

청년층 임차가구의 주택구입계획과 저축 결정요인에 관한 연구

Decisions for House Purchase Plan and Saving of Young Renters in Korea

이 소 영 (Lee, So-Young)*
정 의 철 (Chung, Eui-Chul)**

< Abstract >

In this paper, we examine the determinants of house purchase plan and saving of young renters in Korea with a special emphasis placed on the discouragement effects of housing price. Based on intertemporal utility maximization framework, we discuss how the downpayment constraint influences a household's decisions for saving and future tenure choice, and empirical models are estimated using cross-sectional data in 2006 and 2014.

Estimation results show that a higher housing price lowers both the probability of having house purchase plan and the amount of saving of young renters in both years. While the former result can be regarded as discouragement effect of housing price, we argue that the second result may not necessarily be the discouragement effect: The lower saving of young renters in areas with higher housing price can be due to higher wealth already accumulated in terms of pure Chonseil or mixed Chonseil deposits, which are highly and positively correlated with housing price. Those young renters who have large deposits are not downpayment-constrained and thus can be better off by saving less and consume more in the present.

Estimation results also indicate that young renter's marital status and employment conditions are important determinants of house purchase plan and the effects of those variables became more significant in 2014 than in 2006.

주 제 어 : 주택구입계획, 저축, 초기주택구입자금, 청년층 임차가구
Keyword : House Purchase Plan, Saving, Downpayment, Young Renters

I. 서론

주택은 소득의 몇 배나 되는 고가의 재화이므로 일반적으로 구입자금의 일정부분은 대출을 통해 조달된다. 그러나 주택자금을 대출받는다 하더라도 주택을

구입하기 위해서는 일정한 초기주택구입자금(down payment)이 요구되므로 가구는 주택구입에 필요한 충분한 자산을 축적해야 한다.

가구의 저축 또는 자산축적 행태는 가구의 개별적인 인구학적, 경제적 특성뿐만 아니라 거시경제적 여건과

* 건국대학교 부동산학과 박사과정, soyoungnet@naver.com, 주저자

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

주택시장의 상황에 따라 다르게 나타날 것으로 생각된다. 경제가 비교적 견실하게 성장하는 시기에는 소득 증가율이 높고 소득의 변동성도 크지 않아 대출금의 안정적 상환을 예상할 수 있으므로 주택구입을 위해 저축을 더 많이 하고 축적하는 자산도 더 많을 것이다. 그러나 경제성장이 둔화되고 고용의 질이 낮아 소득증가가 낮고 소득변동성이 높은 시기에는 그 반대의 결과를 보일 가능성이 높다. 또한 주택매매가격도 저축과 자산축적에 영향을 줄 것이다. 주택매매가격이 높다면 주택구입에 필요한 초기주택구입자금도 많을 것이므로 더 많은 저축을 통한 자산축적이 필요하게 된다. 반면 높은 주택매매가격은 오히려 주택구입 의사를 낮추어 저축에 부정적인 영향을 줄 수도 있다. 시기별로 달라지는 주택대출규제 상황 또한 자산축적 행태에 영향을 줄 것이다.

가구의 생애주기 관점에서 볼 때 가구형성 및 가구 성장기에 속해 있는 청년기의 저축과 자산축적은 다른 생애주기에 비해 더 큰 의미를 갖는다. 일반적으로 청년기의 가구는 취업, 결혼, 출산, 승진 등 인구학적, 경제적 변화를 거치면서 임차가구로 출발하여 주택구입에 필요한 자산을 축적하여 주택을 구입하는 과정을 거친다. 그리고 이러한 과정을 통해 축적된 자산은 중·장년기 및 그 이후의 주거와 소비생활의 밑거름이 된다.

이러한 정상적 주거사다리(housing ladder)가 유지되고 지속되는 것은 개별 가구뿐 아니라 주택시장 및 거시경제의 선순환에도 기여할 것이다. 청년가구의 자가가구로의 꾸준한 유입은 노년 자가가구의 임차로의 전환에 대응하여 주택매매시장이 안정적으로 작동할 수 있는 환경을 조성할 수 있으며, 주택소유를 통한 자산축적은 자산효과를 통해 청년기 이후의 안정적 소비에도 기여할 수 있기 때문이다.

이러한 배경에서 본 연구는 청년층 임차가구의 주택구입계획과 저축 결정요인을 분석하고자 한다. 본 연구는 다음과 같은 내용에 중점을 두었다. 첫째, 거시경제와 주택시장 여건의 차이에 따라 청년층 임차가구의 저축 행태가 다르게 나타나는가 하는 것이다. 앞에서 언급한 바와 같이 거시경제와 주택시장 여건에 따라 가구의 주택구입계획과 저축행태는 다를 것이기 때문이다.

둘째, 주택매매가격이 임차가구의 주택구입계획과 저축에 미치는 영향이다. 주택매매가격이 임차가구의

저축에 미치는 영향은 이론적으로 논쟁이 있고 선행연구의 실증분석 결과도 일치하지 않는다. 높은 주택매매가격은 더 많은 초기주택구입자금을 필요로 하기 때문에 주택매매가격이 높은 지역에 거주하는 임차가구는 주택매매가격이 낮은 지역에 거주하는 임차가구보다 저축을 통해 더 많은 자산을 모은다는 주장(Sheiner, 1995; Haurin et al., 1996)과 높은 주택매매가격은 주택구입에 대한 매력을 감소시키고 주택구입을 위한 자산축적도 줄여 결국에는 주택구입을 연기하거나 포기하게 되는 '체념효과(discouragement effect)'를 발생시킨다는 주장(Engelhardt, 1994)이 맞는다. 실증분석 결과도 연구마다 상이한데 이는 가구가 처해있는 시·공간의 차이가 임차가구의 저축 또는 자산축적 행태의 차이를 유발할 수 있음을 의미한다. 본 연구에서는 주택매매가격이 우리나라 청년층 임차가구의 저축에 체념효과를 발생시키는 지 여부를 규명하고 서로 다른 시점의 청년층 임차가구별로 주택매매가격이 저축에 미치는 영향에 차이가 존재하는지 살펴보고자 한다.

이를 위해 본 연구에서는 국토교통부의 2006년과 2014년 주거실태조사 자료를 이용하여 청년층 임차가구의 주택구입계획과 저축 결정요인을 추정하고자 한다. 2006년은 2014년에 비해 거시경제 여건이 상대적으로 양호하였고 주택매매가격이 지속적으로 상승한 호황기를 겪었던 시기였다. 반면 2014년은 글로벌 금융위기 이후 저성장이 지속되어 왔고 주택경기도 침체에 놓여 있던 시기였다. 또한 2014년은 2006년에 비해 청년층의 고용여건과 고용의 질이 상대적으로 악화된 시기이기도 하다. 따라서 2006년과 2014년은 본 연구의 실증분석을 수행하는데 적절한 시점으로 생각된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 제 II장에서는 임차가구의 자산축적과 저축에 관한 선행연구를 검토하고 제 III장에서는 이론적 모형과 실증분석 모형을 설정한다. 제 IV장에서는 자료와 변수측정에 대해 설명하고 제 V장에서는 추정 결과를 해석한다. 마지막으로 제 VI장에서는 본 연구의 결론과 분석의 시사점을 제시한다.

II. 선행연구 검토

주택구입을 위한 임차가구의 저축과 자산축적에 관한 연구는 국내·외적으로 드물고 특히 국내연구는 임미화·정의철(2010)의 연구가 유일하다. 해외연구는 80년대 중반~90년대 초반의 미국, 일본, 캐나다를 대상으로 이루어졌고 국내연구는 2001년을 분석의 시점으로 하고 있다.

