

## 주택점유형태의 동태적 결정요인에 관한 연구\*

## A Dynamic Analysis of Housing Tenure Decisions

정 의 철 (Eui-Chul Chung)\*\*

## 〈 Abstract 〉

This study empirically examines a dynamic nature of housing tenure decisions with a special emphasis placed on state dependence of owner-occupation. Using the KLIPS panel data from 2004 to 2015 and selecting a sample of households whose heads are under age 55 in 2004, a dynamic random effects probit model is estimated to control for the effect of unobserved individual heterogeneity on housing tenure decisions.

Estimation results show that true state dependence is present in the households' housing tenure decisions. Those who were homeowners in the previous year are more likely to be homeowners in the current year. The marginal effect of state dependence of owner-occupation is estimated to be 0.517 and the magnitude of state dependence is higher for the older age groups. Within each age group, the magnitude of state dependence is found to be higher for the younger age group under age 35. The primary reason for this result is that younger renters' propensity to become homeowners is less than those of the older renters.

After controlling for the effect of state dependence of owner-occupation, the effects of demographic characteristics on choosing owner-occupation disappear except age, indicating that state dependence variable captures most of the effects of taste shifters such as demographic variables. However, permanent income, net wealth, and relative housing cost remain to be significant factors to affect housing tenure decisions.

키워드 : 주택점유형태, 상태의존성, 동태적 확률효과 프로빗 모형

Keyword : Housing Tenure, State Dependence, Dynamic Random Effects Probit Model

\* 이 논문은 2016학년도 건국대학교의 연구년교원 지원에 의하여 연구되었음.

\*\* 건국대학교 부동산학과 교수, echung@konkuk.ac.kr

## I. 서론

주택점유형태는 주택소비량과 더불어 가구 주택소비의 핵심적 요인 중 하나이다. 이론적 측면에서 가구는 가구특성과 경제적 조건에 따라 가장 높은 효용을 제공하는 주택점유형태를 선택하며, 보유자산, 소득, 주택점유형태별 주거비용 등이 주택점유형태를 결정하는 핵심 변수로 알려져 있다(Goodman and Kawai, 1982; Gillingham and Hageman, 1983; Goodman, 1988; 박천규 외, 2009). 그동안 주택점유형태 결정요인에 대한 연구들은 대부분 횡단면 자료를 이용하여 특정시점에서의 주택점유형태가 어떠한 요인에 의해 결정되는지를 분석해 왔다. 그러나 횡단면 자료는 특정 시점에서의 인구학적·경제적 특성에 대한 가구간의 차이를 통해 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석함으로써 특정 가구의 주택점유형태가 시간이 흐름에 따라 어떠한 요인에 의해 유지되고 또는 변화되는가를 분석하는데 어려움이 있다.

가구의 주택점유형태를 동태적으로 분석하기 위해서는 특정 가구의 주택점유형태와 사회·경제적 영향 요인들을 시간에 따라 추적하는 패널자료가 필요하다. 이러한 패널자료를 이용한 분석은 가구별 특성의 차이뿐 아니라 개별 가구의 특성의 변화와 자료를 통해 관찰되지 않는 개별 가구의 이질적 특성 등을 고려할 수 있으므로 주택점유형태 결정요인을 보다 정교하고 체계적으로 살펴볼 수 있는 장점이 있다. 패널자료를 이용하여 동태적인 관점에서 주택점유형태를 분석한 기존 연구들은 주로 주거이동과 주택점유형태의 변화에 초점을 두어 왔다. 이 연구들은 주로 고연령 가구의 거주주택자산 처분 가능성을 살펴보기 위해 자가에서 임차로의 주택점유형태 변화 결정요인을 분석하거나(정의철, 2013; 정의철·이경애, 2013; 이경애·정의철, 2014, 2016), 또는 청년가구를 대상으로 임차에서 자가로의 주택점유형태 변화 결정요인을 분석해 왔다(이소영·정의철, 2017a).

이러한 연구들과 달리 본 연구는 가구가 과거( $t-1$ 시점)에 선택한 주택점유형태와 현재 시점( $t$ 시점)에서 선택한 주택점유형태가 밀접하게 관련되어 있는 현상에 초점을 두고 있다. 이러한 현상에 대해서는 다음과 같은 두 가지 측면에서 생각해 볼 수 있다. 동태적인 관점에서 볼 때 가구는 매시점마다 이미 선택된 주택점유형태와 가구가 직면하는 사회·경제적 조건에 따라 효용을 극대화하기 위한 주거이동과 주택점유형태, 주택소비량에 대한 의사결정을 한다. 가구는 주거이동을 하지 않고 과거에 선택한 주택점유형태를 유지하면서 주택

을 소비할 수 있으며, 주거이동을 통해 과거와 동일한 주택점유형태로 새로운 주택소비량을 선택할 수도 있고, 또는 다른 주택점유형태로 전환하여 새로운 주택소비량을 선택할 수 있다. 가구는 각 대안별로 극대화된 효용수준에 따라 가장 높은 효용수준을 제공하는 대안을 선택하게 된다. 그리고 과거에 선택한 주택점유형태를 유지하는 것이 하나의 대안이 된다는 점에서 이미 선택된 주택점유형태는 새로운 주택점유형태 선택에 영향을 주게 된다.

한편 자가 거주 가구가 지속적으로 자가 거주를 유지하거나 주거이동 시 다시 자가 거주를 선택하는 경향이 높게 나타나는 것은 다음과 같은 이유로 존재할 수 있다. 첫째, 가구가 자가 거주를 선택함으로써 묵시적 편익을 얻을 수 있거나 주택매매가격 상승에 따라 자산을 축적할 수 있는 경우 이러한 이익을 얻기 위해 지속적으로 자가 거주를 선택하게 된다.<sup>1)</sup> 둘째, 거주하는 주택을 소유하면 주거이동 시 임차 거주에 비해 매우 높은 거래비용이 수반되므로 향후 주택점유형태 선택에 대한 제약조건이 변화된다. 자가 거주 가구는 거래비용을 상쇄할 만큼 충분한 편익이 존재하지 않은 한 주거이동을 꺼려하여 일단 주택을 소유하여 거주하면 해당 주택에 계속 거주하게 되는 경향이 높아진다. 이러한 경향은 Heckman (1981)의 상태의존성(state dependence) 개념과 연관된다. 그는 어떤 개인이 특정한 사건 또는 상태를 경험함에 따라 개인의 선호나 가격 또는 미래 선택에 대한 제약조건이 변하게 되는데, 이 경우 과거의 경험이 미래의 의사결정에 실질적인 영향을 줄 수 있음을 제시하고 있다(true state dependence).

그러나 그는 상태의존성이 다른 형태로 존재할 수도 있음을 설명하고 있다. 본 연구의 초점인 자가 거주를 예를 들면 과거에 자가 거주를 선택한 것이 현재 자가 거주를 선택하는데 본질적인 영향을 주지 않지만 자료를 통해 관찰될 수 없는 가구 특성들(unobserved individual heterogeneity)이 존재하고 이러한 특성들이 시간에 따라 상관되어 있다면, 추정과정에서 이러한 특성들이 적절히 통제되지 않았을 때 마치 과거의 자가 거주 선택이 현재의 자가 거주 선택에 영향을 주는 것처럼 나타날 수 있다는 것이다(spurious state dependence). 이러한 이유로 실질적인(true) 상태의존성을 검정하기 위해서는 가구의 관찰되지 않은 이질적 특성을 효과적으로 통제할 수 있는 실증분석기법이 요구된다.

이상의 논의는 가구의 주택점유형태에 대한 동태적 결정과정에서 과거에 선택한 주택점

1) 자가 거주의 묵시적 편익은 주거안정, 프라이버시와 자존감의 증대와 같은 심리적 요인뿐 아니라 자가 거주 가구 자녀의 상대적으로 우수한 교육성과, 거주 지역에서 발생하는 범죄의 감소 등과 같은 간접적인 편익을 포함함.

유형태가 명시적으로 고려될 필요가 있음을 제시한다. 동태적 관점에서 주택점유형태 결정 요인을 분석하는 것은 다음과 같은 측면에서 그 의의를 찾을 수 있다. 첫째, 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 결정 등에 대한 기존 연구들에 더하여 주택점유형태의 동태적 의사결정과정에 대한 분석의 폭을 넓힐 수 있을 것이다. 과거의 주택점유형태를 설명변수로 설정하여 주택점유형태간의 시간적 연관성을 명시적으로 분석한 연구는 그리 많지 않다.<sup>2)</sup> 그리고 이러한 분석을 통해 자가 거주와 관련된 상태의존성의 성격과 영향력을 분석할 수 있을 것이다. 위에서 언급한 바와 같이 자가 거주의 특성상 자가 거주의 상태의존성은 실질적(true)일 가능성이 높을 것으로 생각되나 그 영향력은 실증 분석을 통해서 파악해 보아야 한다. 둘째, 상태의존성의 효과가 크다는 것은 한편으로 과거에 임차를 선택한 가구가 현재에 자가 거주를 선택할 확률이 낮다는 것이므로 주택점유형태 측면에서 주거의 상황이동이 어렵다는 것을 의미한다. 상태의존성의 효과는 자가 거주에 대한 선호와 제약조건 등에 의해 영향을 받으므로 계층별로 다르게 나타날 수 있다. 따라서 사회적 관심 집단(예를 들면 청년층)에 대한 자가 거주 상태의존성의 영향력을 분석해 봄으로써 그 시사점을 얻을 수 있다. 셋째, 자가 거주 상태의존성의 성격은 주택정책적 관점에서도 중요한 의미를 갖는다. 대부분의 국가에서 주택구입자금 대출 이자비용에 대한 소득 공제 등과 같은 수단들을 이용하여 자가 거주를 권장하는 정책을 시행하고 있다. 그 이유는 보다 많은 가구의 주거안정을 도모함으로써 주택시장이 안정적으로 작동할 수 있고 한편으로 자가 거주가 제공하는 사회적 편익이 크기 때문인 것으로 알려져 있다.<sup>3)</sup> 자가 거주의 상태의존성이 가성적(spurious)이 아니라 실질적(true)일 때 이러한 정책의 효과가 더 클 것이다.

