

## 주거비용이 청년층의 가구형성에 미치는 영향 분석\*

Housing Costs and Household Formation of Young Adults in Korea

정 의 철 (Chung, Euichul)\*\*

### < Abstract >

This paper examines the determinants of household formation of young adults with a special emphasis on the effects of housing costs. Based on KLIPS data in 2004 and 2008, probit models were estimated to understand household formation behavior of young adults with 20 to 35 years of age.

The estimation results indicate that, while the age and labor income of young adults are important factors for young adults to leave their parental homes and to form new households, their marital status is found to be the most significant determinant. The marginal effect analysis shows that when a young adult is married, the probability of forming a new household increases as much as 78%.

Chonseil price as housing costs is also found to be influential to household formation of young adults. An increase of Chonseil price as much as 10 million Won decreases the probability of household formation as much as 1.3 percent. If the annual rate of increase in Chonseil price is 10 percent point higher, the probability decreases as much as 0.2 percent.

주 제 어 : 주거비용, 가구형성, 청년층

Keywords : Housing Costs, Household Formation, Young Adults

\* 이 논문은 2011년도 정부재원(교육과학기술부 사회과학연구지원사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2011-330-B00219).

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

## I. 서론

최근 들어 인구 및 가구구조 변화가 주택시장에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지고 있다. 주택은 기본적으로 가족이 삶을 영위하기 위한 기본 터전일 뿐만 아니라 가구의 형성, 자녀의 교육, 세대간의 유기적 유대관계, 다른 가족과의 교류 등이 이루어지는 필수공간이므로 이러한 공간을 소비하는 주체인 인구와 가구의 구조적 변화는 필연적으로 주택시장에 영향을 줄 것이기 때문이다.

통계청(2012)의 장래가구추계 결과에 따르면 전체 가구의 연간 증가율은 2010년 1.8%에서 2020년 1.16%로, 2035년에는 0.39%로 가구 증가가 둔화될 것으로 예상되고 있으며, 가구의 구조적 측면에서 볼 때 1인 가구 비율은 2010년 23.9%에서 2035년에는 전체 가구의 1/3을 넘는 34.3%로 증가할 것으로 추정하고 있다. 또한 인구 고령화 추세로 인해 가구주의 연령도 높아져 65세 이상 노인가구 비율이 2010년 17.8%에서 2035년 40.5%로 크게 증가할 것으로 보인다.

이러한 인구 및 가구구조의 변화가 우리나라 주택시장에 어떠한 영향을 미칠 것인가에 대한 연구들은 그동안 꾸준히 진행되어 왔다. 대표적으로 정의철·조성진(2005)은 Mankiw-Weil(1989) 모형을 수정하여 주거비용과 소득변화를 고려한 장기주택수요를 추정하였으며, 이창무·박지영(2009)은 가구의 세대구성 등 가구특성의 변화를 추가적으로 고려하였고, 최성호·이창무(2010)는 비선형모형을 이용하여 장기주택수요를 추정한 바 있다. 또한 김주원·정의철(2011)은 1~2인 가구의 증가 추세에 초점을 두어 소형가구의 주택 점유형태와 주택수요함수를 추정하기도 하였다.

이러한 연구들은 인구 및 가구구조 변화의 외생성에 기초하여 주택시장을 분석하고 있다는 특징이 있다. 즉, 인구 및 가구구조 변화를 주어진 것으로 가정하고 이러한 변화들이 주택수요에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고 있다는 것이다.

그러나 주택시장과 가구형성은 매우 밀접한 상호관계를 가지고 있다. 가구형성 및 분화는 주택에 대한 신규수요를 창출하며 이로 인해 주택 매매가격 및 전세가격의 변동을 유발하고, 이러한 시장변화는 다시 가구형성과 주거양태에 영향을 미치게 된다. 예를 들어 가구의 증가는 신규 가구형성을 통해 이루어지는데, 물론 다양한 요인들이 가구형성에 영향을 줄 것이지만, 가구형성은 독립적인 주거단위를 전제하므로 주거비용이 높은 지역이나 주거비용이 상승하는 시기에는 가구형성이 둔화될 수 있다. 또한 주택가격이나 주거비용이 높은 시기에는 결혼에 따른 독립 거주 및 출산에 영향을 주어 결과적으로 인구 및 가구 변화에도 영향을 주게 될 것이다.

본 연구의 주된 목적은 주택시장 환경을 대표하는 주거비용이 청년층의 가구형성에 미치는 영향을 분석하는데 있다. 이를 위해 선행연구를 검토하여 가구형성 결정요인을 파악하고, 한국노동연구원의 한국노동패널 7차 조사(2004년)와 11차 조사(2008년) 자료를 이용하여 신규 가구형성에 대한 주거비용의 영향을 실증 분석하기로 한다. 분석기간 동안 전세가격 등 주거비용의 상승국면을 경험하였던 우리나라 주택시장 여건은 본 연구를 수행하는데 유익한 토대를 마련해 줄 것으로 예상된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제2장에서는 가구형성 결정요인에 대한 선행연구를 고찰하고, 제3장에서는 이를 토대로 실증분석 모형

을 구축하고 자료 및 관련 변수 측정방법을 제시한다. 제4장에서는 모형을 추정하여 결과를 해석하고, 제5장에서는 본 연구를 요약하고 향후 연구방향을 제시하기로 한다.

