

주택거주형태에 따른 만족도와 임대주택정책에 대한 시사점

김대환*

<요약>

우리나라에서 주택은 필수재인 동시에 투자재로서의 성격이 강해 전체 가계 자산 중 부동산자산의 비중은 75%에 달한다. 주택의 사회경제적 의미가 큰 상황에서 주거 만족도는 결국 일반적인 삶의 만족도에 파급되는 영향이 작지 않을 것이다. 이에 본 연구에서는 한국복지패널 2011~2016년 자료를 활용해 주택 거주 형태별 주거 만족도와 삶의 만족도를 실증적으로 분석하였다.

분석 결과, 자가 거주자보다 임대 거주자의 주거 및 삶의 만족도가 크게 낮은 것으로 나타났다. 동일한 임대주택자라면 소득 및 금융자산 규모가 작은 20~30대 젊은층의 주거 및 삶의 만족도가 낮은 것으로 나타났다. 이에 취약계층을 위한 주거복지정책을 강화하되, 재정적으로 지속가능한 주거복지정책의 로드맵이 필요하다.

핵심주제어: 부동산, 거주 형태, 주거 만족도, 삶의 만족도, 주거복지정책

* (제1저자) 동아대학교 부교수, email: kimdh@dau.ac.kr

I. 서론 및 연구배경

통계청의 2017년 가계금융·복지조사에 따르면 우리나라의 경우 전체 자산(3억 8,164만원) 중 실물자산(2억 6,635만원)의 비중은 74.4%에 달한다(통계청, 2017). 특히 실물자산 중에서 부동산이 차지하는 비중은 93.4%로 절대적이다. 우리나라는 가계 자산 중 부동산이 절대적으로 높은 비중을 차지하고 있기 때문에 불경기 때 부동산시장의 활성화를 통해 소비를 진작시키고, 나아가 투자와 고용을 창출하는 선순환구조가 주요 경제정책으로 활용되어 왔다. 결과적으로는 높은 부동산 자산으로 인해 경제정책이 부동산에 집중되어 왔고, 결국 부동산 가치는 지속적으로 상승하는 악순환이 되풀이 되었다고 평가된다.

서울은 연소득대비 주택 가격 비율(House Price to Income Ratio : HPR)이 18.12로 2018년 기준 세계 275개의 주요 도시 중 25위에 달할 정도로 높다¹⁾. 즉 18.12년 동안 모든 소득을 저축했을 때 집을 구매할 수 있다는 의미로 일본의 도쿄(13.78년, 63위)와 미국의 뉴욕(12.34년, 79위)의 수준을 상회한다. 문제는 연소득이 아닌 실제 저축액과 부동산 가격을 비교하는 것이 중요한데, 김대환 외(2017)에 따르면, 전국 65세 미만 비노인가구의 경우 월평균 저축액 대비 거주목적으로 보유하고 있는 주택의 가격이 341배 높아 28.4년을 저축해야 거주주택을 구매할 수 있는 것으로 산출되었다. 높은 주택가격으로 인해 상당 수 가구가 전세로 거주하고 있으며, 최근에는 월세 가구의 비중이 빠르게 증가하고 있다. 임차 가구 중 월세 가구의 비중은 2014년 55%에서 2016년 60.5%로 2년 동안 무려 5.5%p 증가하였다(국토교통부, 2017). 물론 전세라는 특유한 임차방식이 월세로 전환되는 것은 자연스러운 현상일 수 있으나, 최근 장기화되어 가고 있는 저금리가 월세가구의 급증을 초래하는 주요 원인이기도 하다. 무엇보다 월세 거주는 다른 거주 형태보다 경제적 부담이 높아 한번 월세로 임차하면 일명 ‘월세살이’가 장기화되는 상황이다. 이러한 월세살이의 고착화는 양극화(polarization)도 한 몫을 하고 있다.

1) <https://www.numbeo.com/property-investment/rankings.jsp>

양극화는 다른 계층 간의 차이가 점차 확대된다는 것을 의미하는 것으로, 특히 소득양극화가 두드러지는데, 소득양극화를 평가하는 지표로 지니계수(Gini Index)가 활용된다. 지니계수는 이탈리아의 인구통계학자 Gini(1912)²⁾가 개발한 지표로 0~1사이의 값 중 수치가 높을수록 소득분배의 불평등도가 높음을 의미한다. 2016년의 시장소득을 기준으로 우리나라 전체가구의 지니계수는 0.353으로 높은 편이다(KOSIS, 2017³⁾). 1인 가구를 제외하면 0.317로 낮아진다. 즉 1인 가구를 포함하면 지니계수가 높아지는 것으로, 이는 주로 임대주택에 거주하는 1인가구의 소득이 높지 않다는 것을 의미한다.

본 연구는 임차 가구 중 월세 가구의 비중이 높고, 월세살이가 고착화되는 상황에서 거주형태가 정신건강에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고 관련된 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 부동산의 사회경제적 가치가 중요한 우리나라 상황에서 경제주체의 목적함수인 행복(happiness) 또는 효용(utility)은 정신건강 또는 삶의 만족도를 결정하는 주요한 설명변수라 판단되나, 이에 대한 실증연구는 충분히 이루어지지 못했다. 본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 선행연구를 살펴보고, III장에서는 실증분석에 활용된 모형과 자료를 소개한다. IV장에서는 실증분석 결과를 논의하며, 마지막으로 V장에서는 결론과 시사점을 제시한다.

II. 선행연구

삶의 만족도와 관련한 국내외 연구는 많이 이루어져 왔다. 연구에 따라 삶의 만족, 행복 등 다양한 용어를 사용해 왔는데, 최근에는 이들 용어를 통합한 주관적인 만족(subjective well-being) 정들 통일되고 있는 양상이다. 국내외 연구 모두 삶의 만족에 영향을 미치는 사회경제적 요인(socioeconomic variables)을 밝혀내기 위한 접근이 가장 활발했다. 국내외 연구를 종합하면 삶의 만족에 영향을 주는 공통적인 요인으로 소득

2) Corrado Gini는 그의 논문(Variabilità e mutabilità)에서 1912년에 처음으로 지니계수를 소개하였다.

3) <http://kosis.kr/search/search.do>

과 건강이다(Diener et al., 1993; Haring et al., 1984). 이 밖에도 연령, 성별, 학력, 결혼 상태 등도 삶의 만족에 영향을 주는 주요한 요인이라 주장되어 왔다(Xing and Huang, 2014). 물론 연구마다 약간의 차이는 있지만 소득이 높고 건강상태가 좋을수록 삶의 만족도가 증가하며, 연령이 증가함에 따라 삶의 만족도는 감소하다가 다시 증가하는 경향을 보이는 것으로 나타난다. 학력수준도 삶의 만족도와 정의 관계를 보이는 것이 일반적이지만 결혼 상태는 연구마다 다른 결과를 보여준다. 최근에는 근로활동 여부 또는 직장의 안정성 등에 따라 삶의 만족도가 크게 달라진다는 연구결과도 존재한다(Stam et al., 2016; Strandh, 2000). 삶의 만족에 영향을 주는 요인을 밝혀내는 것 뿐만 아니라 어떠한 요인이 더 중요한지를 밝혀내려는 시도도 이루어졌다. Bowling and Windsor(2001)는 건강상태가 삶의 만족도에 가장 큰 영향을 미치고, 그 다음으로 가족과의 관계, 생활수준 순서라고 제시하였다.