이러한 배경에서 본 연구에서는 주택점유형태의 동태적 의사결정에 영향을 주는 요인들을 자가 거주를 중심으로 실증 분석하고자 한다. 이를 위해 2004년부터 2015년까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 개별 가구의 주택점유형태와 관련 변수들을 측정하고, 종속변수의 과거 값이 현재의 종속변수에 영향을 주는 동태모형에서 필연적으로 나타나는 초기조건문제(initial conditions problem)와 개별 가구의 관찰되지 않는 이질성을 효과적으로 처리할 수 있는 동태적 확률효과 프로빗 모형(dynamic random effects probit model)

2) 주택점유형태의 상태의존성은 Ioannides and Kan(1996)과 Kan(2000)에 의해 분석된 바 있으나 실증 분석 과정에서 수반되어야 하는 조건들이 충분히 고려되지 않았음. 자세한 내용은 선행연구 검토 부분을 참조할 것.

3) 자가 거주의 사회적 편익에 대한 자세한 내용은 Dietz and Haurin(2003)을 참조할 것.

을 추정하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 동태적 측면에서의 주택점유형태 결정요인에 대한 선행연구를 고찰하고 제3장에서는 동태적 확률효과 프로빗 모형을 설명하고 추정을 위한 자료 및 관련 변수 측정방법을 제시한다. 제4장에서는 추정 결과를 해석하고 제5장에서는 본 연구를 요약하며 향후 연구방향을 제시한다.

## II. 선행연구 검토

동태적 측면에서 주택점유형태 결정요인을 분석한 연구는 주로 두 가지 방향에서 이루어져 왔다. 첫째는 주택점유형태의 전환에 관한 연구들로 주택점유형태의 변화가 어떠한 요인에 의해 발생하는지를 분석하였다. 이 연구들은 대부분 주택점유형태의 변화시점(timing)을 종속변수로 선택하여 위험률(hazard rate)모형을 이용한 실증 분석을 수행하였다. 예를 들면 Di Salvo and Ermisch(1997)는 영국 청년층의 생애 최초 주택점유형태(자가 또는 사회주택) 결정기간을 분석하였으며, Andrew et al.(2006)은 미국과 영국 청년층의 생애 최초 주택 구입기간 결정요인을 비례적 위험모형을 이용하여 비교 분석하였다. 또한 Boehm and Schlottmann(2004)은 연속적 위험률모형을 이용하여 미국 청년 임차가구의 자가 전환에 영향을 미치는 요인과 최초 주택구입 이후 주택점유형태 변화 요인을 추정하였으며, Boehm and Schlottmann(2014)은 분석대상을 청년가구뿐 아니라 중장년층 가구로 확대하여 유사한 방법을 이용하여 미국 및 독일 가구의 주택점유형태 변화 결정요인을 비교 분석하였다. 한편 Painter and Lee(2009)는 미국의 고연령 가구를 대상으로 비례적 위험모형을 이용하여 자가에서 임차로의 주택점유형태 변화 결정요인을 추정하였으며, Tatsiramos(2006)는 오스트리아, 덴마크, 독일 등 유럽의 13개 국가의 패널자료를 이용하여 고연령 가구의 주거이동과 주택점유형태 전환 결정요인을 비례적 위험모형으로 추정하였다.

국내에서도 위험률모형을 이용하여 주택점유형태 전환 결정요인을 분석한 연구들이 존재하는데 정의철(2013)은 한국노동패널 7차 년도에서 11차 년도 자료를 이용하여 가구주 연령이 55세 이상인 고연령 자가 거주 가구의 자가에서 임차로의 주택점유형태 전환 결정요인을 분석하였으며, 이경애·정의철(2016)은 한국노동패널 6차 년도에서 15차 년도 자

료를 이용하여 고연령 자가 거주 가구의 주거이동과 주택점유형태 선택 결정 요인을 경쟁 위험모형으로 분석한 바 있다. 또한 이소영·정의철(2017)은 한국노동패널 7차 년도에서 17차 년도 자료를 이용하여 청년 임차가구의 자가 전환 위험률을 추정하였다. 이상의 연구들은 패널자료의 특성을 이용하여 주거이동을 포함하여 주택점유형태의 동태적 결정요인을 분석하고 있으나 본 연구에서 초점을 두고 있는 과거 주택점유형태가 현재의 주택점유형태에 미치는 효과를 명시적으로 분석하지 않았다.

이러한 주택점유형태의 상태의존성은 Ioannides and Kan(1996)과 Kan(2000)의 연구에서 일부 분석되었는데 이 두 연구에서는 가구의 동태적 의사결정과정을 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 결정으로 모형화하였다. Ioannides and Kan(1996)은 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 패널자료 중 1973년에서 1983년까지의 자료를 이용하여 200가구를 대상으로 주거이동 여부와 주거이동 후 주택점유형태(자가 또는 임차)에 대한 세 가지 선택대안을 대상으로 하는 확률효과 다중프로빗 모형(random effects multinomial probit model)을 추정하였다. 추정결과  $t-1$ 기에 자가 거주를 선택하였던 가구는 주거이동을 하지 않고 계속 자가로 거주할 확률이 가장 높으며, 만일 주거이동을 하였다면 다시 자가 거주를 선택할 확률이 임차를 선택할 확률보다 높은 것으로 나타나 자가 거주 상태의존성이 존재하고 있음을 제시하였다. Kan(2000)은 Ioannides and Kan(1996)의 연구를 확장하여 현재와 과거의 주택점유형태와 주거이동 및 주거이동 계획이 동시에 결정되는 확률효과를 고려한 연립방정식 시스템(random effects simultaneous equation system) 모형을 추정하였다. 미국의 1970년에서 1992년까지의 PSID자료에서 추출한 4,781가구에 대한 불균형 패널자료를 이용한 추정 결과 과거에 자가 거주를 선택한 가구는 현재에도 자가 거주를 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다. 과거에 자가 거주를 선택한 가구가 현재에 자가 거주를 선택할 확률에 대한 한계효과는 0.46으로 추정되었다.

Ioannides and Kan(1996)과 Kan(2000)의 연구는 가구의 관찰되지 않는 이질성을 확률효과를 통하여 제거하고 또한 동태적 주택점유형태 선택의 핵심요인 중 하나인 주거이동을 명시적으로 고려하여 자가 거주 상태의존성을 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 추정모형(다중프로빗모형 또는 4개의 변수에 대한 연립방정식 시스템)의 특성상 과거의 종속변수(자가 거주)가 현재의 종속변수에 영향을 주는 동태모형의 추정에서 필연적으로 발생하는 초기조건문제가 구체적으로 다루어지지 않았다. 예를 들어  $t-1$ 기의 주택점

유형태(자가 거주)가  $t$ 기의 주택점유형태(자가 거주) 선택에 영향을 미친다는 가설을 설정한다면, 역시  $t-1$ 기의 주택점유형태는  $t-2$ 기의 주택점유형태의 영향을 받게 될 것이다. 따라서 주택점유형태 선택의 동태적 과정을 체계적으로 모형화하기 위해서는 분석의 출발 시점( $t_0$ )부터의 주택점유형태가 추정모형에 고려되어야 한다. 아래에서는 이러한 초기조건 문제를 구체적으로 고려한 실증분석 모형을 제시하기로 한다.

### III. 실증분석모형 및 자료

#### 1. 실증분석모형

본 연구에서는  $t-1$ 기의 주택점유형태가  $t$ 기의 주택점유형태 선택에 영향을 주는 동태적 확률효과 프로빗 모형(dynamic random effects probit model)을 실증분석모형으로 활용한다.  $y_{it}^*$ 를  $t$ 시점에서 가구  $i$ 의 주택점유형태에 대한 잠재변수라고 할 때 동태적 확률효과 프로빗 모형은 다음과 같이 설정된다.

$$y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기서  $y_{it-1}$ 은  $t-1$ 시점의 주택점유형태를 의미하며,  $x_{it}$ 는  $t$ 기의 설명변수 벡터,  $\alpha_i$ 는 가구  $i$ 의 관찰되지 않은 특성,  $u_{it}$ 는 오차항으로 평균이 0이고 분산이  $\sigma_u^2$ 인 정규분포를 갖는다고 가정한다.

$t$ 기에  $y_{it}^*$  대신 관찰되는 주택점유형태는 다음과 같다. 즉,  $t$ 기에 가구  $i$ 가 자가 거주를 선택하였으면 1의 값을 갖고, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

한편  $u_{it}$ 가 시간적으로 독립적이라 하더라도  $\alpha_i$ 를 포함한 오차항  $v_{it} = \alpha_i + u_{it}$ 는 가구의 개별적 특성( $\alpha_i$ ) 때문에 시간적으로 상관관계가 존재한다.  $v_{it}$ 와  $v_{is}$ 의 상관계수( $\rho$ )는 다음과 같다.

$$\rho = \text{Corr}(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_{\alpha}^2}{\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_u^2}, \quad (t \neq s) \quad (3)$$

식 (3)에서  $\sigma_u^2 = 1$ 로 가정하면,  $\phi$ 를 표준정규확률누적함수라 할 때  $t$ 기에 가구  $i$ 의 주택 점유형태( $y_{it}$ )에 대한 확률은

$$P[y_{it} = 1 | x_{it}, y_{it-1}, \alpha_i] = \Phi[(\gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i)(2y_{it} - 1)] \quad (4)$$

식 (1)과 (2)를 보면  $y_{i1}^*$ (따라서  $y_{i1}$ )는  $y_{i0}$ 에 영향을 받는다. 만일 모든 가구의 출발시점이 같다고 한다면  $y_{i0}$ 는 순수한 외생변수로 취급할 수 있다. 그러나 일반적으로 패널자료는 가구의 일련의 의사결정이 진행되는 어느 특정 시점부터 관찰되므로 자료의 출발시점에서의  $y_{i0}$ 은 순수한 외생변수가 아니며 따라서 가구의 관찰되지 않은 특성( $\alpha_i$ )에 의해서 영향을 받는다. 만일 이러한 영향이 통제되지 않는다면 추정치  $\gamma$ 는 일관적이지 않으며 과대추정되므로 상태의존성( $\gamma$ )의 크기도 과장될 가능성이 높다(Heckman, 1981; Skrondal and Rabe-Hesketh, 2014).

