “분양형 호텔에 있어서 법적 분쟁 유형에 대한 고찰”, 『한국집합건물법학회』, 42: 131~148.
- 석호영(2023), “생활형숙박시설 거주이전의 자유의 제한과 소급입법 금지에 대한 법적 연구”, 『국회 세미나 자료집』, 39~50.
- 손자영(2023), “생활숙박시설의 현황과 과제”, 『아날 자리서치 브리프』, 제6호, 서울.
- 이재용·박인(2017), “수익형 부동산 개발사업의 리스크 관리방안 연구: 분양형 호텔개발사업을 중심으로”, 『한국지역사회발달학회논문집』, 42(2): 21~37.
- 이정원(2022), “수익형 숙박시설의 법적쟁점 분석 및 개선방안에 대한 연구: 분양형 호텔을 중심으로”, 석사학위논문, 한양대학교.
- 임상빈·유동영(2020), “생활숙박시설 과세 개선방안”, 『한국지방세연구원 수시연구보고서』, 2020(1), 1~58.
- 장은제(2019), “수익형 숙박시설 투자 리스크요인의 중요도 분석을 통한 수익률 영향 분석”, 박사학위논문, 한양대학교.
- 장은제·이명훈(2018), “공급자와 수요자 측면 분양형 호텔 리스크 관리방안 중요도 분석”, 『국토계획』, 2018: 19~28.
- 조세심판원(2018.12.10), “숙박업의 사업장으로 이용되고 있는 쟁점부동산을 사실상 주택으로 보아 양도주택에 대해 1세대 1주택 비과세를 배제하여 양도소득세를 부과한 처분의 당부”, 조심2018서3892.
- 호한철·송호창(2014), “오피스텔의 생활형 숙박업 용도변경 활성화를 위한 제도적 개선방안연구”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 14(1): 455~465.
- Saaty, T. L. (1995), *Decision Making for Leaders*, Pittsburgh: RWS Publications.
- _____ (1998), “Reflections and Projections on Creativity in Operations Research and Management Science: A Pressing Need for a Shift in Paradigm”, *Operations Research*, 46(1): 9~16.
- Tung, S. L. and S. L. Tang (1998), “A comparison of the Saaty's AHP and modified AHP for right and left eigenvector inconsistency”, *European Journal of Operational Research*, 106(1): 123~128.

22. 국가법령정보센터, “건축법”, 2026.4.15. 읽음. https://www.law.go.kr/lsInfoP.do?ancYnChk=0&lsId=001823&utm_source=chatgpt.com#0000
Korea Law Information Center, “Building Act”, Accessed April 15, 2026. https://www.law.go.kr/lsInfoP.do?ancYnChk=0&lsId=001823&utm_source=chatgpt.com#0000 (in Korean).
23. 국가법령정보센터, “건축법 시행령”, 2026.4.15. 읽음. <https://www.law.go.kr/lsSc.do?menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&query=%EA%B1%B4%EC%B6%95%EB%B2%95%20%EC%8B%9C%ED%96%89%EB%A0%B9#undefined>
Korea Law Information Center, “Enforcement Decree of the Building Act”, Accessed April 15, 2026. <https://www.law.go.kr/lsSc.do?menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&query=%EA%B1%B4%EC%B6%95%EB%B2%95%20%EC%8B%9C%ED%96%89%EB%A0%B9#undefined> (in Korean).
24. 국가법령정보센터, “공중위생관리법”, 2026.4.15. 읽음. https://www.law.go.kr/LSW/lsInfoLinkP.do?docType=JO&joNo=000200000&languageType=KO&lsNm=%EA%B3%B5%EC%A4%91%EC%9C%84%EC%83%9D%EA%B4%80%EB%A6%AC%EB%B2%95¶s=1&utm_source=chatgpt.com#
Korea Law Information Center, “Public Health Control Act”, Accessed April 15, 2026. https://www.law.go.kr/LSW/lsInfoLinkP.do?docType=JO&joNo=000200000&languageType=KO&lsNm=%EA%B3%B5%EC%A4%91%EC%9C%84%EC%83%9D%EA%B4%80%EB%A6%AC%EB%B2%95¶s=1&utm_source=chatgpt.com# (in Korean).
25. 국가법령정보센터, “공중위생관리법 시행령”, 2026.4.15. 읽음. https://www.law.go.kr/LSW/lsInfoP.do?lsId=002373&utm_source=chatgpt.com#0000
Korea Law Information Center, “Enforcement Decree of the Public Health Control Act”, Accessed April 15, 2026. https://www.law.go.kr/LSW/lsInfoP.do?lsId=002373&utm_source=chatgpt.com#0000 (in Korean).
26. 국가법령정보센터, “공중위생관리법 시행규칙”, 2026.4.15. 읽음. https://www.law.go.kr/lsStmdInfoP.do?ancYnChk=0&lsiSeq=221263&utm_source=chatgpt.com
Korea Law Information Center, “Enforcement Rule of the Public Health Control Act”, Accessed April 15, 2026. https://www.law.go.kr/lsStmdInfoP.do?ancYnChk=0&lsiSeq=221263&utm_source=chatgpt.com (in Korean).
27. 국가법령정보센터, “관광진흥법 시행령”, 2026.4.15. 읽음. <https://www.law.go.kr/LSW/lsInfoP.do?lsiSeq=288461#0000>
Korea Law Information Center, “Enforcement Decree of the Tourism Promotion Act”, Accessed April 15, 2026. <https://www.law.go.kr/LSW/lsInfoP.do?lsiSeq=288461#0000> (in Korean).
28. 국토교통부, 2023.09.25. 읽음. https://www.molit.go.kr/USR/NEWS/m_71/dtl.jsp?id=95088863&lcmspage=81&utm_source=chatgpt.com
29. 파이낸셜뉴스, 2023.06.23. 읽음. https://www.fnnews.com/news/202306230640447633?utm_source=chatgpt.com

요 약

본 연구는 생활숙박시설을 둘러싼 제도적·경제적·운영관리적 문제 요인의 상대적 중요도를 분석하고, 개선방안의 우선순위를 도출하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 선행연구 검토와 전문가 심층인터뷰(FGI)를 통해 주요 문제 요인을 체계적으로 도출한 후, 실무전문가와 행정전문가를 대상으로 계층분석방법(AHP)을 적용하였다. 분석 결과, 실무전문가는 경제적 측면을 가장 중요한 문제 영역으로 인식하였으며, 특히 프로젝트파이낸싱 조달의 어려움, 입지선정 제약, 건축설비 및 객실관리시스템 설치 의무를 핵심 제약요인으로 평가하였다. 이는 생활숙박시설의 사업성 및 운영 지속가능성에 대한 실무적 우려가 크게 작용하고 있음을 보여준다. 반면 행정전문가는 법률적 측면의 중요도를 가장 높게 인식하였고, 주거 불법 전용 문제, 오피스텔로의 용도변경 어려움, 법·제도에 대한 인식 부족을 주요 문제로 지적하였다. 이러한 결과는 생활숙박시설을 둘러싼 인식이 사업 추진 가능성과 제도적 적합성이라는 두 축으로 분화되어 있음을 시사한다. 본 연구는 전문가 인식에 기반한 실증적 우선순위 분석을 통해 향후 생활숙박시설 관련 정책 및 제도 개선 논의에 기초자료를 제공한다.

주제어: 생활숙박시설, 제도 개선 우선순위, AHP 분석, 전문가 인식 비교, 제도적 규제

부동산 경매시장 법률규제 위험요인의 정성과 정량적 비교 연구*

A Qualitative and Quantitative Comparative Study of Legal Regulatory Risk Factors in the Real Estate Auction Market

장미영** · 박덕연*** · 김종진****

Myyoung Chang** · Deukyeoun Park*** · Jongjink Kim****

Abstract

We classify the legal and regulatory risk factors inherent in auctioned real estate into two broad categories—procedural legal regulations related to the auction process and substantive legal regulations—and we examine the negative effect of each detailed risk factor on the sale price ratio. We focus on detached houses and land, the property types that account for the largest share of the real estate auction market. To establish which risk factors deserve significant consideration, we combine a qualitative analysis based on expert perception surveys of individual legal risk items with a quantitative analysis based on actual auction sale cases. Comparing the two sets of results, we draw the following implications. Experts tend to prioritize the risk factors associated with the substantive characteristics of auctioned real estate, which implies that they perceive utility, a key determinant of the value of auctioned real estate, as arising directly from substantive legal and regulatory risk factors. General bidders, in contrast, tend to weight formal procedural risk factors more heavily than the substantive legal risk factors inherent in auctioned real estate, largely reflecting their perception that bidding and sale follow the formal auction procedures the auction court administers. Risk-averse general bidders therefore need to evaluate the full range of legal and regulatory risk factors comprehensively and, with the assistance of experts, set a reasonable bid price that takes into account both the individual characteristics of the property and the relative importance of each factor.

Keywords: Real Estate Auction Market, Legal and Regulatory Risk Factors, Fuzzy-AHP, Multiple Regression Model

1. 서 론

1.1 연구의 목적

주택과 토지 등 부동산 경매시장의 위험요인 중 법률 규제 위험요인은 비법률 규제 위험요인과 비교하

여 경제 및 사회의 급격한 변화가 가속화될수록 관련 개별적 규제 법령이 다양하게 도입되고 있으며, 그 내용의 난이도가 높은 특징이 있다.

본 연구는 현행 대륙법 체계를 기준으로 경매부동산에 내재하는 법률규제 위험요인을 크게 경매 절차

*본 논문은 주저자의 박사학위논문 일부를 수정·보완한 내용임.

**전주대학교 부동산학박사(주저자: myj38023@naver.com)

***전주대학교 부동산국토정보학과 강사(topddy@naver.com)

****전주대학교 부동산국토정보학과 교수(교신저자: jongjink66@naver.com)

법적 규제와 경매 실체법적 규제로 분류하여 각 세부 위험요인들이 매각가율에 미치는 부정적 영향을 분석하였다. 연구대상은 경매 부동산시장에서 대부분의 비중을 차지하는 단독주택과 토지를 대상으로 하였으며, 특히, 전문가들의 다양한 법률규제의 개별 위험 항목에 관한 인식조사를 통한 정성적 분석과 실제 매각사례 자료를 바탕으로 정량 분석을 결합하여 중요하게 고려되어야 하는 법률규제 위험요인들을 분석하였다.

궁극적으로 본 연구는 토지 및 단독주택 경매시장에서 ‘법률규제 위험요인’들의 정성·정량적 분석결과와의 차이를 비교하고 일반 입찰자들의 합리적 의사결정기준을 제시하고자 하였다.

1.2 분석방법 및 범위

Fig. 1은 연구의 정성 및 정량적 분석절차 및 내용을 보여주고 있다.

본 연구의 설문대상, 경매사례 및 공간적 연구범위는 다음과 같다.

첫째, 10년 이상의 부동산경매 분야 전문가 7명을 대상으로 2차 브레인스토밍(2024년 8월 1일-2024년 9월 6일)을 거쳐 법률규제 위험요인의 다층적 의사결정모형을 구축하고 전문가 24명을 대상으로 AHP와 Fuzzy 설문조사(2025년 1월 6일-2025년 1월 20일)를 수행하고 분석하였다. 둘째, 계량적 분석을 위한 시간적 및 대상물의 공간적 범위는 경기도판할 집행법원에서 2021년 1월부터 2023년 12월까지 일반 입찰자의 매각이 종료¹⁾된 단독주택과 토지

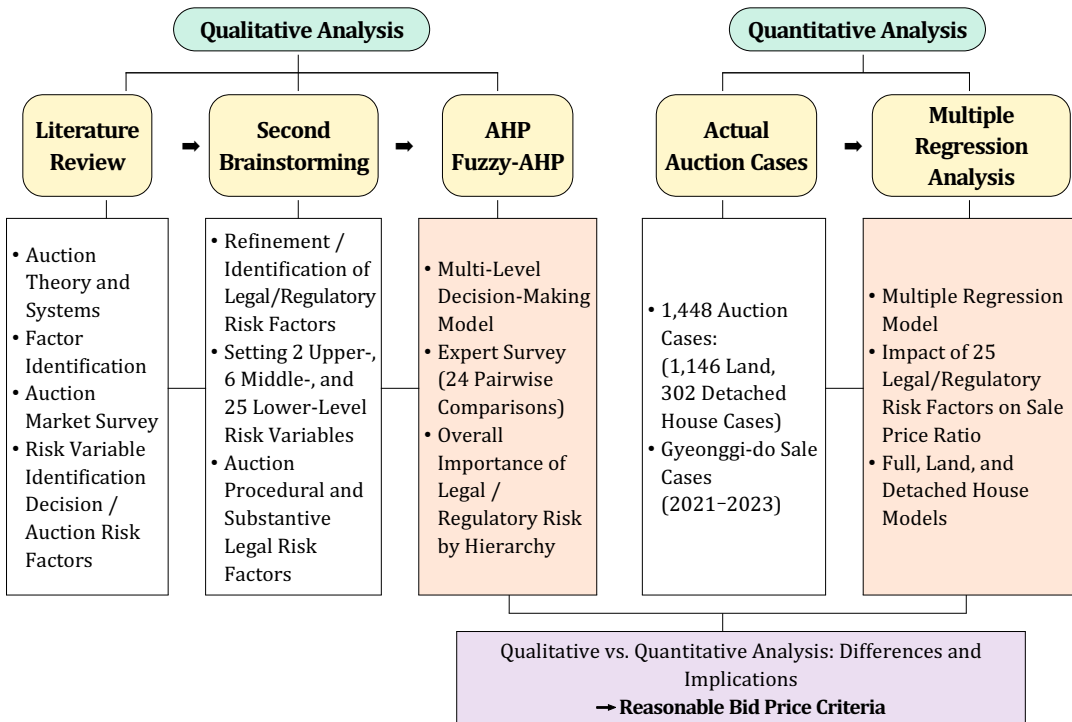


Fig. 1. Process of Qualitative and Quantitative Analysis

1) 여기서 ‘매각종료’란 법원경매정보(<https://www.courtauction.go.kr>)의 매각통계자료에서 제공한 바와 같이 경매신청일부 터 매각대금의 완납일까지를 말한다.

1,448건의 사례를 대상으로, ‘법률규제 위험요인’들이 매각부동산 매각가율에 미치는 영향을 회귀분석으로 수행하고 그 결과를 비교하였다. 마지막으로 연구의 대상적 범위는 경매부동산에 대한 법률규제를 절차법과 실체법으로 나누고, 이에 기초하여 법률규제 위험요인을 크게 경매절차법적 규제의 위험요인과 경매실체법적 규제의 위험요인으로 분류하였다.

2. 부동산 경매위험요인의 개요 및 계층적 분류

2.1 부동산 경매위험요인의 정의

‘경매위험요인’은 부동산경매시장에서 대상 부동산 매각가율의 결정에 부정적 영향을 미치는 요인을 말한다(박경철·정재호, 2020). 여기서 “부정적 영향을 미친다”는 의미는 매각가율의 결정과 관련된 경매입찰자 혹은 이해관계인에게 미래 불확실성으로 인한 입찰가격 감소 등과 같이 손해 발생 우려가 있는 상태가 형성되는 것을 의미한다(오세경 외, 2000). 부동산 경매시장에서 일관성 있는 기준과 체계적으로 분류된 경매위험요인은 통계적 방식으로 예측 가능하기 때문에 소요비용이나 부담을 감소시킬 수 있다. 따라서 부동산경매는 위험요인에 따라 최저가격이 감소하는 경우 입찰자는 그 위험요인만큼 부담으로 작용하게 되므로 입찰가격이 보다 낮아야 하며, 낙찰 후 현실화되는 경매위험요인 해결에 소요되는 비용을 고려하여 입찰가격을 결정해야 한다는 것을 시사한다.

2.2 법률규제위험요인의 계층분류

2.2.1 경매절차법적 규제위험요인의 계층분류

‘법률규제 위험요인’은 현행 대륙법계의 법체계를 기준으로 ‘경매절차법적 규제위험요인’과 ‘경매실체법적 규제위험요인’으로 대분류하였다. ‘경매절차법적 규제위험요인’은 현행 민사집행법령의 경매절차

법적 강행규정에 따른 복잡한 강제성과 연관 혹은 법원의 매각물건 불완전 제공으로 인한 경매위험요인이다.

‘경매절차법적 규제위험요인’은 경매절차과정과 매각물건 불완전 제공위험요인으로 구분하였고, ‘경매실체법적 규제위험요인’은 사법상 권리인수와 공법적 규제위험요인으로 구분하였다. 이를 기반으로 중분류 위험으로 경매절차과정위험요인, 매각물건의 불완전제공위험요인, 공시적 권리인수위험요인, 미공시적 권리인수위험요인, 공법적 취득규제위험요인 및 공법적 이용·개발·처분규제위험요인 6개를 제시하였다. 이를 토대로 총 25개 소분류 위험요인을 제시하였다.

첫째, ‘경매절차과정위험요인’은 민사집행법령의 규제에 따라 경매절차의 지연, 강제, 명도·인도, 입찰경쟁률 및 유찰로 인하여 발생할 수 있는 경매위험요인을 말한다.

둘째, ‘매각물건의 불완전한 제공위험요인’은 집행법원이 매각대상 부동산에 관한 불완전한 정보제공 등으로 인해 매각가율 결정에 영향을 미치는 요인을 말한다.

2.2.2 경매실체법적 규제위험요인의 계층분류

‘경매실체법적 규제위험요인’은 그 내용에 따라 사법상 권리인수위험요인과 공법상 규제에 따른 위험요인으로 구분된다. ‘사법적 권리인수위험요인’은 공시적 위험요인과 미공시적 권리인수위험요인으로 구분하고, ‘공법적 규제위험요인’은 공법적 취득규제위험요인 및 공법적 이용·개발·처분규제위험요인으로 구분된다.

3. 선행연구 고찰 및 차별성

부동산경매 위험요인에 관한 선행연구는 어떠한 관점에서 접근하느냐에 따라 매각가격·매각가율에

영향을 주는 요인을 중심으로하는 ‘경매위험요인분석’, 매각가격·매각가율에 영향을 미치는 요인별 위험비용 부담에 중점을 두는 ‘경매위험비용분석’, 경매위험을 사전과 사후의 관리에 중점을 두는 ‘경매위험관리분석’으로 분류할 수 있다. 이 세 가지 분석을 일반적으로 ‘경매위험분석’이라고 하는데 주요 선행연구들은 다음 Table 1과 같다.

본 연구는 법률규제 위험요인에 관한 중요도 순위에 대한 전문가들의 인식과 실제 경매시장에서 일반 입찰자들이 매각 받은 실태를 비교하여 구체적인 차이가 있는지를 파악하고, 합리적인 입찰 의사결정의 기준을 제시하였다는 측면에서 차별성을 둘 수 있다.

4. 연구설계

4.1 브레인스토밍을 통한 계층 구조화

2차에 걸친 전문가집단의 Brainstorming 과정을 통하여 ‘다계층 법률규제 위험요인변수’를 선정하고 구조화하였다. Table 2는 1차와 2차 브레인스토밍 과정과 그 내용을 보여주고 있다.

4.2 부동산경매의 법률규제위험 의사결정모형

다계층 의사결정모형인 AHP 및 Fuzzy 결합모형은 법률규제 위험요인들이 계층별(대분류, 중분류, 소분류)로 부동산경매에서 매각가율에 어느 정도 우선순위를 가지고 영향을 미치는지를 분석하는데 적합한 기법 중 하나이다(김정태, 2023).

앞의 전문가 브레인스토밍 내용을 바탕으로 부동산경매의 법률규제위험요인의 대분류 등 각 계층과 계층별 요인들을 설정한 다계층 의사결정모형은 다음 Table 3과 같다.

4.3 법률규제위험 다중회귀모형

Fig. 2는 ‘법률규제위험’의 세부요인들을 독립변수($x_1 \sim x_{25}$)로 하고, 매각가율을 종속변수(Y)로 하여

각 변수 간의 인과관계를 규명하고 독립변수의 중요도 영향력을 분석하기 위한 다중회귀모형을 나타내고 있다.

또한, 본 연구의 다중회귀모형 함수식은 식 [1]과 같이 요약될 수 있다.

$$Y = a + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_{25} x_{25} + \varepsilon_i \quad (1)$$

5. 분석 결과

Table 4는 Fuzzy-AHP 결합모형의 종합 중요분석을 보여주고 있다.

5.1 Fuzzy-AHP 종합중요도 분석결과

종합중요도 분석결과는 다음과 같이 해석될 수 있다. 첫째, 경매실체법적 규제 위험요인(0.857)이 경매절차법적 규제위험요인(0.143)보다 중요도가 매우 높은 것으로 나타났다. 또한, 선순위 보전가등기 인수위험요인, 법정지상권 인수위험요인, 가처분·예고등기인수위험요인은 중요도 보정 전후 모두 1~3순위이고 매지 개발제한위험요인은 5순위로 분석되어 ‘경매실체법적 규제위험요인’이 매각가율 감소에 미치는 영향이 높은 것으로 판단된다. 이러한 결과는 전문가들은 경매절차에 관한 전문지식과 경험이라는 전제조건을 갖추고 있어 ‘경매실체법적 규제위험요인들이 ‘경매절차법적 규제위험요인들 보다 중요하다고 인식한 때문으로 판단된다.

둘째, 경매절차과정위험요인(0.833)이 ‘매각물건 불완전 제공위험요인(0.167)’보다 높은 중요도를 보이고 있는데, 이는 ‘경매절차과정위험요인’이 ‘매각물건 불완전 제공위험요인’보다 이해가 어려워 전문지식과 경험을 요구하기 때문으로 판단된다. 특히 경매절차 지연위험요인이 종합중요도 4위로 나타나 경매절차가 1년 단위로 증가하여 지연된다는 것은 법률규제위험요인의 존재 가능성이 크다는 것

Table 1. Previous Studies on Risk Factors in Real Estate Auctions

Category	Researcher / Research Purpose	Key Contents and Factors	Research Method
Auction Risk Analysis	Ahn (2020) (in Korean) / Empirical Analysis of Buyers' Special Rights and Sale Price Ratio	Lien, senior leasehold, protected tenant, statutory superficies, senior tenancy, and senior provisional registration showed significant positive (+) effects on the overall sale price ratio, while senior provisional attachment showed no significant effect.	Panel Data Models: Fixed Effects, Random Effects, and POLS
	Song (2018) (in Korean) / Determinants of the Bid-Success Price Ratio in Metropolitan Real Estate Auctions	Risk management importance ranked highest in the pre-bidding, successful bid, and bidding stages. Detailed-item importance was led by market volatility, profitability, financing plan, rights analysis, and loan regulation risks. Fuzzy-AHP ranked rights analysis, market volatility, lien, profitability, tenant-related, and insufficient disclosure risks highest.	AHP Relative and Fuzzy Absolute Importance Analysis
	Kim (2013) (in Korean) / Effects of Auction Risk Types on Sale Price	The significant risk factors were identified as the number of failed auctions, the number of bidders, the appraised value, the sale price ratio, opposing power, the number of tenants, rights involving the risk of ownership acquisition, the business fluctuation index, and the real estate transaction index.	AHP and Multiple Regression Analyses
Auction Risk Cost Analysis	Lee (2010) (in Korean) / Sale Price Ratio and Auction Price Index in the Real Estate Auction Market	Additional cost risk factors included the number of tenants, senior tenants without dividend claims, separate land registration, unregistered land rights, and liens. Risk factors related to incomplete ownership included statutory superficies, senior provisional disposition, senior provisional registration, cautionary registration, and share auction.	Semi-log Hedonic Pricing Model, WLS Regression
	Jeong (2009) (in Korean) / Effects of Auction Risk Factors on Bid Price	The factors were classified into auction characteristics, market risks, and auction risks. The study found that the number of failed auctions, building characteristics, elapsed years, land price change rate, regional dummy variables, the number of protected tenants, the number of eviction - order subjects, liens, takeover amount, and the ratio of takeover amount to financing all affected the bid price.	Regression Model and Random Coefficient Model
Auction Risk Management Analysis	Jeong (2016) (in Korean) / Effects of NPL Sales on Real Estate Auction Bid Prices	Correlation Analysis of NPL Sales and Sale Price	Hedonic Price Model, Multiple Regression Analysis, t-test

Table 2. Process and Content of the First and Second Brainstorming Sessions

Category		Interview Contents	
Date and Time	1st FGI As Needed During Aug. 1–6, 2024	2nd FGI As Needed During Sept. 1–6, 2024	
	Topic: Systematic Structuring of Legal and Regulatory Risk Factors Affecting the Sale Price Ratio in Real Estate Auctions	Topic: Systematic Structuring of Legal / Regulatory Risk Factors Affecting the Sale Price Ratio in Real Estate Auctions	
Discussion Items	Discussion Points • Explained the current status of real estate auctions and 10-year trends in sale rates and sale price ratios • Emphasized the importance of auction risk factors as causes affecting sale rates • Recognized the severity of legal/regulatory risk factors among auction risks • Identified five legal/regulatory and six non-legal/regulatory auction risk factors • Classified legal/regulatory auction risks into procedural risks, internal system risks, and court information provision risks	Discussion Points • Finalized a three-level hierarchy of legal/regulatory risk factors • Classified them into 2 upper-, 6 middle-, and 25 lower-level categories • Divided them into procedural and substantive legal risk factors in auctions • Confirmed six middle-level categories: auction procedure, incomplete court information, disclosed rights acquisition, undisclosed rights acquisition, public-law acquisition restrictions, and public-law use/development/disposition restrictions • Structured 25 lower-level factors	

을 의미하므로 매각가율 하락에 크게 영향을 미친다고 인식한 때문으로 판단된다.

셋째, ‘사법적 권리인수위험요인(평균 0.422)’이 ‘공법적 규제위험요인(평균 0.077)’보다 높은 중요도를 보이고 있는데, 이는 입찰 당시 ‘사법적 권리인수위험요인부담’에 의한 현재가치 하락이 낙찰 후 장래 개발예정을 고려한 ‘공법적 규제위험요인부담’에 따른 미래가치의 하락보다 크게 작용하여 매각가율에 반영되기 때문으로 판단된다. 또한 ‘법정지상권 인수위험요인’이 종합중요도 2위로 분석됐는데, 이는 토지나 건물 중 어느 하나만 매각대상인 경우에는 법정지상권의 성립 여지가 있다는 것을 의미한다.

전문가들의 정성분석 결과 선순위 보전가등기 인수위험요인(0.505, 1순위)이 가장 크고, 두 번째로는 법정지상권 인수위험요인(0.225, 2순위)이다. 그 다음으로는 가처분·예고등기인수위험(0.222, 3순

위), 경매절차의 지연위험(0.121, 4순위), 맹지개발 제한위험(0.095, 5순위), 선순위 용익권 인수위험(0.091, 6순위), 유치권인수위험(0.078, 7순위), 명도·인도위험(0.062, 8순위), 용도지역별 행위제한 위험(0.053, 9순위), 공유지분취득위험(0.041, 10순위)과 농지취득자격증명·인허가증 제출위험(0.041, 10순위) 요인변수 순으로 위험 중요도가 나타났다.

5.2 다중회귀모형 분석결과

Table 5는 회귀분석 결과를 나타내고 있다. 모형 분석결과 독립변수들의 종속변수에 대한 설명력인 R^2 (결정계수, $0 \leq R^2 \leq 1$) 값은 0.899로 독립변수(법률규제위험요인)들이 종속변수(매각가율)의 변화에 대한 설명력이 89.9%로 높게 나타나고 있으며, F값이 422.637(0.00)로 모형의 적합도도 높은 것을 알 수 있다. 또한, 오차항의 독립성을 나타내는 검정

Table 3. Hierarchy and Classification of Legal and Regulatory Risk Factors in Real Estate Auctions

Major Classification	Middle Classification	Minor Classification
Auction Procedural Law Risk Factors	Auction Procedure Risk Factors	① Auction Procedure Delay Risk Factors (x_1)-(rescheduling of the sale date, denial of sale approval, auction cancellation, suspension or deferment of auction, possibility of creditor subrogation, delay in the delivery process, procedural delay due to objections or immediate appeals, auction duration)
		② Auction Procedure Enforcement Risk Factors (x_2)-(duplicative auctions, consolidation orders, resale orders due to non-payment of the purchase price, invalidation of minimum-price written bids, forfeiture of bid deposits, operation of the second-priority bidder reporting system and the co-owner priority purchase reporting system, no-surplus cases, distribution priority and method, and change-related risks such as auction withdrawal)
		③ Possession/Delivery Risk Factors (x_3) - (cost burden depending on the person subject to the delivery order, enforcement cost burden, etc.)
		④ Number of Bidders (Bidding Competition Rate) Risk Factor (x_4)
		⑤ Number of Bids (Failed Auction) Risk Factor (x_5)
	Risk Factors from Incomplete Court Auction Information	⑥ Appraised Value Risk Factors (x_6) - (insufficient appraisal, misvaluation, undervaluation, and price differences between the appraisal date and the auction date)
		⑦ Special Sale Conditions Risk Factors (x_7) - (restrictions on bid deposits, conditions for assumption of rights, etc.)
		⑧ Current Status Report and Statement of Sale Items Risk Factors (x_8) - (ambiguity, errors, omissions)
		⑨ Court Information Non-Disclosure Risk Factors (x_9) - (including omission of current tax information)
		⑩ Senior Usufructuary Rights Assumption Risk Factors (x_{10}) - (e.g., senior-priority superficies, easements, chonsegwon, and opposable residential or commercial leasehold rights)
Auction Substantive Law Risk Factors	Judicial Rights Succession Risk Factors	⑪ Senior Preservation Provisional Registration Assumption Risk Factors (x_{11})
		⑫ Provisional Disposition and Preliminary Registration Assumption Risk Factors (x_{12})
		⑬ Co-Ownership Share Acquisition Risk Factors (x_{13})
	Unrecorded Rights Assumption Risk Factors	⑭ Statutory Superficies (Including Graveyard Rights) Assumption Risk Factors (x_{14})
		⑮ Possessory Lien Assumption Risk Factors (x_{15})
		⑯ Unregistered Land Rights Assumption Risk Factors (x_{16})
	Public Law Acquisition Restriction Risk Factors	⑰ Submission Restriction Risk Factors for Farmland Acquisition Certificates and Permits/Licenses (x_{17})
		⑱ Illegal Building Acquisition Risk Factors (x_{18})
		⑲ Acquisition Qualification Restriction Risk Factors (x_{19})
	Public Law Regulatory Risk Factors	⑳ Zoning-Based Activity Restriction Risk Factors (x_{20})
		㉑ Development-Related Permit Restriction and Succession Risk Factors (x_{21})
		㉒ Land Category and Building Use Change Restriction Risk Factors (x_{22})
		㉓ Land Subdivision Restriction Risk Factors (x_{23})
		㉔ Landlocked Parcel Development Restriction Risk Factors (x_{24})
		㉕ Land Transaction Permit Restriction Risk Factors (x_{25})

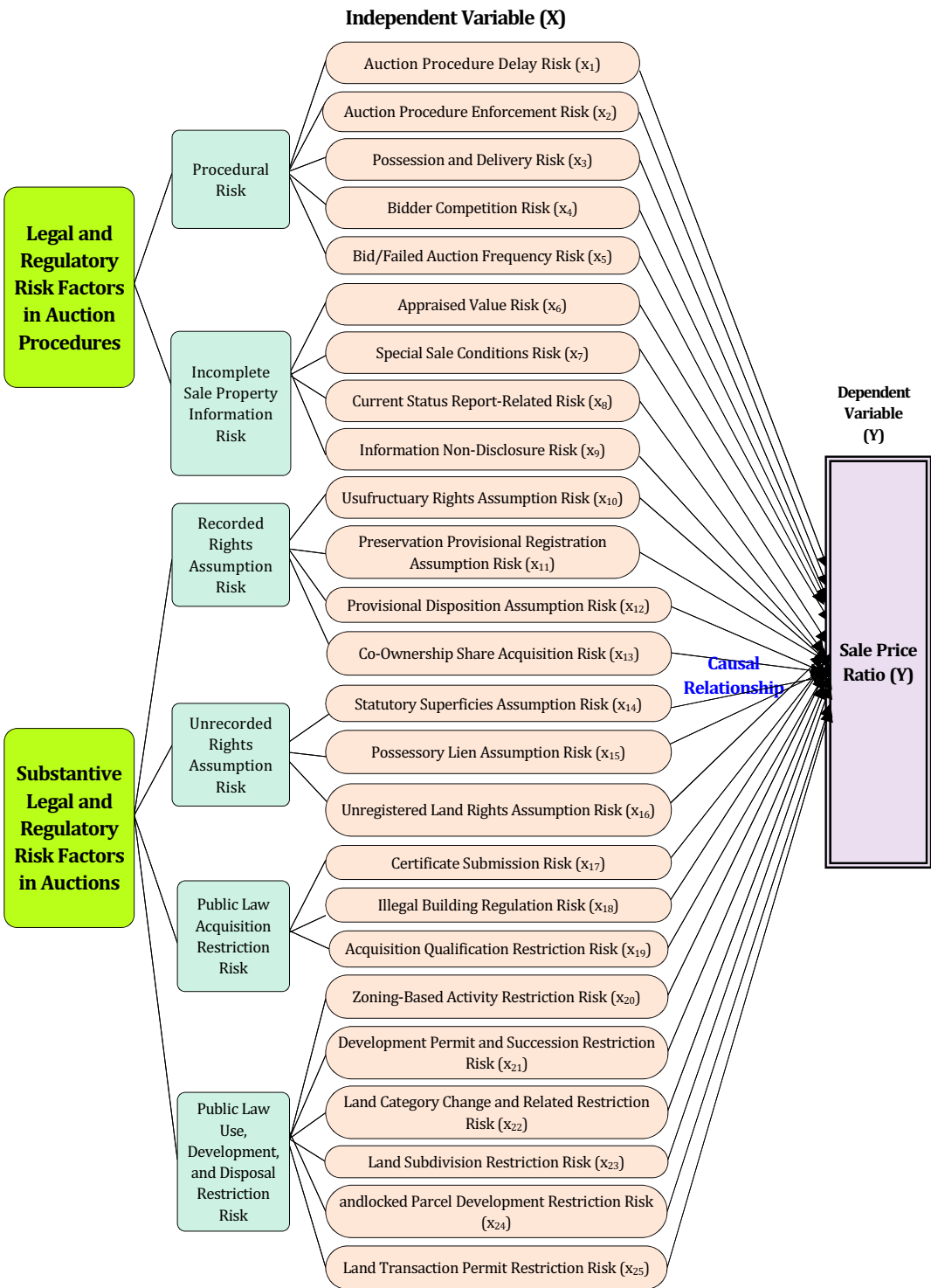


Fig. 2. Multiple Regression Analysis Model of Legal and Regulatory Risk Factors

Table 4. Fuzzy-AHP Results for Comprehensive Importance by Legal and Regulatory Risk Factor

Major Classification	Middle Classification	Minor Classification (Risk Factors)	AHP		Fuzzy-AHP		
			Com- posite Importance	Rank	Importance	Overall Importance	Rank
Legal and Regulatory Risk Factors in Auction Procedures (0.143) 2nd Rank	Auction Procedure Risk Factors (0.833) (1st Rank)	Delay in Auction Procedures	0.0608	4	1.015	0.121	4
		Compulsory Nature of Auction Procedures	0.0039	21	0.066	0.008	21
		Vacating and Transfer of Possession	0.0312	8	0.520	0.062	8
		Number of Bidders(Competition)	0.0157	12	0.262	0.031	13
		Number of Failed Auction Rounds	0.0074	18	0.123	0.015	17
	Incomplete Information Risk Factors for Auction Properties (0.167) (4th Rank)	Appraised Value	0.0141	13	1.030	0.025	14
		Special Conditions of Sale	0.0061	19	0.447	0.011	19
		Status Survey Report · Property Description Statement	0.0025	23	0.185	0.004	23
		Non-Disclosure of Court Information	0.0012	24	0.084	0.002	25
		Assumption of Senior Usufructuary Rights	0.0533	5	0.181	0.091	6
	Publicly Disclosed Rights Assumption Risk Factors (0.589) (2nd Rank)	Assumption of Senior Provisional Registration for Preservation of Claim	0.2970	1	1.001	0.505	1
		Assumption of Provisional Disposition and Cautionary Registration	0.1305	3	0.439	0.222	3
		Acquisition of Co-ownership Share	0.0241	10	0.082	0.041	10
		Assumption of Legal Superficies	0.1526	2	1.027	0.225	2
		Assumption of Lien	0.0530	6	0.357	0.078	7
Substantive Legal and Regulatory Risk Factors in Auctions (0.857) 1st Rank	Undisclosed Rights Assumption Risk Factors (0.256) (3rd Rank)	Assumption of Unregistered Site Rights	0.0137	14	0.091	0.020	15
		Submission of a Farmland Acquisition Qualification Certificate and Permits/Licenses	0.0270	9	1.057	0.041	10
		Acquisition of an Illegal Building	0.0093	16	0.363	0.014	18
		Restrictions on Acquisition Eligibility	0.0025	23	0.097	0.004	23
		Restrictions on Activities by Zoning District	0.0223	11	0.561	0.053	9
	Public Law Restriction Risk Factors on Use, Development, and Disposition (0.110) (5th Rank)	Restrictions on Development-Related Permits and Succession	0.0135	15	0.341	0.032	12
		Restrictions on Changes in Land Category and Building Use	0.0077	17	0.194	0.018	16
		Restrictions on Land Subdivision	0.0043	20	0.109	0.010	20
		Restrictions on the Development of Landlocked Land	0.0400	7	1.004	0.095	5
		Restrictions on Land Transaction Permits	0.0029	22	0.073	0.007	22

Note: $R^2 = 0.899$, $F = 422.637(0.00)$, $D-W = 1.864$

값인 Durbin - Watson(d값)이 1.864로 기준값 2에 가까워 오차항의 자기상관 가능성은 낮은 것을 알 수 있다.

한편, 다중공선성의 통계량인 VIF (Variance Inflation Factor, 분산팽창계수) 값이 모든 변수에서 10보다 낮아 독립변수들(법률규제 위험요인) 간 다중공선성의 가능성은 낮은 것으로 판단된다.

전체모형의 분석결과 5% 유의수준(p)을 기준으로 매각가월에 유의하게 영향을 주는 법률규제 위험요인변수는 22개로 나타났다.

분석결과 매각가월에 미치는 영향력 크기를 종합해 보면, 경매절차법적 규제위험요인이 '경매실체법적 규제위험요인'보다 크고, '경매실체법적 규제위험요인' 내에서는 '사법적 권리인수위험요인'의 영향력이 '공법적 규제위험요인'보다 크게 나타나고 있다. 이는 경매절차의 강제성, 지연성, 매각물건에 대한 정보제공의 불완전성 등이 반영되어 매각가월에 영향을 준 것으로 판단된다. 또한, '경매실체법적 규제위험요인' 내에서 '사법적 권리인수위험요인'이 '공법적 규제위험요인'보다 영향력이 크게 나타난 이유는 매각대상 부동산을 경매로 취득하는 시점에서 매각부동산의 현재가치가 '공법적 규제위험요인'으로 인해 취득 후 매각부동산의 미래가치보다 크게 우선시되는 현상이 매각가월에 반영된 결과에서 비롯된 것으로 판단된다.

5.3 분석결과 종합비교 및 시사점

Table 6은 다계층 의사결정모형의 분석결과와 다중회귀 모형의 정량분석결과와의 비교를 보여주고 있다.

본 연구의 대분류인 '경매절차법적 규제위험요인'과 '경매실체법적 규제위험요인' 간에는 정성·정량 분석 결과는 큰 차이를 보이고 있음을 알 수 있다.

정성분석 결과 영향력 요인변수는 '경매실체법적 규제위험요인'이 '경매절차법적 규제위험요인'보다

크지만 정량적 모형은 이와 반대되는 결과를 보인다. 이러한 결과는 전문가집단은 위험선호자 혹은 중립자로서 전문성과 경험을 바탕으로 평가한 결과 입찰 당시 매각물건에 대한 '경매실체법적 규제위험요인'이 실제 매각가월에 더 크게 영향을 미친다고 인식한 것으로 판단된다. 그러나 일반 입찰자는 위험회피자로서 일반 매매시장과 달리 부동산경매시장은 경매절차의 지연성, 강제성, 법원의 물건에 대한 정보제공 불완전성 등의 특성들이 반영되어 매각가월에 영향을 준 것으로 판단된다.

둘째, 전문가들은 가처분, 법정지상권 그리고 유치권의 인수위험 등과 같은 '경매실체법적 규제위험요인'들은 향후 소송 등 법적 분쟁을 해결해야 하는 복잡성, 예측 불가능성, 불명확성 및 불확실성으로 인해 체계적 위험요인으로 인식하기 때문으로 보인다. 또한, 전문가들은 부동산에 내재하는 실질적 위험을 고려하여 '경매절차법적 규제위험요인'과 비교하여 '경매실체법적 규제위험요인'이 매각가월에 더 큰 영향을 미친다고 인식하는 것으로 판단된다.

셋째, 전문가들은 '경매절차법적 규제위험요인'으로 인한 부동산의 효용은 입찰가격 결정을 통해 간접적으로 나타나므로 경매실체법적 규제위험요인이 매각가월 결정에 상당한 영향력이 있다고 인식하는 것으로 판단된다.

이러한 정성·정량적 분석결과와의 차이는 매각가월에 미치는 법률규제 위험요인을 주체, 시기와 중점요인을 어느 기준으로 평가하는지에 따라 위험의 중요도를 결정하는 기준이기 때문으로 보인다.

Table 7은 법률규제위험요인의 정성 및 정량적 분석결과와의 계층별, 모형별 순위를 비교하여 나타내고 있다.

