

주택관련대출의 가계소비 구축효과 분석*

The Crowding-out Effect of the Mortgage Loan on the Household Consumption

임 병 인**
Lim Byung-In

강 성 호***
Kang Sung-Ho

본 연구는 한국은행에서 발표하는 『가계신용 동향』 자료를 6개 소비함수 추정식에 적용하여 주택관련대출(주택구입자금대출 및 주택담보대출)의 소비 파급효과를 분석한 것이다. 주요 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, GDP변수는 종속변수와 모형에 무관하게 유의한 양(+)의 회귀계수를 보여주어 이론과 부합하였다. 둘째, 종속변수가 가계소비증가율인 경우, 대부분의 소비함수 추정모형에서 주택대출관련 변수가 (-)부호를 가지며 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이는 어떤 유형의 가계대출이든지 전반적으로 가계소비를 줄이는 역할을 하고 있음을 보여준다. 셋째, 종속변수를 ln(가계소비)로 하여 추정한 결과에서 8.31 부동산투기억제 조치를 dummy로 처리한 변수가 모형과 무관하게 통계적으로 유의하게 양(+)의 계수 값으로 추정되었다. 이는 부동산 투기억제정책 발표 이후 주택담보 및 주택마련자금대출 감소로 이어졌고, 대출이자 부담을 전반적으로 감소시켜 가계소비를 증가시켰음을 보여준다. 본 연구에서 살펴본 주택관련 대출의 가계소비구축효과 분석결과는 부동산 투기 억제정책의 완화속도의 점검 필요성과 가계대출의 증가가 부동산에 집중되지 않도록 하는 방안 수립, 장기적으로 부동산거품 발생으로 인한 금융기관 부실 가능성과 차입가계의 파산으로 연결될 가능성, 그리고 대출이자 부담으로 인한 소비감소가 총 저축률을 하락시켜 잠재성장률을 떨어뜨릴 가능성에 대비하는 정책적인 접근이 필요함을 제시해주고 있다.

국문색인어: 가계소비, 구축효과, 주택관련대출액

학술진흥재단 분류 연구분야 코드: B030300, B030907

* 본 연구의 연구결과는 저자들의 개인적인 견해이며, 저자의 소속기관과는 무관함을 밝힙니다.

** 충북대학교 경제학과 부교수(billforest@hanmail.net), 저자

*** NPS국민연금연구원 부연구위원(powerksh0515@hanmail.net), 교신저자

논문 투고일: 2009. 12. 14, 논문 최종 수정일: 2010. 02. 06, 논문 게재 확정일: 2010. 03. 26

I. 서론

2008년 하반기에 촉발된 미국발 금융위기 이후 국내의 금융시장은 한동안 자금 경색으로 상당한 혼란이 있었다. 그러나 2009년 2/4분기 들어 금융시장이 안정을 찾고 있는 조짐이 나타나면서 2009년 2월 예금은행의 주택담보대출 잔액이 244조 7,980억원으로 1월의 241조 4,817억원보다 3조 3,163억원 늘었는데, 이는 월별 증가규모로는 2006년 11월 (4조 2,000억원) 이후 최대 규모이다. 1년 전인 2008년 2월 (8,340억원)과 비교하면 거의 4배 규모이고, 3월에도 2조 5,000억원 증가한 것으로 잠정 집계됐다.

이와 관련하여 한국은행에서 발표하는 『가계신용 및 자금순환표』상 개인부문 금융부채를 기준으로 우리나라의 가계부채 추이를 살펴보면, 가계신용은 1997년 211조원에서 2008년 말 현재 688조원으로, 개인금융부채는 동기간 247조원에서 802조원으로 빠르게 확대되었다. 그 결과 2000~2008년간 명목 GDP와 개인가처분소득은 매년 각각 6.1%와 7.1%씩 증가하였음에도 가계신용과 개인금융부채는 동기간 동안 각각 12.6%와 13.4%씩 증가하여 개인금융부채의 명목 GDP 대비 비중은 2000년 49%에서 2008년 78%로, 개인가처분소득 대비 비중도 2000년 81%에서 140%로 크게 증가하였다 (김현정 · 김우영, 2009, p. 2). 이와 같이 부채의 증가속도가 소득의 증가속도에 비해 빠르면, 부채를 상환하기 위한 이자부담으로 인해 전반적으로 소비능력을 저하시켜 국민경제에 부정적인 효과를 미칠 것이다.

또한 위의 부채와 관련하여 본 연구의 주제와 밀접한 주택담보대출 관련 통계를 눈여겨볼 필요가 있다. 한국은행의 발표에 따르면, 2006년 말 정부의 강력한 부동산 투기 억제책으로 급격히 꺾이기 시작해 2008년 서울 일부 지역의 재건축 등 특수요인이 있었던 4월과 7월(각각 2조 4,000억원)을 제외하면 한 달 증가폭이 1조 원 안팎에 머물렀다. 그러던 것이 2008년 11월(1조 8,000억원)을 기점으로 눈에 띄게 불어나기 시작해서 2월에 2조 8,000억원, 3월 1조 9,000억원으로 증가세를 이어가고 있다는 것이다 (한국은행 보도자료, 2009.4.13). 이는 경제위기 이후의 실물경기 악화를 해결하기 위해 정부가 소비 진작과 경기 활성화를 목표로 담보인정비율(Loan To Value ratio, LTV)과 총부채상환비율(Debt To Income, DTI) 등

과 같은 부동산 규제를 완화한 것과 금융위기를 해결하기 위해 급격하게 자금을 시중에 풀면서 발생한 초저금리 기조 때문에 대출이자율이 떨어져 유발된 것이라는 해석과 최근 경기회복 기대가 커지면서 주택가격이 상승조짐을 보이고, 경기침체에 따른 생활자금 수요 증가 및 소상공인, 자영업자들의 주택담보대출을 통한 사업자금 증가 때문이라는 해석 등이 있다 (정영식 외, 2009). 중요한 것은 이와 같은 주택담보대출 증가 추세 역시 소비에 영향을 줄 것이라는 점이다. 만약에 주택담보대출금을 생활자금으로 사용하면 향후에 이자지급액이 발생하더라도 소비를 증가시킬 것이고, 아니면 주택담보대출금으로 다른 부동산을 구입한다면 지급이자 부담에 가처분소득이 줄어 소비를 줄이는 요인으로 작용할 것이다. 이상의 두 가지 중 어느 효과가 더 크냐에 따라 국민경제 전체의 소비에 미치는 영향이 달라질 것이다.

눈여겨 볼 것은 이유를 불문하고 가계부채 또는 주택담보대출의 증가 추세가 지속되면서 지급이자부담으로 소비가 감소할 경우(또는 변동금리형 대출이 많을 경우), 이자상승으로 지급이자부담이 추가로 커져 가처분소득을 더욱 줄이게 되면 국가 전체 경제에 불안요인으로 작용할 것이라는 점이다. 이에 반해 경기침체 상황임에도 주택을 담보로 대출을 받아 생활자금으로 사용할 경우 오히려 급속한 소비위축을 방지해줄 수 있을 것이다. 따라서 대출이라는 형태로 증가한 보유자금을 어떻게 사용하느냐에 따라 경제적 파급효과가 달라질 수 있음을 알 수 있다. 한편, 해당 자금이 부동산에 집중될 경우 단기적으로 주택시장에 긍정적인 영향을 주겠지만, 장기적으로는 부동산시장의 거품유발과 금융기관의 부실가능성이 커질 것이다¹⁾.

위와 같은 배경 하에서 본 연구는 한국은행에서 매분기 발표하는 『가계신용 동향』과 한국은행 홈페이지에 있는 2001년 4분기부터 2009년 1분기까지(30분기)의 관련 자료를 활용하여, 주택관련대출(주택마련자금대출 및 주택담보대출)의 가계소비 구축 여부를 살펴보고, 정책적 시사점을 도출하는 것에 목적을 두고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어 제2장에서는 기존 연구에 대하여 개관하고, 제3장에서 사용 자료와 기초통계량에 대하여 논의한다. 제4장에서는 추

1) 이외에도 과다차입 소비로 인한 가계파산 가능성, 저축률 하락에 따른 잠재성장률 저하 가능성도 발생할 수 있을 것이다 (정영식 외 5, 2009: 7-10).

정모형과 모형별 추정결과들을 논의하고, 마지막 제5장에서는 주요 분석결과를 요약하고 그 정책적 시사점들을 제시한다.

Ⅱ. 기존 연구의 검토

가계부채가 민간소비에 어떤 영향을 미쳤는지에 대해 직접적으로 실증 분석한 국내 연구에는 신인석(2002)과 박주영(2004), 김현정·김우영(2009) 등이 있다.

신인석(2002)은 가계대출과 소비의 관계를 외환위기 전후로 구분하여 분석하였는데, 외환위기 전에는 가계부채증가율이 소비증가율에 영향을 주었지만, 이후에는 가계부채 증가율이 소비증가율에 유의한 영향을 주지 않음을 밝혔다. 그 이유는 외환위기 이후에는 가계부채가 소비와 거리가 있는 주식투자, 아파트 매입 등에 사용되었기 때문이라고 해석하고 있다. 신인석(2002)이 사용한 추정방정식에는 소비증가율을 종속변수, 독립변수를 소득증가율, 가계부채증가율, 주가상승률, 아파트매매가상승률 등을 사용하였다.

박주영(2004) 역시 직접적으로 주택담보대출을 분석대상 변수로 반영하지 않았지만, 가계부채가 민간소비에 영향을 주는지를 소비함수 모형으로 추정하였다. 실증분석 결과 중 형태별 소비함수 추정에서는 가계부채는 오차수정모형에서 유의하지 않았고, 오차수정모형에 의한 소득계층별 소비함수 추정에서는 상위계층은 가계부채가 민간소비를 구축하나 통계적으로 유의하지 않았고, 중 하위계층에는 통계적으로 유의하게 소비를 구축하는 것으로 추정되었다.

