

고연령 가구의 주택점유형태 변화 결정요인 분석 : 55세 이상 자가점유 가구를 중심으로

Housing Tenure Transition Decisions of Older Homeowners in Korea

정의철

Chung Eui-Chul

건국대학교 부동산학과 교수

Prof., Dept. of Real Estate Studies, Konkuk Univ.

(echung@konkuk.ac.kr)

목 차

I. 서론

II. 이론적 배경과 선행연구

1. 이론적 배경
2. 선행연구

III. 실증분석모형 및 자료

1. 실증분석모형
2. 자료 및 변수

IV. 추정 결과 및 시사점

1. 추정 결과
2. 시사점

V. 결론

I. 서론

저출산·고령화 추세에 따른 가구의 고연령화는 우리나라의 사회·경제 부문에 다양한 형태로 영향을 미칠 것으로 예상된다. 통계청(2012)의 장래가구 추계 결과에 따르면 앞으로 청년층(20~35세 미만)과 중년층(35~50세 미만) 가구는 감소하고 장년층(50~65세 미만)과 노년층(65세 이상) 가구는 증가할 것으로 나타난다.

최근 들어 이러한 인구학적 변화가 주택시장에 미치는 영향에 대한 관심이 증대되고 있다. 고연령화는 생산능력의 감소와 궁극적으로 은퇴를 수반하게 되므로 소비와 저축행태에 변화를 가져오게 된다. 전통적인 생애주기가설에 따르면 가구는 근로기간 동안 소득을 창출하여 주택 및 기타 재화를 소비하고, 저축과 투자를 통해 미래를 위한 자산을 축적하며, 고연령 시기 또는 은퇴 후 축적된 자산을 활용하여 소비를 평활화함으로써 생애효용을 극대화한다(Artle and Varayia, 1978). 은퇴 등으로 소득이 감소하여 주어진 소득으로 소비를 충족시키지 못하는 시점에 도달하면 가구는 그동안 축적하였던 자산을 활용하여 필요한 소비를 충족하게 된다. 주택도 자산(아마도 가구에게 가장 중요한 자산)이므로 이 시점에 도달하면 주택을 소유하고 있는 가구는 주택을 처분하고 다른 주택을 임차하거나 수량이 적은 주택을 구입함으로써 주택 소비량과 기타 재화 소비량을 조절하는 것이 최적일 것이다.

이러한 전통적인 생애주기가설은 고령화가 빠르게 진행되는 우리나라의 주택시장에 중요한 시사점

을 제공한다. 이 가설에 따르면 앞서 언급한 바와 같이 장년 및 노년가구의 증가와 같은 가구의 고연령화에 따라 상당히 많은 고연령 소유가구가 향후 필요한 소비를 위해 주택자산을 처분하거나 규모를 축소할 것이므로 우리나라 주택시장에 부정적 영향을 미치게 될 것이다.

그러나 다른 한편으로 가구의 자산처분 결정이 전통적인 생애주기가설이 예측하는 바와 다를 수 있다는 주장도 존재한다. 가구가 주택자산을 은퇴 후 이용 가능한 자산으로 생각하지 않으므로 주택자산의 유동화를 꺼릴 수 있다는 것이다(Hurd, 1990; Levin, 1998). 대신에 가구는 주택자산을 예비적 저축(precautionary savings)의 원천(Skinner, 1996)이나 상속될 수 있는(bequeathable) 자산으로 생각한다는 것이다. 이러한 주장은 가구가 은퇴 등으로 소득이 감소한다고 하여 곧바로 주택자산을 처분하여 소비에 활용하지 않을 것이며 아마도 자산유형 중 가장 늦게 처분되는 자산이 될 것으로 예측한다. 이러한 주장을 받아들인다면 가구의 고연령화가 주택시장에 미치는 영향은 즉각적이지 않고 제한적이며 매우 완만하게 나타날 것으로 판단된다.

고연령화에 따른 가구의 주택소비조정은 다양한 형태로 나타날 수 있다. 주택점유형태를 소유에서 임차로 전환하는 것이 한 가지 유형일 수 있고, 소유라는 점유형태를 계속 유지하되 상대적으로 적은 수량의 주택을 소유하는 것도 또 다른 유형일 수 있다.¹⁾ 또한 거주주택을 처분하고 자녀가 거주하는 주택으로 이전하거나 요양병원 등에 입소하는 등 다른 대안도 존재한다.

1) 물론 고연령가구가 적은 수량의 주택을 소유하는 것도 주택소비조정의 유효한 대안임. 그러나 이러한 대안을 분석하기 위해서는 수량을 어떻게 정의하고 측정하는가에 대한 분석이 선행되어야 함. 예를 들어 주택규모를 수량으로 정의하고 적은 규모로의 주거이동을 분석할 것인지, 주택가격을 기준으로 보다 저렴한 가격의 주택으로 이전한 것을 분석할 것인지, 주택가격을 명목가격으로 할 것인지, 실질가격으로 할 것인지 등 분석이 선행되어야 할 부분이 많으므로 본 논문에서는 다루지 않고 향후 연구과제로 남기기로 함.

고연령가구의 주택소비조정이 어떻게 이루어지는가의 실증분석을 위해서는 이에 대한 자료가 명확하게 관찰되고 측정이 용이해야 함이 전제되어야 한다. 본 논문은 자료를 통해 관찰과 측정이 상대적으로 용이한 소유에서 임차로의 주택점유형태 변화에 초점을 두어 이러한 의사결정에 영향을 미치는 요인 분석을 주 목적으로 한다.²⁾

이를 위해 본 논문에서는 한국노동패널 7차연도(2004년)부터 11차연도(2008년)를 이용하여 5개 연도의 패널자료를 구축하고 가구주 연령이 55세 이상인 가구를 고연령가구로 정의하여 고연령 소유가구의 임차로의 점유형태 변화 결정요인을 분석하였다. 본 논문의 의의는 다음과 같은 점에서 찾을 수 있다. 첫째, 지속적으로 증가할 것으로 예상되는 고연령가구의 주택소비조정 결정과정을 분석함으로써 향후 주택시장 변화에 대한 시사점을 도출할 수 있다. 둘째, 우리나라 가구를 대상으로 생애주기가설을 포함하여 고연령가구의 주거소비조정에 대한 다양한 가설을 검증함으로써 관련 이론의 보편성을 확인할 수 있다. 셋째, 미시적 패널자료를 활용하여 분석을 수행함으로써 고연령가구의 주거소비조정에 영향을 미치는 핵심적 특성들을 파악할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 고연령가구의 소유에서 임차로의 점유형태 변화에 대한 이론과 선행연구를 고찰하고, 제3장에서는 실증분석모형을 설정한 후 추정에 이용되는 자료와 변수 측정을 설명한다. 제4장에서는 추정결과를 해석하고 이를 통해 시사점을 도출한다. 제5장에서는 본 논문을 요약하고 향후 연구방향을 제시한다.

II. 이론적 배경과 선행연구

1. 이론적 배경

먼저 Artle and Varayia(1978)의 모형을 축약한 Jones(1997)의 모형을 참고하여 전통적 생애주기가설에 기초한 고연령가구의 주택점유형태 변화 과정을 생각해 보자. 가구는 아래 <식 2>를 제약조건으로 <식 1>과 같은 생애효용의 기대치를 극대화하는 최적 소비경로(C_t^*)를 선택한다.

$$E_t \sum_{t=n}^N D_t U(C_t) / (1 + \delta)^{t-n} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

$$W_t = W_{t-1}(1+r) + A_t + L_t - C_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

<식 1>에서 $U(C_t)$ 는 t 시점에서 주택을 포함한 재화를 소비(C_t)함으로써 얻게 되는 효용이며, D_t 는 가구의 생존을 의미하는 상태변수로 가구가 t 시점에 생존해 있으면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. δ 는 가구의 주관적 시간선호율, N 은 가구의 예상생존 시점, E_t 는 기대치 환산 기호다. <식 2>에서 W_t 는 t 시점에서의 자산이고, r 는 금리, A_t 는 연금소득 및 정부 보조금, L_t 는 근로소득, 그리고 C_t 는 총 소비액을 의미한다. 가구의 최적 소비경로(C_t^*)는 <식 1, 2>에 나타나 있는 다양한 파라미터에 의해 영향을 받게 될 것이다.

