

주택시장에서 가구의 차입금 상환부담과 추가적인 부채의 관계에 대한 연구

김종희*

요약

본 연구는 지난 13년 동안의 마이크로 자료를 이용, 가구의 대출에 대한 원리금 상환부담과 추가적인 부채와의 관계, 그리고 한계대출을 이용한 과도한 대출수준의 영향에 대하여 분석하고 있다. 본 연구의 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 가구가 차입을 시도할 때 적용받는 금리가 상승하면 대출을 받지 않을 가능성이 높은 것으로 나타났으나, 청년층 가구의 경우 전체 가구의 경우와는 달리, 금리가 상승해도 대출을 받을 가능성이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 가구의 소득으로 설명되지 않는 부채의 증가는 상환부담 가구가 될 가능성을 높이는 것으로 나타났으며, 특히 청년층 가구에게서 이러한 현상이 강하게 나타났다. 셋째, 가구는 자신의 한계대출 수준에 근접하여 실제 대출을 받는 것으로 나타났으며, 특히 청년층의 경우에는 한계수준을 상회하는 대출을 받고 있었다. 그리고 이와 같은 과도한 대출은 해당 가구의 추가적인 부채를 증가시키고 있었다.

핵심어 : 대출 상환부담, 금융규제, 추가적인 부채, 한계대출

1. 서론

주택을 점유한다는 것, 즉 주택의 수요는 서비스 측면에서의 주택을 점유하는 것과 같다. 주택을 구매한다는 것은 개별적이고 이질적인 주택 자체의 구입에 의미가 있기보다는 더 높은 수준의 주택 서비스를 얻고자 하는 것에 의미가 있으므로, 주택의 구매는 주택에 대한 수요이며, 이러한 주택의

* 김종희, 주저자, 전북대학교 경제학부 교수, jonghk5@jbnu.ac.kr

© Copyright 2026 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

수요는 주택의 서비스 수요라고 할 수 있다. 결국, 주택수요(housing demand)는 주택의 구매를 위한 가구의 지불능력은 물론 주거비용의 변화까지 고려된 경제적 개념인 것이다.

현 시점에서 한국의 주택시장에서 주택수요는 큰 변화가 발생하고 있다. 출산율의 급격한 저하와 노령인구의 지속적인 증가로 인하여 인구구조가 변화하고 있으며, 1~2인 가구를 중심으로 한 소형 가구의 비중이 늘어나며 가구형태의 변화도 급속히 진행되고 있다. 또한 노후주택의 대체수요도 증가하고 있으며, 부동산 가격의 상승으로 인하여 20~30대 청년층 가구의 대출을 이용한 주택구매의 증가, 즉 '영끌매수' 현상도 증가하고 있다. 이에 따라 향후 주택시장에서 신규 주택수요에는 많은 변화가 예상된다.

이와 같이 주택시장에서 주택수요의 점진적이며 또한 이례적인 변화가 발생하면서 기존의 소득, 가격, 경기상황 등의 주택수요 결정요인으로부터 최근에는 정책당국의 금융규제와 가구의 주택구매력에 대한 관심이 높아지고 있다.

주택은 경제주체가 소비할 수 있는 단일재화 중 가장 큰 금액을 차지하고 있으며, 이에 따라 주택의 가격과 이를 소비할 수 있는 경제주체의 주택구매여력은 주택수요에 가장 큰 영향을 미칠 수 있다. 즉 주택수요는 경제적 유인에 의해 의도된 주택구매능력을 의미한다고도 할 수 있다(변창흠·이희정, 2002). 그리고 이와 같은 가구의 주택구매력에 가장 큰 비중을 차지하고 있는 것은 금융기관으로부터의 차입, 즉 대출이다.

그러나 주택구매력의 확보를 위한 과도한 대출은 가계의 부채를 증가시키며 경제 전반에 대한 신용리스크를 가중시킨다. 한국의 가계부문에서 가처분소득 대비 부채의 비율은 2010년 158%에서 2018년 185.9%, 2021년에는 206.5%까지 상승하였으며, 2023년에는 186.5%를 기록하였다(김수현·황설웅, 2023). 가구의 금융기관으로부터의 차입은 이에 대한 상환부담을 발생시키며, 이는 추가적인 부채의 발생을 의미한다. 그리고 가구 감당할 수 있는 수준 이상의 대출은 상환부담을 가중시키며 추가적인 부채를 증가시키게 될 가능성을 높게 만든다.

이에 따라 차입을 시행한 가구의 차입규모와 가구가 감당할 수 있는 차입규모를 추정하여 비교하는 것은 큰 의미가 있을 수 있다. 이를 바탕으로 향후의 정책변화에 대하여 변화하는 주택수요를 예측하는 것은 분명 의미 있는 연구이다.

이와 같은 상황에서 다음과 같은 질문을 제기할 수 있다.

첫째, '가구가 안정적으로 자신의 부채를 통제할 수 있는 적정 대출수준, 즉 적정 원리금 상환수준은 어떻게 결정될 수 있는가?'이다. 이에 대해서는 각 가구의 소득, 자산, 부채는 물론 그 밖의 가구주의 특성과 더불어, 가구가 스스로 감당할 수 있는 대출수준, 즉 감내할 수 있는(tolerable) 상환규모를 파악해야 한다.

둘째, ‘정책당국의 주택시장에 대한 금융규제의 변화는 가구의 감당할 수 있는 차입규모에 어떠한 영향을 미치는가?’이다. 이에 대해서는 가구의 감당할 수 있는 차입규모, 즉 한계대출의 규모를 직접 파악해야 하며, 가구가 직접적으로 영향을 받는 정책당국의 규제의 정도 역시 수치화 되어야 한다.

셋째, ‘가구가 감내할 수 있는 대출수준 이상의 차입이 발생하였을 경우, 해당 가구가 통제할 수 있는 부채에는 어떠한 변화가 발생하는가?’이다. 이에 대해서는 가구의 현재의 부채수준은 물론, 장기간에 걸친 가구의 소득과 주택의 가격 요인으로는 설명할 수 없는 추가적인 부채의 수준을 파악하는 것이 중요하다.

이와 같은 질문을 검증하기 위하여 본 연구에서는 지난 13년간의 주택금융 및 보금자리론 실태조사 의 가구별 마이크로 자료를 이용, 가구가 대출로 인하여 발생할 수 있는 원리금 상환에 대한 부담의 정도를 추정한다. 그리고 가구의 상환부담에 해당 가구의 부채수준은 물론 추가적인 부채의 발생이 어떠한 작용을 하는지도 분석한다. 또한 정책당국의 금융규제의 정도를 적용하여 가구가 감당할 수 있는 대출수준, 즉 한계대출 수준을 추정, 해당 가구의 과도한 대출이 기존의 추가적인 부채와 상환부담 간의 관계를 어떻게 변화시킬 수 있는지를 분석한다. 특히 전체 가구로부터 청년층의 가구를 별도로 추출하여 주택시장에 새롭게 진입하는 청년층 가구주에게서 어떠한 차이점이 발생하는지를 분석한다.

가구의 원리금 상환부담과 추가적인 부채, 그리고 한계대출을 이용한 과도한 대출수준의 영향 등에 대한 본 연구의 분석과정을 통해 규제의 변화와 더불어 가구의 차입규모의 변화에 대한 의미 있는 판단이 가능해 질 수 있다. 특히 주택시장에 신규로 진입하는 상대적 금융제약층인 청년층 가구의 대출수준과 부채의 변화에 대한 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 판단된다. 이 점이 본 연구의 연구목적이며, 기존의 연구들과의 차별성이다.

II. 기존문헌 검토

가구가 주택을 구매할 수 있는 능력, 즉 주택구매력에 대한 설명은 주택의 수요와 관련이 있다. 주택의 수요의 추정과 관련된 연구로는 인구의 연령구조에 초점을 맞춘 M-W 모형과 연령 및 시간효과를 동시에 고려한 APC 모형이 있다. 최근에는 소득과 가격의 탄력성을 이용한 2단계 추정방식인 Heckman 2단계가 사용되고 있다.

Ermisch et al.(1996)은 소득과 가격의 탄력성을 이용하여 주택수요를 추정하면서 OLS에서 선택적 편의가 있음을 밝히고 있으며, Chen & Jin(2014)은 Heckman 2단계를 사용, 자가 가구의 주택수요를 추정하면서 이와 같은 선택적 편의를 보정하고 있다. 국내의 연구에서는 김순용·박현수(2015),

윤주현·김혜승(2000) 등이 주택수요를 추정에서 자가와 차가를 구분하여 Heckman 2단계를 이용하였다. 본 연구는 금융기관으로부터의 차입으로 인한 수요의 변화, 즉 구매력의 변화를 설명할 수 있는 모형을 이용하며, 이는 소득과 가격의 탄력성을 이용한 방식과 관련이 있다.

가구의 감내 가능한 수준 이상의 차입규모, 즉 원리금 상환규모는 가구의 상환부담을 증가시키며, 상환부담의 증가는 해당 가구의 경제행위에 대한 변화를 유발할 수 있다. Zhang et al.(2025)에 의하면 가구의 상환부담의 증가는 가구소비의 행태에 유의미한 영향을 미치며, 특히 부정적인 효과를 가져 올 수 있다. Gelos et al.(2004)은 채무부담이 더 강한 가구일수록 정책당국의 정책변화에 더 민감하게 반응하게 됨을 밝혔다. 국내의 연구에서 전병욱·박나라(2022)는 가계부채가 증가할수록 주택 매수비율이 커지는 부채와 소득 간의 (+)의 유의성 관계를 언급하였다.

