

경쟁위험모형을 이용한 고연령 자가거주 가구의 주거이동 및 주택점유형태 선택에 관한 연구*

A Study on Residential Mobility and Housing Tenure Choices of
Older Homeowners through a Competing Risks Model

이 경 애 (Lee, Kyungae)**

정 의 철 (Chung, Euichul)***

< Abstract >

This study analyzes the residential mobility and housing tenure choices of older homeowners. A discrete-time competing risks model was estimated using the Korean Labor and Income Panel Study data from 2003 to 2012 in which ‘move-own’, ‘move-rent’ and other choices can be made if a homeowner chooses to change their housing arrangement.

Estimation results showed that the relative hazard rate of ‘move-own’ events compared to the ‘stay-own’ option is influenced by factors such as the presence of a spouse, divorce/death of a spouse, increase in the number of children, household real income, and the relative cost of home ownership. The relative hazard rate of ‘move-rent’ events compared to the ‘stay-own’ option was found to be influenced by the presence of a spouse, divorce/death of a spouse, householder’s health, the ratio of housing assets to total assets, and the relative cost of ownership. Odds ratios were relatively higher for demographic variables, but economic variables such as household real income and the relative cost of ownership also exhibited significant odd ratios.

These results provide meaningful implications in understanding the future of the Korean housing market, which is undergoing rapid population ageing and changes in household composition.

주 제 어: 주거이동, 주택점유형태, 고연령 자가거주 가구, 경쟁위험모형

key word: Residential Mobility, Housing Tenure, Older Homeowners, Competing Risks Model

I. 서론

저출산·고령화 추세에 따라 가구의 고연령화가 빠르게 진행되면서 우리 사회는 여러 가지 다양한 변화를 겪을 것으로 예상된다. 가구주가 은퇴하게 되면 가구의 소비와 저축행태는 이전과 다른 형태를 보이게

될 것인데, 우리나라의 많은 가구들이 자산의 대부분을 거주주택이나 여타 부동산의 형태로 보유하고 있다는 점에서 가구의 고연령화가 주택시장에 미칠 영향은 적지 않을 것으로 판단된다. 이러한 관점에서 최근 들어 고연령 가구가 실제로 주거소비를 조정하게 될 것인가에 관심을 가진 연구들이 진행되어 왔으며, 주거소비조정이 이루어진다면 어떠한 요인들이 영향을 미

* 이 논문은 이경애(2015)의 박사학위논문과 2015년 한국주택학회 정기학술대회에서 발표된 내용을 수정·보완한 것임.

** LH 토지주택연구원 책임연구원, kalee03@lh.or.kr, 주저자

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

칠 것인지에 대한 논의가 이루어져 왔다.

이론적으로 가구의 주거소비조정은 동태적 의사결정과정을 통해 이루어진다. 가구는 매 시점마다 주거 이동 및 주택점유형태, 그리고 주택소비량 변화와 관련된 의사결정을 하게 되며 주어진 제약조건하에서 가장 높은 효용을 제공하는 대안을 선택하게 된다. 즉, 가구는 매 시점마다 현재의 주택점유형태와 주택소비량을 통해서 얻을 수 있는 효용과 주거이동 후 새로운 주택점유형태와 새로운 주택소비량을 통해서 얻을 수 있는 효용 및 주거이동에 따른 거래비용을 고려하여 어떤 상태에서의 효용이 더 높은지를 비교하여 더 높은 효용을 제공하는 대안을 선택하게 될 것이다(Goodman, 1995).

현재 주택을 소유하여 거주하고 있는 자가거주 가구를 예로 들어 보자. 이 가구는 사회·경제적 여건이 변화함에 따라 ‘계속 거주’, ‘주거이동-자가거주’, ‘주거이동-임차거주’와 같은 세 가지 대안 선택에 직면하게 된다. 만일 이 세 가지 대안 중 주거이동을 통해 새로운 주택을 임차함으로써 얻을 수 있는 효용의 크기가 가장 크다면 이 가구는 ‘주거이동-임차거주’ 대안을 선택할 것이다. 또는 주거이동을 통해 새로운 주택을 구입하여 거주함으로써 얻을 수 있는 효용의 크기가 가장 크다면 이 가구는 ‘주거이동-자가거주’ 대안을 선택할 것이다. 고연령 가구의 주거소비조정과 관련된 선행연구들은 이러한 이론적 틀에 기초하여 고연령 가구의 주거이동과 주택점유형태 결정에 대한 영향 요인들을 분석해 왔다.¹⁾

이러한 선행연구들은 전통적인 확률모형에 기초하여 고연령 가구의 주거소비조정 결정요인들의 영향력을 파악하는데 의미있는 기여를 해 왔다. 그러나 가구의 주거소비조정에 대한 동태적 의사결정과정을 보다 충실하게 이해하기 위해서는 시간 개념이 분석에 포함되어야 한다. 즉, 가구가 얼마동안 기존 주택에 계속 거주해 왔는지, 어느 시점에서 가구의 주거이동과 특정형태로의 주택점유형태 변화가 있었는지, 이러한 매 시점별 의사결정에 영향을 주는 요인들이 무엇인지를 분석할 필요가 있다. 대부분의 선행 연구들은 인접한 기간(예를 들면 $t-1$ 기와 t 기) 동안 개별 가구의 주거

이동과 주택점유형태 변화에 대한 정보를 수집하고 이 정보를 일정 기간 동안 통합(pooling)하여 확률모형을 추정함으로써 가구의 주거소비조정에 대한 동태적 의사결정과정을 반영하지 못한 한계를 가지고 있다.²⁾

주거소비조정 시점을 고려한 분석은 기존의 확률모형에 기초한 분석 결과와 함께 고연령 가구의 주거소비조정 결정과정을 보다 풍부하게 이해할 수 있는 결과를 제공해 줄 수 있을 것으로 생각된다. 즉, 어떠한 영향 요인들이 어떠한 대안을 선택할 확률을 높이는지, 낮추는지에 대한 분석 결과뿐만 아니라 어떠한 대안이 이른 시점 또는 늦은 시점에서 선택되는지에 대한 결과를 보여줄 수 있을 것이다.

주거소비조정의 형태와 시점을 분석하기 위한 모형을 설정하기 위해서는 아래와 같은 두 가지 측면이 고려되어야 한다. 첫째, 분석에 이용되는 시간의 개념에 대한 것이다. 시간은 연속적(continuous)으로 가정할 수도 있고, 이산적(discrete time)으로 가정할 수도 있다. 가구의 주거이동과 주택점유형태 결정은 매 시점마다 이루어지겠지만 대부분의 이용가능한 자료는 일정한 시간적 간격(interval)을 가지고 조사된 자료이다. 본 연구에서 이용되는 한국노동패널의 경우에도 1년의 기간을 가지고 있는 설문조사이며 주거이동의 경우 지난 1년간 주거이동(이사)이 있었는지를 묻고 있으며 구체적으로 언제 주거이동이 발생하였는지에 대한 자료 획득은 불가능하다. 이러한 자료의 특성상 실증분석 모형은 시간의 연속성을 가정한 모형보다는 이산적 시간 단위를 가정하여 사건의 발생 여부를 분석하는 방법이 보다 현실적으로 생각된다.

