

코로나19 위기에 따른 가계저축률 상승 고착화(level-up) 가능성

- I. 검토배경
- II. 과거 국내 가계저축률 변화
- III. 코로나19 위기에 따른 가계저축률 상승 가능성
- IV. 가계저축률 level-up의 경제적 영향
- V. 모형 분석
- VI. 시사점

이용대
한국은행
조사국 조사총괄팀 과장
Tel. 02-759-4207
leeyd06@bok.or.kr

이재현
한국은행
조사국 조사총괄팀 조사역
Tel. 02-759-4150
chlee123@bok.or.kr

금번 코로나19 위기로 인해 주요 선진국과 마찬가지로 우리 경제도 올해 소비가 위축되면서 가계저축률이 크게 상승할 전망이다. 저축률 상승은 일반적으로 기업의 투자재원을 늘리고 이를 통해 생산성을 높일 수 있다는 점에서 긍정적이다. 그러나 불확실성이 높아 투자가 늘어나기 어려운 상황이라면 저축률 상승이 오히려 소비위축을 통해 경기부진을 심화시킬 우려가 있다. 물론 올해 국내 가계저축률 상승은 여행, 숙박·음식과 같은 대면서비스 소비가 사회적 거리두기 강화, 감염우려 등으로 위축된 데 상당 부분 기인한다. 따라서 향후 감염병 확산이 진정되면 이에 따른 가계저축률 상승은 pent-up 수요(억눌렸던 수요가 추후에 나타나는 현상)에 힘입어 어느 정도 되돌려질 것으로 예상된다.

그러나 경기부진이 장기화될 경우에는 미래 예상소득 감소, 신용제약 증대 등으로 가계의 저축성향이 높아지는 행태 변화가 나타나는 가운데 소득 불평등도 심화되면서 높아진 가계저축률이 고착화(level-up)될 수 있다. 우선 고용·소득부진이 장기화되고 정부로부터의 소득지원도 줄어들다면 가계가 예상하는 미래소득이 감소하면서 예비적 저축이

늘어날 것으로 보인다. 또한 경제 전반의 신용위험이 높아져 금융기관으로부터의 대출이 제약될 경우 가계의 부채축소 및 미래 소비여력 확보를 위한 저축이 증가할 수 있다. 아울러 위기 장기화시 저축성향이 낮은 저소득층 소득이 고소득층보다 크게 감소하면서 구성효과(composition effect)로 인해 전체 가구의 저축성향이 높아질 가능성이 있다.

이처럼 높아진 가계저축률이 고착화된다면 소비부진이 장기화될 수 있으며, 이를 해결하기 위한 내수부양 정책의 효과도 약화될 소지가 있다. 또한 상대적으로 변동성이 작은 소비가 경제에서 차지하는 비중이 줄어들면서 경기변동성이 확대될 우려가 있다. 그리고 보다 긴 시계에서는 저축(자금공급)이 투자를 위한 자금수요를 상회하면서 저성장·저물가·저금리 현상(secular stagnation)이 뉴노멀(new normal)이 될 가능성이 있다.

이러한 가계 저축성향 증대의 경제적 영향을 동태적 확률일반균형(DSGE) 모형 분석을 통해 살펴보았다. 기초적인 저축성향의 변화는 가계의 현재·미래효용에 대한 상대적 선호(시간선호, time preference) 변화로도 나타낼 수 있는데, 분석 결과 금융위기 이후 국내 가계의 미래효용에 대한 선호가 커진 것으로 추정되었다. 또한 충격반응 분석을 통해 미래효용에 대한 선호 증대시 현재소비가 줄어들며, 이는 고용위축과 물가하락 압력으로 이어지는 점을 확인하였다.

- 본고의 작성과 관련하여 유익한 논평을 해주신 한국은행 조사국 이지호 팀장, 송승주 팀장, 최창호 팀장께 감사드립니다.
- 본 자료의 내용은 한국은행의 공식견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다. 따라서 본 자료의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

