

밀레니얼 가구의 주택구입 부채 비율 결정 요인 분석

Determinants of Debt-to-Price Ratio Decision for Housing Purchase of Millennial Households

정 의 충 (Jeong, Ui-Chung)*

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)**

< Abstract >

This study empirically examines the determinants of the debt-to-price ratio decision for housing purchase of Millennial households during the period of rising housing prices and low interest rates. Using pooled data of Korean Housing Survey in 2014 and from 2016 to 2021, a fractional response regression model was estimated to explicitly take account of the fact that the debt-to-price ratio takes values in the unit interval. Furthermore, a probit model was estimated to understand the main factors influencing the Millennial households' decision on excessive debt financing defined by over 50% of the debt-to-price ratio. Both models were estimated after accounting for the endogeneity of net wealth, one of critical variables in decisions about the debt-to-price ratio and excessive debt financing.

Estimation results showed that the household's economic conditions such as income and net wealth and market conditions such as expected house price appreciation rate and mortgage interest rate significantly influenced the debt-to-price ratio and excessive debt financing decisions of Millennial households. Especially, the marginal effects of the expected house price appreciation rate on the debt-to-price ratio and on the excessive debt financing of Millennial households, which were positive, were found to be approximately two times higher than those of the previous-generation households. On the other hand, the marginal effects of the mortgage interest rate were highly negative with virtually the same values in the households of both generations.

These results indicate that the low cost of borrowing due to the low mortgage rate until 2021 has led the households of both generations to use high and excessive debt to purchase houses. These results also imply that, compared to the previous-generation households, Millennial households, having observed that home ownership was very critical to wealth accumulation during the period of rising house prices, were more active in buying houses in spite of excessive debt financing.

Keyword : Millennial Households, Debt-to-Price Ratio, Excessive Debt Financing, Fractional Response Regression, Instrumental Variables Probit

I. 서론

KB국민은행의 월간 주택가격동향 시계열 자료에 근거하면 주택매매가격 종합지수는 2014년부터 2021

년까지 전국 기준으로 31.4%, 수도권 기준으로 44.2%, 서울 기준으로 50.2% 상승하였다, 연간 주택매매가격 상승률은 지역에 따라 차이가 있으나 2020년부터 전 세계를 휩쓴 코로나 팬데믹으로 인해 발생한 시장의 불확실성과 경기 침체에 대응하기 위한 저금리와 유동

* 본 학회 종신회원, 건국대학교 대학원 부동산학과 박사과정 수료, nehemiah.jeong@gmail.com, 주저자

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

성 확대 정책 등으로 이전 연도에 비해 2020년과 2021년의 상승률이 더 높았다.

주택가격의 급격한 상승으로 인해 유주택 가구와 무주택 가구 사이의 자산 격차가 확대되었으며, 지속적인 주택가격 상승에 대한 기대가 형성됨에 따라 청년층을 중심으로 '영끌'로 알려진 것과 같은 과도한 부채 조달을 통해 주택을 구입하는 현상을 불러왔다.¹⁾ 국토교통부의 자금조달계획서를 분석한 홍정훈(2022)의 연구에 따르면, 2020년부터 2022년 8월까지 전체 주택거래 건수 중 20-30대 개인 매수자의 주택거래는 52만 2천 건으로 전체 주택거래 건수의 34.6%를 차지하여 40대(26.1%)와 50대(19.8%)의 주택거래 건수를 앞질렀다. 주택 구입 시 연령대별 자금조달구조에서도 연령대가 낮을수록 자기자본(부동산처분대금, 예금)에 비해 타인자본(주택담보대출, 기타대출, 임대보증금)을 이용하여 주택 구입에 나선 것으로 나타났다.²⁾

한국부동산원의 월별 매입자 연령대별 주택매매거래 통계에서도 20-30대의 주택거래량은 2020년 7월 이전까지 가장 많은 주택거래(호수 기준)를 해오던 40대의 주택매매 거래량을 추월했으며, 통계청(2021)의 2021년 가계금융복지조사 결과에서도 30대의 주택담보대출은 가구 평균 7,425만원, 40대는 7,163만원으로 30대의 가구 평균 주택담보대출 금액이 40대보다 높았다. 담보대출과 신용대출 등을 합한 금융 부채액의 경우에도 30대(9,404만원)가 소득이 상대적으로 높은 40대(9,256만원)보다 높았다.

생애주기 상 취업과 결혼, 출산과 자녀 양육의 시기를 지나고 있는 20-30대 청년 세대의 주택 구입을 통한 자가 점유는 주거의 안정성을 높이고 자산 축적의 기반을 마련해 줄 수 있다. 그러나 윗세대에 비해 보유 자산이 적고 소득 수준이 낮은 청년 세대의 경제적 조건을 고려할 때 가격이 가파르게 상승한 주택을 구입

하기는 어려웠을 것이며, 따라서 주택을 구입하기 위해서는 과도한 부채 조달이 필요하였을 것으로 생각된다.³⁾

그렇다면 청년 세대는 왜 자신의 경제적 능력의 범위를 벗어날 만큼 과도한 부채를 조달하여 주택을 구입하였을까? 본 연구는 이 질문에서 출발하였으며 두 가지 요인에 주목하였다. 첫째 요인은 미래의 주택가격 상승에 대한 기대이다. 경제주체의 주택가격 상승에 대한 기대는 합리적 기대(rational expectation)에 기초하는 것이 아니라 과거의 주택가격 변화에 기초하여 형성된다는 방대한 연구 결과가 존재한다.⁴⁾ 주택가격이 가파르게 상승해 왔던 국면에서 과거의 주택가격 변화에 기초한 외삽적 예측은 미래에도 주택가격이 상승할 것이고, 따라서 주택구입을 통해 자본이득을 얻을 수 있다는 긍정적 신호를 발생시킨다. 특히 주택 보유 여부와 주택가격 상승에 따른 자산 격차의 확대, 보유 자산이 미래 생애 효용에 미치는 영향 등을 고려할 때 청년 세대는 윗세대에 비해 높은 부채 비율을 감수하더라도 주택을 구입하여 자산을 축적하려는 의사가 높았을 것으로 생각된다.

둘째 요인은 저금리이다. 주택구입 시 부채 비율이 높으면 부채 조달비용도 높다. 그러나 주택가격 상승기에 금리가 전반적으로 하락함에 따라 상대적으로 저렴한 비용으로 부채를 조달할 수 있는 여건이 형성되었다. 이러한 여건 또한 주택구입을 통한 자산 축적 의사가 윗세대보다 높은 청년 세대의 과도한 부채 조달에 영향을 주었을 것으로 판단된다.

이러한 배경에서 본 연구는 지난 주택가격 상승기 동안 가구의 주택구입 시 부채 비율(구입주택가격 대비 부채금액 비율) 결정 요인을 20-30대 청년층을 대표하는 밀레니얼 세대(가구주 1981년생~1997년생)를 중심으로 실증 분석하였다.⁵⁾ 또한 밀레니얼 이전 세대(가구

1) 임상빈(2022)은 이러한 현상을 주택을 구입할 여력이 낮은 청년 세대가 계속되는 주택가격 상승과 주택 보유 여부에 따른 자산 격차를 보전하기 위해 저금리와 풍부한 유동성을 지렛대 삼아 적극적으로 주택 구입에 나선 사회적 현상으로 해석하고 있다.

2) 홍정훈(2022)의 발표 자료에서 제시한 연령대별 주택매입 자금 출처를 보면, 20대의 경우 임대보증금(26.9%), 주택담보대출액(19.5%), 예금(13.2%), 기타 대출(12.6%) 순이었으며, 30대는 주택담보대출액(19.3%), 부동산처분대금(17.0%), 기타 대출(16.5%), 예금(15.4%) 순으로 나타나 전체 매수자의 자금 출처(부동산처분대금 23.2%, 예금 18.0%, 임대보증금 15.6%, 주택담보대출액 15.4% 순)와 차이를 보였다.

3) 본 연구에서 부채는 주택구입 시 금융기관에서 융자받은 금액뿐만 아니라 금융기관 외 다른 곳에서 빌린 금액을 모두 포함하므로 통상적인 주택자금대출이라는 용어 대신 부채라는 용어를 사용한다.

4) 이에 대한 자세한 내용은 Duca et. al(2021), pp.798-800을 참조할 것. 과거 주택가격의 움직임을 통해 미래 주택가격 변화를 예측한다는 점에서 이를 외삽적 예측(extrapolative expectation)이라고 한다.

5) 미국의 비영리 연구조사 기관인 Pew Research Center는 2016년 기준 인구 수에서 청년 세대를 대표하는 밀레니얼 세대(1981~1997년생, 7,540만명)가 미국에서 가장 큰 코호트였던 베이비 붐 세대(1946~1964년생, 7,490만명)를 능가했다고 발표하였고, 현재 밀레니얼 세대는 전 세계적으로 상당한 영향력을 행사할 세대로 주목받고 있다(Fry, 2016; Frey, 2018).

주 1965년생-1980년생)에 대한 추가 분석을 통해 주택가격 상승에 대한 기대와 저금리를 포함한 제반 요인들이 주택구입 부채 비율 결정에 미치는 효과가 세대별로 다른지 살펴보았다.

본 연구의 실증분석은 전국적으로 주택매매가격이 상승하기 시작한 2014년부터 자료 이용이 가능한 가장 최근 연도인 2021년까지의 국토교통부 주거실태조사 원 자료를 통합하여 조사 이전 연도에 주택을 임차하였던 가구 중 각 조사 연도에 주택을 구입하여 자가로 전환한 가구들을 대상으로 수행하였다.⁶⁾ 실증분석 모형으로는 주택구입을 위한 부채가 구입주택가격을 초과할 수 없기 때문에 종속변수인 주택구입 부채 비율이 0과 1 사이의 값을 갖는 특성을 적절하게 반영하는 분수회귀(fractional response regression)모형을 이용하였다. 또한 실증분석에 이용된 가구의 부채 비율 분포를 고려하여 부채 비율 상위 25%에 속하는 가구를 과도한 부채 조달 가구로 설정하여 과도한 부채 조달 여부에 대한 프로빗모형(probit model)을 추정하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 주택자금 대출에 대한 선행 연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 이론적 논의를 통해 실증분석 모형을 설정하고, 제Ⅳ장에서는 자료와 변수 측정에 대해 설명한다. 제Ⅴ장에서는 추정 결과를 해석하고, 제Ⅵ장에서는 본 연구의 결론과 한계를 제시한다.

II. 선행연구 검토

1. 선행연구

가구의 주택구입 시 주택자금 조달과 관련된 선행 연구들은 주로 두 가지 방향에서 이루어졌다. 첫째는 주택자금 대출 제약조건이 주택점유형태나 주택수요에 미치는 영향을 분석한 연구들이며, 둘째는 주택자금 대출 자체 또는 주택자금 대출과 주택수요(또는 구입주택가격)의 상호 연관 관계에 대한 연구들이다.

첫째 방향의 연구들은 Linneman and Wachter (1989)의 연구 이후 여러 국가와 계층을 대상으로 다양하게 이루어져 왔으며, 국내 연구에서도 이에 대한 다양한 연구 결과들이 축적되었다. 이 연구들은 주택자금 대출에 대한 제약조건을 초기 주택구입자금에 대한 자산제약조건과 대출금 상황에 대한 소득제약조건으로 구분하여 두 제약조건 또는 두 제약조건을 통합한 단일 제약조건이 가구의 주택점유형태 또는 주택수요에 미치는 효과를 분석하였다. 그러나 이 연구들은 주택구입 부채 비율 결정 요인을 분석하는 본 연구와 관련성이 크지 않으므로 별도의 문헌 검토는 생략하였다.

