

자가 거주가 미혼 가구주의 결혼 결정에 미치는 영향 분석

The Effect of Owner Occupancy on Marriage Decisions of Unmarried Household Heads

이 수 영 (Lee, Soo-Young)*

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)**

< Abstract >

Although there has been increasing tries to do research on linkage between the housing market conditions and marriage of young adults, little evidence is available for empirical studies on whether owner occupancy affects marriage. Using Korea Labor and Income Panel Study data from 2011 to 2019, this study examines the effect of owner occupancy on marriage decisions of the head of unmarried household. Additional analysis is conducted to examine whether the effects of factors affecting the marriage decisions depends on the gender of the head of household. A bivariate probit model with sample selection is employed to control for sample selection bias. The endogeneity possibly caused by reverse causality between owner occupancy and marriage is controlled by using two-year lagged owner occupancy status of the head of unmarried household. The empirical results with a full sample including both male and female unmarried heads, suggest that the heads who are owner-occupied are about 6% more likely to get married than who are rented. The marginal effect for the male heads is estimated to be about 7%, but not significant for the female heads. The results also suggest that the effects of factors such as the role of owner occupancy as a positional good in the marriage market, pursuit of independence by housing wealth effect, and housing stability and future capital gains provided by owner occupancy tend to differ according to gender. These findings are robust over other specifications with the owner occupancy variable and local housing market conditions.

Keyword : Owner Occupancy, Marriage, Sample Selection Bias, Bivariate Probit Model

I. 서론

통계청(2021)의 2020년 혼인·이혼 통계에 따르면, 혼인 건수는 2010년 326.1천 건에서 2020년 213.5천 건으로 꾸준히 감소하고 있으며, 조혼인을 역시 2010년 6.5천에서 2020년 4.2천으로 지속적인 감소 추세에 있다. 평균 초혼 연령은 남성과 여성 모두 증가 추세에 있는데, 남성은 2010년 31.8세에서 2020년 33.2세로, 여성은 2010년 28.9세에서 2020년 30.8세로 증가

한 것으로 나타나고 있다.

혼인 건수의 지속적인 감소와 초혼 연령의 꾸준한 증가는 출산을 저하로 이어지고 인구 고령화를 가속화 시킴으로써 다양한 사회·경제적 문제를 유발하게 된다는 점에서 학계의 많은 관심을 불러 왔으며, 그 동안 혼인 또는 결혼에 대한 연구들은 성 가치관의 변화부터 미혼 남녀의 결혼 의향 분석, 결혼 결정 요인 분석 등 다양한 형태로 진행되어 왔다. 이들의 연구 결과에서 주목할 것은 결혼에 대한 인식의 변화가 일어나면

* 본 학회 정회원, 건국대학교 부동산학과 박사과정, sooyoung6048@hanmail.net, 주저자

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

서 결혼 결정 요인으로서 '경제적 이해관계'의 중요성이 높아졌다는 점이다(엄다원 · 홍경준, 2019).

이러한 관점에서 많은 연구들은 잠재적 결혼 대상자의 교육수준, 취업 여부, 임금 등을 결혼을 결정하는 주요 요인들로 분석하였다. 또한 남성과 여성의 가정에서의 역할 분담 구조와 가사노동에 대한 기회비용의 차별성 등으로 인해 이러한 요인들이 결혼에 미치는 영향이 남성과 여성 간에 차이가 존재한다는 분석 결과를 제시하고 있다(유홍준 · 현성민, 2010; 이상호 · 이상현, 2011; 최필선 · 민인식, 2015; 오지혜 · 임정재, 2016).

또한 결혼이 부부의 공동생활을 위한 주거공간을 필요로 한다는 점에서 결혼과 주거비 부담 또는 주택구입 능력에 초점을 둔 연구들도 국내 · 외에서 진행되어 왔다(이상호 · 이상현, 2011; 이태진 외, 2016; 천현숙 외, 2016; 임보영 외, 2018; 엄다원 · 홍경준, 2019; Hughes, 2004; Bowmaker and Emerson, 2015; Wrenn et al., 2019). 이 연구들은 사회 진입 초기에 속하여 경제적 여력이 충분치 않은 잠재적 결혼 대상자들은 결혼 생활에 필수적인 주거공간에 대한 비용 부담이 클 수밖에 없기 때문에 주거비용이 결혼과 직접적으로 연관되어 있다고 보았으며, 주거비 부담, 주택전세가격 또는 주택매매가격 등 주택시장 변수들이 결혼에 미치는 효과를 분석하였다.

한편 주택과 관련된 변수 중 결혼과의 연관성에 대해 아직까지 국내에서 충분한 연구가 이루어지지 않은 것은 자가 거주(owner occupancy)이다. 자가 거주는 주거비 부담이나 전세가격 또는 매매가격과는 다른 측면에서 결혼과 연관성이 존재한다. 자가 거주와 결혼의 관계를 분석한 해외 연구들은 자가 거주가 결혼에 미치는 영향에 대해 결혼시장에서의 경쟁력, 유사한 또는 상대적으로 우월한 경제적 능력을 갖춘 배우자를 찾을 수 있는 가능성, 결혼을 통한 주거비용의 공동 부담, 경제적 독립성 추구 등의 측면에서 여러 가지 상충된 논리적 근거를 제시하고 있다(Eriksen, 2010; Grinstein-Weiss et al., 2014; Hu and Wang, 2020).¹⁾

또한 자가 거주는 결혼을 통한 가구 형성과 향유 이어질 자녀 출산 등에 요구되는 주거의 안정성뿐만 아니라 주택 소유로 인한 자본이득을 통한 자산 축적의 가능성 등 장기적 측면을 대변한다고 볼 수 있다.

결혼은 한 번 이루어지면 대부분 오랜 기간 동안 유지된다는 점을 고려하면 공동 주거생활에 필요한 주거비용의 부담뿐 아니라 자가 거주 또한 결혼 결정에 중요한 영향 요인이 될 것이다.

국내 연구에서는 임보영 외(2018)와 유진성(2020)의 연구를 제외하면 자가 거주가 결혼 결정에 미치는 영향을 분석한 연구는 거의 없다. 임보영 외(2018)는 지역 주택매매가격이 혼인 상태에 미치는 영향을 분석하는 과정에서 주택점유형태를 통제변수로 이용한 바 있으며, 유진성(2020)은 패널 자료를 이용하여 잠재적 결혼대상자(미혼자)의 관찰되지 않는 특성들을 통제하는 패널 선행확률모형을 추정하여 주택점유형태가 미혼자의 결혼에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 임보영 외(2018)의 연구에서는 주택점유형태가 혼인 상태에 왜 영향을 줄 수 있는지에 대한 충분한 논의와 해석이 제공되지 않았으며, 두 연구 모두 혼인 상태(결혼 여부) 측정 시점과 주택점유형태 측정 시점을 동일 시점으로 가정하여 분석함으로써 결혼 결정이 주택점유형태 결정에 영향을 주는 역 인과관계로 인해 발생할 수 있는 내생성 문제를 고려하지 않아 주택점유형태(자가 거주)가 결혼에 미치는 인과(casual) 관계를 살펴보는데 한계가 있다.

본 연구에서는 자가 거주가 미혼 가구주의 결혼 결정에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 이를 위해 본 연구는 분석 과정에서 다음과 같은 내용에 중점을 두었다. 첫째, 패널 자료를 이용하여 결혼을 상태(state)의 관점이 아니라 사건(event)의 관점에서 분석한다. 즉, 특정 시점($t-1$)에서 미혼인 잠재적 결혼 대상자를 대상으로 다음 시점(t)에서 결혼이라는 사건이 발생하였는지를 분석한다. 둘째, 자가 거주 변수의 과거($t-2$ 시점)값을 이용하여 자가 거주와 결혼 사이의 역 인과 관계 또는 쌍방 인과관계 문제로 발생하는 내생성을 통제한다. 셋째, 미혼 표본만을 분석에 이용함으로써 발생할 수 있는 표본선택 편향(sample selection bias)의 문제를 분석에 반영한다. 자료의 모집단은 미혼, 결혼, 이혼, 별거 등 다양한 혼인 상태를 가지고 있으며, 이러한 혼인 상태는 각 개인이 스스로 선택한 결과이다. 이러한 모집단 중 미혼인 표본만을 선택하여 분석에 이용하는 경우 미혼이 아닌 다른 혼인 상태를 선택한 결과를 의도적으로 배제함으로써 표본선택 편향의 문제가 발생하여 올바른 추정 결과를 얻을 수 없다.

1) 이에 대한 자세한 내용은 제2장 선행 연구 부분에서 제시하고 있다.

이러한 내용들을 분석에 반영하기 위해서는 개인의 의사결정 결과를 지속적으로 관찰할 수 있는 패널 자료를 사용해야 하므로, 본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS) 14차년도(2011년)부터 22차년도(2019년)까지의 개인 및 가구 조사 자료를 이용하여 연령이 만 20세 이상 만 45세 이하인 미혼 가구주를 추출하여 패널 자료를 구축하고, 표본선택을 고려한 이변량 프로빗 모형을 추정하여 자가 거주가 결혼 결정에 미치는 영향을 분석하였다.²⁾ 또한 다양한 선행연구들에서 제시하고 있는 바와 같이 미혼 가구주의 성별에 따라 자가 거주를 포함한 제반 영향 변수들이 결혼 결정에 미치는 효과가 다를 수 있기 때문에 표본을 남성 가구주와 여성 가구주로 구분하여 추가적인 분석을 수행하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 결혼 결정에 대한 선행 연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 실증 분석 모형을 설정하고 자료와 변수 측정에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 추정 결과를 해석하고, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론 및 한계를 제시한다.

II. 선행 연구

개인의 결혼 결정에 대한 선행 연구들은 다양한 학문적 배경을 가지고 이루어지고 있는데 경제학적 관점에서 결혼 결정에 대한 이론을 제시한 Becker(1973, 1974)의 연구가 주목할 만하다. 그는 결혼을 통해서 얻을 수 있는 효용이 미혼일 때 얻을 수 있는 효용보다 크면 결혼을 선택하게 되며, 결혼 결정은 소득, 배우자간의 임금 차이, 지적 능력과 교육수준을 포함한 개인별 특성, 남성과 여성의 구성 비율 차이, 결혼을 위한 개인 경쟁력과 같은 결혼시장 조건 등에 의해 결정된다고 보았다. 이러한 틀에서 많은 선행 연구들은 교육수준, 취업 여부, 소득 또는 임금 등의 변수에 초점을 두어 결혼 결정 요인을 분석하였다.

1. 개인 특성 및 노동시장 조건이 결혼에 미치는 영향에 관한 연구

김정석(2006)과 김중백(2013)은 거시적인 사회 변화로 인한 개인의 결혼 기회구조의 변화를 반영하여 결혼의 흐름을 예측하고자 미혼 남녀의 결혼 의향에 대해 전국 결혼 및 출산 동향조사 자료를 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 남성일수록, 교육수준이 높을수록, 연령이 낮을수록, 취업자일수록 결혼 의향이 높은 것으로 나타났다. 이외에도 김중백(2013)은 부모의 이혼, 별거 혹은 재혼 상태를 경험한 미혼 남녀는 그렇지 않은 응답자에 비해 결혼 의향이 낮게 나타나는 분석 결과를 통해 개인의 가족 배경이 미치는 영향을 밝혀냈다.

한편 교육수준, 취업, 임금 등의 변수가 결혼 가능성에 미치는 효과가 남성과 여성에 따라 차이가 존재한다는 다양한 연구 결과들이 존재한다. 유홍준·현성민(2010)은 인구주택총조사 자료를 이용하여 남성은 교육수준이 높을수록 결혼 가능성이 높지만, 여성은 감소하는 차이가 존재한다는 연구 결과를 제시하였다. 그들은 이에 대해 남성은 교육기간 연장의 효과를 상쇄하는 교육수준별 임금격차가 존재하기 때문에 고학력의 미혼 남성은 결혼 시장에서 경쟁력이 상승하지만, 여성의 경우 교육수준이 높아질수록 임금 상승과 함께 취업목구가 강해지면서 결혼으로 인한 기회비용이 상승하기 때문에 결혼 가능성이 감소한다고 해석하였다. 취업 여부 및 직업 위세도 마찬가지로 남성에게는 긍정적인 영향을, 여성에게는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

그러나 이상호·이상현(2011)의 연구에서는 한국노동패널 자료를 이용하여 남성과 여성 모두 교육수준 증가가 결혼 가능성을 증가시키는 결과를 제시하였는데, 이를 자신과 비슷한 학력의 배우자를 선호하는 경향이 반영된 것이라고 해석하였다. 또한 이 연구에서는 남성은 소득수준이 높은 직업을 가질수록 결혼 가능성이 증가했지만 여성의 경우 감소하는 것으로 나타났다.