## II. 선행연구 고찰

가구형성에 대한 초기 연구들은 대부분 가구형성 결정요인을 인구학적인 측면에서 접근해 왔는데 통계청의 가구추계기법에서 이용되는 바와 같이 출산, 연령, 혼인, 사망 등과 가구형성간의 관계 분석에 중점을 두었다. 그러나 이후 경제학적 방법론이 분석에 도입되면서 인구학적 요인들과 함께 소득과 주거비용과 같은 경제 변수들의 중요성이 부각되었다. 즉, 가구형성은 독립생활에 대한 비용과 이러한 비용에 대한 개인들의 지불 능력에 의존한다는 것이다(Haurin 외, 1993).

개별 가구원의 분가(그리고 이를 통한 신규 가구형성)에 대한 이론적 모형은 McElroy(1985), Rosenzweig and Wolpin(1993, 1994), Ermisch and Di Salvo(1997), Ermisch(1999) 등의 연구에서 찾아 볼 수 있다.<sup>1)</sup> McElroy(1985)는 가구 행태에 대한 내쉬 협상(Nash bargaining model)모형을 이용하여 근로, 소비, 가구형성의 동시적 결정 과정에 대한 이론적 근거를 제시하였으며, Rosenzweig and Wolpin(1993, 1994)은 McElroy의 모형을 확장하여 세대간 보조(intergenerational support) 가능성을 고려한 이론적 모형을 구축하

고 이에 기초하여 청년층 성인들의 가구형성을 논의하였다.

Ermisch and Di Salvo(1997), Ermisch (1999)는 이러한 선행연구들의 이론적 분석 틀을 더욱 정교화 하였다. 이들 모형에 따르면 부모는 자녀 가구원에게 이타적(altruistic)이어서 부모의 효용은 그들의 주거서비스 및 기타 재화 소비와 함께 자녀들이 누리는 효용의 함수이다. 이들 모형은 두 단계 구조를 가지고 있는데, 첫 번째 단계에서 부모는 그들의 소득 및 주거비용, 그리고 자녀의 선호에 대한 지식에 근거하여 효용을 극대화하는 그들 자신의 주거서비스 및 기타 재화 소비량, 그리고 자녀에 대한 재정적 지원규모를 결정한다. 두 번째 단계에서 자녀는 부모의 재정적 지원과 자녀 소득, 그리고 주거비용을 제약조건으로 부모와의 동거 여부와 부모로부터 분가하는 경우 주거서비스와 기타 재화 소비량을 결정한다.

이러한 부모와 자녀의 효용극대화 과정은 자녀의 분가(따라서 신규가구 형성)가 부모의 재정적 지원을 결정하는 소득과 같은 경제적 능력, 부모의 자녀에 대한 이타적 태도, 주거비용, 자녀의 소득, 자녀의 독립거주에 대한 선호도 등에 의해 결정됨을 제시하고 있다.

실증분석 방법론 측면에서도 다양한 발전이 있어 왔다. Borsch-Supan(1986, 1988)은 가구형성, 주택점유형태, 주택규모의 동시적 결정과정을 중첩로짓모형을 이용하여 추정하였으며, Haurin 외(1993)와 Haurin 외(1997)는 가구형성과 주거양태(독립 또는 집단거주)의 동시적 결정과정을 이

1) 분석자료의 특성상 본 연구에서는 분가와 가구형성을 동일한 개념으로 취급한다. 한 개인이 새로운 가구를 형성하기 위해서는 원래 가구로부터 분리(분가)되어야 하기 때문이다. 한국노동패널에서는 특정 가구원이 원래 가구로부터 분가할 경우 새로운 고유번호를 부여하고 있으며 본 연구에서는 분석기간 동안 고유번호의 변화가 있는지를 검색하여 가구원의 분가 또는 신규 가구형성을 확인하였다.

변량 프로빗모형을 통하여 추정한 바 있다. 한편 Ermisch and Di Salvo(1997)는 청년가구원이 언제 부모로부터 독립하는지를 관찰한 패널자료를 이용하여 위험률모형을 추정하였으며, Ermisch (1999)는 청년 가구원의 부모와의 동거 또는 부모로부터의 분가 여부를 매기간 추적한 패널자료를 구축하여 패널로짓모형을 추정하기도 하였다.

소득 및 주거비용이 가구형성에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과를 살펴보면, 미국의 1987년 청년층 패널자료(National Longitudinal Survey of Youth) 중 22~29세까지의 청년가구 표본을 이용한 Haurin 외(1993)에서는 청년가구의 실질 임금은 가구형성에 양(+의 유의한 영향을 주었으며, 실질임대료는 음(-)의 유의한 영향을 보인 것으로 나타났다. 호주의 1988년 패널자료 (Australian Longitudinal Survey) 중 19~28세의 청년 가구를 표본으로 이용한 Haurin 외(1997)의 연구에서도 실질임금은 가구형성에 양(+의 통계적으로 유의한 영향을 보였다. 실질임대료는 단변량 프로빗 모형 및 이변량 프로빗모형에서는 가구형성에 음(-)의 효과를 보였지만 통계적으로 유의하지 않은 반면 중첩로짓모형 추정결과에서는 음(-)의 유의한 영향을 보였다.

