

서울시 주택 하위시장의 공간적 분화 특성: 탈동조화 권역에서의 도시 어메니티와 주택 상태의 상대적 중요성

Spatial Differentiation in Seoul's Housing Sub-markets: The Relative Importance of Urban Amenities and Housing Conditions in Decoupled Districts

구기환 Gihwan Gu*

Abstract

This study investigates spatial differentiation in Seoul's housing sub-markets by determining whether district-level "decoupling" reflects speculative trading or fundamental differences in residents' housing preferences. Drawing on the 2022 Seoul Housing Survey, we compare the entire city with four decoupled clusters—Geumgwangu (Geumcheon; Gwanak; Guro), Nodogang (Nowon; Dobong; Gangbuk), Mayongseong (Mapo; Yongsan; Seongdong), and Gangnam3gu (Gangnam; Seocho; Songpa). Using ordered logistic regression and bootstrap-mediated path analysis, we assess the relative impact of five urban amenity dissatisfaction dimensions (transit; retail; culture; green space; education) versus housing-condition dissatisfaction on residents' willingness to move. Citywide, dissatisfaction with education and green-space amenities significantly increased moving intentions. In Geumgwangu and Nodogang, only housing-condition dissatisfaction was predictive; in Mayongseong, cultural and educational amenities were key; and in Gangnam3gu, only overall housing-environment dissatisfaction mattered. These findings underscore the necessity of sub-market-tailored housing policies that address distinct resident priorities.

Keywords: Housing Price Decoupling, Urban Amenity, Housing Condition, Residential Environment, Residential Mobility

I. 서론

최근 몇 년 동안 서울의 부동산시장에서 '탈동조화' 혹은 '비동조화'(decoupled) 현상이 두드러지게 관찰되고 있다. 즉, 어떤 권역에서는 불량한 건조환경(built environment)에 놓인 노후주택들이 거래가 활발하고 가격이 상승하지만, 반면에 다른 권역에서는 신축 아파트조차 거래가 잘되지 않아 가격이 하락하는 양상을 보인다는 것이다(한국부동산원 2022; 2024). 한

편, 부동산시장을 중심으로 '얼죽신'(얼어 죽어도 신축아파트)이라는 유행어가 근래 한국 사회에서 광범위하게 통용되고 있다(김하나 2024). 사회적으로 이러한 신조어가 등장한 것은, 결국 많은 시민이 쾌적한 새집에서 살고 싶은 욕망이 크다는 것을 방증한다. 하지만 '얼죽신' 현상이 부동산시장의 지배적 담론이라면, 강남구나 서초구, 용산구 등에서 노후화된 아파트가 신고가를 갱신하는 흐름, 반면 노원구나 강북구 등은 신축 아파트 매물이 적체되는 현상을 어떻게 설

* 고려대학교 도시재생협동과정 박사수료 | Ph.D. Candidate, Dept. of Urban Regeneration, Korea Univ. | robertgu@korea.ac.kr

명할 수 있는가? 이렇듯 서울시 주택 하위시장의 공간적 분화, 권역별로 각기 다른 양상의 시세 상승과 하락의 변동 추세는 단순한 시장 변동을 넘어, 하위시장별 주거 선호의 근본적 차이의 존재를 추정케 한다. 따라서 시장 전체의 흐름과 달리 움직이는 탈동조화 권역의 고유한 패턴과 실체를 확인할 필요가 있다.

이러한 선호 현상은 주거지 근린 환경인 어메니티(amenity)의 영향을 받는다. 이는 부동산시장에서 '역세권(역 근처)'이나 '학세권(학교 근처)' 등의 '~세권' 등으로 지칭된다. 즉, '~세권'에 해당하는 물리적 시설들은 곧 그 지역의 어메니티로 볼 수 있다. 선행 연구에서 주거지 인근의 편의시설 혹은 생활 여건 등의 변수들이 주거이동과 주택선택의 원인으로 꾸준히 지목되고 있다(이민관, 이주형 2010; 임준홍, 김한수, 송홍수 2014; 유인호, 김익환 2016; 조강현, 박환수, 이재수 2021). 이 연구에서는 이 변수들을 포괄적으로 정의하기 위해 '도시 어메니티'(urban amenity) 개념을 적용하고자 한다. 여기서 도시 어메니티는 물리적·역사적·문화적·사회적 장소의 매력적인 특성으로 개념화할 수 있는데(McNulty, Jacobson and Penne 1984), 국내에서는 초중고 및 대학 등 교육 기관, 환경, 문화시설, 지하철 등 교통 시설을 포괄한다(김태호, 이창무 2006; 강병수 2014).

아파트 입지나 대단지 규모를 강조하는 부동산 광고, 그리고 부동산이 위치한 지역 접근성이나 생활 편의성 기사에서 언급되는 각종 신조어는 사람들의 심리적 선호를 내포한다. 그리고 이는 시장과 언론을 통해 부동산 담론으로 재생산된다. 이러한 요소들은 부동산의 내재 가치를 반영하지 않는 심리적 가격인 비기초가격(non-fundamental price)과 밀접한 인과성이 존재한다. 달리 말하자면, 단순히 건조물 상태나 브랜드 경쟁력뿐 아니라, 해당 부동산이 위치한 공간 흡인력이 심리적 요인이 되어 주택시장에 영향을 준다는 것이다(홍지수 2023).

이러한 배경에서 이 연구는 두 가지 연구 문제를 제시한다. 첫째, 서울시 주택 하위시장의 공간적 분화, 시장에서 탈동조화 권역으로 호명되는 지역들의 실체와 특성에 주목한다. 즉, 탈동조화 권역의 고유한 특성과 선호의 차이가 실제로 존재하는지 경험적 연구를 통해 탐색하고자 한다. 둘째, 주택 선호의 지배적 요인으로 지목되는 '역세권'(i.e. 대중교통 접근성), '몰세권'(i.e. 상업시설 접근성), '학세권'(i.e. 교육환경), '숲세권'(i.e. 녹지환경 접근성)과 이 외에도 중요하게 언급되곤 하는 문화시설 접근성 등의 '도시 어메니티'의 접근성의 실질적 영향력을 평가한다(명혜린, 최윤원, 윤희연 2020). 더불어, 탈동조화 권역으로 분류되는 자치구들에서 '얼죽신'과 같은 신축 선호 담론과 실제 현상의 괴리도 검증한다. 이로써 '~세권'이나 '얼죽신' 담론이 실제로 주택시장에 어떤 영향을 미치는지, 그리고 그 효과가 과장되어 사회적으로 수용된 것인지를 확인한다. 아울러 분화된 권역별 차이점도 검토한다.

분석을 위해 서울특별시의 '2022년 주거실태조사' 자료를 활용, 서울시 전체를 준거집단으로 설정하고, '금관구'(금천구·관악구·구로구), '노도강'(노원구·도봉구·강북구), '마용성'(마포구·용산구·성동구), '강남3구'(강남구·서초구·송파구) 등의 4개 주요 권역을 구분하여 차등적 영향력 분석을 수행한다. 이 4개 권역은 특성이 유사한 인접 자치구로 구성되어 있으며, 동시에 탈동조화 현상으로 구별되는 공간적 분화 양상도 관찰되고 있다. 즉, 인접한 자치구 간에 주택가격의 변화율이 상호 동조하며 변하는 경향이 존재한다(박선경, 이민호 2022). 이들은 주택시장과 관련된 뉴스나 신문 기사, 관련한 주제의 대화 속에서 자주 언급되지만, 실질적으로 인접한 지역이라는 점과 탈동조화 현상이 유추되는 점 외에 고유한 특성을 알기 어렵다. 따라서 탈동조화 권역과 서울시 전체 표본을 비교 분석하는 것은, 이러한 현상을 이해하는 데 유용

한 접근으로 기대된다.

위의 연구 문제들을 규명하는 이 연구는 다음과 같은 기여점과 차별점이 있다. 먼저 기존연구에서 도시 어메니티와 주택 상태의 단일 영향력을 검토한 연구들은 많으나, 두 요인의 상충적 효과를 공간적 차원에서 비교한 연구가 부재하다는 점에서 그 의미가 있다. 또한, 주택 하위시장에서 주요 기준으로 수용되고 있는 ‘탈동조화’ 권역 등 공간적 분화의 특성을 검토하고, 동일한 맥락에서 ‘~세권’, ‘얼죽신’ 같이 통념적으로 인식되어 온 사회적 인식과 선호의 추세, 그리고 가치판단이나 투자심리 등이 포함된 기호(sign)인 부동산 담론의 경험적 증거를 제공한다는 점에서 기존 연구들과 구별된다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 탈동조화를 통한 서울의 공간적 분화 양상

1) 탈동조화 현상의 배경

주택시장은 대도시권에서 하나의 거대 단일시장이 아니다. 곧, 상호 연계되거나 반독립적으로 작동하는 다수의 ‘하위시장’(sub-market)으로 구성되어 운용된다. 특히, 유사한 선호를 보유한 주택과 가구는 특정 지역에 집적되는 경향이 있으며, 이러한 공간적 집중은 한정된 주택 서비스 공급을 둘러싼 경쟁으로 주택 가격에 큰 격차를 초래한다. 따라서 주택 하위시장은 하나의 특성을 가진 단일한 시장으로 존재하지 않는다. 즉, 주택 재고 규모와 이질성, 가구 유형별 상이한 수요 패턴, 시장으로의 진입 장벽 및 구조적 불균형 등 복합적 요인이 결합하며 여러 하위시장이 증첩되어 형성된다(주경식, 박용우 2010).

2016년 이후 전 세계적으로 자산가격이 급등하기 시작했다. 이때 국내 부동산시장도 과열 양상을 보이

며 부동산이 사회적 문제로 부각되었다. 이에 정부에서는 부동산 투기의 전면적 억제 및 주택가격 하락을 목표로 2017년 ‘8.2 대책’ 및 2018년 ‘9.13 대책’ 등 다양한 규제책을 발표하였다. 그럼에도 시장은 통제되지 않았으며, 역설적으로 서울과 주요 대도시뿐 아니라 전국 대부분 지역의 주택가격이 상승하기 시작하였다. 이 시기 언론에서 서울의 부동산시장을 언급할 때, 특정 지역들을 묶어 두문자어(acronym)로 줄인 ‘노도강’이나 ‘마용성’, ‘금관구’ 같은 신조어가 등장했다(이창무 2020; 이우희, 전해정 2023). 이 권역들은 표면적으로는 인접 자치구들의 편의적 묶음으로 보인다. 하지만 이들은 실제 주택시장의 흐름에서 다른 지역들과는 서로 ‘이질적’, 같은 권역 간에는 ‘동질적’인 흐름을 나타낸다.

실제로 서울시 자치구들은 지리적으로 매우 가깝다. 따라서 인접 자치구들 사이에 지방공공재는 배타적으로 공급되지 않고 상호 공유된다. 결과적으로 지방공공재는 특정 자치구 단독의 재정지출뿐 아니라 인접 자치구의 재정지출까지도 함께 향유하며, 특정 자치구 주민들의 삶의 질 수준 역시 상호 영향을 받는다(서승환 2005). 이러한 시각에서 보면 인접한 세 자치구는 공공재를 공유한다는 점에서 유사한 생활 환경을 가지게 되고, 주택가격 형성 양상에 있어도 그 궤를 같이할 가능성이 높다.

지난 몇 년간 주택가격은 부동산성과 국지성의 영향을 받아 지역별로 극심한 차이를 나타내고 있다. 나아가 서울과 경기도 부동산시장에서는 강남권과 강북권 등 인접 자치구 단위로 주택가격 변동 경향이 뚜렷해지는 ‘탈동조화’ 현상이 강화되고 있다(이진, 이항용 2018; 이창무 2020; 이우희, 전해정 2023). 구체적인 탈동조화의 사례로, 부동산 급등기에 ‘노도강’과 ‘마용성’ 권역에서 2022년 10월에 동반 하락의 추세가 확인되었다. 반면, 2024년 7월에 들어서는 ‘강남3구’와 ‘마용성’ 권역의 매물이 소진되며 주택가격의

상승세가 더욱 뚜렷해졌고, '노도강'이나 '금관' 권역은 급격히 하락하는 양극화 경향이 확인된다(한국부동산원 2022; 2024). 이러한 탈동조화 경향은 최근 예도 두드러진다. 서울시 25개 자치구 중 전고점을 넘어선 자치구는 강남구, 서초구, 송파구, 용산구, 성동구 등 '강남3구'와 '마용성' 권역에 집중되어 있다. 반면, '노도강' 권역의 주택가격은 전고점보다 훨씬 하락한 상태에서 주택 매물이 누적되고 있다(노경은 2025).

2) 탈동조화 권역별 특징

서울 주택시장에서 탈동조화 권역의 특성은 다음과 같다. 먼저 '노도강'은 서울 외곽의 노원구, 도봉구, 강북구를 묶어 지칭하며, 그동안 상대적으로 낮은 수준의 주택가격을 보여왔다. 2020년 전후로 주택가격이 급등하면서, 강남구, 서초구, 송파구의 '강남3구'와 대조적인 성격을 보이는 권역으로 관심이 집중되었다. '마용성'은 마포구, 용산구, 성동구로 구성된 권역으로, 지난 부동산 급등기에 한강 이북 지역의 중심지로 부상하며 빠른 가격 상승세를 기록했다. 이 지역들은 서울 내 주요 업무지구와의 우수한 접근성을 바탕으로 유사한 입지적 특성을 공유한다(이우희, 전해정 2023).

선행연구는 주로 '강남3구'나 '강북3구'(노도강)의 주택가격 위주로 관심이 집중되어 왔다. 이러한 접근들은 '강남3구'와 '노도강'이라는 인접 자치구 묶음이 탈동조화 현상 외에도 고유한 동질성을 보인다는 것을 시사한다(이규환, 서승제 2009; 이주석, 조주현 2010; 김명연, 김은정 2019). 이들 연구에 따르면, 강남권역은 재개발 가능성 등의 이슈로 인해 오래된 주택일수록, 녹지가 많고 종합병원이 멀수록 주택 시세가 높게 형성되어 있다. 또한, 지하철역 등의 교통 시설은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 관찰된다.

하지만 강북권역은 오래된 주택일수록 가격이 낮고, 지하철과 병원이 가깝고 인근 고등학교의 학업성취도가 높을수록 주택가격이 높은 수준으로 나타난다. 아울러 이 연구와 같이 '노도강', '강남3구', '마용성' 주택가격의 영향요인을 분석한 최근 연구에서도 다른 연구들과 유사한 결과가 확인된다. 특히, '마용성' 권역의 경우 주택 정비사업을 기대하는 경제적 추구보다는 쾌적한 주거를 추구하고, 지하철역보다는 시장 근접성 등이 선호되어 강남권과 유사한 특성을 보이고 있었다(이우희, 전해정 2023). 이렇게 같은 서울 내에서도 권역 간의 차이점과 고유의 특성이 더욱 뚜렷해지고 있다. 더불어 인접 지역 간에는 주택가격이 동조화되는 반면, 전체 시장에서는 각기 탈동조화되는 경향을 보인다. 이렇게 탈동조화 현상에 대한 경험적 증거의 필요성이 증대됨에 따라, 이 연구는 서울의 4개 탈동조화 권역별로 그 특성과 유사점, 차이를 규명할 것이다.