김현정·김우영(2009)은 2000년~2007년의 『노동패널』 자료를 이용하여 가계부채가 국내소비에 어떤 영향을 미치는지를 살펴본 연구이다. 추정결과를 정리해보면, 첫째 소비에 대한 부채의 전반적인 효과는 양(+)으로 추정되어 가계신용 확대 등과 같은 전반적인 유동성 제약 완화가 소비증가에 기여하였고, 둘째 가처분소득 대비 부채상환부담비율(Debt Service Ratio: DSR)은 소비를 감소시킨다고 볼 수 없는 것으로 추정되었으며, 셋째 연도별 횡단면 분석결과 중 2007년 분석 결과는 부채의 계수값이 통계적인 유의성은 낮으나 부호가 음(-)로 나타나서 부채의 소비

에 대한 효과가 변화하고 있다고 해석하였고, 넷째 부채상환부담비율이 일정 수준 이상에 이르면 소비에 오히려 악영향을 미치는 것으로 분석하면서 소득 10분위 계층 중 3, 4, 5분위 계층이 부채상환부담비율의 소비에 대한 음(-)의 효과가 나타났음을 실증하였으며, 다섯째 금융자산의 보유 비율이 전체 평균보다 낮은 집단에서는 부채 및 부채상환부담비율이 커질수록 소비가 증가하지만, 동 비율이 전체 평균보다 높은 집단은 부채 및 부채상환부담비율변수가 통계적으로 유의하지 않았다는 것 등이다.

해외 연구 중에서 Cambell and Mankiw (1989, 1990, 1991)는 미국, 영국 등 주요 선진국을 대상으로 실증 분석한 결과, 유동성 제약이 현재 소득에 대한 소비의 과도민감성(excess sensitivity to current income)을 초래한다고 주장하였다. Ludvigson (1996, 1999)는 Cambell and Mankiw (1989, 1990, 1991)모형의 가정을 완화하여 모든 가계는 소비의 평활화를 위해 차입할 수 있으나 차입가능 규모는 가계의 현재 소득수준에 따라 제약된다고 가정하여 분석한 결과, 소비자의 차입한도는 현재의 소득수준에 의해 제한되고 이는 소비증가에 큰 영향을 미치고 있음을 보였다. 또한 한 기간 동안의 신용시장의 규제완화는 소비자의 유동성 제약을 완화하여 소비증대에 기인하는 것을 실증했다. Bacchetta and Gerlach (1997)은 가계 유동성상황에 영향을 줄 수 있는 여러 가지 변수들을 포함하여 소비방정식을 설정하여 분석한 결과, 가계신용과 주택담보대출의 변동이 모두 소비에 유의한 영향을 주지만, 예대금리 차의 변화는 국가별로 상이함을 보였다. Bacchetta and Gerlach (1997)는 추정방법이 동일하지 않지만, 본 연구에서 사용한 변수인 부동산 담보대출변동을 포함시켜 분석하였다는 점에서 유의할 만하다. 오차수정모형을 사용하여 모형을 추정한 Maki (2000)에서는 가계부채부담과 연체율, 파산은 직접적으로 소비에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한 Johnson(2007)은 가계 대출과 총지출간에 유의한 상관관계를 발견하지 못했지만, 신용카드 관련 부채와 총지출간에는 음(-)의 관계가 있음을 발견하였다.

지금까지 살펴본 기존 연구들은 가계부채와 소비와의 관계를 분석하여 부동산 담보대출이 아닌 유동성제약과 소비의 관계 분석에 주로 한정되어 있다고 판단된다. 따라서 부동산담보대출이 소비에 미치는 효과에 대한 영향을 분석한 연구는 거의

없다고 말할 수 있다. 본 연구를 기존 국내외 연구의 접근방법과 분석결과들과 비교하면, 유동성 제약이 아닌 주택관련대출이 가계소비에 미치는 영향을 직접적으로 분석하고 있다는 점에서 기존 연구와 차이가 있다.

Ⅲ. 모형설정과 사용변수 및 검정

전술하였듯이 가계부채 또는 주택담보대출의 증가는 자금의 사용용도에 따라 소비에 영향을 미칠 것이다. 구체적으로 살펴보면, 첫째 대출액의 과다 또는 대출여부는 대출액의 상환능력, 즉 소득에 의해서 결정된다고 보는 것이 타당하며, 둘째 대출받은 자금을 생활자금 또는 부동산 구입자금으로 사용하든지 소비에 영향을 줄 것이 분명하다. 따라서 본 연구의 주제인 주택관련 대출의 소비구축 여부를 실증하기에 가장 적절한 추정방법은 소비함수를 활용한 회귀추정이라고 판단된다. 이에 근거하여 본 장에서는 먼저 소비함수에 대하여 개괄한 뒤, 사용변수에 대한 설명과 그 추이를 설명하고, 추정모형에 사용할 변수들의 단위근 및 공적분 검정결과를 논의한다.

1. 추정모형

본 연구의 주제인 주택관련대출의 가계소비 구축 여부에 대한 실증분석은 기본적으로 소비함수를 활용하는 것이 적절하다고 볼 수 있다. 따라서 추정모형을 논의하기 전에 소비함수에 대하여 개괄적으로 언급할 필요가 있다.

M. Keynes는 일반이론(1936)에서 실질소비는 실질 가치분소득과 비례하고 한계 소비성향은 0과 1사이이며, 평균소비성향은 한계성향보다 크다고 주장하였다. 이 주장은 횡단면자료로써 그 타당성이 실증되었으나 S. Kuznets가 장기자료(1869-1930)를 이용하여 분석한 결과에 따르면, 첫째 평균소비성향과 한계소비성향이 장기에는 거의 같으며, 둘째 호황기에서 단기평균소비성향이 장기평균소비성향보다

낮으며, 불황기에는 반대가 성립하는 것으로 밝혀졌다. 쿠즈네츠의 실증적 검증으로 밝혀진 장단기에서의 평균소비성향과 한계소비성향 차이와 장단기 평균소비성향의 크기가 경기변동에 따라 뒤바뀌는 결과는 새로운 소비함수 이론들을 등장시켰다.

대표적인 것이 J.S. Duesenberry의 상대소득가설인데, 그는 개인들의 소비는 상호의존적이며, 소비는 과거소득과 비교한 상대소득에 의존한다는 등의 두 가지 가정을 설정하였다. 그는 소득이 과거 최고소득 이하일 때 평균소비성향이 한계소비성향보다 크게 되나, 소득이 과거 최고소득에 이르면 평균소비성향은 한계소비성향과 일치하게 된다는 논리를 통해 장단기 평균소비성향과 한계소비성향의 차이를 설명하였다.

M. Friedman은 항상소득가설을 통해 실제소득을 장기적으로 안정적인 항상소득과 실제소득과 항상소득과의 차이인 임시소득 등 두 유형의 소득으로 구분된다고 주장하였다. 장기소비함수는 평균적인 실제소득과 소비와의 관계, 즉 항상소득과 소비와의 관계로 표현되므로 장기평균소비성향과 장기 한계소비성향은 일치하게 된다. 그러나 단기 소비함수에서는 임시소득이 소비에 영향을 미치지 못하므로 평균소비성향이 한계소비성향보다 크게 된다.

A. Ando and F. Modigliani는 평생소득가설(life cycle hypothesis)을 설정하여 소비자가 평생에 걸쳐 소비를 고르게 하려고 노력한다고 주장하였다. 소득은 초년기와 노년기에 낮고 중년기에 높기 때문에 초년기와 노년기에는 음(-)의 저축을, 중년기에는 양(+)의 저축을 한다. 따라서 횡단면자료를 활용한 단기소비함수에서 한계소비성향은 평균소비성향에 비해 작게 나타난다. 만약 장기에 근로소득과 자산소득이 총소득에서 차지하는 비중이 일정하다고 가정하면 평균소비성향과 한계소비성향은 같게 된다. 이외에도 Hall (1978) 등에 의해 불확실성하의 기대이론이 반영된 소비함수 이론으로 발전되었다.

이상의 소비함수이론에 근거하여 아래와 같이 소비함수를 설정하였다²⁾.

$$C=f(Y, X_i)$$

단, C: 소비, Y: 소득, X_i : 소비에 영향을 주는 기타 변수들

위 식을 본 연구에 사용할 회귀추정식으로 전환하면 다음과 같다.

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_i + \epsilon$$

단, X_i : 주택관련 및 가계일반 대출을 포함한 변수벡터

상기 추정식에서 종속변수 C 는 가계의 소비지출과 관련된 변수이고, 설명변수 X_i 에는 주택관련대출변수인 주택마련자금대출, 주택담보대출, 총가계대출, 예금은행가계대출, 그리고 가계소비에 영향을 주는 기타 변수, 즉 실질 GDP, 물가상승률, 실업률, 이자율 등을 들 수 있다.

2. 사용변수와 그 추이

가. 사용변수들의 개요

본 연구는 주택관련 대출의 소비구축효과 추정에 목적이 있으므로 소득변수 이외에 주택 관련 대출 변수들이 필요하다. 이를 위해 한국은행의 매분기 보도자료로 발표되는 『가계신용 동향』 자료 등을 활용하여 다음과 같은 주택관련 대출변수들을 추출하였다. 첫째, 총가계대출은 한국은행에서 인용하였다 (<http://ecos.bok.or.kr>)

- 2) 참고로 소비함수와 관련된 국내연구로는 소비이론의 동향에 대한 전반적인 검토를 수행한 김원선(1988)을 비롯하여 많은 연구가 있다. 류재술(1992)은 적응적 기대에 기초하여 도시근로자의 장단기 소비함수를 추정하여 고소득층은 교육 및 문화생활에서, 저소득층은 의식주 위주의 1차 소비에서 지출이 컸음을 발견하였다. 이민원(1990)은 항상소득가설을 바탕으로 소비함수를 추정하였는데, 소비가 신중도 및 위험회피도와 관련됨을 증명하여 신중도가 작아지면 현재소비가 감소함을 보였다. 그는 불확실성에 대한 신중도가 작아지는 경향이 있어 미세한 소득의 변화에도 소비가 크게 변동하는 경향을 보임을 실증하였다. 차은영(2000)은 비내구재소비 자료를 활용하여 항상소득가설을 추정하였는데 비내구재 지출 중 특히 음식 관련 지출에서 항상소득가설이 성립함을 보여주고 있다.