최근에는 가구가 가지고 있는 기존의 자산이나 부채의 요인과 더불어, 추가적인 자산이나 부채를 이용, 가구의 이분법적 특성을 분석하는 연구도 등장하고 있다. 심승규(2022)는 항상소득으로 설명되지 않는 추가적인 부채를 이용, 가구의 자가확률을 분석하고 있으며, 이준민 외(2022)는 가구자산의 잔차와 경상소득잔차를 이용, 주택면적과 점유형태를 분석하고 있다.

가구가 감당할 수 있는 대출수준, 즉 한계대출은 주택시장에 대한 정책당국의 규제의 변화에 크게 의존한다. 이에 따라 주택시장에서 정책당국에 의한 금융규제의 역할 역시 다양하게 연구되어 왔다. Hatchondo et al.(2014)은 주택가격의 변동에 따른 가계부채에서의 파산은 LTV(loan-to-value) 규제가 강화될수록 크게 증가하지 않음을 보였으며, 특히 Hatchondo et al.(2015)은 주택담보대출에서의 부실채권의 발생과 주택에 대한 수요에 미치는 영향으로서 LTV 규제를 들고 있다. Robinson & Yao(2015)는 경기변동의 진폭과 주기를 줄이는 데 효과적인 방법을 연구하면서 LTV 규제의 장단기 영향을 분석하고 있다.

Kuttner & Shim(2013)은 금리를 이용한 규제방식 이외의 규제가 주택담보대출에 미치는 영향, 즉 LTV, DTI(debt-to-income) 규제의 영향을 분석하였으며, 이 중 DTI가 더 효과적임을 밝혔다. McDonald(2015)는 주택경기애 있어서 LTV와 DTI의 규제 강화시기와 완화시기의 효과를 비교분석하였다. 규제강화의 효과가 더 강하게 나타났으며, 특히 주택가격이 높을 때 이러한 효과가 더 큰 것으로 나타났다. Crowe et al.(2011)은 주택가격 상승률에 대한 LTV 규제의 수준의 영향을 연구하였으며, LTV 규제의 완화가 주택가격을 상승시키는 것으로 나타났다.

국내의 연구에서 이동규 외(2009)는 낮은 DTI 규제수준은 지역의 가계대출과 부동산 거래를 증가시키며, 해당지역의 주택거래는 DTI 규제수준이 높을 경우에 크게 감소함을 밝혔다. 김종희(2019)는 DTI의 강화와 같은 금융규제는 차주의 원리금 상환부담을 증가시킴으로써 주택시장에 변화를 유발할 수 있음을 밝혔다.

이와 같은 정책 규제는 가구의 상환부담에 영향을 미칠 수 있으며, 그 영향의 정도는 가구의 특성에 따라 다르게 나타날 수 있다. Linneman et al.(1997)에서는 가구의 자산제약과 소득제약 중에서 주택의 점유형태결정과 주택소유비율에 더 유의미한 영향을 미치는 것은 자산제약이라고 주장하였다. Quercia et al.(2003)은 대출제약은 상대적으로 취약계층의 주택소유에 유의미한 영향을 미침을 지적하였다. 국내의 연구에서 윤병우·최경욱(2021)은 사회적 취약계층에 해당하는 가구와 비은행대출과 신용대출, 그리고 만기 일시 상환대출을 보유한 가구에서 상대적으로 상환에 대한 위험성이 높게 나타남을 밝혔다.

이상과 같은 기존 연구들을 검토해 보면, 정책당국의 금융규제를 적용하는 방식에서 금융규제가 완화되었거나 강화되었던 시기에 더미를 주는 방식을 채택하고 있다. 또한 가구의 상환부담과 관련된 기존의 연구들에서도 대부분 상환부담이 발생하는 시점에 대한 기간의 특성에 초점이 맞추어져 있다. 즉 현재 원리금 상환부담을 느낀다고 응답한 가구에 더미를 주어 분석하는 방식이다. 그리고 추가적인 부채나 자산, 소득을 적용하는 방식에서는 장기간이 아닌 특정 연도에 대한 분석을 시도하고 있다.

그러나 가구의 상환부담과 추가적인 부채, 그리고 금융규제의 영향을 검증하기 위해서는 원리금 상환부담과 관계있는 가구의 적정 대출수준, 즉 한계대출 수준을 직접 추정할 필요가 있으며, 금융규제 역시 가구가 거주하는 지역과 다주택의 보유여부 등을 종합하여 규제수준을 가구별로 차등 산출할 필요가 있다. 또한 추가적인 부채 역시 항상소득 등의 영향이 제대로 반영될 수 있도록 장기간에 걸친 분석이 필요하다.

III. 모형 및 자료

본 연구는 다음과 같은 가설의 검증을 목적으로 하고 있다.

첫째, 주택시장의 주요 변수의 변화에 대한 민감도는 차입이 있는 가구와 없는 가구, 그리고 차입 가구 중에서도 상환부담이 있는 가구와 없는 가구에 따라 다르게 나타날 가능성이 크다.

둘째, 대출 차입에 대한 상환부담이 가증될수록 가구의 소득과 주택가격 요인으로 설명할 수 없는 추가적인 부채가 많아질 가능성이 크다.

셋째, 주택시장에 대한 정책당국의 금융규제는 가구가 감내할 수 있는 차입 수준, 즉 한계차입수준을 변화시키며, 이에 따라 해당 가구의 추가적인 부채 역시 많아질 가능성이 크다.

이를 검증하기 위하여 본 연구에서는 먼저, 가구의 대출 수요에 대한 결정요인을 추정한다. 대출에 대한 수요의 결정요인은 다음과 같은 Probit 모형을 이용하여 판단할 수 있다.

$$\Lambda \left(= \frac{P(Z_{it}, \alpha_i)}{1 - P(Z_{it}, \alpha_i)} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 p_t + \alpha_3 y_t + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

$$Z_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } Z_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } Z_{it}^* < 0 \end{cases}$$

여기에서 $\Lambda \left(= \frac{P(Z_{it}, \alpha_i)}{1 - P(Z_{it}, \alpha_i)} \right)$ 는 odds 비율로서 상대적인 대출 가능성을 나타낸다. 즉 $1 - P(Z_{it}, \alpha_i)$ 는 t 시점에 대출이 있는 가구를 의미하며, $P(Z_{it}, \alpha_i)$ 는 대출이 없는 가구이다. Z_{it}^* 는 관찰되지 않는 변수로서 실제 관찰되는 것은 Z_{it} 로서 대출 가구일 때 1, 비대출 가구일 때 0의 값을 갖게 된다.

기존의 연구에 의하면, 가구의 대출과 관련된 결정요인으로서, 금리(r_t)요인으로서는 금융권과 제2금융권의 주택담보대출 신규대출 금리를 가중평균하여 사용되며, 주택가격(p_t)에 대해서는 가구가 거주하고 있는 지역의 주택가격지수의 증가율이 사용되었다. 그리고 경제여건(y_t)은 역시 거주지역의 GRDP(gross regional domestic product), 즉 지역내 총생산의 증가율이 사용되었다(김중희, 2019).

그러나 개별 가구의 대출의 수요, 더 나아가서 대출과 관련된 상환부담에 대한 결정요인에는 해당 가구의 특징이 보다 직접적으로 반영될 필요가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 앞선 <식 1>을 다음과 같이 응용하여 대출의 결정요인으로 분석한다.

$$A_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{it} + \alpha_2 \hat{p}_{it} + \alpha_3 \hat{y}_{it} + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

위 식에서 A_{it} 는 현재 시점에서 대출의 유무에 대한 가구의 구분이다. 이때 대출은 주택담보대출과 전세자금대출을 모두 포함한다. 현재 시점에서의 대출수요에 대한 결정요인으로서 r_{it} 는 i 가구가 받은 대출에 대한 적용 금리이며, 변동금리의 경우에도 최초 대출 시점의 금리를 적용한다. 만약 대출을 받지 않는 가구라면 금융권과 제2금융권의 주택담보대출 신규대출 금리를 가중평균하여 사용한다.

\hat{p}_{it} 와 \hat{y}_{it} 는 주택가격과 가구소득의 요인으로서 장기간에 걸친 행태변화를 예측하기 위하여 장기적 특성을 반영할 수 있는 변수를 고려한다.

\hat{p}_{it} 는 i 가구가 거주하고 있는 주택의 상대가격이다. 주택의 가격으로는 실제가격(real price)과 상대가격(relative price)이 사용될 수 있다. 주택은 자가와 차가로 구분되며, 동일한 주택에서 주택 가격은 자가는 기회비용, 차가는 임대료로 정의된다. 따라서 두 비용을 동일하게 사용하여 주택가격을 산출할 필요가 있으며, 이와 같은 가격 방식은 상대가격으로서 임대가격 대비 구매가격이 해당된다. 주택시장의 장기균형에서는 차익거래를 통하여 주택 소유자의 기회비용이 동일한 주택에 대한 상대적 임대료와 같기 때문이다(Muellbauer, 2012). 주택의 상대가격은 다음과 같은 모형을 이용하여 추정한다.

$$\ln p_{it} = a + \text{barea}_{it} + \sum_{j=2}^4 D_j \text{type}_{it} + \sum_{j=2}^{17} D_j \text{region}_{it} + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

이 모형은 헤도닉 모형(hedonic price model)으로서, 여기에서 $\ln p_{it}$ 는 가구가 거주하고 있는 현재 주택가격의 로그 값이다. area 는 현재 거주하고 있는 주택의 면적(m^2)이다. 그리고 $\sum_{j=2}^4 D_j \text{type}$ 는 거주하고 있는 주택의 유형으로서 단독/다가구, 아파트, 연립/다세대주택/빌라, 기타(주거용 오피스텔 등)에 따라 더미가 부여된다. $\sum_{j=2}^{17} D_j \text{region}$ 는 가구가 현재 거주하는 지역의 더미로서 서울 등 17개 광역도에 더미를 부여한 것이다. 따라서 위 식을 통하여 추정된 각 계수 값에 대하여 가구의 실제 자료를 적용하면 주택의 구매($\ln \hat{h}p_{it}$)와 임대가격($\ln \hat{r}p_{it}$)이 추정되며, 상대가격(\hat{p}_{it})은 이 두 가격의 비율에 의하여 산출된다.

