

가계부채와 국내소비: 실증분석 및 금융정책적 시사점*

심혜인 (성균관대학교)

류두진 (성균관대학교)**

〈 요약 〉

본 논문은 우리나라의 가계부채와 민간소비의 현황을 파악하고, 국내 가계대출의 증가가 소비에 미치는 영향을 살펴본다. 본 연구에서는, 우리나라 16개 시도의 월별 패널자료를 이용하였으며, 생애주기-항상소득 가설에 근거하여 고정효과 분석 및 자기회귀시차(ARDL) 모형을 사용한 장·단기 효과 분석을 수행하여 심도 있는 계량분석접근을 시도하였다. 실증분석 결과, 가계부채는 소비와 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타나, 분석기간인 2008년 1월부터 2014년 12월까지의 기간에 대하여 가계부채의 증가는 민간소비를 감소시킨 것으로 나타났다. 실증분석 결과를 토대로, 본 연구는 다음과 같은 정책적 시사점을 제안한다. 향후 가계부채 문제를 해결하기 위해서는 통화정책과의 공조 등 포괄적인 금융정책의 수립이 필요하며, 특히 거시건전성 감독을 위한 정책 수단이나 운용방식 등에 대해서는 보다 신중한 접근이 요구된다. 금융기관 간 또는 대출상품 간 풍선효과에 대한 고려를 포함한 부채총량 규제에 힘써야 할 것으로 보이며, 동시에 채무상환능력에 대한 감독을 강화 및 세분화하고 건전한 금융경제상황을 유지하기 위한 정책적인 노력이 필요할 것이다.

핵심 단어 : ARDL 모형, 가계대출정책, 가계부채, 소비, 지역별 패널자료

JEL 분류기호: D12, E21, E44

* 본 연구는 심혜인 박사가 코리아크레딧뷰로(Korea Credit Bureau)에 재직 중일 때 시작된 연구내용을 일부 포함하고 있습니다. 본 연구와 관련하여 유익한 조언과 도움을 주신 황수성 교수님(성균관대 경제연구소장), 류두원 박사, 양희진 박사수료, 그리고 익명의 심사위원님께 감사드립니다. 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2016S1A5B5A020 25566).

** 연락담당 저자. 주소: 서울특별시 종로구 성균관로 25-2 성균관대학교 경제대학, 03063;
E-mail: sharpjin@skku.edu; Tel: 02-760-0429; Fax: 02-760-0950.

투고일 2016-10-31; 수정일 2017-01-10; 게재확정일 2017-01-26

1. 서론

1997년 외환위기 이후 가계대출이 급증하기 시작하면서 정부는 가계부채 문제 해결을 위해 많은 노력을 기울여 왔다. 그럼에도 불구하고 2016년 2분기 현재 우리나라 가계신용(가계대출과 판매신용의 합)은 1,257조 원까지 증가하며 사상 최고치를 기록하고 있는데, 이러한 가계부채의 수준은 2015년 명목 GDP의 약 80%에 해당하며 2002년 가계신용잔액에 비해서는 약 2배에 달하는 규모이다. 특히, 2014년 8월 ‘주택담보대출 비율(Loan-to-value ratio(이하, LTV)) 및 총부채상환 비율(Debt-to-income ratio(이하, DTI)) 규제 일원화’로 은행권에 대해 이전보다 완화된 LTV·DTI 규제가 적용됨에 따라 예금취급기관의 가계대출은 은행권 주택담보대출을 중심으로 매우 빠른 속도로 증가하고 있다. 반면 우리나라의 실물경제는 장기적으로 둔화의 조짐을 보이고 있으며 이로 인해 가계신용시장과 거시경제 간 탈동조화(decoupling) 현상도 심화되고 있다. 2000년대 초반 약 6% 이상을 기록하던 우리나라 경제성장률은 2010년 이후 3%대 수준에서 벗어나지 못하고 있을 뿐만 아니라, 특히 민간소비 증가율은 국민 총소득의 증가율 수준에도 미치지 못하는 매우 저조한 성장을 보이고 있어 최근 실물경기가 침체의 늪에 빠져있음을 여실히 보여주고 있다. 이처럼 거시경제의 둔화가 장기화되고 있는 와중에도 가계부채의 증가세는 빠르게 이어짐에 따라 가계부채의 누적이 향후 우리나라 경제에 뇌관이 될 것이라는 우려의 목소리가 늘어나고 있다. 실제 우리나라의 처분가능소득 대비 가계부채 비율은 2016년 1분기 말 기준으로 약 150%에 달하였는데, 이는 OECD(Organization for Economic Cooperation and Development) 주요국과 비교하였을 때도 상위권에 해당하는 수준일 뿐만 아니라 증가 속도가 매우 빠르다는 점에서 그 문제가 더 심각하다.

한편, 잘 알려져 있는 바와 같이 생애주기-항상소득 가설(life cycle-permanent income hypothesis)에 따르면 가계부채와 소비 사이에는 매우 긴밀한 관계가 존재한다. 생애주기-항상소득 가설은 Modigliani and Brumberg(1954), Friedman(1957, 1963)과 같은 합리적 기대론(rational expectation)을 주장하는 연구들에 의해 제시되었는데, 이들 연구에 따르면 가계는 해당 가계가 보유한 순자산과 벌어들이는 소득의 합을 재원으로 그 시점에서 가용 가능한 모든 정보를 이용하여 장기에 걸친 소득 흐름에 대한 기대를 형성하고 이를 토대로 소비를 결정한다. 이후 현실에서 생애주기-항상소득 가설이 성립하는가에 대하여 끊임없는 논의가 진행되어 왔으며, 현실자료를 이용한 다양한 실증분석을 통해 가계의 소비가 순자산과 당기 소득에 기초하여 결정되는 것을 보여주고 있다.

특히 가계부채를 순자산의 한 요소로서만 취급하는 데에서 나아가 부채가 직접적으로 소비에 미치는 영향에 대해 살펴보는 연구들도 다수 존재하는데, 가계부채가 소비에 미치는 파급경로에 따라 가계부채의 증가는 소비를 증가시키는 역할도 하지만, 반대로 소비를 감소시키는 역할도 하는 것으로 나타났다. 예를 들어, Murphy(1998), Ogawa and Wan(2007) 등은 가계부채가 크게 증가하면 가계의 원리금 상환부담이 가중되어 미래소비를 감소시킬 수 있다고 주장하는 반면 Becchetti and Gerlach(1997), Ludvigson(1999), Nickell(2004) 등은 가계부채의 증가가 유동성제약을 완화시키거나 금융자산의 증가로 이어져 소비를 증가시킨다고 주장하고 있다.

또한 Case et al.(2005), Muellbauer and Murphy(2008) 등은 자산가격의 변동에 따라 가계 부채의 증가가 소비를 증가시킬 수도 있고 감소시킬 수도 있음을 보여주기도 하였다. 한편, 국내에서는 김현정, 김우영(2009)이 분기별 자료를 사용하여 실증분석을 실시한 결과 가계 부채는 소비와 양(+)의 상관관계를 갖는 것을 보여 주었으며, 임병인, 강성호(2010)는 주택관련 대출은 원리금 상환부담을 가중시켜 소비를 위축시키는 점을, 유경원, 서은숙(2015)은 외환위기 당시 처분가능소득 대비 가계부채 비율의 증가가 유동성제약을 완화시켰으나 이후에는 소비 위축을 확대시킨 점을 보여주었다.¹⁾

이처럼 가계부채가 소비에 미치는 영향은 여러 가지 경로로 설명될 수 있는데다 현실의 거시경제 자료를 사용한 실증분석 결과들은 여전히 일관되지 못한 측면이 크다. 특히 국내 연구의 경우 소비 등 거시경제 변수들이 분기 또는 연도별 자료의 형태로만 존재하는 경우가 대부분일 뿐만 아니라 가계부채 변수들은 시계열이 매우 짧기 때문에 실증분석에 활용하는데 있어 커다란 한계가 존재한다. 따라서 본 연구에서는 이러한 한계점을 극복하기 위한 노력으로 우리나라 16개 시도별 패널자료를 이용하고 소비 등 거시경제 변수에 대해서는 월별자료가 존재하는 대용변수를 사용하는 등 새로운 접근을 시도하였다.²⁾ 또한 표본 크기가 작아도 검정이 가능하며 설명변수의 정상성(stationary) 여부와 상관없이 우도비 검정(likelihood ratio test)을 바탕으로 다수의 공적분(cointegration) 관계를 식별해낼 수 있는 자기회귀시차(Autoregressive Distributed Lag; 이하, ARDL) 모형을 사용하여 가계부채가 소비에 미치는 장기 및 단기효과를 살펴보았다. 그리고 이러한 실증분석 결과를 바탕으로 우리나라 가계부채 관련 정책들이 나아가야 할 방향에 대해 논의하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서 이론적 배경을 살펴보고 제 3장에서는 우리나라의 가계부채 및 소비 현황에 대해 살펴본다. 제 4장에서는 가계부채가 소비에 미치는 영향을 알아보기 위하여 시행한 지역별 패널자료 분석 및 ARDL 한계검정법 분석의 결과를 제시하며,

- 1) 그 밖에 거시경제 변수들과 가계부채 간의 관계를 분석한 연구들도 다수 존재한다. 대표적인 국내 연구로 박연우, 방두완(2012)은 주택가격과 은행대출간의 관계를 분석하였으며, 김희호 외 2인(2015)은 소득변동과 주택가격 간 동태적 관계를 주택담보대출 규모별로 나누어 분석함으로써 부동산 정책에 있어 담보대출의 중요성에 대해 살펴보고 있다. 한편, 김현정 외 2인(2009), 허석균(2012), 최원호(2013), 이동걸 외 3인(2014), 최성일, 박연우(2015) 등은 차주(借主)별 미시자료를 이용한 분석을 통해 우리나라 가계부채 문제에 접근하고 있다.
- 2) 일반적으로 우리나라 소비를 측정하는 변수로는 한국은행의 국민계정 또는 통계청의 지역소득 통계를 사용한다. 하지만 국민계정과 지역소득 통계의 최소공표주기는 각각 분기 및 연도별이기 때문에 단기적인 경제흐름을 살펴보는 데 있어 어려움이 존재한다. 한편, 한국은행이 발표하는 가계신용 통계는 월별 자료가 존재하여 단기적인 변화를 관찰하는 것이 가능하나 전국 자료는 2003년 10월부터, 지역별 자료는 2007년 12월부터 존재하기 때문에 시계열자료의 기간이 매우 짧다는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 대형소매점 판매액지수를 소비에 대한 대용변수(proxy)로 사용하여 지역별/월별 자료를 구축함으로써 이러한 자료의 한계를 극복하고자 하였다. 최두열 외 2인(2015), 최창욱(2013), 황진영 외 2인(2016) 등 많은 연구에서 소비의 대용변수로 대형소매점 판매액지수를 사용하고 있다. 한편, 본 연구의 패널분석에 사용한 16개 시도는 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주이다. 세종시의 경우는 시계열 자료의 제약을 고려하여 제외하였다.

