

우리나라의 가계부채와 소득불평등*

김수현**, 황설웅***

본 연구에서는 비금융자산 취득 용도의 가계부채 건수가 증가하면 고소득가계에만 유의한 소득 증가효과가 있다는 점을 밝혀냈다. 우리나라 가계부채의 대부분이 비금융자산 취득 용도라는 점을 감안하면 가계부채 증가가 소득불평등을 심화시키는데 기여한다고 볼 수 있다. 또한 가계부채 잔액이 증가할 경우 소득을 증가시키는 효과가 있다. 거시건전성 안정을 위한 현실의 대출규제 하에 비금융자산을 취득하기 위한 충분한 양의 부채를 증가시킬 수 있는 가계는 고소득가계이므로 역시 가계부채로 인해 소득증가효과를 가장 많이 누릴 수 있는 가계도 고소득가계이다. 이러한 분석결과는 과도한 가계부채가 금융시스템과 거시경제에 위험요소로 작용하는 것뿐만 아니라 재분배정책에도 악영향을 미칠 수 있는 부작용이 있다는 점을 시사한다.

주요용어 : 가계부채, 소득불평등, 비금융자산, 경제학문헌목록 주제분류 : C3, C5, D3

1. 서 론

영미권에는 “존스씨 가족 따라하기(keep up with the Joneses)”¹⁾라는 표현이 있다. 부자 이웃이 있으면 그들이 소비하는 것은 똑같이 분에 넘치는 소비를 하고 싶어진다는 것이다. 이와 유사하게 소비의 낙수효과(trickle down consumption)라는 표현이 있다. 소득불평등이 확대되면 고소득층의 소비가 증가하게 되고 이들을 따라하려는 중·저소득층 가계는 부채 증가를 통해 소비재원을 마련한다(Bertrand and Morse, 2016)는 것이니 소득불평등에서 비롯된 존슨씨 가족 따라하기인 것이다. 소득불평등과 중·저소득층 가계의 부채를 통한 소비증대는 2008년 글로벌 금융위기의 원인 중 하나로 지적되었다. 중·저소득층의 소비재원은 신용대출뿐만 아니라 보유주택에 대한 추가 주택담보대출(home equity loan)을 통해 마련되었고, 이렇게 증가한 가계부채는 2008년 주택가격 하락으로 부실이 증가하며 글로벌 금융위기를 야기한 서브프라임 문제의 근본 원인을 제공하였다고 한다.(Rajan, 2010; Mian and Sufi, 2014)

이러한 해외 사례와는 달리 우리나라의 경우는 부자의 소비를 무턱대고 따라하는 “존슨씨 가

* 유익한 논평과 조언을 해주신 한국은행 박광용 부연구위원, 노유철 과장께 감사의 말씀을 전한다. 남아 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다. 본 연구는 한국은행의 재정적 지원으로 진행되었음

** 전남대학교 경제학부(soohyon.kim@jnu.ac.kr)

*** 한국은행 경제연구원(hsw@bok.or.kr)

1) 1930년대 미국 한 신문의 연재된 만화의 제목 “Keep up with the Joneses”에서 유래된 표현이라고 한다.

족 따라하기”를 뱀새가 황새를 따라가려 한다는 조롱섞인 말로 번역하기도 한다. 오히려 “사촌이 땅을 사면 배가 아프다”고 하여 이웃이 자산을 취득하고 부유해지는 것에 대해 더 민감하다. 이는 최근까지 비금융자산을 미처 보유하지 못한 “배 아픈”가계들로 하여금 비금융자산을 더욱 적극적으로 취득하도록 자극하였으며, 고소득가계뿐만 아니라 담보대출을 받을 수 있는 가계라면 앞 다투어 주택을 구매하였다는 사실에서도 잘 알 수 있다. 심지어 소비여력을 극단적으로 감소시켜서라도 최대한 부채를 끌어올려 주택을 구입하는 소위 “영끌”이라는 말이 유행할 정도로, 부채 레버리지를 통해 비금융자산을 취득하는 것이 삶의 명제처럼 인식되기도 하였다.

이렇듯 미국의 중·저소득 가계의 부채가 존스씨 가족을 따라가기 위한 소비의 목적이었다면, 우리나라 가계는 주택 등 비금융자산 취득이 부채의 주된 목적이었다. 따라서 해외 사례들을 연구한 기존 문헌에서 주장하는 고소득가계 소비의 낙수효과에 의해 중·저소득 가계의 부채가 증가하는 현상에 비해 우리나라에서는 고소득가계 중심으로 비금융자산을 취득하기 위한 가계부채가 증가하는 현상이 나타났다. 그러나 금융시스템 안정을 위한 대출규제는 상환능력을 중심으로 대출을 조정하므로, 비금융자산을 담보하는 대출마저도 차주의 소득에 따라 규모가 달라지게 된다. 그리하여 소득이 높은 가계일수록 상대적으로 많은 대출을 통해 더 많은 비금융자산을 취득할 수 있었고, 이후 주택가격의 지속적 상승은 자산불평등뿐만 아니라 소득불평등도 확대시킬 수 있는 여건을 제공하였다.

한국은행의 「가계신용동향」에 따르면 가계부채 잔액은 2021년 기준 1,862조로 GDP 대비 약 106% 수준이며 OECD 31개국 중 4위이다. 그러나 임대보증금을 가계부채로 산입할 경우 가계부채 잔액은 약 2,700조²⁾~2,900조³⁾에 달하며 이는 GDP 대비 약 132~157%로 OECD 국가 중 최고⁴⁾ 수준에 달한다. 국내 가계의 부채가 이렇게 급증한 것은 비교적 근래의 현상이며 그 배경에는 비금융자산 취득 및 투자수요가 집중⁵⁾된 데 원인이 있다. 비금융자산을 투자자산으로 선택한 가계는 레버리지 투자로써 비금융자산을 축적하고 가까운 미래에 비금융자산의 가격이 상승하게 된다면 생애소득 증가 효과를 누릴 수 있다. 그러나 모든 가계가 대출을 활용하여 비금융자산을 취득할 수 있었던 것은 아니다. 가계의 소득과 취득자산의 가치에 따라 가계가 취할 수 있는 레버리지에도 제약이 존재한다. 관계 당국은 거시건전성안정을 목적으로 취득자산 가치의 일정 비율(LTV, Loan to Value) 또는 대출 원리금 상환액(DSR, Debt Service Ratio)을 일정비율 이내로 규정하고 있다. 따라서 소득이 높은 가계의 경우 대출을 활용하여 비금융자산을 취득하는데 유리하다. 이로 인하여 자산가격 상승시 생애소득을 증가시킬 수 있는 기회가 고소득 가계에 더 많이 주어질 수 있다. 다시 말하면 부채에 대한 규제로 인해 레버리지를 활용한 비금융자산 취득 기회가 소득수준에 따라 다르게 주어짐에 따라 소득불평등도에 영향을 미칠 수 있음의 의미한다.

2) Shin and Kim(2021)를 참조한 추정치(저자 계산)

3) 한국경제연구원(2023) 추정

4) GDP 대비 가계부채 비율이 131.6%인 스위스가 차순위가 된다.

5) 투자는 곧 미래의 소득이며 대출이라는 수단으로 비금융자산을 레버리지 취득하는 데에는 가계의 비금융자산 기대수익이 여타 자산보다 높기 때문이었음을 짐작할 수 있다. 가계의 투자여건과 이러한 기대수익 등을 고려하였을 때 비금융자산이 가계의 투자활동에 가장 적합한 자산이었음을 시사한다.

소득불평등과 가계부채의 관계에 대한 연구는 서브프라임 모기지 대출 부실화의 영향으로 촉발된 글로벌 금융위기 이후 활발히 진행되었다. Rajan(2010)은 소득 격차가 증가함에 따라 가계 부채가 증가할 수 있다고 하였으며, 소득 격차가 벌어지면 저소득 가계는 소비, 교육, 주택 취득을 위해 대출을 더 이용하게 되고 이러한 악순환으로 금융위기가 유발될 수 있다는 라잔가설(Rajan hypothesis)을 내세웠다. 이후 관련 연구들은 이러한 라잔가설을 입증하거나 반박하는데 주목하고 있다. 우선 Kumhof, Ranciere, and Winant(2015)은 소득불평등이 과도한 가계대출로 인해 부채가 누적되는 주요 요인이며 소득불평등과 레버리지, 금융위기가 상호 피드백 작용을 하여 더욱 증폭될 수 있다는 점을 이론과 실증분석으로 보이고 있다. 과도한 부채가 자산의 축적보다는 원리금상환 부담으로 작용하여 가처분소득을 감소시키고 이는 더 많은 부채의 축적과 레버리지 증가로 인하여 금융위기로 이어질 수 있다는 것이다. Yamarik, El-Shagi, and Yamashiro(2016)도 미국의 사례에서 소득불평등 정도가 심한 주(states)일수록 가계부채와 신용이 빠르게 증가하였음을 보였다. 이에 반해 Coibion et al.(2014)은 2001~2012년 자료를 통해 불평등도가 높은 지역의 저소득층의 가계대출이 상대적으로 적게 증가하였다는 증거를 제시함으로써 라잔가설을 부정한다. 그 근거로는 은행이 가계에 대출할 때 저소득층에 대해서는 전체적인 대출의 부실가능성을 추정하기 위해 해당 지역의 소득불평등을 함께 고려한다는 것이다. 또한 Thompson(2016)은 상위 소득계층의 소득이 증가하는 지역에서는 저소득층에 공급할 수 있는 은행의 신용이 더욱 줄어들게 되므로 불평등도 증대가 저소득가계의 대출잔액을 증가시키지 않는다는 증거를 제시하였다. 라잔 가설에 대한 증거는 국가간 데이터를 사용한 연구 결과에서도 상반되게 나타난다. Perugini, Hölscher, and Collie(2016)은 18개 OECD 국가의 패널자료에서 불평등도의 증가와 민간부문의 부채 증가 사이에 유의한 양의 관계가 존재함을 제시하였으나, Bordo and Meissner(2012)는 1920~2000년 사이 14개 국가의 자료를 통해 소득불평등이 신용팽창 및 금융위기를 야기하지 않는다는 증거를 제시한다. 그러나 Gu and Huang(2014)은 동일한 자료에서 국가간 이질성을 고려할 경우 불평등이 신용팽창의 원인이 되며 이는 금융위기로 이어질 수 있다는 라잔가설이 성립함을 보였다. Lim(2019)도 42개국 자료를 통해 동일한 증거를 제시하고 있다.

위의 연구는 모두 Bertrand and Morse(2016)가 제시한 ‘소비의 낙수효과’가 원인이 되어 불평등이 가계부채 증가의 원인이 되었는지 여부를 점검하고 있다. 그러나 역의 인과관계 즉, 가계대출의 누적이 소득불평등으로 이어질 수 있는지에 대한 연구는 아직 구체적으로 이루어지지 않았다. 이는 우선 기존 연구들이 소득불평등 심화로 중·저소득층이 소비 재원을 마련하기 위해 가계대출을 증가시키는 현상에 주목하였기 때문이다. 또한 미국의 사례만 보더라도 가계부채를 활용하여 주택 등 비금융자산을 취득하는 소득계층은 중·저소득 가계일뿐, 고소득가계까지 가계부채를 비금융자산에 대한 레버리지 투자의 수단으로 활용하는 사례는 보편적이지 않기 때문이기도 하다. 이에 비해 앞에서 언급하였듯이, 국내에는 가계부채의 주목적이 주택 등 비금융자산 취득에 더욱 큰 비중이 있다. 그리하여 가계부채 증가액의 대부분이 주택취득을 위한 용도이며, 고소득가계일수록

주택취득 목적의 부채 증가액도 더 크게 나타난다. 또한 임대보증금으로 주택을 취득하는 소위 ‘갭투자’를 비금융자산의 취득으로 포함시키면 부채를 통한 비금융자산 레버리지의 소득분위간 격차는 더욱 크게 나타남을 확인할 수 있다. 반면 소비재원을 마련하기 위한 가계부채증가는 주택취득 용도의 가계부채에 비하면 극히 미미한 수준이다. 이는 소비재원을 마련하기 위한 부채는 국내의 경우 주로 신용대출을 통해 이루어지는데, 소득이 낮을수록 소비평탄화를 위한 대출수요가 높아지는 반면 신용대출은 더 받기 어려워진다는데 원인이 있다. 그리하여 국내의 경우 소득불평등이 증가할수록 중·저소득 가계가 소비재원 마련을 위한 가계부채가 증가하게 된다는 내용의 라잔가설은 성립하지 않는다. 오히려 가계부채가 주택과 같은 비금융자산을 취득하기 위한 목적에 집중되어 있으므로 주택가격이 상승할 경우 레버리지를 더 많이 활용할수록 자산과 항상소득(permanent income)이 더욱 증가하고 이는 가처분소득 증가로도 이어지는 소득불평등을 야기하는 라잔가설의 역명제가 성립한다고 볼 수 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 더욱 강화된 거시건정성 규제 요구를 충족하기 위한 금융기관의 불가피한 대출행태에 의해 더욱 촉발된 결과이기도 하다.

