

신혼부부 가구의 주택점유형태 결정요인 변화에 관한 연구*

An Analysis on Changes in Housing Tenure Choice Decisions of Newly-Married Households

신 형 섭 (Hyung-Sub Shin)** · 정 의 철 (Eui-Chul Chung)***

〈 Abstract 〉

Contrary to previous studies which examined newly-married households' tenure choice decisions at a particular year, this study employs the cross-sectional household survey data in 2010 and 2017 and investigates whether the impacts of economic and housing cost variables on the probability of home owning are different over time and across regions. Endogeneity of net asset variable was taken into account and the user cost of owning variable was remeasured to better capture Korean housing finance and income tax structure. Estimation results showed that permanent income, relative housing cost and net asset were key determinants of housing tenure choice decisions of newly-married households, but the impacts of these variables were found to be different depending on time and region considered. While the marginal effect of permanent income on the probability of home owning was higher in 2017 than in 2010 across regions, net asset's marginal effect has increased only in regions outside of the Seoul metropolitan region. On the other hand, compared to its marginal effect in 2010, relative housing cost of owning had a higher marginal effect in Seoul metropolitan region in 2017, but its marginal effect in 2017 considerably decreased in regions outside of Seoul metropolitan region. Based on these results, a couple of policy implications were drawn.

키워드 : 신혼부부, 주택점유형태, 프로빗 모형

Keyword : Newly-Married Households, Housing Tenure, Probit Model

* 본 논문은 2019년 한국주택학회 춘계학술대회에서 발표된 논문을 수정·보완한 것으로 학술대회에서 유익한 논평을 해주신 토론회자 분들께 감사드립니다.

** 건국대학교 부동산학과 박사과정(LH연구원 책임연구원), koper1@konkuk.ac.kr, 주저자

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

I. 서론

통계청(2019a)의 2018년 혼인·이혼 통계에 따르면 우리나라의 2018년 혼인건수는 25만 7천여 건으로 1974년 이후 가장 낮은 수치를 기록하고 있다. 인구 1,000명당 혼인건수도 5.0건으로 통계작성 이후 최저치를 보여주고 있다. 또한 통계청(2019b)의 2018년 출생·사망통계 잠정 결과에 따르면 지난해 출생아 수는 32만 6,900명을 기록하여 사상 처음으로 30만명대로 감소한 2017년(35만 7,700명)에 비해서도 감소폭이 8.6%에 이른다. 2018년 합계 출산율도 역대 최저인 0.98명으로 나타나고 있다. 이러한 혼인 감소 및 저출산 추세는 지속적으로 인구고령화를 심화시키고 노동생산성을 낮추어 경제성장에 부정적 영향을 주게 되며, 각종 사회부담금이 증가하는 등 심각한 사회·경제적 문제를 유발하는 원인으로 인식되고 있다.

젊은 층의 결혼이 급감하는 현상에 대해 경제 불안정, 육아 부담, 높은 주택가격과 임대료 등이 주요 원인으로 꼽히고 있으며 이에 따라 저출산 문제를 해결하고 지속가능한 사회를 만들기 위해 신혼부부 주거지원의 필요성이 증대되고 있다(박미선, 2018). 결혼은 독립된 의사결정 단위인 가구를 구성하는 가장 대표적인 형태이며, 자녀의 출산을 위한 사전적 과정이기도 하므로 신혼부부 가구의 주거 안정이 사회적·경제적 국가발전의 토대 마련에 중요하기 때문일 것이다. 이에 따라 정부도 신혼부부 계층을 청년층 및 노년층과 함께 중요한 정책 대상으로 인식하여 재정이 소요되는 국가 정책을 시행 중에 있다.

신혼부부 가구의 주거선택은 미래의 경제적 상태에 영향을 줄 수 있는 중요한 결정이기도 하다. 특히 주택점유형태 선택은 향후 자산축적의 안정성과 밀접하게 관련되어 있으며, 생애주기에 따라 중·장년기 및 그 이후의 주거와 소비생활에 영향을 주게 된다. 또한 자가점유(homeownership)로 인해 발생하는 다양한 사적·사회적 편익들은 신혼부부 가구뿐만 아니라 사회 전체에 긍정적 효과를 가져 올 수 있을 것이다.¹⁾

신혼부부 가구의 주거선택에 관한 기존 연구들은 주로 횡단면 자료를 이용하여 특정 시점에서의 신혼부부 가구의 주택점유형태 선택에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다(한영민, 2010; 신영식·이현석, 2017; 정관석·이재우, 2018; 장지영·정의철, 2019). 그러나 신혼부부 가구가 처하게 되는 사회·경제적 조건은 시간에 따라 다를 것이다. 특히 저성장

1) 자가점유의 편익에 대해서는 Dietz and Haurin(2003)을 참조할 것.

추세가 지속되어 왔고 취업률이나 고용안정성 등의 측면에서 청년층의 노동시장 여건이 개선되지 않음으로써 과거 신혼부부 가구의 주거결정에 미치는 영향 요인들의 효과는 현재 신혼부부 가구의 주거결정에 미치는 영향 요인들의 효과와 다르게 나타날 가능성이 높다. 따라서 신혼부부 가구를 대상으로 하는 적절한 정책 설계를 위해서는 신혼부부 가구의 주거결정 행태가 어떻게 변해 왔으며, 어떠한 요인들의 영향력이 강화 또는 감소되었는지를 파악하는 것이 유용할 것으로 생각된다. 이러한 배경에서 본 연구는 서로 다른 두 시점에서의 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정 행태를 분석하고자 한다. 이를 위해 본 연구에서는 국토교통부의 주거실태조사 자료 중 2010년과 2017년 자료를 통해 신혼부부 가구를 추출하여 두 시점에서의 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정 요인들에 어떠한 차이가 있는지를 실증적으로 분석하였다.

실증분석 과정에서 본 연구는 다음과 같은 몇 가지 측면에 주안점을 두었다. 첫째, 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정 행태는 가구의 경제적 특성과 주택시장 특성에 따라 지역별로 차이가 존재한다. 또한 2010년과 2017년의 신혼부부 가구의 주택점유형태(특히 자가점유율)는 지역에 따라 큰 차이를 보였다. 이러한 현상에 주목하여 본 연구에서는 핵심 변수들의 영향에 대한 지역적(수도권/비수도권) 차별성을 분석하였다. 둘째, 기존 선행연구들에서 순수 외생변수로 취급하였던 순자산 변수를 내생변수로 취급하여 실증분석을 수행하였다. 순자산에는 주택자산이 포함되므로 횡단면 자료를 이용하는 경우 특점시점에서의 가구의 순자산은 해당 시점에서의 주거결정 결과를 반영한다. 셋째, 가구의 자가점유에 대한 사용자비용 측정 방법을 개선하였다. 선행연구들과 달리 가구의 주택담보대출비율을 개별화하였으며, 주택자금 차입에 따른 기회비용을 현실에 보다 부합되도록 측정하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 신혼부부의 주택수요에 대한 선행 연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석 모형을 설정하고 자료와 변수측정에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 추정 결과를 해석하고, 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론과 시사점을 제시한다.

II. 선행연구 고찰

우리나라 신혼부부 가구의 주거선택에 관한 기존 연구들은 주로 자가와 임차간의 주택점유형태 선택에 미치는 영향 요인들을 분석하였다. 한영민(2010)은 결혼지속연수가 2년 이내이고 무자녀이거나 3세 이하 자녀를 두고 결혼 후 이주경험이 없는 가구를 신혼가구로 결혼지속연수가 3~5년 사이이고, 결혼 후 이주경험이 있는 가구를 일반가구로 설정하고 총 300부를 설문조사하여 신혼가구와 일반가구의 주거선택에 미치는 요인을 이항로짓 모형을 활용하여 비교 분석하였다. 분석 결과, 신혼가구는 맞벌이이고 아파트에 거주하는 가구일수록 자가선택 확률이 높았고, 일반가구는 자녀 수와 항상소득 및 자기자본비율이 많고, 거주면적이 넓을수록 자가선택확률이 높음을 보여주었다.

신영식·이현석(2017)은 신혼부부 가구의 주택점유형태 선택에 영향을 미치는 요인을 2014년 신혼부부가구 주거실태조사를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 분석 결과 항상소득과 총자산이 많을수록, 그리고 맞벌이, 수도권이 아닌 지역, 아파트 거주 가구일수록 임차보다는 자가점유를 선택할 확률이 높은 것으로 나타났으며 남편의 교육연수가 높고, 총자산이 많으며, 수도권 및 비아파트에 거주하는 가구일수록 전세를 선택할 확률이 높은 것으로 분석되었다.

