지방행정연구 제37권 제1호(통권 132호) 2023. 3. 375~400
DOI http://dx.doi.org/10.22783/krila.2023.37.1.375

비도시지역 거주가 요인별 만족도를 매개로 주거환경만족도에 미치는 영향

: 청년가구를 중심으로*

The Effect of Living in Non-Urban Areas on Residential Environment Satisfaction Mediated by Specific Satisfaction

: Focusing on Young Households

김 태 건**·이 슬***·김 갑 성****
Kim, Tae-Geon·Lee, Seul·Kim, Kab-Sung

목 차

Ⅰ. 서론
Ⅱ. 이론적 배경과 선행연구 검토
Ⅲ. 연구방법
Ⅳ. 분석결과
Ⅴ. 결론 및 시사점

본 연구는 청년가구의 비도시지역 거주와 주거환경만족도의 관계에서 요인별 만족도의 매개효과를 살펴보았다. 이를 위해 가구주의 연령을 기준으로 「2020년 주거실태조사」 마이크로데이터에서 총 5,321가구를 추출하고 Hayes의 방식에 따라 매개효과분석을 실시하였다. 분석 결과, 비도시지역에 거주하는 청년가구의 주거환경만족도가 유의하게 낮았으며, 이러한 관계는 편의성과 이동성에 의해 매개되었다. 또한, 매개효과의 크기는 편의성이 이동성보다 크게 나타났다. 따라서 비도시지역의 요인별 만족도 제고를 통해 주거환경만족도의 상승을 유도하고 나아가 정주 의사를

* 본 연구는 한국지방행정연구원의 「도전.한국 : 국민주도형 작은연구」 사업에서 지원을 받아 수행된 과제를 수정·보완한 것입니다.
** 제1저자, 연세대학교 도시공학과 석박사통합과정
*** 공동저자, 연세대학교 도시공학과 석박사통합과정
**** 교신저자, 연세대학교 도시공학과 교수
논문 접수일: 2023. 1. 9. 심사기간: 2023. 1. 9. ~ 2023. 2. 10. 게재확정일: 2023. 2. 10.

확보하기 위한 지원이 요구된다.

□ 주제어: 비도시지역, 청년가구, 주거환경만족도, 세부 요인 만족도, 매개효과분석

This study investigates the mediation effect of satisfaction with specific factors in the relationship between living in non-urban areas of young households and residential environment satisfaction. For this purpose, we extract a total of 5,321 households from the 2020 Korea Housing Survey microdata based on the age of the householder and analyze the mediation effect according to Hayes. As a result, young households living in non-urban areas have significantly lower residential environment satisfaction, which is mediated by convenience and mobility. Convenience is shown to be greater than mobility in terms of the size of the mediation effect. Therefore, support is required to induce an increase in the residential environment satisfaction level through the improvement of satisfaction with specific factors in non-urban areas.

□ Keywords: Non-Urban Areas, Young Households, Residential Environment Satisfaction, Specific Satisfaction, Mediation Analysis

Ⅰ. 서론

우리나라의 인구증가율은 꾸준히 감소하여 지난해 처음으로 총인구가 줄어들었다(통계청, 2021). 통계청이 2019년 발표한 예측보다 8년이나 앞당겨진 결과이다. 총인구 감소와 함께 수도권으로의 인구집중이 더욱 심화되었다. 2009년 49.0%였던 수도권 인구 비율은 2021년 50.4%로 상승하였고 최근 4~5년간 그 상승 폭이 두드러졌다(국토연구원, 2022). 국가 전체적인 인구축소 상황에서 수도권으로의 유출까지 겹쳐 이중고를 겪고 있는 지방도시들은 실질적인 소멸 위기를 마주하게 되었다. 연령 계층별로 살펴보면, 청년층의 감소가 특히 우려된다. 〈표 1〉은 지역의 인구 규모별 청년인구 증감률을 정리한 것이다. 인구 50만 이상 대도시의 감소율과 비교하여 인구 5만 미만 군지역의 감소율은 무려 5배 이상으로 나타났다. 유소년층과 중장년층에서도 동일한 흐름을 보였으나 지역 간 격차는 청년층에서 압도적이었다. 청년들은 인구 구조상 지방도시의 활력과 지속가능성을 높이는 데에 필요한 핵심 자원이다. 따라서 청년 이탈은 지방도시가 우선 해결해야 할 현안이며, 만일 이들 지역이 구심력을 회복하여 청년들의 귀환이 가시화되면 그것은 경제 활성화를 넘어 사회를 변혁하기 시작하는 징후가 될 것이다(엄창옥 외, 2018).

〈표 1〉 지역 인구 규모별 청년인구 증감률(2011~2020년)

단위: %

인구 규모	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	평균
인구 50만 이상 대도시	-1.1	-0.7	-0.5	-0.6	-0.3	-0.1	-0.5	-0.4	-0.6	-1.2	-0.6
수도권 및 광역시도 내 인구 5만 이상 50만 미만 중소도시	-1.6	-1.4	-1.2	-1.1	-0.9	-0.6	-0.7	-0.8	-1.1	-1.2	-1.1
인구 5만 이상 50만 미만 중소도시	-2.6	-2.3	-2.0	-1.9	-1.5	-1.1	-1.5	-2.0	-2.8	-3.6	-2.1
인구 5만 미만 군지역	-3.7	-3.3	-3.1	-2.5	-1.9	-2.1	-2.8	-3.3	-4.5	-5.9	-3.3

주1: 건축공간연구원(2021) 재인용
주2: 청년의 범위는 19~39세로 정의
출처: 시군구/성/연령(5세)별 주민등록연앙인구, 통계청

정부와 지방자치단체는 도시지역 청년의 지방 이주를 유도하기 위해 각종 정책을 시행해왔다. 일자리 측면에서 농업 및 창업을 지원하거나 주거 공간 마련을 보조하는 방안이 대표적이다. 그런데 최근 들어 청년 유입보다 그들의 자립과 정착이 중요하다는 목소리가 높아지고 있다. 청년의 지방 이주와 정착은 단번에 이루어지는 전환이 아니라 과정이며, 현행 정책은 대체로

영속 거주의 메커니즘을 간과한 채 과정이라는 관점을 확보하지 못했다고 지적받는다(마을학회 일소공도, 2018). 일시적 거주가 아니라 지역의 일원으로서 지속적인 변화를 이끌어 가도록 하는 것이 문제 해결의 요지라면, 주거환경에 대한 만족도는 반드시 주목해야 할 요인이 된다.

Tiebout(1956)의 발에 의한 투표(voting with their feet) 이론[1]을 바탕으로 다양한 주거환경 여건이 주민의 이동을 결정짓는 주요 원인이라는 사실이 밝혀졌다. 이는 현시대를 살아가는 청년들에게도 마찬가지이다. 대한상공회의소가 실시한 「비수도권 근무에 대한 청년 인식 조사」에 따르면 청년들이 비수도권 근무를 기피하는 이유로 생활·문화 인프라 부족 등 주거환경적 요인을 꼽았으며, 여기에 무려 연봉 1,000만 원 정도의 가치를 부여했다. 그렇다면 비도시지역 청년들이 체감하는 주거환경의 격차가 향후 주거선택에 큰 영향을 줄 것이고, 결국 정주 의사를 약화시켜 정착을 어렵게 할 것이다.

지금까지 청년들의 주거환경만족도에 관한 연구는 여러 차례 이루어졌다. 그러나 특정 지역, 단지, 주택 유형에 초점을 맞추어(이지은·이경은, 2018; 이상욱 외, 2019; 손경민·진장익, 2020; 임준홍, 2021) 도시지역과 비도시지역의 차이를 직접 고려하지 못하였고, 격차를 완화하기 위한 실체적인 함의를 제공하기에 한계가 있었다. 따라서 본 연구는 청년가구의 비도시지역 거주와 주거환경만족도의 관계에서 요인별 만족도의 매개효과를 분석하고자 한다. 이를 통해 비도시지역 거주의 영향이 어떠한 세부 만족도를 통해 주거환경만족도로 이어지는지 파악하고자 한다. 연구의 의의는 크게 두 가지로 첫째, 비도시지역 청년가구를 도시지역과 대비하여 분석을 수행한다는 점, 둘째, 주거환경 인식의 경로를 살펴봄으로써 장기적으로 비도시지역 청년들의 정주 의사를 제고하기 위한 정책 방향을 설정하는데 기여할 수 있다는 점이다.

