부의 양극화 현상과 금융안정간 상호 영향에 관한 연구:
불평등과 민간신용 간 관계 분석을 중심으로

2023. 6.

유경원(상명대학교)
김민수(한국은행)

<목 차>

[요 약]

[요 약]

그동안 가계부채가 빠르게 늘면서 가계부채의 경제적 영향 특히 금융위기 발생 가능성에 대한 우려가 지속하여 제기되었지만, 가계부채와 불평등이 상호 영향을 미칠 가능성도 제기된다. 가계부채가 급증한 선진국을 중심으로 소득 불평등이 높아짐에 따라 가계부채의 누증이 단순히 가계의 재무건전성과 금융불안에만 영향을 미치는 것이 아니라 불평등과 관계를 맺을 가능성에 대해 많은 논의가 있었다. 우리나라 역시 경제규모에 비해 가계부채 증가에 있어서 세계 수위를 차지할 만큼 높기에 이와 같은 가계부채와 불평등 간의 관계에 대해 주목할 필요가 있다.

'불평등－민간신용(가계부채)－금융위기' 관련한 기존 연구를 살펴보면 대체로 민간신용이 급증할 경우 금융위기 발생 가능성이 높아지는 것으로 나타나고 있으나 민간신용의 증가와 소득 및 자산 불평등 간의 관계에 대한 일관된 실증근거는 찾기 어려운 것으로 나타났다. 대체로 기존 분석들은 Rajan(2010)의 연구 이래로 불평등→민간신용, 민간신용→은행위기 분석에 초점을 맞춰 이루어진 것으로 보이지만 일부 연구에서 제기한 바와 같이 민간신용→불평등 관계도 배제할 수 없음에도 이에 대한 실증연구는 상대적으로 미흡한 것으로 보인다. 아울러 기존 결과는 대체로 선진국 경제를 대상으로 한 국가패널자료를 기반으로 일반화된 실증분석이라 국가 고유의 특성을 제대로 반영하는 데는 한계가 있었다. 또한 통계자료 입수가 용이한 민간신용(가계＋기업) 자료를 기반으로 하다 보니 가계신용의 불평등 영향을 명확히 식별하는 데도 한계가 있는 것으로 판단된다.

한편 이와 같은 결과의 혼재와 분석의 한계에도 불구하고 최근 이와 같은 불평등과 같은 이슈에 대한 중앙은행의 관심이 높아지고 있으며 관련한 책무가 강조되고 있는 추세이다. 이에 따라 중앙은행을 중심으로 물가관리 뿐 아니라 금융안정 측면에서 경제적 불평등의 악화 등과 같은 요인들이 영향을 받는지를 점검할 필요성이 제기되고 있으며 더욱이 최근 늘어나는 가계부채의 건전성 제고를 위해 중앙은행이 수행하는 거시건전성 정책이 경제 불평등에 영향을 미칠 가능성이 제기되고 있어 이에 대한 분석 역시 요구되고 있다.

따라서 본 연구에서는 위 이슈들을 포괄하는'부의 양극화와 금융안정' 측면에서 소득 불평등과 가계부채, 금융위기 간의 상호 관계에 대한 실증분석을 수행하고 통화·금융 정책당국에 대한 시사점을 제시하였다. 부의 양극화와 금융안정 간 관계에 있어 핵심 고리는 결국 민간신용과 불평등 간의

관계라 할 수 있으며 기존 연구 결과에서 보듯이 이들 관계에 대한 실증분석 결과가 일관되게 나타나지 않고 있어 OECD 국가패널자료와 우리나라 시계열 자료를 이용하여 실증분석해 보았다. 특히 본 연구에서는 기존 연구에서와 같이 가계, 기업 모두를 포함하는 민간신용은 물론 가계신용 자료를 이용하여 보다 직접적으로 소득 불평등과 가계신용 간의 관계를 분석하였다. 아울러 그동안 자료상의 제약으로 동 주제와 관련하여 수행하기 어려웠던 시계열 분석을 수행하여 제한적이나마 우리 경제 여건에 부합되는 결과와 시사점을 도출하였다.

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 1980년 이후 최근까지 OECD 국가를 대상으로 한 분석에서 민간 및 가계신용의 증가는 은행위기 발생 가능성을 높이는 것으로 보인다. 둘째, 민간 및 가계신용의 증가는 소득 불평등에 의해 야기되지는 않은 것으로 나타났다. 오히려 분석 결과는 민간신용이나 가계신용의 증가가 소득 불평등 보다 금융규제 완화나 확장적인 통화정책과 관련이 더 있는 것으로 나타났다. 셋째, 지니계수로 나타난 소득 불평등은 오히려 민간신용 및 가계신용의 증가와 비선형 U자 관계에 있는 것으로 보인다. 즉 금융심화가 어느 정도 수준에 이른 선진국의 경우 민간신용의 확대와 소득 불평등이 같은 방향으로 움직이는 것으로 보인다. 하지만 우리나라의 경우 가계신용의 증가는 단기적으로 소득 불평등의 증가와 관련이 있어 보이지만 장기적으로 안정적인 관계는 나타나지 않는 것으로 판단된다. 넷째, 거시건전성 정책은 가계부채의 총량을 어느 정도 감소시키는 데는 유효성을 갖는 것으로 보인다. 하지만 LTV 규제와 같은 거시건전성 규제가 소득 불평등을 증가시킨다고 하는 통계적으로 유의미한 결과를 얻지는 못하였다. 우리나라의 경우도 마찬가지로 거시건전성 규제의 소득 및 자산 불평등 효과는 식별되지 않았다. 하지만 이러한 결과는 거시건전성 규제 정책을 식별하는데 발생하는 다양한 문제에 기인할 수 있으므로 결과해석에 있어 신중을 기할 필요가 있다.

결론적으로 본 연구 결과는 통화·금융정책이 단기적으로 부와 소득 분배에 영향을 미칠 수는 있지만 장기적으로 불평등은 화폐적 현상은 아니라는 Carstens(2021)의 주장에 대한 실증근거를 제공하는 것으로 보인다. 이러한 논의에 근거하자면 통화·금융 정책 당국은 물가안정과 금융안정이라는 기본 미션에 충실하여 경제를 안정화시키는 것에 집중함으로써 확대되는 불평등이 재정의 재분배 정책을 통해 개선될 수 있는 기본토대를 제공하는 것이 필요하다는 결론에 도달한다.

Ⅰ. 서론

1. 연구배경 및 목적

글로벌 금융위기 이후 가계부채의 디레버리징을 경험한 주요 국가와 달리 우리나라의 가계부채는 계속하여 증가하는 모습을 보였다. 가계부채의 총량은 지속해서 증가하고 있었으나, 그 증가세는 2016년 이후 2019년까지 연속 감소하여 가계부채의 조정, 디레버리징이 기대되었다. 그러나 코로나19의 발발과 그 대응 과정에서 완화적 통화·금융 정책기조로 인해 유동성이 확대되어 가계부채는 다시 급증하였다.

코로나19 이후 일상 복귀 과정에서 인플레이션에 대한 대응으로 중앙은행들의 금리 인상이 연이어 이루어짐에 따라 그간 계속하여 늘어났던 우리나라 가계부채도 줄어드는 모습을 보인다. 특히 가계부채는 올해 1분기에만 13조 원 넘게 감소하여 GDP 대비 가계부채 비율은 105.5%에서 102.2%로 낮아졌다. 비록 수치는 낮아졌긴 하였지만, 우리나라 가계부채는 여전히 국가 경제 규모를 고려할 때 세계 주요국 가운데 가장 높은 수준이어서 경제의 구조적 위험 요인으로 제기되고 있다.[1] 더욱이 주요국 통화당국의 금리 인상 중단과 이후 금리인하에 대한 기대가 높아지면서 가계의 신규 대출수요가 다시 늘고 있는 것으로 보인다.

가계부채가 지속하여 증가함에 따라 늘어난 가계부채 위험에 대한 우려도 제기되고 있다. 국가의 민간부채 수준이 장기추세에서 얼마나 벗어나 있는지를 나타내는 지표인 국제결제은행(BIS)의 신용 갭(gap) 지표는 2019년 대비 4배 이상 확대되어 주요국과 비교해 매우 높은 수치를 나타냈으며, 이로 인한 원리금 상환부담도 주요 국가들에 비해 커지고 있다. 특히 총량 측면에서 우리나라 가계부채는 주요 선진국 대비 매우 높은 수준이다.[2]

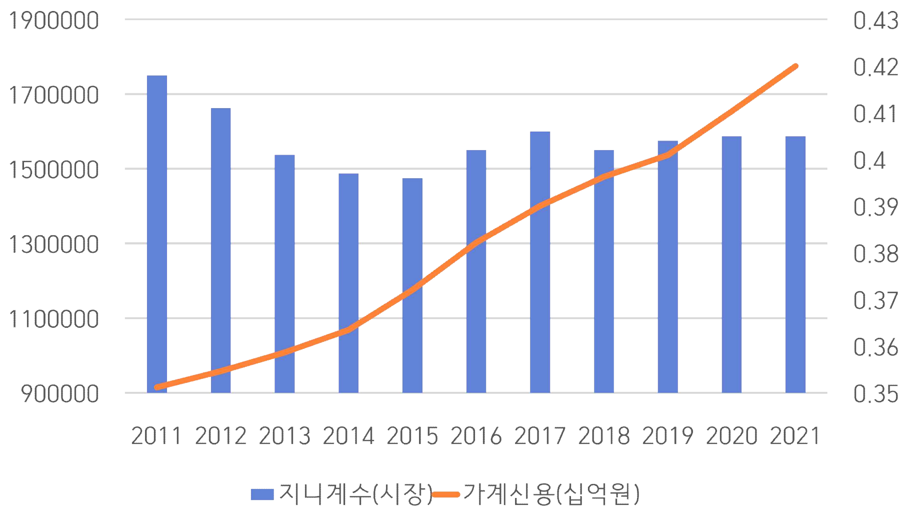
GDP 대비 가계부채 비중이 50~85%를 초과할 시 실물경제가 위축되거나 위기가 발생할 가능성이 크므로 이에 따른 피해를 최소화하려는 노력이 요구되고 있으며, 현재 100%가 넘는 우리나라 가계부채 수준에 대한 우려가 제기되고 있다. Cechetti et al.(2011)에 따르면 금융위기를 유발하는 가계부

1) 국제금융협회(IIF)의 세계부채보고서(Global Debt Report)에 따르면 2023년 1분기 기준 우리나라의 GDP대비 가계부채 비율은 102.2%로 세계34개국 중 1위를 기록한 것으로 나타나고 있다. 고금리와 부동산 시장 위축 등의 영향으로 지난해 1분기와 비교하면 3.3% 포인트 낮아진 것으로 보고되었다. 보다 자세한 내용은 조선일보, '2년 긴축에도 한 가계빚 여전히 GDP 대비 세계1위,' 2023.5.29. 참조

2) 주요국의 GDP 대비 가계부채 비중 변화(2016년 말 기준 대비 2021년 6월말 기준)를 살펴보면 한국은 87.3%에서 104.2%, 미국은 77.5%에서 79.2%, 영국은 85.3%에서 89.4%, 독일은 52.9%에서 57.8%, 일본은 57.3%에서 63.9%로 변화했다.

채 규모(임계치)는 명목 GDP의 85% 수준인 것으로 알려져 있으며 2008년 글로벌 금융위기 당시 미국의 가계부채 수준은 명목 GDP의 98% 수준이었다.

<그림Ⅰ-1> 가계부채와 소득 불평등 추이



자료: 한국은행 ECOS DB

가계부채가 빠르게 늘면서 그동안 가계부채의 경제적 영향 특히 금융위기 발생 가능성에 대한 우려가 지속하여 제기되었지만, 최근 들어 늘어난 가계부채의 영향이 광범위한 측면에서 영향을 미칠 가능성도 제기된다. 가계부채의 누증과 함께 '성과급 잔치' 논란이 제기되었던 금융업권의 높은 수익이 주목받고 있다. 최근 금융감독원 통계에 따르면 은행과 보험사들이 2023년 1분기에만 12조 원이 넘는 순이익을 거둔 것으로 나타났다.[3] 특히 가계대출을 주도한 국내 은행업의 경우 당기순이익은 6조 원 후반대로 전년 동기 5조 6천억 원보다 1조 원 넘게 늘어난 것으로 추정되었다. 국내 은행들의 순이익 증가는 가계부채의 누증과 최근의 금리상승에 따른 이자 이익이 급증한 데 따른 것이다. 이처럼 높은 수익을 낸 은행, 보험 등 금융업계에서 CEO 등 임직원을 중심으로 한 고액 성과급과 명예퇴직금 지급도 사회 이슈가 되었다. 우리 사회에는 늘어나는 가계부채로 인해 상환 부담에 시달리는 계층도 있지만 이러한 가계부채 누증의 이득을 누리는 계층도 엄연히 존재함을 시사한다.

가계부채가 급증한 선진국을 중심으로 소득 불평등이 계속 높아짐에 따라 가계부채의 누증이 단순히 가계의 재무건전성과 금융불안에만 영향을 미치

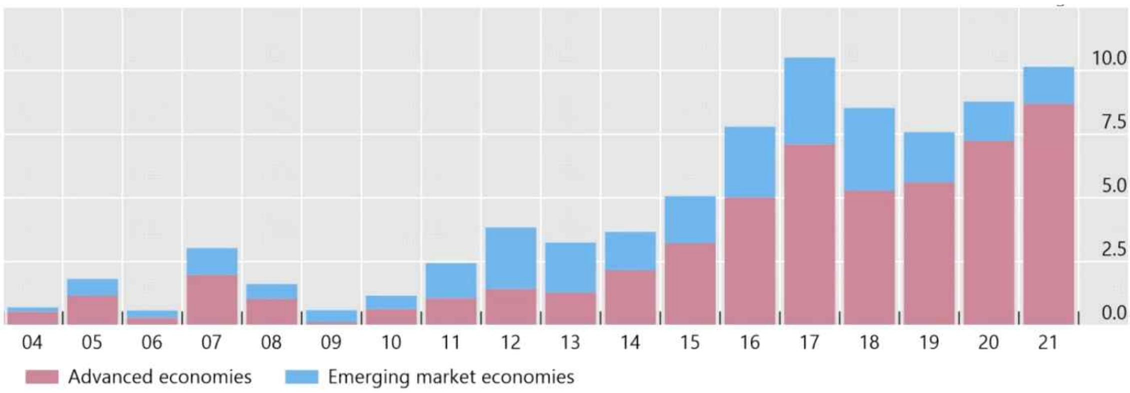
3) 연합뉴스 '성과급 잔치 은행·보험사, 1분기 12조원 넘었다, 2023.6.5. 참조

는 것이 아니라 소득 불평등과 관계를 맺을 가능성에 대해 많은 논의가 있었다. 우리나라 역시 경제규모에 비해 가계부채 증가에 있어서 세계 수위를 차지할 만큼 높기에 이와 같은 가계부채와 불평등 간의 관계에 대해 주목할 필요가 있다.

'불평등－민간신용(가계부채)－금융위기' 관련한 기존 연구를 살펴보면 대체로 민간신용이 급증할 경우 금융위기 발생 가능성이 높아지는 것으로 나타나고 있으나 민간신용의 증가와 소득 및 자산 불평등 간의 관계에 대한 일관된 실증근거는 찾기 어려운 것으로 보인다. 대체로 기존 분석들은 Rajan(2010)의 연구 이래로 불평등→민간신용, 민간신용→은행위기 분석에 초점을 맞춰 이루어진 것으로 보이지만 일부 연구에서 제기한 바와 같이 민간신용→불평등 관계도 배제할 수 없음에도 이에 대한 실증연구는 상대적으로 미흡한 실정이다. 아울러 기존 결과는 대체로 선진국 경제를 대상으로 한 국가패널 자료를 기반으로 일반화된 실증분석이라 국가 고유의 특성을 제대로 반영하는 데는 한계가 있었다. 또한 대체로 국가별 자료 입수가 용이한 민간신용 자료를 기반으로 하다 보니 가계의 소득 불평등과 같은 가계 관련 불평등의 영향을 분석하는데도 한계가 있는 것으로 판단된다.

한편 이와 같은 결과의 혼재와 분석의 한계에도 불구하고 최근 이와 같은 불평등과 같은 이슈에 대한 중앙은행의 관심이 높아지고 있으며 관련한 책무가 강조되고 있는 추세이다. 아래 그림에서 보는 바와 같이 중앙은행의 불평등에 대한 관심은 증가하고 있으며 소득불평등이 개선되는 추세를 보였던 개도국과 달리 선진국 중앙은행에서 이에 대한 언급과 관심이 커짐을 알 수 있다.

<그림 I－2> 중앙은행 당국자의 연설 중 '불평등(inequality)'에 대한 언급 비중

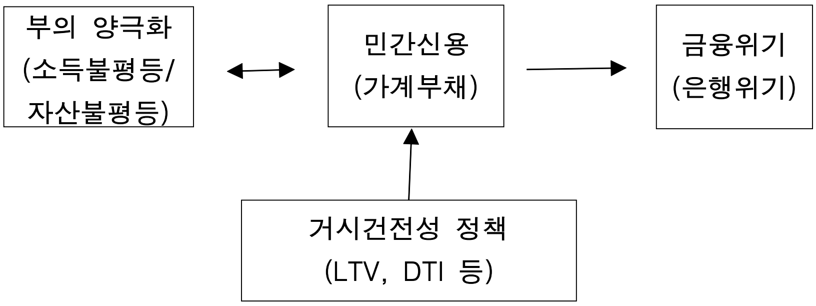


주: 2021년 2월까지 기간 중 파악된 중앙은행 당국자의 연설 BIS DB 중 "불평등(inequality)"과 "통화정책의 분배 영향"이 함께 핵심어휘로 언급된 연설의 비중

자료: Carstens(2021) 재인용

이에 따라 중앙은행을 중심으로 물가관리 뿐 아니라 금융안정 측면에서 경제적 불평등의 악화 등과 같은 요인들이 영향을 받는지를 점검할 필요성이 제기되고 있으며 더욱이 최근 늘어나는 가계부채의 건전성 제고를 위해 중앙은행이 수행하는 거시건전성 정책이 경제 불평등에 영향을 미칠 가능성이 제기되고 있어 이에 대한 분석 역시 요구되고 있다(Monnin, 2018; Carstens, 202~~0~~1).

<그림Ⅰ-3> '부의 양극화와 금융안정 간 상호작용'에 대한 분석체계



따라서 본 연구에서는 <그림Ⅰ-3>에서 보는 바와 같이'부의 양극화와 금융안정'이라는 큰 주제 하에 소득불평등의 심화를 중심으로 부의 양극화 현상과 금융안정 측면에서 가계부채, 금융위기 간의 상호 관계에 대한 실증분석을 수행하고 중앙은행 등 통화·금융 정책당국에 대한 시사점을 제공하고자 한다.[4] 부의 양극화와 금융안정 간 관계에 있어 핵심 고리는 결국 민간신용과 불평등 간의 관계라 할 수 있으며 기존 연구 결과에서 보듯이 이들 관계에 대한 실증분석 결과가 일관되게 나타나지 않고 있어 최근의 OECD 국가패널 자료와 우리나라 시계열 자료를 이용하여 실증분석해 보았다. 특히 본 연구에서는 기존 연구에서와 같이 가계, 기업 모두를 포함하는 민간신용은 물론 최근 이슈가 되고 있는 가계신용의 급증과 소득 불평등 간의 관계에 초점을 맞추어 분석을 수행하였다. 아울러 그동안 자료상의 제약으로 동 주제와 관련하여 수행하기 어려웠던 시계열 분석을 통해 제한적이나마 우리 경제 여건에 부합되는 결과와 시사점을 도출하고자 한다.

대부분의 기존 연구 결과들이 세계 국가 내지 선진국을 대상으로 한 국가

4) 주어진 연구과제의 주제는 '부의 양극화와 금융안정 간 상호작용'에 대한 분석이지만 본 연구에서는 기존 연구에서 나타난 바와 같이 자산 양극화 현상보다는 보다 이슈가 되고 있는 소득 불평등에 초점을 맞추어 분석하고 있으며 자산분배와 관련하여서는 마지막 5장 거시건전성 분석 부분에서 거시건전성 정책과 부채 그리고 자산분배에 미치는 영향을 분석하였다.

패널 분석을 통해 민간신용과 불평등 관계, 특히 불평등이 민간신용 증가에 미치는 영향에 대한 결과 도출에 초점을 맞추고 있어 최근 가계부채의 급증이 두드러진 우리나라 상황에도 그대로 적용될지에 대한 의문이 제기될 수 있으므로 본 연구에서는 소득 불평등 관련 분기 시계열 자료를 구축하여 관련 실증분석을 제한적이나마 수행하기로 한다.

2. 주요 내용 및 분석 방법

본 연구에서는 먼저 소득 분배 악화와 금융안정 간 관계에 대한 다양한 기존 연구 결과를 정리하여 이를 토대로 연구방법과 시사점을 도출했다. 주제 자체가 매우 광범위하고 우리나라 경제 여건에 적절한 시사점을 도출하기 위해서는 위 <그림Ⅰ-3>에서처럼 연구체계를 설정하여 해당 부분에 대한 기존 주요 연구를 조사하고 관련 핵심 내용과 시사점 등을 해당 장별로 연구배경에 정리하였다.

기존 연구들이 대체로 Rajan(2010)의 연구를 기반으로 하여 소득분배의 악화가 가져오는 민간신용의 영향에 초점을 맞추고 있으나 Acemoglu(2011) 등 반대되는 주장과 실증분석 결과도 제기되고 있어 보다 종합적인 시각의 접근이 필요하다. 따라서 본 연구는 크게 3가지 부분 즉, 첫째 불평등→가계신용→금융위기, 둘째 가계신용→불평등, 셋째 개별국가 차원에서 가계신용↔불평등 관계 분석으로 구분하여 수행되었으며 각 주제별로 기존 연구 조사와 자료 구축 및 실증분석을 수행했다. 특히 본 연구에서는 기존 연구 분석 결과에서 살펴본 바와 같이 상대적으로 연구가 부족하였던 둘째와 셋째 관계에 초점을 맞추고 있는데 최근 선진국을 중심으로 한 소득 불평등의 심화와 가계부채 증대 현상 등을 감안할 때 오히려 금융완화 등으로 인해 가계부채가 증대되었을 때 이로 인한 소득 불평등의 변화 관련한 국가 연구가 보다 의미가 있을 것이다. 하지만 최종 평가는 세 가지 실증분석을 종합적으로 수행한 후에 이루어질 것이다.

더욱이 최근 코로나19 이후 취해진 완화적인 통화·금융정책의 결과로 가계부채가 급증하였고, 또 이에 대한 대책으로 거시건전성 규제 등을 사용하면서 이로 인한 불평등에 미치는 영향에 대한 관심도 커지고 있다. 따라서 본 연구에서는 기존 연구 조사를 통해 가계부채 관리를 위해 도입된 LTV, DTI 규제와 같은 거시건전성 규제가 신용증가와 불평등에 어떤 영향을 미치는지 관련한 연구 등을 살펴보고 이를 기반으로 실증분석을 수행하였다.

종합적으로 위에서 제기한 이슈에 대한 기존 연구 분석 결과를 기반으로 본 연구가 제기하고 있는 실증연구 질문은 크게 네 가지로 정리하였다.

첫째, 최근 자료를 이용했을 때 소득 불평등은 민간신용과 가계신용의 변화를 설명하는데 통계적으로 유의미한가?

둘째, 최근 자료를 이용했을 때 민간신용과 가계신용은 소득 불평등의 변화를 설명하는 데 있어 통계적으로 유의미한가?

셋째, 우리나라로 분석 대상을 한정했을 때 최근 이슈가 되고 있는 가계부채 즉 가계신용은 소득 불평등과 어떤 관계에 있는가? 가계신용의 증가는 소득 불평등의 변화를 설명하는 데 있어 통계적으로 유의한 것인가?

넷째, 거시건전성 정책이 가계신용 증가와 소득 불평등에 미치는 직접적인 효과는 무엇인가? 우리나라의 경우는 어떠한가?

본 연구에서는 기존 연구 분석 결과를 토대로 첫 번째와 두 번째 질문에 대답하기 위해 먼저 국가패널자료 분석을, 그리고 세 번째 질문에 대답하기 위해서는 우리나라 분기 시계열자료를 이용하여 관련 분석을 수행하였으며, 마지막 질문에 대답하기 위해 국가별 거시건전성 정책변수를 추출하여 거시건전성 정책의 가계신용과 불평등에 미치는 효과를 실증분석하였다.

본 연구에서는 첫 번째 질문과 관련하여서는 Perugini et al.(2016) 등의 분석방법론을 원용하여 2단계로 실증분석을 수행하였다. 먼저 민간신용 및 가계신용과 은행위기 간 관계를 분석하고, 2단계로 이와 같은 민간신용 및 가계신용의 증가와 소득 불평등이 어떠한 관계가 있는지를 분석하였다. 1980년~2020년까지 추출된 OECD 38개국의 금융위기 중 보다 밀접한 관계가 있는 은행위기와의 관계를 기존 연구를 토대로 분석하였다. 분석 결과, 기존 연구에서와 같이 민간신용의 증가는 은행위기 발생 가능성을 높이는 것으로 나타나고 있으며 기존 분석에 추가하여 가계신용 자료를 이용하여도 동일한 유의미한 결과를 얻을 수 있었다. 2단계 분석 결과에서는 신용시장에 대한 규제 정도를 반영하는 변수가 도입되기 이전에는 기존 연구에서와 같이 소득 불평등이 민간신용의 변화를 설명하는데 있어 유효한 결과가 일부 관측되었지만 신용시장 규제 완화 척도 변수를 대용변수로 분석식에 포함했을 경우 그 효과는 모두 사라지고 유의미하지 않게 나타났다. 즉, 기존 Bordo and Meissner(2012) 연구결과와 마찬가지로 소득 불평등의 다양한 지표가 민간신용은 물론 가계신용 변화에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 민간신용이나 가계신용의 증가가 불평등 지표보다 대체로 신용시장에 나타나는 금융규제 완화와 밀접한 관련이 있음을 제기했다.