본고의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 주택 등 비금융자산 취득에 집중되어있는 우리나라 가계부채의 특징을 논의하고 주요국 가계부채와 비교한다. 3절에서는 가계의 소득에 대한 정의와 소득불평등도의 추이에 대해 논의한다. 4절은 분석에 사용된 자료와 분석 모형에 대해 설명하고 추정된 결과를 제시한다. 5절에서는 결론 및 정책적 시사점에 대해 논의한다.

II. 국내 가계부채의 특징

이론적으로 가계부채는 가계의 소비평탄화(consumption smoothing)를 가능하게 하므로 경제에 긍정적 효과를 지닌다. 일시적으로 소득이 감소한 유동성 제약가계의 경우 소비재원이 곧 소비로 이어질 수 있으므로 가계부채는 잉여 재원을 효율적으로 활용하게 하여 경제의 총소비를 증가시키고 또한 경제주체의 총효용을 증대시킨다.(Tobin, 1982; Eggertsson and Krugman, 2012; Auclert, 2019 등) 그러나 한편 가계부채가 누적될수록 원리금 상환액 증가 등으로 가계소비가 위축되고 실물경제 성장을 제약하는 부작용이 발생할 수 있다. 우리나라의 경우 가계부채가 소비평탄화를 가능하게 한다는 긍정적 효과보다는 자산취득을 위한 용도에 더욱 집중되어 경기변동을 더욱 증폭시킬 수 있는 환경이 조성되어있다. 가계부채가 증가할수록 비금융자산에 대한 수요도 증가하여 자산가격이 상승하지만, 경기침체시나 자산가격 하락시기에는 오히려 부실을 야기하여 금융불안을 가중하고 경기의 진폭을 확대시키는 불안요인으로 작용할 수 있는 것이다. 특히 가계부채가 증가하는 과정에서 소득수준 등에 따른 금융접근성 격차, 자산가격 상승 동반 등으로 인해 경제주체 간의 경제적 불평등도 심화될 수 있다. 아래에서는 이러한 배경하에 과거 약 20여년 동안 진행되어온 우리나라 가계부채의 특징을 살펴보고 가계부채가 소득불평등 확대에 이어질 수 있는 배경을 한국노동패널 자료를 통해 살펴본다.

1. 자료의 설명

본 연구에는 2004~2021년 중 조사된 한국노동패널(KLIPS, Korean Labor and Income Panel Study)을 사용하였다. 한국노동패널은 국내 5,000 가구를 대상(농어촌지역 제외)으로 연 1회에 걸쳐 소득, 소비, 자산, 노동공급 등에 관하여 추적조사하는 종단면조사(longitudinal survey)로 개인과 가계 단위로 각각 경제활동, 경제상황의 변화 등을 파악하는 데 유용하다. 1998년에 시작하여 현재까지 24차(2021년) 조사자료까지 공개되었으며 가구간 횡단면 특성 비교와 동일 가구의 시계열적 특성을 모두 포함하고 있다. 표본 내 동일 가구를 추적관찰하므로 가구별 고유 코드가 나타나있고 가구주와 가구구성원의 연령, 교육수준, 거주지역, 소비구성, 자산구성, 주택 소유여부, 비금융자산 임대여부 등 가구와 개인별 다양한 특성을 식별할 수 있도록 되어있다. 가계의 부채와 소득은 가계의 특성에 의해 공통적으로 영향을 받을 수 있는 내생적 효과(compounding effects)가 존재하므로 인과관계를 식별하기 위해 가계의 특성을 통제해야할 필요가 있다. 이러한 점에서 한국노동패널 자료를 가계의 소득, 부채 관련 자료뿐만 아니라 여러 특성에 대한 조사가 이루어져 있으므로, 가계부채와 소득 등의 주요 변수들의 인과관계를 분석하는데 유용한 자료⁶⁾라고 볼 수 있다. 또한 최근 20년간 지표를 통해 살펴본 소득불평등도⁷⁾는 지속 하락하고 있어 가계의 특성을 충실히 반영한 미시자료를 통해 가계부채 외 소득불평등도에 영향을 줄 수 있는 여타 요인을 통제할 필요도 있다. 따라서 본 연구에서는 한국노동패널자료를 활용하여 분석을 진행한다.

2. 미시자료로 살펴본 가계부채의 특징

한국노동패널 자료를 국내 가계의 표본으로 간주하여 가계부채의 특징을 살펴볼 수 있다. [그림 1]은 연도별 신규 가계부채의 용도를 보여주며 모든 기간에 걸쳐 주택마련 용도가 가장 많음을 확인할 수 있다. 특히 최근 주택가격 상승기인 2018년 이후에는 주택마련 용도의 신규 가계부채 건수가 1,700건 내외로 급증하였는데 이는 2018년 이전 1,000여 건에서 등락하던 모습과 대비된다. 또한 전세 등 임대보증금의 경우에도 2018년 이후 그 이전과 달리 건수가 증가하였다. 주택담보대출과 임대보증금 건수⁸⁾를 더할 경우 신규부채의 대부분이 주택담보대출을 위한 목적⁹⁾이었음을 확인할 수 있다.

6) 한국노동패널 자료는 부채와 자산 규모 등을 답변하는데 누락과 오차가 존재한다는 서베이 자료의 한계를 지니고 있다. 본 연구에서는 부채와 자산의 잔액에서 일부 누락된 경우 $t-1$ 기와 $t+1$ 기 잔액에 기초하여 선형보간법을 활용하여 누락된 수치를 보정하였다.

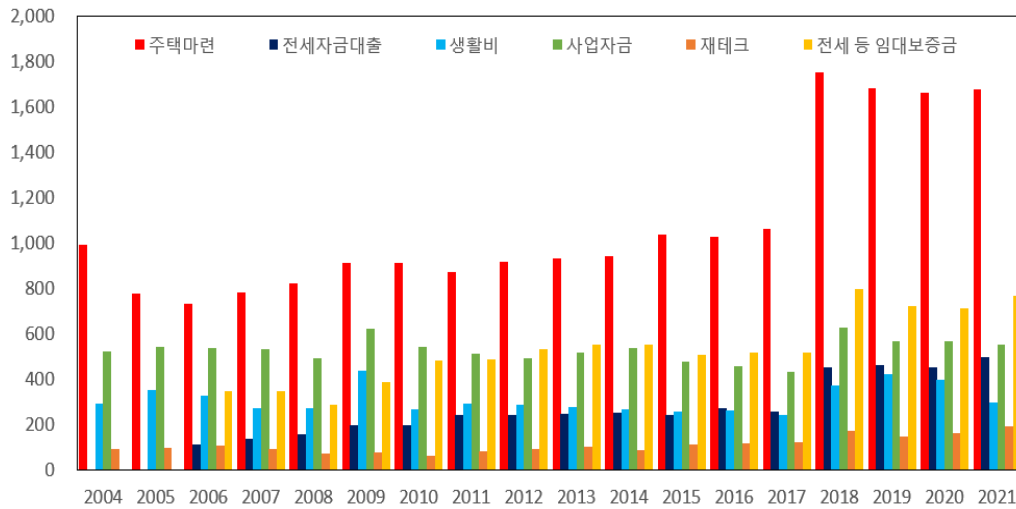
7) 가처분소득 기준

8) 2006년부터 나타나기 시작하는 전세자금대출도 2018년 이후 급증하였다. 주택마련, 임대보증금, 전세자금대출이 모두 주택 관련 부채이며 가계대출의 대부분을 차지한다고 해도 과언이 아니다.

9) 소비재원(생활비) 마련을 위한 부채 건수는 상대적으로 적게 나타나고 있으나 2018년 이후에는 건수가 급증하였다. 이 시기 모든 가능한 재원으로 주택을 취득하는 소위 “영끌”이 유행했던 시기이다.

[그림 1] 연도별 신규 가계부채 용도

(가구)

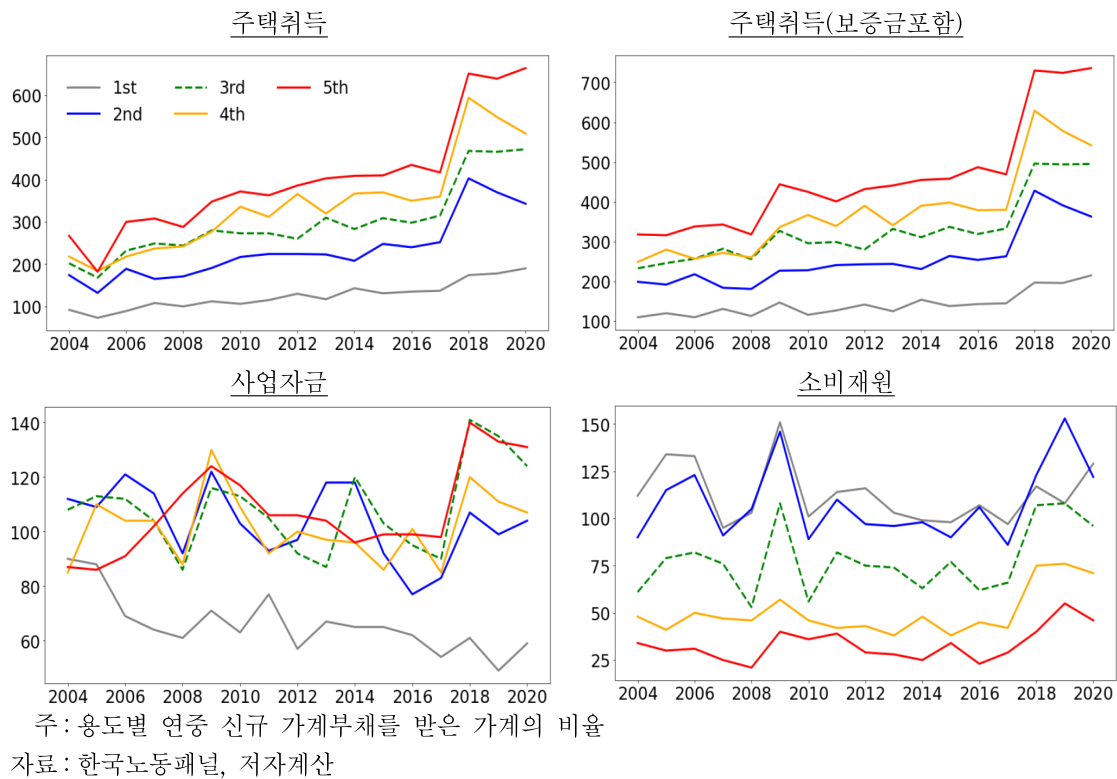


주: 총 표본 5,000가구에 대해 한 가구당 단일 용도만 답변하도록 설계된 설문 결과
 자료: 한국노동패널, 저자계산

신규부채의 용도별 건수를 소득분위별로 구분하여 보면 그 특징이 더욱 명확하게 나타난다. [그림 2]에서 확인할 수 있듯이 주택마련을 위한 신규대출 건수는 소득이 높은 가계일수록 증가한다. 반면 최하위 분위 가계의 경우 주택마련을 위한 대출 건수는 2004년 이후 크게 증가하지 않았다. 이는 거시건정성을 위한 대출 규제로 인하여 소득이 낮은 가계는 주택을 취득하기 위한 부채도 증가시키기 어려웠음을 말해준다. 다시 말해 주택가격 상승기에 주택을 투자의 목적으로 취득하고자 하더라도 소득이 낮은 가계는 은행 등 금융기관으로부터 신용을 제공받지 못하므로¹⁰⁾ 주택 취득 기회도 상대적으로 적게 주어진다. 저소득 가계가 보유한 자산의 양도 고소득가계에 비해 적을 것임을 추측할 수 있으므로, 비금융자산을 취득하기 위한 부채가 담보대출이라는 점을 감안하면 저소득가계가 레버리지를 이용하지 않고 주택을 취득하는 것은 더욱 어려운 일일 것이다. 따라서 현행 거시건정성 규제 하에 가계부채는 소득이 높은 가계에게 주택에 대한 레버리지 취득 기회를 상대적으로 많이 부여하고 있다고 볼 수 있다. 이는 자산불평등과 소득불평등을 야기하는 요인이 된다. 아울러 임대보증금을 가계부채에 산입할 경우에도 비슷한 모습을 보이고 있다. 임대보증금은 임대할 자산을 보유한 경우 받을 수 있으므로 임대보증금을 포함한 부채 건수의 소득에 따른 분포가 포함하지 않았을 때와 유사하게 나타난다는 것은 자산의 분포도 소득분포와 유사할 것임을 짐작하게 한다. 주택 취득을 위한 대출 건수와 달리 소비재원(생활비)을 마련하기 위한 대출건수의 경우 1, 2분위를 중심으로 글로벌 금융위기 이후와 2018년 이후 일시적으로 증가하였을 뿐 표본기간 전체적으로 일정한 수준이며 주택담보대출 대비 건수도 크게 차

10) 저소득 가계는 일반적으로 자산도 적게 보유하고 있으므로 레버리지 없이 주택을 취득하는 것은 더욱 어려운 일이 될 것이다.