Ⅱ. 이론적 배경과 선행연구 검토

1. 청년의 범위

현재 청년의 범위는 상황이나 목적에 따라 유연하게 적용하고 있다. 법령의 경우 「청년기본법」 제3조에서 '19세 이상 34세 이하인 사람'을 청년으로 정의하고 있으며, 「청년고용촉진

1) 주민들의 지역 간 이동이 공공재와 공공서비스의 수준, 그에 대한 주관적인 평가에 따라 결정된다는 이론

특별법」 시행령 제2조는 '15세 이상 34세 이하인 사람'으로 정한다. 지방자치단체별 청년기본조례의 경우 서울이 「청년기본법」을, 울산광역시와 세종특별자치시가 「청년고용촉진특별법」을 준용하고 있고 그 밖에 부산광역시, 인천광역시, 대구광역시, 광주광역시 등은 자체 기준을 설정하였다. 이와 별개로 각 부처는 추진 정책의 대상인 청년의 범위를 달리 정하기도 한다. 고용노동부의 청년구직활동지원금은 '18세 이상 34세 이하인 사람'이 지원 가능하고, 중소벤처기업부의 창업성공패키지와 국토교통부의 행복주택 및 전세 임대 등은 각각 '39세 이하인 사람', '19세 이상 39세 이하인 사람'으로 한정한다. 그 밖에 청년실업률과 청년패널조사는 '15세 이상 29세 이하인 사람', 청년사회경제실태조사는 '15세 이상 39세 이하인 사람'에 대하여 통계를 작성하며, 관련 선행연구의 경우 '19세 이상 34세 이하인 사람'과 '19세 이상 39세 이하인 사람'으로 양분되어 있다.

본 연구는 도시지역과 비도시지역 청년가구의 주거환경만족도 형성 경로를 비교하고 이를 통해 정책적 함의를 도출하려는 목적이 있으므로, 대표적인 주거복지 체계인 '주거복지로드맵'과 관련 선행연구를 참고하여 '만 19세 이상 39세 이하의 연령'을 청년으로 정의하였다.

〈표 2〉 청년의 범위

구분		범위	비고
법령	청년기본법	19~34세	
	청년고용촉진특별법	15~29세	시행령 제2조(청년의 나이)
정책	고용노동부	18~34세	청년구직활동지원금
	중소벤처기업부	~39세	창업성공패키지
	국토교통부	19~39세	행복주택, 매입임대, 전세 임대
청년 기본조례	서울	19~34세	「청년기본법」 준용
	부산	18~34세	
	인천, 대구, 광주	19~39세	
	대전	18~39세	
	울산, 세종	15~29세	「청년고용촉진특별법」 준용
통계	청년실업률, 청년패널조사	15~29세	기획재정부, 한국고용정보원
	청년사회경제 실태조사	15~39세	한국청소년정책연구원
선행연구		19~34세	손경민·진장익(2020), 권정표(2022), 권정표·강정규(2022) 등
		19~39세	민충근(2021), 정영광(2022), 서경택(2022) 등

주: 민충근(2021)의 내용을 기반으로 저자 재구성

2. 주거환경만족도와 거주지역

주거만족도란 주택과 그 주변을 포함하는 공간 전반에 대하여 주민이 인식하는 주관적인 만족의 정도를 의미한다(황광선, 2013). Fried&Gleicher(1961)가 주거의 질을 평가하는 기준으로서 주거만족도 개념을 처음 강조한 이후, 계획가의 경험과 직관에 의한 설계방식으로부터 벗어나 도시민의 가치관 변화에 적극 대응하기 위해 주거만족도가 지속적으로 조사·분석되었다. 이러한 주거만족도에는 주택 자체의 품질과 주변 환경, 즉 주택 내외부에 대한 만족도가 모두 포함된다. 하지만 양자에 대한 만족이 항상 일치하는 것은 아니다. 이에 김욱진·김태연(2020)은 연구자가 지역사회의 주거환경에 대한 주관적 평가에 초점을 맞추는 상황에서, 주거만족도의 내적 타당도가 떨어지므로 사용에 주의할 필요가 있다고 지적하며 개념의 구분을 제안하였다.

주거환경이란 주택을 벗어나 거주민의 다양한 일상적 활동이 이루어지는 배경이 되는 공간, 즉 거주민을 둘러싼 물리적·사회적 환경의 총체를 의미한다(최희용·전희정, 2017). 이러한 측면에서 주거환경만족도는 '거주하는 주택의 외부 환경 전반에 대한 기대 및 그 충족 수준'으로 정의할 수 있다(이경영·김범석·정문기, 2018). 이 같은 정의는 주택의 안, 즉 내부 물리적 조건에 대한 주민의 만족감을 제외하고 오로지 주택의 외부 환경에만 집중하기 때문에 개념의 선명성을 부각할 수 있는 이점을 지닌다(김욱진·김태연, 2020). 본 연구에서도 주택 자체의 특성보다는 외부 근린 환경 요소에 대한 인식에 초점을 맞추고자 세분화된 주거환경만족도 개념을 활용하였다.

한편, 주거환경만족도 형성에 있어 거주지역이 중요한 요소로 부각되었다. Kellekci& Berkoz(2006)는 주거환경만족도가 거주하는 장소를 포함하는 지역에서 겪는 감정이나 느낌을 내포한다고 정의하였고, Smith(2011)는 개인이 지역사회를 얼마나 수용하며 만족하고 있는지에 대한 인식이라고 설명하면서 지역의 역할을 강조하였다. 국내에서도 주택 선택 시 주택 내부 및 배치시설보다 주거환경의 영향력이 압도적으로 높으며, 주거의 가치 추정에 있어 점차 단일 건축물의 물리적 시설요인보다는 주변의 환경적 요인과 주거 입지 등에 큰 가치를 부여하고 있다는 연구 결과(이은정, 2006)가 등장하면서 거주지역에 대한 관심이 높아지고 있다.

이에 따라 주거만족도 및 주거환경만족도에 관한 선행연구에서 거주지역을 반영하려는 시도가 이루어졌다. 권세연·박환용(2014)은 1인가구의 주거환경만족도 결정요인을 살펴보는 과정에서 서울 강남지역 여부를 모형에 포함하였다. 윤소영(2021)은 고령자의 주거환경만족도에 거주하는 시·군·구가 영향을 미치는지 확인하였고, 김세정(2014)은 유사한 방식으로 외국인 근로자의 주거만족도에 거주하는 읍·면·동이 영향을 미치는지 검증하였다. 또 구한민·김갑성(2021)의 연구에서는 공공임대주택 거주자의 주거만족도 영향요인에 거주지역을 수도권

여부, 동(洞)부 여부로 구분하여 고려하였다. 청년가구를 대상으로 한 연구에서도 대부분 거주지역을 변수로 포함하고 있으며, 수도권 거주 여부를 구별하는 형태가 가장 많았다(김선주, 2020; 민충근, 2021; 임해린, 2021; 서경택, 2022). 예외적으로 안균섭·진은애(2022)는 연구범위를 수도권으로 하여 서울과 경기지역 거주 여부를 구별하였고, 권정표·강정규(2022)는 경상남도를 대상으로 하여 부산지역 거주 여부를 구별하였다. 분석 결과 수도권 혹은 대도시지역 거주가 주거환경만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

3. 요인별 만족도의 매개효과

주거환경만족도의 형성에서 실제적 특성뿐만 아니라 그에 대한 인식이 매우 중요하게 작용한다는 주장이 지속적으로 제기되어 왔다. Canter(1977)는 전반적인 근린 만족이 도시 활동과 물리적 환경 그리고 지각된 환경적 속성의 복합적 작용으로 결정된다는 'PLACE 이론'을 발표하였다. 여기서 지각된 환경적 속성은 도시 미관, 자연환경, 안전 및 소음 등을 의미한다. Galster&Hesser(1981)는 더 나아가서 주거의 객관적인 속성보다는 이를 향한 주관적인 평가가 주거만족도에 영향을 준다고 보아, 객관적 속성에 대한 만족도를 반영해야 함을 시사하였다(구한민·김갑성, 2021). Marans&Spreckelmeyer(1981)도 주거의 객관적인 조건과 그와 관련된 주관적인 경험, 이들의 상호작용을 포함하는 분석의 틀을 구축하여 주거만족도와 정주 의사의 형성을 규명하였다. Amérigo(1992)의 경우 인지(cognitive), 정서(affective), 행동(behavioural)을 종합하여 주거환경만족도에 대한 개념 모형을 제시하였다. Amérigo의 주거환경만족도 모형에 따르면, 주거환경의 객관적 속성(objective attributes)은 개인의 평가 과정을 거쳐 주관적 속성(subjective attributes)이 되고 이러한 주거환경의 객관적 속성과 주관적 속성은 모두 만족도에 영향을 미친다(이지은·이경은, 2018). 또한, 인구, 사회, 경제적 특성은 객관적 속성이 주관적 속성으로 변화하는 과정에 관여한다고 주장하였다.