둘째, 주거이동과 주택점유형태 측면에서 현재의 상태를 자가거주로 가정하는 경우 가구가 현재 상태에서 새로운 상태로 바뀔 수 있는 경우가 두 개 존재하며 새로운 상태 중 먼저 발생한 상태만이 관찰된다. 즉, ‘주거이동-자가거주’와 ‘주거이동-임차거주’라는 새로운 상태에 대한 대안 중 먼저 발생한 대안(사건)만이 관찰된다. 이를 가구가 현재 자가거주 상태에서 ‘주거이동-자가거주’ 또는 ‘주거이동-임차거주’로 전환되는 위험이 서로 경쟁한다고 하여 경쟁위험(competing risks)이라 부른다. ‘주거이동-자가거주’로의 전환 위

1) 대표적인 연구로 정의철·이경애(2013) 김용진·손재영(2014), 이경애·정의철(2014) 등을 들 수 있음. 기존 연구와 마찬가지로 본 연구에서도 가구의 주거소비조정을 주거이동과 주택점유형태 선택의 관점에서 분석하고자 함.

2) 예를 들어 어떤 특정 시점(기준시점)에서 자가거주 가구가 주거이동을 통해 임차거주라는 대안을 선택하였다고 할 때, ‘주거이동-임차거주’라는 대안은 기준시점에서 1년 후에 발생할 수도 있고 5년 후에 발생할 수도 있다. 전통적인 확률모형은 ‘주거이동-임차거주’라는 사건의 발생시점(또는 기준시점에서 발생시점까지의 기간)을 분석에 고려하지 않음

험과 '주거이동-임차거주'로의 전환 위험이 다를 수 있으며 이러한 위험에 영향을 미치는 요인들의 효과도 다를 수 있기 때문에 두 가지 상태를 동시에 고려하여 분석해야 한다.³⁾

이러한 배경에서 본 연구에서는 고연령 자가거주 가구의 주거이동과 주택점유형태 결정에 영향을 미치는 요인을 다중적 대안사이에서의 선택과정 뿐만 아니라 대안 선택의 시점을 함께 고려한 경쟁위험모형(competing risks model)을 통해 분석하고자 한다. 이를 위해 한국 노동패널의 6차년도(2003년)부터 15차년도(2012년)까지 10개년도의 패널자료를 이용하여 2003년에 가구주 연령이 만 55세 이상⁴⁾이며 자가로 거주하고 있는 가구를 10년간 추적하여 분석하였다.

II. 선행연구 고찰

고연령 가구⁵⁾의 주거소비조정에 관한 대표적인 국외 연구로는 고연령 자가거주 가구를 대상으로 주거이동 및 주택점유형태 변화 결정요인을 분석한 Venti and Wise(1989), Feinstein and McFadden(1989)의 연구가 있다. 이들은 미국의 패널자료인 은퇴가구조사(Retirement History Survey)와 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 이용하여 프로빗 모형을 추정하였는데, 실증분석 결과에 따르면 자가거주 가구는 임차거주에 비해 주거이동 확률이 낮고, 주거이동 후 임차로 전환하는 확률도 낮음을 밝히고 있으며, 자가거주 가구의 주거이동은 은퇴나 배우자의 사망과 같은 가구구성의 변화와 밀접한 연관이 있는 것으로 나타났다. 또한 주거이동 가구의 경우 가구 자산, 가구원 수, 가구주의 은퇴 등의 변수들이 주택점유형태 변화에 영향을 주고 있다고 밝혔다.

한편 시간개념을 고려한 위험률모형을 추정한 연구로는 Painter and Lee(2009)가 있다. 이들은 PSID 자료를 이용하여 1968년 고연령(가구주 연령이 50세 이

상) 자가거주 가구의 자가거주에서 임차로의 주택점유형태 변화 결정요인을 비례적 위험모형을 이용하여 추정하였다. 추정 결과 자가거주에서 임차로의 주택점유형태 변화는 주로 자산요인과 인구학적 요인에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 주택자산과 금융자산이 많은 가구일수록 주택점유형태가 임차로 변화될 위험률이 감소하며, 단독가구, 배우자의 사망 또는 배우자와의 이혼, 장애 가구주 등의 변수들이 임차로 전환하는데 정(+의 영향을 미치는 변수임을 밝혔다. 이 연구는 가구의 주택점유형태 전환 결정과정을 시간개념을 포함하여 분석하였는데 의의가 있으나 주거이동 요인을 고려하지 않고 주택점유형태 전환만을 분석하였다는 한계를 가지고 있다.

본 연구와 유사한 국외 연구로 Tatsiramos(2006)의 연구가 있다. Tatsiramos(2006)는 오스트리아, 덴마크, 독일 등 유럽의 13개국 가구패널(ECHP)자료를 이용하여 가구주 연령이 만 50세 이상인 자가거주 가구를 대상으로 주거이동과 주택점유형태 전환에 영향을 미치는 요인을 경쟁위험모형을 이용하여 추정하였다. 실증분석 결과 주택담보대출이 많거나 은퇴, 사별과 같은 사건이 있었던 가구, 가구주의 건강상태가 변화한 가구, 주거비용이 과다한 가구의 경우 주거이동을 통해 최적의 주택소비를 찾고자 하며 주택자산의 소비(dissaving)는 고연령 가구 중에서도 높은 연령에서 관찰되는 현상임을 밝혔다.

고연령 가구의 주거소비조정에 대해 진행되어온 연구들은 주로 해외에서 중점적으로 이루어져 왔기 때문에 국내 문헌들은 그 진행 정도가 미진했으나, 최근 들어 이에 대한 관심이 고조되면서 많은 연구들이 이어지고 있다. 국내에서 고령화와 주택시장에 관한 큰 이슈는 주택 수요 측면에서 소득 제약에 직면한 고연령 가구의 주택소비가 감소할 것인지 혹은 증가할 것인지 등을 검증하는 것으로 정의철(2006), 박천규 외(2009), 신지호·최막중(2013) 등의 연구가 있다.

정의철(2006)은 2002년 가구소비실태조사자료를 이용하여 가구주 연령이 만 65세 이상인 고연령 가구

3) 이외에도 관찰기간동안 새로운 상태(사건)가 발생하지 않을 수도 있는 관찰치의 절단(censoring)도 동시에 고려될 필요가 있음.

4) 2013년 5월 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」이 개정되면서 2016년부터 근로자 정년을 만 55세에서 만 60세로 연장하는 방안이 시행되었지만, 최근까지도 우리나라의 일반적인 은퇴 연령은 만 55세로 받아들여지고 있음. 이러한 관점에서 본 연구의 대상이 되는 가구주의 연령을 은퇴가 본격화 되는 시점인 만 55세 이상으로 정의하였으며, 이들의 자산처분이 유용성 확보에 기인한 효용 극대화에 그 목적이 있다는 점에 착안하여 임차가가 아닌 자가거주 가구로 범위를 한정하였음.

5) 일반적으로 가구주 연령이 65세 이상인 가구를 고령가구 또는 노령가구로 정의하고 50세 이상인 가구를 중고령 가구로 정의하고 있지만 55세 이상인 가구에 대해서는 공식적 명칭이 존재하지 않으므로 이를 고연령 가구로 정의하고 연구를 진행하였음.

의 주택수요와 주택점유형태가 어떻게 변화할 것인지에 대해 분석한 결과 고연령 가구일수록 자가 가구 비율이 감소하며, 소득이나 주거비용에 더 많은 영향을 받음을 밝혔고, 박천규 외(2009) 역시 가구주 연령이 만 60세 이상인 고연령 가구의 경우 타 연령 계층에 비해 가구소득 및 주거비에 대한 민감도가 높기 때문에 경제적 상황이 급변한 경우 이들의 주택소비가 급격하게 변동될 가능성이 높다고 밝힘으로써 고연령 가구에게 소득감소 및 주거비 증가가 주택소비 변화의 주된 원인임을 시사하였다.