김성용·조주현(2017)은 한국노동패널 1~17차 자료를 이용하여 혼인, 이혼, 사별 등의 사유로 발생한 분가가구 중 신혼 분가가구를 중심으로 가구특성 변수를 통제하고, 출신가구의 사회적·경제적 특성과 교육연수 변수 등을 투입하여 출신가구의 사회·경제적 특성이 분가가구의 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 탐색하였다. 분석 결과 부모의 교육수준은 자녀의 자가점유 선택에 영향을 미치지 않는 것으로, 출신가구의 자녀 보유 여부와 사회적 지위(고용주)가 분가 가구의 자가점유 선택에 긍정적인 영향을 미치는 것을 밝혀냈다.

박시내(2018)는 2015년과 2010년의 인구주택총조사 자료를 이용하여 결혼기간별 주거특성에 미치는 요인을 분석하였다. 분석 결과 2015년에 결혼 5년 이하의 신혼부부 가구의 자가거주 비중이 2010년에 비하여 크게 증가하였는데 그 원인으로 결혼에 대한 의식과 행태의 변화, 베이비붐 세대의 자녀 주택마련 지원 경향, 신혼부부에 대한 주거지원 정책 효과 및 주택 수요 패턴의 변화를 제시하였다.

정관석·이재우(2018)는 결혼 5년 이내이면서, 40세 미만에 처음 주택에 입주한 신혼부

부를 대상으로 한 설문을 통하여 신혼부부 가구의 주택점유형태에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 주택구입을 위한 부모의 경제적 지원을 받지 않은 가구보다 경제적 지원을 받은 가구일수록 그리고 부모의 경제적 지원 규모가 클수록 신혼부부의 자가점유 선택 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 주택구입자금 대출을 받고 대출규모가 클수록 자가점유 선택 확률이 높은 것으로 나타났다.

장지영·정의철(2019)은 2017년 주거실태조사 자료를 이용하여 가구주 연령이 39세 이하인 청년가구 중 혼인기간 5년 이내인 가구를 신혼가구로 정의하여 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정에 대한 주택자금대출 제약조건의 영향을 추정하였다. 또한 혼인기간이 6년 이상인 청년부부 가구와 부부가구가 아닌 기타 청년가구 집단에 대해서도 동일한 모형을 추정하여 결과를 비교하였다. 분석 결과, 소득제약(DTI규제)은 신혼가구의 주택구입에 커다란 제약이 되지 않으나 자산제약(LTV규제)은 자가점유 선택에 부정적인 영향을 주는 것으로 추정되었다.

이러한 국내 선행연구들은 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정에 대한 다양한 분석 결과를 제시하고 있다. 그러나 분석에 이용된 설명변수들이 이론적 논의에 근거한 세심한 고려 없이 선정됨으로써 순자산이나 상대주거비용 등과 같은 핵심 변수들이 누락되었거나(한영민, 2010; 정관석·이재우, 2018), 주택대출 여부 및 원리금상환액(신영식·이현석, 2017), 주택면적이나 총부채(김성용·조주현, 2017) 등 내생성이 강한 변수들을 설명변수로 이용함으로써 추정 결과에 편의가 존재할 가능성이 높다.

한편 김성용·조주현(2017)과 박시내(2018)의 연구를 제외한 선행연구들은 특성 시점에서의 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석함으로써 주요 변수들의 주택점유형태 선택에 대한 영향력의 시간적 차이를 분석하지 않았다. 그리고 김성용·조주현(2017)의 연구도 확률효과를 통하여 가구의 이질적 특성을 제거하는 전통적인 패널자료 분석에 집중되어 있으며, 박시내(2018)의 연구에서는 신혼부부 가구의 자가점유 비중 증가의 원인에 대한 구체적인 실증분석을 시도하지 않음으로써 분석 결과가 정성적인 측면에 국한되어 있다.

본 연구에서는 2010년과 2017년 두 시점에서의 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정요인을 분석함으로써 핵심변수들이 주택점유형태 선택(자가점유 선택)에 미치는 영향력을 비교 분석하였다. 또한 두 시점에서의 자가점유 비중이 지역별(수도권/비수도권)로 유의할만

한 차이가 존재하고 있다는 점을 고려하여 핵심변수들의 영향력에 대한 지역별 차별성을 분석하였다. 이 과정에서 기존 선행연구들에서 순수 외생변수로 취급하였던 순자산 변수의 내생성이 분석 결과에 미치는 효과를 줄이고자 노력하였으며, 선행연구들과 달리 자가점유에 대한 사용자 비용 측정 시 특정 값으로 가정하였던 가구의 주택담보 대출비율을 가구별로 개별화하였으며, 주택자금 차입에 따른 기회비용을 현실에 보다 부합되도록 측정하여 추정에 이용하였다.

한편 본 연구의 분석 주제와 동일한 해외 연구는 찾아볼 수 없었으나 신혼부부 가구의 주택점유형태 선택과 관련된 일부 해외 연구들이 존재한다. Mulder and Smits(1999)는 1992~93년 네덜란드 신혼부부 가구의 생애최초 주택구입에 있어서 세대간 이전효과를 분석하였다. 분석 결과 자영업을 하거나 주택을 소유한 부모는 자식에게 임차보다는 자가보유를 할 수 있도록 부를 이전할 기회가 더 많다고 주장하였다. 또한 자가보유 경향은 비슷한 계층들간의 결혼을 통하여 더 심화됨을 보여주었다.

또한 결혼 또는 출산과 주택점유형태 선택에 관한 연구들이 존재하는데 Ermisch and Pevalin(2004)은 1991~2000년의 영국 가구패널 조사 데이터를 사용하여 출산조절 실패로 인한 조기출산이 자가점유 확률 및 주택소비에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 조기출산은 자가점유 확률을 낮추고 장기적으로 주택소비를 줄이는 영향이 있음을 보여주었다. Lauster and Fransson(2006)은 결혼과 자가소유와의 관계가 스웨덴에서 어떻게 변화하였는지를 분석하였다. 분석 결과, 기혼자들의 주택소유 선호경향이 동거커플이나 미혼 독신자들에 비하여 감소하였고, 부가 수입의 영향력은 남성을 중심으로 상승하였다.

Feijten and Mudler(2002)는 20세기 후반 네덜란드에서 결혼과 출산이 '장기적으로 거주할 수 있는 주택(long-stay housing)'으로 진입하는 시기에 어떻게 영향을 미치는지를 연구하였다. 결혼, 직업, 교육, 거주이력 등에 대한 정보를 제공하는 SSCW(Stichting Sociaal-Culturele Wetenschappen)조사 자료를 이용한 분석 결과, 1940년대 출생 이전·이후 세대 모두 독신가구는 충분한 자산을 확보할 때까지 주택소유를 연기하는 반면, 결혼한 부부나 첫 자녀를 출산한 부부들은 몇 년 후에 주택을 소유하는 경향을 보이는 것으로 나타났다.

III. 실증분석 모형 및 변수측정

1. 실증분석 모형

가구의 주거선택에 대한 의사결정은 다음과 같은 두 가지 형태로 이루어진다. 첫째, 가구는 주어진 예산제약조건하에서 효용을 극대화하는 주택서비스와 기타재화 사이의 최적조합을 선택한다. 둘째, 가구는 주택을 자가점유하였을 때의 극대화된 효용과 주택을 임차하였을 때의 극대화된 효용을 비교하여 더 높은 효용을 제공하는 주택점유형태를 선택한다. 이러한 주택수요와 주택점유형태에 대한 의사결정은 동시에 이루어지며 가구의 항상소득 (Y), 순자산(W), 각 주택점유형태별 주거비용, 가구의 인적·거주지역 특성들이 가구의 주거선택에 영향을 주는 것으로 알려져 있다.

가구 i 가 자가점유를 선택하였을 때 극대화된 효용과 임차를 선택하였을 때 극대화된 효용의 차이를 잠재변수 w_i^* 라 하고 다음과 같은 식을 가정하자.

$$w_i^* = \alpha + \beta_1 Y_i + \beta_2 W_i + \beta_3 (C_h^o / C_h^r)_i + \sum_k \gamma_k Z_{ki} + \epsilon_i \quad (1)$$

식 (1)에서 C_h^o 는 자가점유 시의 주택서비스 1단위당 주거비용, C_h^r 은 임차 시의 주택서비스 1단위당 주거비용, Z_k 는 가구의 k 번째 인적·거주지역 특성을 의미한다. ϵ_i 는 오차항으로 표준정규분포를 갖는 것으로 가정한다.