2. 주거선호의 대리변수로서 주거이동

1) 주택시장 맥락을 통한 주거이동의 이해와 재정의

한국의 주택시장에서 주택 구매 수요는 주택가격 상승에 대한 기대심리에 기반한다는 시각이 지배적이다(김준형, 신재섭 2016). 특히, 주택 매매는 실수요자의 실거주용 자가 마련이라는 목적 외에도, 주택가격의 상승으로 인해 얻어지는 이익을 기대하는 투자적 성격 역시 동시에 존재한다(이호진, 고성수 2017). 결국, 주택 구매 수요는 단순한 투자 목적, 혹은 실거주의 편익으로만 해석하기 어렵다. 실제 주택 매입이나 자가 소유의 결정에는 훨씬 다양한 요인이 작용하고 있기 때문이다. 임차라는 대안을 두고 큰 비용을 들여 자가를 마련하는 행위 이면에는 장기 거주 의 안정성, 주거비용 상승으로 인한 임대료 부담의 회피,

주거환경의 개선 등 다양한 요인이 존재한다(김준형, 신재섭 2016). 기존연구에서 주택 실수요 충격과 투자수요 충격 모두 실질 주택가격을 상승시키는 요인으로 지목된다. 전국 단위의 주택가격 지수를 분석한 결과, 매매가격 변동의 상당 부분이 실수요 충격에 기인하며, 투기적 수요 충격은 약 30%의 비중을 차지한다. 더불어 투기적 수요 충격의 영향력은 서울 및 수도권, 아파트 시장에서 두드러지고, 그 외 지역에서는 영향력이 상대적으로 낮았다(이우진, 박철범 2022; 이승훈 2024).

한편, 전통적으로 도시 경제학은 도시를 생산의 중심지로 간주하며, 높은 인구 밀도가 생산성을 증가시키는 긍정적 효과를 제공한다고 설명한다. 오늘날 도시의 소비 중심지 역할은 점점 더 중요해지고 있다. 소득 증가와 교통 발전으로 인해 사람들은 자신이 원하는 삶의 질을 제공하는 장소를 선택하고, 도시가 얼마나 매력적인 소비 환경을 제공할 수 있는지는 중요한 주거 선택의 요소가 된다(Glaeser, Kolko and Saiz 2001; Glaeser and Gottlieb 2006). 위의 맥락에서 주거이동은 기존의 주거환경보다 더 개선된 환경과 기회를 찾아 다른 지역으로 이동하는 것으로 정의할 수 있다. 최소의 비용을 통해 최대의 공공서비스를 향유할 수 있는 곳으로 이주한다는 것이다(Tiebout 1956). 이러한 시각에서 거주지 이전은 단순히 살던 집을 떠나 다른 집으로 옮기는 것이 아니라, 특정한 경제적 목적에 따라 지역을 이동하는 행위로 이해된다. 그러나 우리의 일상생활에서 경제적 목적만이 주거이동의 원인이 되지는 않는다. 입지, 주택, 그리고 개인적 요인 등의 다양한 요소가 복합적으로 주거이동의 원인이 되는 것이다(Varady 1980).

논의의 연장선에서, 이 연구에서는 주거이동의 영향을 단순한 이주 예측 지표로 활용하지 않는다. 즉, 주택 실수요자의 주거선호를 반영하는 '대리변수'(proxy variable)로 설정한다. 주택 매매가격이나 거

래량은 투자 목적의 수요와 실거주 목적의 수요, 곧, 기초가격과 비기초가격이 혼재되어 있다. 따라서 주택 가격이나 주택 거래량 등을 반응변수로 두고 효과를 측정할 경우, '얼죽신'(i.e. 주택상태)이나 '~세권'(i.e. 도시 어메니티) 등 부동산 담론의 경험적 증거를 찾자 하는 연구 목적을 충족하기 어려워진다. 그러므로 이 연구에서는 주택 실수요자의 주택 및 거주지 조건에 대한 선호를 구체적으로 포착하는 대리변수로 주거이동의향을 설정하고자 한다.

2) 주거이동에 관한 선행연구

국내연구에서 주택과 도시 어메니티는 주요 주거이동 원인으로 지목된다. 신도시 공급 등으로 주택보급이 늘어나면서 쾌적한 주거환경 선호 성향이 강화되며, 주택의 면적이나 노후도를 중요하게 여기는 경향이 강화된 것이다(천현숙 2004; 장선영, 오주석, 김세용 2020). 특히, 선호도가 높은 지역으로 이동하려는 경향이 관찰되며, 현 거주지 인접 지역 중 발전된 지역을 높게 평가하는 경향이 있다(김남주 2012).

교육환경, 교통 및 접근성, 주택시장, 산업-경제 등은 서울 전-출입 가구 주거이동의 주요 원인이다(이재수, 원재웅 2017). 이러한 흐름은 다수 연구에서 확인되는데, 그중에서도 직장과 교육은 한국인들에게 매우 중요한 이동 원인이다. 나아가 수능 성적이 좋은 지역으로의 이동이나(조강현, 박환수, 이재수 2021), 직장과 교육목적 이동의 경우 장거리라도 감수하는 반면, 주택이 원인이 된 이동은 비교적 단거리에서 발생한다(신정철, 안영수, 이승일 2019). 이는 교육환경 변수가 취업환경만큼 중요한 주거이동 요인이라는 것이다(이민관, 이주형 2010). 그 외에 문화 시설이나 의료시설, 사회복지시설 역시 중요 요인이다(이민관, 이주형 2010; 임준홍, 김한수, 송흥수 2014; 조강현, 박환수, 이재수 2021).

주택 선택의 기준에는 어떤 요소들이 포함되는가? 선행연구에서 중·소형 아파트를 매입하는 경우 가격이 가장 중요한 사항이다. 더불어 자연환경, 투자가치, 주변 생활 여건, 교통의 편리성, 자녀교육과 학군 등이 고려된다(유인호, 김익환 2016). 주거이동의 양상은 연령에 따라서도 다르게 나타난다. 수도권은 20~30대와 60대 이상의 이동 성향이 강하다. 특히, 청년층은 더 넓은 집으로 이동하려는 경향을 보이고, 노년층은 환경의 변화를 추구하기 위해 이동하는 것으로 확인된다(이외희 2010). 한편, 1인 가구의 이동요인은 주택요소보다 고용 및 경제적 특성이 더 크게 작용하며, 다인(多人) 가구의 경우 수도권 외곽으로의 이동이 많다는 점에서 주택요소가 중요 이동요인으로 작동한다(조미현, 송재민 2020) 그밖에 저소득층에서는 구직 여부가 이동에 영향을 미치며, 지역 재개발에 의한 비자발적 이동, 즉, 공간 배제적 주거이동이 발생할 가능성이 큰 것으로 나타났다(주희선 2019; 이민주, 박인권 2019).

3. 주요 투입변수에 관한 문헌연구

1) 도시 어메니티

도시 어메니티는 '가구가 특정한 장소에 입지하도록 유도하는 어떤 것'으로 정의된다. 어메니티는 주민들로 하여금 도시에서 일어나는 여러 문제점을 상쇄한다. 나아가 어메니티의 공급 균형에 따라 가구가 그 지역을 긍정적으로 인식하거나 부정적으로 인식하게 하는 중요한 원인으로 지목된다(Partridge, Rickman, Ali and Olfert 2010; 권규상 2021). 도시 어메니티는 도시의 경쟁력 향상, 인구 유입, 경제 활성화, 관광 자원화 등 보다 광범위한 목적을 갖는다(Rao 2023). 그중에서도 객관적인 평가 항목의 요소들, 예컨대 도시의 매력도, 문화적 풍요로움, 환경의 질, 경제적 활

력 등 객관적 평가 항목들로 구분된다(Jansen 2020). 여기에는 편리성, 환경성, 심미성, 문화성 등 광범위한 요소를 포함하며, 문화시설, 공원, 경관, 역사적 요소, 경제적 기회 등 도시의 전반적인 매력을 구성하는 요소들도 포괄한다(구홍미 2009). 종합하면, 도시 어메니티는 도시 전체의 쾌적성과 매력도를 아우르며, 도시의 물리적 환경뿐만 아니라 문화, 사회, 경제적 요소를 모두 포함하는 개념으로 정의할 수 있다(최유진 2017).

도시 어메니티는 식당이나 극장 등 지역 내 '서비스·소비재', 건축적 아름다움이나 기후 등의 '미적 요소·물리적 환경' 그리고 학업성적이 우수한 학교와 낮은 범죄율 등의 '공공서비스', 마지막으로 효율적인 교통 시스템과 적절한 교통 비용을 보장하는 '교통 접근성'으로 구분된다(Glaeser Kolko and Saiz 2001). 이를 세분화하면, '자연 어메니티'(기후, 공기질, 공원, 자연 휴양지 등), '인공 어메니티'(문화·예술, 미적 상품이나 서비스, 오락·관광 시설, 교통·주거 시설 등)를 포함하는 '사회적 분위기 어메니티'(도시의 개방성·관용성 등) 등으로 설명된다(Rodriguez-Pose and Ketterer 2012; Du, Liu, Zhao and Fang 2024).

도시 어메니티는 미주나 유럽 등 서구권에서 도시 인구를 증가시키는 매력 요인이면서(Glaeser, Kolko and Saiz 2001), 싱가포르 같은 아시아 국가에서는 공원, 전철역 및 버스 정류장, 의료시설, 교육 기관, 쇼핑몰과 식당 등의 어메니티가 삶의 만족뿐만 아니라 주택가격의 상승 원인으로도 설명된다(Song, Oon, Mepparambath and Le et al. 2025). 그중에서도 주택가격은 공원, 학교, 대중교통 접근성 등 다양한 도시 어메니티의 가치를 반영하며, 이러한 어메니티는 주민들의 삶의 질과 지역 매력을 결정짓는 중요 요소이다. 하지만 어메니티의 경제적 가치는 공간적으로 불균등하게 분포한다. 도시 내 특정 지역은 다른 지역보다 더 많은 혜택을 누린다. 반면, 저소득

층 거주지의 대중교통 및 공공서비스 접근성 부족처럼 형평성 문제도 존재한다(Herath 2021).

서울은 도시의 공간 구조상 '단일중심지'(CBD)가 아닌 강북과 강남권역 등으로 구분되는 '다중심성'(polycentricity)이 강하다. 더 나아가 한국에서 다중심성이 높은 도시는 더 많은 도시 어메니티를 보유하며, 어메니티의 다양성도 증가한다. 또 중심지가 균등하게 분포할수록 소비자 접근성이 향상되어 다양한 어메니티가 제공된다. 또한, 다중심성, 인구수, 교육 수준이 높을수록 도시 어메니티의 다양성은 증가하는 것으로 나타났다(권규상 2021). 선행연구의 결과는 서울과 같은 다중심적 공간구조를 가진 도시에서 어메니티 양이 많고 접근성이 좋을수록 특정 권역에서 주택가격이 상승하는 양상을 설명한다. 반면, 이는 어메니티가 부족한 권역의 경우 지역적 불평등을 촉진한다는 것도 암시한다. 이러한 기제를 밝히기 위해 탈동조화 권역별로 도시 어메니티 변수의 효과를 경험적으로 검증할 필요가 제기된다.

관련하여 이 연구와 같이 '학세권', '역세권', '숲세권' 그리고 한강 근접성을 분석한 선행연구에서 아파트와의 실질적인 거리(500m 기준) 및 '~세권' 광고에 따른 청약 효과를 분석하였다. 그 결과 학교의 거리 근접성이나 광고 여부는 청약률에 유의한 영향력이 없었으며, 지하철역과 한강이 가까울수록 청약률이 상승하였고, 공원 인접성이 홍보될수록 청약률이 증가하였다(명혜린, 최윤원, 윤희연 2020). 이 외에 주택가격을 결과변수로 둔 연구들에서는 한강 접근성, 지하철 접근성(김예지, 이창무, 국윤권 2020; 우진, 이창무, 정정욱 2022), 대형마트와 초등학교 유무를 더미화해 투입하였으며(장제환, 최창규 2024), 이 변수들 모두 가격에 미치는 영향이 유의하게 보고되었다. 그러나 이들 연구만으로 부동산 담론에서 통념처럼 수용되는 어메니티 요인의 실제적 효과에 대한 경험적 연구가 충분히 이루어졌다고 평가하긴 어렵다.

그러므로 이 연구에선 도시 어메니티를 주요 '~세권'을 포괄하는 대리변수로 설정하여 그 효과를 확인하고자 한다.

2) 주거환경과 주택상태

많은 연구에서 도시 어메니티는 주거이동의 결정요인으로 보고된다. 그렇다면 주거환경 만족도의 결정요인은 무엇인가? 선행연구에서는 의료시설이나 주변의 자연환경, 주택상태와 주차시설, 교육환경 등이 만족도 등으로 설명된다(임준홍, 김한수, 송홍수 2014). 즉, 주거환경 만족을 예측하는 데 있어 도시 어메니티나 주택상태 등은 주요 설명변수이다.

이러한 흐름을 종합하면, 물리적 측면에서 주거환경 만족도는 주택의 시설과 내부 구조, 주변 경관, 그리고 지역 내 문화·복지시설 같은 근린 환경의 특성에 영향을 받는 개념이다. 또 사회·경제적 측면에서는 지역의 치안과 안전수준, 임대료 부담, 주민들의 사회경제적 지위(소득수준 등)가 주거환경 만족도와 밀접한 관련이 있다. 다음으로 환경적 측면에서는 지리적 위치와 자연환경의 질, 대중교통 및 도로 접근성, 교육시설의 우수성 등이 중요한 요소로 작용한다. 마지막으로 심리적 측면에서는 이웃 간의 관계와 특성, 지역공동체에 대한 소속감과 공동체 의식 등 사회심리학적 요소들이 주거환경 만족에 영향을 미친다(김현민, 신현주 2018; 임현정, 임준홍 2020). 이처럼 개인의 특성을 제외한 주거환경 만족의 중요 결정요인들은 도시 어메니티의 개념과 밀접하게 연결되어 있음을 알 수 있다. 이는 어메니티가 지역 주민의 삶과 관련된 환경, 경제, 사회, 문화, 교육 등 다양한 특성을 포괄하기 때문이다.

이어서 이 연구에서 '열죽신' 현상을 측정하는 대리변수로 투입되는 주택상태 불만족 변수를 검토한다. 이 지점에서 '열죽신'이 신축 선호의 현상인 만큼

주택의 '건축연령'(building age)으로 측정하는 것이 적합하지 않느냐는 의문이 제기될 수 있다. 그 의문에 답하기 위해서 관련한 국내연구를 검토해 보면, 아파트 매매가격은 건축연령이 증가할수록 가격이 하락하다가, 준공된 지 36년 이상이 지나면 재건축 기대감으로 인해 매매가격 혹은 대지분당 가격이 다시 상승하는 현상이 발생한다(장제환, 최창규 2024). 주택가격이 준공 후 초기 일정 기간 상승하다 노후화에 따라 점차 하락하고, 재건축 시점에 이르러서는 기대심리로 인해 다시 상승한다는 것이다. 일반적으로 건축연령이 높아질수록 주거 품질의 저하로 인한 시세 하락을 예상한다. 하지만 재건축 연한이 다가올수록 신규주택 확보에 대한 불확실성이 완화되어, 오히려 가격상승 압력이 작용한다는 증거들이 제시되고 있다(김예지, 이창무, 국운권 2020).

경제학적으로 가격은 시장에서 재화에 대한 지불의사 금액(willingness to pay)으로 정의된다. 선행연구에서 2000년대 준공 주택에서 발견된 건축연도 코호트 효과는 주택 수요자들이 양질의 건조환경을 가진 주택을 선호하고 있음을 시사한다. 이러한 선호 현상은 주택의 질적 수준이 향상될수록 매매가격에 프리미엄이 부과되어 자본화되는 형태로 나타나며, 수요가 몰리는 한강 이남 지역에서 그 경향이 더욱 뚜렷하다(우진, 이창무, 정정욱 2022). 마찬가지로, 재건축에 대한 기대심리로 인한 가격상승 역시 주택의 질적 속성, 즉, 신축될 건조물의 가치가 반영된 결과로 해석이 가능하다. 다만 이러한 선호 현상만으로 신축 주택의 주거환경이 항상 우수하다 단정 지을 순 없다. 단순히 건축연령 외에도 주택의 유형, 입지, 건축 비용 등을 종합적으로 고려해 판단할 필요가 있기 때문이다. 결국, 신축 아파트나 재건축 대상 아파트에 부여되는 프리미엄은 소비자가 인식하는 '주택상태' 가치가 가격에 반영한 결과로 이해해야 한다. 더불어 주택의 건축연령을 단순화해서 분석에 투입

하면 그 효과에 재건축 기대와 같은 투자심리가 반영될 여지가 크다는 점을 고려할 필요가 있다. 따라서 실거주자의 주택상태 선호의 인식을 명확하게 측정하려면 건조물의 '상태'(condition)로 치환해 분석하는 것이 '열죽신' 현상을 측정하는 더 정밀한 접근이라 할 수 있다.