일반적인 인구계층을 대상으로 삶의 만족에 대해 연구한 국내 연구들은 해외 연구결과와 유사한 결과를 제시하고 있다. 특징적인 것은 특정 계층에 집중해 삶의 만족도 연구들이 진행되어 왔다. 권중돈 및 조주연(2000), 김대환 외(2011) 등은 중고령자를 대상으로, 김기태 및 박봉길(1998)은 생활보호대상자를 대상으로, 그리고 박미금은 부부를 대상으로 삶의 만족도를 연구하였다. 공통적으로 건강과 소득을 삶의 만족을 결정하는 주요 요인으로 제시하고 있지만, 연구마다 강조하는 결정요인들은 차이가 있다. 예를 들어, 권중돈 및 조주연(2000)은 고령자들의 경우 사회단체 활동 참여도와 친구의 수도 행복의 결정요인이라고 제시하였으며, 김대환 외(2011)는 소득 중에서도 사적연금이 중요한 결정요인이라고 제시하고 있다. 이 밖에도 김기태 및 박봉길(1998)은 종교를 가지고 있는지 여부가 삶의 만족도에 중요하며, 박미금(1994)은 여성보다는 남성의 삶의 만족도가 높으며 가사분담 역시 여성의 삶의 만족을 결정하는 중요한 요인이라 주장했다.

본 연구와 연관성이 높은 주거 만족에 대한 연구도 활발히 이루어져 왔다. 김소희(2009)는 집의 크기, 주택 유형, 건축연한, 주택 소유 여부

등이 주거만족도를 결정한다고 주장하였다. 집의 크기는 클수록, 건축연한이 짧을수록, 아파트 거주자일수록, 주택을 소유하고 있을수록 주거 만족도가 개선된다는 것이 주거 만족과 관련한 초기 연구들의 공통된 결론이다. 최근에는 주택 자체의 특성보다는 주택으로 인한 경제·사회적 요인을 주거 만족도의 결정요인으로 제시하고 있는 연구들이 증가하고 있다(이창효, 2016). 즉 주택을 단순히 거주가 아닌 투자의 목적으로 접근하고, 투자수익률이 높을 경우 주거 만족도가 높아진다는 논리이다.

하지만 부동산과 삶의 만족을 연계한 연구는 많지 않다. 김대환 외(2017)는 주택가격 변화와 정신건강의 관계를 실증적으로 분석하였는데, 주택가격이 상승함에 따라 무주택자와 달리 주택소유자는 우울증을 경험할 가능성이 낮아져 삶의 행복도가 증가하는 것으로 나타났다. 본 연구의 주제와 관련성이 높은 최병숙 및 박정아(2012)의 연구에서는 주거환경의 특성이 우울감과 자존감에 미치는 영향을 분석한 결과 통계적 유의성을 발견하지 못했다. 최병숙 및 박정아(2012)의 예서는 횡단면자료(cross-sectional data)에 기반한 분석기법을 활용한 한계라 판단된다. 이창효(2016)도 공공임대주택 거주 가구와 일반임차 가구 간 거주 만족도를 비교하였는데, 횡단면적 분석방법을 택하였다. 예를 들면, 성격이 긍정적이라면 열악한 주거 환경에서도 우울감이 낮거나 주거 만족도가 높을 수 있는데, 최병숙 및 박정아(2012)를 포함한 선행연구들은 개인별로 내재되어 있는 특성을 고려하지 않는 분석방법을 활용하였다.

본 연구는 주택의 거주 형태에 따른 주거 만족도를 먼저 분석하고, 이후 거주 형태에 따른 삶의 만족도를 분석한다. 즉 거주 형태에 따라 주거 만족도가 다르고, 다시 주거 만족도는 전반적인 삶의 만족도에 영향을 준다는 가설을 입증하고자 한다. 또한 거주 형태에 따른 주거 만족도와 삶의 만족도를 연령층별로 구분하여 분석한다. 무엇보다 패널모형을 활용하여 개인별로 내재되어 있는 속성(성격)을 통제하거나 제거한 후 거주 형태의 독립효과(partial effect)를 분석한다.

III. 실증분석 모형 및 자료

1. 분석 모형

실증분석 모형으로 패널모형(panel analysis)을 활용하였다. 횡단면자료를 활용한 분석과 달리 패널모형을 활용한 분석은 특정 사건이 발생한 이전과 이후의 결과 변화를 비교할 수 있는 장점이 있다. 이 과정에서 내생성(endogeneity)을 제거함에 따라 특정 변수가 결과에 미치는 영향을 편의(biased coefficient)없이 도출할 수 있다(Cameron and Trivedi, 2005).

$$Happiness_{it} = \beta_0 + \beta_1 Residence_{it} + X_{it}\beta_2 + \beta_3 Z_i + u_{it} \quad (\text{식 1})$$

$$i = 1, 2, \dots, N \text{ 및 } t = 1, 2, \dots, T$$

i 는 분석대상의 개체, N 은 샘플 수, 그리고 T 는 분석대상 i 의 포괄기간을 의미한다. $Happiness_{it}$ 는 분석대상 i 의 t 기의 주거 만족도 또는 전체적인 삶의 만족도 등과 같은 정신건강을 의미한다. $Residence$ 는 주거 형태로 본 연구의 주요 설명변수(independent variable)이며, X 는 종속변수(dependent variable)인 정신건강에 영향을 주는 다른 설명변수, 즉 통제변수의 벡터(vector of control variables)이다. Z_i 역시 종속변수에 영향을 주는 변수이지만 다른 설명변수와 달리 시간이 변하더라도 값이 유지되는 변수(time invariant variable)로 성별(gender) 등이 포함된다. β 는 각 변수들이 정신건강에 미치는 영향을 보여주는 계수이다. 마지막으로 ϵ 는 오차항(error term)으로 다음과 같이 구성된다.

$$\epsilon_{it} = c_i + u_{it} \quad (\text{식 2})$$

c_i 는 Z_i 와 마찬가지로 시간이 변하더라도 값이 유지되는 변수이지만 연구자에게 관찰되지 않는 개인별 특성으로 고정효과(fixed effect)라 불

린다. u_{it} 는 시간 t 와 분석대상 i 모두에서 유발되는 오차(idiosyncratic error)이다.

(식 1)은 주로 확률효과모형(random effect model)이나 고정효과모형(fixed effect model)로 추정한다. 만약 고정효과 c_i 가 존재하고 종속변수와 상관관계가 있을 경우($Corr(c_i, Residence_{it}) \neq 0$ 또는 $Corr(c_i, X_{it}) \neq 0$) 확률효과모형으로 (식 1)을 추정할 경우 β 의 추정계수(estimated coefficient)에 편의(bias)가 발생한다. 한편 고정효과모형(fixed effect model)은 시간에 따라 변하지 않는 변수들을 모두 제거함으로써 확률효과모형의 한계를 극복할 수 있다.

(식 1)을 분석함에 있어 확률효과모형과 고정효과모형 중 적합한 모형을 선별하기 위해 Hausman test로 검증하는데, 만약 고정효과가 존재하지 않거나 존재하더라도 설명변수와 상관관계가 없다면 확률효과모형으로 분석하는 것이 효율적이다(Cameron and Trevidi, 2005).