영국의 아동발달조사(National Child Development Study)자료를 이용한 Ermisch and Di Salvo (1997)의 연구는 청년가구가 아닌 개인(가구원)을 관찰 단위로 하여 남성과 여성으로 나누어 추정하였는데 주택매매가격은 남성 청년 가구원의 가구형성에는 유의하지 않았으나 여성 청년 가구원의 경우에는 주택매매가격이 높을수록 부모로부터 독립하여 배우자 또는 동거인과 같이 거주할 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 이 연구에서는 청년 가구원의 소득 자료가 없어 이에 대한

대리변수로 독해 및 수학능력에 대한 평가점수를 이용하였는데 남성 청년 가구원의 경우 평가점수가 높을수록 부모로부터 분가하여 혼자 거주하거나 친구들과 거주할 확률이 높았고, 여성 청년 가구원의 경우 부모로부터 분가하여 친구들과 거주할 확률과 배우자 또는 동거인과 같이 거주할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 또한 부모의 소득에 대한 자료가 관찰되지 않아 청년 가구원의 아버지가 기능직에 종사하는지 기타 직종에 종사하는지 여부를 대리변수로 이용하였는데 아버지의 직종이 기능직이 아닐수록 남성 가구원이 부모로부터 분가하여 혼자 살거나 친구와 같이 거주할 확률이 높았으며, 여성 가구원의 경우에는 부모로부터 분가하여 친구들과 같이 거주할 확률이 높은 것으로 추정되었다.

한편 1991~1995년 영국의 가구패널자료 (British Household Panel Study)를 이용하여 16-30세 청년 가구원을 분석대상으로 한 Ermisch(1999)의 연구에서는 주택가격이 높을수록 청년 가구원이 부모로부터 독립할 확률이 낮았으며, 청년 가구원의 소득이 높을수록, 그리고 부모의 소득이 낮을수록 부모로부터 분가할 확률이 높은 것으로 추정되었다.

최근 Di and Liu(2006)는 1985~1995년 미국주택조사(American Housing Survey) 자료를 이용하여 25~34세 청년 가구원들의 가구형성 결정요인을 로짓모형을 이용하여 추정하였다. 이들 연구의 차별성은 주거비용의 수준 뿐 아니라 주거비용의 변화에 대한 예상 또한 가구형성에 중요하다는 가설을 검증하였다는 것이다. 또한 그동안 고려하지 않았던 주거환경에 대한 만족도와 주거과밀의 영향도 함께 추정되었다.

추정 결과에 따르면 임대료 수준은 가구형성

에 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않는 반면 임대료 증가 폭이 클수록 가구형성에 음(-)의 영향을 보이는 것으로 나타났다. 임대료가 더 높게 증가할수록 향후에도 임대료가 계속 증가하게 될 것으로 예상하기 때문에 부모로부터 분가하기를 꺼려한다는 것이다. 방당 가구원 수로 측정한 주거과밀지수는 분가에 양(+)의 영향을 주었으며 주거환경에 대한 만족도가 높을수록 부모로부터 분가할 확률은 감소하는 것으로 추정되었다. 한편 청년 가구원의 근로소득이 높을수록 부모로부터 분가할 확률이 높으며, 부모 소득이 높을수록 부모로부터 독립할 확률은 낮은 것으로 나타났다.

### III. 실증분석모형 및 자료

#### 1. 실증분석모형

위의 선행연구들과 이에 대한 이론적 배경에서 알 수 있는 바와 같이 청년 가구원의 가구형성은 부모와 같이 생활할 때의 효용과 부모로부터 분가하여 생활할 때의 효용을 비교하여 이루어진다. 만일 부모로부터 분가하여 생활할 때의 효용이 부모와 같이 생활할 때의 효용보다 크면 신규 가구형성이 이루어지게 된다.

부모로부터의 분가 그리고 이에 따른 가구형성은 이산적 의사결정이므로 이에 적합한 추정모형이 필요하다. 통상적으로 이산적 의사결정에 대한 추정모형은 잠재변수(latent variable)를 가정한다. 즉,

$$I_i^* = X_i\beta + Y_i\gamma + Z_i\theta + u_i \quad (1)$$

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

여기서  $I_i^*$ 는 청년 가구원  $i$ 의 가구형성(분가)에 대한 관찰되지 않는 잠재 변수이며,  $X_i$ 는 이러한 결정에 영향을 주는 부모의 사회·경제적 특성 벡터,  $Y_i$ 는 청년 가구원 개인의 사회·경제적 특성 벡터,  $Z_i$ 는 주택시장 변수 벡터이다. 그리고  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\theta$ 는 이에 대한 추정계수 벡터이며  $u_i$ 는 오차항이다. 자료를 통해 알 수 있는 것은 청년 가구원이 부모로부터 독립하여 신규가구를 형성하였는가 여부이다. 이 결과를  $I_i$ 라 하면 식 (2)와 같이  $I_i^* > 0$ 이면  $I_i = 1$ (신규 가구형성)로, 그렇지 않으면  $I_i = 0$ (부모와 동거)으로 관찰된다.