반면 신지호·최막중(2013)은 한국노동패널 2차 년도와 12차 년도 자료를 기준으로 은퇴자의 10년간 부동산 자산의 변화를 실증 분석한 바 있다. 이 연구에서는 가구가 정기적인 소득의 단절을 보전하기 위해 부동산자산을 유동화하고자 하는 의사결정을 내리는 것은 대부분의 가구에서 나타나는 특징이 아니라 특정 상황과 특정 계층에서만 나타날 수 있다는 점을 제시하였다. 즉, 가구의 부동산자산 조정은 소득이나 자산 수준이 가장 높은 양 극단의 계층에서 예외적으로 나타나는 현상이며, 특히 부동산가격의 상승을 기대하기 어려운 상황에서는 은퇴계층의 부동산 자산 처분이 보편적으로 발생할 수 있다는 것이다. 이 연구는 정의철(2006)이나 박천규 외(2009)의 연구와는 달리 소득이나 주거비가 아닌 부동산가격 상승에 대한 기대가 고연령 가구의 주택소비에 영향을 미치는 요인임을 제시하였다는 점에서 그 차별성이 있다.

한편 조금 더 미시적인 관점에서 고연령 가구의 주거소비조정에 관한 의사결정과정과 가구가 처한 사회·경제적 환경이 어떤 관계에 있는지에 대한 연구도 계속 진행되어 오고 있다. 고진수·최막중(2012)은 노년가구가 생애주기에서 겪게 되는 인구·사회학적 변화인 가구주 연령의 증가, 건강 악화, 독거 상황 등이 주거소비행태에 미치는 영향이 어떻게 다르게 나타나는지를 분석하였는데, 분석 결과 연령이 증가함에 따라 주거이동이 감소하지만 노년가구의 주거소비수준 조절은 단순히 연령이 증가하기 때문이 아니라 가구주의 건강이 악화되는 단계에서 시작되고, 이혼이나 사별등과 같이 독거형태로 전환됨에 따라 더욱 심화되는 현상임을 밝혔다.

반면 김대환 외(2013)는 우리나라 중·고령자를 대상으로 은퇴 및 은퇴기간 증가에 따른 주택점유형태 변화에 대해 분석하였는데, 분석 결과 은퇴기간이 늘

어날수록 고연령 가구는 거주하던 주택을 처분하고 임차형태로 주택을 소비하고자 할 확률이 높지만, 자녀 등으로부터 소득을 이전 받거나 향후 유산을 상속하고자 하는 동기가 작용하기 때문에 거주주택을 처분하고자 하는 성향은 은퇴기간의 증가에 따라 점차 체감하는 형태로 나타난다고 설명하였다.

정의철·이경애(2013)는 고연령 자가거주 가구를 대상으로 가구의 인구학적, 경제적 특성 등을 고려한 주거이동 및 주택점유형태 결정요인에 대한 실증분석을 진행하였다. 한국노동패널 자료(8차-11차) 중 가구주 연령이 만 55세 이상인 가구를 대상으로 표본선택편의를 고려한 이변량 프로빗 모형을 추정한 결과 고연령 가구의 주거이동에는 가구주의 교육수준, 가구주의 건강상태 및 건강상태 변화, 가구원 수의 감소, 주택자산비율 등이 영향을 미치며, 주택점유형태 결정에는 가구주의 취업상태, 건강상태, 주택자산비율, 주거비용의 차이가 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이 연구에 대한 후속연구로 진행된 이경애·정의철(2014)의 연구는 한국노동패널 10개년도(6차-15차)의 자료를 이용하여 고연령 자가거주 가구의 주거이동 및 주택점유형태 결정에 가구주의 성별 특성에 따른 차이가 존재하는지를 이변량 프로빗 모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 여성가구는 남성가구에 비해 주거이동 확률이 낮으며 여성가구와 남성가구의 주거이동에 공통적으로 영향을 미치는 변수는 실질소득, 가구원 수의 변화 등이 있으나 여성가구의 경우 남성가구에 비해 가구 실질소득, 소득 대비 생활비 비율, 주거비용의 차이와 같이 경제적 변수에 의해 더 많은 영향을 받는다고 설명했다.

위의 두 연구는 패널자료를 이용하여 고연령 자가거주 가구의 주거이동 및 주택점유형태 결정요인을 자세히 분석하였다는데 그 의의가 있으나 2회 이상 주거이동을 경험한 가구를 서로 다른 표본으로 취급함으로써 가구의 개별적 특성을 체계적으로 반영할 수 있는 패널자료의 장점을 제대로 활용하지 못한 한계가 있다.

고연령 자가거주 가구의 주택소비조정을 주택점유형태 전환에 초점을 두어 위험모형을 사용하여 분석한 국내 연구로는 정의철(2013)의 연구가 있다. 정의철(2013)은 한국노동패널 7차년도 자료부터 11차년도의 자료를 이용하여 가구주 연령이 만 55세 이상인 고연령 자가거주 가구의 자가거주에서 임차로의 주택점유형태 전환에 대한 이산적 형태의 비례적 위험모형을 추정

하였다. 분석결과 고연령 자가거주 가구의 임차 전환은 만 75세 이상의 고연령 계층에서 주로 나타나며, 가구주의 혼인상태 및 이혼과 같은 혼인상태의 변화, 가구주와 배우자의 건강상태, 가구주의 변화와 같은 인구학적 특성이 큰 영향을 미친다고 밝혔다. 그러나 이 연구에서는 분석의 범위를 주택점유형태 전환에 초점을 두었기 때문에 ‘주거이동-자가거주’와 ‘주거이동-임차거주’와 같은 각 사건에 대한 개별 위험률이 도출되지 못하고 임차 전환 위험률만 도출하였다는 한계를 가진다.

지금까지 살펴본 바와 같이 현재까지의 대부분의 연구들은 일반적인 확률모형에 기초해왔다. 이러한 확률모형은 앞서 설명한 바와 같이 어떤 특정사건이 발생하였는지 발생하지 않았는지에 분석의 초점을 둔다. 그러나 시간개념을 추가한 위험모형은 사건 발생 확률 뿐 아니라 사건 발생 시점을 위험률을 통해 추론할 수 있어 보다 풍부한 분석이 가능할 것으로 생각된다.⁶⁾

III. 실증분석 모형 및 변수측정

1. 실증분석 모형

아래에서는 자가거주 가구의 주거이동과 주택점유형태 결정요인에 대한 실증분석에 이용되는 이산적 경쟁위험 모형(discrete time competing risks model)을 살펴보기로 하자.⁷⁾ 자가거주 가구 i 가 t 시점에서 상태를 변동시킬 수 있는 K 개의 대안 중 대안 k (예를 들면 주거이동을 통해 임차를 선택)의 상태로 변환될 위험률(hazard rate)을 $\lambda_{it}^k(X_{it})$ 라 하자. $\lambda_{it}^k(X_{it})$ 는 벡터 X_{it} 라는 특성을 가진 자가거주 가구 i 가 t 시점 이전까지 소유한 주택에 계속 거주하였다는 전제하에 t 시점에서 대안 k 를 선택하는 사건이 발생할 조건부확률을 의미한다. T_i 를 임의의 자가거주 가구 i 가 대안 k 를 선택하는 사건이 발생한 시점을 의미하는 확률변수라고 하면 λ_{it}^k 는 다음과 같다.