복수통계검색>통계표> 참조). 둘째, 예금은행 가계대출은 한국은행의 『가계신용 동향』 자료의 예금은행 가계신용잔액을 활용하였다. 셋째, 주택담보대출은 주택관련대출과 주택관련 집단대출 중 주택 담보분을 합산한 것이다. 이 변수는 “금융시장 동향/기업자금조달 및 가계지출 추이” 자료에 있는 주택담보대출 분을 의미한다. 다만, 2001년 4분기~2003년 3분기까지는 ‘한국은행(보도자료), 2003년 12월 중 금융시장 동향/기업자금조달 및 가계지출 추이’ 자료에서 가져온 것이다. 주택담보대출에는 신규 주택마련을 위해 기존 주택을 담보로 대출한 것도 포함하고 있으므로 주택마련자금대출의 성격도 일부 포함될 수 있겠지만, 자료의 한계로 주택담보대출에서 주택마련자금대출 성격의 대출을 완전히 분리할 수 없었다. 넷째, 주택담보이외대출은 총 가계대출에서 주택담보대출을 차감한 것이다. 다섯째, 주택마련자금대출은 한국은행에서 공식적으로 발표하지 않아 총가계대출액에 주택용도 비율을 곱하여 구한 것이다. 주택용도비율은 한국은행에서 공식적으로 발표하고 있는데, 2007년 2분기까지는 시중은행 기준 주택용도비율을 발표하여 왔으나, 2005년 4분기부터 예금은행으로 기준으로 발표하고 있다. 일부 중복되는 기간이 있었으나, 두 기준의 추세로 보아 발표된 시중은행 기준 모두를 활용하고 예금은행 기준은 일부 중복기간을 배제하였다. 따라서 2007년 2분기까지는 시중은행 기준 주택용도비율을, 2007년 3분기~2009년 1분기까지는 예금은행 기준 비율을 사용하여 주택마련자금대출액을 산출하였다. 여섯째, 주택마련자금 이외 대출은 앞서 설명한 총가계대출에서 주택마련자금대출을 차감한 것이다.

주택대출변수 이외의 변수들은 다음과 같다. 첫째, 종속변수에 사용하는 가계소비는 한국은행 분류체계에 제공되는 ‘민간소비’에서 ‘가계에 봉사하는 비영리단체의 민간소비’를 제외한 것이다. 둘째, 금리로는 가중평균금리를 사용하였는데, 이는 금융기관의 실제 여수신금리 동향을 알아볼 수 있는 지표로서 한국은행이 1996년 7월부터 발표하고 있다.

〈표 1〉 사용 변수 현황

(단위 : 10억원, %)

분기	가계대출			가계대출 중 주택용도 구성비 (신규취급액 기준)	GDP (실질, 계절 조정)	가계 소비	소비자 물가지수 (2005= 100)	실 업 률	가중 평균 금리
	총 가계 대출	예금 은행	주택 담보 대출						
2001 4	303,519	156,712	86,454	50.3	182,423	103,505	88.7	3.5	7.15
2002 1	328,829	174,510	92,600	56.1	189,284	106,935	89.6	4.0	6.73
2002 2	354,400	192,553	107,371	52.9	192,552	108,970	90.8	3.2	6.94
2002 3	379,940	209,794	117,730	52.9	195,015	109,526	91.1	3.0	6.90
2002 4	391,119	222,017	133,305	52.9	197,018	109,729	91.6	3.0	7.10
2003 1	396,754	227,048	137,739	52.9	196,044	108,632	93.2	3.8	6.97
2003 2	402,566	236,702	143,648	52.9	196,170	107,998	93.7	3.4	6.65
2003 3	409,558	245,552	150,636	52.9	199,089	108,249	94.0	3.5	6.20
2003 4	420,938	253,757	152,532	49.6	204,257	107,999	94.8	3.6	6.18
2004 1	425,689	258,965	155,807	40.6	206,305	107,745	96.2	4.0	6.18
2004 2	433,759	265,290	161,399	50.6	207,754	108,345	96.9	3.5	6.03
2004 3	441,197	270,643	164,968	52.9	208,581	108,389	98.1	3.6	5.76
2004 4	449,398	276,327	169,236	53.1	209,665	109,568	98.0	3.6	5.56
2005 1	453,111	279,178	171,271	52.2	211,626	110,497	99.4	4.2	5.54
2005 2	468,678	290,587	179,691	52.8	214,743	113,390	99.8	3.7	5.35
2005 3	480,650	299,487	186,074	51.4	218,249	114,527	100.4	3.6	5.41
2005 4	493,469	305,514	190,237	50.2 (36.6)	220,623	115,614	100.4	3.5	5.66
2006 1	500,846	310,517	192,337	52.1 (42.4)	224,276	116,969	101.4	3.9	5.69
2006 2	516,662	322,990	200,804	53.8 (48.7)	225,692	118,448	102.1	3.4	5.66
2006 3	529,453	331,599	207,015	54.1 (51.3)	229,372	119,344	102.9	3.3	5.96
2006 4	550,431	346,222	217,116	54.6 (53.1)	230,708	120,791	102.6	3.2	5.88
2007 1	555,278	348,640	218,439	44.1 (41.7)	234,182	122,739	103.5	3.6	6.26
2007 2	564,723	350,829	217,824	43.0 (40.6)	237,648	124,603	104.6	3.2	6.34

분기	가계대출			가계대출 중 주택용도 구성비 (신규취급액 기준)	GDP (실질, 계절 조정)	가계 소비	소비자 물가지수 (2005= 100)	실 업 률	가중 평균 금리
	총 가계 대출	예금 은행	주택 담보 대출						
2007 3	578,496	356,840	218,890	(38.5)	240,809	125,733	105.3	3.1	6.52
2007 4	595,397	363,681	221,640	(43.7)	243,876	126,242	106.0	3.0	6.82
2008 1	604,981	367,714	224,298	(40.7)	246,501	127,633	107.4	3.4	7.02
2008 2	622,895	376,970	229,477	(47.1)	247,552	127,394	109.6	3.1	6.96
2008 3	637,708	383,639	234,556	(46.9)	248,153	127,364	111.1	3.1	7.31
2008 4	648,327	388,573	239,688	(43.5)	235,580	121,259	110.8	3.1	7.47
2009 1	647,689	392,118	247,308	(44.7)	235,854	121,810	111.6		5.73

주 : 가계대출 중 주택용도 구성비 중 ()은 예금은행 기준을 의미

자료 : 1) 통계청, 국가통계포털 : 주제별>국민계정 · 지역계정 · 국부>국민계정 등

2) 한국은행 <http://ecos.bok.or.kr/>>복수통계검색>통계표>

3) 한국은행(보도자료), 매년 매분기 가계신용 동향 (2003.4/4분기~2009.1/4분기)

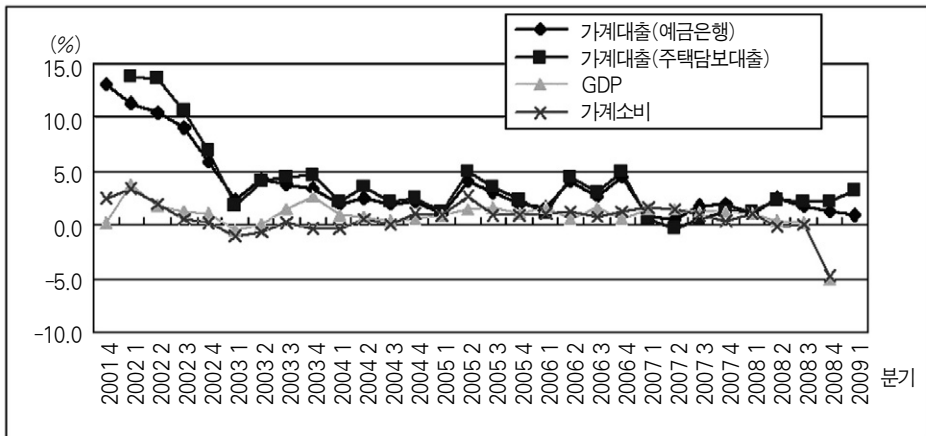
본 연구에서도 이를 활용하여 시중의 실세금리로 가중평균금리를 활용하였다. 참고로 종전에는 단순히 금융상품의 최고, 최저금리를 범위로 표시하거나 대상표본의 단순평균을 구하는 데 그쳤으나 가중평균 금리는 금융기관이 해당 월말 현재 보유하고 있는 수신 및 대출금에 적용한 금리를 해당월말 현재 보유잔액을 가중치로 하여 산출된다.³⁾ 셋째, GDP는 계절 조정한 분기별 실질GDP를 사용하였고, 2005년 기준 소비자물가지수와 실업율은 통계청 자료를 사용하였다. 이상에서 살펴본 각종 변수들을 <표 1>에 정리하여 제시하였다.

3) 한국은행 홈페이지, '금리의 이해 및 금융기관 여수신 가중평균 금리동향' 참조.

나. 사용변수들의 추이

이제 실증분석에 사용할 변수의 추이를 그림으로 살펴본다. <그림 1>은 <표 1>에서 가계대출액, 주택담보대출액, GDP, 가계소비수준의 분기당 변화율 추이를 나타낸 것이다.⁴⁾ 2001년 4분기 이후 4개 변수들의 변화율은 전반적으로 감소추세를 보여주고 있다고 말할 수 있다. 가계대출과 주택담보대출은 2003년 1/4분기까지 급격하게 하락하였다가 이후에는 0%에서 5% 범위 내에서 변하고 있음에 반해, GDP와 가계소비는 큰 변화를 보이지 않고 있다. 특히 가계소비는 2008년 4/4분기에 급격하게 하락하여 금융위기 이후의 실물경기 침체를 잘 보여주고 있다.