한편 연령이 많아질수록 은퇴 등의 영향으로 가구는 아래 <식 3>과 같은 상황에 도달할 수 있을 것이다.

$$C_t > rW_{t-1} + A_t + L_t \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

2) 여기에서 소유란 가구가 거주주택을 소유하고 점유하는 것을 의미하며 이후 논의에서도 동일한 개념을 적용함.

이 시점에서 가구는 자산소득과 연금소득 및 정부보조금, 그리고 근로소득을 통하여 소비를 충당하지 못하므로 보유자산을 처분함으로써 소비를 최적화하게 될 것이다. 가구주를 포함한 중요한 소득창출 가구원의 은퇴나 실업 등은 이러한 의사결정을 촉진시키는 데 기여할 것이다.

이상과 같은 전통적 생애주기모형에서는 자산(W_t)의 유형이 구별되지 않는다. 그러나 가구가 자산을 처분하는 데 주택자산과 비주택자산을 구분한다는 논리도 존재한다. 예를 들어 주택자산은 유동성이 매우 떨어지고 심리적 비용을 포함하여 처분 시의 거래비용이 비주택자산에 비해 높기 때문에 비주택자산보다 늦게 유동화될 가능성이 높아 소유에서 임차로의 점유형태 변화가 더디게 진행될 수 있다는 것이다. 이러한 거래비용의 영향으로 가구는 상속시 주택자산을 선호하게 된다.³⁾ 또한 예비적 저축 가설에 따르면 가구는 미래에 발생할 수 있는 다양한 사건에 대비하기 위해서 일정한 자산을 보유하고자 하는데 비주택자산보다는 주택자산 보유를 원한다는 것이다.

한편 소유에서 임차로의 점유형태 변화는 여러 가지 비경제적 요인에 의해서도 영향을 받는다. 가구주의 사망이나 건강상태의 악화, 배우자와의 별거, 이혼, 사별 그리고 자녀의 출가 또는 분가 등 가구구성원의 변화 등이 대표적인 요인으로 언급될 수 있다.

2. 선행연구

고연령가구의 주거소비조정에 관한 연구들은 해외에서 오래전부터 진행되었으나 자가에서 임차로의 점유형태 변화에 영향을 미치는 요인에 관한 구체적인 연구는 그리 많지 않다. Venti and Wise(1989)는

1969~1979년 동안의 미국 은퇴가구조사(Retirement History Survey)자료를 이용하여 1969년 58~63세 인 가구의 주거이동, 점유형태 및 주택자산의 변화를 분석하였다. 이들은 은퇴가구 전체를 대상으로 하였을 때 소유에서 임차로의 점유형태 변화가 거의 나타나지 않았으나, 주거이동을 경험한 소유가구만을 고려한다면 소득이 낮고 주택자산이 많은 가구의 경우 주택자산을 감소시켰다는 결과를 제시하였다. 한편 Feinstein and McFadden(1989)은 1968~1982년까지의 미국의 패널자료(Panel Study of Income Dynamics: PSID)를 이용하여 1968년에 가구주 또는 배우자의 연령이 50세 이상인 가구를 추적하여 주거이동과 점유형태 및 주택소비 변화를 분석하였다. 분석 결과 자산이 많은 소유가구가 주거이동 후 다시 주택을 소유할 확률이 증가하며, 가구원 수가 증가하면 주택소유 확률이 증가하고, 가구주가 은퇴하면 주택을 소유할 확률이 감소하는 것으로 나타났다.

1983년과 1986년의 미국 가계금융조사(Survey of Consumer Finances) 자료를 이용하여 가구주 연령이 55세 이상인 고연령가구를 분석한 Jones(1997)는 소유가구의 점유형태 변화에 대한 보다 구체적인 결과를 제시하였다. 가구의 계획된 저축(planned saving)이 많을수록 임차 확률이 낮아 생애주기가설이 의미하는 바와 일치하는 것으로 나타났으며, 비주택자산이 많을수록 임차 확률이 낮고, 주택자산이 많을수록 임차 확률이 높은 것으로 추정되었다. Jones(1997)는 이러한 결과가 자산을 주택자산과 비주택자산으로 구분해서 분석하는 수정된(modified) 생애주기가설과 일치하는 것으로 해석하였다. 또한 자녀 수가 많을수록, 그리고 자녀 수의 증가가 클수록 임차확률이 감소하는 것으로 추정되었는데 이는 자녀 수가 많

3) 한편 Artle and Varayia(1978)는 가구가 상속 동기가 없거나 있다고 하더라도 보유주택의 가격에 비해 매우 적은 경우 <식 3>과 같은 상황에 도달하면 보유주택을 매각하고 임차형태로 주택을 소비할 것으로 예측하였음.

을수록 상속 동기가 높아지기 때문으로 해석하였다.

Megbolugbe et al.(1999)은 1973~1988년까지의 PSID 자료를 이용하여 가구주 연령이 55세 이상인 소유가구의 주거이동과 주거이동 후의 점유형태 결정에 미치는 영향 요인들을 분석하였다. 가구주를 남성과 여성으로 나누어 분석하였다는 것이 본 논문의 특징이라고 할 수 있다. 분석 결과에 따르면 자산이 많은 가구일수록 임차로 점유형태를 변화시켜 주택자산을 감소시킬 확률이 낮고, 가구주의 연령이 높을수록 주택을 임차할 확률이 높은 것으로 나타났다. 한편 소득 증가는 전체가구 표본에서는 점유형태 변화에 영향을 주지 않으나, 남성가구주 가구의 경우 임차 확률을 증가시키는 것으로 추정되었다. 또한 가구주의 은퇴는 여성가구주의 경우 임차확률을 증가시키나 남성가구주의 경우 그 반대인 것으로 나타났고, 이혼, 별거, 사별 등으로 배우자를 잃게 되는 경우 남성가구주의 임차확률은 증가하나, 여성가구주의 경우 그 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

고연령 소유가구의 임차로의 점유형태 변화에 대한 가장 최근 연구로는 Painter and Lee(2009)가 있다. 이들은 1968~2005년까지의 PSID 자료를 이용하여 1968년 가구주 연령이 50세 이상인 소유가구를 대상으로 Cox(1972)의 비례적 위험모형을 추정하였다. 추정 결과 가구주 연령 자체는 점유형태 변화의 주된 요인이 아니며 오히려 단독가구 여부, 배우자의 사망, 배우자와의 이혼, 가구주의 장애 여부 등 인구학적 요인들이 점유형태 변화에 통계적으로 유의한 변수로 나타났다. 한편 가구소득과 자산도 임차로의 점유형태 변화에 유의한 변수로 나타났는데 소득(과거 5년의 평균 소득)이 높을수록, 주택자산과 금융자산이 많을수록 점유형태를 임차로 변화시킬 위험을 감소시키는 것으로 추정되었다. 또한 자녀와의 근접한 위치에 거주하는 가구일수록, 자녀의 자산이 많을수록 임차로의 점유형태 변화 위험도 감소하는 것으로 나타났다.

III. 실증분석모형 및 변수

1. 실증분석모형

고연령 소유가구의 임차로의 점유형태 변화를 분석하기 위해 본 논문에서는 Cox의 비례적 위험모형의 이산적(discrete time) 형태를 이용한다. Painter and Lee(2009)의 연구와 같이 분석 기간이 길면(35년) 사건(소유에서 임차로의 점유형태 변화)의 발생시점이 즉각적이고 연속적인(continuous time) 것을 가정하는 비례적 위험모형 추정에 큰 무리가 없다. 그러나 본 논문에서는 분석 기간이 비교적 짧은(2004~2008년) 패널자료를 이용하므로 이러한 방법보다는 일정한 기간(예를 들면 1년)을 시간 단위(discrete time)로 사건의 발생 여부를 분석하는 방법이 보다 현실적일 것으로 판단된다.

이 경우 위험률(hazard rate)이란 특정시점 이전까지 어떤 사건이 발생하지 않았다는 조건하에 특정 시점에 해당 사건이 발생할 확률인 조건부 확률(conditional probability)을 의미한다. 예를 들어 시점 t 에서의 위험률은 0시점에서 주택점유형태가 소유로 관찰된 가구가 $t-1$ 기까지 지속적으로 주택을 소유하다 t 시점에서 소유에서 임차로 전환될 확률이다. 따라서 위험모형을 추정하기 위해서는 초기 시점부터 특정 상태가 전환되는 시점까지의 패널자료가 구축되어야 한다.