$$\lambda_{it}^k = P(T_i = t, K_i = k | T_i \geq t, X_{it}) \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad \text{식 (1)}$$

한편 자가거주 가구 i 가 t 시점(t_i)에서 대안 k 를 선택(k_i)한 사건이 발생한 것으로 관측되었거나 또는 t_i 에서 절단되었다고(censored) 하자. 그리고 t_i 에서 이러한 사건이 발생하였으면 $\delta_i = 1$, 그렇지 않으면 0이라 하자. 이 경우 우도함수는 다음과 같다.

$$L = \prod_{i=1}^n [\lambda_{it}^k / (1 - \lambda_{it}^k)]^{\delta_i} \prod_{j=1}^{t_i} (1 - \lambda_{ij}^k) \quad \text{식 (2)}$$

여기서 $\lambda_{it}^k = \sum_{k=1}^K \lambda_{it}^k$ 로 모든 선택 대안을 포함한 t 시점에서의 위험률이며 λ_{ij}^k 는 j 시점의 위험률을 의미한다.

λ_{it}^k 와 X_{it} 의 함수형태는 다음과 같은 다항로짓형태를 가정한다.

$$\lambda_{it}^k = \frac{\exp(\alpha_{kt} + \beta_k' X_{it})}{1 + \sum_{k=1}^K \exp(\alpha_{kt} + \beta_k' X_{it})} \quad \text{식 (3)}$$

식 (3)을 식 (2)에 대입하고 로그를 취하면 다중로짓 모형 추정을 위한 로그우도함수를 구할 수 있다. 이 경우 모든 가구에 대해서 모든 시점의 관측치들이 모두 개별적이고 독립적인 관측치로 취급되며 단일 사건의 경우 이항로짓모형을 추정하는 것과 마찬가지로 위와 같은 복수의 사건에 대해서는 다중로짓모형을 통해 추정할 수 있다. 그리고 최우추정법을 이용하여 식 (3)에 대응하는 로그우도함수를 극대화시키는 추정계수 ($\hat{\alpha}_{kt}, \hat{\beta}_k$)를 구할 수 있다.

2. 변수측정

1) 변수 측정

실증 분석에 이용된 자료는 한국노동패널 6차년도(2003년)에서 15차년도(2012년)까지 10년간의 가구 및 개인자료이다. 이 자료에서 2003년에 가구주의 연령이 55세 이상이고 거주주택을 소유한 가구를 선정하여 2003년부터 2012년까지 해당 가구의 주거이동 및

6) 매 시점에서 특정사건 발생의 위험률이 높으면 특정사건이 보다 이른 시점에서 발생할 가능성이 높으며, 위험률이 낮으면 보다 늦은 시점에서 특정사건이 발생할 가능성이 높음.

7) 아래 모형에 대한 자세한 내용은 Allison(1982)을 참조할 것.

주택점유형태 변화를 추적하였다. 추적이 가능한 가구는 총 469가구이며, 주거이동을 한 시점(주거이동이 이루어지지 않은 가구는 2012년까지)까지 누적하여 패널화하면 총 3,114개의 가구-연도별 관찰치가 생성된다.

종속변수로는 2003년 자가거주 가구를 대상으로 2012년까지의 주거이동과 주택점유형태를 지속적으로 측정하여 가구가 주거이동(이사) 하여 다시 자가거주를 선택하였을 경우는 1, 주거이동 하여 임차거주를 선택하였을 경우는 2의 값을 부여하였고, 2012년까지 주거이동 없이 계속 거주한 경우는 3의 값을 부여하여 기준 대안(reference choice)으로 활용하였다.⁸⁾

설명변수(X_{it})로는 $t-1$ 기의 가구의 인구학적 특성, 경제적 특성, 거주 지역 특성을 이용하였으며 기준위험(baseline hazard)의 시간의존성(temporal dependence)을 반영하기 위해 시점더미를 추가 변수로 포함시켰다.

$t-1$ 기의 가구의 인구학적 특성으로는 가구주의 성별(남성=1), 가구주 연령, 가구주의 건강상태(나쁨=1), 배우자 존재 여부(있음=1), 동거 자녀 수를 포함시켰으며, 경제적 특성으로는 가구주의 취업 유무(취업=1), 2003년을 기준으로 변환한 가구 실질소득, 자산보유상태를 포함시켰다. 가구주 연령은 10세 구간으로 집단화하여 65세 이하 가구를 기준 집단으로 하여 66-75세, 76세 이상으로 측정하였다. 자산보유상태는 총 자산 대비 거주주택 자산 비율과 총 자산 대비 금융자산 비율을 고려하였다. 또한 동일한 주택을 소유할 때 소요되는 주거비용과 임차할 때 소요되는 주거비용의 비율을 의미하는 상대주거비용(C_{it-1}^o / C_{it-1}^R)을 설명변수로 포함시켰다.

상대주거비용은 다음과 같은 방법을 통해 계산하였다. 먼저 분석대상 가구가 거주주택을 소유한 가구이므로 소유비용(C_{it-1}^o)은 사용자비용의 개념을 이용하였다. 사용자비용 식은 다음과 같다.⁹⁾

$$C_{it-1}^o = V_{it-1}[(1-\tau_1)\alpha i_{ht-1} + (1-\tau_{2t-1})(1-\alpha)i_{d-1} + \tau_p + \delta + \gamma - \pi_{jt-1}]$$

식 (4)

여기서 V_{it-1} 는 가구 i 가 $t-1$ 년도 조사에서 응답한 거주주택의 매매가격, τ_1 는 가구 i 의 한계소득세율, α 는 주택매매가격 대비 용자금 잔액 비율, i_{ht-1} 는 $t-1$ 년도의 주택담보대출금리(신규취급액 기준), τ_{2t-1} 는 $t-1$ 년도의 이자소득세율, i_{d-1} 는 $t-1$ 년도의 금융자산 수익률, τ_p 는 재산세 실효세율, δ 는 감가상각비율, γ 는 주택투자에 대한 위험프리미엄, π_{jt-1} 는 가구가 거주하는 지역 j 에서의 $t-1$ 년도의 주택매매가격 예상 상승률이다.

한계소득세율은 20%를 가정하였으며, 주택매매가격 대비 용자금 잔액 비율(α)은 40%, 주택담보대출금리(i_{ht-1})는 2003년부터 2011년까지 한국은행의 각 연도별 신규취급액 기준 주택담보대출금리, 이자소득세율(τ_{2t-1})은 2003년과 2004년은 16.5%를 가정하였으며, 2005년 이후는 15.4%를 가정하였다. 금융자산 수익률(i_{d-1})은 한국은행의 각 연도별 3년만기 회사채 수익률을 대리변수로 이용하였으며, 재산세 실효세율(τ_p)은 0.2%, 감가상각비율(δ)은 2.5%, 위험프리미엄(γ)은 3%를 가정하였다. 주택매매가격 예상 상승률(π_{jt-1})은 KB국민은행에서 제공하는 주택매매가격지수 시계열 자료를 이용하여 15개 시도별로 과거 1년간의 주택매매가격 변화율을 대리변수로 이용하였다.