<그림 1> 대출액, GDP, 가계소비 변화율 추이

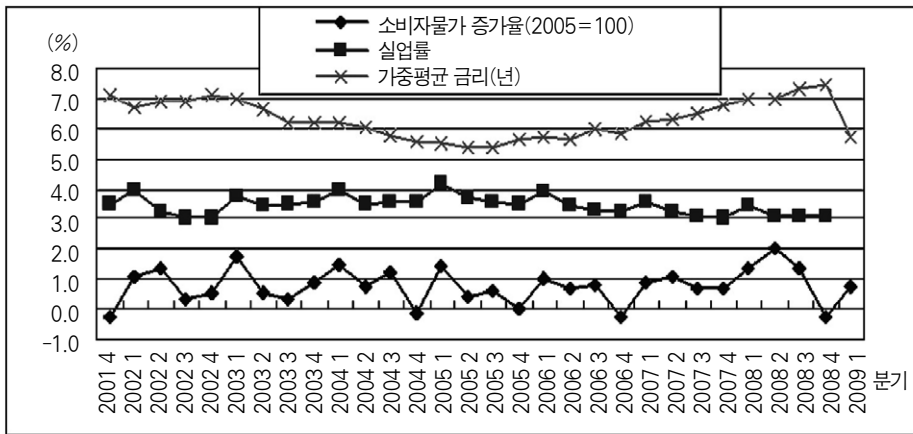


<그림 2>는 분기 기준 소비자물가지수, 실업률, 금리 추이를 나타낸 것이다. 소비자물가지수는 소비자물가상승률로 전환하였으며, 다른 변수는 비율변수를 그대로 사용하였다. 소비자물가상승률에 비해 실업률 및 금리가 높았으며, 분석기간 동안

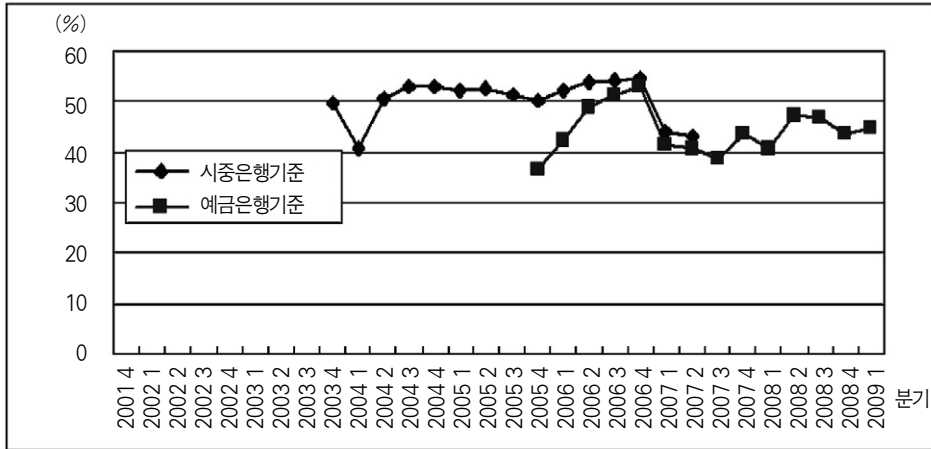
4) (다음기의 금액-전기의 금액)/전기의 금액×100으로 산출

세 변수 중 가중평균 금리가 가장 높았다. 가중평균 금리는 분석대상기간 초기에는 하락 추세였으나, 2005년 4분기부터 전반적으로 상승추세를 보여주고 있다. 그러다가 2008년 하반기의 금융위기 이후에는 하락추세로 급반전되었다. 그에 반해 실업률은 4% 수준을 정점으로 전반적으로 3%에서 4% 수준에서 일정한 추세를 유지하고 있는 것으로 나타났다. 소비자물가 상승률은 1분기에는 높았다가 나머지 분기에는 다소 떨어지는 추세가 반복적으로 나타나고 있는데, 특히 유가가 급등했던 2008년 전반부에는 다소 상승했다가 2008년 4분기에는 다시 하락추세로 반전된 후 2009년 1분기에는 회복되는 추세를 보였다.

〈그림 2〉 소비자물가지수 증가율, 실업률, 금리 추이



〈그림 3〉가계대출 중 은행기준별 주택용도 구성비



〈그림 3〉은 〈표 1〉에서 가계대출 중 주택용도 구성비를 분기별 추이로 분석하고 있다. 앞에서 설명하였듯이 주택마련자금대출은 이 구성비를 활용하여 산출되었는데, 2003년 4분기에서 2007년 2분기까지는 시중은행 기준 주택용도 구성비를, 그 이후는 예금은행 기준 주택용도 구성비를 활용하였다. 그림에서 보는 바와 같이 2006년 4분기 이후 두 구성비는 유사한 추이를 보이는 것으로 추측된다. 두 추이를 합하여 설명해 보면, 2006년 4분기까지는 거의 50%이상 주택용도로 가계대출(시중은행 기준)을 이용하다가 이후에는 다소 감소하는 것으로 나타났지만 2008년 3분기 이후 다소 증가(예금은행 기준)하는 추세로 전환되고 있는 것으로 나타나고 있다.

3. 자료 검정

이제 시계열 자료를 이용한 회귀추정에 앞서 시계열자료의 안정성 여부와 공적분 검정 결과를 논의해본다. 아래 검증자료에 대한 분석기간은 2001년 4/4분기부터

2009년 1/4분기까지의 총 30분기이다.

가. 단위근 검정

시계열 변수들은 통상 안정성 여부를 사전적으로 검정하는 것이 필요하다. 이는 불안정한 자료로 시계열 분석을 할 경우, 가성회귀(spurious regression) 등과 같은 오류를 범할 수 있기 때문이다. 본 연구에서도 자료의 안정성 여부를 판단하기 위해 단위근 검정을 수행하였다. 일반적으로 단위근 검정에는 Dickey-Fuller (DF) 검정법, Augmented Dickey Fuller (ADF) 검정법, Phillips-Perron(PP) 검정법 등이 이용된다. 본 연구에서는 전술한 단위근 검정방법 중에서 ADF 검정을 수행하였다.

〈표 2〉는 본 연구에서 활용한 변수를 중심으로 ADF 검정결과를 제시하고 있다. ADF 검정결과, 단위근이 존재하는 변수는 'ln(가계소비)', 'ln(GDP)', 'ln(주택마련자금외 대출)', 'ln(주택담보외대출)', '가중평균 금리'였다. 이들 변수는 모두 1차 차분에서 변수의 안정성을 확보되는 것으로 확인되었다. 한편, 단위근이 존재하지 않는 변수는 '가계소비 증가율', 'ln(주택마련자금대출)', 'ln(주택담보대출)', 'ln(예금은행 가계대출)', 'ln(총가계대출)', '실업률', '소비자물가상승률'이었다.

앞에서 지적한 바와 같이 본 모형에 사용한 변수에는 단위근이 존재하므로 이를 고려하지 않고 추정하게 되면 가성회귀(spurious regression)문제가 지적될 수 있다. 단위근 문제는 해당 변수를 차분하여 추정함으로써 해결하기도 하나, 이런 방법이 장기적인 변화에 관한 정보가 유실될 수 있다는 논의도 있다(이종원, 1994). 특히, 시계열이 짧은 경우에는 더욱 그렇다는 지적이다. 이 때문에 단위근이 존재하더라도 변수간 선형결합이 안정적임을 밝혀 해당 변수 간에 장기적인 안정성이 성립함을 판별하는 공적분 검정이 있다. 본 연구도 이에 따라 변수들 간에 장기적 균형관계가 성립하는지 여부를 검정하는 공적분 검정을 추가적으로 수행하였다. 그러나 공적분 검정을 통과했다 하더라도 단위근을 갖는 불안정한 시계열 변수는 차분하여

안정적인 변수인 I(0)변수로 변환시켜 회귀추정을 해야 한다는 논의⁵⁾도 있다는 것에 유의해야 한다(〈표 2〉 참조).⁶⁾

〈표 2〉 단위근(ADF test statistic) 검정결과

변수/구분	t-statistics	변수/구분	t-statistics
ln(가계소비; A)	-1.448 (0.545)	ln(주택담보대출액)	-6.987*** (0.000)
d(A)	-4.138*** (0.003)	ln(주택담보외 대출액; D)	-1.350 (0.592)
가계소비증가율	-3.680*** (0.010)	d(D)	-2.757* (0.078)
ln(GDP; B)	-2.300 (0.179)	ln(예금은행 가계대출)	-7.257*** (0.000)
d(B)	-4.246*** (0.003)	ln(총 가계대출)	-3.656** (0.011)
ln(주택마련자금대출액)	-9.716*** (0.000)	실업률	-3.428** (0.018)
ln(주택마련자금 이외 대출액; C)	-0.977 (0.748)	소비자 물가상승률	-6.151*** (0.000)
d(C)	-5.025*** (0.000)	가중평균 금리(F)	-1.845 (0.352)
		d(F)	-2.865* (0.062)

- 주 : 1) d(변수명)는 1차 차분을 의미
 2) 통계량 우측의 ()안의 수치는 유의확률임
 3) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미

5) 다만, 이런 논의에서와 같이 차분을 통해 추정하면, 시계열변수의 안정성은 회복되었지만 장기적인 변화내용에 관한 정보가 유실되는 문제가 있을 수 있고, 더 나아가 추정결과의 해석에도 일부 무리가 있을 수 있음을 지적하는 견해도 있다 (이종원, 1994:889-891).

6) 그러나 이 방법이 단위근 존재로 인해 유발되는 문제를 해결하는데 가장 바람직한 대안이 아니라는 지적도 있다 (이종원, 1994: 893-894). 따라서 이종원(1994)은 경우에 따라서 I(0)변수와 I(1)변수가 혼재된 상태에서도 전통적인 회귀분석을 사용함으로써 차수조정에 따른 실익보다 변수특성을 반영한 결과를 도출할 수 있다는 점에서 긍정적인 수 있음을 지적하고 있다. 더 나아가 이종원(1994: 893~894)은 전술한 것과 같이 혼재된 차수를 활용하더라도 공적분관계가 성립할 경우에 문제가 되지 않는다고 지적하고 있다. 구체적으로 '독립변수 내에 I(0)와 I(1) 시계열이 혼재되어 있을 때에도 종속변수가 I(1)시계열인 이상 문제가 되지 않는다'고 기술하고 있다. 따라서 본 연구는 이종원(1994)에 근거하여 추정한 것이지만, 이와 관련된 계량경제학적 방법론에 대해서는 이론이 있음을 충분히 인식할 필요가 있다. 이는 결론 부분에서도 충분히 제시하였다.