따라서 청년가구원  $i$ 가 부모로부터 분가하여 신규 가구를 형성할 확률은

$$\begin{aligned} P(I_i = 1) &= P(I_i^* > 0 | X_i, Y_i, Z_i) \\ &= P[u_i > -(X_i\beta + Y_i\gamma + Z_i\theta)] \end{aligned} \quad (3)$$

식 (1)의 추정은 오차항  $u_i$ 의 확률분포에 근거하여 이루어진다. 만일  $u_i$ 가 표준정규분포를 갖는다고 가정하면  $\Phi$ 를 표준정규누적확률함수라고 할 때

$$P(I_i = 1) = \Phi(X_i\beta + Y_i\gamma + Z_i\theta) \quad (4)$$

그리고 이에 대한 로그우도함수는 아래와 같으며,

$$\ln L = \sum_{I_i=0} \ln[1 - \Phi(\cdot)] + \sum_{I_i=1} \ln\Phi(\cdot) \quad (5)$$

여기에 최우추정법을 적용하면 추정계수 벡터인  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\theta$ 를 구할 수 있다.

## 2. 자료 및 변수측정

### 1) 자료

본 연구의 기초자료는 한국노동연구원의 한국노동패널 7차 조사(2004년)와 11차 조사(2008년)의 가구 및 개인 자료이다. 먼저 2004년 개인자료를 이용하여 청년 가구원 표본을 추출하였다. 청년 가구원은 가구주와의 관계가 자녀인 20세 이상 35세 이하 연령을 가진 가구원으로 정의하였다. 그리고 개인자료를 이용하여 표본 가구원의 개인 정보를 추출하는 한편 표본 가구원이 속해 있는 가구 자료를 이용하여 가구주를 포함한 표본 가구원의 가구에 대한 정보를 추출하였다.

한편 2008년 개인자료를 이용하여 표본 가구원이 속해 있던 원래 가구에서 분가되었는지를 확인하였다. 한국노동패널에서는 가구와 개인에 대한 고유번호를 부여하고 있는데 2004년 표본 가구원이 속해 있는 가구의 고유번호와 2008년 표본 가구원이 속해 있는 가구의 고유번호가 다르면 이 표본 가구원은 2005년에서 2008년 사이에 원 가구에서 분가하여 신규 가구를 형성한 것으로 관찰된다.<sup>2)</sup>

### 2) 변수측정

추정에 이용되는 변수는 표본 가구원의 특성, 표본 가구원이 속해 있는 가구의 특성, 그리고 주택시장 변수로 구성된다. 표본 가구원의 특성으로는 가구원의 성별, 연령, 혼인상태, 건강상태 같은 인구학적 변수와 경제적 변수로 가구원의 근로소득을 이용하였다. 이상의 변수 중 가구원 연령 변수(2004년 기준)를 제외한 모든 변수들은 2008년을 기준으로 측정하였다.

가구특성으로는 가구주 연령, 혼인상태, 성별, 교육수준, 가구원 수 등의 인구학적 변수와 가구 총소득 및 순자산 등 경제적 변수, 그리고 주택 점유형태 변수를 포함시켰다. 이러한 가구특성 변수는 2004년을 기준으로 측정하였다.

주택시장 변수로는 주거비용의 대리변수로 주택전세가격과 전세가격 연평균 변화율을 이용하였다.<sup>3)</sup> 주택전세가격은 국민은행의 도시주택가격동향조사 결과에서 보고하는 2011년 12월 기준 지역별(광역자치단체) 주택의 평균 전세가격과 동 월의 주택전세가격지수 그리고 2004년 지역별 평균 주택전세가격지수를 이용하여 2004년 기준 지역별 평균 전세가격을 계산하여 이용하였다.<sup>4)</sup>

한편 Di and Liu(2006)의 연구에서와 같이

2) 현실적으로 매 해 부모로부터 분가하는 청년 가구원의 수는 그리 많지 않다. 따라서 충분한 표본을 얻기 위해서는 일정 기간을 표본을 구성할 필요가 있는데 본 연구에서는 한국노동패널 조사 마지막 연도인 2008년을 기준으로 추정에 충분한 표본을 얻을 수 있을 정도로 기간을 넓혀 2004년을 시작시점으로 결정하였다.

3) 추정에 이용된 청년 가구원 중 2008년까지 분가한 가구원은 총 339명이었는데 이 중 62.7%가 임차가구였다.

4) 2011년 12월 지역  $j$ 의 평균 주택전세가격을  $PH_{2011}^j$  라 하고 2011년 12월 지역  $j$ 의 주택전세가격지수를  $PI_{2011}^j$ , 2004년 지역  $j$ 의 연평균 주택전세가격지수를  $PI_{2004}^j$  라 하면 2004년 지역  $j$ 의 평균 주택전세가격( $PH_{2004}^j$ )은  $PH_{2011}^j \times (PI_{2004}^j / PI_{2011}^j)$ 로 계산된다. 연평균 전세가격 변화율은 2004~2008년 동안의 연도별 주택전세가격지수 변화율의 평균으로 측정하였으며, 지역별로 별도로 계산하여 추정에 이용하였다.