최필선·민인식(2015)은 청년패널 자료를 이용하여 이산적 위험률 모형을 추정한 결과 남성과 여성 모두 취업할

2) 한국노동패널조사에서는 거주 주택의 점유형태나 거주 주택 외 다른 주택 소유 여부를 가구 단위로 조사하고 있다. 본 연구에서는 결혼 여부가 종속변수이므로 개인을 의사결정의 기본 단위로 보고 주택점유형태 결정에 가장 중요한 영향을 미칠 것으로 생각되는 개인을 가구주로 가정하여 미혼 가구주의 결혼 결정에 대한 영향 요인을 분석하였다. 만일 실증 분석 시 미혼 가구원을 표본에 포함시키면 그 가구원이 속한 가구의 주택점유형태가 자가로 관찰된다고 하더라도 그 주택이 부모의 소유일 수 있으며 이 경우 자가는 부모의 경제적 능력을 반영하는 것일 수도 있기 때문에 미혼 가구주의 주택점유형태와는 다른 경로로 결혼 결정에 영향을 미칠 것으로 생각된다. 따라서 미혼 가구원은 분석 대상에서 제외하였다.

경우 결혼 가능성이 증가하였는데 이를 과거와 달리 결혼 이후에도 맞벌이를 선호하는 시대상이 반영된 것이라고 주장하였다. 또한 취업자를 대상으로 한 분석 결과에서는 남성은 임금이 높을수록 결혼 가능성이 높아졌지만 여성에게는 임금 변수가 유의하지 않았고, 취업한 남성의 경우 경제적 상태가 더 양호할수록 결혼 가능성이 더 높아지지만 여성의 경우에는 취업 자체는 결혼 가능성을 높이지만 임금이 결혼 가능성에 미치는 추가적인 효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

오지혜·임정재(2016)는 한국노동패널 자료를 이용하여 이산적 위험률 모형의 연속형 형태인 complementary log-log 모형을 이용하여 교육수준과 취업 여부가 결혼 위험률에 미치는 영향을 분석한 결과 남성은 교육수준이 한 단계 증가할 때마다 결혼 가능성이 비례하여 증가한 반면 여성은 뚜렷한 패턴을 보이지 않았다. 또한 남성은 취업한 경우 결혼 가능성이 194.8% 증가하여 결혼에 가장 큰 영향을 미치나 여성은 취업이 결혼 가능성을 27.4% 증가시키는 것으로 나타나 성별에 따라 경제적 변수의 영향 차이가 큰 것으로 나타났다.

이상의 연구 결과를 종합해 보면 남성의 결혼 가능성에는 경제적 변수의 영향력이 크나 여성의 경우 영향력이 작거나 유의미하지 않아 성별에 따라 결혼 결정 요인에 차이가 나타난다는 것을 알 수 있다.

2. 주거비용, 주택 전세가격, 주택매매가격이 결혼에 미치는 영향에 관한 연구

주거비용, 주택전세가격, 주택매매가격 등을 결혼과 연결하여 분석한 연구들도 다양하게 존재한다. 이상호·이상현(2011)은 시·도 패널 자료를 이용하여 주택매매가격지수와 주택전세가격지수가 초혼 건수와 초혼 연령에 미치는 영향을 패널회귀분석을 통해 분석한 결과, 주택매매가격지수와 주택전세가격지수는 초혼 건수에는 음(-)의 영향을, 초혼 연령에는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이태진 외(2016)는 한국노동패널 자료를 이용하여 이산적 위험률 모형으로 청년 가구원의 결혼 가능성을 추정한 결과, 거주 지역의 주택매매가격과 전환 임대료는 결혼 위험률에 음(-)의 영향을, 거주 지역의 주택매매가격과 전환 임대료의 제곱항은 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 주택매매가격과 전환 임대료가 높은 지역일수록 청년의 결혼 위험률은 낮으나

그 영향력이 점차 감소하는 비선형 관계가 존재한다는 결과를 제시하였다.

천현숙 외(2016)는 시도별 집계 자료를 이용하여 패널고정효과 모형을 추정하여 지역의 주택가격 수준이 혼인율에 미치는 영향을 살펴보았다. 추정 결과, 시도 지역의 주택매매가격과 주택전세가격은 모두 혼인율에 음(-)의 영향을 미치며, 매매가 대비 전세가 비율 변수를 모형에 포함한 경우에도 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 시도 단위의 주택가격 변수들이 혼인율에 부정적인 영향을 미친다는 것을 확인하였다.

엄다원·홍경준(2019)은 결혼에 대한 인식의 변화로 과거보다 결혼의 경제적 조건의 중요성이 더욱 커졌기 때문에 경제적 조건에서 가장 큰 비중을 차지하는 주거비 부담을 중점적으로 살펴보았다. 한국노동패널 자료를 이용하여 콕스 비례위험 회귀모형을 추정한 결과, 주거비 부담이 클수록 결혼 위험률은 낮아지는 것으로 나타났다.

주거비용이나 주택매매가격과 결혼의 관계를 분석한 해외 연구들로는 Hughes(2004), Bowmaker and Emerson(2015), Wrenn et al.(2019)의 연구가 대표적이다. Hughes(2004)는 지역 주택가격을 주거비용의 대리 변수로 이용하여 결혼에 대한 이산적 위험률 모형을 추정하였다. 분석 결과, 여성일수록, 과세대상 소득이 많을수록, 교육수준이 높을수록, 결혼의 위험률은 증가하나 지역 주택가격이 높을수록 결혼 위험률은 감소하였다.

Bowmaker and Emerson(2015)은 개인이 결혼을 결정할 때 주택시장 요인을 고려한다는 점에 주목하여 미국의 카운티 단위의 패널 자료를 구축하여 주거비 부담이 혼인율에 미치는 영향을 분석하였다. 주거비 부담을 1인당 소득 대비 카운티의 중위주택가격에 주택자금대출금리를 곱한 값의 비율로 측정하여 고정효과와 패널모형을 추정한 결과, 주거비 부담이 클수록 혼인율이 감소하는 것으로 나타났다. 또한 주거비 부담 변수와 소득 또는 교육수준과의 상호작용항을 추가하여 모형을 추정한 결과 상호작용항은 혼인율을 증가시키는 것으로 나타났는데, 그들은 소득과 교육수준이 높을수록 자산제약이 작아 결혼 시장에서 경쟁력을 갖기 때문이라고 해석하였다. 한편 결혼 시장의 잠재적 크기를 대리하는 거주인구 규모가 클수록 배우자를 찾는 비용을 감소시키기 때문에 혼인율이 증가하는 것으로 추정되었으며, 1인당 소득이 높을수록 독신으로 남

는 것의 매력을 증가시키는 ‘독립 효과’가 작용하여 혼 인율은 감소하는 것으로 나타났다.

Wrenn et al.(2019)은 중국 자료를 이용하여 이산 적 위험률 모형으로 주택 가격과 결혼 시점의 관계를 추정하였다. 중국 관습으로 인한 내생성(결혼이 주택 가격에 미치는 역 인과관계)을 통제하기 위해 주택공 급에 제약을 주는 도시의 지리적 특성(수역범위, 경사 도)을 도구 변수로 이용하여 주택 가격을 추정하였으며,³⁾ 이산적 위험률 모형을 추정한 결과 주택 가격이 상승할수록 결혼 위험률은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 지역의 자가 거주율에 따라 주택 가격이 미치는 영향이 다른지 살펴보고자 자가 거주율이 높은 지역과 낮은 지역을 대상으로 분석한 결과, 자가 거주율이 높 은 도시의 경우 주택 가격은 결혼에 영향을 미치지 않 지만 자가 거주율이 낮은 도시에서는 주택 가격이 결 혼에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

3. 주택점유형태가 결혼에 미치는 영향에 관한 연구

주택점유형태를 결혼과 직접적으로 연결하여 분석 한 국내 연구로는 임보영 외(2018)와 유진성(2020)의 연구가 있다. 임보영 외(2018)는 한국노동패널 18차 (2015년) 자료를 이용하여 지역 주택매매가격이 혼인 상태와 자녀 수에 미치는 영향을 분석하면서 주택점유 형태를 설명변수로 이용하였다. 분석 결과 전세, 자가 거주, 월세 순으로 혼인 상태가 결혼으로 측정될 확률 이 높은 것으로 나타났으나 이러한 결과에 대한 구체적인 설명을 제시하지 않았다.

유진성(2020)은 부동산 정책의 급변으로 인한 주거 안정성의 감소가 결혼에 미치는 영향을 한국노동패널 1차 년도(1998년)부터 21차 년도(2018년) 자료를 이용하여 고정효과 선형확률모형을 추정하였다. 거주형태 (주택점유형태)를 자가, 전세, 월세, 기타 거주형태(사 택, 무상 등)로 세분화하여 분석한 결과, 자가 거주에 비해 전세 및 월세 거주 시 결혼 확률이 각각 4.4%p, 12.3%p 감소했으며, 기타 거주형태에서는 15.6%p 감 소하는 것으로 나타났다. 그러나 유진성(2020)의 연구 에서는 거주형태를 미혼자의 결혼 여부를 측정하는 시 점과 동일한 시점으로 측정하여 분석함으로써 서론에

서 언급한 바와 같이 자가 거주가 미혼에서 결혼으로 의 이행에 미치는 순수한 효과를 측정하는데 한계가 있다.

자가 거주가 결혼에 미치는 영향을 분석한 해외 연구로 는 Eriksen(2010), Grinstein-Weiss et al.(2014), Hu and Wang(2020)이 있다. Eriksen(2010)은 결혼을 하 면 자가 거주 주택이 제공하는 주택서비스에 대한 대 가를 부부가 공동으로 부담함으로써 각 개인은 낮은 비용으로 주택서비스를 소비할 수 있는 규모의 경제 가 존재하기 때문에 자가 거주가 결혼에 긍정적 영향 을 미칠 수 있으나, 한편으로는 경제적 자원이 많을 수록 경제적 독립성을 더 추구하는 ‘독립성 효과’로 인해 자가 거주자의 결혼 확률이 낮을 것이므로 자가 거주가 결혼에 미치는 순 효과는 실증분석을 통해 파악해야 한다고 주장한다. 그는 미국 오클라호마 주 의 Tulsa에서 실시된 저소득층을 대상으로 한 실험계획 (experimental design) 자료를 이용하여 주택구입 등에 사용할 수 있는 저소득층에 대한 보조금 지급 프로그램 (Individual Development Account)이 개인의 결혼 결 정에 미치는 영향을 분석하면서 자가 거주 의 효과를 분석 하였다. 분석 결과, 지급된 보조금으로 주택을 구입한 가 구는 그렇지 않는 가구에 비해 보조금 지급 4년 후에 결혼 상태일 확률이 높은 것으로 나타났다.

Grinstein-Weiss et al.(2014)은 중·저소득계층의 주택구입을 지원하는 미국의 지역사회 지원 프로그램 (Community Advantage Program)에 가입한 응답자 와 이 응답자의 근린지역에 임차로 거주하는 응답자를 표본으로 미혼 응답자가 결혼으로 이행할 확률을 이산 적 위험률 모형으로 추정하였다. 분석 결과 자가 거주하 는 미혼 응답자가 임차 거주하는 미혼 응답자에 비해 결혼에 대한 위험률이 더 작은 것으로 추정되었다.

그들은 이 결과에 대해 세 가지 해석을 제공하였다. 첫째, 자가 거주자는 임차 거주자에 비해 주택 소유를 통해 더 많은 자산을 축적할 수 있으며, 둘째, 주택을 구입하였다는 것(자가 거주)은 주택 구입 이전에 이미 안정적인 소득과 충분한 자산을 보유하고 있다는 것을 의미하므로 결혼으로 경제적 상황을 개선하여 효용을 증가시킬 유인이 작고 또한 효용을 증가시켜 줄 배우 자를 찾기 어렵다는 것이다.

셋째, 자가 거주자는 임차 거주자보다 사회적 자본

3) 중국은 성비 불균형으로 인해 남성이 결혼 전 자가 거주를 통해 결혼 시장의 경쟁력을 상승시키려는 관습이 존재한다. 따라서 결혼 확률이 증가하면 주택 수요가 늘어나 주택 가격이 오르는 역 인과관계에 의한 내생성이 발생할 수 있다.

