



자가 소유 지표 변화를 활용한 청년 주거 안정의 다차원적 연구* - 연령-주거 이주를 고려한 실증 분석과 정책 제언 -

A Multidimensional Study of Housing Stability Utilizing Home-ownership among the Youth Generation - Empirical Study on Age-Migration Factors and Its Policy Implications -

박종훈** · 최도형***

Jonghoon Park · Dohyeong Choi

Abstract

The purpose of this study was to examine the residential stability of the youth through changes in home-ownership indicators. Given that changes in home-ownership indicators are explored over a long period in light of ages and migration factors, the result of this study could propose residential policies for the youth based on effectiveness. This study utilized data from the Korea Housing Survey provided by Statistics Korea. The analysis was conducted at four time points: 2008, 2012, 2016, and 2020, with a distinction made between the metropolitan and the non-metropolitan housing markets. This study employed the combination of the double cohort model and the logistic regression model. The key findings are as follows: Firstly, despite somewhat regional differences the home-ownership conditions for the youth were not favorable in general. Secondly, households that chose to migrate residence had a lower probability of home-ownership compared with non-migration households. Exceptionally, the results to analyze non-metropolitan regions from 2016 to 2020 showed that the home-ownership of migration households is much likelier than that of non-migration ones. Thirdly, youth households that chose to migrate between cities and provinces showed that the increase in home-ownership probability with aging then residential stability can be secured after entering the housing market. Fourthly, in terms of income classes, the metropolitan displayed similar patterns to home-ownership probability changes, while the non-metropolitan displayed differential trends based on market conditions. Based on the major findings, this study provided housing policies for the youth and their future direction. This study was expected to be basic data of housing policies for the youth.

Keywords: Youth household, Housing tenure, Residential stability, Housing market, Double cohort model

* 이 논문은 아산사회복지재단의 지원을 받아 수행된 연구임.

** 국립한밭대학교 경제학과 부교수(주저자·교신저자) | Associate Professor, Department of Economics, Hanbat National University | First Corresponding Author | hohojonghoon@hanbat.ac.kr |

*** 서울대학교 농경제사회학부 석사과정 | Master Student, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University | ehgudchl@snu.ac.kr |

1. 서론

작금의 청년 세대들은 과거와 비교하여 사회적 한계(margin) 상황을 경험하고 있다. 높은 실업률과 낮은 임금수준, 이에 따라 나타나는 낮은 혼인율과 0.76명의 낮은 합계출산율(2022년 기준)은 청년 세대의 어려움을 보여주는 사회 지표이다. 공식적인 사회 지표 외에도 연애, 결혼, 출산, 취업, 주택 마련을 포기하는 5포 세대, 그 외의 모든 것들에 대한 희망을 상실했다는 N포 세대, 금수저-은수저 등의 수저계급론, 이생망(이번 생은 망했다) 등 현실적 어려움을 표현하는 자조 섞인 신조어의 출현은, 청년층에게서 포착되는 표면적 지표 외에도 그 기저에 존재하는 주관적 후생 수준이 상당히 저하되어 있음을 보여준다. 청년층의 낮은 후생 수준은 최근에 확인된 일시적인 문제가 아니라 과거부터 발생한 지속적 사회 문제로 이해하고 접근할 필요성이 있다.

실제로 청년층의 어려움을 해소하기 위해 중앙 정부와 지방자치단체는 일자리, 주거, 교육, 보건 등의 분야에서 청년을 대상으로 한 정책을 지속해서 추진하고 있다(이인정·김미영, 2021; 이현정·김모운, 2019). 하지만 최근 사회 지표 조사 결과는 지금까지 시행된 청년 정책의 실효성 한계를 보여주고 있다.

청년층은 노동과 주거 두 가지 측면에서 특히 어려움을 겪고 있다. 노동 시장 내 수요와 공급의 미스매칭(mis-matching), 안정성을 담보한 일자리의 부재 등은 안정적 소득 기반 구축을 요원하게 하고, 이는 주거 문제로 연결된다. 청년층의 수월하지 못한 소득 여건은 이들이 1인 가구 또는

2인 가구 구성에 머물게 하는 요인 중 하나이다. 현재 청년 가구 구성은 1인 가구 및 2인 가구의 소규모 형태 비율이 높아지고 있으며, 그 중에서도 1인 가구의 비율이 지속적으로 증가하는 것으로 나타나고 있다. 해당 청년 가구들의 주택 점유형태는 보증부 월세 59.4%, 순수월세 8.2%로 청년 가구 상당수는 주거 안정성이 높지 않은 상태이다(박미선·조운지, 2022). 사회적으로 1인 가구는 사회 구성원 간의 관계 구조가 고립, 단절 형태로 형성될 가능성이 높다는 점에서 문제의 소지가 존재한다(고정희, 2019). 하지만 주거 안정성 문제는 앞서 언급한 바와 같이 청년층을 둘러싼 노동 시장 환경과 맞물려 있어 해결이 요원하다. 상기 소규모 청년 가구의 문제는 해당 가구 특성에 국한되기보다는 청년층 전반의 문제로 확대되고 있다. 구체적으로 청년층의 주거 문제는 적극적 사회 참여 어려움으로 연결되어 구직 기간 증가, 결혼 기간의 지연 또는 포기, 덩크(DINK)족 확산 등의 부정적 사회 변화를 유발하고 있다.

부정적 사회 변화 요인을 방지하기 위해서는 청년층의 주거 안정성을 확보하는 것이 중요하다. 주거 안정성의 확보는 1인 가구에서 신혼부부 가구로의 이행(transition)을 원활하게 하며, 개인 생애주기의 이행 과정에서 현재 한국 사회의 중요한 사회적 화두인 출생아 수 감소 현상을 전환할 수 있는 주된 동인이라고 할 수 있다.

결국, 청년층 주거의 불안정성 해소는 현재 사회가 마주한 난제를 해결하는 단초가 될 수 있다. 하지만 앞서 언급한 바와 지금까지의 청년 대상 정책은 뚜렷한 변화를 유인하는 데 역부족인 상태이다. 따라서 청년층에 대한 주거 여건을 구체적

으로 살펴볼 필요가 있다. 더욱이 청년 계층은 직업, 주거 등의 요인으로 주거 이동이 활발하다는 점에서 해당 요인을 동시에 살펴볼 필요가 있다.

종합하면, 본 연구는 청년층의 주거 여건, 그 중에서 자가 소유의 기간별 변화에 대해 연령과 주거 이동 특성을 반영하여 다차원적으로 살펴보고, 연구 결과를 기반으로 청년 주거 정책 발굴하는 데 목적이 있다.

본 연구에서 적용한 방법론은 이중생잔모형(double cohort model)을 이항 로지스틱 모형(binary logistics model)과 결합한 모형이며, 활용한 자료는 국토교통부에서 제공하는 주거실태조사 자료이다.

본 연구는 실증분석을 통해 청년층의 주거 안정성 여부를 파악함과 동시에 실효성을 담보한 정책 대안을 발굴하는 청년 정책의 기초자료로 활용될 것으로 기대된다.

II. 이론적 배경

1. 자가 소유와 주거 안정성

주거 안정성은 청년층의 자가 소유만으로 보장되는 것은 아니지만 자가 소유가 주거 안정성을 담보하는 주요 요인이라는 점에서는 이견이 없다. 따라서 자가 소유는 주거 정책의 핵심 의제 중 하나라고 볼 수 있다. 자가 소유와 주거 안정성의 연관성에도 불구하고 관찰되는 청년 주거의 불안정한 상황은 해결책이 요원한 상황이다. 내 집 마련에 대한 청년층의 수요 증가에도 불구하고 주택

가격 상승과 이에 따른 부채 부담 가중은 자가 소유로 연결되는 원활한 주거 사다리 형성을 방해하고 있다. 청년층에게 비우호적인 주거 환경의 심화는 청년층 주거 정책에서 주거 복지에 대한 개념을 도입하게 된 배경이라고 할 수 있다(이현정·임태균, 2022; 홍인옥 외, 2012). 이후 정책 대상을 세분화하여 청년층을 1인 가구, 신혼부부 가구를 대상으로 정책을 수립·집행하였다. 이에 공공 임대주택, 신혼희망타운, 청년주택 등의 물리적 공급 확대와 청년 대상 전세 임대, 주거 안정 월세 대출, 주거급여 등의 금융 정책 지원이 다각적으로 추진되고 있다(마이홈포털, 2023; KDI, 2023; LH, 2023). 해당 사업은 청년층의 주거 안정을 도모함과 동시에 주거 사다리의 원활한 단계적 이동을 통해 자가 소유에 도달하는 기반 형성임을 부인하기 어렵다.

자가 소유는 개인의 생애주기와 결부되어 차가 점유에 대비하여 선호되며 주거 안정을 담보한다(Aarland and Reid, 2019; Clark et al., 2003). 구체적으로 자가 소유가 가구에 주는 이점은 다양하다. 자가 소유는 개인의 부의 축적을, 장기적 관점에서 생애 주기의 원활한 이전을 가능하게 하며, 주거 만족도와 개인의 건강 및 자신감, 자녀 세대 교육 및 정서 등에 영향을 준다(Acolin, 2022; Clair et al., 2023; Green and White, 1997; Rohe and Stegman, 1994). 또한, 지역에 정착함에 따라 지역 사회 활동에 적극적으로 참여한다(Acolin, 2022; Shin and Yang, 2022). 투자 관점에서도 자가 소유는 개인의 자본 이득을 가능하게 하여 자산 축적의 기회로 인식된다(김경환·손재영, 2015; Clark et al., 2003). 그 외

에도 자가 소유는 지역 및 국가의 경제성장 및 주거 복지에도 기여를 한다(Clark and Dieleman, 1996; Myers and Wolch, 1995).

상기의 자가 소유의 이점은 청년층에도 적용이 가능하다. 자가 소유는 청년층의 부의 축적(wealth accumulation)을 가능하게 하며, 지역 정착 효과(rootedness)를 가져와 청년의 사회 참여를 유인, 사회적 자본 증대에 기여할 수 있다. 또한, 자가 소유에 따른 주거의 육체적, 심리적 건강은 생애주기 이행(life course theory)을 원활하게 한다. 기 연구 내용과 이를 청년층에 적용한 일련의 내용들은 청년층의 자가 소유 증진이 주거 안정성에 기여함을 엿볼 수 있는 것들이다. 자가 소유 증진의 긍정적인 영향은 중앙정부가 자가 소유 지원을 위한 공적 담보대출지원, 세제 혜택을 비롯하여 금융기관을 통한 다양한 자가 소유 관련 금융상품의 제공을 통해 지지하고 있다(홍인옥 외, 2012).

상기 언급한 바와 같이 자가 소유는 다양한 의미를 담고 있기 때문에 개인의 상태를 보여주는 지표로 활용이 가능하다(하성규, 2006). 따라서 자가 소유는 주거 정책의 핵심 의제로 부각될만한 특성을 지니고 있다고 볼 수 있다.

2. 선행연구 고찰

청년층의 주거 문제와 직, 간접적으로 연관된 선행연구는 양적으로 충분하다. 특히 청년층의 주택 점유형태에 대한 연구는 다양한 관점에서 나타나고 있다(박종훈 · 이성우, 2016; 이주형 외, 2009; 최유미 · 남진, 2008). 최근에는 청년 실업,

만혼, 저출산 등의 사회 구조 변화를 경험하는 청년 1인 가구와 신혼부부의 주거 문제를 직·간접적으로 다룬 연구가 다수 수행되었다(김비오, 2019; 박미선, 2017; 박애리 외, 2017; 박종훈 · 이성우, 2017; 박진호 외, 2021; 안용진 · 김주현, 2016; 이창효 · 장성만, 2016; 이현정 · 김영주, 2018).

기 수행된 연구들은 청년 가구의 자가 소유 양극화에 주목하고 있다. 청년 1인 가구는 현재 전체 가구의 약 25% 수준에 이르는 것으로 나타나고 있다(이현정 · 김모운, 2019). 청년 1인 가구는 도심에 거주하는 경향이 주로 나타나고 있으나(김재익, 2013), 소득 수준이 높은 일부 집단을 제외하고는 대체적으로 경제적 여건이 수월하지 못하여 차가 점유가 많이 나타나는 것으로 보고된다(박보림 외, 2013; 조하은 · 김의준, 2018). 신혼부부 가구의 주거 문제를 다루고 있는 관련 연구들은 주택 가격, 자녀 출산 등 주거의 가구 내·외부의 환경을 중심으로 논의하고 있다. 신혼부부 가구의 주거 안정성은 자가 소유 여부에 의해 결정된다. 자가를 소유한 신혼부부 가구는 주거 안정성을 담보할 수 있지만, 자가를 소유하지 못한 경우에는 주택 자금 대출과 관련된 금융 비용, 전·월세 등의 주거비 비용으로 인해 경제적 부담이 가중되어 주거 안정성을 확보하기 어렵다. 자가를 소유하지 못한 신혼부부 가구는 자녀를 출산하는 경우, 자녀 양육비 부담이 가산되어 자가 소유 확률이 더욱 낮아질 개연성이 높다(박천규 · 이영, 2010; Clark and Dieleman, 1996). 한편 높은 수준의 주택 가격은 신혼부부의 주택 점유형태 선택에 있어 부모의 이전 소득에 의존하는 경향을

보여준다(이소영 · 이창무, 2019; Bleemer et al., 2014). 자가 소유 달성을 위해 물리적으로 독립적이지만 경제적으로는 비(非) 독립인 신혼부부 가구의 출현은 청년층이 주택 시장에서 겪는 어려움을 시사하고 있다(마강래 · 권오규, 2013; 박종훈 · 이성우, 2017; 신영식 · 이현석, 2017).