이러한 위험모형은 통상적인 확률모형에 비해 가구의 주택점유형태 변화에 대해 보다 풍부한 정보를 제공해 준다. 통상적인 확률모형이 특정사건(소유에서 임차로 전환)이 발생하였는가 아닌가에 관심을 둔다면 위험모형은 특정사건이 발생하였는가 아닌가에 대한 내용뿐 아니라 언제 특정사건이 발생하는가와 같은 시간의 개념이 동시에 고려된다. 매 시점에서 특정사건 발생 위험이 높으면 특정사건이 보다 이른

시점에서 발생할 가능성이 높으며, 위험이 낮으면 보다 늦은 시점에서 특정사건이 발생할 가능성이 높게 된다(Mills, 2011).

위험모형은 시간을 연속적으로 가정하든 기간적으로 가정하든 패널자료를 이용한 분석이라는 점에서 다음과 같은 두 가지 특징을 가지고 있다. 첫째, 관찰기간 동안 연구 대상인 사건이 일어나지 않을 수도 있기 때문에 자료의 절단(censoring) 가능성이 존재한다. 예를 들어 분석기간의 마지막 시점까지 주택을 계속 소유하는 가구가 존재할 수 있으며 이들 가구에는 임차라는 사건이 발생하지 않는다. 둘째, 각 시점별 사건은 해당 시점에서 특정한 원인에 의해서 발생하므로 관찰기간 동안 시간에 따라 값이 고정적인(time invariant) 변수뿐 아니라 시간에 따라 값이 변화하는(time varying) 변수들에 의해서도 영향을 받는다(Allison, 1982).

고연령 소유가구 i 가 t 시점에서 임차로 점유형태를 변화시킬 위험률(hazard rate)을 $\lambda_{it}(X_{it})$ 라 한다면 이는 벡터 X_{it} 라는 특성을 가진 소유가구 i 가 t 시점 이전까지 지속적으로 주택을 소유하였다는 전제하에 t 시점에 임차를 선택할 조건부 확률이다. 즉, T_i 를 임의의 소유가구 i 가 임차로 점유형태를 변화시키는 시점을 의미하는 확률변수라 할 때 λ_{it} 는 <식 4>와 같다.

$$\lambda_{it} = P(T_i = t | T_i \geq t, X_{it}) \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

λ_{it} 는 두 가지 성격의 구성요인에 따라 변화한다. 첫째는 설명변수의 영향을 고려하지 않은 각 시점에서의 기준 위험(baseline hazard)이며, 둘째는 소유가

구의 인구학적, 경제적 특성별 차이로 인해 나타나는 각 시점별 위험의 변동이다. Cox(1972)는 λ_{it} 가 확률이므로 이 확률이 가구의 특성과 시간에 의존하는 로지스틱함수 형태로 변환할 수 있음을 보여주었다.

$$\lambda_{it} = \frac{1}{1 + \exp(-\sum_{j=1}^J \alpha_j D_{jit} - \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit})} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

여기서 D_{jit} 는 더미변수로 가구 i 가 j 시점에서 임차를 선택($t=j$)하면 1의 값을 갖고 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 그리고 X_{kit} 는 가구 i 의 t 시점에서의 k 번째 특성을 의미한다.⁴⁾

<식 5>에서 절편항($\alpha_1, \dots, \alpha_j$)은 각 시점에서의 기준 위험수준을 보여주며, 기울기 추정계수(β_1, \dots, β_k)는 위험에 대한 각 특성의 영향을 보여준다. <식 5>의 양변에 자연로그를 취하여 변환하면 <식 6>과 같다.

$$\log \left(\frac{\lambda_{it}}{1 - \lambda_{it}} \right) = \sum_{j=1}^J \alpha_j D_{jit} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

<식 6>에서 볼 때 가구 i 가 $t-1$ 시점까지 주택을 소유하다 t 시점에서 임차로 점유형태를 변화시킬 오즈(odds)($\lambda_{it}/1-\lambda_{it}$)의 로그변환 값은 절편항 및 기울기항과 선형함수관계다.⁵⁾

<식 6>의 우도함수(likelihood function)는 <식 7>과 같다.

$$L = \prod_{i=1}^n [P(T_i = t_i)]^{\delta_i} [P(T_i > t_i)]^{1 - \delta_i} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

4) 만일 모형 추정 시 상수항을 포함시킨다면 D_{jit} 중 하나를 기준더미로 이용하여 추정에 포함시키지 않음.

5) 여기서 오즈(odds)는 t 시점에서 소유를 지속할 조건부 확률($1-\lambda$) 대비 임차로 전환할 조건부 확률(λ)의 비율을 의미함.

여기서 t_i 가 가구 i 의 소유에서 임차로의 전환시점이라 할 때 $T_i = t_i$ 이면 $\delta_i = 1$ 이고 그렇지 않으면 0이다.

$$P(T_i = t_i) = \lambda_{it_i} \prod_{j=1}^{t_i-1} (1 - \lambda_{ij}) \quad \langle \text{식 8-1} \rangle$$

$$P(T_i > t_i) = \prod_{j=1}^{t_i} (1 - \lambda_{ij}) \quad \langle \text{식 8-2} \rangle$$

그런데 <식 8-1, 8-2>이므로 로그우도함수는 <식 9>와 같다.

$$\log L = \sum_{i=1}^n \delta_i \log[\lambda_{it_i} / (1 - \lambda_{it_i})] + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \log(1 - \lambda_{ij}) \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

또한 가구 i 가 t 시점에서 임차하였다면 해당 시점에서 $y_{it} = 1$ 이고 그 이전시점에서는 0의 값을 갖게 되며, 만일 모든 시점에서 임차하지 않았다면 $y_{it} = 0$ 이므로 <식 9>는 아래 <식 10>과 같이 표현된다.

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} y_{it} \log[\lambda_{ij} / (1 - \lambda_{ij})] + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \log(1 - \lambda_{ij}) \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

<식 10>은 최우추정법으로 추정되며 이를 통해 α_j 와 β_k 를 구하게 된다.

2. 자료 및 변수

1) 자료 및 변수측정 방법

분석에 이용된 자료는 한국노동패널 7차연도(2004년)에서 11차연도(2008년)까지 5년간의 가구 및 개인 자료다. 먼저 2004년에 가구주의 연령이 55세 이

상이고 거주주택을 소유한 가구를 선정하여 2005년부터 2008년까지 해당 가구의 주택점유형태를 추적하였다. 이 가구들 중 임차를 선택할 때까지(지속적으로 소유를 선택한 가구는 2008년까지) 추정에 이용되는 모든 변수를 측정할 수 있는 959가구만을 분석에 포함시켰다. 각 가구를 임차 전환 시점까지 또는 소유가 지속되면 2008년까지 누적하여 패널화하면 총 3,579 관찰치(household-year observations)가 생성된다.⁶⁾

위험률(λ)에 대한 패널자료를 구축하기 위해서 2004년 주택을 소유한 가구의 2005년부터 2008년까지의 주택점유형태를 매 연도(t) 측정하여 가구가 임차를 선택하였을 경우 1, 소유를 선택할 경우 0의 값을 부여하였다. 설명변수(X)는 가구의 인구학적 특성과 경제적 특성으로 나누어진다. 인구학적 특성으로는 가구주의 연령, 성별, 혼인상태, 가구주 건강상태 및 배우자 건강상태 등을 포함시켰다. 가구의 경제적 특성으로는 가구주의 근로상태, 가구소득, 자산보유상태를 고려하였고, 지역의 영향을 통제하기 위해 거주지역을 추가적으로 포함시켰다. 위험률은 $t-1$ 기까지 주택을 소유하다 t 기(조사연도)에 주택을 임차한 확률이므로 이상의 설명변수들은 $t-1$ 기의 값을 이용하였다. 한편 $t-1$ 기에서 t 기 사이에 발생한 가구의 인구학적, 경제적 특성의 변화도 t 기의 점유형태 결정에 영향을 줄 것으로 판단되므로 가구주 근로상태 변화, 건강상태 변화, 혼인상태 변화, 가구주 자체 변화 등을 추가적인 설명변수로 고려하였다.