위 식에서 w_i^* 는 관찰되지 않고 실제 자료를 통해 관찰할 수 있는 것은 가구가 자가점유를 선택하였는지 임차를 선택하였는지 여부(w_i)이다. 즉

$$w_i = \begin{cases} 1 & \text{만일 } w_i^* > 0 \text{ (자가점유)} \\ 0 & \text{만일 } w_i^* \leq 0 \text{ (임차)} \end{cases} \quad (2)$$

식 (1)의 w_i^* 를 식 (2)에 따라 변환한 주택점유형태 결정모형은 통상적인 프로빗모형을 통해 최우추정법을 이용하여 α , β_j , γ_k 를 추정할 수 있다.

2. 자료

분석에 이용된 자료는 국토교통부의 「2010년 주거실태조사」와 「2017년 주거실태조사」이다. 이 조사는 일반가구의 주거실태 파악을 목적으로 조사되었기 때문에 가구의 주거선택 결정요인을 추정하는데 필요한 변수들이 대부분 포함되어 있다. 주거실태조사의 2010년과 2017년 표본 수는 각각 3만 여건과 6만 여건으로 다른 조사들보다 상대적으로 많으며, 특히 가구주연령 및 결혼연도에 대한 정보가 포함되어 있어 본 연구에서 살펴보고자 하는 신혼부부 가구를 구분할 수 있는 장점이 있다.

이 자료를 이용하여 본 연구에서는 결혼기간이 5년 이하이고 가구주 연령이 만 45세 미만인 부부가구를 신혼부부 가구로 정의하였다. 신혼부부를 정의할 때 결혼기간을 5년 이하로 설정한 것은 결혼연도를 설문한 2010년 조사와 달리 2017년 조사에서는 결혼연도를 조사하지 않고 결혼 후 기간을 5년 이하와 6년 이상으로 구분하여 조사하였기 때문이다. 또한 결혼기간은 초혼, 재혼을 구분하지 않고 조사하였기 때문에 가구주 연령을 만 45세 미만으로 제한하여 신혼부부 가구를 선정하였다.

본 연구에서는 분석 시점으로 우선 2017년을 선택하고, 2017년과 거시경제 환경 및 주택시장 상황 등이 상이하면서 비교적 최근 시점인 2010년을 선택하였다. 2010년과 2017년 주거실태조사는 표본 및 조사항목 등에서 다소 차이점이 존재하지만 조사주체가 동일하고 표본수가 충분하여 신혼부부 가구의 일반적인 특성을 대표하여 조사되었다고 판단하였다.

실증분석에서는 주택점유형태가 무상 및 사글세, 연세, 일세인 가구와 주택유형이 비거주용건물내 주택, 오피스텔, 고시원 및 기타 등인 가구는 제외하였다. 그리고 거주주택을 마련한 방법이 증여나 상속인 가구와 거주주택 이외에 다른 주택을 보유한 가구를 추가적으로 제외하였다. 최종적으로 선정된 2010년 신혼부부 가구 표본은 자가점유 680 가구, 임차 1,343 가구로 구성되며, 2017년 신혼부부 가구 표본은 자가점유 1,264 가구, 임차 1,573 가구로 구성된다.

3. 변수 측정

1) 주택점유형태

주거실태조사에서는 자가점유 뿐만 아니라 우리나라 임대차 유형에 따라 전세, 보증금 있는 월세, 사글세 또는 연세, 일세 등 세분화된 임대유형을 파악할 수 있다. 본 연구에서는 임대유형을 특별히 구분하지 않고 모두 '임차'로 통합하여 종속변수인 주택점유형태를 자가와 임차 두 가지로 구분하였으며, 자가는 1, 임차는 0의 값으로 측정하였다.

2) 항상소득

주택은 내구재이므로 오랜 기간 동안 지속적으로 주택서비스를 창출한다. 이러한 내구재의 소비는 어느 특정 시점의 소득보다는 장기간 안정적인 소득(항상소득)에 의존한다. 항상소득은 가구의 인적자산 및 비인적자산을 통해 창출된다. 인적자산이란 성별, 연령, 교육수준, 근무경력 등 가구의 본원적 생산능력에 의하여 축적된 자산을 의미하며 비인적 자산은 부동산 자산이나 금융자산 등을 포함한다. 본 연구에서는 Goodman and Kawai(1982)의 방법론을 응용하여 항상소득을 추정하였다. 종속변수로는 가구의 월 총소득에 12를 곱하여 측정한 연간 총소득을 이용하였으며, 가구주의 성별(남성=1), 가구주 연령 및 연령 제곱, 가구주 교육수준, 거주 지역(광역자치단체 기준)을 설명변수로 이용하였다. 내생변수 가능성이 높은 순자산 변수는 설명변수에서 제외하였다. 또한 주거실태조사에서 가구의 소득이 0인 가구도 일부 존재하므로 이를 고려할 수 있는 토빗모형으로 가구소득을 추정하였다.

가구소득에 대한 추정 결과는 <표 1>과 같다. 모든 변수가 유의수준 1%에서 가구소득에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구주 연령은 가구소득과 비선형 관계를 보이는 것으로 추정되었으며, 가구주 연령이 53세가 넘으면서 가구소득이 감소하는 것으로 나타났다. <표 1>에서 제시하지는 않았으나 서울을 기준터미로 설정한 거주 지역에 대한 추정계수는 2010년은 모든 지역에서, 2017년은 세종특별시를 제외한 모든 지역에서 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하였다.

〈표 1〉 가구소득 추정 결과

종속변수: 가구 총소득(백만원)		2010년		2017년	
		추정계수	t값	추정계수	t값
상수항		-45.635	26.59	-29.185	25.68
가구주 성별(남성=1)		8.762 ***	24.14	8.963 ***	39.27
가구주 연령		2.666 ***	42.47	2.051 ***	52.49
가구주 연령 제곱		-0.025 ***	43.64	-0.019 ***	56.67
가구주 교육수준	고졸=1	8.235 ***	20.89	9.352 ***	35.75
	대졸=1	23.768 ***	54.82	22.947 ***	76.01
	대학원졸=1	-		37.088 ***	63.03
σ		23.532***		20.661***	
Log Likelihood		-138,815		-248,011	
표본 수		30,330		55,882	

주: 1) σ 는 토빗모형에서 오차항의 표준편차에 대한 추정계수임.

2) 제시된 설명변수 이외에 광역자치단체 기준의 지역 더미(기준더미 = 서울)를 추가하여 추정함.

3) 2010년 조사에서는 가구주 교육수준 중 대학원졸이 설문되지 않음.

4) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3) 순자산

순자산은 총자산에서 총부채를 차감한 금액으로 주택점유형태 결정과 관련이 높은 경제적 변수이다. 총자산에는 거주주택 및 기타 부동산관련 자산과 금융자산이 포함되며, 부채에는 주택구입을 위한 주택담보대출금이 포함되므로 순자산은 주택점유형태 추정방정식의 오차항과 상관관계가 존재할 수 있다(Haurin *et al.*, 1997; 정의철, 2002). 따라서 이러한 내생성을 완화하기 위하여 회귀분석 결과를 통해 추정된 순자산의 추정치를 주택점유형태 결정요인 추정에 이용하였다.

순자산 추정시 가구주 연령, 연령 제곱, 결혼여부, 가구원수, 이전 거주주택 보유여부, 다른 주택 보유여부, 가구주 근무형태 또는 종사상 지위(상용직 종사자, 고용주, 자영업자)를 설명변수로 이용하였다. 추정 결과는 〈표 2〉와 같다. 2010년 순자산 추정시 자영업 더미 변수를 제외한 모든 변수가 유의수준 1%에서 순자산에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 순자산 추정 결과

종속변수: 순자산(백만원)	2010년		2017년		
	추정계수	t값	추정계수	t값	
상수항	-295.214	-8.37	-229.760	-15.23	
가구주 연령	9.626 ***	6.93	8.080 ***	14.8	
가구주 연령 제곱	-0.065 ***	-5.08	-0.052 ***	-10.82	
결혼 여부	47.500 ***	5.86	65.507 ***	19.51	
가구원수	13.304 ***	4.76	16.560 ***	12.62	
이전 거주주택 보유여부	131.104 ***	19.27	105.778 ***	37.06	
다른 주택 보유여부	221.027 ***	24.54	289.783 ***	64.33	
근무형태	상용직=1	49.077 ***	6.08	45.604 ***	12.79
	고용주=1	193.840 ***	15.94	195.009 ***	30.95
	자영업=1	13.290	1.55	11.034 ***	3.02
Adjusted R ²	0.073		0.182		
표본 수	30,328		56,027		

주: *p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01.