제 5장에서는 이로부터 도출한 정책적 시사점에 대해 논한다. 제 6장은 맺음말이다.

2. 이론적 배경

생애주기-항상소득 가설은 소비와 가계부채의 관계를 설명하는 대표적인 이론으로 Modigliani and Brumberg(1954)와 Friedman(1957, 1963) 등에 의해 처음 주장되었다.³⁾ 이후 생애주기-항상소득 가설이 실제로 성립하는가에 대한 끊임없는 논의가 진행되어 왔는데, 현실 자료를 이용하여 실증분석을 시도한 많은 연구들은 순수한 형태의 생애주기-항상소득 가설은 성립하지 않지만 가계의 소비가 순자산과 당기 소득의 합에 기초하여 결정된다는 완화된 형태의 생애주기-항상소득 가설은 성립하는 것을 보여주고 있다.

Hall(1978)은 완화된 생애주기-항상소득 가설에 대한 대표적인 실증연구 중 하나로 거시경제 시계열 자료를 이용하여 가계부채 등 유동성 제약 변수와 소비간의 관계에 대해 분석하였다. Hall(1978)에 의하면 순수한 생애주기-항상소득 가설이 성립할 경우 $t-1$ 기 이전의 다른 거시경제 변수들(소득, 자산가격 등)은 이미 $t-1$ 기 소비에 반영되어 있기 때문에 t 기 소비는 $t-1$ 기 소비에만 의존하는 임의보행(random walk)을 따라야 한다. 하지만 현실의 시계열 자료로 실증분석한 결과 $t-1$ 기 이전의 소득변수에 대해서는 통계적으로 유의하지 않게 나타난 반면, 일부 자산가격과 현재소득에 대해서는 설명력이 있는 것으로 나타났다. Hall은 이러한 결과에 대해 자산가격의 변화는 항상소득(permanent income)의 변화로 인식되어 소비에 영향을 미치는데 여기에 시차가 존재하기 때문이며, 또한 현실에서는 자본시장의 불완전성과 유동성 제약으로 인해 현재 소비가 현재의 소득에 영향을 받기 때문이라고 설명하고 있다.

이후 가계부채를 순자산의 한 요소로서만 취급하는 데에서 나아가 부채가 직접적으로 소비에 미치는 영향에 대해 살펴보는 연구들이 활발하게 진행되어 왔다. Campbell and Mankiw(1990)는 소비함수에 현재 소득, 금융부채 등 유동성 제약 변수를 추가하여 이들이 소비에 미치는 영향을 분석하였는데, 거시경제 시계열 자료를 이용하여 실증분석한 결과는 일관되지 않은 것으로 나타났다. 그 밖에도 다수의 연구에서 가계부채와 실물경제간의 관계에 대한 분석을 시도하고 있는데, 예를 들어 Murphy(1998)는 가계부채가 크게 증가하면 가계의 원리금 상환 부담이 가중되어 미래소비를 감소시킬 수 있음을 지적하고 있으며, Ogawa and Wan(2007)은 일본경제의 버블(bubble) 붕괴과정에서 가계부채가 소비를 위축시킨 것을 보여주었다. 한편 이와는 반대로 가계부채의 증가가 유동성 제약을 완화시킴으로써 오히려 소비를 증가시킴을 보이는 연구들도 다수 존재한다. Becchetti and Gerlach(1997)는 가계대출 및 모기지 증가에 대한 기대가 비내구재 소비증가와 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보였으며, Ludvigson(1999)과 Nickell(2004) 등은 가계부채의 증가는 유동성 제약을 완화시키거나 금융자산의 증가로 이어져

3) 이들에 따르면 소비자는 장기에 걸쳐 효용을 극대화하는 합리적인 경제주체이며, 합리적 가계는 t 기 초에 해당 가계가 보유한 순자산과 t 기 동안 벌어들이는 소득의 합을 재원으로 하여 그 시점에서 가용가능한 모든 정보를 이용해 장기에 걸친 소득흐름에 대한 기대를 형성하고 이를 토대로 소비를 결정한다.

소비를 증가시킨다고 주장하였다. 또한 Case et al.(2005), Muellbauer and Murphy(2008) 등은 자산가격의 변동에 따라 가계부채의 증가가 소비를 증가시킬 수도 있고 감소시킬 수도 있음을 보여주었으며, Kartashova and Tomlin(2013)과 Dynan et al.(2012)는 자산 대비 부채비율을 고려하여 부의 효과를 통제한 순수한 가계부채의 증가는 소비여력을 감소시켜 소비를 감소시킴을 보이기도 하였다.

한편, 가계부채가 소비에 미치는 영향에 대한 연구는 국내에서도 활발히 진행되고 있다. 김현정, 김우영(2009)은 분기별 자료를 사용하여 실증분석한 결과, 가계부채는 소비와 양(+)의 상관관계를, 채무상환부담은 소비와 음(-)의 상관관계를 가지며 특히 2000년 이후 민간소비와 가계부채 사이의 상관관계가 매우 높아졌음을 보여주었다. 임병인, 강성호(2010)는 주택관련 대출이 소비에 미치는 영향을 분석하였는데, 그 결과 주택관련 대출은 원리금 상환부담을 가중시켜 소비를 위축시키는 것으로 나타났다. 유경원, 서은숙(2015)은 외환위기 당시 처분가능 소득 대비 가계부채 비율의 증가가 유동성제약을 완화시켰으나 이후에는 소비위축을 확대시킨 점을 보여주었으며, 황진영, 이선호(2015)는 분기별 자료에 ARDL 모형을 적용하여 분석한 결과 가계부채가 소득에는 단기적인 영향을 미치지 않으면서 소비를 증가시키는 것으로 나타나 향후 가계부채의 상환능력이 감소할 수 있음을 시사하였다. 그 밖에 최남진, 주동현(2016)은 가계부채 변동성 변수를 추가한 VAR 모형을 통해 가계부채 변동성 증가가 소비에 부정적인 영향을 미치며, 가계부채 상승은 소비, 성장률, 부동산가격을 상승시킴을 보여주었다.

3. 우리나라의 가계부채 및 소비 현황

국내 가계부채를 대표하는 총량지표는 가계신용이다. 가계신용은 가계대출(예금은행 및 비예금취급 금융회사의 대출)과 판매신용(카드사 및 할부금융사 외상 판매)의 합으로 정의된다.⁴⁾

<그림 1>에 따르면, 우리나라의 가계신용은 2002년 464조 원 수준이었으나 이후 빠르게 증가하여 2008년에는 723조 원까지 확대되었다. 글로벌 금융위기 등의 여파로 잠시 소강상태를 보였으나 이후 부동산경기 활성화에 따른 주택담보대출 급증 등으로 다시 빠르게 증가하여 2016년 2분기 현재 1,257조 원에 이른다.

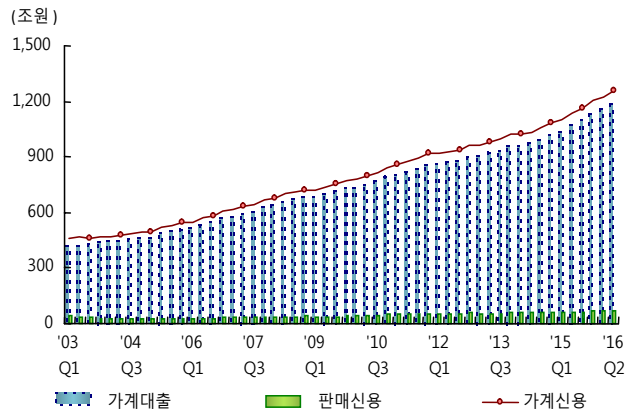
한편, 우리나라 가계대출은 2003년 1분기 421조 원에서 지속적으로 증가해 오다가 금융위기가 발생한 2008년 이후 약 1~2년 간 증가세가 둔화되었으며 그 후 다시 빠른 증가세를 보이기 시작하였다. 2011년 6월, 정부가 가계부채가 향후 경제의 불안요인으로 작용할 것을 우려하여 ‘가계부채 연착륙 종합대책’을 발표한 이후, 가계대출 증가세는 한동안 둔화되는 모습을 보였으나, 2014년 8월 기준에 지역별/금융업권별로 LTV 및 DTI가 차등 적용되던 것을 각각 70%와 60%로 통일하는 ‘LTV·DTI 규제 일원화’로 은행권에 대해 이전보다 완화된 LTV·DTI

4) 엄밀한 의미에서 가계부채는 가계신용과 개인사업자 및 비영리단체의 부채의 합으로 정의되어야 한다. 하지만, 다수의 선행연구에서 가계신용을 가계부채와 동일한 의미로 간주하며 가계부채의 대용변수로 사용하고 있다.

가계부채와 국내소비

규제가 적용됨에 따라 가계대출은 은행권 주택담보대출을 중심으로 다시 빠르게 증가하기 시작하였다. 이처럼 은행권 주택담보대출의 증가세가 확대되자 선제적·종합적 대응의 필요성이 대두되면서 2015년 7월에는 고정금리/분할상환 위주의 대출구조를 정착하고 채무상환능력 위주의 여신심사로 내실화를 기하고자 ‘가계부채 종합 관리방안’이 실시되었는데, 이를 계기로 최근 은행권 주택담보대출에서 제 2금융권 신용대출로의 가계대출 풍선효과가 발생하는 현상이 일부 관찰되고 있기도 하다.

<그림 1> 우리나라 가계신용잔액 추이

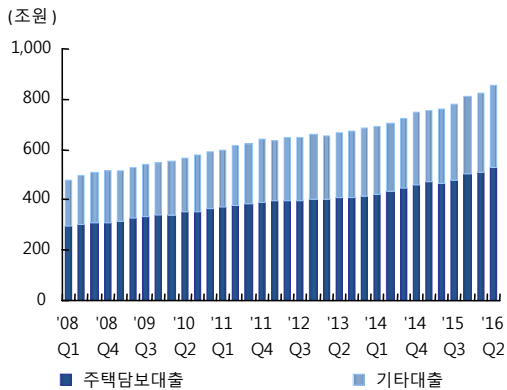


주) 예금취급기관의 가계대출잔액에는 예금취급기관이 취급한 주택금융공사 모기지론의 주택금융공사 앞 양도분은 포함되지 않음.
출처: 한국은행 경제통계시스템.

