

고연령 소유 가구의 주거이동 및 주택점유형태 결정요인 : 가구주의 성별 차이점을 중심으로

정 의 철* · 이 경 애**

본 연구는 고연령 소유가구의 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 결정에 있어서 가구주의 성별 차이가 존재하는지, 존재한다면 어떤 점에서 차이가 존재하고 그 이유가 무엇인지를 찾아보는데 주안점을 두었다. 이를 위해 한국노동패널 6차년도(2003년)부터 15차년도(2012년)까지 10개년도의 패널자료를 이용하여 가구주 연령이 만 55세 이상이며 주택을 소유하고 있는 가구를 고연령 소유가구로 정의하고 이를 남성 가구와 여성 가구로 나누어 실증분석을 수행하였다.

실증분석 결과를 보면 고연령 가구가 상대적으로 적은 소득으로 생활을 영위해야 하므로 총 자산에서 주택자산이 차지하는 비율이 높은 가구는 주택자산을 처분하고 주택점유형태를 소유에서 임차로 전환하여 필요한 소비를 충족시킬 것이라는 가설은 남성 가구에만 적용될 수 있는 것으로 생각된다. 여성 가구의 경우 주택자산비율은 주거이동이나 주택점유형태 선택에 통계적으로 유의적이지 않은 결과를 보였다. 반면 여성 소유 가구의 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 선택은 주택자산비율의 차이보다는 소득 대비 생활비 비율이나 소득 대비 주거비 비율 등 실제 생활을 영위하는데 있어서의 경제적 부담이 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 선택에 더욱 중요한 요인임을 알 수 있다.

1. 서 론

통계청(2012)의 발표에 따르면 2000년도에 18.5%였던 여성 가구주 가구(이하 여성 가구)의 비율이 2012년도에는 26.8%로 2000년에 비해 크게 증가하였으며 2030년에는 34%까지 늘어날 전망이다. 이 중 60세 이상의 고연령 여성 가구 비중은 48.2%에 달할 것으로 예측된다. 이처럼 여성 가구의 대부분은 고령층이면서 배우자와 사별을 한 경우에 해당되며 이혼 후 재혼을 하지 않거나 결혼을 하지 않은 여성가구도 지속적으로 증가하고 있다.

여성의 평균 수명은 82.9세로 76.4세인 남성에 비하여 6.5년 더 길기 때문에(2010, 인구보건복지협회) 배우자 사후에 상당기간을 혼자서 살아가게 되는데, 생애기간 동안 지속적으로 연금 수혜를

* 건국대학교 부동산학과 교수(주저자)

** 건국대학교 대학원 부동산학과 박사과정(교신저자)

받을 수 있는 공식적인 일자리를 유지해온 남성들과 달리 주로 무급가족 종사자로 살아온 고령 여성의 경우 노후를 대비한 사적연금 및 저축액이 매우 부족하기 때문에 배우자 상실 이후 소득 감소와 불안정한 노동시장 지위 속에서 기존의 소득공백을 메꿀 수 없는 상태로 생활을 지속한다.

그 간에 이루어져온 몇몇 연구들은 주택을 소유하고 있는 고연령 가구가 소득이 크게 줄어든 경우 기존의 소비를 충당하기 위하여 자산의 일부인 주택의 자기자본을 줄이는 선택을 할 것인가에 대한 의문을 가져왔다. 가구는 가구가 처한 사회·경제적 여건 변화로 인해 재화나 서비스 소비를 조정할 필요나 욕구가 생기면 축적된 자산 등을 활용하여 소비를 조정할 수밖에 없을 것이며 소득이 적은 사회적 취약계층일수록 소득제약을 완화시키기 위하여 이러한 선택을 더욱 많이 하게 될 것으로 판단된다.

이는 가구가 생애기간 동안 이용 가능한 자원(축적된 자산)과 각 생애단계별로 처하게 되는 상태에 기초하여 소비를 최적화함으로써 생애효용을 극대화 한다는 전통적인 생애주기 이론으로 설명되어진다. 그러나 고연령 가구의 주택자산 소비행위를 설명하는데 있어서 위와 같은 전통적 생애주기이론과는 다른 결론을 제시하는 이론 및 연구들도 다수 존재한다. 즉 고연령 가구의 주택소비는 자손들에게 주택자산을 상속해 줄 동기가 있기 때문에 적극적으로 주택 지분을 인출하려 하지 않을 것이라는 Bernheim(1991)의 상속동기가설, 주택자산이 자가 보험의 한 형태이므로 예상할 수 없는 미래 여건 변화에 대비하여 축적된 자산을 사용하기를 꺼려하며 비상 상황에서만 소비할 것이라는 Skinner(1996)의 예비적 저축 모형, 고령자들의 주거이동이 활발해질 것으로 예측하는 생애주기 이론과는 달리 주거이동에는 직접적인 거래비용 외에도 익숙한 환경을 벗어나게 됨으로써 발생하는 심리적인 비용도 포함되므로 주택자산처분의 필요성이 존재하더라도 보유주택을 즉시 처분할 가능성이 높지 않다는 Venti and Wise(1989)의 연구결과 등은 은퇴 등으로 고연령 가구의 소득이 감소한다 하여도 이것이 바로 주택자산 처분을 통한 소비 충당과 직결되지는 않고 아마도 가장 늦게 처분되는 자산이 될 것이라고 예측하며 전통적 생애주기 이론이 주장하는 소비 평활화 행위에 대해 다른 의견을 제시하고 있다.

이러한 기존 연구들은 고연령 가구의 주택자산 처분에 대해 의미 있는 시사점을 제공해 주고 있으나 고연령 가구의 주택자산 처분에 대한 가구주의 성별 차이가 존재하는지, 존재한다면 그 이유가 무엇인지에 대한 뚜렷하게 설명하지 못하고 있다. 가구 생애주기 측면에서 살펴볼 때 여성의 경우 교육 수준, 취업 여건, 평균 수명, 사회적 관계 등에 있어서 남성과는 다른 형태를 보이기 때문에 노년에 접어들게 되었을 때 소득의 감소, 신체적 질병, 심리적 소외와 고독 등을 남성에게 비해 더 크게 경험하게 된다. 토지주택연구원의 2010년 주거실태조사 결과를 살펴보면 여성 가구의 가구 총소득은 평균 약 923만원으로 남성 가구의 평균 소득수준인 2,430만원의 절반에도 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 소득이 부족한 상황에서 소비를 충당할 수 있는 유동성 있는 자산인 금융자산의 경우에도 평균 1,100만원으로 남성 가구의 2,600만원보다 훨씬 낮은 수준인 것으로 분석되었다. 이처럼 여성 가구의 경우 소비에 사용될 수 있는 소득과 금융자산, 연금과 같은 유동자산의 비율이 남성 가구에 비해 상대적으로 낮다는 점을 감안할 때 낮은 소득으로 인한 소비 제약을 해결하기 위한 동기로 주택자산을 처분하여 유동화 시킬 가능성이 높다.