위와 같은 논의를 바탕으로 관련 선행연구에서는 주거환경에 대한 인식적 측면을 고려하기 위해 세부 요인별 만족도를 주요 변수로 지정하였다. 연구자가 주거환경을 어떻게 세분하느냐에 따라 차이가 있지만[2], 요인별 만족도는 최근 많은 연구에서 활용되고 있다. 단순한 독립변수로서 실증모형을 구성하는 경우(권세연·박환용, 2014; 박효숙·이경환, 2018; 이호연, 2018; 신명철·이재수, 2019; 이현정·김모윤, 2019; 민동환, 2020; 민충근, 2021; 임준홍,

[2] 세계보건기구(WHO)는 거주환경 구성요인으로 안전성(safety), 보건성(health), 편리성(convenience), 쾌적성(amenity)을 꼽았고(국토연구원, 2015), Foote(1960)는 입지적 조건, 물리적 환경, 사회적 환경으로 구별하였다. 이러한 구분은 연구의 목적과 대상 등에 따라 차이를 보인다.

2021; 권정표, 2022; 안균섭·진은애, 2022; 정영광, 2022) 외에 전반적인 주거환경만족도 형성 메커니즘을 밝히기 위한 매개변수로 이용하기도(손경민·진장익, 2020; 구한민·김갑성, 2021) 하였다. 특히 손경민·진장익(2020)은 지역 특성과 주거환경만족도의 관계에서 안전, 공공시설, 교통 등에 대한 만족도의 매개효과를, 구한민·김갑성(2021)은 공공임대주택 거주와 주거환경만족도의 관계에서 시설접근, 교통편의, 환경에 대한 만족도의 매개효과를 검증하였다. 이들 연구에서 요인별 만족도의 상승은 전반적인 주거환경만족도의 상승에 직접 혹은 간접적으로 영향을 준다는 사실이 확인되었다.

4. 연구의 차별성

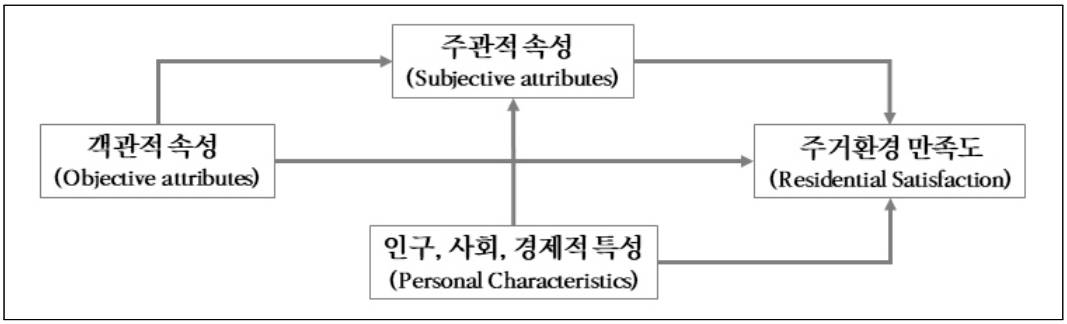
앞선 문헌 검토를 통해 거주지역이 주거환경만족도의 중요한 결정요인이라는 점과 그 과정에서 요인별 만족도가 가지는 매개효과의 가능성을 확인하였다. 따라서 본 연구에서는 청년가구의 비도시지역 거주 여부에 따른 주거환경만족도의 차이가 어떻게 발생하는지 구체적으로 살펴보기 위해 요인별 만족도의 매개효과를 검증하였다. 이는 특정 지역이나 주택 유형에 집중하였던 기존 연구를 보완하여 도시지역과 비도시지역 청년들의 주거환경 인식을 비교할 수 있다는 데에 의의가 있다. 아울러 거주지역에 따른 차이가 나타나는 매개 경로를 밝힘으로써 비도시지역 청년들의 주거환경만족도 제고와 지속적인 정주 여건 마련을 위해 어떠한 요인이 주효하고, 어떠한 정책적 지원이 중요한지 이해를 높인다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구모형 및 연구가설

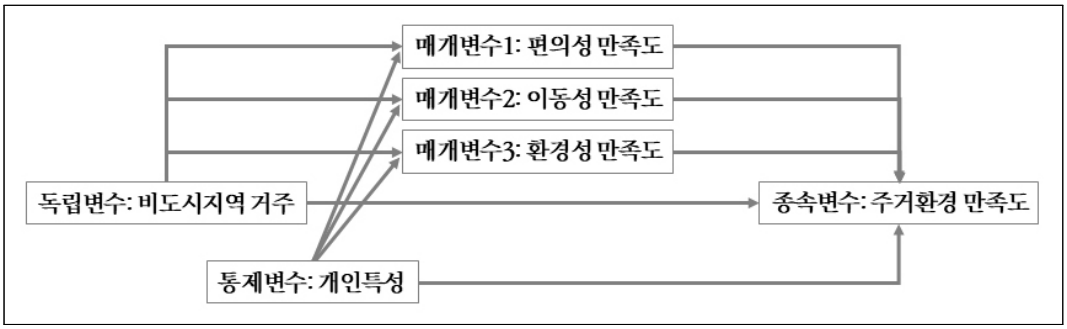
본 연구는 Marans&Spreckelmeyer(1981)와 Amérigo(1992)의 이론(〈그림 1〉 참조)을 바탕으로 〈그림 2〉와 같은 병렬다중매개모형(parallel multiple mediator model)을 구성하였다. 이론적 모형은 주거환경만족도 형성에 있어 객관적 속성의 직접 효과뿐만 아니라 개인의 인식 및 평가에 해당하는 주관적 속성을 경유하여 발생하는 간접효과를 모두 고려한다. 여기서는 객관적 속성을 비도시지역 거주 여부로, 주관적 속성을 요인별 만족도로 두고 요인별 만족도의 매개효과를 분석하고자 한다.

〈그림 1〉 Marans&Spreckelmeyer(1981)와 Amérigo(1992)가 제안한 분석의 틀



즉 최종 매개효과모형에서 독립변수는 비도시지역 거주 여부이고, 종속변수는 전반적인 주거환경만족도이다. 매개변수는 요인별 만족도이며, 편의성, 이동성, 환경성에 대한 만족도로 구분하였다. 또한, 요인별 만족도와 전반적인 주거환경만족도의 형성에 영향을 미치는 통제변수를 포함하였다. 각 변수의 구체적인 사항과 주거환경을 구성하는 요인의 분류에 관한 자세한 내용은 3. 측정도구에서 설명하기로 한다.

〈그림 2〉 본 연구의 매개효과모형



이어서 본 연구의 연구가설은 〈표 3〉과 같이 정리할 수 있다. 먼저, 도시지역에 거주하는 청년가구보다 비도시지역에 거주하는 청년가구의 주거환경만족도가 유의미하게 낮은지 검정한다(H_1). 그리고 비도시지역 거주와 주거환경만족도의 관계에서 편의성, 이동성, 환경성 만족도가 가지는 매개효과를 확인한다($H_3 \sim H_5$). 각종 시설에 대한 접근성, 대중교통체계 등은 비도시지역이 전통적으로 취약하다고 평가되는 영역이기 때문에 편의성과 이동성 만족도가 음(-)의 매개효과를 가질 것이라는 가설을 설정하였다. 그러나 녹지, 대기의 질, 소음, 공해 등의 측면을 포함하는 환경성 만족도의 경우 반대로 양(+)의 매개효과를 가질 것이라 보았다.

세 가지 부문별 만족도의 종합적인 효과를 의미하는 집합적 매개효과의 경우 음(-)의 부호를 나타낼 것이라 예상하였다(H_2).

〈표 3〉 연구가설

구분	연구가설
H_1	도시지역에 거주하는 청년가구보다 비도시지역에 거주하는 청년가구의 주거환경만족도가 낮을 것이다.
H_2	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 편의성, 이동성, 환경성 만족도는 종합적으로 음(-)의 매개효과를 가질 것이다.
H_3	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 편의성 만족도는 음(-)의 매개효과를 가질 것이다.
H_4	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 이동성 만족도는 음(-)의 매개효과를 가질 것이다.
H_5	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 환경성 만족도는 양(+)의 매개효과를 가질 것이다.