주거 안정성은 거시경제 환경에도 영향을 받는다. 대부분의 선행연구는 공통적으로 경제 환경의 변화는 주택 점유형태 결정에 유의미한 영향이 존재함을 밝히고 있다(김리영 · 황은정, 2012; 김성용 · 조주현, 2017; 김진우 · 김승희, 2019; 윤성현, 2011; 정의충 · 정의철, 2022). 경기 변화, 그 중에서도 비우호적 경제 환경은 경제적 불확실성을 증가시키며, 이는 가구의 주택 점유형태 결정에 부정적인 영향을 미친다(Fisher and Gervais, 2011). 청년층의 경우 금리 인상과 같은 금융 요인 변화로 인해 사용자 비용이 증가하여 경제적 부담이 가중되어 자가 소유 확률이 낮아진다(정의철, 2005). 부동산 시장에서는 부동산 금융에서의 대출 제약 수준의 증감을 통해 시장 안정화를 도모한다. 만약 시장 안정화를 위해 대출 제약이 시행되는 경우, 국내외를 막론하고 청년층의 자가 소유 확률을 감소시킨다(이경애, 2017; 이현진 · 이용만, 2017; 장지영 · 정의철, 2019; Myers and Lee, 2016).

지금까지 살펴본 연구들은 청년 1인 가구 및 신혼부부 가구를 대상으로 주거 점유형태 중심으로 진행되었음을 알 수 있다. 다수의 연구가 수행되었지만, 청년가구의 주거 형태 변화를 청년의 연령 변화, 여기서 추가되는 이주 요인을 장기적 관점에서 탐색한 연구는 다소 미흡한 것으로 이해된

다. 횡단면 및 패널 단위 연구도 대안이 될 수 있겠지만 시간 변화에 따른 청년 주거의 지표 변화를 통시적으로 이주 변화에 따라 주택 하부시장 단위로 구체화하여 살펴보는 것은 청년 주거의 정책 수요에 기인하는 잠재적 정책 환경 진단과 유기적 대응 체제 구축이 가능하다는 점에서 필요하다. 이는 단순히 주거 관련 특성을 관측하는 것 이상으로 청년층이 경험하고 있는 전반적인 사회 변화를 복합적으로 조명한다는 측면에서 의미가 있다. 이에 본 연구는 청년층의 자가 소유에 대해 연령 증가에 따른 개선 여부, 주거 이동이 자가 소유에 부정적인지, 그 결과가 지역별로 차별적인지에 대해서 종단 관점에서 살펴봄으로써 연구의 차별성을 도모하고자 한다.

III. 분석방법

본 연구의 분석 방법은 이중생잔모형의 구조를 이항 로지스틱 모형에 결합하는 방식을 채택하였다. 본 절에서는 이중생잔모형에 대해 먼저 서술하며, 이중생잔모형에 결합하는 이항 로지스틱 모형을 후술한다. 우선, 이중생잔모형 구조를 적용하는 이유는 다음과 같다. 가구의 주거 결정은 소득, 주택 위치, 점유형태, 주택유형 등을 통해 결정된다. 이 과정에서 가구의 결정은 이주 여부에 따라 지역 내 뿐만 아니라 지역 외 시장으로 결정 범위가 확대된다.¹⁾ 여기서 연령에 따른 경제적 성숙도와 이주 여부에 따른 주거 안정성의 차이는 지역시장별로 다르게 나타날 개연성이 높다. 각 요인에 대해 살펴보는 것은 청년층의 주거

안정성 변화를 다양한 측면에서 조망하고 이를 근거한 대응이 가능하기 때문에 필요한 부분이다.

“생잔”은 주어진 시간 간격에 따른 생애 사건이 반복적 형태로 유사하게 일어나는 경향을 의미하며, 일정한 경향성이 두드러지게 나타나는 인구 변동을 살펴보는 연구 사례에서 주로 활용된다(윤성도·이성우, 2009; 이성우 외, 2002). 이는 본 방법이 인구 변화, 특히 지역 간 인구 이동과 같이 시간 경과에 따른 변화 특성을 살펴보는 데 유용하기 때문이다. 시계열 등의 통시적 특성을 특정 시점에 국한되어 살펴보는 경우에는 횡단면 분석에 따른 오류가 발생하는 것으로 보고되고 있다(Myers and Lee, 1996). 또한, 표본 내 생태학적 오류와 원자학적 오류의 충돌을 야기하는 동시에, 연령, 집단 및 기간의 개별효과뿐만 아니라 상호작용에 따른 복합적 효과를 반영하기 어려운 한계점을 노정할 개연성이 높다(윤성도·이성우, 2009). 이를 보완하기 위한 방법으로 Myers and Lee(1996)는 회귀모형 내 교차항(interaction term)을 활용한 이중생잔모형을 제시하였다. 해당 방법은 t기부터 t+1기의 분석 기간 내 특정 관찰대상의 다양한 형태의 이주, 예컨대, 시도 간 이주, 시도 내 이주, 비 이주의 범주에 대하여 시간이 지남에 따라 동일한 수준의 특성을 보이는 동화 현상을 파악할 수 있다. 비 이주의 특성변화는 시간에 따른 특정 대상의 연령 증가에 기인하는 것이다. 또한, 이주 여부로 구분된 이주 집단과 비 이주 집단의 차이는 시간이 지남에 따라 특정 대상의 연령 증가에 따른 연령효과와 동일한 수준의

특성을 띠는 동화효과에 의해 발생한다. 이를 본 연구에 적용하면, 이주와 관련된 각 범주에 대해 이주 이후의 시간 경과에 따라 변화하는 주거 점유형태의 연령효과와 이주효과는 이주 계층의 지역 내 자가 소유 여부의 효과로 분석할 수 있다.

상기 설명을 단순화하기 위해 후술하는 이항 로지스틱 모형을 적용하면 (식 1)로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y=1) = & F(\alpha + X\beta + \text{연도}\gamma_0 + \text{연령}\gamma_1 \\ & + \text{이주}\gamma_2 + \text{연도} \times \text{연령} \times \gamma_3 \\ & + \text{연도} \times \text{이주} \times \gamma_4 \\ & + \text{연도} \times \text{연령} \times \text{이주} \times \gamma_5) \end{aligned} \quad (\text{식 1})$$

위 (식 1)을 통해 연령효과, 연령효과+동화효과, 동화효과와 세 범주로 각각 분해할 수 있다. 먼저 연령효과는 분석대상 청년의 연령이 증가하는 과정에서 생기는 주택 점유형태의 변화로 표현할 수 있다. 다음으로, 연령+동화효과는 연령과 이주를 모두 고려한 것이다. 동화효과는 연령효과+동화효과에서 연령효과를 제거한 것이다. 정리하면 다음과 같다.

① 연령효과:

$$\text{Prob}(dep_{\text{비이주}})^{t+1} - \text{Prob}(dep_{\text{비이주}})^t$$

② 연령+동화효과:

$$\text{Prob}(dep_{\text{이주}})^{t+1} - \text{Prob}(dep_{\text{이주}})^t$$

③ 동화효과(t → t+1기): ② - ①

한편, 이중생잔모형과 같이 교차항을 계량모형에 활용하는 경우 이항 로지스틱 모형은 상호효과

1) 주거 요인 외에도 직업, 교육 등의 다양한 요인도 이주 결정에 작용할 수 있음.

작용을 설명하는 데 적합하다(Jaccard, 2001). 이항 로지스틱 모형은 (식 2)와 같이 표현된다(이성우 외, 2005; Maddala, 1983).

$$y^* = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon \quad (\text{식 2})$$

위 (식 2)에서 종속변인(=y)은 주택 점유형태를 나타내며, 개별 관찰대상의 주택 점유형태에 따라 y는 (식 3)과 같이 표현이 가능하다(Liao, 1994).

$$y = \begin{cases} 1 = \text{if } y^* > 0 \\ 0 = \text{Otherwise} \end{cases} \quad (\text{식 3})$$

여기서 주택 점유형태가 자가 소유로 관찰되는 경우, y는 1로 표현되며, 차가 점유로 분류되는 경우, y는 0으로 나타낸다. (식 2)와 (식 3)을 통해 (식 4)로 정리하여 표현이 가능하다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y = \text{자가소유}) &= \text{Prob}\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon\right) \\ &= 1 - F\left(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \\ &= F\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \end{aligned} \quad (\text{식 4})$$

(식 5)에서 이항선택 확률이 오차항의 누적분포함수(cumulative distribution function)인 $F(\epsilon)$ 로 정의됨에 따라 이항 선택성을 가진 분석이 진행될 수 있다.

IV. 자료 및 변인

본 연구의 실증분석을 위하여 국토교통부가 매년 수집, 구축하고 있는 주거실태조사 자료 중 2008년, 2012년, 2016년, 2020년 자료를 선별적으로 활용하였다(국토교통부, 2008, 2012, 2016, 2020). 주거실태조사 자료는 다수의 표본을 보유하고 다양한 측면의 주거 정보를 포함하여 표본의 인구 및 사회경제적 특성을 내포하고 있어 분석에 용이한 장점이 있다. 본 연구에서 분석 시점은 다수의 시점을 선택하였으며, 그 이유는 다음과 같다. 청년층의 점유 형태 변화를 장기적 관점에서 살펴보는 것은 청년층의 주거 여건 변화를 탐색하는 본 연구의 주요한 목적 중 하나이다. 여기서 주거 여건은 개인 특성뿐만 아니라 외생 요인에도 상당한 영향을 받는다. 이에 본 연구에서는 2008년~2012년 사이의 글로벌 금융위기, 2016년~2020년 시기의 주택 가격 상승 및 수도권 이주 확대(민성희·배인성, 2021), 코로나 영향(2020년 초기 발생)²⁾의 외생 요인에 주목하여 분석 시점을 선정하였다.

외생 요인의 시간 범위에 맞추어 이중생잔모형을 적용하기 위하여 연도별 자료를 2008년과 2016년을 기준년도(year=0)로, 2012년, 2020년은 비교연도(year=1)로 각각 분류하였으며, 2008년~2012년, 2016년~2020년으로 구성하여 결합하였다.³⁾ 여기서 비교연도인 2012년,

2) 주거실태조사 2020년 자료는 당해년도 7월~12월에 조사되었음.

3) 2008년, 2016년의 기준년도는 비교연도의 결합 가능성을 증진하기 위하여 “이동의사 혹은 계획”에 대한 설문문을 토대로 이주 요인을 구분하였음. 이동의사 혹은 계획(2년 이내)에 따라 현재 거주 지역과 비교하여 시도 간 이동, 시도 내 이동, 비 이동으로 구분하였음. 비교연도인 2012년과 2020년은 이주 여부 변인을 활용하여 이주 여부를 구분하였음. 횡단면 자료를 결합한 형태이므로 다소 해석에 유의할 필요가 있음.