비교 결과 전문가집단은 위험선호자 또는 위험중립자로서 전문지식과 경험을 바탕으로 형식적 경매절차의 다양한 문제점을 인지하고 있다는 전제조건

Table 5. Overall Regression Analysis Results

Category		Unstandardized Coefficient		Standardized Coefficient	t-value	p-value	Multicollinearity Statistics		
		B	Standard Error	Beta (β)			Tolerance	VIF	
Auction Procedure Legal and Regulatory Risk Factors	Procedural Process	Delay of Auction Proceedings	-0.060	0.002	-0.356	-27.288	0.000	0.417	2.396
		Procedural Compulsion	-0.027	0.008	-0.032	-3.414	0.001	0.828	1.208
		Vacant Possession and Delivery	-0.030	0.004	-0.077	-6.632	0.000	0.531	1.884
		Number of Bidders(Competition)	0.063	0.004	0.206	15.567	0.000	0.404	2.478
		Number of Failed Auction Rounds	-0.046	0.002	-0.197	-18.630	0.000	0.632	1.582
	Incomplete Information on Auction Properties	Appraised Value	-0.049	0.002	-0.278	-22.339	0.000	0.458	2.183
		Special Conditions of Sale	-0.027	0.007	-0.033	-3.710	0.000	0.874	1.144
		Status Survey Report, etc.	-0.034	0.004	-0.075	-7.633	0.000	0.735	1.360
		Non-Disclosure of Court Information	-0.030	0.009	-0.030	-3.416	0.001	0.921	1.086
Substantive Legal and Regulatory Risk Factors in Auctions	Assumption of Publicly Disclosed Rights	Assumption of Senior Usufructuary Rights	-0.025	0.004	-0.080	-7.233	0.000	0.581	1.721
		Assumption of Senior Provisional Registration for Preservation of Claim	-0.082	0.008	-0.137	-10.558	0.000	0.420	2.380
		Assumption of Provisional Disposition and Cautionary Registration	-0.024	0.008	-0.037	-3.231	0.001	0.542	1.847
		Acquisition of a Co-ownership Share	-0.037	0.006	-0.062	-6.633	0.000	0.818	1.222
	Assumption of Undisclosed Rights	Assumption of Statutory Superficies	-0.034	0.005	-0.074	-6.485	0.000	0.540	1.851
		Assumption of Lien	-0.046	0.003	-0.186	-14.789	0.000	0.450	2.220
		Assumption of Unregistered Site Rights	-0.006	0.008	-0.007	-0.785	0.432	0.799	1.251
	Public Law Restrictions on Acquisition	Restrictions on Submitting a Farmland Acquisition Qualification Certificate and Related Documents	-0.022	0.006	-0.053	-3.963	0.000	0.395	2.534
		Restrictions on the Acquisition of Illegal Buildings	-0.028	0.006	-0.060	-4.837	0.000	0.459	2.178
		Restrictions on Acquisition Eligibility	-0.022	0.016	-0.012	-1.396	0.163	0.936	1.069
	Public Law Restrictions on Use, Development, and Disposition	Restrictions on Activities by Zoning District	-0.022	0.006	-0.052	-3.841	0.000	0.386	2.592
		Restrictions on Development-Related Permits and Succession	-0.029	0.006	-0.060	-5.122	0.000	0.524	1.908
		Restrictions on Changes in Land Category and Building Use	-0.020	0.006	-0.033	-3.170	0.002	0.660	1.515
		Restrictions on Land Subdivision	-0.028	0.008	-0.036	-3.624	0.000	0.735	1.360
		Restrictions on the Development of Landlocked Land	-0.092	0.006	-0.204	-14.704	0.000	0.369	2.714
		Restrictions on Land Transaction Permits	0.007	0.008	0.007	0.834	0.404	0.879	1.138

Table 6. Comparison of the Influence Rankings of Legal and Regulatory Risk Factors by Hierarchical Level in the Qualitative and Quantitative Analysis of Real Estate Auctions

Major Classification	Middle Classification	Minor Classification (Detailed Legal and Regulatory Risk Factors)	Qualitative Analysis		Quantitative Analysis (Overall Model)	
			Overall Importance	Impact Ranking	Magnitude of Impact (β)	Impact Ranking
Auction Procedure Legal and Regulatory Risk Factors	Auction Procedure	Delay in Auction Procedures	0.121	4	-0.356	1
		Compulsory Nature of Auction Procedures	0.008	20	-0.032	21
		Vacant Possession and Delivery	0.062	8	-0.077	9
		Number of Bidders (Competition Rate)	0.031	13	+0.206	3
		Number of Failed Auction Rounds	0.015	16	-0.197	5
	Incomplete Information on Auction Properties	Appraised Value	0.025	14	-0.278	2
		Special Conditions of Sale	0.011	18	-0.033	19
		Status Survey Report, etc.	0.004	21	-0.075	10
		Non-Disclosure of Court Information	0.002	22	-0.030	22
Substantive Legal and Regulatory Risk Factors in Auctions	Assumption of Publicly Disclosed Rights	Assumption of Senior Usufructuary Rights	0.091	6	-0.080	8
		Assuming Senior Provisional Registration for Preservation of Claim	0.505	1	-0.137	7
		Assumption of Provisional Disposition and Cautionary Registration	0.222	3	-0.037	17
		Acquisition of a Co-ownership Share	0.041	10	-0.062	12
	Assumption of Undisclosed Rights	Assumption of Statutory Superficies	0.225	2	-0.074	11
		Assuming a Lien	0.078	7	-0.186	6
		Assuming Unregistered Site Rights	Excluded from Comparison		Statistically insignificant variable	
	Public Law Restrictions on Acquisition	Submission of a Farmland Acquisition Qualification Certificate, etc.	0.041	10	-0.053	15
		Acquisition of an Illegal Building	0.014	17	-0.060	13
		Restrictions on Acquisition Eligibility	Excluded from Comparison		Statistically insignificant variable	
	Public Law Restrictions on Use, Development, and Disposition	Restrictions on Activities by Zoning District	0.053	9	-0.052	16
		Restrictions on Development-Related Permits and Succession	0.032	12	-0.060	13
		Restrictions on Changes in Land Category and Building Use	0.018	15	-0.033	19
		Restrictions on Land Subdivision	0.010	19	-0.036	18
		Restrictions on the Development of Landlocked Land	0.095	5	-0.204	4
		Restrictions on Land Transaction Permits	Excluded from Comparison		Statistically insignificant variable	

Table 7. Comparison of the Overall Influence Rankings of Legal and Regulatory Risk Factors by Hierarchical Level and Model Based on the Results of Qualitative and Quantitative Analyses

I. Impact Ranking of Major Classifications					
Major Classification (Risk Factor)		Impact Ranking in Qualitative Analysis	Impact Ranking in Quantitative Analysis		
Procedural Legal Restrictions		2	1		
Substantive Legal Restrictions		1	2		
Characteristics (Differences)		Substance > Procedure	Procedure > Substance		
II. Impact Ranking of Middle Classifications					
Middle Classification (Risk Factor)		Impact Ranking in Qualitative Analysis	Average Impact Ranking in Quantitative Analysis		
Auction Procedure Process		3	1		
Incomplete Provision of Information on Auction Properties		5	4		
Assumption of Publicly Disclosed Rights		1	3		
Assumption of Undisclosed Rights		2	2		
Public Law Restrictions on Acquisition		6	6		
Public Law Restrictions on Use, Development, etc.		4	5		
Characteristics	Differences	Private Law > Public Law	Private Law > Public Law		
		Disclosed > Undisclosed	Undisclosed > Disclosed		
	Commonalities	Public Law Use > Acquisition	Public Law Use > Acquisition		
		Procedure Process > Incomplete Provision	Procedure Process > Incomplete Provision		
III. Impact Ranking of Minor Classifications (Detailed Factors)					
Major Classification	Middle Classification	Minor Classification	Qualitative Analysis Ranking (25 Factors)	Quantitative Analysis Ranking (22 Factors)	
Auction Procedure Legal and Regulatory Risk Factors	Auction Procedure Process	Delay in Auction Procedures	4	1	
		Compulsory Nature of Auction Procedures	21	21	
		Vacant Possession and Delivery	8	9	
		Number of Bidders(Competition)	13	3	
		Number of Failed Auction Rounds	17	5	
	Incomplete Provision of Information on Auction Properties	Appraised Value	14	2	
		Special Conditions of Sale	19	19	
		Status Survey Report, etc.	23	10	
		Non-Disclosure of Court Information	25	22	
		Assumption of Usufructuary Rights	6	8	
	Private Law Rights Assumption	Assumption of Publicly Disclosed Rights	Assumption of Provisional Registration for Preservation of Claim	1	7
			Assumption of Provisional Disposition, etc.	3	17
		Assumption of Undisclosed Rights	Acquisition of a Co-ownership Share	10	12
			Assumption of Statutory Superficies	2	11
			Assumption of Lien	7	6
Substantive Legal and Regulatory Risk Factors in Auctions	Public Law Restrictions on Acquisition	Assumption of Unregistered Site Rights	15	Statistically insignificant variable	
		Submission of Permits and Licenses	10	15	
		Acquisition of an Illegal Building	18	13	
	Public Law Restrictions	Restrictions on Acquisition Eligibility	23	Statistically insignificant variable	
			Restrictions on Activities by Zoning District	9	16
			Restrictions on Development-Related Permits and Succession	12	13
		Public Law Restrictions on Use, Development, and Disposition	Restrictions on Changes in Land Category and Building Use	16	19
			Restrictions on Land Subdivision	20	18
			Restrictions on the Development of Landlocked Land	5	4
			Restrictions on Land Transaction Permits	22	Statistically insignificant variable

하에서 경매부동산에 내재한 '경매실체법적 규제위험요인'에 의한 부동산의 효용성, 위험변동 가능성, 미래가치, 잠재성 등을 고려하여 매각가율이 결정될 것으로 인식하는 것을 알 수 있다.

한편, 입찰자들은 위험회피자로서 경매부동산에 근본적으로 '경매실체법적 규제위험요인'들이 다층적으로 존재하는 경우 이에 연동되어 유찰회수 증가, 경매절차 지연, 명도·인도위험 등을 발생시켜 매각가율 결정에 직접적 영향을 미치지만 이러한 과정을 증시하지 않고 경매법정의 입찰형식과 절차에 직관적으로 집중하여 입찰의사를 결정하기 때문으로 판단된다. 또한, 일반 입찰자들은 일반매매시장과 달리 법정을 통한 경매절차의 강제성, 특별매각조건의 불이행, 입찰 무효 등으로 인한 매수신청보증금의 몰수, 포기 등과 같은 입찰에 대한 심리적 위축과 정신적 부담이 '경매절차법적 규제위험요인'(평균 1순위)으로 표출되어 매각가율에 주요한 영향을 미친 것으로 판단된다.

결과적으로 일반 입찰자들은 법률규제 위험요인의 종합적 판단을 바탕으로 입찰가격을 결정하기 위하여 본 연구의 정량분석결과에 따른 위험요인의 존부, 정도, 발생원인 및 대처방안 등을 고려하고 전문가의 조력을 받아 입찰가격을 정할 필요성이 높다.

6. 결 론

본 연구는 매각가율에 영향을 미치는 '법률규제 경매위험요인'에 중점을 두고 경매투자 최적 의사결정요인을 정성·정량분석을 하였다.

분석결과를 종합적으로 비교하여 총괄적 함의와 시사점을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 전문가들은 경매부동산의 실질 내용 측면의 위험요인을 우선시하며, 경매부동산의 주요 가치 결정요소인 효용성이 '경매실체법적 규제위험요인'에서 직접 발생한다고 인식하고 있음을 시사한다. 그

러나 일반 입찰자들은 경매법정을 통해 경매절차에 따라 입찰과 매각이 이루어진다는 인식에 의해 경매부동산에 내재된 '경매실체법적 위험요인'보다 형식적 경매절차위험요인에 치중하고 있음을 시사한다.

둘째, 전문가들은 '공시적 권리인수위험요인'이 '미공시적 권리인수위험요인'보다 매각가율에 더 중요한 위험요인으로 인식하는 반면, 일반 입찰자들은 이와 정반대의 입찰행태를 보이고 있어 사법적 권리인수의 미공시적 불확실성 위험이 공시적 확실성 위험보다 우선하여 매각가율의 의사결정에 작동되고 있음을 시사한다.

셋째, 전문가와 일반 입찰자들 모두 '경매절차과정위험요인'이 '매각물건 불완전 제공위험요인'보다 크게 매각가율에 영향을 미친다고 인식을 바탕으로 입찰행태를 보이는 것을 알 수 있다. 이는 경매지연과 매각불허가·정지·유예 등이 발생하는 원인이 난해하고, '매각물건 불완전 제공위험요인'보다 경매절차가 복잡하므로 '경매절차과정위험요인'이 '매각물건 불완전 제공위험요인'보다 매각가율에 더 큰 영향을 미친다고 인식하여 입찰가격을 결정하고 있음을 시사한다.

넷째, 정성·정량 분석결과와 위험요인 간의 차이는 매각부동산의 매각가율에 미치는 법률규제 위험요인을 누가 언제 어느 부분에 중점을 두고 평가하는지에 따라 우선순위의 기준과 합리적 입찰가격을 우선 결정하는 기준을 제공한다는 함의를 갖는다.

따라서 일반 입찰자들은 경매절차법적·경매실체법적 위험요인 모두 경매부동산의 매각가율에 영향을 미치는 중대한 위험요인들로 다양하게 다층적으로 나타나고 있음을 간과해서는 안되므로 법률규제 위험요인 전체를 종합 평가하여 대상물의 개별 특성과 영향순위에 따라 전문가의 조력을 통해 합리적 입찰가격을 결정해야 할 필요성이 높다.

마지막으로 법률규제 위험요인을 중심으로 분석 결과에서 나타난 미비점과 문제점을 보완·개선하는

방안을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 경매 지연 사유, 병합 결정·매각불허가·매각 취소·정지 사유, 유찰 사유, 인도명령 대상자 등을 명시하여 공개하는 방안과 함께 전자입찰 제도를 확대하여 절차의 신속성을 담보하여 절차의 지연을 방지하고, 미국의 제3자(수탁자) 사경매 방식을 도입하여 부동산경매시장의 활성화를 도모할 필요가 있다.

둘째, 감정평가 관련 재평가 명령 및 재평가일과 최초 감정일을 명시하는 제도를 도입하고 특정 기간마다 재평가의무제도를 신설하여 평가 시점과 낙찰 시점 간의 간극을 좁혀 매각물건의 가치를 현실화하는 방안이 필요하다.

셋째, 용익권 인수위험요인, 선순위 보전가등기 인수위험요인, 가처분·예고등기인수위험요인이 있는 경우 그 인수 여부를 명시적으로 기재하여 공개시키는 제도를 신설·공시하는 방안이 필요하며, 공유지분경매의 경우 공유자우선매수신고 대상 및 구분소유적 공유인지의 여부를 매각물건명세서에 의무적으로 기재하고 공개하는 방안을 고려해야 한다.

넷째, 독일과 프랑스 입법례와 같이 유치권의 피담보채권에 대하여 공사도급채권 외에도 일반채권을 포함시키고 본안 소송제기 후 확정판결에 의한 저당권설정등기를 도입하여 유치권의 투명성을 확보하는 방안도 고려되어야 한다.

다섯째, 농지취득자격증명·인허가증과 관련하여 법원이 이를 명시하여 기재하지 않은 경우 매각불허가 혹은 매각취소를 통해 입찰보증금을 입찰자에게 반환해하여 입찰자를 보호하는 제도의 필요성이 있다.

참고문헌

- 김재필(2013), “부동산경매 위험유형별 요인이 매각 가격에 미치는 영향: 서울지역 단독주택을 중심으로”, 박사학위논문, 전주대학교.
- Kim, J. P. (2013), “A Study on the Effect on Real Estate Auction Sales Price by Types of risk Factors: Focusing on Detached Houses in Seoul”, Ph.D. dissertation, Jeonju University (in Korean).
- 김정태(2023), “Fuzzy-AHP를 활용한 주택개발의 규모별 리스크 관리에 관한 연구: 서울특별시를 중심으로”, 박사학위논문, 전주대학교.
- 박경철·정재호(2020), “유치권제도의 개선방안을 위한 중요도 연구”, 『LHI Journal』, 11(4): 51~65.
- 송원근(2018), “부동산 경·공매의 리스크 관리방안: Fuzzy-AHP 기법을 중심으로”, 박사학위논문, 전주대학교.
- Song, W. G. (2018), “The Risk Management Measures of the Real Estate Auction and Public Auction - Focusing on the Fuzzy-AHP technique”, Ph.D. dissertation, Jeonju University (in Korean).
- 안진섭(2020), “부동산경매 절차상 매수인의 특수권리가 매각가율에 미치는 영향에 관한 연구”, 박사학위논문, 한양대학교.
- Ahn, J. S. (2020), “A Study on the Effect of real Estate Buyer's Special Rights on the Price Ratio in Real Estate Auction Process”, Ph.D. dissertation, Hanyang University (in Korean).
- 오세경·김진호·이건호(2000), 『위험관리론』, 서울: 경문사.
- 이해경(2010), “부동산 경매시장의 매각가율과 경매 가격지수 추정에 관한 연구: 강남 3구의 APT를 중심으로”, 박사학위논문, 한성대학교.
- Lee, H. K. (2010), “A Study on Auction Price Ratio and Auction Price Index in Real Estate Auction Market : the Case of 3 Districts in Gangnam”, Ph.D. dissertation, Hansung University (in Korean).
- 정성용(2009), “부동산경매 위험요인이 낙찰가격에 미치는 영향에 관한 연구”, 『주택연구』, 17(3): 107~133.
- Jeong, S. Y. (2009), “The Impact of the Risk Factors on the Selling Price in the Real Estate Auction Market”, 『Housing Studies』, 17(3): 107~133 (in Korean).
- 정재룡(2016), “부실채권(NPL) 매각이 부동산경매 낙찰가에 미치는 영향에 관한 연구”, 박사학위논문, 전주대학교.
- Jeong, J. R. (2016), “A study on impact of NPL sale on hammer price of real estate auction”, Ph.D. dissertation, Jeonju University (in Korean).

10. 대한민국 법원 “법원경매정보”, 2025.12.20 읽음.

<https://www.courtauction.go.kr>

요 약

본 연구는 경매부동산에 내재하는 법률규제 위험요인을 크게 경매 절차법적 규제와 실체법적 규제로 분류하여 각 세부 위험요인들이 매각가율에 미치는 부정적 영향을 분석하였다. 연구대상은 경매 부동산시장에서 대부분의 비중을 차지하는 단독주택과 토지를 대상으로 하였다. 또한 본 연구는 전문가들의 다양한 법률규제의 개별 위험항목에 관한 인식조사를 통한 정성적 분석과 실제 매각사례 자료를 바탕으로 정량분석을 결합하여 중요하게 고려되어야 하는 법률규제 위험요인들을 비교·분석하였다. 분석결과를 종합적으로 비교하여 총괄적 함의와 시사점을 제시하면 다음과 같다. 전문가들은 경매부동산의 실질 내용 측면의 위험요인을 우선시하며, 경매부동산의 주요 가치 결정요소인 효용성이 ‘경매실체법적 규제위험요인’에서 직접 발생한다고 인식하고 있음을 시사한다. 그러나 일반 입찰자들은 경매법정을 통해 경매절차에 따라 입찰과 매각이 이루어진다는 인식에 의해 경매부동산에 내재된 ‘경매실체법적 위험요인’보다 형식적 경매절차위험요인에 치중하고 있음을 시사한다. 따라서 위험회피 성향이 강한 일반 입찰자는 법률규제 위험요인 전체를 종합 평가하여 대상물의 개별 특성과 영향순위에 따라 전문가의 조력을 통해 합리적 입찰가격을 결정해야 할 필요성이 높다.

주제어: 부동산 경매시장, 법률규제 위험요인, Fuzzy-AHP, 다중회귀모형

계획행동이론을 적용한 서울시 거주자의 아파트 구매 의도 결정 요인 분석: 스트레스 DSR 규제 인식의 조절효과

An Analysis of Determinants of Apartment Purchase Intention among Seoul Residents Applying the Theory of Planned Behavior: Focusing on the Moderating Effect of Stress DSR Regulation Perception

장인선* · 김선주**

Insun Jang* · Sunju Kim**

Abstract

We apply the Theory of Planned Behavior (TPB) to the psychological mechanisms that determine apartment purchase intention among non-homeowners in Seoul, and we empirically test the moderating effect of 'Stress DSR' regulation perception. We set the optimal sample size through a G*Power analysis and analyze 294 effective samples using SPSS 27.0 and the PROCESS macro. We obtain three findings. First, all three core TPB components—attitude, subjective norm, and perceived behavioral control—exert a significant positive influence on purchase intention, and subjective norm carries the strongest impact, which reaffirms that social expectations and peer evaluations regarding homeownership in Korean society act as the most powerful drivers of buying sentiment. Second, purchase intention runs significantly higher among residents of the Southeast Seoul area, high-income groups, and jeonse tenants. Third, Stress DSR perception significantly attenuates the influence of attitude and subjective norm on purchase intention, whereas we observe no moderating effect for perceived behavioral control. These results demonstrate that stringent financial policy can function as a psychological inhibitor that directly suppresses buying sentiment driven by personal preferences or social pressure. By shifting the focus from macroeconomic indicators to the interaction between micro-level psychological mechanisms and policy acceptance, we provide foundational evidence for establishing tailored housing finance policies that protect non-homeowners.

Keywords: Housing Cost, Theory of Planned Behavior, Stress DSR, Purchase Intention, Seoul Apartment

1. 서론

한국의 거시경제 구조 내에서 주택은 단순한 물리적 정주 공간의 효용을 넘어, 가계 자산의 70% 이상을 점유하는 핵심 재화이자 사회적 계층 이동의 주

요 기제로 기능한다. 특히 서울시 아파트 시장은 전국 부동산 시장의 가격 형성 및 심리적 전이 과정을 주도하는 지표적 성격을 지니며, 이에 따라 무주택 성인들의 주거 선택 행태는 개인의 생애 주기적 과업을 넘어 국가 정책의 성패를 가늠하는 핵심 요소

*경기대학교 일반대학원 부동산자산관리학과 겸임교수(주저자: miccc@daum.net)

**경기대학교 일반대학원 부동산자산관리학과 교수(교신저자: ureka2@naver.com)

Received: April 10, 2026 / Revised: May 20, 2026 / Accepted: June 7, 2026

가 된다고도 볼 수 있다. 그러나 최근 고금리 기조의 장기화와 원자재 가격 상승 등에 따른 분양가 상승은 서울 내 주거 진입장벽을 기록적으로 높이고 있으며, 이는 자산 불평등의 고착화와 주거 사다리의 단절이라는 사회적 병리 현상을 심화시킬 가능성을 예기하게 한다(김성찬·성주한, 2025).

이러한 시장적 불확실성 속에서 정부는 가계부채의 질적 개선과 부동산 시장 안정을 목적으로 한 금융 규제 정책을 지속적으로 강화해 왔다. 특히 2024년 9월부터 전면 시행된 ‘스트레스 DSR(Debt Service Ratio; 총부채원리금상환비율) 2단계’는 차주의 대출 한도 산정 시 향후 금리 상승에 따른 잠재적 위험 비용을 가산금리 형태로 반영함으로써 실질적인 대출 가용 금액을 축소시키는 직접적인 정책 기제로 작용한다. 안호준(2025)에 따르면, 이러한 금융 정책은 강남구 등 특정 지역의 가격 방어 기제와 결합하여 지역 간 거래 양극화를 심화시키는 요인이 되는 것으로 나타났다. 나아가 권혁준(2025)의 연구에서는 강화된 DSR 규제가 자산 축적 수준이 낮은 무주택 임차가구의 금융 접근성을 제약하여 구매 심리를 위축시키는 ‘역진적 효과’를 초래할 수 있음을 경고한 바 있다.

기존의 부동산 연구들은 주로 거시경제 지표나 공급 물량과 같은 시장 공급자적 관점의 변인에 집중해 왔으나, 개별 행위자의 심리적 기제와 정책적 수용성을 통합적으로 고려한 미시적 접근은 상대적으로 미진한 실정이다. 주택 구매는 장기간의 자산 축적과 고도의 의사결정 과정이 수반되는 행위이므로, 단순한 경제적 유인 외에도 행위자의 태도와 사회적 규범 등이 복합적으로 작용한다. 이에 본 연구는 인간의 행동 의도를 체계적으로 예측하는 ‘계획행동이론(Theory of Planned Behavior; TPB)’을 분석의 틀로 도입하여 주택 구매와 관련한 의사결정 요인을 연구해보고자 한다. 계획행동이론은 개인의 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제가 행동 의도에 유의

미한 영향을 미친다고 가정하며, 이는 주택 구매와 같은 고관여 의사결정 과정을 설명하는 데 유효한 이론적 토대를 제공하는 이론이다(Ajzen, 1991; 오연근 외, 2019).

서울시 부동산 시장은 지역적 특수성과 ‘부동산 불패’에 대한 심리적 기제가 강하게 작동하는 공간이다. 심의경(2016)에 따르면 주택 구매 의도는 주변 준거 집단의 평가나 사회적 압력인 주관적 규범에 민감하게 반응하며, 이는 서울 내 무주택 성인들이 느끼는 소외감이나 자산 격차에 대한 불안감과 맞물려 나타날 가능성이 크다. 또한, 오연근(2010)은 임차가구의 주택 보유 의향이 대출 규제와 같은 외부적 행동 통제 요인에 의해 직접적으로 간접받음을 규명한 바 있다. 즉, 주택 소유에 대한 긍정적 태도와 사회적 압박이 존재하더라도, 스트레스 DSR과 같은 강력한 정책적 제약이 개인의 행동 통제력을 약화시킬 경우 실제 구매 의도는 현저히 감소할 것으로 생각해 볼 수 있다.

따라서 본 연구의 목적은 서울시에 거주하는 무주택 성인을 대상으로 계획행동이론의 주요 요인인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제가 아파트 구매 의도에 미치는 영향력을 실증적으로 분석하는 데 있다. 특히, 최근 도입된 스트레스 DSR 규제에 대한 인식이 이러한 심리적 기제와 구매 의도 간의 관계를 어떻게 조절하는지 파악함으로써 정책의 실효적 영향력을 규명하고자 한다. 이는 급변하는 금융 정책 환경 속에서 실수요자들의 심리적·행동적 변화를 예측하고, 향후 서울시의 주거 복지 및 지역 맞춤형 금융 정책 수립을 위한 실증적 근거를 제시할 수 있다는 점에서 학술적·정책적 의의를 제시할 수 있을 것이다.

2. 이론적 배경 및 선행연구 검토

2.1 국내 스트레스 DSR 규제의 도입과 변화

최근 가계부채의 급격한 양적 증가세가 국가 경제 전반의 거시적 리스크로 부각됨에 따라, 금융당국은

차주의 실질적인 원리금 상환능력을 보다 정밀하게 평가하여 과도한 레버리지 확장을 억제하기 위한 대출 규제를 지속적으로 강화해 왔다. 그중 스트레스 DSR (Debt Service Ratio, 총부채원리금상환비율) 규제는 차주의 금리 변동 리스크와 상환 여력을 한 층 보수적으로 심사하여 가계부채의 잠재적 부실 위험을 선제적으로 관리하고자 도입된 대출 규제 메커니즘이다(금융위원회, 2025).

기존의 차주 단위 DSR 규제가 대출 실행 시점의 현재 금리를 기준으로 대출 한도를 산정하는 방식이었다면, 스트레스 DSR 규제는 향후 발생 가능한 금리 상승 시나리오를 가산하여 DSR 산정 시 일정 수준의 가산금리인 스트레스 금리를 적용하는 차별성을 지닌다. 이러한 가산금리는 차주가 실제로 납부하는 대출금리에 직접 부과되지는 않으나, 내부적인 한도 산정 과정에 평가용 금리로 반영되어 실질적인 대출 가용 한도를 축소시키는 심리적·경제적 제약 요소로 작동한다(이기환, 2025).

스트레스 DSR 규제는 금리 변동성에 취약한 가계 대출 구조를 근본적으로 개선하여 금융시장의 안정성을 제고하기 위해 도입되었다. 장기간 누적된 저금리 환경 속에서 고비용의 실패 자산을 취득하기 위해 과도한 차입을 실행한 차주들은 금리 상승기에 접어들며 심각한 상환 압박과 연체 리스크에 직면하게 되었다. 이에 따라 스트레스 DSR 규제는 변동금리, 혼합형, 주기형 대출 등 금리 변동 위험에 노출된 상품의 한도를 상대적으로 과소평가되도록 설계함으로써, 차주를 리스크가 낮은 고정금리 및 분할상환 상품으로 유도하여 가계부채의 질적 개선을 도모하고자 하였다(권혁준, 2025). 나아가 이 제도는 금리 하락 국면에 진입했을 때 발생할 수 있는 과도한 대출 쏠림 현상과 자산 시장의 거품 형성을 자동으로 제어하는 거시건전성 측면의 제어장치로 기능하며, 가계부채 증가율을 국가 경제의 명목 GDP 성장을 범위 내에서 안정적으로 관리하려는 정책적 지향

점을 내포하고 있다.

해당 제도는 시장에 미치는 파급 효과를 최소화하고 금융소비자 및 업권의 연착륙을 유도하기 위해 총 세 단계에 걸쳐 점진적으로 전개되었다. 스트레스 금리는 과거 5년간의 최고 가중평균금리와 현재 금리 간의 차이를 기준으로 하한 1.5%에서 상한 3.0%의 범위 내에서 엄격하게 산출되도록 정립되었다(금융위원회, 2025). 가장 먼저 시행된 1단계(2024년 2월 도입) 체계에서는 금융당국이 제도의 적응력을 모니터링하기 위해 예금은행권의 주택담보대출만을 규제 대상으로 설정하였으며, 산출된 스트레스 금리의 25% 수준인 0.38%p의 가산금리를 적용하였다. 이어진 2단계(2024년 9월 도입)에서는 규제의 실효성을 높이기 위해 은행권의 고액 신용대출(잔액 1억 원 초과)은 물론, 상호금융, 저축은행, 여신전문금융회사 등 제2금융권의 주택담보대출까지 적용 범위를 대폭 확장하였다. 이 시기에는 가산 비율이 50%로 상향되어 전국 신용대출과 지방 주택담보대출에는 0.75%p의 스트레스 금리가 부여되었으나, 자본 유입이 집중되며 가격 상승 압력이 높았던 수도권 지역의 은행권 주택담보대출에 대해서는 1.20%p의 차등화된 가산금리를 부과하는 표적화된 규제 방식이 실증되었다. 사실상 제도의 전면적인 정착을 의미하는 3단계(2025년 7월 도입) 국면에 이르러서는 주택담보대출과 신용대출을 포함하여 기타대출(기타담보대출, 토지·상가 등의 비주택 담보대출, 장기카드대출 등)에 이르는 전 업권의 모든 가계대출 상품으로 규제 범위가 일괄 확대되었다. 스트레스 금리의 반영 비율 또한 100%로 전격 상향 조정되어 기본 1.50%p의 가산금리가 원칙적으로 적용되기에 이르렀다.

다만, 금융당국은 지방 부동산 시장의 이질적인 거래 위축 우려와 가계부채 추이를 반영하여 서울·경기·인천을 제외한 지방 주택담보대출에 한해서는 2단계 수준인 0.75%p의 스트레스 금리를 당해 연말

까지 유예 적용하는 탄력적이고 차별적인 조치를 병행하였다. 동시에 금융상품의 구조적 특성에 맞춰 금리 변동성 노출도가 전무한 순수고정형 대출에는 가산금리를 미적용하도록 설정하는 한편, 주기형 및 혼합형 대출에 대해서는 만기 중 고정금리가 유지되는 기간의 비중을 계량적으로 산정하여 20%에서 80% 수준의 상향된 적용비율을 정교하게 반영하였다. 이러한 입체적인 정책 전개 과정은 금융시장 전반의 리스크 내구성을 강화하고 경제 주체들의 무분별한 과잉 차입 행태를 합리적으로 제약하기 위한 목적을 지닌다.

이러한 거시적 금융 규제 환경의 전면적인 변화는 주택을 필수적인 실물 자산이자 성취의 척도로 간주하는 서울시 거주자들의 인지적 체계와 주거 이동 행태에 직접적인 균열을 야기할 가능성을 보여준다고 볼 수 있다. 특히 고가의 아파트 시장이 구조화된 서울 지역의 특수성을 감안할 때, 계획된 행동이론의 핵심 축인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제가 구매의도로 전이되는 심리적 메커니즘은 개인이 지각하는 금융 제약의 장벽에 따라 이질적으로 분화될 가능성이 다분하다.

기존의 선행연구들이 주로 규제 시행에 따른 거시적 시장 지표의 변동이나 업권별 풍선효과를 규명하는 데 치중해 온 반면, 미시적 차원에서 차주가 내면화한 규제 인식이 어떠한 조절 기제로 작동하는지에 대한 실증적 고찰은 미비한 실정이다. 이에 본 연구는 계획행동이론을 적용하여 서울시 거주자의 아파트 구매의도 결정요인을 면밀히 분석하고, 강력한 대출규제 환경으로 작동하는 스트레스 DSR 규제 인식의 조절효과를 실증적으로 규명함으로써 정책적 변화에 따른 실수요자의 심리적 기제 변화를 파악하고, 향후 시장 안정화 정책 수립을 위한 기초 자료를 제공하고자 하였다. 이에 본 연구의 주요 구성변인과 부동산 구매의도 간의 관계를 다룬 선행연구를 검토하여 이론적 근거를 확보하고자 한다.

2.2 주요 선행연구 검토

계획행동이론은 인간의 행동 의도를 체계적으로 예측하기 위해 고안된 사회심리학의 대표적 이론으로, 합리적 행동이론(Theory of Reasoned Action; TRA)의 한계를 극복하고자 지각된 행동통제 개념을 추가하여 확장된 모델이다(Ajzen, 1991). 본 이론은 특정 행동의 수행 여부가 행위자의 태도(Attitude), 주관적 규범(Subjective Norm), 지각된 행동통제(Perceived Behavioral Control)라는 세 가지 독립적인 요인에 의해 결정된다고 가정한다.

주택 구매는 대규모 자본의 조달과 장기적인 가계 재무 설계가 수반되는 고관여 의사결정 행위로서, 단순한 경제적 유인뿐만 아니라 개별 행위자의 심리적 가치 체계와 사회적 압박이 복합적으로 투영된다는 점에서 계획행동이론을 적용한 접근이 유효한 것으로 판단된다(오연근, 2010; 유종영, 2023). 이에 본 연구는 계획행동이론의 주요 변인들이 서울시 거주 무주택자의 아파트 구매 의도에 미치는 영향력을 고찰하고자 하며, 이하에서는 주요 변인별 선행연구를 검토한다.

2.2.1 계획행동이론과 주택 구매의도의 관계

계획된 행동이론은 인간의 특정 행동 의도가 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제라는 세 가지 인지적 변인에 의해 결정된다고 본다(Ajzen, 1991). 부동산 시장에서의 주택구매의도는 단순한 소비 행위를 넘어 가구의 경제적 역량과 사회적 성취를 반영하는 복합적 의사결정의 결과물이며, 선행연구들은 상기한 세 가지 구성요소가 구매의도를 견인하는 핵심 기제로 작용함을 입증해 왔다. 이에 본 항에서는 주택소유에 대한 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제가 무주택 가구의 구매의도에 미치는 영향력을 통합적으로 고찰하고자 한다.

첫째, 태도는 특정 행동의 결과에 대한 개인의 평가 체계로서 구매의도를 형성하는 일차적 동기로 작동

한다(Ajzen, 1991). 오연근 외(2019)의 연구에 따르면, 임차가구가 주택 소유에 대해 가지는 긍정적인 태도는 주택보유의를 유의미하게 향상시키는 변인으로 나타났다. 또한 특정 주거 시설에 대한 입주 의도를 분석한 심의경(2016)의 연구에서도 시설에 대한 우호적 태도가 형성될수록 실제 행동 의도가 강화됨이 규명되었다. 국외 선행연구의 경우, Dinh et al.(2022)은 베트남 아파트 시장 사례를 통해 태도가 구매의도를 결정짓는 강력한 예측 변인임을 실증하였으며, Islam et al.(2022) 역시 방글라데시의 아파트 구매 행태 분석을 통해 주택 소유를 통한 자산 가치 인식과 심리적 만족감이 구매 행동 의도를 유의미하게 견인한다고 보고하였다. 특히 서울 지역을 중심으로 고찰한 이순갑·하규수(2007)의 논의를 종합하면, 주거 지역의 이미지와 그에 따른 소유 태도는 실수요자의 매수 행태에 직간접적인 기여를 할 가능성을 시사한다. 즉, 주택을 단순한 소비재를 넘어 필수적인 실물 자산으로 간주하는 한국 사회의 특수한 심리적 맥락 하에서 주택소유에 대한 태도는 구매의도를 형성하는 결정적 요인으로 판단해볼 수 있다.

둘째, 주관적 규범은 개인이 특정 행동을 수행함에 있어 자신에게 중요한 영향을 미치는 준거집단이 해당 행동을 어떻게 평가하고 지지하는지에 대해 지각하는 사회적 압박이다(Ajzen, 1991). 이는 타인의 기대에 부응하려는 동조 기제와 결합하여 행동 의도를 형성하는 심리적 요인으로 작동한다. 주택 시장 내 주관적 규범의 효과를 규명한 선행연구를 살펴보면, 유종영(2023)은 합리적 행동이론을 기반으로 주택 매매 영향요인을 분석한 결과, 주변 인물들의 권유나 사회적 분위기와 같은 주관적 규범이 구매의도를 제고하는 유의미한 변인임을 실증하였다. 오연근(2010) 역시 임차가구가 주택을 보유하려는 의향을 결정할 때 주변의 평가나 사회적 기준이 주요한 예측 변인으로 작용함을 고찰하였다. 더불어 심의경(2016)은 고령 여성의 주거 이동 의사결정 과정에서

가족 및 지인의 지지 정도가 입주 의도에 정(+)의 영향을 미침을 밝혀, 사회적 지각이 행동 의도 형성에 필수적인 기제임을 입증하였다. 이러한 경향성은 해외 선행연구에서도 일관되게 나타났다. Dinh et al.(2022)의 베트남 아파트 시장 연구와 Islam et al.(2022)의 방글라데시 사례 연구에서는 공통적으로 가족의 기대와 사회적 승인이 아파트 구매의도를 강화하는 요인으로 보고되었다. 나아가 Nguyen(2024)은 불확실성이 증대된 시장 환경 속에서도 주관적 규범이 구매의도와 실제 구매 결정 사이를 매개하는 중요한 역할을 수행함을 강조하였다. 이를 종합할 때, 서울시 내 무주택 성인들 역시 주택 가격의 변동성과 부동산 시장의 사회적 담론 속에서 타인의 시선과 사회적 기준을 내면화하며 강한 구매의도를 형성할 가능성이 높은 것으로 판단된다.

셋째, 지각된 행동통제는 특정 행동을 수행함에 있어 개인이 지각하는 난이도나 통제 가능성의 정도를 의미한다(Ajzen, 1991). 주택 구매는 막대한 자본 투입이 요구되는 고관여 행위인 만큼, 자금 조달 능력이나 대출 가용성 등 행위자가 통제할 수 있는 내·외부적 요인이 구매의도 형성에 결정적인 기제로 작용한다(오연근, 2010; Nguyen, 2024). 지각된 행동통제와 주택 구매 간의 상관성을 분석한 국내 선행연구를 살펴보면, 오연근 외(2019)는 임차가구의 주택보유의향이 대출 상환 부담과 같은 객관적 제약 요인뿐만 아니라, 행위자가 지각하는 행동 통제력에 의해 유의미하게 결정됨을 규명하였다. 또한 심의경(2016)은 지각된 행동통제력이 높을수록 노인복지주택 입주 의도가 정(+)의 방향으로 강화됨을 실증하여, 심리적 통제감이 실제 행동 의지로 전이되는 과정을 입증하였다. 국외 연구의 경우, Dinh et al.(2022)은 베트남 아파트 시장 분석을 통해 자금 확보 가능성과 시장 접근성이 구매의도를 견인하는 필수 요건임을 확인하였으며, Islam et al.(2022) 역시 방글라데시 사례에서 자금에 대한 접근성(Access to

money)이 지각된 행동통제의 핵심 하위 요인으로 서 구매의도에 직접적인 기여를 한다고 보고하였다. 나아가 Muñoz-Carmona(2022)는 지속가능한 주택 구매 행태 연구에서 개인의 경제적 능력과 정보 통제력이 부족할 경우, 태도나 규범이 긍정적이더라도 최종적인 구매의도로 이어지기 어렵다는 점을 시사하였다.

따라서 서울시 내 무주택 성인에게 있어 계획된 행동이론의 세 가지 요인은 주거 이동 및 자산 형성의 사결정을 좌우할 수 있는 요인으로 작용함으로 볼 수 있다. 부동산 시장의 담론 속에서 형성된 긍정적 태도와 주관적 규범이 구매의도를 자극함과 동시에, 고가의 서울 아파트 시장 특성 및 금융 규제 환경에 기인한 지각된 행동통제의 제약은 구매의도를 억제하는 실질적인 심리적 문턱으로 작용하는 등 복합적 메커니즘을 보일 것으로 판단된다.

2.2.2 스트레스 DSR 규제인식 수준의 조절효과

스트레스 DSR 규제는 앞서 살펴본 바와 같이 차주의 대출 한도 산정 시 향후 금리 상승 가능성을 감안한 가산 금리를 적용하는 제도로서, 행위자의 실질적인 가용 자원을 제한하는 강력한 외부적 기제로 작용한다. 사회과학적 맥락에서 정책 인식(Policy Perception)은 개인의 태도나 신념이 실제 행동의 도로 전이되는 과정을 촉진하거나 억제하는 조절 변인(Moderator)으로 기능해 왔다(Rahman et al., 2024; Wang et al., 2021). 특히 서울시와 같이 주택 가격이 가계 소득 대비 현저히 높은 지역에서 금융 규제에 대한 주관적 인식 수준은 계획행동이론의 주요 변인들과 구매 의도 간의 관계를 유의미하게 변화시킬 가능성이 충분하다.

규제 인식이 조절효과를 가질 수 있다는 논리적 근거는 다음과 같다. 첫째, 주택소유에 대한 태도가 긍정적이더라도 스트레스 DSR 규제를 강력한 경제적 진입장벽으로 인식할 경우, 긍정적 태도가 구매

의도로 이어지는 경로가 약화될 수 있다. 안호준(2025)의 연구에서는 강화된 금융 규제가 강남구 등 특정 지역의 매수 심리를 위축시키는 경향을 보고하였는데, 이는 개인이 지각하는 정책적 제약이 심리적 선호도를 상쇄할 수 있음을 의미한다.

둘째, 주관적 규범과 구매 의도 간의 관계에서의 조절효과이다. 한국 사회 특유의 부동산 불패 신념이나 주변 준거집단의 구매 권유가 존재하더라도, 규제에 의해 대출 한도가 급격히 축소되었다고 인식하는 행위자는 사회적 압박에 순응하기보다 현실적인 자금 제약에 따라 구매 의사를 철회하거나 지연시킬 가능성이 크다(권혁준, 2025). 즉, 규제 인식은 사회적 규범의 영향력을 완화하는 요인으로 작용할 것으로 생각된다.

셋째, 지각된 행동통제와의 상호작용 측면이다. 지각된 행동통제는 자금 조달 능력에 대한 스스로의 믿음을 포함하는데, 스트레스 DSR 규제에 대한 민감도가 높은 집단일수록 자신이 가진 금융 통제력이 실제 구매를 실행하기에 불충분하다고 판단할 확률이 높다. 김성찬·성주한(2025)은 규제 강화 국면에서 서울 내 특정 지역의 거래 양극화가 심화됨을 분석하며, 금융 접근성의 차이가 실수요자의 행동을 제약하는 실효적 변수임을 증명하기도 하였다.

종합하면, 스트레스 DSR 규제에 대한 인식은 계획행동이론의 세 가지 핵심 변인(태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제)이 아파트 구매 의도에 미치는 정(+)의 영향력을 유의미하게 조절하여 그 효과를 약화시킬 것으로 판단된다. 따라서 본 연구는 최신 금융 정책 변인을 심리적 의사결정 모형에 투입함으로써, 정책 수용성에 따른 무주택자의 행동 변화를 분석해 보고자 한다.

2.3 연구의 차별성

연구 설계에 앞서 앞선 선행연구들과 비견해 볼 때 본 연구가 기존 부동산 및 사회과학 분야의 선행연구

구와 차별화될 수 있는 요소는 다음과 같다.

첫째, 최신 정책 변인의 실증적 통합을 시도한다. 기존 연구들이 주로 LTV, DTI 등 전통적인 대출 규제를 다루어 온 것과 달리, 본 연구는 2024년 하반기부터 전면 시행된 스트레스 DSR이라는 최신 금융 규제를 독립된 인식 변수로 설정하였다. 이는 급변하는 정책 환경에 대한 실수요자의 주관적 반응을 실증적으로 포착했다는 점에서 차별성을 지닌다.

둘째, 이론적 확장을 통한 미시적 접근이다. 부동산 시장 분석에 있어 거시경제 지표(금리, 공급량 등) 중심의 분석에서 탈피하여, 계획행동이론(TPB)이라는 심리 예측 모형을 대입하였다. 특히 서울시 무주택 성인이라는 특정 인구 집단의 심리적 기제가 정책적 제약과 충돌하는 지점을 조절효과 분석을 통해 다층적으로 규명하고자 하였다.

셋째, 공간적 구체성의 확보이다. 부동산 시장의 국지적 특성이 강한 한국의 맥락을 고려하여 연구 대상을 '서울시 거주 무주택자'로 한정하였다. 이는 김성찬·성주한(2025)이 제기한 지역별 규제 효과의 양극화 현상을 심리적 차원에서 검증할 수 있는 토대를 제공하며, 서울 지역 맞춤형 주거 정책 수립을 위한 정교한 근거를 제시한다는 점에서 실무적 의의를 제기할 수 있는 근거가 된다.

3. 연구 설계

3.1 연구의 대상 및 자료수집

본 연구는 서울시에 거주하는 무주택 성인을 연구 대상으로 한정하여 실증 분석을 수행하고자 한다. 서울 지역은 타 지역 대비 주택 가격 수준이 높고 금융 규제에 따른 구매력 제약이 민감하게 나타나는 공간적 특성을 지니므로, 무주택자의 심리적 기제와 정책 수용성을 분석하기에 가장 적합한 표집 틀을 제공할 것으로 판단하였다.

표본의 크기는 통계적 엄밀성을 확보하기 위해 적정

표본 수 산출 프로그램인 G*Power 3.1.9.4를 활용하여 산정하였다. 산출 기준은 F-검정(Linear multiple regression)을 바탕으로, 예측 변인 수 5개(태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제, 스트레스 DSR 인식, 구매 의도), 유의수준(p) 0.05, 통계적 검정력($1-\beta$) 0.95를 적용하였다. 효과크기는 부동산 정책 인식과 구매 의도 간의 관계를 다룬 선행연구들에서 구체적인 결정력이 보고된 사례가 드물다는 점을 고려하여, 보수적 관점에서 0.08 (Small-to-medium)로 설정하였다.

산출 결과 최소 적정 표본 수는 253명으로 확인되었으나, 설문 응답의 불성실성 및 중도 탈락률을 고려하여 최종 모집 대상을 300명으로 확정하였다. 자료 수집은 2026년 3월 1일부터 3월 20일까지 총 20일간 온라인 및 모바일 설문조사를 통해 실시하였으며, 설문 시작 전 연구의 목적과 개인정보 보호에 관한 사항을 명시하여 윤리적 고려를 수행하였고, 서울시 거주 여부 및 주택 미보유 상태를 확인하는 스크리닝 문항을 배치하여 표본의 적합성을 제고하였다.