주택전세가격의 수준뿐 아니라 변화 방향과 변화 정도도 청년 가구의 신규 가구형성에 중요한 영향을 줄 것으로 판단되어 2004년에서 2008년까지의 지역별 주택전세가격의 연평균 변화율도 설명변수로 고려하였다.

3) 기초통계량

<표 1>은 추정에 이용되는 변수들의 기초통계량을 보여준다. 모든 변수의 측정이 가능한 청년 가구의 유효 표본은 총 1,216명으로 이중 27.9%인 339명이 2004년 이후 2008년까지 부모로부터 분가하여 신규 가구를 형성하였다. 표본 가구의 평균 연령은 약 25세이며 54.8%가 남성 가구원이었다. 한편 2008년을 기준으로 표본

청년 가구의 약 71%가 일을 하고 있는 것으로 나타나고 있으며 일을 하지 않는(근로소득 = 0) 가구를 포함하여 표본 청년 가구의 평균 근로소득은 1,400만원으로 계산된다. 표본 청년 가구의 9%가 스스로 건강상태가 매우 양호하다고 판단하고 있다.

표본 청년 가구가 2004년에 속해 있던 원 가구의 특성을 살펴보면 가구의 평균 연령은 약 55세이며 가구의 82.3%가 결혼상태(청년 가구의 부모가 같은 집에 거주)인 것으로 나타난다. 또한 가구의 83.1%가 남성이며, 교육수준은 중학교와 고등학교의 중간 수준으로 나타나고 있다.<sup>4)</sup> 가구당 평균 가구원 수는 약 4명이고 가구 총소득은 연간 3,700만원, 순자산은 4,000만

<표 1> 기초통계량

구분	변수	평균	표준편차	최소값	최대값
가구원 특성	분가여부(분가 = 1)	0.279	0.45	0.00	1.00
	가구원 성별(남성 = 1)	0.548	0.50	0.00	1.00
	가구원 연령(세)	25.461	3.87	20.00	35.00
	가구원 연간 근로소득(백만원)	14.214	13.65	0.00	150.00
	가구원 혼인여부(결혼 = 1)	0.206	0.40	0.00	1.00
	가구원 건강상태(매우 좋음 = 1)	0.091	0.29	0.00	1.00
가구 특성	가구주 연령(세)	55.452	6.18	41.00	86.00
	가구주 혼인상태(결혼 = 1)	0.823	0.38	0.00	1.00
	가구주 성별(남성 = 1)	0.853	0.35	0.00	1.00
	주택점유형태(자가 = 1)	0.771	0.42	0.00	1.00
	가구주 교육수준	2.484	1.36	0.00	7.00
	가구원 수(명)	4.097	1.07	2.00	10.00
	가구 소득(백만원)	37.157	37.26	0.00	561.90
	가구 순자산(천만원)	4.080	19.06	-50.89	300.70
주택 시장 여건	전세가격(천만원)	9.793	3.80	5.18	16.20
	전세가격 변화율(연평균 %)	2.406	1.94	-0.68	5.06

4) 가구주의 교육수준은 미취학 또는 무학 0, 초등학교 1, 중학교 2, 고등학교 3, 2년제 대학 또는 전문대학 4, 4년제 대학 5, 대학원 석사 6, 대학원 박사 7로 측정하였다.

원 수준이다.

2004년을 기준으로 지역별 전세가격의 평균은 약 9,800만원으로, 전라남도 지역이 약 5,000만원으로 가장 낮았고, 서울이 약 1억 6,000만원으로 가장 높았다.5). 분석기간인 2004년에서 2008년까지 4년 동안 전국적으로 전세가격은 연 평균

2.4% 상승하였는데, 전세가격 상승이 가장 높았던 곳은 경기도(5.06%)이며, 가장 낮은 곳은 부산(-0.68%)이었다.

〈표 2〉 추정결과 1

	모형 1		모형 2	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-13.681	-5.85	-12.582	-5.07
가구원 성별	-0.161	-1.50	-0.186	*
가구원 연령	0.929	***	0.952	***
가구원 연령 제곱	-0.017	***	-0.018	***
가구원 근로소득	0.030	***	0.030	***
가구원 혼인여부	2.415	***	2.459	***
가구원 건강상태	0.073		0.084	
가구주 연령			-0.008	
가구주 혼인여부			0.558	*
가구주 성별			-0.001	
가구 점유형태			-0.116	
가구주 교육수준			-0.060	
가구원 수			-0.539	**
가구원 수 제곱			0.052	**
가구 총소득			0.002	
가구 순자산			-0.003	
ln(0)	-719.63		-719.63	
ln(β)	-391.48		-382.81	
$\chi^2$ 값(1% 임계치)	656.30 (16.61)		673.62 (30.58)	
예측확률	88.45%		88.90%	
표본 수	1,216		1,216	

5) 청년 가구원은 일반적으로 원 가구에서 처음으로 분가하고 보유 자산이나 소득이 많지 않다는 점에서 주로 소형주택을 중심으로 거주주택을 선택할 가능성이 높다. 따라서 소형주택의 전세가격을 기준으로 하는 것이 더욱 적절할 수 있다. 그러나 국민은행의 주택가격동향조사 자료는 분석기간 동안 서울 및 6개 광역시, 그리고 경기도 및 수도권에 대해서만 규모별 가격지수를 발표하고 있어서 광역자치단체별 소형주택의 전세가격 산정이 불가능하였다.