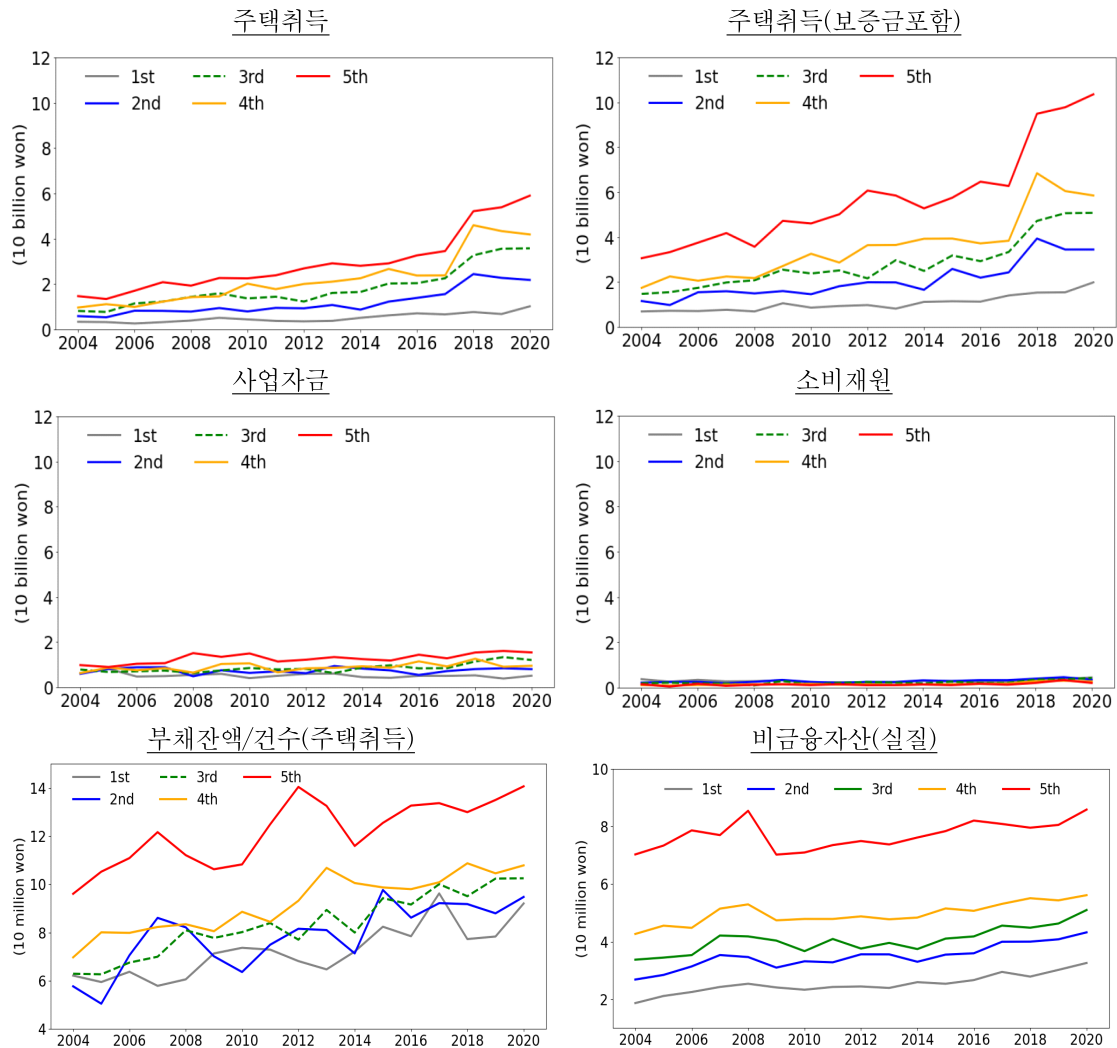
[그림 2] 용도별 가계부채 건수



이난다.

용도별 가계부채를 소득별 잔액으로 관찰하면 그 차이가 더욱 명확히 나타난다. [그림 3]에 나타난 주택취득 용도 가계부채잔액은 [그림 2]에 나타난 건수에 비해 소득분위에 따른 차이가 더욱 확대됨을 볼 수 있다. 이를 통해 소득이 높을수록 대출 건수에 따른 액수도 소득에 비례하여 증가함을 알 수 있으며 이는 [그림 3]의 주택취득 용도의 대출 건수와 잔액 비율을 통해 확인할 수 있다. 임대보증금을 포함할 경우 그 차이가 확대되며 특히 5분위의 경우 임대보증금을 포함하지 않았을 경우보다 타소득분위에 비해 더욱 증가함을 확인할 수 있다. 임대보증금 규모가 자산 가치에 비례한다는 점을 고려하면 5분위 가계의 자산규모는 타분위에 비해 자산 규모가 더 클 것임을 짐작하게 하는데, 이는 [그림 3]의 소득분위별 비금융자산 실질가액에 잘 나타나 있다. 이에 반해 소비재원 마련을 위한 부채잔액은 전기간에 걸쳐 미미한 수준에 불과하다. 이는 소비재원을 위한 대출의 경우 주로 차주의 신용에 기반하며 자산취득을 위한 담보대출에 비해 소액대출로 구성되어있기 때문이다. 또한 차주는 저소득가계가 대부분을 차지하므로 차주의 신용이 높지 않음으로 인해 대출규모도 크게 증가하지 못하였음을 알 수 있다.

[그림 3] 용도별 가계부채 잔액과 비금융자산

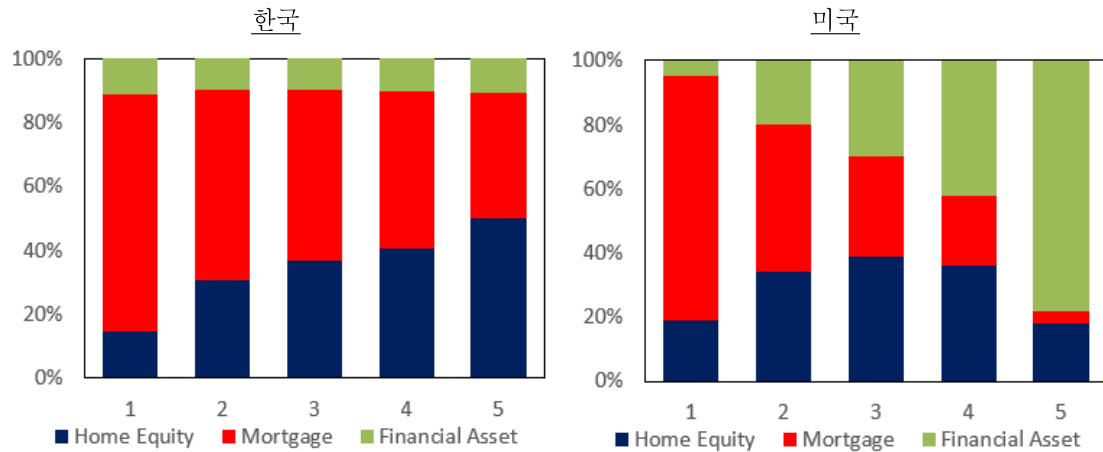


주: 한국노동패널 표본가계의 실질부채 합
 자료: 한국노동패널, 저자계산

3. 해외 가계부채 사례와 비교

우리나라의 경우 [그림 4]와 같이 가계가 보유한 자산에서 주택 등 비금융자산이 차지하는 비중은 매우 높은 수준이며 해외 주요 국가인 미국의 사례와는 대조적임을 알 수 있다. 우리나라 가계는 우선 비금융자산이 모든 소득분위에서 약 90% 비중을 차지하는 동시에 금융자산은 약 10%에 불과하다. 순자산의 경우(home equity + 금융자산), 저소득 가계는 자산의 20%를 구성하며 고소득 가계의 경우에도 약 50~60% 수준이다. 반면 미국의 경우, 소득 2분위 가계부터 금융자산이 총자산의 20%를 차지하며 4분위 가계는 40% 이상, 5분위 가계는 80%에 달하는 등 소득이 높을수록 금융자산의 비중이 높아지며 총자산의 대부분을 차지하게 됨을 알 수 있다.

[그림 4] 소득분위별 평균실질자산 구성비율



주: Home Equity는 비금융자산(주택+임차보증금)에서 관련부채(주택담보대출+임대보증금)을 제외한 값이며 금융자산의 경우 예금, 주식, 채권, 보험, 연금 등을 포함하며 한국의 경우 2020년 기준

자료: 한국노동패널, Mian and Sufi(2014), 저자계산

주택담보대출의 경우 우리나라는 1분위 가계의 자산에서 약 80%를 차지한다. 주택담보대출이 차지하는 비중은 소득이 높은 가계일수록 점차 감소하여 5분위 가계의 경우 약 40%를 차지한다. 따라서 가계 전반적으로 주택담보대출이 전체 자산에서 차지하는 비중이 높은 편이다. 미국도 1분위 가계의 자산에서 주택담보대출이 차지하는 비중이 약 80% 수준이지만 2분위부터 크게 감소하기 시작하여 5분위에서는 0.5%로 부채가 차지하는 비중이 미미하다. 가계 자산의 대부분이 주택 등 비금융자산과 부채로 구성된 소득계층은 저소득층뿐이며, 이들 가계의 부채가 일부 고소득층의 금융자산으로 형성되어있음¹¹⁾을 알 수 있다.(Mian and Sufi, 2014) 따라서 미국의 경우 가계부채가 소득불평등에 미치는 영향은 저소득 가계가 지급하는 이자가 고소득층 가계의 금융자산의 수익이 되는 구조에서 발생한다고 볼 수 있다. 반면 우리나라의 경우 모든 소득분위에서 부채비중이 높게 나타나므로 가계부채가 미국과 동일한 경로로는 소득불평등을 확대시키지는 않는다.

비금융자산 가격은 일반적으로 가계 소득대비 매우 높은 수준이므로 일부 고소득가계가 아닌 이상 가계의 순자산만으로 비금융자산을 취득하는 경우는 많지 않을 것이다. 따라서 부채를 통해 비금융자산을 취득할 경우 상당한 양의 부채를 필요로 하는데, 대부분의 부채가 비금융자산을 취득하는데 사용되는 국내 가계부채의 특징상, 여타 국가와 달리 비금융자산의 가격 상승 등에 따라 부채가 증가할 수 밖에 없다. 그 결과 국내 가계부채의 GDP 또는 가처분소득 대비 비율은 주요국의 부채¹²⁾비율과 비교해도 높은 수준이다. 우선 [표 1]에서와 같이 우리나라의 가계부채잔액

11) 미국 가계의 금융자산은 주식, 채권, 예금 등으로 구성되어있다. 이들 중 일부는 주택담보대출을 보유한 금융기관의 주식과 채권이므로 저소득층의 이자지출이 고소득층으로 이전됨을 알 수 있다.

12) 비금융자산 취득, 생활비, 소상공인 대출을 모두 포함한 대출규모

<표 1> 국가별 GDP 대비 가계부채 비율(2021년 기준)

순위	국가	GDP대비 가계부채	순위	국가	GDP대비 가계부채
-	한국(보증금포함)	156.8	15	프랑스	66.8
1	스위스	131.6	16	포르투갈	66.4
2	호주	118.1	17	벨기에	62.9
3	캐나다	106.9	18	스페인	58.4
4	한국	105.8	19	독일	56.8
5	덴마크	104.3	20	그리스	55.7
6	네덜란드	101.5	21	오스트리아	51.4
7	뉴질랜드	98.1	22	칠레	44.8
8	노르웨이	97.8	23	이스라엘	43.9
9	스웨덴	92.7	24	이탈리아	43.5
10	영국	86.9	25	체코	34.7
11	미국	76.9	26	폴란드	32.4
12	일본	67.8	27	아일랜드	30.5
13	핀란드	67.8	28	콜롬비아	30.5
14	룩셈부르크	67.0	29	헝가리	21.1

자료: BIS, 한국경제연구원(2022) 재인용

은 GDP 대비 105.8%로 스위스, 호주, 캐나다에 이어 세계 4위이다. 그러나 비금융자산의 임대보증금을 부채로 포함할 경우 가계부채의 GDP 대비 비율은 156.8%로 스위스보다 약 25%p나 높은 수준으로 가장 높다.