한편 임차비용(C_{it-1}^R)은 자가거주 가구 i 가 $t-1$ 년도에 거주하는 주택을 임차하였다고 가정할 경우 지불하는 목시적 비용으로 다음과 같은 절차를 통해 구하였다. 먼저 한국노동패널의 2003년~2011년까지 각 연도 임차 가구의 전환임대료를 계산하였다. 전환임대료는 전세가구의 경우 보증금에 전월세 전환율을 곱하여 계산하고, 보증부 월세 가구의 경우 보증금에 전월세 전환율을 곱하고 여기에 연간 임대료(월임대료×12)를 더하여 계산하였으며, 월세가구의 경우 월 임대료에 12를 곱하여 계산하였다.¹⁰⁾ 이렇게 구한 연간 전환임대료의 로그값을 종속변수로, 거주주택 사용면적(로그값)과 주택유형(아파트=1), 거주 지역, 측정 년도를 설명변수로 하는 헤도닉모형을 추정하여 추정계수를 구하였다. 그리고 추정결과에 표본에 이용되는 자가거

8) 본 연구에서는 2003년을 시작년도로 하여 첫 번째로 이루어진 주거이동과 주택점유형태를 분석대상으로 함.

9) 식 (4)는 우리나라의 세제구조를 고려한 사용자비용으로 이경애·정의철(2014), 이용래·정의철(2015), 이용래·정의철(2016) 등에서도 활용됨.

10) 전월세 전환율은 국민은행의 「전국주택가격동향조사」의 결과와 한국감정원에서 발표하는 월세이율 자료를 이용하여 각 연도별 평균 비율을 지역별로 적용하였음.

주 가구의 주택면적, 주택유형, 거주 지역, 측정 년도를 대입하고 그 결과를 지수함수로 변환하여 자가거주 가구가 거주하는 주택의 전환임대료를 추정하였다. 전환 임대료 추정결과는 <부록>에 제시되어 있다.

추정결과를 살펴보면, 모든 년도의 분석결과에서 다른 유형의 주택에 비해 아파트의 전환임대료가 더 높으며, 거주주택 면적이 클수록 임대료 역시 높게 나타났다. 면적 증가에 따른 임대료 증가율은 감소하는 것으로 나타났다. 지역더미의 경우 서울을 기준더미로 한 모든 지역더미 변수들의 추정계수가 음(-)으로 유의수준 1%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 주택유형과 주거주택 면적을 통제할 때 서울지역 주택에 비해 기타지역의 임대료가 낮은 것으로 추정되었다.

한편 $t-1$ 기에서 t 기 사이에 발생한 가구의 인구학적 특성의 변화도 t 기의 주거이동 및 주택점유형태 결정에 영향을 줄 것으로 판단되므로 가구주의 건강상태 변화(나빠짐=1), 배우자 존재 여부 변화(사별 혹은 이혼=1), 자녀 수의 증가 및 감소도 추가적으로 고려하였다.

2) 기초통계량

<표 1>은 2003년에 가구주 연령이 만 55세 이상인 자가거주 가구(총 469가구)의 주거이동을 통한 자가거주 및 임차 전환이 2004년부터 2012년까지 각 시점별로 어떻게 분포되었는지를 보여주는 전환 위험률¹¹⁾ 표

이다. 전체가구(469 가구)의 중 21.1%인 99가구가 10년 이내에(2012년까지) 주거이동을 통해 다시 자가거주를 선택하였으며, 19.4%인 91가구는 동일 기간 동안 주거이동을 통해 임차거주를 선택하였다. 그러나 전체 가구 중 59.5%(279 가구)는 주거이동 없이 기존 주택에 계속 거주하는 것으로 나타나 우측 절단(right censoring)을 고려한 추정이 중요할 것으로 판단된다.

각 연도별로 살펴보면 주거이동을 통해 다시 자가거주를 선택하였거나, 또는 임차거주를 선택한 가구의 비율(위험률)은 2004년이 가장 높았으며, 주거이동을 통해 자가거주를 선택한 가구 비율은 연평균 3.26%, 임차거주를 선택한 가구 비율은 연평균 2.97%로 자가거주로 주거이동 한 가구의 비율이 약간 높은 것으로 나타났다.

<표 2>는 2003년부터 2012년까지 개별 가구를 추적하여 누적화한 총 3,114 관찰치를 이용하여 t 기의 주거이동 여부와 주택점유형태별 설명변수에 대한 기초통계량을 보여준다. 관련 변수 중 대안별로 특별한 차별성이 존재하는 변수들을 설명하면 다음과 같다. 먼저 $t-1$ 기의 인구학적 특성을 살펴보면 배우자가 있는 가구가 주거이동을 하여 자가거주나 임차거주를 선택한 비율은 각각 0.66, 0.63으로 주거이동 하지 않은 가구의 비율(0.75)에 비해 낮게 나타나 혼인상태를 유지하고 있는 가구는 기존 주택에 계속 거주하고자 하

<표 1> 2003년 자가거주 가구의 주거이동 및 주택점유형태 전환 위험률

연도	총 가구 수 (a)	주거이동-자가거주 가구 수 (b)	주거이동-임차거주 가구 수 (c)	주거이동-자가거주 전환 위험률 (d)=[(b)/(a)]*100	주거이동-임차거주 전환 위험률 (e)=[(c)/(a)]*100
2004년	469	30	29	6.40%	6.18%
2005년	410	12	15	2.93%	3.66%
2006년	383	17	12	4.44%	3.13%
2007년	354	15	15	4.24%	4.24%
2008년	324	12	5	3.70%	1.54%
2009년	307	2	5	0.65%	1.63%
2010년	300	7	5	2.33%	1.67%
2011년	288	4	5	1.39%	1.74%
2012년	279	-	-	-	-

주: 각 년도의 주거이동은 해당 년도와 직전 년도 사이에 이루어진 것을 측정하는 것이며, 2011년까지 주거이동을 경험하지 않은 가구(279 가구) 중 2011년~2012년 사이에 주거이동을 경험한 가구는 없는 것으로 나타남.

11) 전환 위험률은 2003년부터 주거이동 없이 계속 거주를 선택한 가구(생존 가구) 중 해당 년도와 직전 년도 사이에 주거이동을 하여 자가거주나 임차거주로 거주 상태를 전환한 가구의 비율을 의미함.

<표 2> 주거이동 및 주택점유형태 선택별 기초통계량

변수	주거이동 → 자가거주 선택		주거이동 → 임차거주 선택		주거이동 하지 않음 (계속 거주)	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
가구주 성별(남성=1)	0.73	0.45	0.71	0.45	0.79	0.41
가구주 연령 1(65세 이하)	0.52	0.50	0.47	0.50	0.41	0.49
가구주 연령 2(66-75세 이하)	0.32	0.47	0.40	0.49	0.43	0.50
가구주 연령 3(76세 이상)	0.16	0.37	0.13	0.34	0.16	0.36
배우자 존재 여부(있음=1)	0.66	0.48	0.63	0.49	0.75	0.43
배우자 존재 여부 변화 (사별 혹은 이혼=1)	0.04	0.20	0.05	0.23	0.02	0.13
가구주 건강상태(나쁨=1)	0.38	0.49	0.45	0.50	0.34	0.47
가구주 건강상태 변화(나빠짐=1)	0.09	0.29	0.12	0.33	0.12	0.32
가구주 취업 유무(취업=1)	0.40	0.49	0.38	0.49	0.37	0.48
동거 자녀 수(명)	0.87	0.91	0.69	0.87	0.60	0.82
동거 자녀 수 감소(감소=1)	0.09	0.29	0.11	0.31	0.06	0.24
동거 자녀 수 증가(증가=1)	0.03	0.17	0.02	0.15	0.01	0.09
주택자산 비율(%)	77.50	26.41	83.49	22.58	74.73	28.71
금융자산 비율(%)	8.34	12.77	5.56	9.92	9.70	15.25
가구 총소득(만원)	2,895.75	4,155.54	2,115.41	1,989.44	2,389.93	3,844.67
상대주거비용	0.63	2.57	1.28	4.07	1.26	2.71
표본 수	99		91		2,724	

는 경향이 높은 것으로 나타났으며, 사별 혹은 이혼으로 배우자 존재 상태가 변화한 가구의 경우 주거이동 하지 않은 가구(0.02)에 비해 주거이동 한 비율(자가거주: 0.04, 임차거주: 0.05)이 더 높게 나타났다.