3.2 연구가설 설정

본 연구는 앞서 검토한 계획행동이론(TPB)의 이론적 틀과 서울시 부동산 시장의 특수성 및 최신 금융 규제 환경을 종합하여 다음과 같은 연구가설을 설정하고자 한다.

첫째, 계획행동이론의 핵심 구성요소인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제는 주택 구매와 같은 고관여 행동 의도를 예측하는 유의미한 변인으로 검토되었다(오연근, 2010; Ajzen, 1991). 특히 서울 지역의 무주택 성인에게 주택 소유는 자산 증식과 주거 안정을 위한 필수적 선택으로 인식되는 경향이 강하므로, 각 변인은 구매 의도에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 생각된다. 이에 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1: 주택소유에 대한 긍정적인 태도는 아파트 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

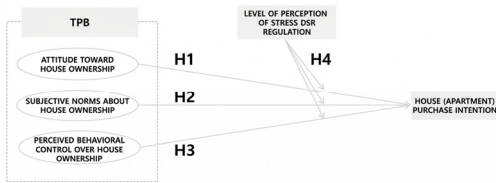


Fig. 1. Research Model

가설 2: 주택소유와 관련한 주관적 규범은 아파트 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

가설 3: 주택소유와 관련한 지각된 행동통제는 아파트 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

둘째, 개인이 지각하는 정책적 제약은 심리적 동기와 실제 의도 사이의 관계를 간섭하는 조절 기제로 작동한다(안호준, 2025). 강력한 금융 규제인 스트레스 DSR에 대한 높은 인식 수준은 행위자가 가용한 대출 자원을 제한적으로 인지하게 함으로써, 앞선 세 가지 심리적 요인이 구매 의도로 전이되는 경로를 약화시킬 가능성이 높을 것이다. 이에 다음과 같은 조절효과 가설을 설정한다.

가설 4: 스트레스 DSR 규제인식은 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제가 아파트 구매 의도에 미치는 정(+)의 영향을 유의미하게 조절(약화)할 것이다.

이상의 가설설정에서 본 연구의 설계 모형은 다음 Fig. 1과 같다.

3.3 변수의 구성

본 연구의 설문 도구는 인구통계학적 특성, 계획행동이론 요인, 스트레스 DSR 규제인식, 그리고 아파트 구매 의도를 측정하기 위한 문항으로 구성된다. 모든 변수는 선행연구에서 타당성과 신뢰도가 검증된 척도를 본 연구의 목적에 맞게 수정 및 보완하여 사용하며, 인식 및 의도를 측정하는 문항은 리커트(Likert) 5점 척도를 적용하여 측정하였다.

전체 설문 문항은 인구통계학적 특성 7문항과 주

요 변수 19문항을 포함하여 총 26문항으로 설계되었다. 우선, 조사 대상자의 일반적 특성을 파악하기 위한 인구통계학적 특성 변수에는 성별, 연령, 혼인 상태, 가구 월평균 소득, 최종학력, 현재 거주 권역, 현재 주택 점유형태 등 7개 항목이 포함된다. 특히 거주 권역의 경우, 서울시의 지역적 특수성과 부동산 시장의 권역별 양극화 현상을 고려하여 강남권, 서남권, 도심권, 동북권, 서북권으로 세분화하여 측정하였다(김성찬·성주한, 2025; 이순갑·하규수, 2007).

다음으로 본 연구의 독립변수인 계획행동이론의 세 가지 핵심 구성요소는 Ajzen(1991)의 이론적 정의를 바탕으로 총 12개 문항으로 구성하였다. 주택 소유에 대한 태도는 아파트 소유가 제공하는 경제적 가치와 주거 안정성에 대한 주관적 평가를 측정하는 4개 문항으로 구성되며, 오연근(2010)의 척도를 수정하여 활용하였다. 주관적 규범은 주택 구매와 관련하여 가족이나 지인 등 준거집단으로부터 지각하는 사회적 압박을 측정하는 4개 문항으로 구성하였다(유종영, 2023). 지각된 행동통제는 자금 조달 및 정보 습득 능력을 포함하여 개인이 주택 구매 과정을 스스로 통제할 수 있다고 믿는 신념의 정도를 측정하는 4개 문항으로 구성되며, 이는 오연근 외(2019)의 연구를 바탕으로 재구성하였다.

이어 본 연구의 조절변수인 스트레스 DSR 규제인식은 최신 금융 정책이 개인의 구매력에 미치는 제약 정도를 포착하기 위해 연구자가 직접 설계한 4개 문항으로 구성된다. 이는 대출 한도 축소에 대한 체감도, 자금 조달의 어려움, 규제에 인한 진입장벽 인식 등을 포함하며, 정책적 외생 변수가 행위자의 심리적 기제에 개입하는 양상을 규명하는 데 목적을 두었다. 해당 문항들은 연구자가 자체 개발하였다는 점에, 부동산 연관분야 교수 2인과 현장 전문가 1인을 통한 스트레스 DSR 규제 인식의 측정 적정성과 관련한 내용타당성 검증을 거친 뒤 활용하였다.

마지막으로 종속변수인 아파트 구매 의도는 향후

2년 이내의 실질적인 매입 계획 및 탐색 활동을 측정하는 3개 문항으로 구성된다. 각 측정 도구의 신뢰도와 타당성은 자료 수집 후 확인적 요인분석(CFA)과 Cronbach's α 계수 산출을 통해 신뢰도와 타당성이 검증된 문항만을 활용하여 실증 분석에 활용하였다.

3.4 자료처리방법

본 연구에서 수집된 자료는 통계 패키지인 SPSS 27.0 및 AMOS 27.0을 활용하여 분석하며, 구체적인 분석 절차는 다음과 같다.

첫째, 조사 대상자의 일반적 특성을 파악하기 위해 빈도분석(Frequency Analysis)을 실시한다.

둘째, 주요 변수의 기술적 통계치(평균, 표준편차, 왜도, 첨도)를 확인하기 위해 기술통계분석을 수행하여 데이터의 정규성을 검토한다.

셋째, 측정 도구의 타당성과 신뢰도를 검증하기 위해 확인적 요인분석(CFA) 및 Cronbach's α 계수를 산출한다. 본 연구는 계획행동이론이라는 확립된 이론적 기틀을 차용하므로, 탐색적 분석보다는 이론적 구조의 적합성을 확인하는 CFA가 타당한 것으로 판단하였다.

넷째, 변수 간의 관련성을 파악하기 위해 상관관계 분석(Correlation Analysis)을 실시한다.

다섯째, 성별, 연령, 거주 지역구 등 인구통계학적 특성에 따른 주요 변수의 차이를 규명하기 위해 t-검정(t-test) 및 일원배치 분산분석(ANOVA)을 수행한다.

여섯째, 계획행동이론의 각 요인과 구매 의도 간의 관계에서 스트레스 DSR 규제인식의 조절효과를 검증하기 위해 SPSS PROCESS Macro Model 1을 적용한다. 독립변수(태도, 규범, 행동통제)별로 개별 모델을 적용하여 정책 인식이 심리적 기제를 간접하는 양상을 분석하고자 한다.

4. 연구결과

4.1 연구대상자의 기본적 특성

최초 배포한 300부 수의 설문 중, 불성실하거나 불충분한 응답부 수로 제외된 6부를 제외한 최종 294의 유효 표본 응답자료를 본 연구의 분석자료로 활용하였다. 총 294명의 응답자료에 따른 연구대상자의 기본적 특성 분포는 다음 Table 1과 같다.

연구대상자의 성별 분포를 살펴보면 남성이 145명(49.3%), 여성이 149명(50.7%)으로 나타나 비교적 균등한 성별 구성비를 보였다. 연령대의 경우, 50대 이상이 120명(40.8%)으로 가장 높은 비중을 차지하였으며, 이어 30대와 40대가 각각 60명(20.4%), 20대가 54명(18.4%) 순으로 나타났다. 이는 서울 내 무주택 인구 중 생애 주기상 주택 소유에 대한 욕구가 높은 중장년층과 본격적인 내 집 마련을 고민하는 3040 세대가 적절히 포함되었음을 보여준다. 혼인 상태는 기혼자가 157명(53.4%)으로 과반을 점유하였으며, 미혼자는 120명(40.8%)으로 조사되었다.

이어 경제적 특성인 가구 월평균 소득은 500~700만 원 미만이 145명(49.3%)으로 가장 많았으며, 300~500만 원 미만(22.1%), 300만 원 미만(17.7%), 700만 원 이상(10.9%) 순으로 나타났다. 응답자의 절반가량이 중산층 소득 구간에 해당하고 있으나, 서울시 아파트 가격 수준을 고려할 때 이들의 자산 형성 정도와 대출 규제에 대한 민감도는 상이하게 나타날 가능성이 크다. 교육 수준은 대학교 졸업자가 150명(51.0%)으로 가장 높은 비중을 보였으며, 전문대졸(20.4%)과 고졸 이하(18.7%)가 그 뒤를 이었다.

다음으로 거주 및 점유 특성을 살펴보면 서울시 권역별로는 서남권 거주자가 76명(25.9%)으로 가장 많았고, 서북권(24.1%), 도심권(18.7%), 동북권(18.0%), 동남권(13.3%) 순으로 분포하였다. 특히

Table 1. General Characteristics of the Study Participants

Variable		Frequency	Percentage (%)
Gender	Male	145	49.3
	Female	149	50.7
Age Group	20s	54	18.4
	30s	60	20.4
	40s	60	20.4
	50s or Older	120	40.8
Marital Status	Single	120	40.8
	Married	157	53.4
	Others (Divorced, etc.)	17	5.8
	Less than 3M (KRW)	52	17.7
Monthly Average Income	3-5 M (KRW)	65	22.1
	5-7 M (KRW)	145	49.3
	7 M or More (KRW)	32	10.9
Educational Attainment	High School Graduate or Less	55	18.7
	Associate Degree	60	20.4
	Bachelor's Degree	150	51.0
	Graduate School or Higher	29	9.9
Regional Classification (In Seoul)	Southeast (Gangnam, Seocho, Songpa, etc.)	39	13.3
	Southwest (Yangcheon, Gangseo, Guro, etc.)	76	25.9
	Central (Jongno, Jung-gu, Yongsan)	55	18.7
	Northeast (Seongdong, Gwangjin, Dongdaemun, etc.)	53	18.0
	Northwest (Eunpyeong, Seodaemun, Mapo)	71	24.1
Housing Tenure	Jeonse (Lump-sum deposit)	112	38.1
	Monthly Rent with Deposit	122	41.5
	Monthly Rent	60	20.4

주거지 가치와 규제 민감도가 높은 동남권(강남 3구 등) 거주자가 일정 부분 포함되어 권역별 차이 분석을 위한 토대를 마련하였다. 현재의 주택 점유 형태는 보증부 월세(반전세)가 122명(41.5%)으로 가장 높게 나타났으며, 전세 112명(38.1%), 순수 월세 60명(20.4%) 순으로 조사되었다.

4.2 측정도구의 타당성 및 신뢰성 검증

본 연구에서 활용된 측정 변수들의 구조적 타당성과 내적 일관성을 검토하기 위하여 확인적 요인분석을 실시하였으며 그 결과는 다음 Table 2와 같다. 분석 결과, 측정 모델의 적합도를 나타내는 주요 지수

들이 학술적 수용 기준을 모두 충족하고 있음이 확인되었다. 구체적으로 살펴보면, 카이제곱 통계량은 349.865 ($df=142$, $p=.000$)로 산출되었으나, 이는 표본 크기에 민감하게 반응하는 지표임을 고려하여 여타 적합도 지수를 종합적으로 평가하였다. 그 결과 증분적합지수인 CFI가 .961, TLI가 .953, IFI가 .961로 모두 권장 기준치인 0.9를 상회하였고, 절대적합지수인 RMSEA 또한 .071로 나타나 본 연구의 측정 모델이 실증 데이터를 설명하기에 상당히 양호한 부합도를 갖춘 것으로 확인되었다.

이어 측정 도구의 신뢰도를 검증하기 위해 산출한 Cronbach's α 계수와 구성개념 신뢰도(CR)는 모든

Table 2. Confirmatory Factor Analysis of Measurement Items

Latent Variable	Item Summary	λ	S.E.	C.R.	CR	AVE	Cronbach's α
Attitude	Favorable	.893			.927	.762	.928
	Positive	.871	.044	21.614***			
	Beneficial	.862	.045	21.165***			
	Desirable	.865	.046	21.291***			
Subjective Norm	Social Approval	.933			.955	.841	.951
	Key Influencers	.951	.030	32.748***			
	Social Pressure	.925	.030	31.550***			
	Peer Expectation	.857	.040	24.442***			
Perceived Behavioural Control	Self-Efficacy	.684			.881	.650	.873
	Resource Access	.905	.063	13.468***			
	Controllability	.832	.051	18.137***			
	Ease of Action	.789	.052	16.709***			
Regulation Perception	Policy Knowledge	.855			.884	.657	.879
	Compliance Duty	.862	.061	16.063***			
	Legal Impact	.788	.057	16.219***			
	Enforcement Perception	.730	.063	13.211***			
Purchase Intention	Future Plan	.920			.896	.742	.894
	Likelihood	.846	.042	21.387***			
	Willingness	.814	.046	19.640***			

Model fit : $\chi^2=349.865$, $df=142$, $p=.000$, $CFI=.961$, $TLI=.953$, $IFI=.961$, $RMSEA=.071$

Note: *** indicate significance at the 1% levels.

잠재 변인에서 우수한 수준을 보였다. 내적 일관성을 나타내는 α 계수는 .873에서 .951 사이의 분포를 보였으며, 잠재 변수의 일치성을 측정하는 CR 역시 .881에서 .955의 높은 수치를 기록하여 측정 도구의 신뢰성이 확보되었다. 특히 '주관적 규범' 변인의 경우 α 계수 .951, CR .955로 가장 높게 나타났는데, 이는 서울시 무주택자들이 지각하는 사회적 압박이나 준거집단의 영향력이 문항 간 매우 일관되게 측정되고 있음을 시사한다.

다음으로 구성개념의 집중타당성(Convergent Validity) 또한 요인적재량(λ)과 평균분산추출값(AVE)을 통해 검증하였다. 모든 측정 항목의 표준화 요인적재량은 .730에서 .951 사이에 분포하여 통계적으로 유의한 기준치인 0.5를 상회하였으며, 각 항목의

C.R.(t값) 역시 모두 유의미하게 도출되어 개념 간 결속력을 뒷받침하였다. 아울러 모든 잠재 변수의 AVE 값이 .650에서 .841로 산출되어 판별 기준인 0.5를 초과함에 따라, 본 연구의 측정 모델은 이론적 구조를 실증적으로 분석하기에 충분한 타당성과 신뢰도를 갖춘 것으로 판단된다.

4.3 주요 변수의 기술통계량

본 연구의 실증 분석에 투입된 주요 변수들의 일반적 경향성과 데이터의 분포 특성을 파악하기 위하여 기술통계 분석을 실시하였다. 분석 결과는 Table 3에 제시된 바와 같이, 모든 변수에서 데이터의 정규성 가정이 충족되고 있음이 확인되었다.

우선 데이터의 정규성을 검토하기 위해 왜도(Ske-

Table 3. Descriptive Statistics of Key Variables

Variable	Mean	S.D	Skewness	Kurtosis
Attitude	3.27	1.031	-.439	-.259
Subjective Norm	3.42	1.047	-.556	-.147
Perceived Behavioural Control	3.10	.909	-.293	-.282
Regulation Perception	3.24	.840	-.422	.415
Purchase Intention	3.44	.990	-.712	.209

wness)와 첨도(Kurtosis)를 살펴본 결과, 왜도는 -.712에서 -.293 사이에 분포하고 있으며, 첨도는 -.282에서 .415 사이의 값을 나타내고 있다. 이는 일반적인 정규분포 판정 기준인 왜도 절대값 2와 첨도 절대값 7(또는 9)을 상충 없이 충족하는 수치로, 본 연구의 표본 데이터가 모수통계 분석을 수행하기에 적합한 분포를 갖추고 있음을 보여준다.

각 변수별 평균값을 살펴보면, 종속변수인 아파트 구매 의도가 3.44점(S.D.=0.990)으로 가장 높게 나타났다. 이는 서울시 무주택 성인들 사이에서 주택 마련에 대한 잠재적 욕구와 실천 의지가 비교적 긍정적으로 형성되어 있음을 의미하는 것으로 판단된다. 계획행동이론의 주요 독립변수 중에서는 주관적 규범이 3.42점으로 가장 높게 산출되었는데, 이는 한국 사회의 특수한 부동산 맥락 하에서 가족이나 지인 등 준거집단의 기대와 사회적 분위기가 개별 행위자의 의사결정에 강력한 영향력을 미치고 있음을 뒷받침하는 결과로 판단된다. 반면, 지각된 행동 통제는 3.10점으로 주요 변수 중 가장 낮은 평균치를 기록하였다. 이는 아파트 구매에 대한 태도나 사회적 압박이 존재함에도 불구하고, 실제 구매를 실행하는 데 필요한 자금 조달 능력이나 정보 통제력 측면에서는 상대적으로 낮은 효능감을 보이고 있음을 의미한다. 특히 조절변수인 스트레스 DSR 규제인식이 3.24점으로 보통 이상의 수준을 보이고 있다는 점을 고려할 때, 강화된 대출 규제가 무주택자들의 심리적 행동 통제력을 위축시키는 주요 기제로 작용하

고 있을 가능성을 보인다. 결과적으로 서울시 무주택자들은 주택 소유에 대한 긍정적 태도(3.27점)와 높은 사회적 규범 인식에도 불구하고, 금융 규제와 같은 외생적 환경 요인으로 인해 실제 행동을 통제하는 데 상당한 심리적 부담을 느끼고 있는 것으로 해석해 볼 수 있다.

4.4 주요 변인 간 상관관계

본 연구의 실증 분석에 투입된 주요 변수들 간의 선형적 관련성을 파악하고, 구성개념 간의 독립성 여부를 확인하기 위하여 상관관계 분석 및 판별타당성 검증을 실시하였다. 분석 결과는 다음 Table 4와 같이 모든 변수 간의 관계가 통계적으로 유의미한 상관성을 지니는 것으로 나타났다.

우선 종속변수인 아파트 구매 의도와 계획행동이론의 주요 독립변수 간의 관계를 고찰한 결과, 구매 의도는 주관적 규범($r=.825, p<.05$) 및 태도($r=.805, p<.05$)와 매우 강력한 정(+)의 상관관계를 보였다. 이는 서울시 무주택 성인들이 주택 소유에 대해 가지는 긍정적 태도와 준거집단의 기대가 높을수록 실질적인 구매 의지가 강화됨으로 해석해볼 수 있는 대목이다. 또한 지각된 행동통제($r=.457, p<.05$) 역시 구매 의도와 유의미한 상관성을 나타내어, 개인이 지각하는 금융적·정보적 통제력이 구매 의사결정의 중요한 기제로 작동하고 있음을 보여준다.

다음으로 조절변수인 스트레스 DSR 규제인식은 태도($r=.660$) 및 주관적 규범($r=.660$)과 정(+)의 관

Table 4. Correlations and Discriminant Validity of Key Variables

Variable	1	2	3	4	5
Attitude	.762				
Subjective Norm	.861** (.741)	.841			
Perceived Behavioural Control	.491** (.241)	.499** (.249)	.650		
Regulation Perception	.660** (.436)	.660** (.436)	.389** (.151)	.657	
Purchase Intention	.805** (.648)	.825** (.681)	.457** (.209)	.780** (.608)	.742

Note: Values on the diagonal (in parentheses and bold) represent the Average Variance Extracted (AVE). Off-diagonal values represent the correlation coefficients (r), with their squared values (r^2) provided in parentheses. 1=Attitude, 2=Subjective Norm, 3=Perceived Behavioural Control, 4=Regulation Perception, 5=Purchase Intention. ** indicate significance at the 5% levels.

계를 형성하고 있으며, 구매 의도($r=.780$)와도 높은 상관성을 보였다. 이는 대출 규제에 대한 인식이 단순히 부정적인 제약에 그치지 않고, 현재의 시장 환경 내에서 개인이 인지하는 주택 소유의 가치나 사회적 압박과 밀접하게 연동되어 있음을 의미하는 것으로 해석해 볼 수 있다.

이어 측정 변수들 간의 판별타당성을 검증하기 위하여 Fornell and Larcker(1981)가 제안한 기준에 따라 각 잠재 변수의 평균분산추출값(AVE)과 상관계수의 제곱값을 비교하였다. 분석 결과, 모든 잠재변인의 AVE 값이 변수 간 상관계수의 제곱값보다 큰 것으로 산출되었다. 이는 각 구성개념이 통계적으로 상호 독립적이며 차별적인 속성을 지니고 있음을 입증하는 결과로, 본 연구의 측정 모델이 판별타당성을 충분히 확보하고 있음을 시사한다. 결과적으로 본 연구에서 설정한 주요 변인들은 상호 밀접한 인과적 관련성을 지니는 동시에 학술적 기준을 상회하는 독자적 개념 구조를 유지하고 있으므로, 후속 단계인 조절효과 검증을 위한 토대가 적절히 마련된 것으로 판단해 볼 수 있다.

4.5 연구대상자의 기본적 특성에 따른 아파트 구매 의도의 차이 분석

연구대상자의 일반적 특성에 따른 아파트 구매 의도의 차이를 규명하기 위해 t-검정(t-test) 및 일원배치 분산분석(ANOVA)을 실시한 결과는 다음 Table 5와 같다. 분석 결과, 성별, 연령대, 혼인 상태에 따른 차이는 통계적으로 유의미하지 않았으나, 월평균 소득, 거주 권역, 주택 점유 형태에 따라서는 구매 의도에 유의미한 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

구체적인 분석 결과를 고찰하면 다음과 같다. 첫째, 경제적 요인인 가구 월평균 소득($F=3.440, p<.05$)에 따라 구매 의도에 유의미한 차이가 확인되었다. 사후 검증(Scheffe) 결과, 월 소득 700만 원 이상인 집단(3.95점)의 구매 의도가 500~700만 원 미만 집단(3.35점)에 비해 통계적으로 유의미하게 높게 나타났다. 이는 가용 자산 형성이 상대적으로 유리한 고소득층일수록 서울 내 아파트 매입에 대해 보다 적극적인 실천 의지를 지니고 있음을 시사한다. 반면 교육 수준($p=.056$)은 유의수준 5% 내에서 통계적 유의성을 확보하지 못하였다.

둘째, 거주 권역($F=8.441, p<.001$)에 따른 차이는 본 연구에서 가장 두드러진 결과로 나타났다. 사후

Table 5. Differences in Housing Purchase Intention According to General Characteristics

	Variable	M±SD	F(p) or t(p)	Scheffe
Gender	Male (n=145)	3.41±1.094	-.544 (.587)	-
	Female (n=149)	3.47±0.879		
Age Group	20s (n=54)	3.33±1.135	.336 (.799)	-
	30s (n=60)	3.48±0.936		
	40s (n=60)	3.41±0.947		
	50s or Older (n=120)	3.48±0.976		
Marital Status	Single (n=120)	3.38±1.016	1.855 (.158)	-
	Married (n=157)	3.52±0.961		
	Others (n=17)	3.10±1.019		
Monthly Average Income	Less than 3M ^a (KRW) (n=52)	3.36±1.018	3.440 (.017)	c<d
	3-5 M ^b (KRW) (n=65)	3.46±1.016		
	5-7 M ^c (KRW) (n=145)	3.35±0.952		
	7 M or more ^d (KRW) (n=32)	3.95±0.943		
Educational Attainment	High School Graduate or Less (n=55)	3.44±1.035	2.549 (.056)	-
	Associate Degree (n=60)	3.47±1.024		
	Bachelor's Degree (n=150)	3.34±0.949		
	Graduate School or Higher (n=29)	3.89±0.961		
Regional Classification (In Seoul)	Southeast ^a (n=39)	4.12±0.822	8.441 (.000)	a>b, c, d, e
	Southwest ^b (n=76)	3.49±0.846		
	Central ^c (n=55)	2.98±0.993		
	Northeast ^d (n=53)	3.43±0.988		
	Northwest ^e (n=71)	3.38±1.027		
Housing Tenure	Jeonse ^a (n=112)	3.65±0.937	4.520 (.012)	a>b
	Monthly Rent with Deposit ^b (n=122)	3.27±0.981		
	Monthly Rent ^c (n=60)	3.38±1.046		

Note: Different superscript letters (a, b, c, d, e) denote group labels used in the Scheffé post-hoc test. Results reported in the Scheffe column indicate statistically significant differences between the corresponding groups at the $p<.05$ level.

검증 결과, 강남 3구가 포함된 동남권 거주자들의 구매 의도가 4.12점으로 산출되어 서울 내 타 권역(서남권, 도심권, 동북권, 서북권) 거주자들에 비해 압도적으로 높은 수준을 보였다. 이는 소위 '강남 지역'의 주거 가치와 자산 증식에 대한 기대 심리가 해당 지역 무주택자들의 구매 의도를 강하게 견인하고 있다는 선행연구(안호준, 2025; 이순갑·하규수, 2007)

의 논의와 맥락을 같이한다. 특히 도심권 거주자의 구매 의도(2.98점)가 가장 낮게 나타난 점은 권역별 주거 선호도의 뚜렷한 양극화를 보여주는 지표로 판단된다.

셋째, 현재 주택 점유 형태($F=4.520, p<.05$)에 따라서도 구매 의도의 차이가 규명되었다. 전세 거주자(3.65점)의 구매 의도가 보증부 월세 거주자(3.27

점)보다 유의미하게 높게 나타났다. 이는 전세 보증금이라는 목돈을 확보하고 있는 가구가 월세 거주 가구에 비해 상대적으로 자가 전환을 위한 행동 통제력이 높고, 이를 바탕으로 실제 매입 의사를 더 강하게 표출하고 있는 것으로 해석해 볼 수 있다. 종합하면, 서울시 무주택 성인들의 아파트 구매 의도는 인구학적 속성보다는 경제적 능력(소득), 거주 지역의 시장 가치(동남권), 그리고 현재의 자산 형태(점유 형태) 등에 의해 차별적으로 형성되고 있음을 알 수 있다.

4.6 가설 검증

본 연구는 계획행동이론의 주요 요인들과 아파트 구매 의도 간의 관계에서 스트레스 DSR 규제인식의 조절효과를 검증하기 위해 SPSS PROCESS Macro Model 1을 활용하여 분석을 실시하였다. 이에 각 태

도(H1), 주관적 규범(H2), 지각된 행동통제(H3)의 세 모델로 나누어 분석을 시행하였으며, 공변량(통제변수)로서 앞선 차이분석에서 아파트 구매 의도에 대한 유의한 차이를 불러일으켰던 월 평균 소득, 지역권, 주택 점유 형태를 투입하여 각 분석을 시행하였다.

첫째, 태도를 독립변수로 설정하여 분석을 시행한 결과는 Table 6과 같다. 도출된 회귀 모델의 설명력은 .764로 매우 높게 나타났고, 모델의 적합성 또한 통계적으로 유의미하였다($F=91.721$, $p<.001$). 한편, 본 회귀 모델에 투입된 변수 간의 다중공선성(Multicollinearity) 문제를 진단하기 위해 분산팽창요인(VIF)을 살펴 본 결과, 독립변수인 주택소유에 대한 태도의 VIF는 1.959, 조절변수인 규제인식은 1.825, 상호작용항은 1.146으로 산출되었다. 더불어 월평균 소득($VIF=8.414$)을 비롯한 지역 및 점유

Table 6. Regression Analysis for the Interaction of Attitude and Regulation Perception on Purchase Intention

	Variable	B	SE	t	p	VIF	LLCI	ULCI
	Constant	-.130	.291	-.447	.655		-.704	.443
IV	Attitude	.616	.091	6.772	.000	1.959	.437	.795
MV	Regulation Perception	.666	.095	6.996	.000	1.825	.478	.853
IV*MV	Attitude* Regulation Perception	-.047	.027	-1.735	.084	1.146	-.101	.006
	Monthly Average Income	-.050	.106	-.472	.637	8.414	-.260	.159
	Southeast (dummy)	.318	.251	1.267	.206	7.914	-.176	.812
	Southwest (dummy)	.168	.188	.897	.371	7.312	-.201	.538
	Central (dummy)	-.036	.177	-.025	.838	5.847	-.384	.312
	Northeast (dummy)	.044	.141	.315	.753	3.587	-.232	.321
	Jeonse (dummy)	-.095	.213	-.447	.655	4.334	-.515	.324
	Monthly Rent with Deposit (dummy)	-.003	.168	-.019	.985	5.625	-.334	.327
	Model Summary	R^2		.764		X^2W (ΔR^2)		.0025
		F		91.721***		F(p)		3.010 (.084)

Note: *** indicate significance at the 1% levels.

형태 터미변수 등의 통제변수 VIF 역시 모두 일반적인 판단 기준인 10을 초과하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 추정된 회귀계수의 표준오차가 비정상적으로 비대해지거나 통계적 검증력이 저하되는 등의 왜곡 현상은 발견되지 않은 것으로 판단해볼 수 있다. 이에, 세부적인 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다.

아파트 구매 의도에 대한 주요 변인들의 직접적인 영향력을 살펴본 결과, 독립변수인 주택소유에 대한 태도($B=.616, p<.001$)와 조절변수인 규제인식($B=.666, p<.001$) 모두 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 주택 소유를 긍정적으로 평가할수록, 그리고 현재의 금융 규제 환경을 명확히 인지하고 있을수록 역설적으로 서울 내 아파트 매입에 대한 의지가 강하게 형성되고 있음을 시사한다. 특히 규제인식의 직접 효과가 정(+)으로 나타난 점은, 규제가 강화될수록 향후 대출 문턱이 더 높아지기 전에 매수하려는 심리적 기제가 투영된 결과로 해석해 볼 수 있다. 다음으로, 본 연구의 핵심 가설인 태도와 규제인식의 상호작용항을 검토한 결과, 회귀계수는 $-.047$ 로 산출되었으며 유의확률은 $.084$ 로 나타났다. 이는 일반적인 유의수준 5% ($p<.05$) 내에서는 통계적 유의성을 확보하지 못하였으나, 유의수준 10% ($p<.10$) 기준에서는 조절 효과가 유의미함을 의미한다. 상호작용항의 부호가 음(-)으로 나타난 점에 주목할 필요가 있는데, 이는 주택소유에 대한 태도가 구매 의도에 미치는 긍정적인 영향력이 스트레스 DSR 규제인식 수준이 높아짐에 따라 다소 완화 혹은 약화될 가능성을 시사하는 결과이다. 즉, 개인이 지각하는 금융 규제의 강도가 높을수록 주택 소유에 대한 긍정적 태도가 실제 구매 의지로 전이되는 경도가 간접받는 것으로 판단된다. 종합하면, 스트레스 DSR 규제인식은 주택 소유 태도와 구매 의도 간의 관계를 유의수준 10% 내에서 조절하는 기제로 작동하고 있음이 확인되었다. 비록 상호작용에 의한 모형의 설명력 변화량(ΔR^2)

은 미미한 수준이나, 강력한 외부적 금융 제약 인식이 행위자의 심리적 구매 동기를 억제하는 실효적 변수로서 기능할 가능성을 실증적으로 시사한다는 점에서 정책적 함의가 있으므로 판단된다.

둘째, 주관적 규범을 독립변수로 설정하여 분석을 시행한 결과는 다음 Table 7과 같다. 분석 결과, 회귀 모형의 설명력은 $.791$ 로 나타나 매우 높은 예측력을 보였으며, 회귀 모형의 적합성 또한 통계적으로 유의미한 것으로 검증되었다($F=107.096, p<.001$). 또한 회귀 모형에 투입된 변수 간의 다중공선성 문제를 진단하기 위해 분산팽창요인(VIF)을 살펴본 결과, 독립변수인 주택소유에 대한 주관적 규범의 VIF는 1.942 , 조절변수인 규제인식은 1.806 , 상호작용항은 1.174 로 산출되었으며 기타 터미변수 또한 일반적인 판단 기준인 10을 초과하지 않는 것으로 나타났다. 세부적인 아파트 구매 의도에 대한 주요 변인들의 직접적인 영향력을 살펴본 결과, 독립변수인 주관적 규범($B=.649, p<.001$)과 조절변수인 규제인식($B=.647, p<.001$) 모두 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 주변 준거집단의 기대나 사회적 압박을 강하게 느낄수록, 그리고 대출 규제 환경에 대한 인지 수준이 높을수록 서울 내 아파트를 매입하고자 하는 의지가 강화됨을 의미한다. 특히 주관적 규범의 높은 계수값은 한국 사회 특유의 부동산 소유에 대한 사회적 기준이 무주택 성인의 의사결정에 지배적인 동기로 작용하고 있음을 재확인시켜 준다.

이어 본 연구의 핵심 가설인 주관적 규범과 규제인식의 상호작용항을 검토한 결과, 회귀계수는 $-.049$ 로 산출되었으며 유의확률은 $.052$ 로 나타났다. 이는 유의수준 5% ($p<.05$)에는 근소한 차이로 미치지 못하였으나, 유의수준 10% ($p<.10$) 기준에서는 조절 효과가 유의미함을 시사한다. 상호작용항의 부호가 음(-)으로 도출된 점은, 주변의 권유나 사회적 분위기로 인해 형성된 구매 의도가 강력한 금융 규제 인

Table 7. Regression Analysis for the Intercation of Subjective Norm and Regulation Perception on Purchase Intention

	Variable	B	SE	t	p	VIF	LLCI	ULCI
	Constant	-.198	.279	-.710	.478		-.474	.351
IV	Subjective Norm	.649	.082	7.906	.000	1.942	.487	.811
MV	Regulation Perception	.647	.093	6.943	.000	1.806	.463	.830
IV*MV	Subjective Norm* Regulation Perception	-.049	.025	-1.949	.052	1.174	-.099	.001
CV	Monthly Average Income	-.050	.100	-.498	.619	8.404	-.247	.147
	Southeast (dummy)	.224	.236	.947	.344	7.915	-.241	.689
	Southwest (dummy)	.094	.178	.528	.598	6.397	-.256	.444
	Central (dummy)	-.195	.166	-1.177	.240	5.783	-.521	.131
	Northeast (dummy)	-.060	.133	-.449	.654	3.599	-.320	.201
	Jeonse (dummy)	-.030	.201	-.149	.882	4.337	-.427	.366
	Monthly Rent with Deposit (dummy)	.054	.158	.344	.731	5.638	-.257	.366
Model Summary		R^2		.791		X*W (ΔR^2)		.0028
		F		107.096***		F(p)		3.799 (.052)

Note: *** indicate significance at the 1% levels.

식을 만날 때 그 영향력이 일정 부분 상쇄되거나 억제될 수 있음을 보여준다. 즉, 사회적 압박에 의한 매수 심리가 존재하더라도 스트레스 DSR과 같은 실질적인 자금 조달의 제약이 가시화될 경우, 개별 행위자가 느끼는 심리적 동력이 실제 의도로 전이되는 경로가 간접받는 것으로 판단된다. 종합하면, 스트레스 DSR 규제인식은 주관적 규범이 구매 의도에 미치는 정(+)의 영향력을 유의수준 10% 내에서 조절하는 기제로 확인되었다. 이는 정책 당국이 시행하는 대출 규제가 사회 전반에 형성된 부동산 매수 심리와 동조 현상을 억제하는 심리적 기제로 기능할 가능성을 실증적으로 시사한다는 점에서 학술적 의의를 제시할 수 있다.

셋째, 지각된 행동통제를 독립변수로 설정하여 분석을 시행한 결과는 Table 8과 같다. 도출된 회귀 모델의 설명력은 .660으로 산출되었으며, 모델의 적합

성 또한 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었다($F=54.863, p<.001$). 또한 회귀 모델에 투입된 변수 간의 다중공선성 문제를 진단하기 위해 분산팽창요인(VIF)을 살펴 본 결과, 독립변수인 주택소유에 대한 지각된 행동통제의 VIF는 1.257, 조절변수인 규제인식은 1.225, 상호작용항은 1.051로 산출되었으며 기타 더미변수 또한 일반적인 판단 기준인 10을 초과하지 않는 것으로 나타났다. 아파트 구매 의도에 대한 주요 변인들의 직접적인 영향력을 살펴본 결과, 독립변수인 지각된 행동통제($B=.293, p=.016$)와 조절변수인 규제인식($B=.926, p<.001$) 모두 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 개인이 스스로의 자금 조달 능력이나 부동산 관련 정보 습득 능력이 높다고 믿는 자기효능감이 강할수록, 그리고 현재의 대출 규제 환경을 명확히 인지하고 있을수록 아파트 매입 의지가 긍정

Table 8. Regression Analysis for the Intercation of Perceived Behavioural Control and Regulation Perception on Purchase Intention

	Variable	B	SE	t	p	VIF	LLCI	ULCI
	Constant	-.163	.447	-.365	.715		-1.044	.717
IV	Perceived Behavioural Control	.293	.122	2.406	.016	1.257	.053	.533
MV	Regulation Perception	.926	.134	6.908	.000	1.225	.662	1.190
IV*MV	Perceived Behavioural Control* Regulation Perception	-.035	.037	-.931	.353	1.051	-.108	.039
CV	Monthly Average Income	.016	.128	.128	.898	8.431	-.235	.268
	Southeast (dummy)	.402	.301	.133	.183	7.891	-.191	.995
	Southwest (dummy)	.187	.226	.830	.407	7.320	-.257	.632
	Central (dummy)	-.303	.211	-1.439	.151	5.757	-.718	.112
	Northeast (dummy)	-.002	.169	-.014	.989	3.587	-.335	.330
	Jeonse (dummy)	-.233	.257	-.908	.364	4.323	-.739	.272
	Monthly rent with deposit (dummy)	.022	.202	.107	.914	5.646	-.376	.419
Model Summary		R^2		.660		X^*W (ΔR^2)		.0010
		F		54.863***		F(p)		.866 (.353)

Note: *** indicate significance at the 1% levels.

적으로 형성됨을 시사한다.

반면, 본 연구의 핵심 가설인 지각된 행동통제와 규제인식의 상호작용항을 검토한 결과, 회귀계수는 -.035로 산출되었으나 유의확률이 .353으로 나타나 통계적 유의성을 확보하지 못하였다. 또한 상호작용 항의 하한값(LLCI)과 상한값(ULCI)이 -.108에서 .039의 분포를 보이며 0을 포함하고 있어, 조절효과가 존재하지 않는 것으로 최종 판명되었다. 이러한 분석 결과는 앞선 태도(H1)나 주관적 규범(H2)의 사례와는 상충되는 양상이다. 즉, 서울시 무주택 성인에게 있어 본인의 행동 통제력이 구매 의도로 전이되는 경로에서는 스트레스 DSR 규제인식이 유의미한 간접 기제로 작동하지 않음을 의미한다. 이는 개인이 지각하는 금융적 통제 신념이 이미 규제 환경을 내

재화한 상태에서 형성되었거나, 혹은 주관적인 통제감 자체가 정책적 제약 요인에 의해 변용되기 어려운 독립적인 심리 기제일 가능성을 시사하는 결과로 해석해 볼 수 있다.

5. 결 론

본 연구는 계획행동이론(TPB)의 이론적 기틀을 바탕으로 서울시 무주택 성인의 아파트 구매 의도를 결정짓는 심리적 기제를 규명하고, 최근 전면 시행된 스트레스 DSR 규제인식이 이러한 인과 체계에 미치는 조절 효과를 실증적으로 분석하였다. 294명의 유효 표본을 바탕으로 도출된 주요 연구 결과와 그에 따른 정책적·학술적 함의는 다음과 같다.

5.1 연구 결과의 요약 및 논의

첫째, 계획행동이론의 세 가지 핵심 구성요소인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제는 모두 서울시 아파트 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주택 구매를 단순히 경제적 투자 행위로만 간주하는 기존의 시각에서 탈피하여, 개별 행위자의 주관적 가치 평가와 사회적 압박, 그리고 자기효능감이 복합적으로 작용하는 고도의 심리적 의사결정 과정임을 재확인시켜 준다(오연근, 2010). 특히 주관적 규범의 영향력이 가장 높게 산출된 점은, 한국 사회 특유의 ‘내 집 마련’에 대한 사회적 기대와 준거집단의 평가가 서울 무주택자들의 매수 심리를 견인하는 가장 강력한 동기 기제임을 시사한다.

둘째, 인구통계학적 특성에 따른 차이 분석 결과, 동남권(강남 3구 등) 거주자, 고소득층, 전세 거주 집단에서 아파트 구매 의도가 통계적으로 유의미하게 높게 나타났다. 이는 이순갑·하규수(2007) 및 안호준(2025)의 논의와 일치하는 결과로, 지역적 자산 가치가 높은 곳에 정주할수록, 그리고 가용 자산(전세 보증금 등)이 확보된 집단일수록 실질적인 자가 전환 의지가 강력하게 형성됨을 의미한다. 여기에 더하여, 주요 변인 간 상관관계 및 사전 기술통계를 바탕으로 규제인식이 높은 집단의 특성을 추적한 결과, 이들은 대출 가용성에 지대한 영향을 받는 중고소득층 및 임차 형태 중 전세 거주 비율이 높은 집단과 밀접하게 연동되는 것으로 파악되었다. 이는 주거 상향 이동의 욕구가 강하고 실질적인 자금 조달 단계에 직면해 있는 실수요 집단일수록 금융 규제 변화 요인을 가장 민감하게 내면화하고 있음을 실증하는 사전적 특성으로 고찰해 볼 수 있다.

셋째, 본 연구의 핵심인 스트레스 DSR 규제인식의 조절 효과를 검증한 결과, 규제 인식은 태도 및 주관적 규범이 구매 의도에 미치는 영향력을 유의미하게

약화시키는 것으로 확인되었다. 반면, 지각된 행동 통제와의 관계에서는 조절 효과가 나타나지 않았다. 이러한 결과는 강력한 금융 정책이 개인의 주관적 선호도나 사회적 압박에 의한 매수 심리를 억제하는 심리적 억제제로 기능할 수 있음을 실증한다. 즉, 개인이 주택 소유를 긍정적으로 평가하더라도 대출 규제라는 실질적인 진입장벽을 높게 인지할 경우 실제 매수 의지는 유의미하게 상쇄될 수 있음을 의미한다.

5.2 연구의 시사점

이상의 결과를 바탕으로 다음과 같은 학술적·정책적 시사점을 도출할 수 있다.

학술적 측면에서는 기존의 거시경제 지표 중심의 부동산 시장 분석을 사회심리학적 모델인 계획행동이론과 결합하여 미시적 차원의 접근을 시도했다는 점에 의의가 있다. 특히 ‘스트레스 DSR’이라는 최신 정책 변인을 조절 변수로 투입함으로써, 외부적 금융 환경 변화가 행위자의 내면적 의사결정 경로를 어떻게 간섭하는지를 다층적으로 규명하였다.

정책적 측면에서는 획일적인 대출 규제가 모든 집단에 동일한 효과를 내지 않는다는 점을 제시한다. 분석 결과 규제 인식이 높을수록 오히려 직접적인 구매 의도가 높아지는 경향(Fear Of Missing Out; FOMO)과 동시에, 심리적 동기가 의도로 전이되는 경향은 약화되는 이중적 양상이 관찰되었다. 이는 정책 당국이 단순히 대출 한도를 축소하는 것에 그치지 않고, 무주택 실수요자의 주거 사다리를 보호할 수 있는 핀셋형 주택 금융 정책을 수립해야 함을 시사한다. 특히 조절 효과가 나타나지 않은 지각된 행동통제를 고려할 때, 금융 정보의 비대칭성을 해소하고 서민층의 자금 조달 능력을 실질적으로 지원하는 보완책이 병행되어야 한다. 다만 본 연구의 실증 데이터는 개별 차주의 미시적 심리 변인에 국한되어 있으므로, 이러한 핀셋형 정책의 구체적인 세

부 한도 산정이나 거시적 제도 설계를 실행하기에는 본 자료만으로 일정 부분 한계가 존재한다. 따라서 본 연구에서 도출된 정책 방향성을 토대로 세부 가이드라인을 구축하기 위해서는 공급 및 거래 지표와의 연계론적 고찰이 병행될 필요가 있다.

5.3 연구의 한계 및 제언

본 연구는 최신 정책 환경을 반영한 유의미한 결과를 도출하였음에도 불구하고 다음과 같은 한계를 지닌다.

첫째, 본 연구는 특정 시점의 인식을 측정한 횡단적 연구(Cross-sectional Study)이므로, 스트레스 DSR 규제 강화에 따른 인식 변화와 실제 구매 행동 사이의 인과 관계를 추측하는 데 한계가 있다. 무엇보다도 자료 수집 절차상의 공통방법편의의 가능성이 있으므로, 향후 연구에서는 패널 데이터 등을 결합 및 활용한 종단적 분석을 통해 심리적 의도가 실제 매수 행위로 이어지는 과정을 규명할 필요가 있다.