두 번째 방향의 연구들은 첫 번째 방향의 연구들에 비해 그리 많지 않다. 주택자금 대출수요에 대한 이론적 모형은 Jones(1993), Brueckner(1994), Follain and Dunsky(1997), Leece(2000) 등에 의해 제시되었다. 이 연구들은 가구의 생애효용극대화 모형을 이용하여 주택수요량, 저축(또는 기타 재화 수요량), 주택자금 대출 수요량의 동시 결정 과정을 설명하고 있다.⁷⁾

이 연구들에서 중점적으로 다루고 있는 것은 주택수요량과 주택자금 대출금액 수요량이 동시에 결정된다는 것과 주택자금 세후 대출금리와 기타 자산에 대한 세후 수익률의 관계이다. 주택자금 대출 수요는 주택수요를 위한 일종의 파생적 수요이므로 주택자금 대출 수요는 주택수요와 연계된다. 따라서 이 두 형태의 수요는 독립적으로 결정되는 것이 아니라 상호 연결되어 결정된다.

주택수요 또는 주택구입을 위한 자금은 보유 자산(자기자본)을 통해 조달될 수 있고 또는 대출을 통해 조달될 수 있다. 자기자본을 통해 조달되면 자기자본을 기타 자산에 투자하여 얻게 되는 수익률만큼의 기회비용이 발생하며, 대출을 통해 조달되면 대출금리만큼의 비용이 발생한다. 따라서 기타 자산에 대한 세후 수익률과 세후 대출금리 중 어떤 것이 더 크가에 따라 주택수요를 위한 자기자본 투입액과 대출금액이 결정된다. Jones(1993)는 기타 자산에 대한 세후 수익률이 세후 대출금리보다 크면 가구는 대출을 최소화(구입하는 주택가격만큼을 대출로 조달)하는 것이 유리하고, 그 반대이면 대출을 최소화(자기자본을 전액 투입하고

6) 국토교통부 주거실태조사 자료는 2016년까지는 격년으로 조사되었고, 2017년부터는 매년 조사가 시행되었다. 2015년에는 주거실태조사가 시행되지 않아 본 연구에서는 2014년, 2016년에서 2021년, 총 7개연도 자료를 추정에 이용하였다.

7) 주택자금 대출이 전제되므로 주택수요량은 주택스톡 수요량 또는 구입하는 주택의 가격을 의미한다. 효용함수에 포함되는 것은 주택서비스 수요량이지만 주택스톡이 일정한 수량의 주택서비스를 창출한다고 가정하면 주택서비스 수요량과 주택스톡 수요량의 구분은 이 분석에서 큰 의미가 없다.

나머지 금액을 대출로 조달하여 주택 구입)하는 것이 효용을 극대화하는 방법이라고 제시하였다. 반면 Brueckner(1994)는 Jones(1993)의 모형과 달리 주택자금 대출에 대한 세후 대출금리가 기타 자산에 대한 세후 수익률보다 크더라도 대출 최소화가 최적 해가 아니라 가구의 시간선호율에 따라 대출금액은 대출 최대화, 대출 최소화, 또는 그 중간의 결과가 도출될 수 있음을 밝혔다.⁸⁾

최적 대출금액 결정 모형에서 기타 자산에 대한 세후 수익률이나 세후 대출금리가 고려되는 이유 중 하나는 주택자금 대출금 상환 시 지불하는 이자비용에 대한 소득공제의 중요성에 있다. 대출금 이자비용에 대한 소득공제를 감안하면 세후 대출금리는 세전 대출금리보다 낮다. 따라서 대출금 이자비용에 대한 소득공제가 크다면 기타 자산에 대한 세전 수익률과 세전 대출금리를 비교하여 최적 대출금액이 결정되기보다는 세후 수익률과 세후 대출금리를 비교한 의사결정이 더 적절할 것이다. 그러나 대출금 이자비용에 대한 소득공제 제도가 없거나 우리나라와 같이 제한적으로 적용되는 경우 세전 수익률과 세전 대출금리를 비교할 때와 큰 차이는 없을 것으로 생각된다.

Follain and Dunsky(1997)는 미국의 1983년과 1989년의 소비자금융조사(Survey of Consumer Finance) 자료를 이용하여 주택수요(주택가격)의 내생성을 통제하지 않은 실증분석 모형과 주택수요의 내생성을 통제한 실증분석모형을 통해 대출 이자비용에 대한 소득공제 제도가 대출금에 미치는 영향을 분석하였다.⁹⁾ 분석 결과, 1983년 자료를 이용하였을 때 대출금 이자비용에 대한 소득공제가 적용되는 소득세율이 0.28에서 0.18로 감소하면 주택자금 대출 수요가 66% 감소하는 것으로 나타났으며, 이 결과를 이용하여 소득세율에 대한 주택자금 대출 수요의 탄력성을 -1.5로 추정하였다. 또한 소득세율에 대한 주택자금 대출 수요의 탄력성은 저소득층보다 고소득층에서 더 높은 것으로 분석하였다.

Ling and McGill(1998)은 1985년과 1989년 미국 주택조사(American Housing Survey) 자료를 이용하여 주택수요(거주 주택가격)에 대해서는 최소자승법, 대출잔금에 대해서는 토빗모형(tobit model)을 이용하여 연립방정식모형을 추정하였다. 추정 결과, 거주

주택가격과 대출잔금은 서로 양(+)의 관계에 있으며, 대출상환능력(affordability)의 지표가 될 수 있는 소득수준이 높을수록, 대출금 이자비용에 대한 소득공제가 클수록 대출수요가 높은 것으로 나타났다. 또한 주택 외 자산에 대한 대리변수로 이용한 금융소득은 대출수요를 감소시키는 것으로 추정되어 주택 외 자산과 주택자금 대출은 대체적인 관계가 있는 것으로 분석하였다.

Leece(2000)는 영국의 1986년 가계지출조사(Family Expenditure Survey) 자료를 이용하여 절단된(truncated) 회귀모형을 통해 대출잔금 결정 요인을 분석하였다. 분석 결과 소득은 대출잔금에 양(+)의 영향을 미쳤으며, 대출할당이 엄격히 이루어진 1980년 이전 대출의 경우 주택자금 대출금리가 대출잔금에 음(-)의 영향을 미쳤다. 또한 주택가격 예상 상승률은 대출잔금에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Leece(2006)의 후속 연구에서는 1990년부터 1994년까지 영국의 가구패널조사(British Household Panel Survey) 자료를 이용하여 Brueckner(1994) 모형의 가설들을 검정하였다. 그는 주택수요의 내생성을 통제하기 위해 2단계 최소자승법을 이용하여 주택구입시 대출금 결정 요인을 대출 유형별로 구분하여 분석하였다. 원리금균등상환 유형을 선택한 가구의 경우 구입주택가격이 대출금에 양(+)의 영향을 미쳤으며, 거주기간이 짧을수록 대출금은 감소하는 것으로 추정되었다. 한편 만기 일시상환 대출을 선택한 가구의 경우 구입주택가격이 대출금에 양(+)의 영향을 미쳤으며, 주택자금 대출금리는 대출금에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구에서는 만기 일시상환 방식을 선택한 가구에 비해 원리금균등상환 방식을 선택한 가구가 대출을 최대화할 가능성이 높다는 결론을 제시하였다.

주택수요와 주택자금 대출수요 추정에 대한 국내 연구로는 정의철(2005)의 연구가 있다. 이 연구는 2004년 주택금융 수요실태조사 자료를 이용하여 조사 시점의 주택가격과 대출금 잔액에 대한 동시 결정 모형을 설정하여 Ling and McGill(1998)의 연구와 동일한 방법으로 분석하였다. 분석 결과 주택가격과 대출잔금은 서로 양(+)의 영향을 주고받는 관계에 있으며, 주택가격이 통제되었을 때 소득이 높을수록 대출잔금이 높았고, 순자산이 낮을수록, 주택자금 대출금리와 기타

8) Brueckner(1994)의 모형에 대해서는 제Ⅲ장의 실증분석모형 구축을 위한 이론적 논의에서 자세하게 설명된다.

9) 선행연구에서는 주택수요를 거주주택 가격으로 측정하여 실증분석을 진행하고 있다.

자산 수익률의 차이가 클수록 대출잔금이 낮았다. 한편 대출잔금이 통제되었을 때 소득과 순자산이 높을수록 주택수요(거주 주택가격)가 높았고, 주택가격 상승률이 높았을 것으로 예상되는 지역(수도권, 강남권)에 거주하는 가구의 주택수요가 높았다.

최필선·민인식(2013)은 2011년 가계금융조사 자료를 이용하여 차입자의 특성을 고려한 거주주택 소유 가구의 잔존(outstanding) LTV 결정 요인을 분석하였다. 이 연구는 거주주택 소유가구 중 잔존 대출이 없는 가구가 66%임을 고려하여 이 가구를 제외하고 잔존 LTV를 추정하면 발생할 수 있는 표본선택 편익의 문제를 해결하기 위해 거주 주택 소유자의 잔존 대출 존재 여부에 대한 모형과 잔존 대출이 존재하는 가구의 잔존 LTV에 대한 모형을 동시에 추정하는 Heckman의 표본선택을 고려한 회귀모형을 추정에 이용하였다. 분석 결과, 가구 소득의 제곱근이 높을수록, 순자산의 제곱근이 작을수록 잔존 대출이 존재할 확률이 높고 잔존 LTV도 높은 것으로 나타났다. 또한 차입자의 연령이 높을수록 잔존 대출이 존재할 확률과 잔존 LTV는 낮은 것으로 분석되었다.

한편 이정영·진창하(2015)는 2012년 가계금융·복지조사 자료를 이용하여 가계 부채 보유 가구의 가계 부채액과 현재 주택가격 대비 현재 주택담보대출 금액의 비율, 즉 현재(또는 잔존) LTV 결정 요인을 분석하였다. 분석 방법론으로는 가구의 이질적 특성을 고려하여 최소자승법이 갖는 한계를 보완하기 위해 분위회귀모형을 이용하였다. 추정 결과, 가계 부채는 경상소득의 제곱근이 높을수록, 자가 점유 가구일수록, 거주주택 이외 부동산을 보유한 가구일수록 대부분의 부채 분위에서 가계 부채가 컸다.

또한 잔존 LTV에 대한 분위회귀모형 추정 결과 가구주 직업(자영업 여부)과 가구주 연령이 전 분위에서 유의한 영향을 보였다. 잔존 LTV 25분위에서는 담보대출 용도가 거주주택 구입일 경우 잔존 LTV가 높았고, 잔존 LTV 25분위와 50분위에서는 담보대출 용도가 거주주택 구입과 거주주택 이외 부동산 구입인 경우 잔존 LTV가 높았으며, 잔존 LTV 75분위에서는 담보대출 용도가 거주주택 이외 부동산 구입인 경우 잔존 LTV가 높았다.