2. 연구자료

분석을 위한 자료는「2020년 주거실태조사」마이크로데이터를 이용하였다. 주거실태조사는 주택계획 및 부동산정책 수립을 목적으로 국토교통부가 매년 수행하는 면접조사로, 가구특성 및 구성원 특성 외에 주택 유형, 점유 형태, 주거환경만족도, 주거비용, 주거 이동 경험 등을 포함한다(신명철·이재수, 2019). 마이크로데이터는 개인 식별을 방지하기 위한 최소한의 조치를 취한 뒤 원(raw)자료를 그대로 제공하기 때문에 많은 연구에서 사용하고 있다. 본 연구에서는 가구주의 연령을 기준으로 분석 대상인 청년가구를 추출하였고 결측값을 포함하는 경우를 제외하여 최종 5,321가구를 확보하였다.

3. 측정도구

1) 종속변수

종속변수는 리커트 4점 척도로 측정된 전반적 주거환경만족도이다. 청년가구가 본인이 거주하고 있는 지역 환경에 대하여 주관적으로 평가한 결과를 의미한다. 난방, 방수, 환기, 채광

등 주택 자체의 성능을 제외하고 근린에 관한 만족도를 별도로 측정하였기 때문에 세분화된 주거환경만족도로서의 특성을 갖는다. 따라서 주택 내·외부를 아우르는 일반적 주거만족도와 구별되며, 지역요인에 초점을 맞추고 있는 본 연구에 개념적 선명성을 더할 수 있다.

2) 독립변수

독립변수는 비도시지역 거주 여부이다. 국가통계 작성 시 표본 층화 기준 중 하나로 동(洞)부와 읍면(邑面)부를 구분하고 있다. 동부는 도시화 된 지역으로, 읍면부는 비도시지역으로 볼 수 있으며(국토연구원, 2019), e-나라지표(국정모니터링시스템)와 국가지표체계에서는 동부를 도시, 읍면부를 농어촌으로 명명하여 결과를 공개한다. 이러한 분류는 지역 유형 간 비교를 시도한 사회과학 연구에서도 적용되었다(이성은, 2015; 이경수·마강래, 2016; 전미애·김정현, 2021; 정진원, 2022). 본 연구는 도시지역을 동부, 비도시지역을 읍면부로 정의하고 각각 0과 1로 입력하여 독립변수를 구성하였다.

3) 매개변수

매개변수는 세부 요인별 만족도이다. 주거실태조사에서 주거환경만족도 조사 시 전반적 만족도 외에 〈표 4〉와 같이 복수의 하위문항으로 평가하고 있다. 이 같은 세부 만족도를 개별적으로 분석모형에 투입하기보다 상호 연관된 문항군으로 분류하여 반영하였다. 설문 상에서 문항의 영역을 공식적으로 구분하지는 않지만, 많은 선행연구에서 질문의 내용을 기반으로 몇 가지 문항군을 설정하였다(신명철·이재수, 2019; 구한민·김갑성, 2021; 민충근, 2021; 임준홍, 2021 등).

〈표 4〉 주거실태조사 중 주거환경만족도 관련 문항 및 세부 요인 분류

구분	측정 대상	세부 요인	구분	측정 대상	세부 요인
1	전반적인 주거환경만족도	-	7	도시공원 및 녹지 접근용이성 만족도	환경성
2	상업시설 접근용이성 만족도	편의성	8	주변 도로의 보행 안전 만족도	
3	의료시설 접근용이성 만족도		9	치안 및 범죄 등 방범 상태 만족도	
4	공공기관 접근용이성 만족도		10	자동차 경적, 집주변의 소음 정도 만족도	
5	문화시설 접근용이성 만족도		11	청소 및 쓰레기 처리상태 만족도	
6	대중교통 접근용이성 만족도	이동성	12	대기오염 만족도	

연구 대상과 목적에 따라 약간의 차이는 있으나 이들 연구에서 설정한 문항군을 살펴보면, 각종 시설접근과 관련된 편의성, 교통수단 이용과 관련된 이동성, 쾌적한 생활 여건과 관련된 환경성을 모두 포함하고 있다(〈표 5〉 참조). 공통으로 도출된 사항에 기반하여 본 연구는 편의성 만족도, 이동성 만족도, 환경성 만족도(이하 편의성, 이동성, 환경성으로 표기)로 범주화하고 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis)을 통해 구성 타당성을 검증하였다. 각 구성 문항은 리커트 4점 척도로 측정되었으며, 이들의 평균값을 최종 요인별 만족도 변숫값으로 설정하였다.

〈표 5〉 선행연구의 주거환경 세부 요인 분류

선행연구				본 연구
신명철·이재수(2019)	구한민·김갑성(2021)	민충근(2021)	임준홍(2021)	
편의시설 및 교통접근성	시설접근성	물리적 주거환경	편의시설	편의성
공공시설 접근성	교통편의성	사회적 주거환경	문화·관광·스포츠	이동성
주거지 안전 및 환경	환경쾌적성	자연적 주거환경	환경	환경성
			재해 안전	

4) 통제변수

본 연구의 주요 변수인 주거환경만족도와 요인별 만족도는 대상에 관하여 개인이 느끼는 만족감의 정도이다. 객관적 속성이 주관적 속성으로 전환되는 과정에서 다양한 요소가 관여하기 때문에 적절한 통제변수를 고려해야 하며, 이는 Weidemann&Anderson(1985)과 Amérigo (1992)가 지적한 바 있다.

통제변수는 크게 가구주 특성, 경제적 특성, 주거 특성으로 나누어 총 11개 변수로 구성하였다. 가구주 특성은 연령, 성별, 교육수준, 가구원 수를 포함한다. 연령은 전체 범위(만 19세 이상 39세 이하)를 20대와 30대로 구분하였고, 성별은 남성을 0, 여성을 1로 입력하였다. 교육수준은 대학교 졸업 이상인 경우를 1로, 그 밖의 경우를 0으로 하였다. 이어서 경제적 특성은 월평균 소득과 자산, 주거비 부담수준으로 이루어진다. 월평균 소득과 자산은 가구의 월평균 소득과 총자산에 자연로그를 취한 값이며, 0은 자연로그가 정의되지 않기 때문에 1로 변환하여 최종 변숫값이 0이 되도록 하였다. 주거비 부담수준은 '해당 없음'부터 '매우 부담됨'까지 5점 척도로 측정한 결과를 의미한다. 주거 특성은 주택 유형과 노후주택 여부, 소형주택 여부, 거주기간을 포함하는데 각각 아파트, 노후주택, 소형주택, 이주한 지 2년 이내에 해당하면 1로, 그렇지 않은 경우는 0으로 입력하였다. 노후주택과 소형주택 기준은 신명철·이재

수(2019)에 따라 주택 연한이 21년 이상인 주택, 전용면적이 60㎡ 이하인 주택으로 보았다. 또한, 이주한 지 2년 이내 여부는 이주 초기에 해당하는 가구를 살펴보기 위함으로 여기서 2년은 일반적인 임대차계약 기간이자 국토교통부가 주거 이동률을 산정하는 기준으로서의 의미가 있다(국토교통부, 2021).

〈표 6〉 변수의 구성 및 내용

구분	변수명		내용
종속변수	전반적인 주거환경만족도		1 = '매우 불만족' ~ 4 = '매우 만족'
독립변수	비도시지역 여부		0 = 도시지역, 1 = 비도시지역
매개변수	편의성		1 = '매우 불만족' ~ 4 = '매우 만족'으로 측정된 구성 문항의 평균값
	이동성		
	환경성		
통제변수	가구주 특성	연령	0 = 만 19~29세, 1 = 만 30~39세
		성별	0 = 남성, 1 = 여성
		교육수준	0 = 그 외, 1 = 대학교 졸업 이상
		가구원 수	총가구원 수
	경제적 특성	월평균 소득	ln(가구의 월평균 소득)
		자산	ln(가구의 총자산)
		주거비 부담수준	1 = '해당 없음' ~ 5 = '매우 부담됨'
	주거 특성	주택 유형	0 = 그 외, 1 = 아파트
		노후주택 여부	0 = 그 외, 1 = 노후주택(주택 연한 21년 이상)
		소형주택 여부	0 = 그 외, 1 = 소형주택(전용면적 60㎡ 이하)
		거주기간	0 = 그 외, 1 = 현 거주지로 이주한 지 2년 이내

4. 분석방법

본 연구의 연구모형은 병렬다중매개모형이다. 청년가구의 비도시지역 거주가 주거환경만족도에 어떻게 영향을 미치는지 그 메커니즘을 파악하기 위해 요인별 만족도의 매개효과를 검증하였다. 매개효과분석(mediation analysis)은 독립변수가 종속변수에 직접 미치는 영향(직접효과)과 매개변수(mediator variable) 혹은 중개변수(intermediary variable)라고 불리는 변수를 통하여 간접적으로 미치는 영향(간접효과)을 모두 고려하는 분석방법이다.

