

# 패널자료를 이용한 가구의 주택점유형태 결정요인 분석\*

## Panel Data Analysis of Housing Tenure Choice Decisions

정 의 철 (Eui-Chul Chung)\*\*

### 〈 Abstract 〉

This study examines determinants of housing tenure choice decisions of Korean households. Korean housing tenure is different from that in most of western countries in that there exist multiple rental tenure types such as Chonse, mixed Chonse, and pure rental type. Therefore, empirical estimation based on own-rent binary decision has to be modified to adequately account for a complex Korean housing tenure.

Using KLIPS panel data from 2010 to 2017 and selecting households with the head's age under 60, correlated random effects multinomial logit (CREMNL) model was estimated to relax the assumption of independence of irrelevant alternatives (IIA) which is inherent in the standard multinomial logit (MNL) model. Hausman test on pooled MNL estimation results rejected the IIA hypothesis, and the coefficients of variances and covariance from the estimation of CREMNL model were all statistically significant, which implies that CREMNL estimation is a better estimation method than MNL estimation.

Estimation results also show that, compared to all households, young adult households are more responsive to the changes in net wealth in their tenure choice decisions. If government policy is designed to improve homeownership rate of young adult households, a combination of relaxing loan-to-value ratio restriction and lowering mortgage interest rate can be a useful policy measure.

키워드 : 주택점유형태, 확률효과 다중로짓모형, 패널자료, 이질적 특성

Keyword : Housing Tenure, Correlated Random Effects Multinomial Logit Model, Panel Data, Heterogeneity

\* 이 논문은 2018년도 건국대학교 KU학술연구비 지원에 의한 논문임.

\*\* 건국대학교 부동산학과 교수, [echung@konkuk.ac.kr](mailto:echung@konkuk.ac.kr)

## I. 서론

주택점유형태는 가구의 주택소비에 관한 핵심적인 의사결정 결과 중 하나이다. 가구는 인적 특성과 경제적 제약조건하에서 가장 높은 효용을 제공하는 주택 수량과 주택점유형태를 결정한다. 그동안 우리나라의 주택점유형태 결정에 대한 많은 연구들은 서구의 연구방법론을 이용하여 주택점유형태를 자가-임차라는 이분법적 접근방법을 통하여 각 대안(주로 자가) 선택 확률에 영향을 미치는 요인들을 파악하고 주요 변수들의 영향력을 분석해 왔다.

그러나 우리나라의 경우 임차유형은 대부분의 서구 국가와 같이 월세로 국한되지 않고 전세, 보증부월세, 월세 등 다양한 형태로 존재한다. 국토교통부(2017)의 2017년 주거실태조사 결과에 따르면 우리나라 가구의 자가점유비율은 57.7%이며, 전세거주 비율은 15.2%, 보증부 월세를 포함한 월세거주 비율은 22.5%로 임차유형들도 비교적 높은 비율로 나타나고 있으며, 전세와 (보증부)월세는 상이한 임차유형으로 취급되고 있다. 또한 전세와 (보증부)월세 등의 임차유형은 큰 범위에서는 모두 주택점유형태를 임차로 정의할 수 있지만 제반 사회·경제적 요인들이 각각의 임차유형에 미치는 효과는 다르게 나타날 것이다. 따라서 이러한 임차유형들을 서구의 주택점유형태 연구방법을 적용하여 하나의 통합된 유형으로 통합하여 분석하기보다는 서로 다른 선택 대안으로 구분하여 주택점유형태 결정요인을 분석하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

물론 다양한 임차유형을 고려하여 우리나라 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석한 연구들도 오래전부터 진행되어 왔다(Gyourko and Han, 1989; 박미선, 2013; 정희주·오동훈, 2014; 이무선, 2016; 정진섭 외, 2018; 강미, 2018). 이러한 연구들은 모두 다중로짓모형(multinomial logit model)을 실증분석 모형으로 선정하여 제반 사회·경제적 요인들이 각 대안별 선택 확률에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 다중로짓모형은 무관한 대안에 대한 독립성(Independence of Irrelevant Alternatives, IIA)이라는 강한 가정에 기초하고 있다. IIA는 선택 대안 중 한 가지 대안을 추정에 고려하지 않더라도 다른 대안들의 선택 확률은 변하지 않는다는 것이다. 본 연구에서 분석하고자 하는 주택점유형태를 예로 들면 자가점유, 전세, (보증부)월세와 같이 세 가지 대안에 대한 선택 확률을 분석할 때 전세 점유형태를 분석에 고려할 때나 고려하지 않을 때 제반 설명변수들이 (보증부)월세 대비 자가점유 선택 확률에 미치는 영향이 같다는 것을 의미한다. 따라서 다중로짓모형이

우리나라의 주택점유형태 결정요인을 분석하기 위한 적절한 실증분석모형에 되기 위해서는 IIA 가정에 대한 검정이 필요하며 만일 모형의 추정 결과가 IIA 가정을 위배한다면 새로운 대안 모형을 고려해야 한다.

한편 가구가 선택하는 주택점유형태는 가구의 생애주기와 이에 따른 경제적 여건의 변화에 따라 변화한다. 예를 들어 가구형성, 자녀출산, 소득증가, 자산축적 등과 같은 일련의 사회·경제적 변화에 따라 주택점유형태는 임차에서 자가점유로 변화하는 것이 일반적이다. 이렇게 시간에 따라 변화하는 가구 내에서의 사회·경제적 요인들의 영향을 분석하기 위해서는 앞서 언급한 연구들에서 주로 이용하였던 횡단면 자료 또는 통합(pooling) 자료 보다는 패널자료가 더 적절할 것이다.<sup>1)</sup> 패널자료를 이용한 분석은 가구들간의 특성의 차이 뿐 아니라 개별 가구 특성의 변화와 자료를 통해 관찰되지 않는 이질적 특성(unobserved heterogeneity)을 고려할 수 있으므로 주택점유형태 결정요인을 보다 정교하고 체계적으로 살펴볼 수 있는 장점이 있다(정의철, 2017).

이러한 배경에서 본 연구는 다음과 같은 두 가지 측면에서 기존 연구들의 방법론을 개선하여 우리나라에서의 주택점유형태 결정요인을 추정하고자 한다. 첫째, 패널자료를 이용함으로써 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성을 반영한 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석한다. 둘째, 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성을 각 선택 대안별 상수항(절편)에 대한 확률효과로 반영하고 각 확률효과항간의 상관성을 보장함으로써 다중로짓모형에 내재된 IIA 가정을 완화하여 분석한다. 즉, 본 연구에서 시도하는 실증분석모형은 확률효과항간의 상관관계를 고려한 다중로짓모형(correlated random effects multinomial logit model)(확률효과 다중로짓모형이라고 부르기로 함)이라고 할 수 있다.<sup>2)</sup>

이를 위해 본 연구에서는 한국노동패널 13차 년도(2010년)부터 20차 년도(2017년)까지 총 8개 년도의 가구자료를 이용하여 불균형패널 자료를 구축하였으며, 가구가 선택하는 주택점유형태를 자가점유, 전세, 보증부월세를 포함한 월세로 나누어 다음과 같은 분석을 수행하였다.<sup>3)</sup> 첫째, 통합자료를 이용한 다중로짓모형 추정 결과에 기초하여 IIA 가정을 검

1) 다중로짓모형을 이용한 주택점유형태 결정요인 추정 연구들 중 강미(2018)의 연구는 패널자료를 이용하여 가구별 관찰되지 않는 이질적 특성을 고려한 다중로짓모형을 추정하였다.

2) IIA가정을 피할 수 있는 추정방법으로 다중프로빗모형(multinomial probit model)과 중첩로짓모형(nested logit model)이 있으나 패널자료를 이용한 이 두 모형의 추정방법은 아직 개발되지 않았다.

정하고 패널자료를 이용한 확률효과 다중로짓모형을 추정하여 확률효과항의 상관성을 검증함으로써 두 모형의 적합성을 살펴보았다. 둘째, 확률효과 다중로짓모형 추정 결과에 기초하여 주요 변수들이 주택점유형태 선택 확률에 미치는 영향력을 파악하였다. 셋째, 최근 사회적으로 주목받는 청년가구 표본(가구주 연령 39세 이하)을 대상으로 모형을 추정하고 그 결과에 기초하여 정책적 시사점을 도출하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 다중로짓모형을 이용하여 우리나라 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석한 선행연구를 검토하고, 제3장에서는 주택점유형태 결정이론에 근거하여 실증분석모형을 구축한다. 제4장에서는 실증분석에 이용되는 자료와 변수 측정에 대해서 설명하고, 제5장에서는 추정 결과를 제시하고 해석한다. 마지막 제6장에서는 본 연구의 주요 결과를 정리하고 본 연구의 한계 및 향후 연구방향을 제시한다.

## II. 선행연구 검토

우리나라 가구의 주택점유형태 결정요인에 대한 많은 연구들은 주로 앞에서 언급한 바와 같이 주택점유형태를 자가점유와 임차라는 이분법적 구분 방식을 선택하여 분석하였으며, 연구 결과 또한 매우 방대하므로 본 연구의 목적에 비추어 볼 때 관련 연구들은 검토하는 것은 큰 의미가 없을 것으로 생각된다. 따라서 아래에서는 가구가 선택한 주택점유형태를 최소한 3개 이상으로 나누어 분석한 연구들에 한정하여 살펴보기로 하자.

복수의 임차유형을 고려하여 우리나라 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석한 초기 연구로는 Gyourko and Han(1989)이 있다. 이 연구는 주택금융 시스템이 불완전하고 주택 구입에 대한 대출자금 공급이 부족하였던 1980년대의 우리나라 주택시장 여건에서 주택자금 대출제약의 완화가 주택점유형태 결정에 미치는 영향 분석에 초점을 두었다. 이들은 주택점유형태를 자가, 독립(exclusive)전세, 부분(partial)전세, 월세 등 네 가지로 구분하여

3) 한국노동패널에서는 주택점유형태(임주형태)를 자가, 전세, 월세, 기타로 구분하여 조사하고 있는데 전세와 월세, 기타 유형에 대해서는 임대보증금과 월세금을 응답하도록 하고 있기 때문에 이를 통해 월세를 보증부월세(보증금 있는)와 순수월세(보증금 없는)로 다시 구분할 수 있다. 그러나 뒤에서 구체적으로 설명하겠지만 순수월세로 거주하는 임차가구의 비중이 매우 낮아 본 연구에서는 보증부월세와 순수월세를 월세로 통합하여 분석하였다.

국토연구원의 1984년 가구설문조사 자료와 한국주택은행의 1985년 주택담보대출 주택에 대한 설문조사 자료를 이용하여 다중로짓모형을 추정하였다.<sup>4)</sup>

추정 결과 자기자금이 많은 가구일수록 자가점유와 독립전세를 선택할 확률이 높았으며, 총 대출금이 많을수록 자가점유를 선택할 확률이 높았고 기타 임차유형을 선택할 확률은 낮았으나 그 차이는 크지 않은 것으로 추정되었다. 그러나 총 대출금 중 한국주택은행으로부터 대출받은 금액의 비율이 높을수록 자가점유를 선택할 확률은 비교적 높은 것으로 추정되었다. 그들은 그 이유를 한국주택은행 대출은 사채나 기타 금융기관의 대출보다 이자 비용이 상대적으로 저렴하여 자가점유의 주거비용을 낮출 수 있었기 때문으로 해석하였다. 그리고 이러한 결과에 기초하여 우리나라에서 공식 주택금융체계가 정립되고 이를 통해 주택대출이 확대되면 자가점유가구 비율을 상당히 높일 수 있을 것으로 보았다.