III. 연구설계

1. 자료

분석에는 서울특별시의 '2022년 주거실태조사' 자료를 활용한다. 구체적으로, 준거집단인 서울시 전체(n=15,525), 탈동조화 권역인 '금관구'(n=1,908)와 '노도강'(n=1,729), '마용성'(n=1,635) 그리고 '강남3구'(n=2,309)의 차등적 영향력을 비교·분석한다. 이를 통해 권역별로 주택상태 및 도시 여메니티 변수의 상대적 효과 차이를 검토하고, 서울시 주택 하위시장의 공간적 분화 특성을 규명한다.

2. 변수의 조작적 정의

〈표 1〉은 연구에 투입되는 변수의 세부 사항을 정리한 것이다. 먼저, 이 연구의 반응변수는 〈주거이동계획〉이다. 이 변수는 주민의 실제 주거 선호를 측정하는 대리변수로 기능한다. 측정을 위해 자료의 33번 이사 계획의 여부 문항을 활용한다. 응답 항목은 1='계획이 있다', 2='없다', 3='잘 모르겠다'의 응답을 '없다'를 1점, '있다'를 3점, 중립적 의사인 '잘 모르겠다'를 2점 중간값으로 두고 점수가 높아질수록 주거 이동 계획 가능성이 높은 서열형 변수로 재구성하여 투입한다.

다음으로 '열죽신' 현상을 측정하는 대리변수로 기능하는 설명변수 〈주택상태 불만족〉은 자료의 25-1

변 주택만족 문항에서 원래 4점이 '매우 만족', 1점이 '매우 불만족'이었던 척도를 1점='매우 만족'부터 4점='매우 불만족'으로 역채점하여 점수가 높아질수록 불만족 수준이 높은 것으로 재구성해 측정한다. 다음으로 '~세권'의 대리변수로 5개 항목의 <도시 어메니

티 불만족> 항목들을 투입한다. 4점 척도로 구성된 자료의 24번 주거환경 만족도를 묻는 문항에서 관련 항목을 선정하여 사용한다. 해당 항목은 ① 상업시설 접근성, ④ 문화시설 접근성, ⑤ 공원 및 녹지 접근성, ⑥ 대중교통 접근성, ⑨ 교육환경 접근성이다. 더불어

표 1 변수의 구성

구분	변수명	내용	
통제변수	학령기 자녀 유무	㉑ 아니오 ① 예	
	월평균 경상소득	① 백만 원 이하 ② 이백만 원 이하 ③ 사백만 원 이하 ④ 육백만 원 이하 ⑤ 팔백만 원 이하 ⑥ 천만 원 이하 ⑦ 천이백만 원 이하 ⑧ 천이백만 원 초과	
	가구 총자산	① 오천만 원 이하 ② 일억 원 이하 ③ 이억 원 이하 ④ 사억 원 이하 ⑤ 육억 원 이하 ⑥ 팔억 원 이하 ⑦ 십억 원 이하 ⑧ 십오억 원 이하 ⑨ 이십억 원 이하 ⑩ 이십억 원 초과	
	점유형태	자가 거주	㉑ 아니오 ① 예
		전세 거주	
		월세 거주	
	주택유형	단독주택 거주	
		아파트 거주	
		연립·다세대 거주	
	주거관리비 부담	① 매우 부담됨 ② 약간 부담됨 ③ 별로 부담되지 않음 ④ 전혀 부담되지 않음	
가구 부채 보유	㉑ 아니오 ① 예		
설명변수	주택상태 불만족		
	도시 어메니티	상업시설	① 매우 만족 ② 대체로 만족 ③ 약간 불만족 ④ 매우 불만족
		문화시설	
		공원·녹지	
		대중교통	
교육환경			
매개변수	주거환경 불만족		
반응변수	주거이동 계획		
		① 이사 계획이 없다 ② 잘 모르겠다 ③ 이사 계획이 있다	

매개변수로는 자료의 25-2번 문항인 전반적인 <주거 환경 불만족>을 활용한다. 이 변수 역시 <주택상태 불만족>과 동일하게 재구성하여 측정한다.

통제변수는 하위시장 맥락에서 가구의 배경을 통제할 수 있는 변수들이 투입된다. 이는 주택 하위시장에 지역, 주택형태, 점유형태와 소득계층, 건축시기 등이 포함된다는 선행연구의 분류를 참고하였다(주경식, 박용우 2010). 먼저 경제적 배경 측면에서 <가구 총자산>, <월평균 경상소득> 점수가 높아질수록 부유한 것으로 측정된다. 이들 변수는 자유기입식으로 된 것을 각각 기준에 따라 구간화하여 각각 10점 및 8점 척도로 재구성하였다. 다음으로 <주거관리비 부담>, <가구 부채 보유>는 점수가 높을수록 불안정한 경제 상태를 나타낸다. 점유형태는 <자가 거주>, <전세 거주>, 그리고 보증금 유무와 관계없이 <월세 거주>로 더미화 하였다(=1점). 주택 유형도 <단독주택 거주>, <아파트 거주>, <연립·다세대 거주>를 각각 더미변수로 전환하였다(=1점). 그밖에 한국 사회에서 교육목적의 주거이동이 큰 비중을 차지한다는 점에서 가구 구성을 묻는 문항에서 만 19세 미만 자녀와 함께 사는 경우를 1점으로, 아닌 경우를 0점으로 구분해 <학령기 자녀 유무> 더미변수로 구성하였다.

참고로 통상적 통제변수인 성별, 연령, 학력 등 변수는 포함하지 않았다. 주거이동은 적게는 한 명에서, 많게는 수 명의 가구 단위 이동을 전제로 하기에 가구원 한 명의 인구사회학적 특성만으로 가구 전체 특성을 일반화하기 어렵기 때문이다.

3. 분석 전략

이 연구의 분석 목표는 도시 어메니티와 주택상태가 주거이동에 미치는 영향, 그리고 주거환경 불만족이 매개하는 인과적 경로를 분석하는 것이다. 그에 따른 분석 전략은 Baron and Kenny(1986)가 제시한 3단

계 매개효과 분석을 적용한다. 최근 널리 활용되는 PROCESS Macro나 구조방정식모형(SEM) 등의 분석 방법도 고려할 수 있으나, 후술할 반응변수의 제약으로 인해 일반적인 선형 모형을 전제로 하는 PROCESS Macro의 활용은 적절하지 않다. 또한, 관측변수를 이론적 틀을 통해 잠재변수로 가정해 분석하는 SEM의 경우, 이 연구의 목표가 관측변수 자체의 효과를 확인한다는 측면에서 부적합하다.

구체적으로 모형 1은 투입되는 설명변수는 동일한 상태에서 매개변수를 반응변수로 두고 회귀분석을 수행한다. 모형 2에서는 동일한 설명변수와 원반응변수를 투입하여 회귀분석을 수행한다. 이 경로분석을 통해 <주택상태(i.e. '일족신')>와 <도시 어메니티(i.e. '~세권')> 중 어떤 환경적 불만이 <주거이동계획>에 영향을 미치는지 검토한다. 모형 3에서는 모형 2에 매개변수를 추가한 회귀분석을 통해 변수의 효과를 확인한다. 이는 <주택상태>와 <도시 어메니티> 불만족이 전반적인 주거환경 불만족을 촉진해 <주거이동계획>에 미치는 인과적 경로를 확인하는 절차이다. 일반적으로 선형회귀분석을 수행하지만, 이 연구의 반응변수들은 4점 혹은 3점 척도로 구성되어 다항선택성과 이산성 기본가정을 충족하기 어렵다. 이 경우에는 선형회귀분석의 수행이 적합하지 않다. 이에 일반화선형모형(GLM)을 통한 분석도 고려할 수 있으나, 자료의 표본 크기가 충분히 크다는 점, 변수 간의 비선형적 관계를 더 잘 포착할 수 있다는 점에서 순서형 로지스틱 회귀모형(ordered logistic regression)을 적용한다.

이어서 매개효과를 검증하기 위해 붓스트랩(bootstrap) 방법을 수행한다. 붓스트랩은 표본이 모집단을 충분히 반영한다는 기본 가정에 기반하여, 표본을 모집단의 경험적 분포(empirical distribution)로 간주해 재표집을 수행하는 방법이다. 따라서 표본의 대표성 확보가 필수적이다(Efron and Tibshirani

1994). 이 연구의 분석자료에서 사용한 표집 방법이나 표본 규모를 고려했을 때, 이는 통계적 수용 기준을 충족한다고 판단할 수 있다. 여기서 붓스트랩 방법은 설명변수의 반응변수에 대한 직접효과나 모든 효과를 합친 총효과가 아닌, 간접효과의 통계적 유의성을 판단하는 데 초점을 둔다(배병렬 2017). 이 연구의 분석모형인 순서형 로지스틱 회귀분석은 정규성을 전제하지 않는다. 결과적으로 Z 분포의 정규성을 가정하고 분석하는 통상적 Sobel Z 검증은 적합하지 않으며, 붓스트랩을 통한 매개효과 검증이 더 적절한 접근으로 판단된다.

이 연구에서는 통용되는 95% 신뢰구간을 기준으로 5,000회의 재표집 수를 설정하여 분석하였다. 이는 재표집을 반복하여 구해진 신뢰구간의 95%가 실제 모집단의 모수를 포함한다는 것이다. 염두에 들 점은, 복원추출로 재표집된 표본은 재현될 때마다 다소 차이를 나타내는 불확실한 추정치라는 것이다. 이는 전술한 바와 같이 붓스트랩은 원표본이 모집단 분포의 경험적 근사치라는 전제로 작동하기 때문이다. 이후 붓스트랩 결과에서 신뢰구간 내에 0의 포함 여부를 가지고 매개역할의 유의성을 판단할 수 있다. 다시 말해, 0이 포함되어 있으면 매개역할은 유의하지 않다고 판단한다(Shrout and Bolger 2002). 주목할 점은, 순서형 로지스틱 모형은 비선형성이 강해, 매개효과를 정확히 추정하기 위해서 '설명변수(X) → 매개변수(M) 경로 및 '매개변수(M) → 반응변수(Y) 경로 두 모형을 모두 적합하고, 각 경로별 분포까지 반영하는 반사실적(counterfactual) 추론으로 가정한 예측값을 산출해야 한다는 점이다(Buis 2010).

$$\ln\left(\frac{O_{x=0,zx=0}^{(j)}}{O_{x=1,zx=1}^{(j)}}\right) = \ln\left(\frac{O_{x=0,zx=0}^{(j)}}{O_{x=0,zx=1}^{(j)}}\right) + \ln\left(\frac{O_{x=0,zx=1}^{(j)}}{O_{x=1,zx=1}^{(j)}}\right)$$

〈식 1〉

〈식 1〉은 Buis(2010)의 이항로지스틱 분해식을 순서형 로지스틱모형에 맞게 확장한 것이다. 위 식에서 좌변은 간접효과와 직접효과가 모두 포함된 총효과를 나타내는 로그 오즈비이다. 저X집단(실제 분포)과 고X집단(실제 분포) 간 범주 j의 누적 오즈 차이를 반영한다. 다음으로 우변 첫 번째 항은 Z의 분포 차이를 통해 전달되는 X의 간접효과이다. 이는 곧 X집단의 조건부 확률을 고정한 상태에서, Z 분포가 저X에서 고X로 변할 때의 효과이다. 마지막으로 우변 두 번째 항은 Z 분포를 통제한 상태에서 X의 순수한 직접효과이다. 즉, 고X집단의 Z 분포로 고정한 상태에서, 저X에서 고X로의 조건부 확률 변화이다.

이 연구에서는 붓스트랩을 적용한 두 분석모형을 적합하고, 두 모형의 회귀계수 α 와 β 를 곱해 간접효과를 계산하였다. 다음으로 직접효과를 더한 총효과 및 각 표준오차를 구하였다. 이후 〈식 2〉의 델타 방법(delta method)을 통해 매개효과($\alpha\beta$)의 표준오차를 선형 근사값의 분산으로 신뢰구간을 추정하였다(Xu and Long 2005). 단, 주의할 점은 순서형 로지스틱 모형의 비선형성으로 인해 매개효과의 크기는 선형회귀모형과 달리 조건부 효과로 해석되어야 한다.

$$Var(\alpha\beta) \approx \alpha^2 Var(\beta) + \beta^2 Var(\alpha) + 2\alpha\beta Cov(\alpha,\beta)$$

〈식 2〉

이 과정에서 주요 분석은 IBM SPSS 29.0으로 수행하였으며, 계산과정에서는 보조적으로 Excel을 사용하였다.

IV. 경험적 분석

1. 기초통계분석 결과

〈표 2〉는 주요 변수의 기술통계 결과이다. 먼저, 설명 변수인 〈도시 어메니티 불만족〉을 서울 전체 및 네

군데의 탈동조화 권역으로 나눠 분석하였다. 〈상업 시설 불만족〉에 대한 평균 수준은 ‘서울시 전체’ 2.00(SD=0.60)이었으며, ‘금관구’가 2.17로 가장 높았고 ‘강남3구’가 1.80으로 상대적으로 낮았다. 〈문화시설 불만족〉의 경우 ‘서울시 전체’ 평균 2.21 (SD=0.77)로 〈상업시설 불만족〉보다 다소 높았으며,

표 2 변수의 기술통계

변수	집단	N	최소	최대	평균	SD	
설명변수	주택상태 불만족	서울 전체	15525	1	4	2.06	0.53
		금관구	1908	1	4	2.15	0.52
		노도강	1729	1	4	2.16	0.48
		마용성	1635	1	4	2.06	0.45
		강남3구	2309	1	4	2.02	0.61
	상업시설 불만족	서울 전체	15525	1	4	2.00	0.60
		금관구	1908	1	4	2.17	0.57
		노도강	1729	1	4	1.96	0.58
		마용성	1635	1	4	2.05	0.56
		강남3구	2309	1	4	1.80	0.64
	문화시설 불만족	서울 전체	15525	1	4	2.21	0.77
		금관구	1908	1	4	2.38	0.69
		노도강	1729	1	4	2.28	0.75
		마용성	1635	1	4	2.00	0.56
		강남3구	2309	1	4	1.86	0.73
	공원·녹지 불만족	서울 전체	15525	1	4	2.01	0.71
		금관구	1908	1	4	2.19	0.68
		노도강	1729	1	4	1.90	0.61
		마용성	1635	1	4	1.85	0.55
		강남3구	2309	1	4	1.83	0.72
대중교통 불만족	서울 전체	15525	1	4	1.92	0.63	
	금관구	1908	1	4	1.99	0.61	
	노도강	1729	1	4	1.93	0.57	
	마용성	1635	1	4	1.87	0.60	
	강남3구	2309	1	4	1.75	0.66	
교육환경 불만족	서울 전체	15525	1	4	2.01	0.57	
	금관구	1908	1	4	2.18	0.54	
	노도강	1729	1	4	2.07	0.50	
	마용성	1635	1	4	2.04	0.48	
	강남3구	2309	1	4	1.80	0.65	
매개변수	주거환경 불만족	서울 전체	15525	1	4	2.00	0.53
		금관구	1908	1	4	2.13	0.51
		노도강	1729	1	4	2.03	0.43
		마용성	1635	1	4	2.03	0.42
		강남3구	2309	1	4	1.84	0.58
반응변수	주거이동 계획	서울 전체	15525	1	3	1.28	0.60
		금관구	1908	1	3	1.22	0.55
		노도강	1729	1	3	1.20	0.51
		마용성	1635	1	3	1.23	0.55
		강남3구	2309	1	3	1.45	0.71

‘금관구’와 ‘노도강’이 각각 2.38과 2.28로 도드라졌다. 그러나 <공원·녹지 불만족>은 전체적으로 낮은 수준을 나타낸다. ‘서울시 전체’의 평균이 2.01(SD=0.71)로 관찰되었고 ‘강남3구’가 1.83으로 가장 낮았다. 이어서 <대중교통 불만족>은 ‘서울시 전체’에서 1.92(SD=0.63)로 전반적으로 낮지만, ‘금관구’ 및 ‘노도강’에서는 각각 1.99, 1.93으로 다소 높은 불만 수준이 확인되었다. 마지막으로 <교육환경 불만족>의 평균은 ‘서울시 전체’가 2.01(SD=0.57)인데, 소위 학군지에 밀접한 ‘강남3구’의 불만도가 1.80(SD=0.65)로 가장 낮고, ‘금관구’는 2.18로 가장 높았다. 종합하면 ‘강남3구’의 아메니티 불만족이 전체적으로 가장 낮으며, 모든 권역에서 <문화시설 불만족>이 가장 높다.