이러한 배경에서 본 연구는 고령화가 주택시장에 미치는 영향에 대한 세부적인 주제 중 하나로 우리나라 고연령 가구의 가구주 성별 차이가 주택관련 의사결정에 미치는 영향에 주목하고자 한다. 보다 구체적으로 과연 고연령 소유가구들이 자산 포트폴리오를 재조정하기 위한 방법 중 하나로 주택자산을 처분하고자 할 것인지, 아니면 보다 절박하게 필요한 소비를 충족시키기 위해서 주택자산을 처분할 것인지를 고연령 가구의 가구주 성별을 구분하여 검증해 보고자 한다. 이를 위해 남성 가구와 여성 가구의 소득과 자산구성비율, 취업상태 등과 같은 경제학적 요인과 연령, 건강상태, 결혼상태, 가구원 수 등과 같은 인구학적 요인이 주거이동 및 주택점유형태 의사결정에 각각 어떻게 영향을 미치게 될 것인지에 대하여 분석해 보고자 한다. 본 연구에서는 한국노동패널의 6차년도(2003년)부터 15차년도(2012년)까지 10개년도의 패널자료를 이용하여 가구주 연령이 만 55세 이상이며 주택을 소유하고 있는 가구를 고연령 소유가구로 정의하고 이를 남성 가구와 여성 가구로 나누어 실증분석을 수행하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 고연령 가구의 주거이동과 주택점유형태 결정에 대한 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석 모형을 설정하고 자료와 변수측정에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 추정 결과를 해석하고, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론과 분석의 시사점을 제시한다.

II. 선행연구 고찰

가구의 자산은 경제적 안정성을 평가하는 지표이기도 하지만 소득 확보가 어려운 경우 유동화하여 가구의 소비지출을 충당할 수 있는 자원이 된다는 측면에서 고연령 가구의 소비행동을 설명하는데 중요한 역할을 한다. 현재까지 이루어져온 고연령 가구의 소득 및 자산구조에 대한 많은 연구들의 핵심은 우리나라 고령가구의 자산에서 주택자산이 차지하는 비중은 매우 높은 편이며, 주택을 소유한 고연령 가구일수록 빈곤계층에 속할 확률이 낮고(남상호·권순연, 2008), 사별이나 이혼 등으로 혼자가 된 남성, 여성 1인 고령가구에 비해 부부가구가 경제적 안정성이 높으며(심영, 2010), 고연령 여성가구주 가구일수록 교육수준과 소득수준이 낮아 금융자산의 재무상태가 열악하다는 것이다(최철, 2013).

가구의 소비 평활화 측면에서 고령화와 같은 인구구조 변화가 주택시장에 어떠한 영향을 주게 될 것인지에 대한 많은 논의가 있어 왔다. 고연령 가구의 주택관련 의사결정에 대하여 분석한 국내연구는 정의철(2006), 김준형·김경환(2011), 고진수·최막중(2012), 정의철·이경애(2013)가 대표적이다. 이들의 대체적인 결론은 주택점유형태의 경우 가구주 연령이 65세 이상에서 자가가구의 비율이 감소하고(정의철, 2006), 주거면적의 감소도 나타나며(김준형·김경환, 2011), 건강한 고령 부부가구에서는 자가비율이 증가하고 주택소비면적도 증가하지만 가구주의 건강이 악화되거나 배우자와의 사별로 독거상태가 되는 경우 자가비율과 주택소비면적이 감소한다는 것이다(고진수·최막중, 2012). 또한 고연령 가구의 주거이동 및 점유형태 결정에 총 자산에서 주택자산이 차지하

는 비율이 영향을 미치는 것으로 나타나(정의철·이경애, 2013) 고연령 가구주의 주거소비 결정에는 주택자산 비율과 같은 가구의 자산구성 상태 등도 중요한 변수임을 밝혔다.

고연령 가구의 주거소비에 대한 국외연구는 꾸준히 축적되어 왔는데, 고령자의 주거이동에 대해 분석한 연구로 Serow(1987)는 상대적으로 연령이 낮은 고령 가구는 은퇴로 인해 주거이동하며 연령이 높은 고령가구의 경우 사별이 주거이동의 주된 원인이라고 주장하였고, Litwak and Longino(1987)는 소득이 높고, 건강상태가 좋은 편이며, 부부가구인 경우에서 주거이동 확률이 높다고 설명했다. 또한 Speare 외(1999)는 남성 가구에 비해 평균수명이 긴 고령 여성 가구는 사별 후 자녀의 집으로 주거이동 할 확률이 높으며 자녀가 딸인 경우 주거이동 확률은 더욱 증가한다고 밝혔다.

고연령 가구의 자산구성 및 주택점유형태 변화를 분석한 Venti and Wise(1989)는 소득이 낮지만 주택자산이 많은 가구의 주거이동 비율이 높는데, 그 이유는 소비를 증가시키기 위해 주거이동을 하기 때문이라고 밝혔으며, Feinstein and McFadden(1989)은 주거이동 확률에 생애자산, 소득, 유동성 제약 조건 등과 같은 경제적 요인들은 영향을 미치지 않으나 주택점유형태 결정에 있어서는 생애자산이 많을수록, 가구원 수가 많을수록 주택을 소유할 확률이 높다고 주장하였다. 자산을 유형별로 분류하여 분석한 Jones(1997)는 고연령 가구의 경우 비 주택자산이 많을수록 임차 확률이 낮고, 주택자산이 많을수록 임차확률이 높은 것으로 나타나 자산 구성이 주택점유형태 결정에 큰 영향을 미치는 변수임을 설명하였다.

가구주의 성별에 따른 주거소비조정에 초점을 두어 분석한 국외 연구로 Megbolugbe 외(1999)가 있다. 이 연구는 가구주 연령이 55세 이상인 소유가구를 대상으로 가구주의 성별에 따라 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태결정에 미치는 영향 요인들을 분석하였는데 분석 결과에 따르면 주거이동에 소요되는 심리적인 이주비용 차이로 여성 가구가 남성 가구에 비해 주거이동 확률이 낮으며, 주거이동을 한 여성 가구가 주택을 다시 소유할 확률은 낮은 것으로 분석되었다. 또한 남성 가구와 여성 가구 모두 미래에 기대되는 소득의 현재가치가 높고 순자산이 많은 경우 주거이동을 하지 않을 확률이 높으며, 주거이동 후에는 주택을 소유할 확률이 높은 반면, 남성 가구의 경우에만 가구소득이 많을수록 주택을 소유할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 그러나 여성 가구의 경우 남성 가구에 비하여 상대적으로 소득과 축적된 금융자산이 적기 때문에 이들에 대한 주거관련 의사결정 과정을 분석하는데 있어서 경제적인 요인이 매우 중요할 것으로 판단됨에도 불구하고 가구의 자산구성 및 소득과 지출에 관한 추가적인 변수를 모형에 고려하지 않았다는 점에서 일정한 한계를 가진다.