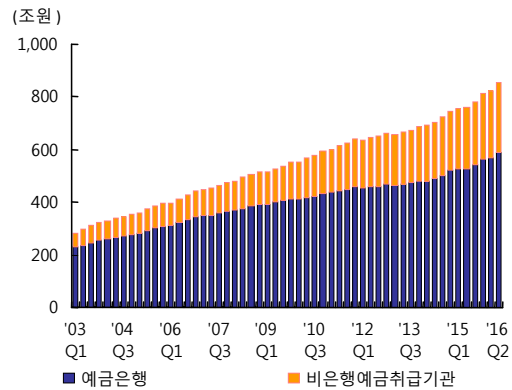
<그림 2>는 우리나라 예금취급기관의 분기별 가계대출잔액 추이를 보여준다. 우리나라 가계대출의 구조를 살펴보면, 금융기관 유형별로는 예금은행이, 대출상품 유형별로는 주택담보

<그림 2> 예금취급기관의 가계대출잔액 추이

예금은행과 비은행예금취급기관의 가계대출잔액 추이



주택담보대출잔액과 기타대출잔액 추이

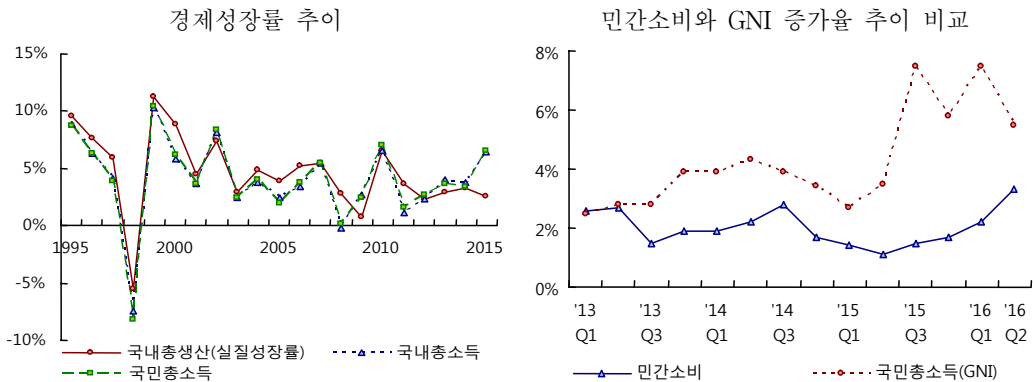


출처: 한국은행 경제통계시스템.

대출이 상대적으로 매우 큰 비중을 차지하고 있다. 예금은행의 가계대출잔액은 2003년 1분기 227조 원에서 2016년 2분기 586조 원으로 2.6배 증가하였으며, 비은행예금취급기관의 가계대출은 2003년 1분기 57조 원에서 2016년 2분기 267조 원으로 4.7배 가까이 증가하였다. 특히 2015년 3분기 이후 비은행예금취급기관의 가계대출이 상대적으로 빠르게 증가하는 모습이 관찰되어 지는데, 이러한 현상은 2015년 7월 시행된 가계부채 종합 관리방안에 의한 풍선효과일 가능성도 있어 보인다. 한편, 예금취급기관의 주택담보대출은 2008년 1분기 293조 원에서 2016년 2분기 527조 원으로 1.8배 증가하였으며, 기타대출은 2008년 1분기 181조 원에서 2016년 2분기 326조 원으로 1.7배 증가하였다.

앞서 살펴본 바와 같이, 우리나라 가계부채는 과거 13년 동안 약 2배에 달하는 어마어마한 규모로 증가하였다. 그런데 이러한 가계부채의 증가세는 우리나라의 GDP 등 실물경제의 성장률과 비교하여 과도하게 빠른 속도여서 주의를 기울일 필요가 있다. 우리나라의 거시경제는 장기적인 둔화의 움직임이 계속되고 있는데, 특히 금융위기 이후 우리 경제의 경기순환은 이전과 전혀 다른 모습을 보이고 있다. <그림 3>을 살펴보면, 우리나라 경제성장률은 2000년대 초반 약 6%에 달하였던 반면 2010년 이후에는 3% 수준에서 벗어나지 못하고 있으며, 특히 민간소비 증가율은 2%대 전후로 국민 총소득의 증가율 수준에도 미치지 못하는 매우 저조한 수준의 성장을 보이고 있음을 확인할 수 있다.

<그림 3> 경제성장률 및 민간소비 증가율 추이



주) 좌측 그래프는 국내 총생산, 국내 총소득 및 국민 총소득의 전년대비 증가율을 나타냄. 우측 그래프의 민간소비 및 국민총소득(GNI) 증가율은 전년동기대비 증가율임.

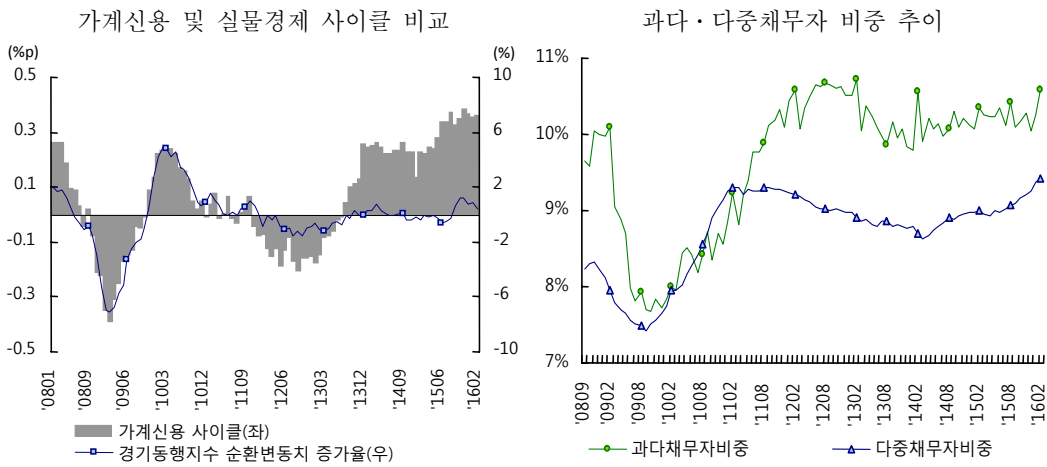
출처: 한국은행 경제통계시스템.

<그림 4>는 가계신용과 실물경제 사이클(cycle)을 비교한 것이다. 가계신용 사이클을 대출잔액증가율에서 연체잔액증가율을 뺀 크기로, 실물경제 사이클을 우리나라 경기동행지수 순환변동치로 대표하여 두 추이를 비교해본 결과 최근 들어 가계신용시장과 실물경제 간 탈동조화 현상이 심화되고 있는 것으로 나타났다. 즉, 과거에는 가계신용의 확장 및 수축 국면이 실물경제의 확장 및 수축 국면과 매우 유사하게 나타난 반면, 최근 들어 실물경제의 사이클과는 무관하게 가계신용시장의 확장국면이 장기화되고 있는 양상이다. 이러한 최근 확장국면은 거시경제보다는

가계부채와 국내소비

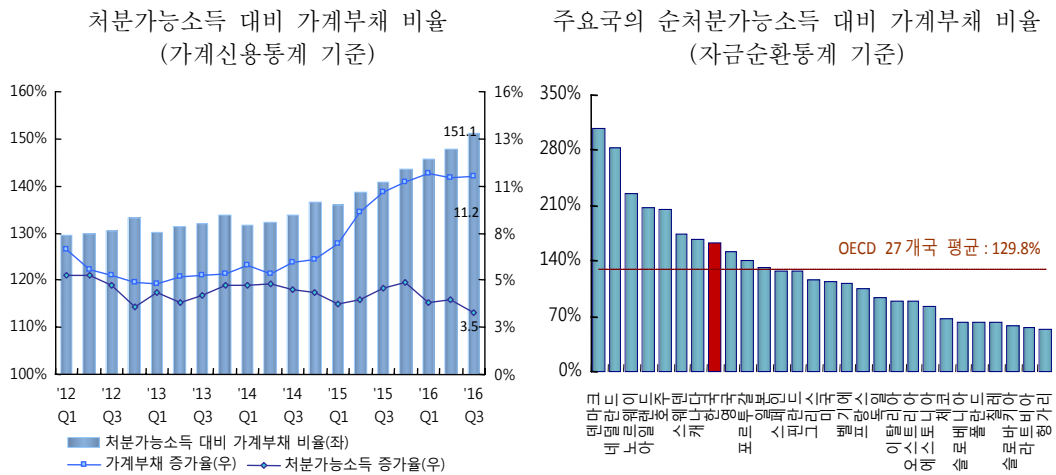
가계신용시장 구조에 의한 것으로 여겨지며 과거와는 다른 성격을 지니고 있을 것으로 보인다. 또한 2013년 이후 보이고 있는 가계신용 사이클의 확장국면은 과거에 비해 상당히 길게 지속되고 있는데, 2014년 시행된 LTV·DTI 규제 완화가 이러한 가계신용시장의 급속한 팽창을 주도하였을 가능성이 크다. 또한 이 시기를 기점으로 과다채무자와 다중채무자의 비중이 다시 증가세로 전환되었는데 이로부터 우리나라 가계신용은 총량 증가뿐만 아니라 건진성 구조도 보다 취약해졌을 것으로 보인다.

<그림 4> 가계신용 사이클과 과다·다중채무자 비중 추이



주) 가계신용사이클 = 대출잔액증가율-연체잔액증가율임. 증가율은 모두 전년동기 대비 증가율임.
출처: 통계청 국가통계포털 및 코리아크레딧뷰로(KCB).

<그림 5> 처분가능소득 대비 가계부채 비율



주) 가계부채 및 처분가능소득 증가율은 전년동기대비 증가율임.
출처: 한국은행 금융안정보고서 2016년 12월호 및 OECD 자료.

