부동산학연구 제25집 제4호, 2019. 12, pp. 85~102 http://dx.doi.org/10.19172/KREAA.25.4.6

Journal of the Korea Real Estate Analysts Association
Vol.25, No.4 2019. 12, pp. 85~102

부모의 경제력이 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 미치는 영향에 관한 연구*

Effects of Parental Wealth on Housing Ladder : Upward and Downward Movement among Young Renters in Korea

이 소 영 (Lee, So-Young)**
이 창 무 (Lee, Chang-Moo)***

< Abstract >

We examined the impact of parent's wealth on the movement of the housing ladder among young renters in Korea. Using the Korea Labor Panel Survey data from 2004 to 2017, we estimated the upward housing movement probit model, discrete-time hazard model, and downward housing movement probit model. In order to more clearly capture the impact of the parental economic power on determining the housing tenure, we used the adjusted net assets of young renters which exclude the wealth already transferred from their parents.

Our results showed that, when using adjusted net assets for the estimation, the net assets of parents affected the housing ladder movement of the younger rental households. By comparing the marginal effects of the child's adjusted net assets with the parent's net assets, the results showed that the child's adjusted net assets have a more significant impact on the movement of the housing ladder. It led us to conclude that parents' economic power has more influence on their children's decisions on their housing tenure in an indirect way than in a direct way. Moreover, the comparison result of birth cohorts also showed that in the housing ladder movement, recent cohorts are more affected by parents' economic power than in the past.

Keyword : Young Renters, Housing Ladder, Intergenerational Transfers, Parental Financial Support, Birth Cohort

* 이 논문은 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2018-S1A5B5A01-033458)
** ㈜빅밸류 빅데이터연구소 과장, 부동산학박사, huldaleesy@gmail.com, 주저자
*** 본 학회 정회원, 한양대학교 도시공학과 교수, changmoo@hanyang.ac.kr, 교신저자

I. 서론

가구는 생애주기에 따라 주택소비량을 조정할 뿐 아니라 주택소비의 핵심적 요인 중 하나인 주택점유형태를 전환한다. 일반적으로 가구는 임차거주로 주택시장에 진입하여 가구가 확장됨에 따라 주거의 안정성을 확보할 수 있는 자가거주로 주택점유형태를 전환한다. 이러한 주택점유형태의 변화는 주거상향이동을 의미하는 '주거 사다리(housing ladder)'로 표현할 수 있다. 주거 사다리는 임차에서 자가로 이동하는 과정으로 임차 내에서는 통상적으로 전세가 월세보다 상위단계에 있다.

주거의 상향이동이 실현되기 위해서는 가구의 욕구와 더불어 경제력이 수반되어야 한다. 주택은 고가의 재화이기 때문에 일반적으로 주택구입자금의 일부는 대출을 통해 조달된다. 가구는 대출금을 제외한 나머지 즉, 초기주택구입자금(downpayment)을 감당할 수 있는 충분한 자산을 확보하여야 주택을 구입할 수 있다. 일반적으로 가구는 소득활동을 통한 근로소득 또는 사업소득의 일부를 저축하거나 투자하여 자산을 축적한다. 하지만 이러한 방식은 자산을 축적하는데 상당한 시간이 걸리고 사회초년생이라 할 수 있는 청년층이 축적할 수 있는 자산의 수준은 한계가 있다. 자산을 형성하는 또 다른 방법으로 증여·상속과 같은 자산이전이 있다. 별도의 소득활동이 없더라도 이를 통해 상대적으로 단기간에 자산을 축적할 수 있다. 청년층 가구는 스스로 자산을 축적할 수 있는 물리적인 시간이 짧기 때문에 주택을 구입하는데 있어 부모의 도움을 받을 가능성이 높다.

한편 청년층 임차가구의 상향이동 뿐만 아니라 전세가구가 월세로 하향이동하지 않는, 즉 전세를 유지하는데 있어서도 부모의 도움을 받을 수 있다. 전세로 거주하기 위해서는 상당한 수준의 보증금이 필요하고, 이때 가구의 전세보증금 지불능력은 주택구입시와 마찬가지로 청년층 가구가 스스로 축적한 자산뿐만 아니라 부모로부터 이전 받을 수 있는 자산까지 고려하여 측정되어야 한다.

최근의 사회·경제적 변화로 인해 부모경제력이 청년층의 주거사다리 이동에 미치는 영향에 대한 관심이 늘고 있다. 저성장이 고착화되면서 청년층을 중심으로 소득 안정성이 약화되고 있다. 통계청 경제활동인구조사 8월 부가자료에 따르면 임금근로자의 평균 근속기간은 2004년, 52.9개월에서 2015년, 68개월로 약 28.5% 증가하였으나 이 중 20대의 평균 근속기간은 2004년, 20.53개월에서 2015년, 18.74개월로 약 7.8% 감소하였고 이같은 현상은 정규직 근로자에게서도 나타나고 있다.[1] 이러한 환경의 변화는 청년층의 자산축적과 주거사다리 이동에 직·간접적으로 영향을 줄 수 있다.[2] 더불어 주거사다리 이동에 있어서 부모로부터의 자산이전의 중요성이 더 커지고 있음을 예상할 수 있다.

이러한 가운데 부모의 경제력이 자녀의 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 성공적으로 규명한 국내 연구는 거의 없다고 할 수 있다.[3] '부모의 높은 경제력은 자산 이전으로 이어지고 자산 이전을 받은 자녀는 보다 수월하게 집을 마련할 수 있다'는 경험적 사실이 아직까지 국내연구에서 실증적으로 규명되지 못한 이유는 부모의 경제력이 자녀의 주택점유형태 결정에 영향을 미치는 기제를 실증분석 모형에 온전히 반영하지 못했기 때문인 것으로 보인다.

이에 본 연구는 그동안 선행연구에서 반영하지 않았던 자산이전의 시점과 자녀의 현재 자산에 반영되어 있는 기(旣)이전자산을 고려하여 부모의 경제력이 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 미치는 영향을 실증적으로 규명하는 것을 그 목적으로 한다.

이를 위해 2004년~2017년 한국노동패널조사 자료를 이용하여 청년층 임차가구의 주거상향이동(임차가구의 자가전환)과 주거하향이동(전세가구의 월세전환)의 결정요인을 프로빗 모형으로 추정한다. 이와 더불어 자가전환까지의 시간을 고려하는 위험률 모형을 추정하여 청년층 임차가구의 생애 최초 주택구입기간에 대한 부모 경제력의 영향을 규명한다. 마지막으로 각각의 모형에 대해 출생 코호트 효과를 분석하여 주거사다리 이동에 대한 코호트별 부모 경제력 영향의 차이를 비교한다.

1) (정규직 임금근로자 평균 근속기간) 2004년, 69.83개월 → 2015년, 87.3개월 : 약 25% 증가
(20대 정규직 임금근로자 평균 근속기간) 2004년, 23.8개월 → 2015년, 22.5개월 : 약 5.5% 감소

2) 경제적 환경의 변화 외에도 청년층의 자산축적과 주거사다리 이동의 변화를 일으키는 요인으로 청년층의 주거에 대한 선호체계의 변화를 고려해볼 수 있음.

3) 이에 대한 자세한 설명은 II.선행연구의 고찰에서 후술함.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 자녀의 주택점유형태 결정에 영향을 주는 부모 특성에 대한 선행연구를 고찰하고 제3장에서는 실증분석 모형을 설명하고 추정을 위한 자료 및 관련 변수의 측정방법을 제시한다. 제4장에서는 추정 결과를 해석하고 제5장에서는 본 연구를 요약하며 향후 연구방향을 제시한다.

II. 선행연구의 고찰

부모의 특성이 자녀의 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 다루는 선행연구에서 부모의 특성은 인구·사회학적 특성, 경제적 특성, 주택 특성 등으로 다양하고 특성의 시점도 자녀의 유년기, 자녀의 분가 전, 현재 등으로 다양하다. 이는 종합적으로 간접적인 요인과 직접적인 요인으로 구분할 수 있다.

자녀의 주택점유형태 결정에 간접적인 영향을 주는 부모특성은 주로 자녀의 유년기의 가정 및 교육환경으로 한부모 가족 여부, 부모의 학력·직업, 소득·자산, 주택점유형태 등 이다. 이러한 부모자원은 자녀의 교육수준과 이후 소득과 같은 경제적 능력에 영향을 주는 등의 방식으로 자녀의 주택점유형태를 결정한다. 부모의 주택점유형태는 자녀의 주택점유형태를 설명하기 위해 가장 빈번하게 또 지속적으로 사용되는 부모의 특성 중 하나이다(Henretta, 1984, 1987; Boehm and Schlottmann, 1999; Mulder and Smits, 1999; Helderman and Mulder, 2007; Öst, 2012; Spilerman and Wolff, 2012; Wagner, 2014; Lersch and Luijkx, 2015; Mulder et al., 2015; Bond and Eriksen, 2017; Choi et al., 2018; Coulter, 2018; Lux et al., 2018). 실증분석 결과의 대부분은 부모와 자녀 주택점유형태의 유사성을 증명하고 있으나 그 기제(mechanism)가 정확하게 밝혀지지는 않았다.[4)]

한편 부모로부터 자녀에게로의 자산이전은 자녀의 주택점유형태 결정에 직접적인 영향을 주는 요인으로 자녀의 주택구입 확률을 높인다. 부모로부터의 자산이전은 증여로 측정할 수 있는데[5)] 이때 증여는 주택구입을 목적으로 하는(earmarked) 증여와 목적을 특정하지 않는(non-earmarked) 증여로 구분할 수 있다. 주택구입을 위해 그 목적이 특정된 증여는 주택구입이 계획되어 있을 때 가장 많이 이루어지는데 이로 인해 주택구입과 동시결정의 문제가 발생한다. 이러한 문제를 피하고 자산이전의 효과를 보다 명확하게 포착하기 위해서는 사용 목적을 특정하지 않은 증여를 주택점유형태 결정요인으로 이용하는 것이 더 바람직하다(Lee et al., 2018). 또한 자녀의 주택구입에 영향을 주는 부모의 금전적인 도움의 수준을 부모의 자산수준으로 측정하기도 한다(Charles and Hurst, 2002; Hilber and Liu, 2008; Bond and Eriksen, 2017; Choi et al., 2019).