가구주의 연령은 연령계층별 효과를 분석할 수 있도록 65세 미만, 65~75세 미만, 75세 이상 등으로 연령계층별 더미변수를 만들어 추정에 이용하였다. 가구주의 성별은 남성을 1, 여성을 0으로 하였으며, 가구주 혼인상태는 기혼을 1로, 기타를 0으로 구분하였

6) 분석기간(2004~2008) 동안 소유가구가 거주주택을 매각하고 동일 주택을 임차하여 거주할 수 있을 가능성도 있으므로 본 논문에서는 주거이동을 구체적으로 고려하지 않았음.

다. 또한 가구주 및 배우자의 건강상태는 건강이 좋지 않은 상태를 1, 그렇지 않은 경우 0으로 구분하였다.⁷⁾ 가구주의 근로상태는 가구주가 상용직 취업자면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖고, 가구소득은 가구 총소득을 이용하였다.

주택자산과 비주택자산이 가구의 점유형태 변화에 상이한 영향을 미칠 수 있다는 선행연구 결과를 고려하여 가구의 자산보유상태에 대해서는 다음과 같은 두 가지 형태를 고려하여 모형을 추정하였다. 첫째, 각 자산 구성요인들의 수준값을 추정에 이용하였다. 한국노동패널에서 파악할 수 있는 자산의 구성요인은 거주주택자산, 거주주택 외 보유부동산자산, 금융자산, 부채다.⁸⁾ 둘째, 각 유형별 자산이 총자산에서 차지하는 비율, 즉, 총자산 대비 거주주택자산 비율, 총자산 대비 금융자산 비율, 총자산 대비 부채 비율을 추정에 이용하였다. 거주지역은 수도권(서울, 인천, 경기) 더미와 지방 5개 광역시(부산, 대구, 광주, 대전, 울산) 더미를 만들어 기타 도 단위 광역자치단체의 지역적 영향과 비교하였다.

가구의 인구학적, 경제적 특성의 변화에 대한 변수들은 다음과 같이 구하였다. 가구주 근로상태 변화는 $t-1$ 기에 취업상태였으나 t 기에 미취업상태이면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 가구주 건강상태 변화는 $t-1$ 기에 건강한 상태에서 t 기에 건강이 좋지 않은 상태로 바뀌면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. 가구주 혼인상태 변화는 이혼, 사별 등으로 각각 나누어 고려하였다.⁹⁾ 가구주 자체 변화는 $t-1$ 기의 가구주와 t 기의 가구주가 다른 경우 1의

값을, 같으면 0의 값을 부여하였다. 가구주 자체가 변화되는 것은 주로 가구주 사망으로 나타나게 되는데 그 결과로 가구주의 배우자나 자녀가 새로운 가구주가 된다. 이에 따라 가구주 변동시점에서 가구주의 성별이나 연령 등 가구주 특성이 달라질 수 있다.

2) 기초통계량

〈표 1〉은 2004년 주택을 소유한 가구가 2005년부터 2008년까지 어떻게 점유형태를 변화시켰는지를 보여준다. 2004년 가구주 연령이 55세 이상인 소유가구 총 959가구 중 생존율[(해당 시점 소유가구 수/2005년 소유가구 수)×100]이 보여주는 바와 같이 86.24%는 2008년까지 계속 주택을 소유한 것으로 나타나며, 13.76%가 4년 기간 내에 주택을 임차한 것으로 나타난다. 매 연도 소유에서 임차로 전환한 비율(위험률)은 2005년이 가장 높으며, 시간이 흐를수록 점차 감소한다. 소유가구의 임차 전환 비율은 연평균 약 3.6%로 계산된다.

이러한 시점별 임차 전환 비율이 연령별로 차이가 있는지 알아보기 위해 2004년 가구주 연령이 55세 미만 가구의 경우도 분석해 보았는데 〈표 1〉과 같이 2008년까지 주택을 계속 소유한 가구의 비율은 73.64%로 55세 이상 가구에 비해 약 12.6%p 낮은 것으로 나타난다. 즉, 가구주 연령이 55세 이상인 고연령층 가구의 소유에서 임차로의 점유형태 변화가 55세 미만 가구에 비해 상대적으로 더 낮다는 것을 알 수 있다. 반대로 매 연도 소유에서 임차로 전환한 가

7) 한국노동패널은 개인패널자료를 통해 개별 가구원의 현재 건강상태를 조사하고 있음. 본 논문에서는 개별 가구원이 가구주 또는 배우자인 경우 현재 건강상태를 '건강하지 않은 편이다'와 '건강이 아주 안 좋다'로 응답하면 1의 값을, 그렇지 않으면(아주 건강하다, 건강한 편이다, 보통이다) 0의 값을 부여하였음.

8) 이 외에 소유가구가 임차한 부동산의 보증금이 있으나 그 비율이 낮고 규모도 크지 않아 분석에서는 생략하였음.

9) 배우자와의 별거도 가구주 혼인상태 변화의 한 유형이 될 수 있으나, 가구주가 배우자와 별거한 표본이 매우 적어 별거에 대한 효과는 별도로 추정하지 않았음.

표 1_ 2004년 소유가구의 임차 전환 위험률과 생존율

가구주 연령	임차 전환 시기	총가구수	임차가구수	소유가구수	위험률(%)	생존율(%)
55세 이상	2005년	959	48	911	5.01	94.99
	2006년	911	42	869	4.61	90.62
	2007년	869	29	840	3.34	87.59
	2008년	840	13	827	1.55	86.24
55세 미만	2005년	827	89	738	10.76	89.24
	2006년	738	61	677	8.27	81.86
	2007년	677	52	625	7.68	75.57
	2008년	625	16	609	2.56	73.64

표 2_ 2004년 55세 이상 소유가구의 임차 전환 위험률과 생존율

가구주 연령	임차 전환 시기	총가구수	임차가구수	소유가구수	위험률(%)	생존율(%)
55~65세 미만	2005년	479	20	459	4.18	95.82
	2006년	459	20	439	4.36	91.65
	2007년	439	15	424	3.42	88.52
	2008년	424	5	419	1.18	87.47
65~75세 미만	2005년	354	18	336	5.08	94.92
	2006년	336	11	325	3.27	91.81
	2007년	325	11	314	3.38	88.70
	2008년	314	4	310	1.27	87.57
75세 이상	2005년	126	10	116	7.94	92.06
	2006년	116	11	105	9.48	83.33
	2007년	105	3	102	2.86	80.95
	2008년	102	4	98	3.92	77.78

구의 비율인 위험률은 가구주 연령이 55세 미만 가구가 55세 이상인 가구보다 더 높다.

〈표 2〉는 2004년 가구주 연령이 55세 이상인 가구를 대상으로 연령을 세분화하여 위험률과 생존율을 분석한 것이다. 먼저 2008년의 생존율에서 볼 수 있는 바와 같이 가구주 연령이 55~65세 미만 가구의 생존율(87.47%)과 65~75세 미만 가구의 생존율(87.57%)은 큰 차이가 없다. 그러나 75세 이상 가구의 생존율은 77.78%로 급격하게 떨어져 55~65세 미만 가구의 생존율에 비해 약 10%p 낮은 것으로 나타난다. 가구주 연령이 75세 이상인 가구의 생존율은 가구주 연령이 55세 미만 가구의 생존율(73.64%)과

유사하다. 이러한 결과는 가구주 연령이 55세 이상인 고연령층 가구 전체를 대상으로 할 때에는 가구가 필요한 소비를 위해 보유주택자산을 처분하고 임차로 점유형태를 전환할 것이라는 전통적인 생애주기설의 주장이 큰 설득력은 없어 보이나 가구의 가구주 연령이 높아짐에 따라 생애주기설의 설득력이 점차 증대된다고 해석할 수 있다.

〈표 3〉은 2005년에서 2008년까지 가구별로 구축한 총 3,579관찰치를 이용하여 1기의 주택점유 형태별 설명변수에 대한 기초통계량을 보여준다. 먼저 인구학적 특성을 보면 임차로 전환한 가구의

비율은 가구주 연령이 높을수록 높아진다. 가구주가 여성인 경우에 비해 남성인 가구의 소유 유지 비율이 높으며, 배우자가 있는 가구주 가구의 소유 유지 비율이 높다. 반면 가구주나 배우자의 건강상태가 좋지 않은 가구는 임차로 전환되는 비율이 높다. 지역적으로 임차 전환 가구는 수도권 거주 비율이 높으며, 지방 대도시 거주 비율은 낮다.