나. 공적분 검정

〈표 3〉에서는 제4장에서 분석하고자 하는 여섯 가지 모형⁷⁾들에 대한 ADF 공적분 검정 결과를 보여주고 있다. 각 모형별로 구분하여 종속변수를 ln(가계소비)로 한 경우와 가계소비증가율 변수로 한 경우로 하여 공적분 검증을 수행한 결과, 모든 모형에서 1% 유의수준에서 장기적으로 균형관계가 성립하는 것으로 추정되었다. 따라서 동 연구에서 활용하고자 하는 12개 추정모형에서 변수들이 장기적으로 균형관계가 존재하여 일반적인 OLS추정을 하더라도 문제가 되지 않는 것으로 판단할 수 있다. 다만, 전술하였듯이 짧은 시계열 자료에서 오는 분석 상의 문제를 완화하기 위해 bootstrap 추정을 추가로 수행하여 OLS 결과와 비교하였다.

〈표 3〉 ADF 공적분 검정 결과

구분		모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V	모형 VI
종속변수: ln(가계소비)	ADF-Fisher Chi-square	67.31 (0.000)	58.25 (0.000)	59.47 (0.000)	41.45 (0.000)	67.89 (0.000)	59.30 (0.000)
	ADF-Choi Z-stat	-4.01 (0.000)	-3.68 (0.000)	-3.73 (0.000)	-2.82 (0.002)	-3.52 (0.000)	-3.36 (0.000)
종속변수: 가계소비 증가율	ADF-Fisher Chi-square	68.81 (0.000)	59.75 (0.000)	60.97 (0.000)	42.94 (0.000)	69.39 (0.000)	60.80 (0.000)
	ADF-Choi Z-stat	-4.39 (0.000)	-4.06 (0.000)	-4.11 (0.000)	-3.21 (0.001)	-3.87 (0.000)	-3.72 (0.000)

주: () 는 유의확률이며, 모든 모형에서 1% 유의수준을 충족함

7) 여섯 가지 모형(모형 I ~ 모형6)에 활용한 종속변수와 설명변수에 대한 설명은 〈표 4〉에 제시하고 있다.

Ⅳ. 추정결과와 분석

1. 주택관련 대출 변수별 추정

본 연구의 분석대상기간은 <표 1>에서 확인되듯이 2001년 4/4분기부터 2009년 1/4분기까지여서 실제 추정에 사용한 시계열 자료 수는 총 30개 분기 자료이다.

한편, 본 연구에서는 상기 추정모형을 바탕으로 주택관련 변수들을 다양하게 조합하여 <표 4>에서와 같이 최종 12개 (6개 모형 × 2개 종속변수) 모형으로 구분하였다. 먼저 종속변수는 ‘가계소비(10억원)’에 자연대수를 취한 값과 ‘가계소비증가율’의 두 가지로 하였다. 다음으로 모형 I은 ‘주택마련자금대출’에 자연대수를 취한 값을, 모형 II는 ‘주택담보대출’에 자연대수를 취한 값을, 모형 III은 ‘예금은행가계대출’에 자연대수를 취한 값을, 모형 IV는 ‘총가계대출’에 자연대수를 취한 값을, 모형 V는 총 가계대출을 구분하여 ‘주택마련자금대출’에 자연대수를 취한 값과 ‘주택마련자금 이외대출’에 자연대수를 취한 값을, 모형 VI은 총 가계대출을 구분하여 ‘주택담보대출’에 자연대수를 취한 값과 ‘주택담보 이외대출’에 자연대수를 취한 값을 각각 설명변수로 하였다. 또한, 주택관련 변수는 아니지만 가계소비에 영향을 주는 기타 변수 X_t 에는 GDP(실질, 계절조정, 10억원)에 자연대수를 취한 값, 실업률, 부동산 세제 개편 더미(2005년 8.31조치, 전=0, 후=1), 물가상승률, 가중평균 금리로 하였다. 2005년 8·31대책을 dummy로 처리한 것은 참여정부 기간에 부동산 투기 근절을 위해 총 8차에 걸친 부동산 관련 대책을 발표되었지만, 그 중에서 가장 크게 부동산 시장에 영향을 주었다고 평가받는 것이 2005년 8월 31일 대책이기 때문이다.⁸⁾ 이상을 모형별로 정리한 것이 <표 4>이다.

한편, 회귀식에 사용할 변수 중 대출관련 변수들은 시계열이 짧아 OLS 방법을 적용하여 추정할 경우 정규분포를 가정한 중심극한정리를 사용하기 어려운 문제점이 있다. 따라서 이를 극복하기 위해 Bootstrap방법을 추가로 추정에 사용하였다.

8) 주요 내용은 “서민주거 안정과 부동산투기 억제를 위한 부동산제도 개혁방안”(2005. 8.31, 재정 경제부·행정자치부·건설교통부·금융감독위원회 공동 보도자료)을 참조

Bootstrap방법은 추출된 표본이 모집단을 대표하고 있다는 전제 하에서 이미 추출한 표본자료의 정보를 재활용하여 분산, 신뢰구간, p값 및 기타 통계량 등을 추정한다. 즉, 새로운 정보를 추가시키지 않고도 기존 표본이 가지고 있는 정보만으로 소표본이 가지는 한계를 해결하여 정규분포에 가까운 추정치를 도출하고자 도입된 방법이다 (김준영 · 이용섭, 2001; 이세용 · 정진욱, 2004).

〈표 4〉 분석모형별 사용 변수 개요

구분	변수설명	모형 I	모형 II	모형 III	모형 IV	모형 V	모형 VI	
종속 변수	ln(가계소비) (단위: 10억원)	○						
	가계소비 증가율	○						
설명 변수	소득	ln(GDP)						○
	주택 관련 변수	ln(주택마련자금대출)	○				○	
		ln(주택마련자금 이외대출)					○	
		ln(주택담보대출)		○				○
		ln(주택담보 이외대출)						○
		ln(예금은행 가계대출)			○			
		ln(총가계대출)				○		
	기타 변수	실업률	○					
		부동산 세제 개편 더미(2005년 8.31부동산대책, 전=0, 후=1)	○					
		물가상승률	○					
가중평균 금리		○						

회귀추정을 하기 전에 참고로 주택관련 대출변수들간의 상관관계를 2001년 4/4분기부터 2009년 1/4분기까지의 시계열 자료를 이용하여 살펴보았다 (〈표 5〉 참조). 주택마련자금대출과 주택담보대출은 0.9978로 나타났고, 주택마련자금대출과 예금은행 가계대출, 그리고 총가계대출과의 상관계수는 각각 0.9997, 0.9907로

나타났다. 주택담보대출과 예금가계대출과의 상관관계는 0.9974, 총가계대출과의 상관관계는 0.9820였다. 예금은행 가계대출과 총가계대출과의 상관관계는 0.9952였다. 이상에서 보듯이 주택관련 변수들과 예금은행 및 총가계대출과의 상관도는 매우 높다.

〈표 5〉 주택관련 및 가계대출간 상관관계

구분	주택마련자금대출	주택담보대출	예금은행 가계대출	총 가계대출
주택마련자금대출	1.000	0.9978*** (0.000)	0.9997*** (0.000)	0.9907*** (0.000)
주택담보대출		1.000	0.9974*** (0.000)	0.9820*** (0.000)
예금은행 가계대출			1.000	0.9952*** (0.000)
총 가계대출				1.000

주: ***는 유의수준 0.01에서 유의함(2-tailed).

2. 주택관련 대출변수별 추정 결과

종속변수를 두 가지 유형으로 분리하고, 각각 6개 모형에 대해 추정한 결과를 논의한다. 또한 앞에서도 지적한 바와 같이 자료의 시계열이 짧다는 문제점을 보완하기 위해 Bootstrapping 추정방법을 동시에 실시하였다. Bootstrapping 추정결과에 의한 각종 회귀계수도 OLS를 이용한 추정계수와 거의 유사하였지만, 결과 비교를 용이하게 하기 위해 그 추정결과를 함께 제시하였다(〈표 6-1〉~〈표 7-3〉 참조)⁹⁾. 먼저 종속변수를 ln(가계소비)로 추정한 결과에 대하여 논의하면 다음과 같다(이하 〈표 6-1〉~〈표 6-3〉 참조). 첫째, 조정된 R^2 (Adj R-squared) 값이 매우 크게 나타나서 모형의 적합도가 비교적 높게 추정되었다. 또한 D.W. 값도 대부분 1

9) 두 개의 다른 종속변수에 대하여 회귀추정한 6개 모형의 결과를 하나의 표로 정리하기에는 너무 양이 많아 3개로 나누어 제시하였다.

보다 큰 것으로 나타났고, 종속변수를 '가계소비증가율'로 한 경우는 거의 2에 가까워 계열상관문제가 없다고 볼 수 있다.