2. 분석 자료

주택거주형태에 따른 만족도를 분석하고 임대주택 정책에 대한 시사점을 제공하기 위해 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study)을 활용하였다. 한국복지패널은 국책연구기관인 한국보건사회연구원이 빈곤층, 근로빈곤층(working poor), 차상위층(near poor)의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있는 상황에서 각 계층의 규모 및 생활실태 변화를 주기적으로 파악하여 정책개발에 기여하고, 정책의 효과를 검증하고자 2006년에 발족한 패널조사이다. 연령, 소득계층, 경제활동상태 등에 따른 다양한 인구집단별로 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하고 정책집행의 효과성을 평가함으로써 새로운 정책의 형성과 제도적 개선 등 정책 환류에 기여하고자⁴⁾ 2006년 1차를 시작으로 11차(2016년)까지 데이터가 구축되었다.

4) 한국복지패널 홈페이지(<https://www.koweps.re.kr:442/main.do>)

본 연구에는 가능한 현황을 반영하고자 한국복지패널의 가장 최근 자료인 2011~2016년차를 활용하였다. 한국복지패널은 각 개인의 주택점유 형태에 대한 정보와 함께 주거복지에 대한 다양한 정보를 제공하고 있기 때문에 주택점유형태에 따른 만족도를 분석하는데 있어 가장 적합한 패널자료라 판단된다.

주택점유형태에 따른 만족도를 분석하기 위한 종속변수($Happiness_{it}$)로 먼저 주거만족도를 활용하였다. 한국복지패널은 각 설문참여자에게 주거에 대한 만족도를 질문하고 “매우 불만족”, “대체로 불만족”, “그저 그렇다”, “대체로 만족”, “매우 만족” 중 하나를 선택하도록 하고 있다. 이 밖에도 삶의 만족도를 평가하는 세부 항목에 대해서도 질문하고 있다. 예를 들어, ‘상당히 우울했다’, ‘모든 일들이 힘들게 느껴졌다’, ‘도무지 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않았다’, ‘나는 대체적으로 실패한 사람이라는 느낌이 든다’, ‘나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다’ 등의 질문을 하고 있다. 나아가 전체적인 삶의 만족도를 평가하기 위해 “귀하는 전반적으로 생활에 얼마나 만족하고 계십니까?” 라고 질문하고 있다. 삶의 만족도를 평가할 수 있는 다양한 세부 항목들이 존재하나, 주거만족도를 분석한 이후 일반적인 삶의 만족도를 평가할 수 있는 “삶의 만족도”를 종속변수로 활용하여 추가 분석을 시행하였다. 이 경우 역시 응답자는 “매우 불만족”, “대체로 불만족”, “그저 그렇다”, “대체로 만족”, “매우 만족” 중 하나를 선택하는 구조이다⁵⁾.

“매우 불만족” 일 경우 1을 부여하고, “대체로 불만족”에 2를, “그저 그렇다”에 3을, “대체로 만족”에 4를, “매우 만족”에 5를 부여하는 방식으로 만족도의 정도를 리커트 척도(Likert Scale)로 계량화하여 순위로짓(Ordered logit)모형으로 분석할 수 있으나 순위로짓모형은 패널분석이 불가능하다. 단순한 순위로짓모형을 활용할 수 있으나 III장에서 언급하였듯이 순위로짓모형 또는 확률효과모형 등은 내생성을 통제하지 못하는 단점이 존재한다⁶⁾. 이에 선행연구(Meer et al., 2003)를 참고하여 “대체로

5) 삶의 만족도를 평가할 수 있는 세부 문항도 분석을 하였으나 크게 차이가 없어, 본 연구에서는 주거만족도와 전반적인 삶의 만족도의 분석 결과만 제시한다.

6) 단순 순위로짓모형을 활용하더라도 고정효과모형의 결과와 추정계수의 크지만 차이날뿐 부호와

만족” 또는 “매우 만족” 일 경우 1을 부여하고, 이외의 경우(“매우 불만족”, “대체로 불만족”, “그저 그렇다”)에는 0을 부여하는 방식으로 더미변수(dummy variable)를 만들고 (식 1)을 로지스틱 패널모형(Logistic Panel Model)을 활용해 분석하였다.

(식 1)의 주요 독립변수(independent variable)인 $Residence_{it}$ 는 주거점유형태로 ‘자가’, ‘전세’, ‘월세’의 세 가지 종류로 분류하였다. 주거점유형태 이외에 주거만족도 또는 삶의 만족도에 영향을 줄 수 있는 통제변수 X_{it} 에는 선행연구를 참고하여 연령, 학력, 가구원수, 기혼 및 배우자 유무, 가구소득, 건강상태, 종교, 노동시장 참여 여부 및 근로 형태, 주택 유형, 주택 위치, 주택 크기 등을 포함하였다. 종교의 경우 정신건강을 결정하는 주요 변수로 많은 연구에서 활용되고 있기 때문에(Gorsuch, 1995; Guy, 1982, Headey et al., 2010; Hill and Hood, 2009) 본 연구에서도 종교변수를 포함하였다.

마지막으로 주거만족도 또는 삶의 만족도에 영향을 줄 수는 있지만 시간이 흐름에 따라 변하지 않는 통제변수 Z_i 로 성별을 나타내는 더미변수를 활용하였다. <표 1>은 본 연구에 활용된 변수들의 이름과 정의를 보여 준다.

한국복지패널 2011~2016년의 조사에 참여한 샘플 중 <표 1> 또는 (식 1)에 포함된 모든 변수에 대해 정보를 제공하지 않는 샘플을 실증분석 대상에서 제외하였다. 또한 미성년자는 주로 부모와 동거하고 있는 국내 현실을 반영하여 분석 대상을 20세 이상 성인으로 한정하였다. 결과적으로 실증분석에 활용된 샘플의 수는 총 69,046개이며, 2011~2016년 동안 도중에 사망 등으로 조사에서 누락될 수 있는 비균형패널(unbalanced panel)자료를 활용하였다. 2011~2016년의 모든 조사 기간의 설문에 참여한 샘플로 한정하거나(균형 패널 : balanced panel) 분석 대상을 가구주로 한정하더라도 실증분석 결과가 대동소이하였다.