2. 선행 연구와의 차별성

위에서 검토한 선행연구들은 가구의 생애효용극대화 원리에 따른 주택수요와 주택자금 대출수요 동시 결정 메커니즘에 기초하여 주택수요와 주택자금 대출수요에 대한 연립방정식 모형을 추정하거나(Ling and McGill, 1998; 정의철, 2005) 또는 주택수요의 내생성을 통제한 상태에서 주택자금 대출수요 결정 요인을 추정하였다(Follain and Dunskey, 1997; Leece, 2000, 2006). 이러한 접근방법은 주택수요나 주택자금 대출수요에 영향을 미치는 요인들을 체계적으로 분석할 수 있는 장점이 있다. 또한 가계의 부채 부담 또는 이에 따른 부채 위험 등을 분석하기 위해서는 최필선·민인식(2013), 이정영·진창하(2015)의 연구에서와 같이 현재 시점에서의 주택가격 대비 대출잔금 비율인 잔존 LTV에 영향을 미치는 요인을 살펴보는 것이 유용할 것이다.

그러나 주택가격 상승 국면과 저금리 기초 하에서 주택 구입을 위한 과도한 부채 조달에 영향을 미치는 요인을 살펴보는 본 연구의 목적을 고려할 때 잔존 LTV에 대한 분석보다는 주택구입 시점에서의 부채 비율이나 과도한 부채 조달 여부를 분석하는 것이 적절할 것으로 생각된다. 또한 주택수요와 주택자금 대출수요를 별도로 추정하여 그 결과를 해석하기보다는 구입주택가격 대비 부채금액의 비율이라는 하나의 변수로 측정하여 분석하는 것이 용이할 것으로 판단된다. 이러한 점을 고려하여 기존 연구에서는 분석의 일부분으로 주택가격 대비 대출금 비율을 종속변수로 설정하여 모형을 추정한 바 있다. 그러나 추정방법으로 최소자승법이나 토빗모형, 분위회귀모형 등을 이용한 기존 연구들과는 달리 종속변수가 0과 1 사이에 분포한다는 특성을 적절히 고려하는 것이 바람직할 것으로 생각된다.

본 연구는 종속변수의 분포를 명시적으로 고려하여 분수회귀모형을 실증분석모형으로 이용하였다. 또한 과도한 부채 조달의 원인을 찾는 것이 본 연구의 목적 중 하나이므로 부채 비율 상위 25%에 속하는 가구를 과도한 부채 조달 가구로 설정하여 과도한 부채 조달 여부에 대한 프로빗모형을 추정하였다.

한편 실증분석 과정에서 주거실태조사와 같은 횡단면 자료를 연도별로 통합하여 이용할 때 발생할 수 있는 핵심 설명변수 중 하나인 순자산의 내생성 문제를 추가적으로 고려하였다. 설명변수가 내생성을 갖게 되

면 추정계수가 편익을 갖게 되고 일치추정량을 보장하지 못하는 문제가 발생한다. 이에 대해서는 제Ⅲ장의 이론적 논의와 실증분석모형에서 구체적으로 설명하기로 한다.

III. 이론적 논의 및 실증분석모형

1. 이론적 논의

본 연구에서는 2기간 효용극대화 모형을 통해 주택구입 가구의 주택수요량, 주택자금 대출금액, 저축 수준을 동시에 결정하는 Brueckner(1994)의 모형을 응용하여 가구의 주택구입을 위한 부채비율 결정 요인을 파악하고자 한다. 가구의 2기간 효용함수는 다음과 같다.

$$U = U_1(h, x) + \frac{1}{1+\delta} U_2(z) \quad (1)$$

1기의 효용 $U_1(h, x)$ 은 주택 소비량(h)과 기타 재화 소비량(x)을 통해 얻으며 2기의 효용 $U_2(z)$ 는 1기의 결정 결과로 나타나는 자산(z)에 의해 결정된다.¹⁰⁾ δ 는 가구의 시간선호율(rate of time preference)이다.

가구는 1기 초의 순자산(w_0)과 1기의 소득(y_1)을 이용하여 주택소비량(h), 기타 재화 소비량(x), 저축량(s)을 결정한다. 주택구입을 위한 부채금액을 m , 주택 1단위 가격을 p 라 하면 가구의 1기 예산제약조건은 다음과 같다.

$$x = w_0 + y_1 - s - (ph - m) \quad (2)$$

한편 가구는 부채와 관련하여 다음과 같은 제약조건에 직면한다. 첫째, 부채금액(m)은 0과 같거나 크며 ($m \geq 0$), 둘째, 부채금액은 주택가격(ph)과 같거나 작아야 하고($ph \geq m$), 셋째, 미래소득을 담보로 부채를 조달할 수 없다($s \geq 0$).

2기 소득이 1기 소득에 대해 a 의 비율로 변화하고

2기 주택가격이 1기 주택가격에 비해 π_h 의 비율로 변화한다면 2기까지 축적한 자산(z)은 다음과 같다.

$$z = (1+a)y_1 + (1+r_s)s + p(1+\pi_h)h - (1+r_m)m \quad (3)$$

식 (3)에서 r_s 는 기타 자산에 대한 세후수익률, r_m 은 부채에 대한 세후이자율이다. 식 (2)와 (3)을 식 (1)에 대입하면 다음과 같다.

$$U = U_1[h, w_0 + y_1 - s - (ph - m)] + \frac{1}{1+\delta} U_2[(1+a)y_1 + (1+r_s)s + p(1+\pi_h)h - (1+r_m)m] \quad (4)$$

가구는 위에서 언급한 세 가지 제약조건 하에서 2기간 효용인 식 (4)를 극대화하는 h , m , s 를 선택한다. Brueckner(1994)는 식 (4)를 극대화하는 주택소비량(h)과 부채금액(m)에 대한 조건식을 이용한 분석 결과에 기초하여 $r_s < r_m$ 인 경우 가구의 시간선호율(δ)의 크기에 따라 주택가격 대비 부채금액 제약조건이 허용하는 최대 금액으로 부채를 조달할 수도 있고 ($m = ph$), 또는 부채를 전혀 이용하지 않을 수도 있으며($m = 0$), 또는 그 중간 금액($0 < m < ph$)으로 부채를 조달할 수 있다는 결과를 제시하였다.¹¹⁾

단위당 주택가격(p)과 주택수요량(h)을 통합하여 주택구입가격($V = ph$)으로 주택수요량을 측정하면 식 (4)의 2기간 효용함수의 구성 요인을 살펴볼 때 주택구입가격과 부채금액(m)에 대한 축약식은 다음과 같다.

$$m = f_1(w_0, y_1, a, r_m, r_s, \pi_h, \delta) \quad (5)$$

$$V = f_2(w_0, y_1, a, r_m, r_s, \pi_h, \delta) \quad (6)$$

본 연구에서는 주택구입가격 대비 부채금액의 비율인 부채 비율($\frac{m}{V}$)을 분석하므로

10) 효용함수 $U_1(\cdot)$ 과 $U_2(\cdot)$ 은 엄정 오목(strictly concave) 함수를 가정한다.

11) 기타 자산에 대한 수익률을 3년 만기 회사채(AA-등급) 수익률로 가정할 때 본 연구의 분석기간인 2014년과 2016-2021년 동안 모든 연도에서 주택담보 대출금리(신규 취급액 기준)가 3년 만기 회사채 수익률보다 높았으며 분석기간 동안의 주택담보 대출금리 평균(3.04%)이 3년 만기 회사채 수익률 평균(2.3%)보다 높았다.

$$\frac{m}{V} = g(w_0, y_1, a, r_m, r_s, \pi_h, \delta) \quad (7)$$

다음 절에서 설명될 실증분석모형과 관련하여 식 (7)의 설명변수 중 w_0 에 대해 추가적인 논의가 필요하다. 본 연구는 2014년과 2016~2021년 주거실태조사 횡단면 자료 중 조사 연도 이전 주택에 임차로 거주하였으나 각 조사 연도에 주택을 구입하여 자가로 전환한 가구를 통합하여(pooling) 실증분석을 수행하므로 횡단면 자료의 특성상 주택구입 시점의 순자산(w_0)은 관찰되지 않으며 주택구입 후의 순자산(w_1)이 관찰된다. 그런데 주택구입 후의 순자산(w_1)은 구입주택가격(V)과 부채금액(m), 즉 부채 비율에 영향을 받는다. 여타 조건이 일정할 때 부채 비율이 높을수록 주택구입 후의 순자산은 주택 구입 시점의 순자산에 비해 감소한다.¹²⁾ 따라서 관찰 불가능한 w_0 대신 관찰 가능한 w_1 을 설명변수로 이용하면 내생성 문제가 발생하게 되므로 이를 적절히 통제하는 실증분석모형이 구축되어야 한다.

2. 실증분석모형

주택 구입 가구의 부채 비율 결정에 대한 실증분석 모형 설정 시 두 가지 측면이 고려되어야 한다. 첫째, 종속변수인 부채 비율은 0과 1사이의 값을 갖는 구간(interval) 변수이다. 따라서 이론적으로 $[-\infty, \infty]$ 의 구간을 가정한 최소자승법을 이용한 회귀분석이나 절단된 분포를 가정한 토빗모형을 이용한 회귀분석은 적절하지 않으며 종속변수의 특성이 고려된 회귀모형이 필요하다.¹³⁾ 둘째, 위에서 언급한 바와 같이 설명변수 중 하나인 순자산의 내생성을 통제해야 한다.

본 연구에서는 부채 비율이 0과 1사이의 값을 갖는

다는 특성을 명시적으로 고려하여 Wooldridge(2010, 2014)가 제시한 내생적 설명변수를 반영한 분수회귀모형을 실증분석모형으로 이용한다. Wooldridge(2014)는 회귀모형의 분포가 알려지지 않은 종속변수의 조건부 평균이 회귀모형의 분포가 알려진 종속변수의 조건부 평균과 동일한 경우 quasi-MLE 방법을 이용하여 모형을 추정하고 이를 이용하여 각 설명변수의 한계효과를 측정할 수 있음을 제시하였다. 또한 종속변수가 0 또는 1의 값을 갖는 이항변수에 대한 프로빗모형의 조건부 평균과 종속변수가 0과 1사이의 값을 갖는 분수형태 변수에 대한 회귀모형의 조건부 평균이 동일한 형태이므로 프로빗모형에 기초하여 설정된 로그우도함수(log likelihood function)를 극대화하는 추정량이 일치추정량임을 증명하였다.

y_1 이 이항 종속변수이고 y_2 가 내생적 설명변수라고 하면

$$y_1 = 1[\alpha_0 y_2 + z_1 \delta_{01} + u_1 \geq 0] \quad (8)$$

$$y_2 = z \delta_2 + v_2 \quad (9)$$

식 (8)에서 α_0 은 y_2 에 대한 추정계수, δ_{01} 은 상수항을 포함한 설명변수 벡터 z_1 에 대한 추정계수 벡터, u_1 은 y_1 추정식의 오차항이다. 식 (9)에서 z 는 z_1 을 포함한 y_2 에 대한 설명변수 벡터이며 δ_2 는 이에 대한 추정계수 벡터, v_2 는 y_2 추정식의 오차항이다. 모형이 적절하게 식별되기 위해서 벡터 z 는 벡터 z_1 에 비해 최소한 1개 이상의 추가 변수가 필요하며 이 변수는 도구변수의 역할을 한다.

y_2 가 내생적 설명변수라면 y_2 는 u_1 과 일정한 상관관계를 갖는다, u_1 을 y_2 와 상관관계를 갖는 부분(θ_1)과

12) 주거실태조사 자료를 통해 주택구입 연도는 알 수 있으나 구체적인 주택구입 시점은 알 수 없다. 어떤 가구가 특정 연도에 주택을 구입한 것으로 관찰된다면 해당 연도의 주거실태조사 시점 또는 그 이전에 주택을 구입하였다는 것으로 생각할 수 있다. 그런데 주거실태조사 시점과 주택구입 시점이 일치할 가능성은 크지 않으며 해당 연도에 주택을 구입한 것으로 관찰되더라도 대부분 해당 연도의 주거실태조사 시점 이전에 주택을 구입하였다고 볼 수 있다. 자료에서 관찰되는(주거실태조사 시점에서의) 주택구입 후 순자산(w_1)은 주택구입 시점의 순자산(w_0)과 주택구입 후 순자산의 변화분(Δw)의 합이다. 즉, $w_1 = w_0 + \Delta w$. 한편 구입주택가격을 V_0 , 주택구입 시 부채금액을 m_0 , 주택구입 후 주택가격의 변화분을 ΔV , 주택구입 후 저축액을 s , 주택구입 후 부채금액의 변화분을 Δm 이라 하면 $\Delta w = V_0 - m_0 + \Delta V + s - \Delta m$. 따라서 $w_1 = w_0 + (V_0 - m_0 + \Delta V + s - \Delta m)$. 여타 조건($w_0, \Delta V, s, \Delta m$)이 일정할 때 부채 비율이 높으면 $V_0 - m_0$ 의 값이 감소하므로 w_1 이 감소한다.