을 많이 보유하고 있고 이를 이용하여 특화 및 분업에 의한 효용 증가를 달성할 수 있기 때문에 결혼 가능성이 낮아진다. 예를 들면, 결혼 후 비교우위에 따른 특화 및 분업은 개인의 효율성을 높여 효용을 높이는데, 남성 배우자의 임금이 여성 배우자의 임금보다 높다면 남성 배우자는 근로활동에, 여성 배우자는 가사활동에 집중하여 효용을 증가시킨다. 그런데 자가 거주자는 사회적 자본을 통해 더 나은 일자리 등을 소개받는 방식으로 특화 및 분업의 효과를 달성할 수 있기 때문에 결혼으로 효용을 증가시키려는 유인이 작아진다.

Wei et al.(2017), Foye et al.(2018)은 자가 거주자 지위재(positional good)의 성격을 가지고 있다고 보았다. 특히 Wei et al.(2017)은 대부분의 가구에서 주택자산은 단일 자산으로는 총자산에서 차지하는 비율이 가장 높을 뿐 아니라 주택 소유 여부나 주택의 가치는 다른 지위재에 비해 상대적으로 쉽게 파악할 수 있기 때문에 결혼시장에서 개인의 경제적 능력을 대변할 수 있는 핵심 요인이라고 주장한다. Hu and Wang(2020)은 자기 집을 갖고 있다는 것을 높이 평가하는 중국의 정서와 남·여성 비율의 불균형성 증가 추세에서 자가 거주자는 결혼시장에서 개인의 경제력을 높일 수 있기 때문에 중국에서는 자가 거주가 결혼에 긍정적인 영향을 미친다는 가설을 중국의 패널조사 자료를 이용하여 검정하였다. 이러한 결과는 표본을 미혼자로 제한하여 나타나는 표본선택 편익의 문제, 자료를 통해 관찰되지 않은 개별적 특성의 영향, 종속변수와 설명변수간의 비선형성 등을 고려하였을 때에도 강건한 것으로 나타났다.

자가 거주가 결혼 결정에 미치는 해외 연구들을 살펴보면 자가 거주자의 내생성 문제와 표본선택 편익의 문제가 여러 형태로 통제되고 있다는 것을 파악할 수 있다. Eriksen(2010)의 연구에서는 실험계획 자료를 이용함으로써 표본선택 편익의 문제를 배제할 수 있었으며, 보조금을 지급받은 저소득층의 주택구입 시점(자가 거주 시점)이 관찰되지 않으므로 자가 거주 확률을 추정하고 그 결과를 결혼 상태 추정식에 반영하는 도구변수 기법을 이용하여 자가 거주가 결혼 상태에 미치는 영향을 추정하였다.

Grinstein-Weiss et al.(2014)의 연구에서는 성향

점수 매칭 방법을 이용하여 표본을 구성하고 미혼 응답자의 결혼으로의 이행 확률에 대한 이산적 위험률 모형을 추정하여 표본선택 편익의 문제를 해결하였고, 결혼으로의 이행 시점 직전 연도의 자가 거주를 이용함으로써 자가 거주자의 내생성 문제를 통제하였다. 한편 Hu and Wang(2020)의 연구에서는 미혼자의 결혼이 관찰된 시점 2년 전의 주택점유형태를 이용하여 자가 거주 변수를 측정함으로써 자가 거주자의 내생성 문제를 통제하였으며, 표본선택 편익을 반영한 이변량 프로빗 모형을 추정하여 분석 결과에 표본선택 편익의 문제가 존재하는지를 검정하였다.

본 연구에서는 자가 거주자의 내생성 문제를 통제하기 위해 Hu and Wang(2020)의 접근 방법을 토대로 미혼에서 결혼으로의 이행 시점 2년 전의 자가 거주 변수를 이용하였으며, 표본선택 편익을 고려한 이변량 프로빗 모형을 추정함으로써 미혼자만을 표본에 이용함으로써 발생할 수 있는 표본선택 편익의 문제를 통제하였다.

III. 실증분석모형 및 자료

1. 실증분석모형

일반적으로 특정 시점에서 미혼상태인 응답자의 결혼으로의 이행 확률을 추정하기 위해서는 일부 선행 연구에서와 같이 분석 출발 년도에 미혼 상태인 개인을 선정하고 다음 년도부터 동일 개인의 결혼 여부를 지속적으로 파악하여 결혼의 위험률을 추정하는 이산적 위험률 모형이 유용할 수 있다. 그런데 본 연구에서와 같이 미혼 상태의 개인이 아닌 미혼 가구주를 관찰 단위로 하였을 때에는 분석 자료를 통해 이산적 위험률 모형을 추정할 만큼 충분한 관찰치 수를 확보하기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 아래와 같이 실증분석모형을 설정하기로 한다.⁴⁾

$t-1$ 시점에 미혼인 가구주 i 가 t 시점에서의 결혼을 할 때 얻는 순편익을 의미하는 잠재변수를 y_{it}^* 라 하자. 그리고 y_{it}^* 는 자가 거주 여부를 포함하여 $t-1$ 시점에서 미혼 가구주가 처해 있는 조건에 의해 영향을 받는

4) 본 연구의 실증분석에서는 한국노동패널 14차년도(2011년)부터 22차년도(2019년)까지의 자료를 이용하는데 2011년에 미혼 상태인 가구주는 380명이었었다. 이 중 가구주의 결혼이 관찰되는 시점까지 자료가 지속적으로 존재하거나 또는 2019년까지 지속적으로 미혼 상태로 관찰되는 가구주는 90명이었으며, 이를 통해 이산적 위험률 모형에 사용할 수 있는 관찰치의 수(가구주-연도 관찰치 수)는 263개에 불과하였다.

다고 가정하자.

$$y_{1it}^* = x'_{it-1}\alpha + \beta h_{it-2} + e_{1it} \quad (1)$$

식 (1)에서 h_{it-2} 은 $t-2$ 시점에서의 자가 거주 여부를 나타내는 변수이며 식 (1) 추정 시 발생할 수 있는 자가 거주 내생성 문제를 통제하기 위해 결혼이 관찰되는 시점(t)의 2기전 값을 이용한다. h_{it-2} 은 자가 거주이면 1, 아니면 0으로 측정된다. β 는 자가 거주 변수에 대한 추정계수이다. x_{it-1} 은 자가 거주 이외에 미혼 가구주가 결혼을 통해 얻는 순편익에 영향을 주는 변수 벡터이며 α 는 이에 대한 추정계수 벡터이다.

식 (1)은 일반량 프로빗 모형으로 추정할 수 있으며 이를 통해 추정계수 벡터 β 와 α 를 구할 수 있다. 그런데 미혼 가구주 표본만을 이용하여 식 (1)을 추정하면 표본선택 편이 문제가 발생할 수 있다. 왜냐하면 $t-1$ 시점에서의 표본은 가구주의 결정에 의해 미혼을 선택한 표본만으로 구성됨으로써 무작위 표본이 아니므로 모집단을 대표할 수 없기 때문이다. 따라서 이러한 표본선택 편이 문제를 해결하기 위해서는 가구주가 $t-1$ 시점에 미혼 상태일 확률을 분석에 반영해야 한다.

$t-1$ 시점에 가구 i 의 미혼 상태 여부에 대한 잠재변수를 y_{2it-1}^* 라고 하면

$$y_{2it-1}^* = z'_{it-2}\gamma + e_{2it-1} \quad (2)$$

식 (2)에서 z_{it-2} 은 $t-1$ 시점에 가구주의 미혼 결정에 영향을 주는 변수 벡터이며 γ 는 이에 대한 추정계수 벡터이다. 식 (1)과 (2)의 오차항 e_{1it} 과 e_{2it-1} 은 평균이 0이며 분산은 1인 표준정규분포를 따르는 것으로 가정한다. 그리고 오차항 e_{1it} 과 e_{2it-1} 은 이변량 표준정규분포를 가지고 있다고 가정하며 두 오차항 사이의 상관계수는 ρ 이다.

식 (1)과 (2)에서 y_{1it}^* 와 y_{2it-1}^* 는 잠재변수로서 자료를 통해 관찰되지 않으며, 미혼 가구주가 t 시점에서 결혼을 하면 y_{1it}^* 는 1, 아니면 0으로 관찰되며, $t-1$ 시점에 가구주가 미혼 상태이면 y_{2it-1}^* 는 1, 아니면 0으로 관찰된다. 만일 y_{2it-1} 이 0으로 관찰되면 가구 i 의 $t-1$ 시점 혼인 상태가 미혼이 아니기 때문에 가구 i 의 t 시점의 혼인 상태를 나타내는 y_{1it} 는 분석에서 의미없

는 정보가 된다.

표본선택을 고려한 이변량 프로빗 모형 추정 시 표본은 다음과 같은 세 가지 유형으로 구분된다. $\Phi(\cdot)$ 을 일반량 표준정규누적확률함수, $\Phi_2(\cdot)$ 을 이변량 표준정규누적확률함수라 하고, 표현의 편의상 개별 가구주를 의미하는 i 를 생략하면

$$y_{2t-1} = 0 \text{인 경우} \\ P(y_{2t-1} = 0) = \Phi(-z'_{t-2}\gamma), \quad (3)$$

$$y_{2t-1} = 1, y_{1t} = 0 \text{인 경우} \\ P(y_{2t-1} = 1, y_{1t} = 0) = \Phi_2(z'_{t-2}\gamma, -x'_{t-1}\alpha - \beta h_{t-2}, -\rho), \quad (4)$$

$$y_{2t-1} = 1, y_{1t} = 1 \text{인 경우} \\ P(y_{2t-1} = 1, y_{1t} = 1) = \Phi_2(z'_{t-2}\gamma, x'_{t-1}\alpha + \beta h_{t-2}, \rho) \quad (5)$$

이에 대한 로그우도함수는 아래 식 (6)과 같으며, 최우추정법을 이용하여 식 (6)을 극대화하는 추정계수 $(\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 와 상관계수의 추정치($\hat{\rho}$)를 구할 수 있다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N [y_{2it-1}y_{1it}\ln\Phi_2(z'_{it-2}\gamma, x'_{it-1}\alpha + \beta h_{it-2}, \rho) + y_{2it-1}(1-y_{1it})\ln\Phi_2(z'_{it-2}\gamma, -x'_{it-1}\alpha - \beta h_{it-2}, -\rho) + (1-y_{2it-1})\ln\Phi(-z'_{it-2}\gamma)] \quad (6)$$

2. 자료 및 변수 측정

자가 거주가 미혼 가구주의 결혼 결정에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 개인의 혼인 상태를 추적하는 패널 자료가 필수적이다. 본 연구에서는 우리나라 대표적 가구패널인 한국노동연구원의 한국노동패널조사 14차 년도(2011년)부터 22차 년도(2019년)까지의 개인 및 가구조사 자료를 이용하였다. 본 연구의 분석대상자는 $t-1$ 시점에 미혼이면서 잠재적 초혼 연령대인 만 20세 이상 만 45세 이하인 가구주로 선정하였으며, 식 (1)과 (2)를 동시에 추정하기 위해서는 한 표본 당 3개 시점

($t-2$, $t-1$, t 시점)의 자료가 필요하므로 자료를 3개년 씩 측정하여 통합(merge)하는 방식으로 구축하였다.

1) 식 (1)의 종속변수와 설명변수

식 (1)의 종속변수(y_{it})는 $t-1$ 시점에 미혼이면서 연령이 만 20세 이상 만 45세 이하인 가구주의 t 시점 혼인 상태를 확인하여 결혼으로 관찰되면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하였다. 예를 들면 2012년에 미혼이면서 연령이 만 20세 이상 만 45세 이하인 가구주가 2013년에 결혼을 하였으면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 가구주의 2013년 혼인 상태에 영향을 미치는 설명변수(인구학적, 경제적, 주거특성 등)는 2012년($t-1$ 시점)의 측정값을 이용하였다.

본 연구의 핵심 설명변수는 자가 거주 여부(h_{it-2})이다. 자가 거주 여부는 한국노동패널 자료에서 관찰되는 주택점유형태를 자가와 임차로 구분하여 자가 거주이면 1, 임차이면 0으로 측정하여 추정에 이용하였다. 이 과정에서 자가와 임차 여부를 보다 명확하게 측정하기 위해 주택점유형태를 기타로 응답하거나 무응답한 가구, 주택점유형태가 자가이나 주택가격을 0으로 응답하거나 무응답 한 경우, 주택점유형태가 전세, 보증부월세, 또는 월세이나 해당 보증금이나 월세를 0으로 응답하거나 무응답 한 가구는 분석에서 제외하였다. 또한 거주 주택의 종류가 일반적이지 않은 상가주택이나 기타로 응답한 가구도 분석에서 제외하였으며, $t-1$ 시점에서 가구주가 미혼으로 측정되었으나 배우자 또는 배우자의 가족(조부모, 부모 등)과 동거하고 있다고 응답한 가구도 분석에서 제외하였다.