한편, <그림 5>에서 확인할 수 있듯이 우리나라의 처분가능소득 대비 가계부채 비율은 매우 빠른 속도로 증가하고 있으며 2016년 1분기 말에는 145.6%(가계신용통계 기준)의 최고치를 기록하였다. 이러한 수준은 OECD 국가들과 비교하였을 때도 상당히 높은 수준에 해당하는데, 2014년 말 기준 순처분가능소득 대비 가계부채 비율에 대한 OECD 27개국 평균은 129.8%인데 반해 한국은 162.9%(자금순환통계 기준)로 크게 상회하고 있는 것을 알 수 있다. 이와 같이 최근 우리나라 가계부채 규모가 매우 빠른 속도로 확대되고 있는데 비해 민간소비를 비롯한 실물경제는 장기적인 둔화 조짐을 띠고 있어 일반 가계의 가계부채 상환지출 부담을 가중시킬 우려가 있을 뿐만이 아니라 향후 우리 경제에 잠재적 뇌관이 될 가능성이 다분하다. 따라서 다음 장에서는 가계부채의 확대가 민간소비에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지 우리나라 16개 시도의 월별 패널자료를 이용한 실증분석을 시행하고, 이로부터 가계부채 문제를 해결하기 위한 금융정책의 시사점으로는 어떤 것들을 생각해볼 수 있는지 논의해 보도록 하겠다.

4. 실증분석

4.1 분석 방법

생애주기-항상소득 가설에 의하면 소비에 영향을 미치는 대표적인 요인들로 가계부채, 소득, 실물자산가격 등을 고려할 수 있다. 다수의 국내외 선행연구들에 따르면 가계부채의 증가는 원리금 상환부담을 가중시켜 미래소비를 감소시킬 수도 있는 반면 유동성제약을 완화시키거나 금융자산의 증가로 이어져 소비를 증가시키는 작용을 하기도 한다. 한편, 소비는 자본시장의 불완전성과 유동성제약으로 인해 현재의 소득의 영향을 받을 수도 있으며, 자산가격의 변동에 따라 가계부채의 증가가 소비를 증가시키거나 감소시킬 수도 있다. 따라서 본 연구에서는 소비에 영향을 미치는 요인들로 가계부채, 순처분가능소득, 주택가격 및 실업률을 설정하고 우리나라의 지역별 패널자료를 이용하여 실증분석을 시행하였다.

우선적으로 우리는 다음과 같은 고정효과 패널자료 분석(fixed-effect panel data analysis)을 수행하였다.⁵⁾

$$\Delta \ln CONS_{it} = \alpha_i + \beta_1 \Delta \ln DEBT_{it} + \beta_2 \Delta \ln NDI_{it} + \beta_3 \Delta \ln HP_{it} + \beta_4 \Delta UEMPL_{it} + \sum_{j=1}^{11} \delta_j D_j^{month} + e_{it} \quad (\text{단, } \alpha_i = \alpha + u_i) \quad (1)$$

여기서 Δ 는 각 변수의 차분, $\ln(\cdot)$ 은 자연로그 연산자이며, 계절효과를 감안하여 월별 더미 D_j^{month} 를 포함시켰다. $CONS_{it}$, $DEBT_{it}$, NDI_{it} , HP_{it} , $UEMPL_{it}$ 는 각각 t 기 i 지역의 소비, 가계부채, 가계순처분가능소득, 주택가격 및 실업률을 나타낸다. 이 때 $DEBT_{it}$ 는 종류에 따라 예금취급기관의 가계대출($DEBT$), 예금취급기관의 주택담보대출($DEBT_{mortg}$), 예금취급기관의

5) 본 연구에서는 고정효과 모형과 확률효과 모형을 모두 시행해 보았으며, Hausman test 결과 모든 모형에 대하여 귀무가설을 기각하여 고정효과 모형의 추정결과를 선택하는 것이 보다 신뢰할 수 있을 것으로 판단된다. 따라서 본고에서는 고정효과 모형에 대해서만 소개하도록 한다.

기타대출($DEBT_{other}$) 및 예금은행의 가계대출($DEBT_{bank}$)의 4가지를 고려하였다. 절편 α_i 는 지역별로 동일한 값을 갖는 절편 α 와 지역별로 값이 다른 절편 u_i 의 합으로 이루어진다. 오차항 e_{it} 는 모든 지역과 기간에 대해 독립적이며 평균은 0, 분산은 일정한 σ^2 을 갖는다.⁶⁾

다음으로는 pooled mean group ARDL 한계검정법을 사용하여 비제약오차수정 모형(UECM; unrestricted error correction model)에 기초한 단일 방정식으로 공적분 검정(cointegration test)을 시도하였다. ARDL 모형은 변수의 정상성 여부와 상관없이 변수들 사이의 공적분 관계를 검정할 수 있다는 장점을 가지고 있을 뿐만 아니라 단일 방정식으로 구성되므로 종속변수와 설명변수를 명확하게 구분할 수 있다는 장점을 가지고 있다.⁷⁾

본고에서 분석한 ARDL 한계검정법은 다음과 같은 장기 모형과 단기 모형으로 구성된다.

$$\ln CONS_{it} = a + b_1 \ln DEBT_{it} + b_2 \ln NDI_{it} + b_3 \ln HP_{it} + b_4 UEMPL_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln CONS_{it} = & \alpha + \gamma(ECT)_{t-1} + \sum_{k=1}^{n_0} \beta_{0k} \Delta \ln CONS_{it-k} + \sum_{k=1}^{n_1} \beta_{1k} \Delta \ln DEBT_{it-k} \quad (3) \\ & + \sum_{k=1}^{n_2} \beta_{2k} \Delta \ln NDI_{it-k} + \sum_{k=1}^{n_3} \beta_{3k} \Delta \ln HP_{it-k} + \sum_{k=1}^{n_4} \beta_{4k} \Delta UEMPL_{it-k} + \sum_{j=1}^{11} \delta_j D_j^{month} + \nu_{it} \end{aligned}$$

여기서 장기 모형 방정식 (2)로부터 단기 모형 방정식 (3)의 오차수정항(ECT)이 도출되며, $CONS_{it}$, $DEBT_{it}$, NDI_{it} , HP_{it} , $UEMPL_{it}$ 와 $DEBT$ 에 대한 설명은 식 (1)에서와 동일하다. $CONS_{it-k}$, $DEBT_{it-k}$, NDI_{it-k} , HP_{it-k} , $UEMPL_{it-k}$ 는 시차 변수로 각각 i 지역의 $t-k$ 기 소비, 가계부채, 가계순처분가능소득, 주택가격 및 실업률을 나타낸다. ϵ_{it} 와 ν_{it} 는 백색잡음 오차항이며, Schwartz Criterion(SC) 기준을 활용한 최적 시차로 n_0 , n_1 , n_2 , n_3 및 n_4 의 값을 선택하였다.

4.2 자료 설명

본 연구에서는 우리나라 16개 시도별 패널자료를 사용하여 가계부채 및 기타 거시경제변수

- 6) 이러한 고정효과 추정방법은 상수항이 각 지역별로 다르면서 고정되어 있다고 가정하는 방법이다. 즉, 패널 개체별로 절편은 변하지만 기울기 모수는 모든 지역과 모든 시기에 대해 일정하다고 제한을 둬으로써 개별 상수항으로 개별 지역의 행태적 차이를 통제할 수 있다. 예를 들어 위의 선형회귀 모형에 패널그룹별 평균으로 구성된 식을 빼주면 오차항 u_i 가 상쇄되어 없어지므로 설명변수와 오차항 사이에 상관관계가 존재하더라도 최소자승법(Ordinary least squares(OLS) method)을 이용하여 일치 추정량을 얻을 수 있다는 장점이 있다. 보다 자세한 내용은 이준서 외 2인(2010)과 심혜인(2014)을 참조하시오.
- 7) Pesaran et al.(2001)은 변수들 간 장기관계 분석을 위해 Wald 검정에 기초한 한계검정법을 제시하였다. 각 시계열 변수들이 동일한 차수로 적분되는지 여부와 관계없이 그들이 시뮬레이션으로 설정한 상한보다 F -통계량이 크면 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하고, 상한보다 작으면 기각하지 못한다. 만약 상한과 하한 사이에 있으면 공적분 관계를 판단할 수 없다. 따라서 적분계열이 $I(1)$ 을 갖는 불안정(non-stationary) 변수들에 대해서만 가능한 기존의 공적분 검정과는 다르게 변수의 안정성 여부와 상관없이 공적분 검정을 할 수 있을 뿐만 아니라 설명변수의 단위근(unit root) 중 하나 또는 두 개 이상이 1로 접근함에 따라 검정통계치의 분포함수가 변하는 상황에 대해 제약을 받지 않는 등의 장점이 있다. 보다 자세한 내용은 심성훈(2006)을 참조하시오.

가계부채와 국내소비

실증분석의 설명변수로는 가계대출, 순처분가능소득, 주택가격 및 실업률을 사용하였다. 가계대출은 대출의 성격이 상이할 수 있는 점을 고려하여 예금취급기관의 가계대출, 주택담보대출 및 기타대출과 예금은행의 가계대출의 네 가지 유형을 구분하여 살펴보았다. 순처분가능소득은 월별 시계열이 존재하지 않기 때문에 통계청 지역소득의 연도별 개인 순처분가능소득에 월별 산업생산지수의 증가율을 반영하여 직접 계산한 자료를 사용하였다. 주택가격으로는 월별 주택매매가격 지수를 사용하였으며, 소비가 지역경제상황에 반응할 수 있는 점을 감안하여 지역별 실업률을 설명변수로 포함하였다. 변수들의 기초통계량은 <표 2>에 요약되어 있다. 실업률과 주택매매가격 지수를 제외한 모든 변수들은 실질화한 변수들이며, 실증분석에서는 실업률을 제외한 모든 변수들에 대하여 자연로그 값을 사용하였다.⁸⁾ 월별 패널자료를 사용하였으며, 표본기간은 2008년 1월부터 2014년 12월까지(단, 예금은행의 가계대출의 경우 2003년 11월부터 2014년 12월까지)이다.

<표 2> 16개 시도별 패널자료의 기초통계량

	평균	중위수	최댓값	최솟값	표준편차
대형소매점 판매액지수(2015. 12 = 100)	104.4	101.5	203.8	70.9	14.7
실질가계대출(십억 원)	366.3	163.8	2,022.0	38.9	517.4
실질주택담보대출(십억 원)	224.5	86.1	1,283.7	11.6	339.0
실질 기타대출(십억 원)	141.8	72.0	738.2	27.1	180.1
예금은행 실질가계대출(십억 원)	265.5	89.5	1,743.1	19.0	443.1
개인 실질순처분가능소득(십억 원)	26,905	17,807	144,277	4,801	27,617
주택매매가격지수(2015. 12 = 100)	86.6	89.1	104.4	63.9	10.9
실업률(%)	3.01	2.90	6.50	0.80	1.0

주) 표본기간은 2008년 1월부터 2014년 12월까지(단, 예금은행의 가계대출은 2003년 11월부터 2014년 12월까지)이다.