한편 가구의 경제적 특성을 살펴보면 소유 유지 가구가 임차 전환 가구에 비해 가구주가 상용직 취업자인 비율이 더 높다. 그리고 소유 유지 가구의 소득, 순자산, 총자산, 거주주택 외 부동산자산, 금융자산이 임차 전환 가구보다 더 많은 것으로 나타난다. 그

표 3_ 주택점유형태 선택별 기초통계량

구분	설명변수	t 기 점유형태			
		소유 유지		임차 전환	
		평균	표준편차	평균	표준편차
인구학적 특성 ($t-1$ 기)	가구주 연령 65세 미만	0.447	0.497	0.394	0.490
	가구주 연령 65~75세 미만	0.399	0.490	0.356	0.481
	가구주 연령 75세 이상	0.154	0.361	0.250	0.435
	가구주 성별(남성 = 1)	0.781	0.414	0.629	0.485
	가구주 혼인상태(기혼 = 1)	0.735	0.442	0.568	0.497
	가구주 건강상태(안 좋음 = 1)	0.343	0.475	0.591	0.494
	배우자 건강상태(안 좋음 = 1)	0.252	0.434	0.303	0.461
거주지역 특성 ($t-1$ 기)	수도권(서울, 인천, 경기 = 1)	0.419	0.493	0.470	0.501
	지방 대도시(부산, 대구, 광주, 대전, 울산 = 1)	0.265	0.441	0.220	0.416
경제적 특성 ($t-1$ 기)	가구주 근로상태(상용직 취업 = 1)	0.121	0.326	0.061	0.240
	가구 총소득(천만 원)	2.780	4.724	2.238	3.951
	가구 순자산(천만 원)	23.676	39.649	18.991	34.264
	가구 총자산(천만 원)	26.221	42.121	22.717	35.543
	가구 거주주택자산(천만 원)	15.167	19.183	16.287	22.399
	가구 거주주택 외 부동산자산(천만 원)	8.363	28.440	4.896	14.679
	가구 금융자산(천만 원)	2.691	9.723	1.534	6.349
	가구 부채(천만 원)	2.545	7.003	3.726	12.240
	거주주택자산/총자산	0.730	0.291	0.845	0.230
	금융자산/총자산	0.090	0.142	0.045	0.093
	부채/총자산	0.145	0.495	0.150	0.306
	특성 변화 ($t-1$ 기 \rightarrow t 기)	가구주 건강상태 변화(좋음 \rightarrow 안 좋음)	0.124	0.330	0.068
가구주 근로상태 변화(취업 \rightarrow 미취업)		0.053	0.223	0.076	0.266
가구주 혼인상태변화(기혼 \rightarrow 이혼)		0.001	0.029	0.008	0.087
가구주 혼인상태변화(기혼 \rightarrow 사별)		0.019	0.136	0.038	0.192
가구주 변동(원 가구주 존재 \rightarrow 존재하지 않음)		0.017	0.131	0.053	0.225
총 관찰치		3,447		132	

러나 거주주택자산과 부채는 임차 전환 가구가 더 많다. 또한 총자산 대비 거주주택자산의 비율은 임차 전환 가구가 높으며, 총자산 대비 금융자산의 비율은 소유 유지 가구가 더 높다.

마지막으로 가구특성의 변화를 살펴보면 예상과

다르게 가구주 건강상태가 좋음에서 좋지 않음으로 변한 가구의 경우 소유 유지 비율이 더 높으나, 가구주 근로상태가 취업에서 미취업으로 변한 가구, 가구주가 이혼이나 사별한 가구, 가구주 자체가 변화된 가구의 경우에는 임차 전환 비율이 더 높다.¹⁰⁾

10) 앞서 언급한 바와 같이 가구주의 혼인상태 변화 중 별거가 있었으나 그 비율이 매우 낮아 분석에서 제외하였음. 가구주 변동은 $t-1$ 기에 가구주였던 가구원이 t 기에 존재하지 않고 가구주의 자녀나 배우자가 가구주가 된 상태를 의미함.

IV. 추정 결과 및 시사점

1. 추정 결과

모형의 추정은 자산구성을 어떻게 고려하는가와 가구특성 변화 변수의 포함 여부에 따라 네 가지 형태로 이루어졌다. 모형 (1)은 가구특성 변화 변수를 고려하지 않고 총자산을 거주주택자산, 거주주택 외 자산, 금융자산, 부채로 세분화하여 수준값을 설명변수로 이용한 추정한 결과이며, 모형 (2)는 모형 (1)에 가구특성의 변화를 포함시킨 것이다. 모형 (3)은 총자산의 구성을 비율로 고려하여 총자산 대비 거주주택 자산 비율, 금융자산 비율, 부채 비율을 설명변수로 이용하여 추정한 결과다. 모형 (4)는 모형 (3)에 가구특성 변화를 추가적으로 고려한 결과다.

모형 (1)의 로그우도 검정통계량 값(LR test stat.)은 3,915.24며 자유도 18에서 유의수준 1%의 χ^2 임계치가 37.16이므로 설명변수 전체의 설명력은 우수한 것으로 판단된다. 개별 설명변수의 통계적 유의성에 기초하여 추정 결과를 해석하면 먼저 가구주 연령이 75세 이상인 가구에 비해 65~75세 미만인 가구의 소유에서 임차로의 점유형태 변화 위험률이 낮게 나타났다. 반대로 말하면 가구주 연령이 75세 이상인 가구가 65~75세 미만 가구에 비해 임차 전환 위험률이 높으므로 보다 빠른 시점에서 임차로 전환할 가능성이 큰 것으로 해석할 수 있다. 배우자가 있는 가구주 가구의 임차 전환 위험률이 다른 혼인상태 가구에 비해 더 낮고, 가구주나 배우자의 건강상태가 좋지 않으면 임차 전환 위험률이 높은 것으로 나타났다. 가구주나 배우자의 건강상태가 좋지 않으면 상대적으로 높은 의료비용이 발생할 것이고 이에 따라 지출이 높아져 여타 조건이 일정하다면 가구주나 배우자의 건강상태가 양호한 가구에 비해 보다 빠른 시점에서 소유주택을 매각하여 필요한 자금을 충당할 수

밖에 없을 것이다.

가구의 소득과 자산구성 요인을 살펴보면 먼저 소득은 통계적으로 유의하지 않았다. 사실 소득은 소유 가구의 임차 전환 위험률에 상충되는 영향을 가져올 수 있다. 가구소득이 낮으면 필요한 소비를 충족시키기 위해 주택을 매각하고 임차로 전환할 가능성이 높지만 반대로 주거이동에 따른 거래비용을 감당하기 어렵기 때문에 임차 전환 가능성이 감소할 수도 있다 (Megbolugbe et al. 1999). 가구의 자산구성 요인 중에는 거주주택자산과 부채가 통계적으로 유의하였는데 거주주택자산이나 부채 금액이 많을수록 임차로 전환할 위험률이 높아 보다 빠른 시점에서 소유에서 임차로 전환할 가능성이 큰 것으로 추정되었다. 그러나 금융자산이나 거주주택 외 기타 부동산자산은 임차 전환 위험률에 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. Jones(1997)는 주택자산과 비주택자산의 영향이 다르다는 수정된 생애주기설에 기초하여 주택자산이 많을수록 임차 전환 확률이 높고 비주택자산이 많을수록 임차 전환 확률이 낮음을 실증적으로 규명하였다. 이에 대한 논리는 가구가 필요한 소비에 대한 소득제약이 존재할 때 먼저 비주택자산을 사용하여 소비를 충족시키고 그다음으로 주택자산을 처분한다는 것이다. 그러나 본 논문에서는 주택자산의 경우에만 동일한 결과를 얻었다. 가구의 임차 전환 시기(또는 주택자산 처분시기)는 아마도 각 유형별 자산의 수준값보다는 총자산에서 각 유형별 자산이 차지하는 비율에 의존할 가능성이 더 높다. 왜냐하면 가구의 소비수준은 소득과 자산의 크기에 의해 결정되고 이렇게 결정된 소비수준을 유지하기 위해 필요한 자금을 조달할 때 어떠한 유형의 자산을 상대적으로 더 많이 보유하고 있는가를 고려할 것이기 때문이다. 금융자산 처분이 주택자산 처분(임차 전환)보다 선행된다는 기존 연구 결과를 따른다면 총자산에서 금융자산이 차지하는 비율이 높으면 금융자산 처분으로