최근의 연구(Öst, 2012; Coulter, 2018; Lee et al., 2018)는 코호트(cohort) 또는 시기(period)를 비교분석하여 부모의 특성이 자녀의 주택점유형태 결정에 미치는 영향이 이전의 코호트(또는 시기)에 비해 최근의 코호트(또는 시기)에서 더 커지고 있음을 밝히고 있다.

한편 부모의 특성이 주택점유형태 결정에 미치는 영향에 관한 국내 연구는 부모의 특성이 자가·임차 선택에 미치는 영향뿐만 아니라 전·월세 선택에 미치는 영향도 다루고 있다. 부모의 간접적인 영향을 다루는 연구는 부모 특성으로 부모의 주택점유형태(마강래·권오규, 2013; 김주영·유승동, 2016; 김주영·김진, 2018) 또는 자녀의 유년시절의 부모 경제력(마강래·강은택, 2011) 등을 이용하였다. 부모의 직접적인 영향을 다루는 연구는 부모 특성 변수로 임시자산(이상일·이창무, 2006), 목적을 특정하는 지원여부 또는 지원액(조준우·최창규, 2011; 신영식·이현석, 2017; 정관석·이재우, 2018)을 사용한다. 또한 목적을 특정하지 않은 증여는 국내 자료에서 관찰이 불가능하기 때문에[6)] 이를 대신하여 부모의 경제력을 나타내는 소득(신진욱·이민아, 2014; 김주영·김진, 2018)과 순자산(김성용·조주현, 2016; 김성용, 2017; 이소영, 2018) 등을 사용한다.

4) 부모의 사회적 지위를 재현하고자 하는 사회화(socialization), 어린시절 경험한 주택점유형태에 의해 형성된 주택점유형태에 대한 성향 및 선호 등으로 설명함, 자세한 내용은 Lersch and Luijkx(2015) 참고.

5) 사전 증여와 더불어 사후 증여인 상속도 고려될 수 있으나 본 연구에서는 논의의 범위를 사전 증여로 한정함.

6) 한국노동패널조사에서 이전소득, 기타소득 등의 항목으로 조사하고 있으나 결측이 매우 많아 자산이전을 나타내는 변수로 사용하기 부적절함. 주거실태조사, 재정패널조사, 가계금융복지조사에서도 사적이전소득, 가구간 이전 소득, 증여, 상속 등의 항목으로 조사하고 있으나 동일하게 결측이 많음.

주택구입(또는 임차보증금)을 목적으로 하는 부모 지원 여부 또는 지원액을 주택점유형태 결정요인으로 사용할 경우 앞에서 설명한 바와 같이 동시결정의 문제가 있다. 또한 부모가구의 소득은 분석결과에서 유의수준이 낮았을 뿐 아니라 주택이 고가의 재화라는 점을 고려할 때, 주택구입에 직접적인 영향을 미치는 부모의 경제력은 소득보다 자산이 더 적절한 것으로 보인다. 하지만 부모의 자산을 이용한 현재까지의 실증분석 결과는 그리 성공적이라 할 수 없다. 김성용·조주현(2016)과 김성용(2017)은 한국노동패널조사 자료를 사용하여 자녀의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인으로 부모 순자산 변수를 이용하였으나 예상과 다르게 부모 순자산이 클수록 자녀가 임차를 선택할 확률이 더 높은 것으로 나타났으며 분석결과를 설명하지 못하였다. 동일하게 한국노동패널조사 자료로 분석한 이소영(2018)은 부모 순자산을 5분위로 구분하여 자녀의 주택점유형태를 설명하였다. 서울을 제외할 경우 부모 순자산이 1분위인 가구에 비해 부모 순자산이 2분위~5분위인 가구는 순차적으로 자가전환 확률이 높아지는 것으로 나타났으나, 서울을 포함한 전국이나 서울에서는 이러한 모습이 나타나지 않았다.

본 연구는 선행연구에서 반영하지 않았던 자산이전의 시점과 자녀의 현재 자산에 반영되어 있는 기(旣)이전자산을 고려하여[7] 선행연구의 한계를 극복하고 이를 통해 부모의 경제력이 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 실증적으로 규명한다.

III. 실증분석모형

1. 실증분석모형

본 연구에서는 $t-1$기의 부모 경제력이 청년층 임차가구의 t기의 주택점유형태 선택에 영향을 주는 프로빗 모형과 이산적 위험률 모형을 실증분석모형으로 활용한다.[8]

w_{it}^{*}를 t시점에서 가구 i의 주택점유형태에 대한 잠재변수라고 할 때 프로빗 모형은 식(1)과 같다. Y_{it}는 가구(항상)소득, W_{it}는 가구 보유자산, p_h^j는 주택점유형태 j의 단위당 주거서비스 비용, Z_{kit}는 임차가구 i의 t시점에서의 k번째 특성벡터이다. ϵ는 오차항으로 평균이 0이고 분산이 σ_ϵ^2인 정규분포를 갖는다고 가정한다.

$$w_{it}^{*}=\alpha_0+\alpha_1 ln\, Y_{it}+\alpha_2(p_h^o/p_h^r)_{it}+\alpha_3 W_{it} \quad (1)$$
$$+\sum_k \beta_k Z_{kit}+\epsilon_{it}$$

t기에 w_{it}^{*} 대신 관찰되는 주택점유형태는 식(2)와 같다. 임차(또는 전세)가구 i가 t기에 자가(또는 월세) 거주를 선택하였으면 1의 값을 갖고 임차(또는 전세)를 유지하였으면 0의 값을 갖는다.

$$w_{it}=\begin{cases}1 \;\; if \;\; w_{it}^{*}>0\\ 0 \;\; if \;\; w_{it}^{*}\le 0\end{cases} \quad (2)$$

식(3)은 식(1)에 부모의 경제력(P)을 포함한 모형이다. t기의 주택점유형태는 자산이전의 결과이기 때문에 부모 경제력 변수의 시점은 $t-1$기로 한다.

$$w_{it}^{*}=\alpha_0+\alpha_1 \ln Y_{it}+\alpha_2(p_h^o/p_h^r)_{it}+\alpha_3 W_{it} \quad (3)$$
$$+\alpha_4 P_{it-1}+\sum_k \beta_k Z_{kit}+\epsilon_{it}$$

한편 가구의 현재 자산은 식(4)와 같이 스스로 축적한 부분(W^{ak})과 부모로부터 이전 받은 부분(W^{p})으로 구성된다.

$$W_{it}=W_{it}^{ak}+W_{it}^{p} \quad (4)$$

선행연구에서 주택점유형태 결정에 대한 부모 경제력의 영향이 나타나지 않았던 원인을 자녀의 현재 자산에 포함되어 있는 기(旣)이전자산으로 보고, 이를 해결하기 위해 자녀의 자산 중 스스로 축적한 자산(W_{it}^{ak})만을 추정에 이용한다. 하지만 스스로 축적한 자산

7) 이에 대한 자세한 내용은 'III. 실증분석모형'에서 후술함.

8) 이산적 위험률 모형에 대한 설명은 이소영·정의철(2017b)을 참고할 것.

(W_{it}^{k})이나 부모로부터 이전 받은 자산(W_{it}^{p})은 관찰되지 않기 때문에 둘의 합인 관찰 가능한 자산(W_{it})에서 부모 경제력의 영향을 제거하는 방식으로 스스로 축적한 자산(W_{it}^{k})을 산출한다. 이전되는 자산의 수준은 부모의 경제력에 근거한다고 가정하고 현재 자산(W_{it})을 식(5)와 같이 추정한다. 부모로부터의 자산이전은 특정 한 시점에 또는 여러 시점에 이루어질 것으로 예상되지만 실제로 자산이전이 이루어지는 시점은 관찰되지 않는다. 이러한 이유로 부모의 자산을 한 시점의 값으로 특정하기보다 분가한 시점부터 $t-1$기까지 각 시점의 부모 순자산의 평균값을 이용하였고 식(5)에서 $\frac{1}{t}\sum_{t=1}^{t} PW_{it-1}$로 나타낸다.

$$W_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{1}{t}\sum_{t=1}^{t} PW_{it-1} + \upsilon_{it} \quad (5)$$

식(5)의 잔차 ($\upsilon_{it} = W_{it} - \widehat{W_{it}}$)는 부모 경제력의 효과가 제거된 자산($W_{it} - W_{it}^{p}$) 즉, 자녀 스스로 축적한 자산($W_{it}^{k}$)이 되고 이를 반영한 본 연구의 최종 모형은 식(6)과 같다.

$$w_{it}^{*} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 (p_h^o / p_h^r)_{it} + \alpha_3 W_{it}^{k} + \alpha_4 P_{it-1} + \sum_k \beta_k Z_{kit} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

2. 자료 및 변수

1) 자료 및 변수측정

분석에 이용되는 기초자료는 한국노동연구원의 한국노동패널조사 자료로 주택매매가격 및 전세가격의 측정이 가능한 7차 년도(2004년)부터 가장 최근인 20차 년도(2017년) 조사의 가구 및 개인 자료이다. 한국노동패널조사는 원표본가구 뿐만 아니라 원가구에 속한 가구원이 분가하여 형성한 새로운 가구도 조사하기 때문에 분가한 가구원의 원가구와 분가가구의 정보를 동시에 관찰할 수 있다. 분석의 대상은 $t-1$기에 가구주의 나이가 20세~39세인 청년층 가구이고 이때 가구주는 원가구에서 가구주와의 관계가 '자녀'였고 현재 뿐만 아니라 분가하는 시점에도 가구주로 분가했음을 조건으로 한다.[9)]

프로빗 모형을 추정하기 위해서 주거상향이동 결정요인 모형은 $t-1$기의 주택점유형태가 임차인 가구를, 주거하향이동 결정요인 모형은 $t-2$기[10)]의 주택점유형태가 전세인 가구를 대상으로 하였다. 또한 주거하향이동 결정요인 모형의 경우 분가시점부터 현재(t기)까지 자가 보유 경험이 없는 가구만을 대상으로 하였다.