실증분석에 앞서서 변수들의 정상성 여부를 확인하기 위하여 패널 단위근 검정(panel unit root test)을 실시하였다. 패널 단위근 검정은 단일 계열에 대한 검정과 약간의 차이가 존재하는데, 대표적인 패널 단위근 검정 방법으로는 Levin et al.(2002)와 Im et al.(2003)의 검정이 있다. IPS(Im, Pesaran, and Shin) 검정은 자기상관계수가 횡단면 단위별로 변동한다고 가정하는 반면 LLC(Levin, Lin, and Chu) 검정은 자기상관계수가 횡단면 단위별로 동일하다고 가정한다는 차이가 있다.

<표 3>은 각 변수들에 대한 패널 단위근 검정 결과를 보여주고 있는데, 예외가 있기는 하나 대체로 수준(level)변수는 단위근이 존재하는 것으로, 1차 차분변수는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 하지만 LLC 통계량에 의하면 수준변수는 실업률을 제외하고는 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타난 반면 IPS 통계량은 대형소매점 판매액지수와 개인순처분가능소득

8) 대형소매점 판매액지수와 개인순처분가능소득, 실업률 자료는 통계청의 국가통계포털(<http://kosis.kr>)로부터, 가계대출 자료는 한국은행 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>)으로부터, 주택매매가격 지수는 KB국민은행 부동산통계(<http://nland.kbstar.com>)로부터 얻었다. 또한 대형소매점 판매액 지수는 불변지수를 사용하였으며, 가계대출 및 순처분가능소득은 물가지수로 나누어 실질화하였다.

(NDI)도 단위근을 가지지 않는 것으로 보고하고 있어 검정 방법 간 차이를 보이고 있다. 따라서 우리는 1차 차분변수를 이용하여 패널회귀분석을 하였으며, 추가적으로 변수의 적분차수에 관계없이 변수들 간 공적분 관계를 검정할 수 있는 ARDL 한계검정법을 사용함으로써 각 변수의 장기 및 단기 관계를 살펴보고자 하였다.

<표 3> 패널 단위근 검정 결과

	LCC 통계량 (common unit root)		IPS 통계량 (individual unit root)	
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
대형소매점판매액불변지수(<i>CONS</i>)	0.3978	-33.634***	-3.3155***	-45.552***
실질가계대출(<i>DEBT</i>)	14.210	-2.5096***	17.871	-3.8636***
실질주택담보대출(<i>DEBT_{mortg}</i>)	15.666	-19.328***	20.204	-17.260***
실질기타대출(<i>DEBT_{other}</i>)	5.3146	-18.142***	9.2487	-14.370***
예금은행 실질가계대출(<i>DEBT_{bank}</i>)	9.0241	-13.094***	12.463	-11.728***
개인 실질순처분가능소득(<i>NDI</i>)	2.9662	-39.335***	2.7926***	-47.453***
주택매매가격지수(<i>HP</i>)	-1.0342	-2.6382***	2.2941	-4.8447***
실업률(<i>UEMPL</i>)	-11.215***	-28.330***	-11.827***	-33.864***

주) LLC 통계량과 IPS 통계량은 각각 Levin et al.(2002)와 Im et al.(2003)의 패널 단위근 검정통계량을 의미한다. 분석기간은 2008년 1월부터 2014년 12월까지(단, 예금은행의 가계대출은 2003년 11월부터 2014년 12월까지)이다.

4.3 실증분석 결과

실증분석에 앞서 가계부채 및 기타 거시경제변수들이 소비에 미치는 영향이 각 지역별로 차이가 있는지 살펴보기 위하여 전국 및 16개 시도별 자료를 사용하여 OLS 분석을 시행하였다.

<표 4>는 전국 및 지역별 OLS 분석 결과로, 상당히 흥미로운 시사점을 제시하고 있다. 전국 단위로 집계된 변수들을 사용하여 분석하였을 경우 가계대출이 소비에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나지만, 지역별로 구분하여 살펴보면 대부분의 경우 가계대출이 소비에 매우 유의한 영향을 미치고 있음을 보여준다. 다만 지역별로 그 영향이 다르게 포착되고 있다. 가계대출(*DEBT*)의 추정계수가 통계적으로 유의하게 나타난 지역에 국한하여 비교해 보면, 수도권(서울, 인천, 경기), 충남 및 제주 지역에서는 가계대출의 추정계수 부호가 양(+의 값을 보여 가계대출의 증가가 소비를 증가시킨 것으로 나타난 반면, 나머지 지역들은 음(-)의 값을 보여 오히려 가계대출의 증가가 소비를 감소시킨 것으로 보고되었다. 이와 같은 지역별 차이는 가계대출 변수에만 국한된 것이 아니라 다른 거시경제변수들에 대해서도 나타나고 있는데, 이처럼 가계대출 등의 변수와 소비의 관계가 지역경제 상황에 따라 다르게 반응할 수 있는 점은 지역별 패널자료 분석의 필요성을 보여준다.

<표 5>와 <표 6>은 각각 방정식 (1)의 패널 고정효과 모형과 방정식 (2)와 식 (3)의 ARDL 모형 분석 결과로, 모형 1~모형 5에 대한 추정결과를 제시하고 있다. 여기서 모형 1~모형 4는 분석기간 2008년 1월부터 2014년 12월까지에 대해 가계부채 변수로 각각 예금취급기관의 가계대출(*DEBT*), 예금취급기관의 주택담보대출(*DEBT_{mortg}*), 예금취급기관의 기타대출

가계부채와 국내소비

($DEBT_{other}$) 및 예금은행의 가계대출($DEBT_{bank}$)을 사용한 실증분석 결과이다. 모형 5는 모형 4와 동일하게 가계부채 변수로 예금은행의 가계대출($DEBT_{bank}$)을 사용하였으나 분석기간을

〈표 4〉 전국 및 지역별 OLS 분석결과

	전국	서울	부산	대구	인천	광주
$\ln DEBT$	0.2352 (0.2292)	1.0346*** (0.327)	-0.4882*** (0.1234)	-1.5734*** (0.2033)	0.5701*** (0.0635)	-0.4449* (0.25)
$\ln NDI$	0.3234* (0.1882)	0.726*** (0.17)	1.064*** (0.2276)	0.4749*** (0.1628)	-0.6863*** (0.2133)	0.7993*** (0.2232)
$\ln HP$	0.7755** (0.3295)	0.1544 (0.2926)	0.5734*** (0.0946)	1.7114*** (0.2195)	-0.8251*** (0.1602)	0.1597 (0.1802)
$UEMPL$	-0.0269 (0.0176)	-0.0097 (0.0133)	-0.006 (0.015)	-0.0403*** (0.0102)	-0.0022 (0.0109)	-0.0253* (0.0136)
$d.w.$	2.1491	1.7284	2.0986	2.1485	1.8512	1.5967
R^2	0.8499	0.8497	0.8286	0.8901	0.7956	0.7671
	대전	울산	경기	강원	충북	충남
$\ln DEBT$	-0.3644*** (0.1056)	-0.6212*** (0.1671)	0.514*** (0.0927)	0.2776 (0.2751)	0.2377 (0.2955)	1.3325*** (0.211)
$\ln NDI$	0.636** (0.2456)	0.326 (0.2023)	0.4636** (0.1976)	1.349*** (0.3219)	0.6031** (0.2508)	-0.8636*** (0.0872)
$\ln HP$	0.587*** (0.1282)	0.6241*** (0.1799)	-0.5386 (0.3882)	0.7616*** (0.187)	0.3154 (0.211)	1.4429*** (0.1737)
$UEMPL$	-0.0097 (0.0115)	-0.0166* (1.9742)	-0.0541*** (0.0113)	-0.0049 (0.0131)	-0.0338* (0.0202)	-0.0605*** (0.0169)
$d.w.$	2.2690	2.2508	1.9671	1.6261	1.5615	1.2707
R^2	0.8065	0.7522	0.8414	0.8558	0.7666	0.8541
	전북	전남	경북	경남	제주	
$\ln DEBT$	-0.6724*** (0.1579)	-0.5538** (0.2497)	-0.3075 (0.2447)	-0.2181** (0.0835)	1.1713*** (0.1663)	
$\ln NDI$	0.0703 (0.273)	0.0532 (0.3355)	0.2409 (0.3041)	0.1368 (0.1983)	-0.0997 (0.3998)	
$\ln HP$	0.9447*** (0.1759)	0.6694** (0.2873)	0.3172 (0.2637)	0.4236*** (0.1261)	1.1501*** (0.2744)	
$UEMPL$	-0.0234 (0.0152)	-0.0224 (0.0166)	-0.0265* (0.0145)	0.0004 (0.0177)	0.0041 (0.0257)	
$d.w.$	2.2505	1.8490	1.8990	2.2580	1.0019	
R^2	0.6666	0.5829	0.5148	0.6862	0.9155	

주) 종속변수는 $\ln CONS$ 이다. $\ln(\cdot)$ 은 각각 변수의 자연로그 연산자이며, $CONS$, $DEBT$, NDI , HP , $UEMPL$ 는 각각 대형 소매점 판매액지수, 예금취급기관의 가계대출, 가계순처분가능소득, 주택가격 및 실업률이다. 괄호안의 값은 표준오차를, $d.w.$ 는 더빈-왓슨(Durbin-Watson) 통계량을 나타내며, *, **, ***는 각각 해당변수가 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 상수항과 계절더미의 추정계수 제시는 생략하였다. 분석기간은 2007년 12월부터 2014년 12월까지이다.

2003년 11월부터 2014년 12월까지로 확장하여 분석한 결과이다.⁹⁾

<표 5>의 패널 고정효과 모형의 분석 결과, 가계부채는 대체로 소득과 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 예금취급기관의 주택담보대출을 설명변수로 하는 모형 2를 제외한 모든 모형에서 가계부채의 증가가 소비를 감소시키는 것으로 나타났다. 다만 가계부채의 성격에 따라 추정계수의 크기에는 차이가 있었는데, 예금취급기관의 가계부채로 분석한 모형 1~모형 3을 비교해보면 기타 대출($DEBT_{other}$)이 소비를 가장 크게 감소시키는 것으로 보고되었으며, 주택담보대출($DEBT_{mortg}$)은 소비에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 기타 대출은 전체 대출에서 주택담보대출을 제외한 나머지 종류의 대출을 의미하는데, 대표적으로 신용대출, 마이너스통장 등을 생각해볼 수 있다. 이러한 대출은 주로 생활자금 수요를 반영하는 성격이 강하기 때문에 소비에 보다 큰 영향을 미쳤을 것으로 볼 수 있다. 모형 4는 예금은행의 가계대출($DEBT_{bank}$)이 소비에 미치는 영향을 분석한 것으로 모형 1~모형 3에 비해 추정계수의 크기가 작음을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 보통 예금은행에서 대출받은 가계가 비은행예금 취급기관에서 대출을 받는 경우에 비해 상대적으로 유동성 제약에 덜 직면했을 가능성이 높다는 점에서 거시 및 금융 경제학적 설명과 일치하는 결과이다.