다음으로 두 번째 질문과 관련된 분석은 Cihak and Sahay(2020) 분석식을

원용하여 수행했다. Cihak and Sahay(2020)의 분석은 IMF에서 정의한 민간신용의 확장을 포함하는 포괄적인 금융심화지표가 불평등에 미치는 영향을 분석한 것으로 국가패널분석을 수행하였는데 본 연구에서는 금융심화지표 대신 보다 직접적으로 민간신용과 가계신용 지표를 활용하여 소득 분배에 미치는 영향을 분석했다. 국가패널자료 분석 결과, 소득 불평등과 민간신용의 관계는 Cihak and Sahay(2020) 분석 결과와 유사하게 단순 선형관계가 아닌 U자형 비선형 관계일 가능성을 제기했다. 하지만 대체로 동 관계에 있어서도 앞서 분석에서와 같이 소득 불평등과 민간 및 가계신용 간 일관되고 유의미한 관계를 식별하는 데 있어 한계가 있는 것으로 판단된다.

세 번째 질문과 관련하여서는 Wood(2020)의 영국 사례 분석을 원용하여 우리나라 가계신용과 소득 불평등 간 관계를 실증분석했다. 금융심화의 결과로서 가계부문의 부채가 증가하여 이것이 불평등을 야기하였는지를 살펴보기 위해 Wood(2020)는 1966년부터 2016년까지의 영국 시계열자료를 이용, 오차수정모형(ECM)을 추정하여 분석한 결과, 장기적으로 민간신용의 증가가 소득 불평등을 야기한다는 결론을 도출한 바 있다. 본 연구에서도 우리나라를 대상으로 직접 분석을 수행하기 위해 이와 유사한 방법론을 적용하였으며 보다 직접적인 관계 도출을 위해 민간신용은 물로 가계신용을 이용하여 분석에 활용하였다. 한편 이러한 분석을 위해서는 핵심 변수인 소득불평등도 지수(Gini 계수, 상위 5% 점유율, 중위소득 대비 상위 10% 비율 등)와 가계부채 변수 관련한 장기 시계열 자료가 필요하지만(영국의 경우 50년 연간자료), 우리나라의 경우 사용가능한 연간 관측치가 적어 의미 있는 시계열분석을 적용하기에 한계가 있었다. 이에 따라 본 연구에서는 영국의 연간자료 분석과 달리 분기 자료를 이용하여 분석에 필요한 관측치를 확보하였다. 통계청의 분기별 가계동향조사 미시 원자료를 이용하여 소득 불평등 지수를 분기별로 추정하여 이를 시계열분석에 활용했다.

먼저 민간신용 및 가계신용과 불평등도 간의 그랜저 인과관계 분석은 소득불평등 지표에 따라 상이한데 대체로 신용이 불평등을 그랜저 인과하는 것으로 나타나고 있으며 일부 변수에 있어서 시차에 따라 단위근 분석결과에 있어 혼재된 결과를 나타냈다. 이에 따라 다양한 시계열 분석기법을 이용, 분석한 결과 우리나라의 경우 단기적으로는 가계신용의 증가가 불평등에 있어 (+)의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있지만, 장기적으로는 이와 같은 불평등과 민간신용 또는 가계신용 간의 안정적 관계는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로 거시건전성 규제의 영향을 살펴보기 위해 IMF에서 수집한 거

시건전성 규제의 국가별 자료를 활용하여 분석을 수행하였다. 먼저 국가패널 자료를 이용하여 분석한 결과, 기존 연구 결과와 유사하게 LTV 등 거시건전성 규제강화는 민간 및 가계신용을 줄이는데 효과가 있는 것으로 나타났다. 반면 거시건전성 규제강화가 불평등에 미치는 영향은 명확하게 나타나지 않으며 오히려 일부 소득불평등 지수의 경우 규제가 강화될 때 소득 불평등이 낮게 나타났다. 우리나라의 경우 소득 불평등에 미치는 거시건전성 규제 효과는 거의 유의미하지 않게 나타났다. 거시건전성 규제 정책의 효과 식별이 총량 변수의 경우 여러 가지 측면에서 식별상 어려움이 있음을 감안하여 우리나라 가계 미시자료를 사용하여 LTV 규제 정책의 부의 재분배 효과를 분석하였지만 앞선 분석과 마찬가지로 유의미한 결과를 도출하기에 어려웠다.

3. 기존 연구와의 차별성

본 연구는 그동안 수행하기 어려웠던 불평등과 금융 불안정 그리고 거시건전성 규제의 상호작용에 대한 종합적인 분석을 수행하였다는 점에서 차별성이 있다. 기존 연구가 대체로 국가패널 자료를 활용하여 소득 불평등→민간신용→금융위기 관계 분석에 한정되거나 금융 심화와 불평등 간 관계 분석에 초점이 맞춰져 있었다면, 본 연구는 보다 종합적인 시각에서 그 양방향 가능성을 종합적으로 살펴보고 있으며 더욱이 이와 같은 과정에서 금융정책 당국의 거시건전성 규제의 도입 효과가 신용과 불평등에 대한 영향을 함께 보고 있다는 점에서 차별성이 있다. 또한 이와 같은 분석을 위해 기존 연구 분석을 토대로 다양한 연구 분석방법론을 적용하고 있으며 특히 국가패널자료, 우리나라 분기 시계열자료, 미시 가계자료 등 다양한 자료를 이용하여 종합적인 연구결과물을 도출하고자 시도하고 있다는 점에서 차별성이 있다.

둘째, 기존의 연구들이 대체로 민간신용과 불평등 관계에 초점이 맞춰 있거나 아예 지엽적으로 은행대출과 불평등 간 관계 분석이 수행되어 소득 불평등에 대한 가계신용과의 보다 직접적인 관계를 식별하는 데 어려움이 있었으나, 본 연구에서는 기업신용까지 포함한 민간신용은 물론 은행과 비은행 금융회사까지 포함한 가계신용 자료를 별도로 이용하여 분석에 활용하고 있다는 차별점이 있다. 즉 과거의 경우 민간신용이 기업대출에 의해 주도되었다고 하면 최근 선진국들의 민간신용 증가가 주로 가계부채 즉 가계신용의 증대에 기인하고 있음을 감안할 때 이와 같은 가계신용을 이용한 분석은 보다 시의적절하다고 판단된다.

셋째, 기존의 연구들이 대체로 국가패널 연구를 대상으로 수행한 일반적인 분석 결과 내지 시사점을 제공하고 있어 이것이 우리나라에 어떻게 적용될 수 있을지에 대한 해석상의 한계가 있었지만 본 연구에서는 제한적이나마 분기 소득 불평등 지표를 자체 추정하여 시계열 자료로 생성하여 분석함으로써 우리나라 여건이나 특성을 반영한 분석을 수행하였다는 점에서 차별성이 있다.

마지막으로 본 연구의 경우 이와 같은 가계부채 증대에 따라 도입된 거시건전성 규제 정책의 효과를 단순히 가계신용의 증감뿐 아니라 그동안 분석이 다소 미흡하였던 불평등에 미치는 영향까지 실증분석하였다는 점에서 차별성이 있다고 할 수 있다.

하지만 이와 같은 연구 기여 내지 차별성에도 불구하고 본 연구 결과는 다양한 측면에서 한계를 가질 수 있다.

먼저 주제의 포괄적인 측면을 고려하여 종합적인 분석을 수행하기 위해 사용된 국가패널 자료의 경우 분석 주제에 따라 다양한 원천에서 자료가 추출되어 사용되다 보니 사용 변수 간 시계열 기간이 차이가 나거나 분석 대상 국가가 일관되지 않은 문제가 있다.

다음으로 본 연구에서 핵심 지표로 다양한 소득 불평등 관련 지표가 사용되고 있는데 분석 결과가 사용 변수에 따라 일관적이지 않은 결과가 나타나고 있어 강건한 분석 결과로 판정하기 어려운 한계가 있다. 그러나 이러한 한계는 본 연구만의 한계는 아니며 일반적으로 불평등의 효과를 분석한 기존 실증연구들은 특정 불평등 지표에 따라 결과가 상이해지는 문제에 직면해 있는 것으로 보인다(Litchfield, 1999).

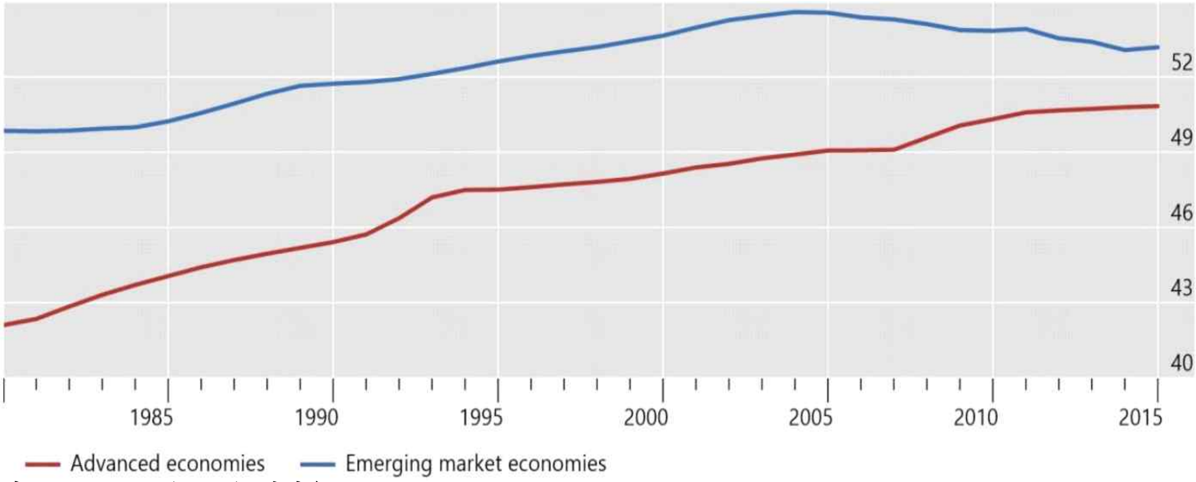
또한 거시건전성 규제 분석과 관련하여서도 대표적인 LTV 규제의 경우 국가마다 그리고 시기마다 매우 세부적으로 규정되어 있어 이러한 것을 거시총량 변수로 식별하기에는 한계가 있다. 이에 따라 본 연구에서는 국가패널 분석이나 시계열 분석 기법 대신 이러한 특성들이 어느 정도 통제 가능한 가계 미시자료를 이용한 패널분석을 통해 이와같은 문제를 극복하고자 시도하고 있다. 기타 각 주제별로 직면하게 되는 다양한 분석상의 한계는 해당 장에서 별도 언급하기로 한다.

Ⅱ. 국가패널 분석(1): 불평등 → 민간신용

1. 논의배경

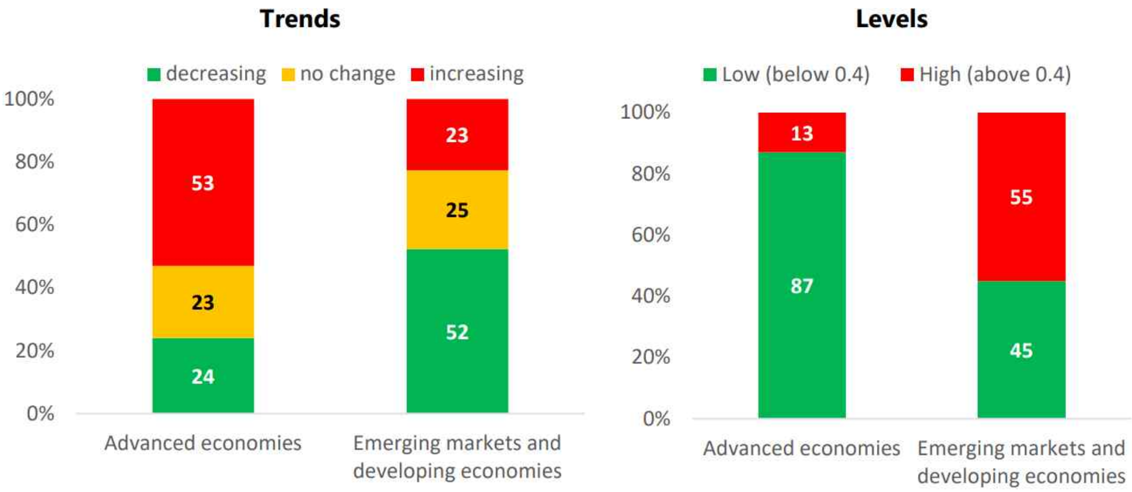
2018년 금융위기 전까지 30년 동안 경제적 불평등이 선진국을 중심으로 상승하였으며 미국은 대공황이후 최고의 불평등 수준을 나타낸 바 있다. 소득불평등은 개도국을 중심으로 최근 개선되는 모습을 보였지만 선진국은 여전히 부의 집중과 불평등이 확대되고 있는 모습이다.

<그림Ⅱ-1> 시장소득 지니계수 추이



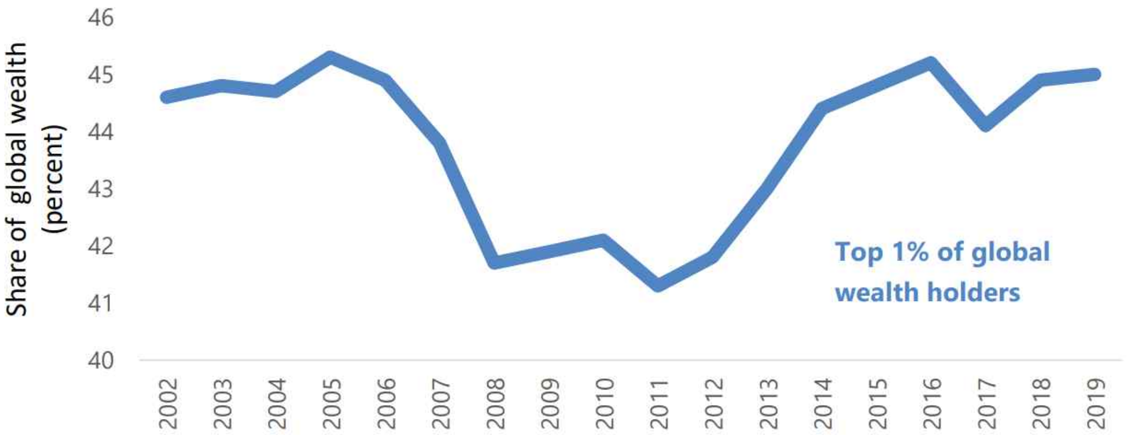
자료: Carstens(2021) 재인용

<그림Ⅱ-2> 선진국과 개도국 소득불평등 변화 추이(1993-2017)



자료:Cihak and Sahay(2020) 재인용

<그림Ⅱ-3> 부의 불평등 추이



자료: Cihak and Sahay(2020) 재인용

금융위기 발발 이후 불평등이 직·간접적으로 금융시스템의 불안정과 경제위기를 야기하는가에 대한 논란이 제기되었다. 본 논란의 핵심은 증가하는 불평등이 부채의 과도한 축적을 가져오고 이것이 결국 은행위기와 같은 금융 불안정 상황을 가져오는 핵심 요소로 설명될 수 있는가 하는 점이다. 이와 같은 논의는 이미 1930년대 대공황 발생 이후 제기되었으며, Fisher(1933)는 모든 대형 호황과 불황은 두 가지 중요한 요소 즉 시작점의 과도한 부채 축적과 종착점의 디플레이션 발생으로 설명될 수 있다고 주장했다.

아울러 이 견해를 기초로 Minsky(1982,1986)는 금융 불안정의 핵심 사항으로 부채를 제기한 바 있다. 그는 가계부채와 소비가 아닌 기업부채와 투자에 초점을 맞추어 금융 불안정 발생을 설명하였으며 자본주의 경제의 특징은 금융시스템이 안정과 불안정 양극단을 오고 가는 경향이 있음을 주장한 바 있다. 즉 번영하는 시기 동안 기업소득은 높아지고 투자에 대한 낙관주의가 팽배해짐에 따라 대출은 미래현금흐름 즉 상환능력 이상으로 증대하게 된다. 결국 어느 순간 채무불이행의 확산, 이에 따른 유동성 위기와 자산가격 디플레가 발생하며, 금융회사의 대출은 급격히 축소되고 신용이 좋은 우량기업들조차 금융접근이 거부되어 실물경제의 위축이 발생한다는 것이다.

Kindleberger(1978) 역시 이와 비슷한 금융위기 발생 과정을 설명했다. 경제환경이 좋았을 때 미래에 대한 낙관적인 분위기가 형성되고 이로 인한 자산가격이 상승하여 더 큰 낙관주의가 형성된다는 것이다. 이러한 내러티브의 핵심은 자산가격 상승을 뒷받침할 수 있는 신용의 사용이며 이러한 신용확대를 기반으로 자산가격의 상승이 현실화된다는 것이다. 이와 같은 부채, 신

용 기반 자기충족적 과정이 강화됨에 따라 자산가격은 경제 펀더멘털로부터 괴리가 확대되며, 이러한 과정에서 소득 대비 부채비율이 상승하고 자본비율이 하락하게 된다. 어느 순간 과도한 낙관주의의 실체가 노출되기 시작함에 따라 패닉이 이어지고 투자자들은 동시에 그들의 포지션을 유동화시키려고 나섬에 따라 자산가격 폭락과 위기가 발생한다는 설명이다. 이를 토대로 많은 실증 연구들이 실제 발생한 금융 불안정 상황들이 과도한 부채수준에 의해 악화하였다는 분석 결과를 제시한 바 있다(Borio and White, 2003; Mendoza and Terronos, 2008; Reinhart and Rogoff, 2008 등).

금융 불안정을 가져오는 신용의 급증이 왜 발생하는지에 대해 기존 이론들은 다음과 같은 핵심 요인들을 제기했다. 즉, 은행들의 군집행태, 은행 상호의존적 대출정책을 가져오는 정보의 문제, 위험에 대한 저평가, 대출기준의 완화, 정부보증의 존재, 채무자 측면에서 제한된 책무, 경기변동과 금융강화 기제의 존재 등이다. 이 요인들 가운데 많은 실증연구들은 금융 불안정의 원인이 되는 신용확장의 핵심 동인으로 글로벌 금융위기 이전까지 다음과 같은 네 가지가 주로 제기되었던 것으로 보인다. 첫째, 금융시스템 규제완화(Ranciere et al., 2006), 둘째, 완화적 통화정책 (Borio and White, 2003), 셋째, 급격한 경제성장(Mendoza and Terronos, 2008), 넷째 외국자본의 유입(Elekoag and Wu, 2011)이 이에 해당된다. 하지만 미국의 서브프라임 사태 이후 다섯 번째 불평등이라는 요인이 새롭게 부각되었다.

미국의 서브프라임 사태 이후 Rajan(2010)은 미국에서 증가하는 불평등이 정치적 압력으로 작용하여 상대적으로 중·저소득 유권자들의 경제 여건을 개선시키는 데 초점을 맞춘 정책들을 입법화시켰다고 주장했다. 미국의 양극화된 정치 세계에서 정부의 통상적인 조세와 사회복지지출을 통한 소득재분배 정책은 정치권에 매력적이지 않은 선택지였고 대신 정부는 신용시장 규제완화, Fannie Mae와 같은 정부 소유 부동산 대출기관을 통해 저소득 가계에 대한 대출을 확대하는 정책을 수행함으로써 미국 가계신용 확장에 기여하였다. 아울러 저소득 계층의 정체된 소득증가로 인해 이들은 기대 생활수준 유지를 위해 부족한 소득을 부채를 통해 조달하였다는 분석이 이루어졌다. 결과적으로 이러한 가계신용의 급증이 금융위기의 토대를 형성하였다는 주장이 제기되어 글로벌 금융위기 이후 많은 연구가 이러한 Rajan의 가설에 대한 검정을 중심으로 이루어졌다.

한편 Rajan(2010)의 설명이 인과관계를 잘못 해석할 수 있다고 주장하며 불평등과 금융위기를 가져온 것은 정치라는 사회적 맥락에서의 주장도 제기되었다(Acemoglu, 2011). Acemoglu는 불평등과 금융위기 발생이 인과관계가

아닌 정치 동학에 의해 동시적으로 발생함을 주장했다. 정치가들은 불평등이 존재할 때 많은 부와 소득을 금융산업에서 얻고 있는 보다 정치적 영향력이 있는 고소득·고자산 유권자들이 선호하는 금융규제 완화 정책을 가져오는데 기여하였고, 이에 따라 가계부채가 증가하였다는 주장이다. 결국 Acemoglu 과 Rajan의 소득 불평등과 금융 불안정에 대한 설명의 차이는 금융시장 규제 완화의 압력이 소득 분포의 양끝단 어디에서 발생하느냐로 요약될 수 있다. 하지만 이러한 내러티브들은 미국의 사회적, 정치적, 경제적 맥락에 국한될 수 있으며 일반적인 결과나 근거로 제시되지 않을 수 있다는 주장도 제기됐다(Galbraith, 2012; Wood, 2020).

미국 서브 프라임 위기 그리고 글로벌 금융위기 이후 불평등-신용-위기 관계가 주목을 받기 시작하였으며, 이에 따라 금융 불안정의 동인으로 소득 불평등의 역할에 대한 실증연구들이 동 기간 중 불평등과 민간신용이 급증한 OECD 국가들을 대상으로 이루어졌다(Rajan, 2010; Kumhof and Ranciere, 2010; Kumhof et al. 2012; Bordo and Meissner, 2012; Perugini et al., 2016).

앞서 언급한 바와 같이 Rajan(2010)은 글로벌 금융위기의 전조가 된 서브프라임 모기지 사태의 원인이 미국의 소득 불평등 문제에 있다고 주장하여 학계에 주목을 받았다. Rajan(2010)은 사람들의 사회적 지위 유지 욕구가 정부의 대중영합주의 정책 또는 금융규제 완화와 결합되면 소득 불평등 악화가 가계부채를 과도하게 늘리고 주택가격 거품을 유발하여 금융위기까지 초래할 수 있다는 가설을 제시한 바 있다.

이후 Kumhof et al.(2015)은 Rajan의 가설을 거시경제 모형으로 설명하였다. 이들은 이론모형 설정에 앞서 1930년대 미국 대공황과 2008년 대침체 국면에서 소득불평등도 추이에 대한 정형화된 사실을 제시했다. 첫째, 두 경기침체 직전에 소득불평등도와 가계부채가 동시에 급격히 증가했다. 둘째, 이러한 가계부채의 증가는 하위소득계층에서만 두드러지게 나타난 현상이다. 셋째, 소득 불평등 뿐만 아니라 부의 불평등 역시 금융위기 직전에 확대되고 있었다. 이상의 결과를 종합하면 1930년 대공황과 2008년 대침체는 모두 소득 불평등 심화, 저소득층의 가계부채 증가, 부의 편중 심화라는 배경하에 발생했다는 것을 알 수 있다.

동 연구에서는 이와 같은 정형화된 사실을 기반으로 가계부채가 금융위기를 발생시키는 경로를 DSGE 모형을 통해 설명하고 있는데 여기에서의 핵심은 모형 내 고소득층이 자신의 효용함수에 금융소득을 포함하고 있어 소득 증가의 상당 부분을 소비에 사용하기보다는 저소득층에 대출하는 형태로 금융자산을 증가시키게 되는 구조라는 것이다. 반면, 저소득층은 고소득층으로

부터 차입한 자금으로 소비를 확대할 수 있었으나, 결과적으로 소득 대비 가계부채 비율이 급상승하고 금융 부실화가 진행되어 금융위기의 가능성이 커진다. 이처럼 동 연구는 Rajan(2010)이 주장한 소득 불평등이 금융위기를 야기하는 메커니즘을 설명한 첫 번째 이론연구라 할 수 있다.

Rajan(2010)의 가설을 입증하기 위한 다양한 실증연구들도 이루어졌는데 대표적으로 Bordo and Meissner(2012)는 국가패널 자료를 이용하여 소득 불평등이 금융위기를 야기한다고 하는 실증근거를 찾고자 했다. 이들은 1980년부터 2008년에 걸친 14개 선진국 대상 패널데이터를 이용하여 먼저 국가 전체의 신용증가가 은행위기 가능성을 높이는지를 패널 로짓 모형으로 추정하고 다음으로 상위 1%의 소득 비중으로 대표되는 소득 불평도의 증가가 신용증가의 원인이 되는지를 분석했다. 그 결과, 신용증가가 은행위기의 가능성을 높인다는 증거는 찾을 수 있었으나 두 번째 소득불평등도의 증가가 신용확대로 이어진다는 증거는 찾을 수 없었다. 이들은 소득 불평등이 아니라 실물경기 확대와 완화적인 통화정책이 신용증가와 은행위기의 원인이라는 점을 시사하였다.