<표 1> 변수의 이름 및 정의

변수명	정의
자가거주	자가에 거주하고 있으면 1, 아니면 0
임대거주	임대(전세 또는 월세)거주이면 1, 아니면 0
(전세)	전세거주이면 1, 아니면 0
(월세)	월세거주이면 1, 아니면 0
주거만족도	주거 환경에 '매우 불만족'이면 1, '대체로 불만족'이면 2, '그저 그렇다'면 3, '대체로 만족'하면 4, '매우 만족'하면 5
주거만족	주거 환경에 '대체로 만족'하거나 '매우 만족'하면 1, 아니면 0
삶의만족도	전반적인 삶이 '매우 불만족'이면 1, '대체로 불만족'이면 2, '그저 그렇다'면 3, '대체로 만족'하면 4, '매우 만족'하면 5
삶의만족(행복)	전반적인 삶이 '대체로 만족'하거나 '매우 만족'하면 1, 아니면 0
연령	분석 대상 연령
20~30대	연령이 20~39세면 1, 아니면 0
남성	남성이면 1, 아니면 0
고졸미만	학력이 고등학교를 졸업하지 않았으면 1, 아니면 0
고졸	학력이 고등학교 졸업이면 1, 아니면 0
전문대졸	전문대학교를 졸업했으면 1, 아니면 0
4년대졸이상	4년 대학교나 그 이상의 학력이면 1, 아니면 0
가구원수	가구원의 수
미혼	한번도 혼인하지 않았으면 1, 아니면 0
배우자	혼인하여 배우자가 있으면 1, 아니면 0
무배우자	혼인하였으나 배우자가 없으면 1, 아니면 0
가구소득	가구의 연간 총 가처분소득(단위 : 만원)
ln(가구소득)	가구의 연간 총 가처분소득의 로그값(단위 : 만원)
건강상태	주관적인 건강상태가 '아주 안 좋다'면 1, '건강하지 않은편'이면 2, '보통'이면 3, '건강한 편'이면 4, '아주 건강'하면 5
종교	종교가 있으면 1, 없으면 0
상용직	주된 경제활동 참여상태가 상용직 임금근로자면 1, 아니면 0
임시직	주된 경제활동 참여상태가 임시직 임금근로자면 1, 아니면 0
일용직	주된 경제활동 참여상태가 일용직 임금근로자면 1, 아니면 0
자활근로	주된 경제활동 참여상태가 자활 및 공공근로자면 1, 아니면 0
고용주	주된 경제활동 참여상태가 고용주면 1, 아니면 0
자영업자	주된 경제활동 참여상태가 자영업자면 1, 아니면 0
무급가족종사	주된 경제활동 참여상태가 무급가족종사자면 1, 아니면 0
실업자	주된 경제활동 참여상태가 실업자면 1, 아니면 0

변수명	정의
비경제활동	주된 경제활동 참여상태가 비경제활동인구면 1, 아니면 0
단독주택	주택유형이 단독주택이면 1, 아니면 0
빌라	주택유형이 다세대 및 연립(빌라)이면 1, 아니면 0
아파트	주택유형이 아파트면 1, 아니면 0
기타주택유형	주택유형이 단독주택, 빌라, 아파트 이외의 유형이면 1, 아니면 0
지상주택	주거위치가 지상이면 1, 아니면(지하, 반지하, 옥탑방) 0
주택크기	주택 크기(단위 : m^2)의 로그값

IV. 분석 결과

1. 기술통계(Descriptive Statistics)

<표 2>는 회귀분석 전에 수행한 기술통계를 보여준다. 기술통계는 전체 샘플, 자가 거주자, 임대(전세, 월세) 거주자로 구분하여 보여주고 있다. 자가에 거주하는 사람의 비중은 69.1%이며, 임대 거주자는 30.9%이다. 임대 거주자 중 전세 거주자는 47.3%이며, 월세 거주자는 52.7%로 월세 거주자가 많다. 이러한 경향은 최근 임대 거주자 중 월세 비중이 빠르게 상승하여 절반 이상을 차지한다는 국토교통부(2017)의 통계와 일치한다.

주거 만족도의 리커트 척도는 3.558이지만 자가 거주자가 3.681로 임대 거주자 3.286에 비해 높다. 더미변수 역시 주거에 만족하고 있는 비중이 자가 거주자가 72.3%로 임대 거주자 50.6%에 비해 훨씬 높다. 일반적인 삶의 만족도 역시 리커트 척도 및 더미 변수 모두 자가 거주자(3.585, 62.8%)가 임대 거주자(3.370, 49.3%)에 비해 높다.

평균 연령은 자가 거주자가 55.977세로 임대 거주자의 48.927세보다 높아 상대적으로 젊은 연령층에서 임대 거주자가 많다는 것을 알 수 있다. 실제로 자가 거주자의 20.8%가 20~30대인 반면 임대 거주자의 34.8%가 20~30대로 높다. 전체 샘플, 자가 거주자, 임대 거주자 모두에서 여성의 비중이 높은데, 이는 남성보다는 여성의 기대수명이 높기 때문이다(OECD, 2017).

고졸 미만의 학력은 자가 거주자의 비중(45.2%)이 임대 거주자(33.6%)에 비해 높지만 4년대 졸 이상의 고학력자 비중은 임대 거주자(22.5%)가 자가 거주자(19.1%)보다 높다. 이는 임대 거주자의 연령이 상대적으로 저연령인 동시에 부모세대에 비해 대학교에 진학하는 비중이 높기 때문인 것으로 이해된다.

가구원수는 평균 2.922명인데, 자가 거주자의 가구원수는 2.976명으로 임대 거주자의 가구원수 2.803보다 많다. 미혼의 비중 역시 자가 거주자가 낮는데 이 역시 임대 거주자의 연령이 낮기 때문일 것이다. 평균 가구소득은 4,107만원인데, 자가 거주자의 가구소득(4,223만원)이 임대 거주자의 가구소득(3,846만원)에 비해 연간 377만원 높다.

건강상태는 자가 거주자보다 임대 거주자가 좋은 편인데, 이 역시 임대 거주자가 상대적으로 젊기 때문인 것으로 이해된다. 종교인의 비중은 자가 거주자가 53.0%로 임대 거주자(50.0%)보다 높다. 근로 상태의 경우 상용직, 임시직, 일용직, 자활근로, 실업자, 비경제활동에서 임대 거주자가 높은 반면 고용주, 자영업자, 그리고 무급가족종사자에서는 자가 거주자의 비중이 상대적으로 높다. 자가 거주자는 임대 거주자에 비해 단독, 빌라, 아파트에서 거주하는 비중이 높고, 지하나 옥탑이 아닌 지상에 거주하는 비중이 높으며, 더 큰 집에서 거주하고 있는 것으로 나타났다.

<표 2> 기술통계(Descriptive Statistics)

변수	총샘플		자가 거주		임대 거주	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
자가거주	0.691	0.462	1.000	0.000	0.000	0.000
임대거주	0.309	0.462	0.000	0.000	1.000	0.000
(전세)	0.146	0.353	0.000	0.000	0.473	0.499
(월세)	0.163	0.369	0.000	0.000	0.527	0.499
주거만족도	3.558	0.797	3.681	0.719	3.286	0.889
주거만족	0.657	0.475	0.723	0.447	0.506	0.499
삶의만족도	3.519	0.668	3.585	0.628	3.370	0.728
삶의만족	0.586	0.492	0.628	0.483	0.493	0.500
연령	53.797	17.623	55.977	17.353	48.927	17.243

변수	총샘플		자가 거주		임대 거주	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
20~30대	0.251	0.434	0.208	0.406	0.348	0.476
여성	0.555	0.497	0.547	0.498	0.572	0.495
남성	0.445	0.497	0.453	0.498	0.428	0.495
고졸미만	0.416	0.493	0.452	0.498	0.336	0.472
고졸	0.286	0.452	0.270	0.444	0.321	0.467
전문대졸	0.097	0.296	0.087	0.281	0.119	0.324
4년대졸이상	0.201	0.401	0.191	0.393	0.225	0.417
가구원수	2.922	1.290	2.976	1.288	2.803	1.285
미혼	0.144	0.351	0.126	0.332	0.183	0.387
배우자	0.667	0.471	0.714	0.452	0.563	0.496
무배우자	0.189	0.391	0.160	0.367	0.253	0.435
가구소득	4106.561	5278.299	4223.009	3972.133	3846.403	7399.895
ln(가구소득)	7.994	0.937	8.027	0.954	7.921	0.894
건강상태	3.460	0.994	3.434	0.981	3.516	1.020
무교	0.479	0.500	0.470	0.499	0.500	0.500
종교	0.521	0.500	0.530	0.499	0.500	0.500
상용직	0.197	0.398	0.180	0.384	0.235	0.424
임시직	0.117	0.321	0.103	0.303	0.149	0.356
일용직	0.060	0.238	0.049	0.216	0.085	0.279
자활근로	0.012	0.107	0.010	0.098	0.016	0.125
고용주	0.017	0.128	0.018	0.133	0.014	0.117
자영업자	0.132	0.339	0.162	0.368	0.067	0.251
무급가족종사	0.054	0.226	0.071	0.257	0.016	0.124
실업자	0.011	0.105	0.009	0.096	0.015	0.123
비경제활동	0.400	0.490	0.399	0.490	0.402	0.490
단독주택	0.444	0.497	0.461	0.498	0.406	0.491
빌라	0.132	0.338	0.135	0.342	0.124	0.330
아파트	0.368	0.482	0.375	0.484	0.351	0.477
기타주택유형	0.056	0.231	0.028	0.166	0.119	0.324
지상주택	0.974	0.160	0.993	0.084	0.931	0.253
주택크기	4.308	0.420	4.424	0.331	4.049	0.479
샘플수	69,046		47,694		21,352	