4) 상대주거비용

상대주거비용은 현재 거주하는 주택을 임차하는 경우 지불해야 하는 임대료 대비 현재 거주하는 주택을 자가점유하는 경우 발생하는 사용자비용의 비율을 의미한다. 상대주거비용은 정의철(2019)이 제시한 방법을 수정하여 측정하였다. 상대주거비용은 다음과 같이 표현된다.

$$\left(\frac{C^o}{C^r}\right)_i = \frac{\{V_i[r_i i_h + (1 - r_i)\psi_i + t_p + p + u - \pi_{il}^m] - \min(V_i t_1 r_i i_h, t_1 DED)D_i\}}{R_i} \quad (3)$$

식 (3)에서 V_i 는 거주주택의 주택매매가격, r_i 은 가구별 주택매매가격 대비 용자금 비율, i_h 는 주택담보 대출금리이다. ψ_i 는 보유자산 중 용자금을 초과하는 부분이 있는 경우 이에 대한 기회비용 또는 V_i 가 주택자금 대출규제에 따른 최대 LTV 비율로 구입가능한 주택가격을 초과하는 경우 이에 대한 추가 조달비용을 의미한다.²⁾ t_p 는 거주주택에 대한 보유세

2) 주택매매가격 대비 용자금 비율을 가구의 경제적 조건과 무관하게 고정된 값으로 가정한 기준

실효세율, p 는 기타자산 대비 주택투자에 대한 추가 위험프리미엄, u 는 감가상각 및 유지관리비용, π_{il}^m 는 거주지역(l)의 주택유형 m 에 대한 주택매매가격 예상 상승률이다.

한편 t_1 은 가구 i 의 한계소득세율로 $V_i t_1 r_i i_h$ 는 주택자금대출 이자비용 소득공제를 통한 세금절약분이며, $t_1 DED$ 는 최대 소득공제액(DED)을 통한 세금절약분이다. D_i 는 가구 i 가 주택자금대출 이자비용에 대한 소득공제대상이면 1, 아니면 0의 값을 갖는다. 마지막으로 R_i 는 가구 i 가 해당 주택을 임차하는 경우의 주거비용이다. 식 (3)의 분자인 자가점유 사용자비용 측정을 위한 제반 파라미터에 대한 가정은 부록에 자세히 설명되어 있다.

자가점유 가구의 경우 식 (3) 우변의 분모(R_i)를 구하기 위해서는 현 거주주택을 임차할 경우 지불하는 임대료를 구해야 한다. 그런데 자가점유 가구가 현 거주주택을 임차하는 것으로 가정하였을 때 지불해야 하는 임대료는 자료를 통해 측정할 수 없으므로 추정이 필요하다. 이를 위해 먼저 임차가구를 대상으로 측정된 전환임대료의 로그값을 종속변수로, 임차가구가 거주하는 주택의 특성 및 거주 지역 더미 변수를 설명변수로 하는 헤도닉모형을 추정하였다. 그리고 추정 결과로 얻은 추정계수에 자가점유 가구가 거주하는 주택 특성 및 거주 지역 더미 변수를 곱하여 자가거주 가구가 거주하는 주택의 전환임대료를 추정하였다. 전환임대료 산정 시 전세와 보증부월세의 보증금은 한국감정원의 전국주택가격동향조사(2010·2017)에서 지역별(광역시자치단체별) 전월세 전환율을 적용하여 임대료로 전환하였으며, 월세가 있는 경우 월세에 12를 곱하여 연세를 측정하여 보증금의 전환임대료에 합하였다.³⁾

한편 임차가구가 현 거주주택을 자가점유하였을 경우의 사용자비용(식 (3) 우변의 분자)을 측정하기 위해서는 임차가구가 거주하는 주택에 대한 매매가격(V_i)을 추정해야 한다. V_i 는 설문조사에서 자가점유 가구가 응답한 거주주택 매매가격의 로그값을 종속변수로, 해당 주택의 특성 및 거주지역 더미를 설명변수로 하는 헤도닉 모형을 추정하여 그 추정치를 이용하였다.⁴⁾

연구와 달리 본 연구에서는 식 (3)의 주택매매가격 대비 용자금 비율을 개별화(individualized)하였는데 그 방법과 $(1 - r_i)\psi_i$ 에 대한 구체적인 측정방법은 부록에 자세히 설명되어 있다.

3) 전환임대료에 대한 헤도닉모형 추정 시 시장임대료를 반영하지 못하는 공공 및 기타 임대주택은 표본에서 제외하고 민간임대주택만을 대상으로 추정하였다.

4) 주택특성으로는 주택유형(단독주택유형(일반, 다가구, 영업겸용), 아파트), 주택면적, 주택면적 제곱,

주택매매가격과 전환임대료에 대한 헤도닉모형 추정 결과 모든 변수는 유의수준 5%에서 유의하였다. 주택매매가격에 대한 헤도닉모형 추정 결과 조정된 결정계수(adjusted R²)는 2010년 표본(표본 수 18,722)에서는 0.672, 2017년 표본(표본 수 37,018)에서는 0.645로 나타났으며, 전환임대료에 대한 헤도닉모형 추정 결과에서는 조정된 결정계수가 2010년 표본(표본 수 9,855)에서는 0.576, 2017년 표본(표본 수 14,317)에서는 0.603으로 나타났다.

5) 기타변수

위에서 설명한 경제적 변수 이외에 추가적으로 인구학적 변수인 가구주 성별(남성 = 1), 가구주 연령, 가구원수를 주택점유형태 추정모형의 설명변수로 포함시켰다. 또한 가구의 주택점유형태 결정 행태는 지역별 주택시장의 여건에 따라 다르게 나타날 수 있으므로 그 차별성을 반영하기 위해 거주지역 더미변수(수도권 = 1)를 추가하였으며, 주요 변수들(항상 소득, 상대주거비용, 순자산)의 지역별 차별적 효과를 살펴보기 위해 수도권 더미 변수와 주요 변수들간의 상호작용항을 분석에 포함시켰다.

4. 기초통계량

〈표 3〉은 2010년과 2017년의 신혼부부 가구의 주택점유형태별 비중을 자가점유와 임차로 나누어 보여준다. 신혼부부 가구의 자가점유율은 2010년 33.61%였으며 2017년 44.55%로 2010년에 비해 약 11%p 높아졌다. 신혼부부 가구의 자가점유율은 거주지역(수도권/비수도권)에 큰 차이를 보였다. 수도권에서는 신혼부부 가구의 자가점유율이 2010년 28.81%였으며, 2017년에는 34.6%로 2010년에 비해 약 5.8%p 높아졌다. 반면 비수도권에서 신혼부부 가구의 자가점유율은 2010년 37.87%에서 2017년에는 51.21%로 약 13.3%p 높아졌다. 2010년과 2017년 사이 자가점유율의 증가분은 비수도권이 수도권에 비해 약 7.5%p 높은 것으로 나타났다.

난방방식(중앙난방, 지역난방), 화장실 형태(단독 수세식 양변기 있는 화장실), 욕실 형태(단독 온수가 공급되는 욕실), 취사연료(도시가스)를 이용하였다. 한편 주택매매가격에 대한 헤도닉모형 추정 시 주택유형이 단독주택인 경우에는 자가로 사용하는 면적 이외에 임차면적이 별도로 존재할 수 있으므로 주택사용면적(전용면적) 대신 주택 전체의 총면적(연면적)을 사용하였다.

〈표 3〉 신혼부부 가구의 주택점유형태 비중 현황

	2010년			2017년		
	전체	수도권	비수도권	전체	수도권	비수도권
자가	33.61%	28.81%	37.87%	44.55%	34.60%	51.21%
임차	66.39%	71.19%	62.13%	55.45%	65.40%	48.79%

2010년과 2017년 사이에 신혼부부 가구의 자가점유율이 크게 상승하고 지역별 차이가 존재하는 이유에 대해서는 패널자료를 이용하여 보다 구체적이고 면밀한 분석이 필요할 것으로 생각되지만 다음과 같은 요인들이 영향을 주었을 것으로 생각된다. 첫째, 금융시장환경의 변화로 2010년 2%~2.5%였던 기준금리가 2017년에는 1.25%~1.5%로 하락하였다. 이에 따라 주택담보대출 금리(신규취급액 기준)는 2010년 5.00%에서 2017년 3.27%로 1.73%p 하락하여 자가거주의 사용자비용을 감소시키는데 영향을 주었다. 또한 2016년에는 5월 말부터 6개월 동안 생애최초 주택구입자를 대상으로 디딤돌대출의 우대금리가 상향되기도 하였다.