2010년대에 들어서 다중로짓모형을 이용한 주택점유형태 선택에 대한 분석들이 활발히 이루어졌다. 박미선(2013)은 통계청의 인구주택총조사 1% 표본을 이용하여 1990년, 2000년, 2010년에 대한 횡단면 자료를 구축하고 주택점유형태를 자가, 전세, 월세로 구분하여 다중로짓모형을 추정하였다. 설명변수로는 가구특성, 통근 및 주거이동 특성, 거주주택 특성과 관련된 변수들을 이용하였다. 추정 결과 교육, 직업, 결혼상태, 가구형태 등의 가구특성과 주택유형, 경과연수 등 주택특성들이 주택점유형태를 결정하는 요인들로 나타났다.

특히 주거의 안정성이 상대적으로 낮은 것으로 인식되는 월세를 선택한 가구들은 대출보다는 중·고졸 이하, 사무직에 비해 서비스판매직이나 생산단순노무직 등에 종사하는 비율이 높았으며 승용차에 비해 대중교통을 통근수단으로 이용하는 비율이 높았다. 이 연구는 이러한 결과에 기초하여 지하철역 인근에 저렴한 주택을 공급하거나 대중교통 연계성을 높인 지역에 저렴한 임대주택 공급이 필요하다는 정책적 시사점을 제시하였다. 그러나 이 연구는 분석에 이용한 인구주택총조사 자료의 특성상 소득이나 자산, 주거비용 등 주택점유형태에 영향을 주는 핵심 경제적 요인들의 효과를 분석하지 못하였다.

정희주·오동훈(2014)은 한국복지패널 7차 년도(2012년) 자료를 이용하여 1·2인 청년 가구(가구주 연령 20세~39세)의 주택점유형태 결정요인을 분석하였다. 주택점유형태를 자가, 전세, 월세로 나누고 거주지역, 가구 및 가구주 특성, 가구의 경제적 특성에 대한 변수

4) 이 연구에서 독립전세와 부분전세는 거주공간의 전용(exclusive) 여부에 따라 구분된 것으로, 임차 대가의 지불방식(보증금 및 월세)에 따른 구분은 아닌 것으로 이해된다.

들을 설명변수로 선정하여 다중로짓모형을 추정하였다. 또한 40대 이상 1·2인 가구 표본을 이용하여 동일한 모형을 추정하여 청년가구의 추정 결과와 비교하였다.

추정 결과 1·2인 청년가구는 무상지원이나 대출 등으로 주거비를 마련하였을 때 월세보다 자가를 선택할 확률이 높은 것으로 나타난 반면 40대 이상 1·2인 가구는 차용이나 대출보다 스스로 주거비를 마련하였을 때 전세나 월세보다 자가를 선택할 확률이 높은 것으로 나타나 청년가구의 주거안정을 위해서는 정부의 지원이 필요하다는 시사점을 제시하였다.

이 연구의 특징은 소득(또는 소비지출) 대비 주거비 지출의 비율인 슈바베지수를 설명변수로 고려한 것이다. 슈바베지수가 클수록 자가 대비 전세를 선택할 확률은 낮았으며, 자가 대비 월세를 선택할 확률은 높은 것으로 나타났다. 이들은 이러한 결과에 기초하여 청년가구의 주거지원 수단이 주택점유형태별로 달라져야 함을 주장하였다. 이무선(2016)은 한국복지패널 10차 년도(2015년) 자료를 이용하여 1인 청년가구를 대상으로 정희주·오동훈(2014)과 동일한 모형을 추정하였으며 유사한 시사점을 제시하였다.<sup>5)</sup>

강미(2018)는 한국노동패널의 10차 년도(2007년)에서 17차 년도(2014년) 자료를 활용하여 패널모형을 이용하여 주거이동과 주택점유형태 결정요인을 분석하였다. 이 연구는 패널자료를 이용하여 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성을 분석에 반영하였다는 점에서 본 연구의 분석방법론과 유사하다. 주거이동 결정요인은 확률효과를 고려한 패널로짓모형을 이용하여 분석하였으며, 주택점유형태 결정요인은 확률효과를 고려한 다중로짓모형을 이용하여 분석하였다.

이 연구에서도 가구가 선택한 주택점유형태를 자가, 전세, 월세로 구분하였으며, 가구주 성별, 연령, 교육수준, 가구구성, 고등학생 이하 자녀수, 가구내 상용직 종사자 수 등의 가구특성과 소득, 순자산, 주거비용, 총자산 대비 금융자산 비율, 소득 대비 생활비 비율, 거주주택 외 주택소유 여부 등 경제적 특성, 거주주택 유형, 주거만족도 등 주택특성, 거주지역 등을 설명변수로 이용하였다. 또한 전세를 기준 주택점유형태로 설정하여 전세 대비 자가점유 선택 확률과 월세 선택 확률을 추정하였다. 가구의 이질적 특성을 반영하는 확률

5) 이상의 연구들 이외에 다중로짓모형을 이용하여 주택점유형태를 분석한 연구로는 정건섭 외(2018)가 있는데 이 연구는 주택점유형태 결정요인을 분석한 것이 아니라 주택점유형태의 변화에 대한 결정요인을 분석한 것으로 본 연구의 초점과 거리가 있어 연구내용에 대한 구체적인 검토는 생략하였다.

효과는 각 대안별 상수항을 통해 고려되었으나, 확률효과의 분산이 선택 대안별로 동일하다고 가정함으로써 확률효과항 사이의 상관성을 고려하지 않았다.

추정 결과 통합(pooled) 다중로짓모형에 비해 확률효과를 고려한 다중로짓모형이 더 적절한 모형으로 나타났으며 추정에 이용된 변수들의 추정계수는 대부분 통계적으로 유의하였다. 그러나 소득이 높을수록 전세 대비 월세를 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었으며, 총자산 대비 금융자산 비율이 높을수록 전세 대비 월세 선택확률이 높은 것으로 추정되었다. 이는 아마도 주택점유형태 선택 이론에서 제시하고 있는 항상소득 대신 현재소득을 이용하였고, 총자산 대비 금융자산 비율이 외생적이기 보다는 주택점유형태 선택의 결과일 수 있는 내생성문제가 충분히 고려되지 않았기 때문이지 않을까 판단된다.

또한 주거비용이 각 주택점유형태별로 비교되어 측정되지 않아 추정결과의 해석에 다소 어려움이 있다. 그럼에도 불구하고 이 연구는 패널자료의 장점을 살려서 가구의 이질적 특성을 확률효과로 고려하여 주택점유형태 선택 모형을 추정하였다는 점에서 다른 연구들에 비해 진일보한 분석이라고 할 수 있다.

### III. 이론적 논의 및 실증분석모형

#### 1. 이론적 논의

가구  $i$ 가 주택서비스( $H$ )와 기타 재화( $X$ )를 소비하여 효용을 얻는다고 하고  $j$ 라는 주택점유형태를 선택하였을 때의 효용함수를 다음과 같이 표현하자.

$$U_i^j = U(H_i^j, X_i^j) \quad (1)$$

가구는 예산제약조건에 직면하게 되는데 예산제약조건은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_i = p_h^j H_i^j + X_i^j \quad (2)$$

식 (2)에서  $Y_i$ 는 가구소득,  $p_h^j$ 는 주택점유형태  $j$ 를 선택하였을 때 주거서비스 1단위당 가격이며,  $X_i^j$ 는 기타 재화에 대한 지출을 의미한다.

주거서비스 1단위당 가격( $p_h^j$ )은 가구가 어떠한 점유형태를 선택하는가에 따라 다르다. 가구가 선택할 수 있는 주택점유형태를 자가점유, 전세, 월세(보증부월세 포함)와 같은 세 가지라고 하자. 가구가 자가점유를 선택하였을 때( $j = o$ )  $p_h^o$ 는 주택서비스 1단위당 사용자 비용(user cost)이며, 전세를 선택하였을 때( $j = c$ )  $p_h^c$ 는 전세보증금을 월세로 환산한 전환 임대료이다. 전월세전환율을  $r_c$ 라 하고 주택서비스 1단위당 전세보증금을  $P^d$ 라 하면  $p_h^c = r_c P^d$ 이다. 한편 가구가 보증부월세 또는 순수월세를 선택하였다면( $j = r$ )  $p_h^r$ 은 주택서비스 1단위당 보증부월세 보증금( $P^s$ )을 월세로 환산한 전환임대료와 매기간 지불하는 임대료( $R$ )의 합으로 구성된다. 즉,  $p_h^r = r_c P^s + R$ 이다. 만일 가구가 순수월세를 선택하였다면  $P^s = 0$ 이다.

가구는 선택하고자 하는 주택점유형태에 따라 자산제약조건에 직면한다. 가구의 보유 순자산( $A_i$ )은 주택구입(자가점유)시 자기자금을 충족해야 하며, 전세를 선택하는 경우 전세보증금을, 보증부월세를 선택하는 경우 보증부월세의 보증금을 충족해야 한다.

$$A_i \geq (1 - \theta) P^j H_i^j \quad (3)$$

식 (3)에서  $\theta$ 는 자가점유의 경우 주택가격 대비 대출금 비율이며, 전세와 보증부월세의 경우  $\theta = 0$ 으로 가정한다.

가구는 식 (2)와 식 (3)을 제약조건으로 각 주택점유형태별로 식 (1)을 극대화하는 주택서비스 수요량과 기타 재화에 대한 지출액을 결정하게 될 것이다. 각 주택점유형태별 극대화된 효용은 가구의 순자산, 소득, 각 주택점유형태별 주거비용, 그리고 효용함수에 반영되는 가구의 선호요인들( $Z_i$ )의 함수가 된다. 이를 간접효용함수( $V_{ij}$ )로 표현하면

$$V_{ij} = V_j(A_i, Y_i, p_h^j, Z_i) \quad (4)$$



가구는 각 주택점유형태별로 극대화된 효용의 크기를 비교하여 가장 높은 효용을 제공하는 주택점유형태를 선택한다. 가구  $i$ 가 주택점유형태  $j$ 를 선택하는 조건은 다음과 같다.

$$V_{ij}(A_i, Y_i, p_h^j, Z_i) > V_{ik}(A_i, Y_i, p_h^k, Z_i), \forall k \neq j \quad (5)$$

## 2. 실증분석모형

실증분석모형을 설정하기 위해 가구  $i$ 가  $t$ 시점에 주택점유형태  $j$ 를 선택하였을 때의 간접효용함수( $V_{ijt}$ )를 다음과 같이 표현하자.

$$V_{ijt} = a_j + W_{it}\beta_j + \epsilon_{ijt} \quad (6)$$

식 (6)에서  $a_j$ 는 주택점유형태별 상수항,  $W_{it}$ 는 주택점유형태  $j$ 를 선택하였을 때 지불하는 단위당 주거비용  $p_h^j$ 를 포함한 가구의 사회·경제적 특성 벡터이며,  $\beta_j$ 는  $W_{it}$ 에 대한 추정계수 벡터,  $\epsilon_{ijt}$ 는 오차항으로 독립적인 제1종 극단값(type I extreme value) 분포를 가정한다. 가구의 관찰되지 않은 이질적 특성을 분석에 고려하지 않는다면 가구  $i$ 가 주택점유형태  $j$ 를 선택할 확률은

$$P_{ijt} = \frac{\exp(a_j + W_{it}\beta_j)}{\sum_{k=1}^3 \exp(a_k + W_{it}\beta_k)}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (7)$$

식 (7)에서  $j = 1$ 은 자가점유( $j = o$ ),  $j = 2$ 는 전세( $j = c$ ),  $j = 3$ 은 월세( $j = r$ )을 의미한다. 식 (7)은 기준이 되는 주택점유형태를 가정하여 일반적으로 다중로짓모형을 이용하여 추정한다.