표 4_ 위험률모형 추정 결과 1(임차 전환 = 1, 계속 소유 = 0)

설명변수	모형 (1)		모형 (2)		
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	Odds Ratio
2005년	-2.742***	-8.38	-2.611***	-7.54	
2006년	-2.821***	-8.58	-2.703***	-7.74	
2007년	-3.239***	-9.40	-3.092***	-8.54	
2008년	-4.014***	-10.11	-3.900***	-9.44	
가구주 연령 65세 미만	-0.204	-0.82	-0.241	-0.96	
가구주 연령 65~75세 미만	-0.418*	-1.75	-0.453*	-1.88	0.64
가구주 남성	-0.035	-0.10	-0.116	-0.31	
가구주 기혼	-0.829**	-2.16	-0.851**	-2.20	0.43
가구주 건강상태 안 좋음	0.765***	3.85	0.627***	2.90	1.87
배우자 건강상태 안 좋음	0.514**	2.05	0.536**	2.12	1.71
가구주 상용직 취업자	-0.514	-1.32	-0.689*	-1.71	0.50
가구 총소득	-0.006	-0.22	-0.006	-0.22	
거주주택자산	0.009*	1.88	0.010**	1.96	1.01
거주주택 외 부동산자산	-0.007	-1.11	-0.008	-1.12	
금융자산	-0.014	-0.76	-0.015	-0.79	
부채	0.022**	2.27	0.023**	2.40	1.02
수도권	0.121	0.53	0.128	0.55	
지방 대도시	-0.005	-0.02	-0.028	-0.11	
가구주 건강상태 악화			-0.489	-1.28	
가구주 취업상태 악화			0.817**	2.25	2.26
가구주 이혼			2.279*	1.78	9.77
가구주 사별			-1.108	-1.20	
기존 가구주 존재하지 않음			1.749**	2.12	5.75
LogL(0)	-2,480.77		-2,480.77		
LogL(β)	-523.15		-516.31		
LR test stat.	3,915.24		3,928.92		
χ^2 stat. (1%)	37.16		44.18		
McFadden's R^2	0.789		0.792		
예측확률	72.8%		74.1%		

주: ***은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의, **은 유의수준 5%에서 통계적으로 유의, *은 유의수준 10%에서 통계적으로 유의함.

일정기간 소비를 충족할 수 있기 때문에 주택자산 처분(임차 전환)이 늦은 시점에서 이루어질 것이고, 반대로 총자산에서 주택자산이 차지하는 비율이 높으면 임차 전환이 이른 시점에서 이루어질 것이다.¹¹⁾ 예

상한 바와 같이 부채가 많은 가구일수록 원리금 상환에 대한 부담이 높을 것이므로 소유에서 임차로 전환할 위험률이 높아 보다 빠른 시점에서 임차 전환이 이루어질 가능성이 큰 것으로 추정되었다.

11) 이에 대해서는 <표 5>를 통해 구체적으로 설명하기로 함.

모형 (2)는 모형 (1)에 가구특성의 변화를 포함시켜 추정된 결과다. 가구특성 변화 변수들을 포함시킨 결과 McFadden의 R^2 은 0.789에서 0.792로 다소 개선되었으며, 소유 - 임차에 대한 실제 자료를 올바르게 예측한 비율도 72.8%에서 74.1%로 개선되었다. 모형 (1)에서 통계적으로 유의하지 않았던 가구주 상용직 취업자 변수가 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하게 변화했다. 가구주가 상용직 취업자일수록 소유에서 임차로 전환하는 위험률이 감소하는 것으로 추정되었는데 가구주 직업의 안정성 또한 소유에서 임차로의 전환에 영향을 주는 것을 알 수 있다. 가구특성 변화 변수로는 가구주의 취업상태 및 혼인상태와 가구주 자체의 변화가 통계적 유의성을 보였다. 가구주의 취업상태가 취업에서 미취업으로 변화였거나, 혼인상태가 기혼에서 이혼으로 변한 경우 보다 빠른 시점에서 소유에서 임차로의 전환될 가능성이 큰 것으로 추정되었다. 또한 기존 가구주의 사망 등으로 새로운 가구주로 바뀐 가구의 경우에도 임차 전환 위험률은 증가하는 것으로 나타났다.¹²⁾ 그러나 외국 연구와 다르게 배우자의 사망과 같은 가구특성 변화는 통계적으로 유의적이지 않았다.

모형 (2)의 제일 오른쪽에 통계적으로 유의적인 설명변수들의 오즈비(Odds ratio)를 계산하여 제시하였다.¹³⁾ 설명변수가 1단위 변화하였을 때 임차 전환 위험률이 변하지 않으면 오즈비는 1($=e^0$)이다. 이 값이 1보다 크면 설명변수가 1단위 변화하였을 때 거주주택을 계속 소유할 위험률에 비해 임차로 전환할

위험률이 상대적으로 더 증가한다는 것을 의미하고 1보다 작으면 계속 소유 위험률이 임차 전환 위험률에 비해 상대적으로 더 증가한다는 것을 의미한다.

통계적으로 유의적인 설명변수들의 오즈비를 살펴보면 가구주 연령이 65~75세 미만인 가구는 75세 이상인 가구에 비해 계속 소유 위험률 대비 임차 전환 위험률이 36%($=1-0.64$) 낮으며 배우자가 있는 가구주 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 계속 소유 위험률 대비 임차 전환 위험률이 57%($=1-0.43$) 낮다. 또한 가구주가 상용직 취업자인 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 계속 소유 위험률 대비 임차 전환 위험률이 50% 낮다. 주택자산이나 부채는 예상과 같은 통계적으로 유의적인 부호를 보였으나 오즈비는 낮게 계산되었다. <표 3>에서 제시한 바와 같이 주택자산과 부채 변수의 측정단위가 1천만 원임을 고려할 때 거주주택 자산이 1천만 원 많을 때 계속 소유 위험률 대비 임차 전환 위험률은 1% 높고 부채가 1천만 원 많을 때는 2% 높다.

반면 가구특성 변화의 영향은 매우 높은 것으로 추정된다. 가구주가 취업에서 미취업 상태로 바뀌면 오즈비는 2.3배 높아진다. 특히 가구주 혼인상태가 기혼에서 이혼으로 바뀌게 되면 오즈비는 거의 10배에 가깝게 높아진다. 또한 가구의 가구주가 새롭게 바뀌는 경우에도 오즈비는 거의 6배 정도 높아진다.

<표 5>는 가구의 자산구성 형태를 비율로 측정하여 모형을 추정한 결과다. 자산구성 변수를 제외한 기타 설명변수들의 추정계수에 대한 통계적 유의성

12) 기존 연구(Feinstein and McFadden, 1989; Jones, 1997)에서는 가구원 수 및 가구원 수의 변화를 가구특성으로 이용하였음. 본 논문에서도 가구원 수 및 가구원 수의 변화를 측정하여 설명변수로 이용하였는데 두 변수의 추정계수 모두 통계적으로 유의적이지 않았음.

13) 오즈비(odds ratio)는 설명변수가 1단위(또는 0에서 1로) 변화하였을 때의 계속 소유 위험률 대비 임차 전환 위험률에 미치는 영향을 살펴보는 것으로 초기상태의 오즈와 설명변수가 1단위 변화하였을 때의 오즈의 비율로 표현됨. 임차 전환 위험률을 $\lambda(r)$ 이라 한다면 오즈는 $\lambda(r)/1-\lambda(r)$ 로 계산됨. 따라서 초기 상태의 오즈를 $\lambda_0(r)/1-\lambda_0(r)$ 이라 하고 설명변수가 1단위 변화하였을 때의 오즈를 $\lambda_1(r)/1-\lambda_1(r)$ 이라 한다면 오즈비는 $\frac{\lambda_1(r)/1-\lambda_1(r)}{\lambda_0(r)/1-\lambda_0(r)}$ 로 계산됨. 설명변수 X_k 의 추정계수가 $\hat{\beta}_k$ 라 한다면 X_k 가 1단위 변화하였을 때의 오즈비는 $\exp(\hat{\beta}_k)$ 로 계산할 수 있으며, X_k 가 C단위 변화하였을 때의 오즈비는 $\exp(\hat{\beta}_k)^C$ 로 계산됨.