둘째, 주택자금 대출규제 완화 및 취득세 감면 등 주택구입에 긍정적인 정책이 시행되었다. 2010년에는 금융권의 최대 주택담보인정비율(LTV)이 수도권에서 50%, 비수도권에서 60%였으나 2014년 이후 대출규제가 완화되었다. 2017년 6.13 대책으로 조정대상지역에서 최대 LTV 비율이 60%로, 8.2대책으로 규제지역에서 최대 LTV 비율이 40%로 하락하기 전까지 최대 LTV 비율은 70%까지 허용되었다. 또한, 2010년에 취득세(등록세 포함)가 매매가액에 상관없이 2%였는데 2017년에 6억 이하 주택은 1%로 하락하였다. 2013년에는 6억 이하 생애최초주택 구입자에게 취득세 면제 혜택이 제공되었다. 셋째, 2010년부터 2017년까지 주택매매가격이 비수도권 지역을 중심으로 상승하여 주택구입을 통한 자본이득 획득의 기회가 높아짐에 따라 주택을 구입하는 경향이 높아졌다고 볼 수 있다.⁵⁾

〈표 4〉는 추정에 이용한 설명변수의 주택점유형태별 기초통계량(평균)이다. 전반적으로 임차를 선택한 가구에 비해 자가점유를 선택한 가구의 평균 가구주 연령이 높으며, 평균

5) 2010년에서 2017년까지의 연평균 주택매매가격 상승률을 국민은행 자료를 통해 살펴보면 서울, 인천, 경기 등 수도권 지역의 연평균 주택매매가격 상승률은 명목기준으로 1% 이하였던 반면 부산, 대구, 광주, 울산 등 지방 대도시의 연평균 주택매매가격 상승률은 약 5%에 달하였으며, 기타 비수도권 지역에서도 수도권 지역보다 연평균 주택매매가격 상승률이 높았다.

가구원 수가 많았다. 그러나 자가점유를 선택한 가구와 임차를 선택한 가구의 가구주 연령 평균의 차이는 미미하였다. 자가점유를 선택한 가구의 평균 항상소득은 임차를 선택한 가구에 비해 높았는데, 수도권에 비해 비수도권에서 자가점유/임차 사이의 평균 항상소득의 차이가 더 큰 것으로 측정되었다.

〈표 4〉 주택점유형태별/가구유형별 설명변수 평균

변 수	2010년		2017년		
	자가	임차	자가	임차	
가구주 성별(남성 = 1)	0.99	0.96	0.99	0.98	
가구주 연령	34.38	33.48	35.17	34.30	
가구원수	3.10	2.86	3.04	2.84	
항상소득(연간, 백만원)	40.63	38.80	45.48	43.79	
	수도권	42.81	41.33	47.60	46.08
	비수도권	39.17	36.22	44.53	41.75
상대주거비용	1.96	3.83	1.71	2.34	
	수도권	2.88	4.42	1.44	2.52
	비수도권	1.34	3.24	1.84	2.18
순자산(백만원)	112.24	89.82	165.27	144.78	
	수도권	118.04	90.01	161.85	144.92
	비수도권	108.32	89.63	166.81	144.65
거주지역(수도권=1)	0.40	0.50	0.31	0.47	
표본 수	680	1,343	1,264	1,573	
	수도권	274	677	393	743
	비수도권	406	666	871	830

순자산(추정치)은 평균적으로 자가점유를 선택한 가구가 임차를 선택한 가구에 비해 높았으며, 2010년에는 임차가구의 평균 순자산 대비 자가점유 가구의 평균 순자산 비율은 비수도권에 비해 수도권에서 높게 측정되었으나, 2017년에는 수도권에 비해 비수도권에서 높게 측정되었다. 또한 자가점유를 선택한 가구의 수도권 거주 비율은 임차를 선택한 가구에 비해 낮았다.

〈표 4〉에서 제시한 상대주거비용은 세 가지 측면에서 주목할 만하다. 첫째, 자가점유 또는 임차의 구분 없이 상대주거비용이 2010년에 비해 2017년에 감소하였다. 2017년 자가

점유 가구의 상대주거비용은 2010년에 비해 12.6% 감소한 반면, 임차가구의 상대주거비용은 2010년에 비해 40% 감소하였다. 여기에는 주택자금대출 금리가 2010년에 비해 낮아졌으며, 상대적으로 보유자산이 적어 주택구입에 자산제약이 컸던 신혼부부 가구를 포함한 청년가구들의 경우 2017년의 최대 LTV 비율이 2010년에 비해 높아짐에 따라 최대 LTV 비율을 초과한 부분의 주택구입자금에 대해 지불해야 하는 금융비용이 감소함으로써 자가점유의 사용자비용이 감소한 결과가 반영되었을 것으로 판단된다.

둘째, 자가점유 가구 상대주거비용 대비 임차가구 상대주거비용의 비율이 2010년 1.95에서 2017년 1.37로 감소하였다. 이러한 결과에 비추어 볼 때 2017년의 상대주거비용이 주택점유형태 선택에 미치는 영향력은 2010년에 비해 낮아질 것으로 예상할 수 있다.

셋째, 상대주거비용의 변화가 지역별로 차이가 존재하고 있다. 수도권에서는 자가점유 가구 상대주거비용 대비 임차가구 상대주거비용의 비율이 2010년 1.53에서 2017년 1.75로 높아진 반면, 비수도권에서는 2010년 2.42에서 2017년 1.18로 크게 낮아졌다. 따라서 수도권 거주 가구의 경우 상대주거비용이 주택점유형태 선택에 미치는 영향력은 2010년에 비해 2017년 더 커질 것으로 예상되는 반면, 비수도권 거주 가구의 경우 상대주거비용의 영향력은 2010년에 비해 감소할 것으로 예상된다.

IV. 추정 결과 및 해석

1. 추정 결과

〈표 5〉는 2010년 표본을 대상으로 신혼부부 가구의 주택점유형태 선택에 대한 프로빗 모형 추정 결과이다. 추정모형은 네 가지로 구분하였다. 모형 1은 주요 변수들(항상소득, 상대주거비용, 순자산)과 거주지역(수도권/비수도권) 사이의 상호작용항을 고려하지 않은 기본 모형이며, 모형 2는 주요 변수들과 거주지역 사이의 모든 상호작용항을 고려한 모형이며, 모형 3은 상호작용항들 중 모형 2에서 통계적 유의성이 없는 상호작용항을 제외한 최종모형이다. 모형 4는 기존 연구들과 동일한 방법으로 추정된 항상소득과 자료를 이용하여 측정한 순자산을 추정에 이용한 모형이다.⁶⁾ 추정 결과에 대한 우도비 χ^2 검정통계량은 유의수준 1%의 임계치($\chi_{0.01}^2$)를 초과하므로 각 모형의 적합성은 양호한 것으로 판단된다.

〈표 5〉 신혼부부 가구의 주택점유형태 선택모형 추정 결과 (2010년) (표본 수 = 2,023)

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	-1.562	-4.58	-1.756	-4.57	-1.802	-4.79	-2.263	-6.01
가구주 성별 (남성 = 1)	0.299	1.50	0.290	1.44	0.286	1.42	0.310	1.52
가구주 연령	-0.001	-0.01	-0.002	-0.02	-0.003	-0.03	0.015 *	1.87
가구원수	0.118 ***	3.35	0.118 ***	3.35	0.117 ***	3.33	0.174 ***	5.13
항상소득	0.015 ***	3.71	0.024 ***	4.41	0.025 ***	4.48	0.018 **	2.16
상대주거비용	-0.162 ***	-6.53	-0.192 ***	-4.58	-0.162 ***	-6.61	-0.165 ***	-6.84
순자산	0.003 ***	4.99	0.002 ***	2.64	0.002 ***	2.67	0.003	1.55
수도권	-0.076	-1.01	0.426	1.27	0.524 *	1.72	0.725 **	2.03
항상소득 × 수도권	-	-	-0.020 ***	-2.60	-0.020 ***	-2.62	-0.023 *	-1.90
상대주거비용 × 수도권	-	-	0.048	0.93	-	-	-	-
순자산 × 수도권	-	-	0.002 *	1.80	0.002 *	1.81	0.001	-0.05
Log-L	-1,186.89		-1,182.36		-1,182.84		-1,114.96	
LR stat.	162.54 ($\chi^2_{0.01} = 18.48$)		177.42 ($\chi^2_{0.01} = 23.21$)		174.48 ($\chi^2_{0.01} = 21.67$)		353.20 ($\chi^2_{0.01} = 21.67$)	

- 주: 1) t값은 강건표준오차(robust standard error)를 이용하여 측정함.
 2) 가구주 연령의 추정계수는 원래 추정계수에 10을 곱한 값임.
 3) 모형 4에서 순자산×수도권 추정계수는 원래 추정계수에 10을 곱한 값임.
 4) *p<0.1, **p<0.05, *** p<0.01.