[표 2]는 가처분소득 대비 부채비율을 보여준다. 우리나라의 경우 이 비율은 206.5%로 호주에 이어 여섯 번째로 높다. 그러나 역시 보증금을 포함할 경우 300%를 넘는 수준이며 1위 덴마크(254.6%)보다도 약 50%p가 더 높다. 가처분소득은 시장소득에서 부채의 원리금상환액 등을 제외한 소득이므로 금리인상시기에는 가계부채의 가처분소득 대비 비율이 더욱 높아질 수 있다. 선행 연구에 따르면 가계부채가 단기금리와 연동된 경우¹³⁾ 기준금리 1%p 인상에 실질소비가 0.23~0.55% 감소하는 것으로 나타난다고 한다(Floden et al., 2021). 특히 가계부채가 많은 가계일수록 그 효과가 크게 나타난다. 이를 단순히 소비성향 0.7을 활용하여 가처분소득에 대한 효과로 환산할 경우 가처분소득이 0.33~0.79% 감소하는 결과라고 볼 수 있다. 우리나라의 경우 2022년 7월 기준 국내 가계부채의 변동금리 비율은 80%를 초과하며(조선일보, 2022), 금리 1%p 상승시 가계당 평균적으로 13.4백만원의 원리금 상환이 증가하는 것으로 알려져있다(정천수 외, 2022). 따라서 2021년 금리인상 이후 우리나라의 가계부채의 가처분소득 대비 비율은 더욱 상승하였을 것이며, [표 2]의 수준보다 더 높게 나타날 가능성이 있다.

13) 변동금리대출을 의미한다.

<표 2> 가처분소득 대비 가계부채 비율(2021년 기준)

순위	국가	GDP대비 가계부채	순위	국가	GDP대비 가계부채
-	한국(보증금포함)	303.7	15	벨기에	119.0
1	덴마크	254.6	16	일본	115.4
2	노르웨이	241.0	17	아일랜드	111.4
3	스위스	227.5	18	독일	101.5
4	네덜란드	221.7	19	미국	101.2
5	호주	211.2	20	스페인	101.1
6	한국	206.5	21	오스트리아	94.3
7	스웨덴	203.1	22	그리스	92.9
8	룩셈부르크	193.2	23	이탈리아	90.5
9	캐나다	185.2	24	슬로바키아	86.9
10	핀란드	156.0	25	에스토니아	79.4
11	영국	148.4	26	체코	77.1
12	포르투갈	126.9	27	칠레	70.4
13	프랑스	124.3	28	폴란드	59.1
14	뉴질랜드	122.3	29	슬로베니아	52.0

주: 일본, 뉴질랜드, 칠레, 멕시코, 콜롬비아는 2020년 기준

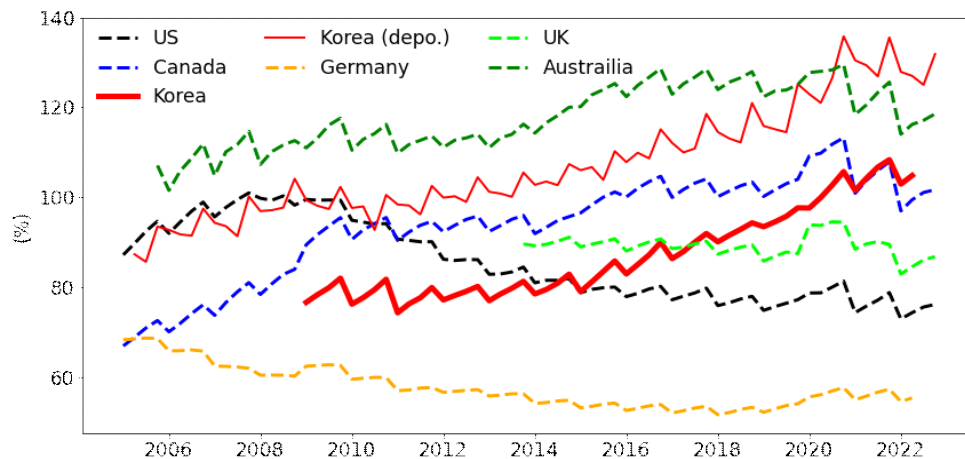
자료: OECD, 한국경제연구원 재인용

우리나라의 가계부채 비율이 주요국 대비 가장 높은 수준으로 상승한 것은 비교적 최근의 현상이다. [그림 5]에서 확인할 수 있듯이 우리나라의 가계부채 GDP 대비 비율은 증가추세를 지속하고 있음을 알 수 있다. 미국과 독일의 경우 2008년 글로벌 금융위기 이후 GDP 대비 가계부채가 감소하는 디레버리징(deleveraging)이 이루어졌다는 점에 주목¹⁴⁾할만하다. 반면 캐나다와 호주의 경우 2008년 이후에도 가계부채가 GDP 대비 비슷한 수준을 지속하다가 2020년 이후 역시 디레버리징이 이루어지고 있다. 우리나라의 경우 2009년 당시만해도 가계부채의 GDP 대비 비율이 호주, 캐나다, 미국보다 낮은 수준이었으나 최근까지도 지속 증가하는 모습을 보이며 디레버리징이 전혀 이루어지지 않았음을 확인할 수 있다. 한편 여기에 임대보증금을 가계부채에 포함시킬 경우에도 가계부채의 GDP 대비 비율이 지속 증가하는 추세에 더해 가장 높은 비율을 보이고 있음은 앞서 [표 2]에서도 확인하였다. 이는 우리나라에만 존재하는 전세 제도¹⁵⁾를 바탕으로 가계자산이 비금융자산으로 편중됨에 따라 자산규모와 함께 부채규모가 지속 증가하는 추이를 나타낸다고 볼 수 있다.

14) 본고에서 생략하였지만, 미국과 독일은 디레버리징이 이루어지는 중에도 주택가격은 지속 상승하여 가계부채 증가와 함께 주택가격이 상승한 우리나라와 다른 양상을 보인다.

15) 전세제도는 거래의 특성상 비금융자산을 담보로 자금을 융통하는 환매조건부 매매(REPO)와 같다(Shin and Kim, 2013)

[그림 5] 주요국의 GDP 대비 가계부채비율



주: 가계부채/GDP 비율은 계절조정된 시계열이며 주택담보대출, 소상공인대출, 소비자대출 등을 모두 포함하며, Korea (depo.)는 전월세보증금을 포함
 자료: FRED, 한국은행 경제통계시스템, 김세직 외(2021), 저자계산

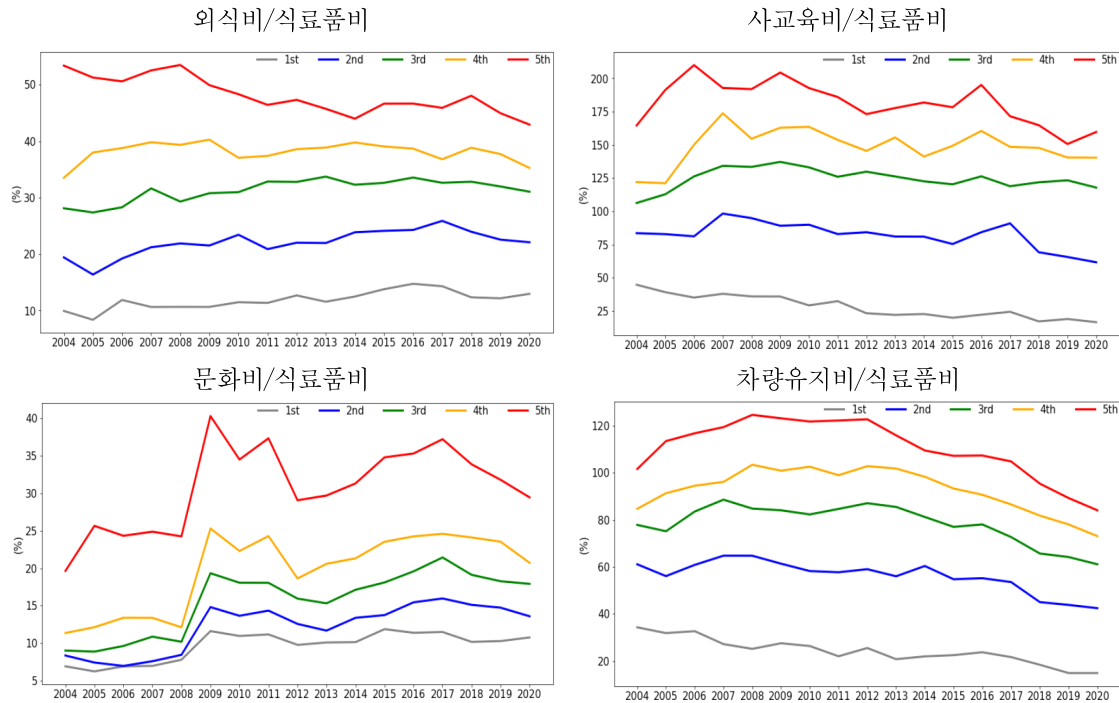
4. 가계부채와 소비

소득불평등이 가계부채 증가의 원인임을 제시하는 연구(Stefani, 2015; Yamarik, El-Shagi, and Yamashiro, 2016 등)에서는 가계부채의 주된 용도는 소비재원을 마련하기 위함이다. 따라서 가계부채는 소비평탄화를 위한 목적과 상대적으로 부유해진 인근 가계의 소비수준을 따라가기 위한 소비가 가계부채를 증가시킬 수 있다. 그러나 우리나라 가계의 경우 [그림 6]과 같이 부채를 크게 증가시킨 고소득가계 위주로 사치재라고 볼 수 있는 사교육비와 외식비 소비비중이 하락하는 모습¹⁶⁾을 보여준다. 이는 증가한 부채의 원리금 상환 부담으로 인하여 소비재원이 충분하지 못함에 기인한다¹⁷⁾고도 볼 수 있다. 미국의 경우 기존주택에 대한 주택담보대출(home equity loan)이 소비재원으로 활용되는데 비해(Mian and Sufi, 2014), 우리나라 가계의 경우 기존 또는 신규주택 담보대출의 용도가 주로 비금융자산 취득에 있기 때문이다. 특히 필수재보다는 사치재에 가까운 외식비, 사교육비, 차량유지비 등의 식료품비 대비 비율이 감소하는데 이는 시장소득이 증가하였음에도 불구하고 원리금상환 부담 등으로 가계의 소비재원이 충분하지 못함을 의미한다. 따라서 국내에서는 불평등도 심화가 원인이 되어 가계부채가 증가한다는 라잔가설은 성립하지 않을 가능성이 높다. 오히려 현재 소비재원을 희생하면서까지 비금융자산을 취득함으로써 미래소득 또는 항상소득을 증가시키고 차후 소득불평등도 증가하는 역의 인과관계가 발생할 수 있다.

16) 고소득가계의 실질소비는 감소 추세에 있다. 자세한 내용은 Park and Kim(2018) <Figure 4>, 김수현 (2023) <Figure 4>, <Figure A3> 참고

17) Park and Kim(2018)의 분석결과에 따르면 가계부채 증대가 소비를 유의하게 감소시키는 원인임을 밝히고 있다.

[그림 6] 소득분위별 식료품비 대비 소비 비율



자료 : 한국노동패널, 저자계산

III. 가계소득과 소득불평등도

1. 가처분소득과 소득인정액

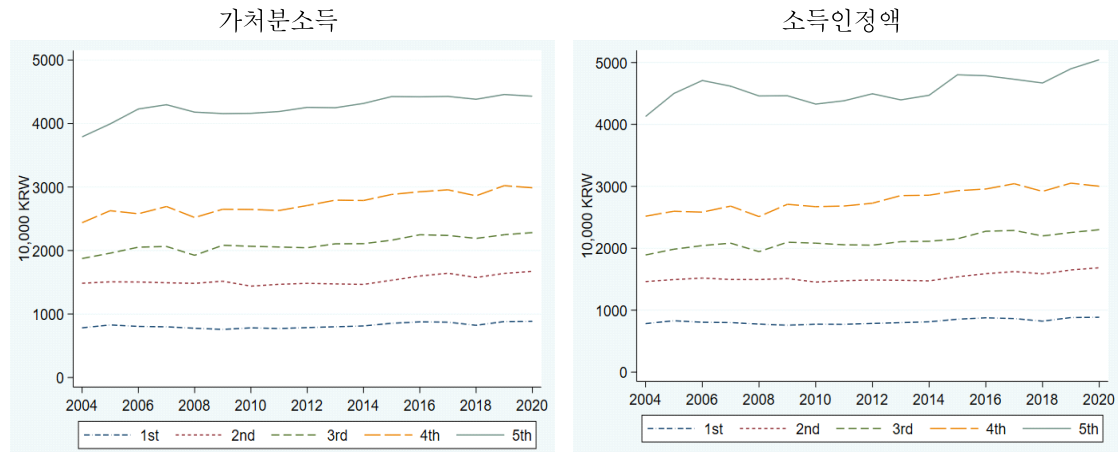
본 연구의 분석을 위해 가계의 소득을 가처분소득과 소득인정액(recognized income)¹⁸⁾의 두 종류의 소득으로 구분한다. 두 종류의 소득 모두 소비자물가지수(2020년=100)를 통해 실질소득으로 변환하였다. 가처분소득의 경우 세금을 제외하고 이진지출을 포함하였다. 소득인정액의 경우 소득평가액과 재산의 소득환산액의 합으로 구성된다. 여기에서 소득평가액은 소득에서 근로소득 공제 등을 차감한 소득부분을 의미(법무부, 2023)한다. 본 연구에서는 보건복지부의 기초연금 산정기준에 따라 총소득의 30%를 차감한 부분을 소득평가액으로 산정하였다. 재산의 소득환산액의 경우 지역과 주거용도 외 자산 여부에 따라 또한 자산의 종류에 따라 환산방식이 다르다. 본 연구에서는 정부의 기초수급자 산정방식¹⁹⁾에 따라 자산 가액에서 기본재산액과 부채를 제외한 값에 자산 종류별 소득환산율을 적용하여 산정하였다. 기본재산액은 거주지역에 따라 다른데 서울,

18) 정부와 기관에서 기초연금, 기초생활수급자 등에 해당 여부 또는 지급액 산정에 활용하는 소득이다.