둘째, 설문 대상자가 서울시 거주자로 한정되어 연구 결과를 전국 단위로 일반화하기에는 무리가 있다. 또한 조절변수를 포함하며, 다수 통제변인으로 투입된 공변량으로 인한 회귀모형으로 인해 효과크기를 낮은 수준(0.08)으로 설정하여 표본 수를 250여 명 수집하였으나, 이는 근원적으로 통계적 검정력이 낮은 원인이 될 수 있다. 이에, 후속 연구에서는 지역별 규제 민감도 차이를 고려한 광역 단위의 비교 연구가 후속 과제로 요구된다.

셋째, 스트레스 DSR 외에도 기준금리 변동, 세제 개편 등 다양한 정책 변수가 복합적으로 작용할 수 있으나 본 연구에서는 이를 모두 통제하지 못하였다. 향후 연구에서는 다변량 분석을 통해 정책 간 상호 작용 효과를 보다 정교하게 분석할 것을 제언한다.

참고문헌

- 권혁준(2025), “스트레스 DSR 규제가 저소득층의 가계부채에 미치는 영향: 이중차분법을 활용한 인과적 분석”, 『신용카드리뷰』, 19(3): 1~18.
- 김성찬·성주한(2025), “스트레스 DSR 규제의 지역별 효과 분석: 서울시 강남3구·마용성·노도강을 중심으로”, 『부동산분석』, 11(3): 1~24.
- 금융위원회(2025), “3단계 스트레스 DSR 시행방안 확정·발표”, 서울.
- 심의경(2016), “계획된 행동이론을 통해 본 고령 여성의 노인복지주택 입주의도 영향요인”, 『한국노년학』, 36(3): 563~579.
- 안호준(2025), “부동산 정책이 강남구 아파트 매매가격에 미치는 영향에 관한 연구: 주택금융정책 및 토지정책을 중심으로”, 석사학위논문, 건국대학교.
- 오연근(2010), “계획된 행동이론에 기반한 주택보유 의향 분석: 점유형태를 중심으로”, 박사학위논문, 한성대학교.
- 오연근·방송희·이용만(2019), “계획행동이론에 기반한 임차가구의 주택보유 의향 분석”, 『국토연구』, 101: 19~38.
- 유종영(2023), “합리적 행동이론 기반 주택매매 영향요인에 관한 실증 연구”, 석사학위논문, 경희대학교.
- 이기환(2025), “Stress DSR 제도 도입에 따른 국내 신용카드사의 대응 전략”, 『신용카드리뷰』, 19(1): 217~236.
- 이순갑·하규수(2007), “아파트 구매행동에 미치는 지역이미지의 영향에 관한 연구: 서울시 강남지역(강남구, 서초구, 송파구)을 중심으로”, 『한국지역개발학회지』, 19(1): 171~200.
- Ajzen, I. (1991), “The theory of planned behavior”, *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2): 179~211.
- Dinh, H. P., H. V. Thanh and H. P. Thanh (2022), “Predicting consumers’ apartment purchase intention in Vietnam using an extended theory of planned behavior”, *Innovative Marketing*, 18(4): 201~214.
- Fornell, C. and D. F. Larcker (1981), “Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error”, *Journal of Marketing Research*, 18(1): 39~50.

14. Islam, M. A., Z. H. Saidin, M. A. Ayub and M. S. Islam (2022), "Modelling behavioural intention to buy apartments in Bangladesh: An extended theory of planned behaviour (TPB)", *Heliyon*, 8(10): e10519.
15. Muñoz-Carmona, C. A. (2022), *Using the theory of planned behavior to understand factors influencing the purchase of sustainable housing*, Master's Thesis, Swedish University of Agricultural Sciences.
16. Nguyen, T. T. C. (2024), "Modeling the Factors Influencing Real Estate Purchase Intention and Decision in Vietnam: A PLS-SEM Approach in the Context of COVID-19", *Journal of Logistics, Informatics and Service Science*, 11(4): 498~515.
17. Rahman, M. M., H. H. Tat and N. M. Saad (2024), "Examining the moderating role of government policy in the relationship between attitude, subjective norms and perceived behavioral control, and responsible tourism behavior", *International Journal of Business Marketing and Management*, 9(2): 63~74.
18. Wang, H., J. Li, A. Mangmeechai and J. Su (2021), "Linking perceived policy effectiveness and pro-environmental behavior: the influence of attitude, implementation intention, and knowledge", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(6): 1~17.

요 약

본 연구는 계획행동이론(TPB)을 바탕으로 서울시 무주택 성인의 아파트 구매 의도를 결정짓는 심리적 기제를 규명하고, 최근 시행된 스트레스 DSR 규제인식의 조절효과를 실증적으로 분석하였다. G*Power 프로그램을 통해 산출된 적정 표본 수를 바탕으로 서울시에 거주하는 무주택자 294명의 유효 표본을 수집하였으며, SPSS 27.0 및 PROCESS Macro를 활용하여 실증 분석을 수행하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 계획행동이론의 세 가지 핵심 구성요소인 태도, 주관적 규범, 지각된 행동통제는 모두 아파트 구매 의도에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 주관적 규범의 영향력이 가장 높게 산출되어, 한국 사회 특유의 '내 집 마련'에 대한 사회적 기대와 준거집단의 평가가 서울 무주택자들의 매수 심리를 견인하는 가장 강력한 동기 기제임을 재확인하였다. 둘째, 인구통계학적 특성 중 동남권 거주자, 고소득층, 전세 거주 집단에서 아파트 구매 의도가 통계적으로 유의하게 높았다. 셋째, 스트레스 DSR 규제인식은 태도 및 주관적 규범이 구매 의도에 미치는 영향력을 유의미하게 약화시키는 조절효과를 보였으나, 지각된 행동통제와의 관계에서는 조절효과가 나타나지 않았다. 이러한 결과는 강력한 금융 정책이 개인의 주관적 선호도나 사회적 압박에 의한 매수 심리를 직접적으로 억제하는 심리적 억제제로 기능할 수 있음을 실증한다. 본 연구는 거시경제 지표 중심의 부동산 분석에서 탈피하여 미시적 심리 기제와 정책 수용성의 상호작용을 규명했다는 학술적 의의가 있으며, 향후 무주택 실수요자의 주거 사다리 보호를 위한 핀셋형 주택 금융 정책 수립의 기초 자료로 활용될 것으로 기대된다.

주제어: 주거비용, 계획행동이론, 스트레스 DSR, 구매 의도, 서울시 아파트

팬데믹 전후 기업부동산 보유가 상장기업 가치와 경영성과에 미치는 영향

: 수도권·비수도권 비교 및 구조변화 검정을 중심으로

The Impact of Corporate Real Estate Holdings on Listed Firm Value and Profitability Before and After the Pandemic

: Focusing on Metropolitan vs. Non-Metropolitan Comparison and Structural Break Tests

정상우* · 정재호**

Sang-Woo Jung* · Jae-Ho Chung**

Abstract

This study examines how corporate real estate that firms hold as investment property affects the firm value and profitability of Korean listed companies before and after the COVID-19 pandemic, examining whether the market values investment property differently between the pre- and post-pandemic periods and whether these effects vary between metropolitan and non-metropolitan firms. The study constructs an unbalanced panel of non-financial firms listed on the KOSPI and KOSDAQ from 2015 to 2024, with firm-year data on investment property, Tobin's Q, ROA, leverage, and regional office and retail vacancy rates. The analysis estimates firm- and year-fixed-effects difference-in-differences (panel DID) models alongside event-study specifications, which trace dynamic treatment effects and assess the parallel trends assumption. Subgroup analyses are conducted for metropolitan and non-metropolitan firms, and Chow-type structural break tests are applied to evaluate whether the impact of investment property on firm performance changed structurally following the onset of the pandemic. Across all specifications, firms with a higher ratio of investment property to total assets show lower Tobin's Q and ROA; the economic magnitude of these effects, however, remains modest relative to the cross-sectional dispersion of performance. The DID and event-study estimates indicate that the pandemic did not have a statistically significant additional impact on the performance gap between firms with high and low investment property holdings, and the pre-trend estimates generally support the parallel trends assumption. Regional analyses indicate that the negative valuation of investment property is concentrated primarily among metropolitan firms, whereas non-metropolitan firms show only weak or insignificant effects. Overall, the results provide limited evidence of a structural break in the relationship between investment property and firm performance during the pandemic.

Keywords: Corporate Real Estate, Firm Value, COVID-19 Pandemic, Panel Difference-in-Differences, Structural Break (Chow) Test

*(주)트랜스월드그룹 사업총괄·사장(주저자: sky49104@naver.com)

**목원대학교 부동산학과 교수(교신저자: chung@mokwon.ac.kr)

1. 서론

1.1 연구배경 및 목적

코로나19 팬데믹은 재택근무 확산, 온라인 소비 확대, 비대면 서비스 보급 등 경제·사회 전반에 걸친 구조적 변화를 촉발하며 기업의 부동산 활용전략에도 적지 않은 영향을 미쳤다. 특히 오피스·상가 등 상업용 부동산 시장에서는 공실을 상승과 임대수요 구조 변화가 나타났고, 이는 기업이 보유·임차하고 있는 업무·영업용 부동산의 가치와 활용 방식에 대한 재검토를 요구하고 있다. 우리나라 상장기업의 경우 재무제표상 투자부동산 계정을 통해 기업부동산 보유 규모를 확인할 수 있으나, 팬데믹 전후 이러한 투자부동산 보유전략이 자본시장에서 평가되는 기업 가치와 회계상 수익성에 어떤 영향을 미쳤는지에 대해서는 경험적 증거가 아직 제한적이다.¹⁾

기존 기업부동산 관련 연구는 개별 개발사업의 타당성, REITs·부동산펀드의 성과, 또는 금융위기 등 특정 시점의 충격에 초점을 맞춘 사례가 많았으며, 기업 수준에서 투자부동산 비중과 기업성과 간 관계를 장기간 패널 자료를 바탕으로 분석한 연구는 상대적으로 부족하다.²⁾ 특히 코로나19 팬데믹과 같이 업무 방식과 공간 수요를 동시에 변화시킨 충격이 기업부동산-성과 관계에 구조적 변화를 가져왔는지, 그리고 이러한 효과가 수도권과 비수도권 간에 이질적으로 나타나는지에 대한 실증 분석은 거의 이루어지지 않았다.³⁾ 이에 본 연구는 팬데믹 전후 한국 상장기업을 대상으로 투자부동산 보유가 기업 가치와 수익성에 미치는 영향을 분석하고, 그 동학과 지역별 이질성을 체계적으로 검증하는 것을 목적으로 한다.

로 한다.

구체적으로 본 연구는 다음의 세 가지 연구질문에 답하고자 한다. 첫째, 팬데믹 전후 기간을 포괄하는 패널 자료에서 투자부동산 비중은 기업가치(Tobin's Q)와 수익성(ROA)에 어떠한 방향과 규모의 영향을 미치는가. 둘째, 투자부동산 보유전략의 효과는 수도권과 비수도권 기업 간에 차별적으로 나타나는가, 즉 지역적 맥락에 따라 기업부동산에 대한 시장의 평가와 성과 영향이 이질적인 양상을 보이는가. 셋째, 코로나19 팬데믹을 전후한 시점을 기준으로 투자부동산 비중과 기업성과 간 관계에 구조적 변화가 존재하는가, 아니면 팬데믹 이전부터 형성된 구조적 특성이 팬데믹 시기에도 지속되었는가를 검토한다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 기존 문헌에 기여한다. 첫째, 팬데믹 전후의 장기 패널 데이터를 이용하여 투자부동산 비중과 기업성과 간 관계를 동태적으로 분석함으로써, 단일 시점 자료에 기반한 선행 연구의 한계를 보완한다. 둘째, 수도권·비수도권 서브그룹 분석을 통해 기업부동산 보유전략의 효과가 지역별 상업용 부동산 시장 여건과 어떻게 상호작용하는지를 제시함으로써, 공간적 이질성에 대한 새로운 증거를 제시한다. 셋째, 구조변화(Chow) 검정을 통해 팬데믹이 기업부동산-성과 관계에 미친 영향을 “일시적 충격”이 아닌 “구조적 변화 여부”의 관점에서 평가함으로써, 향후 기업부동산 정책과 기업 전략 수립에 유용한 시사점을 제공하고자 한다.

1.2 연구범위 및 방법

본 연구의 분석대상은 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 비금융 기업으로, 재무제표와 시장자료

1) 예를 들어 이장우(2020), 노광진(2017), 이상재(2024)는 국내 상장기업을 대상으로 기업부동산 보유와 기업가치 간 관계를 분석하였으나, 코로나19 팬데믹 전후의 동태적 효과까지는 다루지 않는다.

2) Manning and Roulac(2001), Brounen and Eichholtz(2005) 등은 기업부동산의 전략적 역할과 주가 성과를 분석하고 있으나, 투자부동산 비중을 장기 패널 데이터로 평가한 연구는 제한적이다.

3) Milcheva et al.(2022)은 코로나19가 상업용 부동산 자산 가치와 리스크 프리미엄에 미친 영향을 분석하지만, 개별 기업의 투자부동산 비중과 기업성과의 구조적 변화까지는 직접적으로 다루지 않는다.

를 결합하여 2015년부터 2024년까지의 연도별 패널 데이터를 구축하였다.⁴⁾ 시간적 범위를 2015년부터 2024년까지로 설정한 이유는 팬데믹 이전의 안정적 추세와 기준 수준을 충분히 확보하는 동시에, 2020년 이후 팬데믹 충격이 기업가치와 수익성에 미친 효과가 단기적 충격에 그쳤는지, 혹은 이후 기간에도 지속되었는지를 함께 살펴보기 위함이다. 따라서 본 연구는 팬데믹 전후를 포괄하는 장기 패널 자료를 활용하여 기업부동산 보유전략의 변화와 그 효과를 분석하고자 한다.

기업부동산 보유는 재무제표상 투자부동산 잔액을 총자산으로 나눈 투자부동산 비중(Investment property / Assets)으로 측정하고, 기업가치와 수익성 지표로는 각각 Tobin's Q와 ROA를 사용한다. 팬데믹 충격은 2020년을 기준으로 팬데믹 이후를 나타내는 더미변수(Post)를 정의하고, 투자부동산 비중 상위 기업을 처치집단(Treat)으로 설정하여 차분-차분(Difference-in-Differences) 구조의 모형을 구성하였다.⁵⁾ 여기서 처치집단은 팬데믹 이전 시점인 2019년 기준 투자부동산 비중 상위 25% 기업으로 정의하였는데, 이는 팬데믹 발생 이전의 자산 구조를 기준으로 기업을 구분함으로써 사후적 내생성 문제를 완화하고, 투자부동산 보유 수준이 상대적으로 높은 기업군의 팬데믹 이후 변화를 비교하기 위한 것이다.

실증분석은 크게 세 단계로 수행된다. 첫째, 기업 및 연도 고정효과를 포함한 패널 DID 모형을 통해 투자부동산 비중과 Treat×Post 항이 기업가치와 수익성에 미치는 평균 효과를 추정한다. 둘째, 이벤트 스터디(event study) 모형을 활용하여 팬데믹 전후 연도별 동학을 살펴보고, 처치 이전 리드 계수를 통해

평행추세 가정을 검토한다. 셋째, 수도권과 비수도권으로 표본을 구분한 서브그룹 DID 분석과, 투자부동산 비중과 팬데믹 이후 더미(Post_break)의 상호작용항을 포함한 고정효과 모형에 대한 구조변화(Chow) 검정을 통해 지역별 이질성과 팬데믹 전후 구조적 변화를 추가적으로 평가한다.

이와 같은 연구설계에 따라, 2장에서는 국내외 선행연구를 검토하여 기업부동산과 기업성과, 팬데믹 충격, 지역별 이질성에 관한 이론적·실증적 논의를 정리한다. 3장에서는 분석에 사용된 자료와 변수의 정의, 표본 구축 과정과 실증모형을 제시하고, 4장에서는 기본 DID 추정, 이벤트 스터디, 지역별 서브그룹 분석, 구조변화 검정 순으로 실증결과를 보고한다.

마지막으로 5장에서는 본 연구의 주요 결과를 요약하고, 정책적·실무적 시사점과 함께 연구의 한계 및 향후 연구 과제를 제시한다.

2. 선행연구 고찰

2.1 선행연구 검토

기업부동산과 기업성과의 관계에 대한 선행연구는 크게 세 흐름으로 정리할 수 있다. 첫째, 기업부동산을 포함한 자산구조와 기업가치 간의 관계를 분석한 연구들이다. 이들 연구는 Tobin's Q, ROA, ROE 등 재무성과 지표를 활용하여, 부동산·고정자산 비중이 높을수록 성장기회가 제약되고 자본시장에서 할인되어 평가될 가능성이 있음을 보고한다. 특히 REITs와 상장 부동산회사에 대한 연구에서는 자산구성·소유구조·지배구조가 ROA와 Tobin's Q에 유의한 영향을 미친다는 결과가 제시되고 있으며, 이

4) 재무제표 및 공시자료는 금융감독원 전자공시시스템(DART, 2026.2.1)에서 수집하였으며, 주가 및 시가총액 등 시장자료는 한국거래소(KRX, 2026.2.1) 정보데이터시스템에서 수집하였다. 지역별 오피스·상가 공실률 자료는 한국부동산원 상업용부동산 임대동향조사 통계(2026.3.4)에서 수집하였다.

5) 본 연구의 패널 DID 및 이벤트 스터디 모형 설정은 Callaway and Sant'Anna(2021), Goodman-Bacon(2021), Sun and Abraham(2021)의 다기간 DID 및 동태적 처치효과 추정 방법을 참고하였다.

는 기업부동산이 단순한 생산요소를 넘어 자본시장 신호로 기능할 수 있음을 시사한다.⁶⁾

둘째, 코로나19 팬데믹과 상업용 부동산 시장의 변화를 다룬 연구이다. 팬데믹 기간 동안 재택근무 확산과 온라인 소비 증가로 인해 오피스·상가·호텔 등 상업용 부동산의 공실률이 상승하고 가격·수익률이 하락하는 현상이 국내외에서 보고되었다. 국내 연구 및 보고서들도 팬데믹 이후 공개형 부동산펀드 수익률 악화, 오피스 공실률 상승, 외국인 상업용 부동산 투자 패턴 변화 등을 분석하며, 상업용 부동산 시장이 팬데믹과 금리상승의 이중 충격을 받았음을 지적한다.⁷⁾ 그러나 이러한 연구들은 주로 부동산자산 자체의 가격·수익률 변동에 초점을 두고 있어, 개별 기업 수준에서 투자부동산 보유전략이 기업가치·수익성에 미친 영향을 직접적으로 분석한 사례는 많지 않다.

셋째, 팬데믹과 기업성과 간 관계를 거시적·금융시장 관점에서 분석한 연구들이다. 예를 들어, 업종별 코로나19 노출도 지수나 지역별 확진자 수를 활용하여 REITs·상장기업의 주가, 자본비용, 투자 결정에 미치는 영향을 분석한 연구들은, 팬데믹으로 인한 충격이 산업·자산유형별로 이질적으로 나타났음을 보여준다. 또한 차분-차분(DID)이나 이벤트 스터디 기법을 활용해 팬데믹 전후 특정 정책·제도의 도입 효과를 평가하는 연구들도 증가하고 있으나, 기업부동산과 같은 자산 구성요소를 중심으로 팬데믹 전후 구조적 변화를 검증한 연구는 상대적으로 드물다.⁸⁾

국내의 경우 상장기업 데이터를 이용해 기업가치 결정요인이나 기업 재무행태를 분석한 연구는 다수 존재하나, 재무제표상 투자부동산 계정을 활용하여 기업부동산 보유 비중과 기업성과 간 관계를 체계적으로 분석한 연구는 제한적이다. 특히 팬데믹 이전과 이후를 아우르는 패널 데이터를 활용해 투자부동산 비중, 기업성과, 공실률·지역 요인 등을 함께 고려한 연구는 거의 찾아보기 어렵다.⁹⁾ 이러한 연구 공백은 기업부동산이 기업전략과 재무성과를 연결하는 매개요인으로서 어떤 역할을 하는지, 팬데믹과 같은 거시적 충격 하에서 그 역할이 어떻게 달라지는지에 대한 실증적 이해가 아직 충분치 않다는 점을 보여준다.

박정아·김종진(2023)은 코로나19 팬데믹 기간 서울시 대규모 아파트 단지를 대상으로 동적패널모형을 적용하여, 개별 특성보다 이자율과 통화량과 같은 거시경제변수가 가격 변동을 주도하고 강남권과 비강남권 간 민감도에 차이가 있음을 제시하였다. 또한 차상권 외(2020)은 유가증권시장과 코스닥 상장기업을 대상으로 투자효율성과 투자부동산 비중의 관계를 분석한 결과, 투자 비효율성이 클수록, 특히 과잉투자 성향이 높을수록 기업의 투자부동산 비중이 증가함을 보고하였다. 이러한 연구들은 각각 팬데믹 시기 부동산시장의 거시환경 변화와 지역적 이질성, 그리고 기업 내부의 투자 비효율성과 투자 부동산 보유 간의 관련성을 보여준다는 점에서 의의가 있다. 그러나 전자는 주택시장에 초점을 두고 있어 기업 수준의 투자부동산 보유와 기업가치·수익

6) 예를 들어 Brounen and Eichholtz(2005)는 기업부동산 보유비중과 주가 성과 간 관계를 분석하고, Manning and Roulac(2001)은 기업부동산의 전략적 역할과 경영성과 간 연계를 통합적인 프레임워크로 제시한다.

7) 국내외 상업용 부동산 시장에서 팬데믹 이후 공실률 상승과 임대수익률 하락, 리스크 프리미엄 확대를 보고한 연구로는 Milcheva(2022)와 Balemi et al.(2021) 등이 있다.

8) 팬데믹 충격과 REITs·상장기업의 주가, 자본비용, 투자 결정 간 관계를 차분-차분(DID)이나 이벤트 스터디 기법으로 분석한 연구들은 업종·자산유형별 이질적 효과를 보고하지만, 기업부동산과 같은 자산 구성요소에 초점을 맞춘 연구는 찾아보기 어렵다.

9) 국내 상장기업을 대상으로 기업부동산 보유와 기업가치 간 관계를 분석한 연구로는 이장우(2020), 노광진(2017), 이상재(2024) 등이 있으나, 팬데믹 전후 기간을 아우르는 장기 패널과 지역별 공실률 변수를 함께 사용하는 연구는 확인하기 어렵다.

성의 변화를 직접적으로 다루지 않았고, 후자는 투자부동산 보유 동기의 측면을 규명하였으나 팬데믹 전후의 구조변화나 수도권·비수도권 간 이질성을 함께 분석하지는 않았다. 이에 본 연구는 팬데믹 전후 장기 패널자료를 활용하여 투자부동산 보유가 상장기업의 기업가치와 수익성에 미치는 영향을 살펴보고, 이를 수도권과 비수도권으로 구분하여 비교함과 동시에 구조변화 검정을 수행함으로써 기존 연구를 확장하고자 한다.

2.2 연구의 차별성

본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 선행연구와 차별성을 가진다. 첫째, 국내 상장 비금융기업의 재무제표와 시장자료를 결합한 10개년 패널 데이터를 구축하여, 재무제표상 투자부동산 비중을 기업부동산 보유의 대표 지표로 사용하고, 이를 기업가치(Tobin's Q)와 수익성(ROA)에 동시에 연결하여 분석한다. 기존 연구들이 개별 부동산자산이나 REITs 성과에 초점을 맞춘 것과 달리, 본 연구는 일반 기업 수준에서 기업부동산 보유전략이 기업성과에 미치는 영향을 포괄적으로 검증한다는 점에서 차별화된다.

둘째, 코로나19 팬데믹을 전후한 동태를 분석하기 위해 패널 DID와 이벤트 스터디 기법을 결합하고, 수도권·비수도권 서브그룹 분석을 통해 지역별 이질성까지 함께 평가한다. 이를 통해 “투자부동산 비중이 높은 기업이 팬데믹 시기에 더 큰 충격을 받았는지”, “수도권과 비수도권에서 기업부동산에 대한 시장의 평가는 어떻게 다른지”를 동시에 살펴볼 수 있으며, 이는 기존 팬데믹·부동산 연구들이 주로 자산시장·거시지표 수준에 머물렀던 것과 구분되는 점이다.

셋째, 2015-2019년과 2020-2024년을 구분한 구조변화(Chow) 검정을 통해, 투자부동산 비중과 기업성과 간 관계가 팬데믹을 기점으로 구조적으로 변화했는지 여부를 직접 검증한다. 이는 팬데믹 효과를 단순한 더미변수나 이벤트 윈도우로 처리하는

수준을 넘어, 기업부동산-성과 관계의 장기적 구조 변화 여부를 평가한다는 점에서 방법론적 기여를 가진다. 넷째, 공실률(오피스·상가)과 지역 구분(수도권·비수도권)을 동시에 고려함으로써, 기업부동산 보유전략이 상업용 부동산 시장의 기초 여건과 어떻게 상호작용하는지를 제시하여, 향후 산업별·공실률 중심 후속 연구의 기반을 제공한다는 점에서도 의의를 갖는다.

요약하면, 본 연구는 팬데믹 전후 기업부동산 보유와 기업성과 간 관계를 한국 상장기업 패널 자료를 활용해 종합적으로 분석함으로써, 기업부동산-자본시장-지역 부동산시장을 연결하는 실증적 근거를 제공하고, 향후 기업부동산 전략과 관련 정책 논의에 기초자료를 제시하고자 한다.

3. 분석 자료 및 연구 방법

3.1 분석 자료 및 표본 구성

본 연구의 분석대상은 유가증권시장(KOSPI) 및 코스닥시장(KOSDAQ)에 상장된 비금융 기업이다. 금융업은 자산구조와 회계기준, 규제 환경이 일반 기업과 상이하므로 표본에서 제외하였으며, 재무자료와 시장자료의 결합이 가능한 기업을 대상으로 2015년부터 2024년까지의 불균형 패널(unbalanced panel)을 구축하였다. 자료는 금융감독원 전자공시시스템(DART)의 재무제표 자료, 한국거래소(KRX)의 시장자료, 그리고 한국부동산원의 상업용 부동산 임대동향조사 통계를 결합하여 구성하였다.

기업부동산 보유 수준은 재무제표상 투자부동산 잔액을 총자산으로 나눈 투자부동산 비중(Investment Property / Assets)으로 측정하였다. 투자부동산은 영업활동에 직접 사용되는 유형자산과 달리 임대수익 또는 시세차익을 목적으로 보유되는 자산이라는 점에서, 기업의 자산구성과 부동산 보유전략을 비교적 명확하게 보여주는 지표로 볼 수 있다. 이

에 따라 본 연구는 투자부동산 비중을 기업부동산 보유의 대표적 측정치로 사용하였다.

처치집단(Treat)은 팬데믹 이전 시점인 2019년 기준 투자부동산 비중 상위 25% 기업으로 정의하였다.¹⁰⁾ 이러한 기준은 첫째, 팬데믹 이전의 자산구조를 기준으로 기업을 구분함으로써 사후적 내생성 문제를 완화할 수 있고, 둘째, 투자부동산 보유 수준이 상대적으로 높은 기업군과 그렇지 않은 기업군을 구분하여 팬데믹 이후 성과 차이를 비교하기에 적절하기 때문이다. 또한 투자부동산 비중은 다수 기업에서 0 또는 매우 낮은 값을 보이는 반면, 일부 기업군에서 상대적으로 높은 값이 집중되는 분포 특성을 보이므로, 상위 분위 기준을 활용한 집단 구분은 투자부동산 보유전략의 이질성을 식별하는 데 유용하다.

수도권과 비수도권 구분은 기업의 본사 소재지 기준으로 정의하였다. 구체적으로 본사가 서울·경기·인천에 위치한 경우를 수도권 기업으로, 그 외 지역에 위치한 경우를 비수도권 기업으로 분류하였다. 투자부동산 개별 자산의 소재지를 기업 단위로 일관되게 확보하기 어려운 점을 고려할 때, 본사 소재지는 기업이 속한 지역적 경영환경과 자본시장 평가 맥락을 반영하는 대표적 기준으로 볼 수 있다. 이에 따라 본 연구는 본사 소재지를 기준으로 지역별 서브그룹 분석을 수행하였다.

최종 표본은 기업별 재무자료, 시장자료, 지역 정보 및 공실률 자료의 결합 가능 여부에 따라 구성되며, 연도별 관측치 수는 일부 차이가 존재한다. 이러한 표본을 바탕으로 본 연구는 기업가치(Tobin's Q)와 수익성(ROA)을 종속변수로 설정하고, 투자부동산 비중, 처치집단 여부, 팬데믹 이후 더미(Post), 그리고 관련 통제변수를 포함한 실증분석을 수행하였다.

3.2 변수 설정 및 기초통계

본 연구의 종속변수는 기업가치를 나타내는 Tobin's Q와 수익성을 나타내는 ROA이다. Tobin's Q는 시장가치가 기업의 자산구성과 성장기회를 어떻게 평가하는지를 보여주는 대표적인 지표이며, 기업부동산과 같은 비영업용 자산 보유가 자본시장에서 어떻게 인식되는지를 파악하는 데 적절하다. ROA는 총자산 대비 수익창출 능력을 나타내는 회계 기반 수익성 지표로서, 투자부동산 보유가 실제 경영성과에 어떤 영향을 미치는지를 함께 살펴보기 위해 사용하였다.

핵심 설명변수는 투자부동산 비중(Investment Property / Assets)이다. 이는 재무제표상 투자부동산 장부가액을 총자산으로 나눈 값으로 정의되며, 기업이 영업활동에 직접 사용하지 않는 부동산을 어느 정도 보유하고 있는지를 보여준다. 투자부동산은 임대수익 또는 시세차익을 목적으로 보유되는 자산이라는 점에서, 기업의 자산운용 전략과 기업부동산 보유 성향을 반영하는 대표적 변수로 볼 수 있다. 이에 따라 본 연구는 투자부동산 비중을 기업부동산 보유의 핵심 지표로 설정하였다.

통제변수로는 부채비율(Leverage Ratio), 오피스 공실률, 상가 공실률, 수도권 여부, 산업 더미 등을 포함하였다. 부채비율은 재무구조와 위험 수준이 기업 가치 및 수익성에 미치는 영향을 통제하기 위해 포함하였고, 오피스 및 상가 공실률은 팬데믹 전후 상업용 부동산 시장의 기초 여건 변화를 반영하기 위해 사용하였다. 또한 수도권 여부와 산업 더미는 지역적 맥락과 산업별 이질성이 기업성과에 미치는 영향을 통제하기 위한 변수이다.

팬데믹 충격을 식별하기 위해 2020년 이후 연도에 대해 1의 값을 갖는 더미변수(Post)를 정의하였으

10) Treat 집단은 팬데믹 이전인 2019년을 기준으로 투자부동산 비중 상위 25%에 속하는 기업으로 정의하였다. 추가적으로 상위 20%, 30% 등 다른 분위 기준을 적용한 민감도 분석도 검토하였으며, 주요 결과의 방향과 유의성은 크게 변하지 않았다.

며, 투자부동산 비중이 높은 기업을 처치집단(Treat)으로 설정하였다. Treat 변수는 팬데믹 이전 시점인 2019년 기준 투자부동산 비중 상위 25% 기업에 대해 1의 값을 부여하고, 그 외 기업에는 0을 부여하였다. 이를 통해 팬데믹 이전부터 상대적으로 높은 수준의 투자부동산을 보유한 기업군이 팬데믹 이후 기업가치와 수익성 측면에서 추가적인 차이를 보였는지를 식별하고자 하였다.

Table 1과 Table 2의 기초통계량과 상관관계를 살

펴보면, 투자부동산 비중은 다수 기업에서 0에 가깝거나 매우 낮은 값을 보이는 반면 일부 기업에서 높은 값이 나타나 분포의 비대칭성이 존재한다. Tobin's Q와 ROA 역시 기업별·연도별 편차가 크게 나타나, 기업부동산 보유 수준과 팬데믹 충격의 효과가 기업 간 이질적으로 작용할 가능성을 시사한다. 이러한 분포 특성은 상위 분위 기준의 처치집단 설정과 함께 패널 DID 및 이벤트 스터디 분석을 적용하는 경험적 근거가 된다.

Table 1. Descriptive Statistics of Key Variables

Variable	N	Mean	SD	Min.	Max.
TobinsQ_w	11713	1.5498	1.2758	0.4236	8.8337
ROA	11713	-0.0050	0.1817	-6.2235	3.2457
Investment Property / Assets	11713	3.7172	8.0248	0	84.7598
Leverage Ratio	11688	86.6717	237.7324	0	13769.9621
Office Vacancy	11713	8.8564	4.4214	4.4	24.4
Retail Vacancy	11713	9.4595	2.3710	6.65	21.575
Treat	11713	0.2727	0.4454	0	1
Post	11713	0.5105	0.4999	0	1

Note: Tobin's Q is calculated as (market capitalization+total debt) / total assets, and ROA is calculated as net income after tax / total assets. Treat equals 1 for firms whose investment property ratio is in the top 25 percent of the sample and 0 otherwise, and Post equals 1 for years from 2020 onward. The leverage ratio is computed for 11,688 firm-year observations, excluding 25 cases in which equity is zero or missing.

Table 2. Correlation Matrix of Key Variables

Variable	TobinsQ_w	ROA	Investment Property Ratio	Leverage Ratio	Office Vacancy Rate	Retail Vacancy Rate
TobinsQ_w	1	-0.1371	-0.1191	-0.0139	-0.0008	-0.0699
ROA	-0.1371	1	0.0128	-0.1426	0.0162	0.0074
Investment Property / Assets	-0.1191	0.0128	1	-0.0023	-0.0378	-0.0374
Leverage Ratio	-0.0139	-0.1426	-0.0023	1	0.0658	0.0385
Office Vacancy	-0.0008	0.0162	-0.0378	0.0658	1	0.4920
Retail Vacancy	-0.0699	0.0074	-0.0374	0.0385	0.4920	1

Note: All entries are Pearson correlation coefficients, and the number of observations is identical to the descriptive statistics in Table 1. Values below the main diagonal are correlation coefficients, and values in parentheses (where reported) indicate p-values.

3.3 실증모형: 패널 DID 및 이벤트 스터디

팬데믹 전후 투자부동산 보유가 기업성과에 미치는 평균 효과를 추정하기 위해, 본 연구는 기업 및 연도 고정효과를 포함한 패널 차분-차분(Difference-in-Differences, DID) 모형을 사용한다. 종속변수 Y_{it} 는 기업 i 의 t 기 성과(Tobin's Q 또는 ROA)를 나타내며, 주요 설명변수로는 투자부동산 보유 여부를 나타내는 $Treat$, 팬데믹 이후 기간을 나타내는 $Post$, 그리고 두 변수를 곱한 상호작용항 $Treat \times Post$ 를 포함한다. 여기에 부채비율, 투자부동산 비중, 오피스·상가 공실률 등 통제변수 벡터 X_{it} 를 추가하고, 기업 고정효과와 연도 고정효과를 함께 포함하여 개별 기업의 불변 특성과 거시 경제상황을 통제한다.

이때 $Treat \times Post$ 의 계수는 팬데믹 이전과 이후를 비교했을 때 투자부동산 보유 기업과 비보유 기업 간 성과 변화의 차이를 의미하며, 팬데믹 충격 하에서 투자부동산 보유전략의 평균 효과를 측정하는 핵심 지표이다. 계수가 음(-)이고 통계적으로 유의하다면 팬데믹 이후 투자부동산 보유 기업의 성과가 상대적으로 더 악화되었음을, 양(+)이고 유의하다면 상대적으로 개선되었음을 의미한다. 표준 오차는 기업 수준으로 군집화하여, 기업별로 관측치가 반복되는 패널 구조에서의 상관관계를 반영한다.

동태적 효과와 평행추세 가정을 점검하기 위해, DID 분석과 함께 이벤트 스터디(event study) 모형을 추가로 추정한다. 이벤트 스터디에서는 팬데믹 직전 연도(예: 2019년)를 기준연도로 설정하고, 기준연도 이전과 이후의 각 연도에 대한 더미변수를 $Treat$ 와 상호작용시켜 연도별 리드-래그 계수를 추정한다. 기준연도 직전(-1년)을 기준 범주로 두고 다른 연도의 계수를 비교함으로써, 처치 이전 기간(-4,

-3, -2년)에 리드 계수들이 0에 통계적으로 근접한 지 확인하여 평행추세 가정을 검토하고, 처치 이후 기간(0, +1, +2, +3, +4년)의 래그 계수 패턴을 통해 투자부동산 보유 효과의 크기와 지속성을 살펴본다. 이러한 DID·이벤트 스터디 결합 방식은 팬데믹 전후 투자부동산 보유전략의 평균 효과뿐 아니라, 시점별 동학과 사전 추세의 적합성까지 종합적으로 평가할 수 있게 해준다.

3.4 지역별 서브그룹 분석 및 구조변화(Chow)검정

기업부동산-성과관계의 지역별 이질성을 분석하기 위해, 본 연구는 수도권(서울·경기·인천)과 비수도권으로 표본을 구분하여 동일한 DID 및 이벤트 스터디 모형을 각각 추정한다. 이를 통해 투자부동산 비중의 효과와 $Treat \times Post$ 계수가 수도권과 비수도권에서 어떻게 다른지를 비교함으로써, 상업용 부동산 시장 여건과 자본시장 평가의 상호작용을 평가할 수 있다.

또한 코로나19 팬데믹을 전후한 구조적 변화를 검증하기 위해 Chow 유형의 구조변화 검정을 수행한다. 구체적으로 2015-2019년과 2020-2024년을 구분하여, 투자부동산 비중과 팬데믹 이후 더미($Post_break$)의 상호작용항($IP \times Post_break$)을 포함한 고정효과 모형을 추정한 후, 해당 상호작용항의 계수가 0이라는 귀무가설을 Wald 검정으로 검토한다.¹¹⁾ 이 검정은 팬데믹 이후 투자부동산 비중이 기업가치·수익성에 미치는 효과가 이전 기간과 유의하게 달라졌는지를 평가함으로써, 기업부동산-성과관계가 구조적으로 변화했는지 여부를 직접적으로 확인할 수 있게 해준다.

이와 같은 분석자료와 실증모형을 바탕으로, 다음 장에서는 투자부동산 비중과 기업성과 간 관계에 대

11) Chow 유형의 구조변화 검정은 두 기간 간 회귀계수의 동일성 여부를 검정하는 고전적 방법으로, 본 연구에서는 투자부동산 비중과 팬데믹 이후 더미의 상호작용항 계수가 0인지 여부를 Wald 통계량으로 평가하였다.

한 기본 DID 추정결과, 이벤트 스터디 분석, 수도권·비수도권 서브그룹 결과, 그리고 구조변화 검정 결과를 순차적으로 제시한다.

4. 실증 분석 결과

4.1 주요 변수의 기초통계 및 상관관계

Table 1은 본 연구에서 사용한 주요 변수들의 기초통계량을 제시한다.

Tobin's Q의 평균과 표준편차는 각각 약 1.55와 1.28로, 표본 기업들의 시장가치 수준에 상당한 이질성이 존재함을 보여준다. ROA의 평균은 약 -0.005, 표준편차는 0.182로 나타나, 전체적으로 수익성이 높지 않은 가운데 기업 간 분산이 비교적 큰 편이다. 투자부동산 비중의 평균은 약 3.7%로, 일부 기업은 자산의 상당 부분을 투자부동산으로 보유하는 반면(최대값), 다수의 기업은 투자부동산을 거의 보유하지 않거나 전혀 보유하지 않는 등 분포가 크게 치우쳐 있다. 부채비율은 평균적으로 100% 안팎의 수준에 분포하며, 오피스 및 상가 공실률 변수는 모두 0~1 범위의 값으로 측정되어 지역별 상이한 상업용 부동산 시장 여건을 반영한다. Treat 변수의 평균값은 약 0.27로, 처리집단이 전체 표본의 약 27%를 차지함을 의미한다. Post 변수의 평균값은 약 0.51로, 팬데믹 이후 관측치가 표본 내에서 절반 이상을 구성하고 있음을 보여준다.

Table 2는 주요 변수들 간의 피어슨 상관관계수를 제시한다. Tobin's Q와 ROA 간 상관관계수는 약 -0.14로 음(-)의 값을 보이며, 시장가치 지표와 회계 기반 수익성 지표가 서로 보완적이면서도 완전히 동일한 정보를 담고 있지는 않음을 시사한다. 투자부동산 비중과 Tobin's Q의 상관관계수는 약 -0.12로, 투자부동산 비중이 높을수록 기업가치가 낮게 형성되는 경향이 단순 상관관계 수준에서도 관찰된다. 반면 투자부동산 비중과 ROA의 상관관계수는 0에 매우 근접

해, 수익성과의 관계는 다른 요인을 통제한 회귀분석을 통해 보다 정교하게 파악할 필요가 있음을 보여준다.

Tobin's Q와 ROA 간 상관관계수는 약 -0.14로 음(-)의 값을 보이며, 시장가치 지표와 회계 기반 수익성 지표가 서로 보완적이면서도 완전히 동일한 정보를 담고 있지는 않음을 시사한다.

투자부동산 비중과 Tobin's Q의 상관관계수는 약 -0.12로, 투자부동산 비중이 높을수록 기업가치가 낮게 형성되는 경향이 단순 상관관계 수준에서도 관찰된다. 반면 투자부동산 비중과 ROA의 상관관계수는 0에 매우 근접해, 수익성과의 관계는 다른 요인을 통제한 회귀분석을 통해 보다 정교하게 파악할 필요가 있음을 보여준다. 오피스 공실률과 상가 공실률 간 상관관계수는 약 0.49로 비교적 높은 정(+)의 상관관계를 나타내며, 동일 지역 내에서 오피스와 상가 시장의 공실 환경이 상당 부분 동조적으로 움직인다는 점을 반영한다. 또한 부채비율과 ROA는 약 -0.14의 음(-)의 상관관계를 보여, 레버리지 확대가 수익성 저하와 연관되어 있다는 직관적인 패턴이 확인된다.

4.2 Tobin's Q 분석

4.2.1 Tobin's Q DID 결과

Table 3은 투자부동산 보유전략이 팬데믹 전후 기업가치에 미치는 영향을 이중차분 모형으로 추정한 결과를 제시한다. 종속변수는 Tobin's Q이며, 모든 모형에 기업(종목코드) 및 연도 고정효과를 포함하고, 표준오차는 기업 수준으로 군집화하였다. 전 모형에서 투자부동산 비중(Investment property / Assets)은 음(-)의 계수를 가지며 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 자산 대비 투자부동산 비중이 1%포인트 증가할 때 Tobin's Q가 약 0.005 감소함을 의미하며, 투자부동산 비중이 높을수록 시장에서 평가되는 기업가치가 다소 낮게 형성되는 경향이 있음을 시사한다.

Table 3. Panel DID Results for Investment Property Ratio and Tobin's Q

Variable	model_q1	model_q2	model_q3
Dependent Var.:	TobinsQ_w	TobinsQ_w	TobinsQ_w
Investment Property / Assets	-0.0049* (-0.0023)	-0.0050* (-0.0024)	-0.0050* (-0.0024)
Leverage Ratio	4.52E-05 (-5.80E-05)	4.22E-05 (-5.84E-05)	4.22E-05 (-5.84E-05)
ROA	-0.2113 (-0.1322)	-0.207 (-0.1323)	-0.2069 (-0.1323)
Treat×Post	0.0110 (-0.0496)	0.0137 (-0.0495)	0.0138 (-0.0496)
Office Vacancy	-	0.0153* (-0.0072)	0.0156* (-0.0073)
Retail Vacancy	-	0.0255* (-0.0120)	0.0263* (-0.0121)
Treat	-	-	-1.043 (-7.762)
Post	-	-	-0.3146 (-2.37)
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Region Dummies	No	No	Yes
S.E.: Clustered	by: firm	by: firm	by: firm
Observations	11,688	11,688	11,688
R ²	0.6709	0.6715	0.6715

Note: The dependent variable is Tobin's Q. All models include firm (stock code) and year fixed effects, and standard errors are clustered at the firm level. *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

또한 Tobin's Q의 표본 평균과 표준편차는 각각 약 1.55와 1.28, 투자부동산 비중의 평균과 표준편차는 각각 약 3.72%와 8.02%로 나타난다. 투자부동산 비중 계수(약 -0.005)를 적용하면, 투자부동산 비중이 1표준편차(약 8%p) 증가할 때 Tobin's Q는 약 0.04포인트 감소하는 것으로 해석되며, 이는 Tobin's Q 표준편차의 약 3% 수준에 해당하는 비교적 작은 효과 크기이다. 따라서 투자부동산 비중의 영향은 통계적으로는 유의하지만, 경제적 규모는 다소 제한적인 것으로 볼 수 있다.