III. 실증분석모형 및 자료

1. 실증분석모형

가구의 주거이동과 주택점유형태는 이산적(discrete) 결정이므로 본 연구에서는 이에 대한 실증 분석모형으로 프로빗 모형(probit Model)을 이용하기로 한다. 프로빗모형은 가구의 주거이동에 대한 프로빗모형과 주택점유형태에 대한 프로빗모형으로 구성된다. 주거이동에 대한 프로빗모형은 $t-1$ 기에 주택을 소유한 고연령 가구가 $t-1$ 기에서 t 기 사이에 주거이동을 하였는지, 아니면 기존 주택에 계속 거주하였는지에 대한 결정요인을 분석한다. 주택점유형태에 대한 프로빗모형은 $t-1$ 기에서 t 기 사이에 주거이동을 경험한 가구만을 대상으로 t 기에 주택을 소유하였는지, 아니면 임차하였는지에 대한 결정요인을 분석한다.

가구가 기존주택에서 주거이동 할 가능성을 나타내는 지표를 M^* 라 하고, 주거이동 후 주택을 소유할 가능성을 나타내는 지표를 O^* 라 하면

$$M_i^* = \beta_1' X_i + \gamma' Z_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

$$O_i^* = \beta_2' X_i + \lambda' Y_i + e_i, \quad (2)$$

여기서 X 는 주거이동과 주택점유형태 선택에 공통적으로 영향을 주는 변수들의 벡터이며, Z 는 주거이동에만 영향을 주는 변수벡터, Y 는 주택점유형태에만 영향을 주는 변수벡터이다. 오차항 ϵ 과 e 는 평균이 0이며, 분산이 1인 독립적이며 동일한 표준정규분포를 따른다.

위 식의 M^* 과 O^* 는 잠재변수(latent variables)로서 관찰되지 않으며 실제로 관찰되는 값은 다음과 같다.

$$M_i = 1 \text{ 만일 } M_i^* > 0 \text{ (주거이동)}, \quad (3)$$

$$M_i = 0 \text{ 만일 } M_i^* \leq 0 \text{ (기존주택 거주)}.$$

또한 $M_i = 1$ 인 표본을 대상으로

$$O_i = 1 \text{ 만일 } O_i^* > 0 \text{ (소유)}, \quad (4)$$

$$O_i = 0 \text{ 만일 } O_i^* \leq 0 \text{ (임차)}.$$

식 (1)과 식 (2) 또는 식 (3)과 식 (4)의 추정을 위한 로그우도함수는 각각 아래 식 (5), (6)과 같으며(여기서 $\phi(\cdot)$ 은 표준정규누적확률함수를 의미), 최우추정법을 이용하여 이를 극대화하는 추정 계수 $(\hat{\beta}_1, \hat{\gamma})$ 과 $(\hat{\beta}_2, \hat{\lambda})$ 을 구하게 된다.

$$\ln L = \sum_{M_i=0} \ln[1 - \Phi(\beta_1' X_i + \gamma' Z_i)] + \sum_{M_i=1} \ln \Phi(\beta_1' X_i + \gamma' Z_i), \quad (5)$$

$$\ln L = \sum_{O_i=0} \ln[1 - \Phi(\beta_2' X_i + \lambda' Y_i)] + \sum_{O_i=1} \ln \Phi(\beta_2' X_i + \lambda' Y_i). \quad (6)$$

2. 자료 및 변수

가. 자료 및 변수 측정

가구주 성별에 따른 주거이동 및 주택점유형태 결정요인의 차이를 분석하기 위해 본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS)자료 중 6차(2003년)조사 자료부터 가장 최근의 자료인 15차(2012년) 조사 자료를 이용하였다. 각 년도별 자료를 $t-1$ 기와 t 기 자료를 결합하여 쌍대 형태로 구조화한 다음 $t-1$ 기에 가구주 연령이 만 55세 이상이고 거주 주택을 소유한 가구만 추출하였으며, 이를 다시 $t-1$ 기와 t 기 사이에 주거이동을 한 가구와 그렇지 않은 가구로 나누고, 주거이동을 한 가구들을 대상으로 t 기에 주택을 소유하였는지 또는 임차로 전환하였는지를 구분한 후 $t-1$ 기에 가구주가 남성인 경우와 여성인 경우로 나누어 분석 자료를 구축하였다. 그리고 각 시점별로 주거이동이 이루어졌으면 해당 변수(M_i)를 1로, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하였으며, 주거이동 후 주택점유형태(O_i)를 소유로 선택하였으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하였다.

선행연구를 살펴본 결과 가구의 주거이동과 주택점유형태 선택을 결정하는 요인은 일정한 차이를 보일 것으로 예상된다. 주택점유형태를 결정하는 요소는 주로 경제적인 요인들이 중요변수로 작용할 것으로 예상되는 반면 주거이동의 결정은 경제적 요인 이외에도 가구의 인구·사회학적 요인들과 이 요인들의 변화가 주요한 요인으로 판단된다. 따라서 실증분석을 위한 모형설정에 있어 주거이동과 주택점유형태 결정에 영향을 미치는 변수들을 다르게 구성하였다. 주거이동 모형에는 $t-1$ 기의 인구·사회학적 특성으로 가구주의 성별, 연령, 혼인상태, 건강상태, 가구원 수 등을 포함시켰고, 경제적 특성으로는 가구주의 취업상태, 가구 실질소득과 유형별 자산의 비율, 그리고 소득 대비 생활비 비율을 고려하였다. 여기에 추가적으로 t 기의 주거이동 결정에 영향을 줄 것으로 판단되는 건강상태 변화(좋음→좋지 않음), 혼인상태 변화(기혼→이혼 또는 사별), 취업상태 변화(취업→미취업), 가구원 수 변화(감소) 등을 주거이동의 설명변수로 고려하였다.

가구주 연령은 로그 값을 취하여 가구주 연령이 주거이동과 주택점유형태 결정에 미치는 영향의 비선형성을 고려하였으며, 가구 실질소득은 주거이동시 발생하는 물질적 심리적 거래비용에 대한 부담능력을 측정하는 척도로 이용하였다(Megbolugbe 외, 1999). 한편 여러 가지 사회·경제적 여건 변화에 따라 고연령 가구는 축적된 자산을 재구성할 가능성이 존재하는데, 이때 각 가구에 따라 유형별 자산 비율의 크기가 주택소비량 선택에 어떤 영향을 미칠 것인지를 분석하기 위하여 총 자산대비 거주 주택자산의 비율과 금융자산의 비율을 변수로 포함하였다.

한국노동패널에서 가구의 자산은 거주주택자산(시가 총액), 거주주택 외 보유부동산자산, 금융자산으로 구성되므로 본 연구에서의 가구 총 자산은 각 유형별 자산의 합으로 계산한 후 각 지역별 소비자 물가지수를 활용하여 2003년을 기준으로 바꾸어 사용하였다. 그리고 가구 실질소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득, 기타 소득의 합을 구하고 총 자산에서 사용 것과 동일한 방법을 이용하여 실질가격으로 계산하였다.

한편 소득 대비 생활비 비율을 주거이동의 설명변수에 포함시켰는데 고연령 가구의 주거이동은 인구학적 요인이나 경제적 요인의 변화에 따라 최적 주택소비량을 조절하는 목적 이외에도 현실적으로 생활비 부담이 매우 높아 필요한 생활비를 충족시키기 위해 어쩔 수 없이 주택을 처분하여 소비재원을 마련해야 하는 동기도 존재할 수 있기 때문이다. 특히 앞에서 언급한 바와 같이 여성 가구의 경우 남성 가구에 비해 소득이 적고 금융자산 또한 충분치 않으므로 이러한 동기가 주거이동에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 소득 대비 생활비 비율은 가구의 월평균 생활비에 12를 곱하여 연평균 생활비를 구한 후 실질가격으로 바꾼 값을 가구 실질 소득으로 나누어 계산하였다.