설명변수인 <주택상태 불만족> 수준은 ‘강남3구’가 2.02(SD=0.61) 가장 낮고, ‘노도강’이 2.16(SD=0.48)으로 가장 높다. 차이가 크지는 않으나, ‘강남3구’가 상대적으로 높은 주택만족도를 시사하는 반면, ‘노도강’은 다른 지역에 비해 주택에 불만을 가지는 주민 비율이 높다. 하지만 표준편차 기준으로 보면, ‘강남3구’의 불만족 분포가 가장 넓어, 주택 유형에 따라 재건축 아파트나 고층주택, 오래된 구축 아파트의 인식 차이가 존재할 것으로 예상된다. 매개변수로 포함된 <주거환경 불만족> 수준은 ‘서울시 전체’ 평균 2.00(SD=0.53), ‘금관구’ 2.13 및 ‘노도강’ 2.03으로 상대적으로 불만족 수준이 높았다. 그러나 ‘강남3구’는 1.84로 가장 낮았다. 이와 함께 반응변수인 <주거이동 계획>은 ‘서울시 전체’ 평균이 1.28(SD=0.60)로 낮은 편이었다. 상세히 살펴보면, ‘강남3구’가 1.45(SD=0.71)로 주거이동의 의향이 상대적으로 높았으나, 나머지 권역들은 유사한 수준을 유지하였다.

<표 3>은 표본의 주거 배경과 특성을 보여주는 빈도분석표이다. 먼저 <주택점유유형>에서 전체적으로 자가 소유율이 46%로 높았다. 권역별로 보면 ‘금관

구’는 37.3%로 다른 지역보다 낮은 반면, 가장 높은 월세 거주 수준(34.6%)을 보이고 있었다. ‘강남3구’는 52.7%로 자가 소유율이 가장 높았고, 보증금이 있는 월세가 20.1%를 차지해 전세와 유사한 수준을 보였다. 전세 거주율은 ‘강남3구’가 가장 높은 곳(33.3%)이었으며, ‘마용성’이 29.1% 순이었다. 자가소유율이 가장 높은 곳은 ‘노도강’(53.4%)으로 가장 낮은 ‘금관구’보다 약 16% 높았다.

<주택유형>은 아파트가 전체 응답자의 41.6%로 가장 일반적인 주거 형태이다. 그중 ‘강남3구’의 아파트 거주 비율이 52.7%로 가장 높았다. 다가구주택은 전체 표본 중 18.7%를 차지하였다. 권역별로는 ‘금관구’에서 다가구주택 거주 비율이 30%로 가장 높았고, ‘강남3구’의 경우 8.4%로 가장 낮다. 다세대주택은 전체 응답자의 19.6%가 살고 있다. 지역별로는 ‘강남3구’ 17.5%, ‘금관구’ 19.6% 등 고른 분포를 나타냈다. 연립주택은 응답자의 주택 유형의 5.7%를 차지한다. 구체적으로 ‘강남3구’에서 연립주택 거주 비율이 10.4%로 가장 높았고, 하지만 ‘노도강’의 경우 7.8%, ‘금관구’에서는 2.8%로 나타났다.

<주거비 부담> 수준은 ‘강남3구’에서 다소 높았으나, 권역별로 큰 차이가 없다는 점에서 ‘서울시 전체’가 유사한 경향을 보이는 것으로 판단된다. <가구부채 보유비율>은 ‘마용성’이 35%로 가장 높고, 뒤를 이어 ‘강남3구’ 31.2% 수준이었다. 나머지 두 권역은 20% 중후반 수준을 보여 ‘강남3구’-‘마용성’과 ‘금관구’-‘노도강’ 두 그룹 간에 차이가 있음을 알 수 있었다. <주택위치>는 대부분 지상에 위치하였으며 반지하 비율은 ‘금관구’에서 5.3%, ‘노도강’에서 4.7%로 나타나 다른 권역보다 다소 높았다.

<표 4>는 다중공선성 확인을 위해 회귀분석에서 투입된 제3의 변수(통제변수)의 영향력을 제거한 주요 변수들의 편상관분석 결과이다. 다중공선성 문제는 VIF 값으로 확인하는 것도 가능하지만, 이 연구의

분석모형이 복잡하여 VIF 값 확인을 위한 반복적 선 회귀분석보다 편상관분석이 효율적이다.

전체적인 결과에서 주요 변수 간 상관계수는 모두 0.28~0.53 사이에 위치해, 유의수준 내에서 모두 양

(+)의 상관관계가 관찰되었다. <주거환경 불만족>과 <주택상태 불만족>의 상관계수가 0.5로 다소 높은 수준 이었고, 그 외에는 0.2에서 0.3 수준이 대부분이었다. 또한, 반응변수인 <주거이동 계획>은 도시 어메니티

표 3 표본의 주거 배경과 특성

분류		서울전체		금관구		노도강		마용성		강남3구	
		빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%
점유 형태	자가	7141	46	711	37.3	924	53.4	705	43.1	983	42.6
	전세	4082	26.3	389	20.4	349	20.2	475	29.1	768	33.3
	보증금 있는 월세	3480	22.4	660	34.6	363	21	363	22.2	463	20.1
	보증금 없는 월세	529	3.4	95	5	55	3.2	44	2.7	61	2.6
	사글세/연세	1	0	0	0	0	0	1	0.1	0	0
주거비 부담	무상	292	1.9	53	2.8	38	2.2	47	2.9	34	1.5
	매우 부담 있음	1724	11.1	307	16.1	247	14.3	149	9.1	260	11.3
	약간 부담 있음	8444	54.4	979	51.3	848	49	883	54	1270	55
	별로 부담 없음	4840	31.2	592	31	611	35.3	572	35	725	31.4
가구부채	전혀 부담 없음	517	3.3	30	1.6	23	1.3	31	1.9	54	2.3
	있음	4766	30.7	494	25.9	468	27.1	572	35	720	31.2
주택위치	없음	10759	69.3	1414	74.1	1261	72.9	1063	65	1589	68.8
	지상	14923	96.1	1795	94.1	1640	94.9	1574	96.3	2262	98
	반지하	540	3.5	102	5.3	82	4.7	57	3.5	46	2
	지하	45	0.3	8	0.4	4	0.2	1	0.1	1	0
주택유형	옥상(옥탑)	17	0.1	3	0.2	3	0.2	3	0.2	0	0
	일반 단독	435	2.8	19	1	36	2.1	58	3.5	10	0.4
	다가구 단독	2900	18.7	573	30	237	13.7	298	18.2	195	8.4
	영업 겸용	320	2.1	36	1.9	24	1.4	40	2.4	37	1.6
	아파트	6456	41.6	571	29.9	892	51.6	698	42.7	1216	52.7
	연립주택	890	5.7	54	2.8	134	7.8	93	5.7	240	10.4
	다세대주택	3038	19.6	374	19.6	283	16.4	280	17.1	403	17.5
	비거주용 건물	89	0.6	0	0	7	0.4	9	0.6	17	0.7
	오피스텔	825	5.3	176	9.2	63	3.6	107	6.5	112	4.9
	고시원	551	3.5	105	5.5	53	3.1	44	2.7	69	3
비공식 주거지	13	0.1	0	0	0	0	3	0.2	10	0.4	
기타	8	0.1	0	0	0	0	5	0.3	0	0	
전체		15525	100	1908	100	1729	100	1635	100	2309	100

표 4 주요 변수의 편상관계수

분류	상업시설	문화시설	공원·녹지	대중교통	교육환경	주택상태	주거환경	주거이동
상업시설	1	0.45***	0.30***	0.44***	0.39***	0.32***	0.40***	0.02*
문화시설	0.45***	1	0.44***	0.33***	0.40***	0.32***	0.39***	0.01*
공원·녹지	0.30***	0.44***	1	0.29***	0.39***	0.30***	0.39***	0.03***
대중교통	0.44***	0.36***	0.29***	1	0.34***	0.28***	0.35***	0.02**
교육환경	0.39***	0.40***	0.39***	0.34***	1	0.35***	0.45***	0.06***
주택상태	0.32***	0.32***	0.30***	0.28***	0.35***	1	0.53***	0.06***
주거환경	0.40***	0.39***	0.39***	0.35***	0.45***	0.53***	1	0.05***
주거이동	0.02*	0.01*	0.03***	0.02**	0.06***	0.06***	0.05***	1

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

변수들과 0.01~0.06(p<.05) 범위에서 낮은 수준의 양(+)적 상관성이 관측되었으며, 유의확률 역시 낮은 수준이다. 이처럼 설명변수와 반응변수의 상관관계가 다소 작다는 점, 모든 계수가 일반적으로 다중공선성을 판단하는 상관계수의 기준인 0.7에 미치지 않는 점을 고려하면 이 분석모형에서 다중공선성 문제는 없는 것으로 확인되었다.

2. 회귀분석 결과

다음은 도시 아메니티 접근성이 주거 이주의향에 미치는 영향을 확인하고자 수행한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과들이다. 구체적으로 '서울시 전체', '금천구·관악구·구로구'(이하 '금관구'), '노원구·도봉구·

강북구'(이하 '노도강'), '마포구·용산구·성동구'(이하 '마용성'), '서초구·강남구·송파구'(이하 '강남3구')의 5개 권역별로 분석을 진행하였다.

1) '서울시 전체' 모형

〈표 5〉의 '서울시 전체' 표본(n=15,525)의 분석 결과, 모든 모형에서 모형적합도와 모형설명력이 유의하였다. 반응변수가 〈주거환경 불만족〉인 모형 1에서는 유사 결정계수 Cox & Snell R² 값이 0.43, Nagelkerke R² 값이 0.54로 높은 설명력을 보이고 있었다. 통제 변수 중 가구 특성 측면에서 〈주거관리비 부담〉 및 〈부채 유무〉를 제외하고 모든 설명변수가 반응변수인 〈주거환경 불만족〉에 양(+)의 영향을 미치는 것으로

표 5 '서울시 전체' 모형의 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

분류	모형 1 (→ 주거환경 불만족)		모형 2 (→ 주거이동 계획)		모형 3 (→ 주거이동 계획)	
	B	OR	B	OR	B	OR
학령기 자녀 유무	0.15	1.17**	0.10	1.11	0.10	1.11
월평균 경상소득	-0.01	0.99	0.15	1.16***	0.15	1.16***
가구 총자산	-0.04	0.96***	0.04	1.04***	0.04	1.04***
점유형태(자기)	-0.16	0.85	-1.25	0.29***	-1.24	0.29***
점유형태(전세)	-0.24	0.79	0.39	1.48**	0.40	1.49*
점유형태(월세)	-0.24	0.79	0.28	1.32	0.29	1.34
주택유형(단독주택)	-0.17	0.85*	-0.20	0.82**	-0.20	0.82**
주택유형(아파트)	-0.44	0.65***	-0.42	0.66***	-0.41	0.67***
주택유형(연립·다세대)	-0.04	0.97	0.06	1.07	0.07	1.07
주거관리비 부담	-0.08	0.92***	0.01	1.01	0.01	1.01
가구부채	0.13	1.14***	-0.42	0.66***	-0.42	0.66***
주택상태 불만족	1.87	6.50***	0.30	1.34***	0.24	1.27***
상업시설 불만족	0.53	1.69***	-0.07	0.94	-0.08	0.92
문화시설 불만족	0.35	1.42***	-0.04	0.96	-0.05	0.95
공원·녹지 불만족	0.62	1.85***	0.07	1.07**	0.06	1.06
대중교통 불만족	0.48	1.62***	0.02	1.02	0.01	1.01
교육환경 불만족	0.95	2.58***	0.24	1.26***	0.21	1.23***
주거환경 불만족	-	-	-	-	0.17	1.18**
모형적합도	χ^2	38941.21***		26346.57***		27221.94***
모형설명력	-2log우도	8702.46		16860.98		17024.64
	Cox & Snell R ²	0.43		0.10		0.10
	Nagekerke R ²	0.54		0.14		0.14

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

나타났다. 가구 특성 측면에서 <학령기 자녀 유무 (OR=1.17, p<.01)>, <가구부채(OR=1.14, p<.001)>는 유의수준 내에서 양(+)의 영향을, <가구 총자산 (OR=0.96, p<.001)>과 <주거관리비 부담(OR=0.92, p<.001)>은 유의수준 내에서 음(-)의 영향을 미쳤다. 주택유형별로는 <단독주택거주(OR=0.85, p<.05)>와 <아파트거주(OR=0.65, p<.001)>의 경우 주거환경 불만족의 가능성을 하락시키는 것으로 나타났다. 무엇보다 <주택상태(OR=6.50, p<.001)> 불만족의 효과가 가장 컸는데, 이 외에도 <교육환경 불만족(OR=2.58, p<.001)>, <공원·녹지 불만족(OR=1.85, p<.001)>, <상업 시설 불만족(OR=1.69, p<.001)>, <대중교통 불만족 (OR=1.62, p<.001)>, <문화시설 불만족(OR=1.42, p<.001)> 순으로 어메니티 불만족이 <주거환경 불만족>을 유의하게 증가시켰다.

반응변수가 <주거이동 계획>인 모형2에서는 Cox & Snell R² 값이 0.10, Nagelkerke R² 값이 0.14로 관측되었다. 이는 모형 1과 비교했을 때 상대적으로 낮지만, 수용할 수 있는 범위로 판단되었다. 통제변수 중 <월평균 경상소득(OR=1.16, p<.001)>과 <가구총 자산(OR=1.04, p<.001)>이 많을수록 주거이동 가능성에 양(+)의 결과를 나타냈다. 점유형태별로는 <자가거주(OR=0.29, p<.001)>가 <주거이동 계획>을 71% 감소시키는 반면, <전세거주(OR=1.48, p<.01)>의 경우 48% 증가하여 자가 소유의 주거 안정성을

시사하였다. 주택유형 중에는 <단독주택거주(OR=0.82, p<.01)>와 <아파트거주(OR=0.66, p<.001)>가 모두 유의수준 내에서 <주거이동 계획>에 음(-)적 효과를 나타내 모형 1에서의 <주거환경 불만족>의 효과를 추정할 수 있었다. <가구부채(OR=0.66, p<.001)> 또한, <주거이동 계획> 가능성을 34% 감소시켰다. 주요 설명변수 중에서는 <주택상태 불만족(OR=1.34, p<.001)>, <공원·녹지불만족(OR=1.07, p<.01)>, <교육환경 불만족(OR=1.26, p<.001)>만이 유의한 양(+)의 영향력을 보였으며, <상업시설 불만족>, <문화시설 불만족>, <대중교통 불만족>은 통계적으로 유의하지 않았다.