한편, 정책효과를 나타내는 Treat×Post 계수는 모

든 모형에서 크기가 작고 통계적으로 유의하지 않다. 이는 팬데믹 전후 기간 동안 투자부동산을 보유한 기업과 그렇지 않은 기업 간의 Tobin's Q 변화 차이가 통계적으로 유의한 수준으로 관측되지 않았음을 의미한다. 공실률을 추가로 통제한 모형에서 오피스 및 상가 공실률 변수는 양(+)의 계수를 가지며 5% 수준에서 유의하나, 계수 크기는 상대적으로 작다. 따라서 공실률 변수는 지역 상권 및 부동산 시장 환경을 통제하기 위한 보조 변수로 해석하며, 본 연구의 주요 관심사는 투자부동산 비중과 Treat×Post 계수에 있다.

4.2.2 Tobin's Q 에 대한 이벤트 스터디 분석

먼저, 투자부동산 보유 여부가 기업가치에 미치는 효과를 보다 동태적으로 확인하기 위해 이벤트 스터디(event study) 모형을 추가로 추정하였다. 본 모형은 투자부동산 보유 기업을 처치집단으로, 처치 직전 연도(event time=-1)를 기준으로 처치 이전 -4년부터 처치 이후 +4년까지의 연도별 효과를 추정하였으며, 기업 및 연도 고정효과와 부채비율·ROA를 통제변수로 포함하였다. Fig. 1은 이러한 설정에 따라 추정된 Tobin's Q의 연도별 추정계수와 95% 신뢰구간을 제시한다.

이벤트 스터디 결과를 보면, 처치 이전 리드 구간(-4, -3, -2년)의 계수는 전반적으로 0에 근접해 있으며, -2년을 제외하면 통계적으로 유의하지 않다. 이는 투자부동산 보유 여부에 따른 기업가치의 사전 추세가 대체로 유사하다는 점을 시사하며, 기본 DID 분석에서 전제된 평행추세 가정이 크게 훼손되지 않는다는 해석과도 부합한다. 다만 -2년 시점에서 Tobin's Q가 소폭 낮게 나타난 결과는, 처치 이전 특정 시점에 일시적인 변동이 존재했을 가능성을 보여주므로 해석 과정에서 함께 고려할 필요가 있다.

처치 시점 및 이후의 동학을 보면, event time=0 이후부터 처치집단의 Tobin's Q 계수는 전반적으로 양(+)의 값을 가지며, 특히 0~2년 구간에서 계수의 크기가 상대적으로 크게 나타난다. 그러나 이 구간

의 신뢰구간이 상당히 넓고 대부분 0을 포함하고 있어, 통계적으로 유의한 효과로 단정하기는 어렵다. 요약하면, 투자부동산 보유가 기업가치에 긍정적인 방향의 효과를 가질 가능성은 시사되지만, 효과의 크기와 지속성이 뚜렷하게 검증되지는 않아 해석에 신중함이 요구된다.

4.3 ROA 분석

4.3.1 ROA DID 결과

Table 4는 투자부동산 보유전략이 팬데믹 전후 기업의 수익성에 미치는 영향을 ROA를 종속변수로 사용하여 분석한 결과를 제시한다. 모든 모형에 기업 및 연도 고정효과를 포함하고, 표준오차는 기업 수준으로 군집화하였다. 투자부동산 비중은 모든 모형에서 음(-)의 계수를 가지며 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 자산 대비 투자부동산 비중이 1% 포인트 증가할 때 ROA가 약 0.0009포인트 감소함을 의미하며, 투자부동산 비중이 높을수록 기업의 수익성이 다소 낮게 나타나는 경향이 있음을 시사한다.

ROA의 표본 평균과 표준편차는 각각 약 -0.005와 0.182이며, 투자부동산 비중의 표준편차는 약 0.02%p이다. 투자부동산 비중 계수(약 -0.0009)를 기준으로 하면 투자부동산 비중이 1표준편차 증가할 때 ROA는 약 0.007포인트 감소하는 것으로 추정되며, 이는 ROA 표준편차의 약 4%에 해당하는 크기로 수익성에 대한 효과는 통계적으로는 유의하지만 경제적 규모는 비교적 제한적인 것으로 해석된다. 또한 부채비율은 일관되게 음(-)의 계수로 5% 수준에서 유의하게 추정되어, 높은 레버리지가 수익성에 부정적인 영향을 미친다는 직관적인 결과를 보여준다.

한편 ROA 모형에서도 Treat×Post 계수는 전 모형에서 통계적으로 유의하지 않으며, 계수 크기 또한 제한적이다. 이는 팬데믹 전후 기간 동안 투자부동산 보유 여부에 따른 수익성의 변화 경로가 유의미하게 달라지지 않았음을 의미한다. 오피스 및 상가

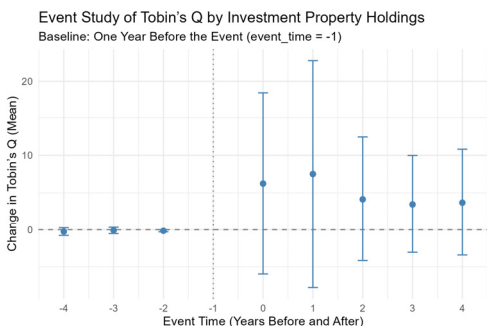


Fig. 1. Event-Study Results for Tobin's Q

Table 4. Panel DID Results for Investment Property Ratio and ROA

Dependent Var.:	model_ROA1	model_ROA2	model_ROA3
Investment Property / Assets	-0.0009* (-0.0005)	-0.0009* (-0.0005)	-0.0009* (-0.0005)
Leverage Ratio	-8.03e-5* (-3.37E-05)	-8e-5* (-3.38E-05)	-8e-5* (-3.38E-05)
Treat×Post	0.0068 (-0.0054)	0.0066 (-0.0054)	0.0066 (-0.0054)
Office Vacancy	-	-0.0012 (-0.0008)	-0.0012 (-0.0008)
Retail Vacancy	-	-0.0015 (-0.0015)	-0.0016 (-0.0016)
Treat	-	-	-0.3322 (-0.8376)
Post	-	-	-0.4707 (-0.2582)
Firm FE	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes
Region Dummies	No	No	Yes
S.E.: Clustered	by: firm	by: firm	by: firm
Observations	11,688	11,688	11,688
R ²	0.3769	0.3771	0.3771

Note: The dependent variable is ROA. All models include firm (stock code) and year fixed effects, and standard errors are clustered at the firm level. *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

공실률 변수는 Tobin’s Q 모형과 달리 ROA 모형에서는 통계적으로 유의하지 않거나 계수 크기가 매우 작게 나타나며, 지역 및 시장환경을 통제하기 위한 보조 변수로서의 역할에 그치는 것으로 해석된다.

4.3.2 ROA 에 대한 이벤트 스터디 분석

수익성 측면에서 투자부동산 보유 효과의 동태적 패턴을 살펴보기 위해, ROA를 종속변수로 하는 이벤트 스터디 모형을 추가로 추정하였다. 이 모형 역시 투자부동산 보유 기업을 처치집단으로, 처치 직전 연도(event time=-1)를 기준으로 처치 이전 -4년부터 처치 이후 +4년까지의 연도별 효과를 추정하였으며, 기업 및 연도 고정효과와 부채비율·Tobin’s

Q를 통제변수로 포함하였다. Fig. 2는 이러한 설정에 따라 추정된 ROA의 연도별 추정계수와 95% 신뢰구간을 제시한다.

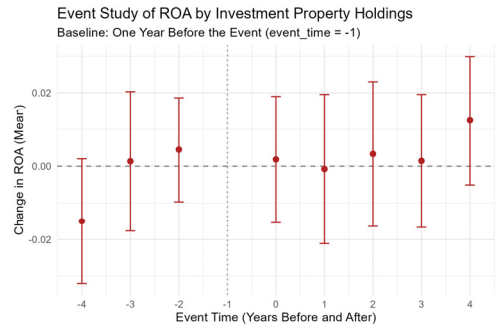


Fig. 2. Event-Study Results for ROA

추정 결과, 처치 이전 리드 구간(-4, -3, -2년)의 계수는 대체로 0에 근접하며, -4년 시점에서 약한 음(-)의 효과가 나타나는 것을 제외하면 통계적으로 유의하지 않다. 이는 투자부동산 보유 여부에 따른 수익성의 사전 추세가 전반적으로 유사하다는 점을 시사하며, ROA에 대해서도 평행추세 가정이 크게 위배되지 않는 것으로 해석할 수 있다. 다만 가장 이른 시점(-4년)에서 ROA가 소폭 낮게 추정된 부분은, 장기적인 사전 수준 차이가 일부 존재했을 가능성을 보여주므로 해석 시 보조적인 참고자료로 고려할 필요가 있다.

처치 시점 및 이후의 동학을 보면, event time=0 이후 ROA 계수들은 전반적으로 0 주변에 위치하고, 대부분의 신뢰구간이 0을 포함하고 있어 통계적으로 유의한 변화는 관찰되지 않는다. 특히 0~3년 구간에서 계수의 부호와 크기가 크지 않고 유의성이 낮다는 점은, 투자부동산 보유가 단기적인 수익성 지표에 뚜렷한 개선 효과를 가져왔다고 보기는 어렵다는 것을 의미한다. 다만 event time=4에서 계수가 다소 양(+)의 값을 보이기는 하나, 이 또한 통계적으로 유의하지 않아 장기적인 ROA 개선 효과로 일반화하기에는 제한적이다.

종합하면, Tobin's Q 이벤트 스터디 결과가 기업 가치 측면에서 다소 긍정적인 방향성을 시사하는 반면, ROA 이벤트 스터디에서는 투자부동산 보유에 따른 수익성의 유의한 변화가 확인되지 않는다. 이는 투자부동산 보유가 시장에서의 평가(기업가치)에는 일정 부분 신호 효과를 가질 수 있으나, 회계상 수익성 지표의 단기·중기 수준을 뚜렷하게 개선하는 메커니즘은 상대적으로 약할 수 있음을 시사한다.

4.4 지역별 서브그룹 분석

4.4.1 수도권 VS 비수도권 Tobin's Q DID 분석

Table 5는 표본을 수도권(서울·경기·인천)과 비수도권으로 구분하여, 팬데믹 전후 투자부동산 보유

전략이 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시한다. 두 집단 모두 종속변수는 Tobin's Q이며, 기업 및 연도 고정효과를 포함하고 표준오차는 기업 수준으로 군집화하였다. 먼저 수도권 표본에서 투자부동산 비중(Investment property / Assets)의 계수는 -0.0047로 음(-)의 값을 가지며 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 수도권 기업의 경우 자산 대비 투자부동산 비중이 1%포인트 증가할 때

Table 5. Panel DID Results for Investment Property Ratio and Tobin's Q: Metropolitan vs. Non-Metropolitan Areas

Variable	model_q_Metropolitan Areas	model_q_Non-Metropolitan Areas
Dependent Var.:	TobinsQ_w	TobinsQ_w
Investment Property / Assets	-0.0047 (-0.0025)	-0.0077 (-0.0094)
Leverage Ratio	6.76E-05 (-7.70E-05)	-2.62E-05 (-8.73E-05)
ROA	-0.2197 (-0.1378)	-0.06 (-0.2923)
Office Vacancy	0.0193* (-0.0095)	0.0182 (-0.0158)
Retail Vacancy	0.0002 (-0.0241)	0.0083 (-0.0112)
Treat×Post	0.0493 (-0.0539)	-0.2222 (-0.1249)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
S.E.: Clustered	by: firm	by: firm
Observations	10,169	1,519
R ²	0.6563	0.7771

Note: The dependent variable is Tobin's Q, and each column reports panel DID results for the metropolitan and non-metropolitan subsamples. All models include firm (stock code) and year fixed effects, and standard errors are clustered at the firm level. *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Tobin's Q가 약 0.0047포인트 감소함을 의미하며, 수도권에서 투자부동산 비중이 높을수록 시장에서 평가되는 기업가치가 다소 낮게 형성되는 경향이 있음을 시사한다.

반면 비수도권 표본에서는 투자부동산 비중의 계수가 -0.0077로 음(-)이지만 통계적으로 유의하지 않다. 즉 비수도권 기업의 경우 투자부동산 비중과 Tobin's Q 간의 음(-)의 관계가 관측되기는 하나, 표본 크기와 변동성을 고려할 때 통계적으로 뚜렷한 효과로 보기 어렵다. 투자부동산 비중의 부정적 효과는 주로 수도권 기업에서 보다 뚜렷하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 정책효과를 나타내는 Treat×Post 계수는 수도권과 비수도권에서 방향이 상반된다. 수도권에서는 Treat×Post 계수가 0.0493으로 양(+)의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않으며, 이는 팬데믹 전후 기간 동안 투자부동산 보유 여부에 따른 수도권 기업들의 Tobin's Q 변화 차이가 유의하게 관측되지 않았음을 의미한다.

반면 비수도권에서는 Treat×Post 계수가 -0.2222로 비교적 큰 음(-)의 값을 보이고, 10% 수준에서 유의수준에 근접한 약한 통계적 유의성을 보인다(p값 약 0.08). 이는 비수도권 기업의 경우 팬데믹 이후 투자부동산을 보유한 기업의 Tobin's Q가 미보유 기업에 비해 상대적으로 더 크게 하락하는 경향이 나타났음을 시사하지만, 유의수준이 10%에 다소 못 미치는 점을 감안할 때 해석에 신중함이 필요하다. 요약하면, 투자부동산 비중과 기업가치의 음(-)의 관계는 주로 수도권 기업에서 통계적으로 유의하게 나타나는 반면, 팬데믹 이후 Treat×Post 계수의 지역별 차이는 방향성에서는 대비되지만 강한 통계적 유의성까지 확보되지는 않는다. 이는 투자부동산 보유 전략의 부정적 평가는 수도권에서 더 분명하지만, 팬데믹을 전후한 보유·미보유 기업 간 기업가치 변화의 구조적 차이는 지역별로 제한적인 수준에서만 관측된다는 점을 시사한다.

4.4.2 수도권 VS 비수도권 ROA DID 분석

Table 6은 동일한 모형을 사용하여 수도권과 비수도권에서 투자부동산 보유전략이 기업의 수익성에 미치는 영향을 분석한 결과를 제시한다. 종속변수는 ROA이며, 모든 모형에 기업 및 연도 고정효과를 포함하고 표준오차는 기업 수준으로 군집화하였다. 수도권 표본에서 투자부동산 비중(Investment property / Assets)의 계수는 -0.0009로 음(-)의 값을 가지며 10% 수준에서 통계적으로 유의한 경계에 위치한다(p값 0.063). 이는 수도권 기업에서 자산

Table 6. Panel DID Results for Investment Property Ratio and ROA: Metropolitan vs. Non-Metropolitan Areas

Variable	model_roa_Metropolitan Areas	model_roa_Non-Metropolitan Areas
Dependent Var.:	ROA	ROA
Investment Property / Assets	-0.0009 (-0.0005)	-0.0006 (-0.0009)
Leverage Ratio	-8.01E-05 (-4.44E-05)	-7.94e-5** (-2.76E-05)
Office Vacancy	-0.0018 (-0.0011)	-6.17E-05 (-0.0014)
Retail Vacancy	-0.0039 (-0.0026)	-0.0031 (-0.0019)
Treat×Post	0.0102 (-0.0059)	-0.021 (-0.0125)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
S.E.: Clustered	by: firm	by: firm
Observations	10,169	1,519
R ²	0.3730	0.4444

Note: The dependent variable is ROA, and each column reports panel DID results for the metropolitan and non-metropolitan subsamples. All models include firm (stock code) and year fixed effects, and standard errors are clustered at the firm level. *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

대비 투자부동산 비중이 1%포인트 증가할 때 ROA가 약 0.0009포인트 감소하는 것으로, 효과 크기는 작지만 수익성에 부정적인 방향의 영향을 시사한다.

비수도권 표본에서도 투자부동산 비중의 계수는 -0.0006으로 음(-)의 부호를 보이나 통계적으로 유의하지 않아, 비수도권에서는 투자부동산 비중과 ROA 간의 관계가 뚜렷하게 드러나지 않는다. 한편 부채비율의 계수는 비수도권에서 -0.000079로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 추정되어, 높은 레버리지가 비수도권 기업의 수익성에 부정적인 영향을 미친다는 점을 보여준다. Treat×Post 계수는 수도권에서 0.0102, 비수도권에서 -0.0210으로 추정되어 두 집단에서 부호가 상반되지만, 모두 10% 유의수준에서 약간 벗어나 통계적으로 유의하다고 보기는 어렵다(p값 각각 약 0.08, 0.095). 이는 팬데믹 전후 기간 동안 투자부동산 보유 여부에 따른 ROA의 변화 경로가 수도권·비수도권 어느 집단에서도 명확하게 분리되지 않았음을 의미한다.

다시 말해, 팬데믹 자체가 투자부동산 보유전략에 따른 수익성의 구조적 변화를 지역별로 뚜렷이 심화시켰다는 증거는 제한적이다. 전반적으로 투자부동산 비중과 수익성 간의 관계는 수도권과 비수도권 모두에서 음(-)의 방향성이 관측되지만, 효과 크기는 작고 통계적 유의성도 부분적으로만 확인된다. 이는 앞선 전체 표본 분석과 일관되게, 투자부동산 비중이 기업 수익성에 미치는 부정적 영향이 존재할 수 있으나, 팬데믹 전후 구조적 변화라는 관점에서

볼 때 그 영향이 지역별로 크게 확대되지는 않았음을 시사한다.

4.5 투자부동산 비중과 기업성과의 구조변화(Chow 검정)

Table 7은 투자부동산 비중과 기업성과 간 관계에 팬데믹을 전후한 구조적 변화가 존재하는지 검증하기 위해, 2015-2019년과 2020-2024년을 구분한 Chow 유형의 구조변화 검정 결과를 제시한다. 구체적으로, 투자부동산 비중과 팬데믹 이후 더미(Post_break)의 상호작용항을 포함한 고정효과 모형을 추정한 후, 상호작용항의 계수가 0이라는 귀무가설을 Wald 검정으로 검토하였다.

Table 8은 투자부동산 비중과 팬데믹 이후 더미(Post_break)의 상호작용항을 포함한 패널 고정효과 모형의 추정 결과를 제시한다. Tobin's Q를 종속 변수로 한 모형에서 투자부동산 비중의 기본 계수는 -0.0067로 음(-)의 값을 가지며 1% 수준에서 통계적으로 유의하다(p값 0.0063). 이는 팬데믹 이전에는 투자부동산 비중이 높을수록 기업가치가 유의하게 낮게 평가되는 경향이 있음을 의미한다. 반면 투자부동산 비중×Post_break 계수는 0.0030으로 양(+)의 값을 보이나, 이에 대한 Wald 검정의 통계량은 2.61, p값은 0.106으로 나타나 10% 유의수준을 약간 상회한다. 즉, 팬데믹 이후 투자부동산 비중이 Tobin's Q에 미치는 효과가 이전 기간과 통계적으로 유의하게 달라졌다는 증거는 발견되지 않는다. 투자

Table 7. Chow Test Results for Structural Breaks in the Relationship between Investment Property Ratio and Firm Performance

Outcome	Coef_IP_Post	Stat	P_value	DF1	DF2
TobinQ_w	0.0030	2.6114	0.1061	1	10481
ROA	-0.0001	0.2040	0.6514	1	10482

Note: Outcome denotes the dependent variable; Coef_IP_Post is the coefficient on the interaction between the investment property ratio and the post-pandemic dummy (Post_break); Stat is the Wald test statistic; P_value denotes the p-value. DF1 and DF2 indicate the numerator and denominator degrees of freedom, respectively.

Table 8. Panel Fixed-Effects Regression Results for Structural Changes in the Relationship between Investment Property Ratio and Firm Performance

Variable	model_q..	model_roa..
Dependent Var.:	TobinsQ_w	ROA
Investment Property / Assets	-0.0067** (-0.0025)	-0.0009 (-0.0005)
Leverage Ratio	4.54E-05 (-5.80E-05)	-8.02e-5* (-3.38E-05)
ROA	-0.2107 (-0.1325)	-
IP×Post (Break)	0.003 (-0.0019)	-0.0001 (-0.0003)
Firm FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
S.E.: Clustered	by: firm	by: firm
Observations	11,688	11,688
R ²	0.67105	0.37683

Note: Each column reports estimation results from panel fixed-effects models with Tobin's Q and ROA as dependent variables. All models include firm (stock code) and year fixed effects, and standard errors are clustered at the firm level. *, **, and *** indicate statistical significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

부동산 비중과 기업가치 간의 음(-)의 관계는 존재하지만, 2020년을 기점으로 한 구조적 단절이라기 보다는 보다 지속적인 수준 효과로 해석하는 것이 타당하다.

ROA를 종속변수로 한 모형에서도 유사한 결과가 나타난다. 투자부동산 비중의 기본 계수는 -0.00087로 음(-)의 값을 가지며 10% 수준에서 유의하게 추정되는 반면(p값 0.068), 투자부동산 비중×Post_break 계수는 -0.00013으로 크기가 매우 작고 통계적으로도 유의하지 않다. 해당 상호작용항에 대한 Wald 검정의 통계량은 0.20, p값은 0.651로, 팬데믹 이전과 이후에 투자부동산 비중이 ROA에 미치는 영향이 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 다시

말해 수익성 측면에서도 팬데믹을 전후한 구조적 변화는 관측되지 않는다.

종합하면, 투자부동산 비중이 기업가치와 수익성에 미치는 효과는 팬데믹 이전부터 일관되게 음(-)의 방향을 보여 왔으나, 2020년을 기점으로 그 영향력이 통계적으로 의미 있게 강화되거나 약화되었다고 보기는 어렵다. 이는 본 연구에서 관찰되는 투자부동산 비중의 부정적 평가는 특정 시점의 일시적 충격보다는, 팬데믹 전후를 관통하는 보다 구조적인 기업 특성으로 이해하는 것이 적절함을 시사한다.

5. 결론 및 종합적 시사점

5.1 연구결과 요약

본 연구는 팬데믹 전후 기간을 포함하는 한국 상장기업 패널 자료를 이용하여, 기업부동산(투자부동산) 보유가 기업가치와 수익성에 미치는 영향을 패널 DID, 이벤트 스터디, 구조변화(Chow) 검정을 통해 분석하였다. 기본 DID 분석 결과, 투자부동산 비중(Investment property / Assets)은 Tobin's Q와 ROA를 종속변수로 한 모든 모형에서 음(-)의 계수를 가지며, 각각 5% 및 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 구체적으로 투자부동산 비중이 1%포인트 증가할 때 Tobin's Q는 약 0.005포인트, ROA는 약 0.0009포인트 감소하는 것으로 나타났다. 이는 각각 해당 변수의 표준편차 대비 약 3%, 4% 수준에 해당하는 비교적 작은 경제적 효과 크기이다.

정책효과를 나타내는 Treat×Post 계수는 Tobin's Q와 ROA 모형 모두에서 크기가 작고 통계적으로 유의하지 않아, 팬데믹 전후 기간 동안 투자부동산을 보유한 기업과 그렇지 않은 기업 간 기업가치·수익성의 변화 경로가 명확히 분리되지는 않는 것으로 나타났다. 이벤트 스터디 분석에서도 유사한 결과가 관찰된다. Tobin's Q의 경우 처치 이전 리드 구간(-4,

-3, -2년)의 계수는 전반적으로 0에 근접해 평행추세 가정이 크게 훼손되지 않으며, 처치 시점 이후 계수는 전반적으로 양(+)의 방향이지만 신뢰구간이 넓어 통계적으로 뚜렷한 효과로 보기 어렵다. ROA에 대한 이벤트 스터디에서도 처치 이전 리드 구간의 계수는 대부분 0근방에 위치하고, 처치 이후 계수 또한 0 주변에 머무르며 신뢰구간이 넓어, 투자부동산 보유가 단기·중기 수익성 지표에 유의하게 개선했다고 보기는 어렵다.

지역별 이질성을 보기 위해 표본을 수도권과 비수도권으로 구분한 서브그룹 DID 분석 결과, 투자부동산 비중과 기업가치 간 음(-)의 관계는 주로 수도권 기업에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 수도권 표본에서 투자부동산 비중의 계수는 약 -0.0047로 10% 수준에서 유의한 반면, 비수도권에서는 계수가 -0.0077이지만 유의하지 않아, 투자부동산 비중의 부정적 평가는 수도권에서 더 분명하게 관측된다. ROA의 경우 수도권에서 투자부동산 비중 계수가 -0.0009로 10% 유의수준 주변의 약한 음(-)의 효과를 보이고, 비수도권에서는 -0.0006으로 비유의하게 나타나 수익성 측면에서도 효과 크기와 통계적 유의성이 전반적으로 제한적이다.

Treat×Post 계수의 지역별 패턴은 Tobin's Q와 ROA 모두에서 방향성은 대비되나 통계적으로는 미약하다. Tobin's Q의 경우 수도권에서는 Treat×Post가 0.0493으로 양(+)이지만 비유의이고, 비수도권에서는 -0.2222로 비교적 큰 음(-)의 값을 보이면서 10% 유의수준에 근접한 약한 유의성을 보인다. ROA에서는 수도권 Treat×Post가 0.0102, 비수도권이 -0.0210으로 추정되지만 양쪽 모두 10% 유의수준을 약간 상회하여, 팬데믹 전후 투자부동산 보유 여부에 따른 수익성 변화 경로의 지역별 차이는 통계적으로 명확하지 않다.

마지막으로, Chow 유형의 구조변화 검정 결과 투자부동산 비중이 기업성과에 미치는 효과는 팬데믹

이전부터 일관되게 음(-)의 방향을 보여 왔으나, 2020년을 기점으로 그 영향력이 통계적으로 유의하게 강화되거나 약화되었다고 보기는 어려운 것으로 나타났다. Tobin's Q 모형에서 투자부동산 비중×Post_break 계수에 대한 Wald 검정의 p값은 약 0.106, ROA 모형에서는 약 0.651로, 두 경우 모두 귀무가설(팬데믹 전후 효과 동일)을 기각하지 못했다. 이는 투자부동산 비중의 부정적 평가는 팬데믹이라는 일시적 충격보다는 보다 구조적인 기업 특성과 연관된 요인일 가능성이 크다는 점을 시사한다.

5.2 종합적 시사점

첫째, 기업 측면에서 투자부동산 비중 관리의 중요성이 확인된다. 투자부동산 비중이 높을수록 Tobin's Q와 ROA가 모두 유의하게 낮아지는 경향이 관측되었으며, 효과 크기는 크지 않지만 방향성은 일관적이다. 이는 투자부동산이 단기적으로 현금창출활동과 직접 연결되지 않거나, 시장에서 “비핵심 자산 축적”으로 인식될 경우 자본시장 평가와 수익성에 부담 요인으로 작용할 수 있음을 의미한다. 특히 수도권 기업에서 투자부동산 비중과 기업가치 간 음(-)의 관계가 보다 명확하게 나타났다는 점은, 핵심 상권·업무지구에 위치한 자산일수록 “보유 전략”이 아닌 “활용·재구성 전략”을 통해 기업 본업과의 시너지 높이는 방향으로 포트폴리오를 재점검할 필요가 있음을 시사한다.

둘째, 투자부동산 보유전략은 지역별 시장 여건에 따라 차별화된 관리가 요구된다. 수도권 기업의 경우 투자부동산 보유를 단순한 자산 축적 차원에서 보기보다, 유동화, 개발, 매각, 용도 전환 등 자산 재편 전략과 연계하여 보다 적극적으로 관리할 필요가 있다. 반면 비수도권 기업은 지역 수요 기반과 공실 위험의 변동성이 상대적으로 클 수 있으므로, 투자부동산 비중을 보다 보수적으로 관리하고 본업과의 연계성 및 현금흐름 안정성을 우선적으로 고려할 필요가 있다.

특히 비수도권에서 Treat×Post 계수가 기업가치와 수익성 모두에서 음(-)의 방향으로 추정되었다는 점을 감안하면, 지역 경기둔화와 공실 확대가 동반되는 환경에서 투자부동산을 과도하게 확대하는 전략은 장기적으로 성과에 부담이 될 수 있다.

셋째, 투자자 및 자본시장 참여자는 기업부동산 보유 정보를 기업가치 평가 시 보조적인 신호로 활용할 수 있다. 본 연구 결과에서 투자부동산 비중이 높을수록 Tobin's Q가 낮게 형성되는 경향이 있으며, 팬데믹 전후에도 이 관계가 구조적으로 크게 변하지 않았다는 점은, 시장 참가자들이 투자부동산을 단기적인 특수 요인보다는 기업의 장기적 전략·지배구조·위험신호를 반영하는 구조적 특성으로 해석하고 있음을 시사한다. 따라서 기업 분석 시 투자부동산의 위치·용도·공실률·임대전략 등을 함께 검토하여, 단순한 “자산 규모 확대”인지, 아니면 “사업 모델과 연계된 전략적 활용”인지 구분하는 것이 중요하다.

넷째, 정책 측면에서는 지역별 상업용 부동산 시장과 기업 재무건전성 간의 연계를 고려한 구조적 접근이 요구된다. 수도권과 비수도권 모두에서 오피스·상가 공실률 변수는 기업가치·수익성에 대한 직접적 효과는 제한적이지만, 공실률 자체가 지역 상권의 기초 여건을 반영한다는 점에서, 공실률이 높은 지역에서 투자부동산 비중을 크게 확대하는 전략은 장기적으로 기업성과에 부담이 될 가능성이 있다. 아울러 기업부동산 보유 수준이 팬데믹 전후 지역별로 다르게 평가될 수 있다는 점을 감안하여, 정책 담당자는 기업가치 평가 기준이나 세제·지원정책 설계 시 수도권과 비수도권의 시장 구조 차이를 보다 세밀하게 반영할 필요가 있다. 예를 들어, 유희 부동산의 매각·공유·재개발을 촉진하는 세제·금융 인센티브, 공실이 높은 상업지역의 복합용도 개발 지원, 공공·민간이 함께 참여하는 도심 재생 프로젝트 등은 기업부동산의 비효율적 축적을 완화하고 기업 성과를 개선하는 데 기여할 수 있을 것이다.

5.3 향후 연구과제

본 연구의 결과는 팬데믹 전후 한국 상장기업을 대상으로 한 분석에 기반하고 있으며, 이를 토대로 몇 가지 방향에서 자료와 분석 범위를 확장하는 작업을 진행 중이다.

첫째, 상장기업 표본을 비상장·중소기업까지 확장하여 기업 규모와 재무제약 수준에 따른 차이를 살펴보는 후속 분석을 진행하고 있다. 둘째, 제조·유통·서비스 등 주요 산업군과 수도권·비수도권 내 세부 권역을 구분하여, 투자부동산 비중이 공실률·임대료 변수와 어떻게 결합되는지 비교하는 작업을 병행하고 있다. 셋째, 투자부동산의 위치·용도·공실 여부 등 개별 자산 수준 정보를 추가로 구축하여, 핵심 자산과 비핵심 자산을 구분한 분석으로 확장함으로써 자산 구성의 질적 차이가 기업성과와 어떤 관련을 가지는지 검토하고 있다. 이러한 본 연구의 시도가 마중물이 되어 향후 다양한 후속 연구의 토대가 될 수 있기를 기대한다.

참고문헌

1. 노광진(2017), “기업의 부동산이 기업가치에 미치는 영향에 관한 실증적 연구”, 석사학위논문, 동아대학교.
2. 박정아·김종진(2023), “동적패널모형을 활용한 코로나19 팬데믹 기간 아파트가격 결정요인 연구: 서울특별시 3000세대 이상 대규모 아파트 단지를 중심으로”, 『LHI Journal』, 14(1): 33~46.
3. 이상재(2024), “기업부동산이 기업가치와 경영성과에 미치는 영향에 관한 연구”, 박사학위논문, 동의대학교.
4. 이장우(2020), “기업의 부동산 보유가 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구”, 박사학위논문, 전주대학교.
5. 차상권·김미옥·이현경(2020), “기업의 투자 비효율성은 투자부동산의 비중을 높이는가?”, 『LHI Journal』, 11(1): 49~57.
6. Balemi, N., R. Füss and A. Weigand (2021), “COVID-19's Impact on Real Estate Markets: Review and Outlook”, *Financial Markets and Portfolio Manage-*

- ment, 35(4): 495~513.
7. Brounen, D. and P. Eichholtz (2005), "Corporate Real Estate and Stock Performance", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 30(4): 279~296.
 8. Callaway, B. and P. H. C. Sant'Anna (2021), "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200~230.
 9. Goodman-Bacon, A. (2021), "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 225(2): 254~277.
 10. Manning, C. and S. E. Roulac (2001), "Corporate Real Estate Research: A Strategic Overview", *Journal of Real Estate Research*, 22(1/2): 91~114.
 11. Milcheva, S. (2022), "Volatility and the Cross-Section of Real Estate Equity Returns during COVID-19", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 65(2): 293~320.
 12. Sun, L. and S. Abraham (2021), "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies With Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2): 175~199.
 13. 금융감독원, "전자공시시스템(DART)", 2026.2.1 읽음. <https://dart.fss.or.kr>.
 14. 한국거래소, "KRX 정보데이터시스템", 2026.2.1 읽음. <https://data.krx.co.kr>.
 15. 한국부동산원, "상업용 부동산 임대동향조사 통계", 2026.3.4 읽음. <https://www.reb.or.kr/r-one/main.do>.

요 약

본 연구의 목적은 코로나19 팬데믹 전후 기간을 포괄하는 한국 상장기업 자료를 활용하여, 기업부동산(투자부동산) 보유가 기업가치와 수익성에 미치는 영향을 실증적으로 규명하는 데 있다. 기존 연구가 상업용 부동산 가격·수익률이나 거시지표 변동에 주로 초점을 맞추어, 개별 기업 수준에서 투자부동산 비중과 기업성과 간 동태적 관계를 체계적으로 분석한 사례가 제한적이었다는 점을 보완하고자 한다. 분석 자료는 2015~2024년 유가증권시장·코스닥시장에 상장된 비금융 기업을 대상으로 구축한 패널 데이터이며, 기업 재무제표와 시장자료를 결합하여 투자부동산 비중, Tobin's Q, ROA, 부채비율, 지역별 오피스·상가 공실률 등의 변수를 산출하였다. 실증 방법으로는 기업 및 연도 고정효과를 포함한 패널 차분-차분(DID) 모형을 기본으로 활용하고, 코로나19 팬데믹을 처리 시점으로 설정한 이벤트 스터디 모형을 통해 평행추세 가정과 동태적 효과를 함께 검증하였다. 아울러 수도권·비수도권 서브그룹 분석과 2015~2019년과 2020~2024년을 구분한 Chow 유형의 구조변화 검정을 실시하여 팬데믹 전후 투자부동산 효과의 구조적 변화 여부를 평가하였다. 분석 결과, 투자부동산 비중은 Tobin's Q와 ROA 모두에서 유의한 음(-)의 관계를 보이지만 효과 크기는 각 지표의 표준편차 대비 3~4% 수준으로 경제적 규모는 제한적이다. Treat×Post 계수와 이벤트 스터디의 처치 이후 계수는 대부분 비유의적으로 나타나, 팬데믹 전후 투자부동산 보유 여부에 따른 성과 격차가 추가적으로 확대되었다고 보기는 어렵다. 수도권에서는 투자부동산 비중과 기업가치 간 부정적 관계가 분명하지만 비수도권에서는 효과가 약하게 나타났으며, 구조변화 검정 역시 팬데믹을 전후한 관계의 통계적으로 유의한 변화는 보여주지 못해, 투자부동산에 대한 시장의 부정적 평가는 팬데믹 특수 요인이라기보다 구조적 기업 특성으로 해석하는 것이 타당함을 시사한다.

주제어: 기업부동산, 기업가치, 코로나19 팬데믹, 패널 DID, 구조변화(Chow) 검정

리모델링 건축물의 모달 계측 기반 강성행렬 베이스라인 설정 및 갱신 기법

Modal-Measurement-Based Baseline Stiffness Matrix Identification and Updating Method for Remodeling Building Structures

김세희* · 안재형** · 송준혁*** · 은희창****

Sehee Kim* · Jaehyoung An** · Junhyeok Song*** · Heechang Eun****

Abstract

This study presents a practical approach to estimating and updating the global stiffness matrix of existing and remodeling wall-type apartment buildings using limited modal measurements. In real applications, only a few accelerometers and a small number of low-order modes are available, so direct identification of all stiffness entries is ill-posed. To mitigate this, the building height is parameterized by a small number of zone-wise stiffness factors, and full-DOF mode shapes are reconstructed via SEREP-based expansion that combines analytical modes of an initial finite element model with measured modes at sensor locations. The zone parameters are then identified through a regularized least-squares formulation of the modal constraint equations, and a two-stage framework is adopted: Stage 1 detects the damaged zone, and Stage 2 subdivides this zone to localize the damaged story. Numerical results for a 15-story shear-type model confirm that a 30% stiffness reduction at the 8th floor can be accurately detected while maintaining small errors in the updated stiffness matrix and natural frequencies. The proposed method is suitable for establishing stiffness baselines before remodeling, tracking stiffness changes during wall demolition and construction, and supporting post-construction structural reanalysis.

Keywords: Remodeling Apartment Building, Stiffness Matrix Updating, Mode Expansion, SEREP, Zone-Wise Parameterization, Damage Detection

1. 서 론

기존 건축물의 리모델링·보수·보강 공정에서 구조 안전성을 합리적으로 평가하기 위해서는, 실제 구조계의 강성 특성을 정량적으로 파악하는 것이 필

수적이다. 그러나 완공 후 장기간이 경과한 건축물의 경우, 해석모델로부터 얻은 강성행렬이 실제 구조계와 상이한 경우가 많고, 리모델링 시공 중에는 벽체나 기둥의 철거·신설에 따라 구조성능이 시간에 따라 변한다. 따라서 센서 계측 데이터를 이용하

*강원대학교 건축공학과 박사과정(주저자: leekimsahi@kangwon.ac.kr)

**강원대학교 건축공학과 박사과정

***강원대학교 건축공학과 공학박사

****강원대학교 건축공학과 정교수(교신저자: heechang@kangwon.ac.kr)

여 해석모델의 파라미터 행렬을 갱신하고, 후속 설계·재해석에 활용 가능한 강성행렬 정보를 지속적으로 갱신하는 모델기반(model-based) 식별 기법이 필요하다.

정적 모델기반 기법은 실험실 환경이나 하중 조건이 명확한 구조물에서는 효과적이거나, 실제 건축물에서는 외력의 크기·위치를 정확히 알기 어렵고, 하중 위치나 1차 모드형상에 대한 민감도가 커서 부적절한 하중 조건에서는 갱신된 강성행렬의 오차가 커질 수 있는 한계가 있다. 반면 실제 건축물은 상시 환경 진동 하에서 운영되므로, 외력을 정확히 알지 못하더라도 운영 중 모달해석(Operational Modal Analysis)을 통해 소수의 센서만으로도 고유진동수와 부분 모드형상을 예측할 수 있으며, 이를 기반으로 하는 모달 기반 모델 갱신 및 손상 탐지에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다.

Mottershead and Friswell(1993), Friswell and Mottershead(1995)는 구조 동역학 분야에서 유한 요소 모델 갱신기법을 체계적으로 정리하고, 민감도법·잔차법·최적화 기반 기법을 통해 계측 모드와 고유진동수를 이용하여 강성·질량행렬을 보정하는 방법을 제시하였다. O'Callahan et al.(1989)의 SEREP(System Equivalent Reduction Expansion Process)은 일부 자유도에서 계측된 모드형상을 기준 모델 모드와 결합하여 전 자유도의 모드형상으로 확장하는 대표적인 기법으로, 이후 Ramirez and Stolfi(2004), Maia and Silva(1997), Silva and Maia(1999)에 의해 데이터 기반·모델 기반 모드 확장이론으로 발전하였다. Alkayem et al.(2017)은 유한 요소 모델 갱신을 이용한 손상 탐지 기법을 고찰하고 목표 함수 설정과 정규화·최적화 기법에 따라 손상 추정 성능이 크게 달라짐을 정리하였다.

계측 모드 데이터가 일부 자유도에만 제공되고 노이즈를 포함하는 경우에도, 적절한 정규화와 잔차 기반 최적화를 통해 손상 위치 및 크기를 추정할 수

있다는 연구들이 보고되었다. Law(1998)은 불완전·잡음 포함 모드 데이터로부터 부재 수준 손상을 추정하는 방법을 제안하였다. Zimmerman and Kaouk(1992)은 부분 스펙트럼 할당 및 하부공간(subspace) 회전 알고리즘을 이용하여, 제한된 모달정보에 기반한 구조 손상 검출 가능성을 제시하였다.

파라미터행렬 갱신 연구에서는, 계측된 모달 데이터나 주파수응답함수(Frequency Response Function, FRF), 잔류력(residual force)를 이용하여 강성 및 질량행렬을 직접 파라미터로 식별하는 기법이 제안되었다. Lee and Eun(2009)은 측정 모달 데이터에 일관된 강성·질량행렬을 동시에 갱신하는 방법을, Kim and Eun(2013)은 FRF 변화량에 기반한 파라미터행렬 식별 기법을 제시하였다. 또한 Eun et al.(2013)은 잔류력을 이용한 파라미터행렬 식별, 송준혁·은희창(2023)은 정적 해석모델 기반 데이터 확장과 파라미터행렬 갱신을 결합한 기법을 통해, 제한된 계측 위치의 데이터로부터 전역 자유도 수준의 강성행렬을 안정적으로 추정할 수 있음을 보였다. 이들 기본 기법을 기반으로 최근에는 구조물의 모니터링 시스템을 적용한 기술들이 개발되고 있다(김영진 외, 2011; 유찬호·백승철, 2020).

이 연구의 목적은 리모델링 대상 건축물의 강성행렬을 시간에 따라 변화하는 구조정보로서 신뢰성 있게 추정·갱신할 수 있는 모달 기반 기법을 제안하는 데 있다. 이를 통해 리모델링 전 기존 건축물의 강성 베이스라인을 설정하고, 공사 중 강성 변화 모니터링과 준공 후 구조 재해석 및 구조건전성 모니터링에 활용 가능한 정량적 평가 기반을 마련하고자 한다.

이를 위해 본 연구에서는 구조를 소수의 층·높이 구간으로 집약한 구간 강성 기반 파라미터를 도입하고, 제한된 계측 자유도에서 얻어진 부분 모드형상을 SEREP 및 의사역행렬 기반 구속 최소자승법(PINV)을 이용하여 전 자유도 모드형상으로 확장하

였다. 또한 1단계에서는 전역적으로 손상이 의심되는 구간을 식별하고, 2단계에서는 해당 구간을 세분하여 국부 손상 위치와 강성 변화를 추정하는 2단계 손상탐지·강성행렬 갱신 절차를 구성하였다. 이러한 절차를 통해 제한된 모달 계측 정보만으로도 리모델링 건축물의 강성행렬을 단계적으로 갱신할 수 있고 장기 구조물의 건전도 모니터링(structural health monitoring) 기법으로 적용 가능성을 검토하였다.

2. 계측 모드형상 데이터의 확장

2.1 선형 동적 시스템과 고유치 문제

자유도 수가 n 인 선형 탄성 구조계의 자유진동 방정식은 다음과 같다.

$$\ddot{\mathbf{M}}\mathbf{u}(t) + \mathbf{K}\mathbf{u}(t) = \mathbf{0} \quad (1)$$

여기서 $\mathbf{M} \in \mathbf{R}^{n \times n}$ 은 질량행렬, $\mathbf{K} \in \mathbf{R}^{n \times n}$ 은 강성행렬, $\mathbf{u}(t) \in \mathbf{R}^n$ 은 변위 벡터이다. 조화응답을 가정하여 변위벡터 $\mathbf{u}(t) = \boldsymbol{\phi}_j \sin(\omega t)$ 를 식 (1) 대입하면 다음과 같은 고유치 수식을 얻는다.

$$\mathbf{K}\boldsymbol{\phi}_j = \omega_j^2 \mathbf{M}\boldsymbol{\phi}_j, j = 1, 2, \dots, r \quad (2)$$

여기서 $r < n$ 은 계측에 활용되는 모드의 수를 나타낸다. 식 (2)에 모드행렬 $\boldsymbol{\Phi} = [\boldsymbol{\phi}_1, \dots, \boldsymbol{\phi}_r]$ 및 고유진동수 대각행렬 $\boldsymbol{\Lambda} = \text{diag}(\omega_1^2, \dots, \omega_r^2)$ 를 사용하여 다음의 수식을 얻는다.

$$\mathbf{K}\boldsymbol{\Phi} = \mathbf{M}\boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\Lambda} \quad (3)$$

모드행렬 $\boldsymbol{\Phi}$ 를 질량 직교화(mass-normalization)하면 다음이 유도된다.

$$\boldsymbol{\Phi}^T \mathbf{M} \boldsymbol{\Phi} = \mathbf{I}_r, \quad \boldsymbol{\Phi}^T \mathbf{K} \boldsymbol{\Phi} = \boldsymbol{\Lambda} \quad (4)$$

실제 구조계에서 계측되는 고유진동수 및 모드형상을 각각 $\omega_j^{(\text{exp})}$, $\boldsymbol{\phi}_j^{(\text{exp})}$ 라고 할 때, 이론적으로 경우 계측 모드행렬 $\boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}}$ 는 다음을 만족한다.

$$\boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}}^T \mathbf{M} \boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}} = \mathbf{I}, \quad \boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}}^T \mathbf{K} \boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}} = \boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}} \quad (5)$$

여기서 $\boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}} = \text{diag}((\omega_1^{(\text{exp})})^2, \dots)$ 이다.