13) 최소자승법을 이용한 회귀분석은 종속변수(부채 비율)의 추정치가 0에서 1 사이의 값을 갖는다는 것을 보장하지 못하므로 한계효과를 적절하게 측정하지 못하는 단점이 있다. 또한 하한을 0, 상한을 1로 하는 양측 절단(two-limit) 토빗모형을 추정에 이용할 수 있으나 종속변수 값이 0과 1에 집중되어 있지 않는 경우나 또는 0 또는 1 한쪽에만 집중되어 있는 경우에는 양측 절단 토빗모형을 적용하기 어렵다. 이러한 상태에서 양측 절단 토빗 모형을 추정하면 일반적으로 일치성을 갖지 않는(inconsistent) 한계효과가 산출된다. 또한 토빗모형을 이용하기 위해서는 종속변수에 대한 조건부 확률분포를 가정해야 한다(Wooldridge, 2010, pp.748-749).

순수 오차항(a_1)으로 나누어 식 (8)을 다시 표현하고 정리하면 다음과 같다(Wooldridge, 2014, p.229).

$$\begin{aligned} y_1 &= 1[\alpha_0 y_2 + z_1 \delta_{01} + \theta_1 + a_1 \geq 0] \\ &= 1[(\alpha_1 y_2 + z_1 \delta_{11} + e_1 \geq 0] \end{aligned} \quad (10)$$

식 (10)에서 e_1 은 z 에 독립적이며 표준정규분포를 갖는다. θ_1 이 v_2 와 상관계수 ρ_1 이므로 e_1 과 v_2 도 상관관계를 갖는다.¹⁴⁾ e_1 과 v_2 의 상관관계수를 ρ_1 이라 하고 (θ_1, v_2) 가 이변량 정규분포를 갖는다고 가정하면 $\Phi(\cdot)$ 을 누적정규확률분포라 할 때 y_1 에 대한 조건부 평균은 다음과 같다.

$$E(y_1|y_2, z) = \Phi \left[\frac{\alpha_1 y_2 + z_1 \delta_{11} + (\rho_1 / \sigma_2)(y_2 - z \delta_2)}{(1 - \rho_1^2)^{1/2}} \right] \quad (11)$$

식 (11)에서 σ_2 는 v_2 의 표준편차이다. 식 (11)은 내생적 설명변수가 연속형일 때 프로빗모형의 조건부 평균과 동일한 형태이므로 quasi-MLE 방법을 이용하여 조건부 평균에 포함된 파라미터들을 식별할 수 있다.

식 (11)의 우변을 축약하여 $\Phi(w)$ 라 표현하면 식 (10)과 (9)를 동시에 추정하기 위한 로그우도함수는 아래 식 (12)와 같으며 이를 극대화하는 $a_1, \delta_{11}, \delta_2, \rho_1, \sigma_2$ 를 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \log L = \sum_{i=1}^N & [(1 - y_{1i}) \log(1 - \Phi_i(w)) + \\ & y_{1i} \log \Phi_i(w) - \log(\sigma_2^2)/2 - (y_{2i} - z_i \delta_2)^2 / 2\sigma_2^2] \end{aligned} \quad (12)$$

ρ_1 의 추정계수에 대한 통계적 유의성은 y_2 의 내생성을 검정하는데 이용된다.

IV. 자료 및 변수 측정

1. 자료 및 변수 측정

본 연구에서는 국토교통부 일반가구 주거실태조사 원자료 중 2014년, 2016년에서 2021년까지 7개 연도 자료를 통합하여 실증분석에 이용하였다. 주거실태조사 자료는 패널자료가 아니므로 가구의 관찰되지 않는 고유특성을 추정에 반영할 수는 없으나 주택 구입을 위한 자금조달 방법을 다른 자료에 비해 비교적 명확히 파악할 수 있고 추정에 이용되는 표본 수가 상대적으로 많은 장점이 있다.

주거실태조사에서는 자가 가구에 대해 현재 거주하는 주택을 마련한 시점, 주택 마련 방법, 주택 마련 당시 주택가격, 주택구입 자금 마련 방법 등을 설문하고 있다. 또한 현재 주택 거주 시작 연도, 현재 주택의 점유형태, 주택유형, 직전 거주주택 점유형태 등에 대한 설문 항목을 포함하고 있다. 이러한 일련의 정보를 통해 다음과 같은 절차를 통해 추정에 이용하는 표본을 선정하였다.

첫째, 본 연구는 임차가구 중 자가주택을 마련한 가구의 주택구입 자금에 대한 부채 비율 결정 요인을 분석하므로 직전 거주주택 점유형태가 임차(전세, 보증금 있는 월세, 보증금 없는 월세)인 가구로 제한하였다. 둘째, 주택구입 자금 대출 비율에 영향을 미치는 요인들과 주택구입 연도의 시점을 일치시키기 위해 첫 번째 절차에서 선정된 가구 중 현재 거주하는 주택 구입 연도와 현재 주택에 거주하기 시작한 연도가 설문 연도와 동일한 가구를 선정하였다.¹⁵⁾

셋째, 주택 마련 방법에 대해서 신규주택 분양 또는 구입, 기존주택구입, 개인주택 신축으로 응답한 가구만을 대상으로 하였으며 증여나 상속 또는 기타로 응답한 가구는 제외하였다. 증여나 상속은 주택자금 마련 시 부채 비율과 무관하게 결정된다. 넷째, 현재 거주하는 주택유형을 일반적인 주택유형(단독주택, 아파트, 연립주택, 다세대주택)이 아닌 비거주용 건물 내 주택, 오피스텔, 고시원 등으로 응답한 가구를 제외하

14) 식 (10)에서 $\alpha_1 = \alpha_0 / (1 + \sigma_{\theta_1}^2)^{1/2}$, $\delta_{11} = \delta_{01} / (1 + \sigma_{\theta_1}^2)^{1/2}$, $e_1 = (\theta_1 + a_1) / (1 + \sigma_{\theta_1}^2)^{1/2}$.

15) 두 번째 절차가 필요한 것은 횡단면 자료가 가지고 있는 한계 때문이다. 주거실태조사 설문에서 거주 주택 마련 시점은 설문조사 시점과 그 이전 시점을 포함한 다양한 분포를 가지고 있는 반면 주택구입 부채 비율에 영향을 미치는 제반 인구학적, 경제적 요인들은 설문조사 시점을 기준으로 측정된다. 따라서 주택구입 시점과 설문조사 시점을 통일하지 않으면 실증분석에서 시점 불일치 문제가 발생한다. 예를 들어 설문조사 연도가 2021년인데 2018년에 주택을 구입하였다고 응답한 가구가 있다면 이 가구의 2021년 인구학적, 경제적 특성들이(현재 정보) 2018년의 주택구입 부채 비율(과거 결정)에 영향을 미친다는 분석을 하는 논리적인 문제가 발생한다.

였다.

이상의 절차에 따라 선정한 가구는 출생연도에 따라 두 그룹으로 구분하였다. 첫 번째 그룹은 밀레니얼 세대 가구로 가구주 출생연도가 1981년부터 1997년까지인 가구이며, 두 번째 그룹은 밀레니얼 이전 세대 가구로 가구주 출생연도가 1965년부터 1980년까지인 가구이다. 실증분석에서는 이 두 집단을 개별적으로 추정하여 주택구입 자금에 대한 부채 비율 결정 요인의 차별성을 살펴보았다. 실증분석에 이용되는 변수가 누락되어 측정이 불가능한 가구를 제외하면 추정에 이용된 밀레니얼 세대 가구는 총 656가구이며, 밀레니얼 이전 세대 가구는 총 1,071가구이다.

본 연구의 종속변수인 주택구입 부채 비율은 주택 마련 당시 주택가격과 주택구입 자금 마련 방법에 대한 설문조사 자료를 이용하여 측정하였다. 설문조사에서 주택구입 자금 마련 방법은 ① 자기자금, ② 금융기관에서 융자받은 금액, ③ 금융기관 외 다른 곳에서 빌린 금액, ④ 부모, 친지 등으로부터 무상으로 받은 금액으로 구성된다. 이 중 ②와 ③항목을 부채로 취급하였으며 이를 주택 마련 당시 주택가격으로 나누어 부채 비율을 측정하였다.

식 (7)에 따르면 부채 비율에 영향을 주는 요인은 주택구입 시 가구 순자산(w_0), 가구소득(y_1), 가구소득 예상 증가율(a), 주택자금 대출금리(r_m), 기타 자산 수익률(r_s), 주택가격 예상 상승률(π_h), 가구의 시간선호율(δ)로 구성된다. 제Ⅲ장의 이론적 논의 마지막 부분에서 언급한 바와 같이 주거실태조사에서는 주택구입 시점의 순자산(w_0)은 관찰되지 않으며 주택구입 후의 순자산만이 관찰된다. 주택구입 후의 순자산은 설문조사 자료의 총자산(부동산자산, 금융자산, 기타 자산의 합)에서 총부채(금융기관 대출금, 비금융기관 대출금, 부동산소유자로서 임대보증금의 합)를 뺀 후 연도별, 거주 지역별 소비자물가지수를 이용하여 2021년 기준 실질 금액으로 환산하여 계산하였다.

그런데 주택구입 후의 순자산은 주택구입 시의 부채 비율에 영향을 받기 때문에 설문조사에서 관찰되는 순자산을 추정에 이용하면 내생성 문제가 발생하므로 이를 적절하게 통제해야 한다. 본 연구에서는 제Ⅲ장의

실증분석모형에서 제시한 방법을 이용하여 순자산의 내생성 문제를 통제하였다. 이 방법을 이용하기 위해서는 부채 비율 추정식에 이용되지 않는 변수 중 순자산과 상관성이 높은 최소한 1개의 변수가 순자산 추정식에 추가 설명변수로 포함되어야 한다. 본 연구에서는 이 변수로 가구가 현재 주택에 거주하기 직전의 거주주택 점유형태(전세 = 1, 보증금 있는 월세 또는 보증금 없는 월세 = 0)를 이용하였다.

가구소득은 설문조사 결과를 이용하여 설문조사 직전 연도의 연간 총소득으로 측정하고 순자산 측정 방법과 동일하게 각 연도별 연간 총소득을 연도별, 거주 지역별 소비자물가지수를 이용하여 2021년 기준 실질 값으로 환산하여 추정에 이용하였다.¹⁶⁾ 가구소득 예상 증가율은 횡단면 자료의 특성상 설문조사 자료를 이용하여 측정할 수 없어 설명변수에서 제외하였다.