둘째, 소득변수인 GDP변수는 추정방법 및 모형과 무관하게 유의한 양(+)의 회귀계수를 가지는 것으로 나타났다. 이는 경제성장이 소비를 증가시킨다는 일반적인 상식을 뒷받침하는 결과이다. 참고로 회귀계수 추정치를 통해 경제성장의 소비증가에 대한 기여도를 구체적으로 설명해 보면, GDP가 1% 증가하면 모형 I에서 모형 VII까지 각각 0.690%, 0.779%, 0.822%, 0.842%, 0.840%, 0.776%만큼 증가시키는 것으로 추정되었다(OLS 추정결과 기준). 셋째, 주택대출 관련 변수의 경우, OLS 추정시 모형 I에서 모형 IV까지는 대부분 통계적으로 유의한 음의 값으로 추정되어 주택관련 대출이 증가할수록 가계소비는 줄어드는 경향을 보이는 것으로 추정되었다. 다만, OLS로 추정한 모형 V, 모형 VI과 Bootstrapping으로 추정한 6개 모형 모두 통계적으로 유의하지 않았지만 그 부호는 음으로 추정되어 주택관련 대출은 가계소비에 부정적인 영향을 주는 것으로 추정되었다. 넷째, 8.31 부동산투기억제 조치를 더미로 처리한 변수 역시 추정방법 및 모형과 무관하게 통계적으로 유의하게 양(+)의 계수 값으로 추정되었다. 이는 부동산 투기억제정책 발표 이후 주택담보 및 주택마련자금대출이 감소하였고, 이로 인해 대출이자 부담이 전반적으로 줄어들었으므로 가구의 소비수준이 증가하였기 때문인 것으로 해석된다. 따라서 부동산투기억제 조치는 주택담보대출을 줄이게 하여 가계소비를 증가시켰으므로 경제 성장에 전반적으로 긍정적인 효과를 유발할 것이라고 해석할 수 있을 것이다. 다섯째, 가중평균 금리로 본 시장금리변수는 모형 IV를 제외하고는 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나 그 부호는 모두 양(+)의 계수 값으로 추정되었다. 이는 금리가 상승하면 소비가 줄어들 것이라는 이론상의 논리와 다소 상충된다. 그러나 이 결과는 [그림 2]에서 확인할 수 있듯이 분석시기 중 가계소비는 꾸준히 증가한 반면 금리는 안정적으로 변화하여 왔기 때문으로 보인다.¹⁰⁾

10) 다만, 종속변수를 소비증가율 변수로 바꾸면 부호가 반대로 나타났다. 이는 금리와 소비의 절대금액은 같은 방향이지만, 소비 증가율은 금리와 다른 방향이라는 것을 의미한다.

〈표 6-1〉 모형별 추정결과(종속변수: ln(가계소비))

모형	설명변수	OLS 추정결과				Bootstrap 추정결과(reps = 100)			
		Coef.	S.E	t	P>t	Coef.	S.E	z	P>z
모형 I (Adj R-sq: 0.970, D.W.: 1.069)	ln(주택마련자금대출)	-0.030*	0.017	-1.810	0.085	-0.030	0.030	-1.020	0.310
	ln(GDP)	0.690***	0.108	6.360	0.000	0.690***	0.150	4.610	0.000
	실업률	-0.022**	0.010	-2.170	0.041	-0.022**	0.011	-2.020	0.044
	부동산세제개편더미	0.023**	0.010	2.360	0.028	0.023**	0.012	2.020	0.044
	소비자물가상승률	0.578	0.438	1.320	0.201	0.578	0.632	0.910	0.361
	가중평균 금리	0.007	0.005	1.240	0.228	0.007	0.007	0.900	0.366
모형 II (Adj R-sq: 0.972, D.W.: 1.020)	상수항	3.538***	1.161	3.050	0.006	3.538**	1.521	2.330	0.020
	ln(주택담보대출)	-0.078**	0.035	-2.240	0.035	-0.078	0.053	-1.460	0.143
	ln(GDP)	0.779***	0.126	6.160	0.000	0.779***	0.165	4.720	0.000
	실업률	-0.020**	0.010	-2.100	0.048	-0.020*	0.011	-1.840	0.066
	부동산세제개편더미	0.023**	0.009	2.450	0.022	0.023*	0.012	1.890	0.058
	소비자물가상승률	0.390	0.435	0.900	0.380	0.390	0.536	0.730	0.467
	가중평균 금리	0.006	0.005	1.150	0.262	0.006	0.007	0.830	0.407
	상수항	3.047**	1.177	2.590	0.017	3.047**	1.427	2.140	0.033

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 의미(이하 동일)
 2) 6개 모형 모두 관측치 수는 30개임(이하 동일)

한편, Bootstrap 추정결과는 표준오차와 z값은 다르지만, 회귀계수 값들은 대부분 OLS 추정결과와 사실상 동일한 것으로 추정되었다. OLS추정결과와 비교해보면, GDP는 6개 모형 모두 통계적으로 유의하였다. 8.31 부동산투기억제 조치를 dummy로 처리한 변수는 Bootstrap 추정결과에서 모든 모형에서 통계적으로 유의한 양으로 추정되었다. 가중평균 금리는 OLS 추정결과와 유사하게 모형 IV를 제외하고는 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 이에 근거할 때, OLS 추정결과와 Bootstrap 추정결과와는 큰 차이가 없다고 말할 수 있다.

〈표 6-2〉 모형별 추정결과(종속변수: ln(가계소비))

모형	설명변수	OLS 추정결과				Bootstrap 추정결과(reps=100)			
		Coef.	S.E	t	P>t	Coef.	S.E	z	P>z
모형 III (Adj R-sq: 0.973, D.W.: 1.020)	ln(예금은행가계대출)	-0.100**	0.041	-2.400	0.025	-0.100	0.084	-1.180	0.236
	ln(GDP)	0.822***	0.136	6.050	0.000	0.822***	0.218	3.780	0.000
	실업률	-0.019*	0.009	-2.020	0.055	-0.019*	0.011	-1.690	0.092
	부동산세계개편더미	0.022**	0.009	2.320	0.030	0.022*	0.012	1.830	0.067
	소비자물가상승률	0.338	0.433	0.780	0.444	0.338	0.590	0.570	0.567
	가중평균 금리	0.007	0.005	1.510	0.145	0.007	0.008	0.930	0.353
	상수항	2.807**	1.202	2.330	0.029	2.807*	1.685	1.670	0.096
모형 IV (Adj R-sq: 0.972, D.W.: 1.059)	ln(총 가계대출)	-0.130**	0.061	-2.140	0.044	-0.130	0.091	-1.420	0.154
	ln(GDP)	0.842***	0.160	5.280	0.000	0.842***	0.216	3.890	0.000
	실업률	-0.018*	0.010	-1.890	0.071	-0.018*	0.011	-1.650	0.099
	부동산세계개편더미	0.024**	0.010	2.470	0.022	0.024**	0.010	2.310	0.021
	소비자물가상승률	0.279	0.455	0.610	0.547	0.279	0.616	0.450	0.651
	가중평균 금리	0.012**	0.004	2.770	0.011	0.012**	0.006	2.180	0.029
	상수항	2.974**	1.249	2.380	0.026	2.974*	1.533	1.940	0.052

〈표 6-3〉 모형별 추정결과 (종속변수: ln(가계소비))

모형	설명변수	OLS 추정결과				Bootstrap 추정결과(reps=100)			
		Coef.	S.E	t	P>t	Coef.	S.E	z	P>z
모형 V (Adj R-sq: 0.970, D.W.: 1.049)	ln(주택마련자금의대출)	-0.013	0.023	-0.570	0.574	-0.013	0.038	-0.340	0.732
	ln(주택마련자금대출)	-0.091	0.085	-1.070	0.297	-0.091	0.087	-1.040	0.297
	ln(GDP)	0.840***	0.177	4.740	0.000	0.840***	0.226	3.720	0.000
	실업률	-0.016	0.011	-1.400	0.175	-0.016	0.012	-1.350	0.178
	부동산세제개편더미	0.021**	0.010	2.110	0.047	0.021*	0.012	1.770	0.077
	소비자물가상승률	0.306	0.505	0.610	0.551	0.306	0.624	0.490	0.624
	가중평균 금리	0.015	0.010	1.580	0.130	0.015	0.010	1.480	0.139
	상수항	2.585*	1.461	1.770	0.091	2.585	1.953	1.320	0.186
모형 VI (Adj R-sq: 0.971, D.W.: 1.018)	ln(주택담보외대출)	-0.079	0.062	-1.270	0.218	-0.079	0.082	-0.960	0.336
	ln(주택담보대출)	0.003	0.147	0.020	0.983	0.003	0.201	0.020	0.987
	ln(GDP)	0.776***	0.186	4.160	0.000	0.776***	0.277	2.800	0.005
	실업률	-0.020*	0.010	-1.990	0.060	-0.020	0.013	-1.550	0.121
	부동산세제개편더미	0.023**	0.010	2.390	0.026	0.023*	0.013	1.760	0.078
	소비자물가상승률	0.394	0.484	0.820	0.424	0.394	0.637	0.620	0.536
	가중평균 금리	0.006	0.012	0.460	0.650	0.006	0.016	0.340	0.732
	상수항	3.058**	1.298	2.360	0.028	3.058*	1.778	1.720	0.086

다음은 가계소비 증가율로 종속변수를 하여 추정한 모형별 결과에 대하여 논의해 본다 (〈표 7-1〉 ~〈표 7-3〉 참조). 첫째, 조정된 R^2 (Adj R-squared) 값이 ln(가계 소비)를 종속변수로 한 것보다 다소 낮게 추정되었으나, D.W. 값은 거의 2에 가까워 계열상관이 존재하지 않는 것으로 추정되었다.