이러한 문제를 초기조건문제라고 하는데 Heckman(1981), Orme(2001), Wooldridge(2005) 등에 의해 이 문제에 대한 해결책이 제시되었다.<sup>4)</sup> Heckman(1981)은 초기 상태의 잠재변수( $y_{i0}^*$ )와 초기 상태의 잠재변수에 영향을 주는 설명변수간의 관계에 대한 부수적 선형 축약식을 설정하여 식 (1)과 동시에 추정할 것을 제안하였으며, Orme(2001)은  $\alpha_i$ 를  $y_{i0}$ 와 상관성이 없는 또 다른 특성변수의 함수로 설정하여 식 (1)에 포함시켜 추정하는 2단계 방법을 제시하였다.

한편 Wooldridge(2005)는 보다 단순한 형태로 초기조건문제를 해결하는 방법을 제시하였다. 그는 초기조건문제는 관찰되지 않는 특성  $\alpha_i$ 와  $y_{i0}$ 의 관계에 의해서 발생되므로  $\alpha_i$ 를  $y_{i0}$ 와  $\alpha_i$ 에 영향을 주는 변수들( $z_i$ )의 함수로 가정하였다.

$$\alpha_i = \omega_0 + \omega_1 y_{i0} + z_i \omega_2 + w_i \quad (5)$$

4) 자세한 내용은 Arulampalam and Stewart(2009)를 참조할 것.



여기서  $z_i = (z_{i1}, z_{i3}, \dots, z_{iT})$ 로 1기부터  $T$ 기까지의 변수들을 포함하며,  $w_2$ 는 이에 대응하는 추정계수 벡터이고,  $w_i$ 는  $y_{i0}$  및  $z_i$ 에 독립적인 순수 오차항으로 평균이 0, 분산이  $\sigma_w^2$ 인 정규분포를 갖는다. 그러나 현실적으로  $z_i$ 를 구성하는 변수의 수가 많을수록, 그리고  $T$ 가 클수록 추정에 이용되어야 하는 변수의 수가 비례적으로 증가하는 문제가 발생하므로 실제 추정에서는 분석기간 동안의  $z_i$ 의 평균값이 추정에 이용되는데 Skrondal and Rabe-Hesketh(2013)의 모의실험 결과 다음과 같은 형태의 축약모형이 오차가 가장 적은 것으로 나타났다.

$$\alpha_i = \omega_0 + \omega_1 y_{i0} + \bar{z}_i' \omega_2 + z_{i0} \omega_3 + w_i \quad (6)$$

$\bar{z}_i$ 는 1기에서  $T$ 기까지의 순수 외생변수들의 평균으로 구성된 벡터이며,  $z_{i0}$ 는 0기의 순수 외생변수 벡터이다. 식 (6)을 식 (1)에 대입하여 얻을 수 있는 우도함수는

$$\prod_i \int \left\{ \prod_{t=1}^T \Phi[(\gamma y_{it-1} + x_{it}' \beta + \omega_1 y_{i0} + \bar{z}_i' \omega_2 + z_{i0} \omega_3 + w_i)(2y_{it} - 1)] \right\} g^*(w) dw \quad (7)$$

여기서  $g^*(w)$ 는 식 (6)의  $w_i$ 에 대한 정규확률밀도함수이다. 식 (6)의 정의상  $w$ 는  $\bar{z}_i$ ,  $z_{i0}$ , 그리고  $y_{i0}$ 와 상관되어 있지 않으므로 식 (7)은 일반적인 확률효과 프로빗 모형을 이용하여 추정할 수 있으며<sup>5)</sup>, 가구의 관찰되지 않은 이질성을 적절히 통제하면서 상태의존성 ( $y_{it-1}$ )을 감안한 주택점유형태의 동태적 결정 요인을 추정할 수 있다.<sup>6)</sup> 또한 Wooldridge (2005)는 이 방법을 이용하여  $y_{it-1}$ 과  $x_{it}$ 에 대한 평균적 한계효과(average partial effect)를 계산할 수 있음을 제시하였다. 본 연구에서는 Wooldridge(2005) 모형을 이용하여 주택점유형태의 동태적 결정요인을 추정하였다.

5) 본 연구에서는 STATA 14의 xtprobit을 이용하여 모형을 추정하였음.

6) 주택점유형태의 상태의존성에 대한 검정은 귀무가설  $H_0: \gamma=0$ 에 대한 기각, 채택 여부를 통해서 이루어짐.

## 2. 자료 및 변수

### 1) 자료 및 변수측정

분석에 이용되는 기초자료는 한국노동연구원의 한국노동패널 자료로 7차 년도(2004년)부터 18차 년도(2015년) 조사의 가구 자료이다. 분석기간은 국토교통부 2016년 일반 가구 주거실태조사 결과 자가 거주 가구의 평균 거주기간이 10.6년임을 고려하였다. 분석 대상은 2004년에 가구주의 연령이 만 55세 이하인 가구이며, 이들 가구를 대상으로 2004년부터 2015년까지의 주택점유형태를 추적하여 이 기간 동안 주택점유형태가 모두 관찰되는 가구를 대상으로 균형패널 표본을 구성하였다. 가구주 연령이 만 55세를 초과하는 가구는 생애주기적인 측면에서 은퇴시점에 가깝거나 또는 은퇴가 이루어진 가구일 가능성이 높기 때문에 55세 이하인 가구와는 주택점유형태 결정 행태가 다를 것으로 예상되므로 표본에서 제외하였다.<sup>7)</sup> 추정에 이용되는 모든 변수를 측정할 수 있는 가구는 총 1,572가구이며, 분석의 초기년도(2004년)를 제외하면 2005년에서 2015년까지 11년 동안의 총 17,292 관찰치(household-year observations)가 생성된다.<sup>8)</sup>

종속변수인 가구의 주택점유형태( $y_{it}$ )는 자가 선택시 1, 임차 선택시 0의 값을 부여하였다. 설명변수( $x_{it}$ )는 가구의 인구학적 특성, 경제적 특성, 주거비용 특성으로 구성하였다. 인구학적 특성 변수는 가구주 연령, 가구주 성별(남성=1), 혼인상태(결혼=1), 고등학생(재수생 포함) 이하 자녀수를 포함하였다. 경제적 특성 변수로는 가구의 실질 향상소득(로그 값)과 가구 실질 순자산<sup>9)</sup>을 고려하였으며 주거비용 변수로 상대주거비용(소유비용/임차비용)을 이용하였다.

7) 선행연구에서 소개한 고연령 가구의 주택소비결정에 대한 연구들은 주로 가구주 연령이 50세 또는 55세 이상인 가구를 대상으로 하고 있음. 이 연구들은 고연령대의 가구들은 은퇴 등의 영향으로 소득을 통해 필요한 소비를 충당하지 못하고 주택을 포함한 보유 자산을 처분할 가능성이 높기 때문에 주택소비의 확장기 또는 안정기인 다른 연령대와는 상이한 주택소비 행태를 보일 수 있음을 가정하고 있음. 이에 대한 이론적 논의는 Jones(1997)를 참조하고, 실증 분석 결과에 대해서는 정의철(2013), 정의철·이경애(2013) 등을 참조할 것.

8) 2004년은 초기년도( $t=0$ )로 2004년의 주택점유형태가 실증분석모형에서  $y_{i0}$ 에 해당됨.

9) 순자산은 총자산(현재 거주주택 시가 및 보증금 + 거주주택 외 부동산 시가 및 보증금 + 금융자산)에서 총부채를 뺀 값으로 계산하였으며, 이를 연도별, 지역별 소비자물가지수를 이용하여 2009년 기준 실질 값으로 변환하였음.

소득변수는 주택의 내구재로서의 특성과 주택보유기간 동안 안정적 대출상환의 필요성을 감안하여 실질 항상소득을 추정하여 이용하였다. 실질 항상소득은 가구 총소득을 연도별, 지역별 소비자물가지수를 이용하여 분석기간(2004~2015)의 중간 년도인 2009년 기준의 실질 가구소득으로 환산한 값을 종속변수로, 가구주 성별, 가구주 연령 및 연령 제곱, 교육수준 및 교육수준 제곱, 실질 순자산, 지역 및 연도 더미 변수를 설명변수로 설정하여 토빗모형으로 추정한 결과의 예측치를 이용하였다.<sup>10)</sup> 한편 상대주거비용(소유비용/임차비용)을 구하기 위해서는 가구의 주택점유형태와 관계없이 소유비용과 임차비용이 측정되어야 한다. 즉, 가구가 소유한 주택에 거주하는 경우 해당 주택의 소유비용뿐 아니라 해당 주택을 임차하였을 경우 지불해야 하는 임차비용이 계산되어야 하고, 가구가 주택을 임차하여 거주하는 경우 해당 주택의 임차비용뿐 아니라 해당 주택을 소유하였을 경우 지불해야 하는 소유비용이 계산되어야 한다. 해당 주택의 대체적 주택점유형태(소유의 경우 임차, 임차의 경우 소유)에 대한 주거비용은 헤도닉기법을 이용하여 해당 주택의 임대료와 주택 매매가격을 추정하여 계산하였다. 실질 항상소득 추정 절차와 상대주거비용 측정 절차는 부록에 자세히 설명되어 있다.