\hat{y}_{it} 는 가구의 소득에 대한 로그 값이다. 이에 대해서는 가구의 현재의 소득이 사용될 수 있다. 그러나 주택은 내구재이며 장기간에 걸쳐 사용되므로 주택구매나 임차를 위한 소득으로서는 장기간에 대하여 가구가 얻을 수 있는 항상소득(permanent income)이 바람직하다. 현재 소득이 같다고 하더라도 미래의 기대소득이 높으면 현재의 소비가 커질 수 있으며, 반대로 기대소득이 낮아지면 현재의 소비가 줄어들 수 있기 때문이다(Tse & Raftery, 1999).

t 시점의 i 가구의 항상소득은 가구의 특성을 이용하여 다음과 같이 추정될 수 있다.

$$\ln y_{it} = a + \text{bage}_{it} + \text{cage}_{it}^2 + \text{dln}A_{it} + \text{esex}_{it} + \sum_{j=2}^4 D_j \text{job}_{it} + \epsilon_{i,t} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

여기에서 $\ln y_{it}$ 는 가구의 연간소득에 대한 로그 값이며, age_{it} 가구주의 연령을, 그리고 age_{it}^2 은

연령의 제곱으로서 시간효과를 나타낸다. $\ln A_{it}$ 는 총자산에 대한 로그 값이며, sex_{it} 는 가구주의 성별더미이다. $\sum_{j=2}^4 D_j job_{it}$ 는 가구주의 직업을 나타내는 더미이다. 기존의 연구에서는 가구주의 교육수준을 나타내는 더미가 주로 사용되었으나, 최근의 마이크로 자료의 응답설문에서는 가구주의 교육수준에 대한 질문이 없어지는 추세이다. 이에 따라 본 연구에서는 가구주의 직업을 사용하며, 생산직을 기준($j = 1$)으로 관리·전문직 2, 사무직 3, 판매직 4, 기타 기능직 등 5로 구성된다.

이와 같이 i 가구의 대출 수요에 대한 결정요인을 구성하면 가구가 직접적으로 적용받는 금리는 물론, 상대가격과 항상소득을 추정함에 있어, i 가구의 자산, 연령, 교육수준, 거주지의 면적과 유형 등의 특징이 모두 반영된다는 장점이 있다.

다음 단계는 가구의 대출에 대한 상환부담의 정도를 보다 세분시켜, 상환부담 가구의 특징을 분석하는 것이다. 즉 전체 가구를 다음과 같이 세 가지의 계층(class)으로 분류한다.

첫 번째 계층(A)은 현재 원리금 상환에 대한 부담을 가지고 있는 가구이며, 두 번째 계층(B)은 현재 원리금 상환에 대한 부담이 없는 가구다. 세 번째 계층(C)은 현재 대출이 없는 가구이다. 이때 대출에 대한 원리금 상환부담을 정의하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 가구가 적정 수준의 원리금 상환규모라고 밝힌 금액을 실제 해당 가구가 받은 대출에 대한 원리금 상환규모와 비교한다. 그리고 실제 상환규모가 적정 상환규모보다 큰 가구를 원리금 상환부담이 있는 가구로, 실제 상환규모가 적정 상환규모보다 작거나 같은 가구를 원리금 상환부담이 없는 가구로 정의한다.

이와 같은 분류 하에 각 계층의 특성은 다음의 다항 프로빗(multinomial probit) 모형을 구성하여 결정할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 A_{it}^A &= \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \beta_2 \hat{p}_{it} + \beta_3 \hat{y}_{it} + \epsilon_{it} \\
 A_{it}^B &= \beta'_0 + \beta'_1 r_{it} + \beta'_2 \hat{p}_{it} + \beta'_3 \hat{y}_{it} + \epsilon_{it} && \langle \text{식 5} \rangle \\
 A_{it}^C &= 0
 \end{aligned}$$

여기에서 A_{it}^A 는 현재 원리금 상환부담이 있는 가구이며, A_{it}^B 는 현재 원리금 상환부담이 없는 가구이다. 그리고 A_{it}^C 는 대출이 없는 가구이다. 따라서 만약 $A_{it}^A > A_{it}^B$ 이고 $A_{it}^A > A_{it}^C$ 이면 현재 원리금 상환부담이 있는 가구가 선택되며, $A_{it}^B > A_{it}^A$ 이고 $A_{it}^B > A_{it}^C$ 이면, 현재 대출 → 원리금 상환부담이 없는 가구가 선택된다. 그리고 그 외의 경우에는 대출이 없는 가구가 선택된다.

다음으로, 가구의 원리금 상환부담에 영향을 미치게 되는 가구의 부채, 즉 추가적인 부채를 추정한다. 이때 가구의 추가적인 부채란 기존의 가구가 가지고 있는 부채로부터 해당 가구의 소득의 요인으로 설명할 수 없는 부분을 의미한다. 일반적으로 가구의 소득과 부채는 (+)의 상관관계를 갖는다. 소득이 많은 가구가 상환능력을 인정받아 더 많은 차입을 할 수 있는 것이다(심승규, 2022). 그러나 소득과 부채 간의 이와 같은 관계를 통해서만 가구의 상환부담과 부채 간의 관계를 정확하게 설명하는 데 한계가 있다. 가구의 상환부담과 부채 간의 보다 정확한 관계를 파악하기 위해서는 가구의 일시적인 소득을 제외한 항상소득과 다른 주요 특성변수를 이용, 이들로 설명되지 않는 부채의 잔차인 추가적인 부채를 고려해야 한다. 즉 추가적인 부채는 가구의 부채에서 항상소득의 기여분을 분리한 것이다. 이준민 외(2022)는 주택점유형태를 분석하면서 자산(소득)에서 소득(자산)의 기여분을 분리한 잔차를 사용한 바 있다.

본 연구에서는 이를 응용하여 다음의 식을 구성하여 가구의 부채의 변화를 분석한다.

$$D_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 A_{it} + \gamma_2 \hat{y}_{it} + \gamma_3 job_{it} + \gamma_4 age_{it} + \gamma_4 age_{it}^2 + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 6-1} \rangle$$

$$\hat{D}_{it} = D_{it} - \hat{\gamma}_0 - \hat{\gamma}_1 A_{it} - \hat{\gamma}_2 \hat{y}_{it} - \hat{\gamma}_3 job_{it} - \hat{\gamma}_4 age_{it} - \hat{\gamma}_4 age_{it}^2 \quad \langle \text{식 6-2} \rangle$$

위 식에서 D_{it} 는 가구의 부채총액의 로그 값이며, A_{it} 는 총자산의 로그 값이다. \hat{y}_{it} 는 앞서 추정된 가구의 항상소득이며, job_{it} 역시 앞서 언급하였던 가구주의 교육수준에 대한 터미이다. age_{it} 는 연령이다. 따라서 <식 6-1>의 추정계수들을 활용하여, <식 6-2>와 같이 부채의 잔차를 추출, 이를 해당 가구의 설명되지 않는 부채(\hat{D}_{it})로 활용하는 것이다. 그리고 앞선 <식 5>를 다음과 같이 확장하여 상환부담 가구에서 부채가 차지하는 영향을 판단할 수 있게 된다.

$$A_{it}^A = \begin{cases} \delta_0 + \delta_1 D_{it} + \delta_2 r_{it} + \delta_3 \hat{p}_{it} + \delta_4 \hat{y}_{it} + \epsilon_{it} \\ \delta'_0 + \delta'_1 \hat{D}_{it} + \delta'_2 r_{it} + \delta'_3 \hat{p}_{it} + \delta'_4 \hat{y}_{it} + \epsilon_{it} \end{cases} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

위 식에서 A_{it}^A 는 앞선 <식 5>에서의 현재 원리금 상환부담이 있는 가구이다. 즉 상환부담 가구확률에 대하여 각각 가구의 부채총액(D_{it})과 부채잔차(\hat{D}_{it})를 사용하여 추정된 $\hat{\delta}_1$ 과 $\hat{\delta}'_1$ 의 계수 값의 유의성과 부호를 비교하여 추가적인 부채와 상환부담 가구가 될 가능성간의 관계를 판단하는 것이다.