그러나 개별 가구가 선택한 주택점유형태와 사회·경제적 특성들이 시간에 따라 반복적으로 관찰되는 패널자료에서는 자료를 통해 관찰되지 않는 개별 가구의 이질적 특성들이 존재한다. 이러한 이질적 특성들의 영향이 상수항을 통해 반영된다고 하면( $a_j = \alpha_j + u_{ij}$ )

식 (7)은 다음과 같이 변형된다.

$$P_{ijt} = \frac{\exp(\alpha_j + u_{ij} + W_{it}\beta_j)}{\sum_{k=1}^3 \exp(\alpha_k + u_{ik} + W_{it}\beta_k)}, \quad j = 1, 2, 3 \quad (8)$$

식 (8)의 추정은  $u_{ij}$ 를 고정효과로 처리하는가 아니면 확률효과 처리하는가에 따라 달라진다. 그런데 고정효과 추정방법은 모수에 대한 불편추정량을 얻을 수 있지만 선택 대안간의 상관성을 고려하지 않기 때문에 본질적으로 IIA 가정에 기초한다.

따라서 본 연구에서는  $u_{ij}$ 를 확률효과로 처리하는 다중로짓모형을 추정하기로 한다. 확률효과모형에서  $u_{ij}$ 는 다변량 정규분포를 가정한다. 식 (8)을 다중로짓모형으로 추정하는 경우 주택점유형태별 확률효과항 사이의 독립성을 가정하거나 또는 상관성을 가정할 수 있다. 상관성을 가정한다면 모형 추정시 기준이 되는 주택점유형태의 확률효과항과 다른 주택점유형태의 확률효과항 사이의 공분산을 제외하면 주택점유형태  $j$ 와  $k$ 의 확률효과항 사이의 공분산( $Cov_{jk}$ ) 추정이 가능하며 기준 주택점유형태를 전세( $j = 2$ )로 하였을 때 확률효과항의 분포는 다음과 같다.<sup>6)</sup>

$$\begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i3} \end{bmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \\ Cov_{13} & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \right) \quad (9)$$

본 연구에서 시도하는 추정방법은 식 (9)의 가정 하에 식 (8)을 다중로짓모형으로 추정하는 것이다. 즉, 선택 대안간 확률효과항의 상관성을 고려한 다중로짓모형이다. Rabe-Hesketh and Skrondal(2012)은 각 주택점유형태별 확률효과항 사이의 상관성을 고려함으로써 IIA 가정이 완화될 수 있음을 설명하고 있다.

6) 기준이 되는 주택점유형태의 확률효과항은 0으로 가정하므로 확률효과항의 분산이 0이 되며 다른 주택점유형태의 확률효과항 사이의 공분산도 0이 된다.

## IV. 자료 및 변수 측정

### 1. 자료 및 변수

식 (9)의 가정 하에 식 (8)을 추정하기 위한 기초자료는 한국노동패널 13차 년도(2010년)부터 20차 년도(2017년)까지 총 8개 년도의 가구자료로 구축된 불균형 패널자료이다. 분석 대상은 가구주의 연령이 만 60세 미만인 가구(이를 전체가구라 부르기로 함.)로 하였다. 가구주 연령이 만 60세 이상인 가구는 주택소비의 축소기에 해당될 가능성이 높고 이러한 가구들의 주택점유형태 결정요인은 주택소비의 확장기나 안정기에 속하는 가구들과는 다르기 때문에 분석대상에서 제외하였다.<sup>7)</sup> 이 가구들 중 추정에 이용되는 모든 변수를 측정할 수 있는 가구는 총 5,567가구이며, 2010년에서 2017년까지 8년 동안 총 31,924개의 관찰치(household-year observations)가 생성된다.<sup>8)</sup>

종속변수인 가구의 주택점유형태( $j$ )는 자가점유 선택 시 1, 전세 선택 시 2, 보증부월세를 포함한 월세 선택 시 3의 값을 부여하였다. 한국노동패널조사에서는 주택점유형태에 대한 설문 시 보증부월세와 순수월세를 구별하지 않고 모두 월세로 응답하게 하고 있다. 그러나 월세로 응답한 가구에 대해서 임대보증금과 월세금을 설문하고 있기 때문에 이를 통해 보증부월세와 순수월세를 구분할 수는 있다. 그런데 총 31,924개의 관찰치 중 순수월세를 선택한 관찰치는 449개(1.41%)밖에 되지 않아 보증부월세와 순수월세를 ‘월세’로 통합하여 분석하였다.<sup>9)</sup>

7) 고연령 자가점유 가구의 주택점유형태 또는 주택점유형태 변화 결정요인에 관한 연구들은 인구학적 특성의 변화(배우자 사별, 자녀 수 변화, 가구주 건강상태 변화)에 따른 주택점유형태의 변화 및 주택소비 축소 가능성을 분석하거나 잔여 생애 소비를 위한 자금 확보 여력과 주택점유형태 변화간의 관계를 살펴보기 위해 자산구성(총자산 대비 주택자산 또는 금융자산 비율)의 차이를 중점적으로 분석하는 등 주택소비의 확장기나 안정기에 속하는 연령대 가구의 주택점유형태 결정 요인들과는 다른 요인들을 주된 관심변수로 분석하고 있다. 관련 연구에 대해서는 정의철(2013), 정의철(2016), 이경애·정의철(2016) 등을 참조할 것.

8) 또한 주택점유형태에 무응답한 가구, 주택점유형태를 자가점유로 응답한 가구 중 주택가격을 0으로 응답하였거나 무응답한 가구, 주택점유형태를 전세 또는 월세로 응답한 가구 중 보증금과 월세금을 모두 0으로 응답하거나 무응답한 가구, 거주주택의 형태를 기타로 응답한 가구도 분석대상에서 제외하였다.

9) 주택점유형태를 ‘기타’로 응답한 임차가구에 대해서는 임대보증금만 응답한 가구는 전세로, 임대보증금과 월세금을 모두 응답하거나 월세금만 응답한 가구는 월세로 구분하였다.

설명변수( $W_{it}$ )는 가구의 인구학적 특성, 경제적 특성, 주거비용 특성으로 구성하였다. 인구학적 특성 변수로는 가구주 연령, 가구주 혼인상태(배우자 있음 = 1), 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수를 포함하였다.<sup>10)</sup> 경제적 특성 변수로는 가구의 실질 항상소득의 로그값과 가구 실질 순자산을 포함하였다.

실질 항상소득은 가구 총소득을 종속변수로, 가구주 성별, 가구주 연령 및 연령 제곱, 교육수준 및 교육수준 제곱, 순자산, 지역(광역시자치단체) 및 연도 더미 변수를 설명변수로 설정하여 토빗모형으로 추정된 결과의 예측치를 구한 후, 지역별, 연도별 소비자물가지수를 이용하여 2017년 기준 실질소득으로 환산하여 측정하였으며, 그 로그값을 추정에 이용하였다.<sup>11)</sup> 실질 순자산은 각 연도별 총자산(현재 거주주택 시가 및 보증금 + 거주주택 외 부동산 시가 및 보증금 + 금융자산)에서 총부채를 뺀 값을 지역별, 연도별 소비자물가지수를 이용하여 2017년 기준 실질 값으로 변환하여 구하였다.

가구의 인구학적 특성, 항상소득, 순자산과 같은 변수는 주택점유형태별로 동일한 변수이지만 주거비용은 가구가 어떠한 주택점유형태를 선택하는가에 따라 다른(choice-specific) 변수이므로 각 주택점유형태별 주거비용을 추정에 이용하면 추정결과의 해석이 어렵게 된다. 다중로짓모형은 하나의 주택점유형태와 기준이 되는 주택점유형태의 선택 확률을 비교하는 방법으로 추정되므로 본 연구에서는 상대주거비용(자가점유비용/임차비용)의 개념을 이용하였다.

미국의 소득세제 구조를 통해 사용자비용을 도출한 Hendershott and Slemrod(1983)의 연구를 우리나라 소득세 구조를 반영하여 수정한 정의철(2017)의 상대주거비용 측정 방법을 이용하면 가구  $i$ 의  $t$  시점에서의 자가점유비용을  $C_{it}^o$ , 임차비용을  $C_{it}^R$ 이라 할 때 상대주거비용( $C_{it}^o / C_{it}^R$ )은 다음과 같이 표현된다.

10) 가구주 성별(남성=1) 변수를 인구학적 요인 중 하나로 포함시키는 것을 고려하였으나 가구주 혼인상태 변수와의 상관성이 매우 높아 추정에서 제외하였다. 가구주 혼인상태 변수와 가구주 성별 변수간의 상관계수는 0.487이었다. 또한 가구주의 배우자가 있는 가구는 다른 가구에 비해 자녀 등 가구원 수가 상대적으로 많을 것이므로 가구주의 혼인상태와 가구원 수 사이에도 높은 상관관계를 가질 수 있다. 두 변수 사이의 상관계수는 0.676으로 매우 높았다. 따라서 상관성을 통제하기 위해 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수를 설명변수로 이용하였다.

11) 실질 항상소득 추정 절차와 추정 결과는 부록에 자세히 설명되어 있다.

$$C_{it}^o / C_{it}^R = V_{it} [(1 - \tau_1)\theta_i i_{1t} + (1 - \tau_2)(1 - \theta_i)i_{2t} + \tau_p + \delta - \pi_{it}^l] / R_{it} \quad (10)$$

식 (10)에서  $V_{it}$ 는 가구  $i$ 가  $t$ 시점에 거주하는 주택의 매매가격(또는 추정 매매가격),  $\tau_1$ 은 가구의 한계소득세율,  $\theta_i$ 는 가구  $i$ 가 매매가격이  $V_{it}$ 인 주택을 구입할 때 이에 대한 대출금 비율이다.  $i_{1t}$ 는  $t$ 시점의 주택담보대출 금리,  $i_{2t}$ 는  $t$ 시점의 기타 자산에 대한 투자수익률,  $\tau_2$ 는 기타 자산 투자를 통해 얻은 금융소득에 대한 소득세율,  $\tau_p$ 는 거주주택에 대한 보유세 실효세율,  $\delta$ 는 감가상각 및 유지관리비율,  $\pi_{it}^l$ 은 가구  $i$ 가 거주하는 지역( $l$ )에서의 주택매매가격 예상 상승률이다. 그리고  $R_{it}$ 는 가구가  $i$ 가  $t$ 시점에 거주하는 주택의 임대료(또는 추정임대료)이다.<sup>12)</sup>

주택점유형태를 자가점유, 전세, 월세와 같이 세 가지로 구분한다면 이론적인 관점에서 상대주거비용은 모든 가구에 대하여 자가점유비용, 전세임차비용, 월세임차비용을 측정하고, 기준이 되는 주택점유형태의 주거비용 대비 비교되는 주택점유형태 주거비용의 비율로 측정하는 것이 적절할 것이다. 예를 들어 전세를 기준 주택점유형태로 가정한다면 자가점유 선택에는 자가점유비용/전세임차비용, 월세 선택에는 월세임차비용/전세임차비용이 적절한 상대주거비용이 될 것이다.