은 <표 4>와 유사하다. 거주주택 자산과 금융자산을 총자산 대비 비율로 설정하였을 때 총자산 대비 거주주택 자산 비율 변수의 추정계수에 대한 통계적 유의성은 거주주택 자산의 수준값을 설명변수로 이용하는 경우에 비해 다소 증가한 것을 알 수 있다. 또한 <표 4>에서 금융자산의 수준값은 임차 전환 위험률에 유의적인 영향을 주지 않았으나 총자산 대비 금융

자산의 비율은 임차 전환 위험률에 음(-)의 유의적인 영향을 주는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 앞서 언급한 바와 같이 소유가구의 주택 처분(임차 전환)에는 유형별 자산의 수준값보다는 총자산에서 차지하는 비율이 유의미한 변수임을 제시한다.

모형 (4)의 추정결과에 기초하여 거주주택 자산 비율과 금융자산 비율의 효과를 오즈비를 이용하여

표 5_ 위험률 모형 추정 결과 2(임차 전환 =1, 계속 소유 = 0)

설명변수	모형 (3)		모형 (4)		
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	Odds Ratio
2005년	-3.338***	-6.74	-3.188***	-6.32	
2006년	-3.401***	-6.95	-3.256***	-6.51	
2007년	-3.759***	-7.55	-3.593***	-7.10	
2008년	-4.513***	-8.47	-4.372***	-8.08	
가구주 연령 65세 미만	-0.142	-0.57	-0.185	-0.73	
가구주 연령 65~75세 미만	-0.405*	-1.70	-0.444*	-1.84	0.64
가구주 남성	0.048	0.13	-0.044	-0.12	
가구주 기혼	-0.738*	-1.93	-0.741*	-1.93	0.48
가구주 건강상태 안 좋음	0.675***	3.41	0.518**	2.40	1.68
배우자 건강상태 안 좋음	0.464*	1.85	0.482*	1.91	1.62
가구주 상용직 취업자	-0.491	-1.27	-0.663*	-1.66	0.52
가구 총소득	0.007	0.33	0.007	0.36	
(거주주택자산/총자산)*100	0.009**	2.11	0.009**	2.13	1.01
(금융자산/총자산)*100	-0.020*	-1.81	-0.021*	-1.89	0.98
(부채/총자산)*100	-0.001	-0.46	-0.001	-0.41	
수도권	-0.087	-0.34	0.164	0.74	
지방 대도시	0.156	0.71	-0.120	-0.45	
가구주 건강상태 악화			-0.533	-1.39	
가구주 취업상태 악화			0.790**	2.17	2.20
가구주 이혼			2.476*	1.92	11.90
가구주 사별			-1.165	-1.26	
기존 가구주 존재하지 않음			1.731**	2.10	5.64
LogL(0)	-2,480.77		-2,480.77		
LogL(β)	-521.09		-514.379		
LR test stat.	3,919.37		3,932.79		
χ² stat. (1%)	35.72		42.80		
McFadden's R²	0.790		0.793		
예측확률	71.4%		74.6%		

주: ***은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의, **은 유의수준 5%에서 통계적으로 유의, *은 유의수준 10%에서 통계적으로 유의함.

살펴보자. 설명변수 X_k 가 단위 변화하였을 때의 오즈비는 $\exp(\hat{\beta}_k)$ 이므로 총자산 대비 거주주택 자산의 비율이 10%p 높으면 오즈비는 1.096으로 계산된다. 즉, 계속 소유 위험률 대비 임차 전환 위험률의 비율이 9.6% 높은 것으로 추정된다. 반면 총자산 대비 금융자산의 비율이 10%p 높으면 계속 소유 위험률 대비 임차 전환 위험률의 비율은 약 19% 적은 것으로 추정된다.

한편 가구특성 변화의 효과를 보면 모형 (2)와 마찬가지로 가구주의 취업상태 악화, 가구주의 이혼 그리고 가구주 자체의 변화가 소유가구의 임차 전환 위험률을 더 높이는 것으로 나타났다. 가구주 취업상태 악화나 가구주 자체의 변화에 대한 오즈비는 모형 (2)와 유사하나, 가구주 이혼에 대한 오즈비는 모형 (2)에 비해 상대적으로 더 높게 계산되었다.

2. 시사점

본 논문의 분석 결과를 통하여 도출할 수 있는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 외국의 선행연구에서 제시하고 있는 바와 같이 우리나라의 고연령 소유가구의 임차 전환도 예상보다 높은 연령계층에서 발생하고 있음을 알 수 있다. <표 1, 2>를 보면 2005년에서 2008년 기간 동안 고연령 소유가구라 하더라도 55~75세 미만의 임차 전환 비율은 55세 미만 소유가구의 임차 전환 비율에 비해 상대적으로 낮다. 그러나 가구주 연령이 75세를 넘은 집단의 임차 전환 비율은 10%p 가깝게 증가하는 것을 알 수 있다. 모형의 추정결과에서도 가구주 연령이 75세 이상인 가구의 임차 전환 위험이 높은 것으로 나타나고 있다. 한편 가구주 연령이 55~65세 미만인 집단에서 직장으로부터의 은퇴 가능성이 높다는 점을 고려할 때 전통적인 생애주기 가설이 주장하는 바와 같이 은퇴에 따른 주택자산의 즉각적 처분 가능성은 높지 않을 것으로 판단된다. 이러

한 결과는 한국노동패널 2차연도(1999년)에서 11차연도(2008년)까지의 자료를 분석한 김준형·김경환(2011)의 연구에서도 확인되고 있다. 본 논문에서는 1999년 기준으로 가구주 연령이 55~65세 미만 집단의 자가 유지율이나 자가 보유율은 45~55세 미만 집단과 큰 차이가 없음을 제시하고 있다. 즉, 소유주택을 처분하고 임차로 이동하는 패턴이 뚜렷하게 관찰되지 않고 있다는 것이다.

둘째, 많은 학자들이 제시한 바와 같이 우리나라 고연령가구도 모든 유형의 자산을 동일하게 취급(fungible)하지 않으며 자산의 성격에 따라 처분의 우선 순위를 가지고 있는 것으로 판단되며 유형별 자산의 수준값보다는 총자산에서 차지하는 비율이 소유가구의 임차 전환을 보다 적절하게 설명하고 있는 것으로 생각된다. 총자산 대비 금융자산의 비율이 임차 전환 위험과 음(-)의 관계를 가지고 있고, 총자산 대비 거주주택 자산의 비율이 양(+)의 관계를 가지고 있다는 것은 금융자산의 처분이 거주주택 자산의 처분보다 선행된다는 것을 간접적으로 보여주고 있다.

셋째, 우리나라 고연령 소유가구의 임차 전환도 외국 사례와 마찬가지로 인구학적 특성 변화에 많은 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 오즈비를 통해서 분석한 바와 같이 가구주 및 배우자의 건강상태, 가구주의 혼인상태 및 변화, 가구주 자체의 변화 등이 임차 전환에 미치는 효과가 상대적으로 크게 나타난다. 특히 이혼으로 가구주 혼인상태의 변화와 가구주 자체의 변화에 대한 오즈비는 다른 변수들에 비해 매우 높게 나타나고 있다.

V. 결론

인구고령화 추세에 따라 고연령가구가 많아지면서 고연령 소유가구의 주거소비조정 행태와 이에 따른 주택시장 변화에 대한 관심이 증대되고 있다. 본 논문

에서는 가구주 연령이 55세 이상인 고연령 소유가구를 대상으로 소유가구의 주거소비조정 행태 중 비교적 관찰이 명확한 임차로의 점유형태 변화 결정요인을 분석하였다. 이를 위해 한국노동패널 7차연도에서 11차연도까지의 가구 및 개인 자료를 이용하여 패널자료를 구축하고 관찰시점의 이산적 성격을 감안한 비례적 위험모형을 추정하였다.