한편 주거상향이동 결정요인에 대한 이산적 위험률 모형을 추정하기 위해서 분가한 시점에 주택점유형태가 임차인 가구 중 자가로 전환한 가구는 분가한 시점부터 최초로 자가를 선택한 시점까지, 계속해서 임차를 유지한 가구는 분가한 시점부터 가장 최근 자료인 2017년까지 주택점유형태가 계속 관찰되는 가구를 대상으로 표본을 구성하였다.

종속변수인 임차(또는 전세)가구의 주택점유형태(w)는 자가(또는 월세) 전환시 1, 임차(또는 전세)유지시 0의 값을 부여하였다. 이때 전세가구의 주거하향이동 여부는 단순히 주택점유형태의 변화여부만으로 정의하기에는 한계가 있다. 월세전환은 월세가 있고 보증금이 $t-2$기의 전세 보증금 보다 작은 경우로 정의하였고, 전세유지는 보증금이 $t-2$기의 전세 보증금보다 큰 경우로 정의하였다.

설명변수는 가구의 인구학적 특성 및 경제적 특성, 부모 경제적 특성, 주거비용 특성, 지역적 특성, 코호트 특성, 시장 특성으로 구성하였다. 인구학적 특성 변수는 가구주 연령, 혼인여부 (혼인=1), 가구원수로 구성하였다. 경제적 특성 변수로는 가구의 실질 항상소득 로그값(또는 실질 총소득)과 가구의 실질 조정순자산[11)]을 고려하였으며 부모의 경제적 특성은 부모의 현재 거주주택자산을 제외한 $t-1$기의 실질 순자산을 사용하였다.[12)] 주거비용 변수는 상대주거비용으로 주거상향이동 모형의 경우 '소유비용/임차비용', 주거

9) 혼인한 가구의 경우 주거사다리 이동에 양가 부모님의 경제력이 모두 영향을 줄 수 있으나 분가가구의 가구원 중 원가구가 존재할 경우만 부모 경제력을 추적할 수 있기 때문에 양가 부모님의 경제력을 모두 반영하는 것이 불가능하고 이는 본 연구의 한계임.

10) 주택임대차보호법에서 보장하는 임대차기간인 2년을 기준함.

11) 순자산은 총자산(현재 거주주택의 시가 및 보증금 + 거주주택 외 부동산 시가 및 보증금 + 금융자산)에서 총부채를 뺀 값임.

12) 본 연구에서는 서로 다른 시점의 자료를 통합하여 분석하기 때문에 소득, 자산 등 화폐가치로 측정된 명목변수를 연도별, 지역별 소비자물가지수를 이용하여 2015년 실질 값으로 환산하였음.

하향이동 모형의 경우 '전세비용/월세비용'으로 산출하고 지역적 특성 변수로 대도시권[13] 여부(대도시권=1)를 이용하였다. 조정 순자산과 항상소득 추정 절차 및 상대주거비용 측정 절차는 부록에 설명한다.

출생 코호트 더미 변수는 1980년을 기준으로 가구주의 출생연도가 1980년이거나 그 이후이면 1, 그 이전이면 0의 값을 부여하였다. 본 연구는 2004년~2017년 각 연도의 가구주 연령이 20대와 30대인 가구를 분석의 대상으로 하였기 때문에, 가구주 출생연도의 95%가 1970년대와 1980년대이다. 가구주가 1980년대~1990년대에 출생한 가구를 최근 코호트, 1960년대~1970년대에 출생한 가구를 이전 코호트로 정의한다. 한편 주거하향이동 모형에는 시장 특성으로 전세가 변동성을 추가로 고려하였다. 전세가는 매매가에 비해 변동성이 크지만 월세는 전세가나 매매가에 비해 안정적이다. 전세가구가 전세를 유지하기 위해서는 전세보증금을 추가로 지불해야하는 부담이 있다(이창무, 2015). 이런 이유로 주거하향이동 모형에서 전세가의 변동성이 클수록 전세가구는 전세를 유지하기보다 월세로 전환할 확률이 높을 것으로 예상된다. 전세가 변동성은 KB국민은행의 광역자치단체별 주택전세가격 종합지수의 연도별, 지역별 최근 3년 표준편차로 산출하였다.

2) 기초통계량

<표 1>은 주거상향이동 프로빗 모형에 사용된 표본의 t기 주택점유형태별 기초통계량이다.[14] $t-1$기에 주택점유형태가 임차인 청년층 가구 중 약 9.64%인 286가구는 t기에 자가로 전환하였고, 나머지 약 90.36%인 2,680가구는 임차를 유지하였다. 임차를 유지한 가구에 비해 자가로 전환한 가구는 가구주 평균 연령과 혼인한 비율이 높고 평균 가구원 수가 더 많다. 또한 자가로 전환한 가구의 실질 항상소득과 실질 순자산의 평균값은 임차를 유지한 가구 보다 높다. 부모의 경제력을 나타내는 부모 실질 순자산 또한 임차유지 가구(약 8천만원)보다 자가전환 가구(약 1억 4천만원)에서 더 크다. 임차를 유지한 가구의 상대주거비용(소유비용/임차비용)은 2.01로 자가로 전환한 가구의 해당 값 1.00에 비해 매우 높게 나타나고 있다.

<표 2>는 이산적 위험률 모형에 사용된 표본의 주택점유형태 변화를 보여준다. 위험률은 분가 후 특정 시점에 관찰된 가구 중 주택점유형태를 자가로 전환한 가구의 비율이며 생존율[15]은 Kaplan-Meier의 product limit method로 산출하였다. 분가시점의 주택점유형태가 임차인 청년층 가구 405가구 중 약 32.6%인 132가구가 관찰종료까지 주택점유형태를 자가로 전환하

<표 1> 주거상향이동 결정요인 모형의 t기 주택점유형태별 기초통계량

	자가전환		임차유지		전체	
설명변수	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
가구주 연령	33.72	3.49	32.61	4.12	32.72	4.07
혼인여부 (혼인=1)	0.89	0.31	0.58	0.49	0.61	0.49
가구원수	2.98	1.01	2.33	1.26	2.40	1.25
대도시권여부 (대도시권=1)	0.44	0.50	0.54	0.50	0.53	0.50
상대주거비용 (소요비용/임차비용)	1.00	1.28	2.01	7.34	1.92	7.00
항상소득(천만원)	4.02	1.05	3.45	0.90	3.51	0.93
순자산(천만원)	17.97	14.29	8.16	11.28	9.10	11.96
조정 순자산(천만원)	4.59	14.37	-4.89	11.14	-3.98	11.83
부모 순자산(천만원), (t-1기, 거주주택자산 제외)	13.87	40.29	8.26	28.57	8.80	29.94
코호트(1980, 1990년대생=1)	0.31	0.46	0.47	0.50	0.46	0.50
표본수	286		2,680		2,966	

13) 서울, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산

14) 위험률 모형에 사용한 표본의 기초통계량은 <표 1>과 유사하여 생략함.

15) 생존율($\hat{S}(t)$)은 $\prod_{j|t_j \le t}\left(\frac{n_j - d_j}{n_j}\right)$로 산출함. 이때 t_j는 자가전환이 발생한 시점, n_j는 시점 t_j 직전에 자가전환 가능성이 있는 가구수, d_j는 시점 t_j에 자가전환한 가구수임.

<표 2> 자가전환 위험률 및 생존률

분가 후(년)	총관찰 가구수	자가전환 가구수	계속임차 가구수	우측절단 건수	위험률(%)	생존율(%)
1	405	26	379	65	6.42	93.58
2	314	25	289	54	7.96	86.13
3	235	19	216	31	8.09	79.17
4	185	15	170	23	8.11	72.75
5	147	16	131	20	10.88	64.83
6	111	10	101	21	9.01	58.99
7	80	7	73	21	8.75	53.83
8	52	7	45	15	13.46	46.58
9	30	4	26	6	13.33	40.37
10	20	0	20	6	0.00	40.37
11	14	3	11	4	21.43	31.72
12	7	0	7	4	0.00	31.72
13	3	0	3	3	0.00	31.72
합계	1,603	132	1,471			

<표 3> 주거하향이동 결정요인 모형의 t기 주택점유형태별 기초통계량

	월세전환		전세유지		전체	
설명변수	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
가구주 연령	32.20	3.58	33.47	3.29	33.33	3.34
혼인여부 (혼인=1)	0.59	0.50	0.83	0.38	0.80	0.40
가구원수	2.28	1.20	2.88	1.11	2.81	1.13
대도시권여부 (대도시권=1)	0.59	0.50	0.60	0.49	0.60	0.49
상대주거비용 (전세비용/월세비용)	0.54	0.16	0.49	0.14	0.49	0.14
전세가 변동성 (전세가격 지수 최근 3년 표준편차)	3.31	1.92	2.94	1.47	2.98	1.53
총소득(천만원)	3.86	3.68	4.74	2.51	4.65	2.67
순자산(천만원)	3.14	5.76	13.16	10.34	12.05	10.42
조정 순자산(천만원)	-10.24	5.77	-0.17	10.32	-1.28	10.41
부모 순자산(천만원), (t-1기, 거주주택자산 제외)	5.40	16.58	13.29	35.42	12.42	33.93
코호트(1980~1990년대생=1)	0.54	0.50	0.39	0.49	0.41	0.49
표본수	46		369		415	

였으며, 나머지 67.4%인 273가구는 관찰종료 이후에 자가로 전환할 수 있으나 분석기간 중에는 임차를 유지하였다.