한편, 모형 5에서는 금융환경의 변화 등의 원인으로 인해 가계대출이 소비에 미치는 영향이 분석기간에 따라 달라질 수 있는 점을 감안하여 시계열을 확장한 강건성 점검(robustness check)을 시행하였다. 이를 위해서 과거 시계열 확보가 가능한 예금은행의 가계대출($DEBT_{bank}$)에 대하여 시계열을 2003년 11월로 연장하여 모형 4와 동일한 분석을 진행하였다. 그 결과 시계열을 2003년으로 확장한 경우에도 여전히 예금은행의 가계대출은 소비와 유의한 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 확인되었다. 다만 추정계수의 크기는 2008년 이후에 대한 분석에 비해 크게 나타났는데, 이러한 결과는 최근 관찰되는 가계부채와 실물경제간 탈동조화 현상과도 어느 정도 관련이 있을 것으로 여겨진다.

그 밖에 개인순처분가능소득(NDI)은 모든 모형에서 소비와 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 다만 분석기간을 2008년 이후로 하는 모형 1~모형 4는 추정계수가 비슷한 크기로 나타나고 있는데 비해 2003년으로 확장하여 분석한 모형 5의 경우 추정계수 값이 상대적으로 작게 나타나고 있어 과거에 비해 소비에 대한 가계부채의 영향력은 줄고 소득의 영향력이 커졌을 가능성을 시사한다. 주택가격은 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않은 결과가 도출되었으며, 실업률은 소비와 모두 유의한 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타나 실업률의 상승이 소비를 감소시킬 수 있음을 보여주었다.

9) 한국은행이 발표하는 지역별 가계대출 월별자료는 예금취급기관에 대해서는 2007년 12월부터, 예금은행에 대해서는 2003년 10월부터 존재한다. 한편, 본 연구에서 실증분석한 방정식 (2)와 (3)에서는 1차 차분변수가 사용되므로 실제로 실증분석이 가능한 표본기간은 예금취급기관의 가계대출($DEBT$), 주택담보대출($DEBT_{mortg}$) 및 기타대출($DEBT_{other}$)에 대해서는 2008년 1월 이후이며, 예금은행의 가계대출($DEBT_{bank}$)은 2003년 11월 이후이다. 예금취급기관의 가계대출 변수들에 대한 분석결과(모형 1~모형 3)와의 비교를 위하여 예금은행 가계대출에 대한 분석은 2008년 1월부터 2014년 12월까지(모형 4)와 2003년 11월부터 2014년 12월까지(모형 5)의 두 가지 기간에 대해 시행하였다.

<표 5> 패널 고정효과 분석결과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
$\Delta \ln DEBT$	-1.4035*** (0.3353)				
$\Delta \ln DEBT_{mortg}$		0.1981 (0.2727)			
$\Delta \ln DEBT_{other}$			-1.7573*** (0.2565)		
$\Delta \ln DEBT_{bank}$				-0.7766*** (0.2778)	-0.9735*** (0.2296)
$\Delta \ln NDI$	0.4413*** (0.1301)	0.4267*** (0.1313)	0.3924*** (0.1289)	0.4586*** (0.1309)	0.1226** (0.0617)
$\Delta \ln HP$	0.2073 (0.4554)	-0.1184 (0.4598)	0.1639 (0.4471)	-0.0095 (0.4529)	0.0945 (0.3315)
$\Delta UEMPL$	-0.0159*** (0.0045)	-0.0162*** (0.0046)	-0.0168*** (0.0045)	-0.0158*** (0.0045)	-0.0207*** (0.0042)
R ²	0.4317	0.4243	0.444	0.4275	0.375
F-통계량	33.2402	32.2564	34.9433	32.6781	42.2517

주) 종속변수는 $\Delta \ln CONS$ 이다. $\Delta \ln(\cdot)$ 은 각각 변수의 차분 및 자연로그 연산자이며, $CONS$, $DEBT$, $DEBT_{mortg}$, $DEBT_{other}$, $DEBT_{bank}$, NDI , HP , $UEMPL$ 는 각각 대형 소매점 판매액 지수, 예금취급기관의 가계대출, 예금취급기관의 주택담보대출, 예금취급기관의 기타대출 및 예금은행의 가계대출, 가계순처분가능소득, 주택가격 및 실업률이다. 괄호안의 값은 표준오차를 나타내고 있으며, **, ***는 각각 해당변수가 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 상수항과 계절더미의 추정계수의 제시는 생략하였다. 분석기간은 모형 1~모형 4는 2008년 1월부터 2014년 12월까지이며, 모형 5는 2003년 11월부터 2014년 12월까지이다.

<표 6>은 ARDL 모형의 분석결과이다. 우선 방정식 (2)에 해당하는 장기모형의 결과를 살펴보면, 가계부채는 종류와 상관없이 모두 소비에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 2008년 이후 예금취급기관의 대출에 대해 분석한 모형 1~모형 3의 결과를 보면 가계부채와 소비는 유의한 음(-)의 관계를 가지고 있는 것으로 보고되었으며, 다만 기타대출이 주택담보대출에 비해 소비에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타나 대출의 종류에 따라 영향의 크기가 다른 점을 보여주었다. 하지만 분석기간을 2003년 이후로 확장한 모형 5에서 예금은행의 가계대출에 대한 추정계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났는데, 이는 2008년 이후로 설정한 모형 1~모형 4에서는 가계부채의 추정계수와 상반된 부호여서 주목할 필요가 있을 것으로 보인다. 이러한 부호의 차이는 가계부채가 소비에 미치는 다양한 파급경로로 설명이 가능하다. 가계부채는 유동성제약을 완화시키거나 금융자산의 증가로 이어져 소비를 증가시킬 수 있다. 한편, 가계부채가 크게 증가하면 가계의 원리금 상환부담이 가중됨에 따라 소비를 감소시킬 수도 있다. 최근 우리나라의 가계부채가 매우 빠른 속도로 누적되고 있을 뿐만 아니라 소득 또는 자산가격 대비 부채 비율이 계속해서 증가하고 있는 점을 감안하였을 때, 가계부채의 증가는 갈수록 원리금 상환부담을 가중시키고 실물경제를 둔화시키는 요인으로 작용할 가능성이 있음을 시사한다.

<표 6> Pooled Mean Group ARDL(Autoregressive Distributed Lag) 장·단기 모형의 추정결과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
장기 모형(종속변수: lnCONS)					
lnDEBT	-0.447*** (0.0871)				
lnDEBT _{mortg}		-0.1544*** (0.0484)			
lnDEBT _{other}			-0.6038*** (0.0657)		
lnDEBT _{bank}				-0.4448*** (0.0636)	0.2515*** (0.0676)
lnNDI	0.2375** (0.1158)	0.0955 (0.106)	0.4319*** (0.1109)	0.1421 (0.092)	0.7396*** (0.1437)
lnHP	0.5284*** (0.0933)***	0.254*** (0.0856)	0.4455*** (0.0438)	0.2743*** (0.056)	-0.0374 (0.0767)
UEMPL	-0.0252*** (0.0064)	-0.031*** (0.0069)	-0.0281*** (0.0054)	-0.0267*** (0.0058)	-0.0124 (0.0118)
단기 모형(종속변수: ΔlnCONS)					
ECT	-0.3193*** (0.0696)	-0.3035*** (0.0694)	-0.334*** (0.0764)	-0.3381*** (0.0784)	-0.1734*** (0.029)
ΔlnCONS(-1)	-0.5709*** (0.0472)	-0.5864*** (0.0489)	-0.5371*** (0.0492)	-0.5726*** (0.0504)	-0.6692*** (0.0304)
ΔlnCONS(-2)	-0.279*** (0.0348)	-0.2808*** (0.0354)	-0.2689*** (0.0368)	-0.2774*** (0.0352)	-0.2887*** (0.0297)
ΔlnDEBT	-0.5408** (0.237)				
ΔlnDEBT _{mortg}		0.3631* (0.1955)			
ΔlnDEBT _{other}			-0.9809*** (0.2295)		
ΔlnDEBT _{bank}				-0.010 (0.2156)	-0.810*** (0.1415)
ΔlnNDI	0.1503* (0.0881)	0.162* (0.0837)	0.062 (0.0859)	0.168** (0.0825)	0.1429** (0.0691)
ΔlnHP	0.8154 (0.5025)	0.7554 (0.4765)	0.9348* (0.5229)	0.2698 (0.4508)	0.9555*** (0.2024)
ΔUEMPL	-0.0088*** (0.003)	-0.0082*** (0.003)	-0.009*** (0.0034)	-0.0077*** (0.0026)	-0.0153*** (0.0029)
Log likelihood	2276.062	2270.377	2294.89	2280.675	3279.453

주) Δ는 각 변수의 차분, ln(·)은 자연로그 연산자이며, CONS, DEBT, DEBT_{mortg}, DEBT_{other}, DEBT_{bank}, NDI, HP, UEMPL, ECT는 각각 대형소매점 판매액지수, 예금취급기관의 가계대출, 예금취급기관의 주택담보대출, 예금취급기관의 기타대출 및 예금은행의 가계대출, 가계순처분가능소득, 주택가격, 실업률 및 오차수정항을 나타낸다. 괄호안의 값은 표준오차를 나타내고 있으며, *, **, ***는 각각 해당변수가 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 상수항과 계절더미의 추정계수 제시는 생략하였다. 분석기간은 모형 1~모형 4는 2008년 1월부터 2014년 12월까지, 모형 5는 2003년 11월부터 2014년 12월까지이다.

그 밖에도 개인순처분가능소득의 추정계수는 모형 1, 3, 5에서 통계적으로 유의한 양(+)
의 값으로 나타나 장기적으로 소득이 소비에 영향을 미칠 수 있음을 어느 정도 지지해 주었다.
그리고 모형 5를 제외한 나머지 모든 모형에서 주택가격과 실업률이 장기적으로도 소비에
유의한 영향을 미칠 수 있는 것으로 나타났는데, 통계적으로 유의하게 나타난 경우 모형에
상관없이 주택가격과 소비는 양(+)
의 상관관계를, 실업률과 소비는 음(-)
의 상관관계를 갖는 것으로 보고되어 주택가격의 상승은 소비를 증가시키고 실업률의 상승은 소비를 감소시킬
것임을 시사하였다.