기타 설명변수(x_{it-1})는 가구주의 인구학적 특성과 경제적 특성, 주택시장 특성 및 거주 지역 특성 등으로 나누어진다. 인구학적 특성으로 가구주 성별(남성=1), 가구주 연령, 가구주 교육수준(대학교 이상=1)을 고려하였다. 가구주 연령은 20대, 30대, 40대로 구분하여 더미변수를 생성하고 40대를 기준 더미변수로 이용하였다.

경제적 특성으로 가구주의 잠재 근로소득과 주된 일자리의 지위를 포함했다.⁵⁾ 가구주 잠재 근로소득은 2011년부터 2018년까지의 자료를 이용하여 가구주를

성별로 구분하고, 각 성별 가구주의 근로소득을 종속변수로, 가구주 연령, 연령제곱, 교육수준(중학교 이하, 고등학교, 전문대 및 대학교, 대학원), 가구주의 건강상태(매우 나쁨 = 1), 가구주 육체적 활동 제약 상태(제약 있음 = 1), 거주 지역(광역시자치단체) 더미, 시점(연도) 더미 변수를 설명변수로 이용하여 토빗모형을 추정한 후 그 예측치를 소비자물가지수를 사용하여 2019년 기준 실질 소득으로 환산하였다. 주된 일자리의 지위는 가구주가 주된 일자리에 정규직 취업 상태이면 1, 아니면 0으로 측정하였다.

많은 선행 연구에서 주거비용이 결혼과 밀접한 관계가 있다는 결과를 제시하고 있다. 따라서 주택시장 특성으로 거주 지역의 주택의 실질 평균 주택 전세가격과 과거 1년 동안의 실질 전세가격 변화율을 이용하였다. 거주 지역의 실질 평균 주택 전세가격은 KB국민은행에서 발간한 월간 KB주택가격동향 자료의 지역별(광역시자치단체 기준) m²당 평균 주택 전세가격에 소비자물가지수를 사용하여 2019년 기준 실질가격으로 환산하여 측정하였으며, 실질 전세가격 변화율은 지역별 전세가격 지수의 과거 1년간 변화율을 구한 후 1년 동안의 물가 상승률을 차감하여 구하였다. 거주 지역의 실질 평균 주택 전세가격이 다른 지역에 비해 상대적으로 높을수록, 실질 전세가격 변화율이 높을수록 미혼 가구주의 결혼에 부정적 영향을 미칠 것으로 생각된다.

Keeley(1977)와 Bowmaker and Emerson(2015)은 도시규모가 결혼 결정에 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 인구밀도가 높은 대도시에서는 다양한 잠재적 배우자가 존재하기 때문에 배우자를 찾는 탐색비용이 감소하여 결혼 결정에 긍정적 영향을 줄 수 있는 반면, 잠재적 배우자의 개인 특성이 다양하기 때문에 오히려 배우자를 찾는 탐색기간이 늘어날 수 있어 결혼 결정에 부정적 영향을 미칠 수도 있다. 이러한 도시 규모가 결혼에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구에서는 거주 지역을 수도권, 비수도권 광역시, 기타 지방으로 구분하여 더미 변수를 생성하고 기타 지방을 기준변수로 이용하였다.⁶⁾

한편 부모와의 동거 여부 변수를 설명변수로 이용하

5) 순자산 변수도 설명변수로 고려하였으나 자가 거주와 매우 높은 상관성을 보이고 있어 설명변수에서 제외하였다. $t-2$ 시점에서 자가 거주한 미혼 가구주의 평균 순자산은 1억 8천 4백만 원인 반면 임차 거주한 미혼 가구주의 평균 순자산은 4천 5백만 원이었다.

6) 거주 지역 변수를 광역자치단체 기준으로 세분화할 수 있으나 이 경우 광역자치단체별 미혼 가구주의 수가 매우 적은 광역자치단체가 존재하여 추정이 원활하게 이루어지지 않는 문제가 있었으며, 또한 광역자치단체별로 측정된 평균 주택 전세가격과 전세가격 변화율과 거주 지역 더미 변수 사이에 공선성이 존재한다. 따라서 본 연구에서는 광역자치단체 기준 더미 대신 수도권, 비수도권 광역시, 기타 지방으로 나누어 더미 변수를 생성하였다.

였다. 가구 생계의 많은 부분을 책임지고 있는 미혼 가구주가 부모와 동거하는 경우는 그렇지 않은 경우에 비해 부모에 대한 부양, 결혼을 통한 새로운 거주지의 이동 등 다양한 제약조건이 존재하기 때문에 결혼 확률이 낮을 것으로 예상된다. 마지막으로 가구주의 미혼 상태가 관찰되는 시점(t)에 대한 더미 변수를 추가하였다.

2) 식 (2)의 종속변수와 설명변수

가구주가 $t-1$ 시점에서 미혼인 표본만을 이용하여 t 시점의 결혼 여부를 추정하므로 표본선택 편익 문제를 분석에 반영하기 위해 식 (2)에서와 같이 $t-1$ 시점에 가구주가 미혼 상태일 확률이 동시에 추정되어야 한다, 식 (2)의 종속변수(y_{2it-1})는 $t-1$ 시점에 가구주가 미혼 상태이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 그리고 $t-1$ 시점에 가구주의 미혼상태 여부에 영향을 주는 설명변수들(z_{it-2})은 식 (1) 추정 시 이용한 자가 거주 여부를 제외한 설명변수들의 $t-2$ 시점 값을 이용하였다. 이상과 같이 식 (1)과 식 (2)를 동시에 추정하기 위해서는 3개년의 자료가 필요하며, 가구주별로 3개년 모두 관찰되는 자료만 분석에 이용하였다.

3. 기초통계량

<표 1>은 본 연구에 이용된 총 11,170 가구주 표본에 대한 연도별 분포를 보여준다. 분석 대상 가구주는 연도별로 고르게 분포되어 있으며, $t-1$ 시점에 미혼 가구주는 1,732명으로 전체 표본의 15.5%를 차지한다. $t-1$ 시점에서 미혼인 가구주(1,732명) 중 t 시점에서 결혼한 것으로 관찰된 경우는 7.9%(137명)였다.

<표 2>는 $t-2$ 시점에서의 미혼 가구주의 주택점유 형태별로 t 시점에서 관측된 혼인 상태를 보여준다. 전체 표본에서는 $t-2$ 시점에서 자가 거주하는 미혼 가구주가 t 시점에서 결혼으로 관찰되는 비율이 10.13%인 반면 $t-2$ 시점에서 임차 거주한 미혼 가구주가 t 시점에서 결혼으로 관찰되는 비율은 7.43%로 $t-2$ 시점에서 임차로 거주할 때에 비해 자가로 거주할 때 t 시점에서 결혼으로 관찰되는 비율이 높다.

<표 1> 표본 수

연도($t-1$)	총 표본	미혼가구주 표본	연도(t)	
			미혼	결혼
2012	1,664	252	230	22
2013	1,617	241	224	17
2014	1,610	250	232	18
2015	1,566	246	221	25
2016	1,606	246	226	20
2017	1,575	248	230	18
2018	1,532	249	232	17
합계	11,170	1,732	1,595	137

이를 남성 가구주와 여성 가구주 표본으로 나누어 살펴보면 남성 가구주 표본에서는 $t-2$ 시점에서 자가 거주할 경우 t 시점에서 결혼으로 관찰되는 비율은 11.42%로 임차 거주 시 결혼으로 관찰되는 비율(6.70%)보다 높으나, 여성 가구주 표본에서는 $t-2$ 시점에서 자가 거주하는 미혼 가구주가 t 시점에서 결혼으로 관찰되는 비율(6.90%)이 임차 거주 시 결혼으로 관찰되는 비율(8.72%)보다 낮은 것으로 나타났다.

<표 2> $t-2$ 시점 주택점유형태별 t 시점 혼인 상태

t 시점 $t-2$ 시점		미혼		결혼		합계
		표본 수	비율 (%)	표본 수	비율 (%)	
전체 표본	자가	275	89.87	31	10.13	306
	임차	1,320	92.57	106	7.43	1,426
남성 가구주	자가	194	88.58	25	11.42	219
	임차	849	93.30	61	6.70	910
여성 가구주	자가	81	93.10	6	6.90	87
	임차	471	91.28	45	8.72	516

<표 3>은 t 시점에서의 결혼 결정에 대한 설명변수의 기초통계량을 보여준다.⁷⁾ $t-1$ 시점에 미혼인 가구주 중 t 시점에서 결혼으로 관찰된 표본에서는 $t-2$ 시점의 자가 거주 비율이 높았으며, 가구주가 남성인 비율은 t 시점에 미혼으로 관찰된 표본에서 약간 높았다. 가구주 연령대 분포를 보면 t 시점에 결혼으로 관찰된 표본의 30대 비율이 미혼으로 관찰된 표본보다 높았

7) $t-1$ 시점의 가구주 혼인 상태(미혼, 미혼 외)별로 $t-2$ 시점에서 관찰된 설명변수의 평균과 표준 편차는 부록 <표 A-1>에 제시하였다. 미혼 외 혼인 상태는 결혼, 별거, 이혼, 사별 등으로 구분되는데 미혼 외 혼인 상태의 대부분은 결혼으로 관찰된다. 가구주의 혼인 상태가 미혼 외로 관찰되는 가구는 9,286 가구이며 이 중 94.1%(8,740 가구)의 가구주 혼인 상태는 결혼이었다.

<표 3> 설명변수 기초통계량 (전체 표본)

		전체		미혼(<i>t</i> 시점)		결혼(<i>t</i> 시점)	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
주택점유형태(자가=1)		0.177	0.382	0.172	0.378	0.226	0.420
가구주 성별(남성=1)		0.652	0.477	0.654	0.476	0.628	0.485
가구주 연령	20대	0.236	0.425	0.234	0.423	0.263	0.442
	30대	0.514	0.500	0.503	0.500	0.642	0.481
	40대	0.249	0.433	0.263	0.440	0.095	0.294
가구주 교육수준(대학교 이상=1)		0.416	0.493	0.409	0.492	0.504	0.502
가구주 취업상태(정규직 = 1)		0.550	0.498	0.537	0.499	0.701	0.460
실질 잠재 근로소득(천만원)		3.199	1.089	3.200	1.084	3.196	1.149
실질 주택 전세가격(만원/m ²)		236.345	101.744	237.601	102.270	221.719	94.529
실질 전세가격 변화율(%)		2.080	2.890	2.097	2.894	1.882	2.842
부모 동거 여부(동거=1)		0.058	0.233	0.058	0.234	0.051	0.221
거주 지역	수도권	0.510	0.500	0.512	0.500	0.496	0.502
	비수도권 광역시	0.213	0.410	0.215	0.411	0.190	0.394
	기타 지방	0.277	0.447	0.273	0.446	0.314	0.466
표본 수		1,732		1,595		137	

주: 1) 주택점유형태(자가 = 1)는 *t*-2시점에서 측정하며 기타 변수는 *t*-1시점에서 측정함.

2) 시점 더미 변수에 대한 기초통계량은 표에서 생략함.

며, 40대 비율은 결혼으로 관찰된 표본보다 미혼으로 관찰된 표본이 더 높았다. 그리고 가구주가 대학교 이상의 교육수준을 가지고 있는 비율은 *t*시점에서 결혼으로 관찰된 표본에서 약간 높았다.

*t*시점에서 미혼으로 관찰된 표본에 비해 결혼으로 관찰된 표본에서 정규직 취업 비율이 높았다. 미혼 가구주가 상대적으로 양호한 직업을 가지고 있을수록 결혼 가능성이 높다는 것을 보여 준다. 실질 잠재 근로소득의 평균은 미혼 또는 결혼으로 관찰된 표본 사이에 큰 차이가 없었으며, 미혼으로 관찰된 표본이 거주하는 지역의 실질 전세가격의 평균은 결혼으로 관찰된 표본이 거주하는 지역의 평균 전세가격보다 높았다. 실질 전세가격 변화율의 평균도 동일한 방향으로 나타났다.