<표 3>은 주거하향이동 프로빗 모형에 사용된 표본의 t기 주택점유형태별 기초통계량이다. $t-1$기에 주택점유형태가 전세인 청년층 임차가구 중 약 11.08%인 46가구는 t기에 월세로 전환하였고, 나머지 약 88.92%인 369가구는 전세를 유지하였다. 전세를 유지한 가구에 비해 임차로 전환한 가구는 가구주 평균 연령과 혼인한 비율이 낮고 평균 가구원 수가 더 적다. 또한 월세로 전환한 가구의 실질 총소득과 실질 순자산의 평균값은 전세를 유지한 가구 보다 낮다. 부모의 경제력인 부모 실질 순자산 또한 전세유지 가구(약 1억 3천만원)보다 월세전환 가구(약 5천 4백만원)에서 더 작게 나타나고 있다. 전세를 유지한 가구의 상대주거비용(전세비용/월세비용)은 0.49로 월세로 전환한 가구 0.54에 비해 낮다.

IV. 추정결과

<표 4>는 주거상향이동 결정요인에 대한 프로빗 모형 추정 결과를 보여준다. 추정결과 모두 로그우도 검정통계량 값(LR-stat.)이 유의수준 1% 임계치보다 커 모형 전체의 설명력은 우수한 것으로 판단된다. 모형 A-1은 일반적인 주택점유형태 결정 모형에서와 같이 가구의 경제적 변수로 순자산을 이용하여 추정한 결과이고, 모형 A-2는 현재의 순자산에서 부모 순자산의 영향력을 제외한 즉, 자녀 스스로 축적한 자산을 의미하는 조정 순자산을 이용하여 추정한 결과이다. 모형 A-3은 부모 순자산의 출생 코호트효과를 추정 결과이다.

모형 A-1의 추정결과를 살펴보면 가구주가 혼인한 상태일수록, 대도시권에 거주하지 않을수록, 실질 항상소득이 높을수록, 실질 순자산이 많을수록, 상대주거비용(소유비용/임차비용)이 낮을수록 자가전환할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 반면 부모 실질 순자산은 통계적으로 유의하지 않았다.

한편 가구주 연령은 주거상향이동에 음(-)의 영향이 있는 것으로 나타나는데 이는 일반적인 주택점유형태 결정 모형에서 가구주 연령이 자가 선택에 양(+)의 영향을 주는 것과 반대되는 결과이다. 일반적인 주택점유형태 결정모형과 달리 해당 모형은 $t-1$기에 주택점유형태가 임차인 청년층 가구를 대상으로 하여 주거상향이동 결정요인을 추정한다. 따라서 청년층 임차가구는 가구주 연령이 높을수록 주거상향이동의 가능성이 줄어드는 것으로 해석할 수 있다.

모형 A-2는 모형 A-1의 '실질 순자산' 변수 대신 식(5)를 통해 산출한 '조정 실질 순자산' 변수를 이용하여 추정한 결과이다. 모형 A-1의 추정결과와 대체로 유사하나 모형 A-1에서 통계적으로 유의하지 않았던 부모 실질 순자산 변수가 양(+)으로 유의하게 나타났다. 즉 부모의 경제력이 높을수록 자가전환 확률도 높다. 부모로부터 이전된 자산이 포함되어 있을 것으로 예상되는 자녀의 순자산 대신 자녀 스스로 축적한 자산을 의미하는 조정 순자산을 이용했을 경우, 청년층 임차가구의 주거상향이동인 자가전환 결정에 대한 부모 경제력의 영향이 유의하였다. 사회적 통념과 경험적 사실에도 불구하고 '부모의 경제적 수준이 높으면

<표 4> 주거상향이동 추정 모형 : 프로빗 모형

종속변수 임차(t-1기) → 자가(t기) = 1 임차(t-1기) → 임차(t기) = 0	모형 A-1		모형 A-2		모형 A-3	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-5.466 ***	-4.13	-5.216 ***	-3.89	-5.779 ***	-4.10
가구주 연령	-0.021 *	-1.85	-0.021 *	-1.85	-0.039 ***	-2.95
혼인여부 (혼인=1)	0.657 ***	4.66	0.657 ***	4.66	0.638 ***	4.50
가구원수	-0.008	-0.16	-0.007	-0.15	-0.021	-0.42
대도시권여부 (대도시권=1)	-0.244 ***	-3.41	-0.242 ***	-3.39	-0.255 ***	-3.57
상대주거비용(사용자비용/임차비용)	-0.090 ***	-5.36	-0.090 ***	-5.37	-0.079 ***	-4.81
log 실질 항상소득	0.535 ***	2.95	0.536 ***	2.95	0.696 ***	3.51
실질 순자산(천만원)	0.021 ***	5.87				
조정 실질 순자산(천만원)			0.021 ***	5.85	0.020 ***	5.59
부모 실질 순자산(천만원), (t-1기, 거주주택자산 제외)	0.001	0.92	0.002 **	2.21	0.001	0.44
출생 코호트(1980~1990년대생=1)					-0.279 ***	-2.98
부모 실질 순자산(천만원) × 출생 코호트(1980~1990년대생=1)					0.004 **	2.09
ln(0)	-940.693		-940.693		-940.693	
ln(β)	-811.012		-810.992		-805.726	
LR-stat. ($\chi^2_{0.01}$)	204.062 (20.09)		202.7 (20.09)		211.986 (23.21)	
표본 수	2,966		2,966		2,966	

주 : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

〈표 5〉 주거상향이동 추정 모형 : 이산적 위험률 모형

종속변수 임차(t-1기) → 자가(t기) = 1 임차(t-1기) → 임차(t기) = 0	모형 B-1		모형 B-2		모형 B-3	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
분가 후 1년~3년	-12.033 ***	-2.82	-11.608 ***	-2.68	-12.124 ***	-2.66
분가 후 4년~5년	-11.695 ***	-2.72	-11.267 **	-2.58	-11.738 **	-2.55
분가 후 6년~10년	-11.880 ***	-2.74	-11.455 ***	-2.60	-11.889 **	-2.57
분가 후 11년~	-11.925 ***	-2.68	-11.518 **	-2.55	-11.977 **	-2.52
가구주 연령	-0.057	-1.54	-0.056	-1.53	-0.082 *	-1.92
혼인여부(혼인=1)	1.961 ***	4.40	1.969 ***	4.43	1.960 ***	4.38
가구원수	-0.250 *	-1.70	-0.252 *	-1.71	-0.272 *	-1.83
대도시권여부(대도시권=1)	-0.695 ***	-3.20	-0.692 ***	-3.21	-0.732 ***	-3.35
상대주거비용(사용자비용/임차비용)	-0.168 ***	-3.95	-0.168 ***	-3.98	-0.156 ***	-3.64
log 실질 항상소득	1.297 **	2.26	1.302 **	2.26	1.494 **	2.38
실질 순자산(천만원)	0.039 ***	3.38				
조정 실질 순자산(천만원)			0.038 ***	3.31	0.038 ***	3.22
부모 실질 순자산(천만원), (t-1기, 거주주택자산 제외)	0.003	1.31	0.005 **	2.50	0.001	0.30
출생 코호트(1980~1990년대생=1)					-0.398	-1.55
부모 실질 순자산(천만원) × 출생 코호트(1980~1990년대생=1)					0.010 **	2.21
ln(0)	-1,111.115		-1,111.115		-1,111.115	
ln(β)	-386.081		-386.468		-384.231	
LR-stat. ($\chi^2_{0.01}$)	596.976 (26.22)		598.825 (26.22)		590.614 (29.14)	
표본 수	1,603		1,603		1,603	
가구 수	405		405		405	

주 : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

자녀가 주택을 구입할 가능성이 높다'라는 가설이 그동안 실증적으로 규명되지 않았던 이유는 자녀의 자산에 반영되어 있는 기(旣)이전된 자산 때문인 것으로 보인다.

모형 A-3은 청년층 임차가구의 주거상향이동에 대한 부모 경제력 영향의 출생 코호트 효과 추정결과이다. 부모 실질 순자산에 가구주 출생 코호트 더미를 곱하여 주거상향이동에 대한 부모 경제력의 영향이 가구주의 출생 코호트에 따라 차이가 있는지를 분석하였다. 먼저, 가구주가 최근 코호트인 가구는 이전 코호트인 가구에 비해 자가전환 확률이 낮은 것으로 나타났다. 이는 최근 코호트가 과거 코호트에 비해 임차에서 자가로의 주거상향이동에 대한 선호가 낮다는 것을 의미한다.[16] 이 결과는 소득, 자산, 주거비용 등 주택점유형태 결정에 영향을 미치는 경제적 요인을 통제한 결과로 가구의 경제적 조건이 자가 거주 선택에 미치는 영향과는 구별되어야 한다.

한편 부모 순자산이 동일하게 한 단위 증가할 경우 최근 코호트의 자가전환 확률이 이전 코호트의 자가전환 확률 보다 높은 것으로 나타나 부모 경제력은 이전보다 최근 출생 코호트의 주거상향이동에 더 큰 영향을 주는 것으로 보인다. 종합하면 최근 코호트인 1980년 이후의 코호트는 그 이전 코호트에 비해 주거상향이동에 대한 선호가 낮지만, 자가로 전환하는데 있어서 그 이전의 코호트에 비해 부모 경제력의 영향을 더 많이 받는 것으로 예상된다.