마지막 단계는 가구의 상환부담과 추가적인 부채와의 관계에 대하여 정책당국의 금융규제가 미치

는 영향을 밝히는 것이다. 이를 위해서는 먼저, 가구의 과도한 대출을 정의하는 것이 중요하다. 본 연구에서의 가구의 과도한 대출의 규모는 해당 가구의 한계대출 수준으로부터 실제 대출수준이 차이가 나는 정도이며, 다음과 같이 정의된다.

$$O_{it} = l_{it} - \left(f \times Y \times \frac{(1+r)^n - 1}{r(1+r)^n} \right)_{it} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

여기에서 l_{it} 는 가구의 실제 대출수준이다. 그리고 가구의 한계 원리금 상환수준, 즉 한계 대출수준은 먼저, 원리금 균등분할 상환을 가정하고, 해당 가구의 대출금리 r 과 만기가 n 년인 대출의 상환금액 비율을 $\frac{r(1+r)^n}{(1+r)^n - 1}$ 과 같이 정의하고 여기에 해당 가구의 월 소득(Y)과 정책당국의 금융규제의 정도인 f 를 적용하여 산출된다.

이때, 정책당국은 금융규제의 정도인 f 를 통하여 가구의 한계대출 수준에 영향을 미칠 수 있게 된다. 주택시장에 대한 정책당국의 금융규제로서는 부채상환비율, 즉 DTI를 사용한다. 분석기간 동안의 주택시장에 대한 규제는 2011년부터 강화되었다가 2014년에 완화되었고, 2017년부터 2022년까지 강화가 지속되었으며, 2022년 말과 2023년 초부터 다시 완화되었다.

따라서 본 연구에서는 연도별, 가구가 거주하는 지역, 그리고 보유주택의 수 등을 고려하여 DTI(f)를 차등 적용한다. 즉 수도권에 거주하는 2주택 이상의 다주택 보유 가구에는 2018년 이후부터 50%의 f 를 적용하며, 서울, 경기, 세종 등의 조정대상지역의 거주 가구는 2014년부터 2016년까지 60%의 f 를 적용하고 2017년 이후에는 50%를 적용한다. 그리고 서울을 비롯하여 과천시와 성남시(분당구), 광명시, 하남시 등의 경기도 지역, 세종시, 대구시(수성구) 등의 투기과열지역의 거주 가구는 2018년 이후부터 40%의 f 를 적용한다.

이에 따라, 정책당국의 금융규제가 강화되면 DTI인 f 는 낮아지며, 결국 가구의 한계대출수준은 줄어들게 되는 구조이다. 그리고 다음과 같은 식을 구성하여 가구의 과도한 대출이 추가적인 부채를 발생시키는 경로(channel)를 파악한다.

$$\hat{D}_{it} = \eta_0 + \eta_1 O_{it} + \eta_2 r_{it} + \eta_3 \hat{p}_{it} + \eta_4 \hat{y}_{it} + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

해당 가구의 과도한 대출(O_{it})로 인하여 추가적인 부채(\hat{D}_{it})가 증가하게 된다면, 위 식에서 추정된 $\hat{\eta}_1$ 의 계수 값은(+)를 보일 것이며($\hat{\eta}_1 > 0$), 이를 통하여 가구의 차입금 상환부담의 증가가 소득요인

으로는 설명할 수 없는 추가적인 부채를 증가시키게 됨을 확인할 수 있게 된다. 즉 위 식은 앞선 <식 4>에서 항상소득을 추정하고, 이를 이용하여 <식 6>에서 항상소득으로는 설명할 수 없는 추가적인 부채를 추정, 가구의 과도한 대출이 해당 가구의 일정 소득으로는 설명할 수 없는 부채에 어떠한 영향을 미치게 되는지를 밝히는 구조인 것이다.

본 연구에서는 주택금융공사에서 제공하는 ‘주택금융 및 보금자리론 실태조사’의 마이크로 자료를 이용한다. 즉 2011년부터 2023년까지의 65,403 가구(일반가구)를 대상으로 위와 같이 구성된 모형을 이용, 분석을 진행한다. 먼저, 다음의 <표 1>에는 전체 가구 중 차입가구의 분포가 나타나 있다.

전체 65,056가구 중 현재 대출을 받고 있는 가구는 23,614 가구로서 전체의 36.3% 수준이며, 이 중 주택담보대출 가구는 18,318가구로서 전체의 28.2%이며, 전세자금대출 가구는 5,322가구로서 전체의 8.2% 수준이다. 다음의 <표 2>에는 가구의 특성별 기초통계량이 나타나 있다.

<표 1> 차입 가구의 분포

	전체 가구	대출 가구	주택담보 대출 가구	전세자금 대출 가구
가구 수	65,056	23,614	18,318	5,322
비중(%)	100.0	36.3	28.2	8.2

<표 2> 주요 변수의 기초통계량

변수	전체 가구			청년층 가구		
	개체수	평균	표준편차	개체수	평균	표준편차
연령	65,043	49.0	13.5	13,601	31.6	4.5
총자산(만 원)	65,043	31,281.8	27,789.3	13,601	19,483.9	20,276.0
총부채(만 원)	64,646	4,933.2	6,608.1	13,601	4,969.0	6,383.5
주택 구매가격(만 원)	43,368	29,095.5	26,721.4	5,176	24,795.4	18,560.2
주택 임차가격(만 원)	41,131	9,882.6	8,971.5	11,664	9,676.4	9,259.7
대출금액(만 원)	23,576	9,199.6	10,234.6	4,916	8,125.8	6,682.9
대출금리(%)	23,583	3.81	0.94	13,601	3.96	0.88
월 소득(만 원)	65,043	396.9	265.3	13,601	352.9	244.5
월 상환 원리금(만 원)	18,250	59.5	48.6	2,515	62.5	50.3

주: 2011년~2023년의 평균 수치임.

분석대상 가구의 가구주의 평균 연령은 49세이며, 이들의 총자산은 평균 3억 1,282만 원, 총부채는 4,933만 원으로 나타났다. 가구가 현재 거주하고 있는 주택의 구매가격과 임대가격은 각각 2억 9,095만 원과 9,882만 원으로 나타났다. 그리고 가구가 현재 차입하고 있는 대출금액은 평균 9,199만 원이며, 평균 대출 금리는 3.81%로 나타났다. 한편, 가구의 월 소득은 약 397만 원이며, 대출에 대한 월 평균 원리금 상환금액은 약 60만원 수준으로 나타나, 월 소득의 15% 이상을 원리금을 상환하는 데 사용하고 있는 것으로 나타났다.

한편, 청년층(연령 40세 미만) 가구의 경우 평균 연령은 31.6세이며, 총자산은 1억 9,484만 원으로 전체 가구에 비하여 작은 반면, 부채의 경우에는 4,969만 원으로서 오히려 높은 것으로 나타났다. 거주하고 있는 주택의 구매와 임대가격, 그리고 총대출 금액은 모두 전체 가구에 비하여 작은 것으로 나타났으나, 대출금리는 3.96%로서 더 높게 적용받는 것으로 나타났다. 특히 전체 가구에 비하여, 청년층 가구의 월 소득은 353만 원으로서 낮은 반면, 대출에 대한 원리금 상환금액은 월 62.5만 원으로서 더 높게 나타났다. 즉 청년층 가구의 경우 월 소득의 18% 이상을 원리금 상환으로 사용하고 있는 것이다.

IV. 분석결과

1. 차입금 상환부담 가구의 결정요인

먼저, 대출(차입)가구의 특성을 분석한다. 이를 위해서는 가격요인과 소득요인을 추정해야 한다. 앞선 언급한대로, 대출수요에 대한 가격요인으로서의 가구 현재 거주하고 있거나 거주를 예상하고 있는 주택의 상대가격을 이용한다. 그리고 소득요인으로서의 가구의 항상소득을 이용한다.

다음의 <표 3>에는 앞선 <식 3>과 <식 4>를 이용, 주택가격의 결정요인과 가구의 소득의 결정을 분석한 결과가 나타나 있다.

주택의 가격 요인에 대한 분석결과, 주택의 구매가격과 임대가격 모두 유사한 결과가 나타나고 있다. 즉 가구가 현재 거주하고 있는 주택의 면적($area_{it}$)은 주택의 구매($lnhp_{it}$) 및 임대가격($lnrp_{it}$)에 모두 (+)의 영향을 미치고 있다. 가구가 거주하고 있는 주택의 유형의 경우, 단독주택($1type_{it}$) 대비 아파트($2type_{it}$)의 경우 주택 가격과의 (+)의 유의성이 가장 강하게 나타나고 있는 반면, 주거용 오피스텔($4type_{it}$)의 경우에는 단독주택 대비 (-)의 유의성을 보여, 상대적으로 가격이 낮은 것으로 나타났다. 즉 단독주택과 비교하여 상대적으로 매매가 대비 전세가가 낮은 것이며, 이는 주거용 오피

〈표 3〉 주택가격과 소득의 결정요인

	주택 구매가격	주택 임대가격	소득	
<i>Dep V.</i>	$\ln hp_{it}$	$\ln rp_{it}$	<i>Dep V.</i>	$\ln y_{it}$
$area_{it}$	0.014 (0.001) ^{***}	0.009 (0.001) ^{***}	age_{it}	0.058 (0.001) ^{***}
$2type_{it}$	0.511 (0.008) ^{***}	0.691 (0.009) ^{***}	age_{it}^2	-0.006 (0.001) ^{***}
$3type_{it}$	0.172 (0.011) ^{***}	0.155 (0.012) ^{***}	$\ln A_{it}$	0.259 (0.002) ^{***}
$4type_{it}$	-0.103 (0.020) ^{***}	-0.233 (0.022) ^{***}	sex_{it}	0.010 (0.003) ^{***}
$\sum_{j=2}^{17} D_j region_{it}$	Y	Y	$2job_{it}$	0.022 (0.006) ^{***}
			$3job_{it}$	0.051 (0.006) ^{***}
			$4job_{it}$	-0.015 (0.007) ^{**}
			$5job_{it}$	-0.047 (0.006) ^{***}
<i>C</i>	1.143 (0.015) ^{***}	0.816 (0.016) ^{***}	<i>C</i>	1.686 (0.021) ^{***}
<i>Obs.</i>	64,193	64,193	<i>Obs.</i>	64,598
<i>R</i> ²	0.210	0.165	<i>R</i> ²	0.522

주: 1) 괄호 안은 standard error, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 각각 통계적 유의, *Obs.*(가구 수).