이에 반해 Perugini et al.(2016)은 Bordo and Meissner(2012)의 연구 방법론을 원용하여 분석한 결과, 금융시장 규제의 완화와 같은 제도변수들이 추가되어도 직접적으로 소득 불평등이 민간신용 증가를 설명하는데 유효하다는 실증근거를 제시하며 통화·금융 정책당국은 물가안정이나 금융시장 안정이라는 전통적 목표이외에도 이와 같은 소득 재분배 이슈도 정책목표로 감안할 필요성이 있음을 제기하였다.

한편 Bordo and Meissner(2012)의 분석 결과를 토대로 경제적 불평등 악화가 가계부채를 증가시킨 것이 아니며 가계부채 확대와 금융위기는 금리변동에 따른 ‘신용 사이클’현상이라는 주장도 제기되었다(Kosem, 2019; Krugman, 2012; Acemoglu, 2011). 즉 Rajan(2010)의 가설에 동의하지 않고 경제적 불평등이 금융완화(대출기준 완화, 대출 여력 확대, 금융규제 축소 등)를 유발한 것이 아니라 오히려 금융완화가 자본소득 격차를 유발하여 경제적 불평등을 악화시킨 것이며 가계부채 확대와 금융위기는 금리변동에 따른 ‘신용 사이클’현상이라는 주장도 제기되었다. Acemoglu(2011)에 따르면 불평등의 증가는 부유한 계층의 정치적 영향력을 증가시키고, 이는 금융시장에서 규제완화 정책을 야기하는 배경으로 작동하며 이는 금융 불안정과 불평등 증가를 다시 가져오는 순환과정이 발생한다. 즉, 소득이 특정 계층에게 집중될 경우 소득 최상단에 위치한 계층에게 보다 많은 정치적 영향력이 부여될 가능성이 크며 이들이 사적 이득을 추구하는 과정에서 중·저소득계층

유권자들이 선호하는 재분배정책 대신 금융규제 완화 정책을 추진한다고 설명했다(Krugman, 2012). Kosem(2019)은 소득 불평등 악화가 오히려 가계부채를 줄이는 효과가 있으나 가계부채에 대한 금리하락의 영향이 압도적으로 이를 상쇄하였기 때문에 소득 불평등 악화에도 불구하고 가계부채가 증가했다는 주장도 제기했다.

결국 상기 연구들은 대체로 국가패널 자료를 이용하여 민간부문의 부채 증대가 금융위기 가능성을 높인다는 실증결과와 아울러 불평등-신용 경로에 대한 다양한 실증연구 결과들을 제시한 것으로 보인다. 이에 따라 본 장에서는 불평등→신용확장→위기발생 경로에 대해 그동안 실증결과들이 혼재되어 있으므로 이들 분석을 토대로 1980~2020년까지 38개국 OECD 국가패널자료를 구축하여 실증분석해 보기로 한다. 앞서 언급한 바와 같이 Rajan(2010), Kumhof and Ranciere(2010), Kumhof et al.(2012), Perugini et al. (2016) 등은 대체로 위 경로의 존재를 확인한 바 있지만 Bordo and Meissner(2012)와 Kosem(2019) 등은 분석기간과 대상 등이 차이가 있지만 유사한 국가 패널분석을 수행하여 불평등이 신용확장을 유발한다는 실증근거를 찾지 못한 바 있다. 본 연구에서는 비교적 보다 최근의 OECD 국가패널 자료와 민간 및 가계신용 변수를 적용하여 최근 가계신용의 급증과 소득불평등이 심화된 선진국을 대상으로 관계를 분석해 본다.

본 장에서 검정할 가설은 다음과 같다. 첫째, 민간신용과 가계신용의 급증은 은행위기 가능성을 높인다. 둘째, 소득불평등은 민간신용과 가계신용의 증가를 가져온다. 두 가설을 검정하기 위해 다음절에서는 기존 연구와 유사하게 2단계로 연구분석을 추진하는데 1단계에서는 민간 및 가계신용이 은행위기와 어떤 관계를 맺고 있는지를 분석한다. 2단계에서는 소득불평등이 민간신용과 가계신용을 설명하는데 있어 통계적으로 유의한지를 살펴본다.

본 연구에서는 Perugini et al.(2016) 연구를 기반으로 하되 보다 최근의 OECD 국가자료를 이용하고 이전 연구에서 확인하기 어려웠던 가계신용의 역할을 추가하고 분석방법에 있어서도 내생성 등을 고려한 동태패널분석모형(System GMM) 분석 결과를 제시하고자 한다. 아울러 신용확대에 대한 기존 제도적 동인 즉 신용시장 규제 완화와 같은 제도변수를 설명변수로 이용하여 Rajan(2010)이 제기한 불평등과 금융시장 완화 그리고 신용의 증대라는 채널에 대한 실증근거를 확인한다.

2. 자료와 실증분석

본 장에서는 OECD 38개 국가를 대상으로 1980년부터 2020년까지 연도 자료를 World Bank DB와 국제결제은행(BIS) DB 등을 활용하여 필요 변수들을 추출했다.

1단계 분석에서는 핵심 변수인 은행위기 등 경제위기 변수의 경우 세계 206개국 대상으로 1970~2019년까지 은행, 외환, 국가부채 위기 등을 식별한 위기 DB자료(Nguyean, T. et al. 2022)를 토대로 OECD 38개국 대상 은행위기 변수를 추출했다. 민간신용 자료는 기존 연구에서 대부분 민간(기업+가계) 신용 변수를 사용하고 있어 본 연구에서도 GDP 대비 민간신용 변수를 World Bank DB에서 추출하여 사용하였다. 기존 연구와 차별화되게 본 연구에서는 가계부채가 90년대 이후 선진국을 중심으로 민간신용을 증대시키는데 있어 핵심 역할을 수행하고 있으므로 이의 영향을 별도로 식별하기 위해 BIS DB에서 가계신용 관련 자료를 추출했다.[5] 소득불평등도 자료는 대표적으로 지니변수의 경우 World Bank DB로부터 추출하였고 소득 분포 상위 10%, 상위 1%가 전체 소득에서 차지하는 비중 변수, 그리고 중위 소득 대비 상위소득 비중의 비율 변수는 World Top Incomes DB에서 추출하였다.

2단계 소득불평등→민간(가계)신용 분석의 경우 주요 설명변수들 중 제도변수인 신용시장 규제(Credit Market Regulation) 완화 지표는 Perugini et al.(2016) 등 많은 연구에서 활용하고 있는 Fraser Institute가 구축한 Economic Freedom of the World DB에서 추출하여 사용하였다.[6] 동 지표는 1985년부터 수치가 제공되고 있으나 2000년까지 5년 단위로 제공되고 이후 2000년부터 2020년까지 연간 자료 이용이 가능했다. 동 지표의 경우 세 가지 하부 항목, 즉 금리통제(interest rate controls), 은행소유(ownership of banks), 민간부문 신용(private sector credit) 항목으로 평가되고, 0에서 10까지 값을 가지며 수치가 높을수록 동 국가의 금융규제 완화가 이루어짐을 나타낸다. 아래 분석식 (1)과 (2)에서 사용한 기타 설명변수는 World Bank DB에서 추출하였다.

1단계 추정식은 Perugini et al.(2016)을 원용하여 다음과 같이 설정하고 이

---

5) 동 자료의 경우 각국 자금순환계정 통계의 가계와 비영리단체의 부채 잔액을 집계한 것이어서 우리나라 시계열 자료시 사용한 한국은행의 가계신용과는 다소 차이가 있다.

6) 동 지표는 다양한 실증연구에서 금융규제 대용지표로 폭넓게 활용되고 있으며(Giannone et al., 2011; Stankov, 2012, Perugini et al., 2016), 다른 대체되는 지표들에 비해 신용시장 규제 관련 비교적 장기 시계열을 제공하고 있다. 동 지표의 경우 민간보유 은행예금 비율이 높을수록, 민간대출 대비 정부대출이 낮을수록, 금융시장의 이자율 통제가 적을수록 점수가 높아졌다. 지표 관련 보다 자세한 내용은 Guwartney et al.(2022), Economic Freedom of the World Annual Report를 참고하시오.

를 패널로짓 모형을 이용하여 추정하였다.

$$\Pr(bankingcrisis_{i,t}) = F(Cred_{i,t} + \alpha_i + \tau_t + \epsilon_{i,t}) \qquad (1)$$

bankingcrisis는 DB자료(Nguyean, T. et al. 2022)에서 추출한 38개국 은행위기 더미 변수이며, 하첨자 i와 t는 국가와 연도를 나타낸다. α, τ는 각각 국가 및 연도 고유효과를 나타내고 ϵ는 국가별 연도별 오차항을 나타낸다.

2단계 추정식도 Perugini et al. (2016)를 원용하여 다음과 같이 동태패널 모형을 설정하고 이를 System GMM 모형을 이용하여 추정하였다.

$$Cred_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Cred_{i,t-1} + \beta_2 ieq_{i,t} + \beta_3 Dereg_{i,t} + X_{i,t}\Gamma + \alpha_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \qquad (2)$$

식 (1)과 (2)에서 Cred는 민간(가계)신용 변수로 GDP 대비 민간신용 비율과 GDP 대비 가계신용 비율 변수를 사용하였으며, ieq변수는 다양한 소득 불평등지표로 여기에는 상위 Top 1% 비중(Top1), Top 10% 비중(Top10), 중위소득 대비 상위10% 비율(P9050) 그리고 지니계수(Gini)를 사용하였다. Dereg 변수는 앞서 설명한 신용시장의 규제 완화를 나타내는 credit market (de)regulation 지표이며 높을수록 규제 완화가 큰 민간 주도 신용시장을 나타낸다. X는 신용의 변화를 설명할 수 있는 기타 변수들의 벡터로 기존 연구에서 사용한 GDP 대비 자본형성, 포트폴리오 투자비율, 통화 확장정도를 나타내는 GDP 대비 M2 비율, 대출이자율(%), 실질 GDP 성장률, 1인당 실질 GDP 변수가 포함되었다.[7]

3. 분석결과

패널 로짓 모형으로 추정한 1단계 결과는 아래 표에서 보는 바와 같이 민간신용이 은행위기를 설명하는데 있어 통계적으로 유의한 것으로 나타나 기존 연구결과와 유사한 것을 알 수 있다. 즉 민간신용이 커질수록 은행위기 가능성은 높아지는 것으로 나타났다. 아울러 기존 연구와 차별적으로 보다 직접적인 가계신용 변수를 이용한 결과 역시 동일하게 유의한 것으로 나타나 결국 가계 및 기업 신용의 확장이 은행위기를 설명하는 데 있어 주요한 변수라고 하는 기존 연구들과 일관된 결과를 얻고 있다. 추가로 불평등 지표가 은행위기를 직접적으로 설명하는데 있어 얼마나 유의한가를 살펴보았으

---

7) 이하 실증분석에 사용한 변수들의 기초 통계량은 부록의 부표 요약통계량을 통해 제시되었다.

나 민간신용과 달리 거의 유의하지 않은 것으로 나타나 불평등 지표의 위기에 미치는 직접적인 효과는 식별되지 못하였다.

<표Ⅱ-1> 은행위기와 신용 관계 분석(패널로짓 추정결과)

	은행위기	은행위기
민간신용	0.0329***	
	(0.0079)	
가계신용		0.1105***
		(0.02127)

주: ( )는 표준오차를 나타내며 계수값 위의 *는 10% 유의도 수준을 **는 5%, 그리고 ***는 1% 수준을 나타냄.

<표Ⅱ-2> 은행위기와 소득불평등 관계 분석(패널로짓 추정결과)

	은행위기
Top1	−3.809
	(5.460)
Top10	−4.271
	(3.9770)
P9050	0.0235
	(0.2486)
Gini	−0.017
	(0.1104)

주: ( )는 표준오차를 나타내며 계수값 위의 *는 10% 유의도 수준을 **는 5%, 그리고 ***는 1% 수준을 나타냄.

다음으로 민간신용과 불평등 관계 분석은 System GMM 추정[8)]을 통해 이루어졌으며 동 추정량은 도구변수로 통상적으로 설명변수들의 시차변수들과 1차 차분변수들의 시차변수가 활용되며 이들 변수들의 적률조건(moment condition)의 유효성은 과잉식별 검정과 오차항의 2차 자기상관 유무 검정을 통해 이루어지는데 이러한 검정을 통과한 결과들을 본문에 보고하였다.

2단계 추정결과, 민간 및 가계 신용변수의 전기 변수들은 통계적으로 매우 유의하여 민간(가계)신용 간 동태 관계가 나타남을 확인하였으며, 기타 주요 설명변수도 기존 연구 결과와 거의 비슷한 결과를 나타내었다. GDP 대비 자

8) 사전 분석 결과 변수들이 다양한 통계적 속성을 나타내고 있어 패널 동태 FE효과 모형, FD 모형 등을 추가로 수행하였으며 결과에 있어서는 큰 차이를 나타내지는 않고 있다. 자세한 내용은 부록의 결과표를 참조하시오.

본형성 비중이 높을수록 그리고 포트폴리오 투자 비중이 낮을수록, 확장적 통화정책이 수행될수록, 그리고 1인당 GDP가 높을수록 민간(가계)신용은 증가하는 것으로 나타났다.

반면 기존연구와 달리 핵심변수인 소득불평등 변수들은 사용한 모든 변수에 있어서 민간신용 및 가계신용을 설명하는 데 있어 통계적으로 유의미한 결과를 얻지 못하였다. 흥미로운 점은 핵심 변수 중 하나인 신용시장 규제완화 변수(Dereg)를 제외시켰을 경우 일부 소득 불평등 지표에 있어 유의미한 신용증가 (+) 효과가 나타나고 있다. 하지만 신용시장 규제완화 변수를 추가하였을 경우 그 효과는 사라지고 모든 추정식에서 이와 같은 신용시장 규제완화 변수는 (+)로 매우 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 동 결과가 의미하는 바는 이와 같은 민간신용 및 가계신용의 증가는 대체로 확장적 통화정책 내지 금융시장 규제 완화의 효과일 가능성이 높다는 점이다. 하지만 이러한 결과는 사용되는 불평등 지표에 따라 달리 나타나 해석에 있어 유의할 필요가 있다.

<표Ⅱ-3> 민간신용 및 가계신용과 소득 불평등 관계 분석

	민간신용 /GDP(1)	민간신용 /GDP(2)	가계신용 /GDP(1)	가계신용 /GDP(2)
분석	GMM	GMM	GMM	GMM
Top1	66.02904	19.78931	−0.0621	0.068145
	(42.63866)	(43.44063)	(13.07169)	(11.08285)
규제완화		4.235228***		1.07564***
		(1.188321)		(0.24897)
Top10	39.20093	−4.41411	4.06578	−0.72493
	(34.03746)	(38.41264)	(8.891421)	(7.561997)
규제완화		4.327953***		1.08087***
		(1.22704)		(0.257498)
P9050	1.561544	−0.92675	0.364133	0.043611
	(1.596775)	(2.04143)	(0.410427)	(0.362304)
규제완화		4.471772***		1.065102***
		(1.302139)		(0.27897)
Gini	0.635792***	0.218591	0.056818	0.156303
	(0.23515)	(0.527682)	(0.096991)	(0.117095)
규제완화		6.102887***		0.893313*
		(1.059266)		(0.464213)

주: ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차를 나타내며 계수값 위의 *는 10% 유의도 수준을 **는 5%, 그리고 ***는 1% 수준을 나타냄.

한편 이러한 결과는 Rajan(2010)이 제기한 바와 같이 불평등이 직접적인 신용 증가뿐 아니라 추가로 금융규제 완화에 영향을 미쳐 그 효과가 나타난 데 기인할 수 있으므로 이를 추가로 분석해 보았다. 무엇보다 이와 같은 불평등의 간접적인 효과를 실증적으로 살펴보기 위해 신용시장 규제완화 변수와 불평등 지표간의 교차항을 실증분석식에 추가하였다.

<표Ⅱ-4> 신용과 불평등, 그리고 라잔 효과(교차항 추가)

	민간신용 /GDP	가계신용 /GDP
Top1	810.11***	49.493
	(276.6325)	(60.156)
규제완화	14.386***	1.8030*
	(3.9315)	(0.9631)
Top1 교차항	−90.24***	−5.590
	(30.846)	(6.172)
Top10	293.16**	11.059***
	(145.78)	(26.708)
규제완화	16.170***	1.5700
	(6.1119)	(1.1546)
Top10 교차항	−33.29**	−1.286***
	(15.58)	(2.633)
P9050	11.199**	1.006
	(5.7169)	(1.066)
규제완화	7.0591	1.324***
	(1.871)	(0.4682)
P9050 교차항	−1.314**	−0.104
	(0.5858)	(0.1042)
Gini	−0.1609	0.5657
	(1.6244)	(0.3552)
규제완화	4.6467	2.5150
	(4.1651)	(1.715)
Gini 교차항	0.0458	−0.045
	(0.1565)	(0.0402)

주: 1) System GMM 결과

2) ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차를 나타내며 계수값 위의 *는 10% 유의도 수준을 **는 5%, 그리고 ***는 1% 수준을 나타냄.

분석 결과 표에서 보는 바와 같이 지니계수를 제외하고 모든 불평등 지표의 경우 민간신용의 변화를 설명하는데 있어 신용시장 규제 변수가 포함된 상태에서 두 변수 모두에 있어 통계적으로 유의미한 (+) 효과를 나타내고 있다. 즉 직접적으로 소득불평등과 규제완화의 효과가 유의미하게 나타나고 있다. 하지만 교차항 변수는 통계적으로 유의미한 (−) 부호를 나타내고 있으며 이를 감안할 경우 불평등이 미치는 효과는 거의 0에 가깝게 나타나거나 오히려 (−)도 나타날 수 있는 것으로 보인다.[9] 즉 Rajan(2010)이 제기한 효과는 예상과 달리 (−)가 나타나고 있으며 이는 불평등의 상승이 신용시장 규제완화를 통해 오히려 민간신용과 가계신용을 줄이는 역할을 수행한다는 것을 의미한다. 아울러 직접적인 효과를 포함할 경우 대부분의 국가에서 많은 경우 불평등이 신용에 미치는 순 효과가 미미하거나 유의미하지 않게 나타나고 있는 것으로 보인다. 더욱이 가계신용 분석 결과는 이와 같은 간접적인 효과가 대체로 통계적으로 유의미한 결과를 나타내고 있지 못하고 있으며 규제완화 변수만이 통계적으로 유의미한 결과를 나타내고 있다.[10]

(소 결)

본 장에서는 국가패널자료를 이용하여 분석한 결과, 민간신용의 증가는 기존 연구와 일관되게 위기 가능성을 높이는 요인으로 작용하고 있는 것으로 나타나며 본 연구에서 추가한 가계신용 역시 은행위기와 밀접한 관계를 나타내어 가계부채의 증가가 은행위기 발생가능성을 높이는 것으로 나타났다.

한편 불평등−부채−위기 경로의 핵심이라 할 수 있는 소득 불평등이 신용증가를 가져오는가에 대한 실증분석 결과는 시기가 상이하고 포함 국가가 다르지만 유사한 방법론을 적용한 Perugini et al.(2016)결과와 상이하게 나타났다. 분석 결과, 이들 결과와 상이하게 대부분의 변수에 있어서 소득불평등 지표가 민간이나 가계신용 변화를 설명하는 데 있어 유의성이 떨어지고 있는 반면, 신용시장 규제 완화와 같은 제도변수의 통계적 유의성이 높았으며 이들 변수 제외 시 불평등 변수의 직접적인 설명력이 높았다. 하지만 신용시장 규제완화 변수 포함시 그 유효성을 잃는 것을 보았을 때 관련 논의에서 제기하고 있는 소득 불평등의 효과보다는 동 시기의 규제 완화 효과가 이를 압도하는 결과로 해석된다.

9) 소득 불평등 지표(Top1)가 민간신용 증가에 미치는 효과를 수치적으로 살펴보면 규제완화 지표의 중위값이 9임을 감안할 경우 810.1−90.2*9=−1.7로 0에 근접한 (−)의 효과가 나타나고 있다.
10) 민간신용을 대상으로 유사한 분석을 수행한 Perugini et al.(2016) 결과에서는 이와 같은 교차항이 유의하지 않을뿐더러 기존에 유의하게 나타났던 불평등이나 규제완화 변수들의 유의성이 모두 떨어져 다중공선성 문제로 그와 같은 결과가 나타날 가능성을 제기한 바 있다.

본 결과는 오히려 Bordo and Meissner(2012)의 결과 즉 은행대출의 변화를 설명하는데 있어 불평등의 변화가 통계적으로 유의하지 않았다고 하는 결과와 유사하다고 볼 수 있다. 다만 Rajan(2010)이 제기한 불평등이 규제완화를 통해 그 효과가 강화되는지를 분석한 결과, 일부 불평등 지표의 경우 순 효과가 유의하게 나타나고 있지만 그 값이 0나 (−)로 나타나고 가계신용 분석의 경우 그 효과 자체는 나타난다고 보기 어려웠다. 이러한 점들을 모두 고려했을 때 선진국에서 민간신용이나 가계신용의 증가는 소득 불평등보다 규제 완화 측면의 설명이 보다 실증근거를 제공하고 있는 것으로 보인다. 아울러 1단계 분석에서 은행위기 측면에서도 소득 불평등의 직접적인 영향은 유의미하게 나타나지 않고 있다.

결국 본 연구 결과는 통화·금융정책 당국자들은 금융안정 이슈와 관련하여 여전히 가계부채나 민간신용 증가에 지대한 영향을 미칠 수 있는 금융시장 규제와 통화·금융정책에 포커스를 맞출 필요가 있으며 동시에 불평등 이슈에 대한 지속적인 모니터링이 함께 이루어질 필요가 있음을 시사한다.

Ⅲ. 국가패널 분석(2): 민간신용 → 불평등

1. 논의배경

앞서 Rajan(2010) 등의 주장은 기술변화 등 외생적인 요인에 의해 소득 불평등이 악화될 경우 사회적 지위 유지 등을 위해 대출수요를 늘리는데, 정부가 재정정책을 통해 소득 불평등을 축소하려고 하기보다는 금융완화 등을 통해 이에 대중영합주의로 대응하여 대출 공급을 늘려주면 가계대출이 과도하게 증가하고 금융위기 가능성이 커진다는 것이다. 반면, 이에 동의하지 않는 학자들의 주장은 금융완화가 오히려 자본소득 차이를 가져와 소득 불평등을 악화시키며 장기간 지속된 금리하락이 가계대출을 증가시켜 소득 불평등 악화에도 불구하고 가계대출이 증가했다는 것이다. 즉, 가계부채의 변동은 금리변동에 의한 '신용사이클'현상이며 저금리 장기화로 가계부채가 과도하게 확대된 상태에서 금리가 상승하면 금융위기가 발생할 수 있다는 주장이었다. Ⅱ장의 실증분석 결과는 이와 같은 사실을 어느 정도 지지하는 결과라 할 수 있다.

이처럼 금융 불안정과 분배 간 이슈에 대해 Rajan(2010)의 논의 이후 불평등이 민간신용의 증가를 야기하고 이것이 은행위기 내지 금융위기로 확대될 가능성에 대한 논의가 주로 이루어진 측면이 있지만 그 반대 방향에 대한 논의도 활발히 제기되고 있다. 무엇보다 Rajan(2010)의 주장이나 이후 연구들이 미국을 중심으로 한 특정 국가에 경도된 결과일 가능성이 제기되면서 오히려 이와 같은 신용 증가가 불평등을 야기할 수 있음이 제기되고 있다(Roberts and Kwon, 2017; Wood, 2020). 즉 민간부채의 증가, 특히 가계부채는 사전 존재하는 불평등을 보다 심화시킬 수 있는데, 이는 가계부채나 민간신용 증대로 금융시장 종사자와 소득분배의 상위 끝단에 존재하는 자산보유자들의 소득이 높아지기 때문이라는 주장이 금융시장이 발전한 선진국을 중심으로 설득력을 높이고 있다(Lapavitsas, 2013; Soederberg, 2014; Wood, 2020).

한편 불평등의 결정 요인에 대한 기존 연구들은 상당수 존재하지만, 특히 민간신용의 증가가 불평등의 변화를 설명하는 데 있어서 유효한지에 대한 실증연구는 상대적으로 미흡한 편이다. 비교적 최근에 관련 연구들이 선진국을 대상으로 이루어지고 있는데 가계부채가 불평등에 미치는 영향이 표본에 따라 결과가 혼재되어 나타나는 것으로 보인다(De Haan & Sturm, 2017, Godechot, 2016, IMF, 2015). 보다 최근에는 Cihak and Sahay(2020)이 직접적

으로 민간신용의 영향을 살펴보는 대신 IMF의 금융발전지수(Financial Development Index)를 이용하여 금융발전이 소득불평등에 어떤 영향을 미치는지를 분석하여 유의미한 결과를 도출한 바 있다.

이번 장에서는 기존 연구에서 상대적으로 덜 다루어지고 있는 소득 불평등에 대한 민간신용의 영향을 실증분석하였다. 앞서 Ⅱ장에서 소득 불평등이 민간과 가계신용의 변화를 설명하는데 있어 유의하지 않게 나타나고 있지만 그 반대 방향의 관계 가능성도 제기되고 있으므로 소득 불평등과 민간신용/가계신용 간 관계를 이해하는데 있어 이와 같은 분석이 필요하다.