〈표 7-1〉 모형별 추정결과(종속변수: 가계소비증가율)

모형	설명변수	OLS 추정결과				Bootstrap 추정결과(reps=100)			
		Coef.	S.E	t	P>t	Coef.	S.E	z	P>z
모형 I (Adj R-sq: 0.722, D.W.: 1.915)	ln(주택마련자금대출)	-0.082***	0.011	-7.470	0.000	-0.082***	0.019	-4.320	0.000
	ln(GDP)	0.356***	0.071	4.990	0.000	0.356***	0.092	3.870	0.000
	실업률	-0.011*	0.007	-1.730	0.097	-0.011	0.009	-1.240	0.214
	부동산세제개편더미	-0.006	0.007	-0.850	0.404	-0.006	0.006	-0.870	0.385
	소비자물가상승률	0.414	0.289	1.430	0.166	0.414	0.564	0.730	0.463
	가중평균 금리	-0.023***	0.003	-6.710	0.000	-0.023***	0.007	-3.360	0.001
	상수항	-3.251***	0.766	-4.250	0.000	-3.251***	0.931	-3.490	0.000
모형 II (Adj R-sq: 0.788, D.W.: 1.807)	ln(주택담보대출)	-0.185***	0.021	-8.940	0.000	-0.185***	0.037	-5.040	0.000
	ln(GDP)	0.507***	0.075	6.730	0.000	0.507***	0.113	4.480	0.000
	실업률	-0.007	0.006	-1.160	0.260	-0.007	0.008	-0.820	0.414
	부동산세제개편더미	-0.004	0.006	-0.680	0.501	-0.004	0.007	-0.520	0.606
	소비자물가상승률	-0.016	0.259	-0.060	0.952	-0.016	0.395	-0.040	0.968
	가중평균 금리	-0.023***	0.003	-7.770	0.000	-0.023***	0.006	-4.110	0.000
	상수항	-3.818***	0.702	-5.440	0.000	-3.818***	0.979	-3.900	0.000

둘째, GDP변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의하며 또한 부호도 (+)로 나타나서 경제성장이 소비를 증가시킨다는 기존의 많은 연구들과 동일한 결과를 보여주고 있다. 셋째, 주택대출관련 변수는 모든 모형에서 통계적으로 유의하였으며, 부호는 음(-)으로 나타나서 앞의 OLS 추정결과와 동일하게 주택 관련 대출금액이 증가하면 소비증가율이 둔화될 것이라는 예상과 부합된 결과를 보여주고 있다. 이상의 결과들을 모형별로 상세히 논의해본다. 모형 I의 주택마련자금대출변수는 모형 II의 주택담보대출변수와 마찬가지로 1% 유의수준에서 음(-)의 부호를 가지면서 통계적으로 유의하였다. 이는 주택마련자금대출 또는 주택담보대출액을 생활자금으로 사용함으로써 나타나는 소비증대효과가 해당 대출로 인한 지급이자부담으로 인

한 소비감소효과에 비하여 작기 때문이라고 분석할 수 있다. 또한, 모형Ⅲ과 Ⅳ는 주택관련대출을 포함하고 있는 '예금은행 가계대출'과 '총가계대출'을 주요 변수로 하여 추정한 것인데, 모형Ⅰ, Ⅱ의 추정결과와 유사하다. 결국 어떤 유형의 가계대출이든지 가계소비에는 부정적인 영향을 미치고 있음을 잘 보여준다. 모형Ⅴ는 '총가계대출'을 '주택마련자금대출'과 '주택마련자금 이외대출'로 분리하고 여기에 자연대수를 취하여 추정한 것인데, '주택마련자금대출'의 경우는 통계적으로 유의하면서 부호는 음(-)으로 나타났으며, '주택마련자금 이외대출'도 통계적으로 유의하면서 음(-)으로 나타났다. 모형Ⅵ는 '총 가계대출'을 '주택담보대출'과 '주택담보 이외대출'로 분리한 뒤 해당 변수들에 자연대수를 취하여 추정한 것인데, '주택담보대출' 및 '주택담보이외대출' 모두 통계적으로 유의하면서 부호가 음(-)으로 나타났다. 특히, 모형Ⅵ의 회귀계수에 근거할 때, 주택담보대출이 비담보대출에 비해 소비감소에 더 크게 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 모형Ⅴ와 Ⅵ의 결과를 볼 때, 주택마련자금 대출이든 아니든, 그리고 주택담보대출이든 아니든 어떤 형태의 가계대출이라도 소비를 감소시키는 효과를 나타낸다고 결론내릴 수 있다.

〈표 7-2〉 모형별 추정결과(종속변수: 가계소비증가율)

모형	설명변수	OLS 추정결과				Bootstrap 추정결과(reps=100)			
		Coef.	S.E	t	P>t	Coef.	S.E	z	P>z
모형 III (Adj R-sq: 0.821, D.W.: 1.765)	ln(예금은행가계대출)	-0.229***	0.023	-9.920	0.000	-0.229***	0.045	-5.050	0.000
	ln(GDP)	0.588***	0.076	7.780	0.000	0.588***	0.123	4.770	0.000
	실업률	-0.004	0.005	-0.810	0.427	-0.004	0.007	-0.620	0.535
	부동산세계편더미	-0.006	0.005	-1.190	0.248	-0.006	0.006	-1.020	0.308
	소비자물가상승률	-0.118	0.241	-0.490	0.630	-0.118	0.363	-0.320	0.746
	가중평균 금리	-0.020***	0.003	-7.680	0.000	-0.020***	0.005	-3.840	0.000
	상수항	-4.198***	0.668	-6.290	0.000	-4.198***	0.960	-4.370	0.000
모형 IV (Adj R-sq: 0.828, D.W.: 1.609)	ln(총 가계대출)	-0.329***	0.032	-10.160	0.000	-0.329***	0.059	-5.580	0.000
	ln(GDP)	0.710***	0.085	8.350	0.000	0.710***	0.135	5.250	0.000
	실업률	-0.002	0.005	-0.430	0.669	-0.002	0.006	-0.360	0.716
	부동산세계편더미	-0.004	0.005	-0.800	0.432	-0.004	0.006	-0.660	0.508
	소비자물가상승률	-0.334	0.243	-1.380	0.182	-0.334	0.321	-1.040	0.297
	가중평균 금리	-0.008***	0.002	-3.220	0.004	-0.008**	0.003	-2.380	0.018
	상수항	-4.349***	0.666	-6.530	0.000	-4.349***	0.940	-4.630	0.000

이상과 같은 본 연구의 실증분석결과는 신인석(2002)에서 외환위기 이후에는 가계부채 증가율이 소비증가율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다는 분석결과와는 다르다. 신인석(2002)은 과거 10%p의 외생적인 가계대출 증가율의 하락은 소비증가율을 약 1.3%p 하락시켰다는 결과를 제시하였다. 즉, 부호가 (+)이어서 본 연구와의 추정결과와는 정반대이다. 또한 박주영(2004)도 가계부채의 증가가 가계소비에 (+)의 높은 상관관계를 보이는 것으로 나타났는데, 박주영(2004)의 결과는 변수의 설정 자체가 본 연구와 다르지만 눈여겨볼 만한 결과라고 판단된다. 넷째, 이자율 변수인 가중평균 금리가 증가하면 소비증가율을 둔화시키는 것으로 추정되었다. 즉, 모형 VI의 경우를 제외하고는 모두 유의한 음(-)의 계수값을 갖

는 것으로 나타났다. 다섯째, 실업률 변수는 이론적인 예상과 같게 부호가 (-)로 나타났다으나 모형 I의 경우를 제외하고는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이와 같이 본 연구에서 실업률 변수가 통계적으로 유의하지 않고 부호가 (-)인 것은 기존 연구인 송태정(2007)과 일치한다 (송태정, 2007: 8). 여섯째, 소비자물가상승률은 모든 모형에서 통계적인 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 일곱째, 2005년 8월 31일 발표된 부동산 투기억제대책을 dummy변수로 처리하여 분석한 결과는 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 부호를 가지는 것으로 추정되었다. 회귀계수의 부호를 보면, 2005년 8.31조치가 대책 발표 이후에는 오히려 가계소비가 증가하였다고 추측해 볼 수 있다. 이는 8·31대책이 종합부동산세 과세 대상을 9억원에서 6억원으로 강화하고 1가구 2주택의 양도세를 50% 중과하며, 실거래가 등기부 기재 등과 같은 것들이므로 주택담보대출 증가를 억제하여 소비를 진작시키는 모습으로 나타났을 가능성이 있다고 해석할 수 있으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 다만, 정부의 부동산거래 억제 대책이 주택담보대출을 줄여 가계소비를 증가시킬 수 있다는 점에서 시사하는 바가 있다고 사료된다.

〈표 7-3〉 모형별 추정결과(종속변수: 가계소비증가율)

모형	설명변수	OLS 추정결과				Bootstrap 추정결과(reps=100)			
		Coef.	S.E	t	P>t	Coef.	S.E	z	P>z
모형 V (Adj R-sq: 0.747, D.W.: 1.734)	ln(주택마련자금외대출)	-0.064***	0.015	-4.440	0.000	-0.064***	0.022	-2.960	0.003
	ln(주택마련자금대출)	-0.094*	0.054	-1.760	0.093	-0.094	0.062	-1.530	0.126
	ln(GDP)	0.513***	0.112	4.580	0.000	0.513***	0.155	3.300	0.001
	실업률	-0.005	0.007	-0.750	0.460	-0.005	0.009	-0.620	0.537
	부동산세계개편더미	-0.008	0.006	-1.220	0.238	-0.008	0.006	-1.360	0.173
	소비자물가상승률	0.131	0.319	0.410	0.686	0.131	0.492	0.270	0.790
	가중평균 금리	-0.014**	0.006	-2.370	0.027	-0.014***	0.006	-2.570	0.010
상수항	-4.244***	0.923	-4.600	0.000	-4.244***	1.212	-3.500	0.000	
모형 VI (Adj R-sq: 0.824, D.W.: 1.682)	ln(주택담보외대출)	-0.122***	0.033	-3.670	0.001	-0.122***	0.041	-2.980	0.003
	ln(주택담보대출)	-0.183**	0.078	-2.340	0.029	-0.183*	0.106	-1.720	0.086
	ln(GDP)	0.674***	0.099	6.810	0.000	0.674***	0.148	4.540	0.000
	실업률	-0.003	0.005	-0.640	0.527	-0.003	0.006	-0.590	0.555
	부동산세계개편더미	-0.005	0.005	-0.950	0.352	-0.005	0.008	-0.610	0.543
	소비자물가상승률	-0.250	0.257	-0.970	0.342	-0.250	0.330	-0.760	0.449
	가중평균 금리	-0.010	0.006	-1.530	0.140	-0.010	0.008	-1.190	0.234
상수항	-4.420***	0.690	-6.410	0.000	-4.420***	0.985	-4.490	0.000	

이제 ‘가계소비 증가율’ 을 종속변수로 하여 6개 모형을 추정한 결과를 본 연구의 목적과 관련하여 요약, 정리해본다. 즉, 주택관련대출의 회귀계수가 통계적으로 유의하면서 부호가 음(-)으로 나타나서 분석대상 기간 중 ‘주택관련대출(주택마련자금 및 주택담보대출)’ 이 가계소비를 구축하는 효과가 있다고 볼 수 있다. 이는 부동산 담보대출을 통한 소비증가효과보다는 누적적인 대출이자 부담 증가로 인한 소비 감소효과가 더 크기 때문이라고 해석될 수 있다. 이는 박주영(2004)의 해석과 사실상 동일하다 (박주영, 2004: 23).