가구주의 건강상태가 나쁜 가구는 주거이동하지 않는 가구의 비율(0.34)이 주거이동 한 가구의 비율보다 낮으며, 주거이동 하여 임차거주를 선택한 비율은 0.45로 자가거주를 선택한 비율(0.38)보다 높게 나타났다. 또한 주거이동을 하지 않은 가구의 동거 자녀 수의 평균(0.6)은 주거이동 한 가구의 동거 자녀 수의 평균보다 적었으며, 동거 자녀 수가 감소하거나 증가한 가구의 비율도 주거이동을 하지 않은 가구가 가장 낮은 것으로 분석되었다.

t-1기의 경제적 특성을 살펴보면, 주거이동 하여 임차거주를 선택한 가구의 총 자산 대비 주택자산 비율의 평균은 83.49%로 다른 대안을 선택한 가구에 비해 높으며, 총 자산 대비 금융자산 비율의 평균은 주거이동 하여 임차거주를 선택한 가구가 5.56%로 가장 낮은 것으로 나타나 기존의 자가거주 주택을 처분하고

임차로 주거이동 한 가구는 주거이동 하지 않거나 주거이동 하여 다시 자가거주를 선택한 가구에 비해 자산의 많은 부분을 주택자산의 형태로 보유하고 유동성이 높은 금융자산은 상대적으로 적게 보유한 것으로 나타났다.

가구 총소득은 주거이동 하여 다시 자가거주를 선택한 가구가 약 2,896만원으로 임차거주(약 2,115만원)를 선택하거나 혹은 주거이동 하지 않은 가구(약 2,390만원)에 비해 높은 수준으로 나타나 소득수준이 상대적으로 높은 가구는 주거이동을 하여 자가거주를 선택할 경향이 높은 것으로 분석되었다. 상대주거비용(소유비용/임차비용)은 주거이동 후 임차거주를 선택한 가구가 자가거주를 선택한 가구에 비해 더 높은 것으로 나타나 기존 자가 주택을 소유할 때 소요되는 주거비용이 임차 시 소요되는 주거비용에 비해 높은 가구는 주거이동 하여 임차거주를 선택할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

IV. 실증분석 결과

<표 3>은 주거이동을 하지 않은(계속 거주) 대안을 기준으로 한 경쟁위험모형 추정결과이다. 로그우도 검정 결과 검정통계량(LR stat.)의 값이 151.41로 자유도 44에서 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나 모형의 적정성은 양호한 것으로 판단된다. 설명변수들의 통계적 유의성은 어떠한 대안을 선택하는가에 따라 다르게 나타나지만 배우자 존재 여부, 배우자 존재 여부의 변화, 가구주 건강상태, 자녀 수의 변화 같은 인구학적 요인 및 총 자산 대비 주택자산 비율, 가구 실질소득과 상대주거비용과 같은 경제적 요인이 주거이동과 주

택점유형태 선택에 영향을 주는 것으로 추정되었다.

배우자 존재 여부 변수에 대한 추정계수는 ‘주거이동-자가거주’ 대안과 ‘주거이동-임차거주’ 대안 선택에서 모두 음(-)으로 배우자가 존재하는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 두 대안을 선택하는 사건이 발생할 상대적 위험률(계속 거주 대비 각 대안 발생의 위험률)이 낮은 것으로 나타났다. 이는 이경애·정의철(2014)의 연구에서 제시한 바와 같이 배우자가 존재하는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 낮으며, 자가거주에서 임차거주로 전환할 확률이 낮은 결과와 유사하다. 그러나 본 연구에서 동시에 고려하고 있는 거주기간(또는 대안발생 시점) 관점에서 보면 배우자가 존재하는 가구가 배우자가 없는 가구에

<표 3> 경쟁위험모형 추정 결과

변수	주거이동 → 자가거주 선택 vs. 계속 거주			주거이동 → 임차거주 선택 vs. 계속 거주		
	추정계수	t-값	Odds Ratio	추정계수	t-값	Odds Ratio
상수항	-7.536 ***	-6.09		-5.801 ***	-5.48	
2003년	2.119 ***	3.69		2.504 ***	4.71	
2004년	1.411 **	2.35		1.812 ***	3.29	
2005년	2.164 ***	3.73		1.081 **	1.93	
2006년	1.950 ***	3.39		1.757 **	3.29	
2007년	1.658 ***	2.80		0.874	1.34	
2008년	-0.245	-0.28		0.860	1.32	
2009년	1.187 *	1.87		0.775	1.20	
가구주 성별(남성=1)	0.156	0.37		0.598	1.48	
가구주 연령 1(66-75세)	-0.104	-0.40		-0.014	-0.05	
가구주 연령 2(76세 이상)	0.537	1.55		0.015	0.04	
배우자 존재여부(있음=1)	-0.894 **	-2.31	0.41	-1.168 ***	-3.11	0.31
배우자 존재여부 변화 (사별 혹은 이혼=1)	0.972 *	1.72	2.64	1.394 ***	2.69	4.03
가구주 건강상태(나쁨=1)	0.218	0.90		0.437 *	1.73	1.55
가구주 건강상태 변화(나빠짐=1)	-0.260	-0.69		0.206	0.58	
가구주 취업유무(취업=1)	0.086	0.35		0.187	0.74	
동거 자녀 수	0.084	0.60		-0.018	-0.12	
동거 자녀 수 감소(감소=1)	0.251	0.65		0.752 **	1.97	2.12
동거 자녀 수 증가(증가=1)	1.488 **	2.27	4.43	0.805	1.04	
(주택자산/총자산)*100	0.004	0.80		0.009 *	1.77	1.01
(금융자산/총자산)*100	-0.007	-0.81		-0.018	-1.55	
log(가구실질소득)	0.370 ***	2.77	1.45	0.024	0.23	
상대주거비용	-0.075 *	-1.72	0.93	0.105 ***	2.80	1.11
Log-Likelihood	-771.27 (LR stat. = 151.41) (p < 0.01 d.f.=44)					

주: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

비해 기존 주택에 더 오랫동안 거주할 가능성이 높다는 것을 추가적으로 확인할 수 있다. 이는 배우자가 존재하는 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 주택소비조정보다 주거 안정성에 더 높은 가치를 부여하고 있기 때문으로 해석해 볼 수 있다. 배우자가 있는 가구의 경우 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 하여 자가거주로 전환할 위험률이 약 60% 낮으며, 주거이동 하여 임차로 전환할 위험률은 약 70% 낮다.