주택점유형태 선택에 영향을 주는 인구학적 특성으로는 가구주 성별, 연령, 건강상태 및 건강상태의 변화, 가구원 수 및 가구원 수 변화(감소)를 포함하였고, 경제적 특성으로는 가구주의 취업상태 및 취업상태의 변화, 총자산 대비 주택자산비율, 금융자산 비율, 가구 실질소득, 소득 대비 생활비 비율, 그리고 소득 대비 주거비 비율을 포함시켰다. 주거비용은 사용자비용 개념을 이용하여 계산하였다. 사용자비용(C_i^o)은 Hendershott and Slemrod(1983)가 제시한 방법을 우리나라 여건에 맞게 수정하여 다음 식을 이용하여 계산하였다.

$$C_i^o = V_i[(1-\tau)\alpha i_t + \tau_p + \delta + \gamma - \pi_j] \quad (7)$$

여기서 V_i 는 각 가구가 응답한 거주주택의 시가, τ 는 가구의 한계소득세율, α 는 주택매매가격 대비 용자금 잔액 비율, i_t 는 t년도에서의 주택담보대출금리(신규취급액 기준) τ_p 는 재산세 실효세율, δ 는 감가상각비율, π_j 는 가구가 거주하는 지역 j 에서의 주택매매가격 상승예상률을 의미한다. 한계소득세율은 20%를 가정하였으며, 주택매매가격 대비 용자금 잔액 비율(α)은 0.4, 주택담보대출금리(i_t)는 2003년부터 2012년까지 한국은행의 각 년도별 신규취급액 기준 주택담보대출금리, 재산세 실효세율(τ_p)은 0.2%, 감가상각비율(δ)은 2.5%, 위험프리미엄(γ)은 3%를 가정하였다. 주택가격상승예상률(π)은 국민은행에서 제공하는 주택매매가격지수 시계열 자료를 이용하여 15개 시도별로 전년도의 주택매매가격 변화율을 대리 변수로 이용하였다.

소득 대비 생활비 비율이 높을수록 소득 중에 필요 소비에 지출해야 하는 부분이 클 것이므로 가구는 임차를 선택할 가능성이 높으며, 또한 소득 대비 주거비 비율이 높을수록 가구는 상대적으로 저렴한 주거소비 형태인 임차를 선택할 가능성이 높을 것으로 예상된다.

나. 기초통계량

<표 1>은 본 분석의 표본 가구들이 주거이동 한 경우와 기존 주택에 계속 거주하는 경우에 따라 각 변수별로 어떠한 차이가 있는지를 보여주고 있다. 2003년부터 2012년까지 가구주 연령이 만 55세 이상으로 조사 당시 주택을 소유하고 있었던 전체 가구 수는 총 11,946가구로 이 중 586가구(4.9%)가 주거이동을 경험하였고 남성 가구(총 9,053가구)의 경우 429가구(4.7%), 여성 가구(총 2,893가구)의 경우 157가구(5.4%)가 주거이동을 한 것으로 나타났다.¹⁾

<표 1> 주거이동별 기초통계량(평균)

변수	전체가구		남성가구		여성가구	
	계속 거주	주거이동	계속 거주	주거이동	계속 거주	주거이동
가구주 연령	66.457	65.539	65.455	64.622	69.612	68.045
가구주 성별(여성=1)	0.241	0.268	0.000	0.000	1.000	1.000
가구주 혼인상태(기혼=1)	0.712	0.637	0.922	0.853	0.048	0.045
가구주 사별	0.001	0.003	0.001	0.002	0.000	0.006
가구주 이혼	0.017	0.020	0.021	0.028	0.002	0.000
가구원 수	2.643	2.708	2.924	3.002	1.758	1.904
가구원 수 변화(감소 = 1)	0.100	0.143	0.116	0.163	0.051	0.089
가구주 건강상태(안 좋음=1)	0.341	0.363	0.289	0.312	0.507	0.503
가구주 건강상태 변화 (좋음 → 좋지 않음=1)	0.111	0.123	0.101	0.112	0.143	0.153
가구주 취업상태(미취업=1)	0.501	0.522	0.436	0.417	0.707	0.809
가구주 취업상태 변화 (취업 → 미취업=1)	0.051	0.060	0.055	0.072	0.038	0.025
주택자산비율(%)	74.921	78.382	72.049	75.471	83.974	86.337
금융자산비율(%)	8.276	7.102	9.117	7.833	5.628	5.105
가구실질소득(천만원)	2.534	2.649	2.909	3.017	1.354	1.646
소득 대비 생활비 비율	1.222	1.609	1.148	1.105	1.456	2.988
표본 수	11,360	586	8,624	429	2,736	157

기존 주택에 계속 거주하는 가구의 평균 연령이 주거이동한 가구보다 약간 높으며, 가구주가 여성인 비율은 주거이동한 가구가 약간 높다. 그리고 가구주의 혼인상태가 기혼인 가구의 비율은 계속 거주 가구가 높은 반면, 전체 가구의 경우 가구주가 배우자와 사별하거나 이혼한 가구의 비율은 주거이동 가구에서 약간 높다. 또한 평균 가구원 수는 주거이동 가구가 약간 많으며, 가구원 수가 감소한 가구의 비율도 주거이동 가구가 약간 높은 것으로 나타났다. 전체 가구나 남성 가구에서는 가구주 건강상태가 좋지 않은 가구의 비율이 주거이동한 가구에서 더 높으며, 여성 가구의 경우 뚜렷한 차이가 없다. 가구주가 미취업상태인 비율은 전체 가구와 여성 가구에서 주거이동 가구가 약간 높으나 남성 가구의 경우 계속 거주 가구가 약간 높다. 반면 가구주가 취업에서 미취업

1) 가구가 거주하는 주택의 유형으로는 단독주택, 아파트, 연립 및 다세대(다가구)주택만을 포함시켰으며 상가주택이나 기타 주택에 거주하는 가구는 표본에서 제외하였다.

으로 취업상태가 바뀐 가구의 비율은 전체 가구와 남성 가구에서 주거이동 가구가 높은 반면 여성 가구에서는 계속 거주 가구가 높은 것으로 나타났다.

주택자산 비율은 모든 표본에서 주거이동 가구가 계속 거주 가구에 비해 높은 것으로 나타난 반면 금융자산 비율은 계속 거주 가구가 주거이동 가구에 비해 높은 것으로 나타났다. 가구 실질소득은 주거이동 가구가 계속 거주 가구에 비해 높게 나타나 주거이동에 필요한 경제적 부담능력이 중요한 것으로 파악된다. 소득 대비 생활비 비율은 전체 가구와 여성 가구의 경우 주거이동 가구가 계속 거주 가구에 비해 높게 나타난다. 특히 여성 가구의 경우 주거이동 가구의 소득 대비 생활비 비율이 계속 거주 가구에 비해 2배 이상 높은 것으로 나타난다.