2020년의 거주 지역을 기준으로 수도권과 비수도권으로 구분하였다. 권역 구분은 부동산 시장은 지역별 하부시장이 존재한다는 점, 대부분의 청년 인구이동이 비수도권에서 수도권으로의 이주 형태로 나타난다는 점을 고려하여 결정하였다.⁴⁾

연령변인은 기준년도(2008년, 2016년)를 기준으로 청년층 연령을 19~44세로 설정하고, 시간 변화(기준년도 이후 4년) 사이의 이주 여부를 고려하여 3개 집단으로 구성하였으며, 교차항을 통해 집단 간 비교를 도모하고자 하였다. 청년층 연령 설정에 대해 추가 서술하면, 청년층 연령은 OECD, 지자체, 법령 등에 따라 15~19세, 34세 이하, 19~39세 등으로 다양하게 구분되고 있으며(이현정·김모윤, 2019), 최근에는 그 범위를 45세까지 확장하는 경우도 나타나고 있다.⁵⁾ 본 연구에서는 기존에 제시된 다양한 청년 연령 기준과 함께 1인 가구, 신혼부부 가구의 연령 범위 및 초혼연령, 가구 내 자본 축적 기간, 주택 점유 형태 전환 기간 등을 종합적으로 고려하여 청년층 연령을 19~44세로 설정하였다.⁶⁾

다음으로 본 연구의 실증분석 모형에서 활용한 변인은 <표 1>과 같다. 종속변인은 주택 점유형태

이며, 자가 소유와 차가 점유의 이항 형태로 구분하였다. 독립변인은 주거 점유형태와 관련성이 높은 인구, 사회경제, 주거, 이주 변인 등을 고려하였다. 특히 연도 변화에 따른 연령효과, 주거 이주효과, 동화효과를 동시에 살펴보기 위해서 교차항을 구성하였다. 본 연구의 주된 요인으로 이해되는 교차변인으로서의 연령효과는 연도와 연령의 곱으로 파악 가능하며, 주거 이주효과는 연도와 주거 이주형태의 곱으로 파악한다. 마지막으로 비주거 이주 집단에 대비한 동화효과는 연도, 연령, 주거 이주형태의 결합 형태로 풀어낸다.

추가로 본 연구에서 활용된 통제변인 및 독립변인과 종속변인의 연관성을 정리하면 다음과 같다. 먼저 성별 변인의 경우 경험적으로 가구주의 성별이 남성인 경우, 여성 가구주에 대비하여 자가 소유 확률이 높게 나타난다(박종훈, 2019; 박종훈·이성우, 2013). 하지만 모형 내 소득변인과 같이 경제적 능력을 개별적으로 통제하는 경우 여성의 자가 소유 확률이 높은 것으로 나타나는 사례도 존재한다(Lee and Myers, 2003). 따라서 해당 변인과 종속변인과의 관계는 모호하다.

소득 변인은 주거 점유형태에 영향을 미치는

4) 해당 결과는 이주 도착지 기준으로 설정하였으며, 설정 이유는 본 연구는 연령 및 이주에 따른 주택 점유형태 변화를 파악하는데 있기 때문이다.

5) 청년의 나이 기준은 정부, 지방자치단체 단위에서, 정책 단위에서 통일된 기준의 부존재로 청년 분류가 모호함. 청년기본법에서는 청년 나이를 19세 이상~34세 이하로 정의하고 있지만 청년고용특별촉진법, 조세특례제한법 등에서는 15세~29세로, 대통령 직속 청년위원회는 19~39세로 정하고 있음. 지역소멸 위험에 직면한 지방자치단체에서는 조례 개정을 통해 청년 나이를 45세~49세까지 확장하고 있는 추세임. 청년연령 기준이 모호하다는 점은 정책 혼선을 야기한다는 점에서 통일할 필요성이 정책 현장에서 제기되고 있음(이현호, 2022).

6) 개인의 생애주기소득 궤적으로 고려하면 취업 후 소득이 성숙되기까지 일정 기간이 소요되며, 해당 소득과 미래 예상 소득을 고려하여 가구의 주거 상태(점유형태, 주택유형 등)를 선택할 가능성이 높음. 20~30 연령대에 1인 가구 및 신혼부부 가구가 집중되는 점, 초혼연령이 남녀가 2022년 기준 남성이 33~34세, 여성이 30~31세로 나타나는 점(통계청 인구동향조사 2022년 기준), 주거 전환이 이후 5년 이후에 나타나는 점(마강래·강은택, 2011), 청년 연령 기준이 지방자치단체 단위에서 확대되는 점 등을 종합적으로 고려하여 19세~44세로 정하였음. 한편 연령 단위가 다소 일관적이지 않은 것은 초혼연령에 따른 결혼 비중을 고려하여 조작적으로 정의하였기 때문이다.

〈표 1〉 변인설명

항목	변인	변인설명
종속 변인	주택 점유형태	자가 소유=1, 차가 점유=0
	성별	남자=1, 여자(=참조집단)
통제 변인	총소득	가구 월 평균 총소득(백만 원)
	교육수준	대학교 졸업 이상, 고등학교 졸업, 중학교 졸업 이하(=참조집단)
	직업수준	전문직 및 준 전문직, 일반 사무직 및 판매직, 기타(=참조집단)
	주택유형	아파트, 단독주택, 다세대 주택, 기타(=참조집단)
	주택 내구연수	주택 내구연수
	가구유형	1인 가구, 신혼부부 가구, 그 외 가구(=참조집단)
독립 변인	연도	시작년도: 2008년, 2016년=0 종료년도: 2012년, 2020년=1
	연령별 집단	19~29세, 30~34세, 35~44세(=참조집단)
	이주	시도 간 주거 이동, 시도 내 주거 이동, 비 주거 이동(=참조집단)
교차 변인	교차변인 1	연도 × 연령별
	교차변인 2	연도 × 주거 이동형태별
	교차변인 3	연도 × 연령별 × 주거 이동형태별

주: 1) 연령별 집단의 경우, 20대를 5세 단위로 구분하는 경우 사회적 맥락에 따른 미성숙 가구의 특성이 과추정(over-estimated) 될 가능성이 있으며, 통계적으로도 표본이 편향되게 나타날 개연성이 존재하여 10세 단위로 범위를 정하였음.

2) 내구연수의 경우, 주거실태조사 자료 연도에 따라 내구연수의 범위가 다르게 구성되어 연도 간 최대한 자료의 일치성을 제고하기 위하여 항목의 중간 값을 취하였음.

주된 경제적 요인이다. 대개 높은 소득 수준은 자가 소유에 긍정적인 영향을 미치기 때문에(김현태·남진, 2012; 박종훈, 2019; 박종훈·이성우, 2017), 본 연구에서도 소득변인은 종속변인과 정

(+)의 상관관계를 보일 것으로 예측된다.⁷⁾ 다음으로 교육 수준과 일자리 특성은 소득 변인을 직접적으로 활용할 수 없는 경우 소득의 대리변인(proxy variable)으로 주로 활용된다. 즉, 교육 수준이 높거나 일자리가 안정적인 경우 자가 소유 확률이 높아질 가능성이 높다. 그 반대의 경우에는 직업적 안정성이 낮아 주거 이동이 빈번하거나 자산 축적 가능성이 높지 않기 때문에 자가 소유에 부정적으로 결과가 도출될 가능성이 높다. 다만, 가구소득을 통제하는 경우에는 이를 직접적인 경제적 변인으로 해석하는 것은 바람직하지 않다. 단적으로, 교육수준이 높거나 직업 수준이 높은 경우(대졸 이상, 전문직)에는 지역 외부 노동시장에 종사할 가능성이 존재하여 자가 소유 확률에 부정적인 영향을 보일 가능성이 있는 점(박보림 외, 2013)과 같이 경험적인 영향력이 모호해질 개연성이 있기 때문이다.

다음으로 주택유형 변인과 관련하여, 아파트, 단독주택, 다세대 주택은 상대적으로 그 이외의 다른 주택 유형과 비교하여 볼 때, 자가 소유 확률과 정(+)의 상관관계를 나타낼 것으로 예측된다. 현재 국내 주택시장에 공급되는 주택유형의 대다수는 아파트가 차지하고 있다는 점은 상기 예측의 주된 논거로서 이해되고 있다. 또한, 청년층의 상당수가 아파트나 아파트에 준하는 공동주택을 선호하며(이현정·김영주, 2018), 1인 가구와 신혼부부 가구 모두 자가 소유 확률에 정(+)의 상관성을 보이는 것으로 보고되고 있다(박천규 외, 2009; 신영식·이현석, 2017). 연립 및 다세대 주택의

7) 소득변인을 통제하는 경우, 개인의 생애소득주기를 고려하여 소득 제곱 변인을 통제하는 것이 타당하지만, 분석 표본의 연령 범위를 고려하면, 가구의 자산이 정(+)의 방향으로 축적되고 있는 상태로 예측할 수 있으므로 소득 제곱 변인을 모형 내 통제하지 않았음.

경우에는 상대적으로 주택 가격이 높지 않으며, 비교적 직주근접이 보장되거나 편의성 등이 보장 되는 곳에 공급되기 때문에 상대적으로 자가 소유 선호도가 높을 것으로 예상되는 점도 이와 무관하지 않다.

주택 내구연수는 주택의 가치와 밀접한 연관이 있다. 대다수의 재화는 시간 경과에 따라 가치가 감소하는 특성을 보이며, 이는 주택도 마찬가지이다. 즉 주택은 내구성을 가지고 있으나 시간 경과에 따른 경제적 감가를 통해 가치(가격) 하락이 나타난다. 낮아진 가격은 가구의 자가 소유 확률을 증가시킬 개연성이 존재한다. 따라서 주택 내구연수는 종속변인과 정(+)의 상관관계를 보일 것으로 예측된다.

가구유형의 경우에는 1인 가구, 신혼부부 가구, 그 외 가구로 구분하였으며, 그 외 가구를 참조집단으로 설정하였다. 여기서 신혼부부 가구는 주택법 5조 3항에 근거하여 6년 이내 가구를 신혼부부로 분류하였으며, 그 외 가구는 연령층 표본 내의 가구이나 결혼 이후 6년 이상인 가구를 대상으로 하였다. 앞서 언급한 경험적인 논거를 종합적으로 고려할 때, 1인 가구와 신혼부부 가구로 분류되지 않은 가구는 1인 가구와 신혼부부 가구에 대비하여 자가 소유 확률이 높게 나타날 것으로 판단된다. 1인 가구와 신혼부부 가구는 자가 소유 확률과 부(-)의 연관성을 띠 것으로 예측된다.

연령은 표본의 생애 주기를 직접적으로 가리키는 변인으로서, 청년층의 19~44세로 연령층을 제한한 경우에도 세부 연령대별 특성이 상이할 것

으로 판단된다(Boehm, 1981). 생애주기 연령과 자가 소유 확률 간 연관성과 관련하여, 연령이 증가하면서 자가 소유 확률이 증가하다가 특정 시점(=약 60세 이상)을 기준으로 자가 소유 확률이 낮아지는 형태가 빈번히 보고되고 있다(박종훈, 2019; 박천규 외, 2009). 연령 증가에 따른 자가 소유 확률의 증가는 소득 및 보유자산의 축적과 관련성이 있는 바, 특히 청년층은 가구의 경제적 여건이 높지 않지만 지속적으로 성숙되는 시기이다. 따라서 해당 연령대에서는 자가 소유 확률과 정(+)의 상관관계를 보일 것으로 예측된다.

주거 이동 형태와 관련하여, 특정 가구가 주거 이동을 선택하는 경우 비주거 이동 가구에 비하여 주거 이동 가구의 자가 소유 확률이 낮은 것으로 보고되고 있다(박종훈, 2019; Lee et al., 2000). 특히 청년층과 같이 자산이 성숙되지 않은 상황에서는 자가 소유가 더욱 요원하다고 할 수 있다. 이러한 점을 고려하면 청년층의 자가 소유 확률은 주거 이동한 경우 비주거 이동에 비하여 보다 낮을 것으로 예측된다.

교차 변인은 본 연구의 주요 구성항이라고 할 수 있다. 먼저 연도와 연령의 결합 형태인 연령효과는 시간의 변화에 따른 연령별 자가 소유 변화를 의미한다. 연도와 이주의 교차항은 시간의 변화에 따른 이주 그룹의 자가 소유 변화이다. 연도, 연령, 이주의 교차항은 연령과 이주가 결합된 경우 시간 변화에 따른 자가 소유 변화를 의미한다.⁸⁾

8) 해당 교차항은 해석이 다소 어려운 관계로 일반적으로 그림을 통해 제시됨. 본 연구에서도 분석결과를 제시하였지만 그림을 제시하여 분석결과와 가독성을 높이고자 하였음.