16) 주거이동에 대한 출생코호트 효과의 원인은 본 연구를 통해서 알 수 없고 주거선호체계의 변화 등으로 추측함. 이소영·정의철(2017a)은 최근 청년층의 자가 거주 선호도가 과거 청년층에 비해 낮은 원인을 높은 주택가격으로 분석하고 있으나 보다 폭넓은 분석이 요구됨.

<표 5>는 주거상향이동 결정요인에 대한 이산적 위험률 모형 추정 결과를 보여준다. 모든 모형의 로그우도 검정통계량 값(LR-stat.)이 유의수준 1%에서의 χ^2 임계치를 초과하므로 모형 전체의 설명력은 우수한 것으로 판단된다. 설명변수의 유의성과 방향은 <표 4>와 거의 유사하게 나타났다. 위험률 모형에서도 모형 B-1과 모형 B-2를 비교할 때 실질 순자산을 사용한 모형 B-1에서는 부모 실질 순자산이 유의하지 않았지만 조정 실질 순자산을 사용한 모형 B-2에서는 부모 실질 순자산이 통계적으로 유의하였다. 모형 B-3에서 코호트 더미 변수는 유의하지 않았지만 부모 경제력 영향의 출생 코호트 효과를 나타내는 변수는 통계적으로 유의하였다. 이는 부모 순자산이 동일하게 한 단위 증가했을 때 최근 코호트의 자가전환 위험률이 이전 코호트에 비해 더 큰 것을 의미한다.

<표 6>은 주거하향이동 결정요인에 대한 프로빗 모형 추정 결과이다. 모형 C-1의 추정결과를 살펴보면 <표 4>나 <표 5>의 주거상향이동 추정결과와 달리 가구의 인구·사회학적 특성 변수와 대도시권 여부 변수는 유의하지 않았다. 주택점유형태를 임차로 계속 유지할 경우 보증금 인상 및 월세 전환 등에 대한 수용여부는 인구·사회학적 특성 보다는 경제적 요인에 의해 결정된다고 볼 수 있다(노영훈, 2017). 상대주거비용(전세비용/월세비용)이 클수록, 실질 총소득이 높을수록, 실질 순자산(또는 실질 조정 순자산)이 적을수록 전세가구가 월세로 전환할 확률이 높은 것으로 추정되었다.

부모 실질 순자산은 주거상향이동 추정결과처럼 실질 순자산(모형 C-1) 대신 조정 실질 순자산을 사용한 모형 C-2에서 통계적으로 유의하게 나타나 부모의 경제력을 나타내는 부모 실질 순자산은 주거상향이동 뿐만 아니라 주거하향이동에도 영향을 주고 있음을 확인하였다. 부모 실질 순자산이 클수록 청년층 전세가구는 월세로 전환하기보다 전세를 유지하는 것으로 해석할 수 있다.

한편 전세가 변동성이 클수록 주거하향이동 즉 월세 전환 확률도 큰 것으로 나타났다. 추가적인 금융자산을 요구하는 전세가의 높은 변동성은 전세가구에게 적응의 문제를 발생시킨다는(이창무, 2015) 주장을 해당 결과를 통해 확인할 수 있다. 다만 분석기간에서 전세

<표 6> 주거하향이동 추정모형 : 프로빗 모형

종속변수 전세(t-2기) → 월세(t기) = 1 전세(t-2기) → 전세(t기) = 0	모형 C-1		모형 C-2		모형 C-3	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	-2.146 **	-1.98	-3.995 ***	-3.39	-6.690 ***	-4.26
가구주 연령	0.011	0.37	0.009	0.31	0.065 *	1.74
혼인여부(혼인=1)	-0.369	-0.83	-0.389	-0.86	-0.502	-1.09
가구원수	-0.097	-0.59	-0.075	-0.45	-0.064	-0.38
대도시권여부(대도시권=1)	-0.036	-0.16	-0.063	-0.27	0.124	0.49
전세가격 지수 최근 3년 표준편차	0.152 **	2.33	0.157 **	2.39	0.116 *	1.65
상대주거비용(전세비용/월세비용)	2.658 ***	3.27	2.570 ***	3.16	3.441 ***	3.86
실질 총소득	0.098 **	2.17	0.097 **	2.11	0.096 *	1.93
실질 순자산(천만원)	-0.147 ***	-6.98				
조정 실질 순자산(천만원)			-0.151 ***	-7.23	-0.161 ***	-7.35
부모 실질 순자산(천만원), (t-1기)	-0.008	-1.26	-0.014 **	-2.47	-0.007	-1.19
출생 코호트(1980~1990년대생=1)					0.915 ***	3.13
부모 순자산(천만원) × 출생 코호트(1980~1990년대생=1)					-0.040 **	-2.13
ln(0)	-144.534		-144.534		-144.534	
ln(β)	-95.431		-92.883		-86.665	
LR-stat. ($\chi^2_{0.01}$)	98.207 (21.67)		103.302 (21.67)		115.739 (24.72)	
표본 수	415		415		415	

주 : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

〈표 7〉 주요 변수의 한계효과와 오즈비

	모형 A-2(한계효과)	모형 B-2(오즈비)	모형 C-2(한계효과)
log 항상소득 (총소득)	0.07881	3.97534	0.01245
조정 순자산(천만원)	0.00305	1.03781	-0.01939
부모 순자산(천만원), (t-1기)	0.00027	1.00460	-0.00179

가가 하락하는 시기는 거의없다는 점을 고려한다면 상대적 비용의 효과를 의미하는 상대주거비용 변수와는 별개로 전세가 변동성은 실질적으로 과거 상승률의 강도를 의미한다고 할 수 있다.

모형 C-3은 청년층 임차가구의 주거하향이동에 대한 부모 경제력 영향의 출생 코호트 효과 추정결과이다. 가구주가 최근 코호트인 가구는 이전 코호트인 가구에 비해 전세를 유지하기 보다는 월세로 전환할 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 부모 순자산이 동일하게 한 단위 증가할 경우 최근 코호트의 월세전환 확률이 과거 코호트의 월세전환 확률 보다 낮은 것으로 나타났다. 이는 청년층 전세가구가 전세를 유지하는데 있어 부모 경제력의 영향이 이전 코호트 보다 최근 코호트에서 더 크다는 것을 의미한다.

<표 7>은 모형 A-2, B-2, C-2의 주요 변수의 한계효과와 오즈비이다. 주거상향이동 프로빗모형인 A-2의 경우 항상소득의 로그값이 1단위 증가하면 청년층 임차가구가 자가로 전환할 확률은 약 7.8%p 증가한다. 조정 순자산이 1천만원 더 높으면 자가로 전환할 확률이 약 0.31%p 높아지는 반면, 부모 순자산이 1천만원 더 높으면 약 0.03%p 증가하는 것으로 나타나 부모 순자산 보다 자녀의 조정 순자산의 한계효과가 더 크다.

부모의 순자산을 임차거주 자녀의 자가전환에 미치는 직접적인 영향, 자녀 스스로 축적한 자산인 조정 순자산을 간접적인 영향이라고 한다면 자녀의 자가전환에 대한 부모 경제력은 직접적인 영향보다 간접적인 영향이 더 큰 것으로 해석할 수 있다. 자녀의 자산축적은 앞에서 설명한 바와 같이 유년기의 가정 및 교육환경에 의해 결정되는 교육수준과 이를 기반으로 하는 이후의 경제적인 능력에 의해 결정된다고 할 수 있다.

주거상향이동 이산적 위험률 모형인 B-2의 경우 오즈비를 통해 설명변수 1단위 변화가 계속 임차 위험률 대비 자가 전환 위험률에 미치는 영향을 살펴보면 항상소득이 5% 증가하면 자가 전환의 상대적 위험률은 약 6.56% 높아진다. 실질 조정 순자산이 1천만원 증가하면 자가 전환의 상대적 위험률은 약 3.8% 높아지고 부모 조정 순자산이 1천만원 증가하면 자가 전환의 상대적 위험률은 약 0.46% 높아진다. 모형 A-2의 한계효과와 마찬가지로 자가전환에 미치는 부모 경제력의 영향은 부모 순자산으로 나타나는 직접적인 영향보다 자녀의 조정 순자산으로 나타나는 간접적인 영향이 더 크다.

마지막으로 주거하향이동 프로빗 모형인 C-2의 한계효과는 총소득이 1천만원 더 높으면 청년층 전세가구가 월세로 전환할 확률이 약 1.25%p 증가한다. 조정 실질 순자산이 1천만원 더 높으면 월세로 전환할 확률이 약 1.9%p 감소하고 부모 실질 순자산이 1천만원 더 높으면 약 0.18%p 감소한다. 주거상향이동 모형에서와 마찬가지로 조정 실질 순자산의 한계효과가 부모 실질 순자산의 한계효과 보다 더 크다.

V. 결론

주택을 구입하기 위해서는 초기주택구입자금(downpayment)만큼의 자산을 보유해야하지만, 청년층의 경우 자산을 축적할 수 있는 시간이 짧다. 이런 이유로 청년층은 주택을 구입하기 위해서 부모의 도움을 받을 것으로 기대되고 이는 경험적 사실에 의해 확인되는 바이다. 그럼에도 불구하고 국내 관련 선행연구는 현재까지 이를 실증적으로 규명하지 못하였다. 이에 본 연구는 선행연구에서 고려하지 않았던 자산이전의 시기와 자녀의 현재 자산에 이미 반영되어있는 이전된 자산을 고려하여 부모의 경제력이 청년층 주거사다리 이동에 미치는 영향을 실증적으로 규명하였다. 이때 주거사다리 이동은 임차에서 자가로 전환(또는 임차유지)하는 주거상향이동과 전세에서 월세로 전환(또는 전세유지)하는 주거하향이동으로 구분하여 살펴보았다.