2. 자가 및 임대 여부에 따른 주거 만족과 삶의 만족

<표 3>은 자가 거주자와 임대 거주자 간 주거 만족 여부를 패널모형으로 분석한 결과를 보여준다. 모델1은 로지스틱 확률효과모형으로 분석한 결과이며, 모델2는 로지스틱 고정효과모형으로 분석한 결과이다. 두 모델 모두 임대 거주할 경우 자가 거주에 비해 주거에 만족할 가능성이 크게 감소하는 것을 보여주고 있으며, 유의확률 1%에서 모두 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

두 가지 분석 모형 중 적합한 모형을 분별하기 위해 Hausman 테스트를 활용한 결과 고정효과모형이 적합한 것으로 검증되었다. 이에 모델2를 통해 분석결과를 해석하자면, 연령이 증가할수록 주거환경에 만족할 가능성이 높다는 것을 확인할 수 있다. 가구소득이 높을수록 주거에 만족할 가능성이 높고, 건강상태가 좋을수록 주거만족 가능성도 높다. 상용직 근로자에 비해 일용직, 자영업자, 무급가족종사자, 실업자, 비경제활동자는 주거 만족 가능성이 유의하게 감소하는 것으로 나타났다.

주택 형태 측면에서는 아파트, 기타 형태(예, 오피스텔), 빌라, 단독주택 순으로 주거 만족도가 높은 것으로 분석되어졌다. 특히 지하나 옥탑에 있는 집보다는 지상에 있는 집에 거주할 때 주거 만족도가 크게 증가하며, 주택 크기도 크면 클수록 주거 만족도가 개선되는 것으로 나타났다.

성별 더미변수인 ‘남성’은 시간이 변하더라도 값이 변하지 않기 때문에 고정효과모형에서는 추정이 불가능한 변수이다. 그러므로 확률효과모형에 따르면 전반적으로 여성보다는 남성이 주거에 만족할 가능성이 높지만, 이러한 성별 특성은 95% 신뢰수준에서 유의하지 않다. 또한 학력과 종교는 고정효과모형에서 주거 만족에 미치는 영향을 주지 않는 것으로 나타났는데, 이러한 변수는 이론적으로는 시간이 변함에 따라 값이 변하는 변수이기는 하지만 현실에서는 변동성이 크지 않기 때문에 대체로 유의한 결과를 구하기 어렵다. 이에 확률효과모형을 통해 각 변수들이 주거 만족에 미치는 영향을 해석할 필요가 있는데, 분석 결과 고졸자는 다른 수준의 학력을 가진 사람들에 비해 주거 만족도가 낮으며, 종교인일 경우 주거에 만족할 가능성이 높아진다.

<표 3> 자가 및 임대 여부에 따른 주거만족

구분	모델1 : 확률효과모형		모델2 : 고정효과모형	
	추정계수 (Coefficient)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coefficient)	표준오차 (Std. Err.)
임대거주	-0.572	0.031***	-0.545	0.061***
연령	0.018	0.001***	0.068	0.006***
남성	0.001	0.030		
고졸	-0.150	0.041***	0.040	0.348
전문대	-0.100	0.061*	0.252	0.423
4년대졸이상	0.077	0.052	0.257	0.416
가구원수	-0.200	0.013***	-0.015	0.027
배우자	-0.072	0.047	0.031	0.144
무배우자	-0.161	0.060***	0.212	0.172
ln(가구소득)	0.148	0.015***	0.037	0.018**
건강상태	0.226	0.014***	0.213	0.017***
종교	0.052	0.024**	0.006	0.034
임시직	-0.211	0.043***	-0.078	0.061
일용직	-0.344	0.054***	-0.191	0.079**
자활근로	0.133	0.111	0.063	0.144
고용주	-0.105	0.097	-0.025	0.139
자영업자	-0.140	0.048***	-0.145	0.071**
무급가족종사	-0.075	0.066	-0.181	0.090**
실업자	-0.405	0.098***	-0.219	0.101**
비경제활동	0.001	0.039	-0.120	0.063*
단독주택	-0.542	0.052***	-0.614	0.077***
빌라	-0.393	0.059***	-0.260	0.091***
아파트	0.150	0.053***	0.161	0.076**
주상주택	0.946	0.078***	0.736	0.109***
주택크기	1.396	0.037***	0.717	0.055***
_cons	-7.845	0.226***		

주 : (1) *, **, ***는 각각 유의확률 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미
 (2) Model1과 Model2 모두 Prob > chi2=0.000
 (3) Hausman test 결과 고정효과모형이 바람직 : chi2(24)=512.19(p<0.01)
 (4) 샘플 수는 69,046

<표 4>은 자가 거주자와 임대 거주자 간 주거 차원을 넘어 전반적인 삶의 만족에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 분석결과는 로지스틱 확률 효과모형으로 도출되었으며, 임대 거주자는 자가 거주자에 비해 전반적인 삶에 만족할 가능성이 크게 감소하는 것으로 나타났다. 로짓모형의 경우, 추정계수를 오즈비(Odds Ratio)로 변환하여⁷⁾ 해석하는 것이 일반적이는데(Wooldridge, 2010), 오즈비에 따르면 자가 거주자는 임대 거주자에 비해 삶에 만족할 가능성이 18.3%⁸⁾ 높다⁹⁾.

혼인 상태의 경우 혼인 한 후 배우자 없이 혼자 사는 사람이 삶에 만족할 가능성이 가장 높고, 소득과 연령이 증가할수록 삶에 만족할 가능성이 높아진다. 또한 건강상태가 개선되거나 종교를 갖게 된 경우 삶에 만족할 가능성이 높다. 하지만 상용직에 비해 임시직, 일용직, 자영업자, 실업자, 비경제활동자는 삶에 만족할 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 다만 주택유형 및 주택의 위치 자체는 전반적인 삶의 만족도에 미치는 영향이 유의하지 않은 반면 주택의 크기는 삶의 만족도에 긍정적 영향이 있는 것으로 분석되어졌다.