임차가구의 자산축적을 추정하는 방식은 주택구입계획을 다루는 방식에 따라 구분할 수 있다. 초반의 방식은 표본선택모형(sample selection model)을 이용하여 주택구입계획이 있는 가구와 없는 가구의 자산을 각각 추정하는 방식으로 이를 위해서는 가구의 주택구입계획을 관찰할 수 있어야 한다(Yoshikawa and Othake, 1989; Engelhardt, 1994). 이후의 분석 방식은 주택구입계획을 자산축적의 결정요인으로 취급하는 방식인데 Sheiner(1995)의 연구에서 이러한 개념이 최초로 발견된다. Sheiner(1995)는 가구의 주택구입계획을 주택수요량과 주택구입에 소요되는 시간으로 구체화하고 각각의 의미를 담고 있는 가구특성 변수를 주택구입계획의 대리변수로 사용하였다.

Haurin et al.(1996)은 임차가구로 하여금 자산을 축적하도록 하는 것은 내 집 마련에 대한 열망이라고 주장하면서 주택구입계획이 자산축적을 결정하는 요인임을 보다 명확하게 하였다. 현재의 주택점유형태와 5년 후의 주택점유형태를 추정하고 각각의 예측치를 자산축적함수의 설명변수로 사용하였다. 이러한 분석 방식에서 주택매매가격이 가구의 자산에 미치는 영향은 직접적인 영향과 주택구입계획을 통한 간접적인 영향으로 구성된다.

Yoshikawa and Othake(1989)는 일본의 1984년 전국 가구소득 및 지출에 대한 설문조사(National Survey of Family Income and Expenditure) 자료를 이용하여 표본선택모형으로 토지가격이 저축률에 미치는 영향을 분석하였다. 토지가격은 주택구입계획이 있는 가구의 저축률에 양(+)의 영향을 미치나 주택구입계획이 없는 가구의 저축률에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 주택구입계획이 토지가격에 의해 전환되는 효과를 반영할 경우 저축률의 가격탄력성이 0.47에서 0.003으로 감소하여 주택구입계획이 있는 가구에서도 저축률은 토지가격에 거의 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 전체 임차가구를 대상으

로 할 경우 저축률의 가격탄력성은 0.08에서 -0.07로 감소하여 오히려 토지가격이 저축률에 음(-)의 영향을 미치는 체념효과를 보였다.

반면 1993년 일본 주택금융공사의 주택수요동향조사(Survey on Housing Demand Trends) 자료를 이용하여 가구주 연령이 40세 미만인 기혼 임차가구를 대상으로 분석한 Moriizumi(2003)의 연구에서는 높은 주택매매가격은 임차가구의 자산축적을 촉진시키는 것으로 나타났다. 그는 자산이 주택구입계획에 미치는 영향과 주택구입계획이 자산에 미치는 영향을 동시에 고려하는 연립방정식 모형의 추정 결과를 바탕으로 주택구입을 위한 자산축적(targeted saving)의 크기를 측정하였다. 분석 결과 주택구입을 위한 저축은 일본 청년 임차가구의 저축을 30%~40% 증가시키는 것으로 나타났다.

Engelhardt(1994)는 캐나다의 1984년 소비자금융조사(Survey of Consumer Finances) 자료와 통계청의 자료를 이용하여 가구주 연령이 25세~44세인 기혼 청년층 임차가구의 자산축적행태를 표본선택모형으로 분석하였다. 그는 잠재적 생애 최초 주택구입자를 위한 과세 유예 저축 프로그램(RHOSP, Registered Home Ownership Savings Plan) 참여 여부를 임차가구의 주택구입계획 대리변수로 이용하여 주택매매가격이 주택구입계획이 있는 가구와 없는 가구의 자산축적에 미치는 영향을 각각 추정하였다. 추정 결과 주택매매가격은 주택구입계획이 있는 가구의 자산축적에는 음(-)의 영향을 주지만 주택구입계획이 없는 가구의 자산축적에는 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

한편 Sheiner(1995)는 미국의 1984년 Panel Study of Income Dynamics(PSID) 자료를 이용하여 25세~34세 임차가구를 대상으로 주택매매가격이 청년층의 순자산에 미치는 영향을 분석하였다. 임차가구의 주택구입계획을 자산축적에 영향을 주는 요인으로 다루었는데 주택구입계획 변수를 별도로 이용하지 않고 가구주 연령, 인종, 교육수준, 결혼여부, 맞벌이 여부, 가구규모, 가구소득과 같은 가구특성변수로 주택구입계획 변수를 대신하였다. 실증분석결과 주택매매가격이 \$10,000 증가하면 순자산은 약 \$500 증가하여 주택매매가격의 체념효과가 나타나지 않았다.

Haurin et al.(1996)은 미국의 1985년~1990년 National Longitudinal Survey of Youth(NLSY) 자

료를 이용하여 자산의 축적과 주택구입계획을 연결짓는 주택매매가격의 역할을 고려하여 주택매매가격이 자산축적에 미치는 영향을 분석하였다. 임차가구만을 분석할 경우 편이가 발생할 수 있음을 지적하면서 20세~33세의 임차 및 자가 가구를 분석의 대상으로 하였다.

그들은 Sheiner(1995)의 연구에서 주택구입계획 변수를 가구특성변수로 대신한 것에 비해 더욱 진보된 형태의 주택구입계획 변수를 고안했는데 패널자료로 가구의 현재 주택점유형태와 5년 후의 주택점유형태를 추정하여 현재의 주택구입확률과 장래의 주택구입확률을 자산함수의 설명변수로 이용하였다. 확률효과 모형(random effect model)으로 자산함수를 추정할 결과 주택매매가격의 직·간접적인 효과를 고려할 때, 백인가구의 경우 주택매매가격은 자산과 비선형의 관계가 있는 것으로 나타나 표본의 주택매매가격의 평균값까지는 주택매매가격이 자산축적에 양(+의) 영향을 미치나 이후로는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 즉, 주택매매가격이 일정수준 이상으로 높아지게 되면 체념효과가 발생하는 것으로 나타났다. 반면 흑인가구의 경우 주택매매가격이 자산에 미치는 직접적인 영향은 유의하지 않고 주택구입계획에 미치는 간접적인 영향만 음(-)으로 유의하게 추정되어 결과적으로 주택매매가격의 증가는 흑인가구의 자산축적을 감소시키는 것으로 나타났다.

국내 연구인 임미화·정의철(2010)의 연구는 기본적으로 Haurin et al.(1996)의 분석방식을 따르면서 자산축적에 미치는 영향으로 주택소유까지의 소요기간을 추가적으로 고려하였다. 한국노동연구원의 2001년~2007년 한국노동패널자료를 이용하여 장래 주택소유 여부와 주택소유까지의 소요기간을 측정하고 표준주택매매가격, 장래주택소유여부, 주택소유까지의 소요기간을 각각 추정하여 추정결과로 산출되는 예측치를 자산축적 함수의 설명변수로 이용하였다.

항상소득과 현재소득을 각각 이용하였는데 현재소득만이 자산축적에 직접적인 영향을 미쳤으며, 장래주택소유 확률이 자산축적에 미치는 영향은 주택소유까지의 소요기간이 길수록 점차 감소하는 것으로 나타났다. 주택매매가격은 직접적으로 자산축적에 양(+의) 영향을 주는 반면 장래 주택소유 확률과 주택소유까지의 소요기간을 통해서 음(-)의 영향을 주었다. 직접효과와 간접효과를 모두 고려하였을 때 주택매매가격은 자산축적을 증가시키고 주택매매가격이 1,000만원

증가하면 가구는 평균적으로 1,100만원~1,200만원 정도의 자산을 더 축적하는 것으로 나타났다.