2004년~2017년 한국노동패널조사 자료를 이용하여 청년층 임차가구의 주거상향이동과 주거하향이동

결정요인을 프로빗모형으로 추정하였고 주거상향이동은 추가적으로 자가전환까지의 시간을 고려할 수 있는 이산적 위험률 모형을 추정하여 청년층 임차가구의 생애 최초 주택구입기간에 대한 부모 경제력의 영향을 분석하였다. 또한 주거사다리 이동에 대한 출생 코호트별 부모 경제력 영향의 차이를 비교분석하였다.

추정 결과 자녀 스스로 축적한 자산만을 분석에 사용하기 위해 자녀의 현재 자산에서 부모의 경제력으로 설명되는 부분을 제외한 조정 실질 순자산을 이용했을 때, 부모 경제력이 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 미치는 영향이 통계적으로 유의하였다. 부모 경제력(실질 순자산)이 클수록 청년층 임차가구는 임차를 유지하기 보다는 자가로 전환할 확률이 크고, 청년층 전세가구는 월세로 전환하기 보다는 전세를 유지할 확률이 크게 나타났다. 일반적인 주택점유형태 결정요인을 추정할 때 사용하는 순자산은 기(旣)이전자산이 포함되어 있어 이를 제외하지 않고 주거사다리 결정요인을 추정할 경우 부모 경제력의 영향이 잘 드러나지 않는 것으로 보인다.

한계효과(또는 오즈비)를 통해 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 대한 자녀의 조정 순자산과 부모의 순자산의 영향력을 비교한 결과, 자녀의 조정 순자산이 부모 순자산 보다 주거사다리 이동에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주거상향이동을 통해 주거안정을 이루고 그 격차를 줄이는 것이 주택정책의 방향이라고 한다면 청년층의 소득 창출 능력을 높이고 청년층 스스로 자산을 축적하여 주거안정을 이룰 수 있도록 자산축적을 지원하는 것이 유용한 방안이 될 수 있을 것이다. 조정 순자산의 영향은 다음과 같은 또 다른 측면에서 이해할 수 있다. 자녀가 스스로 축적하는 자산의 수준을 결정하는 교육수준과 직업 등은 부모의 경제적 수준의 영향을 받는 유년기의 가정환경과 교육환경 등에 의해 결정될 가능성이 높다. 부모가 자녀의 주택점유형태에 영향을 미치는 이러한 간접적인 방법은 자산이전과 같은 직접적인 방법 보다 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 더 크게 기여한다고 해석할 수 있다.

한편 출생 코호트별 주거사다리 이동에 대한 부모 경제력 영향을 비교분석한 결과, 최근의 코호트(1980년~1990년)는 과거의 코호트에 비해 주거사다리 이동에 있어 부모 경제력의 영향을 더 많이 받는 것으로 나타났다. 최근의 코호트는 과거의 코호트에 비해 주거상향이동(임차→자가) 확률은 더 낮고, 주거하향이동(전세→월세) 확률은 더 높게 나타나 주거상향이동에 대한 선호가 상대적으로 낮다는 것을 예상할 수 있다. 이소영·정의철(2017a)에 따르면 과거(2006년) 청년층에 비해 최근(2014년) 청년층은 주택가격에 대한 체념효과[17]가 더 크다. 하지만 주택가격은 전세가격과 상관성이 높기 때문에 최근 코호트의 주거상향이동의 선호가 낮은 이유를 체념효과로 단정할 수 없고 이에 대한 폭넓은 분석이 필요하다.

본 연구는 그동안 국내연구에서 밝히지 못했던 부모 경제력이 주택점유형태 결정에 미치는 영향을 실증적으로 규명하고 출생 코호트별로 비교분석했다는데 의의가 있으나 추가로 부모의 출생 코호트 효과를 고려한다면 보다 더 의미있는 연구가 될 것으로 생각된다. 본 연구에서는 분석의 대상을 청년층으로 한정하였기 때문에 이들의 부모 대부분이 베이비붐 세대로 구성되어있어 부모 출생 코호트 효과를 분석하지 못하였으나 부모의 출생 코호트별로 부모 경제력이 자녀의 주택점유형태 결정에 미치는 영향에 차이가 있을 것으로 예상된다. 특히 외환위기의 주된 희생자인 베이비붐 세대의 생애 주직장 생존율은 이전 세대에 비하여 매우 낮아 이들의 소득 기회 및 노후 준비에 대한 우려가 있다(신동균, 2013). 따라서 베이비붐 세대의 경제력이 자녀의 주택점유형태 결정에 미치는 영향은 다른 세대와 구별될 것으로 예상된다.

논문접수일 : 2019년 10월 21일
논문심사일 : 2019년 11월 3일
게재확정일 : 2019년 11월 20일

17) 단위당 주택매매가격이 높을수록 필요한 초기주택구입자금도 많아지기 때문에 단위당 주택매매가격이 일정수준 이상으로 높아지면 임차가구는 주택구입을 포기한다는 것을 의미함.

참고문헌

1. 김성용, “혼인분가가구의 주택수요 특성에 관한 연구”, 건국대학교 박사학위논문, 2017
2. 김성용 · 조주현, “분가가구의 주택소비특성에 관한 연구”, 「부동산분석학회 학술발표논문집」, 제2016권 제1호, 한국부동산분석학회, 2016, pp.109-125
3. 김주영 · 김진, “부모의 자가가 자녀의 경제적 성과에 미치는 영향”, 「부동산연구」, 제28권 제3호, 한국부동산연구원, 2018, pp.7-19
4. 김주영 · 유승동, “주택점유의 세대간 이전성”, 「감정평가학논집」, 제15권 제1호, 한국감정평가학회, 2016, pp.1-10
5. 노영훈, “전세제도와 전세가구의 주거유형 변화”, 「한국재정학회 2017년도 춘계학술대회 논문집」, 한국재정학회, 2017, pp.1-24
6. 마강래 · 강은택, “최초 주택구입 기간에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 「국토계획」, 제46권 제1호, 대한국토 · 도시계획학회, 2011, pp.51-63
7. 마강래 · 권오규, “주택자산의 세대간 이동성에 관한 연구”, 「주택연구」, 제21권 제2호, 한국주택학회, 2013, pp.169-188
8. 신동균, “베이비 붐 세대의 근로생애사 연구”, 「보건사회연구」, 제33권 제2호, 보건사회연구, 2013, pp.5-32
9. 신영식 · 이현석, “신혼부부의 주택점유형태에 영향을 미치는 요인 분석”, 「부동산 도시연구」, 제9권 제2호, 건국대학교 부동산도시연구원, 2017, pp.135-150
10. 신진욱 · 이민아, “주택보유의 사회경제적 불평등 요인과 가족자원의 영향: 분가가구의 자가 취득에 대한 사건사 분석, 1999~2008”, 「경제와 사회」, 통권 제101호, 비판사회학회, 2014, pp.151-183
11. 이상일 · 이창무, “전세와 보증부월세간 선택요인과 주거수요 편차”, 「주택연구」, 제14권 제1호, 한국주택학회, 2006, pp.139-164
12. 이소영, “청년층 임차가구의 주택점유형태 결정요인에 관한 연구”, 건국대학교 박사학위논문, 2018
13. 이소영 · 정의철, “청년층 임차가구의 주택구입계획과 저축결정요인에 관한 연구”, 「부동산학연구」, 제23권 제3호, 한국부동산분석학회, 2017a, pp.41-53
14. 이소영 · 정의철, “패널자료를 이용한 청년층 임차가구의 자가 전환 결정요인 분석”, 「주택연구」, 제25권 제1호, 한국주택학회, 2017b, pp.63-89
15. 이창무, 「한국주택시장의 새로운 이해」, 다산출판사, 2015.
16. 정관석 · 이재우, “부모의 경제적 지원과 주택자금대출이 신혼부부의 주택점유형태에 미치는 영향”, 「부동산연구」, 제28권 제4호, 한국부동산연구원, 2018, pp.7-22
17. 정의철, “고연령 자가거주 가구의 주거소비 조정 결정요인 분석”, 「주택연구」, 제24권 제2호, 한국주택학회, 2016, pp.129-154
18. 조준우 · 최창규, “자산축적 및 금융지식에 따른 임차인의 전 · 월세 선택 특성에 관한 연구”, 「국토계획」, 제46권 제2호, 대한국토 · 도시계획학회, 2011, pp.153-168
19. Boehm, Thomas P., and Alan M. Schlottmann, “Does Home Ownership by Parents Have an Economic Impact on Their Children?,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 8 No. 3, 1999, pp.217-232
20. Bond, Shaun A., and Michael D. Eriksen, “The Role of Parents on the Home Ownership Experience of Their Children: Evidence from the Health and Retirement Study,” *University of Cincinnati Lindner College of Business Research Paper*, No. 2017-001, 2017
21. Charles, Kerwin K., and Erik Hurst, “The Transition to Home Ownership and the Black-White Wealth Gap,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84 No. 2, 2002, pp.281-297
22. Choi, Jung, Jun Zhu, Laurie Goodman, Bhargavi Ganesh, and Sarah Strochak, *Millennial Homeownership: Why Is It So Low and How Can We Increase It*, Washington DC: Urban Institute, 2018
23. Coulter, Rory, “Parental Background and Housing Outcomes in Young Adulthood,” *Housing Studies*, Vol. 33 No.2, 2018, pp.201-223
24. Helderman, Amanda, and Clara Mulder, “Intergenerational Transmission of Homeownership: The Roles of Gifts and Continuities in Housing Market Characteristics,” *Urban sStudies*, Vol. 44 No. 2, 2007, pp.231-247
25. Henretta, John C., “Family Transitions, Housing Market Context, and First Home Purchase by Young Married Households,” *Social Forces*, Vol. 66 No. 2, 1987, pp.520-536
26. Henretta, John C., “Parental Status and Child's Home Ownership,” *American Sociological Review*, 1984, pp.131-140
27. Hilber, Christian AL, and Yingchun Liu, “Explaining the Black-White Homeownership Gap: the Role of Own Wealth, Parental Externalities and Locational Preferences,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 17 No.2, 2008, pp.152-174
28. Lee, Hyojung, Dowell Myers, Gary Painter, Johanna Thunell, and Julie Zissimopoulos, “The Role of Parental Financial Assistance in the Transition to Homeownership by Young Adults,” *Journal of Housing Economics*, 2018
29. Lersch, Philipp M., and Ruud Luijkx, “Intergenerational Transmission of Homeownership in Europe: Revisiting the Socialisation Hypothesis,” *Social science research*, Vol. 49, 2015, pp.327-342
30. Lux, Martin, Tomáš Samec, Vojtech Bartos, Petr Sunega, Jan Palguta, Irena Boumová, and Ladislav Kážmér, “Who actually decides? Parental Influence on the Housing Tenure Choice of Their Children,” *Urban Studies*, Vol. 55 No. 2, 2018, pp.406-426