<표 2>는 가계가 주거이동 후 선택한 주택점유형태별 설명변수의 기초통계량을 보여 준다. 주거이동을 경험한 총 586가구 중 295가구(50.3%)가 주택을 다시 소유하였고, 291가구(49.7%)가 주택을 임차하였다. 남성 가구의 경우 52.4%가 주택을 다시 소유한 반면 여성 가구의 경우 44.6%만이 주택을 다시 소유하고 55.4%가 주택을 임차하여 남성 가구에 비해 여성 가구가 주거이동 후 주택을 임차한 비율이 높게 나타났다.

주택점유형태별로 살펴볼 때 가구주 연령은 소유와 임차 사이에 큰 차이가 없으며 전체 가구를 기준으로 볼 때 소유가구에 비해 임차가구에서 여성 가구의 비율이 높다. 소유가구가 임차가구에 비해 가구원 수가 많은 반면 가구원 수가 감소한 가구의 비율은 임차가구가 더 높은 것으로 나타났다. 가구주 건강상태가 좋지 않은 가구의 비율은 소유가구에 비해 임차가구에서 더 높으나, 전체 가구와 남성 가구의 경우 가구주 건강상태가 좋음에서 좋지 않음으로 변화한 가구의 비율은 소유가구가 임차가구에 비해서 더 높다. 가구주가 미취업상태인 가구의 비율은 임차가구가 높으며, 가구주가 취업상태에서 미취업상태로 변화한 가구의 비율은 전체 가구와 남성 가구에서는 임차가구가 높으나 여성가구에서는 큰 차이가 없다.

<표 2> 주거이동 가구의 주택점유형태별 기초통계량(평균)

변수	전체가구		남성가구		여성가구	
	소유	임차	소유	임차	소유	임차
가구주 연령	65.258	65.825	64.404	64.863	68.000	68.080
가구주 성별(여성=1)	0.237	0.299	0.000	0.000	1.000	1.000
가구원 수	2.824	2.591	3.071	2.926	2.029	1.805
가구원 수 변화 (감소=1)	0.132	0.155	0.151	0.176	0.071	0.103
가구주 건강상태 (안 좋음=1)	0.461	0.584	0.360	0.480	0.786	0.828
가구주 건강상태 변화 (좋음→ 좋지 않음=1)	0.075	0.045	0.089	0.054	0.029	0.023
가구주 취업상태 (미취업=1)	0.315	0.412	0.289	0.338	0.400	0.586
가구주 취업상태 변화 (취업→미취업=1)	0.102	0.144	0.084	0.142	0.157	0.149
주택자산비율(%)	73.918	82.908	70.035	81.466	86.398	86.287

금융자산비율(%)	8.049	6.143	9.305	6.210	4.011	5.985
가구실질소득(천만원)	3.028	2.265	3.363	2.634	1.953	1.400
소득 대비 생활비 비율	0.963	2.265	1.035	1.182	0.729	4.806
소득 대비 주거비 비율	0.366	0.943	0.470	0.701	0.033	1.510
표본 수	295	291	225	204	70	87

한편 주택자산 비율은 전체 가구와 남성 가구에서 임차가구가 소유가구에 비해 높은 반면 여성가구의 경우 특별한 차이가 관찰되지 않는다. 금융자산 비율은 전체 가구와 남성 가구에서 소유가구가 더 높게 나타난 반면 여성 가구에서는 임차가구가 더 높게 나타난다. 가구 실질소득은 소유가구가 더 높고 소득 대비 생활비 비율은 임차가구가 더 높다. 특히 여성 가구의 경우 임차가구의 소득 대비 생활비 비율이 소유가구보다 6배 더 높은 것으로 계산된다. 소득 대비 주거비 비율은 임차가구가 더 높게 나타나는데 특히 여성가구의 경우 소유가구와 임차가구 사이의 소득 대비 주거비 비율의 차이가 매우 크다는 것을 알 수 있다.

IV. 추정결과

<표 3>은 가구주 성별에 따른 고연령 소유가구의 주거이동 결정에 대한 프로빗모형 추정 결과를 보여준다. 모든 모형에서 로그우도 검정통계량(LR test stat.)값이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의적인 것으로 나타나 모형 전체의 설명력은 양호한 것으로 판단된다. 성별을 구분하지 않은 전체 가구를 대상으로 한 추정 결과에 따르면 2003~2004년에 비해 2004~2005년과 2008~2009년, 2010년~2011년, 2011~2012년 자료를 이용하여 구성된 표본의 주거이동 확률이 낮은 것으로 나타났다.

가구주 연령의 부호는 음(-)의 값을 갖고 통계적으로 유의적이었다. 즉, 가구주 연령이 높아질수록 주거이동 확률이 더 낮다. 그리고 여성 가구가 남성 가구에 비해 주거이동을 할 확률이 낮은 것으로 추정되었다. 여성 가구는 남성 가구에서 비해 새로운 환경에 대한 적응 등 심리적인 측면에서 주거이동을 꺼려하는 것으로 판단된다. 한편 배우자가 있는(기혼=1) 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 낮은 것으로 추정되었다. 배우자가 있는 가구일수록 주거의 안정성을 더 중요시하는 것으로 생각된다. 그러나 $t-1$ 기와 t 기 사이의 사별이나 이혼과 같은 가구주의 혼인상태의 변화와 관련된 변수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

가구원 수는 주거이동 확률에 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었으나 가구원 수가 감소한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 높은 것으로 추정되었다. 가구주의 건강상태(안 좋음=1)와 건강상태 변화(좋음→좋지 않음)에 대한 변수는 예상과 같이 양(+)의 부호를 가졌으나 통계적으로 유의적이지 않았으며, 가구주의 취업상태와 취업상태의 변화도 유의적이지 않았다.

경제적 특성 변수로는 총자산에서 주택자산이 차지하는 비율이 주거이동에 양(+)의 유의적인 영

향을 주는 것으로 추정되었다. 주택자산 비율이 높은 가구는 주거이동을 통해 현재의 경제적 상태와 미래의 변화에 적절하도록 자산구성을 변화시키고자 하는 의사가 있을 것으로 생각된다. 그러나 금융자산 비율은 통계적으로 유의적이지 않았다. 가구 실질소득이 많을수록 주거이동 확률이 높은 것으로 추정되었다. 가구 실질소득이 높은 가구일수록 주거이동에 대한 제반 비용의 부담능력이 높을 것이므로 상대적으로 주거이동 할 확률이 높을 것으로 생각된다. 한편 소득 대비 생활비 비율이 높은 가구일수록 주거이동 할 확률이 높은 것으로 추정되었는데 생활비에 대한 부담이 큰 가구일수록 주거이동을 통해 주택 소비량을 조정할 가능성이 높을 것으로 판단된다.