이상과 같은 선행연구를 살펴보면 임차가구의 주택구입을 위한 자산축적을 나타내는 변수는 두 가지 형태로 사용되었음을 알 수 있다. Engelhardt(1994), Haurin et al.(1996), Sheiner (1995), Moriizumi (2003), 임미화·정의철(2010) 등은 특정시점의 축적된 자산을 변수로 이용한 반면, Yoshikawa and Othake(1989)는 저축률(저축/소득)을 이용하였다. 초기주택구입자금에 대한 제약조건을 고려하면 저축보다는 자산 변수가 더 의미있는 변수일 것이다.

그런데 자산은 오랜기간 동안 가구의 저축에 의해 모아진 저량(stock)의 개념이다. 따라서 특정시점의 주택매매가격이 해당 시점의 축적된 자산에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 초기의 자산금액의 크기가 식별되고 시간의 변화에 따라 주택매매가격과 자산의 관계를 분석할 수 있는 패널자료가 필수적인 것이다. 만일 분석자료가 횡단면 자료인 경우 시간의 변화에 따른 자산의 변화를 관측할 수 없으므로 초기 자산금액이 파악되지 않거나 또는 초기 자산금액을 통제할 수 있는 적절한 변수들이 추정에 이용되지 않을 경우 그 영향이 추정 결과에 반영될 수밖에 없다. 이러한 이유로 횡단면 자료를 통해 주택매매가격의 영향을 분석하는 경우 자산보다는 저축이 더 유용한 변수로 생각된다.

또한 우리나라 가구를 대상으로 하는 분석에서는 자산을 구성하는 요소를 살펴보는 것이 중요하다. 우리나라는 외국과 달리 전세 또는 보증부월세 등과 같은 임대차구조가 존재하므로 자산의 상당부분이 전세 또는 보증부월세 보증금으로 구성되어 있다. 또한 주택매매가격이 높은 지역은 전세가격 및 보증부월세 보증금이 높다. 따라서 주택매매가격이 자산에 미치는 효과를 추정하는 경우 그 결과가 '진정한 의미에서' 주택매매가격이 자산에 미치는 효과를 추정하는 것이 아니라 주택매매가격과 전세가격 또는 보증부월세 보증금의 높은 상관성으로 인해 전세가격 또는 보증부월세 보증금이 자산에 미치는 영향을 추정하는 결과로 귀결될 수밖에 없다. 이러한 우리나라 임대차구조를 고려하면 주택매매가격이 자산에 미치는 효과를 분석하기 보다는 저축에 미치는 효과를 분석하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

III. 이론적 모형과 실증분석모형

1. 이론적 모형

2기간 효용극대화모형을 통해 가구의 자산축적 행태를 생각해보자. 가구는 2기간 동안 존재하고 주거서비스(h)와 기타재화(x)를 소비하여 효용을 극대화한다고 가정한다면 가구의 생애 효용함수는 식 (1)과 같다.

$$U = u_1^R(h_1^R, x_1^R) + \frac{1}{1+\rho} [w u_2^o(h_2^o, x_2^o) + (1-w) u_2^R(h_2^R, x_2^R)] \quad \text{식 (1)}$$

가구는 1기에 주택을 임차(R)하고 2기에는 주택을 소유(o) 또는 임차한다. 2기에 가구가 소유를 선택하면 $w=1$, 임차를 선택하면 $w=0$ 이고 ρ 는 가구의 시간선호율이다. 한편, 가구의 주거서비스와 기타재화의 소비는 가구의 예산 내에서 이루어진다. 아래 식 (2)는 1기의 예산제약조건이다. r 은 이자율, W_0 는 1기초의 순자산, y_1 는 1기의 소득, c_1^R 은 1기의 단위당 주거비용, h_1^R 은 1기의 임차서비스 수요량, x_1^R 은 1기의 기타재화서비스 지출액, s 는 1기의 저축이다.

$$(1+r)W_0 + y_1 = c_1^R h_1^R + x_1^R + s \quad \text{식 (2)}$$

2기의 소득을 y_2 라 할 때 2기의 예산제약조건은 식 (3)과 같다.

$$W_1(1+r) + y_2 = w(c_2^o h_2^o + x_2^o) + (1-w)(c_2^R h_2^R + x_2^R) \quad \text{식 (3)}$$

2기초의 순자산을 의미하는 W_1 는 $(1+r)W_0 + s$ 로 나타낼 수 있고, c_2^o 는 2기에 소비되는 주택 1단위당 소유비용(사용자비용)으로 분석의 편의상 주택관련 조세, 유지관리비용 및 위험프리미엄이 존재하지 않는다고 가정하면 $c_2^o = P_2(\alpha r - \pi_2)$ 로 표현할 수 있다. 여기서 P_2 는 2기의 주택 1단위당 매매가격, α 는 주택매매가격 대비 용자금 비율, π_2 는 주택매매가격 예상 상승률이다. 만약 2기에 주택을 소유하여 가구의 효용이 극대화된다면 가구는 주택을 구입하고자 할 것이고 적어도

초기주택구입자금 만큼의 자산을 축적해야 한다. 이 조건은 식 (4)와 같다.

$$W_1 \geq (1-\alpha)P_2 h_2^o \quad \text{식 (4)}$$

2기에 구입하는 주택의 매매가격인 $P_2 h_2^o$ 은 단위당 가격 P_2 와 2기의 자가주택 수요량 h_2^o 의 곱으로 결정되고 이 때 P_2 는 h_2^o 에 음(-)의 영향을 주는데 P_2 의 변화로 인한 h_2^o 의 변화의 정도는 자가주택수요의 가격탄력성에 따라 다르다. 대부분의 선행연구에 따르면 자가주택수요의 가격탄력성은 비탄력적이다. 따라서 가격변화율보다 수요량 변화율이 더 작기 때문에 P_2 가 상승한다면 자가주택의 매매가격이 높아진다. 이에 따라 α 가 고정되어 있다면 식 (4)를 만족시키기 위한 자산(W_1)의 크기도 높아질 것이다.

이러한 제약조건을 만족시키지 못하는 임차가구는 주택구입을 포기하게 된다. 또한 초기주택구입자금에 대한 제약조건을 만족시킨 임차가구라 하더라도 높은 주택매매가격에서 구입한 주택의 수량(h_2^o)이 적어 생애효용이 감소한다면 2기에서도 주택구입을 포기하고 임차를 지속할 수 있다.

가구는 식 (2), (3), (4)를 제약조건으로 식 (1)을 극대화하는 h_1^R , s , w 을 결정하고 선택된 w 에 따라 h_2^o (또는 h_2^R)과 x_2^o (또는 x_2^R)을 결정한다. 이에 따라 2기초 가구의 주택점유형태(w) 결정함수는 식 (5)로, 저축함수는 식 (6)으로 표현할 수 있다.

$$w = w(W_0, y_1, y_2, c_1^R, c_2^R, c_2^o, \alpha, r, \rho) \quad \text{식 (5)}$$

$$s = s(W_0, y_1, y_2, c_1^R, c_2^R, c_2^o, \alpha, r, \rho; w) \quad \text{식 (6)}$$

2. 실증분석모형

식 (6)은 1기의 저축(s)에 대한 결정이 2기의 주택점유형태(w)에 영향을 받는다는 것을 가정한다. 그런데 2기의 주택점유형태(w)는 순수한 외생변수가 아니라 가구가 스스로 선택하는(self-selected) 내생변수이므로 식 (6)의 추정시 이를 고려하지 않으면 w 에 대한 추정계수는 불편성과 일관성을 만족하지 못한다.

이를 고려한 실증분석모형의 일반적 형태는 다음과 같이 표현될 수 있다.