주지하다시피 일반적인 불평등 결정요인에 관한 기존 연구는 매우 많이 있으므로 이에 대한 논의는 본 연구의 주제로부터 벗어나 생략하기로 한다. 다만 실증분석을 위해 필요한 불평등을 결정하는 다양한 요인들에 대한 기존 연구결과를 간략히 아래에서 정리하였다.

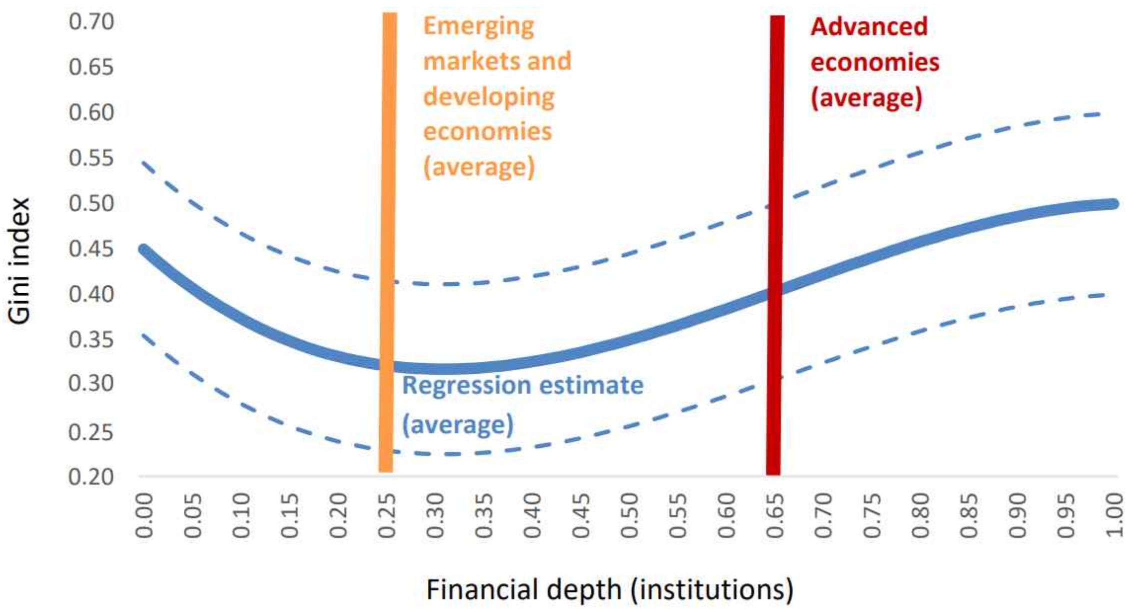
먼저 불평등이 증가하는 현상은 최상위 분배에 대한 누진세제의 축소에 기인하거나 세계화와 기술변화가 가져오는 숙련노동에 대한 상대적인 임금 프리미엄의 변화가 주요 원인으로 제기된 바 있다(Ackinson et al. 2011; Van Reenen, 2011). 이와 더불어 노동시장에서의 성과기반 임금의 확산과 노동조합 등 노동운동의 쇠퇴, 아울러 최저임금제도 축소 등 노동제도의 변화도 선진국을 중심으로 증가한 소득 불평등의 주요 원인으로 제기되고 있다(Card et al., 2004).

한편 IMF(2015)와 De Han and Sturm(2017)은 가계부채가 선진국 경제에서 불평등 증가와 관련이 있음을 제기하였으며, 두 연구 모두 민간신용이나 가계신용 대신 보다 광의의 금융발전 지수(Financial Development Indicators)를 대용변수로 소득불평등과의 관계 분석에 사용하였다. 이와 같은 분석들을 통해 금융심화가 저소득계층의 소득 증진을 통해 분배 개선에 도움을 줄 수 있다는 실증결과도 제기되었다(Burgess and Pande, 2005). Godechot(2016)은 이론모형 분석을 통해 보다 직접적으로 가계부채 증가가 금융산업 수익성 제고를 가져오는 것을 반영하였으나, OECD 자료를 이용한 실증분석을 통해 가계부채가 소득 불평등 심화에 영향을 미친다는 실증근거를 제공하지는 못하였다.

최근 Cihak and Sahay(2020)의 연구에서는 금융과 불평등의 관계에 대한 종합적인 분석을 시도하였으며 연구 결과 이들은 금융심도와 소득 불평등 간에는 비선형 U자 관계가 나타남을 보고하였다. 이들은 IMF에서 제공하고 있는 Financial Development Indicator(FDI)의 하부 지표인 금융기관 심화지표(Financial institution Depth sub index)와 지니계수 간의 관계를 180개 국가를

대상으로 실증분석하였다. 분석 결과, 아래 그림과 같은 비선형 관계를 얻을 수 있었다. 이전 분석에서는 대체로 선형적인 (+) 관계 즉 금융심화를 통해 소득 불평등이 개선된다는 분석결과 등을 얻고 있는데 본 분석에서는 그 관계가 그리 단순하지 않다는 점을 시사하고 있다. 즉 동 분석결과에 따르면 금융심도가 어느 정도 수준에 달할 때까지는 불평등은 완화되는 것으로 나타나지만, 그 수준 이상을 벗어나면 오히려 증가한다는 것이다. 여기서 금융심도는 경제 내에 금융부문의 크기를 의미하며 본 자료에서 0에서 1 사이의 값을 가지고 높을수록 금융심도가 높은 것을 의미한다. IMF의 금융심도 지수는 GDP 대비 민간신용, 연금기금 자산, 연금, 보험료 비중 네 가지를 가중하여 지수화한 것이다. 따라서 동 연구 결과는 금융심도 지표에 민간신용이 포함되어 있으므로 민간신용의 증가가 불평등에 어떠한 영향을 미칠지에 대한 시사점을 제공하고 있다.

<그림Ⅲ-1> 금융심도와 소득불평등 관계



자료: Cihak and Sahay(2020) 재인용

위 그림은 금융심도가 높은 선진국의 경우 금융심화와 불평등이 우상향하는 관계로 나타날 수 있음을 보여주고 있는데 이에 대해 다음과 같은 설명이 제기될 수 있다. 최근 선진국을 중심으로 부채 기반 금융화의 진전이 발생하고 있는데 이는 부채를 진 가계로부터 금융회사에게 높은 이자 수입 흐름을 발생시킴에 따라 이러한 수익 대부분은 이미 다른 산업부문에 비해 높은 소득을 향유하고 있는 금융시장 종사자 또는 주주들에게 집중되며 이에

따라 가계부채는 소득불평등을 증가시키는 것으로 간주될 수 있다는 주장이다(Lapvitsas, 2013; Soederberg, 2014). 하지만 앞서 설명한 바와 같이 이를 직접적으로 뒷받침하는 실증분석은 대체로 부족한 실정이다.

본 장에서는 이와 같은 불평등과 관련된 기존 연구결과를 토대로 최근 민간신용이나 가계신용의 증가가 소득 불평등의 심화를 설명하는 데 있어 어떠한 역할을 수행하는지를 실증분석한다. 본 장에서 검정할 가설은 두 가지로 첫째, 민간신용 및 가계신용이 불평등에 영향을 미칠 수 있다는 것과 둘째, 그 관계가 비선형으로 나타날 수 있다는 것이다. 이에 본 장에서는 Cihak and Sahay(2020)의 소득 불평등과 금융심화 간 관계를 분석한 방법론을 원용하되 금융심도 변수 대신 보다 직접적으로 민간신용 및 가계신용 변수를 사용하고 아울러 소득 불평등 지표도 지니계수뿐 아니라 앞서 상위1%, 10% 비중 및 50% 대비 상위10% 비율을 사용하여 그 관계를 살펴본다.

2. 자료와 실증분석

본 장에서는 Ⅱ장의 38개국 대상 OECD 국가패널 자료(1980~2020)를 활용하되 불평등을 설명하는 주요 변수를 추가 추출하여 사용하였다. 소득 불평등 결정요인을 분석한 기존 연구 결과 등을 참고하여 설명변수로는 CPI 인플레이션율, GDP 대비 정부지출, GDP 대비 무역액, GDP 대비 산업생산 부가가치, 초등과 중등교육년수의 평균, GDP 대비 FDI 비중을 관련 DB에서 추가로 추출하여 사용하였다.[11]

분석모형은 아래와 같은 두 가지 형태의 동태패널모형을 구축하여 추정했다.

$$Ieq_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ieq_{i,t-1} + \beta_2 Cred_{i,t} + X_{i,t}\Gamma + \alpha_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \qquad (3)$$

$$Ieq_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Ieq_{i,t-1} + \beta_2 Cred_{i,t} + \beta_2 Cred_{i,t}^2 + X_{i,t}\Gamma + \alpha_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \qquad (4)$$

본 장에서 제기한 가설 검정을 위해 위 (2) 기본 모형에 추가하여 아래 (3) 모형은 핵심 설명변수인 민간신용(GDP 대비 민간신용과 가계신용) 변수(Cred)가 이차식의 비선형관계를 갖는 것을 상정하였다. 기타 설명변수 벡터 X에는 기존이론에서 불평등을 설명하는 기술변화, 세계화, 인적자본 등을 나타내는 변수들을 포함시켜 분석하였다. 추정기법은 동태패널모형을 기반으로 고정효과 모형과 System GMM 기법을 적용하였고 결과는 적률조건 등을 만족하는 System GMM 결과를 중심으로 설명하고자 한다.

11) 실증분석에 사용한 변수들의 기초 통계량은 부록의 부표 요약통계량을 통해 제시되었다.

3. 분석결과

분석결과, Cihak and Sahay(2020) 연구결과와 유사하게 Gini 계수를 불평등 지표로 활용하여 분석할 경우 민간신용의 확대는 통계적으로 유의미한 (+) 관계를 나타냈다. 비선형 관계를 분석한 결과는 관계식이 모두 로그 전환한 경우 통계적으로 유의한 U자 형태의 관계식이 도출되는 것으로 나타났다. 하지만 이러한 결과들이 모든 소득 불평등 지수에 대해 동일하게 나타나는 것은 아니며 심지어 (-) 값도 유의미하게 나타났으며 그 결과는 역 U자형태로 나타났다. 가계신용의 경우에도 대체로 그 결과가 유의하지는 않게 나타나 결과해석에 있어 유의할 필요가 있다. 한편, 불평등을 설명하는 기타 설명변수의 통계적 유의도와 설명력은 Cihak and Sahay(2020)의 결과와 유사하게 나타났다.

분석결과를 첫 번째 가설 관련하여 볼 때 설정한 민간신용이 불평등에 제한적이나마 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 다만 가계신용의 경우 통계적 유의도가 떨어지거나 소득 불평등지수 즉 상위 1% 지분 변수의 경우 민간신용의 증대는 오히려 이들의 비중을 낮추는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 두 번째 가설과 관련해서는 본 분석을 통해 민간신용의 경우 지니계수를 불평등 지표로 사용할 경우 앞선 연구와 유사한 U자형의 비선형 관계가 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

본 분석결과가 시사하는 바는 비록 모든 불평등지표에 대해 일관된 결과를 나타내고 있지는 않지만 Cihak and Sahay(2020) 결과와 유사하게 지니계수를 대표 불평등지표로 사용하여 판단할 경우 민간신용의 증가는 38개 OECD 국가를 대상으로 분석하여도 어느 정도 수준 이상 민간신용 수준이 높아질 경우 불평등도는 부채 증가에 따라 상승할 수 있음을 시사한다. 지니계수가 아닌 경우 즉 Top1이나 Top10 등 상위 계층의 비중 변수를 불평등도 지표로 활용할 경우 민간신용의 증가는 오히려 이들 비중을 줄이는 역할을 수행하는 것으로 나타나 일관된 결과해석에 있어 어려움이 있다. 또한 가계신용의 경우 불평등에 대한 영향은 유의미하지 않게 나타나고 있어 대체로 불평등에 미치는 영향은 기업금융의 확대와 관련이 있을 가능성을 시사한다.

(소 결)

Ⅱ장과 Ⅲ장의 국가패널 분석 결과를 놓고 보았을 때 분석식과 방법 등에 따라 다소 결과가 일관되지는 못하지만 소득 불평등과 민간신용 간 관계가 제한적으로 존재함을 파악할 수 있다. 통계적 유의도가 제한적이기는 하지만 불평등이 민간신용에 미치는 영향은 금융규제완화 효과로 인해 사라질 수 있으며 오히려 민간신용은 소득 불평등과 비선형 관계를 나타내고 있어 민간신용이 어느 정도 수준 이상으로 넘어갈 경우 불평등도의 악화가 발생할 수 있음을 일부 확인할 수 있었다. 다만 소득 불평등과 가계신용과의 관계 분석에 있어서는 기업신용이 포함된 민간신용 결과와 같은 유의도 높은 결과를 얻지 못하였다.

기존 연구 대부분이 민간신용에 기반한 국가패널분석 수행결과를 제시하고 있어 이를 구별할 수 없었지만 본 연구에서는 가계신용만을 별도 분석할 경우 가계신용과 소득 불평등 간의 일관되고 강건한 관계를 양방향 모두에서 관측하기에는 어려웠다. 따라서 다음 장에서는 이러한 결과가 국가패널 자료 이용에 기인한 것인지 아니면 국가별로 금융시장이나 경제 발전 단계에 따라 다르게 나타날 수 있는지를 살펴보기 위해 우리나라만을 대상으로 소득 불평등과 가계신용간의 관계를 분석해 보도록 한다.

<표Ⅲ-1> 민간신용의 변화가 불평등에 미치는 영향

수준변수	Gini	Top1	Top10	P9050
민간신용/GDP	0.0072**	−0.00005*	−0.00004**	−0.0003
	(0.0035)	(0.00002)	(0.00002)	(0.00032)
가계신용/GDP	−0.0064	−0.000027	−0.00003	−0.00012
	(0.0062)	(0.00008)	(0.00009)	(0.0010)
로그 변수				
민간신용/GDP	0.01546*	−0.0101	−0.0033	−0.00211
	(0.0081)	(0.0088)	(0.00345)	(0.00734)
가계신용/GDP	−0.00813	−0.0230*	−0.00475	−0.00376
	(0.00904)	(0.0131)	(0.0033)	(0.0062)

주: 1) System GMM 추정 결과

2) ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차를 나타내며 계수값 위의 *는 10% 유의도 수준을 **는 5%, 그리고 ***는 1% 수준을 나타냄.

<표Ⅲ-2> 민간신용의 변화가 불평등에 미치는 영향(비선형효과)

	Gini	Top1	Top10	P9050
credit/GDP	−0.0054921	0.0000396	−0.0000458	−0.0010054
	(0.007639)	(0.0000507)	(0.0000576)	(0.0009549)
credit2	0.0000477*	−0.000000386**	4.06E−09	0.00000283
	(0.0000258)	(0.0000002)	(0.000000228)	(0.00000383)
hcredit/GDP	−0.0259034	−0.00000602	−0.000069	−0.0004285
	(0.0169842)	(0.000147)	(0.0001238)	(0.0026739)
hcredit2	0.0001283	−0.000000147	0.000000271	0.00000224
	(0.0001015)	(0.000000901)	(0.000000775)	(0.0000148)
ln terms				
credit/GDP	−0.2031292***	0.0313207	0.0055602	0.0042387
	(0.0699969)	(0.0243715)	(0.00719)	(0.015413)
credit2	0.0254722***	−0.0079409**	−0.0016651	−0.0011552
	(0.0081029)	(0.0243715)	(0.001172)	(0.0023923)
hcredit/GDP	0.0153588	−0.0172169	−0.0051045	−0.0060262
	(0.0285955)	(0.0114413)	(0.0051497)	(0.0097557)
hcredit2	−0.0035505	−0.0016881	0.0001077	0.0006727
	(0.0040991)	(0.0034494)	(0.0010185)	(0.0019233)

주: 1) GMM 결과

2) ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차

Ⅳ. 시계열 분석(우리나라): 가계신용 ↔ 소득 불평등

1. 논의배경

국가패널 자료를 이용하여 분석한 Ⅱ장과 Ⅲ장의 결과들은 혼재되어 나타나고 있는데 최근 연구에서는 이들 국가 패널자료를 이용한 분석의 한계로 인해 국가 단위의 시계열 분석이 수행되고 있다. Wood(2020)는 국가패널자료를 이용한 기존 연구와 달리 영국의 시계열 자료를 이용하여 가계부채의 증가와 소득 불평등 간의 인과관계를 분석하였다. 그 결과, 영국은 역사적으로 금융화를 경험하면서 금융 부문 종사자들의 소득과 이들 금융권 주식을 보유하고 있는 주주들의 소득이 증대하여 소득 불평등이 악화한 것으로 설명하고 있다. 즉, 가계신용에 대한 접근성이 높아지고 중간 소득계층의 부채가 증대하면서 늘어난 이자로 인해 금융회사들의 수익이 확대되었고 관련 금융자산을 보유하고 있는 계층들의 자산 소득도 높아짐으로써 소득격차가 확대되었다는 것이다.

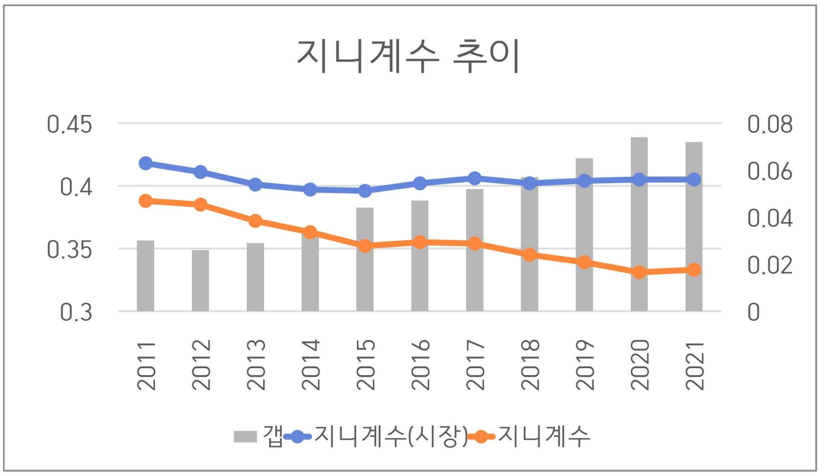
한편 우리나라의 경우 소득불평등(시장소득 기준)은 2015년 이후, 자산 불평등은 2017년 이후로 개선되지 않고 있으며, 가계부채 역시 증가세의 변화는 있었지만, 전반적인 규모는 증가해 오고 있어 글로벌 금융위기 경험과 기존 연구 등을 고려할 때 이와 같은 양극화와 금융안정 간의 관계에 대한 실증분석이 요구되고 있다. 가계금융복지 조사에 따르면 우리나라 소득 불평등(시장소득 기준)과 순자산 불평등은 2010년 들어 개선되다가 각각 2015년과 2017년 이후 후퇴하는 것으로 나타났다(윤성훈, 2021).

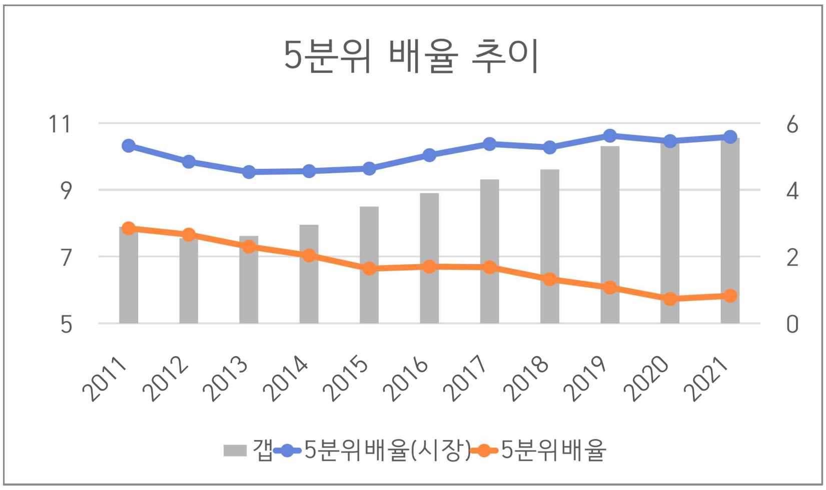
다음 <그림Ⅳ-1>에서 보는 바와 같이 소득 불평등 추이를 나타내는 지니계수에 비해 5분위 배율 추이의 악화 움직임이 비교적 크게 나타나는데 이는 우리 사회 양극화가 보다 확대될 가능성을 시사한다. 아울러 그림에서 보는 바와 같이 우리나라의 경우 시장소득분배는 악화되는 반면 조세 부담 및 정부이전 소득을 제한 처분가능소득 분배는 개선되고 있어 전반적으로 분배개선에 있어 정부의 조세·재정 정책의 역할이 보다 확대되고 있는 모습이다.

기존 국가패널을 활용한 일부 실증연구 결과에서는 소득 불평등의 악화가 금융규제 완화 압박으로 작용하여 부채의 접근성이 저소득계층을 중심으로 개선되고 이로 인해 부채가 증가한 것으로 설명하고 있지만, 우리나라 가계부채의 증가는 대체로 고소득, 고자산 계층을 중심으로 이루어지고 있어 부채의 건전성에 있어서 미국 등 주요 국가와는 다른 상황이라 할 수 있다.

즉, 앞서 설명한 Kumhof et al.(2015)이 제시하고 있는 미국의 대공황, 대침체 사례와 같은 정형화된 사실과는 거리가 있어 보인다.

<그림Ⅳ-1> 우리나라 소득 불평등 추이





이와 같은 상황 속에서 일부에서는 금융권을 중심으로 높은 임금과 임원 성과 배분이 사회 문제가 될 정도로 금융산업의 수익성은 높아졌다. 또한 가계대출이 급증하고 주식시장과 부동산시장의 자산가격이 급등함에 따라 이로부터 소득을 얻는 계층들도 나타났다.[12)]

한편 Ⅲ장의 분석에서 선진국의 경우 금융심도가 어느 정도 수준 이상으로 진행될 경우 민간신용의 확대는 오히려 지니계수로 나타낸 소득 불평등을 상승시킬 수 있음을 제기하였다. 이는 선진국의 금융화 과정에서 볼 때 금융

12) 예를 들어, 중위값 대비 상위 0.1%의 상여금 비율은 2019년 112배에서 2020년 135배, 2021년에는 154배로 상승했다'연봉 이어 보너스도 양극화, 상위 10%가 절반 가져가', 시사저널, 2023.5.18.; '주요 기업 임원, 2020년부터 스톡옵션으로 1조 이익, 카카오 1위, 연합뉴스, 2022.10.26.

화는 이제 생산적 금융을 통해 불평등 개선을 가져오기 보다는 금융부문 종사자들 특히 관리자와 임원들, 그리고 주주들과 투자자들의 소득을 증대시킴으로써 소득 불평등에 기여할 수 있다는 주장이 제기되고 있다.

무엇보다 선진국에서 급증한 주택담보 대출과 같은 민간 부채에 대한 이자 지급은 금융부문에 막대한 수익을 발생시킴에 따라 소득 불평등은 보다 심화될 수 있으며, 이는 분배의 상위 끝단에 존재하는 고소득 금융산업 종사자와 자산보유자들의 근로 및 자산 소득 증대가 주요한 원인인 것으로 제기된다(Lapavitsas, 2013, Soederberg, 2014).

이와 같은 가능성이 다양한 연구에서 제기되고는 있지만 상대적으로 민간부문 특히 가계부문의 부채가 가져오는 분배적 영향에 대한 단일 국가를 대상으로 한 실증연구는 상대적으로 부족한 실정이다. 국가마다 금융심도가 각기 상이하고 여건이 차이가 나기 때문에 국가패널 자료로 이와 같은 현상을 식별해 내는 데는 아무래도 한계가 있었다. 따라서 지금까지 민간신용과 불평등 간 관계 분석은 대체로 선진국을 대상으로 Pooling 한 자료를 기반으로 분석이 이루어지고 있으며 분석 기간과 분석 샘플, 분석 방법에 따라 결과가 혼재되어 나타났으며 이들 분석은 대체로 특정 국가의 금융화 과정과 소득분배 간 관계를 설명하는 데 있어 어려움이 있었다(De Haan and Sturm, 2017; Godechet, 2016; IMF, 2015; Cihak and Sahay, 2020).

기존 연구와 본 분석에서 수행했던 국가 패널분석은 이들 나라의 고유한 효과가 일반화되어 결과로 나타나므로 국가마다 상이한 금융체계와 발전단계를 가지고 있어 이를 개별 국가 단위에 적용하여 해석하는 데는 한계가 있다. 앞서 국가패널 분석들이 종종 혼재된 결과를 나타내는 것도 미국과 영국 등 특정한 국가의 경험과 결과가 과대 표출되기 때문이라는 지적도 제기된 바 있다(Roberts and Kwon, 2017). 미국의 조세자료를 연구한 Berisha et al.(2018) 연구에 따르면 미국의 경우 가계부채가 증가하면서 증권화된 부채형태의 금융자산을 다수 보유하고 있는 고소득계층 자산소득이 증대되어 불평등이 커졌음을 밝히고 있다. 정리하자면 일부 실증연구에서 민간부채가 불평등의 상승을 설명하는 데 있어 유의할 수 있음을 시사하고는 있으나 결론이 혼재되어 있는 상태로 이러한 결과들이 특정 국가에 그대로 적용된다고 보기에 어려운 실정이다.