V. 분석결과

1. 기초통계 분석결과

1) 기초통계

2008년, 2012년, 2016년, 2020년의 4년 간

격의 시점별 기초통계는 <표 2>와 같다.⁹⁾ 기초통계 결과는 수도권, 비수도권 순으로 서술한다. 종속변인인 자가 소유 비율은 각 조사년도에 따라 47.2%, 29.5%, 46.2%, 39.4%로 조사되었다. 청년층의 자가 소유 비율의 감소는 수도권 청년층의 자본 축적 속도(=독립적 자본 축적, 부모로부터의

<표 2> 기초통계

변인	수도권				비수도권			
	2008	2012	2016	2020	2008	2012	2016	2020
자가 소유	0.472	0.295	0.460	0.394	0.500	0.427	0.595	0.568
성별	0.910	0.855	0.860	0.821	0.927	0.891	0.884	0.857
소득	3.238	3.737	3.793	4.036	2.824	3.231	3.437	3.850
대출 이상	0.643	0.695	0.791	0.746	0.563	0.623	0.717	0.729
고졸	0.334	0.297	0.201	0.248	0.414	0.363	0.272	0.263
중졸 이하	0.023	0.008	0.008	0.007	0.022	0.014	0.011	0.009
전문직	0.193	0.121	0.244	0.174	0.138	0.077	0.153	0.126
일반사무직 및 판매직	0.545	0.708	0.627	0.684	0.470	0.602	0.502	0.579
기타	0.262	0.171	0.129	0.143	0.392	0.321	0.346	0.295
아파트	0.615	0.542	0.670	0.557	0.703	0.689	0.766	0.683
단독주택	0.181	0.244	0.121	0.182	0.220	0.215	0.160	0.228
다세대 주택	0.164	0.159	0.108	0.176	0.053	0.064	0.047	0.052
기타 주택	0.040	0.055	0.101	0.085	0.023	0.031	0.028	0.038
내구연수	11.570	12.090	14.460	15.630	11.980	12.800	14.860	13.930
1인 가구	0.100	0.101	0.198	0.275	0.082	0.113	0.164	0.257
신혼부부	0.255	0.223	0.276	0.205	0.270	0.232	0.280	0.192
그 외 가구	0.644	0.676	0.526	0.520	0.648	0.655	0.556	0.551
표본 수	3,237	6,633	1,743	5,096	4,789	6,062	2,270	7,932

주 : 신혼부부 가구는 자녀 유무와 관계없이 결혼한 지 6년 이내 가구를 의미하며, 그 외 가구는 청년층으로 분류되는 가구이나 결혼 이후 6년 이 지난 가구를 의미함.

9) 기초통계는 횡단면으로 통제된 변인을 중심으로 설명함. 코호트 변인의 경우에는 기준년도-종료년도의 결합에 따라 표본 전처리 과정이 개입되어 통계 분석결과 해석에 주의가 필요함.

자산 이전 등)가 주택 가격 상승 속도를 따라가지 못했기 때문에 풀이된다. 결론적으로 청년층의 주거 여건이(주택 점유형태로 한정하면) 우호적이지 않다고 볼 수 있다.

통제변인에 관해 서술하면 다음과 같다. 가구주의 성별은 대다수가 남성으로 조사되었지만, 연도가 지날수록 그 비중은 점차 감소하는 것으로 확인되어 가구주의 여성 비율이 점차 증가하는 것으로 파악된다. 월 단위 소득 수준은 2008년부터 2020년까지 320만 원 → 373만 원 → 379만 원 → 403만 원으로 변화하여 전반적인 소득 수준의 상승을 엿볼 수 있다. 가구주의 인적자본 수준을 대리할 수 있는 변인(proxy variable)은 교육 수준과 직업 변인이다. 먼저 본 연구 표본의 교육수준은 대다수가 대졸 이상, 고졸인 것으로 분석되어 청년층의 교육 수준은 상당히 높은 편이다. 무엇보다 대졸 이상 비중이 64%에서 75% 수준으로 12년 만에 11% 포인트가 상승했다는 것은 청년층의 인적 자본이 상당한 수준이라고 파악할 수 있다.¹⁰⁾ 직업 수준의 경우에는 대다수의 청년층은 일반사무직 및 판매직에 종사하는 비중이 높은 것으로 드러났다.

청년층이 거주하는 주택유형은 조사연도와 무관하게 아파트가 높은 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 뒤이어 단독주택과 다세대 주택의 비중이 높은 것으로 분석되었다. 현재 국내 주택시장에서 주요 주택유형이 아파트라는 점에서 타당

한 결과이다. 다만 주목할 점은 2020년에는 아파트의 비중이 비교적 낮아지고 그 외의 주택유형 비중이 다소 상승하였다는 점이다. 해당 결과는 수도권 주택시장에서는 주택 유형 선택이 부동산 가격 상승기와 맞물려 대체재 성격의 주택 유형 선택 가능성을 시사한다.¹¹⁾ 주택 내구연수의 증가는 주택 가치와 부(-)의 상관성을 가진다는 점을 고려하면, 수도권 청년층은 시간이 지날수록 낮은 가치의 주택을 선택한다고 추측할 수 있다.

가구 유형을 살펴보면, 1인 가구는 증가하는 반면, 신혼부부 및 그 외 가구는 그 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 전반적으로 가구유형 구조가 10년 사이에 전환되었음을 추측할 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 1인 가구는 2008년 10.0% 수준에서 2020년 기준 약 27.6%로 약 17.6% 포인트 증가한 것으로 나타났다. 1인 가구 증가의 반대급부로 신혼부부와 그 외 가구의 비중은 시간이 지날수록 감소 추세인 것으로 판단된다.

비수도권의 기초통계는 다음과 같다. 비수도권의 청년층 자가 소유 비율은 수도권의 자가 소유 비율을 상회하는 것으로 관찰되었다. 자가 소유 비율은 2008년부터 차례대로 50.0% → 42.7% → 59.5% → 56.8% 순으로 변화하는 것으로 나타나,¹²⁾ 비수도권 청년층의 전반적인 자가 소유 수준은 개선되었다고 볼 수 있다.

가구주 변인에서 남성 가구주의 비중이 2008년

10) 한국교육개발원 교육통계서비스에 따르면 2020년 기준 국내외 4년제 및 전문대 대학 진학률은 79.4% 수준으로 매우 높게 나타나고 있음(문광민, 2021).

11) KB통계 자료실에서 제공하는 KB월간 시계열 자료를 참고하면, 매매가격 지수 기준으로 2016년부터 2020년 사이 모든 주택유형에서 지속적인 상승 추세를 보였으며, 그 중에서도 아파트 유형의 가격 상승이 단독 주택, 다세대 주택에 비해 높게 나타났음(KB통계 자료실, 2023).

12) 앞서 서술한 바와 같이 2012년 주거실태조사는 기존 조사기관과는 다른 조사기관에서 수행한 유일한 자료로, 조사 설계 방식 등에서 차이를 보여주고 있어 통계 해석 시 유의할 필요가 있음.

약 92.7%에서 2020년 약 85.7%로 약 7.0% 포인트 감소한 것으로 드러나 수도권 구조와 비슷한 것으로 드러났다. 청년층의 월 단위 소득은 2008년 약 282만 원에서부터 2012년, 2016년을 거쳐 2020년에는 약 385만 원으로 약 70만 원 이상 개선된 것으로 관찰되었다. 수도권 청년층과의 소득 비교를 해보면 그 격차가 약 40만 원에서 20만 원으로 감소하였다. 주택 가격에 대해 물가수준을 보정하면 그 격차가 상당히 줄어들었다고 판단할 수 있다.¹³⁾ 비수도권 청년층의 인적자본은 수도권 청년층과 마찬가지로 지속적으로 증가하는 추세로 나타나 대출 이상 비율이 2020년 기준 약 72.9%인 것으로 분석되었다. 직업수준의 경우에는 전문직 비율은 약 12.6%~15.3% 수준으로 수도권에 비해 비중이 높지 않으며, 일반사무직 및 판매직 비중도 수도권 대비 낮은 수준으로 집계되었다.

주택 유형은 수도권과 동일하게 아파트 비중이 높게 나타났지만 수도권의 양상과 동일하게 2016년 → 2020년 사이에 그 비중이 약 7.6% 포인트 감소한 것으로 확인되었다. 수도권 주택시장과 마찬가지로 비수도권 주택시장도 아파트 시장의 가격 상승이 타 주택유형에 대비하여 높게 나타나 대체재인 아파트 외 주택유형의 비중이 증가한 것으로 풀이된다. 주택 내구연수는 주목할 수준의 차이는 아니지만, 수도권 아파트 시장에 대비하여 낮은 수준으로 집계되었다.

가구유형의 경우에는 수도권 지역과 마찬가지로

로 청년층의 1인 가구 비중이 2008년 약 8.2%에서 2020년 약 25.6%로 17.4% 포인트 증가하는 것으로 나타났지만, 그 외 가구 유형의 비중은 감소하는 것으로 드러났다. 가구 유형 구조의 변화는 상기에 논의한 부분이 동일하게 작용한 것으로 추측된다.

2. 회귀분석 결과

이중생산모형과 이항 로지스틱 모형을 결합하여 연령, 주거 이동이 청년 연령층의 주택 점유형태에 미치는 요인을 분석한 결과는 <표 3>에서 확인할 수 있다. 먼저, 모형의 설명력을 나타내는 조정 결정계수(max-rescaled R-square)는 결합 연도별로 설명력이 2008년~2012년 모형에서 수도권 0.3284, 비수도권 0.2536으로 2016년~2020년 모형에서 수도권 0.5094, 비수도권 0.4466으로 나타나 모형 전체의 설명력이 통계적으로 타당하다고 할 수 있다.

분석모형에서 대부분의 통제변인은 변인설명에서 예측한 바와 크게 다르지 않은 것으로 나타나 간결하게 논의를 전개하면 다음과 같다. 성별 변인의 경우에는 남성 가구주가 여성 가구주에 대비하여 자가 소유 확률이 통계적으로 유의미한 수준에서 높게 나타났으며, 그 영향력은 추정계수의 간접 비교(=추정계수의 Magnitude 간 비교)를 통해 비수도권에서 더 큰 것으로 확인되었다.

13) 통계청의 소비자물가지수 동향을 살펴보면, 이전 시점 동월 대비 수도권의 물가 상승률이 더 높다고 판단할 수 없어 명확하게 비수도권 청년층의 실질 임금이 증가하였다고 할 수 없음. 하지만 KB국민은행의 2020년 12월 기준 월간 통계표를 살펴보면, 수도권의 평균 매매가격이 약 5억 4천만 원, 비수도권의 평균 매매가격이 약 2억 원으로 집계되어 주택 가격으로 한정하면 주택 가격 기준 실질 임금은 상승하였다고 볼 수 있음(=비수도권 청년층의 구매력이 상승되었다고 풀이도 가능). 하지만 수도권, 비수도권의 부동산 시장은 부동산의 부동산성을 고려하면 시장의 범위가 매우 크기 때문에, 대략적인 차원에서만 참고하는 것이 바람직함(통계청, 2023; KB통계 자료실, 2020).

〈표 3〉 이중생잔모형을 고려한 이항 로지스틱 모형 분석결과

변인	2008~2012년				2016~2020년			
	수도권		비수도권		수도권		비수도권	
	β	표준오차	β	표준오차	β	표준오차	β	표준오차
절편	-1.0229***	0.2829	-1.2985***	0.2742	-1.1177***	0.4205	-1.4196***	0.3109
성별	0.2674***	0.0892	0.3749***	0.1023	0.1417*	0.0756	0.3653***	0.0787
소득	0.1474***	0.0162	0.2442***	0.0198	0.0800***	0.0143	0.2522***	0.0192
대출이상	-0.1922	0.2162	0.1413	0.1803	0.6409	0.3961	0.8017***	0.2622
고졸	-0.2959	0.2151	-0.1713	0.1779	0.4765	0.3955	0.5318**	0.2616
전문직	0.1202	0.0845	0.1472*	0.0888	0.0254	0.0878	-0.1470*	0.0835
일반사무 및 판매직	-0.0197	0.0633	0.1751***	0.0534	-0.1906***	0.0731	0.0504	0.0569
아파트	1.5086***	0.1659	0.8625***	0.1835	1.3023***	0.1149	0.8017***	0.1360
단독주택	0.1583	0.1750	-0.1933	0.1904	-1.3155***	0.1506	-0.8672***	0.1434
다세대	1.4607***	0.1726	0.9855***	0.2042	0.9511***	0.1199	0.2257	0.1639
내구연수	-0.0247***	0.0030	0.0058**	0.0028	-0.0214***	0.0024	0.0049*	0.0026
1인 가구	-1.2845***	0.1390	-1.2808***	0.1262	-1.0385***	0.0798	-1.1092***	0.0714
신혼 부부	-0.3199***	0.0678	-0.2131***	0.0653	-0.6236***	0.0616	-0.3629***	0.0631
연도	0.3307***	0.0818	0.2237***	0.0788	0.8218***	0.0857	0.8044***	0.0888
연령 1(19세~29세)	-0.8194***	0.1554	-0.9581***	0.1469	-1.1008***	0.2172	-1.3809***	0.1637
연령 2(30세~34세)	-0.3545***	0.0935	-0.5970***	0.0916	-0.1509	0.1170	-0.1982*	0.1169
이주 1(시도 간 주거 이동)	-0.8408***	0.1794	-0.5877**	0.2282	-0.8014**	0.3390	-2.2109***	0.4733
이주 2(시도 내 주거 이동)	-0.8971***	0.0838	-1.1117***	0.0946	-1.3141***	0.1573	-1.4711***	0.1623
연도×연령 1	0.3227	0.3787	-0.3313	0.3427	0.7415**	0.3475	0.5299**	0.2616
연도×연령 2	-0.3736**	0.1846	-0.0013	0.1728	-0.4333**	0.1850	-0.4794***	0.1776
연도×이주 1	-1.1701***	0.2155	-0.9447***	0.2618	-0.5149	0.3549	0.6307	0.4867
연도×이주 2	-1.0146***	0.1185	-0.2006	0.1274	-0.1017	0.1760	0.3095*	0.1839
연도×연령 1×이주 1	-0.1711	0.3903	1.0715***	0.3487	-0.5568*	0.2974	0.1677	0.2385
연도×연령 2×이주 1	0.7914***	0.2256	0.5412**	0.2163	0.5477***	0.1856	0.9219***	0.1870
연도×연령 1×이주 2	0.2696	0.3870	0.8063**	0.3502	-0.2764	0.2983	-0.1876	0.2335
연도×연령 2×이주 2	0.4102**	0.1952	0.4523**	0.1847	0.4950***	0.1680	0.2193	0.1639
R-square	0.2471		0.1796		0.4619		0.3485	
Max-rescaled R-square	0.3284		0.2563		0.5094		0.4466	
-2Log L	10,979.99		10,943.72		11,984		11,092.34	
표본 수	9,870		10,851		6,839		10,202	

주 : 1) 연령 1은 19세~29세, 연령 2는 30~34세를 의미함.
 2) 이주 1은 시도 간 주거 이동, 이주 2는 시도 내 주거 이동을 의미함.
 3) *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01.