저축함수 추정식은

$$s_i = X_i\beta + \epsilon_i \quad \text{식 (7)}$$

주택점유형태 추정식은

$$w_i^* = Z_i\gamma + u_i \quad \text{식 (8)}$$

식 (7)에서 X_i 는 가구 i 의 저축에 영향을 주는 변수 벡터이며, β 는 이에 대응하는 추정계수 벡터이다. 식 (8)에서 w_i^* 는 가구 i 의 2기 주택점유형태에 대한 잠재 변수이며, $w_i^* > 0$ 이면 $w_i = 1$ 로 관찰되고 그렇지 않으면 0으로 관찰된다. Z_i 는 주택점유형태에 영향을 주는 변수 벡터이며, γ 는 이에 대응하는 추정계수 벡터이다. 식 (7)과 식 (8)의 오차항은 이변량정규분포를 가정하며 ϵ_i 에 대한 분산은 σ_ϵ^2 , u_i 에 대한 분산은 1, 두 오차항의 상관계수는 ρ 이다.

본 연구가 가구의 주택구입계획(w)과 주택구입을 위한 저축(s)에 초점을 주고 있으므로 2기의 주택점유 형태(w)를 자가거주($w=1$)로 가정해 보면

$$\begin{aligned} E(s_i|w_i = 1, X_i) &= X_i\beta + E(\epsilon_i|u_i > -Z_i\gamma) \\ &= X_i\beta + \rho\sigma_\epsilon \frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)} \end{aligned} \quad \text{식 (9)}$$

이므로 $\beta_\lambda = \rho\sigma_\epsilon$, $a_u = -Z_i\gamma$, $\lambda_i(a_u) = \phi(Z_i\gamma)/\Phi(Z_i\gamma)$ 라 하면, $w_i^* > 0$ 인 가구의 경우

$$s_i = X_i\beta + \beta_\lambda \lambda_i(a_u) + v_i \quad \text{식 (10)}$$

따라서 2기의 주택점유형태가 자가거주인 가구만을 표본으로 이용하여 식 (7)을 일반최소자승법으로 추정하게 되면 식 (10) 오른쪽 두 번째 항이 생략되므로 편

의가 존재하고 비일관적인 추정결과를 얻게 된다.

이러한 문제를 해결하기 위해서는 두 가지 방법이 이용된다. 첫째, 2단계 방법으로 먼저 식 (8)을 프로빗 모형으로 추정하고, 그 결과를 이용하여 λ_i 를 구한 다음 식 (10)을 일반최소자승법으로 추정한다. 둘째, 최우추정법을 이용하여 식 (7)과 식 (8)을 동시에 추정하는 방법이 있다. 이 방법은 저축함수 추정에서 주택점유형태 추정결과에 대해 λ_i 의 정보만을 이용하는 것이 아니라 Z_i 에 대한 정보를 이용하기 때문에 보다 효율적인 반면 추정결과가 변수 설정(specification)에 민감한 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 첫 번째 방법을 이용하여 모형을 추정하였다.

식 (5)와 식 (6)에서 w , y_2 , c_2^e , c_2^r 은 모두 2기에 예상되는 변수들로 현재 시점(1기)에서는 알 수 없으며, 본 연구의 실증분석에서 이용되는 횡단면자료(2006년 및 2014년 주거실태조사)에서는 관찰되지 않으므로 현재 시점에서 관찰 가능한 변수들을 대리변수로 이용할 수밖에 없다. 먼저 w 에 대해서는 주거실태조사 자료에 이사계획과 이사 후 주택을 구입할 계획을 묻는 문항이 있으므로 이를 대리변수로 이용하기로 한다. y_2 에 대해서는 y_1 을 대리변수로 이용한다.

c_2^e 는 P_2 , α , r , π_2 의 함수이다. 특정시점의 주택매매 가격 대비 용자금 비율(α)과 대출금리(r)는 가구별로 동일하다고 가정한다. 2기의 주택매매가격(P_2)과 주택매매가격 예상 상승률(π_2)은 관찰할 수 없으므로 이에 대한 대리변수로 1기의 주택매매가격(P_1)과 주택매매 가격 예상 상승률(π_1)을 대리변수로 이용한다.

한편 2기의 단위당 임차비용(c_2^r)에 대해서도 1기의 단위당 임차비용(c_1^r)과 그 상승률을 대리변수로 이용할 수 있다. 그러나 이 경우 c_1^r 과 그 상승률이 P_1 과 밀접한 상관관계를 가지고 있어 다중공선성 문제를 제거하기 위해 추정에서 제외하였다.¹⁾

한편 W_0 는 s 와 더불어 향후 주택구입에 대한 초기 구입자금의 역할을 하므로 그 효과를 고려할 필요가 있다. 식 (5)의 추정에는 W_0 를 그대로 이용하고, 식 (6)의 추정에는 W_0 를 이사시 희망주택가격(V_2^e)으로 나눈 값($M = W_0/V_2^e$)을 이용하였다.²⁾ 이 값이 높을수록 임차가구는 초기주택구입자금에 대한 제약조건을 만

1) 2006년의 지역별 단위당 실질 주택매매가격과 실질 주택전세가격간의 상관계수는 0.9918, 과거 1년간 실질 주택매매가격 상승률과 실질 주택전세가격 상승률간의 상관계수는 0.60으로 계산됨. 2014년의 경우에는 변수들간의 상관계수가 다소 낮은 것으로 계산되나 두 시점별 분석의 일관성을 위해 주택매매가격과 주택매매가격 상승률만을 설명변수로 이용하기로 함.

족시킨다고 할 수 있다. 마지막으로 가구의 시간선회율(ρ)은 가구의 인구학적 특성(z)에 의존한다고 가정한다.

이러한 가정에 따라 식 (10)과 식 (8)의 추정식은 다음과 같이 표현된다.

$$s_i = \beta_0 + \beta_1 y_{1i} + \beta_2 P_{1ji} + \beta_3 M_i + \sum_{k=1}^K \theta_k z_{ki}^1 + \delta_\lambda \lambda_i + v_i \quad \text{식 (11)}$$

$$w_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 y_{1i} + \gamma_2 P_{1ji} + \gamma_3 \pi_{ji} + \gamma_4 W_{0i} + \sum_{k=1}^K \mu_k z_{ki}^2 + e_i \quad \text{식 (12)}$$

IV. 자료 및 변수측정

1. 자료 및 변수측정

본 연구의 기초자료는 국토교통부의 주거실태조사 2006년과 2014년 자료이다. 분석의 대상은 각 연도의 청년층 임차가구로 청년층 가구는 가구주의 연령이 만 20세 이상 40세 미만인 가구로 정의한다. 주택점유형태가 전세, 보증금 있는 월세, 보증금 없는 월세, 사글세 또는 연세인 가구로 한정하였고 소득이 0인 가구 및 2014년 자료에서만 관찰되는 세종시 거주가구도 표본에서 제외하였다. 또한 청년층 임차가구 중 2년 이내에 자가로 이사계획이 있는 가구를 주택구입계획이 있는 가구로 정의하였다.³⁾

식 (11)의 종속변수(s)는 가구의 월 저축액⁴⁾이고 식 (12)를 추정하기 위한 종속변수(w)는 주택구입계획여부(2년 이내 주택구입계획 있음 = 1)이다. 설명변수인 가구소득(y_1)은 설문조사 자료를 이용하였다. 단위당

주택매매가격(P_{1j})은 KB국민은행의 주택가격동향조사 자료를 이용하여 정의철(2012)의 연구에서 제시한 방법에 따라 광역자치단체별(j) 단위(m^2)당 평균 주택매매가격을 계산하여 이용하였고 주택매매가격의 전년 대비 상승률을 주택가격상승률(π_{ji})로 하였다. 1기초의 순자산(W_0)은 가구의 순자산에서 연 저축액(월 저축액 \times 12)을 뺀 금액을 한국은행의 해당 연도 3년 만기 회사채수익률(AA-)로 할인하여 산출하였다.

