pISSN : 2465-9754 eISSN : 2508-1292 https://doi.org/10.30902/jrea.2025.11.2.63

Journal of Real Estate Analysis

http://www.ejrea.org *July 2025, Vol.11, No.2, pp. 63~79*

주택 소유와 거주의 불일치에 관한 연구*

An Empirical Study on the Mismatch Between Homeownership and Residential Occupancy

심승규** · 박건현*** · 홍지훈****
Seung-Gyu Sim · Gun-Hyun Park · Gi-Hoon Hong

Abstract

This study empirically analyzes the characteristics of households that own a home but reside in a property owned by others. More specifically, we employ a multinomial logit model to distinguish between three types of households: non-home-owning renters, homeowners who rent their primary residence (non-occupying owners), and owner-occupiers. The estimation results from the 2022 Korean Housing Survey reveal that high-income households in their 30s and 40s, residing in metropolitan areas, and raising young preschool-aged children are most likely to choose the non-occupying ownership form. This finding suggests that such households, whose housing preferences and budget constraints remain flexible, are making forward-looking decisions that anticipate future changes in housing needs, such as increased space requirements as children grow.

Keywords: Life-cycle preferences for dwelling environment, Discrepancy between ownership and occupation pattern, House-owned renters, Multivariate logit regression

* 이 과제는 부산대학교 기본연구지원사업(2년)에 의하여 연구되었음.

** 아오야마 가쿠인 대학교 국제정치경제학부 교수(주저자) | Professor, Department of International Economics, Aoyama Gakuin University | First Author | ssg556@gmail.com |

*** 부산대학교 경제학과 석사과정 | Master's Student, Department of Economics, Pusan National University | gunhyun3444@pusan.ac.kr |

**** 부산대학교 경제학과 교수(교신저자)| Professor, Department of Economics, Pusan National University | Corresponding Author | gh9x@pusan.ac.kr |

© Copyright 2025 Korea Real Estate Board. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Ⅰ. 서론

'주택 소유와 거주의 불일치'는 주택을 소유한 가구가 소유한 주택에 거주하지 않고, 다른 주택에 임차 혹은 기타 형태로 거주하는 상태를 의미한다. 기존 연구에 따르면 전체 가구 중 이처럼 주택의 소유와 거주의 불일치 상태에 속한 가구의 비중이 수도권 등 주거 수요가 높은 일부 지역에서는 10%를 상회하는 것으로 나타난다.[1] 선행연구에서는 이와 같은 소유-거주 불일치 현상을 주택이 가진 이중적 속성에 주목하여 설명해 왔다. 즉, 주택은 소비의 수단임과 동시에 투자 대상이라는 자산적 특성을 지니고 있기 때문에, 소비적 수요와 투자적 수요가 일치하지 않을 경우 소유와 거주가 분리되는 현상이 발생할 수 있다는 것이다(Ioannides and Rosenthal, 1994). 이러한 관점은 정적 모형(static model)에 기반하여 유주택 차가를 시세 차익을 염두에 둔 투자적 동기의 발현으로 인식한다.

그러나 이처럼 투자적 동기의 관점에서 소유-거주 불일치 현상을 설명하는 기존 연구들은 생애주기에 따라 변화하는 주거 선호와 예산 제약 조건을 충분히 반영하지 못한다는 한계가 존재한다. 가구는 생애주기 전환기에 따라 자녀의 출산과 성장, 독립 등의 계기를 경험하며, 이 과정에서 필요한 주거 면적, 입지, 환경 등의 선호가 실질적으로 변화한다. 동시에 소득은 대체로 연령 증가에 따라 상승하다가 중장년기 이후 하락하는 경향을 보이기 때문에, 주거에 대한 접근 가능성 역시 변화하게 된다. 이러한 변화 속에서 주택 매매에 수반되는 높은 거래비용과 시장 불확실성을 고려할 때, 소유 주택과 거주 주택을 일치시키기보다 유연한 전략을 통해 거주지를 선택하는 행태는 충분히 합리적일 수 있다. 본 연구는 이러한 행태가 단지 투자 목적의 결과만이 아니라, 생애주기별 선호 체계와 예산 제약의 변화에 따른 전략적 주거 선택일 가능성을 실증적으로 검증하고자 한다.

이와 같은 문제의식에서 출발하여 본 연구는 유주택 차가로 거주 중인 가구들의 특성을 실증적으로 규명하기 위하여 다항로지스틱 회귀분석을 시행한다. 이를 위해 종속변수로는 주택 점유 형태에 따라 다른 값을 갖는 범주형 변수를 활용하며 항상소득 및 기타 관측 가능한 가구 수준의 특성을 설명변수로 포함한다.

본 논문은 다음과 같은 순서로 진행된다. 제2장은 선행연구를 살펴보고, 제3장은 '주거실태조사 2022' 자료를 소개하고, 본 연구를 위해 그것으로부터 추출된 표본의 기초통계량을 제시한다. 제4장에서는 실증분석 모형을 소개하고, 추정 결과를 보고한다. 제5장은 본 연구의 함의와 한계점을 논의하며 마무리한다.

Ⅱ. 선행연구

주택의 점유 형태에 관한 의사 결정을 각 가구의 사회경제학적 속성과 연결하여 분석한 국내 연구는 상당히 축적되어 있다. 이채성(2007)은 가

1) 김형근(2019)에 따르면 2015년 인구주택총조사 기준 유주택 임차가구의 비중이 전국적으로 5% 수준인 반면 서울 및 경기 일부 지역에서는 10%~15%에 이르는 것으로 확인된다([표 4], p.40).

 https://doi.org/10.30902/jrea.2025.11.2.63

구의 소득 및 가구원 수가 증가할수록 차가보다는 자가를 선택할 확률이 증가함을 실증적으로 보였고, 이채성(2009)은 한국노동패널 8차 연도 조사 자료를 활용하여 주택 점유 결정 요인을 추정한 결과, 경상소득을 이용한 추정 방법이 항상소득을 이용한 추정 방법보다 설명력이 더 높음을 보였다. 김주원 · 정의철(2011)과 박천규 외(2009)는 항상소득이 주택 점유 형태에 미치는 영향이 가구주의 연령에 따라 달라짐을 보였다. 이후 김주영 · 유승동(2013)은 먼저 거주 주택의 점유 형태를 먼저 결정하고, 단독, 아파트, 연립 · 다세대 등의 주택유형을 결정하는 중첩로짓 모형을 활용하여, 가구 특성에 따른 거주 주택의 유형과 점유 형태를 분석하였다. 심승규 · 지인엽(2021)은 주거실태조사 자료를 활용하여 주거 유형과 관련된 선택이 생애주기에 따라 가변적임을 확인하였다.