본 장에서는 우리나라 자료를 기반으로 시계열 분석이 수행되는데 이는 기존 연구들이 대체로 국가 패널분석을 수행하여 국가 전체적인 즉 평균적인 결과를 제시하는데 반해 앞선 분석결과에서 보듯이 국가의 금융심화 단계 등에 따라 그 관계가 상이하게 나타날 수 있으므로 한 나라를 대상으로 불

평등과 신용 간의 관계를 살펴볼 필요성이 제기되고 있다. 즉, 국가별 특수성을 갖는 경우 이와 같은 일반적인 관계에서 벗어나는 경우가 발생할 수 있으므로 소득 불평등과 신용 간의 관계를 개별 국가 차원에서 수행할 필요가 있다.

본 연구는 이와 같은 문제의식하에 영국의 사례를 분석한 Wood(2020)의 연구를 기반으로 우리나라 사례를 시계열 분석했다. 영국은 이미 상당한 수준의 민간부채와 불평등도를 나타내고 있어 동 분석에서는 1966년 이후 2016년까지 50년간의 시계열 자료를 이용하여 장기 관계를 분석하였다. 분석 결과 민간신용의 확대가 상위 5% 소득자들의 소득을 증대시켰고 이에 따라 중간 소득 대비 상위소득자들의 소득격차가 확대되었음을 실증분석을 통해 보여주었다. 결과해석에 있어 Wood(2020)는 다섯 가지 정치·경제적 요인들을 제기하였다. 먼저 영국 사회 전반에 걸쳐 은행 대출이외에 상이한 부채 창출 기관들의 증가를 들었다. 즉 가계부채를 공급하는 다양한 공급기관의 출현이 부채에 대한 접근성과 관련 시장규모를 확대시켰다는 것이다. 둘째, 가계부채를 창출하는 이들 금융회사의 경영방침이 주주가치 기반으로 변모하여 민간신용 증대로 쌓인 높은 수익이 보다 많이 주주들에게 귀속되었다. 셋째, 부의 불평등 특히 금융자산의 상위 계층 집중 현상이 심화되어 금융시장에서 발생하는 높은 수익이 이들 상위 자산보유 계층에게 돌아갔다는 것이다. 넷째, 금융규제 완화 등으로 다양한 조세회피가 가능해 짐에 따라 소득재분배 정책의 영향을 상대적으로 덜 받을 수 있었다. 다섯째, 정부 사회복지지출이 가계부채로 대체되었다. 즉 공공부문에서 담당하던 공적 사회복지 서비스가 시장화되고 대신 정책적으로 취약계층의 금융접근성을 강화시킴으로써 저소득 계층의 부채가 늘어나는 계기가 되었다.

우리나라의 경우 영국보다 더 빠른 가계부채를 중심으로 한 민간부채의 증가를 가져왔으며 이와 같은 부채의 증대 속에 은행권을 중심으로 한 금융회사의 수익이 최근 수년 동안 큰 폭으로 증가하고 있어 영국과 유사한 결과가 나타날 가능성이 있다. 이에 따라 본 장에서는 Wood(2020)의 분석방법론을 원용하여 우리나라 가계부채를 중심으로 한 민간신용의 증가가 소득불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증분석했다. 그동안 이와 같은 가계신용과 소득 불평등 관계에 대해 우리나라만의 효과를 살펴보기 위한 분석 필요성은 제기되었지만 불평등 관련한 장기 시계열자료의 부족으로 의미있는 분석을 수행하기 어려웠다. 이와 같은 한계를 극복하기 위해 본 연구에서는 영국에서와 같은 연간자료가 아닌 관측치 수 확보를 위해 분기자료를 활용함으로써 제한적이나마 가계신용의 증가와 불평등간의 관계분석을 시도하고 있

다.

본 시계열 분석에서 검정할 첫 번째 가설은 '우리나라 경우 신용의 증가는 소득 불평등을 야기한다.'는 것이다. 이를 검정하기 위해 먼저 그랜저 인과관계 분석을 통해 소득 불평등과 가계신용 간의 시계열 상의 인과관계를 살펴본 뒤, 시계열 회귀분석을 통해 소득 불평등의 증대가 기타 다른 설명변수들이 존재하는 상황에서도 가계신용 변수에 의해 영향을 받는지를 실증분석을 통해 확인했다. 다음으로 우리나라의 경우에도 영국에서와 같은 가계신용과 소득 불평등 변수 간의 안정적인 관계가 관측이 되는지를 살펴보았다. 이와 같은 장기 시계열의 안정성을 분석하기 위해 일반적으로 사용되는 오차수정모형(ECM)이 적용되었다.

2. 자료와 실증분석

본 연구가 원용하고 있는 Wood(2020)의 경우 50년 간의 장기 연간 시계열 자료가 확보되어 분석이 이루어질 수 있었던 반면 우리나라의 경우 이용할 수 있는 연간자료는 30년 남짓에 불과하다. 이에 따라 의미있는 결과 도출을 위해 연간자료 분석은 한계가 있으므로 부족한 관측치 확보를 위해 분기 자료를 이용하여 분석을 수행한다.[13] 하지만 소득 불평등 관련 자료는 우리나라의 경우 시계열로 연간 자료 형태만 공표되고 분기자료는 제공되고 있지 못하므로 본 연구에서는 입수가능한 가계동향 원자료를 기반으로 직접 관련 소득 불평등 지표를 계산하였다.[14] 무엇보다 핵심 지표인 소득분배 자료는 지니계수와 소득상위 5% 비율, 그리고 50% 대비 상위 10% 소득 비율을 분배지표로 활용하며 이를 추정하기 위해 1990년 1분기부터 2022년 4분기까지의 가계동향조사 원자료(2인 비농가 가구 대상)를 통계청으로부터 다운로드 받아 이를 계산하였다.

또한 가계신용 자료 역시 BIS DB 자료는 자금순환계정상의 가계 및 비영리단체를 포함한 가계부채 자료이므로 순수하게 가계부문 신용을 파악하기 위해 한국은행 가계신용자료를 이용했다. 다만 동 자료 역시 입수가능한 것이 2002년 4분기 이후이다.

---

13) 통상적으로 소득 불평등 지표는 시간에 따라 변동성이 높지 않으므로 이를 분기별로 파악하여 분석하는 것이 타당한지에 대한 논란이 제기될 수 있다 즉 소득 불평등을 분기자료 형태로 추출하여 분석할 경우 관측치 확보에는 성공적이라 하더라도 통계적으로 식별에 충분한 변동성을 나타내지 못할 가능성이 높다. 그럼에도 불구하고 연간 자료가 가능하지 않고 있으므로 분기 자료를 이용하여 단기 관계 정도를 파악할 수 있다면 나름 분석의 의의가 있다고 할 것이다.

14) 가계동향조사 자료의 경우 2인 가구 기준 비농가 가구를 대상으로 시장소득에 대해 소득불평등 지수를 계산하였는 입수 가능한 원 자료가 1990년 1분기 이후 자료이다.

한편 기존 연구에서는 선진국 경제 소득 불평등에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 크게 네 가지를 제기하고 있다. 먼저 기술변화가 제기되는데 고숙련 노동 중심의 기술변화의 경우 이는 불평등과 (+) 관계를 가질 것으로 기대할 수 있으나 반대의 경우 저숙련노동 중심의 생산성 변화는 오히려 (−) 관계가 나타날 수도 있으므로 이는 실증분석의 문제이다. 세계화는 무역개방정도를 나타내고 (수출액+수입액)/GDP를 계산하여 대용변수를 사용하는데 통상 세계화의 불평등 효과는 혼재되지만 대체로 무역개방도가 커질수록 저임금, 저숙련 노동자자들의 경쟁이 치열해져서 불평등을 심화시킬 것으로 기대할 수 있으나 이 역시도 실증분석의 문제이다. 노동시장 여건도 주요 요인으로 본 연구에서는 실업율을 대용변수로 사용하며 기존 연구에서는 대체로 실업율이 높으면 저임금 저숙련 노동자의 임금율 하락을 가져와 소득 불평등도와 (+) 관계가 나타날 것으로 기대된다. 마지막으로 정부의 사회복지지출이 증대될수록 불평등은 감소할 것이라 기대된다.

아울러 핵심 설명변수로 가계신용 자료가 한국은행 DB에서 분기 자료로 추출되었으며 설명변수로 실업률, 국내총생산 전년동기 대비 증가율, GDP 대비 정부가계부문 경상이전, 노동생산성지수, GDP대비 수출입금액 비율이 한국은행, 통계청 DB로부터 추출되어 사용되었다. 분석 대상 기간은 핵심 자료가 입수가능한 1990년 1분기부터 2022년 4분기까지이지만 설명변수 중 노동생산성 지수가 2010년부터 사용 가능하기에 분석모형에 따라 분석 기간이 달라질 수 있다.

본 장에서는 먼저 분기 시계열 자료의 특성을 파악하기 위해 단위근 검정을 수행하고 그랜저 인과관계 검정을 통해 가계신용과 소득 불평등 간의 시계열 관계 분석을 사전 수행했다. 다음으로 이와 같은 분석 결과를 토대로 적정 분석모형 식(5)를 설정하였는데 본 연구에서는 Wood(2020)의 분석식을 원용하여 분기 시계열 분석을 수행했다.

$$Ieq_t = \alpha + \beta_o Hcred_t + X_t \Gamma + trend + e_t \qquad (5)$$

Ieq는 소득 불평등 지표를 그리고 Hcred는 가계신용(가계신용 총액과 가계대출액)을 X는 기타 설명변수의 벡터로 기술변화, 세계화, 실업율, 정부이전지출을 포함하며 trend는 시간에 따른 추세변수이다. 본 모형은 핵심변수들의 특성에 따라 AR(1) 모형과 소득 불평등과 가계신용 간의 안정적 관계를 식별할 수 있는 ECM 모형으로 추정했다.15)

15) 실증분석에 사용한 변수들의 기초 통계량은 부록의 부표 요약통계량을 통해 제시되었다.

3. 분석결과

먼저 시계열 자료의 특성을 살펴보기 위해 단위근 검정을 수행한 결과 핵심변수인 가계신용 변수나 소득 불평등 변수가 대체로 추세를 갖고 있는 것으로 나타나 trend 변수를 넣었을 경우 불평등 지표들은 단위근 가설을 기각하는 것으로 나타나지만 이 역시 결과가 혼재되어 나타났다. 가계신용의 경우는 대체로 수준 변수의 경우 단위근의 존재를 기각하지 못하는 것으로 나타나고 있지만 GDP 대비 비율의 경우 대체로 단위근의 존재를 기각하는 것으로 나타났다. 하지만 이 역시도 시차변수가 3 이상 추가될 경우 기각력이 떨어지는 것으로 나타났다.[16]

다음으로 그랜저 인과관계 분석을 수행한 결과 대체로 소득 불평등은 가계신용을 그랜저 인과하지 못하고 가계신용은 소득 불평등을 그랜저 인과하는 것으로 나타나고 있지만 변수에 따라 결과가 혼재되어 나타났다. 시차 2까지는 이와 같은 관계가 도출되고 있으나 시차 3분기 이후 부터는 양방향 인과관계가 나타나는 것으로 보인다.

이에 따라 본 분석에서는 주요 변수들의 시계열 상관을 고려한 OLS 결과와 AR(1) 결과 그리고 1차 차분한 결과를 살펴보았다. 분석 결과, 아래 <표 Ⅳ-1>과 <표Ⅳ-2>에서 보는 바와 같이 대체로 가계대출은 수준이나 비율 모두에 있어 소득 불평등에 유의미한 (+) 영향을 미치는 것으로 나타났다.[17] 즉 최근 10년간의 분기자료를 이용하여 분석한 결과 우리나라 가계신용의 증가는 대체로 소득 불평등과 단기적으로 어느 정도 양의 관계가 있음을 시사하는 결과라 할 것이다.

기타 주요 설명변수들은 앞서 Wood(2020)의 분석결과와 유사한 결과를 나타내고 있는데 먼저 생산성 향상은 불평등을 개선하는 그리고 세계화와 실업률의 증가는 불평등을 증대시키는 것으로 나타났다. 아울러 정부의 가계경상이전지출 비중의 확대 역시 불평등을 감소시키는 결과를 나타내었다. 하지만 혹시 나타날 수 있는 단위근 문제로 인한 가성회귀 가능성으로 인해 1차 차분하였을 때 결과는 모두 유의하지 않게 나타나고 있는데 이는 변동성이 모두 사라진 결과로 사료된다.

---

16) 그랜저 인과관계 검정 및 주요 변수에 대한 단위근 검정 결과에 대한 보다 자세한 내용은 부록의 <부표 Ⅳ-2>와 <부표 Ⅳ-3>을 참조하시오.

17) 가계대출 보다 더 큰 가계신용 자료를 사용하더라도 비슷한 결과가 도출되었다. 자세한 내용은 부록의 <부표 Ⅳ-4>와 <부표 Ⅳ-5>를 참조하시오.

<표Ⅳ-1> 가계대출(수준)이 소득불평등에 미치는 영향

수준	OLS		
가계대출	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
ln(hdl)	0.667828***	0.828567***	0.725294**
	(0.229004)	(0.263634)	(0.340404)
ln(tc)	-0.36531**	-0.44232**	-0.35015
	(0.156285)	(0.205919)	(0.21938)
ln(glo)	0.237837***	0.318438***	0.27353***
	(0.085444)	(0.094676)	(0.094776)
ln(unemp)	0.135807	0.144431	0.211188*
	(0.091194)	(0.104649)	(0.116975)
ln(gov/y)	-0.29386**	-0.16839	-0.15957
	(0.110193)	(0.116753)	(0.164188)
수준	AR(1)		
가계대출	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
AR(1)	0.351751	0.141968	0.378213***
	(0.260129)	(0.18799)	(0.168084)
ln(hdl)	0.525418*	0.77705***	0.606411*
	(0.265738)	(0.283569)	(0.345588)
ln(tc)	-0.3406**	-0.45635**	-0.38001*
	(0.165298)	(0.205024)	(0.22405)
ln(glo)	0.193525**	0.306709***	0.217543**
	(0.073386)	(0.095641)	(0.084604)
ln(unemp)	0.087584	0.134436	0.117659
	(0.064865)	(0.098331)	(0.097008)
ln(gov/y)	-0.17436	-0.12173	-0.05462
	(0.117729)	(0.123463)	(0.155457)
수준	공적분관계 추정		
가계대출	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
조정계수	-0.55054***	-0.78808***	-0.54459***
	(0.149767)	(0.157877)	(0.149141)
ln(hdl)	0.225408	0.267996	0.137832
	(0.305248)	(0.401646)	(0.374515)
ln(tc)	-0.40318**	-0.43355**	-0.45827***
	(0.128659)	(0.173451)	(0.158815)
ln(glo)	0.293689***	0.408434***	0.320601***
	(0.080338)	(0.106625)	(0.099073)
ln(unemp)	0.162488***	0.180754**	0.255533***
	(0.063955)	(0.081974)	(0.080219)
ln(gov/y)	-0.08184	0.100896	0.033097
	(0.131591)	(0.17405)	(0.162049)

주: 분기더미, trend 변수 포함, serial corr. Robust standard error

<표Ⅳ-2> 가계대출(GDP대비 비율)이 소득불평등에 미치는 영향

비율	OLS		
가계대출/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
ln(hdl/y)	0.569853**	0.643695**	0.825049**
	(0.26267)	(0.312852)	(0.353151)
ln(tc)	−0.34231*	−0.39411*	−0.38926*
	(0.171721)	(0.22799)	(0.225113)
ln(glo)	0.249325***	0.326443***	0.306352***
	(0.091174)	(0.10298)	(0.098563)
ln(unemp)	0.163014*	0.184458*	0.220313*
	(0.093289)	(0.109192)	(0.114979)
ln(gov/y)	−0.44304***	−0.34633**	−0.34484**
	(0.133024)	(0.150897)	(0.151949)
비율	AR(1)		
가계대출/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
AR(1)	0.372636	0.167738	0.334957*
	(0.269189)	(0.20129)	(0.194006)
ln(hdl/y)	0.400939	0.585011*	0.610964
	(0.316964)	(0.345806)	(0.40591)
ln(tc)	−0.30884*	−0.41068*	−0.38071
	(0.185657)	(0.228542)	(0.237553)
ln(glo)	0.195822**	0.310872***	0.242695**
	(0.084213)	(0.106591)	(0.095651)
ln(unemp)	0.109762*	0.170838*	0.1455
	(0.066833)	(0.102935)	(0.093969)
ln(gov/y)	−0.27821*	−0.27685	−0.21437
	(0.166025)	(0.17657)	(0.165067)
비율	공적분관계 추정		
가계대출/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
조정계수	−0.51705***	−0.74457***	−0.55264***
	(0.148584)	(0.153341)	(0.156133)
ln(hdl/y)	0.003384	0.061493	0.0243
	(0.306424)	(0.398455)	(0.378202)
ln(tc)	−0.38861***	−0.42237**	−0.47091***
	(0.127625)	(0.172284)	(0.156013)
ln(glo)	0.29183***	0.406181***	0.316063***
	(0.082519)	(0.109624)	(0.100848)
ln(unemp)	0.157115**	0.1805**	0.252736***
	(0.064967)	(0.083206)	(0.081188)
ln(gov/y)	−0.07528	0.089121	0.02189
	(0.146192)	(0.192048)	(0.179607)

주: 분기더미, trend 변수 포함, serial corr. Robust standard error

한편 가계신용과 소득 불평등간 장기관계를 분석하기 위해 Wood(2020) 모형에서와 같이 오차수정모형(ECM)을 이용하여 공적분 관계를 추정하였다.[18)] <표Ⅳ-1>과 <표Ⅳ-2> 하단의 공적분 추정 결과를 보면 조정계수 및 다른 설명변수들은 이전 단기 분석과 동일하게 유효한 것으로 나타나고 있지만 가계대출이나 가계신용 변수의 경우 모든 소득 불평등 추정식에 있어 유의하지 않게 나타나 가계신용과 소득 불평등 간 안정적인 관계는 우리나라의 경우 나타나고 있지 않은 것으로 판단된다.

분석결과를 종합하면 우리나라의 경우 가계부채의 급증과 이로 인한 금융산업의 수익률 제고 그리고 이들 부문 종사자들은 물론 금융자산 보유자의 소득 제고가 소득불평등에 영향을 미칠 가능성을 최근 10여년 간의 분기자료를 이용하여 분석한 결과 단기적으로 (+)의 관계가 나타나고 있다. 하지만 연간자료를 분석한 영국의 경우 달리 우리나라의 경우 현재 분기자료 분석 결과만으로는 이런 안정적인 관계는 나타나지 않는 것으로 사료된다. 즉, 부채를 기반으로 한 최근의 금융화가 고소득 계층을 중심으로 한 소득 불평등에 단기적 내지 일시적으로 영향을 미쳤을 가능성은 있지만 이러한 관계가 장기적으로 그리고 안정적으로 성립하지 않을 가능성을 본 연구 결과는 제기하고 있다.

다음 장에서는 이와 같은 소득 불평등과 민간신용 및 가계신용 간의 관계 분석 결과를 토대로 가계부채 관련 거시건전성 규제 정책이 이러한 관계에 또 어떠한 영향을 미칠지를 국가패널 분석과 시계열 분석 그리고 가계미시자료를 활용한 미시패널 분석을 수행해 보기로 한다.

18) ECM 모형 추정 전에 공적분 검정을 수행한 결과 모두 I(1)인 것으로 나타났다.

Ⅴ. 거시건전성 규제의 영향 분석

1. 논의배경

최근 가계부채가 급증함에 따라 LTV나 DSR과 같은 거시건전성 정책이 가계부채의 건전성을 목표로 도입되어 금융안정을 기하기 위해 사용되고 있다. 하지만 최근에는 이러한 정책으로 인해 가계부채의 접근성이 영향을 받게 되고 이것이 오히려 경제 불평등을 악화시키고 또다시 금융시장 안정에 영향을 미칠 수 있다는 연구도 제기되어 그 정책효과에 대한 분석 필요성이 제기되고 있다.

거시건전성 정책이 민간신용 증가 및 불평등에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 실증연구들이 일부 수행되어 왔으나 이 역시도 결과가 혼재되었다. 이론적으로는 LTV 규제는 경제의 하부구조에 따라 부의 불평등을 야기할 수도 그리고 감소시킬 수도 있는 것으로 분석되었다(Monnin, 2018). 결국 실증연구의 문제로 많은 연구들이 LTV 규제를 중심으로 그 효과에 대한 분석을 수행해 왔는데 일부 연구는 이러한 규제가 부의 불평등을 가져올 수 있음을 결과로 제기하고 다른 일부 연구에는 부의 불평등에 대한 영향이 명확하지 않다는 결과가 제기되고 있다(Carpantier, Olivera and Van Kerm, 2018). 한편 LTV 이외에도 경기완충자본 규제, 신용증가율 규제 등 거시건전성 규제가 보다 높은 소득 불평등을 야기하는 것으로 보이지만 이중 체계적으로 위험한 금융기관에 대한 규제를 가진 나라들의 경우 오히려 보다 낮은 불평등도 수준이 나타난다는 혼재된 결과가 제시되기도 하였다(Frost and van Sralen, 2018).

한편 거시건전성 규제의 효과와 관련된 기존 연구들은 소득 불평등 영향보다는 가계신용에 미치는 영향을 분석하고 있으며 주로 국가 패널자료를 이용하여 거시건전성 규제가 신용 증가에 미치는 영향을 분석하고 있다. 또한 이들 연구 대부분은 거시건전성 규제의 강도를 수치화하지는 않고 단순히 규제의 유무, 혹은 규제의 강화(+1) 또는 완화(−1) 여부만 반영하고 있는 것으로 보인다. 대체로 거시건전성 규제가 신용에 미치는 실증분석 결과는 신용증가를 유의하게 낮추는 방향으로 나타나는 것으로 분석되고 있다(Cerutti et al. 2017). 국내에서도 거시건전성 규제 효과를 주로 시계열 분석을 통해 수행하여 주택가격, 물가, 생산 등 거시경제 지표에 긍정적 영향을 미치는 것으로 분석되고 있다(임대봉, 2012; Igan and Kang, 2011; 강다연, 2021).

거시건전성 규제의 가계신용에 미치는 효과에 대한 관심 이외에도 최근 선진국을 중심으로 소득 불평등이 악화하는 모습을 보임에 따라 이러한 정책의 불평등에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지고 있다(Monnin, 2018). 거시건전성 정책의 목적 자체가 결국 은행위기와 같은 시스템위기를 예방하기 위함이므로 주로 대출의 접근성을 상환능력이 있는 즉, 소득이 높거나 자산을 많이 보유한 가구들의 금융접근을 규제하는 것이 아니라 소득이 낮거나 담보되는 자산이 적은 계층을 대상으로 하기에 이러한 거시건전성 정책이 위기가 아닌 경우 오히려 고자산가와 고소득자의 부채 활용도를 높여 소득 불평등을 확대시킬 가능성이 제기된다. 즉, 거시건전성 규제 도입이 저소득 취약 계층의 부채를 활용한 소득 기회 창출에 영향을 미칠 수 있다고 하면 예를 들어 영세 자영업자의 경우, 거시건전성 규제 대상이 되어 필요 자금 조달에 어려움이 발생하여 이들의 소득이 오히려 감소하는 결과를 가져올 수 있다. 이러한 가능성이 제기됨에 따라 거시건전성 규제가 불평등에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지고 있으나 관련 실증분석은 미흡한 것으로 보인다. 이에 따라 본 장에서는 다음 세 가지 질문을 연구 가설로 검정한다. 첫째 거시 건전성 규제는 민간(가계)신용에 영향을 미치는가, 둘째 거시 건전성 규제는 소득 불평등에 영향을 미치는가, 셋째 거시 건전성 규제는 부(자산) 불평등에 영향을 미치는가이다.

이를 위해 본 장에서는 거시건전성 정책의 효과를 두 가지 측면 즉 가계부채 총량과 불평등 관점에서 실증분석하기로 한다. 다음에서는 앞서 Ⅱ장과 Ⅲ장, Ⅳ장의 분석 모형을 기반으로 국가패널자료, 우리나라 시계열자료와 추가로 추출한 국가별 거시건전성 자료를 활용하여 직접적인 규제변수 효과를 살펴보기로 한다. 아울러 부채의 활용이 우리나라의 경우 소비지출 보다 부동산 등 자산획득에 사용됨을 감안할 때 거시건전성 규제가 자산불평등에 미치는 영향을 미시자료를 이용하여 분석하기로 한다.

2. 자료와 실증분석

본 분석은 앞선 3개 장의 분석자료와 모형을 기반으로 하며 추가로 노동패널조사 자료를 이용하여 자산불평등에 미치는 영향을 분석하였다.