주택구입계획이 있는 가구에서만 관찰되는 초기주택구입자금 배율(M)은 계획 중인 주택가격(V_2^*) 대비 1기초의 순자산(W_0) 비율로 산출하였다. 가구특성변수(z_k)로 가구주 연령, 가구주 성별(남성=1), 혼인상태(배우자 있음=1), 자녀 여부(자녀 있음=1)를 식 (11)과 식(12)에 포함시켰으며, 식 (12)에는 소득 안정성이 주택구입계획에 미치는 영향을 살펴보기 위해 가구주 근무형태(상용직=1, 고용주·자영자=1)를 설명변수로 추가하였다. 한편 2006년과 2014년의 결과를 비교하기 위해 금액기준의 변수들(가구저축액, 가구소득, 가구순자산, 단위당 주택매매가격)은 지역별 소비자물가지수를 이용하여 2014년 기준의 실질값으로 변환하여 추정에 이용하였다.

2. 기초통계량

<표 1>은 추정에 이용되는 변수의 기초통계량을 보여준다. 모든 변수의 측정이 가능한 청년층 임차가구의 유효 표본수는 2006년 3,964가구, 2014년 1,941가구이다. 이 중 2년 이내에 주택구입계획이 있다고 응답한 가구는 2006년 10.57%(419가구), 2014년 6.13%(119가구)로 2년 이내 주택구입계획이 있는 청년층 임차가구의 비율이 감소하였다. 가구주가 남성인 가구, 혼인한 가구, 자녀가 있는 가구, 가구주의 근무형태가 상용직인 가구 또는 고용주·자영자인 가구의 비율과 가구주 연령은 주택구입계획이 있는 가구가 그렇지 않은

2) 주거실태조사에는 이사 계획이 있는 가구 중 이사 후 자가거주를 계획하는 가구에 대해 계획 중인 주택가격을 묻는 문항이 있음.
 3) 이사 계획에 대한 2006년 주거실태조사의 질문은 '2년 안에 다른 주택으로 이사할 계획'으로 '① 구체적으로 계획하고 있다. ② 계획은 있으나 어떻게 될지 모르겠다. ③ 계획이 없다'로 선택할 수 있는 반면 2014년 주거실태조사는 '① 계획이 있음(a.2년 미만 b.2~5년 c.5년 초과) ② 계획이 없음 ③ 잘 모르겠음'을 선택할 수 있음. 본 연구에서 2년 이내 주택구입계획이 있는 가구는 2006년에 보기 ①을 선택한 가구와 2014년에 보기 ①-a.를 선택한 가구 중 이사계획 중인 주택점유형태가 자기인 임차가구임.
 4) 월 저축액은 설문을 통해 직접 관찰되지 않으므로 월 총소득(연간 총소득/12)에서 월 총생활비를 차감하여 계산함. 주거실태조사의 생활비는 식비, 주거관리비, 의료비, 교육비, 보건의료비 등을 의미함. 이 때 주거관리비는 난방비, 전기료, 상하수도료, 취사연료비, 일상적인 주택수선·유지비, 일반 관리비, 화재보험료 등 의미하며 임차료나 보일러 교체와 같은 비일상적인 유지관리비용은 제외됨. 또한 각종 세금, 사회보험료, 저축 및 저축성보험료, 대금(貸金), 차입금 상환, 일회성 지출(혼수장만, 교통사고 보상금 지불 등) 등은 생활비에서 제외 됨.

<표 1> 기초통계량

| 2006년 | 전체 | | 2년 이내 주택구입계획 | |
|-----------------------|--------|--------|--------------|--------|
| | | | 있음 | 없음 |
| | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| 2년 이내 주택구입계획(있음 = 1) | 0.106 | 0.307 | 1.000 | 0.000 |
| 실질저축액(월, 십만원) | 14.182 | 13.404 | 19.928 | 13.503 |
| 가구주 성별(남=1) | 0.859 | 0.348 | 0.964 | 0.847 |
| 가구주 연령 | 32.817 | 4.383 | 34.203 | 32.654 |
| 혼인상태(배우자 있음=1) | 0.721 | 0.448 | 0.866 | 0.704 |
| 자녀여부(자녀 있음=1) | 0.630 | 0.483 | 0.780 | 0.612 |
| 가구주 근무형태(상용직=1) | 0.719 | 0.450 | 0.759 | 0.714 |
| 가구주 근무형태(고용주·자영자=1) | 0.172 | 0.377 | 0.212 | 0.167 |
| 실질총소득(연, 천만원) | 3.553 | 1.964 | 4.665 | 3.422 |
| 1기초 순자산(천만원) | 5.416 | 11.343 | 12.293 | 4.603 |
| 지역별 단위당 실질주택매매가격(십만원) | 26.226 | 14.303 | 24.435 | 26.437 |
| 지역별 주택가격상승률(%) | 3.779 | 4.265 | 3.722 | 3.785 |
| 초기주택구입자금 배율 | | | 0.459 | |
| 표본수 | 3,964 | | 419 | 3,545 |
| 2014년 | 전체 | | 2년 이내 주택구입계획 | |
| | | | 있음 | 없음 |
| | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| 2년 이내 주택구입계획(있음 = 1) | 0.061 | 0.240 | 1.000 | 0.000 |
| 실질저축액(월, 십만원) | 14.437 | 23.786 | 20.686 | 14.028 |
| 가구주 성별(남=1) | 0.829 | 0.376 | 0.958 | 0.821 |
| 가구주 연령 | 32.911 | 4.499 | 34.815 | 32.787 |
| 혼인상태(배우자 있음=1) | 0.637 | 0.481 | 0.924 | 0.619 |
| 자녀여부(자녀 있음=1) | 0.510 | 0.500 | 0.807 | 0.491 |
| 가구주 근무형태(상용직=1) | 0.743 | 0.437 | 0.815 | 0.738 |
| 가구주 근무형태(고용주·자영자=1) | 0.124 | 0.330 | 0.151 | 0.122 |
| 실질총소득(연, 천만원) | 3.813 | 3.191 | 5.265 | 3.718 |
| 1기초 순자산(천만원) | 7.413 | 12.700 | 14.085 | 6.977 |
| 지역별 단위당 실질주택매매가격(십만원) | 29.289 | 14.529 | 23.819 | 29.646 |
| 지역별 주택가격상승률(%) | 0.079 | 1.821 | 0.711 | 0.038 |
| 초기주택구입자금 배율 | | | 0.511 | |
| 표본수 | 1,941 | | 119 | 1,822 |

가구에 비해 높다.

가구의 경제적 능력을 나타내는 가구 저축액, 가구 총소득, 1기초의 가구 순자산은 주택구입계획이 있는 가구가 그렇지 않은 가구보다 더 많아 소득과 순자산이 많은 가구일수록 주택구입계획의 가능성이 더 높고 주택구입계획이 있는 가구일수록 저축액도 많을 것으로 예상된다.

두 시점의 평균 저축액은 거의 비슷한 수준이다. 2014년의 소득수준은 2006년에 비해 높은 반면 소득의 편차(deviation)는 더 크다. 2014년의 평균 총소득은 약 3,800만원으로 2006년에 비해 약 260만원 높고 이 중 주택구입계획이 있는 가구는 약 600만원, 주택구입계획이 없는 가구는 약 300만원 높다. 반면 2014년 총소득의 표준편차는 약 3,200만원으로 2006년에

비해 약 1,200만원 높다. 주택구입계획이 있는 가구와 없는 가구의 소득의 배율도 2006년 약 1.36에서 2014년 약 1.42로 높아졌다.