소득 변인의 경우에도 자가 소유 확률과 정(+)의 연관성을 보였으며, 수도권에 비해 비수도권에서 보다 큰 것으로 파악되었다. 권역 간 차이는 수도권의 높은 주택 가격에 따른 세대 간 자산 이전, 금융 대출 등의 영향력이 반영된 것으로 추측된다. 교육수준과 직업수준의 경우에는 자가 소유 확률과의 연관성이 일관되지 않은 것으로 나타났다. 해당 결과는 상기 언급한 소득 통제 여부에 따른 경험적 논거가 상이한 결과와 그 궤를 같이하는 것으로 이해할 수 있다.

주택유형의 경우에는 지역, 시기를 막론하고 아파트 및 다세대 주택의 선호가 상대적으로 높게 나타났지만, 단독주택은 낮은 것으로 분석되었으며, 변인은 대체로 통계적 유의성이 높은 것으로 도출되었다. 이는 주택 시장에서 자가 소유를 선택하는 경우, 아파트나 또는 가격이 비교적 저렴하지만 직주접근성, 편의성 등을 갖춘 다세대 주택의 선호가 청년층 사이에서 높은 데 기인하는 것으로 해석할 수 있다. 내구연수의 경우에는 수도권은 자가 소유 확률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 비수도권은 자가 소유 확률에 정(+)의 영향력을 미치는 것으로 도출되었다. 이는 수도권의 경우에는 비수도권 대비 신규 주택 공급의 원활성과 청년층의 주택 시장에 대한 선호(=쾌적성, 편의성) 등이 복합적으로 작용하는 데 반해 비수도권의 경우에는 신규 주택 공급의 부족, 상대적으로 낮은 주택 가격에 따른 점유형태 전환이 보다 다양하게 나타난 것으로 이해된다.

가구 유형의 경우에는 참조집단 범주에 비하여 1인 가구와 신혼부부의 자가 소유 확률은 낮은 것으로 나타났으며, 특히 1인 가구 범주에서 자가

소유에 대한 부(-)의 연관성 정도가 상대적으로 큰 것으로 도출되었다. 본 연구가 주목하고 있는 “주거 안정=자가 소유”라는 명제를 상기하면, 청년 1인 가구는 청년층 중에서 주거 여건의 취약 정도가 가장 높은 범주로 이해할 수 있다. 결과에 근거하면 청년 1인 가구에 대한 정책적 대응이 가장 긴요하게 이루어질 필요성을 시사하고 있다.

연령 집단의 분석 결과는 청년층에 진입한 계층이 상대적으로 주거 여건이 취약함을 직접적으로 보여주고 있다. 또한, 주거 이동 변인의 경우에는 주거 이동하지 않은 가구에 대비하여 주거 이동을 선택한 가구의 자가 소유 확률이 낮은 것으로 나타났다.

연령효과, 이주효과, 동화효과를 해석하면 다음과 같다. 먼저, 연령효과와 경우 2008년~2012년 기간에서는 수도권에서 35세~44세 청년층 집단에 대비하여 30세~34세 집단이 통계적으로 5% 수준 내에서 유의미한 것으로 나타났으며, 자가 소유 확률과 부(-)의 연관성을 형성하는 것으로 도출되었다. 이러한 결과는 2016년~2020년 기간에서도 유사하게 나타났다. 주거 이동효과와 경우, 비주거 이동 범주에 비하여 주거 이동 범주의 경우 자가 소유 확률이 낮은 것으로 나타났으며, 2008년~2012년의 모형에서 대체적으로 통계적 유의성이 확보된 것으로 도출되었다. 주목할 만한 또 다른 분석결과 중 하나는 비수도권의 경우 비주거 이동 범주에 비하여 기간과 시도 내 주거 이동을 통제한 모형에서 자가 소유 확률과 정의(+) 연관성을 보이는 것으로 나타났다는 점이다. 이러한 결과에 대한 논거로서 비수도권의 주택 시장의 부동산 가격 상승기에 따라 비주거 이동 가구에 비하여 주거 이동 가구의 구매력이

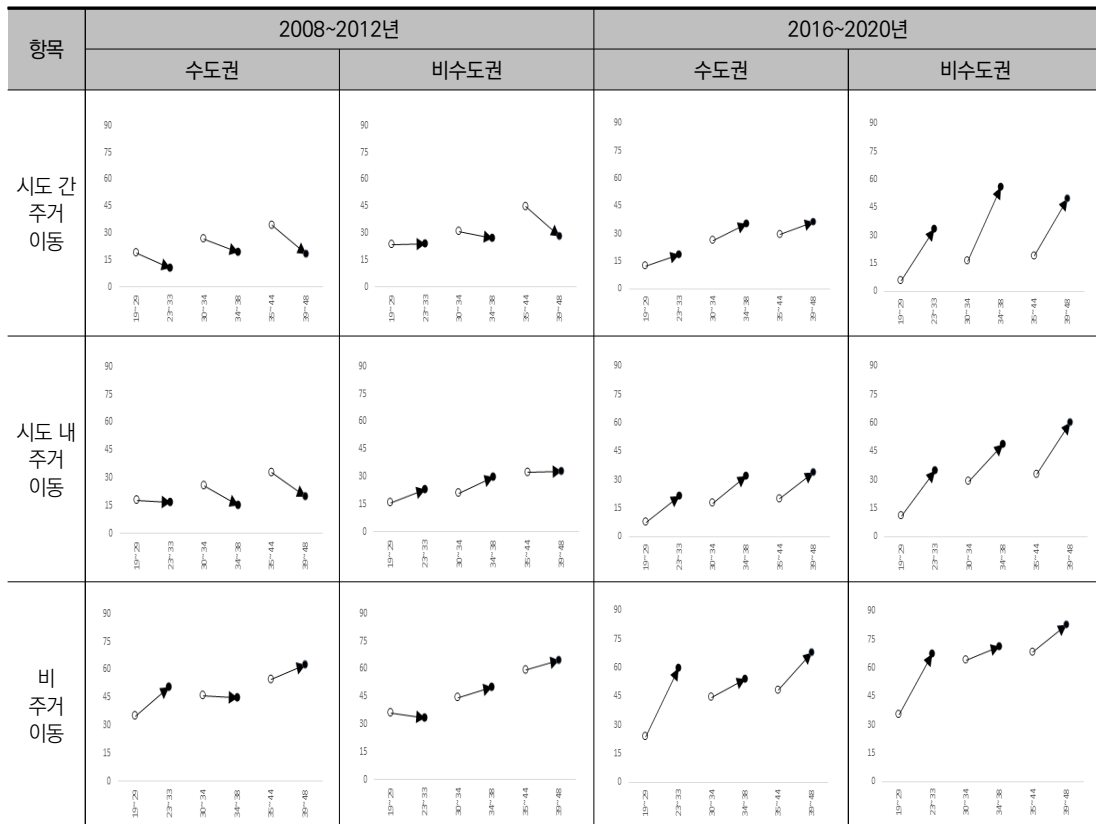
증진된 점을 제시할 수 있다.

연도×연령×주거 이동 변인의 결합으로 구축된 변인을 통해 동화효과를 파악하면 다음과 같다. 시도 간 주거 이동 범주의 경우 연령 증가에 따른 동화효과가 비주거 이동 범주에 비하여 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 시도 간 주거 이동 집단이 비주거 이동 집단에 비하여 연령이 증가할수록 상대적으로 자가 소유 확률이 높아진다고 볼 수 있으며, 이들 집단의 주택 시장 편입이 상대적으로 수월함을 시사하고 있다. 또한 분석대상 청년층의 초기 연령의 경우 시도 간 주거 이동의 경우에도 비교적 낮은 주택 가격으로 비수도권에서는

주택 시장 내 편입 가능성이 수월하지만, 수도권은 주택 시장진입 장벽이 가격으로 인해 높게 구축되어 있기 때문에 편입 가능성이 어려운 점도 함께 시사하는 것으로 해석할 수 있다.

3. 평균조건인 경우 예측확률의 변화

상기 <표 3>의 분석결과를 활용하여 평균 조건인 경우 자가 소유에 대한 예측확률(predicted probability) 변화를 살펴보았다. 평균조건에서의 확률을 구하기 위해 (식 5)를 이용하였으며, 분석 결과를 <그림 1>로 표현하였다.



<그림 1> 평균조건인 경우 자가 소유 확률 변화

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(y=1) &= 1 - F\left(-\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k x_k\right) \\
 &= F\left(\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k x_k\right) \\
 &= \frac{e^{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k x_k}}{1 + e^{\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k x_k}} \quad (\text{식 5})
 \end{aligned}$$

평균조건인 경우 예측확률의 변화는 앞서 언급한 세 범주의 주거 이동 형태에 대하여 시점을 2008년~2012년, 2016~2020년으로, 공간 범위를 수도권, 비수도권 방식으로 구분하여 분석하였다. 2008년~2012년을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 시도 간 주거 이동에서는 모든 관측 기간 내 수도권과 비수도권 대부분 자가 소유 확률이 감소하는 것으로 도출되었다. 반면, 시도 내 주거 이동의 경우에는 수도권은 자가 소유 확률이 감소하는 것으로 예측되었으나, 비수도권은 자가 소유 확률이 증가하는 것으로 드러났다. 비주거 이동의 경우에는 수도권에서는 19~29세, 35~44세는 자가 소유 확률이 상승하였으나, 30~34세는 큰 변화가 없는 것으로 관찰되었다. 반면, 비수도권은 30세 이후의 코호트에서는 자가 소유 확률이 상승하는 것으로 나타났다. 비수도권의 경우에는 시도 간 주거 이동의 경우에는 35~44세 연령 집단에서는 유의미한 감소를 보였으나, 그 외 연령 집단에서는 유의미한 확률 하락을 보이지 않아 수도권과는 다른 형태를 보여주었다. 시도 내 주거 이동 및 비주거 이동의 경우에는 확률의 차이는 존재하지만(비주거 이동의 자가 소

유 확률이 상대적으로 매우 높음), 대부분 청년층의 자가 소유 확률이 개선되는 것으로 나타났다.

해당 분석결과에 대해 논의하면 수도권의 경우에는 글로벌 금융 위기로 인한 주택 시장 침체와 함께 동반된 가격 하락이 작용, 이주를 선택한 청년층의 자가 소유 확률이 감소하였을 것으로 추측된다. 해당 시기에도 부동산에 대한 투자 수요가 존재하나,¹⁴⁾ 외생 요인으로 인해 제한적이었으며, 자본 이득에 대한 기대감 상실로 투자 가치가 확연히 감소한 것으로 나타났다(박종훈, 2019). 부동산 시장에서 청년층에게는 투자 관점에서 부동산을 통한 자본 이득의 기대감이 감소한 것이 두드러진 것으로 추측된다.¹⁵⁾ 비수도권 주택 시장에서는 주거 안정=자가 소유라는 공식이 정립되어 있다는 점, 거시경제 변화에 비탄력적이라는 점, 부동산 가격의 상승률 및 가격 수준이 수도권 시장과 비교하여 상대적으로 낮았다는 점이 작용한 것으로 이해되고 있다.