<표 4> 자가 및 임대 여부에 따른 삶의 만족(행복)

구분	추정계수 (Coefficient)	표준오차 (Std. Err.)	오즈비 (Odds Ratio)
임대거주	-0.169	0.062***	0.845
연령	0.099	0.006***	1.104
고졸	0.111	0.342	1.118
전문대	0.347	0.431	1.415
4년대졸이상	-0.107	0.423	0.899
가구원수	-0.028	0.027	0.972
배우자	0.214	0.154	1.239
무배우자	0.644	0.179***	1.904
ln(가구소득)	0.140	0.019***	1.150

7) $Odds Ratio = e^{\text{estimated coefficients}}$

8) $1.233 = \frac{1}{0.810}$

9) 정확하게 표현하자면 자가 거주자는 임대 거주자에 비해 삶에 만족하지 않는 그룹에 속할 확률 대비 삶에 만족하는 그룹에 속할 확률이 1.233배 높다.

구분	추정계수 (Coefficient)	표준오차 (Std. Err.)	오즈비 (Odds Ratio)
건강상태	0.348	0.016***	1.417
종교	0.092	0.034***	1.096
임시직	-0.112	0.060*	0.894
일용직	-0.305	0.078***	0.737
자활근로	-0.072	0.137	0.930
고용주	-0.026	0.140	0.974
자영업자	-0.297	0.080***	0.743
무급가족종사	-0.110	0.106	0.896
실업자	-0.732	0.116***	0.481
비경제활동	-0.293	0.064***	0.746
단독주택	-0.050	0.078	0.952
빌라	0.008	0.094	1.008
아파트	-0.036	0.079	0.964
주상주택	0.115	0.111	1.121
주택크기	0.194	0.056***	1.214

주 : (1) *, **, ***는 각각 유의확률 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미
 (2) Prob > chi2=0.000
 (3) Hausman test 결과 고정효과모형이 바람직하며¹⁰⁾, 확률효과모형 생략
 (4) 샘플 수는 69,046

거주 만족도를 결정하는 요인으로 거주 형태, 주택 유형, 거주 위치, 주택 크기 등을 포함하여 분석한 <표 4>와 달리 <표 5>는 주거 만족이 삶의 만족도에 미치는 직접적인 영향을 분석하였다. 주거 만족 여부는 이미 거주 형태, 주택 유형, 거주 위치, 주택의 크기와 같은 정보를 모두 포함하고 있기 때문에 주거 만족 여부와 다른 주택 관련 변수를 동일한 모형에 포함하는 것은 바람직하지 않다.

분석 결과, 주거 만족이 전반적인 삶의 만족에 미치는 영향이 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 그 영향의 크기도 매우 큰 것으로 나타났다. 오즈비를 활용해 해석하자면, 거주에 만족하는 사람은 거주에 만족하지 않는 사람에 비해 전반적인 삶에 만족할 가능성이 4.82배나 높아진다. 지금까지의 결과를 정리하자면, 임대 여부는 주거 만족도의 주요 결정요인이며, 주거 만족은 전반적인 삶의 만족과 직결된다고 할 수 있다.

10) chi2(24)=512.19(p<0.01)

〈표 5〉 주거만족이 삶의 만족에 미치는 영향

구분	추정계수 (Coefficient)	표준오차 (Std. Err.)	오즈비 (Odds Ratio)
주거만족	1.574	0.028***	4.824
연령	0.086	0.007***	1.090
고졸	0.055	0.368	1.056
전문대	0.255	0.465	1.291
4년대졸이상	-0.181	0.452	0.835
가구원수	-0.033	0.029	0.968
배우자	0.195	0.164	1.216
무배우자	0.593	0.191***	1.809
ln(가구소득)	0.134	0.020***	1.143
건강상태	0.316	0.017***	1.372
종교	0.093	0.035***	1.097
임시직	-0.123	0.064*	0.884
일용직	-0.315	0.083***	0.730
자활근로	-0.126	0.145	0.881
고용주	-0.046	0.149	0.955
자영업자	-0.301	0.085***	0.740
무급가족종사	-0.057	0.113	0.944
실업자	-0.760	0.123***	0.468
비경제활동	-0.322	0.068***	0.724

주 : (1) *, **, ***는 각각 유의확률 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미
 (2) Prob > chi2=0.000
 (3) Hausman test 결과 고정효과모형이 바람직하며¹¹⁾, 확률효과모형 생략
 (4) 샘플 수는 69,046

3. 임대 거주 형태에 따른 주거 및 삶의 만족

지금까지는 샘플을 자가 거주자와 임대 거주자로 구분하여 분석한 반면 <표 6>은 임대 거주자를 전세와 월세로 구분한 후 각각의 거주형태에 따른 주거 만족 여부를 분석한 결과를 보여준다. 모델1과 모델2 모두 <표 3>의 모델2와 <표 4>와 동일한 통제변수를 활용하였으며, 결과가

11) chi2(19)=1935.90(p<0.01)

대동소이하기 때문에 거주 형태만을 남겨두고 다른 변수의 추정 결과는 생략하였다.

분석 결과, 전세 및 월세 모두 주거에 만족할 가능성이 감소하는데 전세보다는 월세 거주자의 만족 가능성은 더욱 낮다. 전세 거주자의 경우 자가 거주자에 비해 주거에 만족할 가능성이 0.59배, 월세 거주자는 0.57배에 불과하다.

거주 형태가 주거 만족을 포함한 일반적인 삶의 만족에 미치는 영향을 분석한 결과에서도 자가 거주자보다는 전세 거주자가, 자가 및 전세 거주자보다는 월세 거주자가 삶에 만족할 가능성이 낮은 것으로 분석되어졌다.

<표 6> 주택거주형태에 따른 주거만족과 삶의 만족(행복)

구분	모델1 : 주거만족			모델2 : 삶의 만족		
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	오즈비 (OR)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	오즈비 (OR)
전세	-0.535	0.064***	0.586	-0.106	0.042**	0.899
월세	-0.567	0.076***	0.567	-0.309	0.080***	0.734

- 주 : (1) *, **, ***는 각각 유의확률 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미
 (2) Model1과 Model2 모두 Prob > chi2=0.000
 (3) Hausman test 결과 고정효과모형이 바람직하며¹²⁾, 확률효과모형 생략
 (4) 샘플 수는 69,046
 (5) 분석에 활용된 통제변수는 <표 3>과 동일하며, 추정계수와 부호 및 통계적 유의성이 대동소이하어 생략함.

4. 거주 형태와 연령별 주거 및 삶의 만족

기술통계에서 알 수 있듯이 연령이 낮은 젊은층에서 임대 거주자가 많으며 이러한 경향은 정부(국토교통부, 2017)의 통계에서도 확인할 수 있다. 특히 청년 실업률이 높은 동시에 정규직으로 취업하는 비중이 낮아지는 상황인 동시에 소득 대비 주택가격이 높은 우리나라 현실에서 젊은층의 주거 안정은 중요할 수밖에 없다. 이에 주거형태별 그리고 연령별 주거 및 삶의 만족에 대해 분석하였으며, <표 7>은 분석결과를 보여준다.

12) 모델1 chi2(25)=510.45(p<0.01), 모델2 chi2(25)=1662.64(p<0.01)

20세 이상 성인 중 20~30대 젊은 층을 하나의 그룹으로 더미변수를 만들고 40세 이상인 동시에 자가 거주자를 준거그룹으로 설정하였다. 분석 결과 40세 이상 자가 거주자가 다른 계층들에 비해 주거에 만족할 가능성이 가장 높은 것으로 나타났다. 그 다음으로 20~30대 자가 거주자가 주거에 만족할 가능성이 높은 것으로 분석되어졌다. 주거에 만족할 가능성이 가장 낮은 그룹은 임대 거주자이면서 20~30대 젊은층이다. 정리하자면 자가 거주자는 임대 거주자에 비해 주거 만족도가 떨어지며, 임대 거주자 중에서도 젊은층의 주거 만족도가 가장 낮다.