*t*시점에서 결혼으로 관찰된 표본보다 미혼으로 관찰된 표본에서 *t*-1시점에서 부모와 동거한 미혼 가구주 비율이 약간 높았다. 그리고 결혼으로 관찰된 표본에 비해 미혼으로 관찰된 표본에서 *t*-1시점에서 수도권이나 비수도권 광역시 등 대도시에서 거주하는 비율이 높았다.

<표 4>는 *t*-1시점에서 미혼인 가구주가 *t*시점에서

의 결혼 결정에 영향을 주는 변수들을 가구주의 성별에 따라 구분한 것이다.⁸⁾ 먼저 미혼 가구주를 남성 가구주와 여성 가구주로 나누어 모형을 추정하는 것이 적절한지를 파악하기 위해 가구주 성별로 설명변수 평균의 차이를 검정하였다. *t*-검정 결과 실질 주택전세가격과 실질 전세가격 변화율 변수를 제외한 나머지 설명변수 평균에는 유의한 차이가 존재하였다. 실질 주택전세가격과 실질 전세가격 변화율 변수의 평균이 가구주 성별에 따라 유의할만한 차이가 나지 않는 것은 이 변수들을 지역(광역자치단체)별로 측정하였기 때문으로 생각된다.

남성 가구주는 *t*-2시점에서 자가 거주한 경우 그렇지 않은 경우에 비해 *t*시점에서 결혼으로 관찰된 비율이 높았으나 여성 가구주는 *t*시점에서 미혼으로 관찰된 비율이 높게 나타났다. 가구주 연령대를 보면 남성 가구주의 경우 40대에 비해 30대에서 결혼으로 관찰된 비율이 높았으며, 여성 가구주의 경우에는 40대에 비해 20대와 30대에 결혼으로 관찰된 비율이 높았다.

남성 가구주 표본에서는 결혼으로 관찰된 집단에서 가구주 교육수준과 정규직 비율이 높았으나, 여성 가

8) 가구주의 성별에 따라 *t*-1시점의 가구주 혼인 상태(미혼, 미혼 외)별로 *t*-2시점에서 관찰된 설명변수의 평균은 부록 <표 A-2>에 제시하였다.

<표 4> 기초통계량 (가구주 성별/결혼 여부별 평균)

		남성 가구주			여성 가구주			(A)-(B) t-검정
		전체 (A)	미혼(<i>t</i> 시점)	결혼(<i>t</i> 시점)	전체 (B)	미혼(<i>t</i> 시점)	결혼(<i>t</i> 시점)	
주택점유형태(자가=1)		0.194	0.186	0.291	0.144	0.147	0.118	***
가구주 연령	20대	0.166	0.166	0.163	0.368	0.362	0.431	***
	30대	0.563	0.551	0.709	0.423	0.413	0.529	***
	40대	0.271	0.283	0.128	0.209	0.225	0.039	***
가구주 교육수준(대학교 이상 = 1)		0.390	0.380	0.512	0.466	0.464	0.490	***
가구주 취업상태(정규직 = 1)		0.524	0.503	0.779	0.597	0.600	0.569	***
실질 잠재 근로소득(천만원)		3.843	3.835	3.936	1.994	1.998	1.949	***
실질 주택 전세가격(만원/m ²)		237.329	238.650	221.301	234.503	235.619	222.424	
실질 전세가격 변화율(%)		2.127	2.151	1.830	1.993	1.996	1.970	
부모 동거 여부(동거=1)		0.073	0.073	0.070	0.030	0.031	0.020	***
거주 지역	수도권	0.537	0.541	0.488	0.461	0.457	0.510	***
	비수도권 광역시	0.199	0.199	0.198	0.239	0.245	0.176	**
	기타 지방	0.264	0.260	0.314	0.300	0.299	0.314	
표본 수		1,129	1,043	86	603	552	51	

주: 1) 주택점유형태(자가 = 1)는 *t*-2시점에서 측정하며 기타 변수는 *t*-1시점에서 측정함.

2) 시점 더미 변수에 대한 기초통계량은 표에서 생략함.

3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

가구주 표본에서는 큰 차이가 없었다. 두 성별 표본에서 미혼 가구주의 실질 잠재 근로소득은 미혼, 결혼 여부에 따라 큰 차이가 없었으나, 실질 주택 전세가격 평균과 실질 전세가격 변화율의 평균은 결혼으로 관찰된 집단에 비해 미혼으로 관찰된 집단에서 높았다. 부모와 같이 거주하는 비율은 미혼으로 관찰된 집단에서 약간 높았으며, 남성 가구주 표본에서는 미혼으로 관찰된 집단의 수도권 거주 비율이 높았으나, 여성 가구주 표본에서는 결혼으로 관찰된 집단의 수도권 거주 비율이 높았다.

IV. 추정 결과 및 해석

1. 추정 결과

<표 5>는 전체 표본을 대상으로 *t*-1시점에서 미혼인 가구주가 *t*시점에서 결혼할 확률에 대해 표본선택 편의 문제를 고려하지 않는 일변량 프로빗 모형과 이

를 고려한 이변량 프로빗 모형으로 추정한 결과이다.⁹⁾ 표본선택 편의 존재 여부는 상관계수(ρ) 추정치에 대한 Wald χ^2 검정 통계량을 통해 검정할 수 있다. Wald χ^2 검정 통계량 값은 4.87로 유의수준 5%에서 유의하였다. 이를 통해 표본선택을 고려하지 않는 일변량 프로빗 모형의 추정 결과에는 표본선택 편의 문제가 존재하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 따라서 아래에서는 이변량 프로빗 모형 추정 결과를 이용하여 미혼 가구주의 결혼 결정에 미치는 영향 요인들을 해석하기로 한다.

추정 결과를 살펴보면 자가 거주에 대한 추정계수가 양(+)으로 유의수준 10%에서 유의하여 자가 거주는 임차 거주에 비해 미혼 가구주의 결혼 확률을 높이는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Eriksen(2010), Hu and Wang(2020), 유진성(2020)의 연구 결과와 동일하다. 자기 집을 가지고 있어 이미 충분한 경제력을 갖춘 미혼자가 미혼 상태보다 효용을 더 증대시킬 수 있는 새로운 배우자를 찾기 어렵기 때문에 결혼 확률이 낮을 것이라는 Grinstein-Weiss et al.(2014)의 주장과는 달리 자기 집을 가지고 있음으로써 결혼 시장에서 본인의

9) 이변량 프로빗 모형 중 *t*-1시점에서의 미혼 여부에 대한 추정 결과는 부록의 <표 A-3>에 제시되어 있다.

<표 5> 추정 결과 1 (전체 표본)

변수		일반량 프로빗		표본선택 이변량 프로빗	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항		-1.790 ***	-5.81	-1.331 ***	-3.50
주택점유형태(자가=1)		0.214 *	1.68	0.216 *	1.79
가구주 성별(남성=1)		-0.145	-0.80	-0.269	-1.41
가구주 연령	20대	0.598 ***	3.32	0.230	0.92
	30대	0.615 ***	4.12	0.492 ***	2.99
가구주 교육수준(대학교 이상=1)		0.123	1.27	0.068	0.68
가구주 취업상태(정규직 = 1)		0.274 ***	2.93	0.281 ***	3.01
실질 잠재 근로소득		0.055	0.62	0.188 *	1.80
실질 주택 전세가격		-0.002 **	-2.27	-0.002 **	-2.42
실질 전세가격 변화율		-0.048 *	-1.92	-0.050 **	-2.02
부모 동거 여부(동거=1)		-0.100	-0.51	-0.311	-1.46
거주 지역	수도권	0.337 *	1.79	0.363 *	1.90
	비수도권 광역시	-0.056	-0.42	-0.067	-0.49
ρ		-	-	-0.382 **	-2.45
표본선택 편의 검정 통계량(χ^2)		-	-	4.87 (p-val = 0.027)	
Log Likelihood		-451.12		-4433.96	
표본 수		1,732		1,732 (11,170)	

- 주: 1) 주택점유형태(자가 = 1)는 t-2시점에서 측정한 값을 이용하였음.
 2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으며 추정계수는 표에서 생략하였음.
 3) t-값은 개인고유번호(pid)를 적용하여 측정한 강건표준오차를 이용하여 계산함.
 4) 표본선택 이변량 프로빗 모형 중 표본선택(미혼 가구주) 관련 추정에는 11,170개의 표본이 이용됨.
 5) * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

경쟁력을 높일 수 있기 때문에 임차 거주하는 미혼자에 비해 결혼 확률이 높을 것이라는 Hu and Wang(2020)의 주장이 우리나라 미혼 가구주에게는 더 타당하다고 할 수 있다. 또한 Eriksen(2010)이 제시한 바와 같이 소유한 주택이 창출하는 주거서비스 비용을 결혼을 통해 배우자와 분담함으로써 결혼이 규모의 경제를 제공할 수 있다는 긍정적 효과와 주택 소유로 축적된 자산이 경제적 독립성을 유발함으로써 결혼 가능성이 낮다는 부정적 효과 중 전자의 영향이 더 컸을 것으로 생각된다.

연령이 40대인 미혼 가구주에 비해 30대인 미혼 가구주의 결혼 확률이 높았으며, 가구주 취업상태가 정규직인 경우 미취업이나 비정규직 취업 상태에 비해 결혼 확률이 높았다. 실질 잠재 근로소득은 미혼 가구주의 결혼 확률에 긍정적 영향을 미치는 것으로 추정

되었다. 소득창출능력이 높을수록 결혼 이후에 요구되는 다양한 형태의 경제적 부담을 감당할 수 있기 때문으로 판단된다. 그러나 가구주 성별과 교육수준은 미혼 가구주의 결혼 결정에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다.

거주 지역의 실질 전세가격과 실질 전세가격 변화율은 미혼 가구주의 결혼 확률에 부정적인 영향을 주는 것으로 추정되었다. 주거비용 또는 주거비 부담이 결혼에 부정적인 영향을 준다는 선행 연구들과 동일한 결과이다.¹⁰⁾

많은 선행 연구에서는 잠재적 결혼 대상자의 인적, 경제적 특성이 결혼에 미치는 영향이 잠재적 결혼 대상자의 성별에 따라 다르다는 결과를 제시하고 있다. 또한 자가 거주 여부가 미혼 가구주의 결혼 결정에 미치는 영향도 미혼 가구주의 성별에 따라 다르게 나타

10) 실질 주택 전세가격이나 실질 전세가격 변화율이 높은 지역에서 자가 거주 효과의 효과가 더 클 것이라는 가설을 검정하기 위해 자가 거주 변수와 실질 주택 전세가격 또는 실질 전세가격 변화율의 상호작용항을 추가하여 모형을 추정해 보았으나 상호작용항의 추정계수는 유의하지 않았다.

<표 6> 추정 결과 2 (가구주 성별 표본)

변수		남성 가구주				여성 가구주			
		일반량 프로빗		표본선택 이변량 프로빗		일반량 프로빗		표본선택 이변량 프로빗	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항		-1.912 ***	-3.86	-1.662 ***	-3.18	-1.672 **	-2.54	-0.990	-2.54
주택점유형태(자가=1)		0.243	1.62	0.243 *	1.75	0.140	0.51	0.154	0.51
가구주 연령	20대	0.416 *	1.73	0.061	0.21	0.895 ***	2.70	0.478	1.03
	30대	0.454 ***	2.68	0.329 *	1.82	0.911 ***	2.93	0.762 **	2.21
가구주 교육수준(대학교 이상=1)		0.151	1.19	0.074	0.58	0.093	0.59	0.078	0.46
가구주 취업상태(정규직 = 1)		0.485 ***	3.90	0.533 ***	4.39	-0.051	-0.35	-0.145	-0.89
실질 잠재 근로소득		0.079	0.78	0.263 **	2.16	-0.117	-0.45	-0.109	-0.42
실질 주택 전세가격		-0.001	-0.95	-0.001	-1.02	-0.004 ***	-2.59	-0.004 ***	-2.87
실질 전세가격 변화율		-0.085 **	-2.52	-0.085 ***	-2.65	0.006	0.16	0.004	0.11
부모 동거 여부(동거=1)		-0.141	-0.67	-0.387 *	-1.68	-0.157	-0.27	-0.360	-0.64
거주 지역	수도권	0.132	0.53	0.094	0.38	0.730 **	2.29	0.925 ***	2.68
	비수도권 광역시	-0.039	-0.23	-0.059	-0.35	-0.021	-0.09	-0.016	-0.07
ρ		-	-	-0.437 **	2.38	-	-	-0.369	1.61
표본선택 편이 검정 통계량(χ^2)		-		4.25 (p-val.=0.039)		-		2.13 (p-val.=0.144)	
Log Likelihood		-277.41		-3169.39		-163.21		-1102.87	
표본 수		1,129		1,129 (9,207)		603		603 (1,963)	

주: 1) 주택점유형태(자가 = 1)는 t-2시점에서 측정한 값을 이용하였음.