## 2) 기초통계량

〈표 1〉은 2005년부터 2015년까지 특정 년도( $t$ )와 그 이전 년도( $t-1$ )의 주택점유형태에 따른 가구 분포를 보여준다. 2005년에서 2015년 기간 동안 특정년도( $t$ )에 자가 거주를 선택한 가구(11,355 가구) [(a) 중 약 94.4%인 10,717 가구(b)]가 전년도( $t-1$ )에서도 자가 거주를 선택하였다. 이 비율은 특정 시점에 일단 자가 거주를 선택하면 그 다음 시점에는 주거이동을 하였던, 아니면 기존 주택에 계속 거주하던 자가 거주가 계속 유지되고 있음을 보여준다. 이 비율을 2004년도 기준 가구주 연령대별로 구분하여 살펴보면 가구주 연령이 35세 이하인 가구의 경우 88.8%, 36-45세 이하인 가구에서는 94.7%, 46-55세 이하인 가구의 경우 약 96.6%이다. 가구주 연령대가 높은 가구일수록 이 비율이 더 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

10) 가구 총소득이 0인 가구가 존재하므로 절단된(censored) 분포를 가정한 토빗모형을 추정에 이용하였음.

〈표 1〉 인접년도간( $t-1$ 기와  $t$ 기) 주택점유형태별 가구 분포

	전체	가구주 연령 35세 이하	가구주 연령 36-45세 이하	가구주 연령 46-55세 이하
자가( $t$ ) (a)	11,355	2,176	4,373	4,806
자가( $t$ )   자가( $t-1$ ) (b)	10,717	1,932	4,141	4,644
자가( $t$ )   임차( $t-1$ )	638	244	232	162
임차( $t$ )	5,937	1,971	2,249	1,717
임차( $t$ )   자가( $t-1$ )	422	133	154	135
임차( $t$ )   임차( $t-1$ )	5,515	1,838	2,095	1,582
[(b)/(a)](%)	94.38	88.79	94.69	96.63

주: 가구주 연령은 2004년 기준

〈표 2〉는  $t$ 기의 주택점유형태별 기초통계량을 제시하고 있다. 2005년부터 2015년까지 전체 가구의 65.7%(11,355 가구)는 자가 거주를 선택하였고, 나머지 34.3%(5,937 가구)는 임차 거주를 선택하였다. 〈표 1〉에서 보여준 바와 같이  $t$ 기에 자가 거주를 선택한 가구 중 94.4%(10,717 가구)는  $t-1$ 기에 자가 거주를 선택한 가구였으며, 반면  $t$ 기에 임차 거주를 선택한 가구(5,937 가구) 중 7.1%(422 가구)만이  $t-1$ 기에 자가 거주를 선택한 가구였다.

〈표 2〉  $t$ 기의 주택점유형태별 설명변수의 기초통계량

변수	자가 거주( $t$ 기)		임차 거주( $t$ 기)		전체	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
주택점유형태( $t-1$ )(자가 = 1)	0.94	0.23	0.07	0.26	0.64	0.48
가구주 연령(세)	49.29	8.13	45.71	8.68	48.06	8.49
가구주 성별(남성 = 1)	0.92	0.28	0.84	0.37	0.89	0.31
가구주 혼인상태(결혼 = 1)	0.90	0.30	0.77	0.42	0.85	0.35
자녀수(명)	1.60	0.83	1.50	0.92	1.57	0.86
실질 향상소득(천만원)	4.46	1.41	3.77	1.00	4.22	1.33
실질 순자산(천만원)	24.90	34.30	8.98	15.74	19.43	30.24
상대주거비용	0.74	1.02	1.72	3.05	1.08	2.02
가구 수	11,355		5,937		17,292	

전체적으로 임차 거주를 선택한 가구에 비해 자가 거주를 선택한 가구의 가구주 연령이 높으며, 가구주가 남성인 가구의 비율이 높고, 가구주가 배우자가 있는 가구의 비율이 높으

며, 자녀 수도 많은 것으로 나타나고 있다. 주택점유형태를 결정하는 핵심 경제 변수들을 살펴보면 자가 거주를 선택한 가구의 실질 항상소득(2009년 기준)의 평균은 4,460만원으로 임차를 선택한 가구의 실질 항상소득의 평균(3,770만원)보다 690만원 더 많으며, 실질 순자산도 자가 거주를 선택한 가구가 임차 거주를 선택한 가구보다 평균적으로 약 1억 6천만원 정도 더 많은 것으로 나타나고 있다. 또한 상대주거비용(소유비용/임차비용)도 자가 거주를 선택한 가구는 평균 0.74인 반면 임차 거주를 선택한 가구는 평균 1.72로 매우 높게 나타나고 있다.

## IV. 추정결과

### 1. 전체 표본

〈표 3〉은 전체 표본을 대상으로 가구의 주택점유형태 결정요인에 대한 확률효과 프로빗 모형 추정 결과를 보여준다. (A)는 과거의 주택점유형태(자가 거주 = 1)를 고려하지 않은 일반적인 확률효과 프로빗 모형 추정 결과이며, (B)는 과거의 주택점유형태를 고려한 동태적 확률효과 프로빗 모형 추정 결과이다. (C)는 과거의 주택점유형태의 효과를 2004년도의 가구주 연령대별로 구분한 추정 결과이다.

모형 (A)는 모형 (B) 및 모형 (C)와 동일한 표본을 유지하기 위해 분석의 출발시점인 2004년을 제외하고 2005년부터 2015년까지의 패널자료를 이용하여 추정하였다.<sup>11)</sup> 추정 결과를 살펴보면 먼저  $\rho$ 에 대한 추정계수 값이 0.872로 매우 높으며, 통계적으로 유의하게 나타났다.  $\rho$ 에 대한 추정계수는 식 (3)에서  $\sigma_u^2 = 1$ 를 가정하였을 때 얻게 되는 오차항의 분산 중  $\alpha_i$ 가 기여하는 부분으로 추정오차의 분산 중 87.2%가  $\alpha_i$ 에 의해 발생되고 있다는 것을 의미한다. 따라서 통합프로빗 모형을 통한 추정보다  $\alpha_i$ 의 영향을 고려한 확률효과 프로빗 모형이 더욱 적절한 추정방법임을 보여준다. 설명변수들의 영향을 살펴보면 가구주 연령이 높을수록, 가구주가 결혼상태일수록, 자가 거주를 선택할 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 예상과 같이 가구의 실질 항상소득이 높을수록, 실질 순자산이 많을수록, 그리

11) 모형 (B)와 (C)는 2004년의 자가 거주 더미가 설명변수로 이용되므로 실제 표본은 2005년부터 2015년까지의 가구로 구성됨.

고 상대주거비용(소유비용/임차비용)이 낮을수록 자가 거주를 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었다.

한편 가구의 전년도 주택점유형태(자가 거주(t-1))를 설명변수로 이용한 동태적 주택점유 형태 결정모형 추정 결과(B)를 보면 전년도의 자가 거주 더미에 대한 추정계수가 양(+)으로 매우 높은 통계적 유의성을 보여주고 있어, 전년도에 자가 거주를 선택한 가구가 현재 년도에도 자가 거주로 유지될 가능성이 매우 높다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞의 실증 분석 모형 구축과 관련된 내용에서 설명한 바와 같이 가구의 관찰되지 않은 이질적 특성( $\alpha_i$ )을 통제한 상태에서 얻어진 결과이므로 가구의 주택점유형태에 대한 상태의존성은 가성적(spurious)이 아니라 실질적(true)으로 존재하고 있음을 의미한다. 즉, 가구가 일단 자기 거주를 선택하게 되면 주거이동에 따른 거래비용의 영향으로 주거이동을 하지 않거나 또는 자가 거주로 얻을 수 있는 묵시적 편익이나 주택자산 가치 상승 등의 효과로 인해 가구의 주택점유형태에 대한 선호가 변화되어 주거이동 후 다시 자가 거주를 선택한 결과로 해석할 수 있다.<sup>12)</sup>

모형 (B)의 결과를 보면 모형 (A)에서 통계적으로 유의하였던 가구주 혼인상태 변수가 더 이상 유의하지 않았다. 가구주 혼인상태 변수가 자가 거주에 대한 선호를 반영하는 것이라면 이 변수가 자가 거주 확률에 미치는 영향들은 자가 거주의 상태의존성에 의해 반영되고 있다고 할 수 있다. 그러나 가구의 경제적 변수인 실질 항상소득과 실질 순자산은 자가 거주의 상태의존성을 설명변수로 명시적으로 포함한 경우에도 자가 거주 선택 확률에 양(+)의 유의한 영향을 주는 것으로, 상대주거비용은 음(-)의 유의한 영향을 주는 것으로 분석되었다.<sup>13)</sup>

12) 익명의 심사위원은 과거의 자가 거주 선택의 결과가 현재의 자가 거주 선택에 미치는 영향을 주거이동을 하지 않은 경우 '상태지속성', 주거이동을 한 경우 '상태의존성'으로 구분하는 것이 바람직하다고 제안하였음. 주거이동 여부에 따라 과거의 자가 거주 선택의 결과가 현재의 자가 거주 선택에 미치는 영향을 구분하는 것은 바람직한 것으로 생각되나 기존 문헌에서 상태의존성(state dependence)과 상태지속성(state persistence)을 거의 동일한 개념으로 취급하고 있고 본 연구에서 주거이동을 따로 구분하지 않았으므로 용어를 상태의존성으로 통일하여 논의를 진행하기로 함.