마지막으로 매개변수가 투입된 모형 3에서도 모형 2와 유사한 결과가 관찰되었다. Cox & Snell R² 는 0.10, Nagelkerke R² 는 0.14로 모형2와 유사한 설명력을 보였다. 매개변수인 <주거환경 불만족(OR=1.18, p<.01)> 변수는 <주거이동 계획>에 유의미한 양(+) 영향을 미쳤다. 설명변수인 <주택상태 불만족(OR=1.27, p<.001)> 및 <교육환경 불만족(OR=1.23, p<.001)> 역시 부분매개효과를 확인하였다. 그 외 주요 변수들은 유의하지 않았다.

<표 6>에서 간접효과는 설명변수가 매개변수를 통해 반응변수에 영향을 미치는 효과를 의미한다. 분석 결과, 도시 어메니티 변수 중 '교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획' 경로는 95% 신뢰구간(LLCI=0.110, ULCI=0.283) 내에 0을 포함하지

표 6 '서울시 전체' 모형의 매개효과 검증

경로	간접효과	Boot. SE	95% CI	
			LLCI	ULCI
주택상태 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.444	0.315	-0.173	1.061
상업시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.042	0.074	-0.186	0.102
문화시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.017	0.012	-0.041	0.007
공원·녹지 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.035	0.022	-0.008	0.077
대중교통 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.003	0.019	-0.035	0.041
교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.196	0.044	0.110	0.283

않아 유의한 간접효과가 확인되었다 이 경우를 제외하면 나머지 <상업시설 불만족>, <문화시설 불만족>, <공원·녹지 불만족>, <대중교통 불만족> 모두 <주거환경 불만족>의 간접효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인되었다. ‘주택상태 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획’ 경로의 간접효과는 0.200, 95% 수준에서 신뢰구간(LLCI=0.106, ULCI=0.295) 내에서 유의하게 나타났다.

2) ‘금관구’(금천구·관악구·구로구) 모형

<표 7>은 ‘금관구’ 권역을 표본(n=1,908)으로 한 분석 결과이다. 역시 모든 모형에서 적합도와 설명력이 적

절한 수준이었다. 매개변수를 반응변수로 투입하는 모형 1에서는 Cox & Snell R² 값은 0.54, Nagelkerke R² 값은 0.70으로 높은 설명력을 보였다. 통제변수 중 유의수준 내의 결과를 관측할 수 있는 변수는 다음과 같다. 먼저 음(-)의 결과를 보인 <가구 총자산(OR=0.89, p<.01)>은 많을수록 <주거환경 불만족>의 오즈를 11% 감소시키는 반면, 양(+의 결과를 나타낸 <가구 부채(OR=1.48, p<.05)>는 부채를 보유할수록 <주거환경 불만족>을 48% 증가시키는 것을 알 수 있다. 그 외 통제변수인 <학령기 자녀 유무>, <월평균 경상소득>, <점유형태>, <주거관리비>, <주택유형>은 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다.

주요 설명변수 중에서는 <주택상태 불만족(OR=17.60,

표 7 ‘금관구’ 모형의 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

분류	모형 1 (→ 주거환경 불만족)		모형 2 (→ 주거이동 계획)		모형 3 (→ 주거이동 계획)	
	B	OR	B	OR	B	OR
학령기 자녀 유무	-0.05	0.95	0.39	1.47**	0.39	1.47
월평균 경상소득	0.07	1.08	0.10	1.10**	0.09	1.10**
가구 총자산	-0.12	0.89**	0.19	1.20***	0.19	1.21***
점유형태(자기)	0.52	1.68	-1.35	0.26**	-1.37	0.25**
점유형태(전세)	0.11	1.12	0.47	1.60	0.46	1.58
점유형태(월세)	-0.08	0.92	0.98	2.66*	0.97	2.65*
주택유형(단독주택)	0.39	1.47	-0.60	0.55**	-0.60	0.55**
주택유형(아파트)	0.37	1.45	-0.39	0.68	-0.40	0.67
주택유형(연립·다세대)	0.39	1.47	-0.17	0.84	-0.17	0.84
주거관리비 부담	0.08	1.08	-0.33	0.72**	-0.33	0.72**
가구부채	0.39	1.48*	-0.30	0.74**	-0.31	0.74
주택상태 불만족	2.87	17.60***	0.39	1.47**	0.25	1.29
상업시설 불만족	0.83	2.28***	0.06	1.06	0.02	1.02
문화시설 불만족	0.49	1.63***	0.34	1.41*	0.32	1.37*
공원·녹지 불만족	0.89	2.43***	0.22	1.24	0.17	1.18
대중교통 불만족	0.80	2.23***	-0.03	0.97	-0.07	0.94
교육환경 불만족	1.25	3.49***	0.16	1.17	0.11	1.11
주거환경 불만족	-	-	-	-	0.34	1.40
모형적합도	χ ² 6105.50***		3684.01***		3782.76***	
모형설명력	-2log우도 1284.50		1731.69		226.59	
	Cox & Snell R ² 0.54		0.11		0.11	
	Nagekerke R ² 0.70		0.17		0.17	

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

p<.001)의 효과가 가장 컸다. 다음으로 도시 어머니티 변수에서는 <교육환경 불만족(OR=3.49, p<.001)>, <공원·녹지 불만족(OR=2.43, p<.001)>, <상업시설 불만족(OR=2.28, p<.001)>, <대중교통 불만족(OR=2.23, p<.001)>, <문화시설 불만족(OR=1.63, p<.001)> 순으로 <주거환경 불만족>의 오즈가 유의수준 내에서 증가하였다.

<주거이동 계획>을 반응변수인 모형 2에서는 Cox & Snell R² 가 0.11, Nagelkerke R² 는 0.17로 모형 1 대비 다소 낮으나 허용할 만한 수준이었다. 가구경제수준 변수 중 <월평균 경상소득(OR=1.10, p<.01)> 과 <가구 총자산(OR=1.20, p<.001)>은 <주거이동 계획>에 유의수준 내에서 양(+)의 영향을 보였다. 점유형태 변수 중 <자가거주(OR=0.26, p<.01)> 더미는 이동계획 오즈를 74% 감소시켰지만, <월세거주(OR=2.66, p<.05)>는 166% 증가시켰다. 하지만 전세 거주는 유의하지 않았다. 주택유형은 <단독주택(OR=0.55, p<.01)> 더미가 음(-)의 결과를 나타냈으며, <아파트>, <연립·다세대> 주거는 유의하지 않았다. 이와 함께, <주거관리비 부담(OR=0.72, p<.01)>과 <가구부채(OR=0.74, p<.01)>도 각각 28%, 26% 오즈를 감소시켰다. 주요 설명변수 중에서는 <주택상태 불만족(OR=1.47, p<.01)>과 <문화시설 불만족(OR=1.41, p<.05)>만이 양(+)의 유의미한 효과를 보였고, 그 외 <상업시설 불만족>, <공원·녹지 불만족>, <대중교통

불만족>, <교육환경 불만족>은 통계적으로 유의하지 않았다.

매개변수가 투입된 모형 3의 경우에는 Cox & Snell R² 는 0.11, Nagelkerke R² 가 0.17로 모형 2와 비슷한 수준의 설명력이 확인된다. 주요 설명변수 중 <주거환경 불만족(OR=1.40, p<.001)>은 <주거이동계획>에 유의수준 내에서 양(+)의 직접효과를 보여, <주택상태 불만족>과 <문화시설 불만족>의 부분매개를 확인할 수 있다. 하지만 나머지 변수는 통계적으로 유의하지 않았다.

다음으로 <표 8>은 매개효과를 검증하기 위해 부스트랩 방법을 수행한 결과이다. 선행된 순서형 로지스틱 회귀분석 결과에서 유추할 수 있듯, ‘금관구’ 모형에서는 <주택상태 불만족>, <상업시설 불만족>, <문화시설 불만족>, <공원·녹지 불만족>, <대중교통 불만족>, <교육환경 불만족>의 모든 주요 설명변수가 주거이동계획에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

3) ‘노도강’(노원구·도봉구·강북구) 모형

<표 9>는 ‘노도강’ 권역 표본(n=1,729)의 분석 결과이다. 모든 모형적합도와 모형설명력은 수용할 만한 수준에서 판단된다. 매개변수인 <주거환경 불만족>이 반응변수인 모형 1에서 유사 결정계수 Cox & Snell

표 8 ‘금관구’ 모형의 매개효과 검증

경로	간접효과	Boot. SE	95% CI	
			LLCI	ULCI
주택상태 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.725	0.386	-0.031	1.481
상업시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.017	0.11	-0.198	0.232
문화시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.156	0.101	-0.042	0.354
공원·녹지 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.146	0.187	-0.221	0.513
대중교통 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.053	0.137	-0.322	0.216
교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.131	0.154	-0.171	0.433

R² 은 0.37, Nagelkerke R² 이 0.52로 비교적 높은 설명력을 보였다. 통제변수 중 가구 경제수준 배경에서 <주거관리비 부담(OR=1.59, p<.001)>만이 주거환경불만족 오즈를 59% 증가시킨다. 반면 <학령기 자녀 유무>, <월평균 경상소득>, <가구 총자산>, <점유형태>, <주택유형>, <가구부채> 등은 통계적으로 유의하지 않았다. 그밖에 주요 설명변수 중에서는 <주택상태 불만족(OR=9.99, p<.001)>이 가장 강한 영향을 보였다. 다음으로 <교육환경 불만족(OR=2.68, p<.001)>, <대중교통 불만족(OR=2.52, p<.001)>, <공원·녹지 불만족(OR=1.86, p<.001)>, <상업시설 불만족(OR=1.46, p<.01)>, <문화시설 불만족(OR=1.55,

p<.001)> 순으로 <주거환경 불만족>이 유의수준 내에서 양(+)적으로 증가하는 양상이 관찰되었다.

반응변수가 <주거이동 계획>인 모형 2에서는, Cox & Snell R² 값이 0.07, Nagelkerke R² 값이 0.11로 설명력이 다소 낮았다. 통제변수 중 <월평균 경상소득(OR=1.10, p<.05)>, <주거관리비 부담(OR=1.46, p<.001)>은 양(+)의 효과를, <가구 총자산(OR=0.91, p<.01)>은 음(-)의 효과를 미쳤다. 점유형태의 경우 <월세 거주(OR=2.66, p<.05)>가 오즈를 166% 증가시켰으며, <자가 거주> 및 <전세 거주>는 통계적으로 유의하지 않았다. 그 외에도 <주택유형>과 <가구부채>도 유의한 결과가 관찰되지 않았다. 주요 설명변수

표 9 '노도강' 모형의 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

분류	모형 1 (→ 주거환경 불만족)		모형 2 (→ 주거이동 계획)		모형 3 (→ 주거이동 계획)	
	B	OR	B	OR	B	OR
학령기자녀 유무	0.23	1.25	0.49	1.64**	0.50	1.65**
월평균 경상소득	0.02	1.02	0.09	1.10*	0.09	1.10*
가구 총자산	-0.01	0.99	-0.09	0.91**	-0.10	0.91**
점유형태(자가)	-0.20	0.82	-0.31	0.73	-0.32	0.72
점유형태(전세)	-0.34	0.71	0.79	2.20	0.78	2.17
점유형태(월세)	0.17	1.19	-0.10	0.92	-0.09	0.91
주택유형(단독주택)	0.40	1.50	0.43	1.54	0.43	1.54
주택유형(아파트)	-0.80	0.45*	0.13	1.14	0.11	1.12
주택유형(연립·다세대)	-0.06	0.94	0.65	1.91	0.64	1.90
주거관리비 부담	0.47	1.59***	0.38	1.46***	0.39	1.47***
가구부채	-0.09	0.91	0.00	1.00	0.00	1.00
주택상태 불만족	2.30	9.99***	0.43	1.53**	0.47	1.59**
상업시설 불만족	0.38	1.46**	-0.10	0.91	-0.09	0.91
문화시설 불만족	0.44	1.55***	0.10	1.11	0.11	1.11
공원·녹지 불만족	0.62	1.86***	0.08	1.08	0.09	1.09
대중교통 불만족	0.93	2.52***	-0.04	0.96	-0.03	0.97
교육환경 불만족	0.99	2.68***	-0.20	0.82	-0.18	0.83
주거환경 불만족	-	-	-	-	-0.11	0.89
모형적합도	χ^2	5385.77***	3095.96***		3105.14***	
모형설명력	-2log우도	1312.79	1598.13		1599.66	
	Cox & Snell R ²	0.37	0.07		0.07	
	Nagekerke R ²	0.52	0.11		0.11	

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

중에서는 <주택상태 불만족(OR=1.53, p<.01)>만이 <주거이동 계획> 가능성을 53% 높이는 양(+)의 효과가 나타났다.

매개변수가 포함된 모형3의 설명력은 모형2와 유사하게 Cox & Snell R² 가 0.07, Nagelkerke R² 는 0.11로 다소 낮지만 수용할 수 있는 수준이었다. 이 모형에서는 매개변수인 <주거환경 불만족(OR=0.89, p>0.05)>이 <주거이동 계획>에 통계적으로 유의한 효과가 부재하여 매개효과는 확인되지 않았다. 이와 더불어 <주택상태 불만족(OR=1.59, p<.01)>만이 오즈를 59% 증가시켜 주요 결정요인으로 확인되었다. 반면 도시 어메니티 변수들은 통계적 유의수준을 충족하지 못했다.

<표 10>에서는 매개효과를 검증하기 위해 붓스트랩을 수행한 결과를 제시하였다. 선행된 순서형 로지스틱 회귀분석에서는 매개변수인 <주거환경 불만족>의 유의한 매개역할이 나타나지 않았다. 그렇지만 붓스트랩 검증을 완전히 배제할 필요는 없다. 붓스트랩은 비정규 분포에서도 신뢰구간을 추정할 수 있어 더 강건한 결과를 제공할 수 있고, 더 정확한 간접효과 추정치를 제공할 수 있다. 또한, 포착되지 않은 효과에 대해 붓스트랩을 통해 검토할 수 있는 등 여러 장점을 고려해 이 모형에서도 붓스트랩을 활용하고자 한다.

분석 결과, '주택상태 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획' 경로의 간접효과는 1.070, 95% 수준

에서 신뢰구간(LLCI=0.213, ULCI=1.928) 내에서 통계적으로 유의하였다. 그러나 선행된 회귀분석 결과와 마찬가지로, <상업시설 불만족>, <문화시설 불만족>, <공원·녹지 불만족>, <대중교통 불만족>, <교육환경 불만족> 등 다른 도시 어메니티 불만족 변수들의 간접효과는 95% 신뢰구간에 0을 포함하고 있어 통계적으로 유의미하지 않았다. 이어서 <주거환경 불만족> 변수 자체가 통계적으로 유의하지 않아 유의한 매개역할이 관찰되지 않았다. 이는 '노도강' 권역에서 어메니티 불만족이 주거환경 불만족을 통해 주거이동계획에 미치는 간접적인 영향이 제한적이며, 도시 어메니티 요소 자체가 주거이동의 고려 사항이 아니라는 점을 암시하고 있다. 이러한 결과는 다른 지역과는 다른 패턴을 보이는 것으로, '노도강' 권역이 가지는 특수한 맥락 검토의 필요성을 제기한다. 한편, <주택 불만족>의 간접효과는 순서형 로지스틱 분석에서는 매개효과가 유의하지 않았으나, 붓스트랩 결과에서는 유의한 간접효과가 확인되어 해석에 주의할 필요가 있다.