본 장에서 정책을 식별하기 위한 핵심 변수는 거시건전성 규제 변수이다. 국가패널 분석과 우리나라를 대상으로 한 시계열 분석을 수행하기 위해서는 이처럼 LTV, DTI 등 거시건전성 규제 변수가 필요하며 이는 기존 연구결과(Alam et al., 2019) 등을 참고하여 IMF 규제 DB자료를 취득하여 국가패널자

료와 시계열자료에 연동하여 사용했다. 거시건전성 규제 정책 관련 자료는 IMF의 Macroprudential Policy Survey(2022)를 기반으로 Integrated Macroprudential Policy(iMaPP) DB에서 추출하였으며 동 자료는 파악이 가능한 국가들에 대한 더미 유형의 LTV, DTI 변수는 물론 LTV 캡(cap) 평균 및 중위값 수치도 제공하고 있으며 LTV, DTI 규제 이외에 경기완충자본 규제 등 다양한 거시건전성 규제 정책 전체를 총합한 더미 변수까지 제공하여 종합적인 거시건전성 정책의 효과를 식별할 수 있다. 다만 동 자료의 경우 국가마다 제공되는 기간이 다르고 월별 자료라 분기별 자료로 전환해야 하는 문제가 있다.

앞서 언급한 바와 같이 본 장에서 검정해야 하는 핵심 가설은 두 가지이다. 첫째, 거시건전성 규제는 민간신용/가계신용을 줄인다는 것이다. 둘째, 거시 건전성 규제는 소득 및 자산 불평등을 악화시킨다는 것이다. 먼저 첫째 가설 검정과 관련해서는 국가패널 자료를 이용한 Ⅱ장의 모형을 기반으로 여기에 거시건전성 변수를 설명변수로 추가한 후 분석하였다. 두 번째 가설 검정과 관련해서는 Ⅲ장의 모형을 이용하여 소득 불평등과 거시건전성 규제와 어떤 관계에 있는지 살펴보고 아울러 Ⅳ장의 우리나라 시계열모형에도 거시건전성 규제 변수를 설명변수로 추가하여 이들 변수의 통계적 유의도를 살펴보았다. 마지막으로 우리나라 가계 미시자료를 이용하여 대표적인 거시건전성 규제 정책인 LTV 규제가 자산 불평등에 미치는 영향을 간접적으로 살펴보았다.

한편 거시건전성 규제정책의 이와 같은 실효성에 대한 실증분석에는 몇 가지 내재적 어려움이 있다(홍기석, 2023). 먼저 특정 대상에 대한 규제 정책의 실효성을 규명하기 위해서는 규제 이전 기간과 이후 기간에 대한 비교가 필요한데 두 기간 사이에는 규제이외에 다양한 다른 요인들도 변화가 발생할 수 있으므로 특정 대상의 관찰된 변화가 규제로 인한 것인지 다른 요소로 인한 것인지 식별하기 어렵다. 특히 규제변수의 경우 일반적인 경제변수와 달리 간헐적으로 변화하는 경우가 많으므로 표본 기간 중 충분한 시계열적 변화를 확보하기 어렵다. 다음으로 규제의 내용을 일관성 있게 정량화하기 어려운 경우가 많아 다수의 연구에서는 규제의 유무 혹은 규제의 강화와 완화와 같은 단순화된 규제변수를 적용하고 있어 실증분석에서는 규제의 세부적인 내용이 제대로 반영되지 못할 가능성이 있다. 마지막으로 규제의 대상은 무작위적으로 할당되기 보다는 대상의 특성에 따라 체계적으로 결정되는 면이 있으므로 자기선택편향(self-selection bias)의 문제가 발생할 수 있다. 이와 같은 분석상의 한계를 염두에 두고 아래 분석 결과를 해석해야 할 것

이다.

3. 분석결과

1) 국가패널분석

거시건전성 규제가 신용에 미치는 영향을 국가패널자료와 Ⅱ장 모형을 이용하여 분석한 결과 규제 여부만 나타내는 단순 LTV 더미 변수의 경우 그 효과를 식별할 수 없지만 수치적으로 변화하는 LTV 캡 평균이나 중위값 수치를 적용할 경우 민간신용과 가계신용 모두 규제의 도입으로 신용이 감소하는 효과를 나타냈다. 즉 아래 표에서 보는 바와 같이 설명변수로 어떤 소득 불평등 변수를 사용하더라도 LTV 규제 더미변수가 아닌 식별에 필요한 충분한 변동성이 있는 LTV 캡의 평균이나 중위값 수치를 사용할 경우 그 효과는 (+)로 나타났다.[19]

다음으로 거시건전성 규제가 소득 불평등에 미치는 효과를 Ⅲ장의 모형을 기반으로 국가패널자료를 이용하여 분석한 결과 그 방향성이 명확하지 않거나 대체로 유의하지 않게 나타났다. 앞서 분석과 달리 LTV 캡의 강도를 반영한 LTV_average나 LTV_median 변수들은 소득 불평등에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 하지만 가계신용을 대상으로 분석할 경우 LTV_median의 증가는 Top1 Top10, P9050 비중을 높이는 것으로 나타났다. 소득불평등 지표 중 지니계수의 경우 LTV 더미변수는 민간신용의 경우 통계적으로 유의미한 (−) 효과를 나타내고 있는데 이는 규제가 강화될 경우 오히려 소득불평등이 낮아지는 효과가 나타남을 시사한다.[20] 하지만 소득 불평등도와 보다 관련이 있어 보이는 DTI 더미변수들의 경우 그리고 다른 정책 더미 대부분의 경우 통계적으로 유의미한 결과를 나타내지는 못하고 있다. 이와 같은 결과는 앞서 제기한 바와 같이 이와 같은 정책더미 변수들의 변동성 내지 자기선택 편향 등 다양한 문제에 기인한 것으로 판단된다.

---

19) 분석결과에서 LTV는 LTV규제 더미로 그 시기에 규제가 적용되고 있을 경우 1, 아닌 경우는 0으로 나타내며, LTV_average와 LTV_median은 그 나라의 LTV cap의 평균과 중위값을 나타낸다. 이 수치는 높을수록 LTV한도가 높음을 의미하며, 낮을수록 규제강도가 강해짐을 의미한다. 마지막으로 SUM17은 IMF가 조사하고 있는 다양한 거시건전성 규제 정책의 도입여부에 대한 더미변수를 나타낸다.

20) LTV 규제 도입으로 소득 불평등도 중 상위 계층의 지분이 하락한 것은 이러한 규제 도입으로 인해 가계신용 총량이 감소한 효과일 가능성이 높은 것으로 판단된다. 부채 접근성 제약을 통해 분배에 직접적인 영향을 미치기 보다는 간접적으로 부채의 총량이 감소하여 불평등도가 감소될 가능성이 있다. 하지만 무엇보다 거시건전성 규제 변수 자체가 noisy하여 이를 해석하는데는 한계가 따른다.

<표Ⅴ-1> 거시건전성 규제의 민간/가계신용 효과

민간신용/GDP	LTV	LTV_average	LTV-median	SUM17
Top1	5.39365	0.158164***	0.145162***	1.624156
	(5.011295)	(0.045996)	(0.037369)	(1.84677)
Top10	4.730676	0.171781***	0.157358***	1.334992
	(4.985126)	(0.052548)	(0.042463)	(1.624115)
P9050	4.474071	0.187498***	0.171711***	1.058038
	(7.885512)	(0.058424)	(0.051319)	(1.515011)
Gini	18.14975***	0.169639**	0.169662***	1.43945
	(5.069533)	(0.067915)	(0.061591)	(1.668017)
가계신용/GDP	LTV	LTV_average	LTV-median	SUM17
Top1	1.913337***	0.060826***	0.050252***	-0.57601
	(0.886418)	(0.019927)	(0.017361)	(0.58552)
Top10	1.846875**	0.060801***	0.050299***	-0.58076
	(0.879977)	(0.019959)	(0.017663)	(0.584602)
P9050	1.893751**	0.060982***	0.050481***	-0.56869
	(0.772133)	(0.021294)	(0.018935)	(0.599138)
Gini		0.038895***	0.043232***	-1.74104**
		(0.014458)	(0.015284)	(0.790775)

주: 1) System GMM 분석 결과

2) ( )는 heteroscedastisity robust 표준오차

<표Ⅴ-2> 거시건전성 규제의 소득불평등 효과

credit/GDP	Gini	Top1	Top10	P9050
LTV	-0.4773901*	-0.0002414	-0.0018225	-0.0204956
	(0.2870329)	(0.0049547)	(0.0047286)	(0.0743715)
LTV	-0.6443627**	0.0005276	-0.0019031	-0.0286549
(비선형)	(0.309204)	(0.0049191)	(0.0047455)	(0.0749682)
LTV_average	-0.0058624	0.0000116	0.000026	0.001723
	(0.0131287)	(0.0000575)	(0.0000709)	(0.0011366)
LTV-median	-0.0072766	0.0000442	0.0000424	0.0016206
	(0.0125766)	(0.0000606)	(0.0000716)	(0.0011319)
DTI	-0.1803059	-0.0009814	-0.0024886	-0.0794593
	(0.584593)	(0.0029339)	(0.006524)	(0.1037107)
LTV+DTI	-0.4798156*	-0.0002648	-0.0018344	-0.0210727
SUM17	0.0370404	-0.0021257	-0.0020027	-0.0389148
	(0.0841944)	(0.0020851)	(0.0015013)	(0.0237679)
hcredit/GDP	Gini	Top1	Top10	P9050
LTV	-0.628973	-0.0025616	-0.0031227	-0.0552812
	(0.4303367)	(0.0072505)	(0.0067766)	(0.0853721)
LTV_average	-0.0110671	0.0000739	0.0000893	0.0020391***
	(0.007185)	(0.0000697)	(0.0000582)	(0.0007171)
LTV-median	-0.0115483	0.0017754***	0.0000992*	0.0016886***
	(0.009352)	(0.0006973)	(0.0000537)	(0.0006482)
DTI	-0.0693468	0.0003694	-0.0006403	-0.0837959
	(0.5491196)	(0.00282)	(0.0031462)	(0.0512909)
LTV+DTI	-0.5739315	-0.0026029	-0.0032566	-0.0580535
SUM17	0.0685915	-0.0016012	-0.0014729	-0.0365534
	(0.0884859)	(0.0021419)	(0.0021601)	(0.0263764)

주: 1) System GMM 분석 결과 2) LTV+DTI는 LTV 또는 DTI 정책을 수행하고 있을 경우를 1로 넣은 더미 변수임. 3) ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차

2) 시계열분석

다음으로 우리나라 거시건전성 시계열 자료를 사용하여 우리나라 경우를 분석한 결과 대부분의 거시건전성 규제 변수들은 소득 불평등도를 설명하는 데 있어 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있으며 마지막으로 종합적인 거시건전성 규제 정책의 더미의 경우 10% 안쪽에서 모든 소득 불평등지표와 (+) 관계를 나타내고 있다. LTV, DTI 등을 포함한 종합적인 거시 건전성 규제더미가 (+)효과를 나타내고 있는 것은 이러한 다양한 거시건전성 규제 정

책이 도입될 경우 제한적이나마 소득 불평등을 증대시킬 가능성이 있음을 시사하고 있지만 통계적으로 유의도가 높지 않아 해석에 있어 주의할 필요가 있다. LTV, DTI 등의 대표적인 거시 건전성 규제 정책의 경우 우리나라 소득분배에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지는 않는 것으로 나타났다. 이는 대체로 우리나라 가계부채가 주택담보대출임을 감안할 때 소득보다는 자산불평등에 영향을 미칠 가능성도 그 원인이 있는 것으로 보인다.

<표Ⅴ-3> 거시건전성 규제도입이 소득불평등에 미치는 영향 분석(가계대출)

가계대출	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
L1_q	−0.00093	−0.00108	−0.00191*
	(0.000858)	(0.001016)	(0.001088)
L2_q	−0.00063	−0.00102	−0.00123
	(0.00067)	(0.000791)	(0.00079)
L3_q	0.00354	−0.00066	0.014213
	(0.009853)	(0.01005)	(0.013913)
D_q	0.011961	0.010313	0.013682
	(0.013648)	(0.014089)	(0.014042)
SUM17	0.006142	0.008456	0.008809*
	(0.00406)	(0.005737)	(0.004619)
가계대출/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
L1_q	−0.00058	−0.00068	−0.00157
	(0.00082)	(0.001035)	(0.001019)
L2_q	−0.00049	−0.00088	−0.00106
	(0.000654)	(0.000803)	(0.000754)
L3_q	0.008374	0.00502	0.018302
	(0.008949)	(0.009185)	(0.012199)
D_q	0.013785	0.013033	0.01355
	(0.013388)	(0.013664)	(0.013669)
SUM17	0.006727*	0.009461*	0.008107*
	(0.003873)	(0.005429)	(0.004271)

주: 1) 분기더미, trend 변수 포함, serial corr. Robust standard error

2) L1_q: 3,6,9,12월말 LTV 평균 수치

3) L2_q: 3,6,9,12월말 LTV 중위값 수치

4) L3_qLTV 더미의 3개월 평균>0일때 1, <0일때 −1, 0일때 0

5) D_q: DSTI 더미의 3개월 평균>0일때1, <0일때 −1, 0일때 0

이와 같은 분석결과를 보았을 때 거시건전성 규제는 총량적인 측면에서 유효함을 나타내고 있는 반면 소득 불평등에 있어서는 일관되고 유의한 결과를 시현하고 있지는 않아 보인다. 거시건전성 규제가 국가별로 그리고 시기

별로 상이하고 지엽적인 특성을 보이고 있으므로 거시건전성 규제의 효과를 제대로 살펴보기 위해서는 국가차원의 분석이 적절한 것으로 보이며, 아울러 시계열 분석보다는 정책의 횡단면적인 특성을 반영한 미시패널 분석이 적절히 그 효과를 식별해 낼 수 있을 것으로 보인다. 하지만 이러한 분석은 직접적인 관계를 나타내 주지는 못하고 단지 간접적인 시사점을 도출할 수 밖에 없는 한계를 갖는다.

다음에서는 우리나라 가계 미시자료를 이용하여 거시 건전성 정책이 자산(부)의 분배에 미치는 영향을 식별해 보기로 한다.

3) 미시자료분석

본 소절에서는 앞선 국가패널 및 시계열 분석의 한계를 극복하고 우리나라의 경우 대출의 특성상 LTV·DTI 규제에 보다 더 영향을 받을 수 있는 자산 불평등 관계 분석을 수행한다. 이를 위해 가계미시자료인 노동패널자료를 활용하여 거시건전성 정책의 효과를 가구단위에서 살펴보았다. DID 추정기법을 적용하여 LTV·DTI 등 거시건전성 규제 도입 전후의 자산보유자들의 자산이나 부채변화를 살펴본 결과, 동 조치로 인해 오히려 고자산가들의 부채 보유가 줄고, 저자산가들의 부채가 확대되어 이들 사이의 부채 불평등이 축소된 반면 동 조치로 인해 고자산가의 자산이 축소되거나 위축되는 현상이 나타나고 저자산가의 경우 자산의 증가가 확연히 나타나지 않은 결과가 나타나 LTV·DTI 규제가 자산불평등에는 영향을 미치지 않을 것을 시사하고 있다.

A. LTV·DTI 규제의 변천 과정

분석에 앞서 LTV·DTI 규제의 연혁을 살펴보면, 양 규제는 가계부채 증가 및 부동산 가격 급등에 따른 금융불안 방지를 목적으로 각각 2002년, 2005년부터 시행되었다. 이후에는 부동산 가격 변동, 가계부채 증가 등에 대응하여 강화 또는 완화되었으며, 정책의 효율성 제고를 위해 세부 사항이 복잡하게 변화해 왔다.

LTV는 2002년 도입 시 한도를 60% 이하로 설정하였으나, 2003년 투기지구 및 투기과열지구에 대해 40% 이하로, 2009년 수도권 전 지역에 대해 50% 이하로 조정되는 등 주로 강화하는 방향으로 변화돼 왔다. 그러나 2014년에는 부동산 시장 침체 등으로 70% 이하로 일괄 상향 조정(완화)되었다. DTI도 이와 유사하게 2005년 도입 당시 투기지역 6억원 초과 아파트

에 대해 40% 이하로 설정된 이후 2007년에는 투기지역 및 투기과열지구 3억원 초과 아파트에 확대 적용되는 등 강화되는 방향으로 변화하였다. 2008년에는 글로벌 금융위기의 여파로 부동산 시장이 침체됨에 따라 강남 3구 이외의 지역은 투기지역에서 해제되는 등 점차 완화되기 시작하였다. 2014년에는 전 금융권에 대해 60% 이하로 일괄 상향 조정(완화)되었다.[21]

2014년 이후 양 규제에 큰 변화가 없었다가 2017년 부동산 시장 과열 방지와 가계부채 관리를 목적으로 다시 강화되었다. LTV의 경우 투기지역 및 투기과열지구는 40% 이하로, 조정대상지역은 60% 이하로 강화되었다. DTI는 투기지역 및 투기과열지구는 40% 이하로, 조정대상지역은 50% 이하로 강화되었다.[22] 이후 규제강화 정책이 지속되어 오다가 2022년 금리 인상에 따른 부동산 시장 침체 등에 따라 다시 완화되었다.

B. 분석방법 : 패널 이중차분법을 통한 규제강화 효과 분석

LTV·DTI 규제가 부채 및 자산 불평등에 미친 영향을 포착하기 위해 패널 이중차분법(Difference in Differences)[23]을 활용하였다. 2014년부터 지역 구분 없이 동일하게 적용되었던 양 규제 비율이 2017년부터 지역별로 차등 적용되기 시작한 점을 규제충격으로 보아 이중차분법을 사용하였다. 구체적으로 2017년부터 투기지역·투기과열지구 및 조정대상지역으로 선정되어 더 강화된 규제를 적용받은 지역(treated)을 실험군(experimental group)으로, 이외 지역(untreated)을 대조군(control group)으로 하여 강화된 규제의 평균처리효과(ATET: average treatment effect after the treatment)를 식별하고자 하였다. 이와 같이 지역별 규제적용 편차를 이용하여 강화된 LTV·DTI 규제가 가계부채 및 자산가격에 미친 영향을 식별한 사례로는 성향점수매칭(propensity score matching) 방법을 활용한 Igan·Kang(2011)의 연구와 이중차분법을 활용한 황관석·박철성(2015) 및 Yoo(2022)의 연구를 들 수 있다. 이 밖에 분양가 상한제의 지역별 차이를 바탕으로 이중차분법을 활용한 연구로는 윤종만·박강우(2017)가 있다. 본고는 이중차분법을 활용하여 강화된 LTV·DTI 규제가 부채 및 주택자산에 미치는 효과를 분석하되, 동 분석을 가구 자산분위별로도 실시하여 부채 및 자산의 불평등에 미치는 영향도 분석하였다. 평균처리효과를 계산하는 식은 다음과 같다.

---

21) 자세한 내용은 <부표 V-2> 「LTV 및 DTI 규제 시행 연혁」(p.11)을 참조하기 바란다.
22) 부동산 규제 지역의 자세한 내용은 <참고 V-1> 「2017년 이후 부동산 투기지역, 투기과열지구 및 조정대상지역」(p.14)을 참조하기 바란다.
23) 이중차분법에 대한 본장의 설명은 주로 Katchova(2020)와 Angrist & Pischke(2009)를 참조하였다.

$$ATET = E((y_{1a} - y_{0a}) - (y_{1b} - y_{0b})|x, D=1) = \underbrace{E(y_{1a} - y_{1b}|x, D=1)}_{(A)} - \underbrace{E(y_{0a} - y_{0b}|x, D=1)}_{(B)}, \quad (1)$$

여기서 a는 제도 시행 이후, b는 제도 시행 이전을 의미한다. 둘째 줄의 첫 항(A)은 제도 도입 전후 실험군의 차이를 통해 규제의 효과를 파악하기 위한 것이나, 이는 추세 등으로 인해 편의(bias)가 발생할 수 있다. 따라서 둘째 항(B)에 있는 대조군의 추세를 차감하여 첫째 항에 존재할 수 있는 편의(bias)를 제거하고자 하였다. 구체적인 추정식은 아래와 같으며, 가구 및 시간 특성을 고려하여 고정효과 패널모형으로 추정하였다.

$$B_{irt} = \sum_{h=2016}^{2021} \beta_h D_{h,t} + \alpha_i + \delta_r \cdot reg_{rt} + \Theta X_{irt} + \epsilon_{irt}, \quad (2)$$

여기서 i는 개별 가구 식별번호, r은 i가구가 속한 지역 식별번호, t는 시간 식별번호로 2015~2021년이다. B_{irt}는 종속변수로서 개별 가구의 부채 및 주택자산 규모를 지칭한다. $D_{h,t}$는 시간에 대한 더미변수로 분석의 시작시점인 2015년을 제외한 연도에 존재하는데, 예를 들어, $D_{2016,t}$은 관측치의 연도가 2016년($t=2016$)이면 1을, 그 이외 연도이면 0을 갖는다. reg_{rt}는 조정대상지역에 대한 더미로서 t년에 조정대상지역일 경우 1을, 아니면 0을 갖는다. 따라서 동 더미변수에 대한 추정치 δ_r이 평균처리효과 값이 된다. α_i는 개별 가구의 특성을 포착하는 더미변수이며, X_{irt}는 가구의 자산 및 부채를 설명할 수 있는 이외의 변수들로 부채가 종속변수일 때는 가구의 총소득, 가구주의 나이 및 가구의 자산을 설명변수로 사용하였다. 자산은 금융자산과 주택 및 기타 부동산 관련 자산을 분리하여 각각 설명변수로 사용하였다. 주택자산이 종속변수일 때는 가구의 총소득, 가구주의 나이 및 가구의 부채 및 금융자산을 설명변수로 사용하였다. ϵ_{irt}는 잔차를 의미한다. 분석기간 중 이사 등의 사유로 거주지역을 옮긴 경우는 분석대상에서 제외하였다. 자산분위는 총자산을 기준으로 분류하였으며, 분위 간 이동이 발생하는 경우에는 가구의 최초 자산을 기준으로 하였다.

C. 분석자료 및 기초통계량

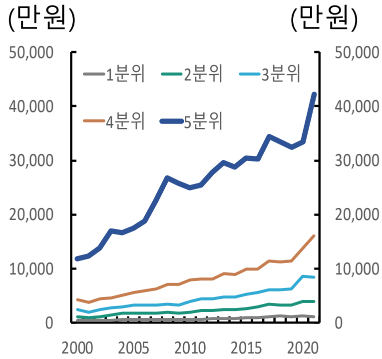
2000년 이후 – 특히, 2015년 이후[24] – 부채 및 자산은 모든 분위에서 증

24) 분석기간을 2015년 이후로 설정한 이유는 2014년 중 LTV·DTI 규제가 지역 구분 없이 70% 이하 및

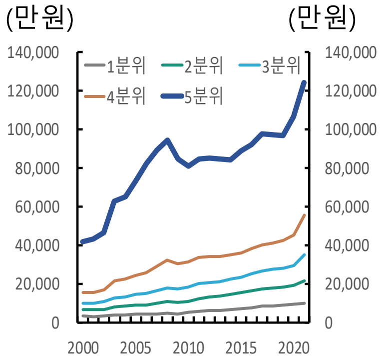
가한 가운데 특히 5분위에서 크게 증가하는 모습을 관찰할 수 있다(<그림 2>, <그림 3>). 2015~21년 중 5분위 가구의 부채, 자산 및 순자산의 증가폭(부채: 11.7천만원, 자산 35.2천만원)은 1분위의 증가폭(부채: 264만원, 자산 2.7천만원)보다 매우 크게(부채: 44.3배, 자산 12.8배) 나타났다. 또한 자산 분위별로 부채를 이용하는 가구(부채>0)의 비중을 살펴보면, 2000년 이후 등락은 있었으나, 자산 분위가 높을수록 동 비중이 높게 나타났다(<그림 4>). 이는 자산 상위 가구일수록 대출 접근성이 양호한 현실을 반영하고 있으며, 나아가 부채 조달을 통한 자산 형성이 자산 상위 가구에서 보다 용이했을 가능성을 시사한다고 볼 수 있다.

한편, 분석기간(2015~21년) 중 실험군인 조정대상지역과 대조군인 이외 지역 가구의 자산, 부채 및 설명변수들의 기초통계는 <표1>과 같다. 관측수는 비조정대상지역이 더 많았으며, 자산은 조정대상지역 가구가 더 많은 것으로 나타났다. 특히, 주택 및 기타 부동산 자산의 차이가 크게 나타났다. 부채 및 총소득도 조정대상지역 가구가 더 컸으며, 가구주 나이는 큰 차이가 없었다.

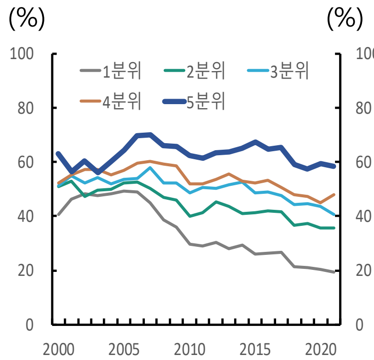
<그림 2> 분위별 부채 변화



<그림 3> 분위별 자산 변화



<그림 4> 부채이용 비중[1)]



주: 1) 부채 이용 가구수/총 가구수
자료: 노동패널을 이용하여 자체계산

60% 이하로 일괄 상향 조정되었기 때문이다. 이에 따라 지역별로 차등 적용되던 규제비율이 완화 및 통일되어 2년 간(2015~16년) 운영되었다. 이후 2017년 다시 지역별로 차등 적용되면서 규제비율이 하향 조정(강화)되었다. 실증분석에서는 2017년부터 지역별로 차등 적용된 것을 규제충격으로 보고 영향을 포착하고자 하였다. LTV·DTI 규제가 지역 구분 없이 일괄 완화되어 적용되기 시작한 2015년 이후를 분석 시작 시점으로 결정한 것은 의미가 있다고 할 수 있다.