2014년 청년층 임차가구의 1기초 순자산의 평균은 2006년에 비해 높다. 주택구입계획이 있는 가구의 순자산 평균은 2006년에 비해 약 1,800만원, 주택구입계획이 없는 가구의 순자산 평균은 2006년에 비해 약 2,400만원 높다. 1기초 순자산에는 가구의 임차보증금이 반영되어 있는데 2006년에 비해 2014년 순자산이 높은 것은 해당 기간동안 높아진 임차보증금에 의한 것으로 보여진다.⁵⁾

한편 지역별 단위당 주택매매가격은 주택구입계획이 있는 가구의 거주지역보다 주택구입계획이 없는 가구의 거주 지역에서 더 높아 주택매매가격은 주택구입계획에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 평균 주택가격상승률은 2006년 약 3.7%에서 2014년 약 0.1%로 감소하였다. 주택구입계획이 있는 가구와 없는 가구의 거주 지역 주택가격상승률은 2006년에는 비슷한 수준이나 2014년에는 상당한 차이가 있다.

V. 추정결과

<표 2>는 가구의 주택구입계획 및 저축 결정에 대한 식 (11)과 식 (12)의 추정결과를 보여준다. 주택구입계획 추정 모형의 설명력은 로그우도값(LR-stat.)이 보여주는 바와 같이 2006년과 2014년 모두 양호한 것으로 판단된다. 또한 저축함수 추정에서 표본선택 편의를 교정하는 λ 의 추정계수는 2006년과 2014년 모두 통계적으로 유의하였다. 이러한 결과는 주택구입계획이 있는 가구만을 대상으로 가구의 저축액을 추정할 경우 추정계수의 편이가 발생할 수 있음을 의미한다.

먼저 주택구입계획 결정에 대한 추정결과를 살펴보면 가구의 인구학적 특성 변수 중 2006년에는 혼인상태를 제외한 모든 변수가, 2014년에는 가구주 연령, 혼인 상태가 주택구입계획에 영향을 주는 것으로 추정되었다.

가구주 연령이 높을수록 주거의 안정이 요구되는 혼인, 출산 등과 같은 생애주기에 있을 가능성이 높기

때문에 가구주 연령은 주택구입계획에 양(+)의 영향을 주는 것으로 보인다. 혼인상태 변수는 2006년에 주택구입계획에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나 2014년에는 유의수준 5%에서 유의하였다. 이는 과거(2006년)에 비해 최근(2014년)에 가구주의 혼인여부가 주택구입계획에 미치는 영향이 더 커졌음을 의미한다고 할 수 있다. 또한 혼인가구 보다 미혼가구의 주택구입계획 확률이 낮게 나타난 것은 청년층의 비혼 및 만혼으로 인한 혼인율의 감소가 주택시장에서 주택구입 수요 감소로 이어질 수 있음을 보여준다.

한편, 가구주 근무형태는 2006년에 상용직 더미변수와 고용주·자영자 더미변수 모두 주택구입계획에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정된 반면 2014년에는 상용직 더미변수만 유의하게 나타났다. 상대적으로 소득의 안정성이 약화된 시기인 2014년은 2006년에 비해 주택구입을 계획하는데 있어 상용직으로 대변되는 소득의 안정이 더 중요해졌고 청년층의 내 집 마련을 위해 고용의 질 개선 요구가 더 커졌을 것으로 예상된다. 이는 가구소득의 변동성이 주택소유확률에 음(-)의 영향을 준다는 이용래·정의철(2016)의 연구결과와 유사하다.

가구 총소득은 2006년과 2014년 모두 주택구입계획 결정에 유의한 양(+)의 영향을 주고 그 정도는 2006년 보다 2014년이 더 작은 것으로 추정되었다. 표본의 평균에서 계산한 한계효과를 살펴보면 총소득이 한 단위 높으면 2006년의 주택구입계획 확률은 0.017 증가하고 2014년의 주택구입계획 확률은 0.003 증가한다. 이는 2014년 청년 임차가구의 경우 소득이 곧바로 주택구입으로 이어지는 직접 효과가 2006년 청년 임차가구보다 크게 감소하였음을 의미한다. 이러한 결과는 2006년과 2014년의 거시경제 여건 및 주택시장 상황과 관련이 있는 것으로 판단된다.

1기초 가구의 순자산은 두 시점 모두 주택구입계획에 유의한 양(+)의 영향을 주고 영향의 정도도 유사한 것으로 나타났다. 가구의 소득 및 자산과 같은 가구의 경제력은 주택구입계획을 결정하는데 중요한 요인으로 가구의 소득과 자산이 많을수록 주택구입계획 확률도 높을 것으로 예상할 수 있다.

단위당 지역 주택매매가격은 2006년과 2014년 모두 주택구입계획 결정에 음(-)의 영향을 미치고, 주택

5) 본 연구의 실증분석에 사용된 표본의 임차보증금의 평균은 2006년 약 4,700만원, 2014년 약 7,000만원으로 2014년의 보증금의 수준이 약 2,300만원 더 높은 것으로 나타남.

〈표 2〉 주택구입계획 및 저축 결정모형 추정 결과

| 주택구입계획 (계획 있음 = 1) | | | | | | |
|-----------------------------|----------------|-------|------------|----------------|-------|--------|
| 설명변수 | 2006년 | | | 2014년 | | |
| | 추정계수 | t-값 | 한계효과 | 추정계수 | t-값 | 한계효과 |
| 상수항 | -2.756*** | -9.00 | | -3.227*** | -5.81 | |
| 가구주 성별(남=1) | 0.466*** | 3.27 | 0.057 | 0.009 | 0.04 | |
| 가구주 연령 | 0.014* | 1.67 | 0.002 | 0.027* | 1.85 | 0.002 |
| 혼인상태(배우자 있음=1) | -0.116 | -1.02 | | 0.435** | 2.08 | 0.031 |
| 자녀여부(자녀 있음=1) | 0.165* | 1.81 | 0.025 | 0.202 | 1.41 | |
| 가구주 근무형태(상용직=1) | 0.364*** | 2.65 | 0.051 | 0.460* | 1.95 | 0.030 |
| 가구주 근무형태(고용주·자영자=1) | 0.362** | 2.42 | 0.066 | 0.380 | 1.44 | |
| 총소득(연, 천만원) | 0.107*** | 7.13 | 0.017 | 0.042*** | 3.82 | 0.003 |
| 1기초 순자산(천만원) | 0.016*** | 6.95 | 0.002 | 0.015*** | 4.91 | 0.001 |
| 단위당 지역 주택매매가격(십만원) | -0.014*** | -4.47 | -0.002 | -0.018*** | -3.99 | -0.001 |
| 지역 주택매매가격 상승률(%) | 0.019** | 1.99 | 0.003 | 0.052** | 2.05 | 0.004 |
| Log likelihood | -1,204.843 | | | -384.387 | | |
| LR-stat.($\chi^2_{0.01}$) | 265.48 (23.21) | | | 126.23 (23.21) | | |
| 표본수 | 3,964 | | | 1,941 | | |
| 가구 저축액 (월, 십만원) | | | | | | |
| 설명변수 | 2006년 | | 2014년 | | | |
| | 추정계수 | t-값 | 추정계수 | t-값 | | |
| 상수항 | 81.051*** | 4.63 | 22.334 | 0.74 | | |
| 가구주 성별(남=1) | -23.017*** | -4.57 | -20.381*** | -3.07 | | |
| 가구주 연령 | -0.839*** | -3.16 | -0.038 | -0.09 | | |
| 혼인상태(배우자 있음=1) | -3.104 | -0.90 | 5.004 | 0.72 | | |
| 자녀여부(자녀 있음=1) | -6.477** | -2.33 | -13.949*** | -3.67 | | |
| log 총소득(연, 천만원) | 23.080*** | 8.30 | 36.223*** | 11.58 | | |
| 단위당 지역 주택매매가격(십만원) | 0.162** | 2.39 | 0.139 | 0.91 | | |
| 초기주택구입자금 배율 | -7.465*** | -5.01 | -14.540*** | -3.97 | | |
| λ | -22.914*** | -4.67 | -14.787* | -1.84 | | |
| Adj. R ² | 0.614 | | 0.783 | | | |
| 표본수 | 419 | | 119 | | | |