하지만 삶의 만족도에서는 다소 다른 양상이 나타나고 있다. 40대 이상 자가 거주자의 삶의 만족도가 가장 높고, 그 다음으로 40대 이상 임대 거주자, 20~30대 자가 거주자, 20~30대 임대 거주자 순으로 삶의 만족도가 높다. 이러한 결과는 20~30대 젊은 층이 40대 이상의 연령층에 비해 전반적으로 비관적인 사고를 보유하고 있다고 평가할 수 있으며, 반면 20~30대 자가 거주자가 주거 만족도는 높지만 상대적으로 짧은 근로 생활 동안 축적한 자산이 많지 않기 때문에 주택구입 시 대출 등과 같은 빚이 많아 전반적인 삶의 만족도는 높지 않을 수 있다고 추론할 수 있겠다.

<표 7> 주택거주형태 및 세대별 주거만족과 삶의 만족(행복)

구분	모델1 : 주거만족			모델2 : 삶의 만족		
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	오즈비 (OR)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	오즈비 (OR)
자가*20~30 대	-0.236	0.087***	0.790	-0.390	0.088***	0.677
임대*40대 이상	-0.540	0.074***	0.583	-0.237	0.075***	0.789
임대*20~30 대	-0.868	0.096***	0.420	-0.595	0.099***	0.552

주 : (1) *, **, ***는 각각 유의확률 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미

(2) Model1과 Model2 모두 Prob > chi2=0.000

(3) Hausman test 결과 고정효과모형이 바람직하며¹³⁾, 확률효과모형 생략

(4) 샘플 수는 69,046

(5) 분석에 활용된 통제변수는 <표 3>과 동일하며, 추정계수와 부호 및 통계적 유의성이 대동소이하여 생략함.

13) 모델1 chi2(25)=497.23(p<0.01), 모델2 chi2(25)=1237.14(p<0.01)

V. 결론 및 시사점

우리나라의 경우 전체 가계 자산 중 75% 정도가 실물자산일 정도로 대부분의 자산을 부동산, 그 중에서도 주택으로 보유하고 있다. 특히 평생의 근로기간 동안 저축을 하여 마련한 목돈으로 주택을 마련할 정도로 우리나라 국민은 자가 소유에 대한 욕구가 강하다(국토교통부, 2014). 한편으로는 전체 가계 자산 중 부동산 자산이 절대적으로 높을 정도로 주택은 필수재이면서 투자재로서의 성격을 지니고 있다(김대환 외, 2017).

특히 저금리 기조가 장기화되는 상황에서 임대 주택이 증가하고 있고, 임대 주택 중에서도 월세 비중이 빠르게 증가하고 있어 각 거주 형태별 주거만족도를 평가하는 것은 향후 장기적인 부동산 정책과 주거복지정책에 시사하는 바가 크다 하겠다. 특히 가계자산 중 부동산 자산의 비중이 절대적으로 높은 상황에서 주거 만족도는 결국 직간접적으로 일반적인 삶의 만족도에 파급되는 영향이 작지 않을 것이다. 이에 본 연구에서는 주택 거주 형태별 주거 만족도와 삶의 만족도를 패널자료를 활용해 실증적으로 분석하였다.

전반적으로 전월세 임대 거주자는 자가 거주자에 비해 주거 및 삶의 만족도가 낮은 것을 나타냈으며, 임대 거주자 사이에서도 전세 거주자보다는 월세 거주자의 주거 및 삶의 만족도가 크게 낮은 것으로 분석되었다. 임대 거주자보다는 자가 거주자의 주거 및 삶의 만족도가 높은 것을 고려할 때 그리고 임대 거주자의 소득이 높지 않음을 고려할 때 가능한 많은 사람들이 주택을 보유할 수 있도록 주택가격을 낮추는 방법을 고려해 볼 수 있겠다. 하지만 주택가격을 낮추는 방법은 이미 부동산 자산이 75% 이상을 차지하는 상황에서 자칫 경제위기를 유발 할 수 있다고 판단된다. 자산효과(Wealth effect)로 인해 소비와 투자가 급격하게 위축될 수 있으며, 무엇보다 부동산을 투자의 목적으로 접근하는 국내 분위기에서는 주택가격 인하 정책은 사회경제에 미치는 부정적 파급효과가 상당할 수 있겠다. 자산효과란 자산의 가치가 상승함에 따라 소비가 증가하는 현상을 의미하는데, 특히 부동산 가치의 변동이 현금화되지도

않았음에도 불구하고 가치변화에 따라 경제주체는 소비를 포함한 다양한 행동변화를 보이게 된다(Pigou, 1943¹⁴). 부동산의 자산효과에 대한 연구는 국내외 적으로 많이 이루어져 왔는데, Bostic et al.(2009)에 따르면 주택자산이 금융자산보다 부의 효과가 3배나 높은 것으로 알려져 있다.

반대로 소득 대비 주택 마련이 쉽지 않은 상황에서 주택가격을 활성화하는 것은 결국 지금의 악순환을 더욱 악화시킬 수 있다. 이에 부동산 투기를 방지하고 장기적으로 주택가격은 가능한 안정화시키되 정부는 무주택자가 자가를 보유할 수 있도록 지원하거나 저소득 임대거주자에게는 경제적 부담을 낮추어 주는 방안도 고려해 볼 수 있겠다. 예를 들어, 최근 정부에서 추진하고 있는 사회임대주택(예, 주택도시기금을 활용한 사회주택 허브리츠)처럼 사회적 기업이나 협동조합 등 사회적 경제주체가 운영하는 임대주택도 서민들의 주거 만족, 나아가 전반적인 삶의 만족도를 개선시킬 수 있을 것이라 판단된다. 사회적 주택은 이미 유럽과 북미 등에서 매우 활성화되었고 ‘살만한 집에서 살 권리’로 정의되는 보편적 인권인 주거권을 보장하는 성공적인 주거복지제도로 자리 잡았다. 대학에서 충분한 기숙사를 제공하고 있는 유럽에서는 일반인을 중심으로 활성화된 반면 우리나라처럼 기숙사 시설이 상대적으로 취약하고 대학 주변 임대료가 비싼 미국 및 캐나다의 경우에는 학생 중심의 사회적 주택이 활성화되어 있다.

재정적 한계로 특정 계층을 선택해야 한다면 가능한 사회초년생과 신혼부부에게 좀 더 집중할 필요가 있겠다. 본 연구의 실증분석에서도 임대 거주하는 20~30대의 젊은층이 주거 및 삶의 만족도에서 가장 낮은 것으로 분석되어졌다. 물론 젊은층이 전반적인 삶 속에서 다소 부정적인 시각을 보유하고 있다고 생각할 수 있을 만큼 일명 ‘N포세대’란 신조어가 유행할 정도지만, 그만큼 정부의 주거복지혜택이 제공되었을 때 만족도가 확대되는 정도가 클 것임을 알 수 있다.

14) 자산효과는 영국의 경제학자 Pigou가 제창한 것으로, 일명 피구효과(Pigou Effect)라고도 일컫는다.