그간 사회과학 연구에서 매개효과를 검증하기 위해 Baron&Kenny(1986)의 접근법과 Sobel(1982)의 접근법이 널리 사용되어 왔다. 하지만 Baron&Kenny의 접근법은 세 단계의

순차적 회귀분석을 통해 매개효과를 추론하는 방식이므로 오류의 위험이 큰 편이다. 그리고 독립변수가 종속변수에 유의한 영향을 미치는 경우에만 매개효과를 검증할 수 있다는 제약이 존재하는데 만약 두 개의 매개변수가 하나는 양(+)의 방향으로, 다른 하나는 음(-)의 방향으로 매개한다면 이 두 효과는 상쇄하여 종속변수에 대한 독립변수의 전체효과가 유의하지 않게 나타날 수 있다(Hayes, 2013). 본 연구는 세 개의 매개변수를 지정하였고 환경성 만족도가 나머지 두 개의 변수와 반대의 매개효과를 가질 것이라는 가설을 설정하였기 때문에 Baron& Kenny의 접근법은 한계가 존재한다. 또한, Sobel의 접근법은 표본분포가 정규분포라는 가정을 하고 있으나 이전 연구들(Bollen&Stein, 1990; Precher&Hayes, 2004; Shrout& Bolger, 2002 등)에 의해 보통 정규분포가 아닌 편포를 보인다는 사실이 밝혀져 매개효과 검증의 신뢰성을 지적받고 있다(최현정, 2015). Hayes(2018)는 이러한 문제점을 극복하고자 부트스트레핑(bootstrapping) 방법을 제안하였다. 부트스트레핑은 원표본(original sample)에서 다수의 표본을 반복적으로 복원추출하여 통계치의 표집분포를 생성하는 재표집 방식이다. 독립변수와 종속변수의 관계에 대한 제약 없이 신뢰구간을 통해 매개효과를 직접 검증할 뿐만 아니라, 표본에 관하여 어떠한 분포도 가정하지 않는 강점이 있다. 여기서는 Hayes(2018)의 방법을 활용하여 매개효과분석을 수행하였으며, 그가 직접 개발하여 배포한 PROCESS macro와 SPSS 프로그램을 이용하였다.

Ⅳ. 분석결과

1. 요인별 만족도의 타당성 및 신뢰성 검증

본 연구를 위해 구성된 요인별 만족도 변수 중 편의성과 환경성의 구성 타당성 및 신뢰성을 검증하고자 최현정(2015), 민충근(2021)의 연구와 같이 탐색적 요인분석을 실시하였다. 하나의 측정 문항으로 이루어진 이동성의 경우 검증 대상에서 제외하였다. 주성분분석(principle component analysis)을 활용하여 고유값(eigenvalue)이 1을 초과하는 요인을 추출하였고, 요인회전은 직각회전 중 Varimax 방법[3]을 적용하였다. 더불어 Cronbach's α 계수를 산출하여 측정 문항 간 내적 일관성을 확인하였다.

3) Varimax 방법은 'Variance is maximized.'의 약자로, 요인의 독립성은 유지하면서 분산을 극대화하여 요인구조를 회전하는 방식이다. 요인분석의 목적에 가장 적합한 회전방식이며 다수의 선행연구에서 활용하고 있다(강현철, 2013).

분석 결과, 편의성과 환경성 모두 단일 요인으로 추출되었다. KMO 측도는 각각 0.803, 0.868이었고, Bartlett의 구형성 검정에서 변수 간 상관관계가 없다는 귀무가설을 기각하여 요인분석의 시행이 적절한 것으로 도출되었다.[4] 고유값은 2.669, 3.110으로 1을 초과하였으며, 요인적재값은 0.592~0.846의 분포를 보였다. Cronbach's α의 경우 0.829와 0.805로 사회과학에서 신뢰성을 인정하는 기준(0.6)을 만족하였다(Hair et al., 2006). 이에 따라 요인별 만족도 변수의 타당성과 신뢰성이 검증되었고, 이후 분석모형에 투입하여 활용하였다.

〈표 7〉 탐색적 요인분석 결과

세부 요인	요인별 변수	요인적재값	분산설명력(%)	고유값	Cronbach's α
편의성	상업시설 접근용이성	**0.840**	66.728	2.669	0.829
	의료시설 접근용이성	**0.846**			
	공공기관 접근용이성	**0.820**			
	문화시설 접근용이성	**0.758**			
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 측도: 0.803		Bartlett의 구형성 검정 유의확률: 0.000			
환경성	도시공원 및 녹지 접근용이성	**0.592**	51.833	3.110	0.805
	주변 도로의 보행 안전	**0.743**			
	치안 및 범죄 등 방범 상태	**0.767**			
	자동차 경적, 집주변의 소음 정도	**0.710**			
	청소 및 쓰레기 처리상태	**0.757**			
	대기오염 정도	**0.737**			
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 측도: 0.868		Bartlett의 구형성 검정 유의확률: 0.000			

굵은 글씨: 요인적재값 〉 0.5

2. 기초분석

분석모형을 구성하는 변수들의 기초통계량은 아래 〈표 8〉과 같다. 먼저, 종속변수로 지정된 전반적 주거환경만족도의 평균은 3.01로 비교적 긍정적인 의견을 보였다. 매개변수인 편의성, 이동성, 환경성은 평균이 유사하게 형성되었다. 다만 표준편차의 경우 이동성이 0.670으로 가장 크게 나타났고, 편의성(0.544), 환경성(0.427) 순으로 뒤를 이었다.

---

[4] 요인분석 사용의 적절성을 평가하는 척도로 다음 두 지수를 사용한다. KMO 측도는 상관계수 값과 제3의 변수를 통제한 편상관계수 값을 비교하는 것으로, 변수 간 연관성이 높을수록 크게 나타난다. 일반적으로 0.5 이상이면 자료가 요인분석에 적합하다고 판단한다(Kaiser, 1974). Bartlett의 구형성 검정에서는 '상관계수 행렬이 단위행렬이다. 즉, 공통요인이 존재하지 않는다.'라는 귀무가설을 기각할 수 있는지 검정한다(강현철, 2013).

〈표 8〉 기술통계 분석

구분	변수명		N = 5,321			
			최솟값	최댓값	평균	표준편차
종속변수	전반적인 주거환경만족도		1	4	3.01	0.499
독립변수	비도시지역 여부		0	1	0.16	0.363
매개변수	편의성		1	4	2.95	0.544
	이동성		1	4	3.05	0.670
	환경성		1.17	4	3.03	0.427
통제변수	가구주 특성	연령	0	1	0.69	0.461
		성별	0	1	0.23	0.422
		교육수준	0	1	0.69	0.461
		가구원 수	1	7	2.18	1.249
	경제적 특성	월평균 소득	0	7.31	5.61	0.736
		자산	0	12.25	8.63	1.905
		주거비 부담수준	1	5	3.86	0.865
	주거 특성	주택 유형	0	1	0.48	0.499
		노후주택 여부	0	1	0.30	0.457
		소형주택 여부	0	1	0.64	0.480
		거주기간	0	1	0.73	0.442

응답자의 23%가 여성이었으며, 연령 변수의 평균은 0.69로 30대의 비중이 높은 것으로 확인되었다. 약 69%가 대학 이상의 교육을 이수하였고 가구원 수는 평균 2.18명이었다. 경제적 특성에서는 월평균 소득보다 자산의 표준편차가 월등히 높게 나타났는데 모든 변수 중 가장 높은 수치를 보였다. 주거비 부담수준의 경우 평균 3.86으로 '조금 부담됨'에 가까워 다수의 청년이 임차비 혹은 대출금 상환에 있어 부담을 느끼는 상황이었다. 주거 특성을 살펴보면, 아파트에 거주하는 가구와 노후주택, 소형주택에 해당하는 가구가 각각 48%, 30%, 64%를 차지하였다. 또 현 주택에 거주한 기간이 2년 이하에 해당하는 가구가 73%에 이를 만큼 거주기간이 짧은 편이었다.