주택자금 대출금리와 기타 자산 수익률은 개별적인 설명변수로 이용하지 않고 Leece(2006)의 연구와 같이 두 개의 변수로 나누어 이용하였다. 하나는 주택자금 대출금리이며, 다른 하나는 주택자금 대출금리에서 기타 자산 수익률을 뺀 금리 차이로 측정하여 추정에 이용하였다.

주택자금 대출액과 순자산은 주택구입 자금 조달 시 대체적인 관계에 있다. 여타 조건이 일정할 때 주택자금 대출금리에서 기타 자산 수익률을 뺀 금리 차이가 클수록 대출을 통해 주택구입 자금을 조달하면 보유 자산(자기자본)을 투입하여 주택을 구입할 때에 비해 더 많은 비용을 발생시키므로 부채 비율이 낮아질 것으로 예상된다. 주택자금 대출금리는 한국은행에서 제공하는 예금은행 주택담보 대출금리(신규취급액 기준) 연도별 자료를 이용하여 소비자물가지수상승률을 뺀 실질 주택자금 대출금리로 측정하였으며, 기타 자산에 대한 수익률은 3년 만기 회사채 수익률(AA-등급) 연도별 자료를 이용하여 연도별 소비자물가지수상승률을 뺀 기타 자산에 대한 실질 수익률로 측정하였다. 이 두 변수는 모두 설문조사 직전 연도를 기준으로 측정하였다.

주택가격 예상 상승률은 KB국민은행의 주택가격동향조사에서 제공하는 광역자치단체별 월간 주택종합 매매가격지수를 이용하여 연도별 평균값을 계산하고, 각 설문조사 직전 연도의 평균값과 그 1년 전 평균값을

16) 2016년 설문조사부터 월평균 경상소득과 1년간 비경상소득으로 구분하여 조사하고 있으므로 2016년부터는 월평균 경상소득에 12를 곱한 뒤 비경상소득(연 단위)을 더하여 연간 총소득을 측정하였으며, 2014년 설문조사는 경상소득과 비경상소득을 구분하지 않고 각 소득항목별 월평균 소득을 응답하도록 하고 있으므로 2014년은 소득항목별 월평균 소득을 합한 월평균 총소득에 12를 곱하여 연간 총소득을 측정하였다.

이용하여 연간 변화율을 측정한 후 연도별, 지역별 소비자물가상승률을 차감하여 실질 상승률로 측정하였다. 이는 가구의 미래의 주택가격 예상이 과거의 주택가격 변화에 기초한다는 외삽적 예측 가정에 근거한 것으로 볼 수 있다.

가구의 시간선회율은 주관적이며 관찰되지 않으므로 설명변수에서 제외하였으며, 가구의 주택수요와 주택자금대출에 영향을 줄 것으로 예상되는 가구의 인구학적 특성을 고려하였다. 가구의 인구학적 특성으로는 가구주 연령, 가구주 교육수준(대졸 이상 = 1), 가구주 혼인상태(결혼 = 1), 가구원 수를 사용하였다.¹⁷⁾

2. 기초통계량

<표 1>은 2014년과 2016~2021년까지 직전 연도에 임차로 거주하고 각 조사 연도에 주택을 구입하여 자가 전환한 밀레니얼 세대와 밀레니얼 이전 세대 가구의 주택구입 부채 비율 분포를 보여준다.

<표 1> 부채 비율 분포

부채 비율	밀레니얼 세대		밀레니얼 이전 세대	
	가구 수	비율(%)	가구 수	비율(%)
0	115	17.53	327	30.53
0 초과 0.25 이하	75	11.43	151	14.10
0.25 초과 0.5 이하	259	39.48	367	34.27
0.5 초과 0.75 이하	187	28.51	205	19.14
0.75 초과	20	3.05	21	1.96
합계	656	100.00	1,071	100.00

부채 비율이 0.25 이하인 구간에서는 밀레니얼 세대 가구에 비해 밀레니얼 이전 세대 가구 비율이 높다. 특히 부채를 이용하지 않고 주택을 구입한 가구 비율은 밀레니얼 세대(17.53%)에 비해 밀레니얼 이전 세대(30.53%)가 월등히 높았다. 그러나 부채 비율이 0.5를 초과하는 구간에서는 밀레니얼 세대 가구 비율이 밀레니얼 이전 세대 가구 비율보다 높았다. 밀레니얼 세대 가구 중 약 31.6%가 주택구입 시 구입가격의 50%를 초과한 금액을 부채로 조달한 반면 밀레니얼 이전 세

대 가구 중 21.1%가 구입가격의 50%를 초과한 금액을 부채로 조달하였다.

<표 2>는 추정에 이용된 변수들의 기초통계량이다. 밀레니얼 세대 가구의 주택구입 부채 비율 평균은 0.378로 밀레니얼 이전 세대 가구(0.294)에 비해 높았다. 가구 실질 총소득 평균은 약 5천 1백여만원으로 밀레니얼 세대 가구와 밀레니얼 이전 세대 가구 사이에 큰 차이가 없었으며, 실질 순자산 평균은 밀레니얼 이전 세대 가구가 밀레니얼 세대 가구에 비해 2천 7백만원 높았다.

직전 연도의 연간 실질 주택가격 상승률로 측정한 실질 주택가격 예상 상승률의 평균은 두 집단에서 모두 낮게 측정되었으나 표준편차의 크기에서 볼 수 있듯이 연도별, 지역별로 상이하였다. 두 집단 모두 실질 주택가격 예상 상승률은 최저 -5.3%(2019년 경남), 최고 14.1%(2021년 세종)였다. 실질 주택가격 예상 상승률에 대한 지역별, 연도별 수치는 부록 <표 A>에 자세히 제시하였다.

한편 실질 주택자금 대출금리와 금리 차이 변수는 두 집단 사이에 큰 차이가 없었다. 가구주 교육수준은 두 집단 사이에 유의할만한 차이를 보였다. 밀레니얼 세대 가구 중 가구주가 대학을 졸업한 학력을 가진 비율은 83.8%였던 반면 밀레니얼 이전 세대 가구 중 가구주가 대학을 졸업한 학력을 가진 비율은 66%였다. 가구주 결혼 여부는 두 집단 사이에 뚜렷한 차이가 없었으며, 평균 가구원 수는 가구주 평균 연령을 고려해 보면 알 수 있는 것처럼 밀레니얼 이전 세대 가구가 밀레니얼 세대 가구보다 약간 많았다. 현재 거주 주택 직전에 거주한 주택을 전세로 임차한 가구 비율은 두 집단 사이에 큰 차이가 없었다.

V. 추정 결과 및 해석

1. 분수회귀모형 추정 결과

<표 3>은 실질 순자산의 내생성을 통제한 분수회귀모형 추정 결과이다.¹⁸⁾ 실질 순자산 변수의 내생성 여

17) 이외에 연도 더미와 거주 지역 더미를 추가 설명변수로 생각할 수 있다. 그러나 주택자금 대출금리와 기타 자산에 대한 수익률 변수는 연도별로만 측정되므로 연도 더미의 효과를 독립적으로 측정할 수 없고, 거주 지역 더미와 주택가격 예상 상승률 변수는 상관성이 높으므로 이 두 변수는 추정에서 제외하였다.

<표 2> 기초통계량

	밀레니얼 세대		밀레니얼 이전 세대	
	평균	표준편차	평균	표준편차
주택구입 부채 비율	0.378	0.235	0.294	0.244
실질 총소득 (백만원)	51.164	18.979	52.197	23.463
실질 순자산 (천만원)	24.034	16.785	26.787	25.021
실질 주택가격 예상 상승률 (%)	0.106	3.152	0.189	3.302
실질 주택자금 대출금리 (%)	1.954	0.447	1.983	0.451
금리 차이 (%p)	0.758	0.222	0.791	0.206
가구주 연령 (세)	34.169	3.065	44.600	5.150
가구주 교육수준 (대졸 이상=1)	0.838	0.368	0.660	0.474
가구주 혼인상태 (결혼=1)	0.880	0.326	0.860	0.347
가구원 수 (명)	3.070	1.036	3.351	1.096
직전 거주주택 점유형태 (전세=1)	0.851	0.357	0.873	0.333
가구 수	656		1,071	

부는 ρ_1 에 대한 추정계수의 통계적 유의성을 통해 검정할 수 있다. 밀레니얼 세대 표본에서 ρ_1 에 대한 추정계수는 유의수준 5%에서 유의하였으며, 밀레니얼 이전 세대 표본에서는 유의수준 1%에서 유의하였다. 이 결과는 실질 순자산의 내생성을 통제하지 않으면 추정계수가 편의를 갖고 일치추정량이 아니라는 것을 의미한다. 두 집단 모두에서 가구주 연령과 가구원 수를 제외한 다른 설명변수들의 추정계수는 통계적으로 유의하였다.

두 집단 모두에서 실질 총소득은 부채 비율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 일반적으로 주택은 정상재로 알려져 있다. 여타 조건이 일정할 때 가구소득이 높을수록 그 가구의 주택수요(본 연구에서는 구입주택가격)는 증가할 것이다. 한편 소득이 높을수록 부채 상환능력이 높기 때문에 더 많은 자금을 부채로 조달할 수 있다. 따라서 소득이 부채 비율에 미치는 효과는 이론적으로 명확하지 않다. 세후 총소득을 설명변수로 이용하여 설문조사 당시 주택가격 대비 대출잔금 비율을 추정한 Follain and Dunsky(1997)의 연구에서 세후 총소득이 주택가격 대비 대출잔금 비율에 미치는 효과는 모형 설정에 따라 양(+) 또는 음(-)으로 나타났으며, 설문 조사 당시 주택가격과 대출잔금에 대한 연립방정식을 추정한 Ling and McGill(1998)의 연구에서 근로소득은 주택가격과 대출금액 모두에 양(+)의

유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구의 추정 결과는 소득이 주택수요(구입주택가격)에 미치는 영향력보다 부채 금액에 미치는 영향력이 더 컸다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

두 집단 모두에서 실질 순자산은 부채 비율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 순자산 역시 주택수요와 부채 금액에 영향을 주지만 부채 비율에 미치는 효과의 방향은 가구 소득과 달리 명확하다. 순자산이 많을수록 주택수요는 증가한다. 그리고 기타 자산에 대한 수익률보다 주택자금 대출금리가 높다면 부채보다 자기자본을 투입하여 주택을 구입할 가능성이 높기 때문에 순자산이 많을수록 부채 금액은 감소할 것이다. 따라서 이론적으로 순자산이 많을수록 부채 비율은 감소한다고 예상할 수 있다. 본 연구의 분석 기간 동안 주택자금 대출금리가 기타 자산에 대한 수익률(자기자본에 대한 기회비용)보다 높았다는 점을 고려할 때 상대적으로 높은 대출금리로 주택을 구입하고 이에 대한 이자비용을 지불하는 것보다 상대적으로 낮은 수익률을 발생시키는 순자산을 주택구입을 위한 자기자본으로 투입하는 것이 유리할 것이다.

실질 주택가격 예상 상승률은 밀레니얼 세대와 밀레니얼 이전 세대 모두에서 주택구입 부채 비율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 실질 주택가격 예상 상승률이 높을수록 주택투자를 통해 더 많은 자본이익을 예상할 수 있으므로 사용자비용이 낮아지고

18) 분수회귀모형은 Roodman(2011)의 cmp 코드를 이용하여 STATA로 추정하였다. 주택구입 부채 비율과 동시에 추정되는 실질 순자산 추정 결과는 부록 <표 B>에 제시하였다.