그러나 실제로 구조계물의 전 자유도에 해당하는 모드행렬 $\boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}}$ 를 모두 계측할 수 없으므로 일부 자유도에서만 모드형상을 계측할 수 있다. 계측된 모드형상을 전 자유도로 확장하거나 동적인 시스템을 센서의 수와 동일하게 축소하여 해석을 실시한다. 데이터를 확장하고자 센서 위치를 정의하는 Boolean 행렬 $\mathbf{C} \in \mathbf{R}^{m \times n}$ 을 사용하면, 계측 가능한 자유도에서의 모드행렬은 다음이 된다.

$$\boldsymbol{\Phi}_{\text{exp},m} = \mathbf{C}\boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}} \in \mathbf{R}^{m \times r} \quad (6)$$

여기서 $m (m < n)$ 은 센서 개수를 나타낸다. 이 연구에서는 SEREP 또는 PINV을 각각 적용하여 식 (6)의 관계인 부분 모드 $\boldsymbol{\Phi}_{\text{exp},m}$ 를 전 자유도 모드 $\boldsymbol{\Phi}_{\text{exp}}$ 로 확장한다.

2.2 SEREP 확장 기법

SEREP 확장 기법은 초기 해석모드의 부분공간에서 계측 모드형상을 선형결합으로 재구성하여 전 자유도 모드형상을 추정하는 방법이다. 이론적으로 얻은 초기 모델의 강성 및 질량행렬 $\mathbf{K}_0$, $\mathbf{M}_0$ 로부터 산정된 모드행렬 $\boldsymbol{\Phi}_0$ 와, 실제 구조물 일부 자유도에서 계측된 모드형상을 결합하여 모드 확장 기법을 사용하였다.

초기 모델의 모드해석에 의한 고유치 문제는 다음과 같다.

$$\mathbf{K}_0 \boldsymbol{\Phi}_0 = \mathbf{M}_0 \boldsymbol{\Phi}_0 \boldsymbol{\Lambda}_0 \quad (7)$$

여기서 $\boldsymbol{\Phi}_0 = [\boldsymbol{\phi}_1^{(0)}, \dots, \boldsymbol{\phi}_r^{(0)}]$ 는 선택된 r 개의 해석 모드벡터로 구성된 모드행렬이며, $\boldsymbol{\Lambda}_0$ 는 이 모델의 고유치 대각행렬이다.

전체 자유도 집합을 계측된 자유도 집합과 계측되지 않은 자유도 집합으로 구분하면, 모드행렬 $\boldsymbol{\Phi}_0$ 는 다음의 블록 형태가 된다.

$$\boldsymbol{\Phi}_0 = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\Phi}_{m0} \\ \boldsymbol{\Phi}_{u0} \end{bmatrix} \quad (8)$$

여기서 $\boldsymbol{\Phi}_{m0}$ 과 $\boldsymbol{\Phi}_{u0}$ 는 각각 계측과 비계측 자유도에 대응하는 부분 모드행렬이다.

실제 구조물에서 특정 모드에 대한 계측은 계측 자유도에서만 얻어지므로, i ($i = 1, 2, \dots, r$) 번째 모드에 대한 계측 모드벡터를 $\boldsymbol{\phi}_{m,i}^{(meas)}$ 로 정의하면, 이는 전체 모드벡터 $\hat{\boldsymbol{\Phi}}_i$ 의 부분집합이 된다. 확장된 전체 모드벡터 $\hat{\boldsymbol{\Phi}}_i$ 를 초기 모드의 선형결합으로 다음과 같이 표현한다.

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_i \approx \boldsymbol{\Phi}_0 \mathbf{a}_i \quad (9)$$

여기서 $\mathbf{a}_i$ 는 i 번째 모드에 대한 결합계수 벡터이다. 이때 계측 자유도에서의 모드형상은 다음으로 표현된다.

$$\boldsymbol{\phi}_{m,i}^{(meas)} \approx \mathbf{C} \hat{\boldsymbol{\Phi}}_i = \mathbf{C} \boldsymbol{\Phi}_0 \mathbf{a}_i = \boldsymbol{\Phi}_{m0} \mathbf{a}_i \quad (10)$$

여기서 결합계수 $\mathbf{a}_i$ 는 다음의 선형 최소자승 문제를

통해 추정할 수 있다.

일반화된 역행렬을 사용하여 식 (10)을 풀면 다음의 결합계수를 얻게 된다.

$$\mathbf{a}_i = \boldsymbol{\Phi}_{m0}^+ \boldsymbol{\phi}_{m,i}^{(meas)} \quad (11)$$

여기서 $(\cdot)^+$ 는 의사역행렬을 의미한다. 따라서 확장된 전체 자유도 모드벡터는 다음으로 쓸 수 있다.

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_i = \boldsymbol{\Phi}_0 \mathbf{a}_i = \boldsymbol{\Phi}_0 \boldsymbol{\Phi}_{m0}^+ \boldsymbol{\phi}_{m,i}^{(meas)} \quad (12)$$

이를 여러 모드에 의한 계측 모드행렬 $\mathbf{Y}_{meas} = [\boldsymbol{\phi}_{m,1}^{(meas)}, \dots, \boldsymbol{\phi}_{m,r}^{(meas)}]$ 로 표현된다.

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{full} = \boldsymbol{\Phi}_0 \boldsymbol{\Phi}_{m0}^+ \mathbf{Y}_{meas} \quad (13)$$

여기서 $\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{full}$ 은 작은 각 모드에 대해 전 자유도로 추정된 모드형상행렬을 나타낸다.

2.3 PINV 확장 기법

PINV 확장 기법은 계측 자유도에서의 모드값을 만족시키면서 초기 해석모드로부터의 수정량을 최소화하는 최소자승 문제로 정식화된다. i 번째 모드에 대해, 초기 해석모드를 $\boldsymbol{\phi}_{0,i} \in R^n$, 계측 모드값을 $\boldsymbol{\phi}_{m,i}^{(meas)} \in R^m$ 라 하여 다음과 같은 목적함수를 최적화한다.

$$\min_{\hat{\boldsymbol{\Phi}}_i} \|\hat{\boldsymbol{\Phi}}_i - \boldsymbol{\phi}_{0,i}\|_2^2 \quad (14)$$

PINV를 기반한 모드 확장은 다음으로 유도된다.

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_i = \boldsymbol{\phi}_{0,i} + \mathbf{C}^+ (\boldsymbol{\phi}_{m,i}^{(meas)} - \mathbf{C} \boldsymbol{\phi}_{0,i}) \quad (15)$$

각 모드에 대해 센서 자유도에서의 크기와 위상을 맞추기 위한 정규화를 수행한다.

2.4 SEREP와 PINV 기법의 비교

SEREP는 초기 해석모드의 부분공간을 활용하여 전체 형상 재현에 유리하고, PINV는 센서 제약을 직접 반영하여 계측 자유도 일치에 유리하다. 본 연구에서는 식 (13)과 식 (15)로 확장된 전 자유도 모드 형상행렬을 이용하여 이후 강성행렬 갱신 성능을 비교하였다.

(수치실험 1: 모드 확장 성능 비교)

이 수치예제에서는 SEREP와 PINV 기법을 사용하여 수 개소에서 측정된 모드형상을 전 자유도로 확장한 결과를 비교한다. 구조물은 각 층의 수평변위 u_i ($i = 1, 2, \dots, 15$)의 자유도를 갖는 지상 15층 규모의 철근콘크리트 건축물로 1차원 전단형(1D shear-type) 다자유도 시스템으로 등가 이상화하였다(Fig. 1). 본 모델은 층별 수평 자유도 중심의 전역 거동으로 단순화하였으므로 3차원 거동, 부재별·층별 비균질 강성, 평면 및 입면의 비정형성, 비틀림 연성 효과 등은 직접적으로 반영하지 못하였다. 건물은 집중질

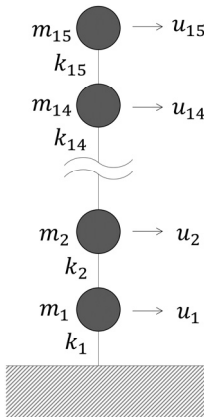


Fig. 1. A Dynamic Model of a 15 Story Building Structure

량(lumped mass)으로 약 4.0×10^5 kg, 모든 층에 동일한 강성 1.0×10^8 N/m의 정형 구조물을 가정하였다.

건물의 손상 탐지와 손상된 건축물의 강성행렬을 갱신하고자 다음의 시나리오로 수치실험을 실시하였다. 건물의 8층에 층간 강성이 기준값의 70% 수준으로 감소한 것으로 가정하였으며, 센서는 3층, 7층, 11층, 15층에 해당하는 네 개 층에 가속도계 부착하여, 수평 응답만을 계측하도록 하고 있다. 이 네 위치는 저층·중층·상층 및 최상층을 임의로 대표하는 층으로 선택되어, 소수의 센서로 전체 구조 거동을 대표할 수 있도록 배치된 것이다. 실제 계측에서는 각 센서 위치에서 1~3차 저차 모드의 모드형상 및 고유진동수를 추출하고, 여기에 약 2% 수준의 모드형상 노이즈와 0.5% 수준의 주파수 노이즈가 포함되어 있다고 가정하여 실제 현장에서의 계측 오차와 환경 영향을 모사하였다. 전 자유도와 센서위치에서의 실제 값에 의한 다음의 Frobenius 노름 기반 상대오차(relative error)를 사용하였다.

$$e_{full,i} = \frac{\|\phi_{est,i} - \phi_{true,i}\|_2}{\|\phi_{true,i}\|_2} \times 100(\%),$$

$$e_{sens,i} = \frac{\|C\phi_{est,i} - C\phi_{true,i}\|_2}{\|C\phi_{true,i}\|_2} \times 100(\%),$$

여기서, $e_{full,i}$ 와 $e_{sens,i}$ 는 각각 i 번째 모드에 해당하는 전 자유도와 센서위치에서 추정된 값과 실제 값과의 오차를 나타낸다. 첨자 est 와 $true$ 는 추정치와 실제 값을 의미한다. 또한 다음의 MAC(Modal Assurance Criterion)을 사용하여 일치도를 평가하였으며, Table 1에 수치실험결과를 요약하였다.

$$MAC = \frac{|\phi_{est,i}^T M \phi_{true,i}|_2}{(\phi_{est,i}^T M \phi_{true,i})(\phi_{true,i}^T M \phi_{est,i})}$$

Table 1. Comparison of Modal Expansion Performance

Mode	SEREP (%)			PINV (%)		
	Full	Sens.	MAC	Full	Sens.	MAC
1st	8.15	7.19	99.4	1.27	0.60	99.9
2nd	5.93	4.69	99.6	3.22	1.18	99.0
3rd	9.76	8.49	99.0	6.01	2.51	99.6

이 표에서 Full은 전 자유도를, Sens은 센서 자유도를 의미한다. MAC는 $0 \leq \text{MAC} \leq 1$ 의 범위에 있으며, 1에 가까울수록 두 모드형상이 거의 동일하고, 0에 가까울수록 완전히 다른 형상에 가깝게 된다. 이 표에 의하면 PINV가 SEREP보다 전반적으로 작은 오차와 높은 MAC 값을 나타내었다. 특히 1~3차 모드 모두에서 PINV의 전 자유도 및 센서 자유도 오차가 더 작게 평가되어, 기준모델이 적절한 경우에는 모드 재현 정확도가 우수함을 확인할 수 있다. 다만 실제 적용에서는 계측 노이즈와 모델 불확실성에 대한 민감도를 함께 고려할 필요가 있다.

3. 강성행렬 갱신

3.1 질량 정규화된 강성행렬

질량행렬의 대칭 제곱근 $\mathbf{M}^{1/2}$ 과 그 역 $\mathbf{M}^{-1/2}$ 를 이용하여, 질량이 단위행렬이 되는 공간에서의 강성행렬을 다음으로 정의하였다.

$$\hat{\mathbf{K}} = \mathbf{M}^{-1/2} \mathbf{K} \mathbf{M}^{-1/2} \quad (16)$$

또한 $\mathbf{U} = \mathbf{M}^{1/2} \boldsymbol{\Phi}$ 라 하면 식 (4)의 질량 직교화 조건과 모드강성 조건은 다음으로 표현된다.

$$\mathbf{U}^T \mathbf{U} = \mathbf{I}_r, \quad \mathbf{U}^T \hat{\mathbf{K}} \mathbf{U} = \boldsymbol{\Lambda} \quad (17)$$

즉, $\hat{\mathbf{K}}$ 는 질량이 단위행렬인 좌표계에서의 강성행

렬이고, 그 모드공간 블록은 $\boldsymbol{\Lambda}$ 와 일치해야 한다.

동일하게 해석모델 강성행렬 $\mathbf{K}_a$ 도 다음으로 쓸 수 있다.

$$\hat{\mathbf{K}}_a = \mathbf{M}^{-1/2} \mathbf{K}_a \mathbf{M}^{-1/2} \quad (18)$$

3.2 최소 교정량 기반 갱신 문제의 정식화

질량 직교화된 모드행렬 $\mathbf{U}$ 와 계측 고유진동수 $\boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}}$ 가 주어졌다고 할 때, 질량 정규화 공간에서의 강성행렬 갱신 문제는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \min_{\hat{\mathbf{K}}} \quad & \|\hat{\mathbf{K}} - \hat{\mathbf{K}}_a\|_F^2 \quad \text{subject to} \\ & \hat{\mathbf{K}} = \hat{\mathbf{K}}^T, \quad \mathbf{U}^T \hat{\mathbf{K}} \mathbf{U} = \boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}} \end{aligned} \quad (19)$$

해석모델 $\hat{\mathbf{K}}_a$ 로부터 Frobenius 노름에서 가장 근사한 대칭행렬 $\hat{\mathbf{K}}$ 중에서, 모드공간 블록이 계측 모달 강성 $\boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}}$ 와 일치하도록 한다.

강성행렬의 교정량을 모드공간에만 투영한다고 가정하여,

$$\hat{\mathbf{K}} = \hat{\mathbf{K}}_a + \mathbf{U} \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{U}^T \quad (20)$$

여기서 $\boldsymbol{\Lambda} \in R^{r \times r}$ 는 대칭 행렬로, 모드공간에서의 보정 블록이다. 제약식 $\mathbf{U}^T \hat{\mathbf{K}} \mathbf{U} = \boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}}$ 을 식 (20)에 대입하면 다음을 얻는다.

$$\mathbf{U}^T \hat{\mathbf{K}} \mathbf{U} = \mathbf{U}^T \hat{\mathbf{K}}_a \mathbf{U} + \boldsymbol{\Lambda} = \boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}} \quad (21)$$

식 (21)로부터

$$\boldsymbol{\Lambda} = \boldsymbol{\Lambda}_{\text{exp}} - \mathbf{U}^T \hat{\mathbf{K}}_a \mathbf{U} \quad (22)$$

식 (22)를 식 (20)에 대입하면 갱신된 강성행렬은

다음과 같이 된다.

$$\hat{\mathbf{K}}_{upd} = \hat{\mathbf{K}}_a + \mathbf{U}(\mathbf{A}_{exp} - \mathbf{U}^T \hat{\mathbf{K}}_a \mathbf{U}) \mathbf{U}^T \quad (23)$$

이를 원래 좌표계로 환원하면, 다음과 같은 갱신된 강성행렬을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} \mathbf{K}_{upd} &= \mathbf{M}^{1/2} \hat{\mathbf{K}}_{upd} \mathbf{M}^{1/2} \\ &= \mathbf{K}_a + \mathbf{M} \Phi (\mathbf{A}_{exp} - \Phi^T \mathbf{K}_a \Phi) \Phi^T \mathbf{M} \end{aligned} \quad (24)$$

(수치실험 2: 전역 강성행렬 갱신 성능 비교)

Table 2는 (수치실험 1)과 동일한 구조물에서 SEREP와 PINV를 사용하여 확장된 모드형상행렬을 식 (24)에 사용하여 갱신된 강성행렬을 실제 강성행렬과 비교한 결과이다. 이 표에 따르면, 8층 강성이 3% 저하된 경우에는 SEREP와 PINV 모두 매우 작은 전역 강성행렬 오차를 보여 두 기법 모두 정확한 갱신이 가능하였다. 반면 30% 손상에서는 두 기법 모두 오차가 증가하였으나, 전역 강성행렬 오차는 약 6~7% 수준으로 유지되었다. 따라서 전역 강성행렬 수준의 갱신에서는 두 기법 모두 일정 수준 이상의 성능을 보였으며, 세부적인 모달 재현 특성에서는 차이가 나타났다.

Table 2. Comparison of Circular Natural Frequencies According to the First Three Modes

Mode	3% Damage/30% Damage		
	True (rad./sec.)	SEREP (rad./sec.)	PINV (rad./sec.)
1st	1.6000/ 1.5788	1.0661/ 1.1129	1.5756/ 1.5633
2nd	4.7845/ 4.7330	4.6574/ 4.6335	4.7831/ 4.7069
3rd	7.9165/ 7.7927	7.9114/ 7.7844	7.9130/ 7.7618

3.3 요소 강성의 파라미터화와 목적함수 정식화

각 요소의 기준(reference) 강성행렬을 $\mathbf{K}_{e0}$ 라 하면, 해당 요소의 상대 강성계수 θ_e 를 곱하는 형태로 요소 강성을 다음과 같이 표현된다.

$$\mathbf{K}_e(\theta_e) = \theta_e \mathbf{K}_{e0} \quad (25)$$

여기서, $\theta_e = 1$ 이면 기준, 강성변화가 없음

$\theta_e < 1$ 이면 강성 감소(손상)

$\theta_e > 1$ 이면 강성 증가(보강)

이를 사용할 때에 전역 강성행렬은 다음으로 표현된다.

$$\mathbf{K}(\boldsymbol{\theta}) = \sum_{e=1}^{n_e} \mathbf{A}_e^T \theta_e \mathbf{K}_{e0} \mathbf{A}_e \quad (26)$$

여기서, $\boldsymbol{\theta} = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_{n_e}]^T$ 는 요소 상대 강성 파라미터 벡터를, $\mathbf{A}_e$ 는 e 번째 요소의 자유도를 전역 자유도에 연결해 주는 Boolean 행렬을 나타낸다. 식 (26)의 강성행렬이 계측 데이터를 이용하여 갱신된 $\hat{\mathbf{K}}$ 에 수렴하도록 $\boldsymbol{\theta}$ 를 추정하는 해석과정을 Fig. 2에 나타냈다.

Frobenius 노름을 사용한 다음의 최소자승법을 적용하여 강성행렬을 갱신하였다.

$$\min_{\boldsymbol{\theta}} \|\mathbf{K}(\boldsymbol{\theta}) - \hat{\mathbf{K}}\|_F^2, \quad \theta_e > 0 \quad (27)$$

추가로 $\theta_e \in [\theta_{\min}, \theta_{\max}]$ 와 같은 범위로 구속조건을 부여할 수도 있다. 식 (27)은 비선형의 최적화 문제이지만 요소 강성의 변화가 크지 않다고 가정하면 기존 해석모델 $\mathbf{K}_a$ 주변에서 선형화를 취하게 된다. 즉, 해석모델의 요소 강성은 $\theta_{e,a} = 1$ 에 해당하므로

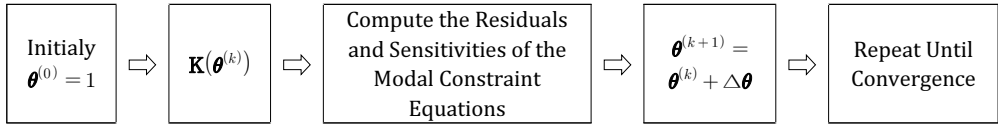


Fig. 2. Flowchart to Establish the Element-Wise Relative Stiffness Factor

$$\mathbf{K}_a = \mathbf{K}(\theta_a) = \sum_e \mathbf{A}_e^T \mathbf{K}_{e0} \mathbf{A}_e \quad (28)$$

또한, 요소의 상대 강성의 변화량 벡터는 다음이 된다.

식 (28)에 $\theta = \theta_a + \Delta\theta$ 와 테일러 급수를 적용하면

$$\Delta\theta = \theta - \theta_a \quad (33)$$

$$\begin{aligned} \mathbf{K} &\approx \mathbf{K}(\theta_a) + \sum_e \frac{\partial \mathbf{K}}{\partial \theta_e} \theta_a \Delta\theta_e \\ &= \mathbf{K}_a + \sum_e \mathbf{A}_e^T \mathbf{K}_{e0} \mathbf{A}_e \Delta\theta_e \end{aligned} \quad (29)$$

식 (31b)는 계측으로부터 얻어진 $\Delta\mathbf{K}$ 와 미지의 요소 파라미터 변화 $\Delta\theta$ 사이의 근사관계를 나타낸다. 이 식에 계측 오차와 모델링 오차에 의한 잡음 ϵ 을 고려하면 다음이 된다.

전역의 강성 변화량은 $\Delta\mathbf{K} = \hat{\mathbf{K}} - \mathbf{K}_a$ 이므로 이를 다음과 같이 근사식으로 나타낼 수 있다.

$$\text{vec}(\Delta\mathbf{K}) = \mathbf{S} \Delta\theta + \epsilon \quad (34)$$

$$\Delta\mathbf{K} \approx \sum_e \mathbf{A}_e^T \mathbf{K}_{e0} \mathbf{A}_e \Delta\theta_e \quad (30)$$

따라서 $\Delta\theta$ 는 다음의 선형 최소자승 문제의 해로 추정하게 된다.

이 식을 벡터화 연산을 이용하여 선형 대수 형태로, 행렬 $\mathbf{X}$ 를 열 방향으로 나열한 벡터 $\text{vec}(\mathbf{X})$ 형태인 다음으로 표현된다.

$$\Delta\theta = \arg \min_{\Delta\theta} \|\mathbf{S} \Delta\theta - \text{vec}(\Delta\mathbf{K})\|_2^2 \quad (35)$$

$$\text{vec}(\Delta\mathbf{K}) \approx \sum_e \text{vec}(\mathbf{A}_e^T \mathbf{K}_{e0} \mathbf{A}_e) \Delta\theta_e \quad (31a)$$

정규화 항이 없는 경우 최소자승 해는 다음이 된다.

$$\begin{aligned} &\text{혹은} \\ &\overrightarrow{(\Delta\mathbf{K})} \approx \mathbf{S}(\Delta\theta) \end{aligned} \quad (31b)$$

$$\Delta\theta = (\mathbf{S}^T \mathbf{S})^{-1} \mathbf{S}^T \text{vec}(\Delta\mathbf{K}) \quad (36)$$

여기서, 각 요소 강성에 대한 전역 강성의 민감도를 열로 모은 민감도행렬(sensitivity matrix) $\mathbf{S}$ 는 다음으로 표현된다.

그러나 민감도행렬 $\mathbf{S}$ 가 행렬의 열 사이에 상관성이 크거나 문제가 근본적으로 ill-conditioned한 경우 수치적으로 불안정할 수 있으므로 다음과 같은 Tikhonov 정규화를 적용하였다.

$$\mathbf{S} = \begin{bmatrix} \overrightarrow{(\mathbf{A}_1^T \mathbf{K}_{10} \mathbf{A}_1)} & \overrightarrow{(\mathbf{A}_2^T \mathbf{K}_{20} \mathbf{A}_2)} & \dots \\ \overrightarrow{(\mathbf{A}_{n_e}^T \mathbf{K}_{n_e0} \mathbf{A}_{n_e})} \end{bmatrix} \quad (32)$$

$$\Delta\theta = (\mathbf{S}^T \mathbf{S} + \lambda \mathbf{I})^{-1} \mathbf{S}^T \text{vec}(\Delta\mathbf{K}) \quad (37)$$

여기서 $\lambda > 0$ 은 정규화 파라미터이며, 값이 클수록

파라미터 변화량의 크기를 억제하여 안정성을 높이
지만 데이터의 적합도는 감소한다. 본 연구에서는 후
보 λ 값들에 대해 잔차 크기와 해의 안정성을 비교
검토한 후, 두 기준이 균형을 이루는 값을 최종 정규
화 파라미터로 채택하였다.

궁극적으로 갱신된 요소 상대 강성계수 θ_{upd} 는 다
음이 된다.

$$\theta_{upd} = \theta_a + \Delta \theta \quad (38)$$

이를 각 요소 강성행렬에 대입하면 요소의 강성행렬
과 전역 갱신된 강성행렬을 각각 다음과 같이 얻게
된다.

$$K_e^{(upd)} = \theta_{e,upd} K_{e0} \quad (39a)$$

$$\mathbf{K}^{(upd)} = \mathbf{K}(\theta_{upd}) \quad (39b)$$

(수치실험 3: 구간 강성 파라미터 기반 강성행렬 갱신)
(수치실험 1)과 동일한 15층 건물을 3개의 구간으
로 구분하고 8층의 강성행렬의 손상을 감안하고 식
(39b)를 적용하여 갱신된 강성행렬을 추정하였다. 8
층의 강성이 3%와 30% 저하를 감안한 전역 강성행
렬 오차는 다음으로 정의하였다.

$$\text{SEREP: } \frac{\|\mathbf{K}_{SEREP} - \mathbf{K}_{true}\|}{\|\mathbf{K}_{true}\|}$$

$$\text{PINV: } \frac{\|\mathbf{K}_{PINV} - \mathbf{K}_{true}\|}{\|\mathbf{K}_{true}\|}$$

Table 3과 Table 4는 구간 강성 파라미터 기반 갱
신 결과를 비교한 것이다. 작은 손상(3%)에서는 두
기법 모두 허용 가능한 정확도를 보였으나, 큰 손상
(30%)에서는 PINV 기반 갱신의 오차가 급격히 증
가하여 수치적으로 불안정한 결과를 나타냈다. 반면
SEREP 기반 갱신은 손상 규모가 커져도 비교적 안

Table 3. Comparison of θ Values

Zone	True	3% Damage / 30% Damage	
		SEREP	PINV
Z1	1.0	0.985 / 0.885	0.946 / 0.011
Z2	0.970	0.988 / 0.870	0.949 / 0.012
Z3	1.0	0.989 / 0.871	0.975 / 0.060

Table 4. Comparison of Circular Natural Frequencies
According to the First Three Modes Based
Element-Wise Stiffness Approach

Mode	3% Damage / 30% Damage (rad./sec.)		
	True	SEREP	PINV
1st	1.5933 / 1.4955	1.5925 / 1.4954	1.5728 / 0.2333
2nd	4.7673 / 4.5311	4.7581 / 4.4821	4.6836 / 0.6775
3rd	7.8851 / 7.4475	7.8754 / 7.4204	7.7442 / 1.0670

정적인 강성행렬 및 고유진동수 재현 성능을 유지하
였다. 따라서 본 연구에서는 후속 2단계 손상탐지 절
차의 기반 기법으로 SEREP를 채택하였다.

4. 2단계 손상탐지기법

전 자유도 강성행렬의 모든 성분을 직접 미지수로
두고 손상 민감도나 PINV 기법을 이용해 추정하는
전역 기반 기법은, 구속조건에 비해 미지수가 과도
하게 많아져 심각한 ill-conditioned 문제를 야기한
다. 그 결과, 전역 강성행렬은 수치적으로 불안정하
게 추정되고, 특정 층이나 부재에 국부 손상이 존재
함에도 불구하고, 전체에 걸쳐 균일한 강성저하가
있는 것처럼 왜곡된 결과를 얻기 쉽다. 손상이 비교
적 국부적인 경우, 전역 수준에서 한 번에 손상 위치
까지 구분해 내는 것은 더욱 어렵다. 소수의 센서와
저차 모드만으로는 손상 위치 정보가 구조 전체에
분산되기 때문에, 손상 영향이 하나의 구간 또는 여
러 층에 흩어지는 현상이 발생하며, 손상 영역과 손

상층을 동시에 높은 정밀도로 추정하기 어렵다.

따라서 이 연구에서는 1단계에서 손상이 발생한 구간을 추정하고, 2단계에서 그 구간 안에서 어느 하부 구간에 가장 손상되었는지를 세밀하게 추적하게 된다. 역문제의 자유도는 줄이면서도 손상 탐지의 공간 분해능력을 확보하고 이후의 해석을 위해 강성 행렬을 갱신하게 된다. 이 과정을 Fig. 3에 요약하였으며, 안정적인 결과를 얻기 위해 PINV 보다는 SEREP 기법을 적용하였다.

15층 전단형 건축물을 높이 방향으로 세 개의 구간(Zone 1: 1-5층, Zone 2: 6-10층, Zone 3: 11-15층)으로 구분하고, 각 구간에 대해 상대 강성계수 $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ 를 반복적으로 추정하였다. Fig. 2에 따라 벡터 θ 는 반복 갱신하여 최종적으로 $[0.978 \ 0.931 \ 1.007]$ 을 얻었다. 이에 따라 1단계에서 도출된 구간별 강성은 세 구간 중 6-10층이 포함된 Zone 2의 상대 강성계수가 가장 크게 감소한 것으로 나타나, 수치모델과 정성적으로 일치하는 결과를 보였다. 이때 갱신된 강성행렬과 실제 강성행렬 사이의 Frobenius 노름 기준 상대오차는 약 0.0564(약 5.6%)로 산정되어 비교적 양호한 정밀도로 전역 강성이 갱신되었음을 확인할 수 있다.

1단계에서 손상 가능성이 가장 높은 영역으로 판정된 Zone 2(6-10층)를 세분화하여, 전체 구조를 총 5개의 구간(Z1: 1-5층, Z2a: 6-7층, Z2b: 8층, Z2c: 9-10층, Z3: 11-15층)으로 재모델링하였다. SEREP 기반 모달 구축식과 Tikhonov 정규화를 적용하여 세분 구간별 상대 강성계수 θ 를 반복적으로 갱신하여 $[1.003 \ 0.906 \ 0.902 \ 0.909 \ 1.014]$ 의 θ 를 얻었다. 2단계 최종 결과를 정리하면, Z2b(8층)의 $\theta = 0.902$ 가 다섯 구간 중 가장 작은 값을 나타내어, 실제 손상이 8층에만 존재하도록 부여한 조건과 정확히 일치하였다. 2단계 갱신 후 전역 강성행렬의 Frobenius 상대오차는 약 0.0565(약 5.7%)로, 1단

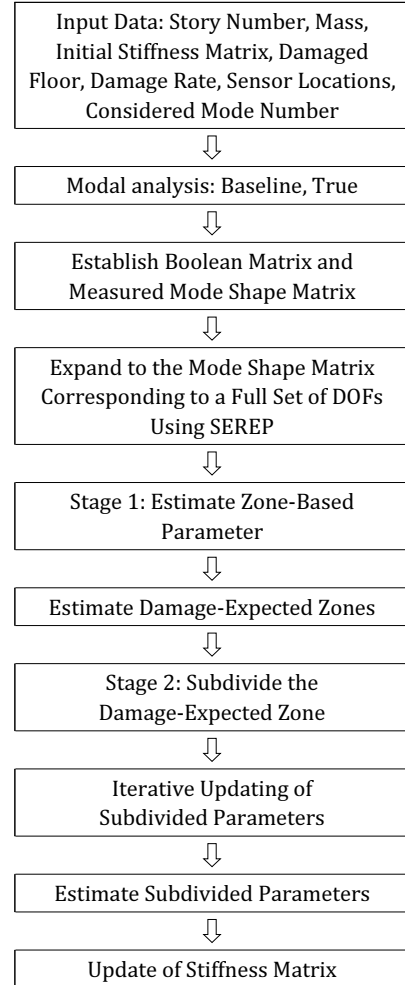


Fig. 3. Flowchart for Two Stage Damage Detection Scheme

계 결과와 거의 동일한 수준을 유지하였다. 이는 전역 강성 재현 성능을 만족하며 손상 위치 식별 능력만 추가로 향상시킬 수 있었다.

2단계에서 갱신된 강성행렬에 대해 재차 모달 해석을 수행한 결과, 1~3차 고유진동수는 각각 $\omega_{true} = 1.579 \text{ rad./sec.}, 4.733 \text{ rad./sec.}, 7.793 \text{ rad./sec.}$ 에 대해 $\omega_{cst} = 1.576 \text{ rad./sec.}, 4.734 \text{ rad./sec.}, 7.816 \text{ rad./sec.}$ 로 평가되었다. 각 모드별 상대오차는 대략 0.1~0.3% 수준에 불과하며, 이는 갱신된 강성행

렬이 매우 높은 정밀도로 재현하고 있음을 의미한다. 특히, 센서가 4개 층에만 설치되고, 저차 3개 모드만을 계측·활용한 조건에서도 전역 강성행렬의 오차를 약 5~6% 수준으로 억제하면서, 고유진동수는 1% 이내의 오차로 복원되고, 손상이 발생한 구간과 층을 모두 정확히 식별할 수 있음을 확인하였다. 이 결과는 제안된 SEREP 기반 2단계 구간 파라미터 갱신 기법이 계측 자유도와 모드 수가 제한된 상황에서도 전역 강성 갱신과 손상 위치 추정에 효과적으로 활용될 수 있는 것으로 판단된다.

5. 결 론

본 연구에서는 제한된 모달 계측 정보를 이용하여 구조물의 구조 강성을 단계적으로 추정하고 손상 위치를 식별하기 위한 2단계 모달 기반 강성 갱신 기법을 제안하였다. 제안 기법은 다음과 같은 절차적 특징과 성능을 갖는다.

- (1) 구조를 높이 방향으로 소수의 구간으로 구분하고, 각 구간에 상대 강성계수를 추정함으로써, 전역 강성행렬의 자유도를 크게 축소하였다. SEREP 기반 모드 확장과 Tikhonov 정규화 최소화승을 결합한 1단계 알고리즘을 통해, 소수의 센서와 저차 모드만으로도 전역 강성행렬은 약 5~6% 수준의 Frobenius 상대오차 내에서 갱신되었으며, 동시에 손상이 존재하는 구간이 안정적으로 식별되었다.
- (2) 2단계에서는 1단계에서 손상이 의심되는 구간을 다시 세분하여 각 세분 구간에 대한 상대 강성계수를 반복적으로 갱신하였다.
- (3) 본 연구에서 제안한 2단계 모달 기반 강성 갱신 기법은 손상 위치 식별 자체에 그치는 것이 아니라, 리모델링 전·중·후의 각 시점에서 구조물의 전역 강성행렬을 일관된 방식으로 추정·갱신할

수 있는 절차적 프레임워크를 제공하였다.

- (4) SEREP 및 PINV 기반 모드 확장 기법을 비교한 결과, 계측 모드에 적절한 정규화와 선택 행렬을 적용할 경우, 두 기법 모두 전 자유도 모드형상 재현에 대해 높은 정밀도를 보였다. 특히 PINV 기반 모드 확장은 계측 DOF에서의 모드 일치를 엄밀히 보장하는 장점이 있으며, SEREP 기반 기법은 시스템 동특성에 보다 직접적으로 연계된 축소·확장 절차를 제공한다는 장점이 있다.

본 연구는 제안 기법의 타당성을 검토하기 위한 초기 단계의 연구로서, 3차원 거동과 같은 복합 거동 특성을 충분히 반영하지 못하였다. 향후에 3차원 유한요소 모델을 대상으로 제안 기법을 추가적으로 검증할 필요가 있다.

참고문헌

1. 김영진·박승희·진규남·이창길(2011), "셀프센싱 상시계측 기반 CFRP보강 콘크리트 구조물의 손상감색", 『LHI Journal』, 2(4): 407~413.
2. 송준혁·은희창(2023), "정적모델기반의 데이터 확장 및 파라미터행렬의 갱신", 『대한건축학회논문집』, 39(1): 241~248.
3. 유찬호·백승철(2020), "스마트시티 IoT플랫폼 구축을 위한 자율사물 모니터링 시스템 적용성 평가", 『LHI Journal』, 11(1): 103~108.
4. Alkayem, N. F., M. Z. Abdalla, M. I. Friswell and K. Worden (2017), "Structural Damage Detection Using Finite Element Model Updating: A Review", *Mechanical Systems and Signal Processing*, 87: 217~228.
5. Eun, H.-C., R.-J. Kim and Y.-J. Ahn (2013), "Identification of Parameter Matrices Using Residual Force Vector", *Applied Mechanics and Materials*, 394: 157~162.
6. Friswell, M. I. and J. E. Mottershead (1995), *Finite Element Model Updating in Structural Dynamics*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

7. Kim, J.-B. and H.-C. Eun (2013), "Identification of Parameter Matrices Using Estimated FRF Variation", *Journal of Vibroengineering*, 15(1): 124~131.
8. Law, S. S. (1998), "Structural Damage Detection from Incomplete and Noisy Modal Test Data", *Journal of Engineering Mechanics (ASCE)*, 124(11): 1280~1288.
9. Lee, E.-T. and H.-C. Eun (2009), "Update of Corrected Stiffness and Mass Matrices Based on Measured Dynamic Modal Data", *Applied Mathematical Modelling*, 33(5): 2274~2281.
10. Maia, N. M. M. and J. M. M. Silva (1997), *Theoretical and Experimental Modal Analysis*, Taunton: Research Studies Press.
11. Mottershead, J. E. and M. I. Friswell (1993), "Model Updating in Structural Dynamics: A Survey", *Journal of Sound and Vibration*, 167(2): 347~375.
12. O'Callahan, J. C., P. Avitabile and R. Riemer (1989), "System Equivalent Reduction Expansion Process (SEREP)", *Proceedings of the 7th International Modal Analysis Conference (IMAC)*, Las Vegas, NV, 29~37.
13. Ramirez, J. M. and S. A. Stolfi (2004), "Mode Shape Expansion from Data-Based and Model-Based Techniques", *Mecánica Computacional*, 23: 1883~1898.
14. Silva, J. M. M. and N. M. M. Maia (eds.) (1999), *Modal Analysis and Testing, NATO Science Series E*, Vol. 363, Dordrecht: Springer.
15. Zimmerman, D. C. and M. Kaouk (1992), "Structural Damage Detection Using a Subspace Rotation Algorithm", *Proceedings of the 33rd AIAA/ASME/ASCE/AHS/ASC Structures, Structural Dynamics, and Materials Conference*, Dallas, TX.

요 약

본 연구의 목적은 기존 및 리모델링 건축물에 대해, 제한된 모달 계측 정보만으로 전역 강성행렬을 추정·갱신하는 방법을 제안하는 데 있다. 일부 층의 가속도계에서 얻은 저차 모드만으로는 강성행렬 성분을 직접 식별하기 어려우므로, 본 연구에서는 건물을 높이 방향 구간(준) 파라미터로 단순화하고, 초기 유한요소 해석 모드와 계측 모드를 결합한 SEREP 기반 모드 확장을 사용하였다. 확장된 모드와 계측 고유진동수를 이용해 모달 제약식의 잔차를 최소화하는 정규화 최소자승 문제를 반복적으로 풀어 구간별 상대 강성계수를 식별한다. 수치실험에 사용된 15층 아파트 건축물을 전역 3구간 식별 후 손상 의심 구간을 세분화하는 2단계 손상 탐지 절차를 도입하여, 강성행렬을 갱신하였으며, 15층 모형에서 8층 30% 강성 저하를 탐지하였다. 제안 기법은 리모델링 전 강성 베이스라인 설정, 공사 중 강성 변화 모니터링, 준공 후 구조 재해석에 활용 가능한 실무형 도구가 될 수 있다.

주제어: 리모델링, 강성행렬 갱신, 모드 확장, SEREP, 구간 파라미터, 손상 탐지

공동주택 슬래브 상부 주근의 받침철근 겸용에 대한 실무검토 사례

A Case Study on the Practical Review of Using Top Main Reinforcement as Support Bars in Apartment Slabs

김성민* · 유호원**

Seongmin Kim* · Howon Ryu**

Abstract

This study investigates the structural impact of the common construction practice of repurposing top main reinforcement bars as support bars in reinforced concrete apartment slabs. In practice, using main bars as support lowers their placement, which decreases the effective depth and potentially compromises the slab's flexural strength. Using SMath Studio, this study quantitatively evaluated four scenarios based on a standard 210 mm thick slab. The analysis revealed that when a standard D10 top bar is repurposed as a support bar, the flexural strength decreases by 3.5% due to the reduced effective depth. However, upgrading this repurposed support bar to a thicker D13 bar increases the overall strength by 16.2%, as the added reinforcement area more than offsets the loss in depth. Furthermore, when accounting for the doubly reinforced effect contributed by the continuous bottom reinforcement, the slab exhibits an inherent capacity 12.3% higher than the original design, even with the displaced D10 bar. To bridge the gap between design and construction, the study recommends applying a safety factor to account for the potential 3.5% strength reduction, specifying the allowable use of support bars in design notes, and encouraging D13 bars for support. Importantly, if strength concerns arise on site, any capacity re-evaluation utilizing the doubly reinforced effect must be strictly reviewed by a Professional Structural Engineer to scientifically prevent unnecessary rework.

Keywords: SMath Studio, Support Bar, Effective Depth, Flexural Strength, Doubly Reinforced Effect

1. 서 론

1.1 연구의 배경 및 목적

현장타설 철근콘크리트 구조물은 거푸집 설치 후 현장에서 직접 철근을 조립하므로, 설계자가 의도한 정위치 배근을 유지하기 위해 별도의 부속 자재가 필요하다. 특히 슬래브의 상부 주철근은 피복두께를

유지하기 위해 Fig. 1과 같이 간격재(Spacer)와 받침철근(Support bar)이 사용된다.

그러나 현행 설계실무에서는 이러한 받침철근의 물량을 내역에 반영하지 않거나, 구조 계산 시 그에 따른 유효깊이 변화를 고려하지 않는다. 이로 인해 현장에서는 주철근 중 일부를 받침용으로 아래에 깔아서 시공하게 되며, 이는 필연적으로 우력팔길이

*한국토지주택공사 차장, 공주대학교 건설환경공학과 박사(주저자: lucky5177@lh.or.kr)

**한국토지주택공사 팀장(howone@lh.or.kr)

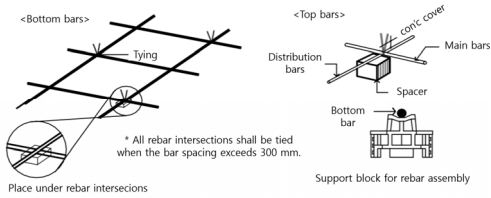


Fig. 1. Spacers and Support Bars (Structural Standard Details)

(d)의 감소를 초래한다. 본 연구는 이러한 시공 오차와 실무관행이 구조 안전성에 미치는 영향을 정량적으로 분석하고, 현실적인 해결책을 제시하는 데 목적이 있다.

1.2 연구의 범위 및 방법

본 연구는 LH 설계지침(구조)(한국토지주택공사, 2025.3.18)을 바탕으로, 210mm 두께의 슬래브 단면을 대상으로 한다. KDS 14 20 20:2022 콘크리트 구조 설계기준(국토교통부, 2022.1.11)에 따라 휨강도 해석을 수행하며, 상부 주철근의 배치 변화 및 하부 근의 복철근 효과 고려 여부에 따른 4가지 시나리오를 검토한다.