31. Mulder, Clara H., Caroline Dewilde, Mark van Duijn, and Annika Smits, "The Association Between Parents' and Adult Children's Homeownership: A Comparative Analysis," *European Journal of Population*, Vol. 31 No. 5, 2015, pp.495-527
32. Mulder, Clara H., and Jeroen Smits, "First-time Home-Ownership of Couples the Effect of Inter-generational Transmission," *European sociological review*, Vol. 15 No. 3, 1999, pp.323-337
33. Öst, Cecilia E., "Parental Wealth and First-time Homeownership: A Cohort Study of Family Background and Young Adults' Housing Situation in Sweden," *Urban Studies*. Vol. 49 No. 10, 2012, pp.2137-2152
34. Spilerman, Seymour, and Francois-Charles Wolff, "Parental Wealth and Resource Transfers: How They Matter in France for Home Ownership and Living Standards," *Social Science Research*, Vol. 41 No. 2, 2012, pp.207-223
35. Wagner, Karin, "Intergenerational Transmission: How Strong is the Effect of Parental Homeownership?," *Monetary Policy & the Economy Q2/14*, 2014, pp.49-64

<국문요약>

부모의 경제력이 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 미치는 영향에 관한 연구

이 소 영 (Lee, So-Young)
이 창 무 (Lee, Chang-Moo)

본 연구는 청년층 임차가구의 주거 사다리 이동에 대한 부모 경제력의 직접적인 영향을 규명하였다. 이를 위해 2004년부터 2017년까지의 한국노동패널조사 자료를 이용하여 주거상향·하향이동 프로빗 모형과 주거상향이동 위험률 모형을 추정하였다. 자산이전은 여러 시점에 걸쳐 일어날 수 있다는 점을 고려하여, 과거에 부모로부터 이전받은 자산이 포함되어 있는 현재 자녀의 자산에서 이전된 자산을 제외한 조정 순자산을 추정에 이용하였다.

추정결과 자녀의 조정 순자산을 이용하여 추정할 경우 기(旣)이전된 자산을 제외하지 않은 경우와 달리 부모 순자산이 청년층 임차가구의 주거사다리 이동에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 자녀의 현재 자산에는 과거에 부모로부터 이전받은 자산이 포함되어 있고 이를 제거한 조정 자산 즉, 자녀 스스로 축적한 자산만을 추정에 이용할 경우 자녀의 주거상향·하향 이동에 대한 부모 경제력의 영향이 나타나는 것을 확인하였다. 자녀의 조정 순자산과 부모 순자산의 한계효과를 비교한 결과 자녀의 조정 순자산이 주거사다리 이동에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 이는 부모의 경제력은 직접적인 방법 보다는 간접적인 방법으로 자녀의 주택점유형태 결정에 더 많은 영향을 주는 것을 의미한다. 또한 출생 코호트를 비교한 결과 과거의 코호트에 비해 최근의 코호트는 주거사다리 이동에 있어 부모 경제력의 영향을 더 많이 받는 것으로 나타났다.

주 제 어 : 청년층 임차가구, 주거사다리, 세대간 자산이전, 부모의 경제적 지원, 출생 코호트

부록

1. 순자산 추정

조정 순자산을 산출하기 위해서 먼저 순자산을 추정한다. 이를 위해 가구 실질 순자산(천만원)을 종속변수로, 부모 실질 순자산 평균값(천만원)을 설명변수로 하여 회귀분석 하였다. 분석의 대상은 분가가구로 가구주가 원가구에서 가구와의 관계가 '자녀'였고 현재 뿐만 아니라 분가하는 시점에도 가구주로 분가한 가구로 한정한다. 부모의 순자산은 자녀가 분가한 시점부터 $t-1$기까지의 평균값이다. <부표 1>의 추정 결과에 따르면 $t-1$기의 부모 순자산이 많을수록 자녀의 순자산도 많은 것으로 나타났다. 실질 조정 순자산은 순자산 관측치에서 추정결과의 예측치($\widehat{W}$)를 빼서 산출한다.

<부표 1> 순자산 추정결과

설명변수	추정계수	t-값
상수항	12.410 ***	21.53
부모 실질 순자산 평균값(천만원) (t-1기, 거주주택자산제외)	0.082 ***	3.46
Adj R-squared	0.01025	
표본 수	6,909	

주 : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

2. 항상소득 추정

개별 가구의 항상소득을 추정하기 위하여 가구 log 실질 총소득(천만원)을 종속변수로 가구주의 성별(남성=1), 가구주의 연령 및 연령 제곱, 가구주 교육수준(고졸이상=1), 가구 실질 순자산, 지역 더미(기준더미: 서울), 시점 더미(기준더미: 2004년)를 설명변수로 하는 OLS를 추정하였다. <부표 2>는 추정 결과를 보여준다.

가구 실질 총소득은 가구주가 남성일 때 더 높으며, 가구주 연령이 높아질수록 실질 총소득은 증가하나 증가폭은 점차 감소하는 것으로 추정되었다. 가구주가 고졸 이상이면 그렇지 않은 가구에 비해 실질 총소득이 높고, 순자산이 많을수록 가구의 실질 총소득도 높은 것으로 나타났다. 실질 항상소득은 추정결과의 예측치로 계산하였다.

<부표 2> 총소득 추정결과

설명변수	추정계수	t-값
상수항	5.840 ***	77.46
가구주 성별 (남성=1)	0.417 ***	25.07
가구주 연령	0.068 ***	23.56
가구주 연령 제곱	-0.001 ***	-29.71
가구주 교육수준 (고졸이상=1)	0.288 ***	15.16
실질 순자산(천만원)	0.000 ***	11.98
지역 더미 (부산=1)	0.099 ***	3.61
지역 더미 (대구=1)	-0.004	-0.13
지역 더미 (대전=1)	0.069 *	1.88
지역 더미 (인천=1)	0.092 ***	3.41
지역 더미 (광주=1)	0.047	1.01
지역 더미 (울산=1)	0.335 ***	9.44
지역 더미 (경기=1)	0.035 *	1.94
지역 더미 (강원=1)	-0.078 **	-2.15
지역 더미 (충북=1)	0.010	0.30
지역 더미 (충남=1)	-0.026	-0.86
지역 더미 (전북=1)	0.040	1.22
지역 더미 (전남=1)	0.137 ***	4.12
지역 더미 (경북=1)	-0.056 *	-1.91
지역 더미 (경남=1)	0.084 ***	3.51
시점 더미 (2005년=1)	0.051 ***	4.24
시점 더미 (2006년=1)	0.119 ***	9.49
시점 더미 (2007년=1)	0.135 ***	10.18
시점 더미 (2008년=1)	0.132 ***	9.54
시점 더미 (2009년=1)	0.076 ***	5.35
시점 더미 (2010년=1)	0.125 ***	8.98
시점 더미 (2011년=1)	0.149 ***	10.69
시점 더미 (2012년=1)	0.204 ***	14.59
시점 더미 (2013년=1)	0.238 ***	16.89
시점 더미 (2014년=1)	0.257 ***	18.04
시점 더미 (2015년=1)	0.285 ***	19.90
시점 더미 (2016년=1)	0.325 ***	22.31
시점 더미 (2017년=1)	0.348 ***	23.68
Adj R-squared	0.397	
표본 수	84,235	

주 : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

3. 상대주거비용

1) 주거상향이동 모형의 상대주거비용(소유비용/임차비용)

상대주거비용은 소유비용(C_{it}^{o})과 임차비용(C_{it}^{r})으로 나누어 계산하였다. 소유비용은 사용자비용의 개념을 적용하여 아래 식으로 계산된다.

$$C_{it}^{o} = V_{it}[(1-\tau_1)\theta\, i_{ht} + \tau_p + \delta + \gamma - \pi_{jt}] \quad \text{부식(1)}$$

V_{it}는 t년도에 자가 거주 가구가 응답한 거주주택 시가이다. τ_1은 가구의 한계소득세율, θ는 주택매매가격 대비 융자금 잔액 비율을 의미하며 각각 20%, 40%로 가정하였다. i_{ht}는 t년도 주택담보대출금리로 한국은행 신규대출액 기준 주택담보대출금리를 적용하였고, τ_p는 주택에 대한 재산세 실효세율, δ는 감가상각 및 유지관리비율, γ는 주택투자에 대한 위험프리미엄을 의미하며 각각 0.2%, 2.5%, 3%로 가정하였다. π_{jt}는 가구가 거주하는 지역 j에서의 t년도 주택매매가격 예상 상승률을 의미한다. 지역별 주택매매가격 예상 상승률은 KB국민은행의 광역자치단체별 주택매매가격지수를 이용하여 과거 1년간 상승률로 가정하였다.