모형 1의 추정 결과를 살펴보면 가구원 수, 항상소득, 상대주거비용, 순자산 변수는 유의 수준 1%에서 유의한 것으로 추정되었으며 가구주 성별, 가구주 연령, 수도권 거주 여부 변수는 유의하지 않았다. 가구원수가 많고 항상소득과 순자산이 높을수록 자가점유를 선택할 확률이 높은 것으로 추정되었으며, 임차비용 대비 자가점유비용으로 측정된 상대주거비용이 높을수록 자가점유를 선택할 확률이 낮은 것으로 추정되어 이론과 부합된 결과를 보였다.

6) 모형 4에서는 기존 연구들과 동일하게 순자산을 설명변수로 포함시켜 추정한 항상소득과 총자산에서 총부채를 빼서 측정한 순자산을 추정에 이용하였다.

모형 2에서는 모형 1에 항상소득, 상대주거비용, 순자산 변수와 수도권 더미 변수 사이의 상호작용항을 추가적으로 고려하였다. 항상소득의 상호작용항은 음(-)으로 유의수준 1%에서 유의하게 추정되어, 항상소득이 자가점유 선택 확률에 미치는 영향력은 수도권에 비해 비수도권에서 더 높은 것으로 나타났다. 상대주거비용의 상호작용항은 유의하지 않았으며, 순자산은 유의수준 10%에서 양(+)으로 유의하게 추정되어 순자산이 자가점유 선택 확률에 미치는 영향력은 비수도권에 비해 수도권에서 더 크게 나타났다.

이러한 결과에 기초하여 모형 2에서 통계적 유의성이 없는 상대주거비용과 수도권 더미 변수 사이의 상호작용항을 제외한 모형 3을 최종 모형으로 선정하였다. 모형 3에서는 모형 1과 모형 2에서 유의하지 않았던 수도권 더미 변수가 유의수준 10%에서 유의한 것으로 추정되었다. 기존 연구들에서 이용하였던 방법을 이용하여 항상소득과 순자산을 측정한 모형 4의 추정 결과를 보면 순자산 추정계수가 유의하지 않았으며, 순자산과 수도권 더미 사이의 상호작용항에 대한 추정계수도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 항상소득의 추정계수도 모형 3에 비해 크게 낮아졌다.

〈표 6〉은 2017년 표본을 대상으로 신혼부부 가구의 주택점유형태 선택에 대한 프로빗 모형 추정 결과이다. 모형별 구분은 〈표 5〉에서 제시한 기준과 동일하다. 추정 결과에 대한 우도비 검정 결과 각 모형의 적합성은 양호하였으며, 모형 2의 추정 결과에서 통계적 유의성이 없는 순자산 변수와 수도권 더미 변수 사이의 상호작용항을 제외한 모형 3을 최종 모형으로 선정하였다.

기존 연구들과 동일한 방법으로 항상소득과 순자산을 측정한 모형 4의 추정 결과에서는 순자산의 추정계수는 모형 3의 추정 결과와 비교할 때 변하지 않았으나 추정계수의 통계적 유의성이 크게 높아졌다. 또한 항상소득 자체의 추정계수는 모형 3의 추정 결과와 별 차이가 없으나 항상소득과 수도권 더미 변수의 상호작용항에 대한 추정계수는 모형 3에 비해 그 영향력이 높아졌고 모형 4의 추정 결과에서는 상대주거비용 변수의 추정계수가 유의하지 않게 나타났다.

〈표 6〉 신혼부부 가구의 주택점유형태 선택모형 추정 결과 (2017년) (표본 수 = 2,837)

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	-1.505	-5.00	-1.814	-5.67	-1.807	-5.67	-2.602	-7.11
가구주 성별 (남성 = 1)	-0.003	-0.01	-0.008	-0.04	-0.007	-0.04	0.276	1.11
가구주 연령	-0.001	-0.01	0.006	0.09	0.006	0.09	0.120 *	1.84
가구원수	0.111 ***	3.24	0.102 ***	2.97	0.102 ***	2.97	0.150 ***	4.47
항상소득	0.017 ***	4.81	0.023 ***	4.92	0.023 ***	5.04	0.024 **	3.91
상대주거비용	-0.064 ***	-4.16	-0.026 ***	-2.81	-0.026 ***	-2.82	-0.009	-1.14
순자산	0.004 ***	6.32	0.004 ***	5.36	0.004 ***	6.13	0.004 ***	9.51
수도권	-0.475 ***	-9.18	0.755 **	2.12	0.734 **	2.18	1.546 ***	3.93
항상소득 × 수도권	-	-	-0.018 ***	-2.63	-0.018 ***	-2.73	-0.043 ***	-5.16
상대주거비용 × 수도권	-	-	-0.225 ***	-4.18	-0.225 ***	-4.19	-0.122 **	-3.00
순자산 × 수도권	-	-	-0.002	-0.21	-	-	-	-
Log-L	-1,825.19		-1,811.23		-1,811.25		-1,683.76	
LR stat.	226.79 ($\chi^2_{0.01} = 18.48$)		243.65 ($\chi^2_{0.01} = 23.21$)		243.95 ($\chi^2_{0.01} = 21.67$)		527.71 ($\chi^2_{0.01} = 21.67$)	

주: 1) t값은 강건표준오차(robust standard error)를 이용하여 측정함.

2) 가구주 연령의 추정계수는 원래 추정계수에 10을 곱한 값임.

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

〈표 6〉에서 최종 모형으로 선택한 모형 3의 추정 결과를 바탕으로 2010년 표본을 이용하여 추정한 결과인 〈표 5〉와 비교해 보았을 때 두 가지의 차이점을 찾아볼 수 있다. 첫째, 상대주거비용의 추정계수가 2010년에 비해 크게 작아졌으며, 둘째, 주요 변수들과 수도권 더미 사이의 상호작용항을 추정한 결과 2010년에는 상대주거비용과 수도권 더미 사이의 상호작용항에 대한 추정계수가 유의하지 않은 것으로 추정된 반면 2017년에는 두 변수 사이의 상호작용항에 대한 추정계수가 유의하게 추정되었다. 셋째, 2010년과 달리 2017년에는 순자산과 수도권 더미 사이의 상호작용항에 대한 추정계수가 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

특히 상대주거비용과 수도권 더미 사이의 상호작용항에 대한 추정계수가 크게 추정되었

는데 추정 결과에 따르면 비수도권에서 상대주거비용의 자가점유 선택 확률에 대한 추정계수는 -0.026이며, 수도권에서는 -0.251(=-0.026-0.225)이다. 이러한 결과는 2017년에는 상대주거비용이 자가점유 선택 확률에 미치는 영향이 수도권과 비수도권 사이에 차별적으로 나타남을 의미한다. 또한 2010년 표본을 이용한 추정 결과인 <표 5>에서 보여주는 상대주거비용의 추정계수와 비교해 볼 때 상대주거비용이 자가점유 선택 확률에 미치는 영향력이 2017년에 수도권에서는 더 크게 나타나고 비수도권에서는 더 작게 나타날 것으로 예상할 수 있다.

2. 한계효과 분석

신혼부부 가구의 2010년과 2017년 주택점유형태 결정 행태의 차이를 살펴보기 위해서 항상소득, 상대주거비용, 순자산이 자가점유 선택 확률에 미치는 한계효과를 계산하였다. 한계효과는 개별 가구의 한계효과의 평균값(average partial effect)으로 계산하였으며 <표 7>에 제시되어 있다.⁷⁾

2010년을 기준으로 관련 변수들의 한계효과를 수도권 거주 가구와 비수도권 거주 가구로 나누어 비교해 보면 항상소득과 상대주거비용의 한계효과는 비수도권 거주 가구가 수도권 거주 가구에 비해 높았으며, 순자산의 한계효과는 수도권 거주 가구가 비수도권 거주 가구에 비해 더 높았다. 즉, 비수도권 거주 가구의 경우 수도권 거주 가구에 비해 항상소득과 상대주거비용의 영향력이 상대적으로 컸으며, 수도권 거주 가구는 비수도권 거주 가구에 비해 순자산의 영향력이 상대적으로 컸다.