2. 문제점 및 검토방향

2.1 받침철근의 기능과 필요성

슬래브 상하부 철근을 직물처럼 엮기 위해서는 간격재 위에 받침철근을 얹어야 한다. 이 받침철근은 철근의 Layer를 형성하는 발판이 될 뿐만 아니라 콘크리트 타설 시 작업자의 하중이나 펌프카 호스의 압력을 견디는 기능을 한다. 신우진 외(2025)은 공동주택 철근콘크리트 공사의 시공 중 피복두께 미확보 원인으로 스페이서 시공 불량과 간격재의 이탈·이동을 제시하고, 적정 간격의 고임대 및 간격재 설치를 주요 개선방안으로 제안하였다. LH설계지침(구조)(한국토지주택공사, 2025.3.18.)에 있는 구조

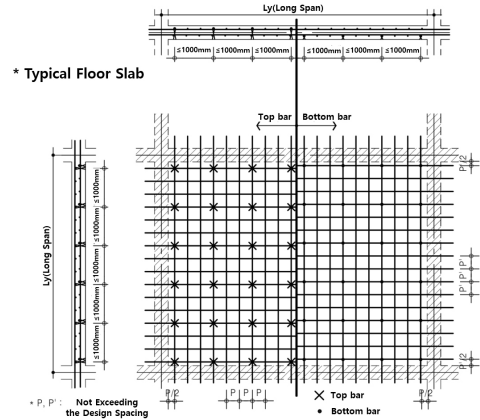


Fig. 2. Layout Criteria for Spacers (Structural Standard Details)

공통도에서는 Fig. 2와 같이 통상 1,000mm 내에 간격재와 받침철근을 설치하도록 규정하고 있다.

2.2 문제점

LH에서는 통상 받침철근을 설계내역에 별도 물량으로 산출하지 않으므로 현장에서는 슬래브 주근의 위치를 이동하여 일부를 받침철근 겸용으로 시공한다. 이 경우 상부 주근이 설계 위치보다 약 10mm 하향 배치됨에 따라 설계 휨강도가 감소하여 안전율이 저하될 우려가 있다.

2.3 검토방향

- 1) 정량적 강도 변화 분석: 주철근 위치 이동에 따른 강도 감소율을 Case별 해석을 통해 정량화하여, 상부 슬래브 주철근 일부를 받침철근으로 사용하는 현장 관행이 구조 안전성에 미치는 실제 영향을 파악한다.
- 2) 현실적 대안의 유효성 검증: 주철근을 받침철근으로 전용하되, 철근의 직경을 상향(D10 → D13)하는 방식이 유효깊이 감소를 상쇄할 수 있는지 해석적으로 검증한다.
- 3) 하부 주철근의 기여도 평가: 현행 연속 배근 방식

에서 하부 주철근이 압축측 또는 인장 보강재로서 발휘하는 추가적인 내력을 검토하여, 별도의 보강 없이도 설계 강도를 확보할 수 있는 논리적 근거를 마련한다.

- 4) 실무 가이드라인 수립: 해석 결과를 바탕으로 설계 도면 주기 명기 사항 및 시공 시 주의사항을 정리하여 현장 관리자와 설계자 간의 간극을 해소한다.

3. 해석적 검토 방법 및 조건

3.1 해석도구

본 연구의 수식 전개와 구조 해석을 위해 SMATH Studio를 활용하였다. SMATH Studio(Ivashov, 2026. 3.17)는 다음과 같은 기술적 장점을 보유하고 있어 실무적인 엔지니어링 계산에 최적화되어 있다(Fig. 3).

- 1) 무료 소프트웨어(Open Source): 누구나 제약 없이 사용할 수 있는 무료 프로그램으로 현장 및 설계 실무에서 접근성이 매우 높다.
- 2) 직관적인 위치위그(WYSIWYG: What You See Is What You Get) 인터페이스: 종이에 수식을 적는 방식 그대로 화면에 입력하고 계산할 수 있어, 엑셀과 같은 셀 방식에 비해 수식의 오류를 발견하기 쉽고 제삼자가 계산 과정을 검토하기에 매우 편리하다.
- 3) 계산 과정의 투명성: 변수의 정의부터 단위 변환, 최종 결과 산출까지 모든 과정이 투명하게 공개

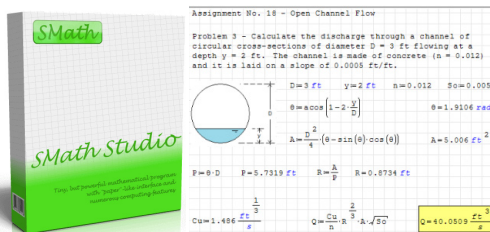


Fig. 3. SMATH Studio

되므로 엔지니어의 주관적 판단과 검증이 용이하다.

- 4) 강력한 연산 능력 확장: 복잡한 비선형 방정식의 풀이 및 심볼릭 연산(Symbolic Calculation)을 위해 Maxima Plug-in을 연동함으로써, 단순 산술 계산을 넘어선 고난도의 구조 역학적 수치 해석이 가능하다.

3.2 설계 상수 및 단면 가정

철근콘크리트 단면의 휨강도는 콘크리트 압축력과 철근 인장력의 평형조건 및 등가 직사각형 응력률 곡을 이용하여 산정할 수 있다(Wight, 2022; Darwin et al., 2016).

- 1) 콘크리트 설계강도(f_{ck})는 27MPa, 콘크리트 극한변형률(ϵ_{cu})은 0.0033, 등가응력블럭 계수(β_1)는 0.8로 가정했다.
- 2) 철근의 항복강도(f_y)는 500MPa(D13이하), 탄성 계수(E_s)는 200GPa로 적용했다.
- 3) 슬래브 단면은 폭(b) 1,000mm, 두께(h) 210mm, 상하부 주부근의 직경과 간격은 LH 설계지침(구조)에 따라 D10@300로 적용하였다.

4. Case별 해석 결과

4.1 Case 1: 상부 주근 정위치 배근시(원 설계)

모든 상부 주철근(3.333개)이 설계 정위치($d=175$ mm)에 배치된 경우이다(Fig. 4).

- 1) 등가응력블럭 깊이(a)는 5.1779mm로 산출되었다.
- 2) 설계 휨강도(ϕM_n)는 17.415kN·m이다.
- 3) 최외단 인장변형률(ϵ_t)이 0.0859로 연성 단면임으로 강도감소계수(ϕ)는 0.85를 적용하였다(국토교통부, 2022.1.11).

Case 1. Top Main Rebar at the Design Position

1.1. Material Properties and Key Dimensions

(Concrete) (KDS 14 20 20:2022 4.1.1(8) ③) (ReBar)

$$f_{ck} := 27 \text{ MPa} \quad \varepsilon_{cu} := 0.0033 \quad \beta_1 := 0.8 \quad f_y := 500 \text{ MPa} \quad E_s := 200 \text{ GPa} \quad \varepsilon_y := \frac{f_y}{E_s} = 0.0025$$

(Number of Top Main Rebars per Unit Width) (Number of Top Main Rebars)

$$n := \frac{1000}{300} = 3.3333$$

$$n_1 := n = 3.3333$$

(Top Main Rebar at Design Position(D10))

$$d_{b1} := 10 \text{ mm} \quad a_{s1} := 71.3 \text{ mm}^2$$

(Area of Top Main Rebar at Design Position)

$$A_{s1} := a_{s1} \cdot n_1 = 237.6667 \text{ mm}^2$$

(Key Dimensions)

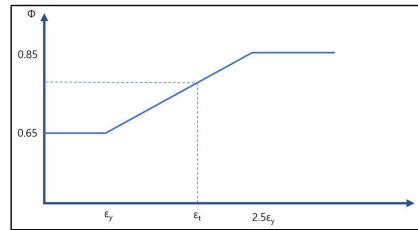
$$b := 1000 \text{ mm} \quad h := 210 \text{ mm}$$

$$d_1 := h - 30 \text{ mm} - \frac{d_{b1}}{2} = 175 \text{ mm}$$

$$d_t := d_1 = 175 \text{ mm} \quad (\text{Depth to Extreme Tension Rebar})$$

(Strength Reduction Factor)

$$\phi(\varepsilon_t) := \begin{cases} \text{if } \varepsilon_t \geq 2.5 \cdot \varepsilon_y \\ \phi := 0.85 \\ \text{else} \\ \text{if } \varepsilon_y < \varepsilon_t < 2.5 \cdot \varepsilon_y \\ \phi := 0.65 + \frac{(0.85 - 0.65)}{(2.5 \cdot \varepsilon_y - \varepsilon_y)} \cdot (\varepsilon_t - \varepsilon_y) \\ \text{else} \\ \phi := 0.65 \end{cases}$$



1.2. Determination of Equivalent Stress Block Depth, a (C=T) ;

$$\text{sol}_1 := \text{Solve}(0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = A_{s1} \cdot f_y, a) \quad \text{Assign}(\text{sol}_1) = 5.1779 \text{ mm}$$

$$a = 5.1779 \text{ mm} \quad c := \frac{a}{\beta_1} = 6.4724 \text{ mm}$$

1.3. Extreme Tension Rebar Strain, ε_t , Strength Reduction Factor, ϕ

$$\text{sol}_2 := \text{Solve}\left(\frac{\varepsilon_{cu}}{c} = \frac{\varepsilon_t}{d_t - c}, \varepsilon_t\right)$$

$$\text{Assign}(\text{sol}_2) = 0.0859$$

$$\varepsilon_t = 0.0859$$

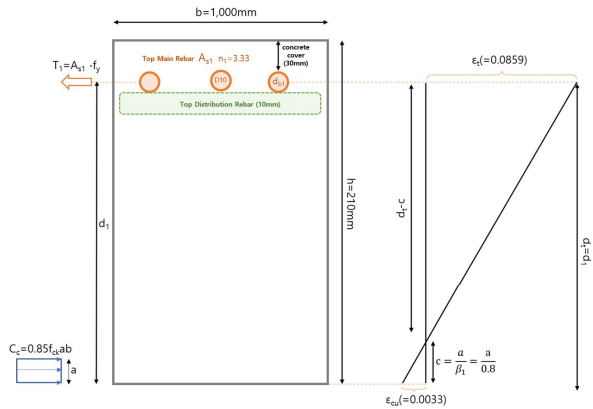
$$\phi := \phi(\varepsilon_t) = 0.85$$

1.4. Design Flexural Strength

$$T_1 := A_{s1} \cdot f_y = 118.8333 \text{ kN}$$

$$C_c := 0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = 118.8333 \text{ kN}$$

$$\phi M_{n1} := \phi \cdot \left(T_1 \cdot d_1 - C_c \cdot \frac{a}{2} \right) = 17.415 \text{ kN m}$$



$$\text{Clear}(a, \varepsilon_t) = 1$$

Fig. 4. Case 1: Original Design

4.2 Case 2: 상부 주근 받침철근 검용(D10)

상부 주근 중 1개를 받침용으로 사용하여 그 위에

나머지 주근을 얹은 경우이다(Fig.5). 받침용 철근의 유효깊이는 d2=155mm로 감소한다.

- 1) 등가응력블럭 깊이는 Case 1과 동일하나 우력팔 길이가 감소하였다.
- 2) 설계 휨강도(ϕM_n)는 16.8089kN·m로 산출되었다.
- 3) 해석결과, Case 1 대비 약 3.5%의 강도 저하가 발생하였다.

Case 2. Top Main Rebar Displaced Downward for Use as a Support Bar (D10)

2.1. Material Properties and Key Dimensions

(Top Main Rebar Used as Support Bar (D10))

(Area of Top Main Rebar Used as Support Bar)

$$d_{b2} := 10 \text{ mm} \quad a_{s2} := 71.3 \text{ mm}^2 \quad n_2 := 1$$

$$A_{s2} := a_{s2} \cdot n_2 = 71.3 \text{ mm}^2$$

(Top Main Rebar at Design Position (D10))

(Area of Top Main Rebar at Design Position)

$$n_1 := n - n_2 = 2.3333$$

$$A_{s1} := a_{s1} \cdot n_1 = 166.3667 \text{ mm}^2$$

(Key Dimensions)

$$d_1 := h - 30 \text{ mm} - \frac{d_{b1}}{2} = 175 \text{ mm}$$

$$d_2 := h - 30 \text{ mm} - d_{b1} - 10 \text{ mm} - \frac{d_{b2}}{2} = 155 \text{ mm}$$

$$d_t := d_1 = 175 \text{ mm} \quad (\text{Depth to Extreme Tension Reinforcement})$$

2.2. Determination of Equivalent Stress Block Depth, a (C=T) ;

$$sol_1 := \text{Solve} \left(0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = (A_{s1} + A_{s2}) \cdot f_y, a \right) \quad \text{Assign}(sol_1) = 5.1779 \text{ mm}$$

$$a = 5.1779 \text{ mm} \quad c := \frac{a}{\beta_1} = 6.4724 \text{ mm}$$

* Since the total area of top rebar is the same, a, c, ϵ_t are identical to those in Case 1.

2.3. Extreme Tension Rebar Strain, ϵ_t , Strength Reduction Factor, ϕ

$$sol_2 := \text{Solve} \left(\frac{\epsilon_{cu}}{c} = \frac{\epsilon_t}{d_t - c}, \epsilon_t \right)$$

$$\text{Assign}(sol_2) = 0.0859$$

$$\epsilon_t = 0.0859$$

$$\phi := \phi(\epsilon_t) = 0.85$$

2.4. Design Flexural Strength

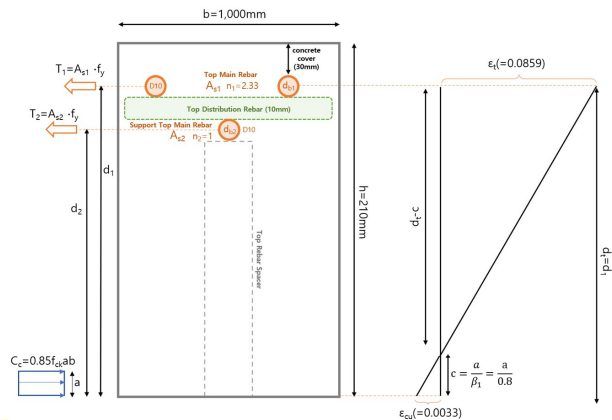
$$T_1 := A_{s1} \cdot f_y = 83.1833 \text{ kN}$$

$$T_2 := A_{s2} \cdot f_y = 35.65 \text{ kN}$$

$$C_c := 0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = 118.8333 \text{ kN}$$

$$\phi M_{n2} := \phi \cdot \left(T_1 \cdot d_1 + T_2 \cdot d_2 - C_c \cdot \frac{a}{2} \right) = 16.8089 \text{ kN m}$$

* Design flexural strength decreases due to the reduced lever arm associated with d2



$$\text{Clear}(a, \epsilon_t) = 1$$

Fig. 5. Case 2: D10 Top Reinforcement Used as a Support Bar

4.3 Case 3: 상부 주근 받침철근 상향(D13)

주근 1개를 받침용으로 쓰되, 직경을 D13으로 상향하여 배근량을 늘린 경우이다(Fig. 6).

1) 철근량 증가로 인해 등가응력블럭 깊이 a 는 6.3849 mm로 다소 증가하였으며, 이에 따라연성이 소폭 감소했다.

Case 3. Top Main Rebar Used as Support Rebar Changed to D13

3.1. Material Properties and Key Dimensions

(Top Main Rebar Used as Support Rebar (D13))

$$d_{b2} := 13 \text{ mm} \quad a_{s2} := 126.7 \text{ mm}^2 \quad n_2 := 1$$

(Area of Top Main Rebar Used as Support Rebar)

$$A_{s2} := a_{s2} \cdot n_2 = 126.7 \text{ mm}^2$$

(Top Main Rebar at Design Position (D10))

$$n_1 := n - n_2 = 2.3333$$

(Area of Top Main Rebar at Design Position)

$$A_{s1} := a_{s1} \cdot n_1 = 166.3667 \text{ mm}^2$$

(Key Dimensions)

$$d_1 := h - 30 \text{ mm} - \frac{d_{b1}}{2} = 175 \text{ mm}$$

$$d_2 := h - 30 \text{ mm} - d_{b1} - 10 \text{ mm} - \frac{d_{b2}}{2} = 153.5 \text{ mm}$$

$$d_t := d_1 = 175 \text{ mm} \quad (\text{Depth to Extreme Tension Rebar})$$

3.2. Determination of Equivalent Stress Block Depth, a ($C=T$) :

$$\text{sol}_1 := \text{Solve} \left(0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = (A_{s1} + A_{s2}) \cdot f_y, a \right) \quad \text{Assign}(\text{sol}_1) = 6.3849 \text{ mm}$$

$$a = 6.3849 \text{ mm} \quad c := \frac{a}{\beta_1} = 7.9811 \text{ mm}$$

* As the area of top rebar increases, a and c increase, while ϵ_t decreases (reduced ductility).

3.3. Extreme Tension Rebar Strain, ϵ_t and Strength Reduction Factor, ϕ

$$\text{sol}_2 := \text{Solve} \left(\frac{\epsilon_{cu}}{c} = \frac{\epsilon_t}{d_t - c}, \epsilon_t \right)$$

$$\text{Assign}(\text{sol}_2) = 0.0691$$

$$\epsilon_t = 0.0691$$

$$\phi := \phi(\epsilon_t) = 0.85$$

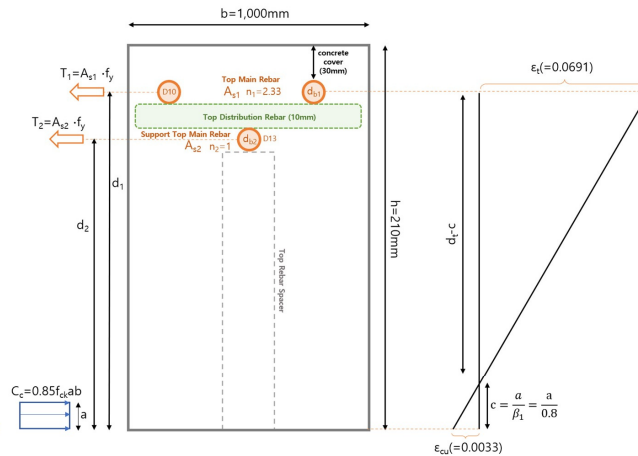
3.4. Design Flexural Strength

$$T_1 := A_{s1} \cdot f_y = 83.1833 \text{ kN}$$

$$T_2 := A_{s2} \cdot f_y = 63.35 \text{ kN}$$

$$C_c := 0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = 146.5333 \text{ kN}$$

$$\phi M_{n3} := \phi \cdot \left(T_1 \cdot d_1 + T_2 \cdot d_2 - C_c \cdot \frac{a}{2} \right) = 20.2415 \text{ kN m}$$



$$\text{Clear}(a, \epsilon_t, c) = 1$$

Fig. 6. Case 3: D13 Bar Used as a Support Bar

- 2) 설계 휨강도(ϕM_n)는 20.2415kN·m로 산출되었다.
- 3) 분석 결과, 유효깊이 감소에도 불구하고 철근량 증

가 효과가 이를 상쇄하여 원래의 설계강도(Case 1)를 약 16% 상회하는 것으로 나타났다.

Case 4, Case 2 Including the Contribution of Bottom Main Rebar

4.1 Material Properties and Key Dimensions

(Top Main Rebar Used as Support Rebar (D10))

$$d_{b2} := 10 \text{ mm} \quad a_{s2} := 71.3 \text{ mm}^2 \quad n_2 := 1$$

(Area of Top Rebar Used as Support Rebar)

$$A_{s2} := a_{s2} \cdot n_2 = 71.3 \text{ mm}^2$$

(Top Main Rebar at Design Position (D10))

$$n_1 := n - n_2 = 2.3333$$

(Area of Top Main Rebar at Design Position)

$$A_{s1} := a_{s1} \cdot n_1 = 166.3667 \text{ mm}^2$$

(Bottom Main Rebar (D10))

$$d_{b3} := 10 \text{ mm} \quad a_{s3} := 71.3 \text{ mm}^2 \quad n_3 := n = 3.3333$$

(Area of Bottom Main Rebar)

$$A_{s3} := a_{s3} \cdot n_3 = 237.6667 \text{ mm}^2$$

(Key Dimensions)

$$d_1 := h - 30 \text{ mm} - \frac{d_{b1}}{2} = 175 \text{ mm}$$

$$d_2 := h - 30 \text{ mm} - d_{b1} - 10 \text{ mm} - \frac{d_{b2}}{2} = 155 \text{ mm}$$

$$d_3 := 20 \text{ mm} + 10 \text{ mm} + \frac{d_{b3}}{2} = 35 \text{ mm}$$

$$d_t := d_1 = 175 \text{ mm} \quad (\text{Depth to Extreme Tension Rebar})$$

4.2. Determination of Equivalent Stress Block Depth, a

(1) Stress in Bottom Main Rebar (Assuming No Yielding)

Since the equivalent stress block depth, a, in Cases 1-3 is within the concrete cover, the bottom main rebar is assumed to be in tension.

$$c := \frac{a}{\beta_1}$$

$$\text{sol}_1 := \text{Solve} \left(\frac{\epsilon_s}{d_3 - c} = \frac{\epsilon_{cu}}{c}, \epsilon_s \right)$$

$$\text{Assign}(\text{sol}_1) = -\frac{33 \cdot (250 \cdot a - 7 \text{ m})}{2500000 \cdot a}$$

$$\epsilon_s = -\frac{33 \cdot (250 \cdot a - 7 \text{ m})}{2500000 \cdot a}$$

$$f_s := \epsilon_s \cdot E_s = -\frac{66 \cdot (250 \cdot a - 7 \text{ m})}{25 \cdot a} \frac{\text{N}}{\text{mm}^2}$$

(2)Determination of Equivalent Stress Block Depth, a(C=T);

$$\text{sol}_2 := \text{Solve} \left(0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = (A_{s1} + A_{s2}) \cdot f_y + A_{s3} \cdot f_s, a \right)$$

$$\text{Assign}(\text{sol}_2) = 13.0302 \text{ mm}$$

$$a = 13.0302 \text{ mm} \quad c = 16.2877 \text{ mm}$$

$$\epsilon_s = 0.0038$$

Since $\epsilon_s > \epsilon_y$, the bottom main rebar yields; therefore, a is recalculated.

$$\text{Clear}(a, \epsilon_s) = 1$$

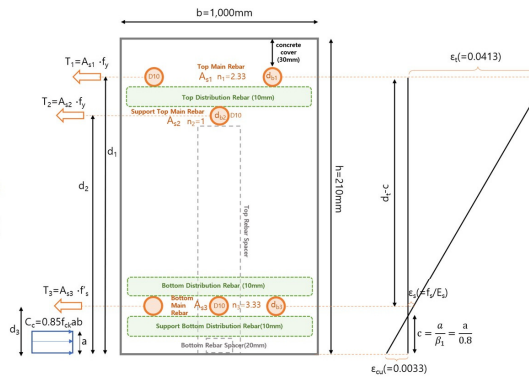


Fig. 7. Case 4: Considering the Flexural Contribution of Bottom Reinforcement

(3) Recalculation of Equivalent Stress Block Depth, a ($C=T$) ;

$$sol_3 := \text{Solve} \left(0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = (A_{s1} + A_{s2}) \cdot f_y + A_{s3} \cdot f_y, a \right) \quad \text{Assign}(sol_3) = 10.3558 \text{ mm}$$

$$a = 10.3558 \text{ mm} \quad c = 12.9448 \text{ mm}$$

Check the yielding of the bottom main rebar using the recalculated a :

$$sol_4 := \text{Solve} \left(\frac{\varepsilon_s}{d_3 - c} = \frac{\varepsilon_{cu} + \varepsilon_s}{d_3}, \varepsilon_s \right) \quad \text{Assign}(sol_4) = 0.0056$$

$$\varepsilon_s = 0.0056 \quad (\therefore \text{Bottom main rebar yields})$$

4.3 Extreme Tension Rebar Strain, ε_t and Strength Reduction Factor, ϕ

$$sol_5 := \text{Solve} \left(\frac{\varepsilon_{cu}}{c} = \frac{\varepsilon_t}{d_t - c}, \varepsilon_t \right) \quad \text{Assign}(sol_5) = 0.0413$$

$$\varepsilon_t = 0.0413$$

$$\phi := \phi(\varepsilon_t) = 0.85$$

4.4 Design Flexural Strength

$$T_1 := A_{s1} \cdot f_y = 83.1833 \text{ kN}$$

$$T_2 := A_{s2} \cdot f_y = 35.65 \text{ kN}$$

$$T_3 := A_{s3} \cdot f_y = 118.8333 \text{ kN}$$

$$C_c := 0.85 \cdot f_{ck} \cdot a \cdot b = 237.6667 \text{ kN}$$

$$\phi M_{n4} := \phi \cdot \left(T_1 \cdot d_1 + T_2 \cdot d_2 + T_3 \cdot d_3 - C_c \cdot \frac{a}{2} \right) = 19.5597 \text{ kN m}$$

Fig. 7. Case 4: Considering the Flexural Contribution of Bottom Reinforcement (Continued)

4.4 Case 4: Case 2+하부 주근고려

2016년부터 LH에서 적용하는 연속 배근된 상하부 주철근(D10@300)을 해석에 포함한 경우이다 (Fig. 7).

- 1) 해석 결과, 중립축이 단면의 매우 상부에 위치하여 하부 철근이 인장력을 받는 것으로 나타났다.
- 2) 설계 휨강도(ϕM_{n4})는 19.5597kN·m로 산출되었다.
- 3) 결론적으로 별도의 물리적 보강 없이도 원래의 설계강도를 상회하는 내력을 확보했다. 다만, 해석

의 복잡성으로 설계 단계에서 일일이 적용하기는 비효율적이다. 그러나 시공 현장에서 받침철근 전용에 따른 강도 부족 문제가 제기될 경우, 별도의 물리적 보강 없이도 구조적 안전성을 입증할 수 있는 공학적 근거로 활용될 수 있다.

5. 설계 및 시공 적용 가이드라인

5.1 설계단계

- 1) 안전율 조정: Case 1 방식으로 설계하되, 현장 시공 오차를 감안하여 약 95% 수준의 강도 저하를

예상한 안전율을 확보한다.

- 2) 도면 주기 명기: Case 1 방식에 95%의 안전율을 확보하였다면, 구조일반사항 또는 슬래브 배근도 주기에 다음과 같은 문구를 삽입하여 시공자가 인지할 수 있도록 한다.

주) 해당 슬래브 배근 시 1,000mm 당
1개의 상부 주철근(D10)을
받침검용 철근으로 시공할 수 있음

- 3) D13 권장: 작업자 하중 등에 의한 처짐 방지 및 유효깊이 확보를 위해 받침용 철근은 가급적 D13 적용을 권장한다(Case 3).

5.2 시공단계

설계 단계에서 고려되지 않은 D10 받침철근 시공으로 인해 강도 부족 우려가 제기될 경우, 반드시 책임구조기술자의 엄격한 검토를 거쳐 Case 4(하부 철근 고려) 방식을 통해 실제 내력을 재평가하여 불필요한 재시공을 방지할 수 있다.

6. 결 론

본 연구는 공동주택 슬래브 시공 과정에서 발생하는 받침철근의 배근 관행이 구조적 성능에 미치는 영향을 분석하고, 실무적인 해결 방안을 모색하였다. 연구의 주요 결론은 다음과 같다.

Table 1. Summary of Analysis Results for Each Case

Case	a	ϵt	ϕ	ϕMn
Case1	5.1779	0.0859	0.85	17.415
Case2	5.7798	0.0859	0.85	16.8089
Case3	6.3849	0.0691	0.85	20.2415
Case4	10.3558	0.0413	0.85	19.5597

Note: a = depth of equivalent rectangular stress block (mm); ϵt = extreme tensile strain; ϕ = strength reduction factor; ϕMn = design flexural strength (kN·m).

6.1 연구 결과 요약

각 Case별 해석을 통해 산정한 등가응력블록 깊이(a), 최외단 인장변형률(ϵt), 강도감소계수(ϕ) 및 설계 휨강도(ϕMn)를 Table 1에 정리하였다. Table 1의 결과를 바탕으로 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

- 1) 강도 저하의 정량화: 상부 주철근(D10)의 일부를 받침용으로 전용하여 위치가 하향될 경우, 유효깊이 감소로 인해 설계 휨강도가 약 3.5% 감소함을 확인하였다. 이는 설계 시 고려되지 않은 잠재적인 안전율 저하 요인이 될 수 있다.
- 2) 현실적 대안 검증: 받침용 철근을 D13으로 상향조정할 경우, 유효깊이 감소에 따른 손실보다 철근량 증가에 따른 이득이 커 원 설계강도를 16% 이상 상회하는 결과를 얻었다. 이는 현장에서 즉시 적용 가능한 가장 안전하고 현실적인 대안이다.
- 3) 하부주근 휨기여도: 복철근 원리를 적용하여 하부 주철근의 기여도를 고려할 경우, 별도의 보강 없이도 원 설계강도 대비 약 12.3%의 추가 내력을 확보할 수 있음을 입증하였다.

6.2 실무적 시사점 및 제언

- 1) 설계-시공 간극 해소: 설계 단계에서 모든 현장여건을 완벽히 반영하기는 어렵다. 따라서 설계자는 Case 1을 기준으로 하되 시공 오차를 고려한 소폭의 안전율(약 95%)을 확보하고, 도면 주기를 통해 현장 시공 범위를 명확히 규정함으로써 불필요한 마찰을 줄여야 한다.
- 2) 감리자의 역할: 감리자는 시공 시 발생하는 주철근의 위치 이동 문제를 명확히 인식해야 한다. 문제 발생 시 단순한 시공 오류로 치부하기보다, 책임구조기술자의 엄격한 검토를 거쳐 본 연구에서 제시한 Case 4와 같은 공학적 검토를 통해 합리적

인 해결 방안을 수립하고 이를 설계에 피드백하는 선순환 구조를 만들어야 한다.

- 3) 배근 BIM 활용: 향후 복잡한 배근 부위에 대해서 배근(Reinforced bar Placing) BIM (Building Information Modeling)을 적극 도입할 것을 권장한다. 이를 통해 시공 철근 Layer 간섭 등을 사전에 시뮬레이션하고 최적의 배근 상세를 도출함으로써 오시공으로 인한 구조성능 저하를 원천적으로 방지할 수 있다.

본 연구는 상부 슬래브 주철근 일부를 받침철근으로 사용하는 현장 관행을 공학적 근거로 뒷받침함과 동시에 설계의 유연성을 확보할 수 있는 가이드를 제시하였으며, 이는 향후 철근콘크리트 구조물의 시공 품질 및 안전성 향상에 기여할 것으로 기대된다.

참고문헌

1. 국토교통부(2022.1.11), “KDS 14 20 20: 2022 콘크리트구조 휨 및 압축 설계기준”.
2. 신우진·조성민·장명훈(2025), “공동주택 철근콘크리트 공사의 시공중 하자 분석과 개선 방안”, 「토지주택연구」, 16(4): 113~125.
3. 한국토지주택공사(2025.3.18), “LH 설계지침(구조)”.
4. Darwin, D., C. W. Dolan and A. H. Nilson (2016), *Design of Concrete Structures* (15th ed), New York: McGraw-Hill Education.
5. Wight, J. K. (2022), *Reinforced Concrete: Mechanics and Design* (8th ed), New Jersey: Pearson.
6. Ivashov, A., SMATH Studio Desktop, Accessed March 17, 2026. [https:// en.smath.com/](https://en.smath.com/) .

요 약

본 연구는 공동주택 슬래브 시공 시 설계에 반영되지 않은 상부 주철근을 받침철근(Support bar)으로 전용하는 실무 관행이 구조 안전성에 미치는 영향을 SMATH Studio를 활용해 정량적으로 분석했다. 현장에서 상부 주근 일부를 하향 배치해 받침용으로 사용하면 유효팔길이(유효깊이)가 필연적으로 감소한다. 210mm 두께의 슬래브를 기준으로 4가지 케이스를 해석한 결과, 기존 D10 주철근을 받침용으로 전용할 경우 유효깊이 감소로 인해 원 설계 대비 휨강도가 약 3.5% 저하되는 것으로 나타났다. 하지만 이를 보완하기 위해 받침용 철근의 직경을 D13으로 상향하면 유효깊이 감소분보다 철근 단면적 증가 효과가 더 커서 설계 휨강도보다 약 16.2% 증가했다. 또한 하부 주철근의 휨 기여도를 고려한 복철근 해석을 적용하면 별도의 물리적 보강 없이도 원 설계 대비 약 12.3%의 추가 내력이 확보됨을 입증했다. 이러한 해석 결과를 바탕으로 본 연구는 설계와 시공의 간극을 줄이기 위한 실무 가이드라인을 제안한다. 설계 단계에서는 현장의 3.5% 강도 저하를 감안한 도면 주기 명기와 D13 철근 사용을 권장한다. 시공 단계에서 강도 부족 논란이 발생할 경우, 불필요한 재시공을 방지하기 위한 하부 철근 고려 내력 재평가는 반드시 책임구조 기술자의 엄격한 검토를 거쳐 수행되어야 함을 강조한다. 또한 오시공 방지를 위해 향후 복잡한 배근 부위에는 BIM 도입을 제안한다.

주제어: SMATH Studio, 받침철근, 유효깊이, 휨강도, 복철근 효과

초기 설계 단계의 제로에너지 건축물 계획을 위한 SketchUp 기반 PV 시스템 배치 및 의사 결정 지원 도구 개발

Development of a SketchUp-Based PV System Layout and Decision Support Tool for Zero-Energy Building Planning in the Early Design Stage

박준환* · 백승효**

Jun-Hwan Park* · Seung-Hyo Baek**

Abstract

Existing photovoltaics (PV) performance evaluation tools typically require expert-level engineering knowledge, limiting their effectiveness in supporting decision-making for Zero Energy Building (ZEB) implementation during the early design stage—a phase characterized by frequent modifications. To address this, this study developed a PV Planning Support Tool within the SketchUp environment to automatically generate placement plans based on user-defined target energy supply rates. To implement this tool, two core algorithms were developed: a Maximum Placement Algorithm that calculates the maximum installable capacity on the building envelope, and a Target Energy Supply Rate-based Optimal Placement Algorithm that optimizes the arrangement using the minimum modules required to meet the target. Furthermore, a C++/CUDA-based GPU acceleration engine was developed to handle large-scale computations for hourly shading and power generation analysis, ensuring high responsiveness by providing feedback within seconds. To verify the tool's utility, 20 design alternatives created by architecture majors for a site in Seoul were analyzed with a target energy supply rate of 20%. The results demonstrated that the tool successfully derived placement plans within a 20-21% energy supply range for all designs. The number of modules per gross floor area averaged 0.11 modules/m² with a deviation of approximately 2%, confirming the tool's capability to provide consistent and reliable placement planning across diverse architectural forms.

Keywords: Zero Energy Building, Photovoltaics, Early Design Stage, PV Planning Support Tool, Optimal PV Module Placement Algorithm

1. 서 론

1.1 연구의 배경 및 목적

건축 분야에서는 제로에너지 건축물(Zero Energy Building, ZEB) 인증 제도를 도입하여 건물 부문의

탄소 중립을 실현하고자 한다. ZEB 구현을 위해 적용되는 다양한 신재생 에너지 시스템 중, PV(Photovoltaics) 시스템은 비교적 설치가 간편하고, 유지관리가 용이하다는 특징으로 인해 2017년을 기점으로 건물 부문의 보급률이 가장 높게 나타나고 있다(조

**목원대학교 일반대학원 건축학과 박사과정(주저자: pjh@mokwon.ac.kr)

**목원대학교 건축학부 부교수(교신저자: shbaek@mokwon.ac.kr)

Received: March 11, 2026 / Accepted: May 14, 2026

일현·박정순, 2022). 이는 ZEB 계획 시 PV 시스템 배치를 우선적으로 고려하는 것이 합리적인 선택임을 시사한다.

일반적으로 PV 시스템은 건물 외피에 배치되어 에너지를 생산하기 때문에, 외피 면적에 따라 PV 시스템의 설치 가능 용량이 결정된다. 그러나 무분별한 PV 시스템 배치는 건물의 디자인을 크게 훼손할 우려가 있으므로 이를 고려하여 배치안을 결정할 필요가 있다(김이레 외, 2025). 특히, ZEB 구현을 목적으로 하는 경우, 목표 자립률이라는 명확한 기준치를 만족하면서 건물 외관 디자인을 훼손하지 않는 범위에서의 적정 PV 시스템 용량, 위치, 설치방식을 결정할 수 있어야 한다.

이를 위한 방안으로 SAM, PVsyst, Skelion 등과 같은 PV 시스템 발전 성능 시뮬레이션 도구들을 활용할 수 있다. 해당 도구를 활용하면 디자인한 건물을 대상으로 PV 시스템 배치안을 계획하고 발전 성능을 평가하는 것이 가능하다. 그러나, 해당 도구들은 PV 시스템의 성능을 정밀하게 평가하는 데에 초점을 두어 개발된 도구들이다. 즉, 목표 자립률이라는 기준치를 달성하면서 디자인 또한 만족하는 배치안을 결정하기 위해서는 건축가 스스로 PV 시스템 용량 및 설치방식을 반복적으로 수정해가며 적절한 대안을 탐색해야 한다. 이는 적게는 수십, 많게는 수백 개의 디자인을 검토하는 초기 설계 단계에서 수행하기에 한계가 있다.

이에 본 연구에서는 초기 설계 단계에서 ZEB 구현을 위해 건축가가 목표 에너지 자립률을 만족하는 PV 시스템 배치안을 신속하게 검토할 수 있도록, SketchUp 기반의 PV 시스템 자동 배치 및 의사결정 지원 도구를 개발하고 그 유용성을 검증하고자 한다. 본 논문에서는 해당 도구를 PV planning support tool로 정의하였다. 구체적으로는 건축 실무에서 가장 보편적으로 활용되는 SketchUp 환경 내에서 건축가가 모델링한 건물을 대상으로 목표 자립률을 만족

할 수 있는 PV 시스템 배치안을 자동 생성하는 도구를 개발하는 것을 목표로 한다. 이는 단순히 성능 계산을 넘어, 제시된 다양한 설계안에 따른 필요 PV 시스템 용량과 발전 성능을 제시함으로써, 설계 초기 단계에서 ZEB 구현을 위해 반복적으로 수행하던 PV 배치안 탐색 과정을 최소화하는 데 목적이 있다. 나아가 개발된 도구가 실제 다양한 설계 대안에서도 목표 자립률에 부합하는 PV 시스템 배치안을 도출할 수 있는지 검증하여 그 유용성을 판단하고자 한다.

1.2 연구의 범위 및 방법

PV planning support tool 개발에 앞서, 기존에 상용화되어 있는 PV 시스템 성능 평가 시뮬레이션 도구들을 크게 3가지 기준으로 분류하여 고찰하였다. 이를 통해, 각 도구에서 제공하는 주요 기능을 확인하고, 해당 도구를 활용한 ZEB 설계 방법의 한계점을 도출하였다. 도출된 한계점을 기반으로 건축가 관점에서 ZEB 구현을 위해 요구되는 PV planning support tool의 기능 요건과 개발 방향을 정리하였다.

이후, ZEB 계획 지원 관점에서 PV planning support tool의 전체 프로세스를 수립하고, 해당 프로세스의 핵심이 되는 PV 시스템 최대 배치 알고리즘과 목표 자립률 기반 PV 시스템 최소 배치 알고리즘을 개발하였다. 그 후 PV planning support tool의 시스템 아키텍처를 수립하고 이를 기반으로 SketchUp 플러그인 형태로 구현하였다.

마지막으로, 개발된 PV planning support tool이 제시하는 PV 시스템 배치안이 건축가의 의사결정을 지원하는 데 있어 유의미한 정보인지를 정량적으로 평가하기 위한 유용성 검증을 수행하였다. 구체적으로 건축 관련 전공자 20인을 대상으로 서울시 마포구 망원동에 있는 임의 부지를 대상으로 매스 스터디를 진행 후, 각 설계 대안별 최소한의 모듈수로 목표 자립률 20%를 만족하는 배치안을 각각 생성하여 그 결과를 분석하였다.

2. 기존 PV 시스템 성능 평가 시뮬레이션 도구 고찰

2.1 PV 시스템 성능 평가 전용 도구

PV 시스템 성능 평가 전용 도구란, 다른 건축 설계 도구와 연계 없이 PV 시스템 설계부터 배치안 검토, 발전 성능 평가까지의 전 과정을 수행할 수 있도록 지원하는 도구를 의미하며 대표적으로 SAM, RETScreen 등이 존재한다. SAM은 미국 에너지부 산하 국립재생 에너지연구소(NREL)에서 개발한 Window 환경에서 구동되는 애플리케이션으로, PV 시스템의 성능 평가 및 경제성 분석에 적극 활용되고 있다. RETScreen은 신재생에너지 시스템의 예비 타당성 검토, 에너지 생산량 산정, 비용 및 온실가스 저감 효과 분석 등을 지원하는 도구로, PV 시스템을 포함한 다양한 에너지 시스템의 초기 검토에 활용될 수 있다.

ZEB 구현 관점에서 보면, SAM은 정밀한 PV 시스템 성능 평가에 초점을 둔 도구로서 건축가가 모듈 온도계수, 인버터의 DC/AC 변환효율, 연평균 표면 오염도 등의 세부 설계 정보를 입력할 수 있는 특징이 있다. 이는 ZEB 달성 여부를 높은 정확도로 예측하는 데 이점이 있을 수 있으나, 이를 위해 PV 시스템 설계와 관련한 엔지니어 수준의 지식이 요구된다. 또한 목표 자립률을 달성할 수 있는 배치안을 결정하기 위해 건축가가 직접 PV 시스템 배치 방식 및 용량을 변경해가며 탐색해야 한다는 번거로움이 존재한다.

2.2 건축 설계 도구와 연계되는 PV 시스템 성능 평가 도구

건축 설계 도구와 연계되는 PV 시스템 성능 평가 도구란, 건물 설계 시 주로 활용되는 AutoCAD, Revit, Rhino 등과 연계하여 PV 시스템 성능 평가를 수행하는 도구를 의미하며 대표적으로 Solar Analysis, LadyBug Tools가 있다. Solar Analysis는 Revit에

플러그인 형태로 구현된 PV 시스템 성능 분석 및 경제성 평가 도구이다. LadyBug Tools는 Rhino/Grasshopper 환경에서 일사량, 일조시간, 음영, 열환경 등 건축 환경성능 분석을 수행할 수 있는 파라메트릭 분석 도구로, 건물 디자인 변화에 따른 일조건 및 PV 발전량을 검토하는 데 활용될 수 있다.

ZEB 설계 관점에서 보면, Solar Analysis는 BIM 모델을 기반으로 건물 외피별 일사량 분포와 PV 시스템의 예상 발전성능을 빠르게 파악할 수 있어 초기 설계 단계에서 여러 설계안을 검토하는 데 유용하다는 장점이 있다. 특히 지붕 및 입면 중 일사량이 높은 부위를 컬러맵을 통해 직관적으로 식별하고, 외피별 예상 연간 발전량과 투자 회수 기간을 즉시 검토할 수 있어 ZEB 구현을 위해 PV 시스템을 배치할 외피 면을 선별하는 데 도움을 준다. 그러나 Solar Analysis는 기본적으로 입사되는 일사량을 기반으로 PV 시스템의 발전성능을 빠르게 평가하는 데 초점을 둔 도구이다. 즉, PV 시스템 배치안을 모델링하여 제공하지 않고, 건축가가 선택한 외피 면에 PV 모듈을 최대 배치한다는 가정하에 성능을 평가한다. 이는 ZEB 설계 과정에서 PV 시스템의 잠재력 및 경제성을 간단하게 검토하는 의사결정 지원 도구로는 유용할 수 있으나, PV 시스템의 방위, 기울기, 개수를 조정하여 배치안을 정밀하게 계획하거나, 배치안에 대한 디자인을 시각적으로 검토하고자 하는 경우 다른 도구를 활용해야 한다는 한계가 있다.

2.3 SketchUp과 연계되는 PV 시스템 성능 평가 도구

SketchUp과 연계되는 PV 시스템 성능 평가 도구란, 3D 기반 설계 도구인 SketchUp 내에서 PV 시스템 계획 및 발전성능 평가를 지원하는 도구를 의미하며, 대표적으로 Skelion, PVsyst 등이 있다. Skelion은 SketchUp 환경에서 PV 시스템 계획을 더욱 간편하게 수행할 수 있도록 지원하는 것을 목적으로 개

발된 플러그인 도구로, 2011년 스페인 출신 엔지니어인 Juan Pons가 구성한 팀에 의해 개발되었다. PVsyst는 PV 어레이 구성, 인버터, 손실요소, 음영 조건 등을 반영하여 PV 시스템의 발전성능을 정밀하게 분석하는 전문 시뮬레이션 도구이며, SketchUp과 연계하여 음영 분석 및 배치 검토에 활용될 수 있다.

ZEB 설계 관점에서 보면, Skelion은 SketchUp 환경에서 건물 형상 변화에 따라 PV 시스템의 설치 가능 용량과 예상 발전량을 비교적 빠르게 확인할 수 있어 초기 설계 단계에서 PV 시스템의 잠재력을 검토하는 데 유용하다고 판단된다. 다만 Skelion의 기능은 건축가가 선택한 건물 외피를 대상으로 한 PV 시스템 배치 및 성능 평가에 초점이 맞춰져 있다. 즉, 디자인한 건물에 대해 목표 에너지 자립률을 만족하는 배치안을 결정하기 위해서는 건축가가 PV 시스템 배치안을 반복적으로 변경해가며 적절한 대안을 탐색해야 한다는 번거로움이 존재한다.