<표1>

부채, 자산 및 설명변수에 대한 기초통계량

(단위: 만원, 세)

	조정지역					비조정지역				
	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값 (천만원)	관측수	평균	표준편차	최소값	최대값 (천만원)
자산	10,383	55,045	53,315	600	1360	25,990	32,675	37,373	500	1230
(금융자산)	17,828	3,557	8,488	0	300	37,249	3,407	7,119	0	258
(주택·부동산)	10,383	50,483	49,944	600	1330	25,990	28,646	34,708	200	1200
부채	7,131	11,554	15,612	25	253	13,666	9,247	20,962	2	950
총소득	17,516	4,670	4,656	5	210.8	36,822	4,270	3,911	3	150.9
가구주 나이	17,828	58.3	15.2	19	98	37,249	59.0	15.8	17	100

자료: 노동패널을 이용하여 자체계산

D. 분석결과

(부채에 미친 영향)

부채를 종속변수로 분석한 결과는 <표2>와 같다. 먼저 제1열의 전체 표본으로 분석한 결과를 살펴보면, 부채가 주택 및 기타 부동산 관련 자산과 양(+)의 상관관계를 보였다. 이는 부동산 자산 구매를 위해 부채를 사용하는 일반적인 관행에 부합한다. 금융자산은 부채와 음(−)의 상관관계를 나타냈는데, 이는 금융자산은 높은 유동성을 지녀 일종의 준비금(reserve) 역할을 함에 따라 금융자산을 많이 보유한 가구일수록 부채를 이용할 필요성이 적어짐을 의미한다고 할 수 있다. 가구주 나이 및 총소득의 계수는 각각 음(−), 양(+)의 상관관계를 보여, 고령층일수록 부채를 적게 이용하고, 소득이 높을수록 부채를 많이 이용하는 것으로 나타났으나 통계적 유의성이 낮았다.

조정대상지역에 속함으로써 더 강한 LTV·DTI 규제를 적용받아 발생한 평균처리효과(ATET)는 −5.7%로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 즉 조정대상지역에 적용된 더 엄격한 규제는 가계부채 증가 규모를 5.7% 낮추는 효과가 있는 것으로 나타났다.

다음으로는 이중차분법을 통한 평균처리효과(ATET) 분석을 자산분위별로 실시하였다. 제2~6열의 결과를 살펴보면, 자산 1~3분위에서 평균처리효과는 통계적으로 유의하지 않거나 부호가 양(+)으로 나타나 강화된 규제가 의도한 효과를 갖지 못한 것으로 나타났다. 즉 자산이 적은 가구에서는 강한 규제를 적용받았음에도 불구하고 부채를 감소시키는 효과가 유의하지 않았

다. 이에 반해 4, 5분위에서는 평균처리효과가 음(−)으로 나타났으며, 5% 유의수준에서 유의하였다. 즉 조정대상지역에 적용된 더 강한 규제는 자산 상위 가구의 부채 규모를 10.9~13.6% 낮추는 효과를 보였다. 따라서 2017년부터 시행된 강화된 LTV·DTI 규제는 자산 상위 가구를 중심으로 부채 증가를 억제하여 부채의 불평등을 완화하는 방향으로 작용하였음을 알 수 있다.

다만, 강화된 규제의 효과가 자산 하위 가구에서 유의하지 않게 나온 것과 관련하여 기존에 이미 부채를 보유하고 있는 가구를 대상으로 한 분석 결과라는 점에 유의할 필요가 있다. 자산 분위가 낮을수록 애초에 대출에 대한 접근이 쉽지 않아 부채를 보유하지 못하였을 수도 있는데, 본 분석에서는 이 같은 사례는 고려할 수 없었다. 이는 <표2>의 분위별 관측수에서 볼 수 있듯이 자산 하위 가구의 경우 부채 등의 데이터가 누락되어 분석에서 제외된 경우가 다른 분위보다 많은 점에서 확인할 수 있다.

<표2>

패널 이중차분법 분석 결과(부채)

	종속변수: log(부채)					
	전체 표본	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
평균처리효과 (조정지역)	-0.0568**	-0.00416	0.00272	0.0593	-0.136**	-0.109**
	(0.0263)	(0.119)	(0.0673)	(0.0569)	(0.0537)	(0.0547)
log(주택·부동산)	0.458***	0.240***	0.363***	0.626***	0.568***	0.458***
	(0.0242)	(0.0643)	(0.0608)	(0.0599)	(0.0544)	(0.0474)
log(금융자산)	-0.0253***	-0.0455*	0.0480**	-0.0437**	-0.0575***	-0.0150
	(0.00853)	(0.0265)	(0.0220)	(0.0192)	(0.0173)	(0.0176)
log(총소득)	0.0250	0.171**	-0.0328	0.0380	0.0902**	-0.0150
	(0.0196)	(0.0708)	(0.0570)	(0.0477)	(0.0446)	(0.0344)
가구주 나이	-0.00942*	-0.0239	0.0427**	0.00906	-0.00839	-0.0152**
	(0.00523)	(0.0216)	(0.0210)	(0.0160)	(0.0615)	(0.00690)
고정항	4.458***	5.748***	2.492**	1.849*	3.014	5.151***
	(0.392)	(1.455)	(1.259)	(1.027)	(3.277)	(0.703)
가구 및 시간 통제	yes	yes	yes	yes	yes	yes
관측수	12,241	968	1,912	2,439	2,562	3,272

주: ( )내는 표준편차, *는 유의수준 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 의미

(주택자산에 미친 영향)

다음으로 가구의 자산에서 가장 높은 비중을 차지하는 주택자산을 종속변수로 이중차분법을 통한 평균처리효과(ATET) 분석을 시행하였다(<표4>). 제1열의 전체 표본으로 분석한 결과를 보면, 앞서 살펴본 부채에 대한 분석결과와 같이 직관에 부합하였다. 먼저, 주택자산은 부채와 양(+)의 상관관계를 보여 부채를 이용하여 주택자산을 구입한다는 통념에 부합하였다. 총소득은 주택자산과 양(+)의 상관관계를 보여 고소득일수록 주택자산을 많이 보유하는 것으로 나타났다. 금융자산 및 가구주 나이는 주택자산과 음(−)의 상관관계를 보였으나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 조정대상지역에 속하여 더 강한 LTV·DTI 규제를 적용받아 발생한 평균처리효과(ATET)는 9.3%로 1% 유의수준에서 유의하였다. 즉 조정대상지역에 적용된 더 강한 규제에도 불구하고, 해당 지역 가구의 주택자산 증가 규모가 9.3% 더 높아졌다.

이는 조정대상지역에 대해 더 강한 규제를 적용했음에도 불구하고, 부동산 가격상승에 대한 기대심리 등으로 이 지역의 부동산 가격 상승이 억제되지 못하였던 것을 의미한다. 당초 조정대상지역으로 지정되는 요건은 ‘주택 가격 상승률이 물가상승률 2배를 뛰어넘거나 주택 청약 경쟁률이 5대 1 이상인 지역’으로 부동산 시장의 과열이 우려되는 지역이다. 따라서 동 결과는 LTV·DTI 규제가 앞선 분석에서 본 것처럼 부채는 축소할 수 있었으나 부동산 가격 상승 모멘텀(momentum)을 꺾을 만큼 강력하지는 못했다고 해석할 수 있겠다[25].

---

25) 이는 2010년 이전의 기간 중 우리나라의 LTV·DTI 규제의 효과에 대해 분석한 기존연구와는 상반된 결과이다. Igan·Kang(2011)은 2001~2009년 중 LTV 규제의 강화가 주택가격 상승 기대를 억제하는 데 효과적이었다고 주장하였다. 황관석, 박철성(2015)은 2009년 서울과 경기도의 DTI가 10%p 차이가 났던 것에 착안하여 이중차분법을 통해 서울의 더 강화된 DTI 규제가 아파트 실거래가를 연간 약 1.74% 하락시켰다고 하였다.

<표4>

패널 이중차분법 분석 결과(주택자산)

	종속변수: log(주택자산)					
	전체 표본	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
평균처리효과 (조정지역)	0.0927***	0.0904*	0.129***	0.112***	0.0885***	0.0893***
	(0.00832)	(0.0530)	(0.0242)	(0.0178)	(0.0158)	(0.0151)
log(부채)	0.0285***	0.0909***	0.0357***	0.0462***	0.0266***	0.00786
	(0.00339)	(0.0179)	(0.00983)	(0.00735)	(0.00684)	(0.00561)
log(금융자산)	-0.00361	-0.00972	-0.0293***	0.00719	0.00698	-0.00370
	(0.00271)	(0.0118)	(0.00794)	(0.00600)	(0.00513)	(0.00486)
log(총소득)	0.0340***	0.0403	0.0601***	0.0530***	-0.00376	0.0337***
	(0.00621)	(0.0317)	(0.0205)	(0.0149)	(0.0132)	(0.00944)
가구주 나이	-0.00133	0.00162	-0.000271	-0.00585	-0.0121	-0.00131
	(0.00166)	(0.00965)	(0.00756)	(0.00502)	(0.0182)	(0.00191)
고정항	9.507***	7.745***	8.836***	9.220***	10.46***	10.30***
	(0.105)	(0.618)	(0.430)	(0.278)	(0.961)	(0.148)
가구 및 연도 통제	yes	yes	yes	yes	yes	yes
관측수	12,241	968	1,912	2,439	2,562	3,272

주: ( )내는 표준편차, *는 유의수준 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 의미

한편, 조정대상지역 지정 요건에서 규제적용이 내생적으로 이루어졌을 가능성이 제기될 수 있다. 즉 주택의 가격이 본격적으로 높아지는 지역이 조정대상지역으로 지정되어 규제 적용 이전에 실험군의 주택가격이 대조군에 비해 높은 추세를 보일 경우 이중차분법에 의한 차분값을 규제의 영향으로 보기 어려울 수 있다. 따라서 규제 적용 이전에 추세가 존재하는지에 대한 검증이 필요하다. 평행추세 가정에 대해 검정해본 결과, 규제 이전의 추세가 평행한 것으로 나타났다[26].

다음으로는 이중차분법을 통한 평균처리효과(ATET) 분석을 자산분위별로 실시하였다. 제 2~6열을 보면 모두 양(+)의 평균처리효과를 나타내어 규제 이후 나타난 주택가격 상승이 분위별로 큰 차이를 보이지 않았다. 다만, 1분위의 계수가 상대적으로 작은 편이며, 통계적 유의성도 다른 분위에 비해 낮게 나타났다. 이는 앞서 부채 분석에서 본 바와 같이 1분위에 속한 가구의 경우 데이터 누락 등으로 표본수가 적은 점에 기인하였을 가능성이 있다.

26) 평행추세 가정에 대한 자세한 검정결과는 <참고V-2>「평행추세 가정 검정」(p.14)을 참조하기 바란다.

E. 소결

본 소절에서는 경제적 불평등과 금융안정의 관계에 대한 기존 연구의 주장 중 거시건전성 정책이 대출 접근성에 영향을 미쳐 부채 및 주택자산 불평등으로 연결되었을 가능성을 분석하였다. 분석 결과, 조정대상지역에 적용된 더 강한 규제는 동 지역의 가계대출을 억제하는 효과가 있었으며, 가구 자산 분위별로는 자산 상위가구에서 대출 억제 효과가 유의하게 나타났다. 반면, 주택자산의 증가세는 조정대상지역에서 오히려 더 높게 나타났으며, 이 같은 증가세는 모든 분위에서 공통적으로 관찰되었다. 따라서 2017년 이후 강화된 LTV·DTI 규제는 가구 간 부채의 불평등은 완화시키는 방향으로 작용하였으나, 자산 불평등과 관련해서는 큰 영향을 미치지 않은 것으로 보인다. 따라서 거시건전성 정책의 강화가 자산을 적게 보유한 가구의 대출 접근성을 제약하여 부채 및 자산 불평등을 초래할 수 있다는 주장은 적어도 우리나라의 2017년 이후 LTV·DTI 규제 강화 사례에서는 성립하기 어렵다고 하겠다.

이는 LTV·DTI 규제가 의도하지 않게 불평등을 심화시킬 가능성에 대해 우려하기보다는 거시건전성 강화라는 원래의 취지에 맞게 시행하는 것이 바람직함을 시사한다. 다만, 자산 및 소득 하위 가구, 특히 제도권 대출에 대한 접근이 어려운 가구의 자금조달 행태 등에 대한 보다 세심하고 엄밀한 분석과 및 지원대책이 필요하다는 점은 염두에 두어야 할 것이다. 아울러 본문에서 언급한 자산 하위 가구를 중심으로 한 무응답 가구에 대한 데이터 처리와 분석상 한계와 관련해서는 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

Ⅵ. 결론 및 시사점

불평등과 금융불안정 간 관계를 분석하는 것의 핵심은 결국 불평등과 민간 및 가계 신용 간의 상호 관계를 엄밀히 살펴보는 것이라 할 수 있으며 본 연구에서는 기존 연구결과 등을 토대로 분석체계를 설정하여 이 관계들을 종합적으로 분석해 보았다.

본 연구가 포괄하는 주제가 광범위한 만큼 이를 분석하기 위해 입수가능한 다양한 거시, 미시 자료를 활용하여, 패널분석 및 시계열분석을 적용하고, 아울러 기존연구와 유사하게 선진국 전체를 대상으로 또한 우리나라를 중심으로 분석을 수행했다는 점에서 본 연구는 기존 연구에 비해 차별적이라 할 수 있다. 대부분의 기존 연구는 각 장에서 분류한 바와 같이 불평등과 금융안정간 한 방향에 대한 연구 그리고 국가별 패널연구 위주로 이루어져 있는 반면 본 연구에서는 민간신용은 물론 최근에 이슈가 되고 있는 가계신용과 불평등 그리고 거시건전성 규제정책의 상호 관계를 살펴보기 위해 다소 방대하지만 종합적인 분석을 수행하였다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 1980년 이후 최근까지 OECD 국가를 대상으로 한 분석에서 민간 및 가계신용의 증가는 은행위기 발생 가능성을 높이는 것으로 보인다. 둘째, 기존 연구결과에서 혼재되어 나타났던 민간신용 및 가계신용의 증가가 소득 불평등에 의한 영향을 분석한 결과 민간(가계)신용의 증가가 소득 불평등에 의해 야기되지는 않은 것으로 나타났다. 오히려 분석결과는 민간신용이나 가계신용의 증가는 소득 불평등보다 금융규제 완화나 확장적인 통화정책과 관련이 더 있는 것으로 나타났다. 셋째, 지니계수로 나타난 소득 불평등은 오히려 민간신용 및 가계신용의 증가와 비선형 U자 관계에 있는 것으로 보인다. 즉 금융심화가 어느 정도 이루어진 선진국의 경우 민간신용의 확대와 소득 불평등이 같은 방향으로 움직이는 것으로 보인다. 하지만 우리나라의 경우 가계신용의 증가는 단기적으로 소득 불평등의 증가와 관련이 있어 보이지만 장기적으로 안정적인 관계는 나타나지 않는 것으로 판단된다. 넷째, 거시건전성 규제정책의 실효성을 분석하는 것은 데이터상으로 매우 어렵지만 제한적이나마 분석한 결과 거시건전성 정책은 가계부채의 총량을 어느 정도 감소시키는데 있어서는 유효성을 갖는 것으로 보인다. 하지만 LTV 규제와 같은 거시건전성 규제가 소득 불평등을 증가시킨다고 하는 통계적으로 유의미한 결과를 얻지는 못하였다. 우리나라의 경우도 마찬가지로 거시건전성 규제의 소득 및 자산 불평등 효과는 식별되지 않았다. 하지만 이러한 결과는 거시건전성 규제 정책을 식

별하는데 발생하는 다양한 자료 및 분석상 문제에 기인할 수 있으므로 결과 해석에 있어 신중을 기할 필요가 있다.

글로벌 금융위기 이후 많은 연구를 통해 은행위기가 가계신용 증가와 관련이 있고 이러한 가계신용의 증가가 소득불평등과 관련이 있다는 연구 결과가 제기됨에 따라 금융안정 유지를 책무로 하는 통화·금융 정책 당국은 불평등과 같은 금융시장 이외의 요인에 대해서도 모니터링하고 통화· 금융 정책 결정시 참고해야 할 것인지에 대한 논의가 최근 중앙은행을 중심으로 활발히 진행되고 있다. 더욱이 최근 가계신용의 증가에 따라 도입한 거시건전성 규제 정책이 불평등을 유발할 가능성이 제기됨에 따라 통화·금융정책 당국은 그 관계에 대한 종합적인 검토 필요성이 제기되고 있다.

본 연구는 이와 같은 연구 배경 하에 기존 연구결과를 정리하고 이를 기반으로 다양한 자료와 분석기법을 적용하여 금융위기와 가계신용, 그리고 소득불평등의 관계를 종합적으로 분석하였으며 가능한 우리나라에 적합한 시사점을 도출하기 위해 소득 불평등에 관한 분기 자료를 생성하여 시계열 분석을 제한적으로 시도하였다. 결론적으로 본 연구 결과는 통화·금융정책이 단기적으로 부와 소득 분배에 영향을 미칠 수는 있지만 장기적으로 불평등은 화폐적 현상은 아니라는 Carstens(2021)의 주장에 대한 실증근거를 제공하는 것으로 보인다. 이러한 논의에 근거하자면 통화·금융 정책 당국은 결국 보다 평등한 사회를 만들기 위해서는 물가안정과 금융안정이라는 기본 미션에 충실하여 경제를 안정화시키는 것에 집중함으로써 확대되는 불평등이 보다 유효한 재정의 재분배 정책을 통해 해소될 수 있는 기본토대를 제공하는 것이 필요하다는 결론에 도달한다.

<참고문헌>

Acemoglu, D.(2011), 'Thought on Inequality and Financial Crisis,' http://economics.mit.edu/files/6348

Ackinson, B. et al. (2011), Top Incomes in the Long run of History, Journal of Economic Literature, Vol.49, No.1.

Angrist, J. D. and Pischke, J.-S. (2009). Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Princeton University Press.

Berisha, E. et al. (2018), Income Inequality, Equities, Household Debt, and Interest Rates, Journal of International Money and Finance, Vol.80.

Bordo, D. Michael and C. Meissner(2012), 'Does Inequality Lead to a Financial Crisis?' Journal of International Money and Finance, Vol.31

Borio, C. and R. White(2003), Whither Monetary and Financial Stability: the implications of evolving policy regimes, Proceedings in Economic Policy Symposium, FRB of Kansas City.

Burgess, R. and R. Pande(2005), Can Rural Banks Reduce Poverty?, American Economic Review, Vol.953, No3.

Callaway, B. and Sant'Anna, P. H. (2021). Difference-in-Differences with multiple time periods. Journal of Econometrics, 225(2):200-230.

Card, D. et al. (2004), Unions and Wage Inequality, Journal of Labor Research, Vol.25, No.4.

Carpentier J., Olivera, J. and Van Kerm, P.(2018), Macroprudential policy and Household Wealth inequality, Journal of International Money and Finance, Vol.85.

Carstens, A.(2021), Central banks and Inequality, Remarks in Markus' Academy, Princeton Univ.

Cechhetti, S., Mohanty, S. and F. Zampolli(2011), 'The Real Effects of Debt,' BIS Working Papers, No.352

Ceruti, E.M. et al. (2017), The Use and Effectiveness of Macroprudential Policies: new evidence, Journal of Financial Stability, Vol.28.

Cihak, M. and R. Sahay (2020), Finance and Inequality, IMF Staff Discussion Note, DSN/20/01, IMF

Frost, J. and Van Stralen, R.(2018), Macroprudential policy and income ineqaulity, Journal of International Money and Finance,, Vol.85.

De Haan J. and Sturm J.E.(2017) Finance and Income Inequality: A review and new evidence, European Journal of Political Economy, Vol.50.

Elekdag, S. and Y. Wu(2011), Rapid Credit Growth: boon or boom bust?, Working Paper No. 11/241, IMF

Fasiarnos, A. R.H. Kinsella, S.(2017), 'Exploring the Link between Household Debt and Income Inequality in the 1990s', Presented at the Conference, Reserve Bank of Australia

Fisher, I.(1933), The Debt-deflation Theory of Great Depression, Econometrica, Vol.1, No.4.

Frost, Jon & van Stralen, Rene, 2018. "Macroprudential policy and income inequality," Journal of International Money and Finance, Elsevier, vol. 85(C), pages 278-290.

Galbraith, J.K.(2012), Inequality and Instability, Oxford Univ. Press.

Godechot, O.(2016), Financialization is marketization! A Study of the repective impacts of various dimensions of financialization on the increase in global ineqaulity, Sociological Science, Vol.3.

Gwartney, T. et al. (2022), Economic Freedom of the World Annual Report, Fraser Institute

Igan, D. and H. Kang(2011), Do LTV and DTI work? evidence form Korea, IMF working paper WP11/297

Jaeyoung Yoo, 2022. "Heterogeneous effects of LTV/DTI policy measures: Evidence from Korea," Working paper, UC Davis

IMF(2015), Causes and Consequences of Income Ineqaulity: A gloval perspective, IMF Staff discussion note, 15/131513

Katchova, A. L. (2020). Lecture notes in Propensity Score Matching. Retrieved from Website: https://sites.google.com/site/econometricsacademy.

Kindleberger, C.P.(1978), Manias, Panics, and Crashes, Basic Books.

Kosem, S.(2019), "Income Inequality, Mortgage Debt and House Prices,' Job Market Paper, LSE

Krugman, P.(2012), End This Depression, W.W.Norton.

Kumhof, M. and R. Ranciere(2010), Inequality, Leverage and Crises, Working Papers No.10/268, IMF.

Kumhof, M., Ranciere, R. and P. Winant(2015), 'Inequality, Leverage, and Crisis,' American Economic Review, Vol.105, Issue 3.
Lapavitsas C. (2013) The Financialization of capitalism: profiting without producing, City, Vol.17(6)
Litchfield, J.A.(1999), Inequality: Methods and Toods, Memeo.
Lin K. and D. Tomskovic-Devey(2013), Financialization and US income inequality, 1970-2008, American Journal of Sociology, Vol.118(5).
Nguyen, T., V. Castro, and J. Wood(2022), A New Comprehensive database of Financial Crises: Identification, frequency and duration, Economic Modelling, Vol.108.
Mendoza, E.G. and M. Terrones(2008), An Anatomy of Credit Booms, NBER Working Papers No.14049.
Minsky, H.P.(1982), Can It Happen Again? Essays on Instability and Finance, M.E. Sharpe.
Minsky, H.P.(1986), Stabilizating an Unstable Economy, New York, Mc Graw Hill.
Monnin, P.(2018), Financial Stability and Inequality: A Challenge for Macroprudential Regulation, BIS blog.
Perugini, C., J. Holsher, and S. Collie(2016), Inequality, Credit and Financial Crises, Cambridge Journal of Economics, 2016. Vol.40
Rajan, R.(2010), Fault Lines, Princeton University Press
Reinhart, C.M. and Rogoff K.S.(2008) Is the US financial Crisis so Different? An international historiacal comparison, American Economic Review, Vol.98.
Rios-Avila, F., Sant'Anna, P. H., and Callaway, B. (2021). CSDID: Stata module for the estimation of Difference-in-Difference models with multiple time periods. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics.
Roberts, A. and R. Kwon(2017), Finance, Income inequality and the variation of capitalism in post-industrial democracies, Socio-Economic Review, Vol.15(3)
Soederberg, S.(2014), Debt fare States and Poverty Industry, Routledge
Van Reenen, J.(2011), Wage Inequality, Technology and Trade, Labour Economics, Vol.18.,No.6.

Van Treek, T.(2014), Did inequality cause the US financial crisis?, Journal of Economic Surveys, Vol.28.

Wood, DG J.(2020), 'Can Household Debt Influence Income Inequality? Evidence from Britain: 1966-2016', The British Journal of Politics and International Relations, Vol.22(1)

강다연(2020), 가계부채 관련 정부정책 실효성 분석, 금융경제연구소, 금융정책실

윤종만, 박강우, "분양가 상한제의 재고주택가격에 대한 영향." 주택연구 25.2 (2017): 45-69.

임대봉(2012), 주택시장의 규제정책과 가계부채 그리고 주택가격에 관한 연구, 경제학 공동학술대회 발표자료

윤성훈 (2021), '경제적 불평등과 빚투, 금융위기', KIRI 리포트

이태리, 김태환.(2018), "주택담보대출 규제 변화에 따른 가구별 차입제약 영향 분석", 부동산분석,4(2),21-43.

홍기석 (2023), 금융규제가 비은행기관에 미치는 영향 분석, KDI 용역보고서

황관석, 박철성, "이중차분법을 이용한 수도권 DTI 규제효과 분석." 주택연구 23.4 (2015): 157-180.