13) 익명의 심사위원의 제안에 따라 Stewart(2007)와 Plum and Ayllon(2015)을 참고하여 모형 (B)에 대하여 자가 거주의 상태의존성 변수에 대한 추정계수에 확률항을 추가한  $[(\gamma + \alpha_i)y_{it-1}]$  모형을 추정하였음. 추정계수의 크기와 추정계수의 통계적 유의성은 모형 (B)와 유사하였으며,  $\sigma_{\alpha}^2$ 과  $\sigma_{\epsilon}^2$ 은 통계적으로 유의하였으나 공분산에 대한 추정계수는 유의하지 않았음. 추정결과는 부록을 참조할 것.

〈표 3〉 주택점유형태 결정 요인 확률효과 프로빗 추정결과 1 (자가 거주 = 1)

	(A)		(B)		(C)	
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	-5.099	-15.32	-1.667	-4.02	-1.445	-3.45
자가 거주( $t-1$ )	-		2.309 ***	44.44	2.170 ***	30.38
자가 거주( $t-1$ )×45세 이하	-	-	-	-	0.216 ***	2.62
자가 거주( $t-1$ )×55세 이하	-	-	-	-	0.251 **	2.52
가구주 연령(세)	0.069 ***	14.41	0.016 ***	2.75	0.016 ***	2.75
가구주 성별(남성 = 1)	-0.071	-0.40	-0.147	-0.71	-0.156	-0.76
가구주 혼인상태(결혼 = 1)	0.332 **	2.52	0.152	1.05	0.150	1.04
자녀수(명)	0.066	1.53	-0.057	-1.18	-0.051	-1.05
log(실질 항상소득(천만원))	2.089 ***	8.51	1.059 ***	3.58	1.050 ***	3.58
실질 순자산(천만원)	0.016 ***	6.96	0.012 ***	5.00	0.012 ***	5.06
상대주거비용	-0.372 ***	-22.73	-0.221 ***	-14.45	-0.221 ***	-14.40
$\rho$	0.872 ***	110.46	0.281 ***	9.20	0.271 ***	8.85
Log-L	-4,909.54		-3,294.19		-3,290.11	
표본 수	17,292		17,292		17,292	
가구 수	1,572		1,572		1,572	

주: 모형 (A)는 2005~2015년까지의 패널자료를 이용하여 추정함. 모형 (B)와 (C)에서는 식 (6) 또는 (7)에서 설명한 바와 같이 위 표에서 제시된 설명변수 이외에 2004년의 주택점유형태 더미(자가 거주 = 1) ( $y_{it0}$ )와 가구특성, 실질 항상소득, 실질 순자산, 상대주거비용에 대한 2004년 값( $z_{it0}$ )과 2005년부터 2015년까지의 평균( $\bar{z}_i'$ )을 추가 설명변수로 이용하였음. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

한편 모형 (C)에서는 전년도 자가 거주 더미 변수에 가구주 연령 더미를 곱하여 자가 거주 상태의존성이 가구의 생애주기에 따라 서로 차별적으로 나타나고 있는지를 분석하였다. 추정 결과를 보면 자가 거주 상태의존성 추정계수는 가구주 연령대가 높아짐에 따라 더 커지는 것으로 나타났다. 모형 (C)에서 전년도 자가 거주 더미에 곱해진 가구주 연령 더미에 대해 가구주 연령 35세 이하를 기준더미로 이용하였으므로 자가 거주( $t-1$ )에 대한 추정계수 (2.17)는 가구주 연령이 35세 이하인 가구에 대한 자가 거주 상태의존성 추정계수이며, 가구주 연령이 36-45세 이하인 가구의 상태의존성 추정계수는 2.386(=2.17+0.216), 가구주 연령이 46-55세 이하인 가구의 상태의존성 추정계수는 2.421(=2.17+0.251)로 계산된다.

〈표 3〉에서 제시한 추정 결과를 이용하여 주요 변수에 대한 한계효과를 계산할 수 있다. 확률효과 프로빗 모형에서 설명변수  $x_k$ 에 대한 한계효과는 다음과 같이 계산된다(Arulampalam, 1998).  $\phi(\cdot)$ 가 표준정규확률밀도함수이고  $\beta_k$ 가 설명변수  $x_{kit}$ 에 대한 추정계수라 할 때

$$\frac{\partial [P(y_{it} = 1|x_{it}, \alpha_i)]}{x_{kit}} = \phi(x_{it}'\beta\sqrt{1-\rho})(\sqrt{1-\rho}\beta_k) \quad (8)$$

식 (8)을 모든 시점( $T$ )과 가구( $N$ )별로 합하고 다시  $T$ 와  $N$ 으로 나누면 한계효과의 평균 (APE: average partial effect)을 구할 수 있다(Wooldridge, 2005).

$$\begin{aligned} APE(x_k) &= \frac{1}{N} \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \frac{\partial [P(y_{it} = 1|x_{it}, \alpha_i)]}{x_{kit}} \\ &= \frac{1}{N} \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \phi(x_{it}'\beta\sqrt{1-\rho})(\sqrt{1-\rho}\beta_k) \end{aligned} \quad (9)$$

한편  $t-1$ 년도에 자가 거주를 선택한 가구가  $t$ 년도에 자가 거주를 선택할 확률에 대한 한계효과는  $\Phi(\cdot)$ 가 표준정규누적확률함수일 때

$$\begin{aligned} &P(y_{it} = 1|y_{it-1} = 1) - P(y_{it} = 1|y_{it-1} = 0) \\ &= \Phi[(\gamma + x_{it}'\beta + \omega_1 y_{i0} + z_{it}'\omega_2 + z_{i0}\omega_3)\sqrt{1-\rho}] \\ &\quad - \Phi[(x_{it}'\beta + \omega_1 y_{i0} + z_{it}'\omega_2 + z_{i0}\omega_3)\sqrt{1-\rho}] \end{aligned} \quad (10)$$

아래 <표 4>는 이상의 절차를 거쳐 계산된 주요 변수들의 한계효과이다. 주택점유형태 결정의 핵심변수들인 실질 향상소득, 실질 순자산, 상대주거비용의 한계효과를 살펴보면 과거의 주택점유형태를 고려하지 않은 일반적인 확률효과 프로빗 모형[(A)]의 추정결과를 이용한 경우에 비해 과거의 주택점유형태를 고려한 동태적 확률효과 프로빗 모형[(B), (C)]의 추정 결과를 이용하였을 때의 한계효과 크기가 상대적으로 작은 것으로 나타났는데 자가 거주( $t-1$ ) 변수가 관련 변수들의 영향을 일정 부분 흡수하였기 때문으로 생각된다. 모형 (B)와 (C)의 추정 결과를 이용하여 한계효과를 살펴보면 실질 향상소득의 로그값이 1단위 증가하면 가구가 자가 거주를 선택할 확률은 약 12%p 증가하며, 가구 실질 순자산이 1천만 더 높으면 자가 거주를 선택할 확률이 약 0.1%p 높아진다. 반면 상대주거비용이 1단위 더 증가하면 자가 거주를 선택할 확률은 약 2%p 감소하는 것으로 계산된다.



〈표 4〉 주요 변수의 한계효과(APE)

설명변수	(A)	(B)	(C)
자가거주(t-1)	-	0.5170	-
자가거주(t-1) (35세 이하)	-	-	0.4995
자가거주(t-1) (36-45세 이하)	-	-	0.5279
자가거주(t-1) (46-55세 이하)	-	-	0.5321
log(실질 향상소득)	0.2503	0.1176	0.1164
실질 순자산	0.0018	0.0014	0.0014
상대주거비용	-0.0446	-0.0246	-0.0245

한편  $t-1$ 년도에 자가 거주를 선택한 가구가 임차 거주를 선택한 가구에 비해  $t$ 년도에 자가 거주를 선택할 확률은 전체적으로 0.517로 나타나는데 이를 가구주 연령대별로 구분하여 계산하면 가구주 연령이 35세 이하 가구의 경우 0.4995, 가구주 연령이 36-45세 이하인 가구는 0.5279, 가구주 연령이 46-55세 이하인 가구는 0.5321로 〈표 1〉에서 언급한 바와 같이 가구주 연령이 높을수록 자가 거주의 상태의존성의 정도가 더 높은 것으로 나타났다.

## 2. 가구주 연령계층별 표본

〈표 5〉은 추정에 이용된 표본 가구를 2004년의 가구주 연령계층별로 구분한 동태적 확률효과 프로빗 모형 추정 결과이다. 추정 결과를 살펴보면 자가 거주(t-1) 변수에 대한 추정계수가 모든 연령계층별 표본에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지고 있어 가구주의 연령계층 내에서도 자가 거주의 상태의존성이 존재하는 것으로 나타나고 있다. 가구특성 변수들은 36-45세 이하 표본과 46-55세 이하인 표본에서 가구주 연령 변수가 통계적으로 유의한 결과를 보인 것 이외에 대부분 낮은 유의수준을 가지고 있어 앞에서 언급한 바와 같이 상태의존성 변수에 의해 그 효과들이 흡수된 것으로 생각된다.