이러한 연구 이외에도 많은 연구들이 소득과 자가 거주 확률이 함께 증가한다는 사실을 확인한 반면, 소득이 증가함에 따라 자가 거주 확률이 감소함을 보인 연구들도 있다. 이준민 외(2022)는 주거실태조사 2020 자료를 토대로 가구의 순자산, 성인 가구원 수 및 기타 다른 사회경제학적 가구 특성으로 설명되지 않는 추가적인 소득이 자가 거주 확률을 유의미하게 감소시킨다는 점을 발견하였고, 이를 발전시켜 정예은 외(2022)는 추가적인 소득이 7대 광역시에서는 자가 거주 확률을 유의미하게 감소시키는 반면, 그 이외의 지역에서는 자가 거주 확률을 증가시킨다는 사실을 확인하였다. 이는 Bourassa(1995)에서 오스트레일리아의 자료를 토대로 보인 시드니와 멜버른의 경우 소득이 높은 가구일수록 시내 중심부에 차가로 거주하는 경향이 증가한다는 사실과 일관된다.

그러나 이러한 주택 점유 형태에 관한 선행 연구들과 차별화해서 타지에 주택을 소유하고 있음에도 타인 소유의 주택에 거주하는 유주택 차가 가구들에 대한 연구는 의외로 많지 않다. 국내 자료를 토대로 한 연구로서는 처음으로 강은택 · 마강래(2009)가 2005년 인구주택총조사 자료를 토대로 유주택 차가 가구들이 자가 거주 가구들에 비하여 가구주의 학력이 높고 가구주가 고소득 직종에 종사한다는 특성을 밝혔다. 이러한 결과를 토대로 강은택 · 마강래(2009)는 직업 및 교통수단 등의 영향으로 주택을 보유한 채, 차가에 거주중인 것으로 추론하였다.

이후 최막중 · 강민욱(2012)은 강은택 · 마강래(2009)를 더욱 발전시켜 주거이동 가구 중 1주택 자가 가구에서 1주택 임차 가구로 전환된 가구를 '비매각 불일치가구'로, 주거 이동 여부와 관계없이 무주택 차가에서 유주택 차가로 전환된 가구를 '비입주 불일치가구' 정의하고, 한국노동패널조사 자료에 기초하여 '비매각 불일치가구'의 특성을 분석하였다.[2] 특히 최막중 · 강민욱(2012)에서는 가구주 학력이 높을수록, 가구소득이 증가할수록 비매각 불일치가구가 될 확률이 높아진다는 점에 더하여 이주 후 주택의 매매가격 이주 전 주택의 매매가격보다 높아질수록 비매각 불일치

2) 최막중 · 강민욱(2012)은 한국노동패널자료를 이용하여 가구 특성 이외에 이주 전후 주택의 특성까지 비교 연구하였다. 그러나 이러한 방식으로 구성된 표본 안에 총 관측치가 181가구, 정작 '비매각 불일치가구'가 38가구에 불과해서 심층 분석에는 한계가 있었다.

가구가 될 확률이 증가함을 보였다.

앞선 강은택 · 마강래(2009)와 최막중 · 강민욱(2012)에서는 직장이나 주변 환경 변화 등을 유주택 차가 가구가 되는 계기로 인식하였지만, 본 연구는 가구원들의 생애주기에 따른 거주 주택에 대한 선호 체계와 예산 제약의 변화라는 관점에서 유주택 차가 가구의 특성을 분석함을 목적으로 한다. 특히 최막중 · 강민욱(2012) 등 기존 선행연구에서 자료의 한계로 인하여 주택 소유와 거주의 불일치의 두 가지 유형에 대한 포괄적인 분석이 미흡한 측면이 존재하였다. 이에 본 고는 '비매각 불일치가구'뿐 아니라 '비입주 불일치가구'까지 포괄함으로써 기존 연구의 한계를 보완하였으며, 보다 풍부한 관측치를 토대로 가구주 연령 등에 관한 심화된 분석을 실시하였다는 점에서 기존 연구와 차별화된다.

Ⅲ. 자료 설명

본 논문의 분석은 '주거실태조사 2022' 자료에 기반한다.[3] 국토연구원이 작성하는 주거실태조사는 전국 약 5만 가구를 대상으로 매년 실시되며, 주택 점유형태, 주거비 부담, 이사 경험 및 주거환경 만족도 등 주거 관련 항목을 상세히 포함하고 있어, 가구의 속성과 거주 선택 간 관계를 분석하고자 하는 본 연구에 적합하다. 2022년에 실시된 설문조사를 바탕으로 작성된 '주거실태조사 2022' 자료는 17개 시, 도를 포함한 전국에 거주하는 가구를 대상으로 하며 전체 표본 수는 51,325가구이다.

본 연구에서는 각 가구별 소득, 자산, 그리고 부채 정보를 이용하여 항상소득을 추정하여 소득변수로 활용한다. 그러나 소득, 자산, 그리고 부채에 관한 정보는 전형적으로 결측치(missing value)가 많이 발생하는 변수들이다. 또한 항상소득을 추정하기 위한 로그변환 과정에서 경상소득과 순자산이 0보다 작거나 같은 경우 샘플에서 누락되기 때문에 각별한 주의가 필요하다. 〈표 1〉은 '주거실태조사 2022'에서 관찰되는 경상소득, 가구 총자산, 가구 총부채, 그리고 가구 순자산(=총자산-총부채)을 요약한 것이다.