2) $\ln hp_{it}$ (주택 구매가격의 로그값), $\ln rp_{it}$ (주택 구입대가격의 로그값), $area_{it}$ (거주 주택면적), $2type_{it}$ (아파트), $3type_{it}$ (연립/다세대주택/빌라), $4type_{it}$ (주거용 오피스텔), $\ln y_{it}$ (현재 소득의 로그값), age_{it} (가구주 연령), age_{it}^2 (연령의 제곱값), $\ln A_{it}$ (총자산의 로그값), sex_{it} (성별, 남=1, 여=0), $2job_{it}$ (관리, 전문직), $3job_{it}$ (사무직), $4job_{it}$ (판매직), $5job_{it}$ (기타 직종).

3) *region*은 17개 광역도에 대한 더미로서 계수추정 결과는 모든 행정구역에서 90% 신뢰 하에서 통계적으로 유의함.

4) $\ln A_{it}$ (총자산의 로그값)과 $\ln y_{it}$ (소득) 간의 다중공선성 검증 결과(VIF)는 1.36으로서 다중공선성이 존재하지 않음.

VIF, variance inflation factor.

스텔의 경우 전세보다는 월세가 많이 통용되기 때문인 것으로 판단된다.

소득요인의 경우, 가구주의 연령(age_{it})은 현재 소득($\ln y_{it}$)과(+)의 유의성을 보이고 있는 반면, 연령의 제곱값(age_{it}^2)은(-)를 보이고 있다. 이는 가구주의 연령이 증가할수록 소득이 증가하지만,

일정 연령이 지나가면 소득은 감소한다는 의미이다. 성별(sex_{it})의 경우 남성 가구주의 소득이 상대적으로 높은 것으로 나타났으며, 직업의 경우에는 생산직($1job_{it}$)에 비하여 관리 및 전문직($2job_{it}$)과 사무직($3job_{it}$)의 소득은 높은 반면, 판매직($4job_{it}$)과 기타 직종($5job_{it}$)의 소득은 낮은 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 항상소득을 추정함에 있어 가구주의 교육수준을 고려한 김순용·박현수(2015), Chen & Jin(2014) 등의 연구결과와 비교하여 합리적인 것으로 판단된다. 즉 고학력인 가구주의 소득이 상대적으로 높게 나타난 기존의 연구결과와 비교하여 생산직 대비 관리 및 전문직, 그리고 사무직의 소득이 높게 나타나며, 판매직 등의 소득은 상대적으로 낮게 나타난 본 연구의 결과는 가구주의 교육수준을 묻지 않는 최근의 응답구조를 감안할 때, 항상소득의 추정에 무리가 없는 것으로 판단된다.

다음의 <표 4>에는 이상의 분석결과를 바탕으로 산출된 주택의 상대가격과 가구주의 항상소득이 나타나 있다.

가구가 현재 거주하고 있는 주택(동일 주택)에 대한 추정 구매가격과 임대가격은 각각 1억 9,710만 원과 1억 498만 원으로 나타났으며, 이에 따라 해당 주택에 대한 상대가격은 2.113 수준으로 나타났다. 즉 동일한 주택에 대한 임대가격 대비 구매가격은 약 2배 수준인 것이다. 그리고 산출된 가구주의 항상소득은 364만 원으로서 실제 월 평균 소득 397만 원보다는 낮은 것으로 나타났다.

이와 같이 추정된 가격과 소득요인을 활용하여 앞선 <식 2>를 이용, 차입가구의 특징을 살펴보았다. 다음의 <표 5>에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.

전체 가구를 대상으로 분석한 결과, 금리(r_{it})와 가격요인(\hat{p}_{it})은 대출가구와 유의미한(-)관계가, 그리고 소득요인(\hat{y}_{it})은 유의미한(+)의 관계가 나타나고 있다. 즉 적용받는 금리가 상승하거나 주택 가격이 상승하면 대출을 받지 않을 가능성이 높으며, 소득이 증가하면 대출을 받을 가능성이 높음을 의미한다. 단 소득의 경우 계수 값이 크지 않다.

한편, 청년층 가구, 즉 전체 가구 대비 대출이 있는 청년층 가구를 대상으로 분석한 결과에서는 흥미로운 점이 발견된다. 전체 가구의 경우와는 달리, 금리와 소득요인의 유의성이 반대로 나타나고 있는 것이다. 즉 청년층 가구의 경우 금리가 상승해도 대출을 받을 가능성이 높으며, 소득이 증가하면 대출을 받지 않을 가능성이 높은 것으로 해석된다. 또한 주택가격과 대출과의(-)의 유의성의 정도도

<표 4> 상대가격과 항상소득의 추정결과

주택의 구매가격	주택의 임대가격	상대가격	실제소득	항상소득
19,710.7	10,498	2.113	396.9	364.0

주: 단위: 만 원. 2011년~2023년의 평균 수치임.

〈표 5〉 대출 가구의 특성(Probit 모형)

Classification	$\Lambda\left(\frac{P(Z_{it}, \alpha_i)}{1 - P(Z_{it}, \alpha_i)}\right)$	
	전체 가구 중 대출 가구	전체 가구 중 청년층 대출 가구
r_{it}	-0.062 (0.005) ^{***}	0.071 (0.006) ^{***}
\hat{p}_{it}	-0.041 (0.005) ^{***}	-0.017 (0.006) ^{***}
\hat{y}_{it}	0.002 (0.001) ^{***}	-0.011 (0.004) ^{***}
C	-1.095 (0.028) ^{***}	-0.632 (0.030) ^{***}
<i>Obs.</i>	65,015	65,015 ^a
$LR \chi^2$	-39,733.36	-32,833.85
$Prob > \chi^2$	0.000	0.000

- 주: 1) 2011~2023년의 전체 연도에 대한 분석결과임.
 2) 괄호 안은 standard error, *** 1% 수준에서 각각 통계적 유의, *Obs.*(가구 수).
 3) $\Lambda\left(\frac{P(Z_{it}, \alpha_i)}{1 - P(Z_{it}, \alpha_i)}\right)$ (현재 대출가구=1, 아니면 0), r_{it} (차입금리), \hat{p}_{it} (현재 거주 주택의 상
 대가격), \hat{y}_{it} (항상소득).
 4) ^a 전체 가구의 개체 수에서 청년층 가구의 특성을 나타내는 것이므로 전체 가구수와 표본은
 동일함.

전체 가구에 비하면 상대적으로 크지 않은 것도 특징이다.

다음으로 대출 가구 중 상환부담을 느끼는 가구와 부담을 느끼지 않는 가구의 특성을 비교분석한다. 이를 위하여 가구가 응답한 적정 수준의 상환금을 실제 상환금과 비교, 상환부담을 느끼는 가구와 그렇지 않은 가구를 각각 추출한다.

이때, 가구의 적정 원리금 수준은 해당 가구의 응답에 따라 결정되는 구조로서 자기보고 편향(bias)으로 인한 측정 편향(measurement bias)의 가능성이 존재한다. 그러나 ‘주택금융 및 보금자리론 실태조사’의 적정 수준의 상환금에 대한 응답가구는 실제 매달 대출 원리금을 상환하는 가구로서 소득 대비 원리금 상환에 대한 부담의 정도를 1에서 5까지의 단계로 먼저 응답한다. 그리고 실제 소득과 가계지출을 감안하여 차주 자신이 무리가 없는 수준의 원리금이라고 판단하는 금액을 밝히는 구조이다. 이에 따라 차주가 밝힌 적정 원리금 상환수준은 자신이 감내할 수 있는(tolerable) 상환수

준으로 판단할 수 있으며, 측정 편향의 가능성은 낮다고 할 수 있다.

다음의 <표 6>에는 이와 같이 추출된 가구의 분포가 나타나 있다.

전체 분석대상 가구 65,056 가구 중 현재 대출을 받고 있는 가구는 23,614 가구이며, 이 중 적정 원리금 상환수준을 밝힌 가구는 18,250 가구로서 차입 가구의 77.3%이다. 이들 가구가 밝힌 월 적정 원리금 상환수준은 약 54.4만 원이며, 이들의 실제 원리금 상환수준은 약 59.5만 원으로서 적정 수준보다 더 많이 지출하고 있는 것으로 나타났다. 그리고 실제 원리금 상환수준이 적정 상환수준보다 큰 가구, 즉 상환부담이 있는 가구는 10,429 가구로서 전체 응답 가구의 57.1% 수준으로 나타났다.

적정 원리금 상환수준을 밝힌 18,250 가구 중 청년층 가구는 2,515 가구이며, 적정 원리금은 54.6만 원으로서 전체 가구와 유사하다. 그러나 이들 가구의 실제 원리금은 62.5만 원으로서 전체 가구보다 더 많은 상환을 하고 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 상환부담이 있는 가구의 비중도 60.2%(1,513 가구)로 더 높게 나타났다.