남성 가구와 여성 가구를 대상으로 한 추정 결과를 비교해 보면 먼저 남성 가구의 가구주 연령에 따른 주거이동 확률의 차이가 없는 것으로 나타났으나 여성 가구는 가구주 연령이 높을수록 주거이동 확률이 감소하는 것으로 추정되었다. 또한 남성 가구의 경우 배우자가 있는 가구의 주거이동 확률이 낮은 반면 여성가구에서는 가구주 혼인상태가 주거이동에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한 남성 가구에서만 가구원 수가 감소한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 높았으며 여성 가구에서는 가구원 수 감소의 영향이 없는 것으로 추정되었다. 가구주 취업상태 변수는 여성 가구에서만 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 여성 가구의 경우 가구주가 미취업상태인 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과에 비추어 보면 기혼 남성 가구의 경우 기혼 여성 가구에 비해 주거의 안정성을 주거이동과 관련된 의사결정에서 중시하며, 여성 가구는 남성 가구에 비해 고용의 안정성을 중요한 요인으로 생각한다고 할 수 있다.

한편 주택자산 비율은 남성 가구에서만 주거이동 확률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보인다

<표 3> 주거이동 결정 프로빗모형 추정 결과 (주거이동 = 1)

	전체 가구		남성 가구		여성 가구				
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값			
상수항	0.694	0.78	0.069	*	0.06	1.249	0.80		
표본구성(2004-2005)	-0.197	**	-2.11	-0.229	**	-2.09	-0.136	-0.74	
표본구성(2005-2006)	-0.138		-1.52	-0.104		-1.00	-0.257	-1.38	
표본구성(2006-2007)	-0.063		-0.72	-0.048		-0.48	-0.130	-0.75	
표본구성(2007-2008)	-0.086		-1.00	-0.048		-0.48	-0.225	-1.27	
표본구성(2008-2009)	-0.276	***	-3.04	-0.207	**	-2.00	-0.505	**	-2.68
표본구성(2009-2010)	-0.071		-0.88	0.007		0.08	-0.299	*	-1.79
표본구성(2010-2011)	-0.461	***	-5.14	-0.458	***	-4.33	-0.513	**	-2.95
표본구성(2011-2012)	-0.518	***	-5.70	-0.453	***	-4.33	-0.726	**	-3.91
log(가구주 연령)	-0.492	**	-2.35	-0.339		-1.33	-0.678	*	-1.81
가구주 성별 (여성=1)	-0.197	**	-2.62						
가구주 혼인상태 (기혼=1)	-0.343	***	-4.92	-0.360	***	-4.90	-0.184		-0.93

가구주 사별(기혼→사별)	0.389	0.87	0.165	0.30		
가구주 이혼(기혼→이혼)	0.014	0.09	0.039	0.24		
가구원 수	-0.016	-0.80	-0.012	-0.51	-0.038	-0.89
가구원 수 변화(감소=1)	0.147	**	2.20	0.131	*	1.77
가구주 건강상태(안 좋음=1)	0.051		1.06	0.066		1.16
가구주 건강상태 변화 (좋음→좋지 않음)	0.071		1.08	0.074		0.94
가구주 취업상태(미취업=1)	0.077		1.59	-0.001		-0.02
가구주 취업상태 변화 (취업→미취업)	0.094		1.06	0.116		1.21
주택자산비율	0.002	**	2.10	0.002	*	1.90
금융자산비율	-0.003		-1.52	-0.003		-1.32
log(가구 실질소득)	0.070	***	2.65	0.058	*	1.82
소득 대비 생활비 비율	0.005	*	1.72	0.001		0.16
LR test stat. (5% 임계치)	142.9(36.78)		104.72(35.48)		57.91(32.85)	
N	11,946		9,053		2,893	

*유의수준 10%에서 유의함. **유의수준 5%에서 유의함. ***유의수준 1%에서 유의함.

반면 소득 대비 생활비 비율은 여성 가구에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보였다. 그리고 가구 실질소득은 가구주 성별에 관계없이 주거이동 확률에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 보였으나 계수의 값이 여성가구에서 더욱 크게 나타났다. 이러한 결과는 남성 가구와 여성 가구 사이에 주거이동의 원인에 대한 중요한 시사점을 제공해 준다. 동일한 자산 구성을 가진 가구라 하더라도 여성 가구에 비하여 남성 가구는 주거이동에 대한 심리적, 경제적 부담감이 상대적으로 적기 때문에 총 자산 중 가장 큰 비중을 차지하는 주택자산을 우선적으로 처분함으로써 자산을 재분배할 확률이 높지만, 여성 가구는 변화된 환경에 적합하도록 주택소비량을 조정하기 위해 주거이동을 하기 보다는 직업이 없고 생활비 부담이 높아 다른 재화의 소비를 감당하기 어려운 경우 어쩔 수 없이 주거소비를 조절하기 위해 주거이동을 하는 것으로 해석된다. 또한 소유가구의 주거이동에는 이사비용, 중개수수료, 관련 세금 등 상대적으로 높은 거래비용이 수반되는데 남성 가구에 비하여 상대적으로 유동성 제약이 큰 여성 가구의 주거이동에는 이러한 거래비용을 감당할 수 있는 충분한 소득이 뒷받침 되어야 하므로 실질소득이 주거이동에 미치는 영향이 여성 가구에서 더 크다는 것을 알 수 있다.²⁾

이러한 결과에 기초해 보면 고연령 가구의 주거이동에는 인구학적 요인과 경제적 요인이 복합적으로 작용하고 있는데 여성 가구의 경우 가구주 취업상태, 가구소득, 소득 대비 생활비 비율 등 필수적인 생활을 위한 소비조정 동기에 따른 주거이동 가능성이 남성 가구에 비해 더 높음을 알 수 있다. 반면 남성 가구의 경우에는 주택자산비율이 높을수록 주거이동 확률이 높아 인구학적 요인 이외에 자산재구성을 통한 소비조정 동기가 주거이동의 원인 중 하나라고 할 수 있다.

2) 통계적으로 유의적인 설명변수에 대한 한계효과는 뒤에서 자세히 논의됨.

아래 <표 4>는 주거이동을 경험한 가구만을 대상으로 주거이동 후 주택점유형태 결정에 대한 프로빗모형 추정 결과를 보여준다. 전체 가구를 대상으로 추정한 결과를 보면 가구원 수가 감소한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 주택 소유를 선택할 확률이 낮은 것으로 추정되었는데 이를 가구주 성별로 나누어 추정한 결과에서는 통계적으로 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 한편 남성 가구의 경우에는 가구주의 건강상태가 좋지 않은 가구일수록 주택을 소유할 확률이 낮았다. 가구주의 건강상태가 좋지 않은 경우 의료비용이 상대적으로 많이 발생할 것이기 때문에 다른 조건이 일정하다면 가구주의 건강상태가 양호한 가구에 비하여 소유를 선택할 확률이 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

여성 가구의 경우에는 가구주가 미취업상태일수록 주택을 소유할 확률이 낮았으며, 남성 가구의 경우에는 가구주가 취업상태에서 미취업상태로 변한 가구일수록 주택을 소유할 확률이 낮았다. 가구주의 취업상태는 직업의 안정성 및 소득창출의 안정성을 의미한다. 특히 고연령 가구의 경우 은퇴 등으로 직업을 갖기 어렵고 안정적인 소득을 확보하기 어려우므로 가구주가 직업이 없거나 직업을 잃게 되는 경우 소유에서 임차로 주택점유형태를 변화시킴으로써 소비에 필요한 재원을 마련하는 것으로 해석할 수 있다.