4) '마용성'(마포구·용산구·성동구) 모형

<표 11>에서 제시된 '마용성' 권역 표본(n=1,635) 대상의 분석에서도 모든 모형의 적합도와 설명력이 적절한 수준이다. Cox & Snell R² 값이 0.39, Nagelkerke R² 값은 0.57로 비교적 높은 수준을 보였다. <주거환경

표 10 '노도강' 모형의 매개효과 검증

경로	간접효과	Boot. SE	95% CI	
			LLCI	ULCI
주택상태 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	1.070	0.438	0.213	1.928
상업시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.035	0.055	-0.144	0.073
문화시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.048	0.044	-0.039	0.134
공원·녹지 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.053	0.086	-0.116	0.222
대중교통 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.027	0.138	-0.297	0.244
교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.181	0.159	-0.492	0.131

불만족) 변수가 반응변수인 모형 1에서는 투입된 통제변수 중 통계적 유의성을 확보한 항목이 부재하였다. 반면, 주요 설명변수인 <주택상태 불만족> 및 도시 아메니티 불만족 변수가 반응변수인 <주거환경 불만족>의 주요 결정요인으로 나타났다. 특히 <주택상태 불만족(OR=10.37, p<.001)>의 오즈에서 양(+의) 효과가 확인되었으며, 이어 <교육환경불만족(OR=4.73, p<.001)>, <대중교통 불만족(OR=2.05, p<.001)>, <공원·녹지 불만족(OR=1.78, p<.001)>, <상업시설 불만족(OR=2.08, p<.001)>, <문화시설 불만족(OR=1.72, p<.001)> 순으로 양(+의) 영향을 미치고 있었다.

<주거이동 계획> 변수를 반응변수로 투입한 모형 2에서는 모형 설명력은 Cox & Snell R² 가 0.07,

Nagelkerke R² 는 0.11로 수용 가능한 수준이었다. 통제변수 중 <월평균 경상소득(OR=1.07, p<.05)>은 이동계획 오즈를 7% 상승, <가구 총자산(OR=0.91, p<.01)>이 9% 하락시켰다. 점유형태와 주택유형에서는 <단독주택거주(OR=0.47, p<.01)>가 오즈를 53% 감소시켰으며, <가구부채 여부(OR=0.65, p<.01)>는 35% 감소 효과를 보였다. 주요 설명변수에서는 도시 아메니티 변수인 <문화시설 불만족(OR=1.58, p<.001)> 및 <교육환경 불만족(OR=2.21, p<.001)>만이 이동계획 오즈에 대해 유의수준 내에서 양(+의) 효과를 확인할 수 있었다.

매개변수가 추가된 모형3의 설명력은 모형2와 유사하게 Cox & Snell R² 가 0.08, Nagelkerke R²

표 11 '마용성' 모형의 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

분류	모형 1 (→ 주거환경 불만족)		모형 2 (→ 주거이동 계획)		모형 3 (→ 주거이동 계획)	
	B	OR	B	OR	B	OR
학령기 자녀 유무	-0.26	0.77	0.16	1.17	0.17	1.18
월평균 경상소득	0.03	1.03	0.07	1.07*	0.07	1.07*
가구 총자산	-0.04	0.96	0.05	1.06	0.06	1.06
점유형태(자가)	-0.40	0.67	-0.71	0.49	-0.70	0.50
점유형태(전세)	-0.33	0.72	0.04	1.04	0.05	1.06
점유형태(월세)	0.03	1.03	0.17	1.19	0.18	1.20
주택유형(단독주택)	-0.35	0.70	-0.75	0.47**	-0.74	0.48**
주택유형(아파트)	0.01	1.01	-0.33	0.72	-0.34	0.71
주택유형(연립·다세대)	0.14	1.15	-0.05	0.95	-0.04	0.97
주거관리비 부담	-0.17	0.84	-0.20	0.82	-0.19	0.83
가구부채	0.10	1.10	-0.43	0.65**	-0.43	0.65**
주택상태 불만족	2.34	10.37***	-0.06	0.94	-0.22	0.80
상업시설 불만족	0.73	2.08***	-0.07	0.93	-0.11	0.90
문화시설 불만족	0.54	1.72***	0.46	1.58***	0.43	1.54**
공원·녹지 불만족	0.58	1.78***	0.08	1.08	0.06	1.06
대중교통 불만족	0.72	2.05***	-0.17	0.85	-0.20	0.82
교육환경 불만족	1.55	4.73***	0.80	2.21***	0.69	2.00
주거환경 불만족	-	-	-	-	0.45	1.56*
모형적합도	χ^2	3389.83***	3294.32***		3343.18***	
	-2log우도	1092.69	124.75		1708.05	
모형설명력	Cox & Snell R ²	0.39	0.07		0.077	
	Nagekerke R ²	0.57	0.11		0.11	

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

는 0.11을 기록했다. 매개변수인 <주거환경 불만족 (OR=1.56, p<.05)>은 주거이동 계획에 유의한 양(+)적 효과를 보여 <문화시설 불만족(OR=1.54, p<.01)>의 부분매개를 지지하였다. 또한, 통제변수 중 <월평균 경상소득(OR=1.07, p<.05)>, <단독주택거주(OR=0.48, p<.01)>, <가구부채 여부(OR=0.65, p<.01)> 변수들이 직접효과를 유지하였다. 반면, 다른 변수들은 통계적 유의성을 확보하지 못했다.

부스트랩 방법을 통해 매개효과를 검증한 결과는 <표 12>에서 제시하였다. '마용성' 모형에서는 일부 어머니티 불만족 변수들이 반응변수에 유의수준 내에서 영향력이 확인되었다. 구체적으로 '문화시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획' 경로에서 간접효과는 0.233, 95% 수준에서 신뢰구간(LLCI=0.009, ULCI=0.456) 범위에 포함되어 유의하였다. 더불어 '교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획' 경로의 간접효과는 1.078, 95% 수준에서 신뢰구간(LLCI=0.509, ULCI=1.647) 내에서 유의하게 나타났다.

그러나 <주택상태 불만족>, <상업시설 불만족>, <공원·녹지 불만족>, <대중교통 불만족> 등 다른 주요 설명변수들의 간접효과는 95% 신뢰구간이 0을 포함하고 있어 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 '마용성' 권역에서 문화시설, 교육환경에 대한 불만족이 주거환경 불만족을 유발하여 주거이동 계획에 유의미한 영향을 미치고 있음을 시사한다.

5) '강남3구'(강남구·서초구·송파구) 모형

<표 13>의 '강남3구' 권역 표본(n=2,309) 분석에서도 모든 모형적합도와 설명력이 유의한 범위 내에 있음이 확인되었다. <주거환경 불만족> 변수를 반응변수로 투입한 모형 1에서 유사 결정계수의 설명력은 Cox & Snell R² 가 0.34, Nagelkerke R² 는 0.42으로, 투입변수들이 반응변수를 비교적 잘 설명하는 모형임을 확인할 수 있다. 통제변수 중에서는 <가구 총자산(OR = 0.92, p<.01)>만이 유의하여, 자산이 한 단위 증가할 때 <주거환경 불만족> 오즈가 8% 감소하는 음(-)의 영향력을 보였다. 나머지 통제변수들은 통계적으로 유의하지 않았다.

주요 설명변수 중에서는 <주택상태 불만족>이 오즈비 4.17(p<.001)로 가장 큰 양(+)의 효과를 보였으며, 이어 <문화시설 불만족(OR=1.61, p<.001)>, <교육환경 불만족(OR=1.55, p<.001)>, <상업시설 불만족(OR = 1.36, p<.05)>, <대중교통 불만족(OR=1.34, p<.01)>, <공원·녹지 불만족(OR=1.35, p<.001)>의 순으로 <주거환경 불만족> 오즈를 양(+)적으로 유의하게 증가시켰다. 이렇게 모든 어머니티 변수와 <주택상태 불만족> 변수까지 그 값이 유의하다는 점에서 '강남3구' 권역의 주거환경 인식은 '마용성' 권역과 유사한 맥락을 보인다.

<주거이동 계획> 변수가 반응변수인 모형 2에서는 모형의 설명력 계수 Cox & Snell R² 가 0.16, Nagelkerke

표 12 '마용성' 모형의 매개효과 검증

경로	간접효과	Boot. SE	95% CI	
			LLCI	ULCI
주택상태 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.512	0.507	-1.506	0.481
상업시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.08	0.109	-0.294	0.133
문화시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.233	0.114	0.009	0.456
공원·녹지 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.035	0.082	-0.126	0.196
대중교통 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.141	0.099	-0.335	0.052
교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	1.078	0.29	0.509	1.647

R^2 는 0.19로 다른 권역에 비해 높은 설명력을 보였다. 구체적으로, 가구 배경 변수 중 <월평균 경상소득(OR=1.14, $p<.001$)>과 <가구 총자산(OR=1.05, $p<.01$)>이 높을수록 <주거이동 계획> 오즈에 양(+)의 영향을 미쳤다. 점유형태 중 <자가거주(OR=0.14, $p<.001$)>는 음(-)적으로 오즈를 86% 감소시켰고, <전세거주(OR=1.64, $p<.01$)>는 64% 양(+)적으로 증가하여 주거 안정의 중요성을 시사하였다. 그 밖에도 주택유형 중 <아파트거주(OR=0.45, $p<.05$)>는 이주계획 오즈를 55% 음(-)적으로 감소시켜, '강남3구' 권역에서의 아파트가 가지는 독특한 지위를 추정케 한다. <주거관리비 부담(OR=1.46, $p<.001$)>과 <가구부채

(OR=0.67, $p<.001$)도 유의하게 영향을 미쳤다. 주요 설명변수 중에는 <주택상태 불만족(OR=1.53, $p<.01$)>과 <문화시설 불만족(OR=1.41, $p<.05$)>만이 <주거이동 계획>을 유의하게 촉진하는 것으로 나타났다.

매개변수가 투입된 모형 3에서는 Cox & Snell R^2 값이 0.16, Nagelkerke R^2 값은 0.19로, 모형 2와 유사하게 비교적 높은 설명력을 보였다. 매개변수 <주거환경 불만족>은 오즈비 1.25($p<.01$)로 유의한 양(+)의 효과가 관찰되었다. 이어서 <월평균 경상소득(OR=1.14, $p<.001$)>, <가구 총자산(OR=1.06, $p<.01$)>, <자가거주(OR = 0.15, $p<.001$)>, <주거관리비 부담(OR=1.47, $p<.001$)>, <가구부채(OR=0.65, $p<.01$)>

표 13 '강남3구' 모형의 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

분류	모형 1 (→ 주거환경 불만족)		모형 2 (→ 주거이동 계획)		모형 3 (→ 주거이동 계획)	
	B	OR	B	OR	B	OR
학령기 자녀 유무	0.19	1.21	-0.04	0.96	-0.04	0.96
월평균 경상소득	0.01	1.01	0.13	1.14***	0.13	1.14***
가구 총자산	-0.08	0.92**	0.05	1.05**	0.05	1.05**
점유형태(자가)	-0.16	0.85	-1.94	0.14***	-1.92	0.15***
점유형태(전세)	-0.52	0.60	-0.19	0.83	-0.16	0.85
점유형태(월세)	-0.74	0.48	0.19	1.20	0.23	1.26
주택유형(단독주택)	-0.18	0.83	0.21	1.23	0.22	1.24
주택유형(아파트)	-0.26	0.77	-0.22	0.80	-0.20	0.82
주택유형(연립·다세대)	0.05	1.05	0.29	1.33	0.29	1.34
주거관리비 부담	-0.01	0.99	-0.01	0.99	-0.01	0.99
가구부채	0.16	1.17	-0.40	0.67***	-0.41	0.67***
주택상태 불만족	1.43	4.17***	0.13	1.14	0.06	1.07
상업시설 불만족	0.31	1.36*	0.11	1.11	0.09	1.09
문화시설 불만족	0.48	1.61***	0.07	1.07	0.05	1.05
공원·녹지 불만족	0.30	1.35***	-0.01	0.99	-0.03	0.97
대중교통 불만족	0.29	1.34**	0.11	1.12	0.10	1.11
교육환경 불만족	0.44	1.55***	0.12	1.13	0.10	1.10
주거환경 불만족	-	-	-	-	0.22	1.25**
모형적합도	χ^2	3767.37***	4203.42***		4285.98***	
모형설명력	-2log우도	2991.43	3410.07		3427.66	
	Cox & Snell R^2	0.34	0.16		0.16	
	Nagekerke R^2	0.42	0.19		0.19	

주: * $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

등 통제변수들도 유의수준 내에 있었다. 반면 주요 설명변수인 <주택상태 불만족> 및 <도시 어메니티 불만족> 변수들은 통계적으로 유의하지 않았다. 이상의 결과는 ‘강남3구’ 권역에서 주택상태나 도시 어메니티 불만족이 주거이동계획의 주요 결정요인으로 작용하지 않음을 암시한다.

<표 14>과 같이 매개효과를 검증하기 위해 بوت스트랩을 수행한 결과, ‘강남3구’ 모형에서는 ‘문화시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획’ 경로의 간접효과가 0.204, 95% 수준에서 신뢰구간(LLCI=0.043, ULCI=.365), 및 ‘교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획’ 경로의 간접효과가 0.306, 95% 수준에서 신뢰구간(LLCI=0.094, ULCI=0.518)만이 95% 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의하였다. 반면, 나머지 주요 설명변수들의 간접효과는 95% 신뢰구간에 0을 포함되어 통계적으로 유의하지 않았다.

여기서 선행된 회귀분석에서는 <문화시설 불만족> 과 <교육환경 불만족>이 유의하지 않았으나, بوت스트랩 분석 결과에서는 신뢰구간 내에 위치하는 점을 주의해야 한다. 이는 두 방법론의 차이에서 비롯된 것으로 추정된다. 즉, بوت스트랩은 비모수적 기법으로 비정규 분포를 다룬다는 점에서 데이터 분포에 대한 가정이 비교적 완화된다. 또 반복 재표집을 통해 추정치의 분포를 생성하므로 작은 크기의 효과까지 포착할 수

있는 높은 검정력을 제공한다는 점을 고려해 해석해야 한다(Alfons, Ates and Groenen 2022).

V. 분석 결과의 요약 및 토의

이상의 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 준거집단인 ‘서울시 전체’ 모형에서는 도시 어메니티 중 <공원·녹지 불만족>과 <교육시설 불만족>이 높을수록, <주택상태 불만족>이 높을수록 <주거이동 계획> 확률이 증가한다. 더불어 가구의 <월평균 경상소득>이 높고, <가구 총자산>이 많을수록, <전세거주>를 할수록 <주거이동 계획>의 확률이 증가하지만 주택의 점유형태가 <자가>일수록, <아파트>나 <단독주택>에 살수록, 그리고 <가구부채>가 없을수록 <주거이동 계획>의 확률이 축소된다. 이러한 결과를 통해 서울시민들에게 공원과 녹지의 ‘숲세권’과 학교의 ‘학세권’ 등 어메니티 접근성, 그리고 주택의 상태가 중요 환경적 요인이며, 경제적으로 전세 거주 등 상대적인 주거 불안정 상태인 경우, 그리고 자산이나 소득이 높은 경우에 주거이동 의향이 확인되었다.

둘째, 탈동조화된 4개의 권역을 대상으로 한 분석에서는 각기 다른 요소를 가지면서도, 계층적 선호에 따른 지역적 패턴이 발견되었다. 먼저 ‘금관구’, ‘노도강’ 권역의 경우 <주거관리비 부담>, <가구부채> 등이 유의한 결정요인으로 보고된다. 이는 두 권역의 경제

표 14 ‘강남3구’ 모형의 매개효과 검증

경로	간접효과	Boot. SE	95% CI	
			LLCI	ULCI
주택상태 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.313	0.267	-0.836	0.210
상업시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.034	0.052	-0.136	0.068
문화시설 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.204	0.082	0.043	0.365
공원·녹지 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.018	0.045	-0.070	0.106
대중교통 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	-0.057	0.04	-0.135	0.021
교육환경 불만족→주거환경 불만족→주거이동 계획	0.306	0.108	0.094	0.518

적 특성이 더욱 주거이동에 취약한 요소임을 드러내고 있다. 그리고 가구 내 <학령기자녀의 유무>가 두 권역 모두에서 <주거이동 계획> 확률을 상승시키나, <교육환경 불만족>이 유의하지 않은 결과를 나타내었다. 이는 학령기 자녀를 둔 가구는 자녀의 학군을 확보해야 한다는 의무감이 있을 가능성이 높음을 제시하면서도, 여러 이유로 교육환경 불만족이 상쇄될 가능성을 유추케 한다. 주요 설명변수 중 <주택상태 불만족>의 경우 두 권역 모두 주택상태에 대한 불만이 높을수록 <주거이동 계획>도 높아졌다. 그러나 '노도강'과 '금관구' 대상의 분석에서 또 다른 설명변수인 도시 어메니티 변수들의 경우 금관구의 <문화시설 불만족> 외에 대부분 '서울시 전체'를 대상으로 한 결과에 미치지 못할 만큼 유의한 영향력을 확인할 수 없었으며, 두 권역에서는 매개변수인 <주거환경 불만족> 변수는 <주거이동 계획>에 대해 전혀 기능하지 못하고 있었다. 이는 '금관구'와 '노도강' 권역에선 어메니티를 비롯한 도시 환경요인들의 중요성이 상대적으로 작음을 암시한다. 곧, 이 두 권역에서는 지역 내 어메니티 차원의 조건보다는, 거주하는 주택상태에 대한 불만이 주거환경 불만족을 더욱 강하게 유발한다.