2) 연도 더미를 추가하여 추정하였으며 추정계수는 표에서 생략하였음.

3) t-값은 개인고유번호(pid)를 적용하여 측정한 강건표준오차를 이용하여 계산함.

4) 표본선택 이변량 프로빗 모형 중 표본선택(미혼 가구주) 관련 추정에는 남성 가구주 표본에서는 9,207개의 표본, 여성 가구주 표본에서는 1,963개의 표본이 이용됨.

5) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

날 것으로 생각된다. 따라서 본 연구에서도 표본을 남성 가구주와 여성 가구주로 나누어 동일한 모형을 추정하였다. 이를 통해 임보영 외(2018)의 연구나 유진성(2020)의 연구에서 살펴보지 못했던 가구주의 성별에 따라 자가 거주가 결혼 확률에 미치는 차별적 효과가 존재하는지 분석해 볼 수 있을 것이다. 추정 결과는 <표 6>에 제시되어 있다.¹¹⁾

미혼 가구주를 성별에 따라 구분한 표본을 이용하여 이변량 프로빗 모형을 추정한 결과 남성 가구주 표본에서는 미혼 가구주만을 대상으로 결혼 확률을 추정하는 경우 표본선택 편이가 존재하였으나, 여성 가구주 표본에서는 표본선택 편이가 존재하지 않는 것으로 추정되었다. 남성 가구주 표본에서는 오차항의 상관계수(ρ) 추정치에 대한 Wald χ^2 검정 통계량이 유의수준

5%에서 유의하였으나 여성 가구주 표본에서는 ρ 의 추정계수가 유의하지 않았다. 따라서 남성 가구주 표본은 이변량 프로빗 모형 추정 결과에 기초하여, 여성 가구주 표본은 일반량 프로빗 모형 추정 결과에 기초하여 미혼 가구주의 결혼 확률을 분석하는 것이 바람직하다.

추정 결과를 살펴보면 남성 가구주 표본에서는 자가 거주에 대한 추정계수가 양(+)으로 유의수준 10%에서 유의하여 자가 거주는 미혼 남성 가구주의 결혼에 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 여성 가구주 표본에서는 자가 거주 여부가 여성 미혼 가구주의 결혼에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 다음과 같이 해석해 볼 수 있다. 첫째, 본 연구의 분석 기간(2011년~2019년)의 중간 시점

11) 미혼 가구주를 성별로 구분하여 이변량 프로빗 모형을 추정한 결과 중 t-1시점에서의 미혼 여부에 대한 추정 결과는 부록의 <표 A-3>에 제시되어 있다.

인 2015년 인구·주택총조사 결과에 따르면 일반 가구 중 20세 이상 45세 미만 연령의 미혼 여성 가구주 대비 미혼 남성 가구주 배율은 1.36으로 나타나고 있다.¹²⁾ 미혼 남성 가구주가 미혼 여성 가구주에 비해 더 많다는 것인데 이 경우 자가 거주는 미혼 남성 가구주에게 지위재로서 작용할 가능성이 높다. 즉, 결혼시장에서 잠재적 배우자에게 본인의 경제적 능력을 쉽게 보여줄 수 있기 때문에 배우자를 찾을 확률이 높을 것으로 생각된다(Hu and Wang, 2020). 둘째, 최선영 외(2020)의 연구에서는 결혼 주거자금 조달과 관련하여 남편 측의 기여가 부인 측의 기여보다 약 3배 높다는 결과를 제시하고 있다. 그들은 이러한 주거자금 기여의 차이를 '남자는 집을 마련하고 여자는 살림을 마련'한다는 우리나라의 관습 때문으로 해석하고 있다. 남성 미혼 가구주의 경우 자기 집을 가지고 있다는 것을 결혼에 대한 준비가 되었다는 것으로 본다면 남성 미혼 가구주의 경우 자가 거주는 결혼에 긍정적 영향을 줄 수 있을 것으로 생각된다.

셋째, 자가 주택을 보유함으로써 이미 경제적 안정을 이룬 미혼 여성 가구주는 결혼을 통해 경제적 상황을 개선하여 효용을 증가시킬 유인이 작을 뿐만 아니라 개인의 효용을 증가시켜 줄 배우자를 결혼시장에서 찾기 어려우며(Grinstein-Weiss et al., 2014), 보유한 주택 자산으로 경제적 독립성을 추구하는 것이 결혼보다 개인의 효용 증대에 더 도움이 될 수 있을 것이다. 그러나 독립생활은 결혼을 통해 얻을 수 있는 주거 비용에 대한 공동 부담의 편익을 포기해야 하는 기회 비용이 발생한다(Eriksen, 2010). 여성 미혼 가구주의 경우 자가 거주가 결혼에 유의한 영향을 미치지 않는 것은 이러한 결혼의 편익과 비용이 서로 상쇄되어 나타난 결과로 해석해 볼 수 있다.

두 성별 집단 모두 연령이 40대인 미혼 가구주에 비해 연령이 30대인 미혼 가구주의 결혼 확률이 높은 것으로 추정되었다. 통계청(2021)의 2020년 혼인·이혼 통계를 살펴보면 본 연구의 분석기간 최초 년도인 2011년에 남성의 평균 초혼 연령은 31.9세, 여성의 평균 초혼 연령은 29.1세였으며 이후 점차적으로 증가하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 선행 연구들과는 달리 가구주의 교육수준(대학교 이상 = 1)은 남성 가구주와 여성 가구주의 결혼 확률에 유의미한 영향을 주지

않은 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 교육수준을 세분화하여(고등학교 이하, 전문대, 대학교, 대학원) 분석하여도 동일하였다.

두 성별 집단에서 뚜렷한 차이를 보이는 변수는 가구주의 취업 상태와 잠재 근로소득이다. 남성 가구주의 경우 취업 상태가 정규직일 때 결혼 확률에 유의미한 양(+)의 영향을 주는 것으로 추정되었으나, 여성 가구주의 경우 취업 상태 추정계수는 유의하지 않았다. 오지혜·임정재(2016)의 연구에서는 취업 상태가 남성과 여성의 결혼 가능성을 높이는 것으로 추정되었으나 본 연구에서는 취업 상태는 남성 가구주의 결혼 확률에만 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 가구주의 잠재 근로소득도 남성 가구주의 결혼 확률에만 긍정적 영향을 주는 것으로 추정되었으며, 여성 가구주의 결혼 확률에는 유의미한 영향을 주지 않았다. 남성 가구주의 경우 직업의 질적 수준과 잠재적 소득창출 능력은 미래의 경제적 능력을 대변한다는 점에서 결혼 시장에서의 경쟁력을 보여주는 중요한 요인일 뿐만 아니라 결혼 이후의 출산, 육아, 자녀 교육 등에 필요한 상대적으로 양호한 재정적 여건을 의미한다고 할 수 있다.

추정 결과에서 교육수준, 취업 상태, 소득 등이 남성과 여성의 결혼 확률에 미치는 차별적 효과가 선행 연구 결과와 다른 것은 본 연구의 표본 구성이 선행 연구들과 다르기 때문으로 생각된다. 본 연구의 핵심 설명 변수인 자가 거주(주택점유형태)는 가구 단위로 관찰되며, 가구의 생계를 책임지는 가구주의 의사가 주택 점유형태 결정에 중요한 영향을 미친다. 이러한 관점에서 본 연구는 가구주만을 대상으로 미혼에서 결혼으로의 이행 확률을 분석하고 있다. 반면 주택점유형태를 결혼 결정의 주요 영향 요인으로 고려하지 않은 분석에서는 개별 가구원을 표본으로 이용하는 것이 일반적이다. 또한 미혼에서 결혼으로의 이행과 같이 결혼을 사건의 관점에서 분석하기 위해 직전 년도에 미혼 상태인 가구주만을 표본으로 구성하는 본 연구와 달리 특정 시점에서의 혼인 상태가 결혼 상태인지를 분석하는 경우 직전 년도의 혼인 상태와 무관하게 표본이 구성된다.

지역별 실질 주택 전세가격과 실질 전세가격 변화율은 주택시장을 대표하는 변수이자 결혼에 소요되는 비용 중 가장 큰 비중을 차지하기 때문에 결혼 결정에서

12) 2015년 인구·주택총조사 결과에 따르면 20세 이상 45세 미만 연령의 미혼 여성 가구주는 약 96만 2천명이며, 미혼 남성 가구주는 약 130만 7천명으로 집계되고 있다.

실질적으로 중요하게 고려되는 변수이다. 신혼부부는 주택 구입 여력이 부족하기 때문에 주택 매매가격보다 주택 전세가격에 더 민감할 것으로 생각된다(이상호 · 이상헌, 2011; 엄다원 · 홍경준, 2019). 분석 결과, 남성 가구주의 경우 실질 전세가격 변화율이 상대적으로 높은 지역에 거주할 때 결혼 확률이 감소하는 것으로 나타났으며, 여성 가구주의 경우에는 실질 주택 전세가격이 상대적으로 높은 지역에 거주할 때 결혼 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 이렇게 서로 다른 형태의 주택 전세시장 변수가 미혼 가구주의 성별에 따라 결혼 확률에 차별적으로 영향을 주는 이유는 뚜렷하지 않다. 이러한 결과가 남성 가구주와 여성 가구주의 행태적 차이로 인해 발생하는 것인지, 아니면 남성 가구주 표본과 여성 가구주 표본의 지역별 분포의 차이로 인해 발생하는 것인지에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

Keeley(1977)와 Bowmaker and Emerson(2015)의 연구에서 밝히고 있는 바와 같이 거주 지역의 도시규모는 결혼시장이나 결혼시장 참여자들이 잠재적 배우자를 찾기 위한 탐색 기간 혹은 탐색 비용으로 이어지는 변수이다. 분석 결과, 여성 가구주의 경우 수도권에 거주할 경우 결혼 확률이 증가하는 것으로 나타났으나 남성 가구주 표본에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 여성 가구주의 경우에만 대도시에서 거주할 때 잠재적 배우자를 만날 기회가 많고 이에 따라 배우자 탐색비용이 감소하여 결혼 확률에 긍정적 영향을 주었을 것으로 보인다. 마지막으로 부모 동거 여부는 남성 가구주 표본에서만 유의미한 변수로 추정되었다. 남성 가구주가 여성 가구주에 비해 부모에 대한 부양책임이 더 크기 때문으로 판단된다.

2. 한계효과

<표 7>은 자가 거주를 포함한 주요 설명변수가 미혼 가구주의 결혼 확률에 미치는 한계효과를 보여준다. 한계효과는 추정 결과를 이용하여 개별 미혼 가구주별로 한계효과를 측정한 후 그 값을 평균하여 계산하였다. 한계효과 측정 시 전체 표본과 남성 가구주 표본은 이변량 프로빗 모형의 추정 결과를 이용하고, 여성 가구주 표본은 일변량 프로빗 모형 추정 결과를 이용하였다. 한계효과 측정 결과 미혼 가구주가 자가 거주하는 경우 임차 거주에 비해 결혼 확률이 약 5.8%p 높은 것으로 계산되었으며, 남성 가구주의 경우 자가 거주

는 임차 거주에 비해 결혼 확률이 약 6.9%p 높은 것으로 계산되었다.

미혼 남성 가구주의 결혼에 통계적으로 유의한 영향 요인들의 한계효과를 살펴보면, 먼저 취업 상태가 정규직인 경우 그렇지 않은 경우에 비해 결혼 확률이 14.4%p 증가하고, 실질 잠재 근로소득이 1천만 원 증가하면 결혼 확률은 7.1%p 증가하는 것으로 계산되었다. 미혼 남성 가구주의 경우 양호한 직업과 소득창출 능력이 결혼 결정에 중요한 영향 요인임을 알 수 있다. 한편 거주 지역의 실질 전세가격 변화율이 1%p 증가하면 미혼 남성 가구주의 결혼 확률은 2.3%p 감소하는 것으로 나타나 주거비 부담은 미혼 남성 가구주의 결혼을 제약하는 요인임을 알 수 있으며, 부모와 동거하는 미혼 남성 가구주는 그렇지 않은 경우에 비해 결혼 확률이 9.2%p 낮은 것으로 계산되었다.