<표 4> 주택점유형태 결정 프로빗 추정 결과 (주택소유 = 1)

	전체 가구		남성 가구		여성 가구	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-2.653	-1.15	-3.549	-1.23	-0.348	-0.08
표본구성(2004-2005)	-0.462 *	-1.83	-0.369	-1.22	-0.882	-1.61
표본구성(2005-2006)	-0.123	-0.53	-0.022	-0.08	-0.593	-1.13
표본구성(2006-2007)	-0.022	-0.10	0.086	0.33	-0.489	-1.08
표본구성(2007-2008)	0.277	1.23	0.053	0.20	1.053 *	1.91
표본구성(2008-2009)	-0.435 *	-1.80	-0.518 *	-1.82	-0.296	-0.56
표본구성(2009-2010)	0.252	1.22	0.390	1.57	-0.092	-0.20
표본구성(2010-2011)	0.009	0.04	-0.038	-0.13	0.115	0.23
표본구성(2011-2012)	-0.294	-1.17	-0.187	-0.64	-1.155 *	-1.84
log(가구주 연령)	0.730	1.34	0.953	1.40	0.294	0.27
가구주 성별 (여성=1)	0.081	0.58				
가구원 수	0.084	1.59	0.088	1.43	0.176	1.34
가구원 수 변화(감소 = 1)	-0.282 *	-1.70	-0.254	-1.37	-0.645	-1.35
가구주 건강상태(안 좋음=1)	-0.165	-1.28	-0.003	-0.02	-0.579 **	-1.96
가구주 건강상태 변화 (좋음→좋지 않음)	-0.383 **	-2.14	-0.444 **	-2.03	-0.275	-0.77
가구주 취업상태 (미취업=1)	-0.190	-1.40	-0.287 *	-1.83	0.049	0.14
가구주 취업상태 변화 (취업→미취업)	0.298	1.21	0.275	1.02	0.176	0.25
주택자산비율	-0.005 **	-2.17	-0.007 ***	-2.68	0.002	0.31
금융자산비율	0.000	-0.01	0.004	0.79	-0.022	-1.59
가구 실질소득	0.026	0.98	0.029	0.99	-0.096	-1.19
소득 대비 생활비 비율	-0.021	-1.55	0.023	0.65	-0.734 **	-2.31
소득 대비 주거비 비율	-0.008	-0.55	-0.029	-0.82	-0.216 **	-1.98
LR test stat. (5%임계치)	61.80(32.85)		50.10(31.53)		49.34(31.53)	
N	586		429		157	

*유의수준 10%에서 유의함. **유의수준 5%에서 유의함. ***유의수준 1%에서 유의함.

주택자산비율은 남성 가구에서만 주택소유 확률에 통계적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택자산 비율이 높은 남성 가구일수록 주택을 처분하고 임차로 전환하여 필요한 소비를 충당할 가능성이 높다고 할 수 있다. 그러나 여성 가구의 경우 주택자산 비율은 주택점유형태 선택에 유의적인 변수가 아닌 것으로 나타났다.

여성 가구에서만 주택점유형태에 통계적으로 유의적인 변수는 소득 대비 생활비 비율과 소득 대

비 주거비 비율이다. 이들 변수는 모두 주택소유 확률에 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정되었는데 소득 대비 생활비 비율이 높거나 소득 대비 주거비 비율이 높은 가구일수록 소유에서 임차로 주택 점유형태를 전환시킬 가능성이 높은 것으로 나타났다. 즉, 고연령 여성 가구는 주택자산비율의 높고 낮음보다는 소득 대비 생활비 비율이나 소득 대비 주거비 비율 등 필수적인 생활을 영위하는데 발생하는 경제적 부담이 주택점유형태 전환의 주요 원인이라고 해석 할 수 있다.

<표 5>에서는 주거이동과 주택점유형태 결정에 통계적으로 유의적인 변수에 대한 한계효과를 제시하고 있다.³⁾ 성별을 구분하지 않은 전체 가구를 대상으로 한 추정 결과에 따르면 가구주 연령이 10세 높으면 주거이동 확률은 약 0.7% 낮고, 가구주가 여성이면 주거이동 확률은 1.7% 낮다. 가구주가 기혼인 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 3.6% 낮으며, 가구원 수가 감소한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 1.5% 높다. 그리고 주택자산비율이 10%p 높아지면 주거이동 확률은 0.16% 높아지고, 가구 실질소득이 천만원 많으면 주거이동 확률은 0.26% 높아지는 것으로 계산된다. 또한 소득 대비 생활비 비율이 2배 높아지면 주거이동 확률은 0.043% 높아진다.

주택점유형태 결정에 있어서는 가구원 수가 감소한 가구가 그렇지 않은 가구에 비해 주택을 소유할 확률은 11.2% 낮으며, 가구주 건강상태가 좋음에서 좋지 않음으로 변화한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주택소유확률이 15% 낮다. 주택자산비율이 10%p 높으면 주택소유확률은 2.1% 낮아진다.

<표 5> 유의적인 설명변수의 한계효과

	전체가구		남성가구		여성가구	
	주거이동	소유	주거이동	소유	주거이동	소유
가구주 연령	-0.00069				-0.00095	
가구주 성별(여성=1)	-0.017					
가구주 혼인상태(기혼=1)	-0.036		-0.0424			
가구원 수 변화(감소=1)	0.015	-0.112	0.013			
가구주 건강상태(안 좋음=1)						-0.0477
가구주 건강상태 변화 (좋음→좋지 않음)		0.151		-0.175		
가구주 취업상태(미취업=1)				-0.114	0.028	
주택자산비율	0.00016	-0.0021	0.00016	-0.0029		
가구 실질소득	0.0026		0.0018		0.0077	
소득 대비 생활비 비율	0.00043				0.00107	-0.0585
소득 대비 주거비 비율						-0.0172

남성 가구의 경우 주거이동에 대한 한계효과를 살펴보면 가구주가 기혼인 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주거이동 확률이 4.2% 낮으며, 가구원 수가 감소한 가구의 주거이동 확률은 1.3% 더

3) 한계효과는 설명변수들의 평균을 기준을 계산하였음.

높다. 그리고 주택자산비율이 10%p 더 높으면 주거이동 확률은 0.16% 낮아지며, 가구 실질소득이 천만원 많으면 주거이동 확률은 0.18% 높아진다. 한편 주택점유형태에 대한 한계효과를 보면, 가구주 건강상태가 좋음에서 좋지 않음으로 변화한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주택소유 확률이 17.5% 낮으며, 가구주가 미취업상태인 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주택소유 확률이 11.4% 낮다. 그리고 주택자산비율이 10%p 더 높으면 주택소유 확률은 2.9% 낮아진다.

여성 가구의 경우에는 가구주 연령이 10세 더 높으면 주거이동 확률은 약 1% 낮고, 가구주가 미취업상태이면 주거이동 확률이 2.8% 더 높아진다. 한편 가구주 실질소득이 천만원 많으면 주거이동 확률은 0.8% 높아지며, 소득 대비 생활비 비율이 2배 높아지면 주거이동 확률은 0.11% 높아진다. 주택점유형태에 대해서는 가구주의 건강상태가 좋지 않은 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주택소유 확률이 4.8% 낮으며, 소득 대비 생활비 비율이 2배 높으면 주택소유 확률은 5.85% 낮아진다. 또한 소득 대비 주거비 비율이 2배 높으면 주택소유 확률은 1.7% 낮아진다.