셋째, '마용성'과 '강남3구' 권역은 위의 두 권역과 다른 양상의 결과를 제시한다. 우선 '마용성'과 '강남3구'의 경우 <가구부채>에서 부채가 없을수록 <주거이동 계획>의 가능성이 저하되는 것으로 확인된다. 또 '마용성' 권역에서는 <문화시설 불만족>과 <교육시설 불만족>이 <주거이동 계획>의 가능성을 향상시킨다는 점에서 '마용성' 권역 주민들은 문화와 교육을 보다 중시하고 있음을 알 수 있다. 여기서 흥미로운 점은 '강남3구' 권역의 도시 어메니티 변수들은 <주거이동 계획>에 전혀 영향을 미치지 않고 있다는 것이다. 특히, <주택상태 불만족>이 반응변수 <주거상태 불만족>에 중요한 요인으로 보고된 '마용성' 및 '강남3구' 두 권역 모형 1의 분석 결과와 달리, <주거이동

계획>을 반응변수로 둔 모형에서 두 권역 모두 <주택상태 불만족>은 영향을 미치지 않는 점이다. 동시에 <주거환경 불만족>은 '마용성'과 '강남3구' 권역에서 모두 중요한 <주거이동 계획>의 결정요인이다. 이는 '금관구'와 '노도강' 권역에서 <주거환경 불만족> 변수는 반응변수에 영향력이 없지만, <주택상태 불만족>은 강한 영향력을 미치고 있다는 결과와 완전히 상반되는 것이다.

이러한 결과는 '강남3구'나 '마용성'과 같이 중산층 이상의 상위 계층에서 주로 선호하는 권역은 주택상태보다 지역의 어메니티 환경을 더 중요하게 생각하고 있음을 암시한다. 곧, 이 권역에서는 일반적으로 사람들이 선호하는 '역세권'이나 '학세권' 등의 요소 정도는 주거만족도에 도움이 되지만, 주거 이동을 결정할 만큼 현저한 결정요인은 아닐 수 있는 것이다. 여기서 '강남3구' 권역에서는 주택상태나 도시 어메니티가 주거이동 계획을 촉발하지 않는다는 점도 주목할 필요가 있다. 강남구의 경우 서울시 자치구 중 월등한 수준의 생활환경 질, 도시 공공서비스의 양을 가진 것으로 평가된다(서승환 2005; 이규환, 서승제 2009). 이러한 장점들은 상대적으로 이 권역 주민들의 어메니티에 대한 불만 수준이 다른 지역보다 약할 가능성을 나타낸다. 나아가 강남권역의 독보적인 지역 위세(prestige)가 부여하는 심리적 만족이나 계급·계층적 인식이 미치는 영향력도 잠재적으로 고려해 볼 수 있다. 그러나 상대적으로 중산층 이상 계층의 거주 비율이 높은 '마용성'이나 '강남3구'와 대비했을 때, '금관구'나 '노도강' 등의 권역에서는 도시의 환경보다는 내가 사는 집이 더 중요한 만족의 대상임을 추정케 한다.

토론을 종합하면, 탈동조화 현상은 주민들이 공유하는 동질적 가치관과 사회·경제적 조건이 결합해 주택시장 내에서 취향과 같이 자연스럽게 나타나는 결과로 보인다. 상기 결과는 서울 주택시장은 주류경제

학적 관점에서 자산의 현재 효용과 미래 기대수익 등의 합리적 가치와 본질적 요소로 구성된 기초가격(fundamental price) 영역만으로는 설명의 한계가 있음을 제시한다. 즉, 이성과 함께 감성도 시장에 영향을 미친다는 행동경제학적 접근에서, 서울 주택시장은 비기초가격 영역이 크다는 것을 시사하는 것이다. 이는 실질적 가격(기초가격) 상승은 공급의 부족에서, 부동산 담론으로 이루어진 심리적 가격(비기초가격)의 상승은 투기적 수요에서 비롯된다는 견해를 뒷받침한다(Stiglitz 1990; 홍지수 2023).

VI. 결론 및 정책적 함의

결론에서는 지금까지의 분석과 논의를 바탕으로 주요 정책적 함의를 제시하고자 한다. 첫째, 도시 어메니티를 비롯한 사회기반시설(infrastructure)의 개발을 부동산 가격의 안정을 위한 도구로 바라보기보단, 주민 후생의 증진 도구로 접근하는 방식으로 정책 패러다임을 전환할 필요가 있다. 오늘날 한국 사회에서 ‘세권’이라는 유행어가 사회 전반에 확산되면서, 모든 사람이 역·쇼opping·학교 등 주요 어메니티와의 근접성이 주거 선택의 지배적 기준으로 자리 잡고 있다. 이러한 사회적 풍토는 흡사 ‘세권’에 살면 모든 주거 편의성이 완성되는 것처럼 느껴지게 하며, 모든 집은 어메니티와 가까워야 한다는 편견 또는 고정관념을 형성하고 있음을 부정하기 어렵다. 물론, 서울시 전체를 비롯해 대부분의 권역에서 훌륭한 어메니티가 주민 삶의 질 수준을 향상시키고 만족을 제공한다. 그러나 이 연구에서 반응변수 주거이동계획을 투입한 모형들에서 어메니티에 대한 불만이 반드시 주거이동계획을 촉발하진 않았다. 곧, 극단적인 지역 내 어메니티 필요성을 이러한 모형으로 측정한다고 했을 때, 주택시장의 지배적 관념과 달리, ‘세권’은 필수재이며, 나아가 그것이 주택가격 상승의 절대적인 원인이

라고 지목하긴 힘든 것이다. 결과적으로 어메니티 접근성의 가치가 다양한 행위자에 의해 움직이는 부동산시장에 의해 다소 과장되거나 왜곡된 지점을 부인하긴 어려워 보인다.

그간 정부의 도시 어메니티 공급은 주택시장 안정 등을 목표로 한다는 인상을 깊게 주고 있다. 하지만 어메니티 공급은 주민의 후생을 향상하는 방향에서 제시되는 것이 적절하다. 따라서 심리적·경제적 효용 접근(i.e. 부동산 호재)에서 개발 요구가 지속된다고 하여 도시 어메니티를 지역에 무분별하게 공급하는 행정적 편의주의, 혹은 대중영합주의(populism)로 해석될 수 있는 선심성의 과도한 공급은 시장을 왜곡할 수 있기에 자제되어야 한다(e.g. 무분별한 지하철 연장 공약 등). 특히, 공공에 의해 어메니티가 공급될 때는, 주민의 후생에 보장이 필요한 것들을 면밀히 살펴 실질적으로 제시될 필요가 있다.

둘째, 도시정비사업에 있어 “최소 수혜자에게 최대의 이익”을 제공하는 롤스의 정의론적 접근에서 정책을 마련할 필요가 있다. 이 연구에서 분석한 네 권역은 모두 노후주택이 많고, 정비사업이 활발하게 추진되고 있다. 분석 결과를 두고 봤을 때, 권역별로 주택 정비에 대한 주민의 관점에도 차이가 있을 것으로 예상된다. 즉, ‘노도강’이나 ‘금관구’ 같은 권역은 재건축이나 재개발 등의 정비사업이 실질적인 후생적 차원에서 삶의 질을 높이는 방향으로 인식될 것이며, ‘강남3구’나 ‘마용성’ 같은 권역은 정비사업을 통해 부동산시장에서의 경제적 가치 향상 등이 더 주요한 가치로 인식될 가능성이 있다.

사회계층론적인 관점에서, 도시정비사업을 향유하는 민간 주체들은 주로 중산층 이상 계층이 대부분이다. 이들은 필요시 재건축 조합 등을 설립하고 시업을 추진할 수 있는 능력이 충분히 갖추고 있다(Alford and Friedland 1975). 부동산 급등기에 우후죽순으로 재개발·재건축 조합들이 설립되었지만, 실질적으

로는 부유한 지역 위주로 사업이 진행되는 이유도 이러한 배경이 있다. 정부에서 공급을 촉진하면서 공공성을 높이기 위해 공공참여형 정비사업을 다양하게 선보였지만, 정비사업의 혜택들이 정비가 주민 후생의 향상에 필요한 지역 위주로 진행되었다고 보기 어렵다. 그러한 점에서 상대적으로 자본이 충분하지 않으면서 정비가 시급한 권역 위주로 공공이 지원해 줄 필요가 있다. 경제적 여력이 충분한 권역에서는 정부의 직접적인 지원 없이도 충분히 정비사업 추진이 가능하기 때문이다.

이러한 정책적 논의 외에도 사회적으로 광범위하게 수용되는 지배적인 부동산 담론을 학술적으로 검증하고 그 양상을 확인하는 경험적 증거자료로 활용될 수 있을 것이다. 다만, 부동산 담론의 검토 과정에서, 관련 신조어와 현상에 대한 조작적 정의가 다소 엄밀하지 못하다는 지적의 여지가 있다. 또 분석 방법인 Baron and Kenny(1986) 매개효과 분석의 제한점, 반응변수의 3점 서열형 변수로의 가공과 함께 순서형 로짓 모형의 적절성 문제, 낮은 모형 설명력 등 분석의 정교성에 대한 비판도 가능하다. 더불어 분석량과 복잡성에 비해 결과의 수준이 미흡하다는 점에서도 한계가 존재한다. 따라서 이 연구 결과만으로는 세간의 부동산 담론을 단정 짓긴 어렵다. 이 연구 결과는 유보적 해석의 여지도 있는 만큼, 절대적으로 수용하기보다 다른 연구들도 함께 참조해 기초적 자료로 활용함이 적절할 것이다.

• 참고문헌

References

1. 강병수. 2014. 지역어메니티와 주거이전과의 관련성에 관한 연구. 도시행정학보 27권, 1호: 193-214.
Kang Byung Su. 2014. A study on relationship of local amenities to residential mobility. *Journal of the Korean Urban Management Association* 27, no.1: 193-214.
2. 권규상. 2021. 도시 내 다중심성이 도시 어메니티 수준에 미치는 영향. 대한지리학회지 56권, 3호: 311-323.
Kwon Kyusang. 2021. The effect of Intra-urban polycentricity on the level of urban amenity. *Journal of the Korean Geographical Society* 56, no.3: 311-323.
3. 구홍미. 2009. 환경어메니티의 공간적 차이 도출을 위한 주거환경평가에 관한 연구. 지리학논집 53권: 1-33.
Koo Hong-Mi. 2009. The residential environment assessment for deriving the spatial variation of environmental amenity. *Journal of Geography* 53: 1-33.
4. 김남주. 2012. 경기도 내 시군별 지역선호도 분석 연구. 국토계획 47권, 4호: 5-14.
Kim Nam-Ju. 2012. A study on the Inter-city spatial preference index in Gyeonggi-Do: Focused on the survey about spatial preference targeted on residents. *Journal of Korea Planning Association* 47, no.4: 5-14.
5. 김명연, 김은정. 2019. 근린환경 접근성은 공동주택가격에 영향을 미치는가?: 서울시 강남3구와 강북3구의 비교를 중심으로. 한국지역개발학회지 31권, 2호: 229-250.
Kim Myung Yeon and Kim Eun Jung. 2019. Does the access to neighborhood environment affect Multi-family housing prices?: Comparison between Gangnam districts and Gangbuk districts in Seoul. *Journal of the Korean Regional Development Association* 31, no.2: 229-250.
6. 김예지, 이창무, 국윤권. 2020. 재건축기대에 따른 건축연령 효과의 동태적 변화. 부동산연구 30권, 2호: 33-42.
Kim Yea Ji, Lee Chang-Moo and Kook Yoon Kwon. 2020. Inter-temporal change in the building age effect on the condominium price due to the reconstruction expectations. *Korea Real Estate Review* 30, no.2: 33-42.
7. 김준형, 신재섭. 2016. 주택가격 하락 시기의 자가소유. 국토계획 51권, 1호: 153-167.
Kim Jun-Hyung and Shin JaeSup. 2016. Homeownership

- in a declining housing market - The consumption demand versus the investment demand -. *Journal of Korea Planning Association* 51, no.1: 153-167.
8. 김태호, 이창무. 2006. 그린벨트 및 주택의 아메니티 요소가 주택임대료에 미치는 영향력의 시계열적 변화. *국토계획* 41권, 5호: 61-79.
Kim Tae-Ho and Lee Chang-Moo. 2006. Dynamics of greenbelt and housing amenity effects on housing rent. *Journal of Korea Planning Association* 41, no.5: 61-79.
 9. 김하나. 2024. 얼죽신과 몸테크 외. 더스쿠프 616호: 60.
Kim, Hana. 2024. Eouljukshin and Mometch etc. *The Scoop* 616: 60.
 10. 김현민, 신현주. 2018. 아메니티가 주거환경만족도에 미치는 영향에 관한 연구: 인식지표와 객관지표를 중심으로. *지방정부연구* 22권, 3호: 115-136.
Kim Hunmin and Shin Hyun-Joo 2018. A study on residential satisfaction and amenity using subjective and objective indices. *The Korean Journal of Local Government Studies* 22, no.3: 115-136.
 11. 노경은. 2025. 노도강 매물 쌓일 때 강남3구·마용성 신고가... 초양극화. 시사저널e. 2월 12일, <https://www.sisajournal-e.com/news/articleView.html?idxno=409442> (2025년 3월 14일 검색).
Noh Gyeongun. 2025. While properties pile up in Nodogang, Gangnam 3 Districts and Mayongseong hit record highs... Extreme polarization. *Sisa Journal E*. Feb. 12, <https://www.sisajournal-e.com/news/articleView.html?idxno=409442> (accessed March. 14, 2025)
 12. 명혜린, 최윤원, 윤희연. 2020. 청약률에 영향을 미치는 아파트 입지조건 : 신문 분양 광고에 나타나는 학세권·역세권·숲세권을 중심으로. *국토계획* 55권, 1호: 85-97.
Myoung Hye-Lin, Choi Yunwon and Yoon Heeyeun 2020. Locational factors influencing initial application rates for apartment sales: Hakse-kwon, Yeokse-kwon, Soopse-kwon and their respective proximity to educational institutes, subway station and green/open spaces as advertised in newspapers. *Journal of Korea Planning Association* 55, no.1: 85-97.
 13. 박선경, 이민호. 2022. 지리적 인접성을 이용한 아파트 가격변화를 예측 모델 개발. *정보과학회논문지* 49권, 6호: 424-433.
Park Sunkyung and Lee Minho. 2022. Development of an apartment price change rate prediction model with geographical adjacency. *Journal of KIISE* 49, no.6: 424-433.
 14. 서승환. 2005. 서울시 자치구별 생활환경의 질에 관한 비교 분석. *서울도시연구* 6권, 2호: 21-38.
Suh, Seoung Hwan. 2005. A study on the Inter-jurisdictional quality of life differentials : The case of Seoul. *Seoul Studies* 6, no.2: 21-38.
 15. 신정철, 안영수, 이승일. 2019. 서울시 가구주 연령대별 주거이동거리 변화 실증분석. *국토계획* 54권, 1호: 118-130.
Shin Jeong-Cheol, An Young-Soo and Lee Seung-il. 2019. Empirical analysis of change in residential mobility distance of householder by age group in Seoul between 2005 and 2015. *Journal of Korea Planning Association* 54, no.1: 118-130.
 16. 우진, 이창무, 정정욱. 2022. APC모형에 기초한 아파트 가격의 건축연령 효과 추정. *부동산연구* 32권, 1호: 25-39.
Yu Jin, Chang-Moo Lee and Jung Jung-Uk. 2022. Estimation of building age effect on condominium price based on the APC model. *Korea Real Estate Review* 32, no.1: 25-39.
 17. 유인호, 김익환. 2016. 중·소형 아파트 구매 예정자의 주택 선호경향에 관한 연구. *대한건축학회연합논문집* 18권, 3호: 75-81.
Yoo In-Ho and Kim Ick-Hwan. 2016. A study on the trend of housing Preference of Small and Medium-Sized Apartment Housing Buyers. *Journal of the Regional Association of Architectural Institute of Korea* 18, no.3: 75-81.
 18. 이규환, 서승제. 2009. 서울시 자치구간 지역격차에 관한 연구: 강남3구와 강북3구의 비교. *한국공공관리학보* 23권, 4호: 357-381.
Lee Kyu Hwan and Seo Seung Je. 2009. A study on the regional disparity between the major Gangnam districts and the major Gangbuk districts in Seoul. *Korean Public Management Review* 23, no.4: 357-381.
 19. 이민관, 이주형. 2010. 중소도시의 지역특성이 인구이동에 미치는 영향. *한국지방자치연구* 12권, 3호: 139-168.
Lee, Min-Kwan and Lee, Joo-Hyung. 2010. The effect