한편, Bootstrap 추정결과는 표준오차와 z값은 다르지만, 회귀계수값들은 OLS 추정결과와 사실상 동일하였다. 이는 종속변수를 $\ln(\text{가계소비})$ 로 한 추정결과와 동일하므로 여기서는 자세한 설명을 생략한다.

V. 요약 및 정책적 시사점

지금까지 주택관련대출(주택마련자금대출 및 주택담보대출)의 소비 파급효과를 분석하기 위해 한국은행에서 매분기 발표하는 『가계신용 동향』 자료(추정에 사용된 기간은 2001년 4/4분기부터 2008년 4/4분기)를 6개 소비함수 추정식에 적용하여 추정하였다.

주요 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, GDP변수는 종속변수, 모형과 무관하게 소비에 유의한 양(+)의 회귀계수를 보여주어 일반적인 상식과 부합한다. 둘째, 종속변수가 $\ln(\text{가계소비})$ 일 경우에는 OLS 추정결과에서는 모형 V 과 모형 VII 등의 두 가지 모형을 제외한 나머지 4개 모형에서는 주택대출 관련 변수가 부호가 음(-)이면서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 그러나 Bootstrap 추정결과에서는 6개 모형이 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 한편, 종속변수를 가계소비증가율로 한 경우, 6개 모형 모두의 주택대출관련 변수가 부호가 음(-)이면서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 부동산 담보대출을 통한 소비증가 효과보다는 누적적인 대출이자 부담 증가로 인한 소비감소효과가 더 크기 때문이라고 볼 수 있으며, 또한 기존 연구결과와도 일치한다 (박주영, 2004). 이상의 추정결과에서 어떤 유형의 대출이든지 전반적으로 가계소비를 줄이는 역할을 하고 있다고 말할 수 있다. 셋째, 종속변수를 $\ln(\text{가계소비})$ 로 하여 추정한 결과에서는 8.31 부동산투기억제 조치를 더미로 처리한 변수가 모형과 무관하게 통계적으로 유의하게 양(+)의 계수 값으로 추정되었다. 이는 부동산 투기억제정책 발표 이후 주택담보 및 주택마련자금대출을 감소되어 대출이자 부담을 전반적으로 감소시켜 가구의 소비를 증가시켰음을 시사해준다. 다만, 종속변수를 가계소비증가율로 한 경우에는 부호는 (+)였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 넷째, 종속변수를 $\ln(\text{가계소비})$ 로 했

을 때에는 가중평균금리변수가 모형 IV에서만 통계적으로 유의하게 양(+)의 부호를 가지는 것으로 추정되었다. 이는 금리가 상승하면 소비가 줄어든다는 이론과 상충된다. 그러나 가계소비증가율을 종속변수로 바꾸면 모형 VII을 제외한 나머지 5개 모형 모두 부호가 음(-)이었고, 통계적으로 유의하였다. 부호가 음(-)인 것은 이론과도 부합한다. 참고로 Bootstrap방법으로 추정한 경우도 OLS 추정결과와 모형과 관계없이 유사하였다.

이상의 추정결과 중에서 주택관련 대출의 가계소비구축효과의 실증결과는 몇 가지 정책적인 시사점을 제시해준다. 첫째, 최근의 부동산 투기 억제정책 완화로 자칫 부동산관련 담보대출을 지나치게 늘어날 경우, 경제성장에 부정적인 영향을 줄 수 있으므로 부동산 투기 억제정책의 완화속도를 점검할 필요가 있다. 둘째, 가계대출의 증가가 부동산에 쏠리지 않도록 유도하는 방안이 필요하다. 가계대출이 부동산에 집중되어 부동산 가격이 상승할 경우, 장기적으로 부동산거품이 발생하여 금융기관 부실 우려가 커질 수 있다. 셋째, 가계부채, 즉 차입의 증가는 대출이자 지급능력이 떨어지는 경기침체에 자칫 차입가계의 파산으로 연결될 가능성이 크게 하여 경기침체를 가속화시킬 수 있다. 넷째, 대출이자 부담으로 인한 소비감소는 저축증가로 인한 소비감소와 다르므로 장기적으로 총저축률을 하락시켜 잠재성장률을 떨어뜨릴 수 있다. 이상의 시사점들에 근거할 때, 가계대출비중을 적절한 수준으로 유지할 수 있는 종합적인 정책방안을 수립하여 추진하는 것이 요구된다.

다만, 본 연구에서 사용한 자료기간이 짧고 일부 추정방법 상의 논란으로 인해 실증분석결과의 해석에 일부 한계가 있을 수 있다. 따라서, 향후 장기적 시계열 자료를 충분히 확보하여 논란의 여지가 있는 다양한 계량경제학적 방법들에 적용하여 추정결과들을 서로 비교해 보는 심층작업이 요구된다.

참 고 문 헌

- 김우영·김현정, 「가계부채의 결정요인 분석」, 『금융경제연구』, Working Paper 제308호, 한국은행 금융경제연구원, 2009.4.
- 김원선, 「소비이론의 전개」, 『경제논집』, Vol.4, 충남대학교 경영경제연구소, 1988, pp. 1~22.
- 김준영·이용섭, 「외국인투자에 대한 조세지원효과 분석」, 『재정논집』 제16집 제1호, 한국재정학회, 2001.9, pp. 109~135.
- 김현정·김우영, 「가계부채가 소비에 미치는 영향 : 미시자료를 중심으로」, 『경제 분석』, 제15권 제3호, 한국은행 금융경제연구원, 2009.9, pp. 1~36.
- 대한상공회의소, 「가계부채증가가 소비에 미치는 영향과 시사점」, 2009.3.6.
- 류재술, 「적응적 기대 모형에 의한 도시근로자 가구의 장단기 소비함수 추정- 봉급자가구와 노무자가구의 비교연구: 1970-1990년」, 『소비자학 연구』 제3권 1호, 1992, pp. 80~95.
- 박주영, 「가계부채가 민간소비에 미치는 영향」, 『산은조사월보』, 2004.3, pp. 1~35.
- 송태정, 「자산가격 상승이 소비에 미치는 영향」, 『LGERI 리포트』, LG Business Insight, LG경제연구원, 2007.11.7, pp. 2~19.
- 신인석, 「가계대출과 소비의 관계분석」, 『KDI 경제전망』 제19권 제4호, 한국개발연구원, 2002. pp. 97~107.
- 이민원, 「Hall Type 소비함수에서 불확실성 및 인플레이션과 소비변화: 신중도 및 위험 회피도와 소비의 과도민감성」, 『경제학연구』 제39집 제2호, 1990, pp. 35~62.
- 이세용·정진욱, 「붓스트랩(Bootstrap)을 이용한 Durbin-Wu-Hausman 검정: 소표본에서의 內生的 代變數를 중심으로 한 의태분석」, 『계량경제학보』 제15권 제3호, 한국계량경제학회, 2004.9, pp. 107~119.
- 이종원, 『계량경제학』, 1994, 박영사.
- 재정경제부·행정자치부·건설교통부·금융감독위원회, 서민주거 안정과 부동산투기 억제 위한 부동산제도 개혁방안, 보도자료, 2005.8.31.
- 정영식·전효찬·신창목·유정석·이은미·손민중, 「늘어나는 가계부채, 문제없나?」, 『CEO Information』 제718호, 삼성경제연구소, 2009.8.19.
- 차은영, 「비내구재 소비 자료와 항상소득가설」, 『응용연구』 제2집, 제1호, 2000, pp. 25~45.

- _____, 「유동성계약과 항상소득가설: Micro Data 분석」, 『경제학연구』 제48집 제1호, 2000, pp 35~62.
- 한국은행 (보도자료), 매년 매분기 『가계신용동향』(2003.4/4분기~2009.1/4분기).
- _____, 금융시장동향, 매월.
- _____, 금융안정보고서 2008년 10월, 2008.
- 한국은행 (홈페이지 자료), 금리의 이해 및 금융기관 여수신 가중평균 금리동향.
- Bacchetta, P. and Gerlach, S., “Consumption and Credit Constraints: International Evidence”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, No. 2, 1997, pp. 207~38.
- Campbell, J.Y., and Mankiw, G., “Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpretation of Time Series Evidence”, *NBER Macroeconomics Annual*, NBER, 1989, pp. 185~216.
- _____, “Permanent Income, Current Income, and Consumption”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, No. 3, July, 1990, pp. 265~79.
- _____, “The response of consumption to income: A cross-country investigation”, *European Economic Review*, Vol. 35, No. 4, May 1991, pp. 723~756.
- Hall, Robert E., “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence”, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, 1978, pp. 971~987.
- Johnson, K. W., “The Transactions Demand for Credit Cards”, *The B.E.. Journal of Economics Analysis and Policy*, Vol. 7, No. 1, 2007.
- Keynes, J. M., *The general theory of employment, interest and money*, London: Macmillan, 1936.
- Ludvigson, S., “Consumption and Credit, A Model of Time-Varying Liquidity Constraints”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, 1999, pp. 434~447.
- Maki, D.M., “Hall’s Consumption Hypothesis and Durable Goods”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, Issue 3, 1982, pp. 417~425.

Abstract

Our study estimates whether mortgage loans crowd out household consumption by applying six types of consumption functions to 『Household Credit Trends』 data released by the Bank of Korea. Major empirical findings are as follows. First, GDP has a positive and significant impact on the household consumption using two different dependent variables. Second, the mortgage loans have a negative and significant influence on the consumption in almost all consumption functions. It means that any type of the household borrowings might decrease the household consumption. Third, a dummy variable of the real-estate policy in August 31, 2005 has a positive and significant coefficient, implying that households have increased the consumption since the implementation of the policy. It is because the interest burden has reduced after that. These findings tell us the following policy implications: reconsidering the deregulation of real estate speculation policies, making a scheme to prevent excessive increase in mortgage loans, policies to decrease the possibilities of the bankruptcy of financial institutions and the households which have borrowings from them, and even a lower potential growth by reducing consumption from increasing interest payments.

※ Key words: Crowding-out Effect, Household Consumption, Mortgage Loan