한편, 기간별 분석결과와 관련하여 2016년~2020년의 경우에는 2008년~2012년과 사뭇 다른 것으로 도출되었다. 2016년~2020년의 경우에는 박근혜 정부의 친(親) 시장주의 정책, LTV, DTI의 완화로 인한 부동산 가격 부양, 이후 문재인 정부의 정책 개입으로 인한 가격 상승, 2020년 초 발생한 코로나 → 이를 극복하기 위한 재정 지출 확대 → 여기서 비롯된 자산 인플레이션(김성우, 2022)¹⁶⁾이 복합적으로 나타난 시기이다. 이러한 점을 고려하여 해당 기간 수도권 분석결과에

14) 2008년 이명박 정부 이후 주택시장 활성화라는 차원에서 각종 부동산 규제 정책을 완화하여 투자 수요가 증대하였으나 글로벌 금융위기로 인하여 투자 수요가 다시 감소하였음.

15) 현재의 주택 시장의 투자비중이 30~40대가 대다수인 반면, 해당 시기는 이들 연령층에 비하여 높은 연령층이 주된 투자자였음.

대하여 살펴보면, 시도 간 주거 이동과 시도 내 주거 이동의 자가 소유 확률은 모든 연령대에서 증가하는 것으로 나타났다. 이는 투자재이면서 소비재의 성격을 동시에 띠고 있는 주택 재화에 대한 수도권 청년층의 합리적 소비 성향이 반영된 결과로 해석할 수 있다. 또한, 비주거 이동의 경우에는 19세~29세의 자가 소유 확률이 크게 증가한 것에 주목할 필요성이 있다. 이들 연령층이 상대적으로 다른 연령층에 비하여 자산 축적을 위한 여건이 부족한 연령층임을 고려하면, 부모로부터의 자산 이전에 크게 기인하였을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 또한, 부동산 가격 상승에 따른 과도한 세 부담과, 세대 간 자산 이전 어려움에 대응하기 위한 방편으로서 부모 세대의 자산 보존의 행태가 반영되었을 가능성도 생각해 볼 수 있다. 자가 소유 확률이 크게 증가한 19세~29세 연령 집단과 다르게 30세~34세의 상승 기울기는 비교적 낮은 것으로 나타나고 있는 바, 이는 30세~34세 집단의 자가 소유 확률로 판단하는 주거 안정성이 수도권 내 상대적으로 취약함을 보여주고 있다.

비수도권 모형 분석결과와 관련하여 시도 간 주거 이동, 시도 내 주거 이동을 모두 포함하는 주거 이동 범주의 경우 수도권과 동일하게 자가 소유 확률이 모든 연령 집단에서 증가하는 것으로 도출되었다. 이는 수도권 시장에 비해 상대적으로 낮은 부동산 가격이 청년층의 자가 소유 확률을 높이는 영향 요인으로 작용한 결과로서 이해되고 있다. 청년층의 비주거 이동 집단의 경우에는 수도권 분석결과와 대체적으로 유사한 것으로 나타났

다. 다만, 30세~34세의 자가 소유 확률이 19세~29세에 비하여 상대적으로 높다는 점에서 차이가 있다. 이는 수도권의 30세~34세 청년층에 비해 비수도권의 30세~34세 청년층의 주거 안정성이 높음을 시사하고 있다는 점에서 의미가 있다.

4. 한계효과

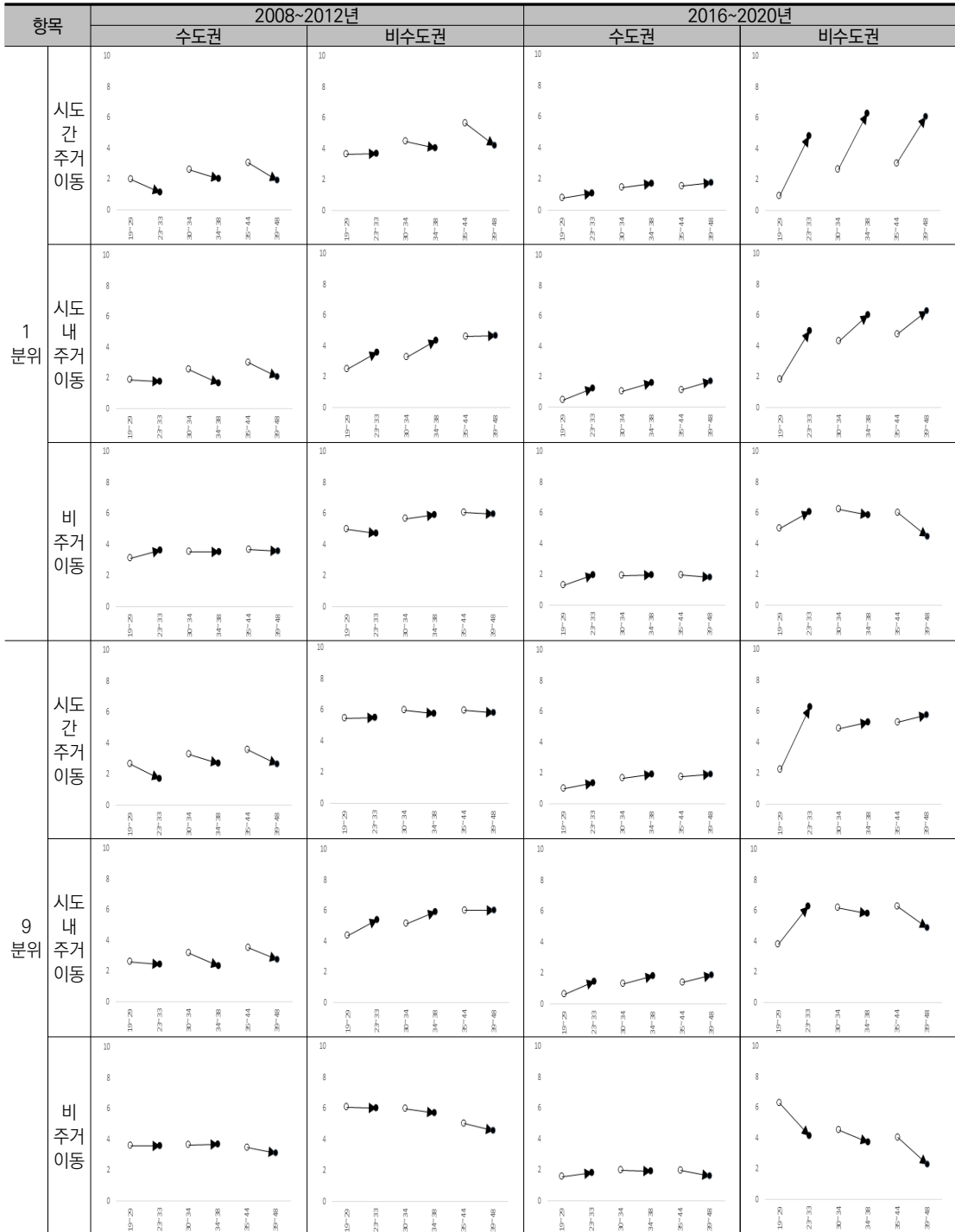
〈그림 2〉는 한계효과(marginal effect)를 소득분위를 구분하여 분석한 결과이다. 소득분위를 구분하여 청년 연령대별 자가 소유 확률의 변화를 살펴봄으로써 구체적인 정책 시사점 도출이 가능하다. 한계효과는 아래의 (식 6)을 통해 계산하였다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Prob}(y = \text{자가소유})}{\partial x_k} &= \frac{\partial}{\partial x_k} \left(\frac{e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}} \right) \\ &= \frac{e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{(1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k})^2} \beta_k \\ &= \frac{e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{(1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k})} \times \frac{1}{(1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k})} \beta_k \\ &= P(1 - P)\beta_k \quad \text{단, } P = \text{Prob}(y = 1) \end{aligned} \tag{식 6}$$

여기서 한계효과는 가구소득별 자가 소유 확률 변화를 분명히 제시하기 위해 1분위와 9분위의 가구소득을 대입하였다.

먼저 가구소득 1분위의 경우 자가 소유 확률이

16) 해당 상황은 국내에 한정된 상황이 아닌 전 세계적 상황으로 대부분의 나라에서 주택 가격 상승 현상을 보였으며, 이는 재정지출 확대에 기인함(정기성, 2021).



〈그림 2〉 소득 1분위, 9분위인 경우 자가 소유의 한계효과 변화

수도권에서는 2008년~2012년에는 시간 경과, 주거 이동여부와 무관하게 감소하거나 미미하게 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 저소득층 청년의 자가 소유 제고를 위한 정책의 실효성이 높지 않았음을 직접적으로 보여주는 것으로 이해할 수 있다. 또한, 2016년~2020년에는 일부 범주에서 자가 소유 확률이 높아지는 것으로 나타났으며, 특히 시도 내 주거 이동의 한계효과가 비교적 크게 나타났다. 비주거 이동의 경우에는 한계효과 변화가 상대적으로 작은 것으로 도출되었다.

한편, 비수도권의 경우에는 2008년~2012년, 2016년~2020년이 비교적 명확하게 다른 양상을 보이는 것으로 나타났다. 보다 구체적으로, 시도 간 주거 이동 범주에서는 대체적으로 2008년~2012년의 한계효과가 감소하는 것으로 나타났지만, 2016년~2020년에는 크게 증가한 것으로 나타났다. 해당 결과는 비수도권의 주거 지원 관련 정책은 해당 지역 저소득 청년층의 주거 여건 개선효과가 일부 나타난 결과로 해석이 가능하다. 시도 내 주거 이동의 경우에는 2008년~2012년에는 한계효과가 상승하는 것으로 나타났으나, 변화 폭이 크지 않은 것으로 확인되었다.

다음으로 소득이 9분위인 경우 한계효과 변화는 다음과 같다. 먼저, 수도권의 한계효과는 소득 분위와 무관하게 동일하지만, 비수도권 시장은 다른 양상이 나타나고 있다. 구체적으로, 2008년~2012년의 시도 간 주거 이동의 경우에는 한계효과가 연령 집단별로 나타나는 변화가 크지 않았고, 시도 내 주거 이동에서는 연령층이 상대적으로 높지 않은 청년층의 집단에서는 변화가 상대

적으로 연령층별로 다른 것으로 나타났다. 비주거 이동의 경우에는 고소득층의 경우에는 모든 청년 연령층 집단에서 변화가 미미하거나 다소 감소하는 것으로 도출되었다. 2016년~2020년의 경우에는 시도 간 주거 이동에서는 청년 집단 중 낮은 연령층에서는 한계효과 변화가 큰 것으로 나타났으나, 그 이후에는 크지 않은 것으로 나타났다.

비수도권의 경우에는 가구소득 9분위 청년층은 수도권 청년층에 대비하여 자가 소유 확률이 높은 것으로 나타났다. 2008~2012년의 경우에는 이주 여부에 따라 안정적인 변화 폭을 보이는 반면, 2016년~2020년에는 이주 유형에 따라 연령별 자가 소유의 한계 효과가 다르게 나타났다. 시도 간, 시도 내 이주를 선택한 19~29세의 연령 계층은 큰 폭의 자가 소유 확률 변화를 보여주었다. 그 외 연령대에서는 자가 소유 확률이 시도 간 이동은 증가, 시도 내 이동은 감소하는 것으로 드러났다. 반면 이동을 선택하지 않은 경우에는 전반적으로 감소하는 형태로 나타났다.

VI. 결론

1. 분석결과 요약

현재 우리 사회의 청년층은 급변하는 사회 환경에서 안정적인 상황에 도달하지 못하고 있다. 이에 청년층의 안정적 사회 진출을 도모하기 위한 목적을 견지하여 청년 문제를 해결하기 위한 노동, 주거 등의 정책을 다각적으로 수립, 추진하고 있지만, 실효성 측면에서 지속해서 비판의 목소리

가 제기되고 있다. 부동산 시장의 급격한 가격 상승은 주거 안정을 위한 지속적인 자본 축적보다는 부동산 가격 상승에 주거의 자립 의지를 포기하고 소비 비중을 늘리는 것이 합리적 선택이라는 인식이 청년들 사이에 팽배하고 있다. “가심비”라는 용어는 “마음에 들면 사는 것이 합리적이다”라는 의미로 전통적인 경제학의 편익-비용에 근거한 합리적 선택 논리에 배치되고 있다. 청년이 안정적인 사회생활 영위를 도모하기 위해서는 소득 축적 → 주거 자립의 구조가 작동해야 함에도 소득 및 인적 자본 축적을 위한 청년층의 수도권 집중화 현상, 지속해서 증가하는 주거비용에 반해 이에 대응하지 못하는 소득 수준은 청년층의 주거 안정성을 저해하는 요인으로 작용하고 있다.