한편 경제적 변수의 영향은 연령계층에 따라 다르게 나타났다. 실질 향상소득 변수는 가구주 연령이 35세 이하 표본과 46-55세 이하인 표본에서는 양(+)으로 통계적으로 유의하였으나 가구주 연령이 36-45세 이하인 계층에서는 유의하지 않았다. 실질 순자산 변수는 모든 연령계층에서 양(+)으로 유의하였으나, 가구주 연령이 35세 이하 표본에

〈표 5〉 주택점유형태 결정 요인 확률효과 프로빗 추정결과 2 (자가 거주 = 1)

	35세 이하 (D)		36-45세 이하 (E)		46-55세 이하 (F)	
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	-1.856	-2.39	-1.038	-1.19	-3.263	-2.44
자가 거주(t-1)	2.279***	27.09	2.390***	28.80	2.247***	21.56
가구주 연령(세)	-0.008	-0.51	0.025**	2.08	0.023**	2.07
가구주 성별(남성 = 1)	0.112	0.34	-1.733	-0.47	-0.696	-1.60
가구주 혼인상태(결혼 = 1)	0.246	0.98	0.340	1.32	0.054	0.19
자녀수(명)	0.094	1.00	-0.108	-0.94	-0.137*	-1.69
log(실질 항상소득(천만원))	1.632**	2.71	0.094	0.15	1.393**	2.04
실질 순자산(천만원)	0.009*	1.76	0.017***	3.46	0.013***	2.55
상대주거비용	-0.314***	-9.87	-0.193***	-7.53	-0.217***	-8.32
$\rho$	0.181***	3.81	0.261***	5.30	0.346***	5.69
Log-L	-1,078.928		-1,220.703		-929.376	
표본 수	4,147		6,622		6,523	
가구 수	377		602		593	

주: 위 표에서 제시된 설명변수 이외에 2004년의 주택점유형태 더미(자가 거주 = 1)( $y_{i0}$ )와 가구특성, 실질 항상소득, 실질 순자산, 상대주거비용에 대한 2004년 값( $z_{i0}$ )과 2005년부터 2015년까지의 평균( $\bar{z}_i'$ )을 추가 설명변수로 이용하였음. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ .

서는 유의성이 상대적으로 낮았다 (유의수준 10%). 이러한 결과는 자가 거주 상태의 의존성이 존재할 때 경제적 변수들이 자가 거주 선택에 미치는 영향이 연령계층별로 다르게 나타날 수 있다는 것을 보여준다. 상대주거비용은 모든 연령계층에서 자가 거주 선택 확률을 낮추는 것으로 추정되었다.

아래 〈표 6〉은 〈표 5〉의 추정결과에 기초해 계산된 연령계층별 주요 변수들의 한계효과를 보여준다.<sup>14)</sup> 자가 거주에 대한 상태의존성의 한계효과는 가구주 연령이 35세 이하인 표본에서 가장 높게(0.5992) 계산되었다. 자가 거주에 대한 상태의존성의 한계효과는 과거에 자가 거주를 선택하였을 때(d)와 임차 거주를 선택하였을 때(e) 현재의 자가 거주 선택 확률의 차이(c)로 계산된다. 〈표 6〉을 보면 젊은 연령계층의 경우 과거에 자가 거주를 선택하고 현재에도 자가 거주를 선택할 확률은 0.8262로 다른 연령계층보다 낮았으나 과거에 임차 거주를 선택하고 현재에 자가 거주를 선택할 확률이 0.2270으로 다른 연령계층보다

14) 〈표 4〉는 연령계층 간의 상태의존성의 효과를 의미하는 반면 〈표 6〉의 결과는 동일한 연령계층 내에서의 상태의존성의 효과를 의미함.

크게 낮아 상태의존성의 효과가 가장 높은 것으로 나타났다. 이 결과는 젊은 연령계층내에서 임차에서 자가로의 주거 상향이동에 대한 선호가 다른 연령계층에 비해 상대적으로 낮다는 것을 의미한다.<sup>15)</sup> 이 결과는 소득, 자산, 주거비용 등 주택점유형태 결정에 영향을 주는 경제적 요인들을 통제된 상태에서 계산된 것이므로 가구의 경제적 조건이 자가 거주 선택에 미치는 영향과는 구별되어야 한다.

반면 실질 향상소득이 자가 거주 선택 확률에 미치는 한계효과는 다른 연령계층 표본에 비해 35세 이하 연령계층 표본에서 더 높게 나타났으며, 상대주거비용이 자가 거주 선택 확률에 미치는 한계효과도 35세 이하 연령계층 표본에서 가장 높았다. 이러한 결과는 자가 거주 상태의존성 효과를 고려하더라도 젊은 계층이 상대적으로 높은 연령계층에 비해 자가 거주 선택이 실질 향상소득이나 상대주거비용과 같은 핵심 변수에 더 민감하다는 것을 보여준다.

〈표 6〉 연령계층별 주요 변수의 한계효과(APE)

설명변수	35세 이하	36-45세 이하	46-55세 이하
자가거주(t-1) (c) = (d) - (e)	0.5992	0.5400	0.4054
(d) $P(y_{it} = 1   y_{it-1} = 1)$	0.8262	0.8715	0.8718
(e) $P(y_{it} = 1   y_{it-1} = 0)$	0.2270	0.3315	0.4664
log(실질 향상소득)	0.2457	-	0.1113
실질 순자산	0.0013	0.0018	0.0010
상대주거비용	-0.0472	-0.0207	-0.0173

주: 가구주 연령은 2004년 기준. '-'로 표시된 것은 추정계수가 유의하지 않은 경우임.

〈표 6〉의 결과는 2004년 기준의 가구주 연령에 따라 연령계층을 구분한 것이므로 최근의 연령계층별 차이를 살펴보면 한계가 있다. 따라서 〈표 7〉에서는 2010년부터 2015년까지의 패널자료를 이용하여 2010년의 가구주 연령을 기준으로 연령계층을 구분하여 위와 동일한 방법으로 연령계층별 주요 변수의 한계효과를 계산하였다. 과거의 자가 거주 선택이 현재의 자가 거주 선택에 미치는 영향은 연령계층별로 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 과거에 임차 거주를 선택이 현재의 자가 거주 선택에 미치는 영향은 연령계층별로

15) 젊은 연령계층(청년층)의 자가 거주에 대한 선호가 왜 낮은지에 대해서는 이소영·정의철(2017b)에서 높은 주택가격을 하나의 이유로 분석하고 있으나 보다 폭넓은 분석이 요구됨.

큰 차이가 있다. 46-55세 연령계층에서는 그 크기가 0.5675로 매우 높은 반면 35세 이하 젊은 계층에서는 0.1804로 가장 낮았다.

〈표 7〉 연령계층별 주요 변수의 한계효과(APE) (2010-2015년 표본)

설명변수	35세 이하	36-45세 이하	46-55세 이하
자가거주(t-1)	0.6377	0.4182	0.2298
$P(y_{it} = 1   y_{it-1} = 1)$	0.8181	0.8081	0.7973
$P(y_{it} = 1   y_{it-1} = 0)$	0.1804	0.3899	0.5675
log(실질 향상소득)	0.2358	-	-
실질 순자산	0.0018	0.0014	0.0031
상대주거비용	-0.0168	-0.0292	-0.01258
표본 수	2,736(456 가구)	4,110(685 가구)	3,942(657 가구)

주: 가구주 연령은 2010년 기준. '-'로 표시된 것은 추정계수가 유의하지 않은 경우임.

## V. 결론

동태적인 관점에서 볼 때 가구는 매시점마다 가구가 직면하는 사회·경제적 조건에 따라 현재의 주택점유형태와 주택소비량이 제공하는 효용수준과 미래의 선택 대안이 제공하는 효용수준을 비교하여 효용을 극대화하기 위한 주택점유형태와 주택소비량을 선택한다. 또한 가구가 자가 거주를 선택하는 경우 자가 거주가 제공하는 목시적 편익, 자산의 축적, 주거이동시 발생하는 높은 거래 비용 등으로 미래의 주택점유형태 선택에 대한 선호와 제약조건이 변화하게 된다. 이에 따라 자가 거주 가구는 주거이동 없이 기존 주택에 계속 거주하거나 주거이동시에도 다시 자가 거주를 선택하는 경향이 나타난다.

따라서 과거의 의사결정이 현재의 의사결정에 영향을 주는 동태적 모형을 주택점유형태를 대상으로 분석하기 위해서는 자가 거주 상태의존성이 분석에 고려될 필요가 있다. 본 연구에서는 2004년부터 2015년까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 이원적 종속변수에 대한 동태 모형 분석에서 나타나는 초기조건문제와 개별 가구의 관찰되지 않는 이질성을 효과적으로 처리할 수 있는 동태적 확률효과 프로빗 모형을 추정하였다.

추정 결과 우리나라 가구의 자가 거주 선택에는 실질적인(true) 상태의존성이 존재하고

있으며, 그 영향력은 가구주 연령이 높아질수록 더 큰 것으로 나타났다. 한편 가구주의 연령계층으로 구분된 표본을 이용한 추정 결과에서도 모든 연령계층에서 자가 거주 선택에 상태의존성의 영향이 존재하였으며, 연령계층 내에서의 상태의존성의 영향력은 젊은 연령계층에서 상대적으로 더 큰 것으로 분석되었다. 상태의존성의 영향력을 세분화하여 분석한 결과 젊은 연령계층에서 상대의존성의 영향력이 높게 나타나는 것은 젊은 연령계층의 임차 가구가 다른 연령계층에 비해 임차에서 자가로의 주거 상향이동에 대한 선호가 낮았기 때문이었다. 젊은 연령계층에서 임차에서 자가로의 주거 상향이동에 대한 선호가 왜 낮은지에 대해서는 폭넓은 분석이 필요할 것으로 생각된다.