### IV. 추정결과 및 해석

모형의 추정은 다섯 가지로 이루어졌다. 모형 1은 가구형성 결정요인으로 청년 가구원의 특성만을 고려하였고, 모형 2에서는 이에 추가하여 청년 가구원이 속해 있던 가구의 특성을 같이 고려하였다. 한편 전세가격과 전세가격 증가율의 영향을 분리하여 파악할 수 있도록 모형 3에서는 전세가격, 모형 4에서는 전세가격 변화율,

그리고 모형 5에서는 전세가격과 전세가격 변화율을 모두 포함시켜 추정하였다.

<표 2>는 모형 1과 모형 2에 대한 추정결과를 보여준다. 각 모형의 로그우도값과  $\chi^2$  검정통계량의 값에서 볼 수 있는 바와 모형 전체의 설명력은 양호한 것으로 판단된다. 모형 1은 표본 청년가구의 실제 분가(가구형성) 결과를 88.45% 설명하였으며, 모형 2는 88.9% 설명하였다.

가구원 특성으로는 가구원 성별(모형 2의 경

<표 3> 추정결과 2

	모형 3		모형 4		모형 5	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-12.199	-4.88	-12.397	-4.97	-12.177	-4.87
가구원 성별	-0.211 *	-1.90	-0.201 *	-1.81	-0.215 *	-1.93
가구원 연령	0.954 ***	5.28	0.940 ***	5.22	0.946 ***	5.23
가구원 연령 제곱	-0.018 ***	-5.28	-0.017 ***	-5.23	-0.018 ***	-5.22
가구원 근로소득	0.030 ***	7.19	0.031 ***	7.27	0.031 ***	7.23
가구원 혼인여부	2.467 ***	17.56	2.467 ***	17.60	2.470 ***	17.55
가구원 건강상태	0.130	0.73	0.166	0.93	0.173	0.96
가구주 연령	-0.009	-0.82	-0.008	-0.74	-0.009	-0.79
가구주 혼인여부	0.555 *	1.83	0.596 *	1.95	0.581 *	1.89
가구주 성별	0.009	0.03	-0.061	-0.19	-0.033	-0.10
가구 점유형태	-0.207	-1.64	-0.150	-1.21	-0.207 *	-1.65
가구주 교육수준	-0.037	-0.89	-0.053	-1.28	-0.038	-0.90
가구원 수	-0.478 **	-2.17	-0.477 **	-2.14	-0.453 **	-2.04
가구원 수 제곱	0.044 **	1.97	0.045 **	2.01	0.041 **	1.85
가구 총소득	0.002	1.60	0.002	1.57	0.002 *	1.66
가구 순자산	-0.004	-1.42	-0.003	-1.06	-0.004	-1.26
주택전세가격	-0.057 ***	-3.85			-0.044 ***	-2.69
전세가격 변화율×10			-0.009 ***	-3.52	-0.006 **	-2.08
ln(0)	-719.63		-719.63		-719.63	
ln( $\beta$ )	-375.07		-376.58		-372.89	
$\chi^2$ 값(1% 임계치)	689.12 (20.09)		686.10 (20.09)		693.47 (33.41)	
예측확률	88.73%		88.89%		89.06%	
표본 수	1,216		1,216		1,216	

우), 가구원 연령, 근로소득, 그리고 가구원의 혼인상태가 청년 가구원의 분가 및 신규 가구형성에 유의한 영향을 주는 변수로 나타났다. 모형 2에서 가구원이 남성일수록 부모로부터 분가할 확률이 적은 것으로 나타난다. 가구원의 연령은 비선형 효과를 가지고 있는데 가구원의 연령이 약 27세까지는 연령이 높을수록 부모로부터 분가할 확률이 증가하다 그 이후는 완만하게 감소하는 것으로 나타났다.

한편 가구원의 근로소득은 부모로부터 분가할 확률에 양(+)의 매우 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 자녀가 부모로부터 독립하여 새로운 가구를 형성하기 위해서는 독립생활에 대한 제반 비용을 충당해야 하므로 소득이 높은 가구원일수록 부모로부터 독립할 확률이 높을 것이다. 또한 결혼한 가구원일수록 부모로부터 분가할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 결혼한 가구원은 그렇지 않은 가구원에 비해 프라이버시가 보장된 공간을 원할 수밖에 없으므로 부모와 같이 살기보다는 독립적인 생활을 원하게 된다. 가구원의 건강상태 또한 신규 가구형성에 중요한 변수로 판단하였는데 건강상태가 좋은 가구원일수록 독립생활에 지장을 받지 않을 가능성이 높기 때문이다. 이 변수에 대한 추정계수의 부호는 양(+)으로 예상과 같았으나 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다.