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

매매가격 상승률은 주택구입계획에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 즉, 단위당 주택매매가격이 높은 지역의 청년층 임차가구는 높은 가격으로 인해 주택구입을 포기하거나 연기할 가능성이 높으나, 주택매매가격 상승률이 높은 지역의 청년층 임차가구는 주택을 구입함으로써 얻을 수 있는 자본이득이 클 것이므로 높은 주택매매가격 상승률은 주택구입계획에 긍정적인 영향을 주었던 것으로 판단된다.

다음으로 주택구입계획이 있는 가구의 저축 추정결과를 살펴보면 가구의 인구학적 특성변수 중 2006년

에는 가구주 성별, 가구주 연령, 자녀여부가 2014년에는 가구주 성별과 자녀여부가 저축에 음(-)의 영향을 주는 것으로 추정되었다. 자녀의 존재는 가구에 양육비, 교육비를 발생시키고 이로 인한 지출의 증가는 저축의 감소로 이어지고 있음이 확인된다. 추정계수의 크기를 통해 자녀가 있는 가구와 없는 가구의 저축수준의 차이가 2006년 보다 2014년에 더 큰 것을 확인할 수 있는데 이는 자녀 양육비에 대한 부담이 2006년에 비해 2014년 상대적으로 더 증가한 것으로 이해할 수 있다.⁶⁾

저축의 원천인 가구 총소득은 가구 저축액에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 그 정도는 2006년에 비해 2014년이 더 큰 것으로 나타났다.⁷⁾ 증가한 저축이 주택구입을 위한 것인지 그 외의 다른 목적을 위한 것인지 명확하게 알 수 없으나 앞에서 살펴본 주택구입계획 추정에서 소득의 한계효과가 2006년에 비해 2014년에 더 작게 나타난 것을 고려한다면 2014년에 증가한 저축은 주택구입을 위한 것이라기보다는 예비적 저축으로 보는 것이 타당하다. 2006년에 비해 불확실성이 높은 경제여건을 경험해온 2014년의 청년층 임차가구는 미래를 대비하기 위해 소득이 한 단위 높을 때 더 많이 저축하는 것으로 보인다.

2006년 경우 단위당 지역 주택매매가격은 주택구입계획이 있는 가구의 저축액에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 앞에서 설명한 바와 같이 주택가격이 높은 지역에 거주하는 임차가구가 주택을 구입하기 위해서는 단위당 주택매매가격이 낮은 지역에 거주하는 임차가구보다 더 많은 초기주택구입자금을 축적해야 한다. 2006년에는 주택매매가격이 높은 지역에 거주하는 청년층 임차가구가 저축도 더 많이 하는 것으로 나타났는데 이러한 결과는 Yoshikawa and Othake(1989), Moriizumi(2003), Sheiner(1995), 임미화·정의철(2010)의 연구결과와 일치한다.

그러나 2014년에는 단위당 주택매매가격이 저축에 미치는 효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 2014년 주택구입계획이 있는 청년층 임차가구의 경우 지역별 주택매매가격의 높고 낮음이 저축과 관련이 없다는 것을 의미한다. 이에 대한 한 가지 해석은 전세를 포함한 보증금이 주택매매가격에서 차지하는 비중이 2006년에 비해 2014년에 더 높아졌기 때문에 추가 저축 없이 보증금을 이용하여 주택을 구입할 수 있는 여력이 높아졌을 것이라는 점이다. 2006년 주택구입계획이 있는 가구의 경우 거주 지역에서의 단위(m^2)당 주택매매가격 대비 단위당 보증

금(거주주택 보증금/거주주택 규모) 비율의 평균은 0.46이었던 반면, 2014년에는 0.64로 높아졌다.⁸⁾

식 (11)과 식 (12)를 이용하면 주택매매가격이 저축에 미치는 종합적 한계효과는 다음과 같이 두 부분으로 나누어 생각해 볼 수 있다.

$$\frac{\partial E(s_i|w_i^* > 0)}{\partial P_{1ji}} = \beta_2 - \gamma_2 \delta_\lambda \lambda_i(a_u) [\lambda_i(a_u) - a_u] \quad \text{식 (13)}$$

식 (13)의 우변 첫 번째 항은 주택구입계획이 있는 가구($w=1$)을 대상으로 하였을 때의 주택매매가격의 직접적 한계효과이며, 두 번째 항은 주택매매가격이 주택구입계획 확률에 미치는 영향을 통해서 나타나는 간접적 한계효과이다.⁹⁾ 식 (13)을 통해서 표본의 평균에서 측정된 주택매매가격이 저축에 미치는 종합적 한계효과는 2006년 -0.107에서 2014년 -0.233으로 그 영향력이 높아졌다.¹⁰⁾ 즉, 주택매매가격(m^2 당)이 10만원 높은 지역에 거주하는 청년층 임차가구의 월 저축액은 2006년에는 약 1만원 적고, 2014년에는 약 2만원 적다.

그러나 이러한 결과를 통해 우리나라 청년층 임차가구의 경우에도 소위 '체념효과'가 존재하였는지를 판단하기는 어렵다. 체념효과는 단위당 주택매매가격이 높을수록 주택구입을 위한 초기주택구입자금이 많아지기 때문에 단위당 주택매매가격이 일정수준 이상으로 더 높아지면 임차가구는 주택구입을 포기한다는 것을 의미한다. 그리고 이러한 결과는 주택구입을 위한 저축이나 자산의 감소로 식별될 수 있다.

체념효과를 높은 주택가격으로 인한 주택구입계획 확률의 감소로 본다면 우리나라 청년층 임차가구에서도 체념효과가 존재한다고 할 수 있다.¹¹⁾ 주택구입계획 확률의 감소는 주택구입을 미래로 연기하거나 또는 포기할 가능성이 높아지는 것을 의미하기 때문이다. 그러나 저축의 감소에는 여러 가지 요인이 존재한다.

6) 2014년 자녀여부 추정계수의 크기는 -13.949로 2006년의 -6.477에 비해 2배 이상 높아졌음.
 7) 저축함수에서 소득은 로그값을 이용하였으므로 식 (11)을 고려할 때 소득이 저축에 미치는 한계효과는 β_1/y_{1i} 로 계산됨. y_{1i} 의 평균에서 계산된 소득의 한계효과는 2006년 4.95, 2014년 6.88로 계산됨.
 8) KB국민은행 주택가격동향 자료에 따르면 2006년과 2014년에 동시에 측정할 수 있는 아파트 매매가격 대비 전세가격 비율은 2006년 0.57에서 2014년 0.69로 높아졌음.
 9) 이에 대한 자세한 논의는 Greene(2003), pp. 782-784를 참조할 것.
 10) 2014년의 경우 주택매매가격이 저축에 미치는 직접적 효과가 통계적으로 유의하지 않았으므로 0의 값을 부여하여 종합적 한계효과를 측정함.
 11) <표 2>의 주택구입계획에 대한 추정결과에서 거주지역의 단위당 주택매매가격이 주택구입계획 확률에 음(-)의 유의한 영향을 주는 것으로 나타남.