가구 경상소득에 대하여 50,482가구가 응답하였고, 이들의 월평균 소득은 331만 원 수준이며, 보고된 최고 월소득은 5,200만 원이다. 가구 총자산에 대하여는 48,311가구가 응답하였으며, 이들의 평균 총자산은 37,100만 원 수준이고, 보고된 최고치는 94.5억 원이다. 가구 총부채의 경우는 이전 설문 문항에서 단지 14,477가구만 부채를 갖고 있다고 응답하였으며, 이들 가구만의 평균 부채액은 1.1억 원 수준이고, 표본 내 최고치는 3.4억 원이다. 그러나, 가구 총부채액이 0원인 가구까지 포함하면, 응답 가구수는 〈표 1〉에서와 같이 50,755가구이며, 이들의 평균 부채액은 3,200만 원 수준이다. 이를 토대로 가구 순자산(총자산-총부채)을 계산하면, 48,050가구의

3) 주택시장 관련 연구에 유용하게 활용되는 기타 통계로서 먼저 통계청이 주관하는 인구주택총조사는 국가 전체 인구 및 주택의 총량적 규모를 파악하는 데는 유용하지만, 5년 주기로 실시되며 개별 가구의 주거비 부담이나 주거 선택 동기 등 심층 주거정보는 포함하지 않는다. 한국노동연구원의 노동패널조사의 경우 동일 가구를 장기간 추적할 수 있는 패널 구조의 장점이 있으나, 주로 고용 · 소득 변화에 초점이 맞추어져 있고, 주거 관련 항목 및 표본 가구 수가 제한적이다.

〈표 1〉 가구 소득과 순자산

	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
경상소득(천 원)	50,482	3,309.34	2,347.24	0	52,000
가구 총자산(천 원)	48,311	371,431.6	491,912.7	0	9,450,000
가구 총부채(천 원)	50,755	32,512.46	90,588.83	0	3,400,000
가구 순자산(천 원)	48,050	338,108.7	464,385.3	-880,000	9,450,000

순자산이 파악되며, 평균적인 가구 순자산은 3억 4천만 원 수준으로 추정된다.

주거실태조사 2020을 활용하여 주택 점유 형태에 대한 부채효과를 추정한 심승규(2022)는 가구 총부채를 로그변환하는 과정에서 부채가 없다고 답한 35,764가구가 누락되어 관측치가 11,889가구로 제한되는 문제점을 발견하였다.[4] 마찬가지로 본 연구에서는 경상소득과 순자산을 로그변환하는 과정에서 경상소득이나 순자산이 0원 이하인 가구들은 결측치로 처리된다. 그러나 이러한 가구들은 주택 점유 형태를 결정함에 있어 가구 특성이 민감하게 반영되지 못했을 것이기 때문에, 해당 가구는 결측치로 처리하는 것이 오히려 더 적합할 것으로 예상된다. 아울러 경상소득과 가구 순자산이 0원 이하인 가구를 결측치 처리하더라도 46,430가구가 남게 되어, 이들을 대상으로 구성된 표본의 대표성에도 문제가 없을 것으로 판단된다. 마지막으로 핵심 종속변수인 주거 유형의 경우 주거실태조사 자료에서 무주택 가구, 유주택 차가 가구, 1주택 자가 가구 표본을 추출하여 활용한다. 특히 시세 차익을 목적으로 주택을 거래 · 보유하는 가구들을 배제하기 위하여 다주택을 보유한 것으로 확인되는 가구는 표본에서 제외한다.[5] 이렇게 구성된 표본에서 유주택 차가 가구는 주택 점유 형태로 구분할 경우 임차 가구에 속하지만, 소유 주택 여부로 구분할 경우는 유주택 가구에 속한다.

〈표 2〉는 이렇게 구성된 표본에서 주요 변수들의 기초통계량을 요약하여 제시한다.

본 연구의 대상이 된 46,430 표본 가구 중, 약 67%에 해당하는 가구가 적어도 하나 이상의 주택을 소유하고 있는 가구이고, 약 63%에 해당하는 가구는 자신이 소유한 주택에 거주하고 있다. 좀 더 구체적으로 살펴보면, 46,430 표본 가구 중

4) 이러한 문제점으로 인하여 심승규(2022)는 가구 총부채를 로그변환하여 활용하는 방식을 취하되, 로그변환 과정을 생략한 채 진행된 분석 결과가 질적으로 크게 다르지 않음을 보였다.

5) 주거실태조사 2022에서는 현재 거주 중인 주택의 점유 형태를 묻는 질문이 있고, 또한 현재 거주 중인 주택 이외에 현재 가구원이 소유 중인 다른 주택이 있는지 묻는다. 이에 대한 응답을 조합하면, 다른 소유 주택이 없이 현재 차가에 거주하는 가구(무주택 차가 가구), 다른 소유 주택이 없이 현재 자가에 거주하는 가구(1주택 자가 가구), 다른 소유 주택이 있지만, 현재 차가에 거주하는 가구(유주택 차가 가구), 다른 소유 주택도 있고, 현재 자가에 거주하는 가구(다주택 자가 가구)의 구분이 가능하다. 장기적 주거 안정 목적보다는, 시세 차익 등의 투자 목적이 더 클 것으로 판단되는 다주택 자가 가구는 표본에서 제외한다. 다만, 유주택 차가 가구의 경우 소유 중인 주택의 정확한 숫자가 파악되지 않는다. 그러나 실제 우리나라의 전체 가구에서 다주택을 소유한 가구의 비중이 극히 작다는 점, 그리고 더 나아가 그러한 다주택을 소유한 상태에서 차가로 거주할 확률은 더더욱 낮다는 점을 감안하면, 그로 인한 편의(bias)는 크지 않을 것으로 예상된다.

〈표 2〉 표본 내 주요 변수들의 기초통계량

	관측치	평균	표준편차	최소값	최대값
경상소득(천 원)	46,430	3,344.163	2,323.86	50	52,000
가구 순자산(천 원)	46,430	347,223.5	465,608.1	100	9,450,000
유주택 가구 더미	46,430	0.668	0.471	0	1
자가 가구 더미	46,430	0.628	0.483	0	1
유주택 차가 가구 더미	46,430	0.040	0.196	0	1
광역시 거주 가구 더미	46,430	0.455	0.498	0	1
1인 가구 더미	46,430	0.277	0.447	0	1
가구주 연령	46,430	59.808	16.364	18	101
가구주 학력	46,430	2.922	1.104	1	5
여성 가구주 더미	46,430	0.245	0.430	0	1
가구원 수	46,430	2.324	1.157	1	10
7세 이하 어린이 수	46,430	0.105	0.381	0	4

15,398가구가 소유 주택 없이 차가에 거주하고 있고(무주택 차가), 1,856가구는 소유 주택이 있으나 차가에 거주하고 있으며(유주택 차가), 26,013가구는 다른 소유 주택 없이 자신이 소유한 주택에 자가 거주 중(1주택 자가)이다. 그 외 3,163가구는 현재 자가에 거주 중인 다주택 가구로서, 주택 매매 및 보유 동기가 상이할 것으로 판단되어 향후 다항로짓 분석에서는 제외한다.