젊은 연령계층의 자가 거주 비율을 높이는 것이 정책 방향이라고 한다면 이 연령계층이 다른 연령계층에 비해 임차에서 자가로의 주택점유형태 전환에 대한 선호가 상대적으로 낮다는 점을 정책 대안을 모색하는데 고려해야 할 것이다. 자가 거주에 상태 의존성 영향력을 통제한 상태에서 주요 변수들의 자가 거주 선택에 대한 한계효과를 보면 소득이 자가 거주 선택에 미치는 영향력이 다른 연령계층에 비해 높은 것으로 나타났다. 따라서 젊은 연령계층의 소득 창출 능력을 높이고 안정적으로 소득을 창출할 수 있는 기회를 넓히는 것이 이들의 자가 거주 비율을 높이는 유용한 정책 방향이 될 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구에서는 자가 거주에 목시적 편익, 주택자산 가치의 상승, 주거이동에 대한 거래비용 등의 요인으로 자가 거주에 상태의존성이 존재하고 그 영향력이 연령계층별로 다를 수 있으며, 특히 젊은 계층 내에서의 영향력이 다른 연령계층 내에서의 영향력보다 높게 나타나고 있음을 분석하였으나 주택점유형태의 동태적 결정 과정에서 필연적으로 나타나는 주거이동을 명시적으로 고려하지 않았다는 한계가 존재한다. 가구의 주거이동을 명시적으로 고려하게 되면 자가 거주에 상태의존성을 자가 거주 유지(주거이동이 없는 경우)와 자가 거주 신규 선택(주거이동이 존재하는 경우)으로 구분하여 보다 구체적으로 분석해 볼 수 있을 것이다. 또한 자가 거주에 상태의존성은 다양한 집단에 따라 서로 다르게 나타날 가능성이 높다. 본 연구에서는 가구주 연령을 기준으로 연령계층을 구분하여 분석하였지만, 가구 규모나 거주 지역 등으로 구분한 분석도 의미있는 연구가 될 것으로 생각된다.

## 참고문헌

1. 박천규·이수욱·손경환, “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석 연구,” 『국토연구』, 제60권, 국토연구원, 2009, pp.171-187.
2. 이경애·정의철, “고연령 소유가구의 주거이동 및 주택 점유형태 결정 요인 분석: 가구의 성별 차이점을 중심으로,” 『주택연구』, 제22권 제3호, 한국주택학회, 2014, pp.127-152.
3. 이경애·정의철, “경쟁위험모형을 이용한 고연령 자가거주 가구의 주택소비조정에 관한 연구,” 『부동산학연구』, 제22집 제4호, 한국부동산분석학회, 2016, pp.5-17.
4. 이소영·정의철, “패널자료를 이용한 청년층 임차가구의 자가 전환 결정요인 분석,” 『주택연구』, 제25권 제1호, 한국주택학회, 2017a, pp.63-89.
5. 이소영·정의철, “청년층 임차가구의 주택구입계획과 저축 결정요인에 관한 연구,” 『부동산학연구』, 제23집 제3호, 한국부동산분석학회, 2017b, pp.41-53.
6. 이수욱·김태환·황관석·변세일·이형찬, 『저성장시대 청년층 주거안정을 위한 정책방안 연구』, 국토연구원, 2015.
7. 정의철, “고연령 가구의 주택 점유형태 변화 결정요인 분석,” 『국토연구』, 제77권, 국토연구원, 2013, pp.119-136.
8. 정의철, “고연령 자가거주 가구의 주거소비 조정 결정요인 분석,” 『주택연구』, 제24권 제2호, 한국주택학회, 2016, pp.129-154.
9. 정의철·이경애, “고연령 소유가구의 주거이동 및 주택 점유형태 결정 요인 분석,” 『주택연구』, 제21권 제3호, 한국주택학회, 2013, pp.37-57.
10. Andrew, Mark, Donald Haurin and Abdul Munasib, “Explaining the Route to Owner-occupation: A Transatlantic Comparison,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 15, Issue 3, 2006, pp.189-216.
11. Arulampalam, Wiji, “A Note on Estimated Coefficients in Random Effects Probit Models,” Working Paper, 1998, University of Warwick.
12. Arulampalam, Wiji and Mark B. Stewart, “Simplified Implementation of the Heckman Estimator of the Dynamic Probit Model and a Comparison with Alternative Estimators,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 5, 2009, pp.659-681.
13. Boehm, Thomas P. and Alan M. Schlottmann, “The Dynamics of Race, Income,

- and Homeownership,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 55, Issue 1, 2004, pp.113-130.
14. Boehm, Thomas P. and Alan M. Schlottmann, “The Dynamics of Housing Tenure Choice: Lessons from Germany and the United States,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 25, 2014, pp.1-19.
  15. Dietz, Robert and Donald Haurin, “The Social and Private Micro-level Consequences of Homeownership,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 54, 2003, pp.401-450.
  16. Di Salvo, P. and John Ermisch, “Analysis of the Dynamics of Housing Tenure Choice in Britain,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 42, 1997, pp.1-17.
  17. Gillingham, Robert and Robert Hageman, “Cross-sectional Estimation of a Simultaneous Model of Tenure Choice and Housing Services Demand,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 14, 1983, pp.16-39.
  18. Goodman, Allen, “An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 23, 1988, pp.327-353.
  19. Goodman, Allen and Masahiro Kawai, “Permanent Income, Hedonic Prices, and Demand for Housing: New Evidence,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 12, 1982, pp.214-237.
  20. Hendershott, Patric and Joel Slemrod, “Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing,” *AREUEA Journal*, Vol. 10, 1983, pp.375-393.
  21. Heckman, J. J. “Heterogeneity and State Dependence,” in Rosen S. (ed.), *Studies in Labor Markets*, 1981, University of Chicago Press, Chicago, IL.
  22. Ioannides, Yannis and Kamhon Kan, “Structural Estimation on Residential Mobility and Housing Tenure Choice,” *Journal of Regional Science*, Vol. 36, No. 3, 1996, pp.335-363.
  23. Jones, L. D., “The Tenure Transition Decision For Elderly Homeowners,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 41, 1997, pp.243-263.
  24. Kan, Kamhon, “Dynamic Modelling of Housing Tenure Choice,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 48, 2000, pp.46-69.

25. Orme, C. D., "Two-step Inference in Dynamic Non-linear Panel Data Models," Technical Report, 2001, School of Economic Studies, University of Manchester.
26. Painter, G. and K. Lee, "Housing Tenure Transitions of Older Households: Life Cycle, Demographic, and Family Factors," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39, 2009, pp.749-760.
27. Plum, A. and S. Ayllon, "Heterogeneity in Unemployment State Dependence," *Economics Letters*, Vol. 136, 2015, pp.85-87.
28. Skrondal, Anders and Sophia Rabe-Hesketh, "Avoiding Biased Versions of Wooldridge's Simple Solution to the Initial Conditions Problem," *Economics Letters*, Vol. 120, 2013, pp.346-349.
29. Skrondal, Anders and Sophia Rabe-Hesketh, "Handling Initial Conditions and Endogenous Covariates in Dynamic/transition Models for Binary Data with Unobserved Heterogeneity," *Applied Statistics*, Vol. 63, Part 2, 2014, pp.211-237.
30. Stewart, M. B., "The Interrelated Dynamics of Unemployment and Low-Wage Employment," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, 2007, pp.511-531.
31. Tatsiramos, K., "Residential Mobility and Housing Adjustment of Older Household in Europe," IZA Discussion Papers, No. 2435, 2006.
32. Wooldridge, J. M., "Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, 2005, pp.39-54.

- 
- 접수일 2017. 10. 11.
  - 심사일 2017. 10. 18.
  - 심사완료일 2017. 11. 20.



## 부록

### 1. 항상소득 추정

개별 가구의 항상소득을 추정하기 위하여 가구 실질 총소득(천만원)<sup>16)</sup>을 종속변수로, 가구의 성별(남성=1), 가구의 연령 및 연령 제곱, 가구주 교육수준 및 교육수준 제곱<sup>17)</sup>, 가구 실질 순자산, 시점 더미(기준더미: 2004년)와 지역 더미(기준더미: 서울)를 설명변수로 하는 토빗모형을 추정하였다. <부표 1>은 추정 결과를 보여준다.

<부표 1> 가구소득 추정결과

설명변수	추정계수	t-값
상수항	-4.252	-29.08
가구주 성별 (남성=1)	0.786***	27.83
가구주 연령	0.244***	48.29
가구주 연령 제곱	-0.003***	-53.87
가구주 교육수준	-0.103***	-3.71
가구주 교육수준 제곱	0.084***	21.14
실질 순자산(천만원)	0.032***	85.91
$\sigma$	2.701***	360.09
Log Likelihood	-158,805.55	
LR-stat. ( $\chi^2_{0.01}$ )	317611.1(54.78)	
표본 수	66,387	

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

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

가구 실질 총소득은 가구주가 남성일 때 더 높으며, 가구주 연령이 높아질수록 실질 총소득은 증가하나 증가폭은 점차 감소하는 것으로 추정되었다. 가구의 교육수준이 높을수록, 순자산이 많을수록 가구 실질 총소득이 높은 것으로 나타났다. 실질 항상소득은 추정결과의 예측치로 계산하였다.

16) 총소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험수급액, 이전소득, 기타소득의 합이며 지역별, 연도별 소비자물가지수를 이용하여 2009년 실질 값으로 환산하였음.