다음으로 독립표본 t-검정을 통해 청년가구의 비도시지역 거주 여부에 따른 주거환경만족도의 차이를 비교하였다(〈표 9〉). 분석 결과 비도시지역의 주거환경만족도가 도시지역보다 유의하게 낮은 것으로 나타났으며, 이로써 가설 H_1이 채택되었다. 단, Cohen's d[5]가 0.109로

5) 실증 연구에서는 주로 P value를 이용하여 가설을 검정하는데 이 방법은 표본 수에 큰 영향을 받는다는 한계가 존재한다. 특히 표본 수가 많은 경우 비교집단 간 차이가 매우 적은 상황에서도 동일성에 대한 가설을 기각하는 overpower 문제가 발생한다. 따라서 비교 대상 집단의 차이를 측정하는 표준화 지표인 효과 크기 개념이 도입되었고, 그중 Cohen's d가 활발하게 쓰이고 있다. Cohen's d는 각 집단의

효과 크기(effect size)가 작은 수준(일반적으로 0.2 이하)에 해당하여 양 집단의 차이는 크지 않다고 해석된다. 그러나 본 연구의 목적이 비도시지역 거주와 주거환경만족도의 관계에서 요인별 만족도의 매개효과를 검증하는 것이고, Hayes(2018)의 방법은 독립변수와 종속변수의 관계에 제약을 두지 않기 때문에 이어지는 매개효과분석의 적합성을 저해하지 않는다.

〈표 9〉 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 차이

구분	거주지역	N	평균	표준편차
주거환경만족도	비도시지역	833	2.96	0.520
	도시지역	4,488	3.01	0.494
t-통계량	2.842***			
Cohen's d	0.109			

*** p 〈 0.01

요인별 만족도의 매개효과 검증에 앞서, 독립변수와 매개변수, 종속변수 간 상관관계를 분석하였다. 통제변수의 영향을 제하고자 편상관계수를 산출하였고 결과는 〈표 10〉과 같다. 비도시지역 거주 여부는 1% 유의수준에서 전반적 주거환경만족도, 편의성, 이동성과 유의한 음(-)의 상관관계를 보였으나 환경성과는 상관관계를 보이지 않았다. 그리고 전반적 주거환경만족도, 편의성, 이동성, 환경성은 모두 상호 간 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 나타냈다. 그중 편의성과 이동성에서 가장 높은 계수(0.555)가, 이동성과 환경성에서 가장 낮은 계수(0.362)가 관측되었다. 상관계수가 0.8 이상일 경우 변수 간 다중공선성을 의심할 수 있는데(박혜정·최은숙, 2017) 본 연구는 이에 해당하지 않으므로 다중공선성 위험이 낮다고 판단하였다.

〈표 10〉 주요 변수 간 편상관계수

구분	종속변수	독립변수	매개변수		
	전반적 주거환경만족도	비도시지역 여부	편의성	이동성	환경성
전반적 주거환경만족도	1	-	-	-	-
비도시지역 여부	-0.058***	1	-	-	-
편의성	0.542***	-0.157***	1	-	-
이동성	0.397***	-0.140***	0.555***	1	-
환경성	0.547***	0.019	0.459***	0.335***	1

*** p 〈 0.01

평균 차이를 합동 표준편차(pooled standard deviation)로 나누어 계산하며, 일반적으로 0.8, 0.5, 0.2를 기준으로 큰 수준(large), 중간 수준(medium), 작은 수준(small)의 효과 크기로 해석한다.

3. 요인별 만족도의 매개효과 검증

앞서 비도시지역에 거주하는 청년가구의 전반적 주거환경만족도가 도시지역보다 유의하게 낮음을 확인하였다(〈표 9〉 참조). 비도시지역 거주 여부와 주거환경만족도 간의 이러한 관계를 요인별 만족도가 매개하는지 검증하였으며, 그 결과는 〈표 11〉, 〈표 12〉와 같다.

먼저, 1단계 모형(모형 1)에서 비도시지역 거주가 주거환경만족도에 미치는 전체효과(β=-0.081, p<.01)는 유의하게 나타났다. 즉 통제변수의 영향을 고려한 상태에서 비도시지역 거주가 주거환경만족도에 음(-)의 영향을 미쳤다. 그리고 2단계 모형(모형 2-1, 2-2, 2-3)을 통해 비도시지역 거주가 매개변수인 요인별 만족도에 미치는 영향을 각각 살펴본 결과, 편의성(β=-0.240, p<.01)과 이동성(β=-0.263, p<.01)에는 유의한 음(-)의 영향을 주었으나 환경성에는 유의한 영향을 주지 않는 것으로 확인되었다. 요인별 만족도에 대한 통제변수의 영향력을 살펴보면, 공통적으로 대학 이상의 교육을 이수한 경우 그리고 월평균 소득이 높을수록 요인별 만족도가 증가하였고 가구원 수가 많을수록 감소하였다. 특히 연령, 주거비 부담수준, 주택 유형, 노후주택 및 소형주택 여부 변수는 환경성에서만 유의성을 보였다. 아파트에 거주하는 경우 환경성이 증가하였고, 노후주택 및 소형주택에 거주하는 경우 그리고 주거비 부담수준이 높을수록 감소하였다. 환경성은 주택에 인접한 보다 작은 범위의 공간 특성에 의해 결정되는 경향이 큰 것으로 보인다.

이어서 3단계 모형(모형 3)은 비도시지역 거주와 요인별 만족도가 전반적 주거환경만족도에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 편의성(β=0.290, p<.01), 이동성(β=0.071, p<.01), 환경성(β=0.444, p<.01) 세 가지 요인별 만족도는 유의한 양(+)의 영향을 주었으나 비도시지역 거주는 유의한 영향을 미치지 못하였다. 통제변수의 중에서는 교육수준이 유의한 양(+)의 영향을, 연령과 노후주택 여부, 2년 이내의 짧은 거주기간은 유의한 음(-)의 영향을 주었다. 모든 모형의 F-통계량은 통계적으로 유의하여 적합성 조건을 만족하였다.

〈표 11〉 단계별 회귀모형 추정 결과

구분		모형 1	모형 2-1	모형 2-2	모형 2-3	모형 3
		주거환경 만족도	편의성	이동성	환경성	주거환경 만족도
독립변수	비도시지역 여부	-0.081***	-0.240***	-0.263***	0.022	-0.002
매개변수	편의성	-	-	-	-	0.290***
	이동성					0.071***
	환경성					0.444***

구분			모형 1	모형 2-1	모형 2-2	모형 2-3	모형 3
			주거환경 만족도	편의성	이동성	환경성	주거환경 만족도
통제변수	가구주 특성	연령	-0.049***	-0.014	-0.040	-0.034**	-0.027*
		성별	0.051***	0.059***	0.090***	0.019	0.019
		교육수준	0.070***	0.065***	0.069***	0.032**	0.033***
		가구원 수	-0.021***	-0.026***	-0.021**	-0.015**	-0.005
	경제적 특성	월평균 소득	0.025**	0.031**	0.046***	0.027***	0.001
		자산	-0.003	-0.002	-0.013*	-0.003	0.0004
		주거비 부담수준	-0.015*	-0.011	-0.002	-0.028***	0.0006
	주거 특성	주택유형	0.087***	0.018	0.008	0.191***	-0.003
		노후주택 여부	-0.102***	-0.016	0.032	-0.088***	-0.060***
		소형주택 여부	-0.042**	-0.027	0.012	-0.067***	-0.005
		거주기간	-0.033**	-0.016	0.003	0.010	-0.033***
상수			3.014***	2.903***	2.931***	3.010***	0.627***
R_squared			0.031	0.036	0.036	0.086	0.429
F			14.242***	16.5431***	16.5440***	41.7243***	266.0728***

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

마지막으로 요인별 만족도의 매개효과 검증을 실시하였다. 부트스트레핑을 적용한 매개효과 검증에서 유의성은 신뢰구간 내에 0의 포함 여부를 확인함으로써 판단한다(Shrout&Bolger, 2002). 신뢰구간에 0이 포함될 경우 유의하지 않은 것으로, 포함되지 않을 경우 유의한 것으로 해석할 수 있다. 본 분석에서는 재표집 회수를 Shrout&Bolger(2002)에 따라 5,000번으로 설정하고 95% 신뢰구간을 도출하였다. 그 결과 세 가지 매개변수들의 종합적인 매개효과가 나타났으며, 이로써 가설 H_2가 지지되었다. 변수별로 살펴보면, 편의성과 이동성에서 유의한 음(-)의 매개효과가 실증되었으나(가설 H_3, H_4 채택) 환경성은 어떠한 매개효과도 확인되지 않았다(가설 H_5 기각). 요컨대 청년가구의 비도시지역 거주가 주거환경만족도에 미치는 음(-)의 효과는 편의성 및 이동성에 의해 매개되었다. 아울러 쌍대 비교(pairwise contrasts)를 통해 이동성보다 편의성의 간접효과가 더 크다는 사실이 파악되었다.