이와 같이 확인된 상환부담 수준을 바탕으로 앞선 <식 5>의 다항프로빗 모형을 이용, 상환부담 가구의 특징을 분석해 보았다. 다음의 <표 7>에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.

전체 가구를 대상으로 한 분석에서, 금리요인(r_{it})은 상환부담이 없는 가구와는 (-)의 유의한 관계가, 그리고 상환부담이 있는 가구와는 (+)의 유의미한 관계가 나타나고 있다. 즉 대출 시 적용받는 금리의 상승은 상환부담이 없는 가구가 될 가능성을 줄이는 반면, 상환부담이 있는 가구가 될 가능성을 높이는 것이다. 주택가격의 요인(\hat{p}_{it})의 경우에도 마찬가지이다. 상환부담이 없는 가구와 있는 가구에게서 계수 값의 부호가 서로 반대로 나타나고 있다. 소득요인(\hat{y}_{it})의 경우에는 상환부담이 있는 가구에게서만 (+)의 유의성이 나타나고 있으나, 그 값은 크지 않다.

청년층 가구를 대상으로 한 분석에서는 전체 가구를 대상으로 한 분석결과와는 달리, 대출이 없는 청년층 가구에 비하여 대출이 있는 가구의 금리, 가격, 그리고 소득요인에 대한 민감도가 더 높게 나타나고 있다. 금리의 상승의 경우, 상환부담이 없는 가구가 될 가능성을 줄이며, 상환부담이 있는 가구가 될 가능성을 높이고 있다. 그리고 그 정도는 전체 가구의 경우에 비하여 더 강하다. 가격 요인의 경우에는 전체 가구의 경우와는 달리 상환부담이 있는 가구의 경우에서만 유의성이 나타난다. 그리고

<표 6> 상환 부담 가구의 분포

	실제 원리금(만 원)	적정원리금(만 원)	상환부담 가구 수
전체 가구(18,250)	59.5	54.4	10,429(57.1%)
청년층 가구(2,515)	62.5	54.6	1,513(60.2%)

주: 2011년~2023년의 평균 수치임.

〈표 7〉 가구의 대출상환 부담에 대한 결정요인: 다항프로빗 모형(multinomial Probit)

<i>Dep V.</i>	$\Lambda\left(=\frac{P(Z_{it},\alpha_i)}{1-P(Z_{it},\alpha_i)}\right)$			
Basement	대출이 없는 가구 대비		대출이 없는 청년 가구 대비	
Classification	상환부담 없는 가구	상환부담 가구	상환부담 없는 가구	상환부담 가구
r_{it}	-0.061 (0.010) ^{***}	0.086 (0.009) ^{***}	-0.133 (0.027) ^{***}	0.150 (0.025) ^{***}
\hat{p}_{it}	-0.078 (0.010) ^{***}	0.061 (0.008) ^{***}	-0.006 (0.028)	0.199 (0.023) ^{***}
\hat{y}_{it}	0.004 (0.001) ^{***}	0.004 (0.001)	0.005 (0.002) ^{***}	-0.015 (0.002) ^{***}
C	-2.717 (0.051) ^{***}	-2.769 (0.049) ^{***}	-1.043 (0.161) ^{***}	-2.762 (0.145) ^{***}
<i>Obs.</i>	65,015		13,597	
$LR\chi^2$	-47,187.65		-7,347.02	
$Prob > \chi^2$	0.000		0.000	

주: 1) 2011~2023년의 전체 연도에 대한 분석결과임.

2) 괄호 안은 standard error, *** 1% 수준에서 각각 통계적 유의, *Obs.*(가구 수).

3) r_{it} (차입금리), \hat{p}_{it} (현재 거주 주택의 상대가격), \hat{y}_{it} (항상소득).

주택가격의 상승이 상환부담이 있는 가구가 될 가능성을 높이는 정도도 더 강한 것으로 나타난다. 소득의 경우에도 소득의 상승이 상환부담이 있는 가구가 될 가능성을 낮추는 모습이 발견되는 것도 청년층 가구의 특징이다.

이와 같은 분석결과는 채무부담이 더 강한 가구일수록 정책당국의 정책변화에 더 민감하게 반응하게 된다는 Gelos et al.(2004)의 연구결과와 비교하여, 위험가구일수록 금리와 주택가격 변화라는 보다 구체적인 요인변화에 민감하게 반응하게 됨을 시사한다. 특히 청년층에서 더 유의하게 나타나고 있는 분석결과는 Quericia et al.(2003)에서 지목한 금융제약계층이 주택시장에 신규로 진입하는 청년층 가구와 관계가 있음을 시사한다.

2. 가구의 추가적인 부채의 결정요인

다음으로 가구의 부채의 변화가 이와 같은 상환부담에 어떠한 영향을 미치는지를 파악하기 위하여

앞선 <식 6-1>과 <식 6-2>를 이용, 가구의 추가적인 부채를 추정해 보았다. 다음의 <표 8>에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.

가구의 소득(Y_{it})과 자산(A_{it}), 그리고 직업(job_{it})은 모두 부채(D_{it})에 유의미한 (+)의 관계를 보이고 있다. 연령(age_{it})은 (-)의 관계를 나타내고 있다. 연령효과(age_{it}^2)의 유의성은 나타나지 않는다. 즉 특정 연령이 지나면 부채가 감소하는 현상 발생하지 않는 것이다.

앞선 <식 6-2>를 이용하여 추정된 부채의 잔차, 즉 가구의 추가적인 부채의 경우 대출이 없는 가구는 (-)를 보이며 추가적인 부채가 발생하지 않는다. 그러나 대출을 받은 가구의 경우 모두 추가적인 부채가 발생하는 것으로 나타났다. 특히 상환부담이 있는 가구의 경우 0.275로서 가장 높은 값을 보이고 있다.

다음의 <표 9>에는 앞선 <식 7>을 이용, 추출된 추가적인 부채가 상환부담 가구 확률에 어떠한 영향을 미치게 되는지 분석한 결과가 나타나 있다.

전체 65,056 가구 중 부채가 확인된 가구를 대상으로 분석한 결과, 가구의 부채총액(D_{it})의 증가는 원리금 상환의 부담가구가 될 확률과 유의미한 관계가 나타나지 않고 있다. 그러나 부채잔차인 추가적인 부채(\hat{D}_{it})의 증가는 상환부담 가구의 확률과 유의미한 (+)의 관계가 나타나고 있다. 즉 추가적인 부채가 증가할수록 상환부담 가구가 될 확률이 높아지는 것이다.

청년층 가구에서는 보다 흥미로운 점이 발견된다. 청년층 가구의 경우 부채총액(D_{it})과 상환부담 가구의 확률 간에서도 유의미한 (+)의 관계가 발견되며, 추가적인 부채(\hat{D}_{it})와의 관계에서도 (+)의

<표 8> 부채의 결정요인 회귀분석 결과

$$D_{it} = (3.966) + (0.346)A_{it} + (0.266)\hat{y}_{it} + (0.107)job_{it} + (-0.016)age_{it} + (-0.000)age_{it}^2 + \epsilon_{it}$$

(0.004)*** (0.007)*** (0.107)*** (0.002)*** (0.000)

$Obs. = 47,117$
 $R^2 = 0.337$
 $VIF = A_{it} (1.82), \hat{y}_{it} (1.77)$

<추가적인 부채>		
무대출 가구	상환부담 없는 가구	상환부담 있는 가구
-0.132	0.133	0.275

주: 괄호 안은 standard error, *** 1% 수준에서 각각 통계적 유의, $Obs.$ (가구 수), VIF (자산(A))과 향상소득(\hat{y})의 다중공선성 검증결과.

VIF, variance inflation factor.

〈표 9〉 가구의 부채와 상환부담 가구 특성과의 관계

Dep V.	$\Lambda\left(=\frac{P(Z_{it},\alpha_i)}{1-P(Z_{it},\alpha_i)}\right)$			
	전체 가구		청년층 가구	
Classification				
Method	부채 총액	부채 잔차	부채 총액	부채 잔차
D_{it}	0.061 (0.010)		0.155 (0.028) ^{***}	
\hat{D}_{it}		0.251 (0.010) ^{***}		0.553 (0.028) ^{***}
r_{it}	0.141 (0.007) ^{***}	0.106 (0.007) ^{***}	0.111 (0.019) ^{***}	0.081 (0.019) ^{***}
\hat{p}_{it}	0.015 (0.006) ^{***}	0.007 (0.006)	0.017 (0.016) ^{***}	0.056 (0.016) ^{***}
\hat{y}_{it}	0.001 (0.001) ^{***}	0.002 (0.001) ^{***}	-0.002 (0.001) ^{***}	-0.003 (0.001) ^{***}
C	-1.594 (0.087) ^{***}	-1.412 (0.041) ^{***}	-2.244 (0.245) ^{***}	-1.259 (0.114) ^{***}
$Obs.$	47,388	47,144	10,151	10,495
$LR\chi^2$	-22,369.24	-22,432.41	-3,674.69	-3,754.14
$Prob > \chi^2$	0.000	0.000	0.000	0.000

주: 1) 2011~2023년의 전체 연도에 대한 분석결과임.

2) 괄호 안은 standard error, *** 1% 수준에서 각각 통계적 유의, $Obs.$ (가구 수).