(자료 web site)

Fraser Institute(2022), Economic Freedom of the World Annual Report, https://www.fraserinstitute.org/studies/economic-freedom-of-the-world-2022-annual-report

IMF survey(2022), iMapp DB
https://www.elibrary-areaer.imf.org/Macroprudential/Pages/iMaPPDatabase.aspx

<부 록>

Ⅱ장 <부표>

<부표Ⅱ-1> 국가패널 요약통계량(불평등→신용)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
cred_gdp	959	88.84881	47.65089	0.18617	304.5751
hdebt_gdp	1,083	52.8742	29.70716	0.1	137.9
ineq_top1	1,596	0.115791	0.049306	0.0251	0.2954
ineq_top10	1,596	0.362537	0.098289	0.1669	0.6783
gini	781	34.14712	7.284336	20.7	58.7
p9050	1,596	2.411917	2.107583	0.457636	12.25849
cred_reg	798	8.898759	1.047475	3	10
cap_form_gdp	1,475	23.0358	4.249182	10.68721	54.30437
portf_inv_~p	1,328	−2.77723	27.18476	−558.017	94.95651
m2_gdp	792	70.80001	44.1466	11.13	281.2991
int_rate_r	531	53.27685	183.2941	0	1934.305
real_gdp_g~h	1,434	2.722136	3.294972	−14.8386	24.37045
lpc_gdp	1,480	9.76414	0.973155	6.929411	11.80253
ltv	1,178	0.001698	0.071378	−1	1
dti	1,178	0.002547	0.050422	0	1
ltv_a	1,106	95.61793	11.04517	44.44444	110
ltv_m	1,106	95.75226	11.08569	40	110
sum_17	1,178	0.021222	0.261473	−2	2

<부표Ⅱ-2> ln(민간신용)과 ln(소득 불평등) 관계분석

	민간신용 /GDP(1)	민간신용 /GDP(2)	가계신용 /GDP(1)	가계신용 /GDP(2)
Top1	0.039219	−0.00237	−0.04689	−0.0051
	(0.047188)	(0.056117)	(0.04894)	(0.028551)
규제완화		0.024344***		0.012219
		(0.008155)		(0.009979)
Top10	0.176554***	0.066053	−0.07391	0.006726
	(0.088358)	(0.108362)	(0.096751)	(0.067554)
규제완화		0.023429***		0.011782
		(0.007885)		(0.009434)
P9050	0.093961***	0.036981	0.009275	0.033801
	(0.037744)	(0.047342)	(0.046605)	(0.041542)
규제완화		0.022752***		0.009499
		(0.007946)		(0.009384)
Gini	0.120924**	0.120986	0.025497	0.09637
	(0.051183)	(0.119011)	(0.06911)	(0.102706)
규제완화		0.027469***		0.000304
		(0.006885)		(0.012589)

주: 1) System GMM 결과

2) ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차

Ⅲ장 <부표>

<부표Ⅲ－1> 국가패널 요약통계량(신용→불평등)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
gini	781	34.14712	7.284336	20.7	58.7
ineq_top1	1,596	0.115791	0.049306	0.0251	0.2954
ineq_top10	1,596	0.362537	0.098289	0.1669	0.6783
p9050	1,596	2.411917	2.107583	0.457636	12.25849
cred_gdp	959	88.84881	47.65089	0.18617	304.5751
hdebt_gdp	1,083	52.8742	29.70716	0.1	137.9
man_val_add	1,253	15.91202	4.827244	4.554389	34.65098
trade_gdp	1,475	80.98804	49.57803	15.81031	388.1204
real_gdp_g~h	1,434	2.722136	3.294972	−14.8386	24.37045
unemp_nat	1,404	7.677721	4.175946	0.2	27.69
gov_cons_gdp	1,475	18.50223	4.223051	7.515493	30.32388
inf_con_pri	1,534	11.62027	57.15486	−4.4781	1281.443
cris_all	1,520	0.149342	0.356543	0	1
fn_mar_dep	1,558	0.351402	0.309616	0	1
fdi_in_gdp	1,449	5.62E−11	1.85E−10	−1.14E−09	1.87E−09
avg_dur	1,594	6.112923	0.307547	5.5	7
ltv	1,178	0.001698	0.071378	−1	1
dti	1,178	0.002547	0.050422	0	1
ltv_a	1,106	95.61793	11.04517	44.44444	110
ltv_m	1,106	95.75226	11.08569	40	110
sum_17	1,178	0.021222	0.261473	−2	2

<부표Ⅲ－2> 민간신용의 변화가 불평등에 미치는 영향: 동태패널 FE 모형

	Gini	Top1	Top10	P9050
credit/GDP	0.0093551***	−0.0000479***	−0.00005**	−0.0006505*
	(0.0028771)	(0.0000173)	(0.0000197)	(0.0003689)
hcredit/GDP	−0.0024656	−0.0000905**	−0.0000721	−0.001085
	(0.0074697)	(0.0000385)	(0.0000459)	(0.0007842)

주: 1) 동태패널 Fixed effect 분석 결과

2) ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차

<부표Ⅲ-3> 민간신용의 변화가 불평등에 미치는 영향(비선형효과)
: 동태패널 FE 모형

	Gini	Top1	Top10	P9050
credit/GDP	−0.0036152	0.000000256	−0.000031	−0.00067
	(0.0077643)	(0.000046)	(0.0000533)	(0.000994)
credit2	0.0000457*	−0.000000199	−7.86E−08	6.37E−08
	(0.0000254)	(0.000000179)	(0.000000205)	(3.82E−06)
hcredit/GDP	−0.012444	−0.00000114	−0.00000968	−2.8E−05
	(0.0170561)	(0.0000814)	(0.0000977)	(0.001673)
hcredit2	0.0000679	−0.000000631	−0.000000439	−7.4E−06
	(0.0001044)	(0.000000507)	(0.000000607)	(1.04E−05)

주: 1) 동태패널 Fixed effect 분석 결과

2) ( )는 heterosckedastisity robust 표준오차

Ⅳ장 <부표>

<부표Ⅳ-1> 우리나라 시계열 자료 요약통계량

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lgini	132	-1.0675	0.124274	-1.30159	-0.82778
ltop5	132	-1.92046	0.083596	-2.10088	-1.69497
lp9050	132	0.723045	0.077843	0.591287	0.93272
lhdt_r	81	13.82237	0.346915	13.26873	14.36285
lhdl_r	81	13.76455	0.34754	13.17909	14.30435
lhdt_y	81	0.990193	0.160329	0.721712	1.296357
lhdl_y	81	0.932372	0.16049	0.669238	1.238852
ltc1	94	2.660751	0.161886	2.311916	2.909728
ltc2	48	4.681475	0.055975	4.592085	4.840242
ltc3	92	4.404946	0.205108	3.968403	4.707727
lglo	132	4.288355	0.238949	3.871201	4.710431
lunemp	94	1.276982	0.12438	1.029619	1.84055
lgov_y	93	-2.60198	0.521894	-3.8105	-1.57542

<부표Ⅳ-2> 시계열 자료 단위근 검정 결과

(trend)	lags(0)	lags(1)	lags(2)	lags(3)	lags(4)
lgini	-3.969***	-2.231	-2.187	-1.445	-2.118
ltop5	-6.988***	-4.523***	-3.664**	-1.762	-2.308
lp9050	-6.031***	-3.04	-3.169*	-1.86	-2.572
lhdt	-4.488**	-2.251	-2.733	-1.663	-3.705**
lhdl	-3.839**	-1.401	-2.159	-0.909	-2.983
lhdt/y	-5.321***	-4.583***	-4.103***	-3.419**	-3.213*
lhdl/y	-5.621***	-4.172**	-3.541**	-2.115	-3.182*

주: Dickey-Fuller test for unit root 결과로 검정통계량 수치

<부표Ⅳ-3> 그랜저 검정 결과

lags(1)	lgini	ltop5	lp9050	
H0: credit does not Granger-cause inequality				
lhdt	0.0149**	0**	0**	
lhdl	0.0128**	0**	0**	
lhdt/y	0.5908*	0.0081**	0.0061**	
lhdl/y	0.5291*	0.0056**	0.0045**	
lags(1)	lhdt	lhdl	lhdt/y	lhdl/y
H0: inequality does not Granger-cause credit				
lgini	0.0298**	0.0662*	0.8071*	0.6476*
ltop5	0.2035*	0.2583*	0.1698*	0.1468*
lp9050	0.0457**	0.058*	0.4488*	0.4048*

lags(2)	lgini	ltop5	lp9050	
H0: credit does not Granger-cause inequality				
lhdt	0**	0**	0**	
lhdl	0**	0**	0**	
lhdt/y	0.0009**	0.0099**	0.0009**	
lhdl/y	0.0002**	0.0021**	0.0002**	
lags(2)	lhdt	lhdl	lhdt/y	lhdl/y
H0: inequality does not Granger-cause credit				
lgini	0.0247**	0.0307**	0.1731*	0.2228*
ltop5	0.1105*	0.0463*	0.0653*	0.0437*
lp9050	0.0175*	0.0132*	0.581*	0.6483*

lags(3)	lgini	ltop5	lp9050	
H0: credit does not Granger-cause inequality				
lhdt	0	0	0	
lhdl	0	0	0	
lhdt/y	0	0.0013	0	
lhdl/y	0	0.0001	0	
lags(3)	lhdt	lhdl	lhdt/y	lhdl/y
H0: inequality does not Granger-cause credit				
lgini	0	0	0.0002	0.0001
ltop5	0	0	0.006	0.001
lp9050	0	0	0	0

lags(4)	lgini	ltop5	lp9050	
H0: credit does not Granger-cause inequality				
lhdt	0	0	0	
lhdl	0	0.0001	0	
lhdt/y	0.0008	0.0284	0.0137	
lhdl/y	0.0001	0.0026	0.0026	
lags(4)	lhdt	lhdl	lhdt/y	lhdl/y
H0: inequality does not Granger-cause credit				
lgini	0	0	0.0003	0.0061
ltop5	0	0.0005	0.0002	0.0018
lp9050	0	0	0.0082	0.0431

주: 검정통계량(X2)의 p value

<부표Ⅳ-4> 가계신용(수준)이 소득불평등에 미치는 영향

수준	OLS		
가계신용	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
ln(hdt)	0.661984***	0.807524***	0.742413**
	(0.23249)	(0.267274)	(0.335392)
ln(tc)	−0.35624**	−0.42709**	−0.34707
	(0.155206)	(0.205719)	(0.214059)
ln(glo)	0.219966***	0.295705***	0.255073***
	(0.084054)	(0.093545)	(0.093416)
ln(unemp)	0.128455	0.137204	0.199976*
	(0.09202)	(0.105684)	(0.118939)
ln(gov/y)	−0.29681***	−0.17375	−0.15987
	(0.109824)	(0.116732)	(0.162457)
수준	AR(1)		
가계신용	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
AR(1)	0.347463	0.134352	0.369385**
	(0.262886)	(0.190824)	(0.169823)
ln(hdt)	0.51117*	0.752192**	0.609559*
	(0.27158)	(0.288801)	(0.346606)
ln(tc)	−0.33046*	−0.43901**	−0.37268*
	(0.165154)	(0.205596)	(0.22077)
ln(glo)	0.179497**	0.285626***	0.202779**
	(0.070233)	(0.093706)	(0.082185)
ln(unemp)	0.083931	0.129246	0.112351
	(0.065831)	(0.099323)	(0.098981)
ln(gov/y)	−0.17955	−0.13025	−0.05906
	(0.119716)	(0.124678)	(0.154929)
수준	공적분관계 추정		
가계신용	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
조정계수	−0.52306***	−0.71651***	−0.57824***
	(0.138711)	(0.147716)	(0.148239)
ln(hdt)	0.278036	0.306826	0.225924
	(0.316892)	(0.422409)	(0.385398)
ln(tc)	−0.43575***	−0.4802***	−0.49962***
	(0.127468)	(0.173901)	(0.155378)
ln(glo)	0.271163***	0.377991***	0.299133***
	(0.080268)	(0.108646)	(0.097927)
ln(unemp)	0.148807**	0.165517**	0.250795***
	(0.062556)	(0.082692)	(0.077989)
ln(gov/y)	−0.07446	0.111942	0.012784
	(0.129565)	(0.174681)	(0.158785)

주: 분기더미, trend 변수 포함, serial corr. Robust standard error

<부표Ⅳ-5> 가계신용(GDP 대비 비율)이 소득불평등에 미치는 영향

비율	OLS		
가계신용/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
ln(hdt/y)	0.553578**	0.609814**	0.827823**
	(0.262058)	(0.314242)	(0.34294)
ln(tc)	−0.33114*	−0.37684*	−0.38098*
	(0.170216)	(0.22783)	(0.219822)
ln(glo)	0.2331***	0.306996***	0.284765***
	(0.088811)	(0.100337)	(0.096269)
ln(unemp)	0.157865*	0.180366*	0.209927*
	(0.093822)	(0.109752)	(0.11636)
ln(gov/y)	−0.44305***	−0.34454**	−0.34791**
	(0.133865)	(0.152052)	(0.152564)
비율	AR(1)		
가계신용/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
AR(1)	0.371596	0.163668	0.327072
	0.270977	0.204009	0.19665
ln(hdt/y)	0.376289	0.5446	0.607095
	0.319248	0.350114	0.401988
ln(tc)	−0.29697	−0.39126*	−0.37143
	0.079266	0.228789	0.233033
ln(glo)	0.183555**	0.29274***	0.227283**
	0.079266	0.102829	0.090922
ln(unemp)	0.107803	0.168661	0.140728
	0.067316	0.103183	0.095485
ln(gov/y)	−0.27709	−0.27563	−0.21845
	0.16813	0.17924	0.166723
비율	공적분관계 추정		
가계신용/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
조정계수	−0.50516***	−0.71536***	−0.5663***
	(0.143825)	(0.150393)	(0.153509)
ln(hdt/y)	0.032084	0.124187	0.023251
	(0.318302)	(0.416613)	(0.386619)
ln(tc)	−0.41148***	−0.45947***	−0.47974***
	(0.127027)	(0.172382)	(0.153969)
ln(glo)	0.283822***	0.396553***	0.309355***
	(0.081855)	(0.110152)	(0.099198)
ln(unemp)	0.145983**	0.165875**	0.247968***
	(0.063803)	(0.08355)	(0.079366)
ln(gov/y)	−0.06064	0.109073	0.024898
	(0.143157)	(0.190756)	(0.175096)

주: 분기더미, trend 변수 포함, serial corr. Robust standard error

Ⅴ장 <부표 및 참고>

<부표Ⅴ-1> 거시건전성 규제도입이 불평등에 미치는 영향 분석(가계신용)

가계총신용	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
L1_q	-0.00086	-0.001	-0.00184*
	(0.000848)	(0.001013)	(0.001083)
L2_q	-0.00059	-0.00097	-0.0012
	(0.000663)	(0.00079)	(0.000787)
L3_q	0.003334	-0.00099	0.014103
	(0.010154)	(0.010398)	(0.014214)
D_q	0.012008	0.010193	0.013809
	(0.013793)	(0.014245)	(0.014144)
S_q	0.006224	0.008477	0.008974*
	(0.004118)	(0.005772)	(0.004675)
가계총신용/GDP	ln(gini)	ln(top5)	ln(p9050)
L1_q	-0.00053	-0.00062	-0.00151
	(0.000809)	(0.001033)	(0.001018)
L2_q	-0.00046	-0.00084	-0.00104
	(0.000646)	(0.000801)	(0.00075)
L3_q	0.008022	0.004639	0.017908
	(0.009204)	(0.009456)	(0.012617)
D_q	0.013945	0.013075	0.013726
	(0.013527)	(0.013837)	(0.013768)
S_q	0.006902*	0.009587*	0.008312*
	(0.003925)	(0.005467)	(0.004303)

주: 1) 분기더미, trend 변수 포함, serial corr. Robust standard error

2) L1_q: 3,6,9,12월말 LTV 평균 수치

3) L2_q: 3,6,9,12월말 LTV 중위값 수치

4) L3_qLTV 더미의 3개월 평균>0일때 1, <0일때 -1, 0일때 0

5) D_q: DSTI 더미의 3개월 평균>0일때1, <0일때 -1, 0일때 0

<부표Ⅴ-2> LTV 및 DTI 규제 시행 연혁[27)]

(LTV 규제 시행 연혁)

시기	내용	규제 방향
2002. 9	첫 시행, 투기지역 및 투기과열지구 LTV 60% 이하로 제한	강화
2002.10	전 지역 확대, LTV 60% 이하로 제한	강화
2003.10	투기지역 및 투기과열지구 아파트 LTV 40% 제한 강화	강화
2005. 6	투기지역 아파트 은행·보험사 LTV 60% → 40%, 저축은행 LTV 70% → 60%	강화
2009. 7	수도권 전 지역 LTV 60% → 50% 강화	강화
2009.10	비은행권에 대해 LTV 60~70% → 50~60% 강화	강화
2013. 4	생애 최초 주택 구입자금에 대해 연말까지 LTV 70% 완화	완화
2014. 7	LTV 전 금융권 70% 일괄 상향 조정	완화
2017. 6	조정대상지역에 대하여 LTV 70% → 60% 강화	강화
2017. 8	(주택담보대출 미보유) 투기지역 및 투기과열지구에서 LTV 40%로 강화 (주택담보대출 1건 이상 보유) 투기과열지구 및 투기지역 LTV 30%, 조정대상지역 50%, 조정대상지역 외 수도권 60%로 강화	강화
2018. 9	(2주택 이상 보유세대) 규제지역 내 주택 신규 구매를 위한 주택담보대출 금지(LTV 0%) (1주택 보유세대) 규제지역 내 주택 신규 구매를 위한 주택담보대출 원칙적으로 금지 (규제지역 내 고가주택(공시가격 9억원 초과) 구입 시) 실거주 목적인 경우를 제외하고는 주택담보대출 금지	강화
2019.10	투기지역·투기과열지구의 주택매매·임대업자 모두에게 LTV 40% 이하로 적용	강화
2019.12	모든 차주의 투기지역 및 투기과열지구에서 시가 9억원을 기준으로 LTV 비율 차등 적용 : 9억원 이하분은 40%, 9억원 초과분은 20%를 적용	강화
2020. 2	조정대상지역에 대하여 시가 9억원을 기준으로 LTV 비율 차등 적용: 9억원 이하 분은 50%, 9억원 초과분은 30%를 적용 (단, 서민·실수요자의 경우 LTV 10%p 가산)	강화

27) 동 내용은 이태리·김태환(2018)과 국토교통부 보도자료 등을 참고하였다.

시기	내용	규제 방향
2021. 5	서민·실수요자 주담대 우대요건 완화 및 우대혜택 확대 1) 우대요건 완화: 연소득 0.8억이하→0.9억이하 2) 우대혜택 확대: (투기과열지구) LTV 60%(~6억), 50%(6~9억)로 완화 (조정대상지역) LTV 70%(~5억), 60%(5~8억)로 완화	완화
2022. 6	생애최초주택구입 가구 소재 지역이나 가격, 소득과 관계없이 LTV 완화 6~70%→80%	완화
2022.10	서울 및 서울 연접 일부 제외한 수도권 중심의 규제지역 해제 (무주택자·1주택자) 투기과열지구+조정대상지역(규제지역)에서 LTV를 주택가격과 무관하게 50%로 단일화 (다주택자) 규제지역에서 0%, 비규제지역에서는 60%	완화
2023. 3	다주택자의 규제지역 내 주택구입 목적 주택담보대출 취급 허용 : 규제지역 LTV 0 → 30%, 비규제지역 60% (종전과 동일) 주택 임대·매매사업자에 대한 주택담보대출 취급 허용 : 규제지역 LTV 0 → 30%, 비규제지역 LTV 0 → 60%	완화

(DTI 규제 시행 연혁)

시기	내용	규제 방향
2005. 8	첫 시행. 투기지역 6억원 초과 아파트 DTI 40% 적용(30세 미만의 미혼 차주 및 배우자가 이미 주택담보대출이 있는 차주에 한해 적용)	강화
2006. 3	투기지역 6억원 초과 아파트 DTI 40% 제한(모든 대출자에 적용)	강화
2006.11	수도권으로 6억원 초과 아파트 DTI 적용 확대	강화
2007. 1	투기지역, 투기과열지구 3억원 초과 또는 전용 85㎡ 초과 아파트에 DTI 40% 적용 확대	강화
2007. 2	투기지역 및 수도권 투기과열지구 6억원 이하 아파트 DTI 40%~60% 적용	강화
2008.11	강남 3구 이외 지역 투기지역 해제	완화
2009. 9	수도권 비투기지역에 대해 DTI 60% 적용(서울 50%, 투기지역 40%)	강화

시기	내용	규제 방향
2010. 8	강남 3구 제외 전 지역 은행권 및 비은행권 DTI 규제 자율화 (2011. 3월까지)	완화
2012. 5	강남 3구 투기지역 해제, 분양권 전매 제한 기관 완화	완화
2012. 8	40대 미만 무주택 직장인의 경우 장래 예산소득의 사용 등을 통한 소득인정기준을 완화	완화
2013. 4	생애최초 주택구입자금에 대해 연말까지 DTI 은행권 자율 적용	완화
2014. 7	DTI 전 금융권 60% 일괄 상향 조정	완화
2017. 6	조정대상지역에 대하여 DTI 60→50%로 10%p 강화	강화
2017. 8	(주택담보대출 미보유) 투기지역 및 투기과열지구에서 DTI 40%로 강화 (주택담보대출 1건 이상 보유) 투기과열지구 및 투기지역 DTI 30%, 조정대상지역 40%, 조정대상지역 외 수도권 50%로 강화	강화
2017.10	DTI 산정 시 주택담보대출 2건 이상 보유 차주의 경우 기존 주택담보대출 원리금 상환 부담 전액 반영 (현행) 신규 주담대 원리금+기존 주담대 이자 (개선) 주담대 2건 원리금 모두 반영 두 번째 주택담보대출부터 DTI 산출 시 만기 제한(15년) 도입	강화
2018. 9	(2주택 이상 보유세대) 규제지역 내 주택 신규 구입을 위한 주택담보대출 금지 (1주택 보유세대) 규제지역 내 주택 신규 구입을 위한 주택담보대출 원칙적으로 금지, 단 예외(실수요 등) 허용 (규제지역 내 고가주택(공시가격 9억원 초과) 구입시) 실거주 목적인 경우를 제외하고는 주택담보대출 금지	강화
2021. 5	서민·실수요자 주담대 우대요건 완화 및 우대혜택 확대 1) 우대요건 완화: 연소득 0.8억이하→0.9억이하 2) 우대혜택 확대: 투기과열지구와 조정대상지역 모두 DTI 60%로 완화	완화

<참고Ⅴ-1> 2017년 이후 부동산 투기지역, 투기과열지구 및 조정대상지역

조정대상지역은 투기지역, 투기과열지구를 포함하며, 2017년에 지정된 지역은 아래 표와 같다. 이후 2018년에 광명, 하남이 투기과열지구로, 구리, 안양 동안, 광교지구, 수원 팔달, 용인 수지·기흥이 조정대상지역으로 추가되었으며, 2020년에는 수원, 성남 수정, 안양, 안산 단원, 구리, 군포, 의왕, 용인 수지·기흥, 동탄2, 인천(연수, 남동, 서), 대전(동, 중, 서, 유성)이 투기과열지구로, 안성, 부천, 시흥, 용인 처인, 오산, 평택, 경기도 광주, 양주, 의정부, 대전 대덕, 인천(중, 동, 미추홀, 부평, 계양), 충북 청주가 조정대상지역으로 추가되었다.

조정대상지역[1)]
성남, 하남, 고양, 광명, 남양주, 동탄 2,
부산(해운대, 연제, 동래, 수영, 남, 기장, 부산진)
투기지역 및 투기과열지구[1)]
서울 전 지역, 세종, 과천, 성남 분당, 대구 수성

주: 1) 2017년 기준

<참고Ⅴ-2> 평행추세 가정 검정

이중차분법을 활용한 분석 결과가 정책으로 인한 효과를 반영한다고 주장하기 위해서는 평행추세 가정(parallel trend assumption)이 필요하다. 즉 정책이 시행되지 않았다면 실험군과 대조군이 정책 시행 전과 후 모두 비슷한 추세를 보였을 것임을 의미한다. 그러나 본고의 데이터는 통상적인 이중차분법의 데이터 구조와 다소 차이가 있다. 강화된 LTV·DTI 규제가 적용되는 조정대상지역 지정이 2017년, 2018년, 2020년 3차례에 걸쳐 이루어졌기 때문이다. 이 같은 경우에는 Callaway & Sant'Anna(2021) 및 Rios-Avila et al.(2021)의 시차를 둔 이중차분법에 따라 평행추세 가정을 검정해 볼 수 있다. 여기서 귀무가설은 'H0 : 정책 시행 이전에는 실험군과 대조군의 추세가 평행하다'이므로 동 가설을 기각하지 못할 때 평행추세 가정을 만족하게 된다. 아래 표의 검정 결과를 보면, 부채는 2분위, 자산은 2, 3분위에서 귀무가설을 기각하였으나, 이외의 경우는 모두 기각하지 못하여 본고 대부분의 분석에서 평행추세 가정을 만족한다는 사실을 알 수 있다.

평행추세 검정 결과

H_0: 제도 시행 이전의 추세가 0						
(부채)	전체	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
χ^2값	10.16 (0.18)	6.52 (0.26)	46.4 (0.00)	5.12 (0.64)	6.63 (0.47)	6.02 (0.54)
(자산)	전체	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
χ^2값	7.50 (0.38)	3.44 (0.63)	26.13 (0.00)	19.27 (0.01)	4.78 (0.69)	3.23 (0.86)

주: ( )내는 유의수준