〈표 12〉 주거환경만족도에 대한 요인별 만족도의 매개효과 검증

구분		효과	표준오차	t-통계량	LLCI	ULCI
총 효과		**-0.0812**	0.0190	-4.2665***	-0.1186	-0.0439
직접효과		-0.0024	0.0149	-0.1608	-0.0317	0.0269
간접효과	계	**-0.0788**	0.0139	-	-0.1063	-0.0519
	편의성	**-0.0697**	0.0078		-0.0849	-0.0548
	이동성	**-0.0187**	0.0033		-0.0255	-0.0123
	환경성	0.0095	0.0075		-0.0053	0.0240
간접효과 차이(편의성-이동성)		**-0.0510**	0.0081		-0.0671	-0.0354

*** p<0.01 / 굵은 글씨: 통계적으로 유의한 추정치

〈표 13〉 연구가설 검증 결과

구분	연구가설	검증 결과
H_1	도시지역에 거주하는 청년가구보다 비도시지역에 거주하는 청년가구의 주거환경만족도가 낮을 것이다.	채택
H_2	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 편의성, 이동성, 환경성 만족도는 종합적으로 음(-)의 매개효과를 가질 것이다.	채택
H_3	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 편의성 만족도는 음(-)의 매개효과를 가질 것이다.	채택
H_4	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 이동성 만족도는 음(-)의 매개효과를 가질 것이다.	채택
H_5	청년가구의 비도시지역 거주에 따른 주거환경만족도의 감소(-)에서 환경성 만족도는 양(+)의 매개효과를 가질 것이다.	기각

V. 결론 및 시사점

본 연구는 청년층의 수도권 쏠림 현상이 갈수록 심각해지는 상황에서 청년가구의 비도시지역 거주가 요인별 만족도를 거쳐 주거환경만족도로 이어지는 과정을 살펴보았다. 이를 위해 가구주의 연령을 기준으로 「2020년 주거실태조사」 마이크로데이터에서 총 5,321가구를 추출하고, Hayes(2018)의 방식에 따라 매개효과분석을 실시하였다. 분석 결과, 비도시지역에 거주하는 청년가구의 주거환경만족도가 유의하게 낮았으며, 이러한 관계는 편의성과 이동성에 의해 매개되었다. 또한, 매개효과의 크기는 편의성이 이동성보다 크게 나타났다. 연구의 결과를 바탕으로 결론 및 정책적 제언을 정리하면 다음과 같다.

먼저, 비도시지역의 요인별 만족도 제고를 통해 주거환경만족도의 상승을 유도하고 나아가 정주 의사를 확보하기 위한 방안이 요구된다. 주거환경에 대한 인식이 이주와 정착 등 주거선택 행위로 이어진다는 사실이 밝혀진 바 있다(Marans&Spreckelmeyer, 1981; Amérigo, 1992; 이지은·이경은, 2018). 현재 비도시지역 청년가구의 주거환경만족도가 도시지역보다 낮은 것으로 나타났기 때문에 더 이상의 청년 유출을 방지하고 유입 및 정착을 장려하기 위해서는 이를 개선할 필요가 있다. 특히 지역 간 격차가 편의성과 이동성 만족도에 의해 형성됨을 확인하였으므로 해당 부문에 초점을 맞추어 전략이 수립되어야 한다.

편의성은 상업시설, 문화시설, 공공기관 등에 대한 접근성을 포함하는 개념이다. 절대적인 수요가 충분하지 않고 면적이 상대적으로 넓은 비도시지역의 특성을 고려할 때, 시설의 무조건적인 확충을 지양하면서 그 시설이 제공하는 상품과 서비스의 이용을 용이하도록 하는 접근이 필요하다. 가령, 생활권별로 고르게 분포된 주유소 부지를 활용하여 소규모 근린 물류거점을 조성하거나 지역 전통시장의 배송시스템 구축을 보조할 수 있다. 실제로 주유소를 도심 물류 보관의 거점으로 활용하는 안이 최근 제시되었으며(서울연구원, 2021), 전통시장 매출 감소 문제를 해결하기 위해 '동네 시장 장보기'라는 온라인 플랫폼이 개발되어 가능성을 인정받고 있다. 문화적 측면에서도 프로그램의 직접 제공보다 자발적 문화 소모임의 지원 및 청년 활동 공간의 제공이 바람직할 것이다.

이동성의 경우 기존 100원 택시, 1,000원 버스 정책 등이 시행 중이며, 적용 대상 또한 노인에서 청소년과 임산부로 확대되었다. 그러나 청년들이 이용하기에는 시간대가 제한적이고 자유로운 이동 수단에 대한 수요는 여전히 존재한다. 이러한 상황에서 비도시지역의 공공기관을 중심으로 관용차 공유 서비스를 추진할 수 있다. 업무시간 외에 운행하지 않는 관용차를 저렴한 가격으로 이용하도록 함으로써 이동성 제고와 공유경제 활성화가 기대된다. 매개효과가 검증되지는 않았으나 환경성은 주택을 둘러싼 작은 범위의 공간 특성에 영향을 받는 것이 나타났으므로 지역 차원의 접근보다는 마을이나 단지 차원의 재생, 자율 관리가 이루어져야 할 것이다.

본 연구는 비도시지역 청년의 이탈 방지와 지속 정주를 위하여 그들의 주거환경만족도가 요인별 만족도를 거쳐 형성되는 경로를 분석하는 데에 주요 의의가 있다. 그러나 지역 유형을 동부와 읍면부로만 구분하여 향후 지역 특성에 기반한 보다 세밀한 분류가 이루어질 필요가 있다. 더불어 어떠한 객관적 특성들이 요인별 만족도의 상승을 이끄는지 파악하기 위한 노력이 요구된다.

【참고문헌】

강현철. (2013). 구성타당도 평가에 있어서 요인분석의 활용. 「대한간호학회지」, 43(5): 587-594.

구한민·김갑성. (2021). 공공임대주택 거주자의 주거만족도 형성과정: 특성요인에 대한 만족도의 매개효과. 「주택연구」, 29(1): 33-78.

국토교통부. (2021). 「2020년도 주거실태조사 결과」 발표(보도자료).

국토연구원. (2014). 「주거복지 평가지표 개발 연구」.

국토연구원. (2019). 「비시가화지역 계획적 관리를 위한 성장관리방안 개선방안 연구」.

국토연구원. (2022). 「인구감소지역의 인구변화 실태와 유출인구 특성분석」.

권세연·박환용. (2014). 서울시 1인 가구의 주거환경만족 영향요인 연구. 「주택연구」, 22(1): 77-104.

권정표. (2022). 「청년 1인가구 임차인의 주거만족도 및 주거이동의향에 관한 연구」. 박사학위논문, 동의대학교 대학원.

권정표·강정규. (2022). 청년 1인가구 임차인의 주거만족도에 관한 연구: 부산·경남지역을 중심으로. 「LHI Journal」, 48: 65-79.

김선주. (2020). 1인가구의 연령대별 특성과 주거만족도. 「주택도시연구」, 10(1): 39-62.

김세정. (2014). 「외국인 근로자 밀집지역의 도시근린환경 만족도에 관한 연구」. 석사학위논문, 대구대학교 대학원.

김욱진·김태연. (2020). 주거환경만족도가 매입임대주택 입주민의 건강에 미치는 영향: 동네응집력의 매개효과와 거주기간의 조절효과. 「한국사회복지행정학」, 22(4): 125-158.

마을학회 일소공도. (2018). 「청년의 지방 이주 지원 정책 추진 실태와 개선 방안」.

민동환. (2020). 「서울시 사회주택 유형별 특성 및 주거만족도 실증 연구」. 석사학위논문, 서울시립대학교 대학원.

민충근. (2021). 「청년 1인 가구의 주거만족도 영향요인에 관한 연구: 2010년, 2019년 주거실태조사를 중심으로」. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.