청년가구원이 속해 있던 원 가구에 대한 변수 중에는 부모가 결혼상태인 가구원이 분가하여 신규 가구를 형성할 확률이 높은 것으로 나타났다. 한편 가구원 수 변수가 통계적으로 유의한 영향을 보였다. 가구원 수도 가구원 연령과 마찬가지로

지로 비선형 효과를 가지고 있는 것으로 해석되는데 가구내 가구원 수가 5명이 넘게 되면 청년 가구원이 분가할 확률이 높아지는 것으로 추정된다.<sup>6)</sup>

<표 3>은 전세가격과 전세가격 변화율을 설명 변수로 포함시킨 모형 3에서 모형 5의 추정결과이다. 이 모형에서도 로그우도값과  $\chi^2$  검정통계량의 값이 보여주는 바와 같이 모형 전체의 설명력은 양호하였다. 전세가격 변수를 포함시킨 모형에서는 표본 청년 가구원의 실제 분가 결정을 대략 89% 설명하였다.

주택전세가격 변수와 전세가격 증가율을 포함시킨 모형 3과 모형 4에서 두 변수의 추정계수는 음(-)의 통계적으로 유의한 추정결과를 보였다. 전세가격이 높을수록, 또는 전세가격 상승률이 높을수록 청년 가구원의 신규 가구형성 확률이 낮아짐을 알 수 있다. 전세가격의 현재 수준이 높을수록 분가에 따른 주거비용이 높다는 것을 의미하므로 여타 조건이 일정할 때 분가하여 신규 가구를 형성할 확률이 낮을 것이다. 또한 전세가격 상승률이 높을수록 향후 보다 높은 주거비용을 지불해야 할 것으로 예상하게 되므로 청년 가구원의 신규 가구형성 확률을 낮출 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 모형 5에서는 전세가격과 전세가격 변화율을 모두 이용하여 추정하였는데 두 변수의 추정계수는 모두 통계적으로 유의하였다. 또한 모형 5에서는 가구 총소득 변수가 양(+)으로 유의하게 추정되었다. Ermisch and Di Salvo(1997), Ermisch (1999)의 연구에서 밝힌 바와 같이 부모의 소득이 높을수록 자녀의 분가에 대한 재정적 지원이 크기 때문에 분가 확률이

6) Di and Liu(2006)의 연구에서와 같이 주거과밀은 방당 거주인원으로 측정하는 것이 더 적절할 것으로 판단되나 한국노동패널자료는 주택의 방수를 측정하지 않기 때문에 방당 거주인원을 측정하기 불가능하였다

증가할 것이다. 그리고 분가 이전 가구주의 주택 소유 변수가 한계적으로 음(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 청년 가구원의 부모가 주택을 소유한 경우 그렇지 않은 경우에 비해 청년 가구원의 개인 프라이버시나 주거안정성이 상대적으로 높을 것이므로 부모로부터 분가할 확률이 낮을 것이다.

추정에 이용한 설명변수 벡터를  $W$ 라 하고 이에 대한 추정계수 벡터를  $\psi$ 라 할 때 설명변수  $W_k$ 가 가구형성 확률에 미치는 한계효과는 다음과 같다.

$$\frac{\partial P(I_i = 1)}{\partial W_k} = \psi_k \phi(W' \psi) \quad (6)$$

<표 4>는 모형 5의 추정결과에 기초하여 식 (6)에 의거하여 주요 변수들이 청년 가구원의 신규 가구형성에 미치는 한계효과를 계산한 결과이다. 가구원이 남성인 경우 여성에 비해 신규 가구형성 확률은 6.3% 낮고, 가구원의 연령이 1세 높을수록 신규 가구형성 확률은 1.6% 높은 것으로 계산되었다.

<표 4> 한계효과

	한계효과
가구원 성별	-0.063
가구원 연령	0.016
가구원 근로소득	0.009
가구원 혼인여부	0.782
가구 총소득	0.001
주택전세가격	-0.013
전세가격 상승률	-0.0002

한편 가구원의 근로소득이 1,000만원 증가하면 신규 가구형성 확률은 9% 증가하며, 가구원

이 속해 있었던 원 가구의 총소득이 1,000만원 증가하면 신규 가구형성 확률은 1% 증가하는 것으로 추정할 수 있다. 주요 변수 중 가구원의 혼인 여부가 가구형성 확률에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타나고 있는데 가구원이 결혼상태인 경우 그렇지 않은 경우에 비해 신규 가구형성 확률이 78.2% 높다. 주택전세가격이 1,000만원 증가하면 가구형성 확률은 1.3% 감소하며, 전세가격 상승률이 10% 포인트 증가하면 가구형성 확률은 0.2% 감소한다.

## V. 결론

인구 또는 가구와 주택시장의 연관성을 분석하는 기존 연구들은 주로 인구 및 가구 구조의 변화가 장기주택수요 또는 소형가구 등 특정 계층에 미치는 영향에 중점을 두어 왔다. 그러나 주택시장과 가구형성은 매우 밀접한 상호관계를 가지고 있는데 원 가구로부터의 분가와 이에 따른 가구형성은 주택에 대한 신규수요를 창출하며 이로 인해 주택매매가격 및 전세가격의 변동을 유발하고, 이러한 시장변화는 다시 가구형성에 영향을 미치게 된다.