<표 3> 주택구입 부채 비율 분수회귀모형 추정 결과

	밀레니얼 세대		밀레니얼 이전 세대	
	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	0.2518	0.57	0.0014	0.00
실질 총소득 (백만원)	0.0133 ***	3.63	0.0153 ***	5.46
실질 순자산 (천만원)	-0.0483 ***	-4.12	-0.0434 ***	-8.47
실질 주택가격 예상 상승률 (%)	0.0742 ***	3.60	0.0337 ***	3.45
실질 주택자금 대출금리 (%)	-0.1695 **	-2.46	-0.1718 ***	-2.87
금리 차이 (%p)	-0.4593 **	-2.51	-0.6246 ***	-3.52
가구주 연령 (세)	0.0030	0.22	0.0082	1.02
가구주 교육수준 (대졸 이상=1)	0.3263 ***	3.16	0.3611 ***	4.27
가구주 혼인상태 (결혼=1)	0.2907 **	2.08	0.1556 *	1.77
가구원 수 (명)	-0.0100	-0.31	0.0126	0.41
ρ_1	0.4051 **	2.22	0.7083 ***	5.05
σ_2	13.6770 ***	25.94	21.6822 ***	9.75
Log-L	-3065.02		-5433.17	
가구 수	656		1,071	

주: t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

따라서 주택수요가 증가할 것이다. 또한 주택수요의 증가는 주택자금 대출을 포함한 주택구입 시 부채 금액을 증가시킨다. 분석 결과는 실질 주택가격 예상 상승률 증가가 부채 금액에 미치는 긍정적 영향이 주택수요에 미치는 긍정적 영향보다 더 컸다는 것을 의미한다.

실질 주택가격 예상 상승률의 추정계수가 밀레니얼 이전 세대 표본을 이용하였을 때에 비해 밀레니얼 세대 표본을 이용하였을 때 2배 이상 컸다는 점은 주목할 만하다. 이 결과는 밀레니얼 세대가 밀레니얼 이전 세대에 비해 부채 비율 결정 시 주택가격 예상 상승률에 더 민감하게 반응하였다는 것을 의미한다.¹⁹⁾

실질 주택자금 대출금리는 부채 비율에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 여타 조건이 일정할 때 실질 주택자금 대출금리가 높을수록 주택자금 대출수요는 감소하며, 이에 따라 주택수요도 감소한다. 실질 주택자금 대출금리 상승에 따른 주택자금 대출수요 감소가 주택수요 감소보다 크다면 실질 주택자금 대출금리는 부채 비율에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

금리 차이(실질 주택자금 대출금리 - 기타 자산 실질 수익률)변수는 부채 비율에 음(-)의 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 금리 차이 변수는 주택구

입 자금에 대한 재원조달 구조와 관련된다. 여타 조건이 일정할 때 금리 차이가 클수록 부채 금액에 대한 이자비용이 기타 자산에 대한 수익률보다 크기 때문에 부채 대신 자기자본을 이용하여 주택을 구입하는 것이 유리하였을 것이다. 이 결과는 대출잔금 비율을 추정한 Follain and Dunskey(1997)의 연구 결과와 일치한다.

가구 특성 변수 중 가구주 교육수준(대졸 이상 = 1)과 가구주 혼인상태(결혼 = 1) 변수가 부채 비율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 가구 특성 변수가 부채 비율에 미치는 영향에 대해서는 이론적으로 명확하지 않다. 다만 가구주 교육수준이 높을수록 주택금융상품에 대한 이해도가 높을 것이라는 점과 가구주가 결혼 상태인 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 주택구입에 더 적극적일 것이라는 점을 고려할 때 주택구입을 위해 부채 조달이 필요하다면 동일한 구입주택 가격에 대해 더 많은 금액을 부채로 조달하였을 것으로 생각된다.

2. 도구변수 프로빗모형 추정 결과

위에서 설명한 분수회귀모형 추정 결과는 주택구입 시 구입주택가격 대비 부채 금액의 비율에 대한 추정

19) 이에 대해서는 뒷 부분에 이어지는 한계효과 분석에서 자세히 논의하기로 한다.

결과이며 본 연구에서 분석하고자 하는 밀레니얼 세대의 '과도한' 부채 조달의 원인에 대해 직접적인 근거를 제시하는데 한계가 있다. 사실 '과도한'이라는 용어는 주관적이므로 부채 비율이 어느 정도 되어야 과도하다고 할 수 있는지에 대해서는 명확한 기준이 없다.

과도하다는 것을 가구의 부담능력을 기준으로 평가한다면 가구별로 가구소득 대비 원리금 상환액을 측정하여 종속변수로 이용하는 것이 바람직할 것이다. 그런데 가구소득 대비 원리금 상환액을 측정하기 위해서는 가구별로 원리금 상환액에 대한 정보나, 주택자금 대출금리, 대출기간, 금리유형(고정금리, 변동금리), 상환방식(균등상환, 체증식 상환, 만기 일시 상환) 등에 대한 구체적인 정보가 필요하다.

그러나 실증분석에 이용한 주거실태조사에서는 이러한 정보를 제공하지 않으므로 본 연구에서는 밀레니얼 세대와 밀레니얼 이전 세대 표본을 합한 부채 비율 분포를 고려하여 부채 비율 상위 25%를 '과도한' 부채 조달로 정의하였다. 두 세대 표본의 부채 비율 상위 25%의 하한선은 0.506이었다. 따라서 부채 비율이

0.5를 초과하면 '과도한' 부채 조달로 가정하고, 부채 비율이 0.5를 초과하면 1, 그렇지 않으면 0으로 종속변수를 측정하여 순자산의 내생성을 고려한 도구변수 프로빗모형을 추정하였다.

<표 4>는 도구변수 프로빗모형 추정 결과이다.²⁰⁾ 순자산 변수의 내생성 검정 결과 순자산이 외생변수라는 귀무가설은 밀레니얼 세대 표본에서는 유의수준 5%, 밀레니얼 이전 세대 표본에서는 유의수준 1%에서 기각되어 순자산 변수를 내생변수로 취급하여 모형을 추정하는 것이 적절한 것으로 나타났다.

설명변수들의 추정계수 부호와 통계적 유의성은 밀레니얼 이전 세대 표본의 가구주 혼인상태 변수를 제외하면 <표 3>의 분수회귀모형 추정 결과와 동일하였다. 이 변수는 분수회귀모형 추정 결과에서는 유의수준 10%에서 유사하였으나 도구변수 프로빗모형 추정 결과에서는 유의하지 않았다.²¹⁾

<표 4> 과도한 부채 조달(부채 비율 > 0.5) 도구변수 프로빗모형 추정 결과

	밀레니얼 세대		밀레니얼 이전 세대	
	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	0.5309	0.72	-0.0526	-0.09
실질 총소득 (백만원)	0.0226 ***	6.32	0.0192 ***	7.09
실질 순자산 (천만원)	-0.0831 ***	-12.66	-0.0579 ***	-9.31
실질 주택가격 예상 상승률 (%)	0.1046 ***	4.76	0.0412 ***	3.31
실질 주택자금 대출금리 (%)	-0.2630 **	-2.56	-0.1802 **	-2.34
금리 차이 (%p)	-0.9295 ***	-3.78	-0.7096 ***	-3.49
가구주 연령 (세)	0.0156	0.80	0.0125	1.34
가구주 교육수준 (대출 이상=1)	0.4022 ***	3.01	0.4750 ***	6.19
가구주 혼인상태 (결혼=1)	0.3888 **	2.01	0.1509	1.44
가구원 수 (명)	-0.0319	-0.58	0.0168	0.42
σ_2	13.6770 ***	25.94	21.6822 ***	9.75
실질 순자산 외생성검정 χ^2 통계량($H_0: \rho_1 = 0$)	6.58 (p val. = 0.01)		16.88 (p val. = 0.00)	
Log-L	-2998.41		-5281.35	
가구 수	656		1,071	

주: t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

20) 과도한 부채 조달 여부에 대한 도구변수 프로빗모형과 동시에 추정되는 실질 순자산 추정 결과는 주택구입 부채 비율에 대한 분수회귀모형과 동시에 추정되는 실질 순자산 추정 결과와 동일하다.

21) 추정 결과의 강건성을 살펴보기 위해 부채 비율 상위 20%를 '과도한' 부채 조달로 정의하여 동일한 모형을 추정해 보았으나 설명변수들의 통계적 유의성은 <표 4>와 같았으며, 실질 총소득, 실질 순자산, 실질 주택가격 예상 상승률, 실질 주택자금 대출금리, 가구주 교육수준 변수들의 추정계수의 크기(절대값)는 약간 감소하였고, 금리 차이 변수의 추정계수 크기는 약간 증가하였다.

3. 한계효과 분석

부채 비율에 대한 분수회귀모형이나 과도한 부채 비율 선택에 대한 프로빗모형 모두 비선형함수를 추정하는 것이므로 추정계수 값 자체가 각 설명변수들이 종속변수에 미치는 영향력을 의미하지 않는다. 설명변수들이 종속변수에 미치는 독립적 영향력을 살펴보기 위해서는 설명변수들의 한계효과를 계산해야 한다. 한계효과는 각 설명변수에 대해 가구별로 계산한 한계효과를 평균한 평균 한계효과(average partial effect)로 측정하였다. <표 5>는 가구의 경제적 특성 변수(실질 총소득, 실질 순자산)와 시장변수(실질 주택가격 예상 상승률, 실질 주택자금 대출금리, 금리 차이)에 대한 한계효과를 보여준다.

먼저 분수회귀모형 추정 결과에 기초한 한계효과를 살펴보면 실질 총소득이 1백만원 많으면 밀레니얼 세대 가구는 부채 비율이 0.53%p 증가하고, 밀레니얼 이전 세대 가구는 0.72%p 증가하는 것으로 계산되어 실질 총소득의 한계효과는 두 집단 사이에 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 실질 순자산의 한계효과도 두 집단 사이에 큰 차이가 없었다. 실질 순자산이 1천만원 많으면 밀레니얼 세대 가구의 경우 부채 비율이 1.93%p 감소하고, 밀레니얼 이전 세대의 경우 2.02%p 감소하는 것으로 계산되었다.

그러나 실질 주택가격 예상 상승률의 한계효과는 두 집단 사이에 뚜렷한 차이를 보였다. 실질 주택가격 예상 상승률이 1%p 높으면, 밀레니얼 세대 가구는 부채 비율이 2.96%p 증가하는 반면 밀레니얼 이전 세대 가구의 경우 1.57%p 증가한다. 실질 주택가격 예상 상승

률이 부채 비율에 미치는 영향은 밀레니얼 이전 세대 가구에 비해 밀레니얼 세대 가구가 약 1.9배 높았다.