전체 표본 가구 중 약 4%에 해당하는 가구는 주택을 소유하고 있음에도, 타인의 주택에 거주 중임을 알 수 있다. 이는 한국노동패널조사 표본자료에 기초하여 Kim et al.(2009)이 추정한 수치 및 2005년 인구주택총조사를 기반으로 강은택 · 마강래(2009)가 추정한 수치와 비슷하다.[6] 연구대상이 되는 표본 가구들 중 45.5%에 해당하는 가구들은 7대 광역시에 거주하고 있다. 또한, 표본 가구들 중에서 대략 28%는 1인 가구이며, 이들은 주택 소유 및 점유 형태가 확연히 다를 것이기 때문에 향후 다항로짓 분석과정에서 제외한다.[7]

〈표 2〉에서 알 수 있듯이, 표본 가구들의 평균적인 가구주 연령은 약 60세 정도이며, 평균적인 가구주 최종 학력은 고등학교 졸업(가구주 학력=3)에 가깝다. 또한 표본 가구들 중 24.5%의 가구들은 가구주가 여성이다. 평균적인 가구원 수는 2.3명이며, 가구내 7세 이하 어린이 수는 평균 0.1명이다.

마지막으로 〈표 2〉의 기초통계량을 유주택 차가 가구에 국한하여 다시 산출한 결과를 언급하며

6) 다만, 강은택 · 마강래(2009)에 따르면, 표본집단을 수도권 가구로 한정할 경우 전체 가구 대비 유주택 차가 비율은 9.9%, 서울 거주 가구로 한정할 경우 11.4%로 증가한다.

7) 전 연령층 가구를 대상으로 한 다항로짓 분석 결과인 〈표 4〉를 보면, 관측치가 30,717가구에 불과하다. 이는 46,430가구에서 다주택 가구로 확인된 가구와 1인 가구라 응답한 가구를 제외한 수치이다.

본 장을 마치고자 한다. 전체 표본 가구들과 비교하여, 유주택 차가 가구들은 평균적으로 소득(455.69)이 높고, 순자산 보유량(65,140.76)이 많았으며, 학력(3.47)이 높고, 연령(55.58)이 낮았다. 더 나아가 평균적인 가구원 수(2.47)가 많았고, 미취학 아이 수(0.17)도 많았음을 밝힌다. 다만 이러한 집단간 기초통계량 비교는 분포에 관한 정보 없이 단순 평균치 비교에 불과하기 때문에, 이를 토대로 무엇인가 함의를 도출하기보다는 다음 장의 좀 더 자세한 분석으로 넘어가고자 한다.

Ⅳ. 실증분석 모형 및 분석결과

1. 실증분석 모형

전통적으로 주택의 점유 형태를 분석하는 경우 경상소득을 직접 사용하기보다는 그것으로부터 항상소득을 추출하여 소득 변수로 활용하였다. 본 연구에서도 먼저 (식 1)을 통해 각 가구별 항상소득을 추정하여 이후 분석에서 소득 변수로 활용한다.[8] 각 가구의 항상소득은 가구의 순자산(=자산총액-부채총액), 성인 가구원 수, 가구주 연령, 가구주 학력 및 성별과 7대 광역시 거주 여부 등에 의하여 결정된다.

$$\begin{aligned}\ln I_i = {} & \alpha_0 + \alpha_1 A_i + \alpha_2 nA_i + \alpha_3 age_i \\ & + \alpha_4 age_i^2 + \alpha_5 E_i + \alpha_6 C_i \\ & + \alpha_7 female_i + \alpha_8 CF_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad \text{(식 1)}$$

(식 1)에서 I_i는 가구 i의 경상소득을, A_i는 가구 i의 순자산을, nA_i는 가구 i의 성인 가구원 수를, age_i는 가구 i의 가구주 연령을, 그리고 E_i는 가구 i의 가구주 학력을 의미한다. 이에 더하여 C_i는 가구 i가 7대 광역시에 거주하는지에 여부에 관한 더미변수이고, $female_i$는 가구 i의 가구주가 여성인지에 관한 더미변수이다. 마지막으로 CF_i는 C_i와 $female_i$의 교차항을 의미한다. 이는 〈표 3〉의 추정 결과와 함께 좀 더 자세히 설명하고자 한다. 끝으로 (식 1)을 적용하여 회귀 계수를 추정한 후, (식 2)와 같이 각 가구의 항상소득($\hat{I}_i$)을 구한다.

$$\begin{aligned}\ln \hat{I}_i = {} & \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 A_i + \hat{\alpha}_2 nA_i + \hat{\alpha}_3 age_i \\ & + \hat{\alpha}_4 age_i^2 + \hat{\alpha}_5 E_i + \hat{\alpha}_6 C_i \\ & + \hat{\alpha}_7 female_i + \hat{\alpha}_8 CF_i \end{aligned} \quad \text{(식 2)}$$

두번째 단계에서는 앞서 구한 항상소득을 이용하여 연령별 자가 가구와 차가 가구의 특성을 구분한다.

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{\Pr(y_i = j)}{\Pr(y_0 = 0)}\right) = {} & \gamma_1 \ln \hat{I}_i + \gamma_2 nU7_i \\ & + \gamma_3 nf_i + \gamma_4 ED_i \\ & + \gamma_5 C_i + \gamma_6 female_i \\ & + \mu_i \end{aligned} \quad \text{(식 3)}$$

(식 3)의 우변은 항상소득 추정치와 다른 가구 특성을 반영하는 독립변수들로 구성된다. 우변의 $nU7_i$는 가구내 7세 이하 아동의 수를 의미하고,[9] nf_i는 가구내 동거가족 수를 의미하며, ED_i는 가구주 학력이 대졸 이상인지를 의미하는 더미변수이

8) 항상소득을 추정하기 위한 (식 1)은 박수진 외(2020), 심승규(2022) 등에서 차용한다.