본 연구에서는 한국노동패널 7차 조사(2004년)와 11차 조사(2008년) 자료를 이용하여 20~35세 청년 가구원의 가구형성에 대한 결정요인을 분석하였다. 추정결과 청년 가구원의 연령과 근로소득이 가구형성에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 특히 청년 가구원의 결혼이 가구형성에 미치는 영향이 매우 큰 것으로 나타났다. 결혼한 청년 가구원과 그렇지 않은 가구원간의 가구형성 확률은 약 78% 차이가 존재하였다. 또

한 원 가구의 가구 총소득이 청년 가구원의 분가에 양(+)의 영향을 주는 것으로 추정되었다.

주택시장 변수인 전세가격도 청년 가구원의 가구형성에 영향을 주는 것으로 추정되었다. 전세가격이 1,000만원 증가하면 가구형성 확률은 1.3% 감소하며, 전세가격 상승률이 10% 포인트 증가하면 가구형성 확률은 0.2% 감소하는 것으로 나타났다.

본 연구가 주택시장과 가구형성의 관계를 분석한 첫 시도라고 할 수 있으나 패널자료의 효율적 이용이나 분석방법론 측면에서 추가적인 노력이 지속될 필요가 있다. 본 연구에서는 2004년과 2008년의 자료만을 이용하여 가구형성 결정요인을 분석하였으나 한국노동패널 자료의 특성을 고려할 때 두 시점이 아닌 매 기간의 자료를 이용하여 패널분석기법을 활용한 연구가 요구된다. 예를 들어 특정 년도의 청년 가구원을 표본으로 선정하고 이 가구원이 이후 언제 분가를 하였는지를 지속적으로 관찰하여 Ermisch and Di Salvo(1997)의 연구와 같이 위험률모형을 추정하거나 Ermisch(1999)의 연구와 같은 패널로짓모형을 추정하는 것도 유익한 작업으로 판단된다.

또한 본 연구의 분석 결과에 따르면 청년 가구원의 결혼 여부가 가구형성에 매우 유의한 변수로 파악되었는데, 주택시장 여건이 청년 가구원의 결혼에 미치는 영향 등을 분석하는 것도 저출산·고령화가 심화되고 있는 우리나라에서는 매우 의미있는 연구주제일 것으로 생각된다.

논문접수일 : 2012년 5월 7일

논문심사일 : 2012년 5월 22일

게재확정일 : 2012년 6월 11일

## 참고문헌

1. 김주원·정의철, “소형가구 연령대별 주택수요 특성 분석”, 「주택연구」 제19권 제2호, 한국주택학회, 2011, pp. 123~150.
2. 이창무·박지영, “가구특성을 고려한 장기주택수요 예측모형”, 「국토계획」 제44권 제5호, 대한국토·도시계획학회, 2009, pp. 149~161.
3. 정의철·조성진, “인구구조 변화에 따른 장기주택수요 전망에 관한 연구”, 「국토계획」 제40권 제3호, 대한국토·도시계획학회, 2005, pp.37-46.
4. 최성호·이창무, “비선형 Mankiw-Weil 주택수요모형 - 수도권지역을 대상으로”, 「부동산학연구」 제16집 제 1호, 한국부동산분석학회, 2010, pp. 117~130.
5. 통계청, “장래가구추계: 2010년~2035년”, 통계청 보도자료, 2012. 4. 26.
6. Borsch-Supan Axel, “Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impacts,” *Journal of Public Economic*,s Vol. 30, 1986, pp. 145~164
7. Borsch-Supan Axel, “On Discrete Choice Models of Housing Demand,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 24, 1988, pp. 153~172
8. Di Zhu X. and Xiaoding Liu, “The Effects of Housing Push Factors and Rent Expectations on Household Formation of Young Adults,” *Journal of Real Estate Research*, Vol. 28 No.2, 2006, pp. 149~166
9. Ermisch John, “Prices, Parents, and Young People's Household Formation,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 45, 1999, pp. 47~71

10. Ermisch John and P. Di Salvo, "The Economic Determinants of Young People's Household Formation," *Economica*, Vol. 64, 1997, pp. 627~644
11. Haurin, R. Jean, D. Haurin, P. Hendershott, and S. Bourassa, "Home or Alone: The Costs of Independent Living for Youth," *Social Science Research*, Vol. 26, 1997, pp. 135~152
12. Haurin, D., P. Hendershott, and D. Kim, "The Impacts of Real Rents and Wages on Household Formation," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76 No. 2, 1993, pp. 284~293
13. Mankiw, N. and D. Weil, "The baby boom, the baby bust and the housing market," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 19, 1989, pp.235~258
14. McElroy M. B., "The Joint Determination of Household Membership and Market Work: The Case of Young Men," *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, 1985, pp. 293~315
15. Rosenzweig M. R. and K. I. Wolpin, "Intergenerational Support and The Life-cycle Incomes of Young Men and Their Parents: Human Capital Investments, Coresidence, and Intergenerational Financial Transfers," *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, 1993, pp. 84~112
16. Rosenzweig M. R. and K. I. Wolpin, "Parental and Public Transfers to Young Women and Their Children," *American Economic Review*, Vol. 84, 1994, pp. 1195~1212