앞서 분석한 내용을 종합하자면, SAM, Solar Analysis, Skelion과 같은 기존 도구들은 PV 시스템 배치에 따른 성능 검토에는 유용할 수 있으나, 다양한 건물 설계안에 대해서 목표 자립률을 만족하는 PV 시스템 배치안 결정에 대한 지원 도구로서의 역할은 부족하다는 공통적인 한계점이 존재한다고 볼 수 있다.

3. ZEB 구현을 위한 PV 시스템 자동 배치 알고리즘 수립 및 PV planning support tool 개발

3.1 PV planning support tool 전체 프로세스

일반적으로 초기 설계 단계에서는 매스 스터디를 통해 용적률, 일조권 사선제한 등과 같은 건축 법규와 건축주의 요구사항을 동시에 만족하는 건물 디자인을 결정하게 된다. 그러나 이 과정에서 ZEB 구현을 위한 PV 시스템 계획을 추가로 고려할 경우, PV

시스템 배치에 따른 발전성능과 디자인을 동시에 고려해야 한다는 복합적인 문제에 직면하게 된다. 특히, 앞서 고찰을 통해 알 수 있듯이 PV 시스템 성능 평가 시뮬레이션 도구를 활용하더라도 건축가가 직접 PV 시스템의 설치 위치, 기울기, 방위각 및 용량을 반복적으로 변경해가며 목표 자립률 달성 가능한 대안을 찾아야 한다는 번거로움이 존재하였다. 따라서 본 연구에서는 이러한 ZEB 설계 과정의 어려움을 해소할 수 있도록 지원하기 위해 크게 두 가지 정보가 제공되어야 한다고 판단하였다.

첫째, 현재의 설계 대안이 목표 자립률을 달성할 수 있는 형태인지에 대한 정보이다. 이는 매스 스터디 이후 설계가 구체화하는 과정에서 PV 시스템 배치 가능 영역이 부족하여 목표 자립률 달성이 불가해 건물 형태를 변경해야 하는 불필요한 시행착오를 최소화하기 위함이다. 둘째, 목표 자립률 달성을 위해 필요한 최소 모듈수와 설치방식에 대한 정보이다. 이는 PV 시스템 설계와 관련하여 전문 지식이 없는 건축가가 과설계를 하지 않도록 방지하기 위함이다. 본 연구에서는 이러한 정보 제공을 위하여 Fig. 1과 같이 PV planning support tool의 프로세스를 수립하였으며, 해당 프로세스는 크게 Project Information, Maximized PV Layout, PV Layout Optimization의 3단계로 구성된다.

첫째, Project Information 단계는 시뮬레이션을 위한 경계 조건을 설정하는 과정이다. 건축가는 SketchUp 환경에서 대상 건물 및 주변 구조물을 모델링 한 후, 입력창을 통해 건축 지역, 용도, 목표 자립률, 모듈 크기 등 성능 계산에 필요한 필수 파라미터를 정의한다. 둘째, Preliminary Review 단계는 건물 외피에 PV 모듈을 최대로 배치하였을 때 목표 자립률을 달성할 수 있는지 사전에 검토하는 단계이다. 이때, 각 PV 모듈 표면에 발생하는 음영 비율 및 그에 따른 발전량 산출 방법은 박준환·백승효(2025) 연구에서 제시한 Ray Casting 기반 음영 비율 산정

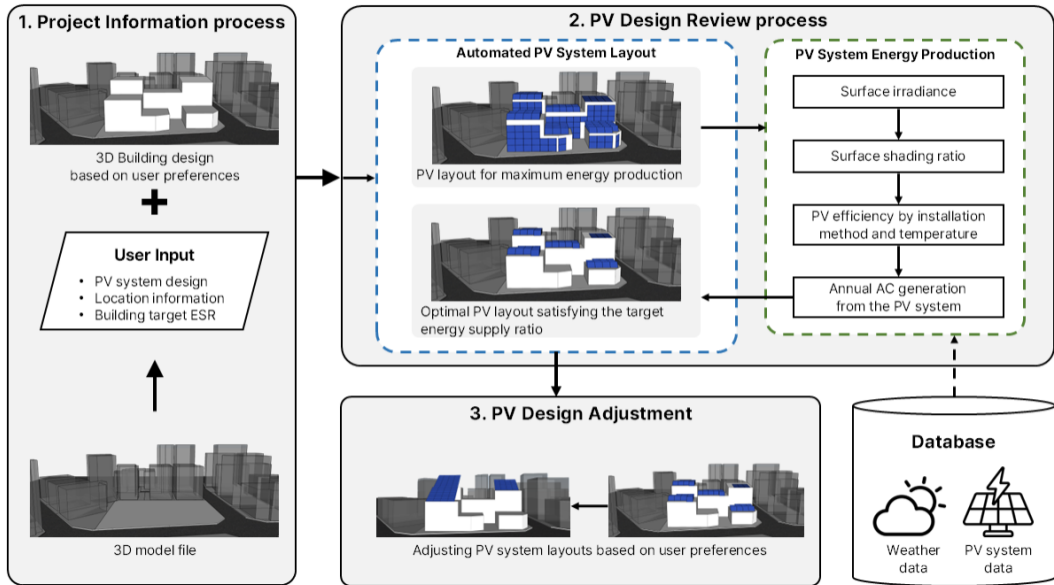


Fig. 1. PV Design Tool Whole Process

및 표면 일사량 기반 발전성능 평가 알고리즘을 동일하게 적용하여 산정한다. 셋째, Optimizing PV design 단계에서는 최소한의 PV 모듈수로 목표 자립률을 달성할 수 있는 배치안을 자동으로 생성하여 건축가에게 제공한다. 건축가는 생성된 배치안을 통해 목표 달성에 필요한 PV 모듈수와 시각적인 배치 형태를 검토하여 심미성과 에너지 성능을 동시에 고려한 합리적인 의사결정을 내릴 수 있다.

3.2 목표 자립률 기반 PV 시스템 배치안 생성 알고리즘 수립

본 절에서는 3.1절에서 제시한 PV planning support tool의 프로세스를 구현하기 위한 핵심 알고리즘으로, PV 시스템 최대 배치 알고리즘과 목표 자립률 기반 PV 시스템 최소 배치 알고리즘을 수립하였다. PV 시스템 최대 배치 알고리즘은 SketchUp상에 모델링된 건물 외피에 PV 모듈을 최대 배치하고, 이때의 발전성능을 평가하여 해당 설계안이 달성할 수 있는 최대 자립률을 제시하는 알고리즘이다. 목

표 자립률 기반 PV 시스템 최소 배치 알고리즘은 목표 자립률을 만족하는 범위에서 최소한의 PV 모듈수로 배치안을 생성하는 알고리즘이다.

일반적으로 PV 시스템의 발전성능은 음영 비율, 설치 각도, 방위 등 다양한 변수에 따라 크게 변화한다. 따라서 최소한의 모듈수로 목표 자립률에 부합하는 배치안을 제시하기 위해서는 Backtracking, Local Search 등 확정적(Exact) 알고리즘이나, Simulated Annealing, Particle Swarm Optimization 등 메타휴리스틱(Metaheuristics) 알고리즘을 활용할 수 있다. 그러나 수많은 설계안을 검토해야 하는 초기 설계 단계에서 방대한 공간을 탐색하는 방식은 과도한 연산 비용을 초래한다는 한계가 있다.

이에 본 연구에서는 표면 일사량 기반의 PV 시스템 배치 방법을 제안하고자 한다. 이는 PV 시스템의 발전성능이 잠재적으로 높게 나타날 수 있는 위치를 선별해 우선 배치하는 방식이다. 이러한 배치 방법은 방대한 공간 탐색 없이 발전성능이 높게 나타나는 PV 시스템 배치안을 결정할 수 있다.

구체적인 배치 과정은 다음과 같다. 먼저, 건물의 각 외피면을 PV 모듈 크기의 그리드로 나눈다. 각 그리드 영역별로 주변 구조물에 의해 발생하는 음영 비율을 산출하며, 이를 기반으로 표면 일사량을 산출한다. 이때, 음영을 반영한 표면 일사량 계산식은 식 (1)과 같다. 각 그리드 중 표면 일사량이 높게 나타나는 영역, 즉 PV 모듈을 배치하였을 때 발전능력이 높게 나타날 가능성이 높은 영역부터 PV 모듈을 배치한다. 이때, PV 모듈의 발전량 계산식은 식 (2)와 같다. 만약, PV 모듈을 배치하는 과정에서 목표 자립률을 달성하는 경우, 즉시 배치를 중단하고 현재의 PV 시스템 배치안을 건축가에게 제시한다.

$$I = [(I_d + I_b) \times (1 - \frac{R_{sh}}{100})] + I_r \quad (1)$$

여기서,

- I : 표면에 입사되는 전 일사량(W/m²)
- I_d : 표면에 입사되는 확산 일사량(W/m²)
- I_b : 표면에 입사되는 직달 일사량(W/m²)
- I_r : 표면에 입사되는 반사 일사량(W/m²)
- R_{sh} : 표면 음영 비율(%)

$$P_{DC} = \frac{\eta_p}{100} \cdot A_m \cdot I \cdot (1 - \frac{L_{DC}}{100}) \quad (2)$$

여기서,

- L_{DC} : PV 모듈 발전 과정에서의 손실률(%)
- A_m : PV 모듈 면적(m²)
- η_p : 후면 온도에 따른 PV 모듈 발전 효율(%)
- P_{DC} : PV 모듈의 직류 전력(W)

3.3 시스템 아키텍처 및 SketchUp Plugin 구현

본 절에서는 앞서 제시한 PV 시스템 배치안 자동 생성 알고리즘을 SketchUp Plugin 형태로 개발하

고자 한다. 해당 도구를 구현하기 위한 플랫폼으로 SketchUp을 채택한 이유는 초기 설계 단계에서의 높은 활용도에 기인한다. Horvat et al.(2011) 연구에 따르면, 건축 관련 종사자 1,623명을 대상으로 설계 단계별 주로 사용하는 설계 도구에 대한 설문을 한 결과, 약 25%가 초기 설계 단계에서 SketchUp을 활용한다고 응답하였다. 이는 29% 수준인 AutoCAD에 이어 두 번째로 높은 수치이며, 3D 모델링 도구 중에서는 가장 독보적인 점유율이다. 즉, 건물 디자인을 결정하는 초기 설계 단계에서 가장 널리 활용되는 플랫폼 중 하나인 SketchUp 상에 목표 자립률에 부합하는 PV 시스템 배치안을 자동 생성 및 이를 건축가가 시각적으로 검토할 수 있다면, 심미성과 에너지 성능을 동시에 고려한 합리적인 의사결정이 가능할 것으로 판단하였다.

한편, 건물에 설치되는 PV 시스템의 성능을 정밀하게 평가하기 위해서는 일반적으로 1년을 시간 단위로 나누어 PV 모듈 표면 일사량, 셀(Cell) 온도, 표면에 발생하는 음영 비율 등을 고려한 시뮬레이션을 수행해야 한다. 특히 건물 외피 전역에 수백~수천 개의 모듈을 배치하는 경우, 시간별 모듈 단위의 음영·발전량 계산을 반복 수행해야 하므로 연산 부담이 급격히 증가한다. 따라서 초기 설계 단계에서 건축가가 다양한 배치안을 반복적으로 검토할 수 있도록 지원하기 위해서는, 이러한 대규모 연산을 수 초 내로 처리하고 결과를 즉시 제공할 수 있어야 한다. 이에 본 연구에서는 고비용 수치 연산과 건축가 친화적 인터페이스 요구를 동시에 충족하기 위해, Fig. 2에 제시된 바와 같이 PV planning support tool의 시스템 아키텍처를 계산 엔진 계층, 데이터 전·후처리 및 건축가 인터페이스 계층, 데이터 입출력 계층으로 구성하였다. 계산 엔진 계층의 핵심인 시간 단위의 음영 및 일사량 계산 등 수치 연산 알고리즘은 C++/CUDA 기반 GPU 라이브러리로 구현하였다. 반면, 데이터 전·후처리 및 건축가 인터페이스 계층에

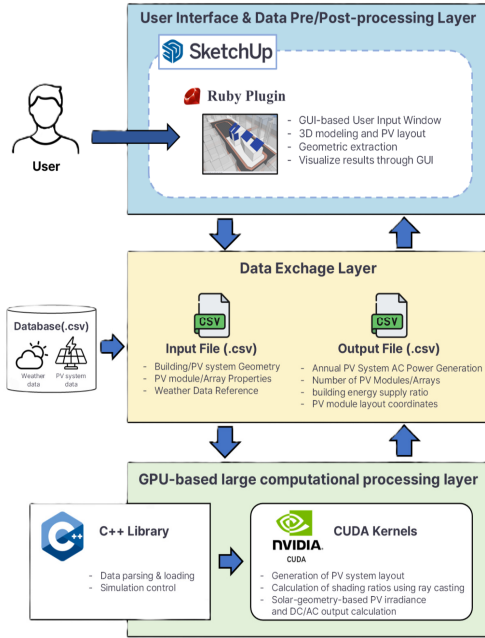


Fig. 2. System Architecture of the PV Design Tool

서는 건물 3차원 모델의 기하 정보 추출, PV 시스템 배치 시각화 및 건축가 입력 데이터 관리를 SketchUp에서 공식적으로 지원하는 Ruby 언어 기반 API를 이용한 Plugin으로 구현하였다. 마지막으로 계산 엔진 계층과 SketchUp Plugin 계층은 데이터 입출력 계층에서 CSV 형식의 입력·출력 파일을 매개로 결합하도록 설계하였다.

4. PV Planning Support Tool 유용성 검증

4.1 검증 조건 및 Mass Study 결과

ZEB 구현을 위한 지원 도구로서 실질적으로 사용되기 위해서는, 정형화되지 않은 다양한 건물 설계안에 대해서도 목표 자립률에 맞춰 일관성 있게 PV 시스템 배치안을 제시할 수 있어야 하며, 그 결과가 건축가 관점에서 충분히 이해할 수 있는 수준이어야 한다. 이에 본 장에서는 실제 건축가가 디자인한 Mass 대상으로 목표 자립률 20%일 때에 PV 배치

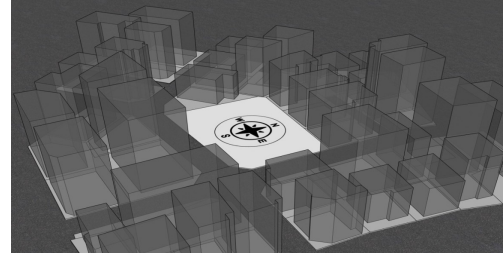


Fig. 3. A Bird's-Eye View of the Site Used for the Mass Study

안을 자동으로 생성하고 그 결과에 대한 일관성을 분석하여, 본 연구에서 개발한 도구의 유용성을 판단하고자 한다. 이를 위해 건축 관련 전공자 20인을 대상으로 서울시 마포구 망원동에 있는 부지에 대한 매스 스터디를 수행하도록 하여 20개의 설계안을 도출하였다. 대상 부지의 조감도는 Fig. 3과 같으며, 참가자는 건폐율, 용적률, 일조권 사선 제한 등 관련 건축 법규를 준수하여 매스 스터디를 수행하였다. 최종적으로 생성된 20개의 설계안은 Mass 1부터 Mass 20까지 일련번호를 부여하여 구분하였으며, 이는 Tables 1, 2와 같이 각 설계안의 층수, 연면적, 지붕 면적 등 상세 설계 정보를 정리하였다. 에너지 자립률 산정에 필요한 건물 소비량의 경우, 하수연(2020) 연구에서 제시한 업무시설 규모별 단위면적당 연간 에너지 소비량에 각 건물의 연면적에 곱한 값을 활용하였으며, 구체적인 수치는 Table 3에 정리하였다. 자립률 산출을 위해 필요한 각 대안의 총 연간 에너지 소비량은 설계안의 연면적에 해당 단위 면적당 소비량을 곱하여 산출하였다.

PV 시스템의 경우, 2m^2 크기의 단결정 실리콘 모듈 설치를 가정하였다. 모듈 효율은 19.0%로 설정하였으며, 표준시험조건(STC, $1,000\text{W}/\text{m}^2$) 기준 모듈 1장당 정격용량은 약 380Wp 로 산정하였다. 온도계수는 RETScreen 기술 보고서(National Resource Canada, 2003)에서 제시하는 일반적인 단결정 모듈의 특성값인 $-0.4\%/^{\circ}\text{C}$ 를 적용하였다. 또한, 발전 과

Table 1. Mass Study Results by 20 Architecture Majors

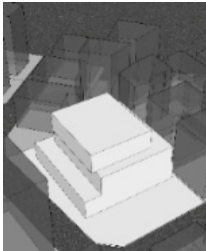
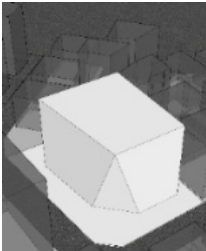
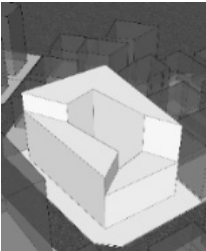
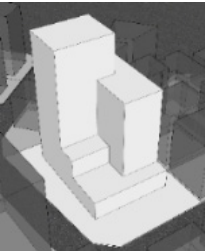
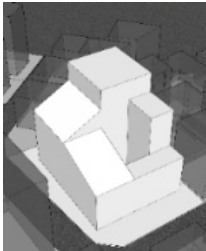
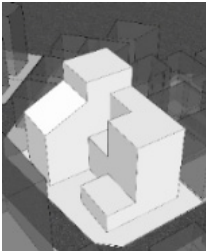
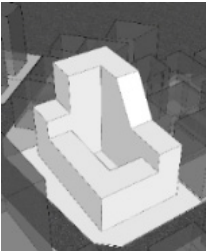
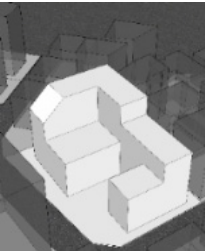
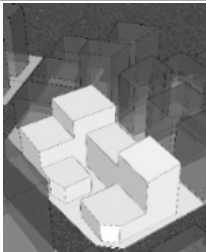
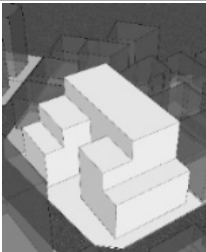
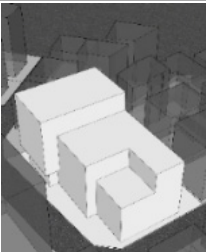
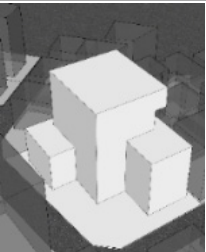
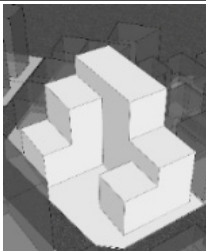
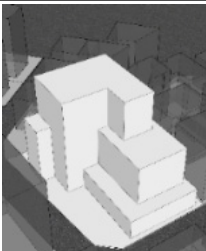
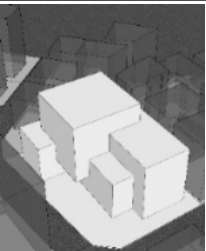
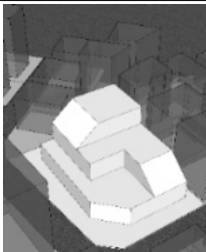
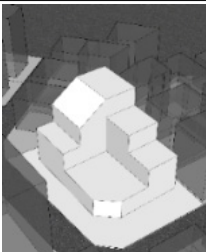
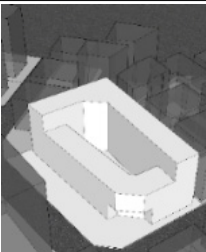
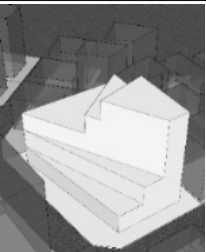
Mass Study Results			
			
Mass 1	Mass 2	Mass 3	Mass 4
			
Mass 5	Mass 6	Mass 7	Mass 8
			
Mass 9	Mass 10	Mass 11	Mass 12
			
Mass 13	Mass 14	Mass 15	Mass 16
			
Mass 17	Mass 18	Mass 19	Mass 20

Table 2. Design Information for Each Mass

Design No.	The Number of Floor (-)	Total Floor Area (m ²)	Roof Area (m ²)	Facade Area (m ²)	Energy Consumption (kWh/yr)
Mass 1	3	883	412	816	151,787
Mass 2	4	1,323	336	1,168	227,388
Mass 3	4	1,155	341	1,761	198,625
Mass 4	7	1,465	340	1,728	251,838
Mass 5	5	1,444	211	1,805	248,224
Mass 6	5	1,358	304	1,705	233,355
Mass 7	5	1,073	302	1,763	184,363
Mass 8	4	1,136	351	1,462	195,193
Mass 9	3	851	413	1,115	146,263
Mass 10	4	1,492	452	1,504	256,476
Mass 11	4	1,468	452	1,344	252,349
Mass 12	5	1,437	390	1,546	246,964
Mass 13	5	1,488	410	1,728	255,787
Mass 14	5	1,532	453	1,600	263,377
Mass 15	5	1,434	400	2,008	246,454
Mass 16	4	1,342	420	1,324	230,655
Mass 17	3	842	349	854	144,820
Mass 18	4	924	324	1,065	158,913
Mass 19	3	943	369	1,525	162,147
Mass 20	5	1,372	435	1,387	235,898

Table 3. Annual Energy Consumption per Unit Area for Office Buildings

Total floor Area Range	Annual Energy Consumption per Unit Area
Office Buildings (Less than 3,000 m ²)	115.3
Office Buildings (3,000 m ² ~9,999 m ²)	126.4
Office Buildings (10,000 m ² or More)	171.4

정에서 발생하는 모듈 표면 오염 및 시스템 간 불일치 등에 의한 손실률은 Freeman et al.(2014)의 연구에 제시된 SAM의 기본값인 10.5%를 적용하였다.

4.2 목표 자립률 20%일 때, PV 시스템 배치안 생성 결과 분석

Tables 4, 5는 목표 자립률 20%를 적용하였을 때, 각 설계안별로 PV 시스템 배치 결과를 정리한 것이다. 분석 결과, 모든 설계안의 에너지 자립률은 20.0~21.0% 범위에 분포하며, 목표 자립률에 근접한 배치가 이루어짐을 확인하였다. 전체 20개 설계안 중 Mass 3, 4, 7, 14, 20을 제외한 15개 설계안은 지붕면을 활용하는 것만으로 목표 자립률을 달성하였으나, 지붕 면적이 상대적으로 협소한 나머지 5개의 설계안은 입면 배치를 병행하여 목표를 충족하였다. 단위 모듈당 연간 발전량은 평균 315kWh/yr 수준으로 산정되었으며, 대부분의 설계안에서 300kWh/yr

Table 4. PV System Layout Results at a 20% Target Energy Supply Ratio

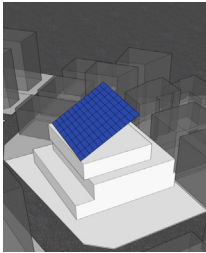
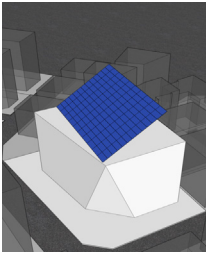
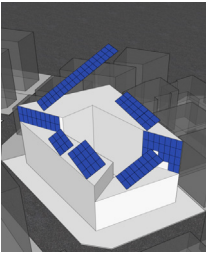
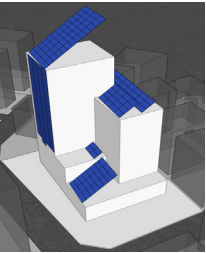
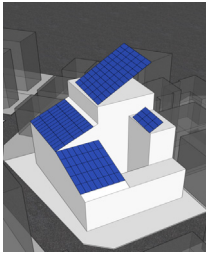
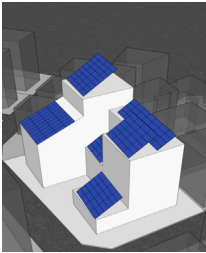
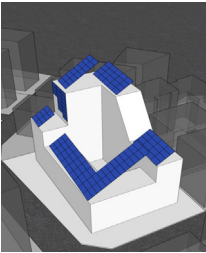
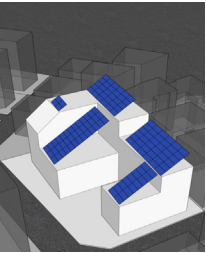
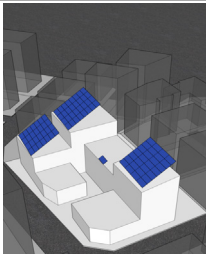
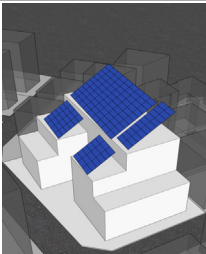
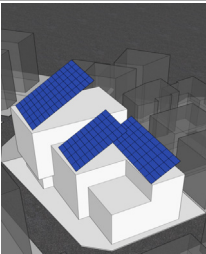
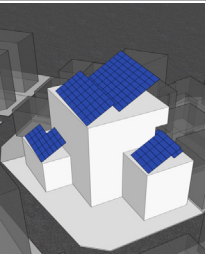
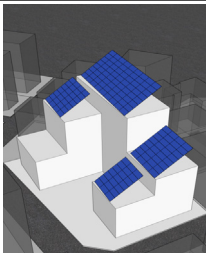
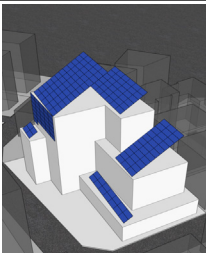
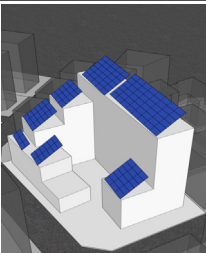
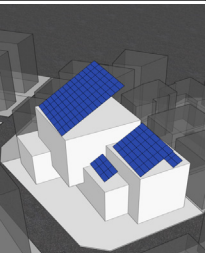
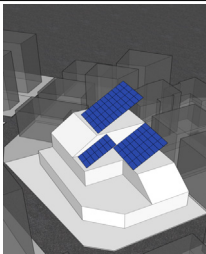
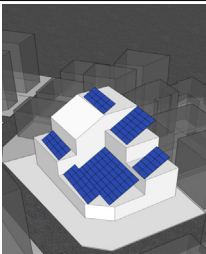
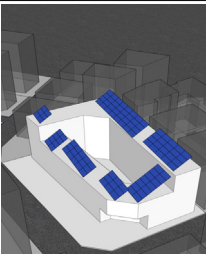
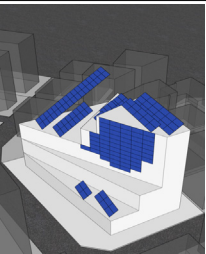
PV System Layout Results			
			
Mass 1	Mass 2	Mass 3	Mass 4
			
Mass 5	Mass 6	Mass 7	Mass 8
			
Mass 9	Mass 10	Mass 11	Mass 12
			
Mass 13	Mass 14	Mass 15	Mass 16
			
Mass 17	Mass 18	Mass 19	Mass 20

Table 5. Details of PV System Layouts for 20 Masses at a 20% Target Energy Supply Ratio

Design No.	Energy Supply Ratio (%)	Amounts of Energy Production per PV Module (kWh)	The Number of PV Module	
			Roof	Facade
Mass 1	21.0	350.8	91	0
Mass 2	20.2	353.7	130	0
Mass 3	20.4	297.3	95	41
Mass 4	20.1	256.3	120	77
Mass 5	20.0	316.4	157	0
Mass 6	20.1	300.9	156	0
Mass 7	20.0	284.0	114	16
Mass 8	20.8	325.4	125	0
Mass 9	20.1	330.6	89	0
Mass 10	20.7	348.9	152	0
Mass 11	20.4	317.4	162	0
Mass 12	20.4	314.1	160	0
Mass 13	20.2	337.9	153	0
Mass 14	20.1	296.8	147	31
Mass 15	20.0	335.9	147	0
Mass 16	20.1	313.3	148	0
Mass 17	20.3	326.9	90	0
Mass 18	20.4	312.5	104	0
Mass 19	21.0	327.6	104	0
Mass 20	20.0	291.3	107	55

이상의 발전성능을 유지하였다.

배치 형태에 따른 발전성능 분석 결과, 단일 어레이를 크게 배치한 Mass 1, 2, 13은 350kWh/yr에 근접한 고성능을 보인 반면, 다수의 어레이를 밀집 배치한 Mass 3, 4, 7, 14, 20은 어레이 간 상호 음영 간섭으로 인해 300kWh/yr 이하로 성능이 저하되는 양상을 보였다. 이는 목표 자립률 달성을 위해 개별 모듈의 성능뿐만 아니라 어레이 간 이격거리 및 배치의 최적화가 필요하다는 것을 의미한다. 한편, 배치 결과의 일관성 측면에서 연면적 대비 모듈수는 평균 0.11장/m²이며 최대 편차는 2% 이내로 나타났다. 이러한 결과는 건물의 각기 다른 형상에서도 본 연구의 알고리즘이 목표 자립률 달성을 위한 모

듈 밀도를 일관성 있게 산출하고 있음을 입증하는 지표로 볼 수 있다.

4.3 건물 형태와 목표 자립률 달성 간의 상관관계 분석

건물 형태와 목표 자립률 달성 가능성의 상관관계를 분석하기 위해, Fig. 4와 같이, 각 설계안별로 지붕 및 입면 면적과 배치된 PV 모듈수를 그래프로 나타내었다. 해당 그래프를 보면, 지붕과 입면의 비율이 약 1:2 혹은 1:3으로 비교적 지붕이 넓게 설계된 Mass 1, 2, 9, 17, 18의 경우, 연면적 대비 PV 모듈수가 약 0.10장/m² 수준으로 나타나 다른 배치 결과와 달리 상대적으로 적은 수로 목표 자립률을 만족할 수 있

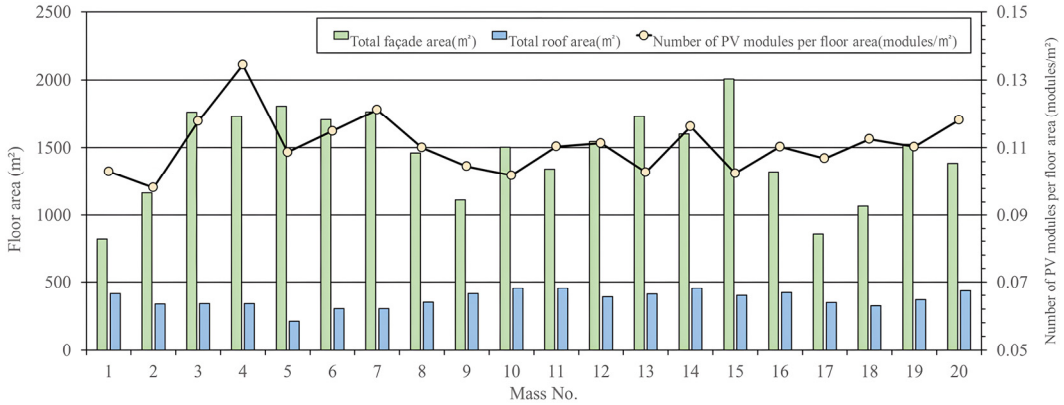


Fig. 4. Comparison of Roof and Facade Areas and PV Module Counts per Total Floor Area by Mass

었다. 이는 발전 효율이 높은 지붕면을 충분히 활용하여 PV 시스템 배치안을 결정할 수 있었기 때문으로 판단된다. 그와 반대로, 지붕보다 입면 면적의 비중이 높은 Mass 3, 4, 7, 14 등의 경우 연면적 대비 PV 모듈수가 약 0.11장/m²에서 최대 0.14장/m²까지 상승하는 것을 확인하였다. 이는 입면에 비해 다소 협소한 지붕면만으로는 목표 자립률을 만족하지 못해, 발전 효율이 상대적으로 낮은 입면에 PV를 다수 배치하여 목표 자립률을 달성한 것이라 판단된다.

건물의 기하학적 형태 측면에서의 자가 음영(Self-Shading)은 PV 발전 효율에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. Mass 4, 7, 14와 같이 서남측이 높고 북동측으로 낮아지는 계단식 디자인은 옥상의 상당 부분에 자체적인 음영을 발생시킨다. 이는 옥상에 배치되는 PV의 성능을 하락시키는 요소로 작용하며, 결과적으로 목표 자립률 달성을 위해 평균 0.13장/m² 이상의 높은 PV 모듈 밀도가 요구되는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라, PV 어레이 배치 방식 측면에서 보면, 지붕에 단일 어레이를 크게 배치한 Mass 1, 2, 13은 350kWh/yr에 근접한 고성능을 보인 반면, 다수의 어레이를 밀접하게 배치한 Mass 3, 4, 7, 14, 20은 어레이 간 상호 음영으로 인해 300 kWh/yr 이하로 성능이 저하되는 양상을 보였다. 이

는 목표 자립률 달성을 위해 PV 어레이 간 이격거리 및 배치 구도의 최적화가 필요함을 의미한다.

마지막으로, 연면적 및 지붕 면적의 비례와 입면 배치 결정 간의 인과관계를 분석한 결과, 단순히 지붕 면적을 확보하기보다는 높은 발전성능을 나타낼 수 있는 지붕면의 확보가 더 중요한 요소임이 드러났다. Tables 2와 5를 교차 분석하면, 지붕 면적 비율이 14%로 매우 낮았던 Mass 5는 지붕에 모듈을 밀착 배치하여 입면 활용 없이 목표 자립률을 달성하였으나, 지붕 비율이 약 28%로 두 배 이상 높았던 Mass 7은 오히려 16개의 모듈을 입면에 추가로 배치하였다. 이는 Mass 7의 건물 형상 및 어레이 간 음영 영향이 PV 시스템의 발전성능을 크게 저하했기 때문으로 판단된다. 종합하면, ZEB 구현을 위한 초기 설계 시에는 지붕 면적을 단순히 확보하기만 하는 과정을 넘어, 건물 자체의 기하학적 형상과 PV 어레이 배치 계획을 고려하여 높은 발전성능을 나타낼 수 있는 지붕 면적을 최대한 확보하는 것이 중요하다.

5. 결론

본 연구는 2050 탄소 중립 정책 실현을 위한 건축 분야의 핵심 과제인 ZEB 구현을 목적으로, 초기 설

제 단계에서 활용할 수 있는 목표 자립률 기반 PV 시스템 자동 배치 및 의사결정 지원 도구를 개발하고 그 유용성을 검증하였다. 기존의 PV 시스템 성능 평가 도구는 빈번한 디자인 수정이 일어나는 초기 설계 단계의 특성을 반영하지 못하였으며, ZEB 구현 측면에서 건축가의 의사결정을 지원하는데 한계가 존재하였다. 이를 보완하기 위해 본 연구는 건축 실무에서 보편적으로 사용되는 SketchUp 환경 내에서 목표 자립률에 맞춰 PV 배치안을 생성하는 플러그인은 개발하였다. 특히, 대규모 연산이 요구되는 시간 단위의 발전 성능 및 음영 계산을 위해 C++/CUDA 기반의 GPU 가속 엔진을 개발함으로써, 설계안 변경에 따른 PV 배치안을 즉각적으로 제공할 수 있도록 구현하였다.

유용성 검증에서는 건축 관련 전공자 20인이 도출한 20개 설계안을 대상으로 목표 자립률 20% 조건의 PV 배치안을 자동 생성 후 결과를 분석하였다. 그 결과, 모든 설계안에서 에너지 자립률이 20~21% 범위로 분포하여 목표에 1% 이내로 근접하도록 PV 시스템 배치안이 생성되었으며, 5개의 설계안을 제외한 나머지 설계안은 지붕면 배치만으로 목표를 달성하였다. 또한 단위 모듈당 연간 발전량은 평균 약 315 kWh/yr 수준을 유지하였고, 연면적 대비 모듈 수는 평균 약 0.11장/m²로 설계안 간 편차가 2% 수준으로 나타나, 다양한 형상에서도 일관된 배치안을 제공할 수 있음을 확인하였다.

다만, 본 연구에서는 PV 모듈의 종류를 단결정 실리콘 모듈로 한정하였고, 건물의 에너지 소비량은 단위면적당 소비량을 활용하였기 때문에 실제 건물의 운영 특성을 반영한 정밀한 자립률 산정에는 한계가 있다. 또한 본 연구에서 제시한 자립률 산정 방식은 국내 ZEB 인증에서 활용하는 1차에너지 소요량 기반의 자립률 산정 방식과 직접적으로 연계되지는 않는다. 따라서 본 연구는 실제 인증 등급 판정을

위한 도구 개발이기보다는, 초기 설계 단계에서 PV 시스템 계획 및 의사결정 지원을 위한 PV 시스템 배치안 생성 방법론을 제안한 것이라 볼 수 있다. 향후에서는 다양한 모듈 제품군의 재료적·전기적 특성을 라이브러리화하여 반영하고, EnergyPlus와 같은 동적 시뮬레이션 엔진과의 연계를 통해 건물 에너지 소요량 산정의 정밀도를 고도화할 필요가 있다. 나아가 1차에너지 소요량 및 국내 ZEB 인증 기준의 신재생에너지 생산량 산정 체계를 반영함으로써, 실제 제도적 평가 기준과 연계 가능한 종합적인 ZEB 설계 지원 플랫폼으로 발전시키고자 한다.

참고문헌

1. 김이레·박준환·백승효(2025), “제로에너지 건축물 계획을 위한 태양광 시스템의 디자인·성능 통합 평가 프로세스”, 『토지주택연구』, 16(2): 131~141.
2. 박준환·백승효(2025), “SketchUp 기반의 PV 시스템 발전 성능 평가 도구 개발”, 『한국건축친환경설비학회 논문집』, 19(1): 22~34.
3. 조일현·박정순(2022), “건물 부문 재생에너지 보급 장벽 분석과 시사점”, 『에너지 포커스』, 19(2): 46~59.
4. 하수연(2020), “계측데이터 기반 표본 업무시설에서의 용도별 에너지사용량 원단위 통계값 도출 및 분석”, 석사학위논문, 이화여자대학교.
5. Freeman, J., J. Whitmore, N. Blair and A. Dobos (2014), *Validation of Multiple Tools for Flat Plate Photovoltaic Modeling Against Measured Data*, Golden: National Renewable Energy Laboratory, 1~20.
6. Horvat, M., M.-C. Dubois, M. Snow and M. Wall (eds) (2011), *International Survey About Digital Tools Used By Architects For Solar Design, Report T.41.B.2*, Cedar: International Energy Agency Solar Heating and Cooling Programme, 45~47.
7. National Resource Canada (2003), *RETScreen International: Clean Energy Project Analysis*, Varennes, PV.21~PV.22.

 요약

기존의 PV 시스템 성능 평가 도구들은 전문 엔지니어 수준의 지식을 요구하며, 빈번한 디자인 수정이 발생하는 초기 설계 단계에서 제로에너지 건축물 구현을 위한 의사결정을 지원하기에는 한계가 있다. 이를 보완하기 위해 본 연구에서는 건축 실무에서 보편적으로 활용되는 SketchUp 환경 내에서 건축가가 설정한 목표 자립률 가능한 PV 시스템 배치안을 자동 생성하는 PV planning support tool을 개발하였다. 해당 도구를 구현하기 위해 대상 건물의 외피에 설치 가능한 최대 용량을 산정하는 최대 배치 알고리즘과 목표 자립률을 달성하는 범위 내에서 최소한의 모듈수로 자동 배치하는 목표 자립률 기반 최적 배치 알고리즘을 각각 구현하였다. 이때, 대규모 연산이 요구되는 시간 단위 음영 및 발전량 계산을 위해 C++/CUDA 기반의 GPU 가속 엔진을 개발함으로써, PV 시스템 배치안 생성 및 수정에 따른 성능 평가 결과를 즉각적으로 제시할 수 있도록 하였다. 개발된 도구의 유용성을 검증하기 위해 서울시 망원동에 위치한 부지를 대상으로 건축 관련 전공자 20인이 작성한 설계안에 대해 목표 자립률 20%를 만족하는 PV 시스템 배치안을 생성 및 분석하였다. 그 결과, 모든 설계안에서 에너지 자립률 20~21% 범위를 만족하는 배치안을 도출하였으며, 연면적 대비 모듈수의 경우 평균 0.11장/m²로 약 2%의 편차를 나타내어 다양한 설계 형상에서도 일관성 있는 배치 계획이 가능함을 확인하였다.

주제어: 제로에너지 건축물, 태양광 시스템, 초기 설계 단계, 태양광 계획 의사 결정 지원 툴, 최적 태양광 모듈 배치 알고리즘

「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
2026. 08. 27 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 기술방법, 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 논문저자수정요청서를 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 쪽 수(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 일

- 련번호(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 표기한다. 단, 영문논문의 경우에는 영문으로 표기한다.
다. 국문 참고문헌을 가나다순으로 먼저 열거한 후 동양문헌을 기재한다. 그 다음 서양문헌을 알파벳 순으로 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 표시한다.
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(챕터)]

- ③ 국문 단행본 챕터 인용: 저자(출판년도), “제목”, 「도서명」, 대표 편저자, 출판지: 출판사.
- 홍길동(2010), “지방화와 도시경쟁력”, 「지방자치단체 100년」, 박문수, 서울: 을지사.

④ 영문 단행본 챕터 인용: 저자(출판년도), “제목”, in *도서명(이탤릭체)*, (ed) 대표 편저자, 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”, 「대한국토·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
■ 작성일자 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 결론부분에 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 전개의 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 15 조 (시행일)

- 이 규정은 2026년 10월 01일부터 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, 논문작

성 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 확

인하고자 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 수정후게재인 경우 투고자는 심사결과를 통보받은 후 6개월 이내에 최종본을 제출하여야 하며, 부득이한 경우 6개월을 연장할 수 있다.
3. 수정후재심인 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 저자자격을 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.

나. 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 An Analysis of the Level of Housing Benefits and Its Implications : Focusing on the Annualized Converted-Rent Approach
Myoungsub Choi · Jinsoo Ko
- 17 The Physical Residential Satisfaction Gap in Seoul's Public Rental Housing: Comparing Purchased and Permanent Rental Housing
Seongwon Lee
- 27 Diagnosis and Typology of Living-Area Spatial Imbalance from a Proximity Perspective: The Case of Gumi City
Jisoo Sim · Hye-Jeong Seo
- 45 Effects of Micro- and Macro-Scale Neighbourhood Environments of Elementary School Attendance Zones in Seoul on Pedestrian Child Traffic Accidents
Gyuho Lee · Junhyeok Seo · Jaewoong Won
- 66 A Study on the Quantitative Impact Analysis of Utility Tunnel Installation on Road Excavation Density
Wonjoon Oh · Hyuncheol Do · Hyeokjae Lee · Choongyeun Cho · Myungsik Do
- 83 Determinants of Perceived Project Effects in Living Condition Improvement Projects for Vulnerable Urban Areas: Focusing on Implementation Process and Outcomes
Lowoon Lee
- 101 Structural Problems and Policy Improvement Priorities of Serviced Residences: A Comparative Analysis of Practitioner and Administrative Perspectives
Hyoungseak Kim · Saejoon Oh
- 119 A Qualitative and Quantitative Comparative Study of Legal Regulatory Risk Factors in the Real Estate Auction Market
Myoung Chang · Deukyeoun Park · Jongjink Kim
- 135 An Analysis of Determinants of Apartment Purchase Intention among Seoul Residents Applying the Theory of Planned Behavior: Focusing on the Moderating Effect of Stress DSR Regulation Perception
Insun Jang · Sunju Kim
- 156 The Impact of Corporate Real Estate Holdings on Listed Firm Value and Profitability Before and After the Pandemic: Focusing on Metropolitan vs. Non-Metropolitan Comparison and Structural Break Tests
Sang-Woo Jung · Jae-Ho Chung
- 175 Modal-Measurement-Based Baseline Stiffness Matrix Identification and Updating Method for Remodeling Building Structures
Sehee Kim · Jaehyoung An · Junhyeok Song · Heechang Eun
- 187 A Case Study on the Practical Review of Using Top Main Reinforcement as Support Bars in Apartment Slabs
Seongmin Kim · Howon Ryu
- 197 Development of a SketchUp-Based PV System Layout and Decision Support Tool for Zero-Energy Building Planning in the Early Design Stage
Jun-Hwan Park · Seung-Hyo Baek