9) 가구원의 구성 및 생애 단계에 따라서 주거 면적 등 거주 여건에 관련한 가구의 선호가 변화할 가능성을 허용하기 위하여 가구원

〈표 3〉 주택 소유와 점유 형태에 대한 다항로짓 분석 결과(전체 표본)

Panel A: 다항로짓 모형 계수 추정치			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	2.048*** (0.051)	3.325*** (0.113)	
7세 이하 어린이 수	0.079** (0.036)	0.524*** (0.070)	
동거 가족수	−0.104*** (0.020)	−0.488*** (0.044)	
광역시 더미	−0.442*** (0.029)	−0.204*** (0.060)	
대졸자 더미	−0.154*** (0.041)	0.241*** (0.083)	
여성 가구주 더미	−0.302*** (0.045)	0.244** (0.107)	
30대 더미	0.421*** (0.162)	0.618 (0.518)	
40대 더미	1.329*** (0.160)	1.835*** (0.513)	
50대 더미	1.677*** (0.161)	1.861*** (0.514)	
60대 이상 더미	3.797*** (0.161)	3.899*** (0.513)	
관측치	30,717		
R^2	0.14		
Panel B: 한계효과 분석			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	0.266*** (0.008)	0.074*** (0.005)	−0.340*** (0.007)
7세 이하 어린이 수	−0.002 (0.006)	0.019*** (0.003)	−0.017*** (0.006)
동거 가족수	−0.003 (0.003)	−0.017*** (0.002)	0.021*** (0.003)
광역시 더미	−0.074*** (0.005)	0.006** (0.002)	0.068*** (0.005)

중 7세 미만 어린이의 수를 통제변수로 활용하였다. 예를 들어 어린 영유아를 양육하는 가구는 그다지 넓은 주거 공간을 필요로 하지 않지만, 아이가 성장함에 따라 점차 더 넓은 주거 공간을 필요로 하고, 대략 초등학교를 졸업할 무렵부터는 성인과 비슷한 주거 면적을 필요로 하게 된다. 그리고 성장한 자녀가 독립하면, 필요 주거 면적은 다시금 줄어든다.

 https://doi.org/10.30902/jrea.2025.11.2.63

〈표 3〉 Continued

Panel B: 한계효과 분석			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
대졸자 더미	−0.036*** (0.007)	0.015*** (0.003)	0.021*** (0.006)
여성 가구주 더미	−0.063*** (0.008)	0.020*** (0.004)	0.043*** (0.007)
30대 더미	0.057* (0.032)	0.012 (0.022)	−0.069*** (0.025)
40대 더미	0.183*** (0.032)	0.035 (0.022)	−0.217*** (0.025)
50대 더미	0.245*** (0.032)	0.025 (0.022)	−0.270*** (0.025)
60대 이상 더미	0.564*** (0.031)	0.043** (0.021)	−0.607*** (0.024)

주 : 1) * p〈0.10, ** p〈0.05, *** p〈0.01.
2) 괄호 안은 표준오차임.

다. (식 3)의 설명변수들은 강은택 · 마강래(2009)와 최막중 · 강민욱(2012)의 모형을 참조하여 주거실태조사 2022에서 관찰 가능한 것들을 취사선택하였다. 좌변의 종속변수를 생성할 때는 기준범주($y_i = 0$)를 소유 주택 없이 차가로 거주하고 있는 가구로, 첫 번째 범주($y_i = 1$)를 별도의 소유 주택이 있으나 차가로 거주하는 가구로, 두 번째 범주($y_i = 2$)를 별도의 소유 주택 없이 현재 자가로 거주하는 가구로 지정하였다. 유주택 차가 가구의 특성에 집중하기 위하여, 별도의 소유 주택도 있고 현재도 자가로 거주 중인 다주택 가구의 경우, 무주택 혹은 1주택 소유 가구와는 주택에 대한 소유와 점유 의사 결정이 다를 것이기 때문에, 본 연구에서는 제외하기로 한다.

2. 분석결과

〈표 3〉은 (식 2)와 (식 3)의 모형을 활활용하여 무주택 가구, 유주택 차가 가구, 자가 거주 가구의 특성을 추정한 결과를 담고 있다.[10] Panel A는 계수 추정치를, Panel B는 각 독립변수별 한계효과를 보고한다. 첫 번째 열이 마지막 범주였던 자가 거주 가구 집단이고, 그 다음이 유주택 차가 거주 집단, 그리고 마지막이 기준 범주인 무주택 가구 집단이다. 기준 범주이기 때문에 무주택 가구 집단의 계수는 추정되지 않는다.

다항로짓 분석에서 각 독립변수별 한계효과는 세 범주들의 합으로서 항상 0이 되기 때문에 해석을 용이하게 해 준다. 따라서 이후 서술에서는 한계효과를 중심으로 결과를 해석하고자 한다. 〈표

10) (식 2)를 활용하여 항상소득을 추정한 결과는 지면의 절약을 위하여 생략한다.

3〉의 Panel B에서 항상소득이 △단위 더 많은 가구 집단은 무주택 차가를 선택한 확률이 0.340△단위 낮아지지만, 동시에 자가 거주를 선택한 확률은 0.266△단위, 유주택 차가를 선택한 가구 확률은 0.074△단위만큼 증가한다.[11] 즉, 항상소득이 높은 가구일수록 무주택 차가를 선택했을 가능성이 낮고, 대신 자가 거주 혹은 유주택 차가를 선택했을 가능성은 그만큼 높다. 다만 항상소득이 높은 가구 집단일수록 유주택 자가 확률의 증가분(0.266)이 유주택 차가 확률 증가분(0.074)보다 네 배 가량 높다.

가구 내 7세 이하 어린이 수가 1명 더 많은 가구 집단은, 무주택 차가 가구 확률이 0.017만큼 감소하는 반면, 유주택 차가 확률이 0.019가량 증가한다. 개별 가구 입장에서 볼 때, 현재 7세 이하 어린이를 양육하고 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비하여 무주택 차가를 선택할 확률이 낮은 반면 유주택 차가 거주를 선택할 확률이 비슷하게 높음을 알 수 있다. 이는 전체 표본을 대상으로 얻어진 결과이며, 연령별 표본에서는 통계적 유의성을 상실하거나 혹은 계수 추정치의 부호가 바뀌는 경우도 있다. 특히 30대, 40대 가구주 표본을 토대로 한 분석에서는 전체 표본에서의 결과와 상이한 추정치가 도출된다.

또한 동거가족 수의 증감으로 인한 한계효과는 무주택 차가를 선택한 범주에서는 +0.021, 유주택 차가를 선택한 범주에서는 -0.017로 나타났다.