V. 결 론

본 연구는 고연령 소유가구의 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 결정에 있어서 가구주의 성별 차이가 존재하는지, 존재한다면 어떤 점에서 차이가 존재하고 그 이유가 무엇인지를 찾아보는데 주안점을 두었다. 이를 위해 한국노동패널 6차년도(2003년)부터 15차년도(2012년)까지 10개 년도의 패널자료를 이용하여 가구주 연령이 만 55세 이상이며 주택을 소유하고 있는 가구를 고연령 소유가구로 정의하고 이를 남성 가구와 여성 가구로 나누어 실증분석을 수행하였다.

실증분석 결과 고연령 소유가구의 주거이동에 있어 여성 가구는 남성 가구에 비하여 주거이동 확률이 낮은 것으로 나타났으며, 여성 가구의 경우 가구주 연령이 높고, 가구주가 미취업 상태이고, 가구 실질소득이 높을수록, 소득 대비 생활비 비율이 높을수록 주거이동 확률이 높은 것으로 분석되었다. 반면 남성 가구의 경우 배우자가 있는 가구일수록 주거이동 확률이 낮고, 가구원 수 감소를 경험한 가구일수록, 주택자산비율이 높을수록, 가구 실질소득이 많을수록 주거이동 확률이 높은 것으로 추정되었다. 한편 주거이동 후의 주택점유형태 결정에서는 여성 가구는 가구주의 건강상태가 좋지 않을수록, 소득 대비 생활비 비율이 높을수록, 소득 대비 주거비 비율이 높을수록 주택을 소유할 확률이 낮아지는 것으로 분석되었으며, 남성 가구의 경우 가구주 건강상태가 좋음에서 좋지 않음으로 변화한 가구일수록, 가구주의 직업이 없을수록, 총자산에서 주택자산이 차지하는 비율이 높을수록 주택을 소유할 확률이 낮아지는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석 결과를 보면 고연령 가구가 상대적으로 적은 소득으로 생활을 영위해야 하므로 총 자산에서 주택자산이 차지하는 비율이 높은 가구는 주택자산을 처분하고 주택점유형태를 소유에서 임차로 전환하여 필요한 소비를 충족시킬 것이라는 가설은 남성 가구에만 적용될 수 있는 것으로 생각된다. 여성 가구의 경우 주택자산비율은 주거이동이나 주택점유형태 선택에 통계적으로 유의적이지 않은 결과를 보였다. 반면 여성 소유 가구의 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 선택은 주택자산비율의 차이보다는 소득 대비 생활비 비율이나 소득 대비 주거비 비율 등 실제 생

활을 영위하는데 있어서의 경제적 부담이 주거이동과 주거이동 후의 주택점유형태 선택에 더욱 중요한 요인임을 알 수 있다.

그러나 한편으로는 자산 재구성이나 재화 소비 조정은 소유-임차와 같은 주택점유형태 변화 뿐 아니라 주택 소유를 유지한 가운데 주거 면적이나 주택유형을 바꾸면서 주택자산의 지분을 조정하는 것도 가능하다. 예를 들어 주택자산이 총 자산에서 차지하는 비율이 지나치게 높은 경우 현재나 가까운 미래에 필요한 지출을 충족시키기 위해서 주거이동을 통해 소유를 유지하면서 주택자산의 비율을 낮출 수도 있을 것이다. 이에 대한 후속 연구는 고연령 가구의 주택소비 조정에 대한 성별 차이에 대해 보다 풍부한 함의를 제공해 줄 수 있을 것이다.

참고문헌

- 고진수·최막중, “노년가구의 주거소비 특성”, 『국토계획』, 제47권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2012, pp.235-47.
- 김준형·김경환, “고령화와 주택시장: 은퇴 전 후 주택소비 변화를 중심으로”, 『부동산학연구』, 제17집 제4호, 한국부동산분석학회, 2011, pp. 59-71.
- 남상호·권순현, “우리나라 중·고령자 가구의 자산분포 현황과 빈곤 분석 : 국민노후보장패널조사 자료를 중심으로”, 『보건사회연구』, 28(2), 한국보건사회연구원, 2008, pp.3-32.
- 심영, “가구유형별 노인가구의 자산 차이 분석”, 『소비문화연구』, 제13권 제4호, 한국소비문화학회, 2010, pp.41-66.
- 인구보건복지협회, 『2010 세계인구현황보고서』, 2010. p.94.
- 정의철, “인구구조 고령화와 주택수요”, 『인구구조 고령화와 산업구조』, 한국개발연구원, 2006, pp. 68-116.
- 정의철·이경애, “고연령 소유가구의 주거이동 및 주택점유형태 결정 요인 분석”, 『주택연구』, 제21권 제3호, 한국주택학회, 2013, pp. 37-57.
- 최철, “Fianacial Status and Behaviors of Female-headed Households in South Korea : On the Financial Consumer Policy Implications”, 『소비자학연구』, 제24권 제2호, 한국소비자학회, 2013, pp.123-151.
- 토지주택연구원, 『2010년 주거실태조사 결과』, 2010.
- 통계청, 『2012 통계로 보는 여성의 삶』, 2012.
- Bernheim, B. D, “How Strong are Bequest Motives? Evidence Based on Estimates of the Demand for Life Insurance and Annuities”, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 5, 1991, pp. 899-927.
- Feinstein, J. and McFadden, D., “The Dynamics of Housing Demand by the Elderly: Wealth, Cash Flow, and Demographic Effects”, in *The Economics of Aging*, 1989, pp. 9-48. Chicago: University of Chicago.
- Hendershott, Patric and Slemrod, Joel, “Taxes and the User Cost of Capital for Owner-Occupied Housing,” *AREUEA Journal* 10, 1983, pp. 375-393.
- Jones, L. D., “The Tenure Transition Decision For Elderly Homeowners,” *Journal of Urban Economics*, vol. 41, 1997, pp. 243-263.
- Litwak and Longino, “Migration Patterns Among the Elderly: A Developmental Perspective,”

The Gerontologist, 27(3), 1987, pp. 266-272.

Megbolugbe, Issac, Sa-Aadu, J. and Shilling, J. D., "Elderly Female-Headed Households and the Decision to Trade Down," *Journal of Housing Economics*, Vol. 8, 1999, pp. 285-300.

Serow, W. J., "Why the Elderly Move," *Research on Aging*, 1987, 9(4):582-597.

Skinner, J. S., "Is Housing Wealth a Sideshow?" in *Advances in the Economics of Aging*, 1996, pp. 241-272. Chicago: University of Chicago.

Speare, A. Jr., Avery, R., and Lawton, L.. "Disability, Residential Mobility, and Changes in Living Arrangements," *Journal of Gerontology*, 1991, Vol. 46, No. 3, pp.133-142.

Venti, S. F. and Wise, D. A., "Aging, Moving, and Housing Wealth," in *The Economics of Aging*, 1989, pp, 9-48. Chicago: University of Chicago.