17) 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

상대주거비용은 소유비용( $C_{it}^o$ )을 임차비용( $C_{it}^r$ )으로 나누어 계산하였다. 소유비용은 사용자비용의 개념을 적용하여 아래 식으로 계산된다.<sup>18)</sup>

$$C_{it}^o = V_{it} [(1 - \tau_1)\theta i_{1t} + (1 - \tau_2)(1 - \theta)i_{2t} + \tau_p + \delta + \gamma - \pi_{jt}] \quad (\text{부식 1})$$

$V_{it}$ 는  $t$ 년도에 자가 거주 가구가 응답한 거주주택 시가이다.  $\tau_1$ 은 가구의 한계소득세율,  $\theta$ 는 주택매매가격 대비 용자금 잔액 비율을 의미하며 각각 20%, 40%로 가정하였다.  $i_{1t}$ 는  $t$ 년도 주택담보대출금리로 한국은행 신규대출액 기준 주택담보대출금리를 적용하였고,  $i_{2t}$ 는  $t$ 년도 금융자산 수익률로 한국은행의 3년 만기 회사채수익률(AA-)을 대리변수로 이용하였다.  $\tau_2$ 는 이자소득세율로 15.4%를 적용하였다. 주택에 대한 재산세 실효세율( $\tau_p$ ), 감가상각 및 유지관리비율( $\delta$ ), 주택투자에 대한 위험프리미엄( $\gamma$ )은 각각 0.2%, 2.5%, 3%로 가정하였다. 주택매매가격 예상 상승률( $\pi_{jt}$ )은 KB국민은행의 광역자치단체별 주택매매가격지수를 이용하여 과거 1년간 상승률로 가정하였다.

자가 거주 가구의 경우  $V_{it}$ 가 관찰되므로 위 가정에 따라 자가 거주 소유비용을 계산할 수 있으나 임차 가구는  $V_{it}$ 가 관찰되지 않으므로 이를 추정해야 한다.  $V_{it}$ 의 추정은 2004년부터 2015년까지 한국노동패널 자료에서 관찰된 자가 거주 가구의 거주주택 시가의 로그값을 종속변수로, 사용면적의 로그값, 주택유형 더미(아파트 = 1), 거주지역 더미(기준더미: 서울), 시점 더미(기준더미: 2004년)를 설명변수로 회귀분석하여 이루어졌다. 추정된 결과를 임차 가구가 거주하는 주택특성에 적용하면 임차 가구가 거주하는 주택의 매매가격의 추정치( $\widehat{V}_{it}$ )를 구할 수 있으며 부식 1에  $\widehat{V}_{it}$ 를 대입하면 임차 가구가 거주 주택을 소유하였다고 가정하였을 때의 소유비용을 구할 수 있다. 주택매매가격에 대한 추정결과는 <부표 2>에 제시되어 있다.

18) 부식 1은 Hendershott and Slemrod(1983)에 의해 도출된 사용자비용을 우리나라의 세제구조에 맞게 변환하여 1가구 1주택을 가정하여 양도소득세가 비과세되는 상황을 적용하여 도출한 것임. 이수욱 외(2015), 이경애·정의철(2014, 2016), 이소영·정의철(2017a) 등의 연구에서도 유사한 방법을 이용하였음.

임차 가구의 임차비용은 임차유형별로 산출된 연간 전환임대료이다. 전세 가구의 임차비용은 전세보증금에 전월세 전환율을 곱하여 계산할 수 있으며, 보증부월세 가구의 임차비용은 보증금에 전월세 전환율을 곱하여 보증금에 대한 전환임대료를 구하고 여기에 연세(월세 × 12)을 합하여 계산하였다. 월세 가구의 임차비용은 월세에 12를 곱하여 계산하였다.<sup>19)</sup>

〈부표 2〉 주택매매가격 및 전환 임대료 추정결과

설명변수	log(주택매매가격)		log(전환임대료)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	6.128	246.07	3.809	137.98
log(사용면적)	1.064***	168.08	0.816***	97.45
주택유형(아파트=1)	0.388***	68.99	0.187***	21.92
지역 더미(부산=1)	-0.875***	-74.88	-0.594***	-38.07
지역 더미(대구=1)	-0.881***	-64.44	-0.507***	-26.97
지역 더미(대전=1)	-0.823***	-46.54	-0.356***	-15.08
지역 더미(인천=1)	-0.596***	-47.22	-0.311***	-17.13
지역 더미(광주=1)	-1.061***	-62.11	-0.699***	-26.85
지역 더미(울산=1)	-0.743***	-41.21	-0.191***	-6.97
지역 더미(경기=1)	-0.369***	-40.33	-0.180***	-17.04
지역 더미(강원=1)	-1.251***	-74.83	-0.610***	-22.31
지역 더미(충북=1)	-1.217***	-75.71	-0.528***	-20.16
지역 더미(충남=1)	-1.146***	-76.04	-0.495***	-21.86
지역 더미(전북=1)	-1.451***	-101.09	-0.798***	-31.05
지역 더미(전남=1)	-1.518***	-101.59	-0.702***	-28.20
지역 더미(경북=1)	-1.350***	-103.17	-0.541***	-26.24
지역 더미(경남=1)	-0.877***	-73.67	-0.414***	-22.89
$\overline{R^2}$	0.6472		0.4218	
표본 수	41,413		24,989	

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

자가 거주 가구의 경우 임차비용이 존재하지 않으므로 이를 추정해야 하는데 임차비용의 추정은 2004년부터 2015년까지 한국노동패널 자료에서 관찰된 임차 가구의 전환임대료의 로그값을 종속변수로 사용면적의 로그값, 주택유형 더미(아파트 = 1), 거주지역 더미(기준

19) 전월세 전환율은 정의철(2016)의 연구에서 적용한 방식을 따라 2011년 이전의 전월세 전환율은 KB국민은행 전월세 전환율의 조정값을 사용하였고, 2011년~2015년의 전월세 전환율은 한국감정원의 자료를 사용하였음.

더미: 서울), 시점 더미(기준더미: 2004년)를 설명변수로 회귀분석하여 이루어졌다. 전환임대료의 추정 결과를 자가 가구가 거주하는 주택특성에 적용하면 자가 거주 가구가 거주하는 주택의 전환임대료의 추정치( $\widehat{C}_{it}^r$ )를 구할 수 있다. 전환임대료 추정 결과는 <부표 2>에 제시되어 있다. 자가 거주 가구의 상대주거비용은  $C_{it}^o / \widehat{C}_{it}^r$  로, 임차 가구의 상대주거비용은  $\widehat{C}_{it}^o / C_{it}^r$  로 계산할 수 있다.

### 3. 확률계수모형 추정 결과

<부표 3>의 (B)는 <표 3>의 (B)이며, (B-1)은 자가 거주( $t-1$ )변수에 확률효과를 추가하여 분석한 결과이다. 추정결과는 (B)와 유사하였으며, 확률항의 분산들의 추정계수는 통계적으로 유의하였으나 공분산(따라서 상관계수)의 추정계수는 유의하지 않았다.

<부표 3> 주택점유형태 결정 요인 확률효과 프로빗 추정결과 (자가 거주 = 1)

	(B)		(B-1)	
	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	-1.667	-4.02	-1.589	-3.89
자가 거주( $t-1$ )	2.309***	44.44	2.521***	26.39
가구주 연령(세)	0.016***	2.75	0.014**	2.26
가구주 성별(남성 = 1)	-0.147	-0.71	-0.157	-0.74
가구주 혼인상태(결혼 = 1)	0.152	1.05	0.164	1.11
자녀수(명)	-0.057	-1.18	-0.062	-1.25
log(실질 향상소득)(천만원)	1.059***	3.58	1.014***	3.37
실질 순자산(천만원)	0.012***	5.00	0.013***	5.06
상대주거비용	-0.221***	-14.45	-0.223***	-14.26
$\rho$	0.281***	9.20		
$\sigma_\alpha^2$			0.364***	5.34
$\sigma_{\alpha_1}^2$			0.317***	2.54
$cov(\alpha_1, \alpha)$			-0.117	1.63
Log-L	-3,294.19		-3,289.60	
표본 수	17,292		17,292	
가구 수	1,572		1,572	

주: 위 표에서 제시된 설명변수 이외에 2004년의 주택점유형태 더미(자가 거주 = 1)( $y_{i0}$ )와 가구특성, 실질 향상소득, 실질 순자산, 상대주거비용에 대한 2004년 값( $z_{i0}$ )과 2005년부터 2015년까지의 평균( $\bar{z}_i'$ )을 추가 설명변수로 이용하였음. \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01.

## 국문요약

### 주택점유형태의 동태적 결정요인에 관한 연구

본 연구는 개별 가구의 시점간 주택점유형태가 밀접하게 관련되어 있다는 현상에 초점을 두어 상태의존성이 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 자가 거주를 중심으로 분석하였다. 이를 위해 2004년부터 2015년까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 동태모형에서 나타나는 초기조건문제와 개별가구의 관찰되지 않는 이질성을 효과적으로 처리할 수 있는 동태적 확률효과 프로빗 모형을 추정하였다.

추정 결과 우리나라 가구의 자가 거주 선택에는 실질적인(true) 상태의존성이 존재하고 있으며, 그 영향력은 가구주 연령이 높아질수록 더 큰 것으로 나타났다. 한편 연령계층 내에서의 상태의존성의 영향력은 젊은 연령계층에서 상대적으로 더 큰 것으로 분석되었다. 젊은 연령계층에서 상태의존성의 영향력이 높게 나타나는 것은 젊은 연령계층의 임차 가구가 다른 연령계층에 비해 임차에서 자가로의 주거 상향이동에 대한 선호가 낮았기 때문이었다.

자가 거주 상태 의존성 영향력을 통제한 상태에서 주요 변수들의 자가 거주 선택에 대한 한계효과를 보면 소득이 자가 거주 선택에 미치는 영향력이 다른 연령계층에 비해 젊은 연령계층에서 높은 것으로 나타나고 있다. 젊은 연령계층의 자가 거주 비율을 높이는 것이 정책 방향이라고 한다면 이들의 소득 창출 능력을 높이고 안정적으로 소득을 창출할 수 있는 기회를 넓히는 것이 유용한 정책 방향이 될 수 있을 것으로 생각된다.