7) $\phi(\cdot)$ 를 표준정규확률밀도함수, $\hat{\beta}$ 를 추정계수 벡터, X_i 를 가구 i 의 설명변수 벡터, x_k 를 k 번째 설명변수, $\hat{\beta}_k$ 을 x_k 에 대한 추정계수라 할 때, 설명변수 x_k 가 자가점유 선택 확률(P^o)에 미치는 한계효과(APE_k^o)는 다음과 같이 계산된다.

$$APE_k^o = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\partial P_i^o}{\partial x_{ki}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \phi(\hat{\beta}' X_i) \hat{\beta}_k \quad (4)$$

〈표 7〉 향상소득, 상대주거비용, 순자산의 자가점유 선택 확률에 대한 한계효과

	2010년			2017년		
	전체	수도권	비수도권	전체	수도권	비수도권
향상소득(백만원)	0.00524	0.00145	0.00861	0.00583	0.00160	0.00865
상대주거비용	-0.05367	-0.05033	-0.05664	-0.04071	-0.08694	-0.00984
순자산(백만원)	0.00103	0.00131	0.00078	0.00136	0.00129	0.00141

2017년에는 전체적으로 향상소득과 순자산의 한계효과는 2010년에 비해 높아졌는데 향상소득의 영향력은 두 집단 모두 높아진 반면, 순자산의 영향력은 비수도권 거주 가구를 중심으로 높아졌다. 2010년에는 주택매매가격이 비수도권에 비해 상대적으로 높았던 수도권에 거주하는 가구가 주택구입에 대한 자산제약이 상대적으로 컸으나, 2010년 이후 비수도권을 중심으로 주택매매가격이 더 높게 상승함으로써 2017년에는 비수도권 거주 가구의 주택구입에 대한 자산제약이 높아진 것으로 해석할 수 있다.

2017년의 상대주거비용의 한계효과는 2010년에 비해 약 0.013만큼 감소하였다. 그런데 이를 지역별로 나누어 살펴보면 큰 차이가 있음을 알 수 있는데 수도권에서는 약 0.037만큼 높아진 반면, 비수도권에서는 약 0.047만큼 낮아졌다. 결과적으로 전체적인 측면에서 상대주거비용 한계효과의 감소는 비수도권 거주 가구에서의 상대주거비용의 한계효과가 2010년에 비해 크게 감소한데 기인한 것으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 앞의 기초통계량 분석에서 설명한 바와 같이 자가점유 가구 상대주거비용 대비 임차가구 상대주거비용의 비율이 2010년에 비해 2017년에 수도권에서는 높아진 반면, 비수도권에서는 크게 낮아진 것과 같은 맥락에서 해석할 수 있다.

V. 결론 및 시사점

혼인과 출산율이 지속적으로 감소함에 따라 저출산문제 해결을 위한 신혼부부 가구에 대한 주거지원 필요성이 증대되고 있다. 이러한 배경에서 본 연구에서는 국토교통부의 2010년 및 2017년 주거실태조사 자료를 이용하여 두 시점에서의 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정 행태에 차이가 있는지를 분석하였다. 실증분석모형은 가구의 효용극대화 이론에

기초하여 실증분석모형을 구축하였으며, 기존 연구들과 다르게 자산변수의 내생성을 고려하고 자가점유의 사용자비용 측정방법을 개선하여 자가점유/임차 선택에 대한 프로빗모형을 추정하였다. 또한 주택점유형태 결정 행태가 가구의 경제적 조건과 주택시장 여건에 따라 다를 수 있으므로 거주 지역을 수도권과 비수도권으로 구분하여 주요 변수들의 영향력에 대한 지역적 차이를 살펴보았다.

실증분석 결과 항상소득, 순자산, 상대주거비용 등이 신혼부부 가구의 가구의 주택점유형태를 결정하는 핵심변수로 파악되었으며, 이 변수들이 주택점유형태 선택에 미치는 효과는 이론적 예상과 일치하였다. 핵심변수들이 자가점유 선택 확률에 미치는 한계효과를 시점별, 거주지역별로 비교 분석한 결과 항상소득과 순자산의 한계효과는 2010년에 비해 2017년에 다소 증가하였으며, 순자산의 한계효과는 비수도권에서 증가폭이 높았다. 상대주거비용의 한계효과는 2010년에 비해 2017년에 수도권에서는 증가한 반면, 비수도권에서는 크게 감소하였다.

이러한 한계효과 분석 결과는 두 가지 시사점을 제공한다. 첫째, 과거(2010년)에 비해 최근(2017년)의 신혼부부 가구의 자가점유 선택에 있어 가구소득과 순자산의 영향력이 높아졌다는 점을 고려할 때 향후 신혼부부 가구를 포함한 청년 가구의 노동시장 여건이 개선되지 않는다면 신혼부부 가구가 개인적인 노력을 통해 자가점유를 선택할 여지가 크지 않다는 것이다. 또한 주택구입을 위한 자산축적의 근원이 소득에 있기 때문에 소득이 미래에 충분히 증가하지 않는다면 신혼부부 시기에 선택된 주택점유형태가 미래에도 개선되지 않고 고착화될 가능성도 배제할 수 없다. 둘째, 대출금리 할인이나 최대 LTV 비율을 높여 상대주거비용을 낮춤으로써 신혼부부 가구의 자가점유율을 높이는 정책의 효과는 지역별로 차별화되어 나타날 가능성이 높다. 2017년 표본을 대상으로 한 상대주거비용의 한계효과는 이러한 정책이 비수도권 거주 신혼부부 가구에 비해 수도권 거주 신혼부부 가구에게 더 유효하게 작용할 수 있음을 보여준다.

본 연구는 기본적으로 두 시점의 설문조사 자료를 이용한 횡단면 분석으로 서로 다른 시점에서 가구의 주택점유형태 결정 행태에 어떠한 차이가 있는지를 분석하는데 초점을 둬으로써 2017년의 신혼부부 가구의 자가점유율이 2010년에 비해 10%p 이상 높아진 원인, 그리고 수도권에 비해 비수도권에서 신혼부부의 자가점유율이 더 크게 높아진 원인에 대해 개략적인 설명만을 제공하였을 뿐 구체적이고 면밀한 실증 분석을 시도하지 않았다. 이러

한 현상은 주목할 만한데 그 원인을 찾아봄으로써 신혼부부 가구의 자가점유율을 높일 수 있는 보다 유용한 정책대안이 마련될 수 있기 때문이다. 이를 위해서는 가구형성 시점부터 신혼부부 가구가 되기까지의 충분한 기간 동안 조사된 패널자료를 이용한 분석이 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

1. 국토교통부, 『주거실태조사』, 2010.
2. 국토교통부, 『주거실태조사』, 2017.
3. 김성용·조주현, “패널프로빗모형을 이용한 분가가구의 주택점유형태 결정요인에 관한 연구,” 『부동산학연구』, 제23집 제2호, 2017, pp.23-35.
4. 박미선, “주거사다리 강화를 위한 신혼부부 주거지원 정책방안,” 『국토정책 Brief』, No 662, 국토연구원, 2018.
5. 박시내, “결혼하면 어떤 집에 살고, 왜 이사를 갈까?,” 『KOSTAT 통계플러스』, 창간호, 통계개발원, 2018.
6. 신영식·이현석, “신혼부부의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인 분석,” 『부동산·도시연구』, 제9권 제2호, 2017, pp.135-150.
7. 장지영·정의철, “대출계약이 신혼가구의 주택점유형태 결정에 미치는 영향 분석,” 『부동산·도시연구』, 제12권 제1호, 2019, pp.89-112.
8. 정관석·이재우, “부모의 경제적 지원과 주택자금대출이 신혼부부의 주택점유형태에 미치는 영향,” 『부동산연구』, 제28집 제4호, 2018, pp.7-22.
9. 정의철, “도시가구의 주택점유형태 및 주택유형선택에 관한 연구,” 『주택연구』, 제10권 제1호, 2002, pp.5-31.
10. 정의철, “패널자료를 이용한 가구의 주택점유형태 결정요인 분석,” 『주택연구』, 제27권 제3호, 2019, pp.41-75.
11. 통계청, 『2018년 혼인·이혼통계』, 2019a.
12. 통계청, 『2018년 인구동향조사 출생·사망통계 잠정 결과』, 2019b.
13. 한국감정원, 『전국주택가격동향조사』, 2010.
14. 한국감정원, 『전국주택가격동향조사』, 2017.