반면 사별이나 이혼과 같은 배우자 존재 여부의 변화는 계속 거주 대비 '주거이동-자가거주' 대안을 선택하는 사건이 발생할 상대적 위험률과 '주거이동-임차거주' 대안을 선택하는 사건이 발생할 상대적 위험률을 모두 높이는 것으로 추정되었다. 또한 추정계수 값과 오즈비(odds ratio)의 크기를 보면 '주거이동-자가거주' 대안보다 '주거이동-임차거주'로 상태를 전환할 상대적 위험률이 더 높음을 알 수 있으며, 보다 이른 시기에 주거이동을 통해 임차로 전환할 가능성이 높음을 의미한다. 오즈비 계산 결과를 보면 계속 거주 대비 '주거이동-자가거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률은 약 2.6배 높으며, 계속 거주 대비 '주거이동-임차거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률은 약 4배 높다. 이경애·정의철(2014)의 연구에서는 가구주의 혼인상태 변화가 주거이동을 발생시킬 확률을 높이는 것으로 추정되었으나 주거이동 후 주택점유형태 선택에는 가구주 혼인상태 변화를 고려하지 않았다.

가구주의 건강상태가 좋지 않은 가구는 보다 이른 시점에 주거이동을 통해 임차거주로 전환할 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 여타 조건이 동일하다면 가구주의 건강상태가 나쁜 가구의 경우 의료비 지출을 위한 재원이 필요하므로 가구주 건강상태가 양호한 가구에 비해 더 이른 시점에 주거이동을 통해 임차거주를 선택할 가능성이 높을 것으로 판단된다. 계속 거주 대비 '주거이동-임차거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률은 55% 높다.

한편 자녀 수의 변화는 자녀 수가 증가하였는지, 감소하였는지에 따라 차별적인 영향을 가지고 있는 것으로 나타났다. 자녀 수 감소는 '주거이동-자가거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률에 영향을 주지 않은 반면 '주거이동-임차거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률에 유의한 양(+)의 영향을 주는 것으로 추정되었다. 그러나 자녀 수 증가는 이와 반대의 결과를 보였다.

가구주의 연령이 55세 이상인 가구의 경우 자녀 수의 감소는 주로 자녀의 결혼이나 독립생활을 통한 분가가 주요 형태가 될 것이다. 서승희·이경희(1994)와 Speare 외(1991)는 자녀가 분가한 경우 기존에 자가 형태로 거주하고 있던 주택을 처분하고 부채를 갚는 등 유동성 제약을 해소하거나 유동성을 확보한 이후 자녀집 주변으로 이동하고자 하는 조력이동이 나타날 가능성 있기 때문으로 해석하고 있다. 한편 고연령 가구의 경우 자녀 수의 증가는 출산에 의한 것이기 보다는 성장한 자녀와의 합가로 인하여 발생할 가능성이 높다. 이 경우 기존 주택보다 규모가 좀 더 큰 주택으로 이동하고자 할 유인이 발생할 수 있으며, 이때 주거의 안정성이 고려되어야 하므로 보다 빠른 시점에서 '주거이동-자가거주'로의 전환이 이루어질 가능성이 큰 것으로 해석해 볼 수 있다. 자녀 수 감소의 경우 계속 거주 대비 '주거이동-임차거주' 대안을 선택하는 사건이 발생할 상대적 위험률은 약 2배 정도 높으며, 자녀 수 증가의 경우 계속 거주 대비 '주거이동-자가거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률은 약 4.4배 높다.

경제적 요인을 살펴보면, 먼저 총 자산 대비 주택자산 비율은 계속 거주 대비 '주거이동-임차거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률에 양(+)의 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다. 정의철·이경애(2013), 이경애·정의철(2014)의 연구에서도 고연령 가구의 총 자산 대비 주택자산 비율이 높을수록 주거이동 확률과 주거이동 후 임차거주를 선택할 확률이 높다는 것을 보여주고 있다. 본 연구에서의 분석 결과에서는 주거이동을 통해 임차거주를 선택하는 시점이 총 자산 대비 주택자산 비율이 더 높은 가구일수록 더 빠르게 발생할 가능성이 높다는 것으로 보여준다. 총 자산 대비 주택자산 비율이 10% 포인트 높으면, 계속 거주 대비 '주거이동-임차거주' 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률은 10% 증가한다.

정의철(2013)의 연구에서 밝힌 바와 같이 가구는 필요한 자금을 조달하기 위해 전체 자산 중 어떠한 유형의 자산이 더 가용하기 편리할 것인지, 어떤 유형의 자산을 더 많이 보유하고 있는지를 고려할 것인데 총 자산 중 금융자산이 차지하는 비율이 높은 가구의 경우 부득이한 상황 하에서 유동성이 높은 금융자산을 먼저 소비하여 필요를 충족하고자 할 것이다. 그러나 주택자산 비율이 높은 경우는 주택자산이 아닌 기타 자산이 차지하는 비율이 상대적으로 낮기 때문에 거주

주택의 소비를 조정하고자 할 것이므로 여타 조건이 동일하다면 주택자산 비율이 높을수록 비해 더 빠른 시점에서 임차로 전환하여 소비에 필요한 자금을 조달하고자 할 것이다.

가구 실질소득은 ‘주거이동-자가거주’ 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률을 증가시키는 것으로 추정되었다. 즉, 가구 실질소득이 높을수록 이른 시점에 ‘주거이동-자가거주’ 대안을 선택할 가능성이 높다는 것을 의미한다. 가구 실질소득이 1% 많아지면 ‘주거이동-자가거주’ 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률은 약 1.5배 높아진다. 이는 소득이 높은 가구일수록 이사비용을 감당하기 용이하며 주택담보대출의 이자상환에 부담을 덜 느끼기 때문인 것으로 해석해 볼 수 있다.

마지막으로 상대주거비용 변수는 예상과 같이 ‘주거이동-자가거주’ 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률을 낮추고 ‘주거이동-임차거주’ 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률을 높이는 것으로 추정되었다. 기존 자가거주 주택의 상대주거비용이 높을수록 주거이동을 통해 자가거주를 선택하기보다는 기존 주택에 오래 거주할 가능성이 높지만 한편으로는 보다 이른 시점에 주거이동을 통해 임차거주를 선택할 가능성은 더 높은 것으로 나타났다. 상대주거비용이 한 단위 증가하면 계속 거주 대비 주거이동-임차거주’ 대안을 선택할 사건 발생의 상대적 위험률은 약 11% 높아지는 것으로 계산되었다.

V. 결론

본 연구에서는 한국노동패널의 6차년도(2003년)에서 15차년도(2012년)까지 10년간의 가구 및 개인자료를 이용하여 2003년에 가구주의 연령이 만 55세 이상이고 거주주택을 소유한 가구를 선정한 후 2003년부터 2012년까지 해당가구의 주거이동 및 주택점유형태 변화를 추적한 패널자료를 구축하여 경쟁위험모형을 추정하였다. 경쟁위험모형의 추정은 기존의 전통적인 확률모형 추정에서 보여줄 수 있는 각 대안 선택의 확률뿐 아니라 위험률이라는 개념을 통해 주거이동과 주택점유형태 변화의 시점을 모형에 고려함으로써 각 대안의 선택 시점을 추가적으로 분석할 수 있다는데 의미가 있다.