주택거주형태에 따른 주거 만족과 일반적인 삶의 만족을 연계하여 실증적으로 분석하고 관련된 시사점을 제공한 연구가 많지 않은 상황에서 본 연구의 가치가 인정될 수 있겠지만 다음과 같은 한계도 존재한다. 첫째, 한국복지패널자료의 한계로 인해 주택 소유 여부는 고려되지 못했다. 즉, 자가 거주 및 임대 거주 여부를 주요 변수로 활용하였으나 임대 거주자라 하더라도 주택을 보유하고 있을 가능성이 있다. 이들 계층은 분명 일반 무주택 임대 거주자와는 차이가 있을 것이지만 본 연구에서는 두 계층을 하나의 계층으로 통합하였다. 일반적으로 주택을 보유한 임대 거주자는 무주택 임대 거주자보다 주거 만족도 및 삶의 만족도가 높을 것이라 예상할 수 있다. 그러므로 본 연구의 실증분석 결과가 보여주는 것처럼 임대 거주자의 낮은 주거 만족도와 삶의 만족도는 실제보다 오히려 과대평가되었을 가능성이 높다. 또한 주거만족도에 영향을 줄 수 있는 주택의 형태, 위치, 크기 등은 실증분석에 반영되었으나 자료의 한계로 편의시설 및 교육 등과 같은 주거환경은 반영하지 못했다.

둘째, 정부는 영구임대주택, 공공(국민)임대주택, 전세자금(용자)지원(저소득·근로자·서민), 저소득층 월세지원(지자체의 월세지원 포함), 주택구입자금(용자)지원(근로자·서민)과 같은 다양한 주거복지정책을 시행하고 있는데, 이러한 정책의 유용성을 분석하지 못하였다. 임대 거주자의 낮은 만족도를 고려하여 주거복지정책을 확대할 필요가 있는데, 한국복지패널이 주거복지정책 수혜자와 수혜 종류에 대한 정보를 제공하고 있는 만큼 각 정책이 임대 거주자의 만족도에 미치는 영향을 분석하여 정책적 시사점을 제공해줄 필요가 있다.

논문접수일	2018.04.24
논문심사일	2018.06.13
게재확정일	2018.06.26

참고문헌

- 국토교통부, 2014, “2014년도 주거실태조사 연구보고서”, 국토연구원.
- 국토교통부, 2017, 2016년 일반가구 주거실태조사 결과, 보도자료.
- 권중돈, 조주연, 2000, “노년기의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인”, 한국노년학 20(3), pp. 61-76.
- 김기태, 박봉길, 1998, “생활보호대상노인과 일반노인의 생활만족도 비교”, 노인복지연구 1(1), pp. 57-83.
- 김대환, 김은주, 강다슬, 박성권, 2017, “주택가격 변화가 정신건강에 미치는 영향”, 부동산연구 제27권 제2호, pp. 7-18.
- 김대환, 류건식, 이상우, 2011, “중고령자 삶의 만족도 결정 요인 : 공적연금과 사적연금을 중심으로”, 리스크관리연구 22(1), p. 97-123.
- 김대환, 이봉주, 류건식, 2017, “노후빈곤율의 진단과 주택연금을 활용한 노후빈곤 개선”, 보험학회지 제110권, pp. 1-29.
- 김소희, 2009, “지역사회거주 노인의 주거만족도 영향요인에 관한 연구”, 사회복지정책 36(10), pp. 117-142.
- 박미금, 1994, “부부의 생활만족도 비교 분석(주관적 경제수준 평가를 중심으로)”, 한국가정관리학회지 21(1), pp. 1-17.
- 이창효, 2016, “주택 임차가구의 임차유형별 주거만족 요인 실증분석: 수도권 거주 공공임대와 일반임차 가구를 중심으로”, 주택도시연구 6(2), pp. 1-23.
- 통계청, 2017, 2017년 가계금융·복지조사 결과, 보도자료.
- 최병숙, 박정아, 2012, “한국복지패널연구 자료를 기초로 주거환경과 우울감 및 자존감과의 관계 분석”, Journal of the Korean Housing Association 제23권 제5호, pp. 75-86.
- Bostic, R.S., Gabriel, S., and Painter, G., 2009, “Housing wealth, financial wealth and consumption: New evidence from micro data”, Regional Science and Urban Economics 39(1), pp. 79-89.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., 2005, Microeconometrics:

methods and applications, MIT Press.

- Diener, E., Sandvik, E., Seidlitz, L., and Diener, M., 1993, “The relationship between income and subjective well-being: Relative or absolute?” , *Social Indicators Research* 28, pp. 195-223.
- Gorsuch, R. L., 1995, “Religious aspects of substance abuse and recover” , *Journal of Social Issues* 51(2), pp. 65-83.
- Guy, R. F., 1982, “Religion, physical disabilities, and life satisfaction in older age cohorts” , *International Journal of Aging and Human Development* 15(3), pp. 225-232.
- Haring, M. J., Stock, W. A., and Okun, M. A., 1984, “A research synthesis on gender and social class as correlates of subjective well-being” , *Human Relations* 37, pp. 645-57.
- Headey, B., Schupp, J., Tucci, I., and Wagner, G.G., 2010, “Authentic happiness theory supported by impact of religion on life satisfaction: a longitudinal analysis with data for Germany” , *The Journal of Positive Psychology* 5(1), pp. 73-82.
- Hill, P. C. and Hood, R. W. Jr., 2009, *Measures of religiosity*. Birmingham, England: Religious Education Press.
- Meer, J., Miller, D. L., & Rosen, H. S., 2003, “Exploring the health-wealth nexus” , *Journal of Health Economics* 22(5), pp. 713-730.
- OECD, 2017, *Health statistics*, Paris.
- Pigou, A. C., 1943, *The classical stationary state*, *Economic Journal* 53, pp. 343-351.
- Stam, K., Sieben, I., Verbakel, E., Graaf, P. M., 2016, “Employment status and subjective well-being: the role of the social norm to work” , *Work, Employment and Society* 30(2), p. 1-25.
- Strandh, M., 2000, “Different exit routes from unemployment and their impact on mental well-being: the role of the economic

situation and the predictability of the life course” , *Work, Employment and Society* 14(3), pp. 459-79.

- Wooldridge, J, M., 2010, *Introductory econometrics : a modern approach*, South-Western College Publishing.
- Xing, Z. and Huang, L., 2015, “The relationship between age and subjective well-being: evidence from five capital cities in Mainland China” , *Social Indicators Resrarch* 117(3), pp. 743-756.

Effect of Residential Types on Subjective Well-being and Its Implications for the Residential Welfare Policies

DaeHwan Kim*

<Abstract>

Under the circumstance that the socioeconomic value of the house is essential in Korea, the residential types such as owning or renting a house would be a influential determinant of subjective well-being.

Utilizing the data of 2011~2016 from the Korean Welfare Panel Survey, we empirically investigate the effect of residential types on subjective well-being on satisfaction in residential and daily-life aspects. The results from a logistic fixed effect model present that the subjective well-being is much higher for people living in their own house than tenants. Especially, the young tenants in age 20~30s face the lowest level of subjective well-being. Thus, a clear strategy road map that is financially sustainable would be necessary to support the vulnerable social group.

Keywords: real estate, residential house types, subjective well-being, residential welfare policy

* (First Author) Dong-A University, Associate Professor, email: kimdh@dau.ac.kr