다음으로 차분변수(Δ)와 오차수정항(ECT)에 의한 단기적인 조정을 보여주는 방정식 (3)의
결과를 살펴보면, 모든 모형에서 공적분 관계의 오차를 의미하는 ECT 는 통계적으로 유의하며
부호가 음(-)
의 값을 갖는 것으로 보고되어 변수들 간의 장기적인 공적분 관계가 형성됨을
보여주고 있다.¹⁰⁾ 따라서 소비는 장기적 균형으로 조정과정에 있으며 따라서 소비의 변동은
단기에 가계부채, 개인순처분가능소득, 주택가격 및 실업률의 변화에 영향을 받을 뿐만 아니라
오차수정항에 의해서도 영향을 받는다고 볼 수 있다. 또한 오차수정 모형의 결과, 가계부채는
단기적으로도 소비에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만 모형에 따라서 가계대출이 소비에
미치는 영향이 단기와 장기에 다른 방향으로 나타나기도 하였는데, 예를 들어 모형 1과 모형
3에서 장기에는 가계대출의 종류와 상관없이 소비와 일관되게 음(-)
의 상관관계를 갖는 것으로
보고된 반면, 단기에는 부채의 성격에 따라 부호가 다른 것을 확인할 수 있다. 즉, 기타대출의
증가는 단기에 소비를 감소시키는 것으로 나타났으나 주택담보대출의 증가는 단기에 오히려
소비를 증가시킬 수 있음을 보여주고 있는데, 이로부터 신용대출 등 기타대출에 비해 주택담보
대출의 경우 단기적으로 유동성제약을 완화시키고 금융자산 증가로서의 기능이 보다 클
가능성이 있음을 추측해볼 수 있다.

한편, 대체로 개인순처분가능소득, 주택가격 및 실업률의 변화가 단기에 소비의 변화에
통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다. 모형 3을 제외한 모든 경우 개인순처분
가능소득의 변화는 유의한 양(+)
의 영향을, 모형 3과 모형 5의 경우 주택가격의 변화 역시
소비 변화에 양(+)
의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 모든 모형에서 실업률의 변화는
소비 변화에 유의한 음(-)
의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

5. 정책적 시사점

앞 장에서 살펴본 실증분석의 유의한 결과들은 여러 금융정책적 시사점들을 함의하고 있다.

첫째, 단기 소비는 전기 소비에만 의존한 임의보행을 따른다는 이론적인 생애주기-항상소득
가설과는 달리 현실에서는 자본시장의 불완전성이나 유동성 제약 등으로 인해 가계부채, 소득,
실물자산가격 등 많은 변수들이 소비에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같이
가계부채가 실물경제 변수들과 다양한 과급경로에 의해 맞물려 있는 만큼, 가계부채 문제에

10) 이러한 결과는 앞서 살펴본 한계검정법 추정결과를 다시 한 번 확인시켜주는 것이라 할 수 있다.

대한 접근은 단순히 금융기관에 대한 미시건전성 감독 차원에서 한 단계 더 나아가 거시건전성 감독이나 통화정책과의 공조 등 보다 포괄적인 시각에서 접근해야 할 것임을 시사한다.

둘째, 실증분석 결과에 따르면 가계부채는 대체로 소비와 장기적인 음(-)의 상관관계를 보이고 있는 것으로 보고되었는데, 이러한 결과는 최근 급증하는 가계부채가 향후 민간소비를 보다 위축시킬 수 있음을 의미한다. 또한 ARDL 한계검정법을 통해 장·단기 관계를 분석한 본 연구의 결과에서 주택담보대출이 단기에는 소비에 양(+)의 영향을 미치지만 장기에는 음(-)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었는데, 이는 경기부양 및 주택거래 활성화를 위한 가계대출 완화정책의 효과가 단기에는 경기부양에 기여하는 것으로 보이나 장기에는 실물경제를 오히려 위축시킬 가능성이 있음을 보여준다. 이러한 관점에서 보면, 부채구조의 질 개선뿐만 아니라 부채총량 규제도 반드시 고려해야 할 정책 목표로 여겨진다. 허석균 외 3인(2015)에서는 한국은행의 물가목표제(inflation targeting)와 유사한 형태로 금융위원회가 가계부채총량 목표제를 도입할 것을 제안하고 있는데, 이러한 방식은 모든 경제주체가 가계부채 증가속도에 주목하고 대비할 수 있도록 한다는 점에서 고려해볼 만 한 것이다.

셋째, 우리의 분석에서 대체로 가계부채의 증가는 장기적으로 소비를 감소시키는 결과로 나타났음에도 불구하고, 기간을 2003년 이후로 확장하여 분석한 ARDL 모형의 결과에서 장기적으로 예금은행의 가계대출이 소비에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 보고된 것은 눈여겨 볼만 하다. 왜냐하면 일반적으로 예금은행에서 대출받은 가계는 제 2금융권에서 받는 경우에 비해 상대적으로 유동성제약에 덜 직면했을 가능성이 높다는 점, 그리고 과거에는 최근에 비해 대출가계의 DTI·LTV 수준이 상대적으로 낮았을 것이라는 점 등을 감안한다면 원리금상환 부담의 정도에 따라 일부의 가계에 대해서는 가계부채의 증가가 소비를 증가시킬 수 있음을 간접적으로 시사하는 결과이기 때문이다. 따라서 허석균 외 3인(2015)에서 지적한 바와 같이 금융감독당국은 차입가구들의 전반적인 채무상환능력에 대한 모니터링 강화로 비정상금융의 규모추이를 주시하는 한편 이들을 정상금융으로 유도하기 위한 노력을 기울이는 것은 중요하다.¹¹⁾ 동시에 취약가구의 금융접근성을 확보하여 가계금융의 취약성을 해소할 수 있도록 노력해야 한다. 이를 위해 은퇴자에게 역모기지(reverse mortgage) 상품을 보급하거나 일반 취약계층에게 월세전환(sale-and-lease-back) 방식으로 소유권 이전이 발생하여도 기존 소유주가 지속적으로 거주할 수 있도록 하는 등 다양한 주택자산 유동화 프로그램을 개발하는 것은 도움이 될 것이다.¹²⁾

11) 허석균 외 3인(2015)은 비정상금융을 약탈적 대출 속성을 가지고 있으며 소득상환능력이 확인되지 않은 채 이루어지는 모든 대출로 정의하고 정상금융과 구분된다고 설명하고 있다. 또한 정상금융으로 유도하기 위한 유인책으로 수요측에는 고정금리/분할상환 방식의 대출에 대한 소득공제를 확대하고 금융기관측에는 해당 대출에 대한 주택신용보증기금 출연료를 인하와 위험가중치 산정 시 가중치 인하 등의 혜택을 늘리는 방법을 제시하고 있다. 이를 위한 방법으로는 총부채상환비율(DTI)과 연소득대비 원리금상환 비율(DSR; Debt Service Ratio) 등 건전성 지표의 적용을 강화하고 과다 채무자의 경우 단계별 조정 프로그램을 적용하는 방법을 생각해볼 수 있다.

12) 그 밖에 강경훈, 박창균(2013)이 제안하는 우리나라 주택금융 제도의 개선방향도 참고할 필요가 있을 것으로 보인다.

넷째, 가계부채와 실물경제와의 관계를 살펴보는데 있어서는 분석기간이 중요할 수 있음을 보여주었다. 본고에서 서로 다른 기간에 대해 강건성 점검을 해본 결과 동일한 변수를 사용하였을 경우라도 통계적으로 유의한 상반된 부호가 보고될 수 있는 점을 확인하였는데, 이러한 현상이 발생할 수 있는 이유는 가계부채가 소비 등 실물경제에 미치는 파급경로가 다양할 뿐만 아니라 시기에 따라 파급경로의 중요도가 달라질 수 있기 때문이다. Brunnermeier and Oehmke(2013)는 기존의 역사적 경험에 기초한 체계적 위험(systemic risk)의 측정이 새로운 위험요인을 식별 하는데 도움이 되지 못할 가능성을 제기한 바 있는데, 이러한 관점에서 살펴볼 경우 주택금융의 경우 과거 자료에 기초하여 설정된 LTV·DTI 상한규제가 정책시점이나 정책개입의 정도에 있어 가계부채 문제해결에 오히려 장애가 될 수 있다. 특히 최근 들어 금융과 실물경제 간에 탈동조화 현상이 심화되는 이상현상이 나타나는 등 과거와는 다른 환경이 형성되고 있는데, 따라서 거시건전성 감독을 위한 금융정책수단이나 운용방식 등에 있어서 보다 신중하고 구체적인 고민이 필요하다.

마지막으로, 가계부채의 종류와 성격에 따라 실물경제에 미치는 영향이 다를 수 있다는 점이다. 본고에서 분석한 바에 따르면, 예금은행에 비해 비은행예금취급기관 및 기타 금융기관의 가계대출 증가가 소비를 보다 많이 감소시킬 수 있으며 주택담보대출에 비해 기타대출이 민간소비 감소에 더 크게 작용할 수 있다. 이러한 결과는 특히 2015년 7월 이후 가계부채 종합 관리방안의 시행으로 은행권 주택담보대출에 대한 대응이 강화되면서 제 2금융권 신용대출 위주로 증가세가 가팔라지고 있는 현재의 상황이 향후 실물경제를 둔화시키는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 따라서 가계부채 정책 수립 시 은행권과 비은행권 간, 또는 대출상품 간 발생할 수 있는 풍선효과에 대해서도 반드시 고려해야 할 필요가 있을 것으로 보인다.

6. 맺음말

우리나라의 가계신용시장은 급속한 팽창을 보이고 있는 반면 최근 실물거시경제는 둔화가 장기화됨에 따라 가계부채 누적에 대한 우려의 목소리가 커지고 있다. 특히, 2014년 LTV·DTI 규제 일원화의 시행으로 가계대출이 엄청난 속도로 증가하면서 처분가능소득 대비 가계부채 비율은 2016년 1분기 말 기준 145.6%에 달하였을 뿐만 아니라 과다 및 다중채무자의 비중도 지속적으로 증가하고 있는 상황이다. 이러한 시점에서 가계부채가 실물경제에 미치는 영향을 살펴보고 이를 통해 우리나라 가계부채 문제를 해결하기 위한 금융정책적 방향을 논의하는 것이 필요하다.