19) 재산의 소득환산액의 경우 기관에 따라 방식이 조금씩 다르게 산정하고 있으나 거주지역과 자산종류에 따라 차등을 둔다는 점에서 큰 차이는 없다.

경기, 광역시, 그 외 지역은 2020년 기준 각각 9,900, 8,000, 7,700, 5,300만원 공제하고 2020년 이전 연도는 소비자물가지수로 할인한 공제액을 적용하였다. 자산종류별 소득환산율은 주거용 자산, 주거용 제외 자산, 금융자산 각각 1.04%, 4.17%, 6.26%를 적용하여 재산의 소득환산액을 산출하였다.

[그림 7] 소득분위별 가처분소득과 소득인정액 추이



주: 가처분소득과 소득인정액은 OECD 방식에 따라 가구수의 제곱근으로 균등화하였음
자료: 한국노동패널, 저자계산

가처분소득 외에도 소득인정액을 분석에 사용한 데는 비금융자산에 대한 레버리지 취득 효과가 항상소득 또는 미래소득 증가라는 경로로 나타나기 때문이다. 가계부채가 증가할 경우 소득에는 두 가지 효과가 나타나는데 우선 부채를 증가시키는 시점부터 매월 상환하는 원리금은 가처분소득 산정시 차감되므로 소득이 감소하는 효과로 나타난다. 둘째, 취득한 자산에서 임대료가 발생할 경우 가처분소득을 증가시키는 효과가 발생한다. 그러나 자산으로부터 발생하는 임대료와 같이 현금흐름에 기초한 당기 소득을 증가시키는 효과 외에도 향후 비금융자산 처분으로 기대되는 자본수익률이 있다. 이는 현재 가처분소득을 증가시키는 효과는 없으나 가계의 비금융자산 취득 의사결정에는 중요한 요인으로 작용할 것이 분명하다. 또한 자산가격이 상승할 경우 가계는 항상소득의 증가 또는 부의 효과(wealth effect)로 이어지므로 현재 소득의 증가와 같은 효과가 소비와 가계후생에 미치고 있다²⁰⁾고 볼 수 있다. 부채를 통한 자산취득이 소득에 미치는 이러한 효과를 모두 포함할 수 있는 소득이 소득인정액이다. [그림 7] 소득분위별 각 소득의 추이이며 소득이 높을수록 가처분소득보다 자산의 소득환산율이 더해진 소득인정액이 더 높게 나타남을 확인할 수 있다. 본 연구에서는 가처분소득과 소득인정액의 두 종류의 소득으로 가계부채가

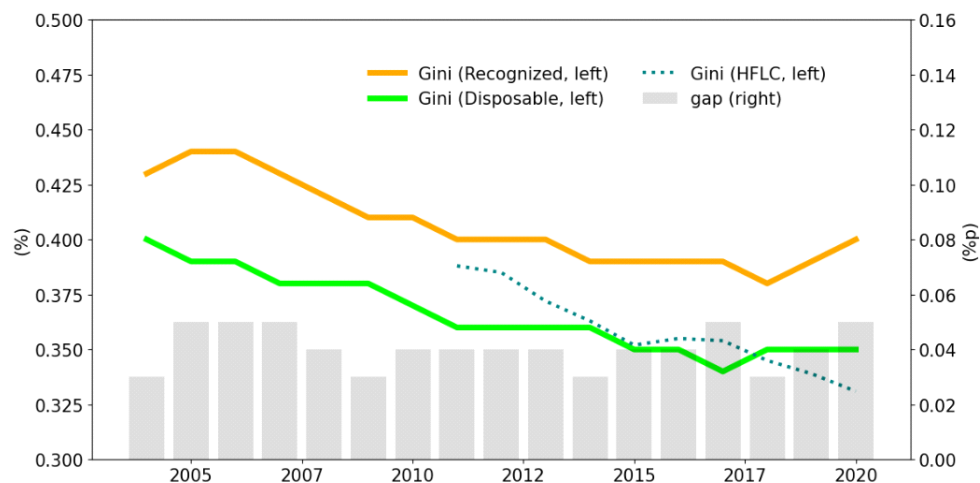
20) 소득불평등을 측정하는 취지는 가계의 후생불평등을 측정하기 위함이다. 이론적으로 후생을 결정하는 주요 요인이 소비이며 소비는 곧 가처분소득이 비례하므로 가처분소득을 기준으로 소득불평등을 측정하며, 통계청에서 발표하는 소득불평등도 지수도 가처분소득을 기준으로 한다. 이러한 취지에서 항상소득이 증가를 나타낼 수 있는 소득인정액으로 소득불평등도를 측정하는 것도 의미가 있다.

소득불평등에 미치는 효과를 분석한다.

2. 소득불평등도 지수

[그림 8]은 가처분소득과 소득인정액으로 각각 측정한 지니계수²¹⁾이다. 한국노동패널 자료를 활용하여 가처분소득으로 측정한 소득불평등도는 2004년 0.4에서 2020년 0.35수준까지 하락하여 소득불평등도가 개선되고 있음을 보여준다. 이에 반해 동일한 자료의 소득인정액으로 측정한 소득불평등도는 가처분소득으로 측정한 경우보다 높게 나타난다. 2004년 0.44에서 2018년 0.375까지 점차 하락하였다가 최근 0.4 수준까지 반등²²⁾하였다. 따라서 순수한 소비재원인 가처분소득으로 측정한 소득불평등도보다 자산보유액까지 함께 고려하여 항상소득과 밀접한 소득인정액으로 측정한 불평등도가 더 높다는²³⁾ 것을 알 수 있다.

[그림 8] 소득불평등도 지수



주: 지니계수는 한국노동패널 자료를 이용한 실질가처분소득, 실질소득인정액, 가계금융복지조사를 이용하여 통계청에서 공표하는 지니계수이며 gap은 실질가처분소득, 실질소득인정액으로 측정한 지니계수의 차이를 의미

자료: 한국노동패널, 통계청, 저자계산

그러나 두 소득불평등도 모두 시간이 지남에 따라 추세적으로 개선되는 모습을 보이고 있다. 특정 변수가 소득불평등에 미치는 영향을 분석하는데 가장 난해한 과제는 표본기간동안 개선되

21) KLIPS 자료를 활용하였으나 통계청에서 2013년 이후 가계금융복지조사 자료를 활용하여 공표하는 지니계수와 비슷한 수준이다. 한국노동패널이 고소득층 누락문제 등을 개선하여 비교적 정확히 불평등도를 측정한다는 가계금융복지조사와 유사한 수준으로 고소득층의 소득 등에 대해 조사가 되고 있음을 보여준다.

22) 최근 소득인정액으로 측정한 불평등도가 다시 소폭 상승하였음은 주택가격 상승기와의 밀접한 관계가 있을 수 있다.

23) 가처분소득은 근로소득, 금융소득, 임대료소득, 기타소득을 포함하고 있어 자산에서 발생하는 소득을 측정하기에는 적합하지 않다.

는 소득불평등도에 실질적인 기여를 하였는지 여부를 식별해야한다는 점이다. 예를 들어, 가계부채가 실질적으로 소득불평등을 확대시키는데 기여하였는지를 점검하는데 있어 가계부채 외에 여타 거시적, 정책적 요인에 의해 소득불평등도가 추세적으로 개선되었다면, 이러한 요소를 적절히 통제하지 못할 경우 가계부채와 소득불평등도 간의 관계를 식별하는 모형의 추정결과에도 편이가 발생할 우려가 있다. 이에 추세적으로 우상향하는 GDP, 국민소득 등 거시지표는 소득불평등도와 추세를 공유할 뿐 적절한 통제변수가 될 수는 없다. 따라서 재분배정책 시행에 따라 가계의 가처분소득에 영향을 주는 요소인 세금과 준조세뿐만 아니라 가계의 특성을 고려할 수 있는 미시자료를 활용하는 접근방법이 모형의 정도를 제고하는 방안일 것이다. 그러나 미시자료를 사용할 경우에도 거시적 자료인 소득불평등도를 직접적인 변수로 사용할 수는 없다는 어려움이 있다. 이를 해결하기 위해 변수가 소득불평등도에 미치는 영향은 그 효과가 소득분위별 가계의 소득에 미치는 영향이 상이함을 통해 소득불평등도에 기여하는 정도를 식별하는 접근방법을 통해 간접적으로 분석하는 것이 적절하다.

IV. 가계부채가 소득불평등에 미치는 영향

앞에서 논의하였듯이 가계부채의 상당부분은 비금융자산을 취득하기 위한 용도이다. 소상공인 사업자금 또는 소비재원을 위한 부채도 있으나 규모나 증가율 측면에서 비금융자산 취득을 위한 부채에 비해 미미한 수준이다. 따라서 아래에는 가계의 비금융자산 취득을 위한 부채²⁴⁾가 소득불평등을 심화시키는데 기여하는지 여부를 점검한다.

가계부채와 소득불평등 간의 관계를 식별하는데 어려움 점은 앞에 논의한 바와 같이 거시적 소득불평등도 지수가 계속 개선이 되고 있어 이를 통제하지 않을 경우 추세적으로 증가하는 가계부채와 감소하는 소득불평등도 간의 단순 인과관계가 성립하는 것으로 나타날 수도 있다는 점이다. 따라서 소득불평등도를 단순히 직접적인 종속변수로 설정할 수는 없으며 다만 가계부채의 증가가 소득격차를 확대시키는 요인인지 여부를 통해 가계부채가 소득불평등에 미치는 영향을 간접적으로 판단할 수 있을 것이다. 그러나 한 가계의 부채와 소득은 가계의 여러 특성에 의해 공통적으로 영향을 받는 내생적 관계가 있다. 따라서 본고에서는 이러한 점을 종합적으로 고려하여 실증분석모형을 구성하고 가계부채와 소득불평등 간의 인과관계에 집중 분석한다.

우선 상위소득분위 가계가 비금융자산 취득을 목적으로 신규 대출을 받을 경우 하위 소득분위 가계 대비 소득이 유의하게 증가하는지 여부를 고정효과 패널회귀모형으로 분석한다. 둘째, 비금융자산 부채 잔액 증가가 소득에 미치는 직접적인 영향을 시스템 GMM(General Method of Moments)으로 추정한 동태적패널모형(Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond, 1998;

24) 본 연구에서 비금융자산 취득을 위한 가계부채는 은행과 비은행금융기관의 대출을 통해 증가한다. 이하 가계부채와 대출은 동일한 의미로 언급한다.

Windmeijer, 2005; Roodman, 2009)을 활용하여 추정한다. 두 모형에서 소득은 가처분소득과 소득인정액으로 구분하여 가계부채의 효과를 추정하였다. 추정결과 고정효과 패널회귀모형에서는 상위 소득분위 가계가 비금융자산 취득을 위한 신규대출 건수가 증가할 경우 하위 소득분위 가계에 비해 유의한 수준에서 더 큰 소득증가 효과가 나타난다. 동태적패널모형에서는 비금융자산 취득을 위한 신규대출을 증가시킬 경우 소득이 유의하게 증가한다는 결과를 제시하는데, 비금융자산 취득 용도의 신규대출은 소득에 비례하도록 규제하는 거시건전성 정책을 감안할 경우 부익부 빈익빈 결과가 나타날 수 있음을 시사한다.