<표 7> 주요 변수의 결혼 확률에 대한 한계효과

	전체 표본	남성 가구주	여성 가구주
주택점유형태(자가 = 1)	0.0578	0.0689	-
취업 상태(정규직 = 1)	0.0703	0.1440	-
실질 잠재 근로소득	0.0477	0.0707	-
실질 주택 전세가격	-0.0123	-	-0.0118
실질 전세가격 변화율	-0.0125	-0.0229	-
부모 동거 여부(동거 = 1)	-	-0.0922	-
수도권 거주	0.0916	-	0.1161

주: 1) '-'는 추정계수가 유의하지 않은 경우임.

2) 실질 주택 전세가격의 한계효과는 실질 주택 전세가격이 10% 증가한 경우를 가정함.

미혼 여성 가구주의 결혼 확률에 유의한 영향을 미치는 변수는 가구주 연령, 실질 주택전세가격, 수도권 거주 여부 등으로 미혼 남성 가구주에 비해 많지 않았다. 미혼 여성 가구주가 거주하는 거주지역의 실질 주택 전세가격이 10% 증가하면 결혼 확률은 1.2%p 감소하는 것으로 측정된다. 그리고 수도권에 거주하는 미혼 여성 가구주는 비수도권 거주에 비해 결혼 확률이 11.6%p 증가하는 것으로 측정되었다. 다양한 잠재 배우자를 만날 수 있는 기회가 대도시에서 더 크기 때문으로 판단된다.

3. 강건성 분석

위 실증 분석에서는 자가 거주 변수를 핵심 설명변수로 이용하였다. 추정 결과의 강건성을 확인하기 위해 다음 내용에 대해 추가 분석을 수행하였다. 첫째, 거주 주택을 임차하면서 다른 곳에 주택을 소유하고 있는 미혼 가구주의 경우에도 주택 소유에 따른 자본 이득 획득과 자산 축적이 가능하므로 결혼 결정에 유의미한 영향을 줄 수 있을 것이라는 점에서 자가 거주 대신 주택 소유 변수를 이용하여 모형을 재추정하였다. 주택 소유 변수는 자가 거주 또는 임차 거주이나 다른 곳에 주택을 보유하고 있으면 1, 아니면 0으로 측정하였으며 자가 거주 변수와 동일하게 결혼 여부가 관찰되는 시점(t)을 기준으로 2년 전($t-2$ 시점)의 주택 소유 여부를 설명변수로 이용하였다. 둘째, 지역 주택 시장 여건을 전세시장 대신 매매시장을 고려하여 모형을 재추정하였다. 즉, 설명변수로 이용된 실질 주택 전세가격과 실질 전세가격 변화율 대신 실질 주택 매매가격과 실질 매매가격 변화율을 설명변수로 이용하

였다. 실질 주택 매매가격과 실질 매매가격 변화율은 실질 주택 전세가격과 실질 전세가격 변화율을 측정하는 방법과 동일한 방법으로 측정하였다.

일변량 프로빗 모형을 재추정한 결과 전체 표본과 남성 가구주 표본에서는 표본선택 편이 문제가 존재하였으며, 여성 가구주 표본에서는 표본선택 편이 문제가 존재하지 않았다. 따라서 <표 8>에는 전체 표본과 남성 가구주 표본을 이용한 경우에는 표본선택 이변량 프로빗 모형 추정 결과에 기초하여, 여성 가구주 표본을 이용한 경우에는 일변량 프로빗 모형 추정 결과에 기초하여 주요 변수들의 추정 결과만을 제시하였다.

<표 8>을 <표 5> 및 <표 6>과 비교하면 미혼 가구주의 결혼 확률에 대한 자가 거주 변수와 주택 소유 변수의 추정계수 값과 추정계수의 통계적 유의성은 큰 차이가 없다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 미혼 가구주 표본 중 $t-2$ 시점에서 거주 주택을 임차하면서 다른 주택을 소유한 가구가 많지 않기 때문인데 <표 2>에서 제시하고 있는 $t-2$ 시점의 1,426명의 임차 거주 가구주 중 25명(1.75%)의 가구주만이 다른 주택을 소

<표 8> 강건성 분석 결과

지역 주택시장 여건		전체 표본		남성 가구주		여성 가구주	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
전세시장	주택 소유 여부(소유 = 1)	0.210 *	1.79	0.255 *	1.89	0.135	0.49
	실질 주택 전세가격	-0.002 **	-2.39	-0.001	-0.94	-0.004 **	-2.59
	실질 전세가격 변화율	-0.049 *	-2.02	0.085 ***	-2.65	0.006	0.15
	표본선택 편이 검정 통계량(χ^2)	4.92 (p-val.=0.027)		4.38 (p-val.=0.036)		-	
매매시장	주택 소유 여부(소유 = 1)	0.217 *	1.85	0.260 *	1.95	0.125	0.45
	실질 주택 매매가격	-0.001 **	-2.23	-0.001	-0.95	-0.002 **	-2.41
	실질 매매가격 변화율	-0.043 ***	-2.67	-0.056 ***	-2.72	-0.019	-0.66
	표본선택 편이 검정 통계량(χ^2)	5.38 (p-val.=0.020)		5.10 (p-val.=0.024)		-	
매매시장	자가 거주 여부(자가 = 1)	0.222 *	1.85	0.248 *	1.80	0.130	0.47
	실질 주택 매매가격	-0.001 **	-2.26	-0.001	-1.02	-0.002 **	-2.41
	실질 매매가격 변화율	-0.043 ***	2.67	0.056 **	2.72	-0.019	-0.66
	표본선택 편이 검정 통계량(χ^2)	5.33 (p-val.=0.021)		4.96 (p-val.=0.026)		-	

주: 1) 전체 표본과 남성 가구주 경우에는 표본선택 이변량 프로빗 모형 추정 결과이며, 여성 가구주의 경우에는 일변량 프로빗 모형 추정 결과임.

2) 주택 소유 여부(소유 = 1)와 자가 거주 여부(자가 = 1)는 $t-2$ 시점에서 측정한 값을 이용하였음.

3) 위 설명변수 이외에 가구주 성별, 연령, 취업상태, 실질 잠재근로소득, 부모 동거 여부, 지역 더미, 시점 더미 변수를 설명변수에 추가하여 추정한 결과임.

4) t-값은 개인고유번호(pid)를 적용하여 측정한 강건표준오차를 이용하여 계산함.

5) 표본선택 이변량 프로빗 모형 중 표본선택(미혼 가구주) 관련 추정에는 전체 표본에서는 11,170개의 표본, 남성 가구주 표본에서는 9,207개의 표본, 여성 가구주 표본에서는 1,963개의 표본이 이용됨.

6) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

유한 것으로 관찰되었다.

주택시장 여건에 대해 전세시장 대신 매매시장을 고려하더라도 자가 거주 변수 또는 주택 소유 변수의 추정계수와 통계적 유의성은 큰 차이가 없었다. 또한 실질 주택 매매가격 변수의 추정계수는 전체 표본과 여성 가구주 표본에서 유의하였으며, 실질 매매가격 변화율 변수의 추정계수는 전체 표본과 남성 가구주 표본에서 유의하여 실질 주택 전세가격과 실질 전세가격 변화율 변수를 이용하였을 경우와 동일한 결과를 보였다.

V. 결론

주택시장 여건과 연결하여 혼인율의 감소와 초혼 연령의 증가의 원인을 찾아보는 연구들이 꾸준히 늘어나고 있다. 이러한 연구들은 주로 경제력이 충분치 않은 신혼 가구의 주거생활에 요구되는 주거비 부담에 초점을 두어 결혼과의 연관성을 분석하였다. 그러나 자가 거주 또한 결혼과 밀접한 관계가 존재한다. 자가 거주는 결혼시장에서 개인의 경제력을 쉽게 드러낼 수 있는 지위재로 작용할 수 있고, 결혼 후의 소유 주택에 대한 비용을 배우자와 공동으로 부담할 수 있다는 측면에서 결혼에 긍정적 영향을 줄 수 있다. 또한 자가 거주는 가구 형성과 미래의 자녀 출산 등에 요구되는 주거 안정성뿐만 아니라 주택 소유로 얻게 되는 자본이득을 통해 자산 축적이 가능하다는 점도 장기적인 관점에서 결혼에 긍정적 영향을 줄 것으로 판단된다.

그러나 한편으로는 주택을 보유할 수준으로 이미 경제적 안정을 이룬 미혼 가구주는 결혼을 통해 경제적 상황을 개선하여 효용을 증가시킬 유인이 작을 뿐만 아니라 결혼시장에서 개인의 효용을 증가시켜 줄 수 있는 배우자를 찾기 어렵고, 보유한 주택 자산으로 경제적 독립성을 추구하는 것이 결혼보다 개인의 효용 증대에 더 도움이 될 수 있다는 측면에서 결혼에 부정적 영향을 줄 수도 있다.

본 연구에서는 2011년(14차)부터 2019년(22차)까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 미혼이면서 연령이 만 20세 이상 만 45세 이하인 가구주의 혼인 상태 변화를 추적하는 자료를 구축하고 미혼 가구주의 자가 거주 여부가 결혼 확률에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 과정에서 미혼 가구주만을 대상으로 결혼 확률을 추정함으로써 발생할 수 있는 표본선택 편향의 문제를

고려하였으며, 결혼이 관찰되는 시점의 2년 전 주택점 유형태(자가 거주)를 설명변수로 이용함으로써 결혼과 자가 거주 사이의 역 인과관계로 발생할 수 있는 자가 거주 내생성 문제를 통제하였다. 또한 자가 거주를 포함한 제반 영향 요인들이 미혼 가구주의 결혼 결정에 미치는 효과가 가구주의 성별에 따라 다를 수 있다는 점에서 표본을 남성 가구주와 여성 가구주로 나누어 분석을 수행하였다.

전체 표본과 남성 가구주 표본에서는 미혼 가구주만을 추정에 이용하는 경우 표본선택 편향의 문제가 존재하는 것으로 나타나 표본선택을 고려한 이변량 프로빗 모형을 추정하였으며, 여성 가구주 표본에서는 표본선택 편향의 문제가 존재하지 않았다. 전체 표본을 이용하였을 때 자가 거주하는 미혼 가구주는 임차 거주에 비해 결혼 확률이 약 5.8%p 높은 것으로 추정되었다. 표본을 가구주의 성별로 구분하여 추정한 결과에서는 남성 가구주의 경우에만 자가 거주가 결혼 확률에 긍정적 영향을 미쳤다. 자가 거주하는 남성 가구주는 임차 거주에 비해 결혼 확률이 약 7%p 높은 것으로 분석되었다. 그러나 여성 가구주의 경우 자가 거주는 결혼 결정에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 자가 거주 대신 주택 소유 변수를 이용하였을 경우나 지역 주택시장 여건에 대해 전세시장 대신 매매시장을 고려하였을 경우에도 동일한 방향성을 보였다.

한편 미혼 남성 가구주의 경우 취업 상태와 잠재적 소득창출능력이 결혼에 중요한 영향 요인으로 분석되었다. 특히 정규직과 같은 상대적으로 양호한 취업 상태는 미취업이나 비정규직 등 기타 취업 상태에 비해 미혼 남성 가구주의 결혼 확률을 약 14%p 증가시키는 것으로 분석되었다. 또한 기존 연구에서 밝힌 바와 같이 본 연구에서도 전세가격이나 전세가격 변화율 또는 매매가격이나 매매가격 변화율 등 지역 주택시장 여건은 미혼 가구주의 결혼과 밀접한 관련이 있었다.

본 연구는 기존의 문헌에서 연구가 부족하였던 자가 거주와 결혼과의 연관성을 체계적으로 분석하고자 하였으나 다음과 같은 한계가 존재한다. 첫째, 자가 거주가 미혼 가구주의 결혼 확률에 미치는 영향에 대한 통계적 유의성이 그리 높지 않았다(유의수준 10%). 새로운 자료나 다른 실증분석 방법을 이용한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다. 예를 들면 자가 거주 변수의 내생성을 통제하기 위해 2년 전의 자가 거주 변수를

이용하는 대신 자가 거주에 대한 추정식을 모형에 추가하여 자가 거주에 대한 내생성을 추정 결과를 통해 직접 검증해 볼 수 있을 것이다. 또한 동일한 미혼 가구주가 표본에서 여러 번 관찰될 수 있는 패널 자료의 특성을 이용하여 미혼 가구주의 관찰되지 않는 고유특성을 통제하는 패널 분석을 시도해 볼 수도 있을 것이다.