광역시 거주 가구와 가구주 학력이 대졸 이상인 가구의 경우 각각 그렇지 않은 가구에 비하여 자가 거주를 선택할 확률이 낮으며 무주택 차가를 선택할 확률이 높다. 또한 유주택 차가를 선택할 확률도 높아진다. 이는 비광역시에 비하여 광역시 주택 가격이 높고, 대졸 이상의 고학력 가구주일수록 도시에서 일할 가능성이 높기 때문인 것으로 풀이된다. 한편 여성이 가구주로 있는 가구의 경우, 남성이 가구주로 있는 가구에 비하여 무주택 차가를 선택할 확률이 낮고, 유주택 차가를 선택할 확률이 크다. 그러나 이러한 결과는 연령별 세부 표본에서의 결과와 일치되는 것은 아니다.

〈표 4〉에서는 가구주 연령 기준 20대 가구 표본에 한정하여 주택 소유와 점유 형태와 관련된 가구 특성을 분석하였다. 20대 가구 표본의 경우, 관측치가 271가구밖에 되지 않아 항상소득을 제외하고는 특별히 유의미한 결과를 얻지는 못하였지만, 거의 모든 추정치들의 부호는 전체 표본에서의 추정치들의 부호와 일치했다.

〈표 4〉의 한계효과 분석에 따르면, 가구주 연령 기준 20대 가구 표본에서는 항상소득이 △단위 증가함에 따라 무주택 차가를 선택할 확률이 1.045△단위 감소하고 자가 거주를 선택할 확률이 0.976△단위 증가하는 경향이 관찰된다. 또한 유주택 차가를 선택할 확률의 증가분은 0.069△정도에 지나지 않는 것으로 관찰되지만 그마저도 통계적으로 유의미하지 않다. 이는 〈표 4〉의 전체 표본에서의 결과와 비교했을 때 무주택 차가를 선택할 확률의 감소분과 자가 거주를 선택할 확률의 증가분 모두 두 배 가까이 커진 수치이다. 이는 다른 연령대 가구들과 비교하여 볼 때 20대 가구주

11) 0.265△ 단위와 0.074△ 단위의 합은 0.339△ 단위가 된다.

〈표 4〉 주택 소유와 점유 형태에 대한 다항로짓 분석 결과: 20대 가구주 표본

Panel A: 다항로짓 모형 계수 추정치			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	9.822*** (1.519)	9.453** (4.069)	
7세 이하 어린이 수	0.839 (0.594)	2.718 (3.740)	
동거 가족수	−0.869 (0.567)	−3.202 (3.869)	
광역시 더미	−0.878** (0.405)	−0.021 (1.055)	
대졸자 더미	−2.249*** (0.566)	−1.311 (1.644)	
여성 가구주 더미	1.811** (0.571)	−13.027 (1,374.11)	
관측치	271		
R^2	0.34		
Panel B: 한계효과 분석			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	0.976*** (0.107)	0.069 (0.052)	−1.045*** (0.101)
7세 이하 어린이 수	0.071 (0.065)	0.032 (0.054)	−0.104 (0.066)
동거 가족수	−0.071 (0.063)	−0.039 (0.056)	0.110* (0.064)
광역시 더미	−0.092** (0.041)	0.005 (0.014)	0.087** (0.041)
대졸자 더미	−0.229*** (0.053)	−0.004 (0.021)	0.233*** (0.053)
여성 가구주 더미	0.274 (8.547)	−0.193 (18.742)	−0.081 (10.196)

주 : 1) * p〈0.10, ** p〈0.05, *** p〈0.01.
2) 괄호 안은 표준오차임.

들의 강한 자가 거주 선호 현상을 보여준다.

한편 가구내 7세 이하 어린이를 양육하는 경우의 한계효과는 20대 가구들에서는 유의미한 효과가 관찰되지 않았다. 이는 20개 가구주의 관측치도 많지 않은 상황에서 7세 이하 어린이를 양육하는 가구로 제한하면 그 수가 더욱 작기 때문인 것으로 파악된다. 같은 논리로 20대 가구주 표본에서는 가구내 7세 이하 어린이 수뿐 아니라, 다른

동거가족수, 광역시 더미, 대졸자 더미, 여성 가구주 더미 모두 유주택 차가를 선택할 확률에 대하여 별다른 영향력이 없는 것으로 파악된다.

〈표 5〉와 〈표 6〉의 30대, 40대 가구주 표본 모두에서 항상소득이 높은 가구일수록 무주택 차가를 선택할 확률이 낮고, 자가 거주 혹은 유주택 차가를 선택할 확률이 높다. 이는 〈표 3〉의 전체 표본에서의 결과와 질적으로 동일하다. 그러나 자

〈표 5〉 주택 소유와 점유 형태에 대한 다항로짓 분석 결과: 30대 가구주 표본

Panel A: 다항로짓 모형 계수 추정치			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	8.037*** (0.389)	11.675*** (0.765)	
7세 이하 어린이 수	−0.141 (0.091)	0.304 (0.209)	
동거 가족수	0.383*** (0.081)	−0.112 (0.193)	
광역시 더미	−0.239*** (0.089)	0.135 (0.190)	
대졸자 더미	−1.526*** (0.158)	−2.048*** (0.375)	
여성 가구주 더미	1.752*** (0.210)	1.929*** (0.515)	
관측치	2,926		
R^2	0.19		
Panel B: 한계효과 분석			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	1.230*** (0.051)	0.280*** (0.031)	−1.510*** (0.046)
7세 이하 어린이 수	−0.035** (0.017)	0.017** (0.008)	0.018 (0.016)
동거 가족수	0.077*** (0.014)	−0.015* (0.008)	−0.062*** (0.014)
광역시 더미	−0.049*** (0.016)	0.012△ (0.008)	0.037** (0.016)
대졸자 더미	−0.238*** (0.028)	−0.046*** (0.015)	0.284*** (0.026)
여성 가구주 더미	0.284*** (0.037)	0.035* (0.021)	−0.319*** (0.036)

주 : 1) * p〈0.10, ** p〈0.05, *** p〈0.01 (△ p〈0.15).
2) 괄호 안은 표준오차임.