박혜정·최은숙. (2017). 중학생의 스마트폰 중독과 우울: 자아존중감과 적응유연성의 매개효과. 「지역사회간호학회지」, 28(3): 280-290.

박효숙·이경환. (2018). 여성들의 동네만족도와 동네애착, 이주의사에 영향을 미치는 근린환경특성에 대한 실증분석: 충청남도 아산시를 대상으로. 「대한건축학회논문집」, 34(1): 71-81.

서경택. (2022). 「청년주거정책 시행에 따른 청년가구의 주거만족도 변화 분석」. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.

서울연구원. (2021). 「디지털 전환에 따른 도시 생활과 공간 변화」.

손경민·진장익. (2020). 지역특성이 노인층·청년층 주거만족도에 미치는 영향 분석: 구조방정식 경

로분석모형을 활용하여. 「국토계획」, 55(4): 19-34.
신명철·이재수. (2019). 서울시 도시형생활주택 밀집지역의 주거만족도 영향 요인 비교 연구. 「감정평가학논집」, 18(3): 167-195.
안균섭·진은애. (2022). 수도권 거주자의 주거선택이 주거 만족에 미치는 영향 연구: 지역별, 생애주기별, 소득별 특성을 중심으로. 「한국주거학회논문집」, 33(3): 15-28.
엄창옥·노광욱·박상우·히구치 요시오·오오타 소우이치·이영준. (2018). 「청년의 귀환」. 박영사.
윤소영. (2021). 「고령자가 살기 좋은 도시환경에 관한 연구: 생활SOC 접근성과 근린생활환경만족도 관계 중심」. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.
이경수·마강래. (2016). 이민자 차별 경험의 세대간 대물림에 관한 연구: 우리나라 결혼 이민 여성을 대상으로. 「한국지역개발학회 세미나 논문집」, 299-313.
이경영·김범석·정문기. (2018). 주거환경만족도가 주민참여에 미치는 영향: 지역애착도의 매개효과를 중심으로. 「한국사회복지행정학」, 21(1): 31-54.
이상욱·권철우·임영주. (2019). 청년층의 지역이탈과 이주지역 선택: 울산지역을 중심으로. 「경제연구」, 37(1): 43-66.
이성은. (2015). 지역사회 노인의 치매예방서비스 인지도 관련요인. 「한국지역사회복지학」, 53: 143-171.
이은정·박명규·박영기. (2006). 주상복합건물의 환경친화적 계획방향에 관한 기초 연구. 「KIEAE Journal」, 6(1): 39-46.
이지은·이경은. (2018). 주거환경만족도와 지역주민의 정주의도: 연령집단 간 비교를 중심으로. 「지방정부연구」, 24(2): 57-86.
이현정·김모윤. (2019). 청년층 1인 가구의 사회경제적 지위 및 주거수준 변화에 관한 종단적 연구. 「한국주거학회논문집」, 30(4): 55-64.
이호연. (2018). 「대학가 인근 청년밀집지역의 근린주거환경 특성에 따른 만족도: 서울시 동대문구를 중심으로」. 석사학위논문, 서울시립대학교 대학원.
임준홍. (2021). 청년 1인가구의 주거환경만족도와 주거이동의향 실증분석: 도시와 농촌 차이. 「주거환경」, 19(1): 13-24.
임해린. (2021). 「주거복지정책이 청년가구의 주거비부담과 주거만족도에 미치는 영향」. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.
전미애·김정현. (2021). 도농지역 독거노인 특성과 우울 영향 요인의 변화 연구. 「공공정책연구」, 38(1): 341-369.
정영광. (2022). 「역세권 청년주택 주거서비스가 입주자 주거만족도에 미치는 영향 연구」. 석사학위논문, 한양대학교 대학원.
정진원. (2022). 「청년층의 기회 공정성 인식 결정요인: 중장년층 및 노년층과의 비교를 중심으로」. 「사회과학연구」, 33(4): 135-161.

최현정. (2015). 사회자본이론에 입각한 상사-직원 교환관계와 일-가족 균형 및 혁신행동의 인과적 관계 연구: PROCESS macro by Hayes(2013)를 적용한 매개효과 검증을 중심으로. 「관광연구저널」, 29(7): 211-224.

최희용·전희정. (2017). 수도권 거주가구의 주거이동방향 간 주거환경만족도 차이 분석. 「도시행정학보」, 30(1): 163-180.

통계청. (2022). 「2021년 인구주택총조사 결과(보도자료)」.

화성시. (2022). 「취재지원자료」.

황광선. (2013). 주택점유형태에 따른 주거환경과 주거만족 연구. 「서울도시연구」, 14(1): 57-72.

Amérigo, M. (1992). A Model of Residential Satisfaction. *Socio-Environmental Metamorphoses: Builtscape, Landscape, Ethnoscape.* Aristotle University Publications.

Baron, R. M. and Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research. *Journal of Personality and Social Psychology,* 51(6): 1173-1182.

Bollen, K. A. and Stein, R. (1990). Direct and indirect effects: Classical and bootstrap estimates of variability. *Sociological Methodology,* 20: 115-140.

Canter, D. (1977). *The Psychology of Places.* London: Architectural Press.

Foote, N. N. (1960). *Housing choices and housing constraints.* McGraw-Hill.

Fried, M. and Gleicher, P. (1961). Some sources of Residential Satisfaction in An Urban Slum. *Journal of the American Institute of Planners,* 27(4): 305-315.

Galster, G. C. and G. W. Hesser. (1981). Residential Satisfaction: Compositional and Contextual Correlates. *Environment and Behavior,* 13(6): 735-758.

Hair, J. F. Jr., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis,* 6th Edition, Pearson International Edition, Inc., New Jersey.

Hayes, A. F. (2013). *An introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach.* New York, NY:Guilford.

Hayes, F. (2018). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach.* Guilford Press.

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika,* 39(1): 31-36.

Kellekci, Omer. and Berkoz, Lale. (2006). Mass Housing: User Satisfaction in Housing and its Environment in Istanbul, Turkey. *European Journal of Housing Policy*, 6(1): 77-99.

Marans, R. W. and K. F. Spreckelmeyer. (1981). *Evaluating Built Environments: A*

Behavioral Approach. University of Michigan, Institute for Social Research and the Architectural Research Laboratory.

Preacher, K. J. and Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in single mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers,* 36(4): 717-731.

Shrout, P. E. and Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies. *Psychological Methods,* 7(4): 422-425.

Smith, Kylie M. (2011). *The Relationship Between Residential Satisfaction, Sense of Community, Sense of Belonging and Sense of Place in a Western Australian Urban Planned Community.* Unpublished Doctoral Dissertation. Edith Cowan University.

Sobel, M. E. (1982). Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models. In: Leinhart, S., Ed., *Sociological Methodology*, 13: 290-312.

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of political economy,* 64(5): 416-424.

Weidemann, S. and J. R. Anderson. (1985). A Conceptual Framework for Residential Satisfaction, In: Altman, I., C. M. Werner, (Eds.). *Home Environments*. Springer. 153-182.

김 태 건: 현재 연세대학교 도시공학과 석박사통합과정에 재학 중이다. 주요 관심 분야는 공간인식, 주거선택, 부동산정책 등이며, 최근 논문으로는 "코로나19 발생에 따른 서울시 골목상권 유형별 회복탄력성 및 영업 위기에 관한 분석(2022)"이 있다(E-mail: sahy10@hanmail.net).

이 슬: 현재 연세대학교 도시공학과 석박사통합과정에 재학 중이다. 주요 관심 분야는 디지털 전환에 따른 도시 공간구조 변화, 생활권계획 등이며, 최근 논문으로는 "코로나19 발생에 따른 서울시 골목상권 유형별 회복탄력성 및 영업 위기에 관한 분석(2022)"이 있다(E-mail: pebosolee@yonsei.ac.kr).

김 갑 성: University of Pennsylvania에서 지역경제학 박사 학위를 취득하고 현재 연세대학교 도시공학과 교수로 재직하고 있다. 주요 관심 분야는 부동산정책, 산업입지, 미래도시 등이며, 최근 논문으로는 "대형 전시컨벤션(MICE) 시설의 입지요인에 대한 연구(2020)", "거시경제변동과 주택정책이 주택가격에 미치는 영향 분석: 거시계량모형을 활용하여(2021)", "로봇 친화형 건축물 인증지표 개발: 초점집단면접(FGI)과 분석적 계층화 과정(AHP)의 활용(2022)" 등이 있다(E-mail: kabsung@yonsei.ac.kr).