3) $\Lambda\left(=\frac{P(Z_{it},\alpha_i)}{1-P(Z_{it},\alpha_i)}\right)$ (상환부담 가구=1, 그렇지 않으면 0), D_{it} (부채 총액의 로그값), \hat{D}_{it} (부채 잔차), r_{it} (차입금리), \hat{p}_{it} (현재 거주 주택의 상대가격), \hat{y}_{it} (항상소득).

관계가 나타나고 있다. 그리고 그 정도는 전체 가구에 비하여 더 강하다. 즉 청년층 가구의 경우, 부채의 증가는 상환부담 가구가 될 가능성을 높이며, 특히 항상소득 등으로 설명할 수 없는 부채인 추가적인 부채의 발생은 상환부담 가구가 될 가능성을 더 크게 만드는 것으로 해석할 수 있다.

이와 같은 결과는 기존의 연구들에 비하여 보다 분명한 판단을 가능하게 한다. 심승규(2022)에 의하면 마이크로자료의 분석에서, 설명할 수 없는 부채의 증가는 자가 가구가 될 확률을 낮추는 것으로 나타났으며, 40세 이하 가구주에게서 그와 같은 경향은 더 강하게 나타났다. 이에 비하여 본 연구의 분석에서는 40세 이하 가구주(평균 연령 31.6세)에게서 설명할 수 없는 부채의 증가는 원리금 상환부

답이 가중되는 가구가 될 확률이 높아지는 결과를 보이는 것으로 나타났다. 또한 2020년 한 해 동안의 자료 분석을 통하여 자산 잔차나 소득 잔차가 자가 가구가 될 확률을 분석한 이준민 외(2022)의 연구결과와 비교하여 본 연구는 13년 동안의 마이크로 자료의 분석으로부터 부채잔차의 영향을 판단할 수 있다는 점에서 의미가 있다.

마지막 단계는 가구의 추가적인 부채가 발생하는 경로를 분석하는 것이다. 즉 가구의 과도한 대출이 추가적인 부채에 어떠한 영향을 미치게 되는지를 분석하는 것이다. 이를 위하여, 먼저, 앞선 <식 8>을 이용, 가구의 한계대출 수준을 추정한다. 다음의 <표 10>에는 이에 대한 추정결과가 나타나 있다.

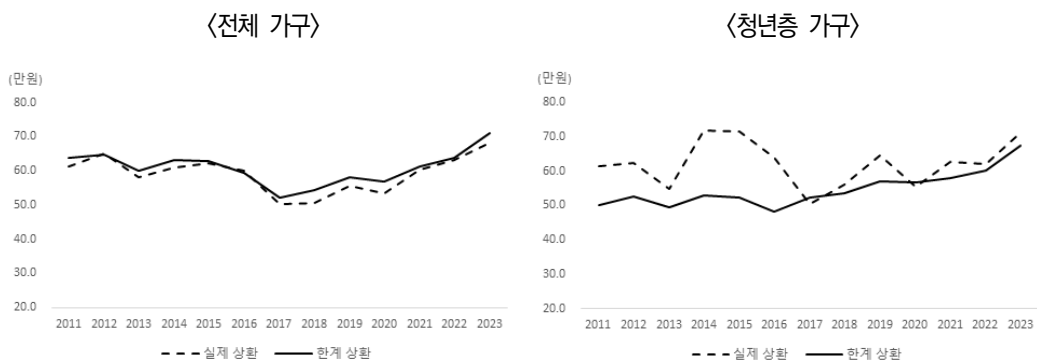
정책당국의 주택시장에 대한 금융규제의 정도, 즉 DTI를 각 가구별로 적용하여 산출된 한계 원리금 상환금액은 전체 차입가구의 경우 월 평균 61만 원 수준으로 나타났다. 그리고 이들 가구의 실제 원리금 상환수준은 약 59.5만 원으로서 한계수준에 거의 근접하는 것으로 나타났다. 청년층 가구의 경우, 산출된 한계 상환금액은 월 평균 54.7만 원으로서 전체 가구보다 더 낮은 것으로 나타났다. 앞서 확인하였듯이, 상대적으로 소득에 비하여 대출규모가 큰 것이기 때문인 것으로 판단된다. 실제 청년층 가구의 월 평균 상환금액은 62.5만 원으로서 전체 가구보다 더 높으며, 이들 가구들은 한계 상환금액을 크게 상회하는 것으로 나타났다.

다음의 <그림 1>에는 추정된 한계 상환금의 추이가 나타나 있다.

<표 10> 한계 상환 원리금 추정결과

	전체 가구		청년층 가구	
	실제 상환금액	한계 상환금액	실제 상환금액	한계 상환금액
단위: 만 원	59.5	61.0	62.5	54.7

주: 2011년~2023년의 평균 수치임.



<그림 1> 한계 상환 원리금의 추이

전체 가구의 경우 추정된 한계 상환금액은 실제 상환금액의 추이와 유사하다. 규제가 강화되었던 2017년 이후에는 실제 대출금액이 한계 대출금액에 미치지 못하는 것을 알 수 있다. 이와는 달리, 청년층 가구의 경우 거의 모든 연도에서 실제 대출금액은 한계 대출금액을 상회하는 것으로 나타난다. 특히 규제가 완화되었던 2014년부터 2016년 동안에는 실제 대출금액이 한계 대출금액을 크게 상회하는 것으로 나타난다. 청년층 가구의 경우 규제가 완화되면 과도한 차입을 시도할 유인이 강하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

이와 같은 추정결과는 DTI를 직접 적용하면 가구의 원리금 상환부담이 더 가중된다는 의미로서 LTV나 DTI 규제가 가구의 특성 변수에 미치는 영향의 분석을 통하여 규제의 효과를 판단한 McDonald(2015), Robinson & Yao(2015) 등의 연구와 비교하여 가중되는 상환부담의 정도를 가구의 특성별로 직접 추정하였다는 점에서 의미가 있다.

이와 같이 추정된 한계대출, 즉 한계 상환 원리금을 이용, 앞선 <식 9>와 같이 가구의 과도한 대출이 해당 가구의 부채에 어떠한 영향을 미치게 되는지 분석한다. 다음의 <표 11>에는 이에 대한 분석결과가 나타나 있다.

<표 11> 초과대출과 추가적인 부채와의 관계

Dep V.	D_{it} (부채 총액)		\hat{D}_{it} (부채 잔차)	
	전체 대출 가구	청년층 대출 가구	전체 대출 가구	청년층 대출 가구
Ol_{it}	0.034 (0.005)*	0.050 (0.015)***	0.198 (0.005)***	0.341 (0.014)***
r_{it}	0.011 (0.004)*	-0.020 (0.012)	0.070 (0.004)***	0.086 (0.011)***
\hat{p}_{it}	0.095 (0.004)***	0.111 (0.010)***	0.078 (0.003)***	0.061 (0.009)***
\hat{y}_{it}	0.031 (0.001)**	0.020 (0.001)***	0.019 (0.004)	-0.017 (0.001)
C	0.726 (0.027)***	0.796 (0.083)***	0.248 (0.026)***	0.427 (0.076)***
Obs.	17,504	2,437	17,504	2,437
R^2	0.280	0.174	0.090	0.097

주: 1) 2011~2023년의 전체 연도에 대한 분석결과임.

2) 괄호 안은 standard error, * 10% 수준, ** 5% 수준, *** 1% 수준에서 각각 통계적 유의, Obs.(가구 수).

3) D_{it} (부채 총액의 로그값), \hat{D}_{it} (부채 잔차), r_{it} (차입금리), \hat{p}_{it} (현재 거주 주택의 상대가격), \hat{y}_{it} (항상소득).

한계대출 수준을 상회하는 대출수준, 즉 가구의 과도한 차입(Ol_{it})은 특히 청년층 가구의 부채총액에 유의미한(+)의 영향을 미친다. 전체 대출 가구에서는 유의성이 강하지 않다. 이에 비하여 과도한 차입은 전체 가구와 청년층 가구 모두에서 부채잔차, 즉 추가적인 부채에(+)의 강한 유의성을 가지고 있다. 즉 전체 대출 가구에서도 과도한 대출은 소득 등으로 설명할 수 없는 추가적인 부채를 증가시키며, 특히 과도한 대출은 청년층 대출 가구의 추가적인 부채를 크게 증가시키는 것으로 나타나고 있다.

한편, 주요 변수 중에서는 금리의 인상이 모든 대출 가구에게서 추가적인 부채를 증가시키는 것으로 나타났으며, 이와는 반대로 항상소득의 경우 부채총액과는(+)의 유의성이 나타난 반면, 부채잔차와는 유의성이 없는 것으로 나타났다.

항상소득과 부채 간의 이와 같은 결과는 소득과 부채간의(+) 상관관계가 가질 수 있는 함의를 증명하고 있다는 점에서 의미가 있다. 심승규(2022)에 의하면, 소득과 부채간의(+)의 관계는 소득이 많은 가구가 상환능력을 인정받아 더 많은 차입을 할 수 있음을 의미한다. 그리고 차입을 통하여 자산을 취득한 가구는 그 자산으로부터 자산소득을 얻게 되어 소득이 더 증가하게 된다. 이는 주택점유 형태에 대한 소득효과와 부채효과의 구분을 어렵게 만들게 된다.

이와 같은 기존 연구를 감안하면 항상소득과 주요 변수를 이용해 설명되지 않은 추가적인 부채에 대한 분석의 필요성이 제기된다. 즉 위의 연구결과에서 전체 가구와 청년층 가구 모두에게서 항상소득과 부채총액 간에는 유의미한(+)의 관계가 발견된 반면, 항상소득과 부채잔차 간에는 유의성이 발견되지 않는 것은 이와 같은 점을 시사하고 있다고 할 수 있다.