둘째, 부모의 경제력으로 대표되는 가족 자원의 영향을 살펴보기 못한 한계가 있을 수 있다. 이러한 한계는 본 연구의 표본 구성의 특성 때문에 불가피하였다. 본 연구의 핵심 설명변수인 자가 거주는 가구 단위로 관찰되므로 관찰 단위가 이미 가구를 형성하고 있어야 자가 거주 여부가 측정되며 표본에 포함될 수 있다. 본 연구에서 분석한 총 1,732명의 미혼 가구주 중 부모와 동거하고 있거나 또는 원 표본에서 분가하여 부모에 대한 정보를 측정할 수 있는 미혼 가구주는 223명에 불과하였다.

사회·경제적 변화와 함께 잠재적 결혼 대상자의 결혼에 대한 가치관이나 결혼에 대한 제약조건들도 변화하고 있다. 향후 연구에서는 분석기간을 나누어 자가 거주를 포함한 결혼에 영향을 주는 요인들이 시기에 따라 어떻게 바뀌며, 그 이유가 무엇인지를 분석하는 것도 의미 있는 연구가 될 것으로 생각된다.

논문접수일 : 2021년 8월 9일

논문심사일 : 2021년 8월 12일

게재확정일 : 2021년 9월 19일

참고문헌

1. 김정석, “미혼남녀의 결혼의향 비교분석”, 『한국인구학』 제 29권 제1호, 한국인구학회, 2006, pp. 57-70
2. 김중백, “미혼남녀의 결혼의향 차이에 미치는 조절변수의 연구”, 『사회과학연구』 제39권 제1호, 경희대학교 사회과학연구원, 2013, pp. 167-189
3. 엄다원 · 홍경준, “주거비 부담이 결혼 이행에 미치는 영향”, 『사회복지정책』 제46권 제3호, 한국사회복지정책학회, 2019, pp. 33-61
4. 오지혜 · 임정재, “한국 미혼 남녀의 결혼 시기와 결혼 가능성에 관한 연구”, 『한국사회학』 제50집 제5호, 한국사회학회, 2016, pp. 203-245
5. 유진성, “거주유형이 결혼과 출산에 미치는 영향”, 『KEI Insight』 20-10, 2020
6. 유홍준 · 현성민, “경제적 자원이 미혼 남녀의 결혼 연기에 미치는 영향”, 『한국인구학』 제33권 제1호, 한국인구학회, 2010, pp. 75-101
7. 이상호 · 이상헌, “저출산 · 인구고령화의 원인: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로”, 『경제분석』 제17권 제3호, 한국은행 경제연구원, 2011, pp. 131-166
8. 이태진 · 김태완 · 정의철 · 최은영 · 임덕영 · 윤여선 · 최준영 · 우선희, 『청년 빈곤 해소를 위한 맞춤형 주거지원 정책방안』, 한국보건사회연구원, 2016.
9. 임보영 · 강정구 · 마강래, “지역의 주택가격이 결혼과 자녀 출산에 미치는 영향”, 『국토계획』 제53권 제1호, 대한국토 · 도시계획학회지, 2018, pp. 137-151
10. 천현숙 · 이길제 · 김준형 · 윤창원, 『주택과 출산 간의 연계성에 관한 거시-미시 접근』, 한국보건사회연구원, 2016
11. 최선영 · 오신희 · 박종서, 『신혼부부의 주거자금 조달방식과 부모 지원의 젠더-계층적 성격』, 한국보건사회연구원, 2020
12. 최필선 · 민인식, “청년층의 취업과 임금이 결혼이행에 미치는 영향: 이산시간 해저드 모형의 응용”, 『한국인구학』 제38권 제2호, 한국인구학회, 2015, pp. 57-83
13. Becker, G. S., “A Theory of Marriage: Part I,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81 No. 4, 1973, pp. 813-846
14. Becker, G. S., “A Theory of Marriage: Part II,” *Journal of Political Economy*, Vol. 82 No. 2, 1974, pp. S11-S26
15. Bowmaker, S. W. and P. M. Emerson, “Bricks, Mortar, and Wedding Bells: Does the Cost of Housing Affect the Marriage Rate in the US?,” *Eastern Economic Journal*, Vol. 41 No. 3, 2015, pp. 411-429
16. Eriksen, M. D., “Homeownership subsidies and the marriage decisions of low-income households,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 40 No. 6, 2010, pp. 490-497
17. Foye C., D. Clapham, and T. Gabrieli, “Home-ownership as a social norm and positional good: Subjective wellbeing evidence from panel data,” *Urban Studies*, Vol. 55 No. 6, 2018, pp. 1290-1312
18. Grinstein-Weiss, M. G., K. R. Manturuk, S. Guo, P. Charles and C. Key, “The Impact of Homeownership on Marriage and Divorce: Evidence from Propensity Score Matching,” *Social Work Research*, Vol. 38 No. 2, 2014, pp. 73-90
19. Hu, M. and X. Wang, “Homeownership and household formation: no homeownership, no marriage?,” *Journal of Housing and the Built Environment*, Vol. 35, 2020, pp. 763-781
20. Hughes, M. E., “What Money Can Buy: The Relationship between Marriage and Home Ownership in the United States,” *Network on Transitions to Adulthood Research Network Working Paper*, 2004, pp. 1-19
21. Keeley, M. C., “The Economics of Family Formation,” *Economic Inquiry*, Vol. 15 No. 2, 1977, pp. 238-250
22. Wei, S., X. Zhang, and Y. Liu, “Home ownership as status competition: Some theory and evidence,” *Journal of Development Economics*, Vol. 127, 2017, pp. 169-186
23. Wrenn, D. H., J. Yi, and B. Zhang, “House prices and marriage entry in China,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 74, 2019, pp. 118-130
24. 통계청, “2020년 혼인 · 이혼 통계”, 보도자료, 2021
25. 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 2011~2019
26. KB부동산 홈페이지, <https://onland.kbstar.com>

<국문요약>

자가 거주가 미혼 가구주의 결혼 결정에 미치는 영향 분석

이 수 영 (Lee, Soo-Young)

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)

주택시장 여건과 연결하여 혼인율의 감소와 초혼 연령의 증가의 원인을 찾아보는 연구들이 꾸준히 늘어나고 있으나 자가 거주가 결혼 확률에 미치는 영향을 실증 분석한 연구는 드물다. 본 연구는 2011년부터 2019년까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 자가 거주가 미혼 가구주의 결혼 확률에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 결혼 확률에 영향을 미치는 제반 요인들의 효과가 가구주의 성별에 따라 다른지를 분석하기 위해 표본을 남성 가구주와 여성 가구주로 구분하여 추가 분석을 수행하였다.

미혼 가구주만을 대상으로 결혼 확률을 추정함으로써 발생할 수 있는 표본선택 편의 존재 가능성을 고려하여 이변량 프로빗 모형을 추정하였으며, 결혼이 관찰되는 시점 2년 전의 자가 거주 변수를 설명변수로 이용하여 결혼과 자가 거주 사이의 역 인과관계로 발생할 수 있는 내생성 문제를 통제하였다.

전체 표본을 이용한 추정 결과 자가 거주 미혼 가구주는 임차 거주에 비해 결혼 확률이 약 5.8%p 높은 것으로 분석되었다. 한편 남성 가구주의 경우 자가 거주에 한계효과가 약 7%p로 측정되었으나 여성 가구주의 경우에는 자가 거주가 미혼 가구주의 결혼에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 분석되었다. 결혼시장에서 자가 거주에 지위 재로서의 영향, 주택자산의 독립 거주 효과, 자가 거주가 제공하는 주거 안정성과 자산 축적 가능성 등이 미혼 가구주의 성별에 따라 결혼 확률에 차별적 영향을 미치는 것으로 판단된다. 이러한 결과는 자가 거주 대신 주택 소유 변수를 이용하였을 경우나 주택전세시장 대신 주택매매시장 변수를 분석에 이용하였을 경우에도 동일한 방향성을 보였다.

주 제 어 : 자가 거주, 결혼, 표본선택 편의, 이변량 프로빗 모형

<부록>

<표 A-1> 기초통계량 ($t-1$ 시점 전체표본)

			전체		미혼($t-1$ 시점)		미혼 외($t-1$ 시점)	
			평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
$t-2$ 시점 설명 변수	가구주 성별(남성=1)		0.824	0.381	0.856	0.351	0.652	0.477
	가구주 연령	20대	0.073	0.260	0.032	0.175	0.297	0.457
		30대	0.555	0.497	0.567	0.495	0.490	0.500
		40대	0.372	0.483	0.401	0.490	0.213	0.410
	가구주 교육수준(대학교 이상=1)		0.450	0.498	0.457	0.498	0.413	0.493
	가구주 취업상태(정규직 = 1)		0.632	0.482	0.647	0.478	0.547	0.498
	실질 잠재 근로소득(천만원)		3.846	1.130	3.984	1.085	3.096	1.073
	실질 주택 전세가격(만원/m ²)		222.390	89.170	220.712	87.085	231.533	99.302
	실질 전세가격 변화율(%)		1.687	2.689	1.682	2.699	1.713	2.633
	부모 동거 여부(동거=1)		0.026	0.158	0.019	0.138	0.059	0.235
	거주 지역	수도권	0.515	0.500	0.517	0.500	0.509	0.500
비수도권 광역시		0.207	0.405	0.206	0.404	0.213	0.410	
기타 지방		0.278	0.448	0.278	0.448	0.278	0.448	
표본 수			11,170		9,438		1,732	

주: 시점 더미 변수에 대한 기초통계량은 표에서 생략함.

<표 A-2> 기초통계량 (가구주 성별/미혼 여부별 평균)

			남성 가구주		여성 가구주	
			미혼(t-1시점)	미혼 외(t-1시점)	미혼(t-1시점)	미혼 외(t-1시점)
t-2 시점 설명 변수	가구주 연령	20대	0.224	0.027	0.433	0.060
		30대	0.546	0.565	0.386	0.581
		40대	0.230	0.408	0.181	0.360
	가구주 교육수준(대학교 이상=1)		0.389	0.468	0.459	0.395
	가구주 취업상태(정규직 = 1)		0.527	0.696	0.584	0.357
	실질 잠재 근로소득(천만원)		3.712	4.319	1.941	1.998
	실질 주택 전세가격(만원/m²)		232.817	216.190	229.129	247.574
	실질 전세가격 변화율(%)		1.763	1.664	1.618	1.790
	부모 동거 여부(동거=1)		0.074	0.020	0.032	0.015
	거주 지역	수도권	0.538	0.492	0.456	0.660
		비수도권 광역시	0.201	0.217	0.235	0.138
		기타 지방	0.261	0.290	0.308	0.202
표본 수			1129	8078	603	1360

주: 시점 더미 변수에 대한 기초통계량은 표에서 생략함.

<표 A-3> 이변량 프로빗 모형을 이용한 미혼 여부 추정 결과($t-1$ 시점)

변수		전체		남성 가구주		여성 가구주	
		추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항		-0.421 **	-2.39	0.249	0.82	-1.316 ***	-3.03
가구주 성별(남성=1)		0.306 **	2.15				
가구주 연령	20대	1.278 ***	12.65	1.083 ***	8.59	1.633 ***	8.95
	30대	0.184 ***	2.95	0.206 ***	2.84	0.221	1.61
가구주 교육수준(대학교 이상=1)		0.118	1.58	0.125	1.44	0.094	0.59
가구주 취업상태(정규직 = 1)		-0.134 **	-2.06	-0.355 ***	-4.94	0.553 ***	4.46
실질 잠재 근로소득		-0.385 ***	-6.73	-0.467 ***	-7.04	0.022	0.11
실질 주택 전세가격		0.001 *	1.89	0.001	1.45	0.002	1.61
실질 전세가격 변화율		0.009	0.84	0.015	1.18	0.015	0.72
부모 동거 여부(동거=1)		0.782 ***	4.77	0.770 ***	4.24	0.964 **	2.18
거주 지역	수도권	-0.183	-1.40	-0.021	-0.14	-0.842 ***	-3.08
	비수도권 광역시	0.022	0.22	-0.001	-0.01	0.048	0.21
표본 수		11,170		9,207		1,963	

주: 1) 연도 더미를 추가하여 추정하였으며 추정계수는 표에서 생략함.

2) t-값은 개인고유번호(pid)를 적용하여 측정한 강건표준오차를 이용하여 계산함.

3) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.