15. 한영민, “신혼가구의 주거선택에 미치는 요인분석,” 서울시립대학교 석사논문, 2010.
16. Dietz, R. D. and D. R. Haurin, “The Social and Private Micro-level Consequences of Homeownership”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 54 No. 3, 2003, pp.401-450.
17. Ermisch, J. and D. J. Pevalin, “Early childbearing and housing choices,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 13 No. 3, 2004, pp.170-194.
18. Feijten, P. and C. H. Mulder, “The timing of household events and housing events in the Netherlands: A longitudinal perspective,” *Housing Studies*, Vol. 17 No. 5, 2002, pp.773-792.
19. Goodman, A and M. Kawai, “Permanent Income, Hedonic Prices and Demand for Housing: New Evidence,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 12 No. 2, 1982, pp.214-237.
20. Haurin, D. R, P. Hendershott and S. Wachter, “Borrowing Constraints and the Tenure Choice of Young Households”, *Journal of Housing Research*, Vol. 8 No. 2, 1997, pp.137-154.
21. Lauster, N. T. and U. Fransson, “Of Marriages and Mortgages: The Second Demographic Transition and the Relationship between Marriage and Homeownership in Sweden,” *Housing Studies*, Vol. 21 No. 6, 2006, pp. 909-927.
22. Mulder, C. and J. Smits, “First-Time Home-Ownership of Couples: The Effect of Inter-Generational Transmission,” *European Sociological Review*, Vol. 15 No. 3, 1999, pp.323-337.

• 접수일 2020. 03. 25.

• 심사일 2020. 03. 31.

• 심사완료일 2020. 04. 13.

부록

식 (3)에서 제시된 자가점유 시의 사용자비용을 다시 표현하면

$$C_i^o = V_i[r_i i_h + (1 - r_i)\psi_i + t_p + p + u - \pi_{il}^m] - \min(V_i t_1 r_i i_h, t_1 DED) D_i \quad (A-1)$$

식 (A-1)에서 V_i 는 가구가 주택을 자가점유한 경우 설문조사에서 응답한 해당 주택의 현재 주택가격으로 측정하였으며, 가구가 주택을 임차한 경우 로그 주택매매가격에 대한 헤도닉모형 추정계수에 임차한 주택의 특성과 거주지역을 곱하여 구한 로그 주택매매가격 추정치를 지수화하여 측정하였다. r_i 는 개별 가구의 주택매매가격 대비 용자금 비율로 가구의 보유 순자산을 주택구입에 투입한다고 가정하여 주택매매가격(또는 추정치)에서 순자산을 뺀 값을 주택구입에 필요한 용자금으로 보고 이를 주택매매가격(또는 추정치)로 나누어 측정하였다. r_i 는 각 시점별 주택자금 대출규제(최대 LTV 허용 비율) 제약을 받으므로 r_i 의 최대값은 2010년에는 수도권 거주 가구는 0.5, 비수도권거주 가구는 0.6으로 설정하였으며, 2017년에는 전 지역에서 0.7로 설정하였다.⁸⁾

식 (A-1)의 오른쪽 두 번째 항인 $\min(V_i t_1 r_i i_h, t_1 DED) D_i$ 는 주택자금대출 이자비용 소득공제로 인한 소득세 절감분으로 근로소득이 있는 가구 중 구입주택의 기준시가와 주택면적이 일정수준 이하인 경우($D_i = 1$)에만 적용된다.⁹⁾ t_1 은 가구의 한계소득세율이며, DED 는 최대공제액을 의미하며, 정의철(2019)의 연구에 기초하여 t_1 은 20%, DED 는 2010년 1,500만원, 2017년 1,800만원을 가정하였다.

8) i_h 는 주택자금대출 금리로 한국은행에서 제공하는 예금은행의 신규대출액 기준 주택담보대출 금리인 2010년 5.00%, 2017년은 3.27%로 측정하였다. 재산세 실효세율(t_p), 주택투자에 대한 위험프리미엄(p), 감가상각 및 유지관리비용(u)은 정의철(2019)의 연구에 기초하여 각각 0.15%, 3%, 2.5%로 가정하였다. 주택매매가격 예상 상승률인 π_{il}^m 은 국민은행에서 발표하는 광역자치단체별(l), 주택유형별(m) 월별 주택매매가격지수를 평균한 값을 이용하여 연도별 주택매매가격지수를 산출하고 과거 2년간의 변화율을 연간화하여(annualized) 측정하였다. 주택매매가격 변화율 측정시 단독주택 및 연립주택에 대한 주택매매가격지수 자료가 제공되지 않는 지역(제주)의 경우 주택매매가격 종합지수를 이용하여 주택매매가격 변화율을 측정하였다.

9) 주택자금대출 이자비용 소득공제가 적용되는 구체적인 기준에 대해서는 정의철(2019)을 참조할 것.

ψ_i 는 보유자산 중 주택구입시의 대출금을 초과하는 부분이 있는 경우 이에 대한 기회비용 또는 V_i 가 주택자금 대출규제에 따른 최대 LTV 비율로 구입가능한 주택가격을 초과하는 경우 이에 대한 추가 조달비용을 의미한다. 식 (A-1)에서 $(1-r_i)\psi_i$ 는 가구가 처해 있는 조건에 따라 다르게 측정된다.¹⁰⁾

첫째, 가구 i 의 r_i 가 최대 LTV 허용 비율(r^{\max})을 넘지 않는 경우

$$(1-r_i)\psi_i = (1-r_i)(1-t_2)i_c \quad (\text{A-2})$$

즉, 가구 i 는 r_i 의 비율로 주택자금을 대출받고 나머지 $(1-r_i)$ 는 자기자본을 투입해야 하는데 금융자산 투자에 대한 수익률을 i_c , 이자소득세율을 t_2 라 할 때 구입주택가격 단위당 자기자본에 대한 기회비용은 $(1-t_2)i_c$ 가 될 것이다.

둘째, 가구 i 가 주택매매가격이 V_i 인 주택을 구입하기 위해서 자기자본을 투입하여도 최대 LTV 허용 비율을 초과한 추가 대출이 요구된다면

$$(1-r_i)\psi_i = (1-r_i^a)(1-t_2)i_c + (r_i^a - r^{\max})i_b \quad (\text{A-3})$$

식 (A-3)에서 r_i^a 는 주택구입시 요구되는 추가대출을 포함하여 계산된 LTV 비율이다. 우변의 첫 번째 항은 자기자본에 대한 기회비용이며, 두 번째 항은 r_i^a 가 r^{\max} 를 초과하는 부분에 대해서 i_c 보다 높은 대출금리(i_b)가 적용되어 계산된 이자비용이다.

셋째, 가구 i 가 주택매매가격이 V_i 인 주택을 구입하기 위해서 최대 LTV 허용 비율을 초과한 추가 대출이 요구되고 동시에 자기자본(순자산)이 0이거나 음(-)인 경우

10) 식 (A-2)~(A-4)에서 i_c 는 3년 만기 회사채수익률(AA-등급)로 적용(2010년은 4.66%, 2017년은 2.33%)하였다. 그리고 i_b 는 한국은행에서 제공하는 비은행금융기관 중 상호저축은행의 주택담보대출 금리(신규 취급액 기준)를 적용하였다. 2017년의 상호저축은행의 주택담보대출금리는 5.97%였다. 한편 상호저축은행의 가계대출 금리는 2010년에도 제공되나 주택담보대출금리는 2014년부터 제공되므로 2010년의 i_b 는 2014년부터 2017년까지의 가계대출 금리 대비 주택담보대출 금리 비율의 평균값(0.422)을 2010년의 가계대출 금리(20.46%)에 곱하여 8.64%로 측정하였다.

$$(1 - r_i)\psi_i = (r_i^a - r^{max})i_b \quad (A-4)$$

이 경우 자기자본에 대한 투입이 없으므로 자기자본에 대한 기회비용은 없으며 최대 LTV 허용 비율을 초과한 추가 대출에 대해 i_c 보다 높은 대출금리(i_b)가 적용되어 이자비용이 계산된다.

국문요약

신혼부부 가구의 주택점유형태 결정요인 변화에 관한 연구

본 연구에서는 국토교통부의 2010년 및 2017년 주거실태조사 자료를 이용하여 두 시점에서 신혼부부 가구의 주택점유형태 결정 행태에 차이가 있는지를 분석하였다. 분석과정에서 기존 연구들과 다르게 자산변수의 내생성을 고려하고 자가점유의 사용자비용 측정방법을 개선하였다. 또한 주택점유형태 결정 행태가 가구의 경제적 조건과 주택시장 여건에 따라 다를 수 있으므로 거주 지역을 수도권과 비수도권으로 구분하여 주요 변수들의 영향력에 대한 지역적 차이를 살펴보았다. 실증분석 결과 항상소득, 순자산, 상대주거비용 등이 신혼부부 가구의 주택점유형태를 결정하는 핵심변수로 파악되었다. 각 변수들이 주택점유형태 선택에 미치는 영향력은 시점별, 지역별로 차이가 있었다. 항상소득과 순자산의 한계효과는 2010년에 비해 2017년에 다소 증가하였으며, 순자산의 한계효과는 비수도권에서 증가폭이 높았다. 상대주거비용의 한계효과는 2010년에 비해 2017년에 수도권에서는 증가한 반면, 비수도권에서는 크게 감소하였다.