만일 높은 주택가격에도 불구하고 주택을 구입할 수 있는 여력이 있기 때문에 저축을 덜 한다면 그 결과를 체념효과가 존재하는 근거로 보기는 어렵다. 왜냐하면 앞서 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 임대차구조의 특성상 임차가구는 보증금이라는 형태의 자산을 가지고 있고 보증금은 주택매매가격과 양(+)의 상관관계가 있기 때문이다. 보증금의 크기가 커서, 주택구입을 위한 여력이 충분한 경우 저축을 줄이는 것이 오히려 생애효용을 높이는 방법이 될 수 있을 것이다.

이러한 설명은 <표 2>의 마지막 설명변수인 초기주택구입자금 배율(1기초 순자산/이사시 희망주택가격) 변수의 추정결과를 통해서 추론해 볼 수 있다. 초기주택구입자금 배율은 저축과 통계적으로 유의한 음(-)의 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 즉, 1기초 순자산(현재 순자산에서 현재 저축액을 뺀)이 2년 이내 이사하여 주택을 구입할 때 희망하는 주택가격에서 차지하는 비율이 높을수록 임차가구는 이미 주어진 순자산을 통해 주택을 구입할 수 있는 여력이 높기 때문에 주택구입을 위해 추가적인 저축을 하지 않고 오히려 소비를 하는 것이 가구의 생애효용을 높이는데 더 도움이 된다는 것이다. 그리고 1기초의 순자산은 대부분 보증금의 형태로 보유하고 있다. 2006년 주택구입계획이 있는 청년층 임차가구 중 1기초 순자산이 0보다 큰 가구만을 대상으로 계산할 때 1기초 순자산 대비 보증금 비율은 0.71이고 2014년 동일한 기준의 청년층 임차가구의 경우 0.74이었다. 따라서 1기초 순자산이 저축에 미치는 영향력은 2006년에 비해 2014년에 더 크게 나타난 것으로 볼 수 있다.

VI. 결론

저성장 국면에 접어들면서 청년층 임차가구의 주택 구입 행태의 변화와 이에 따른 주택시장 변화에 대한 관심이 증대되고 있다. 이에 본 연구에서는 거시경제 여건이 상대적으로 양호하였던 2006년과 글로벌 금융위기 이후 저성장이 지속되었던 2014년을 분석 시점으로 하고 국토교통부의 주거실태조사 자료를 이용하여 가구주 연령이 20세 이상 40세 미만인 청년층 임차가구의 주택구입계획과 저축에 대한 결정요인을 표본 선택모형으로 추정하였다.

먼저 청년층 임차가구는 주택구입을 계획하는데 있어서 소득 안정성을 고려하는 것으로 나타났다. 2006년과 2014년 모두 가구주의 근무형태가 상용직인 경우 그렇지 않은 경우에 비해 주택구입계획 확률이 높은 것으로 추정되었다. 청년 실업 및 임시·일용직의 증가는 청년층 임차가구의 주택구입 수요를 저해하는 요인으로 작용할 가능성이 높다. 더불어 2006년에 유의했던 고용주·자영업자 더미변수가 2014년에는 유의하지 않게 추정되어 상용직으로 대변되는 소득안정성의 중요도가 상대적으로 더 커졌음을 알 수 있다. 또한 청년층 임차가구의 혼인상태가 주택구입계획에 미치는 효과는 2006년에는 유의하지 않았으나 2014년에는 유의하였는데 이는 지속적으로 감소하고 있는 혼인율이 주택구입 수요에 부정적일 가능성이 높음을 시사하고 있다. 또한 소득 한 단위 증가에 따른 주택구입계획 확률의 증가는 2006년보다 2014년이 더 작게 나타나 거시경제 여건이 좋지 않고 주택시장 전망이 밝지 않은 시기에는 소득 증가를 통한 주택구입 수요 증대에 일정한 한계가 있음을 알 수 있다.

주택구입을 계획하고 있는 청년층 임차가구의 저축 결정요인 추정결과를 살펴볼 때 자녀의 존재 여부가 저축에 미치는 음(-)의 영향은 2006년에 비해 2014년에 매우 크게 나타났다. 이러한 결과는 여타 조건이 일정할 때 자녀의 양육과 교육에 대한 지출이 2006년에 비해 2014년에 더 높았기 때문으로 생각된다.

한편 주택매매가격이 주택구입을 계획하는 청년층 임차가구의 저축에 미치는 종합적 효과를 살펴보면 모두 음(-)의 영향을 미치는 것으로 계산되었는데 보증금이 초기주택구입자금 제약조건을 해소할 수 있는 우리나라의 임대차구조를 고려할 때 높은 주택가격으로 인해 주택구입을 포기하고 주택구입을 위한 저축을 줄이는 체념효과가 반드시 존재한다고 보기는 어려울 것으로 생각된다. 주택매매가격이 높아 전세 및 보증부 월세의 보증금도 높고 이를 통해 임차가구는 주택구입 여력을 확보할 수 있어 저축을 줄이는 것이 임차가구의 효용을 더 높일 수 있기 때문이다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 먼저 추정에 이용된 임차가구의 저축이 주택구입을 목적으로 하는 저축과 예비적 저축을 모두 포함하고 있어 각 변수의 효과가 주택구입을 위한 저축에 미치는 영향인지 예비적 저축에 대한 것인지 정확하게 구분되지 않는다. 이를 구분할 수 있는 자료를 통해 보다 정교한

분석이 이루어질 수 있을 것으로 생각된다.

또한 횡단면 자료를 이용하였기 때문에 저축을 측정할 수 있는 기간이 상대적으로 짧다는 점이 있다(1년). 특정시점에서 발생하는 여러 외부적 요인들(예를 들면 질병, 사고 등)에 의해 저축의 크기는 연도별로 변동성이 클 수도 있다. 연구의 목적이 주택구입을 위한 임차가구의 자산축적 또는 저축이라면 패널자료를 이용하여 다년간의 저축 또는 자산의 변화 등을 종속변수로 한 모형의 추정이 더욱 바람직할 것으로 생각된다.

논문접수일 : 2017년 6월 5일

논문심사일 : 2017년 7월 1일

게재확정일 : 2017년 7월 10일

참고문헌

1. 이용래 · 정의철, “가구소득의 변동성이 주택점유형태 및 자가 주택수요에 미치는 영향 연구”, 『부동산학연구』, 제22집 제1호, 2016, pp. 41-55
2. 임미화 · 정의철, “임차가구의 주택구입계획이 자산축적에 미치는 영향 분석”, 『주택연구』, 제18권 2호, 2010, pp. 5-27
3. 정의철, “주거비용이 청년층의 가구형성에 미치는 영향 분석”, 『부동산학연구』, 제18집 제2호, 2012, pp. 19-31
4. Engelhardt, G. V., “House Prices and the Decision to Save for Down Payments”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 36 No. 2, 1994, pp. 209-237
5. Greene, W., *Econometric Analysis*, 5th Ed., Prentice Hall, 2003
6. Haurin, D. R., Hendershott, P. H., and Wachter, S. M., “Expected Home Ownership and Real Wealth Accumulation of Youth”, *National bureau of economic research*, No. w5629, 1996
7. Moriizumi, Y., “Targeted Saving by Renters for Housing Purchase in Japan”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 53 No. 3, 2003, pp. 494-509
8. Sheiner, L., “Housing Prices and the Savings of Renters”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 38 No. 1, 1995, pp. 94-125
9. Yoshikawa, H., Ohtaka, F., “An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan”, *European Economic Review*, Vol. 33 No. 5, 1989, pp. 997-1023