〈표 6〉 주택 소유와 점유 형태에 대한 다항로짓 분석 결과: 40대 가구주 표본

Panel A: 다항로짓 모형 계수 추정치			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	6.137*** (0.232)	8.091*** (0.393)	
7세 이하 어린이 수	−0.130** (0.054)	0.314*** (0.092)	
동거가족수	0.054 (0.039)	−0.245*** (0.075)	
광역시 더미	−0.161** (0.064)	0.033 (0.118)	
대졸자 더미	−1.055*** (0.095)	−1.065*** (0.185)	
여성 가구주 더미	1.341*** (0.146)	2.315*** (0.248)	
관측치	5,702		
R^2	0.15		
Panel B: 한계효과 분석			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	0.880*** (0.034)	0.216*** (0.020)	−1.096*** (0.030)
7세 이하 어린이 수	−0.041*** (0.010)	0.025*** (0.005)	0.016* (0.009)
동거 가족수	0.022*** (0.007)	−0.018*** (0.004)	−0.005 (0.007)
광역시 더미	−0.034*** (0.012)	0.009 (0.007)	0.025*** (0.011)
대졸자 더미	−0.166*** (0.017)	−0.017* (0.010)	0.183*** (0.016)
여성 가구주 더미	0.167*** (0.026)	0.081*** (0.014)	−0.248*** (0.024)

주 : 1) * p〈0.10, ** p〈0.05, *** p〈0.01.
2) 괄호 안은 표준오차임.

가 거주 확률과 유주택 차가 확률의 한계효과를 놓고 보면, 30대 40대 가구주 표본에서 유주택 자가 확률이 확연히 증가함을 알 수 있다.

가구 내 7세 이하 어린이 수가 1명 증가하면, 자가 거주를 선택할 확률이 30대 가구주 표본에서는 0.035만큼, 40대 가구주 표본에서는 0.041만큼 감소한다. 이는 〈표 3〉의 전체 표본에서 확인한 결과와 질적으로 상이하다. 무주택 차가를

선택할 확률 역시 전체 표본에서는 유의미하게 감소하지만, 30대, 40대 가구주 표본에서는 증가하는 대비되는 현상이 관찰된다.

〈표 7〉과 〈표 8〉은 각각 50대 가구주 표본과 60대 이상 가구주 표본에서 앞선 다항로짓 모형을 추정한 결과이다. 50대 이상의 가구주 표본에서의 추정 결과와 전체 가구주 표본에서의 추정 결과가 질적으로 차이가 없다. 다만, 50대, 60대

〈표 7〉 주택 소유와 점유 형태에 대한 다항로짓 분석 결과: 50대 가구주 표본

Panel A: 다항로짓 모형 계수 추정치			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	4.486*** (0.156)	5.169*** (0.312)	
7세 이하 어린이 수	0.547*** (0.177)	1.284*** (0.278)	
동거 가족수	−0.531*** (0.041)	−0.865*** (0.089)	
광역시 더미	−0.454*** (0.067)	−0.338*** (0.124)	
대졸자 더미	−0.503*** (0.079)	0.094 (0.154)	
여성 가구주 더미	0.182* (0.102)	0.599*** (0.214)	
관측치	6,348		
R^2	0.16		
Panel B: 한계효과 분석			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	0.577*** (0.021)	0.078*** (0.014)	−0.655*** (0.017)
7세 이하 어린이 수	0.043△ (0.027)	0.043*** (0.012)	−0.086*** (0.025)
동거 가족수	−0.058*** (0.007)	−0.022*** (0.004)	0.080*** (0.006)
광역시 더미	−0.066*** (0.010)	0.002 (0.006)	0.065*** (0.010)
대졸자 더미	−0.093*** (0.013)	0.026*** (0.007)	0.067*** (0.011)
여성 가구주 더미	0.007 (0.017)	0.023** (0.010)	−0.030** (0.015)

주 : 1) * p〈0.10, ** p〈0.05, *** p〈0.01 (△ p〈0.15).
2) 괄호 안은 표준오차임.

〈표 8〉 주택 소유와 점유 형태에 대한 다항로짓 분석 결과: 60대 이상 가구주 표본

Panel A: 다항로짓 모형 계수 추정치			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	1.375*** (0.059)	2.496*** (0.142)	
7세 이하 어린이 수	0.102 (0.167)	0.306 (0.539)	
동거 가족수	−0.339*** (0.035)	−0.809*** (0.088)	
광역시 더미	−0.612*** (0.045)	−0.364*** (0.101)	
대졸자 더미	−0.353*** (0.077)	0.242* (0.133)	
여성 가구주 더미	−0.508*** (0.060)	−0.092 (0.161)	
관측치	15,470		
R^2	0.07		
Panel B: 한계효과 분석			
	자가 가구	유주택 차가	무주택 가구
항상소득	0.145*** (0.008)	0.040*** (0.004)	−0.184*** (0.007)
7세 이하 어린이 수	0.008 (0.026)	0.007 (0.016)	−0.014 (0.022)
동거 가족수	−0.031*** (0.005)	−0.016*** (0.003)	0.046*** (0.004)
광역시 더미	−0.084*** (0.006)	0.005* (0.003)	0.079*** (0.006)
대졸자 더미	−0.060*** (0.010)	0.017*** (0.004)	0.044*** (0.010)
여성 가구주 더미	−0.075*** (0.009)	0.011** (0.005)	0.065*** (0.008)

주 : 1) * p〈0.10, ** p〈0.05, *** p〈0.01.
2) 괄호 안은 표준오차임.

이상 가구 표본에서의 추정치들이 전반적으로 값도 작고, 통계적 유의성이 많이 떨어진다. 또한 R^2 값도 많이 떨어지는 것으로 보아 모형의 설명력이 크다고 할 수 없다.

이상의 연령별 분석 결과를 요약해 보면, 어린 미취학 아동들을 양육하며, 광역시에 거주하는, 30대, 40대 고소득층 가구들이 유주택 차가를 선택할 가능성이 가장 높다. 이는 30대, 40대 고소

득층 가구들은 중심지 가까운 곳에 거주하기를 선호하는 한편, 아이들이 자라면서 주거 면적과 주거 환경에 대한 선호 체계가 바뀔 것이라는 예측을 적극적으로 반영한 결과로 해석된다.