자료 분석 결과 고연령가구의 소유에서 임차로의 점유형태 변화는 비교적 늦은 시기(75세 이상)에 뚜렷하며 55~75세 미만 고연령가구의 임차 전환 비율은 상대적으로 연령이 낮은 55세 미만 가구와 유사한 것으로 나타났다. 소유에서 임차로의 전환에 영향을 미치는 요인들은 가구주 혼인상태 및 혼인상태의 변화, 가구주와 배우자의 건강상태, 가구주의 변화 등으로 인구학적 특성에서 발생하였다.

경제적 요인으로는 가구주의 취업 또는 고용상태가 중요하였으며, 유형별 자산의 수순값보다는 총자산에서 차지하는 비율이 소유에서 임차로의 전환을 보다 적절하게 설명하는 것으로 분석되었다. 총자산 대비 거주주택 자산의 비중이 높을수록 임차로의 전환이 빠르며, 금융자산의 비중이 높을수록 임차로의 전환이 더디게 나타나는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 자산의 유형을 구분하지 않는 전통적인 생애주기가설보다는 자산 유형별 차별적 효과를 제시하는 정신적 자산계정 가설이나 예비적 저축 가설, 또는 상속의 중요성을 고려한 가설 등이 우리나라 고연령 소유 가구의 점유형태 변화 행태를 분석하는 데 더 유용할 수 있음을 제시한다.

그러나 한편으로 후속적으로 연구해야 할 다양한 주제들도 존재한다. 먼저 분석모형을 보다 정교화하기 위해서는 가구의 주거이동 결정에 대한 동시적 고려가 필요하다. 주거이동에는 필연적으로 명시적, 심리적 거래비용이 수반되고 특히 소유가구의 경우에 거래비용이 상대적으로 높기 때문에 지속적으로 소

유를 유지하는(aging in place) 중요한 요인이 될 수 있을 것이다.

또한 가구의 주거소비조정을 여러 차원에서 분석해 볼 필요성도 존재한다. 주거소비조정은 점유형태 뿐 아니라 주거 면적이나 주택자산의 크기 등 다양한 각도에서 분석될 수 있다. 특히 고연령가구의 경우 주택소비량의 축소(downsizing)가 예상되는 시기고 점유형태의 변화 없이 소유에서 소유로의 주거이동을 통하여 주택소비량을 줄일 수 있는 가능성도 존재한다.

마지막으로 본 논문에서 고려하지 못하였으나 가구의 주택시장에 대한 예상이 주거소비조정에 미치는 효과도 중요한 연구 주제가 될 수 있을 것이다. 예를 들어 향후 주택매매가격이 상승할 것으로 예상된다면 자본이득 획득 기회를 갖기 위해 소유가구는 주택을 계속 보유하거나 또는 더 많은 양의 주택을 구입할 수도 있을 것이다. 반대로 주택가격 하락이 예상된다면 보유주택의 처분시기가 빨라질 것인지, 손실을 회피하기 위해 주택처분을 미룰 것인지 등을 고연령가구가 처해 있는 생애주기 환경과 결부하여 분석해 보는 것도 의미 있는 연구가 될 수 있을 것으로 생각된다.

참고문헌 •••••

김준형 · 김경환. 2011. “고령화와 주택시장: 은퇴 전후 주택 소비 변화를 중심으로”. *부동산학연구* 제17집 제4호, pp59-71.

통계청. 2012. 2010~2035 장래가구추계. 대전 : 통계청.

Allison, P. D. 1982. “Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories”. *Sociological Methodology* vol.13, pp61-98.

Artle, R. and Varaiya, P. 1978. “Life Cycle Consumption and Homeownership”. *Journal of Economic Theory* vol.18, pp38-58.

Cox, D. R. 1972. “Regression Models and Life Tables”. *Journal of the Royal Statistical Society* vol.34, pp187-202.

- Feinstein, J. and McFadden, D. 1989. "The Dynamics of Housing Demand by the Elderly: Wealth, Cash Flow, and Demographic Effects". ed. Wise, David A. in *The Economics of Aging*. Chicago : University of Chicago. pp55-92.
- Hurd, M. D. 1990. "Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving". *Journal of Economic Literature* vol.28, no.2. pp565-637.
- Jones, L. D. 1997. "The Tenure Transition Decision For Elderly Homeowners". *Journal of Urban Economics* vol. 41. pp243-263.
- Levin, L. 1998. "Are Assets Fungible? Testing the Behavioral Theory of Life-Cycle Savings". *Journal of Economic Behavior and Organization* vol.36. pp59-83.
- Megbolugbe, Issac, Sa-Aadu, J. and Shilling, J. D. 1999. "Elderly Female-Headed Households and the Decision to Trade Down". *Journal of Housing Economics* vol.8. pp285-300.
- Mills, Melinda, 2011. *Introducing Survival and Event History Analysis*. London : SAGE Publications Ltd.
- Painter, G. and Lee, K. 2009. "Housing Tenure Transitions of Older Households: Life Cycle, Demographic, and Family Factors". *Regional Science and Urban Economics* vol.39. pp749-760.
- Skinner, J. S. 1996. "Is Housing Wealth a Sideshow?". ed. Wise, David A. in *Advances in the Economics of Aging*. Chicago : University of Chicago. pp241-272.
- Venti, S. F. and Wise, D. A. 1989. "Aging, Moving, and Housing Wealth". ed. Wise, David A. in *The Economics of Aging*. Chicago : University of Chicago. pp9-48.

-
- 논문 접수일: 2013. 3. 20
 - 심사 시작일: 2013. 4. 23
 - 심사 완료일: 2013. 5. 7

Housing Tenure Transition Decisions of Older Homeowners in Korea

Keywords: Housing Tenure Transition, Life Cycle Hypothesis, Hazard Model

This study examines housing tenure transition decisions of homeowners. The focus is on transition from homeownership to renting. Based on a panel of households over 55 years of age obtained from 2004~2008 KLIPS data, discrete time hazard models were estimated to figure out the key determinants of tenure transition. Contrary to the traditional life cycle hypothesis, older owner households are not likely to move until the age of 75. Estimation results of hazard models show that the relative weights of housing asset to total asset and of financial asset to total asset are important variables in explaining older households' tenure transition decisions. While the ratio of housing asset to total asset is positively related to their tenure status change from owning to renting, the ratio of financial asset to total asset negatively affects the change. This implies that housing wealth are not consumed until nonhousing wealth has been consumed. Another important finding is that demographic factors influence tenure transition decisions to a greater extent. Health status of household's head and spouse, change in the head's marital status, death or disappearance of the head are important determinants of tenure transition process. Employment status of the head is also found to be influential.

고연령 가구의 주택점유형태 변화 결정요인 분석 : 55세 이상 자가점유 가구를 중심으로

주제어: 주택점유형태 변화, 생애주기가설, 위험률모형

본 논문에서는 가구주 연령이 55세 이상인 고연령 자가점유 가구를 대상으로 소유에서 임차로의 점유형태 변화 결정요인을 분석하였다. 이를 위해 한국노동패널 자료를 이용하여 관찰시점의 이산적 성격을 감안한 비례적 위험모형을 추정하였다. 자료 분석 결과 고연령가구의 소유에서 임차로의 점유형태 변화는 비교적 늦은 시기(75세 이상)에 뚜렷하며 55~75세 미만 고연령가구의 임차 전환 비율은 상대적으로 연령이 낮은 55세 미만 가구와 유사한 것으로 나타났다. 소유에서 임차로의 점유형태 변화에 영향을 미치는 요인들은 가구주 혼인상태 및 혼인상태의 변화, 가구주와 배우자의 건강상태, 가구주의 변화 등 주로 인구학적 특성에서 발생하였다. 경제적 요인으로는 가구주의 취업 또는 고용상태가 중요하였으며, 유형별 자산의 수순값보다는 총자산에서 차지하는 비율이 소유에서 임차로의 전환을 보다 적절하게 설명하는 것으로 분석되었다. 총자산에서 거주주택 자산이 차지하는 비율이 높을수록 임차로의 전환 위험이 크며, 금융자산의 비율이 높을수록 임차로의 전환이 더디게 나타나는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 보유자산의 처분 과정에서 자산의 유형을 구분하지 않는 전통적인 생애주기가설보다는 자산 유형별 차별적 효과를 제시하는 가설들이 우리나라 고연령 자가점유 가구의 임차로의 점유형태 변화 행태를 분석하는 데 더 유용할 수 있음을 제시한다.