전세가구 또는 월세가구가 거주주택을 자가점유한다고 가정할 때의 자가점유비용은 표본 중 자가점유가구를 대상으로 거주주택의 매매가격과 거주주택 특성간의 관계를 헤도닉 가격모형으로 추정하고 그 추정결과를 이용하여 구한 매매가격 추정치( $\widehat{V}_{it}$ )에 식 (10)의 분자에 제시한 식을 이용하여 측정할 수 있다. 또한 자가점유가구 또는 월세가구가 거주주택을 전세로 임차하였다고 가정할 때의 전세임차비용은 표본 중 전세 가구를 대상으로 전세보증금과 거주주택 특성간의 헤도닉가격모형을 추정하고 그 추정결과를 이용하여 구한 전세보증금 추정치에 전월세전환율을 적용하여 전세임차비용을 추정할 수는 있다.<sup>13)</sup>

12) 상대주거비용은 우리나라 제도를 조금 더 구체적으로 적용하여 정의철(2017)의 측정 방법을 일부 개선하여 측정하였으며 내용이 복잡하므로 부록에서 자세히 설명하였다. 식 (10)에서  $C_{it}^o$ 는 1가구 1주택을 가정하여 양도소득세가 부과되는 것을 가정하고 있다.

13) 개별 가구가 선택한 주택점유형태별 주거비용은 자가점유가구의 경우 사용자비용으로, 전세가구와 월세가구의 경우 보증금을 전월세전환율로 전환하여 전환임대료를 구하고 여기에 월세가 존재하는 경우 월세×12를 더하여 주거비용을 측정할 수 있다.

그러나 월세임차비용(자가점유가구와 전세가구의 경우)을 측정하는데는 현실적으로 여러 가지 어려움이 따른다. 특히 월세가구의 대부분이 보증부월세가구(본 연구의 전체가구 표본에서 월세가구 중 보증부월세가구 비율은 93%)임을 고려할 때 월세임차비용을 측정하기 위해서는 보증금 부분과 월임대료 부분을 별도로 추정하고 이를 임대료 기준으로 통합해서 측정해야 하는 작업이 필요하다. 또한 추정된 보증부월세의 보증금이 추정된 전세보증금보다 작아야 한다는 추가적인 제약도 존재한다. 이러한 방식으로 임차비용을 전세임차비용과 월세임차비용으로 구분하여 추정하기 위해서는 우선 가구(수요자) 입장에서의 보증금비율(보증부월세 보증금/전세보증금) 선택에 대한 정교한 이론적 분석이 선행되어야 하며, 이론적 분석 결과에 기초한 추정작업이 이루어져야 한다. 그러나 아직까지 이에 대한 관련 연구가 부족한 것으로 판단되며 향후 우리나라 가구의 주택점유형태 선택 분석에 필요한 중요한 연구과제 중 하나가 될 것으로 생각된다.

자가점유가구 또는 전세가구를 대상으로 한 월세임차비용 측정의 어려움을 부분적으로 해결할 수 있는 방법은 주택임대시장에서 전세시장과 월세시장(보증부월세 포함)의 균형상태를 가정하는 것이다. 이 가정은 시장에서 관찰되는 전월세전환율이 전세의 주거비용과 월세의 주거비용을 동일하게 만들어 특정 주택에 전세로 거주할 때나 월세(보증부월세 포함)로 거주할 때 주거비용이 같다는 것을 의미한다. 이러한 가정하에서 전세의 주거비용과 월세의 주거비용이 동일하므로 주택점유형태별 상대주거비용은 자가점유비용/임차비용(전세임차비용 또는 월세임차비용)으로 측정할 수 있으며 기존 연구들의 상대주거비용 측정 방법을 활용할 수 있다. 본 연구에서는 이 방법을 실증분석에 이용하였다.

다만 전세를 기준 주택점유형태로 설정하여 전세 대비 자가점유 선택 확률을 추정하거나 또는 월세를 기준 주택점유형태로 설정하여 월세 대비 자가점유 선택 확률을 추정하는 경우에는 상대주거비용 변수의 추정계수가 추정되나 전세(월세) 대비 월세(전세) 선택 확률을 추정하는 경우에는 주거비용이 동일하므로 상대주거비용 변수의 추정계수가 추정되지 않는다. 또한 자가점유를 기준으로 전세(월세) 대비 월세(전세) 선택 확률을 추정하는 경우에도 상대주거비용 변수의 추정계수가 추정되지 않는다.

마지막으로 본 연구는 2010년부터 2017년까지의 가구 자료를 통해 패널자료를 구축하여 모형을 추정하므로 각 시점(연도)별 제반 사회·경제적 여건을 반영하기 위해 연도 더미 변수(기준년도 2010년)를 추정에 포함시켰다.

## 2. 기초통계량

〈표 1〉은 각 연도별로 표본 가구가 선택한 주택점유형태의 분포를 전체가구와 청년가구 표본으로 구분하여 보여준다. 청년가구는 가구주 연령이 만 39세 이하인 가구로 정의하였다. 전체가구 표본의 자가점유 비율은 2010년 이후 점차적으로 증가하는 추세를 보이고 있으나 청년가구 표본의 자가점유 비율은 2010년에 비해 소폭 증가하는 추세를 보이다 2017년에는 2010년보다 낮아졌다.

〈표 1〉 연도별 주택점유형태별 비율

	연도	자가점유(%)	전세(%)	월세(%)	총관찰치
전체가구	2010	53.68	27.78	18.54	4,115
	2011	54.64	26.24	19.12	4,074
	2012	54.55	25.79	19.66	4,029
	2013	54.30	25.63	20.06	4,007
	2014	55.43	24.90	19.66	3,947
	2015	56.63	23.27	20.10	3,945
	2016	56.62	22.42	20.96	3,917
	2017	56.60	21.80	21.60	3,894
	2010-2017	55.29	24.76	19.95	31,924
청년가구	2010	39.89	40.03	20.08	1,484
	2011	41.79	36.80	21.41	1,443
	2012	42.37	35.47	22.17	1,376
	2013	41.52	35.89	22.60	1,332
	2014	41.43	35.34	23.23	1,231
	2015	42.18	33.22	24.59	1,228
	2016	41.83	31.41	26.76	1,181
	2017	39.64	32.64	27.72	1,158
	2010-2017	41.32	35.30	23.37	10,433

두 표본 모두에서 전세 비율의 감소 추세가 뚜렷하였다. 전세 비율은 전체가구 표본에서 2010년 27.78%였으나 2017년 21.8%로 낮아졌으며, 청년가구 표본에서는 2010년 40%였으나 2017년 32.64%로 낮아졌다. 반면 월세 비율은 두 표본 모두에서 2017년까지 꾸준히 증가하는 추세를 보였다. 특히 청년가구의 월세 비율은 전체가구에 비해 시간이 흐름에

따라 상대적으로 더 높게 증가하였다. 전체가구의 월세 비율은 2010년부터 2017년 사이에 3.06%p 증가하였으며, 청년가구의 월세 비율은 같은 기간 동안 7.64%p 높아졌다. 2010년부터 2017년까지 전체가구의 평균 자가점유 비율은 55.29%, 전세 비율은 24.76%, 월세 비율은 19.95%였으며, 청년가구의 평균 자가점유 비율은 41.32%, 전세비율은 35.3%, 월세비율은 23.37%였다.

〈표 2〉는 연도 터미 변수를 제외한 추정에 이용되는 설명변수들의 평균과 표준편차를 전체가구와 청년가구로 나누어 각 주택점유형태별로 보여준다. 전체가구의 경우 자가점유 가구의 가구주 평균 연령은 임차(전세, 월세) 가구의 가구주 평균 연령에 비해 높았으며, 월세가구의 평균 연령이 전세가구의 평균 연령보다 약간 높은 것으로 나타났다. 그러나 청년가구의 경우 전체가구와 마찬가지로 자가점유가구의 가구주 평균 연령이 임차가구의 가구주 평균 연령에 비해 높았으나, 전세가구의 평균 연령이 월세가구의 평균 연령보다 약간 높았다.

다른 특성들의 주택점유형태별 분포는 두 표본 모두 유사하였다. 자가점유가구 중 가구주의 배우자가 있는 가구 비율은 전세가구나 월세가구보다 높았다. 또한 자가점유가구의 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수 평균도 전세가구나 월세가구보다 높았다. 따라서 표본 가구의 인적 특성을 볼 때 가구주 연령이 높을수록, 가구주의 배우자가 있는 가구일수록, 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수가 많을수록 전세나 월세보다 자가점유를 선택할 확률이 높을 것으로 예상해 볼 수 있다.

경제적 특성에 대해서 살펴보면 자가점유가구의 항상소득 평균은 전세나 월세가구의 항상소득 평균보다 높았으며, 임차가구 중 전세가구의 항상소득 평균이 월세가구의 항상소득 평균보다 높았다. 순자산의 경우에는 자가점유가구의 평균이 임차가구의 평균보다 월등히 높았다. 그리고 임차가구 중 전세가구의 순자산 평균이 월세가구의 순자산 평균보다 높은 것으로 나타났다. 상대주거비용(자가점유비용/임차비용)은 자가점유가구에서 가장 낮았으며, 월세가구, 전세가구 순으로 높게 나타났다. 따라서 항상소득이 높은 가구일수록, 순자산이 많은 가구일수록, 상대주거비용이 낮은 가구일수록 자가점유를 선택할 가능성이 높을 것으로 예상할 수 있다.



〈표 2〉 주택점유형태별 설명변수 기초통계량

변수	자가점유		전세		월세		전체	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
<b>전체가구</b>								
가구주 연령(세)	46.23	8.29	41.40	8.67	42.69	9.74	44.33	8.96
가구주 혼인상태 (배우자있음 = 1)	0.86	0.34	0.77	0.42	0.49	0.50	0.77	0.42
가구원 수(명)	1.62	0.96	1.26	0.98	1.00	1.04	1.41	1.01
항상소득(천만원)	5.45	1.60	4.78	1.26	4.10	0.99	5.01	1.51
순자산(천만원)	27.97	32.84	14.32	17.43	2.98	11.48	19.60	28.26
상대주거비용	0.92	1.53	1.97	8.03	1.43	3.14	1.28	4.41
표본 수	17,650		7,905		6,369		31,924	
<b>청년가구</b>								
가구주 연령(세)	35.03	3.18	33.71	3.74	32.36	4.78	33.94	3.94
가구주 혼인상태 (배우자있음 = 1)	0.90	0.30	0.76	0.43	0.38	0.49	0.73	0.45
가구원 수(명)	1.37	0.91	0.95	0.91	0.59	0.86	1.04	0.95
항상소득(천만원)	5.11	1.17	4.60	1.09	3.88	0.96	4.64	1.19
순자산(천만원)	20.96	18.89	12.35	12.58	2.93	6.39	13.71	16.20
상대주거비용	0.93	1.34	2.23	10.35	1.29	3.18	1.47	6.42
표본 수	4,312		3,683		2,438		10,433	

주: 가구원 수는 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수임.