- of regional characteristics on migration in small and Medium-sized cities. *Korean Local Government Review* 12, no.3: 139-168.
20. 이민주, 박인권. 2019. 대도시 공간배제적 주거이동 영향요인 실증분석. 국토연구 101권: 49-73.
Lee Min-Ju and Park In-Kwon. 2019. An empirical analysis of influential factors of spatially exclusionary residential mobility in Korean metropolitan environments. *The Korea Spatial Planning Review* 101: 49-73.
 21. 이승훈. 2024. 실거래 자료를 활용한 우리나라 아파트 시장의 투자수요 식별 및 아파트 가격의 변동 요인 분석. 주택금융연구 8권, 1호: 77-98.
Lee Seung Hoon. 2024 Identification of investment demand in Korea's apartment market with Transaction-level data and its impact on apartment prices. *Housing Finance Research* 8, no.1: 77-98.
 22. 이의희. 2010. 수도권 인구이동의 선별적 특성에 관한 연구: 수도권으로의 이동 특성과 수도권 내의 이동 특성을 중심으로. 통계연구 15권, 2호: 50-65.
Lee Way. 2010. Migrant selectivity and migrant characteristics of the capital area. *Journal Korean Official Statistics* 15, no.2: 50-65.
 23. 이우진, 박철범. 2022. 구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 한국 주택가격 변동 분석: 투기적 수요의 공헌도 계측. 경제분석 28권, 1호: 1-30.
Lee Woojin and Park Chelbeom. 2022 Analysis of housing price changes in South Korea using the structural vector Autoregression method: Estimating the extent to which speculative demand for houses contributes to the price changes. *Economic Analysis* 28, no.1: 1-30.
 24. 이우희, 전해정. 2023. 서울시 지역별 주택가격 결정요인. 대한부동산학회지 41권, 3호: 173-193.
Lee U-hui and Chun Hae Jung. 2023. Determinants of housing price by region in Seoul. *Journal of the Korea Real Estate Society* 41, no.3: 173-193.
 25. 이재수, 원재용. 2017. 서울 전출입 가구의 주거이동 특성과 이동 요인 연구. 국토계획 52권, 5호: 27-45.
Lee Jae-Su and Won Jaewoong. 2017. An Investigation into the attributes and causes of residential mobility in the Seoul metropolitan region. *Journal of Korea Planning Association* 52, no.5: 27-45.
 26. 이주석, 조주현. 2010. 강남지역과 강북지역의 아파트 가격 결정요인 분석. 부동산학보 40권: 5-13.
Lee Joo Suk and Cho Joo Hyun. 2010. A study on the evaluation of real estate consulting in Korea. *Korea Real Estate Academy Review* 40: 5-13.
 27. 이진, 이항용. 2018. 서울 자치구별 주택가격 간의 장단기 동조화. 한국경제의 분석 24권, 2호: 43-74.
Lee Jin and Lee Hangyong. 2018. The long and short run Co-movements among housing prices of districts in Seoul. *Journal of Korean Economic Analysis* 24, no.2: 43-74.
 28. 이창무. 2020. 문재인 정부 부동산정책의 비판적 평가. 한국행정연구 29권, 4호: 37-75.
Lee Chang-Moo. 2020. Critical assessments on Moon Jae-In Government's housing policies. *The Korean Journal of Public Administration* 29, no.4: 37-75.
 29. 이호진, 고성수. 2017. 주택에 대한 소비수요와 투자수요. 주택연구 25권, 1호: 119-149.
Lee Ho-Jin and Koh Sungsoo. 2017. Consumption and investment demands for housing. *Housing Studies Review* 25, no1: 119-149.
 30. 임준홍, 김한수, 송홍수. 2014. 대구시민의 주거이동 요인과 주택선택호성향 분석. 한국주거학회논문집 25권, 4호: 93-100.
Im Jun-Hong, Kim Han-Soo and Song Heung-Soo. 2014. Residential mobility and housing preference of Daegu metropolitan city. *Journal of the Korean Housing Association* 25, no.4: 93-100.
 31. 임현정, 임준홍. 2020. 공동체의식과 주거환경이 주거이동에 미치는 영향에 관한 실증분석. 주거환경 18권, 4호: 13-25.
Im Hyun-Jung and Im Jun-Hong. 2020. An empirical analysis of the effect the consciousness of belonging to community and residential environment have on residential mobility. *Residential Environment* 18, no.4: 13-25.
 32. 장선영, 오주석, 김세용. 2020. 수도권 가구의 주거이동 결정요인 및 특성에 관한 연구: 서울 및 경인지역을 중심으로. 대한건축학회 논문집 - 계획계 36권, 5호: 125-135.
Jang, Sunyoung, Oh, Jooseok, and Kim, Seiyong. 2020. The main factors of residential mobility and household characteristics in metropolitan area: Focused on Seoul and Gyeong-in area. *Journal of the Architectural Institute of Korea - Planning and*

- Design* 36, no.5: 125-135.
33. 장제환, 최창규. 2024. 아파트의 건축연령이 대지분당 가격에 미치는 영향: 서울시 아파트의 재건축 가능성을 중심으로. 국토계획 59권 5호: 118-132.
Chang Je Hwan and Choi Chang Gyu. 2024. An analysis of the effect of building age on the price per share of land of apartment building: Focus on the possibility of housing redevelopment of apartments in Seoul. *Journal of Korea Planning Association* 59, no.5: 118-132.
 34. 조강현, 박환수, 이재수. 2021. 서울대도시권의 주거이동 패턴 및 특성과 영향 요인. 주택도시연구 11권, 1호: 101-128.
Cho Kang-Hyun, Park Hwan-Su and Lee Jae-Su. 2021. Pattern, attributes and causes of residential mobility in the Seoul metropolitan region. *SH Urban Research and Insight* 11, no.1: 101-128.
 35. 조미현, 송재민. 2020. 서울 대도시권의 1인 가구 주거이동 및 유입지역 특성 분석: 직업과 주택 요인을 중심으로. 국토계획 55권, 4호: 70-84.
Cho Mihyun and Song Jaemin. 2020. Regional characteristics of migration inflow of One-person households in the Seoul metropolitan area. *Journal Korea Planning Association* 55, no.4: 70-84.
 36. 주경식, 박용우. 2010. 용인시 주택시장의 성장과 공간적 분화에 관한 연구. 대한지리학회지 45권, 2호: 240-255.
Joo Kyung-Sik and Park Yong-Woo. 2010. A study on the growth and spatial differentiation of housing market in Yongin city. *Journal of the Korean Geographical Society* 45, no.2: 240-255.
 37. 주희선. 2019. 서울시 저소득 가구의 주거이동 요인에 관한 분석. 주거환경 17권, 1호: 13-221.
Joo Hee Sun. 2019. An analysis of factors contributing to relocating for Low-income households in Seoul. *Residential Environment* 17, no.1: 13-221.
 38. 천현숙. 2004. 수도권 신도시 거주자들의 주거이동 동기과 유형. 경기논단 6권, 1호: 91-111.
Chun Hyeonsook. 2004. The characteristics of housing mobility of residents in new town areas. *GRI Review* 6, no.1: 91-111.
 39. 최유진. 2017. 도시어메니티의 지역경제 활성화 효과 분석. 지방정부연구 20권, 4호: 299-324.
Choi Eugene. 2017. Urban amenities as economic engine: Empirical research on amenity effects in Korean municipality. *The Korean Journal of Local Government Studies* 20, no.4: 299-324.
 40. 한국부동산원. 2022. 전국주택가격동향조사: 2022년10월 3주 주간아파트가격 동향, 10월 20일. 보도자료.
Korea Real Estate Board. 2022. National Housing Price Trends Survey: Weekly Apartment Prices (3rd Week, October), October, 20. Press release.
 41. 한국부동산원. 2024. 전국주택가격동향조사: 2024년 7월 4주 주간 아파트가격 동향, 7월 25일. 보도자료.
Korea Real Estate Board. 2024. National Housing Price Trends Survey: Weekly Apartment Prices (4th Week, July), July, 25. Press release.
 42. 홍지수. 2023. 부동산 비기초가격과 부동산 신문담론의 시계열 관계 분석: 서울 아파트 매매가를 중심으로. 국토계획 58권, 3호: 117-136.
Hong Ji-Su. 2023. A time series analysis of the relationship between Non-fundamental real estate price and newspaper discourse on real estate: Focusing on Seoul apartment sales price. *Journal of Korea Planning Association* 58, no.3: 117-136.
 43. Alfons, A., Ateş, N. Y. and Groenen, P. J. F. 2022. A robust bootstrap test for mediation analysis. *Organizational Research Methods* 25, no.3: 591-617.
 44. Alford, R. R. and Friedland, R. 1975. Political participation and public policy. *Annual Review of Sociology* 1: 429-479.
 45. Baron, R. M. and Kenny, D. A. 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology* 51, no.6: 1173-1182.
 46. Buis, M. L. 2010. Direct and indirect effects in a logit model. *The Stata Journal* 10, no.1: 11-29.
 47. Du, R., Liu, K., Zhao, D. and Fang, Q. 2024. Urban amenity and urban economic resilience: Evidence from China. *Frontiers in Public Health* 12: 1392908.
 48. Efron, B. and Tibshirani, R. J. 1994. *An Introduction to the Bootstrap*. New York: Chapman and Hall/CRC.
 49. Glaeser, E. L., Kolko, J. and Saiz, A. 2001. Consumer city. *Journal of Economic Geography* 1, no.1: 27-50.
 50. Glaeser, E. L. and Gottlieb, J. D. 2006. Urban Resurgence and the Consumer City. *Urban Studies* 43,

- no.8: 1275-1299.
51. Herath, S. 2021. Elevating the value of urban location: A consumer preference-based approach to valuing local amenity provision. *Land* 10, no.11: 1226.
 52. Jansen, S. J. T. 2020. Urban, suburban or rural? Understanding preferences for the residential environment. *Journal of Urbanism: International Research on Placemaking and Urban Sustainability* 13, no.2, 213-235.
 53. McNulty, R. H., Jacobson, D. R. and Penne, R. L. 1984. *The Economics of Amenity: Community Futures and Quality of Life*. Washington: Partners for Livable Places.
 54. Partridge, M. D., Rickman, D. S., Ali, K. and Olfert, M. R. 2010. Recent spatial growth dynamics in wages and housing costs: Proximity to urban production externalities and consumer amenities. *Regional Science and Urban Economics* 40, no.6: 440-452.
 55. Rao, D. 2023. The role of environmental amenities in the urban economy: Evidence from a spatial general equilibrium approach. American Economic Association Annual Meeting 2023, January 6, New Orleans: Louisiana.
 56. Rodríguez-Pose, A. and Ketterer, T. D. 2012. Do Local amenities affect the appeal of regions in Europe for migrants?. *Journal of Regional Science* 52: 535-561.
 57. Song, J., Oon, J., Mepparambath, R. M., Le, D. T. T. and Huynh, H. N. 2025. Quantifying the benefits of urban amenities in Singapore with consideration of the effects of spatial heterogeneity. *Environment and Planning B*: 1-20.
 58. Shrout, P. E. and Bolger, N. 2002. Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods* 7, no.4: 422-445.
 59. Stiglitz, J. E. 1990. Symposium on Bubbles. *Journal of Economic Perspectives* 4, no.2: 13-18.
 60. Tiebout, C. M. 1956. A Pure Theory of Local Expenditure. *Journal of Political Economy* 64: 416-424.
 61. Xu, J. and Long, J. S. 2005. Confidence intervals for predicted outcomes in regression models for categorical outcomes. *Stata Journal* 5, no.4: 537-559.
 62. Varady, D. P. 1980. Determinants of residential mobility decisions. *Journal of Planning Association* 49, no.2: 184-199.
-
- 논문 접수일: 2025. 3. 19.
 - 심사 시작일: 2025. 4. 22.
 - 심사 완료일: 2025. 6. 9.

요약

이 연구는 두 가지 연구 문제를 규명한다. 첫째, 서울시 주택 하위시장에서 광범위하게 수용되는 ‘탈동조화’ 현상에 의한 공간적 분화가 단순히 투자심리에 의한 시장 변동인지, 실거주자의 지역 및 주거 선호 구조의 근본적 차이를 반영하는 것인지 검토한다. 둘째, 탈동조화 권역을 대상으로 주택상태 및 도시 어메니티라는 환경 인식의 차이를 분석해 주택시장의 보편적 담론으로 인식되어 온 ‘얼죽신’이나 ‘~세권’ 효과에 대한 경험적 증거를 제공한다. 이를 위해 《2022 서울시 주거실태조사자료》를 활용, ‘서울시 전체’를 준거집단으로 두고 ‘금관구’(금천구·관악구·구로구), ‘노도강’(노원구·도봉구·강북구), ‘마용성’(마포구·용산구·성동구), ‘강남3구’(서초구·강남구·송파구) 권역을 비교 분석하였다. 분석 결과, 서울 전체에서 교육환경, 녹지환경과 같은 어메니티가 주거이동 의향에 유의미한 영향을 미쳤다. ‘금관구’와 ‘노도강’에서는 주택상태 불만족이 주거이동 의향에 영향력이 확인되었지만, 어메니티나 주거환경 불만족은 영향력이 부재하였다. ‘마용성’에서는 문화 및 교육시설이 주요 요인으로 작용했지만, ‘강남3구’에서는 어메니티나 주택상태 불만족 모두 유의하지 않았으며, 다만 주거환경 불만족이 영향을 미치고 있었다. 이러한 결과는 ‘강남3구’나 ‘마용성’과 같은 중산층 이상 계층의 선호권역은 주택상태보다 어메니티를 더 중요하게 생각하며, 특히, ‘강남3구’에서는 일반적으로 선호하는 ‘역세권’이나 ‘학세권’ 등의 요소가 현저하게 중요한 주거환경요소가 아니라는 점을 시사한다. 그러나 ‘금관구’나 ‘노도강’ 권역 주민들은 어메니티보다 내가 살고 있는 집이 상대적으로 더 중요한 만족의 대상임을 추정케 한다.

• **주제어:** 탈동조화, 도시 어메니티, 주택상태, 주거환경, 주거이동