1. 신규대출 건수가 상위소득분위 가계 소득증가에 더 유리한지 여부: 고정효과 패널회귀모형을 이용한 분석

비금융자산 취득을 위한 신규대출 건수가 발생하였을 경우 대출에 대한 원리금 상환액만큼 가처분소득이 감소한다. 그럼에도 불구하고 거주목적 외 추가적인 비금융자산을 보유할 경우 임대소득이 발생하며, 이에 더해 자산가격이 상승할 경우 매각을 통한 자본소득이 발생할 수도 있어 가처분소득이 증가하는 효과를 누릴 수 있다. 따라서 자산이 충분한 가계의 부채는 소득 증가를 증가시킬 수 있으며, 반대로 거주목적의 자산만 보유할 경우 소득증대보다는 원리금상환에 따른 실질가처분소득의 감소효과가 상대적으로 더 크게 나타날 것임을 짐작할 수 있다. [그림 3]에서와 같이 비금융자산을 많이 보유한 고소득가계는 가계부채를 증가시켜 추가적인 비금융자산을 취득할 경우, 자산을 많이 보유하지 않은 저소득가계에 비해 소득이 유의하게 증가할 것이다.

아래에는 가계 i 가 $t-1$ 기에 비금융자산을 취득하기 위한 신규대출을 받을 경우($\Delta D_{i,t-1} > 0$) 그 영향이 소득 집단에 따라 차별적으로 나타나는지를 여부를 점검하기 위해 위와 다음과 같이 고정효과 패널회귀모형을 구성하였다. 설명변수를 $t-1$ 기 변수로 구성한 이유는 우선, 가계부채 증가 여부와 소득의 증가여부 사이에 존재할 수 있는 내생성을 통제하고 인과관계를 식별하려는 목적이며, 둘째, 가계부채 증가는 일정한 시차²⁵⁾를 두고 소득영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하기 위함이다. 종속변수는 가계 i 의 t 기 소득증가율($\Delta \ln y_{i,t}^{DI,RI}$)이며 소득은 가처분소득(DI)과 소득인정액(RI)으로 구분하여 추정하였다.

25) 특히 자산가격 상승기에는 세금을 제외하고도 수익을 낼 수 있으므로 가계부채의 도움으로 취득한 자산을 1, 2년의 비교적 짧은 시차를 두고 매각하는 경우도 발생할 수 있다.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln y_{i,t}^{DI,RI} = & \beta_0 + \beta_1 I(\Delta D_{i,t-1} > 0) \\
& + \beta_2 I(obj_{i,t-1}^D = RE) \\
& + \beta_3 I(\Delta D_{i,t-1} > 0) * I(obj_{i,t-1}^D = RE) \\
& + \beta_4 I(q_{i,t-1} \geq q) \\
& + \beta_5 I(\Delta D_{i,t-1} > 0) * I(q_{i,t-1} \geq q) \\
& + \beta_6 I(obj_{i,t-1}^D = RE) * I(q_{i,t-1} \geq q) \\
& + \beta_7 I(\Delta D_{i,t-1} > 0) * I(obj_{i,t-1}^D = RE) * I(q_{i,t-1} \geq q) \\
& + X_{i,t} + \alpha_i + u_{i,t}
\end{aligned}$$

$y_{i,t}^{DI,RI}$ 는 t 기 실질가계소득(RI :소득인정액, DI :가처분소득), obj_i^D 가계부채의 목적, D_i 가계부채, q_i i 가구의 소득분위, $X_{i,t}$ 는 가구주의 연령($HH.age_{i,t}$), 가구주의 연령의 제곱($HH.age_{i,t}^2$), 가구주 성별($HH.sex_i$), 가구주 교육수준($HH.education_i$), 맞벌이 여부($DualIncome_{i,t}$), 거주 지역($Seoul_{i,t}$: 서울, $Gyeonggi_{i,t}$: 경기, $Metro_{i,t}$: 광역시), 취업여부($Employed_{i,t}$) 등 통제변수, α_i 가구별 고정효과

모형의 핵심은 비금융자산 취득을 위한 신규대출이 발생한 $t-1$ 기 대출발생의 효과와 더불어 타 분위 가계 대비 특정 상위소득분위 가계에게만 발생하는 추가적인 신규대출 효과를 함께 고려²⁶⁾함에 있다. β_1 은 $t-1$ 기에 모든 용도의 신규가계부채가 발생하였을 경우 효과이다. β_3 은 $t-1$ 기의 신규부채의 용도가 비금융자산취득에 해당할 경우 추가적인 효과를 나타낸다. β_4 은 가계 i 의 소득분위가 q 분위 보다 높을 경우 실질가처분소득 또는 실질소득인정액 증가에 미치는 효과로, 거시적으로 하락하는 추세에 소득불평등도를 통제하는 기능을 한다. β_5 은 소득분위가 q 보다 소득분위가 높은 가계가 모든 용도의 신규가계부채가 발생한 경우 효과이다. β_7 은 q 보다 소득분위가 높은 가계가 비금융자산 취득 용도로 신규가계부채를 증가시킨 경우 추가적인 효과이다. 모형의 구성상 부채의 목적이 비금융자산 취득이었는지 여부 및 q 분위 보다 높은 소득분위 가계의 부채 목적이 비금융자산 취득이었는지 여부도 모형에 포함되어있으나, β_2 와 β_6 의 경우 각각 β_3 와 β_7 으로 식별가능하므로 다중공선성 문제를 피하기 위하여 추정하지 않았다. 또한 가구주의 연령 및 교육수준, 맞벌이 여부, 거주지역, 취업여부 등 소득에 영향을 미칠 수 있는 가구별 특성은 통제하였다.

[표 3]에 나타난 모형의 추정 결과를 보면 가계의 소득분위가 3분위 이상, 4분위 이상, 또는 5분위에 해당하는지 여부가 가처분소득에 미치는 영향(β_4)도 각각 -0.663, -0.565, -0.585로 유의하게 나타난다. 예를 들면 가계의 소득분위가 5분위에 해당하는 경우 1~4분위 가계에 비해 평균적으로 향후 가처분소득이 -0.585 수준만큼 더 감소한다는 것이다. 이는 모형 내에서 가계부채

26) 본 모형은 이중차분법(difference-in-differences) 방법과 유사하게 특성에 따라 표본을 구분하고 구분된 집단의 특성에 따라 가계부채 증가의 이질적인 효과가 나타나는지를 점검하는 준실험적 접근방법을 활용하고 있다.

효과와 무관한 이유로 발생하는 소득분위별 소득변화 흐름을 통제하여 장기적으로 소득불평등이 감소하고 있는 추세를 반영하고 있다고 볼 수 있다.

용도를 특정하지 않은 경우 가계부채 증가의 효과(β_1)는 유의하지 않다. 아울러 가계의 소득분위가 3분위 이상, 4분위 이상, 또는 5분위 이상일 경우 부채증가 효과를 반영하는 β_5 도 유의하지 않다. 이는 가계부채의 용도를 특정하지 않은 경우 여러 효과가 복합되어있어 단순히 가계부채 증가여부와 소득 증가 사이의 인과관계를 식별할 수 없음을 나타낸다. 그러나 비금융자산 취득용으로 신규가계부채가 발생한 경우(β_3) -0.034, -0.029, -0.024로 유의하게 소득을 감소시킨다. 이는 일반적으로 비금융자산 취득용도의 가계부채는 가처분소득에 비해 액수가 커서 이에 따라 발생하는 원리금 상환액이 가처분소득을 감소시키는 쪽으로 영향을 주고 있음을 나타낸다. 이에 비해 소득분위가 3분위 이상, 4분위 이상 또는 5분위 이상인 가계가 비금융자산 취득을 위해 신규부채를 증가시킬 경우(β_7) 추가적으로 소득에 미치는 영향은 각각 0.032, 0.029, 0.031로 유의하다. 따라서 소득분위가 3분위 이상, 4분위 이상 또는 5분위 이상인 가계가 비금융자산 취득을 위해 신규부채를 증가시킬 경우 종합적인 효과($\beta_3 + \beta_7$)는 각각 -0.002, 0.000, 0.007로 타소득분위 가계 대비 5분위 가계에만 유의한 가처분소득 증가 효과가 있다. 비금융자산을 취득하기 위한 가계부채가 증가할 경우 5분위 가계일 경우에만 가처분소득이 증가하므로, 이는 소득불평등을 심화시키는 요인으로 작용하는 것으로 해석할 수 있다.

비금융자산을 취득하기 위한 가계부채의 소득증대효과를 측정함에 있어 소득인정액을 종속변수로 할 경우 비교적 많은 소득분위에 걸쳐 효과가 나타나는 것으로 추정되었다. 소득인정액의 경우에도 비금융자산 취득용으로 신규가계부채가 발생한 경우(β_3) -0.068, -0.044, -0.026로 유의하게 소득인정액이 감소하는 효과가 나타난다. 이에 비해 소득분위가 3분위 이상, 4분위 이상 또는 5분위 이상인 가계가 비금융자산 취득을 위해 신규부채를 증가시킬 경우(β_7) 추가적으로 소득인정액에 미치는 영향은 각각 0.074, 0.052, 0.032로 유의하다. 따라서 종합적인 효과($\beta_3 + \beta_7$)는 0.006, 0.012, 0.006으로 가계의 소득분위가 3분위 이상일 경우 타분위 가계에 비해, 비금융자산을 취득하기 위한 부채가 소득인정액을 유의하게 증가시키는 효과가 있다. 이는 소득인정액이 거주목적의 비금융자산의 일정부분을 소득인정액에 산입하므로 직접적인 임대소득이 발생하지 않고 거주중인 자산가격만 상승하는 경우에도 소득인정액이 증가하는데 기인하는 것으로 해석할 수 있다.

<표 3> 비금융자산 취득을 위한 신규대출 건수의 소득 집단별 효과(가처분소득)

	$\Delta \ln y_{i,t}^{DI}$		
	(1)	(2)	(3)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1}$	-0.010 (-0.85)	0.000 (0.02)	-0.001 (-0.19)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1}$	-0.034** (-2.48)	-0.029** (-3.08)	-0.024** (-3.30)
$I(q_i \geq 3)_{t-1}$	-0.663** (-72.61)		
$I(q_i \geq 4)_{t-1}$		-0.565** (-69.44)	
$I(q_i \geq 5)_{t-1}$			-0.585** (-60.40)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(q_i \geq 3)_{t-1}$	0.008 (0.57)		
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(q_i \geq 4)_{t-1}$		-0.005 (-0.49)	
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(q_i \geq 5)_{t-1}$			0.005 (0.41)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1} * I(q_i \geq 3)_{t-1}$	0.032** (2.10)		
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1} * I(q_i \geq 4)_{t-1}$		0.029** (2.41)	
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1} * I(q_i \geq 5)_{t-1}$			0.031** (2.38)
$HH.age_{i,t}$	0.001 (0.34)	-0.000 (-0.03)	-0.002 (-1.07)
$HH.age_{i,t}^2$	0.000** (2.56)	0.000** (3.93)	0.000** (5.19)
$HH.sex_i$	0.035* (1.99)	0.029* (1.66)	0.028* (1.65)
$HH.education_i$	0.006 (1.29)	0.005 (1.16)	0.005 (1.25)
$DualIncome_{i,t}$	-0.26** (-4.72)	-0.26** (-4.63)	-0.022** (-4.00)
$Seoul_{i,t}$	0.005 (0.19)	0.007 (0.27)	-0.010 (-0.41)
$Gyeonggi_{i,t}$	0.031 (1.33)	0.012 (0.51)	0.001 (0.05)
$Metro_{i,t}$	0.016 (0.83)	-0.006 (-0.30)	0.007 (0.39)
$Employed_{i,t}$	0.256** (23.35)	0.235** (20.89)	0.225** (20.08)
R^2	0.129	0.104	0.083

주: ()은 t통계량이며 ‘*’, ‘**’은 각각 10%, 5% 수준에서 유의함을 의미

<표 4> 비금융자산 취득을 위한 신규대출 건수의 소득 집단별 효과(소득인정액)

	$\Delta \ln y_{i,t}^{RI}$		
	(1)	(2)	(3)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1}$	-0.016** (-2.12)	-0.010 (-1.46)	-0.009 (-1.64)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1}$	-0.068** (-5.76)	-0.044** (-5.48)	-0.026** (-4.16)
$I(q_i \geq 3)_{t-1}$	-0.480** (-65.11)		
$I(q_i \geq 4)_{t-1}$		-0.415** (-61.54)	
$I(q_i \geq 5)_{t-1}$			-0.420** (-52.24)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(q_i \geq 3)_{t-1}$	0.014 (1.26)		
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(q_i \geq 4)_{t-1}$		0.003 (0.32)	
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(q_i \geq 5)_{t-1}$			0.009 (0.77)
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1} * I(q_i \geq 3)_{t-1}$	0.074** (5.78)		
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1} * I(q_i \geq 4)_{t-1}$		0.052** (5.13)	
$I(\Delta D_i > 0)_{t-1} * I(obj_i^D = RE)_{t-1} * I(q_i \geq 5)_{t-1}$			0.032** (2.79)
$HH.age_{i,t}$	0.001 (0.58)	0.001 (0.32)	-0.001 (-0.60)
$HH.age_{i,t}^2$	0.000 (0.46)	0.000 (1.33)	0.000** (2.41)
$HH.sex_i$	-0.028* (-1.91)	-0.027* (1.88)	-0.027* (1.89)
$HH.education_i$	-0.002 (-0.49)	-0.003 (-0.80)	-0.002 (-0.58)
$DualIncome_{i,t}$	0.007 (1.46)	0.007 (1.50)	0.010** (2.09)
$Seoul_{i,t}$	0.004 (0.21)	0.002 (0.10)	-0.009 (-0.40)
$Gyeonggi_{i,t}$	0.037** (1.99)	0.022 (1.15)	0.014 (0.76)
$Metro_{i,t}$	-0.000 (-0.01)	-0.015 (-0.92)	-0.007 (-0.42)
$Employed_{i,t}$	0.222** (25.02)	0.206** (23.26)	0.193** (21.83)
R^2	0.093	0.077	0.062