## V. 추정 결과

### 1. 다중로짓모형의 IIA 가정 검정

〈표 3〉은 통합자료를 이용하여 전세를 기준 주택점유형태로 하는 다중로짓모형을 추정하여 IIA 가정을 검정한 결과이다.<sup>14)</sup> IIA 가정에 대한 검정은 suest-based 하우스만 검정법을 이용하였다. suest-based 하우스만 검정법은 전통적인 하우스만 검정법을 개선한 방

법으로 하우스만 검정을 위해 측정되는 추정계수간의 차이에 대한 분산을 더 정교한 방법으로 추정하여 검정하는 방법으로 알려져 있다.<sup>15)</sup>

〈표 3〉 다중로짓모형 IIA 검정 결과

제외 점유형태	전체가구			청년가구		
	$\chi^2$ 값	d.f.	P-값	$\chi^2$ 값	d.f.	P-값
자가점유	515.57	14	0.00	161.78	14	0.00
전세	201.30	14	0.00	50.06	14	0.00
월세	194.44	14	0.00	61.96	14	0.00

전체가구 표본을 대상으로 한 IIA 가정에 대한 검정 결과는 다음과 같이 해석된다. 자가점유 대안을 제외하였을 때의 추정치와 그렇지 않았을 때의 추정치가 같은지에 대한 하우스만 검정통계량은 515.57로 유의수준 1%에서 귀무가설(전세와 월세간의 오즈가 자가점유와 독립적)이 기각된다. 또한 전세 대안을 제외하였을 때의 추정치와 그렇지 않았을 때의 추정치가 같은지에 대한 하우스만 검정통계량은 201.3로 유의수준 1%에서 귀무가설(자가점유와 월세간의 오즈가 전세와 독립적)이 기각된다. 월세 대안을 제외하였을 경우에도 동일한 방법으로 귀무가설(자가점유와 전세간의 오즈가 월세와 독립적)을 기각할 수 있다. 청년가구 표본에서도 동일한 결과를 얻었다. 따라서 주택점유형태 선택 대안에 대해 IIA가 성립된다는 가설은 기각되었다.

## 2. 확률효과 다중로짓모형 추정 결과 1 (전체가구 표본)

〈표 4〉는 전체가구(가구주 연령 만 60세 미만)를 대상으로 확률효과 다중로짓모형을 추정한 결과이다.<sup>16)</sup> 〈표 4〉에서는 기준 주택점유형태를 전세로 가정하였다. 확률효과항의 통

14) 다중로짓모형 추정 결과는 부록에 제시되어 있다.

15) 전통적 하우스만 검정법과 suest-based 하우스만 검정법의 차이에 대해서는 <https://www.stata.com/manuals/rsuest.pdf>를 참조할 것.

16) 모형의 추정은 STATA를 이용하는 경우 GSEM과 gllamm을 이용할 수 있는데 본 연구에서는 추정속도가 상대적으로 빠른 GSEM을 이용하였다. 또한 SAS를 이용하여 동일한 모형을 추정할 수도

계적 유의성은 확률효과항 분산의 추정치에 대한 t-값을 통해 확인할 수 있다.  $\sigma_1^2$ 와  $\sigma_3^2$ 의 추정계수에 대한 t-값은 모두 유의수준 1%에서 유의하여 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성들이 자가점유 선택과 월세 선택에 모두 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 확률효과항 사이의 공분산( $Cov_{13}$ )에 대한 추정계수도 유의수준 1%에서 유의하여 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성이 자가점유 선택과 월세 선택에 공통으로 영향을 준다는 것을 알 수 있다. 이러한 공분산 추정계수의 통계적 유의성은 선택 대안들이 확률효과항을 통해 서로 연관성을 가지고 있다는 것을 의미한다.<sup>17)</sup> 따라서 패널자료를 이용하는 경우에는 통상적인 다중로짓모형보다 IIA 가정을 완화할 수 있는 확률효과 다중로짓모형이 더 적절한 추정방법이 될 것으로 판단된다.

설명변수들의 영향을 살펴보면 가구주 연령이 높을수록 전세 대비 자가점유 선택 확률이 높고 전세 대비 월세 선택 확률이 높은 것으로 추정되었다. 가구주의 배우자가 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 전세 대비 월세 선택 확률이 낮은 것으로 추정되어 배우자가 있는 가구는 월세에 비해 상대적으로 전세를 선택할 확률이 높다고 할 수 있다. 그러나 가구주 혼인상태 변수의 추정계수는 자가점유와 전세 사이의 선택에서는 유의하지 않았다. 한편 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수가 많은 가구일수록 전세 대비 자가점유 선택 확률이 높은 것으로 추정되었다.

항상소득, 순자산, 주거비용 변수는 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다. 가구의 항상소득이 높을수록, 순자산이 많을수록 전세 대비 자가점유 선택 확률이 높고, 전세 대비 월세 선택 확률은 낮은 것으로 나타났다. 순자산이 많을수록 초기 주택구입자금을 마련할 가능성이 높고, 항상소득이 높을수록 주택자금 대출에 대한 원리금을 원활하게 상환할 가능성이 높기 때문에 전세 대비 자가점유 선택 확률이 높을 것이다. 또한 보증부월세의 보증금에 비해 동일한 주택의 전세보증금이 더 높기 때문에 순자산이 많을수록 전세보증금에 대한 자산제약조건을 만족시킬 가능성이 높아 월세에 비해 전세를 선택할 확률이 높을 것이다.

있는데 추정속도가 무척 느린 단점이 있다. SAS를 이용한 모형 추정방법은 Chen and Kuo (2001)와 Malchow-Møller and Svarer(2003)를 참조할 것.

17) 확률효과항 사이의 상관계수는  $0.379(= 19.783/\sqrt{44.55 \times 61.308})$ 로 계산된다.

〈표 4〉 확률효과 다중로짓모형 추정 결과 1 (전체가구) (기준 주택점유형태 = 전세)

	자가점유/전세		월세/전세	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-12.652	-14.90	0.043	0.05
가구주 연령	0.210 ***	20.03	0.056 ***	5.04
가구주 혼인상태 (배우자있음=1)	0.267	1.38	-2.194 ***	-8.71
가구원 수	0.618 ***	9.60	0.063	0.65
log(항상소득)	2.851 ***	6.45	-2.148 ***	-3.71
순자산	0.049 ***	7.99	-0.124 ***	-6.15
상대주거비용	-0.047 ***	-3.22		
2011년	0.007	0.09	0.285 ***	2.72
2012년	-0.059	-0.59	0.562 ***	4.16
2013년	-0.075	-0.63	0.740 ***	4.57
2014년	-0.228 *	-1.74	0.863 ***	4.78
2015년	-0.156	-1.11	1.138 ***	5.85
2016년	-0.212	-1.38	1.336 ***	6.44
2017년	-0.287 *	-1.74	1.651 ***	7.53
$\sigma_1^2$	44.550 *** (t-값 = 8.71)			
$\sigma_3^2$	61.308 *** (t-값 = 3.86)			
$Cov_{13}$	19.783 *** (t-값 = 7.88)			
Log-pseudolikelihood	-14311.7			
관찰치 수(가구 수)	31,924(5,567)			

주: 가구원 수는 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수임.

t-값은 강건표준오차(robust standard error)를 이용하여 계산한 것임.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

임차비용 대비 자가점유비용으로 측정된 상대주거비용이 높을수록 전세 대비 자가점유 선택 확률은 낮은 것으로 추정되었다. 전세 대비 월세 선택 확률에 대해 상대주거비용 변수의 추정계수가 추정되지 않은 것은 전세의 주거비용과 월세의 주거비용이 동일하다는 임대 시장 균형조건을 가정하였기 때문이다. 시점 더미 변수에 대한 추정계수는 기타 설명변수들을 통제하면 2010년을 기준으로 시간이 흐름에 따라 전세 대비 자가점유 선택 확률에는 유의한 영향은 없었으나 전세 대비 월세 선택 확률은 점차 증가하는 추세로 추정되었다.

〈표 4〉는 자가점유 선택 확률과 월세 선택 확률을 전세 선택 확률에 대비하여 추정 한 결과를 보여주는 것이므로 월세 대비 자가점유 선택 확률에 대한 설명변수의 영향을 파악

할 수 없다. 월세를 기준 주택점유형태로 가정하여 추정한 결과는 부록에 제시되어 있다. 18) 부록에서 볼 수 있는 바와 같이 확률효과항의 분산과 공분산에 대한 추정계수는 모두 유의수준 5%내에서 유의하여 가구의 관찰되지 않은 이질적 특성이 (월세 대비) 자가점유와 전세 선택에 공통으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 확률효과항간의 상관계수는 0.51로 계산되어 자가점유와 전세의 확률효과항 사이의 상관성은 <표 4>의 자가점유와 월세의 확률효과항 사이의 상관성(0.379)보다 높았다.

### 3. 확률효과 다중로짓모형 추정 결과 2 (청년가구 표본)

<표 5>는 청년가구 표본을 대상으로 확률효과 다중로짓모형을 추정한 결과이다. 전체가구 표본과 마찬가지로 청년가구 표본에서도 확률효과항의 분산에 대한 추정계수와 공분산에 대한 추정계수는 유의수준 1%에서 유의하여 개별 가구의 이질적 특성이 자가점유와 월세 선택에 공통으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 청년가구 표본에서도 통상적인 다중로짓모형보다 확률효과 다중로짓모형이 더 적절한 추정방법임을 알 수 있다.

설명변수들의 추정계수 부호와 추정계수에 대한 통계적 유의성은 가구주 연령 변수를 제외하면 전체가구 표본을 이용한 경우와 다르지 않았다. 전체가구 표본과 마찬가지로 가구주 연령이 높을수록 전세 대비 자가거주 선택 확률이 높았으나 전세 대비 월세 선택 확률에는 가구주 연령의 추정계수가 유의하지 않았다. 자가점유와 전세 사이의 선택은 가구주의 혼인상태 여부와 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았으나 가구주가 혼인상태인 가구는 월세에 비해 전세를 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수가 많은 가구일수록 전세 대비 자가점유 선택 확률이 높은 것으로 추정되었으나 전세와 월세 사이의 선택은 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수와 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 항상소득, 순자산, 주거비용 추정계수는 유의수준 5%내에서 유의하였으며 예상된 부호를 보였다.