따라서 본 연구에서는 우리나라의 가계부채와 민간소비 등 실물경제 현황을 파악하고, 국내 패널자료를 이용하여 가계부채가 소비에 미치는 영향에 대해 실증분석을 시행하였다. 실증분석에서는 생애주기-항상소득 가설에 근거한 선행연구들을 토대로 가계부채, 가계의 순처분가능소득, 주택가격 및 실업률을 소비에 영향을 주는 요인들로 고려하였으며 국내 자료의 한계점을 극복하기 위하여 다양한 접근을 시도하였다. 이를 위해 16개 시도별 패널자료를 이용하였을 뿐만 아니라 소비 등 거시경제 변수들에 대한 월별자료가 존재하는 대응변수를 사용하여

최대한 긴 시계열을 확보하고자 노력하였다. 또한 표본 크기가 작아도 검정가능하며 설명변수의 정상성 여부와 상관없이 다수의 공적분 관계를 식별해낼 수 있는 ARDL 모형을 사용하여 가계부채가 소비에 미치는 장기 및 단기효과를 살펴보았다.

실증분석 결과 여러 금융정책적 시사점을 도출할 수 있었는데, 크게 다음의 다섯 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 생애주기-항상소득 가설에 근거한 많은 선행연구들에서와 마찬가지로 우리나라에서도 자본시장의 불완전성이나 유동성제약 등으로 인해 가계부채, 소득, 실물자산 가격 등 많은 변수들이 소비에 유의한 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었는데, 따라서 가계부채 문제에 대한 접근은 단순한 미시건전성 감독 차원에서 한 발 더 나아가 거시건전성 감독이나 금융·통화정책과의 공조 등 보다 포괄적인 시각에서 접근해야 한다. 둘째, 실증분석 결과에 따르면 최근 급증하는 가계부채가 향후 민간소비를 보다 위축시킬 수 있음을 시사한다. 따라서 부채구조의 질 개선뿐만 아니라 부채총량 규제 역시 매우 중요한 정책 목표로 설정해야 할 필요가 있다. 셋째, 일부 분석에서는 원리금상환 부담의 정도 등에 따라 가계부채의 증가가 소비를 증가시킬 수도 있음을 보여주고 있는데, 따라서 금융감독당국은 차입가구들의 전반적인 채무상환능력에 대한 모니터링을 강화하고 비정상금융을 정상금융으로 유도하기 위한 다양한 정책마련의 노력이 필요할 것으로 보인다. 넷째, 가계부채가 소비 등 실물경제에 미치는 파급경로는 다양할 뿐만 아니라 시기에 따라 파급경로의 중요도가 달라질 수 있는 만큼 거시건전성 감독을 위한 정책수단이나 운용방식 등에 있어서는 보다 신중하고 구체적인 고민이 필요할 것이다. 마지막으로, 가계부채의 종류와 성격에 따라 실물경제에 미치는 영향이 다를 수 있으며, 따라서 가계부채 정책을 시행할 때 그로 인한 금융기관 간 또는 대출상품 간 풍선효과에 대한 고려가 필요할 것이다.

한편, 대출 목적에 따라 그 성격이 명백히 다름에도 불구하고 현재 우리나라에서는 이에 대한 공식적인 총량 자료를 구하는 것은 불가능한데, 향후에는 보다 구체적인 대출구분에 따라 소비에 미치는 영향을 비교해볼 필요가 있을 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 강경훈, 박창균, “우리나라 적격대출제도의 개선과제에 대한 일 고찰”, 재무연구, 제26권 제2호 (2013), pp. 153-182.
- 김현정, 김우영, “가계부채가 소비에 미치는 영향: 미시자료를 중심으로”, 경제분석, 제15권 제3호(2009), pp. 1-36.
- 김현정, 김우영, 김기호, “한국노동패널자료를 이용한 가계부채 분석”, 금융경제연구, 제366호, 2009.
- 김희호, 박세운, 장홍시아, “소득변동이 주택가격에 미치는 동태적 효과-전세가비율과 담보대출 규모를 고려할 때”, 부동산학연구, 제21권 제4호(2015), pp. 35-49.
- 박연우, 방두완, “주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구”, 금융연구, 제26권 제1호(2012), pp. 110-141.
- 심성훈, “환율제도의 변화를 고려한 수입함수 추정”, 국제지역연구, 제10권 제3호(2006), pp. 475-495.
- 심혜인, “시장집중도가 노동소득분배율에 미치는 영향 분석: 제조업 패널자료를 중심으로”, 경제분석, 제20권 제3호(2014), pp. 111-150.
- 유경원, 서은숙, “가계부채 확대가 실물부문 리스크에 미치는 영향”, 한국경제의 분석, 제21권 제1호(2015), pp. 65-134.
- 이동걸, 전성인, 정재욱, 변동준, “우리나라 가계부채의 연체결정요인 및 취약성 연구”, 금융연구, 제28권 제2호(2014), pp. 137-178.
- 이준서, 빈기범, 장광익, “주가와 공매도간 인과 관계에 관한 실증 연구”, 한국증권학회지, 제39권 3호(2010), pp. 449-489.
- 임병인, 강성호, “주택관련대출의 가계소비 구축효과 분석”, 보험금융연구, 제21권 제1호(2010), pp. 109-142.
- 최남진, 주동현, “가계부채 및 부채의 변동성이 소비와 성장률에 미치는 영향, 금융지식연구, 제14권 제1호(2016), pp. 71-101.
- 최두열, 박승록, 김태섭, “충북지역 주택담보대출, 주택가격과 경기의 관계에 관한 연구”, 산업경제연구, 제28권 제4호(2015), pp. 1515-1540.
- 최성일, 박연우, “주택담보대출 부도요인 분석을 통한 LTV 및 DTI 등 거시건전성 규제의 효과에 관한 연구”, 금융연구, 제29권 제3호(2015), pp. 101-146.
- 최원호 “가계부채와 금융자산보유에 관한 연구”, 재무연구, 제26권 제4호(2013), pp. 527-559.
- 최창욱, “수도권 부동산시장 흐름과 지역경제 간 연계성 분석”, 경기도경제동향, 제169권(2013), pp. 1-17.
- 통계청, 서비스업동향조사 통계정보 보고서, 2015년 12월.
- 한국은행, 금융안정보고서, 2016년 12월.

- 허석균, “DTI, LTV 및 대출상환 조건이 주택담보대출의 연체율에 미치는 영향”, 규제연구, 제21권 제2호(2012), pp. 36-77.
- 허석균, 박연우, 변동준, 심혜인, “가계부채 현황분석 및 정책적 대응방안”, 국민경제자문회의 용역보고서, 2015.
- 황진영, 이선호, “가계부채의 소비와 소득에 대한 영향”, 재정정책논집, 제17권 제2호(2015), pp. 127-153.
- 황진영, 이선호, 안시은, “대전, 충남 가계부채의 현황과 소비에 대한 영향”, 재정정책논집, 제18권 제1호(2016), pp. 29-63.
- Becchetti, P. and S. Gerlach, 1997, Consumption and credit constraints: International evidence, *Journal of Monetary Economics* 40 (2), pp. 207-238.
- Brunnermeier, M. K. and M. Oehmke, 2013, Bubbles, financial crises, and systemic risk, in *Handbook of the Economics of Finance 2*, G. M. Constantinides, M. Harris, and R. M. Stulz (eds.), Amsterdam, North Holland.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw 1990, Permanent income, current income, and consumption, *Journal of Business and Economic Statistics* 8 (3), pp. 265-279.
- Case, K. E., J. M. Quigley, and R. J. Shiller, 2005, Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market, *Advances in Macroeconomics* 5 (1), pp. 1-34.
- Dynan, K., A. Mian, and K. M. Pence, 2012, Is a household debt overhang holding bank consumption?, *Brookings Papers on Economic Activity* pp. 299-362.
- Friedman, M., 1957, *A Theory of the consumption function: A study by the National Bureau of Economic Research*, Princeton University Press.
- Friedman, M., *Windfalls, the ‘Horizon,’ and related concepts in the permanent income hypothesis*, in Carl Christ et al. (eds.), *Measurement in Economics*, Stanford University Press, 1963.
- Hall, R. E., 1978, Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence, *Journal of Political Economy* 86 (6), pp. 971-987.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin, 2003, Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* 115 (1), pp. 53-74.
- Kartashova, K. and B. Tomlin, 2013, House prices, consumption and the role of non-mortgage debt, Bank of Canada Working Paper No. 2013-2.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu, 2002, Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties, *Journal of Econometrics* 108 (1), pp. 1-24.
- Ludvigson, S., 1999, Consumption and credit: A model of time-varying liquidity constraints, *Review of Economics and Statistics* 81 (3), pp. 434-447.
- Modigliani, F. and R. H. Brumberg, 1954, Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data, in Kenneth K. Kurihara(ed.), *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.

- Muellbauer, J. and A. Murphy, 2008, Housing markets and the economy: The assessment, *Oxford Review of Economic Policy* 24 (1), pp. 1-33.
- Murphy, R. G., 1998, Household debt and consumer spending, *Business Economics* 33 (3), pp. 38-42.
- Nickell, S., Household debt, house prices and consumption growth, Bank of England Quarterly Bulletin, Autumn, 2004.
- Ogawa, K. and J. Wan, 2007, Household debt and consumption: A quantitative analysis based on household micro data for Japan, *Journal of Housing Economics* 16 (2), pp. 127-142.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, 2001, Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics* 16 (3), pp. 289-326.

Household Debt and Consumption: Empirical Analyses and Financial Policy Implications

Hyein Shim

Sungkyunkwan University

Doojin Ryu*

Sungkyunkwan University

Abstract

This study examines the effects of household debt on consumption based on the life cycle-permanent income hypothesis. We conduct the autoregressive distributed-lag (ARDL) bounds test and panel analysis on the Korean regional panel data. We find that household debt has a statistically significant negative effect on consumption. The empirical results suggest that in order to solve household debt problems, the financial authorities should regulate the total debt amount, devise and implement macroprudential regulation, and strengthen monitoring on borrowers' ability to repay their debts.

Keywords: ARDL Model; Consumption; Household Debt Policy; Household Indebtedness; Regional Panel Data

JEL Classification: D12, E21, E44

* Corresponding Author. Address: College of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2, Sungkyunkwan-ro, Jongno-gu, Seoul, Korea, 03063; E-mail: sharpjin@skku.edu; Tel: +82-2-760-0429; Fax: +82-2-760-0950.