주: ()은 t통계량이며 ‘*’, ‘**’은 각각 10%, 5% 수준에서 유의함을 의미

2. 비금융자산 부채 잔액 증가가 소득에 미치는 영향

가계부채가 소득불평등에 미치는 영향은 신규대출이 발생한 경우를 기준으로 분석하는 것 외에도 가계부채의 규모 측면에서도 분석해볼 필요가 있다. [그림 3]에서 확인한 바와 같이 비금융

자산 취득을 위한 신규대출은 가계의 소득이 높을수록 규모가 크다. 이에겐 거시건전성을 위한 현행 대출규제의 영향 외에도 소득과 가계부채에 동시에 영향을 미치는 공통요인이 존재한다고 볼 수 있다. 다시 말해 가계부채가 어떠한 경로를 통해 소득에 영향을 줄 수 있는 동시에, 소득이 높기 때문에 더 많은 가계부채를 받을 수도 있고, 가계의 투자성향, 거주형태 선호도 등 특성에 따라 소득과 가계부채 규모에 동시에 영향을 미치는 복합적 효과(compounded effects)가 있을 수도 있다. 따라서 이들의 관계를 직접 추정하기에는 내생성(endogeniety) 문제가 제기된다. 따라서 이를 통제할 수 있도록 아래와 같은 동태적 패널회귀모형²⁷⁾(Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond, 1998; Arellano, 2003)을 활용한다.

$$y_{i,t} = \rho_0 + \sum_{j=1}^p \rho_j y_{i,t-j} + X_{i,t} \beta + W_{i,t} \gamma + \alpha_i + \epsilon_{i,t}$$

$y_{i,t}$ 는 종속변수, $X_{i,t}$ 는 외생변수, $W_{i,t}$ 는 내생성이 있는 설명변수, α_i 는 고정효과

위 모형에서 $X_{i,t}$ 는 도구변수가 필요하지 않으며, $W_{i,t}$ 는 t 기에도 내생성이 있어 전기변수들을 도구변수로 사용해야한다²⁸⁾. 본 연구에는 가계 i 의 소득 등 변수에 추세가 존재할 것을 감안하여 위의 동태적 패널회귀모형에 차분된 도구변수를 적용하는 시스템 GMM(Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998) 접근법으로 추정하였다. 따라서 동태적 패널회귀모형의 추정치(Arellano-Bond estimator)에 아래의 적률(moment)조건을 함께 적용하였다.

$$E(\Delta y_{i,t-1} \alpha_i) + E(\Delta y_{i,t-1} \epsilon_{i,t}) = 0 \quad .$$

본고에서 구성한 동태적 패널회귀분석 모형에서는 가계 i 의 t 기 소득($\ln y_{i,t}^{DI/RI}$)이 종속변수이며, 가처분소득(DI)과 소득인정액(RI)으로 구분하여 추정하였다. 가계의 특성을 나타내는 통제변수 $X_{i,t}$ 가 외생변수에 해당하며 내생변수는 가계 i 의 비금융자산 취득을 위한 용도의 부채잔액이다. 그 외 시간에 따른 추세를 통제하기 위해 연도($year$)를 변수로 포함시켰으며 각 연도별 특성을 고정효과로 통제할 수 있도록는 더미변수를 추가하였다.

27) 동태적 패널회귀모형은 KLIPS와 같이 표본기간이 짧고 횡단면이 넓은 자료에 효율적인 모형으로 알려져 있다.

28) 모형에 따라 외생성이 약한 변수(predetermined variables)도 포함시킨다.

$$\ln y_{i,t}^{DI|RI} = \rho_0 + \sum_{j=1}^p \rho_j \ln y_{i,t-j}^{DI|RI} + X_{i,t} \beta + \gamma \ln D_{i,t}^{RE} + \alpha_i + year + I(year = t) + \epsilon_{i,t}$$

$y_{i,t}^{DI|RI}$ 는 t 기 실질가계소득(RI :소득인정액, DI :가처분소득), $D_{i,t}^{RE}$ 는 비금융자산 취득목적의 가계부채 잔액, $X_{i,t}$ 는 가구주의 연령($HH.age_{i,t}$), 가구주의 연령의 제곱($HH.age_{i,t}^2$), 가구주 성별($HH.sex_i$), 가구주 교육수준($HH.education_i$), 맞벌이 여부($DualIncome_{i,t}$), 정규직 여부($regEmployed_{i,t}$), 자영업 여부($selfEmployed_{i,t}$), 비정규직 여부($tmpEmployed_{i,t}$) 등 외생변수, α_i 가구별 고정효과, $I(year = t)$ 는 연도별 더미변수

[표 5]는 동태적 패널회귀모형을 시스템 GMM으로 추정한 결과이다. γ 는 비금융자산을 취득하기 위한 부채잔액이 당기 소득에 미치는 영향을 나타내며 가처분소득과 소득인정액으로 측정된 경우 각각 0.031, 0.040으로 유의하게 나타났다. 종속변수의 자기회귀 계수는 가처분소득의 경우 $t-1$, $t-2$ 기에 각각 0.315, 0.106이며 소득인정액은 0.352, 0.137로 소득인정액의 계수가 더 크게 나타난다. 이는 소득인정액이 보유자산에 일부 비례하게 되므로 지속성이 더 높을 수 있기 때문이다.

모형의 결과만 보면 소득분위와 무관하게 비금융자산 취득 용도의 가계부채가 소득을 증가시키므로 가계부채가 소득불평등을 심화시키는데 영향을 미치지 않는 것처럼 해석될 수 있다. 그러나 모형의 결과는 우선 비금융자산 취득을 위한 부채가 증가하였다는 전제하에 추정된 결과를 기대할 수 있다는 점을 간과할 수 없다. 다시 말해 비금융자산 취득을 위해 부채를 증가시킬 수 있는 여건의 가계의 경우 소득 증대효과를 얻을 수 있다는 것이다. 비금융자산 취득을 위한 가계부채를 타분위 가계에 비해 더욱 증가시킬 수 있는 고소득 가계는 부채규모에 비례하여 상대적으로 더 많은 소득증대효과를 얻을 수 있다. 이는 [그림 3]에서도 나타나는데 5분위 가계는 잔액뿐만 아니라 잔액의 증가율²⁹⁾도 높게 나타난다는 점에서도 확인 가능하다.

29) 2004년 이후 2020년까지 비금융자산 취득을 위한 가계부채는 1~5분위별 각각 207.1, 274.6, 342.0, 336.4, 303.3% 증가하였으며 2017년 이후는 2020년까지는 각각 54.5, 40.1, 58.6, 76.0, 70.8% 증가

<표 5> 비금융자산 취득을 위한 대출잔액이 소득에 미치는 효과

	$\ln y_t^{DI}$	$\ln y_t^{RI}$
$\ln y_{i,t-1}^{DI RI}$	0.315** (29.22)	0.352** (28.71)
$\ln y_{i,t-2}^{DI RI}$	0.106** (12.47)	0.137** (15.25)
$\ln D_{i,t}^{RE}$	0.031** (2.12)	0.040** (2.92)
$HH.age_{i,t}$	0.009** (3.60)	0.006* (2.62)
$HH.sex_i$	0.217** (4.49)	0.046 (1.15)
$HH.education_i$	0.011 (0.99)	0.020** (1.97)
$DualIncome_{i,t}$	-0.019** (-1.90)	0.002 (0.27)
$regEmployed_{i,t}$	0.494** (22.73)	0.349** (19.23)
$selfEmployed_{i,t}$	0.375** (17.59)	0.273** (13.84)
$tmpEmployed_{i,t}$	0.392** (16.43)	0.309** (13.34)
$year$	-0.001 (-0.41)	0.004 (1.42)
χ^2	2,322.57	7,568.000
$AB\ test\ (p-values)$	1st: 0.000 2nd: 0.346	1st: 0.000 2nd: 0.598

주: () 은 t통계량이며 ‘*’, ‘**’은 각각 10%, 5% 수준에서 유의함을 의미함. 각 연도 더미변수에 대한 계수는 생략하였음.

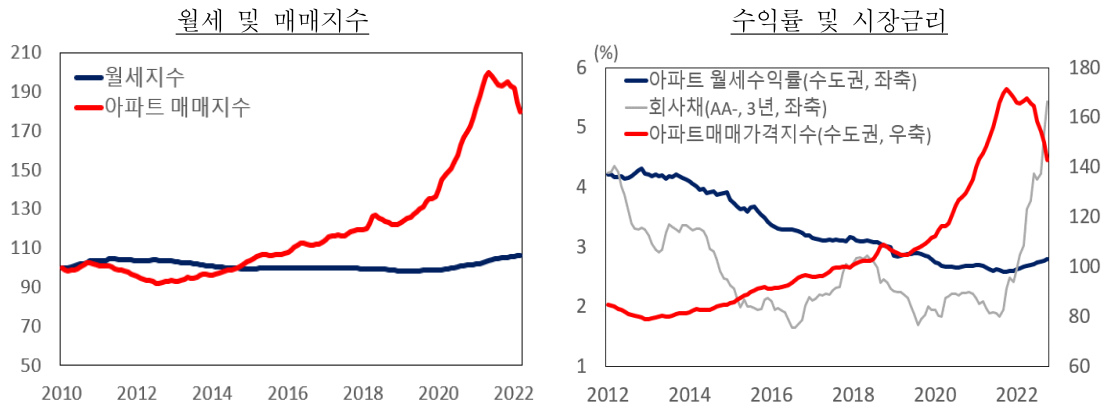
3. 비금융자산 보유에 따른 소득증가 경로

모형을 통해 비금융자산 취득 용도의 가계부채 증가가 고소득가계 위주로 소득을 증가시키는 효과가 있어 소득불평등을 심화시킨다는 점을 확인하였다. 그러나 2008년 금융위기 이후 국내 비금융자산의 가격은 경기와 함께 하향안정세를 지속하였는데, 이 시기에도 소득이 증가할 수 있었는지 여부를 확인해볼 필요가 있다. 다시 말해, 부동산뿐만 아니라 실물경기도 약한 회복세를 보이는 기간에는 자산가격뿐만 아니라 임대료수입도 하락할 수 있으므로 비금융자산 보유로 인하여 소득을 증대시키기 어려울 수 있다는 점이다.

비금융자산 보유에 따른 소득증가의 경로는 임대목적의 비금융자산으로부터 경상수익과 비금융자산 매각에 따른 자본수익으로 구성될 것이다. 임대료 수입이 경기에 민감하게 반응하거나 주택가격과 추세를 공유할 경우 주택시장 하향안정기에는 비금융자산을 보유하거나 매각할 경우 소득증가에 기여하지 않을 수 있다. 그러나 우리나라 가계의 대표적인 비금융자산인 아파트의 경우를 보여주는 [그림 9]와 같이 월세지수는 매우 안정적이며 아파트 가격을 나타내는 매매지수와 역의 상관관계를 보이고 있다. 또한 월세 수익률(세후)은 2010년 이후 장기적인 저금리 기간동안

추세적으로 하락하고 있으나 시장금리보다는 높은 수준으로 비금융자산은 경상수익률 측면에서도 유리한 자산이었다. 또한 2014년 이후 아파트 가격 상승기에는 매각에 따른 자본수익 또한 얻을 수 있으므로 아파트와 같은 비금융자산은 가계가 선호하는 자산이 될 수밖에 없었다.