V. 결론

본 연구는 2011년부터 2023년까지의 13년 동안의 주택금융공사의 '주택금융 및 보금자리론 실태조사'의 65,403 가구(일반가구)를 대상으로, 가구의 원리금 상환부담과 추가적인 부채와의 관계, 그리고 한계대출을 이용한 과도한 대출수준의 영향에 대하여 분석하였다.

본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 가구가 대출을 시도할 때, 적용받는 금리가 상승하거나 주택가격이 상승하면 대출을 받지 않을 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 청년층 가구의 경우 전체 가구의 경우와는 달리, 금리가 상승해도 대출을 받을 가능성이 높은 것으로 나타났다.

둘째, 가구의 대출상환 부담과 관련하여, 대출 시 적용받는 금리의 상승은 상환부담이 없는 가구가 될 가능성을 줄이는 반면, 상환부담이 있는 가구가 될 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 주택가격의 상승요인의 경우에도 동일하였다. 청년층 가구의 경우 가구의 금리, 가격, 그리고 소득요인에 대한

민감도가 더 높게 나타났다.

셋째, 가구의 부채총액의 증가는 원리금 상환가구가 될 확률과 유의미한 관계가 나타나지 않은 반면, 부채의 잔차, 즉 추가적인 부채가 증가할수록 상환부담 가구가 될 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 경향은 청년층 가구에서 더 높게 나타났다.

넷째, 가구는 자신의 한계대출 수준에 근접하여 실제대출을 받는 것으로 나타났으며, 특히 청년층의 경우에는 한계수준을 상회하는 대출을 받고 있었다. 이와 같은 가구의 과도한 대출은 소득 등으로 설명할 수 없는 추가적인 부채를 증가시키며, 특히 청년층 대출 가구의 추가적인 부채를 더 크게 증가시키는 것으로 나타났다.

이와 같은 분석결과를 종합해 볼 때, 가구의 추가적인 부채는 대출을 차입한 가구에게서 발생할 가능성이 높으며, 추가적인 부채의 발생은 해당 가구의 대출 상환에 대한 부담을 더 높이는 것으로 판단된다. 그리고 청년층 가구의 경우 상대적으로 소득이 낮은 반면, 주택시장으로의 신규진입을 위하여 더 많은 차입을 시도하고 있기 때문에 추가적인 부채의 발생확률이 더 높으며, 이에 따라 더 높은 상환부담에 직면할 가능성이 높은 것으로 판단된다.

본 연구의 분석결과는 기존의 연구와 비교하여, DTI 규제와 같은 정책규제로 인하여 가중되는 가구의 상환부담의 정도를 가구별로 직접 추정하였다는 점과, 정책당국의 정책변화에 대한 가구의 민감도를 주택시장에 신규로 진입하는 청년층에 초점을 맞추었다는 점, 그리고 과도한 대출로 인한 가구의 상환부담의 증가를 향상소득 등으로 설명하지 못하는 추가적인 부채를 이용하여 장기간에 걸쳐 설명하고 있다는 점에서 학술적 의미가 있다.

2017년부터 강화되었던 주택시장에 대한 정책당국의 금융규제는 2022년 말과 2023년에 완화되었으며, 2025년부터 다시 강화되고 있다. 이러한 가운데 지난 13년 동안 주택시장에서 한계대출 이상의 대출을 차입하고 있는 가구의 비중도 높아지고 있다. 이에 따라 정책당국의 가계부채에 대한 관리와 접근은 가구의 적정수준의 상환규모의 파악에서부터 해당 가구의 상환부담을 인지하여, 가계 신용의 연체의 가능성을 사전에 적극적으로 관리할 필요성이 있다고 판단된다.

참고문헌

- 김수현, 황설웅. (2023). *우리나라의 가계부채와 소득불평등*. 서울: 한국은행.
- 김순용, 박현수. (2015). 소득 및 가격 탄력성을 이용한 지역 및 소득계층별 주택수요에 관한 연구. *서울도시연구*, 16(2), 71-86.
- 김종희. (2019). 금융규제가 차주의 주택구매 여력에 미치는 영향에 대한 연구. *경영경제연구*, 41(1), 111-137.
- 변창흠, 이희정. (2002). *서울시 주택수요 및 공급능력 추정에 관한 기초연구*. 서울: 서울시정개발연구원.
- 심승규. (2022). 연령대별 주택 점유형태 분석: 소득효과와 부채효과를 중심으로. *주택금융연구*, 4(1), 5-28.
- 윤병우, 최경욱. (2021). 부채상환에 대한 잠재 위험가구의 특성 분석. *시장경제연구*, 50(1), 41-69.
- 윤주현, 김혜승. (2000). 주택수요구조분석 및 전망에 관한 연구. *국토연구*, 29, 51-65.
- 이동규, 서인석, 박형준. (2009). 주택정책 규제수단으로서 DTI 규제정책의 효과 분석: System Dynamics를 활용한 시뮬레이션 분석. *한국정책학회보*, 18(4), 207-241.
- 이준민, 홍지훈, 심승규. (2022). 소득 및 자산에 따른 주거면적별 주택점유형태 분석. *부동산분석*, 8(1), 41-60.
- 전병욱, 박나라. (2022). 가계부채 및 세금부담이 무주택 가구의 주택 매수 의사결정에 미친 영향. *주택도시금융연구*, 7(1), 5-27.
- Chen, J., & Jin, M. (2014). Income elasticity of housing demand in China: Micro-data evidence from Shanghai. *Journal of Contemporary China*, 23(85), 68-84.
- Crowe, C., Dell'Arriccia, G., Igan, D., & Rabanal, P. (2011) *How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences* (IMF Working Paper No. WP/11/91). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Ermisch, J. F., Findlay, J., & Gibb, K. (1996) The price elasticity of housing demand in Britain: Issues of sample selection. *Journal of Housing Economics*, 5(1), 64-86.
- Gelos, G., Grinberg, F., Khan, S., Mancini-Griffoli, T., Narita, M., & Rawat, U. (2024). Has higher household indebtedness weakened monetary policy transmission? *IMF CEPR*, 20(1), 325-371.
- Hatchondo, J. C., Martinez, L., & Sánchez, J. M. (2014). *Mortgage defaults and prudential*

- regulations in a standard incomplete markets model* (Working Paper No. 2011-019A). St. Louis, MO: Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Hatchondo, J. C., Marinez, L., & Sanchez, J. M. (2015). Mortgage defaults. *Journal of Monetary Economics*, 76, 173-190.
- Kuttner, K. N., & Shim, I. (2013). *Can non-interest rate policies stabilise housing markets? Evidence from a panel of 57 economies* (BIS Working Paper No. 433). Basel, Switzerland: Bank for International Settlements.
- Linneman, P. D., Megbolugbe, I. F., Wachter, S. M., & Cho, M. (1997), Do borrowing constraints change U.S. homeownership rates?, *Journal of Housing Economics*, 6, 318-333.
- McDonald, C. (2015). *When is macroprudential policy effective?* (BIS Working Paper No. 496). Basel, Switzerland: Bank for International Settlements.
- Muellbauer, J. (2012) *When is a housing market overheated enough to threaten stability?* (Economics Series Working Paper No. 623). Oxford, UK: University of Oxford.
- Quericia, R., McCarthy, G., & Wachter, S. (2003), The impacts of affordable lending efforts on homeownership rates, *Journal of Housing Economics*, 12(1), 29-59.
- Robinson, T., & Yao, F. (2015). Consequences of loan-to-value ratio policies for business and credit cycles. Retrieved from https://www.bsp.gov.ph/Media_And_Research/Events/2016/irc/downloads/papers/2016_BSP-IRC_10_paper.pdf?utm_source=chatgpt.com
- Tse, R. Y. C., & Raftery, J. (1999). Income elasticity of housing consumption in Hong Kong: A cointegration approach. *Journal of Property Research*, 16(2), 123-138.
- Zhang, Y., Yuan, Y., & Zhao, G. (2025). An empirical study on the impact of household debt level on consumption behavior: Based on the mechanism of the housing provident fund system and risk preference. *Finance Research Letters*, 72, 106507.

(논문 접수일: 2026.03.30. 수정논문 접수일: 2026.05.04. 논문 채택일: 2026.06.05.)

The Relationship between Repayment Burden and Additional Debt in Households

Jong-Hee Kim*

Abstract

This study analyzes the impact of excessive loans on the relationship between repayment burden and additional debt in households by focusing on marginal loans in the housing market. The following conclusions are drawn from the results of the empirical analysis. First, the rising interest rate decreases the incentive for households to borrow, except for the young households, despite rising rates. Second, the additional debt, which implies unexplainable debt from households' permanent income leads to an increase in the repayment burden, and this tendency is much stronger among young households. Finally, households' real loans are very close to their marginal loans; that is, their loan limit. Specifically, for young households, real loans exceeded marginal loans. Moreover, excessive loans increase the repayment burden by increasing household loans. Specifically, this tendency is much stronger in young households.

Keywords : Burden of Repayment, Financial Regulation, Additional Debt, Marginal Loan

* Jong-Hee Kim, Corresponding author, Professor, Department of Economics, Jeonbuk National University, jonghk5@jbnu.ac.kr

© Copyright 2026 Housing Finance Research Institute. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.