주택가격이 상승하는 국면에서는 주택 보유 여부에 따라 자산 격차가 확대된다. 보유 자산의 차이는 가구의 미래 경제적 조건을 결정하는데 중요한 역할을 하며, 잔여 수명을 고려할 때 젊은 세대일수록 윗세대에 비해 보유 자산이 미래 생애 효용에 미치는 영향이 더 클 것이다. 따라서 주택가격이 지속적으로 상승할 것으로 예상된다면 밀레니얼 세대는 동일한 크기의 주택 가격 예상 상승률 변화에 대해 밀레니얼 이전 세대에 비해 높은 부채 비율을 감수하더라도 주택을 구입하여 자산을 축적하려는 의사가 높았을 것으로 판단된다.²²⁾

또한 주택시장 변화에 대한 경험(특히 경제위기로 인한 주택가격의 급격한 하락과 부정적 효과)도 부채 비율 결정에 영향을 주었을 것으로 생각된다. Myers and Lee(2016)는 미국에서 주택가격이 고점에 있을 때 주택을 구입한 윗세대가 글로벌 금융위기로 인한 주택가격 폭락과 실업으로 겪었던 고통을 목격한 밀레니얼 세대는 심리적으로 위험회피 성향이 높아져 주택 구입을 위한 담보대출에 적극적이지 않았다고 분석하고 있다. 우리나라의 경우 밀레니얼 이전 세대는 1998년 외환위기로 인한 경기 침체와 급격한 주택가격 하락으로 바로 윗세대인 베이비 붐 세대가 겪었던 고통을 직접 목격하였던 반면 밀레니얼 세대는 그러한 경험이 상대적으로 적었다는 점도 밀레니얼 세대가 동일한 크기의 주택가격 예상 상승률 변화에 대해 더 높은 부채 비율을 선택하는데 영향을 주었을 것으로 생각된다.²³⁾

한편 실질 대출금리 변수의 한계효과는 두 집단 모

<표 5> 주요 변수 한계효과

	분수회귀모형		도구변수 프로빗모형	
	밀레니얼 세대	밀레니얼 이전 세대	밀레니얼 세대	밀레니얼 이전 세대
실질 총소득 (백만원)	0.0053	0.0072	0.0102	0.0107
실질 순자산 (천만원)	-0.0193	-0.0202	-0.0373	-0.0322
실질 주택가격 예상 상승률 (%)	0.0296	0.0157	0.0470	0.0229
실질 주택자금 대출금리 (%)	-0.0677	-0.0802	-0.1181	-0.1001
금리 차이 (%p)	-0.1833	-0.2916	-0.4175	-0.3943

22) 분석기간 동안의 주거실태조사 자료를 분석한 결과 밀레니얼 세대 가구의 경우 자가 가구의 실질 순자산 평균은 임차 가구의 실질 순자산 평균보다 2.75배 높았으며, 밀레니얼 이전 세대 가구에서는 자가 가구의 실질 순자산 평균이 임차 가구의 실질 순자산 평균보다 1.91배 높았다. 즉, 자가/임차 여부에 따라 밀레니얼 세대 가구의 자산 격차가 밀레니얼 이전 세대 가구의 자산 격차보다 더 컸다.

23) 1998년을 기준으로 할 때 밀레니얼 이전 세대의 연령 구간은 18세~33세였던 반면 밀레니얼 세대의 연령 구간은 17세 이하였다.

두 높게 측정되었다. 밀레니얼 세대 가구의 경우 실질 주택자금 대출금리가 1%p 낮으면 부채 비율이 6.77%p 증가하고, 밀레니얼 이전 세대 가구의 경우에는 8.02% 증가한다. 이러한 결과는 저금리 추세가 임차 가구가 주택을 구입할 때 주택자금에 대한 조달비용을 낮추어 상대적으로 높은 비율을 부채로 조달하는 원인이 되었다는 점을 시사한다. 주택 보유 여부에 따른 보유 자산의 격차, 자산 격차가 남아있는 생애 효용에 미치는 영향 등을 고려할 때 밀레니얼 세대가 밀레니얼 이전 세대에 비해 저금리의 이점(낮은 주택구입 자금 조달 비용)을 적극적으로 활용할 것으로 예상했으나 실질 주택자금 대출금리의 한계효과는 두 집단 사이에 큰 차이가 없었다. 이러한 결과는 아마도 <표 1>의 기초통계량에서 볼 수 있듯이 두 집단의 실질 총소득이 유사하여 부채 부담(소득 대비 이자비용)의 차이가 크지 않았기 때문이거나 또는 자료 획득의 한계로 인해 주택자금 대출금리 변수가 가구별로 측정되지 못하고 연도별로만 측정되어 가구별 부채 부담이 분석에 충분히 고려되지 못하였기 때문으로 생각된다.

본 연구에서와 같이 임차에서 주택을 구입하여 자가로 전환한 가구를 대상으로 할 때 금리 차이는 주택구입자금 조달 구조, 즉 자기자본과 부채 사이의 대체관계에 영향을 미친다. 실질 주택자금 대출금리에서 기타 자산에 대한 실질 수익률을 뺀 값으로 측정한 금리 차이가 1%p 더 높으면 밀레니얼 세대 가구의 경우 부채 비율이 18.33%p 감소하고, 밀레니얼 이전 세대 가구의 경우 29.16%p만큼 감소한다. 이러한 결과는 부채 비율이 부채 조달비용인 주택자금 대출금리 뿐만 아니라 자기자본에 대한 기회비용인 기타 자산의 수익률에도 민감하게 반응한다는 것을 의미한다. 그러나 금리 차이 변수의 한계효과와 크기는 다른 변수에 비해 상대적으로 크게 측정되었지만 이 결과가 금리 차이 변수의 부채 비율에 대한 한계효과가 다른 변수들에 비해 월등히 크다는 것을 의미하지 않는다. 연도별로 측정한 금리 차이 변수의 최소값은 0.37%p(2021년), 최대값은 1.02%p(2017년)였다. 따라서 금리 차이가 1%p 더 높다는 것은 분석기간 동안 금리 차이의 최대값 만큼 증가한다는 것을 의미하기 때문이다.

부채 비율이 0.5를 초과한 것을 과도한 부채로 정의한 도구변수 프로빗모형 추정 결과에 기초한 한계효과를 살펴보면 분수회귀모형 한계효과 분석 결과와 유사하게 실질 총소득과 실질 순자산의 한계효과는 두 집

단 사이에 큰 차이가 없었다. 실질소득이 1백만원 많으면 과도한 부채(부채 비율 0.5 초과)를 선택할 확률이 약 1%p 증가하고, 실질 순자산이 1천만원 많으면 과도한 부채를 선택할 확률이 약 3%p 감소하는 것으로 측정되었다.

실질 주택가격 예상 상승률의 한계효과는 두 집단 사이에 뚜렷한 차이를 보였는데 밀레니얼 세대 가구의 경우 실질 주택가격 예상 상승률이 1%p 높으면 과도한 부채를 선택할 확률은 4.7%p 증가하는 반면 밀레니얼 이전 세대 가구의 경우 2.29%p 증가하는 것으로 계산되어 밀레니얼 이전 세대 가구에 비해 밀레니얼 세대 가구가 실질 주택가격 예상 상승률 변화에 약 2배 더 크게 반응하였다. 한편 실질 주택자금 대출금리가 1%p 낮으면 과도한 부채를 선택할 확률이 밀레니얼 세대 가구의 경우 11.81%p 증가하고, 밀레니얼 이전 세대 가구의 경우 10.01%p 증가하여 분수회귀모형의 한계효과 분석 결과와 유사하게 두 집단 사이에 큰 차이가 없었다.

VI. 결론

본 연구에서는 2010년대 중반부터 지속적으로 상승한 주택가격과 저금리 기조 하에서 ‘영끌’로 알려진 청년층의 과도한 부채 조달을 통한 주택구입 현상에 주목하여 청년층을 대변하는 밀레니얼 세대를 중심으로 주택구입 시의 부채 비율과 과도한 부채 조달 결정 요인을 실증 분석하였다. 또한 밀레니얼 이전 세대 가구를 분석에 추가하여 주택구입 시의 부채 비율과 과도한 부채 조달 결정 요인에 대해 밀레니얼 세대와의 차이점을 살펴보았다.

실증분석은 국토교통부 주거실태조사 7개년(2014년, 2016~2021년) 자료를 통합하여 주거실태조사 이전 연도에 임차로 거주한 가구 중 조사 연도에 주택을 구입하여 자가로 전환한 가구를 대상으로 이루어졌으며, 종속변수인 부채 비율이 0에서 1사이의 값을 갖는 구간 변수임을 명시적으로 고려하여 분수회귀모형을 추정모형으로 이용하였다. 또한 밀레니얼 세대와 밀레니얼 이전 세대 표본의 부채 비율 분포를 고려하여 부채 비율 상위 25%를 과도한 부채 조달로 정의하고 부채 비율을 0.5 이하 또는 초과로 구분하여 프로빗모형을 추정하였다. 각 모형 추정 시 주거실태조사와 같은 횡단면 자료

를 이용하는 경우 발생할 수 있는 핵심 설명변수(순자산)의 내생성을 통제하였다.

분수회귀모형 추정 결과 실질 가구 총소득과 실질 주택가격 예상 상승률은 부채 비율에 양(+)의 유의한 영향을 미쳤으며, 실질 순자산, 실질 주택자금 대출금리, 주택자금 대출금리와 기타 자산 수익률의 차이는 부채 비율에 음(-)의 유의한 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 과도한 부채 조달에 대한 프로빗모형 추정 결과에서도 동일하였다.

밀레니얼 세대 가구와 밀레니얼 이전 세대 가구 사이에 뚜렷한 차이를 보였던 변수는 실질 주택가격 예상 상승률이었다. 분수회귀모형 추정 결과에 기초한 한계효과 분석 결과 실질 주택가격 예상 상승률이 부채 비율에 미치는 한계효과는 밀레니얼 이전 세대 가구에 비해 밀레니얼 세대 가구가 약 1.9배 높았으며, 프로빗모형 추정 결과에 기초한 한계효과에서는 약 2배 높았다. 이러한 결과에는 주택가격이 상승하는 국면에서 주택 보유 여부에 따른 자산 격차의 확대, 보유 자산이 미래 생애 효용에 미치는 영향, 경제위기로 인한 부정적 효과와 주택가격의 급격한 하락에 대한 경험 등이 영향을 주었을 것으로 생각된다.

한편 실질 주택자금 대출금리는 다른 변수에 비해 부채 비율과 과도한 부채 조달에 상대적으로 큰 영향을 미친 것으로 추정되었다. 부채 비율 추정 결과에 기초한 한계효과 분석에 따르면 실질 주택자금 대출금리가 1%p 높아지면 밀레니얼 세대 가구의 부채 비율은 약 6.8%p 감소하고 밀레니얼 이전 세대 가구의 부채 비율은 약 8%p 감소하는 것으로 나타났다. 과도한 부채 조달에 대한 프로빗모형 추정 결과에 기초한 한계효과 분석에서는 실질 주택자금 대출금리 1%p 상승에 대해 밀레니얼 세대 가구의 과도한 부채 조달 선택 확률은 약 12%p, 밀레니얼 이전 세대 가구의 과도한 부채 조달 선택 확률은 약 10%p 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 2021년까지의 지속적인 저금리 추세가 세대 구분에 관계없이 높은 부채 조달을 통한 주택구입에 중요한 영향을 미쳤다는 것을 시사한다.

본 연구는 저금리 추세와 주택가격 상승기에 밀레니얼 세대의 주택구입을 위한 과도한 부채 조달 현상을 실증분석으로 확인하였으나 몇 가지 한계가 있다. 첫째, 실증분석에 이용한 주거실태조사 자료의 특성 상

주택을 구입하여 임차에서 자가로 전환한 가구만을 분석 대상으로 하였기 때문에 임차 상태에 있으면서 주택을 구입한 가구를 분석에 추가하지 못하였다.²⁴⁾ 임차 상태에 있으면서 주택을 구입한 가구는 임대보증금을 안고 주택을 구입하는 소위 ‘갭투자’ 방식으로 주택을 구입하였을 것으로 생각되며 따라서 임차에서 자가로 전환한 가구에 비해 부채 비율이 더 높았을 것으로 예상된다. 이 가구들을 분석에 포함시킨다면 주택구입 시 과도한 부채 조달 원인에 대해 보다 명확한 결과를 얻을 수 있을 것으로 생각된다.