[그림 9] 아파트 가격지수

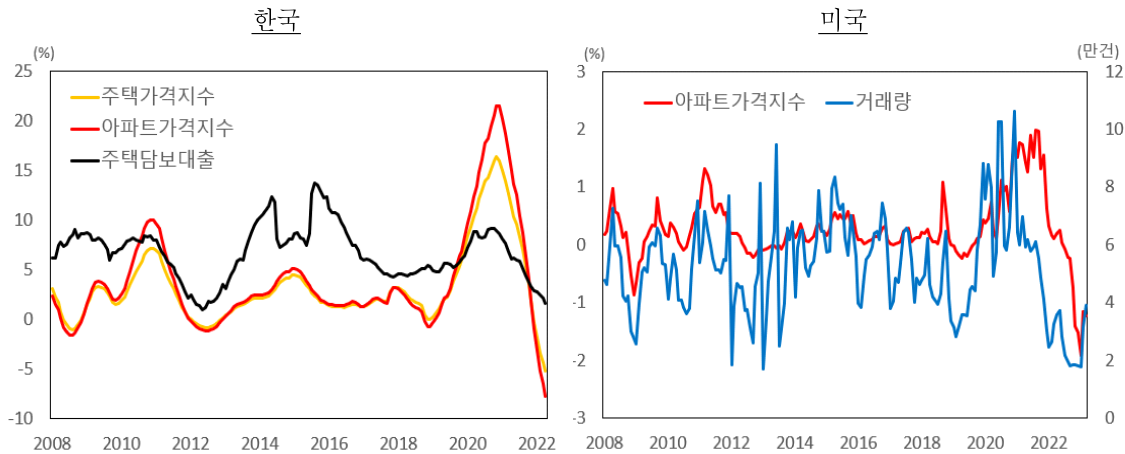


주: 아파트 월세수익률은 연율이며 재산세 등 세금을 제외한 순수익률을 의미
 자료: ECOS, KB부동산 데이터허브, 저자계산

본고의 분석기간은 2004년 이후이므로 글로벌 금융위기 이후 주택가격 하향안정기가 표본기간에 포함되어있다. 그럼에도 불구하고 비금융자산 취득을 위한 가계부채가 고소득가계 위주로 소득 증대효과가 있는 것으로 분석결과가 나타난 배경에는 [그림 9]와 같이 주택가격 하락기에는 월세수익률이 상대적으로 높아 소득을 증대시킬 수 있었기 때문으로 보인다. 소득분위별 비금융자산 보유액을 보여주는 [그림 3]에서와 같이 주거목적 외 임대목적 비금융자산을 보유한 가계는 소득이 높은 가계일 가능성이 높다. 이들 고소득가계는 주택가격 하락 시기에는 월세를 통한 경상수익으로 소득이 증대되었고 주택가격 상승 시기에는 주택을 매각하여 자본수익을 얻을 수 있었다. 아파트 가격 변동율과 아파트 거래 건수를 나타내는 [그림 10]에서 확인할 수 있듯이, 주택가격이 하락시 거래건수가 감소하며 주택가격 상승시 거래건수가 증가하는 모습은 이러한 모습을 나타낸다고 볼 수 있다.

아파트와 같은 비금융자산은 일반적으로 소득에 비해 가격이 높으므로 이를 취득하기 위해서는 가계부채를 통한 레버리지를 활용하는 경우가 일반적이다. 비금융자산 취득 용도의 부채를 레버리지로 주택가격이 상승하였고 주택가격이 상승함으로써 비금융자산에 대한 수요를 증대시켜 더 많은 가계부채가 누증되었을 것이다. 이는 [그림 10]과 같이 주택담보대출과 주택가격이 동행하는 모습을 보이는 데에서도 확인할 수 있다. 따라서 비금융자산 취득 용도의 가계부채는 소위 금융접근성이 좋은 고소득가계의 소득증대에 기여하였으며 이는 많은 거시, 정책적 요소에 의해 소득불평등이 하락하는 중에도 소득불평등을 악화시키는 요인으로 남았다고 볼 수 있다.

[그림 10] 아파트 가격지수, 주택담보대출 증가율과 거래량



주: 좌측 주택가격 및 아파트가격지수, 주택담보대출 증감율은 전년동기비이며 우측 아파트가격지수 증감율은 전월대비

자료: ECOS, KB부동산 데이터허브, 저자계산

V. 요약 및 결론

거시경제이론에서 가계는 저축을 통해 자금을 공급하는 주체이다. 기업은 이러한 민간저축으로 마련된 자금을 간접금융시장인 은행을 통해 차입하고 이를 바탕으로 투자와 영업행위를 하여 요소소득을 가계에 분배한다. 1997년 외환위기 당시 기업과 은행의 파산과 유동성 고갈은 기업의 대량의 부도사태로 이어졌고, 이후 기업들은 자체적으로 유동성을 확보하는데 집중함에 따라 은행자금의 기업으로 순환과정이 순조롭지 않게 되었다. 이에 가계가 취득하는 비금융자산에 대한 담보대출이 은행의 주요 영업이 되었고 주택가격이 지속 상승함에 따라 담보대출 규모도 함께 증가하며 우리나라 가계부채는 세계 최고의 수준까지 증가하였다. 가계의 입장에서는 수십년동안 지속된 추세적 금리하락과 풍부한 유동성 공급으로 저축보다는 ‘부의 저축’인 부채를 통한 자산 취득에 더욱 집중하였을 것이다.

가계부채는 이론적으로 일시적 유동성 제약에 처한 가계의 소비평탄화(consumption smoothing)를 위해 활용되고 그 결과 가계뿐만 아니라 경제의 총효용을 증대시키는 수단으로 알려져있다. 그러나 우리가 처한 경제현실은 가계부채가 소비평탄화와는 무관한 비금융자산 취득에 적극 활용됨에 따라 규모와 지속성 측면에서 이론적인 가계부채와는 다른 모습을 보이고 있다. 이러한 가계부채는 더 이상 총효용을 증대시키는 기능을 하지 못하고 여러 부작용을 야기할 수 있는 문제로 부상하고 있다. 우선 과도하게 높은 부채를 유지하는 가계는 자산가격 하락, 소득 감소, 유동성 축소 등 여러 대내외 부정적 충격에 취약하다(Cecchetti et al., 2011; 정천수 외, 2022 등). 소비를 감소시켜야 할 수준까지 가계부채를 지고 있는 가계는 금리인상 등의 외부충격

에 의해 원리금 상환이 어려워지고 이는 채무불이행으로 이어질 수 있으며 금융기관의 건전성에도 위험요소가 될 수 있다. 여기에 자산가격이 하락이 함께 발생할 경우 디레버리징 압력이 증가하면서 자산에 대한 급매(fire sale)로 이어지고 이에 따라 자산가격이 더욱 하락하는 부정적 가격효과(negative price spirals)도 발생할 수 있으며, 이 경우 금융·경제의 안정성이 크게 훼손될 수 있다는 점에서 가계부채가 지닌 거시경제적 부작용은 이미 널리 알려진 바다. 본 연구는 예측하지 못한 외부충격이 없더라도 가계부채가 지닌 부작용을 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

본 연구에서는 비금융자산 취득 용도의 가계부채 건수가 증가하면 고소득가계에만 유의한 소득증가효과가 있다는 점을 밝혀냈다. 우리나라 가계부채의 대부분이 비금융자산 취득 용도라는 점을 감안하면 가계부채 증가가 소득불평등을 심화시키는데 기여한다고 볼 수 있다. 또한 가계부채 잔액이 증가할 경우 소득을 증가시키는 효과가 있다. 거시건전성 안정을 위한 현실의 대출규제 하에 비금융자산을 취득하기 위한 충분한 양의 부채를 증가시킬 수 있는 가계는 고소득가계이므로 역시 가계부채로 인해 소득증가효과를 가장 많이 누릴 수 있는 가계도 고소득가계이다. 이러한 분석결과는 과도한 가계부채가 금융시스템과 거시경제에 위험요소로 작용하는 것뿐만 아니라 재분배정책에도 악영향을 미칠 수 있는 부작용이 있다는 점을 시사한다.

본 연구의 한계도 분명히 밝혀둔다. 우선 분석자료의 측면에서 직접적인 설문(survey)방식에 의존하고 있어 자료의 누락 및 축소 응답 등의 편의가 존재할 수 있다. 이는 한국노동패널뿐만 아니라 가계금융복지조사, 가계동향조사 등 설문방식으로 생산되는 모든 자료에서 나타나는 문제점으로 향후 국세청 자료 등을 통해 보완해야 할 필요가 있다. 둘째, 가계부채의 효과를 추정하는데 있어 임대보증금은 고려하지 않았다. 이는 우선 비금융자산 취득을 위한 가계부채 증대는 본고에서 사용된 미시자료에서 부채의 용도를 특정하는 설문문의 내용에 의해 명확히 식별이 될 수 있으나, 임대보증금의 경우 설문문의 내용 등에 의해 식별이 어렵기 때문이다. 그럼에도 불구하고 이러한 자료의 한계를 보완하여 비금융자산 취득을 목적으로한 가계부채와 임대보증금을 함께 고려할 경우 가계부채가 소득불평등에 미치는 영향은 더욱 크게 나타날 것임을 짐작할 수는 있다. 이는 차후 연구과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 김수현 (2023) “자녀 유무에 따른 사회적 거리두기 후생 효과,” 경제학연구, 제71권 1호 pp.157-195
- 정천수, 전은총 (2022) “가계대출의 금리민감도 분석 및 시사점” 한국은행 조사통계월보, 제76권 제9호
- 조선일보 (2022) “통화정책 발목 잡는 ‘1869조 가계부채’ 해법” 『주간조선』
- 한국경제연구원 (2023) 『전세보증금을 포함한 가계부채 추정 및 시사점』
- Ahlquist, John, and Ben Ansell. 2014. “Does Inequality Induce More Borrowing? Electoral Institutions and Responses to Economic Polarization. Manuscript“. University of Wisconsin, Madison and University of Oxford, UK.
- Arellano, M. (2003). Panel Data Econometrics. Oxford University Press.
- _____, and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. The Review of Economic Studies, 58(2), 277-297.
- _____, and Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. Journal of Econometrics, 68(1), 29-51.
- Auclert, A., 2019 “Monetary Policy and the Redistribution Channel,” American Economic Review, Vol.109(6), pp.2333-2367
- Barth, J. R., G. Caprio, and R. Levine. 2013. “Bank Regulation and Supervision in 180 Countries from 1999 to 2011.” Journal Of Financial Economic Policy 5 (2): 111-219.
- Bertrand, M., and A. Morse (2016) “Trickle-down Consumption,” Review of Economics and Statistics, 98(5), pp.863 - 879
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics, 87(1), 115-143.
- Bordo, M. D., and C. M. Meissner. 2012. “Does Inequality Lead to a Financial Crisis?” Journal of International Money and Finance 31 (8): 2147 - 2161.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, M. Kudlyak, and J. Mondragon. 2014. “Does Greater Inequality Lead to More Household Borrowing? New Evidence from Household Data,” NBER Working Paper No.19850
- Eggertsson, G., and P. Krugman, 2012 “Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach,” Quarterly Journal of Economics, Vol.127(3), pp.1469-1513
- Flodén R., Matilda K., Joséf S., Roine V.(2021)., “Household debt and monetary policy:

- Revealing the cash-flow channel,” *The Economic Journal*, Vol.131(636), pp.1742-1771.
- Góes, C. 2016. “Testing Piketty’s Hypothesis on the Drivers of Income Inequality: Evidence from Panel VARs with Heterogeneous Dynamics,” IMF Working Paper WP/16/160: International Monetary Fund.
- Gu, X., and B. Huang. 2014. “Does Inequality Lead to a Financial Crisis? Revisited.” *Review of Development Economics* 18 (3): 502 - 516
- Kumhof, M., R. Rancière, and P. Winant. 2015. “Inequality, Leverage, and Crises.” *American Economic Review* 105 (3): 1217-45
- Lim, H. 2019. “The response of household debt to income inequality shocks: a heterogeneous approach,” *Applied Economic Letters*, Vol.26(8), pp.684-689
- Mian, A., and A. Sufi, (2014) *House of Debt*, University of Chicago Press.
- Park, K. Y., and S. Kim, (2018) “Dispersion of Household Debt and Its Macroeconomic Implications: Evidence from South Korea,” *Economic Analysis*, Vol.24(1), pp.1-45
- Perugini, C., J. Hölscher, and S. Collie. 2016. “Inequality, Credit Expansion and Financial Crises.” *Cambridge Journal of Economics*, Vol.40(1), pp.227 - 257
- Rajan, R. G. 2010. *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy* : Princeton University Press.
- Roodman, D. (2009). A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135-158.
- Shin, H. S. and Kim, S., (2013). “Financing Growth without Banks: Korean Housing Repo Contract,” No 328, Meeting Papers from Society for Economic Dynamics.
- Stefani, A. (2020) “Debt, Inequality and House Prices: Explaining the Dynamics of Household Borrowing Prior to the Great Recession,” *Journal of Housing Economics*, Vol.47 pp.1-12
- Thompson, J. (2016) “Do Rising Top Incomes Lead to Increased Borrowing in the Rest of the Distribution?” *Finance and Economics Discussion Series* 2016 - 046, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Tobin, J. 1982 “Money and Finance in the Macroeconomic Process,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 14(2), pp.171-204
- Windmeijer, F. (2005). A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51.
- Yamarik, S., M. El Shagi, and G. Yamashiro. 2016. “Does Inequality Lead to Credit Growth? Testing the Rajan Hypothesis Using State-Level Data.” *Economics Letters*, Vol.148 pp.63 - 67