자가 거주 가구의 경우 V_{it}가 관찰되므로 위 가정에 따라 자가 거주의 소유비용을 계산할 수 있으나 임차가구는 V_{it}가 관찰되지 않으므로 이를 추정해야 한다. 이를 위해 2004년부터 2017년까지 한국노동패널 자료에서 관찰된 자가 거주 가구의 거주주택 시가의 로그값을 종속변수로 하고, 사용면적, 주택유형 더미(아파트=1), 거주지역 더미(기준더미: 서울), 시점 더미(기준더미: 2004년)를 설명변수로 하여 회귀분석을 하였다. 추정된 결과를 임차 가구가 거주하는 주택특성에 적용하면 임차 가구가 거주하는 주택의 매매가격의 추정치($\widehat{V_{it}}$)를 구할 수 있으며, 이를 부식(1)에 대입하면 임차 가구가 거주 주택을 소유하였다고 가정하였을 때의 소유비용을 구할 수 있다. 주택매매가격에 대한 추정결과는 <부표 3>에 제시되어 있다.

임차가구의 임차비용은 임차유형별로 산출한 연간 전환임대료이다. 전세가구의 임차비용은 전세보증금을 전월세전환율로 환산한 값을 이용하였고 보증부월세 가구의 임차비용은 보증금을 전월세전환율로 환산한 값에 연간 임대료(월임대료×12)를 합하여 구하였다. 월세 가구의 임차비용은 월임대료에 12를 곱하여 계산하였다. 전월세전환율은 정의철(2016)의 연구에서 적용한 방식을 따라 2004년~2010년의 전월세전환율은 KB국민은행 전월세전환율의 조정값을 사용하였고, 2011년~2017년의 전월세전환율은 한국감정원의 자료를 사용하였다. 자가 거주 가구의 경우 임차비용이 존재하지 않으므로 이를 추정해야하는데 임차비용의 추정은 2004년부터 2017년까지 한국노동패널 자료에서 관찰된 임차 가구의 전환임대료의 로그값을 종속변수로 사용면적, 주택유형 더미(아파트=1), 거주지역 더미(기준더미: 서울), 시점 더미(기준더미: 2004년)를 설명변수로 회귀분석하여 이루어졌다. 전환 임대료의 추정 결과를 자가 가구가 거주하는 주택특성에 적용하면 자가 거주 가구가 거주하는 주택의 전환임대료의 추정치($\widehat{C^{o}}$)를 구할 수 있다. 전환임대료 추정 결과는 <부표 3>에 제시되어 있다. 자가 거주 가구의 상대주거비용은 $C^{o}/\widehat{C^{r}}$로, 임차 가구의 상대주거비용은 $\widehat{C^{o}}/C^{r}$로 계산할 수 있다.

2) 주거하향이동 모형의 상대주거비용(전세비용/월세비용)

상대주거비용은 전세비용(C_{it}^{d})과 (보증부) 월세비용(C_{it}^{s})으로 나누어 계산하였다. 전세비용은 기회비용 개념으로 전세보증금(P_dH)에 수익률(r_o)을 곱하여 계산한다. 이때 수익률은 시장금리인 한국은행 3년 만기 회사채수익률(AA-)을 대리변수로 이용하였다. 전세 거주 가구의 경우 전세보증금이 관찰되므로 전세 거주의 전세비용을 계산할 수 있으나 월세 가구는 전세보증금이 관찰되지 않으므로 이를 추정해야 한다. 월세 가구의 추정 전세 보증금($\widehat{P_dH}$)은 월세(또는 연세)(R)를 전월세전환율(r_c)로 나눈 값에 보증부월세 보증금(P_sH)을 더하여 구할 수 있다($R/r_c + P_sH = \widehat{P_dH}$). 이때, 전월세전환율은 연도별, 지역별로 적용한다.

한편, 월세비용(C_{it}^{s})은 부식(2)로 계산된다.

$$C_{it}^{s} = [P_s r_o + r_c(P_d - P_s)]H \quad \text{부식(2)}$$
$$= r_c P_d H + (r_o - r_c) P_s H$$

<부표 3> 주택매매가격, 전환 임대료, 보증부월세 보증금 추정결과

설명변수	log(주택매매가격)		log(전환임대료)		log(보증부월세 보증금)	
	추정계수	t-값	추정계수	t-값	추정계수	t-값
상수항	9.133 ***	145.27	5.424 ***	105.30	6.585 ***	53.89
사용면적	0.015 ***	8.20	0.035 ***	11.64	0.037 ***	5.00
주택유형 (아파트=1)	0.459 ***	27.99	0.258 ***	8.52	0.555 ***	9.76
지역 더미 (부산=1)	-0.864 ***	-27.73	-0.610 ***	-16.29	-0.489 ***	-5.37
지역 더미 (대구=1)	-0.804 ***	-26.92	-0.501 ***	-11.06	-1.000 ***	-7.57
지역 더미 (대전=1)	-0.783 ***	-18.88	-0.332 ***	-6.85	-0.618 ***	-5.31
지역 더미 (인천=1)	-0.598 ***	-20.84	-0.273 ***	-7.81	-0.548 ***	-5.73
지역 더미 (광주=1)	-0.982 ***	-26.75	-0.675 ***	-10.63	-0.960 ***	-6.32
지역 더미 (울산=1)	-0.667 ***	-16.37	-0.135 ***	-3.35	-0.173	-1.45
지역 더미 (경기=1)	-0.335 ***	-13.85	-0.153 ***	-6.62	-0.343 ***	-5.80
지역 더미 (강원=1)	-1.304 ***	-20.90	-0.601 ***	-9.69	-0.808 ***	-6.08
지역 더미 (충북=1)	-1.210 ***	-25.43	-0.549 ***	-10.05	-0.950 ***	-7.54
지역 더미 (충남=1)	-1.159 ***	-22.98	-0.478 ***	-9.86	-0.852 ***	-7.27
지역 더미 (전북=1)	-1.411 ***	-29.13	-0.772 ***	-12.76	-0.838 ***	-6.20
지역 더미 (전남=1)	-1.536 ***	-32.47	-0.668 ***	-10.53	-0.610 ***	-4.19
지역 더미 (경북=1)	-1.335 ***	-36.46	-0.494 ***	-9.72	-1.165 ***	-9.11
지역 더미 (경남=1)	-0.894 ***	-26.79	-0.382 ***	-9.79	-0.241 ***	-2.74
시점 더미 (2005년=1)	0.025 *	1.79	-0.023	-1.59	-0.091 *	-1.78
시점 더미 (2006년=1)	0.062 ***	4.53	-0.021	-1.25	-0.168 ***	-2.86
시점 더미 (2007년=1)	0.172 ***	11.65	0.009	0.53	-0.087	-1.58
시점 더미 (2008년=1)	0.286 ***	20.17	0.064 ***	3.65	-0.126 **	-2.29
시점 더미 (2009년=1)	0.263 ***	17.54	0.075 ***	4.19	-0.262 ***	-4.59
시점 더미 (2010년=1)	0.351 ***	23.85	0.133 ***	7.50	-0.147 **	-2.55
시점 더미 (2011년=1)	0.410 ***	27.49	0.154 ***	8.73	-0.165 ***	-2.89
시점 더미 (2012년=1)	0.443 ***	29.61	0.160 ***	8.86	-0.161 ***	-2.85
시점 더미 (2013년=1)	0.468 ***	31.04	0.181 ***	9.82	-0.134 **	-2.38
시점 더미 (2014년=1)	0.490 ***	32.51	0.181 ***	9.94	-0.135 **	-2.37
시점 더미 (2015년=1)	0.544 ***	35.95	0.167 ***	8.88	-0.065	-1.14
시점 더미 (2016년=1)	0.581 ***	37.87	0.164 ***	8.48	-0.051	-0.88
시점 더미 (2017년=1)	0.624 ***	40.31	0.192 ***	9.93	0.011	0.19
Adj R-squared	0.541		0.383		0.245	
표본 수	50,018		29,541		11,729	

주 : *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

P_s는 주거서비스 단위당 보증부월세 보증금, P_d는 주거서비스 단위당 전세 보증금, H는 주거면적이다. 월세가구의 월세비용은 앞에서 추정한 전세보증금($\widehat{P_dH}$)과 관찰되는 보증부월세 보증금(P_sH)을 이용하여 계산할 수 있으나 전세가구는 P_sH가 관찰되지 않으므로 이를 추정해야 한다. 이를 위해 2004년부터 2017년까지 한국노동패널 자료에서 관찰된 월세 거주 가구의 보증금의 로그값을 종속변수로 사용면적, 주택유형 더미(아파트=1), 거주지역 더미(기준더미: 서울), 시점 더미(기준더미: 2004년)를 설명변수로 하여 회귀분석 하였다. 보증금의 추정 결과를 전세가구가 거주하는 주택특성에 적용하면 전세 거주 가구가 거주하는 주택의 보증부월세 보증금 추정치($\widehat{P_sH}$)를 구할 수 있다. 보증금 추정 결과는 <부표 3>에 제시되어 있다. 전세 거주 가구의 상대주거비용은 $C_{it}^d/\widehat{C_{it}^s}$, 월세 가구의 상대주거비용은 $\widehat{C_{it}^d}/C_{it}^s$로 계산할 수 있다.