상기 배경에 근거하여 본 연구에서는 2008년~2012년, 2016년~2020년을 결합한 이중생산모형 구조를 반영한 이항 로지스틱 모형을 적용하여 청년 1인 가구, 신혼부부의 점유형태 변화에 대한 실증분석을 수행하고 관련 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

주요 연구결과와 관련 시사점을 요약하면 다음과 같다. 이중생산모형을 적용하여 자가 소유 확률을 수도권과 비수도권으로 구분하여 도출한 결과, 연령효과는 대부분의 청년층이 자가 소유 여건이 수월하지 않음을 직접적으로 보여주었다. 또한, 주거 이동효과와 관련하여, 비주거 이동 청년 가구에 비하여 주거 이동한 경우 자가 소유 확률이 낮은 것으로 나타났다. 다만, 2016년~2020년 시기의 비수도권에서는 시도 내 주거 이동의 경우 자가 소유 확률이 높은 것으로 나타났는데, 이는 부동산 시장 상황에 기인함을 추측할 수 있

다. 동화효과와 관련하여, 비주거 이동 집단에 비하여 시도 간 주거 이동의 경우에는 상대적으로 연령이 증가할수록 자가 소유 확률이 상승하는 것으로 나타나 지역 주택 시장 진입 후에는 점차 주거 안정성을 확보하는 것으로 해석할 수 있다. 다만, 19세~29세 연령층의 경우 동화효과가 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 해당 결과는 정책 수혜 대상자로서 19세~29세 연령층에 보다 주목할 필요성이 있음을 의미한다.

예측확률 결과와 관련하여, 2008년~2012년에는 주거를 이동한 경우 수도권의 자가 소유 확률은 감소하는 것으로 나타난 반면, 주거 이동을 하지 않은 가구는 자가 소유 확률이 시간 경과에 따라 증가하는 것으로 나타났다. 2016년~2020년 모형에서는 부동산 가격의 상승기와 맞물려 주거 이동 여부와 무관하게 전반적인 자가 소유 개선효과가 두드러지게 나타났으며, 특히 상대적으로 부동산 가격이 낮은 비수도권에서 높게 나타났다.

소득 분위에 따른 한계효과를 도출하고, 이를 바탕으로 주거 안정성 변화를 살펴본 결과, 수도권의 경우에는 소득 분위와 무관하게 유사한 패턴을 보여주는 것으로 나타난 반면, 비수도권의 경우에는 주택 시장 상황에 따라 다른 특성이 나타났다. 예를 들어 2016년~2020년의 경우에 시도 간 주거 이동에서 1분위 소득은 한계효과의 변화가 모든 연령 집단에서 높은 수준으로 나타났지만, 9분위 소득은 19세~29세 집단만 크게 개선된 점이나, 시도 내 주거 이동의 경우에는 1분위 소득은 상승하는 추세를 보이지만, 9분위 소득은 나이가 성숙할수록 한계효과가 감소하는 경향이

바로 그것이다. 이러한 분석결과는 청년층 주거 지원의 가구소득 분위별 차등적 방향이 구체적으로 구별되어 추진될 필요성을 시사한다.

2. 주거 정책 제언 및 방향성 탐색

1) 주거 정책 개선 방안

본 연구의 분석결과는 현재 청년 주거 사각지대를 개선하고 결과적으로 청년층 자가 소유 증진을 통한 주거 안정성을 제고하기 위한 주거 정책 발굴에 시사점을 제시하고 있다. 구체적으로 추가 논의를 진행하면 다음과 같다.

첫째, 정부 여건 개선을 위한 관련 주거 정책의 필요성이 크게 부각될 필요가 있다. 청년층의 주거 이동의 원인은 출발 지역(거주 지역)이 청년층의 효용을 충족시키지 못하기 때문이다.¹⁷⁾ 즉, 청년층이 비수도권으로부터 수도권으로 주거 이동을 하는 이유는 “상대적으로 높은 소득¹⁸⁾+수도권이 주는 우월한 주거 환경+심리적 요인”이 주거 이동을 하지 않는 것보다(= 주거 이동 및 주거 비용을 고려하더라도) 효용이 높다는 점에 기인하는 것으로 요약할 수 있다.¹⁹⁾ 따라서 청년 주거 대상의 정주 여건은 통근, 교육, 의료, 문화·예술 등 청년층의 수요에 부응하는 요인을 중심으로 개선방안을 모색하는 것이 적절하다고 볼 수 있다.

둘째, 가구소득별 차등적인 정책, 특히 가구소득이 높지 않은 경제적 취약계층에 대한 지원이 지역 시장특성을 고려하여 강화될 필요가 있다. 한국의 중앙정부와 지자체가 이미 주거 취약계층에 대한 정책을 다양하게 추진하고 있지만, 그 실효성에 대한 비판적 논의는 지속적으로 제기되고 있다. 더 나아가 본 연구의 한계효과 결과는 청년층의 자가 소유 확률을 제고하기 위한 정책 추진의 타당성을 지지하고 있다. <그림 2>에서 도출된 소득 분위별 한계효과 결과에서 확인한 바와 같이 가구소득 1분위 청년 가구의 자가 소유 변화 확률은 9분위 가구에 비하여 큰 것으로 나타났다. 권역 구분에서는 비수도권 지역의 변화 폭이 상대적으로 큰 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 청년층의 주거 사다리 정책의 실효성을 제고하여 자가 소유를 달성하기 위해 직·간접적 형태 지원이 요구되며, 여기서는 소득 수준에 따른 지역별 맞춤형 정책이 발굴되어야 할 것이다.

셋째, 부동산 시장의 지역적 특성을 고려한 청년 주거 정책이 요구된다. 부동산 시장은 부동산 재화의 특성²⁰⁾으로 인해 지역 시장을 형성하고 있다. 본 연구의 분석결과에서도 수도권과 비수도권의 자가 소유 확률과 그 변화 수준이 상이하다는 점에서 부동산 재화의 고유 특성을 고려한 정책 수립이 필요하다. 본 연구에서는 권역 구분

17) 신혼부부희망타운 경쟁률 및 청약률이 수도권과 비수도권이 현격한 차이가 나는 것은 청년층의 주거 선호를 보여주는 단적인 예임(노해철, 2022).

18) 사업체 노동력조사를 통해 시도별 상용 월급액을 살펴보면 2019년 기준 전국 평균인 약 340만 원을 상회하는 지역은 약 370만 원을 기록한 서울특별시를 제외하고는 시도 단위에서 전무함(통계청, 2021).

19) 한계효과를 통해 살펴본 비주거 이동 가구의 점유형태 전환 확률의 감소는 지역 내 정주에 대한 의지가 점차 사라지고 있음을 유추할 수 있음.

20) 부동산은 부동산성으로 인해 위치가 고정된 특성을 지니고 있어 지역 시장을 형성하며, 그 지역 시장은 특성이 타 시장과는 차별적인 고유의 특성을 보임(김경환·손재영, 2015).

을 수도권-비수도권으로 하였지만 추가적으로 세분화할 수 있을 것이다.

넷째, 거시경제 변화에 대한 신속 대응 방안 마련이 필요하다. 2008년~2012년과 2016년~2020년의 평균조건인 경우의 확률, 한계효과를 살펴보면 자가 소유의 시기별 차이가 확연히 나타나는 것으로 본 원고의 정책 제안을 직접적으로 지지하고 있다.²¹⁾ 경기변동 순환을 고려하면 장래에도 청년 주거의 안정성이 위협받을 수 있다. 이 시기에는 청년 대상 금융(대출 완화, 주거 급여 범위 확대 등)의 포용적 대응 구조 설계를 바탕으로 청년 주거 안정을 제어할 필요가 있다.

2) 청년 주거 정책의 방향성

청년 주거 정책은 자가 소유 확률 증진을 통한 주거 안정성 제고와 함께 미래 사회 변화에 대응하는 방향으로 이루어질 필요가 있다. 청년 주거 정책의 방향은 “1인 가구 → 혼인 → 가구 형성 및 출산”이라는 전통적인 생애주기 궤적의 원활한 이행을 가능하게 하며, 사회적으로 출산을 제고를 통한 안정적인 인구 변동 대응 정책으로서의 성격이 포괄되어야 한다. 1인 가구, 신혼부부로 표현할 수 있는 현재의 청년 대상 주거 정책의 궁극적인 목표는 사회경제적으로 취약한 생애주기 과정에서 주거 안정성을 제고하는 것으로 요약할 수 있다. 이 과정에서 주거 안정을 위한 임차가구 지원이 이루어지며, 이후 점유형태의 전환(차가 → 자가)에 도달할 수 있는 가능성이 높아지게 된다.

또 다른 측면에서 정책 핵심 목표를 관통하고 정책 집행의 효율성을 제고하기 위해서는 정책적 독려(policy push)가 이루어질 필요가 있다. 구체적으로 청년 계층을 세분화하여 생애주기 이행을 정책적으로 독려해야 한다는 것이다. 단적으로, 역세권 중심의 청년 주택 공급²²⁾의 우선권, 분양 기회 제공 등은 정책 목표에 근접한 신혼부부 가구 중 출산에 이른 집단을 대상으로 차등적으로 이루어질 필요가 있다. 1인 가구에 해당 혜택을 부여하는 것은 가구 이행의 경로 유인(path incentive)이 이루어지지 않을 가능성이 높으며, 정책 과정에서 자원의 비효율적 배분으로 이어질 개연성이 존재하기 때문이다. 종합적으로, 청년 주거 정책의 방향성은 주거 안정성 제고와 함께 정책 우선순위 설정과 정책적 독려를 통한 유인이 반영되어야 할 것이다.

3. 연구의 한계

본 연구는 실증분석을 통하여 청년층의 주거 안정성을 통시적 측면에서 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 이중생산 모형을 적용하여, 그간 주거 관련 연구에서 드물게 활용된 동태적 특성을 살펴본다는 점에서 기존 연구와는 다른 차별성이 존재한다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점이 존재하는데, 먼저, 코호트 구성에 있어서 식별의 문제가 있다. 즉, 연도별 자료의 결합을 바탕으로 모형 설정을 진행한 데 따른 표본의

21) 주거복지에 대한 정책 설계 및 시행이 2016년~2020년 시점에 상대적으로 확대 및 수혜 폭이 증가하였을 수도 있어 결과 해석에 주의할 필요는 있다고 생각됨.

22) 청년원가주택 및 역세권 첫 집은 정부 차원에서 통합 브랜드를 추진 중(관계부처 합동, 2022년 10월 26일 자료).

식별 문제가 존재한다(Myers and Lee, 1996). 다만, 이는 활용 가능한 자료의 한계에 기인하고 있다고 할 수 있다. 또한, 모형을 더욱 입체적으로 구성하지 못한 한계점도 노정하고 있다. 가구구성 형태를 구분하여 연령, 주거 이동, 가구형태의 세 가지 측면(dimension)을 모두 고려하는 것이 이상적임에도 불구하고, 표본 수의 한계, 앞서 언급한 식별의 문제, 교차항 해석의 한계 등으로 이루어지지 못하였다. 그럼에도 불구하고, 본 연구의 결과는 향후 청년층을 대상으로 한 주거 정책 관련 기초자료로서의 의미가 다분하다. 이후에는 이주 지역을 구체화하여 다양한 후속연구가 진행, 지역 시장을 고려한 청년 주거 정책 연구가 지속적으로 추진되기를 기대한다.

ORCID

박종훈 <https://orcid.org/0009-0003-9220-1108>

최도형 <https://orcid.org/0000-0002-3202-4280>

참고문헌

- 고정희, 2019, 「서울시 세대별 1인가구의 주거특성 분석 및 정책제언」, 『부동산학연구』, 25(2):67-85.
- 국토교통부, 2008, 「주거실태조사」, 세종: 국토교통부.
- 국토교통부, 2012, 「주거실태조사」, 세종: 국토교통부.
- 국토교통부, 2016, 「주거실태조사」, 세종: 국토교통부.
- 국토교통부, 2020, 「주거실태조사」, 세종: 국토교통부.
- 김경환·손재영, 2015, 『부동산경제학』, 서울: 건국대학교출판부.
- 김리영·황은정, 2012, 「주택 점유형태 전환 특성 분석」, 서울: 주택산업연구원.
- 김비오, 2019, 「청년가구의 주거빈곤에 영향을 미치는 요인에 관한 연구」, 『보건사회연구』, 39(3): 408-436.
- 김성용·조주현, 2017, 「금융위기 이후 분가구의 주택점유형태 결정에 관한 연구」, 『부동산·도시연구』, 9(2):47-65.
- 김성우, 2022, 「코로나-19 팬데믹 이후 글로벌 주택시장 동향과 시사」, 『이슈브리프』, 1:1-8.
- 김재익, 2013, 「1인가구의 생애주기별 이질성과 공간적 분포특성」, 『주택연구』, 21(3):63-81.
- 김진우·김승희, 2019, 「다중회귀분석을 이용한 주택가격 변동국면별 가구특성이 소비지출에 미치는 영향」, 『주거환경』, 17(4):59-73.
- 김현태·남진, 2012, 「서울시 가구특성에 따른 생활권별 주택 점유형태 및 유형 선택에 관한 연구」, 『서울도시연구』, 13(2): 155-173.
- 노해철, 2022, LH 공공분양·분양전환 공공임대 중 30% 청약 미달, 10월 4일, 서울경제.
- 마강래·강은택, 2011, 「최초 주택구입 기간에 영향을 미치는 요인에 관한 연구」, 『국토계획』, 46(1):51-63.
- 마강래·권오규, 2013, 「주택자산의 세대 간 이동성에 관한 연구」, 『주택연구』, 21(2):169-188.
- 마이홈포털, 2023, Accessed November 1, 2023, <https://myhome.go.kr>
- 문광민, 2021, 고3 수험생 출자... 대학진학률 79.4% 최고, 1월 14일, 매일경제.
- 민성희·배인성, 2021, 「지역 간 인구이동 특성과 정책적 시사점」, 『국토정책 Brief』, 802:1-8.