한편 항상소득과 주거비용 추정계수는 전체가구에 비해 상대적으로 낮게 추정되었으며,

18) 확률효과 다중로짓모형에서는 설명변수의 추정계수와 함께 확률효과항의 분산과 공분산 추정계수가 동시에 추정되므로 부록의 월세 대비 전세 선택 확률에 대한 설명변수들의 추정계수는 <표 4>의 전세 대비 월세 선택 확률에 대한 추정계수의 음(-)의 값과 동일하지 않다. 그러나 통계적으로 유의한 변수들의 추정계수의 방향성은 두 추정결과에서 반대로 나타났다.

순자산 추정계수는 상대적으로 높게 추정되었다. 항상소득, 순자산, 주거비용이 각 주택점유형태 선택에 미치는 영향력은 아래의 한계효과 분석을 통해 구체적으로 살펴보기로 한다.

〈표 5〉 확률효과 다중로짓모형 추정 결과 2 (청년가구) (기준 주택점유형태 = 전세)

	자가점유/전세		월세/전세	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-9.195	-9.18	3.096	2.81
가구주 연령	0.139 ***	5.05	-0.001	-0.03
가구주 혼인상태(배우자 있음=1)	0.174	0.62	-2.815 ***	-7.14
가구원 수	1.060 ***	9.73	0.164	1.02
log(항상소득)	1.484 ***	2.87	-1.767 **	-2.33
순자산	0.075 ***	5.96	-0.234 ***	-6.13
상대주거비용	-0.033 **	-2.05		
2011년	0.167	1.25	0.442 **	2.41
2012년	0.177	1.08	0.984 ***	4.03
2013년	0.165	0.85	1.198 ***	4.18
2014년	0.019	0.09	1.458 ***	4.57
2015년	-0.128	-0.60	1.697 ***	4.91
2016년	-0.013	-0.06	2.133 ***	5.57
2017년	-0.281	-1.16	2.203 ***	5.59
$\sigma_1^2$	30.029*** (t-값 = 7.25)			
$\sigma_3^2$	32.891*** (t-값 = 2.74)			
$Cov_{13}$	12.995*** (t-값 = 6.21)			
Log-pseudolikelihood	-5716.9			
관찰치 수(가구 수)	10,433(2,510)			

주: 가구원 수는 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수임.

t-값은 강건표준오차(robust standard error)를 이용하여 계산한 것임.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

#### 4. 한계효과 분석

〈표 6〉은 〈표 4〉와 〈표 5〉에 기초하여 항상소득, 순자산, 상대주거비용이 각 주택점유형태 선택 확률에 미치는 한계효과를 계산한 것이다. 각 변수의 한계효과는 모든 가구에 대하

여 한계효과를 측정하고 그 값을 평균하여(Average Partial Effect) 계산하였다. 설명변수  $W_h$ 의 주택점유형태  $j$  선택 확률( $P_j$ )에 대한 한계효과( $APE_{jh}$ )는 다음과 같이 계산된다.19)

$$APE_{jh} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial P_j}{\partial W_h} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_j \left( \beta_{jh} - \sum_{k \neq j} P_{kh} \beta_{kh} \right) \quad (11)$$

전체가구의 경우 항상소득이 1천만원 높아지면 자가점유 선택 확률은 3.48%p 증가하고 전세 선택 확률은 1.30%p, 월세 선택 확률은 2.17%p 감소하는 것으로 계산되며, 순자산이 1천만원 높아지면 자가점유 선택 확률은 0.44%p 높아지고, 전세 선택 확률은 0.006%p, 월세 선택 확률은 0.435%p 낮아진다. 또한 상대주거비용이 1단위 높아지면 자가점유 선택 확률은 0.23%p 낮아지고, 전세 선택 확률은 0.15%p, 월세 선택 확률은 0.08%p 높아진다.

〈표 6〉 항상소득, 순자산, 상대주거비용의 한계효과

		항상소득	순자산	상대주거비용
전체가구	자가점유	0.03476	0.00441	-0.00228
	전세	-0.01304	-0.00006	0.00150
	월세	-0.02172	-0.00435	0.00078
청년가구	자가점유	0.02765	0.00899	-0.00218
	전세	-0.00583	0.00230	0.00160
	월세	-0.02181	-0.01129	0.00058

청년가구에 대한 한계효과 측정 결과를 전체가구에 대한 한계효과 측정 결과와 비교해 보면 전체가구를 대상으로 한 측정 결과에 비해 자가점유 선택 확률에 대한 항상소득의 한계효과가 다소 작아졌으며(2.77%p), 순자산의 한계효과는 거의 두 배 높아졌다(0.9%p). 상대주거비용의 한계효과는 두 집단 사이에 별 차이가 없었다. 즉, 청년가구의 자가점유

19) 항상소득 변수의 경우 항상소득의 로그값을 추정에 이용하였으므로 항상소득 수준값의 한계효과는 항상소득 로그값의 한계효과를 항상소득의 평균으로 나누어 측정하였다. 월세를 기준 주택점유형태로 이용한 추정결과를 이용해서도 한계효과를 구할 수 있는데 〈표 6〉과 큰 차이가 없었다.

선택에는 전체가구에 비해 순자산의 영향력이 상대적으로 컸다.

이러한 결과는 청년가구의 자가점유율을 높이는 것이 정책목적이라 한다면 자산제약조건을 완화해 주는 것이 도움이 될 수 있음을 시사한다. 자산제약조건을 완화하는 방법 중 하나는 주택담보대출 비율을 높여주는 것이다. 청년가구 표본 중 임차가구의 거의 절반(49.45%)은 추정된 주택담보대출 비율( $\theta_i$ )이 본 연구에서 가정한 최대 주택담보대출 비율(60%)을 초과하고 있다.<sup>20)</sup> 이런 점을 고려하면 청년가구에 대해 최대 주택담보대출 비율을 높여주는 것이 이들의 자가점유 선택에 긍정적인 영향을 줄 것으로 생각된다. 그런데 식 (10)에서 볼 수 있는 바와 같이 주택담보대출 비율의 변화는 자가점유비용에도 영향을 준다. 자가점유비용은 주택담보대출 비율 증가에 따라 감소할 수도 증가할 수도 있다. 자가점유비용 변화 방향은 주택담보대출 금리와 기타 자산 수익률과의 차이, 그리고 한계소득세율과 금융소득세율의 차이에 의존한다.

상대주거비용이 자가점유 선택에 미치는 부정적 영향을 완화시킬 수 있는 방법 중 하나는 주택담보대출 금리를 낮추어 주는 것이다. 따라서 청년가구의 자가점유율을 높이기 위해서는 청년가구의 경제적 조건을 고려하여 주택담보대출 비율 증대와 대출금리 인하를 적절하게 조합할 필요가 있을 것으로 생각된다.

## VI. 결론

우리나라에서는 임차유형이 대부분의 서구 국가와 같이 월세에 국한되지 않고 전세, 보증부월세, 월세 등으로 다양하다. 따라서 주택점유형태를 자가점유와 임차로 구분하는 전통적인 분석보다는 다양한 임차유형을 반영할 수 있는 분석 방법이 요구된다. 그동안 횡단면 또는 통합자료를 이용하여 다중로짓모형을 추정함으로써 복수의 임차유형으로 구성된 우리나라의 주택점유형태 결정요인을 분석한 일부 연구들이 있었으나 다중로짓모형은 무관한 대안에 대한 독립성(IIA)이라는 강한 가정에 기초한다는 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 패널자료를 이용하여 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성을 선택 대안별 상수항의 확률효과로 처리하고 선택 대안별 확률효과항간의 상관성을 보장함으로써 다중로짓모형에

20) 주택담보대출 비율( $\theta_i$ ) 측정에 대한 가정은 부록의 상대주거비용 측정 부분에서 상세히 설명되고 있음.



내재된 IIA 가정을 완화할 수 있는 확률효과 다중로짓모형을 추정하였다.

가구가 선택한 주택점유형태를 자가점유, 전세, 보증부월세를 포함한 월세 등 세 가지로 구분하고, 한국노동패널 13차 년도(2010년)부터 20차 년도(2017년)까지의 가구 자료를 통해 불균형패널 자료를 구축하여 가구주 연령 만 60세 미만인 가구(전체가구)와 청년가구를 대상으로 실증분석을 수행하였다. 실증분석의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 통합자료를 이용한 통상적인 다중로짓모형 추정 결과에 대해 하우스만 검정을 실시한 결과 IIA 가정이 기각되었다. 둘째, 확률효과 다중로짓모형을 추정한 결과 확률효과항의 분산과 확률효과항 사이의 공분산 추정계수가 모두 유의수준 5%내에서 유의하였다. 이러한 결과는 개별 선택 대안간의 독립성을 가정한 다중로짓모형보다 선택 대안간의 상관성을 고려한 확률효과 다중로짓모형이 더 적절한 분석 방법임을 제시하고 있다.

셋째, 전체가구 표본과 청년가구 표본 모두에서 항상소득, 순자산, 상대주거비용 변수의 추정계수는 유의하였으며, 예상과 같은 부호를 보였다. 그러나 청년가구의 주택점유형태 선택은 전체가구에 비해 순자산 변수에 더 민감하게 반응하였다. 이러한 결과는 청년가구의 주택점유형태 결정에 자산제약의 영향력이 전체가구에 비해 상대적으로 더 크다는 것을 의미한다. 청년가구의 자가점유율을 높이는 것이 정책목적이라고 한다면 주택담보대출 비용 증대와 대출금리 인하의 적절한 정책조합이 유용할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 전세의 주거비용과 월세의 주거비용이 동일한 주택임대시장의 균형을 가정하여 상대주거비용을 측정하고 추정에 이용하였다. 향후 전세와 월세의 주거비용을 개별적으로 측정할 수 있는 이론적 논거와 측정방법 개발이 필요할 것이다. 한편 본 연구에서는 주택점유형태 결정 요인에 대한 지역별 분석을 시도하지 않았다. 가구의 사회·경제적 특성이나 주택시장의 여건은 지역별로 다를 것이므로 표본 가구를 지역별로 구분하여 관련 변수들의 영향력의 차이를 탐색해 보는 것도 의미있는 연구가 될 것이다. 또한 자료의 관찰 시점을 기간별로 구분하여 주요 변수들의 영향력이 시간에 따라 어떻게 변하였는지를 분석해 보는 것도 흥미있는 연구 주제가 될 것이다. 예를 들어 2010년 이전의 청년가구와 2010년 이후의 청년가구의 주택점유형태 결정에는 어떠한 차이가 있고 어떠한 요인들이 그러한 차이를 유발하였는지를 살펴보는 것은 청년가구의 주거문제 해결을 위한 유용한 정책방향을 제시할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