경쟁위험모형 추정 결과 계속 거주 대비 ‘주거이동-자가거주’를 선택할 사건 발생의 상대적 위험률에 영향을 미치는 요인들은 배우자 존재 여부, 배우자 존재 여부의 변화, 자녀 수 증가, 가구실질소득, 상대주거비용 등이었으며, ‘주거이동-임차거주’를 선택할 사건 발생의 상대적 위험률에 영향을 미치는 요인들은 배우자 존재 여부, 배우자 존재 여부의 변화, 가구주 건강상태, 자녀 수 감소, 주택자산비율, 상대주거비용인 것으로 나타났다.

추정된 위험률을 이용하여 계산된 개별 변수의 오즈비를 비교해 볼 때 고연령 자가거주 가구의 주택소비 조정은 가구주의 혼인 상태 변화, 가구주 건강상태, 가구원 수의 변화 등과 같은 인구학적 요인의 영향력이 상대적으로 높았으며, 가구소득과 상대주거비용과 같은 경제적 요인의 영향도 적지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기존 연구 결과에 더하여 고령화와 가구구조 변화가 빠르게 진행되고 있는 우리나라의 주택시장 변화를 이해하는데 보다 풍부한 함의를 제공해 줄 것으로 생각된다.

가구의 주거소비조정이 각 가구가 처해 있는 개별적이고 다양한 사회·경제적 요인들과 그 변화에 의해서 이루어진다는 점을 생각하면 매우 이질적인 것이다. 이러한 이질적 요인들은 자료를 통해 관찰할 수 있는 부분이 있겠지만 한편으로는 관찰되지 않은 이질적 특성(unobserved heterogeneity)도 존재하며 가구의 주거소비조정에 대한 의사결정에 영향을 줄 것이다. 관찰되지 않은 이질적 특성은 개별 가구 차원에서도 존재할 수 있으며, 지역적 특성이 강한 주택시장을 고려할 때 지역 차원에서도 존재할 수 있을 것이다. 본 연구는 이러한 관찰되지 않은 이질적 특성을 추정에 반영하지 못한 한계가 있다. 최근 확률효과를 통해서 이러한 한계를 보완하고 각 대안 발생의 위험률간의 상관관계를 동시에 고려할 수 있는 통계기법들이 발달하고 있다. 이러한 기법들을 이용한 분석은 보다 정교한 연구결과를 제공해 줄 수 있을 것으로 생각된다.

논문접수일 : 2016년 08월 18일

논문심사일 : 2016년 08월 30일

게재확정일 : 2016년 09월 14일

참고문헌

1. 고진수 · 최막중, “노년가구의 주거소비 특성”, 『국토계획』 제 47권 제3호, 대한국토 · 도시계획학회, 2012, pp. 235-47
2. 김대환 · 이성근 · 박화규, “은퇴 및 은퇴기간 증가에 따른 주택 점유형태 변화”, 『부동산연구』 제23집 제3호, 한국부동산연구원, 2013, pp. 123-134
3. 김용진 · 손재영, “중고령 자가거주가구의 주택다운사이징 요인”, 『주택연구』 제22권 제1호, 한국주택학회, 2014, pp. 29-57
4. 박천규 · 이수욱 · 손경환, “가구생애주기를 감안한 주택수요특성 분석”, 『국토연구』 제60권, 국토연구원, 2009, pp. 171-187
5. 신지호 · 최막중, “은퇴계층의 부동산자산 재배분과 그 영향 요인”, 『대한국토계획학회지』 제48권 제7호, 대한국토 · 도시계획학회, 2013, pp. 201-212
6. 서승희 · 이경희, “노인의 주거이동에 관한 이론적 연구”, 『한국가정관리학회지』 제24호, 한국가정관리학회, 1994, pp. 41-49
7. 이경애, “고연령 자가 거주 가구의 주택소비조정에 관한 연구: 주거이동 및 주택점유형태 변화를 중심으로”, 건국대학교 박사학위논문, 2015
8. 이경애 · 정의철, “고연령 소유가구의 주거이동 및 주택 점유 형태 결정 요인 분석: 가구주의 성별 차이점을 중심으로”, 『주택연구』 제22권 제3호, 한국주택학회, 2014, pp. 127-152
9. 이경애 · 정의철, “경쟁위험모형을 이용한 고연령 자가거주 가구의 주택소비조정에 관한 연구”, 『2015년 한국주택학회 추계 학술대회 논문집』, 한국주택학회, 2015
10. 이용래 · 정의철, “소득변동성이 가구의 주택점유형태 선택에 미치는 영향 분석: 가구주 근로소득의 변동성을 중심으로”, 『주택연구』 제23권 제1호, 한국주택학회, 2015, pp. 55-78
11. 이용래 · 정의철, “가구소득 변동성이 주택점유형태 및 자가 주택수요에 미치는 영향 연구”, 『부동산학연구』 제22집 제1호, 한국부동산분석학회, 2016, pp. 41-55
12. 정의철, “인구구조 고령화와 주택수요”, 『인구구조 고령화와 산업구조』, 한국개발연구원, 2006, pp. 68-116
13. 정의철, “고연령 가구의 주택 점유형태 변화 결정요인 분석”, 『국토연구』 제77권, 국토연구원, 2013, pp. 119-136
14. 정의철 · 이경애, “고연령 소유가구의 주거이동 및 주택 점유 형태 결정 요인 분석”, 『주택연구』 제21권 제3호, 한국주택학회, 2013, pp. 37-57
15. Allison, P., “Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories,” *Sociological Methodology*, Vol. 13, 1982, pp. 61-98
16. Feinstein, J. and D. McFadden, “The Dynamics of Housing Demand by the Elderly: Wealth, Cash Flow, and Demographic Effects,” *The Economics of Aging*, 1989, pp. 9-48. Chicago: University of Chicago
17. Goodman, A., “A Dynamic Equilibrium Model of Housing Demand and Mobility with Transactions Costs,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 4 No. 4, 1995, pp. 307-327
18. 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
19. Speare A. Jr, R. Avery, L. Lawton, “Disability, Residential Mobility, and Changes in Living Arrangements,” *Journal of Gerontology*, Vol. 46 No. 3, 1991, pp. 133-142
20. Tastiramos, K., Residential Mobility and Housing Adjustment of Older Household in Europe, IZA Discussion Papers, No. 2435, 2006
21. Venti, S. F., and D. A. Wise, “Aging, Moving, and Housing Wealth,” *The Economics of Aging*, 1989, pp. 9-48, Chicago: University of Chicago.

부 록

<부록 표 A-1> 전환임대료 추정결과

종속변수	log(전환임대료)	
	추정계수	t-값
설명변수		
상수항	3.76 ***	139.79
2004년	0.12 ***	6.81
2005년	0.06 ***	3.38
2006년	0.03	1.56
2007년	0.02	1.35
2008년	0.04 **	2.63
2009년	0.03 *	1.70
2010년	0.03 **	2.21
2011년	0.01	0.85
log(사용면적)	0.81 ***	89.74
주택유형(아파트=1)	0.19 ***	19.68
부산	-0.54 ***	-32.34
대구	-0.55 ***	-27.93
대전	-0.32 ***	-12.38
인천	-0.29 ***	-14.31
광주	-0.59 ***	-21.49
울산	-0.25 ***	-8.12
경기	-0.16 ***	-14.50
강원	-0.67 ***	-21.41
충북	-0.58 ***	-19.64
충남	-0.55 ***	-21.41
전북	-0.78 ***	-28.72
전남	-0.70 ***	-25.77
경북	-0.62 ***	-27.35
$\overline{R^2}$	0.439	
표본수	19,346	

주: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01