20. 박미선, 2017, 「한국 주거불안계급의 특징과 양상: 1인 청년가구를 중심으로」, 『공간과 사회』, 27(4): 110-140.
21. 박미선 · 조운지, 2022, 「청년가구 구성별 주거 여건 변화와 정책 시사점」, WP 22-07, 세종: 국토연구원.
22. 박보림 · 김준형 · 최막중, 2013, 「1인 가구의 주택 점유형태: 연령 및 소득변인을 중심으로」, 『국토계획』, 48(1):149-163.
23. 박애리 · 심미승 · 박지현, 2017, 「청년세대의 주거 빈곤 진입과 주거 불안정성 인식에 관한 연구」, 『청소년복지연구』, 19(2):1-20.
24. 박종훈, 2019, 「주택의 사회-경제적 함의: 투기적 수요, 소유-점유 불일치, 주거격차」, 서울대학교 박사학위논문.
25. 박종훈 · 이성우, 2013, 「수도권에 거주하는 자가 가구주의 거주불일치 선택 요인」, 『서울도시연구』, 14(1):1-22.
26. 박종훈 · 이성우, 2016, 「주택의 투자가치와 시장 가치의 변화가 가구의 주택 점유형태 결정에 미치는 영향에 관한 연구: 아파트 유형을 중심으로」, 『국토연구』, 91:19-40.
27. 박종훈 · 이성우, 2017, 「신혼부부 가구는 왜 독립 적이지 못하는가?: 주거경제적 요인을 중심으로」, 『지역연구』, 33(3):31-47.
28. 박진호 · 김영순 · 양인선 · 조귀래, 2021, 「1인가구의 주거만족 영향요인에 관한 연구: 경남 인구 30만 이상 시지역을 중심으로」, 『주거환경』, 19(4): 245-259.
29. 박천규 · 이수옥 · 손경환, 2009, 「가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구」, 『국토연구』, 60: 171-187.
30. 박천규 · 이영, 2010, 「결혼 후 3년 이내 출산이 주택소비에 미치는 영향」, 『주택연구』, 18(1): 27-39.
31. 신영식 · 이현석, 2017, 「신혼부부의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인 분석」, 『부동산 · 도시연구』, 9(2):135-150.
32. 안용진 · 김주현, 2016, 「주택공급 우선순위에 따른 신혼가구 주택 구매의향 영향요인 차이 분석」, 『주거환경』, 14(3):119-131.
33. 윤성도 · 이성우, 2009, 「생산효과와 다중로짓 모형으로 분석한 구매행태별 시장점유율 예측」, 『유통연구』, 14(1):45-65.
34. 윤성현, 2011, 「주택경기 변동이 주택점유형태 선택에 미치는 영향」, 단국대학교 박사학위논문.
35. 이경애, 2017, 「대출계약이 청년가구의 주택 점유 형태 선택에 미치는 영향에 관한 연구」, 『부동산 · 도시연구』, 10(1):205-223.
36. 이성우 · 윤성도 · 박지영 · 민성희, 2005, 『로짓 · 프로빗모형 응용』, 서울: 박영사.
37. 이성우 · 조중구 · 류성호, 2002, 「이중생잔모형을 이용한 아시안 이민자들의 주거밀도 변화추이와 주거과밀 결정요인에 관한 연구」, 『한국인구학』, 25(2):163-192.
38. 이소영 · 이창무, 2019, 「부모의 경제력이 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 미치는 영향에 관한 연구」, 『부동산학연구』, 25(4):85-102.
39. 이인정 · 김미영, 2021, 「1인 가구 청년의 행복에 영향을 미치는 요인: 성차를 중심으로」, 『한국산학 기술학회논문집』, 22(7):51-60.
40. 이주형 · 임종현 · 이천기, 2009, 「가구특성에 따른 주택의 점유형태 및 유형 선택에 관한 연구」, 『국토계획』, 44(3):79-93.
41. 이창효 · 장성만, 2016, 「점유형태 선택과 주거환경 및 주거 의식의 관련성 분석: 수도권 신혼부부 가구를 대상으로」, 『지역연구』, 32(2):31-44.
42. 이현정 · 김모운, 2019, 「청년층 1인 가구의 사회 경제적 지위 및 주거수준 변화에 관한 종단적 연구」, 『한국주거학회논문집』, 30(4):55-64.

43. 이현정 · 김영주, 2018, 「주택점유형태에 따른 청년층 가구의 사회경제적 차이 및 주택자산효과 분석」, 『도시행정학보』, 31(2):73-95.
44. 이현정 · 임태균, 2022, 「청년층 1인 및 다인 가구의 사회경제적 차이와 거주실태 비교에 관한 종단적 분석」, 『도시행정학보』, 35(4):65-88.
45. 이현진 · 이용만, 2017, 「소득계층별 자가 거주 자산계약과 소득계약」, 『주택연구』, 25(3):133-165.
46. 이현호, 2022, 만 29세? 34세? 39세?...몇살까지 대한민국 '청년'인가, 7월 14일, 서울경제.
47. 장지영 · 정의철, 2019, 「대출계약이 신혼가구의 주택점유형태 결정에 미치는 영향 분석」, 『부동산 · 도시연구』, 12(1):89-112.
48. 정기성, 2021, 「OECD 국가들의 코로나19와 주거정책」, 『국제사회보장리뷰』, 17:5-14.
49. 정의철, 2005, 「모기지론이 주택점유형태 및 자가 주택수요에 미치는 효과 분석」, 『서울도시연구』, 6(2):1-20.
50. 정의충 · 정의철, 2022, 「패널자료를 이용한 밀레니얼 세대의 주택점유형태 결정요인 분석」, 『부동산 · 도시연구』, 15(1):49-68.
51. 조하은 · 김의준, 2018, 「서울시 청년 1인 가구 주거 문제 분석: 주거소비 면적 감소 현상을 중심으로」, 『지역연구』, 34(1):49-59.
52. 최유미 · 남진, 2008, 「서울시 가구특성별 주거 선택 요인에 관한 연구」, 『국토계획』, 43(3):195-210.
53. 통계청, 2021, 「사업체노동력조사」, Accessed November 1, 2023, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=118&tblId=DT_118N_MO N049&conn_path=I2
54. 통계청, 2023, 「지역경제상황판」, Accessed November 1, 2023, <https://kosis.kr/regionState/statePrice Custom.do>
55. 하성규, 2006, 『주택정책론』, 서울: 박영사.
56. 홍인옥 · 남기철 · 남원석 · 서종균 · 김혜승 · 김수현, 2012, 『주거복지의 새로운 패러다임』, 서울: 사회평론.
57. KB통계 자료실, 2020, “2020년 12월 기준 월간 통계표,” Accessed November 1, 2023, <https://kbland.kr/pages/kbStatistics.html>
58. KB통계 자료실, 2023, Accessed November 1, 2023, <https://kbland.kr/pages/kbStatistics.html>
59. Acolin, A., 2022, “Owning vs. renting: The benefits of residential stability?,” *Housing Studies*, 37(4):644-667.
60. Aarland, K. and C. K. Reid, 2019, “Homeownership and residential stability: Does tenure really make a difference?,” *International Journal of Housing Policy*, 19(2):165-191.
61. Bleemer, Z., M. Brown, D. H. Lee, and W. Klaauw, 2014, “Debt, jobs, or housing: What’s keeping millennials at home?” FRB of New York Staff Report, No. 700.
62. Boehm, T. P., 1981, “Tenure choice and expected mobility: A synthesis,” *Journal of Urban Economics*, 10(3):375-389.
63. Clair, A., E. Baker, and M. Kumari, 2023, “Are housing circumstances associated with faster epigenetic ageing?,” Accessed November 1, 2023, <https://jech.bmj.com/content/jech/early/2023/08/17/jech-2023-220523.full.pdf>
64. Clark, W. A. V. and F. M. Dieleman, 1996, *Households and Housing: Choice and Outcomes in the Housing Market*, New Brunswick, NJ: Center for Urban Policy Research.
65. Clark, W. A. V., M. C. Deurloo, and F. M. Dieleman, 2003, “Housing careers in the United States, 1968-93: Modelling the sequencing of housing states,” *Urban Studies*, 40(1):143-160.

66. Fisher, J. D. M. and M. Gervais, 2011, "Why has home ownership fallen among the young?" *International Economic Review*, 52(3):883–912.
67. Green, R. K. and M. J. White, 1997, "Measuring the benefits of homeownership: Effects on children," *Journal of Urban Economics*, 41(3): 441–461.
68. Jaccard, J., 2001, *Interaction Effects in Logistics Regression*, Thousand Oaks, CA: Sage.
69. Korea Development Institute [KDI], 2023, Accessed November 1, 2023, <https://epts.kdi.re.kr>
70. Korea Land and Housing Corporation [LH], 2023, Accessed November 1, 2023, <https://lh.or.kr>
71. Lee, S. W. and D. Myers, 2003, "Local housing-market effects on tenure choice," *Journal of Housing and the Built Environment*, 18:129–157.
72. Lee, S. W., D. Myers, and H. S. Park, 2000, "An econometric model of homeownership: Single-family and multi-family housing option," *Environment and Planning A*, 32(11):1959–1976.
73. Liao, F. T., 1994, "Interpreting probability models: Logit, probit and other generalized linear models," In *Quantitative Applications in the Social Sciences*, London: Sage Publications.
74. Maddala, G. S., 1983, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
75. Myers, D. and H. Lee, 2016, "Cohort momentum and future homeownership," *Cityspace*, 18(1): 131–144.
76. Myers D. and J. R. Wolch, 1995, "The Polarization of Housing Status," In: R. Farley, editor, *State of the Union: America in the 1990s*, New York, NY: Russell Sage Foundation, 269–334.
77. Myers, D. and S. W. Lee, 1996, "Immigration cohorts and residential overcrowding in southern California," *Demography*, 33(1):51–65.
78. Rohe, W. M. and M. A. Stegman, 1994, "The effects of homeownership: On the self-esteem, perceived control and life satisfaction of low-income people," *Journal of the American Planning Association*, 60(2):173–184.
79. Shin, J. and H. J. Yang, 2022, "Does residential stability lead to civic participation?: The mediating role of place attachment," *Cities*, 126:103700.

논문 접수일: 2023년 9월 17일

심사(수정)일: 2023년 11월 1일

게재 확정일: 2023년 11월 17일

국문초록

본 연구는 청년층의 주거 안정성을 자가 소유 지표 변화를 연령과 주거 이동요인을 고려하여 살펴보고 실효성을 담보한 정책을 제안하는 데 목적이 있다. 본 연구는 통계청에서 제공하는 주거실태조사 자료를 활용하였다. 분석 시점은 2008년, 2012년, 2016년, 2020년이며, 수도권과 비수도권으로 주택 시장을 구분하였다. 본 연구는 이중생잔 모형과 이항 로지스틱 모형을 결합하여 활용하였다. 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 지역별로 다소 차별적이지만 전반적으로 청년층 자가 소유 여건이 우호적이지 않은 것을 확인하였다. 둘째, 주거 이동을 선택한 가구는 주거 비 이동 가구에 대비하여 자가 소유 확률이 낮은 것으로 나타났다. 다만 예외적으로 2016년~2020년 비수도권 분석 결과에서는 주거 비 이동 가구에 대비하여 주거 이동 가구의 자가 소유 확률이 높은 것으로 분석되었다. 셋째, 시도 간 주거 이동을 선택한 청년 가구는 연령 증가에 따라 자가 소유 확률이 상승하는 것으로 나타나, 주택 시장 진입 후에는 주거 안정성 확보가 가능함을 확인하였다. 넷째, 소득 분위에 따라 수도권은 유사한 자가 소유 확률의 변화 형태를 보인 반면, 비수도권은 시장 여건에 따라 차별적으로 나타났다. 분석결과를 토대로 청년 주거 정책 제안 및 향후 정책 방향성에 대해서 제시하였다.

주제어 : 청년 가구, 주택 점유형태, 주거 안정성, 주택 시장, 이중생잔모형