1. 강미, “패널자료를 이용한 주거이동요인과 점유형태 결정요인 분석”, 목원대학교 박사학위논문, 2018.
2. 국토교통부, 『2017년 주거실태조사: 요약보고서』, 2017.
3. 김성용·조주현, “패널프로빗모형을 이용한 분가가구의 주택점유형태 결정요인에 관한 연구”, 『부동산학연구』, 제23집 제2호, 한국부동산분석학회, 2017, pp.23-35.
4. 박미선, “주택점유형태 선택에 영향을 미치는 요인의 시대적 변화 연구: 1990년-2010년을 중심으로”, 『도시행정학보』, 제26집 제3호, 한국도시행정학회, 2013, pp.291-314.
5. 박상수·이선화·이주연·신미정, 『과세대상별 재산과세 실효세율 추정』, 한국지방세연구원, 2014.
6. 심종원·정의철, “우리나라 가구의 주택 전·월세 선택 결정요인 분석”, 『부동산학연구』, 제16집 제3호, 한국부동산분석학회, 2010, pp.151-165.
7. 이경애·정의철, “경쟁위험모형을 이용한 고연령 자가거주 가구의 주거이동 및 주택점유형태 선택에 관한 연구”, 『부동산학연구』, 제22집 제4호, 한국부동산분석학회, 2016, pp.5-17.
8. 이무선, “다항 로짓모형을 이용한 청년 1인가구의 주거 점유형태 영향요인 분석”, 『한국산학기술학회 논문지』, 제17권 제6호, 한국산학기술학회, 2016, pp.469-481.
9. 이현진·이용만, “소득계층별 자가거주의 자산계약과 소득계약”, 『주택연구』, 제25권 제3호, 한국주택학회, 2017, pp.133-165.
10. 정건섭·김성우·배정환, “주택 임대시장의 월세화 진행과정에서 점유형태의 변화 요인 분석”, 『정책분석평가학회보』, 제28권 제2호, 한국정책분석평가학회, 2018, pp.165-183.
11. 정보선·조용경·이상엽, “고연령가구의 주택점유형태 결정요인 분석: 가구주의 활동제약을 중심으로”, 『부동산연구』, 제28집 제1호, 한국부동산연구원, 2018, pp.39-52.
12. 정의철, “고연령 가구의 주택점유형태 변화 결정요인 분석: 55세 이상 자가점유 가구를 중심으로”, 『국토연구』, 제77권, 국토연구원, 2013, pp.119-136.
13. 정의철, “고연령 자가거주 가구의 주거소비 조정 결정요인 분석”, 『주택연구』, 제24권 제2호, 한국주택학회, 2016, pp.129-154.
14. 정의철, “주택점유형태의 동태적 결정요인에 관한 연구”, 『주택연구』, 제25권 제4호, 한국주택학회, 2017, pp.181-209.

15. 정희주·오동훈, “청년세대 1·2인 가구의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『국토계획』, 제49권 제2호, 대한국토·도시계획학회, 2014, pp.95-113.
16. Chen, Zhen and Lynn Kuo, “A Note on the Estimation of the Multinomial Logit Model with Random Effects,” *The American Statistician*, Vol. 55 No. 2, 2001, pp.89-95.
17. Gyourko, Joseph and J. K. Han, “Housing Wealth, Housing Finance, and Tenure in Korea,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, 1989, pp.211-234.
18. Hendershott, Patric and Joel Slemrod, “Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing,” *AREUEA Journal*, Vol. 10, 1983, pp.375-393.
19. Malchow-Møller, N and M. Svarer, “Estimation of the Multinomial Logit Model with Random Effects,” *Applied Economic Letters*, Vol. 10 No. 7, 2003, pp.389-392.
20. Rabe-Hesketh, S. and A. Skrondal, *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, Volume II: Categorical Responses, Counts, and Survival*, Third Edition, Stata Press, 2012.
21. <https://www.stata.com/manuals/rsuest.pdf>

- 접수일 2019. 03. 29.
- 심사일 2019. 04. 05.
- 심사완료일 2019. 05. 22.

## 부록

### 1. 항상소득 추정

가구의 항상소득은 토빗모형을 이용하여 추정하였다. 종속변수는 가구 총소득(천만원)이며, 설명변수는 가구주의 성별(남성=1), 가구주의 연령 및 연령 제곱, 가구주 교육수준 및 교육수준 제곱, 가구 순자산, 시점 더미(기준더미: 2010년)와 지역 더미(기준더미: 서울)를 이용하였다.<sup>21)</sup> <부록 표 1>은 추정결과이다.

추정결과를 보면 가구주가 남성인 경우 가구 총소득이 높고, 가구주 연령이 높을수록 가구 총소득은 증가하다 가구주 연령이 약 45세에 도달하면 총소득은 감소하는 것으로 추정되었다. 한편 미취학이나 무학에 비해 가구주의 학력이 높을수록, 가구 순자산이 많을수록 총소득도 높은 것으로 추정되었다.

<부록 표 1> 가구소득 추정 결과

설명변수	추정계수	t-값
상수항	-4.686	-26.80
가구주 성별 (남성=1)	0.867 ***	26.14
가구주 연령	0.269 ***	44.68
가구주 연령 제곱	-0.003 ***	-51.29
가구주 교육수준	-0.216 ***	-6.43
가구주 교육수준 제곱	0.103 ***	21.73
순자산(천만원)	0.036 ***	80.31
$\sigma$	2.840 ***	315.59
Log Likelihood	-124,089.1	
LR-stat. ( $\chi^2_{0.01}$ )	248178.2 (54.78)	
표본 수	50,695	

주 : 제시된 설명변수 이외에 시점(연도) 더미 및 지역(광역자치단체 기준) 더미를 추가하여 추정하였음.

$\sigma$ 는 토빗모형의 오차항의 표준편차에 대한 추정계수. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

21) 총소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험수급액, 이전소득, 기타소득의 합으로 측정하였다. 교육수준 측정값은 다음과 같다. 1 = 미취학, 2 = 무학, 3 = 초등학교, 4 = 중학교(고등공민학교), 5 = 고등학교, 6 = 2년제 대학, 전문대학, 7 = 4년제 대학, 8 = 대학원 석사, 9 = 대학원 박사

## 2. 상대주거비용 측정

식 (10)에서  $V_{it}$ 는 자가점유가구의 경우 노동패널 설문조사에 응답한 거주주택 시가를 이용하였으며, 임차가구(전세가구와 월세가구)가 거주주택을 자가점유한다고 가정하였을 때의 거주주택에 대한 매매가격은 추정해야 한다. 이를 위해 자가점유가구가 거주하는 주택의 매매가격(로그값)과 해당 주택의 특성 및 거주지역, 관련 시점(년도)간의 관계를 헤도닉가격모형으로 추정하여 각 특성별 추정계수를 구하고, 여기에 임차가구 거주하는 주택의 특성, 거주지역, 거주시점(년도)을 곱하여 임차가구가 거주하는 주택의 매매가격을 추정하였다.

임차가구의 임대료( $R_{it}$ )는 전세가구의 경우 설문조사에서 응답한 전세보증금에 한국감정원에서 제공하는 광역자치단체별 전월세전환율을 곱하여 전환임대료로 측정하고, 보증부월세가구의 경우 보증부월세 보증금에 전월세전환율을 적용하여 환산한 임대료에 지불하는 월세에 12를 곱한 값을 더하여 전환임대료로 측정하였으며, 순수월세가구의 경우 지불하는 월세에 12를 곱하여 측정하였다.<sup>22)</sup> 그러나 자가점유가구가 거주주택을 임차한다고 가정하였을 때의 거주주택에 대한 임대료는 추정되어야 한다. 이를 위해 임차가구가 거주하는 주택에 지불하는 전환임대료(로그값)와 해당 주택의 특성 및 거주지역, 관련 시점(년도)간의 관계를 헤도닉가격모형으로 추정하여 각 특성별 추정계수를 구하고, 여기에 자가점유가구가 거주하는 주택의 특성, 거주지역, 거주시점(년도)을 곱하여 자가점유가구가 거주하는 주택의 임대료를 추정하였다. 주택매매가격과 임대료에 대한 추정결과는 <부록 표 2>에 제시되어 있다.

22) 전세보증금이나 보증부월세 보증금을 월세(임대료)로 전환하는 전환이율(보증금의 기회비용)로는 시장금리와 전월세전환율을 고려할 수 있다. 시장금리는 주택시장과 기타 자산시장(예: 금융시장)의 관계를 통한 보증금의 기회비용이라 할 수 있으며, 전월세전환율은 임대시장내에서 보증금과 월세의 관계를 통한 보증금의 기회비용이다. 관련 연구들을 살펴보면 심종원·정의철(2010)의 연구에서는 시장금리를 보증금의 기회비용으로 사용한 바 있으나, 최근의 많은 연구들(예를 들면, 정의철, 2017; 김성용·조주현, 2017; 정보선 외, 2018)은 전월세전환율을 사용하고 있다. 본 연구는 주택임대시장의 균형상태를 가정하므로 보증금의 기회비용으로 전월세전환율을 이용하였다.

〈부록 표 2〉 주택매매가격 및 전환 임대료 추정결과

설명변수	log(주택매매가격)		log(전환임대료)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	9.322	628.47	5.555	285.16
주택면적	0.017 ***	100.28	0.040 ***	73.02
주택유형 (단독=1)	0.121 ***	10.75	-0.328 ***	-22.84
주택유형 (아파트=1)	0.578 ***	57.34	0.102 ***	8.17
주택유형 (상가주택=1)	0.491 ***	20.90	0.061 **	2.40
지역 더미 (부산=1)	-0.784 ***	-55.21	-0.532 ***	-25.49
지역 더미 (대구=1)	-0.786 ***	-47.47	-0.496 ***	-18.76
지역 더미 (대전=1)	-0.801 ***	-37.06	-0.363 ***	-11.83
지역 더미 (인천=1)	-0.578 ***	-37.98	-0.281 ***	-11.95
지역 더미 (광주=1)	-0.958 ***	-46.08	-0.703 ***	-19.91
지역 더미 (울산=1)	-0.587 ***	-28.18	-0.088 **	-2.47
지역 더미 (경기=1)	-0.362 ***	-32.82	-0.175 ***	-12.69
지역 더미 (강원=1)	-1.314 ***	-66.64	-0.681 ***	-20.27
지역 더미 (충북=1)	-1.221 ***	-66.91	-0.556 ***	-16.86
지역 더미 (충남=1)	-1.149 ***	-67.11	-0.502 ***	-17.93
지역 더미 (전북=1)	-1.345 ***	-76.67	-0.693 ***	-19.71
지역 더미 (전남=1)	-1.524 ***	-89.17	-0.827 ***	-25.26
지역 더미 (경북=1)	-1.279 ***	-82.57	-0.515 ***	-19.20
지역 더미 (경남=1)	-0.873 ***	-61.62	-0.336 ***	-14.27
$\overline{R^2}$	0.569		0.375	
표본 수	32,259		18,424	

주 : 제시된 설명변수 이외에 시점(연도) 더미를 추가하여 추정하였음. \*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1

식 (10)에서 제시된 자가점유비용( $C_{it}^o$ )을 우리나라 소득세 제도에 맞게 측정하기 위해서는 주택자금대출 이자비용에 대한 소득공제 구조를 구체적으로 고려할 필요가 있다.  $C_{it}^o$  를 변환하면

$$C_{it}^o = V_{it} [\theta_i i_{1t} + (1 - \tau_2)(1 - \theta_i) i_{2t} + \tau_p + \delta - \pi_{it}^l] - V_{it} \tau_1 \theta_i i_{1t} \quad (\text{A-1})$$

식 (A-1)의 마지막 항  $V_{it} \tau_1 \theta_i i_{1t}$ 는 주택자금대출에 대한 이자비용이 과세대상소득에서

공제되면서 얻을 수 있는 소득세 절감분이다. 우리나라의 경우(소득세법 52조) 주택자금대출 이자비용에 대한 소득공제는 근로소득자에 대해서만 적용되며 구입한 주택에 대한 기준 시가와 주택면적이 일정수준 이하여야 한다. 이 경우 소득공제금액은 주택자금대출 조건에 따라 다양하게 적용된다. 주택자금대출 이자비용에 대한 소득공제가 적용되는 기준시가는 2013년까지는 3억원이었으며, 2014년 이후 2018년까지는 4억원이었다. 또한 가구가 구입하는 주택이 국민주택규모 이하에 대해서만 소득공제가 적용되며 대출기간, 대출형태(고정금리, 거치식 등)에 따라서 최대 공제액이 차등화된다. 최대 공제액은 2014년까지 1500만원이었으며, 2015년부터는 1800만원이다.