둘째, 임차에서 자가로 전환한 가구만을 분석 대상으로 하고 임차를 계속 유지한 가구를 분석에서 제외함으로써 표본선택 편이 문제가 발생할 가능성이 있다. 자가 전환/임차 유지 결정 모형을 동시에 추정하여 표본선택 편이 존재 여부를 확인하고, 그 결과에 기초한 분석이 더욱 적절하였을 것으로 생각된다.

셋째, 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 부채 비율의 분포를 기준으로 과도한 부채 조달 여부를 측정하여 분석하였다. 향후 연구에서는 보다 세부적인 자료를 이용하여 과도한 부채 조달 여부를 가구의 지불능력을 기준으로 측정하여 분석해 보는 것도 유용할 것이다.

넷째, 연도별 횡단면 자료를 통합하여 실증분석을 수행함으로써 분석 대상 가구의 관찰되지 않는 고유특성을 실증분석에 반영하지 못한 한계가 있다. 예를 들면 주택구입 부채 비율은 가구의 위험회피(또는 위험 선호) 성향에 영향을 받을 것이다. 이러한 가구 특성이 적절히 통제될 때 분석 결과의 강건성을 높일 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 패널자료를 이용하여 가구의 관찰되지 않는 고유특성을 적절히 통제한 분석은 보다 객관적인 결과와 함께 풍부한 함의를 제공해 줄 수 있을 것이다.

논문접수일 : 2023년 4월 13일

논문심사일 : 2023년 5월 15일

게재확정일 : 2023년 6월 9일

24) 주거실태조사에서는 자가 가구에 대해서만 구입주택가격과 구입주택자금 마련 방법 등을 조사하고 있다.

참고문헌

1. 이정영 · 진창하, “주택담보대출 보유가구의 특성이 CLTV에 미치는 영향 분석”, 「주택연구」 제23권 제3호, 한국주택학회, 2015, pp. 63-87
2. 임상빈, “영끌한 2030세대와 주택가격 하락기 정책적 대안”, 「Tax Issue Paper」 제76호, 한국지방세연구원, 2022, pp. 5-22
3. 정의철, “구조모형을 통한 주택금융수요 추정에 관한 연구”, 「국토계획」 제40권 제6호, 대한국토 · 도시계획학회, 2005, pp. 147-157
4. 최필선 · 민인식, “표본선택 모형을 이용한 LTV 추정”, 「금융연구」 제27권 제1호, 한국금융학회, 2013, pp. 103-128
5. 통계청, 2021년 가계금융복지조사 결과, 2021. 12.
6. 홍정훈, “자금조달계획서를 통해 살펴본 20 · 30세대 ‘영끌’ 실태”, 2022년 한국부동산분석학회 정기학술대회 학술발표 논문집, 2022, pp. 421-434
7. Brueckner, J. K., “The Demand for Mortgage Debt: Some Basic Results,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 3 Issue 4, 1994, pp. 251-262
8. Duca, J., J. Muellbauer J., and A. Murphy, “What Drives House Price Cycles? International Experience and Policy Issues,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 59 No. 3, 2021, pp. 773-864
9. Follain, J. and R. Dunskey, “The Demand for Mortgage Debt and the Income Tax,” *Journal of Housing Research*, Vol. 8 Issue 2, 1997, pp. 155-199
10. Frey, W., *The Millennial Generation: A demographic bridge to America’s diverse future*, Brookings Institution, 2018
11. Fry, R., “Millennials overtake Baby Boomers as America’s largest generation,” *Pew Research Center*, 2016, pp. 1-36
12. Jones, L. D., “The Demand for Home Mortgage Debt,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 33 Issue 1, pp. 10-28
13. Leece, D., “Choice of mortgage instrument, liquidity constraints and the demand for housing debt in the UK,” *Applied Economics*, Vol. 32 Issue 9, 2000, pp. 1121-1132
14. Leece, D., “Testing a theoretical model of mortgage demand on UK data,” *Applied Economics*, Vol. 38 Issue 17, 2006, pp. 2037-2051
15. Ling, D. and G. McGill, “Evidence on the Demand for Mortgage Debt by Owner-Occupants,” *Journal of Urban Economics* Vol. 44 Issue 3, 1998, pp. 391-414
16. Linneman, P., and S. Wachter, “The Impact of Borrowing Constraints on Homeownership,” *AREUEA Journal*, Vol. 17 Issue 4, 1989, pp. 389-402
17. Myers, D. and H. Lee, “Cohort Momentum and Future Homeownership: The Outlook to 2050,” *Cityscape*, Vol. 18 No. 1, 2016, pp. 131-143
18. Roodman D., “Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp,” *The Stata Journal*, Vol. 11 No. 2, 2011, pp. 159-206
19. Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Second Edition, The MIT Press, 2010
20. Wooldridge, J. M., “Quasi-maximum likelihood estimation and testing for nonlinear models with endogenous explanatory variables,” *Journal of Econometrics*, Vol. 182 Issue 1, 2014, pp. 226-234

<국문요약>

밀레니얼 가구의 주택구입 부채 비율 결정 요인 분석

정 의 충 (Jeong, Ui-Chung)

정 의 철 (Chung, Eui-Chul)

본 연구에서는 주택가격 상승기와 저금리 기간 동안 청년세대의 대표적 코호트인 밀레니얼 세대 가구의 주택 구입을 위한 부채 비율 결정 요인을 실증 분석하였다. 실증 분석에는 2014년과 2016~2021년까지 국토교통부의 주거실태조사 통합 자료를 이용하였으며, 부채 비율 분포를 명시적으로 고려하여 분수회귀모형을 추정하였다. 또한 부채 비율 상위 25%를 과도한 부채 조달 가구로 선정하여 과도한 부채 조달 원인을 파악하기 위한 프로빗모형을 추가로 추정하였다. 실증 분석에서는 횡단면 자료 이용 시 내재된 핵심 설명변수 중 하나인 순자산의 내생성을 통제하였다.

실증 분석 결과 밀레니얼 세대 가구의 경제적 조건인 가구 총소득과 순자산, 주택시장 및 금융시장 여건인 주택가격 예상 상승률과 주택자금 대출금리가 부채 비율과 과도한 부채 조달 결정에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 주택가격 예상 상승률이 밀레니얼 세대 가구의 주택구입 부채 비율과 과도한 부채 조달에 미치는 양(+)의 한계효과는 밀레니얼 이전 세대 가구에 비해 대략 2배 정도 높았다. 또한 주택자금 대출 금리는 세대 구분에 관계없이 다른 설명변수에 비해 부채 비율과 과도한 부채 조달 선택에 상대적으로 큰 음(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

이러한 분석 결과는 2021년까지 저금리로 인한 저렴한 부채 조달비용이 세대 구분에 관계없이 높은 부채를 이용하여 주택을 구입하는데 중요한 영향을 미쳤으며, 주택가격 상승기에 주택 보유 여부에 따라 자산 격차가 확대되고, 젊은 세대일수록 보유 자산이 미래 생애효용에 미치는 영향이 더 크다는 점을 고려할 때 밀레니얼 세대 가구는 그 이전 세대에 비해 미래의 주택가격 상승에 따른 자산축적 기회에 더욱 민감하게 반응하여 높은 부채 비율을 감수하더라도 과도한 부채 조달을 통해서 주택 구입에 적극적으로 참여하였다는 것을 시사한다.

주 제 어 : 밀레니얼 세대 가구, 주택구입 부채 비율, 과도한 부채 조달, 분수회귀모형, 도구변수 프로빗모형

<부록>

<표 A> 지역별 · 연도별 실질 주택매매가격 예상 상승률(%)

	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
서울	-3.903	-1.521	1.247	2.378	1.187	6.223	5.015	5.575
부산	-1.965	-0.279	2.481	2.773	1.102	-1.678	-1.709	1.177
대구	5.147	7.663	9.420	1.842	-3.537	-0.005	1.495	3.472
대전	-1.378	-0.076	0.078	-0.311	-0.886	-0.006	2.856	9.419
인천	-4.344	-1.393	2.267	2.331	-0.233	-0.669	0.135	2.905
광주	1.045	0.947	5.051	1.949	-1.639	1.524	3.997	1.048
울산	1.113	1.520	3.763	1.964	-2.490	-3.491	-4.756	1.041
경기	-3.756	-0.732	2.535	1.801	-0.397	0.746	1.482	5.140
강원	-0.818	0.471	2.035	2.546	-0.027	-1.340	-3.602	-2.798
충북	1.862	3.233	3.239	-0.507	-3.491	-3.841	-4.179	-0.575
충남	3.287	3.119	1.350	-1.266	-3.244	-3.016	-2.414	-0.420
전북	-2.309	-1.512	0.761	0.586	-1.379	-1.415	-0.912	-1.625
전남	-2.290	-1.920	-0.565	0.162	-0.491	0.826	1.031	-0.008
경북	6.041	5.701	3.770	-0.707	-4.479	-3.461	-3.447	-1.050
경남	-1.611	1.078	2.646	0.494	-2.741	-5.342	-4.302	-1.487
제주	-1.367	0.814	7.043	6.396	0.074	-1.429	-1.442	-2.381
세종	-	1.698	-0.436	-0.696	-0.509	0.183	-0.375	14.051

주: KB국민은행의 주택가격동향조사에서 제공하는 광역자치단체별 월간 주택종합 매매가격지수를 이용하여 연도별 평균값을 계산하고 직 전 연도의 평균값과 그 1년 전 평균값을 이용하여 연간 변화율을 측정한 후 지역별 · 연도별 소비자물가상승률을 차감하여 실질 상승률로 측정함. 세종시는 2013년 4월부터 지수가 발표됨에 따라 2014년 실질 주택매매가격 예상 상승률은 없음.

<표 B> 순자산 추정 결과

	밀레니얼 세대		밀레니얼 이전 세대	
	추정계수	t값	추정계수	t값
상수항	-7.4963	-0.95	-9.6820	-0.87
실질 총소득 (백만원)	0.2587 ***	7.39	0.3584 ***	6.73
실질 주택가격 예상 상승률 (%)	1.5509 ***	7.38	0.6610 **	2.58
실질 주택자금 대출금리 (%)	-2.6791 **	-2.21	-4.1053 ***	-2.73
금리 차이 (%p)	-10.9560 ***	-4.02	-14.8413 ***	-2.92
가구주 연령 (세)	0.5588 ***	3.12	0.5650 ***	3.70
가구주 교육수준 (대졸 이상=1)	6.8631 ***	5.60	10.8182 ***	8.44
가구주 혼인상태 (결혼=1)	5.4521 ***	2.98	2.6708	1.35
가구원 수 (명)	-0.7218	-1.14	-0.6334	-0.96
직전 거주주택 점유형태(전세=1)	4.9868 ***	3.61	5.7243 ***	3.39
표본 수	656		1,071	

주: 1) 분수회귀모형과 프로빗모형의 순자산 추정 결과는 동일하며 순자산의 내생성을 통제하는 목적으로 추정되는 것이므로 분석결과에 대한 구조적(structural) 해석은 적절하지 않음.

2) t-값은 강건표준오차를 이용하여 계산함. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.