V. 결론

본 고에서는 생애주기별로 거주 주택에 대한 선호 체계와 예산 제약이 변화한다는 점에 착안하여 유주택 차가 가구들의 특성에 대하여 살펴보았다. 본 연구의 다항로짓 분석에 따르면, 어린 미취학 아동들을 양육하며, 광역시에 거주하는, 30대, 40대 고소득층 가구들이 유주택 차가를 선택할 확률이 가장 높다. 아이들이 다 성장하고 소득도 충분히 높아진 40대 50대 가구가 아닌, 미취학 아동들을 양육하는 30대, 40대 가구들이 유주택 차가를 선택할 확률이 가장 높다는 점은, 투자 목적의 주택 보유라기보다는 향후 거주 목적 주택에 대한 선취매 동기가 작용한 것으로 이해된다.

미취학 아동이 속한 30~40대 고소득 가구에서 유주택 차가 현상이 빈번함을 보인 본 연구의 분석 결과는 최근 부동산 시장에 주요한 트렌드로 떠오른 청년층의 영끌바잉 현상이 높은 거래비용으로 인하여 생애주기에 따른 주거 유형 선호의 변화에 유연하게 대응하지 못하게 하는 원인으로 작용할 수 있음을 의미한다. 따라서 주거 소유의 불일치 현상에 따른 사회적 비용을 낮추고 부동산 시장의 안정화를 도모하기 위하여 생애 첫 주택 매입 시점을 늦추는 정책이 효율적임을 시사한다.

유주택 차가 현상을 투자적 동기의 발현으로 인식하느냐 혹은 개별 가구 스스로의 주거 안정을 추구하는 행위로 인식하느냐에 따라 그것에 대한 정책적 대응은 달라질 것이다. 유주택 차가에 대한 논의와 평가, 그리고 후속 연구의 필요성이 제기된다. 특히 보다 심도 있는 논의를 위해서는 유주택 차가를 선택한 가구들의 소유 주택과 거주 주택의 특성들에 대한 심도 있는 비교 분석이 필요하다. 주거실태조사 2022의 경우 현재 거주 중인 주택 이외에 다른 소유 주택이 있는지 여부만 물어볼 뿐, 다른 소유 주택의 특징에 대하여는 추가로 조사하지 않는다. 따라서 소유 주택과 거주 주택에 대한 비교 분석까지 포함하는 연구는 관련 자료가 축적된 이후의 연구 과제로 남긴다.

ORCID

심승규 https://orcid.org/0000-0002-4833-4179
박건현 https://orcid.org/0009-0000-9770-6840
홍지훈 https://orcid.org/0000-0003-4437-7232

참고문헌

1. 강은택, 마강래. (2009). 주택점유 및 보유형태선택의 요인분석에 관한 연구. *주택연구, 17*(1), 5-22.
2. 김주영, 유승동. (2013). 가구특성이 주택점유형태와 주택유형 선택에 미치는 영향분석: 생애주기상 가구원수 변화와 가구의 경제적 특성을 중심으로. *주택연구, 21*(4), 65-89.
3. 김주원, 정의철. (2011). 소형가구 연령대별 주택수요

특성 분석. *주택연구, 19*(2), 123-150.

4. 김형근. (2019). 주택의 소유와 점유의 불일치에 관한 연구. *주택금융리서치, 8*, 36-49.
5. 박수진, 유승동, 김경환, 조만. (2020). 주택수요 탄력성에 대한 실증분석: 시기별 · 지역별 변화를 중심으로. *응용경제, 22*(3), 51-84.
6. 박천규, 이수욱, 손경환. (2009). 가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구. *국토연구, 60*, 171-187.
7. 심승규. (2022). 연령대별 주택 점유형태 분석: 소득효과와 부채효과를 중심으로. *주택금융연구, 6*(1), 5-28.
8. 심승규, 지인엽. (2021). 생애주기별 주택소유와 주거유형: 연령대별 손바뀜 현상에 대한 실증분석. *LHI Journal, 12*(4), 31-40.
9. 이준민, 심승규, 홍지훈. (2022). 소득효과와 자산효과에 의한 주택점유형태 분석. *부동산연구, 32*(1), 41-54.
10. 이채성. (2007). 가구주 특성에 따른 주택점유형태 차이. *대한건축학회 논문집, 23*(2), 119-127.
11. 이채성. (2009). 항상소득과 비인적자산이 주택점유에 미치는 영향. *한국주거학회논문집, 20*(4), 69-78.
12. 정예은, 심승규, 홍지훈. (2022). 지역별 거주유형별 가구 특성에 관한 연구: 소득효과와 자산효과를 중심으로. *토지주택연구, 13*(1), 55-65.
13. 최막중, 강민욱. (2012). 주택 소유와 거주의 불일치 원인에 관한 실증분석. *주택연구, 20*(2), 33-48.
14. Bourassa, S. C. (1995). A model of housing tenure choice in Australia. *Journal of Urban Economics, 37*(2), 161-175.
15. Ioannides, Y. M., & Rothenthal, S. S. (1994). Estimating the consumption and investment demands for housing and their effect on housing tenure status. *The Review of Economics and Statistics, 76*(1), 127-141.
16. Kim, J. H,, Choi, M. J., & Ko, J. (2009). Mismatch between homeownership and residence in Korea. *Housing Finance International, 24*(1), 27-33.

논문접수일: 2025년 4월 11일
심사(수정)일: 2025년 6월 1일
게재확정일: 2025년 7월 18일

국문초록

본 연구는, 주택을 소유하고 있지만, 정작 타인 소유의 주택에 거주 중인 가구들의 특성을 실증적으로 분석한다. 좀 더 구체적으로, 주거실태조사 2022년 자료를 토대로 다항로짓 분석 기법을 적용하여, 무주택 차가, 유주택 차가, 그리고 자가 거주를 선택한 가구들을 구분하여 그 집단적 특성을 식별한다. 본 연구의 분석에 따르면, 향후 성장에 따라 필요 주거 면적이 확장될 것으로 예상되는 어린 미취학 아동들을 양육하며, 광역시에 거주하는 30대, 40대 고소득층 가구들이 유주택 차가를 선택할 가능성이 가장 높다. 이는 주거 환경에 대한 선호 체계와 예산 제약이 아직은 가변적인 해당 가구들이 향후 변화될 선호 체계와 예산 제약을 선반영한 결과로 해석된다.

주제어 : 생애주기별 주택 선호 체계, 소유 주택과 거주 주택의 불일치, 유주택 차가, 다항로짓모형