이러한 조건을 반영하면 위 식을 변환하면

$$C_{it}^o = V_{it}[\theta_i i_{1t} + (1 - \tau_2)(1 - \theta_i)i_{2t} + \tau_p + \delta - \pi_{it}^l] - \min(V_{it}\tau_1\theta_i i_{1t}, DED_t)D_{it} \quad (A-2)$$

식 (A-2)에서  $DED_t$ 는 최대 소득공제액으로 가구가 어떠한 대출조건으로 주택을 구입하는지 알기 어렵기 때문에 연도별 최대 공제액을 적용하였다.  $D_{it}$ 는 ① 가구가 근로소득이 있으며, ② 해당 거주주택의 주택면적이 34평 이하(국민주택규모 이하)이며, ③ 자가점유가구의 경우 설문조사에서 응답한 주택매매가격, 임차가구의 경우 추정된 주택매매가격의 80%로 가정한 기준시가가 연도별로 적용되는 최대금액(2013년까지는 3억원, 2014년 이후 4억원) 이하인 조건이 모두 만족되면 1 아니면 0의 값을 적용하였다.<sup>23)</sup>

$\tau_1$ 는 주택자금대출 이자비용에 대한 소득공제가 적용되는 소득구간의 소득세율(한계소득세율)이다. 한국노동패널에서는 주택자금대출 이자비용 소득공제액을 측정할 수 있는 설문항목이 없기 때문에 각 가구별로 한계소득세율을 측정할 수 없다. 따라서 한국조세재정연구원에서 실시하는 재정패널 4차년도(2011년)에서 9차년도(2016년) 개인조사 자료 중

23) 한국노동패널조사에서는 거주주택의 면적을 평으로 측정하고 있다. 아파트의 경우 분양평수로 응답하도록 하고 있는 점을 고려하면 측정된 주택면적은 전용면적보다는 사용면적일 가능성이 높다. 또한 본 연구에서 사용한 전체가구 표본 중 30평대 아파트 거주 가구의 경우 아파트 면적이 32~34평인 비율이 상대적으로 높았다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 거주주택의 면적이 34평 이하인 주택을 국민주택규모 이하 주택으로 가정하였다.

주택자금대출 이자비용 소득공제를 받은 근로자의 소득공제 받기 전의 총소득과 소득공제 받은 후의 총소득을 구하고 상·하위 5%를 제외한 나머지 90%의 근로자의 한계소득세율을 측정해 보았다. 측정결과 한계소득세율은 15%와 24% 구간이었다. 본 연구에서는 그 평균인 20%를 한계소득세율로 가정하였다.

$\theta_i$ 는 가구  $i$ 가  $V_t$ 의 매매가격을 가지고 있는 주택을 구입할 때 이에 대한 대출금 비율이다. 본 연구에서는  $\theta_i$ 를 가구  $i$ 가 보유하는 순자산이 주택구입에 이용한다고 가정하고 주택 매매가격(또는 추정치)/순자산의 비율로 측정하였으며 그 최대 비율을 60%로 설정하였다.  $\theta$ 의 최대값은 시기별, 지역별, 금융업권별로 주택자금대출규제 정책에 따라 다르게 나타나지만 이를 개별 가구별로 구체적으로 파악하기 어려워 일괄적으로 60%로 가정하였다. 이 현진·이용만(2017)은  $\theta$ 에 대한 가정에 따라 주택점유형태 선택(자가거주, 임차) 결과가 큰 차이를 보이지 않았음을 제시하고 있다.

$\tau_p$ 는 거주주택에 대한 보유세 실효세율로 박상수 외(2014)의 연구 결과에서는 2010년 (0.12%) 이후 증가 추세를 보여 2012년 0.13%로 측정하고 있다. 한편 한국조세재정연구원의 재정패널 4차년도(2011년)부터 10차년도(2017년)까지의 가구조사 자료를 이용하여 거주주택의 시가 대비 재산세 연간 고지금액의 비율을 측정한 결과 평균 0.11%로 나타났다. 그러나 재정패널에서는 거주주택 시가가 측정되는 시점과 재산세가 산정되는 시점사이에는 1년의 시차가 존재한다. 이러한 결과들을 종합적으로 반영하여 본 연구에서는 보유세 실효세율을 0.15%로 가정하였다.  $i_{1t}$ 는  $t$ 년도 한국은행의 신규대출액 기준 주택담보대출 금리,  $i_{2t}$ 는  $t$ 년도 한국은행의 3년 만기 회사채수익률(AA-등급)을 이용하였다.  $\tau_2$ 는 15.4%를 적용하였고 감가상각 및 유지관리비율( $\delta$ )은 2.5%로 가정하였다. 주택매매가격 예상 상승률( $\pi_{it}^l$ )은 KB국민은행의 광역자치단체별 주택매매가격지수를 이용하여 과거 1년간 상승률로 가정하여 각 가구가 거주하는 지역(광역자치단체)별로 적용하였다.



## 3. 다중로짓모형 추정 결과

〈부록 표 3〉 다중로짓모형 추정 결과

	전체가구			청년가구		
	자가점유/ 전세	월세/ 전세	자가점유/ 월세	자가점유/ 전세	월세/ 전세	자가점유/ 월세
	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수
상수항	-2.465	0.283	-2.747	-2.242	0.642	-2.884
가구주 연령	0.052 ***	0.023 ***	0.029 ***	0.028 ***	0.035 ***	-0.007
가구주 혼인상태 (배우자 있음=1)	0.179 ***	-0.666 ***	0.845 ***	0.300 ***	-0.997 ***	1.297 ***
가구원 수	0.193 ***	-0.025	0.218 ***	0.356 ***	-0.010	0.366 ***
log(항상소득)	0.108	-0.211 **	0.319 ***	0.110	-0.520 ***	0.630 ***
순자산	0.030 ***	-0.130 ***	0.160 ***	0.040 ***	-0.198 ***	0.238 ***
상대주거비용	-0.181 ***		-0.181 ***	-0.099 ***		-0.099 ***
2011년	-0.078	0.143 **	-0.221 ***	0.021	0.182 *	-0.161
2012년	0.014	0.202 ***	-0.188 ***	0.122	0.314 ***	-0.191
2013년	0.127	0.232 ***	-0.105	0.143	0.320 ***	-0.177
2014년	0.027	0.308 ***	-0.281 ***	0.092	0.440 ***	-0.348 ***
2015년	-0.041	0.444 ***	-0.485 ***	0.059	0.570 ***	-0.511 ***
2016년	0.000	0.542 ***	-0.542 ***	0.104	0.739 ***	-0.635 ***
2017년	0.082	0.672 ***	-0.591 ***	0.038	0.777 ***	-0.739 ***
Log-Pseudo-likelihood	-24837.0			-8522.5		
관찰치 수	31,924			10,433		

주: 가구원 수는 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수임.

t-값은 강건표준오차(robust standard error)를 이용하여 계산한 것임.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

## 4. 확률효과 다중로짓모형 추정 결과

〈부록 표 4〉 확률효과 다중로짓모형 추정 결과 (기준 주택점유형태 = 월세)

	전체가구		청년가구	
	자가점유/월세	전세/월세	자가점유/월세	전세/월세
	추정계수	추정계수	추정계수	추정계수
상수항	-11.491	-1.252	-10.540	-2.629
가구주 연령	0.115 ***	-0.082 ***	0.091 ***	-0.030
가구주 혼인상태 (배우자 있음=1)	2.360 ***	2.284 ***	2.662 ***	2.642 ***
가구원 수	0.549 ***	-0.052	0.820 ***	-0.220
log(향상소득)	3.955 ***	1.872 ***	2.743 ***	1.563 **
순자산	0.175 ***	0.124 ***	0.293 ***	0.222 ***
상대주거비용	-0.047 ***		-0.031 **	
2011년	-0.231 ***	-0.283 ***	-0.164	-0.415 **
2012년	-0.485 ***	-0.529 ***	-0.568 ***	-0.884 ***
2013년	-0.610 ***	-0.685 ***	-0.709 **	-1.061 ***
2014년	-0.823 ***	-0.786 ***	-1.035 ***	-1.284 ***
2015년	-0.971 ***	-1.050 ***	-1.331 ***	-1.481 ***
2016년	-1.155 ***	-1.229 ***	-1.555 ***	-1.878 ***
2017년	-1.474 ***	-1.510 ***	-1.814 ***	-1.905 ***
$\sigma_1^2$	45.040 ***		25.823 ***	
$\sigma_2^2$	47.608 **		24.289 ***	
$Cov_{12}$	23.604 ***		10.120 ***	
Log-Pseudolikelihood	-14325.3		-5725.5	
관찰치 수(가구 수)	31,924(5,567)		10,433(2,510)	

주: 가구원 수는 가구주와 배우자를 제외한 가구원 수입.

t-값은 강건표준오차(robust standard error)를 이용하여 계산한 것임.

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

## 국문요약

### 패널자료를 이용한 가구의 주택점유형태 결정요인 분석

본 연구에서는 패널자료를 이용하여 가구의 관찰되지 않는 이질적 특성을 선택 대안별 상수항의 확률효과로 처리하고 확률효과항간의 상관성을 보장함으로써 다중로짓모형에 내재된 IIA 가정을 완화하는 확률효과 다중로짓모형을 이용하여 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석하였다. 가구가 선택하는 주택점유형태를 자가점유, 전세, 보증부월세를 포함한 월세 등 세 가지로 구분하고 한국노동패널 13차 년도(2010년)부터 20차 년도(2017년)까지의 가구자료를 통해 가구주 연령이 만 60세 미만인 가구와 청년가구를 대상으로 모형을 추정하였다.

통합자료를 이용한 통상적인 다중로짓모형 추정 결과에 대해 하우스만 검정을 실시한 결과 IIA 가정이 기각되었으며, 확률효과 다중로짓모형 추정 결과 확률효과항의 분산과 공분산 추정계수가 유의수준 5%내에서 유의하였다. 이러한 결과는 선택 대안간의 독립성을 가정한 다중로짓모형보다 선택 대안간의 상관성을 고려한 확률효과 다중로짓모형이 더 적절한 분석 방법임을 제시한다. 확률효과 다중로짓모형 추정 결과에 기초한 한계효과 분석 결과에 따르면 청년가구의 주택점유형태 선택은 가구주 연령 만 60세 미만인 가구에 비해 순자산에 더 민감하게 반응하였다. 청년가구의 자가점유율을 높이는 것이 정책목적이라면 주택담보대출 비율 증대와 대출금리 인하의 적절한 정책조합이 유용할 수 있을 것이다.