I. 검토배경

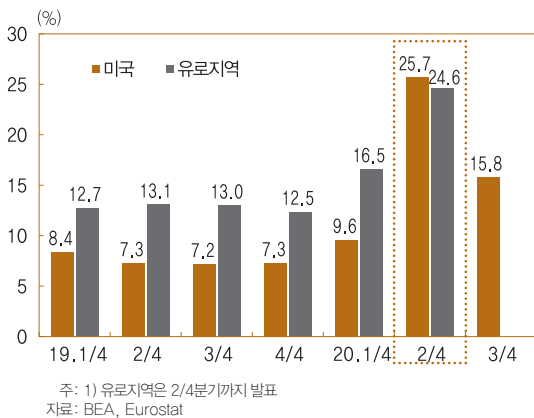
금번 코로나19 확산에 따른 경제위기는 가계의 저축성향을 높이는 요인으로 작용할 것으로 예상된다. 일반적으로 경제위기가 발생하면 가계의 소비가 소득에 비해 더 크게 위축되면서 가계저축률이 상승하는 경향이 있다. 그런데 금번 위기시에는 사회적 거리두기, 국내외 여행 급감과 같은 비자발적 소비제약으로 인해 저축률 상승폭이 더욱 확대될 것으로 예상된다. 실제로 이러한 현상은 최근 미국, 유로지역 등 주요국에서 공통적으로 나타나고 있다.¹⁾ 미국의 개인저축률은 2019년 7.5%에서 금년 2/4분기 25.7%로, 유로지역 가계저축률은 같은 기간 12.9%에서 24.6%로 크게 상승하였다(〈그림 1〉, 〈부록 1〉).

가계저축률 상승은 일반적으로 기업의 투자재원을 늘릴 수 있다는 점에서 긍정적이다. 또한 기업의 투자

증대는 경제의 생산성을 높이는 요인으로도 작용하게 된다. 실제로 과거 우리나라의 높은 저축률²⁾은 우리 경제의 자본축적을 가능하게 함으로써 고도성장을 뒷받침하기도 하였다.

그러나 다른 한 편으로는 가계저축률 상승이 우리 경제의 소비기반 약화³⁾, 내수부양 정책의 효과 저하 등을 초래할 가능성이 있다. 실례로 Horioka (2006), Hsieh *et al.* (2010) 등은 1990년대 일본에서 예비적 저축 증가가 장기 소비침체 요인으로 작용한 바 있으며, 낮은 소비성향이 내수부양 정책의 효과를 제약하였다는 점을 지적하고 있다. 또한 우리나라의 경우 불확실성 증대 등으로 투자가 부진하고 기업저축이 크게 늘어난 점을 감안할 때, 가계저축률 상승은 저축이 기업의 투자를 위한 자금수요를 상회하는 상황으로 이어질 가능성이 있다(〈그림 2〉).

〈그림 1〉 미국과 유로지역 가계(개인)저축률¹⁾



〈그림 2〉 총저축과 국내총투자¹⁾



1) 우리나라는 연도별, 미국은 월별, 유로지역은 분기별로 각각 가계(개인)저축률을 발표하고 있다.

2) 국내 가계순저축률(연평균): 1970~79년 10.5%→1980~89년 15.4%→1990~99년 18.6%→2000~19년 4.3%

3) Keynes(1936)는 저축 증대가 개별 가계에는 바람직할 수 있으나 경제 전체적으로는 총수요감소를 야기하는 '절약의 역설'을 야기할 수 있음을 지적한 바 있다.

이에 본고에서는 금번 위기 과정에서 국내 가계저축률 상승 고착화(level-up)를 야기할 수 있는 주된 구조적 요인을 살펴보고 그에 따른 경제적 영향을 평가하고자 한다.

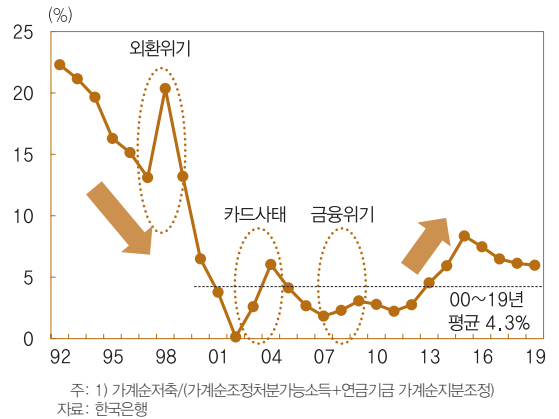
II. 과거 국내 가계저축률 변화

과거 국내 가계저축률⁴⁾ 변화를 시기별로 보면 먼저 1990년대부터 2000년대 초반까지 크게 하락하였으며, 금융위기 이후에는 기초적으로 높아졌음을 알 수 있다(〈그림 3〉). 이러한 국내 가계저축률의 추세적인 상승과 하락은 경제구조·제도의 변화 등 소비·저축 행태에 영향을 미치는 구조적 요인에 주로 기인하였다.

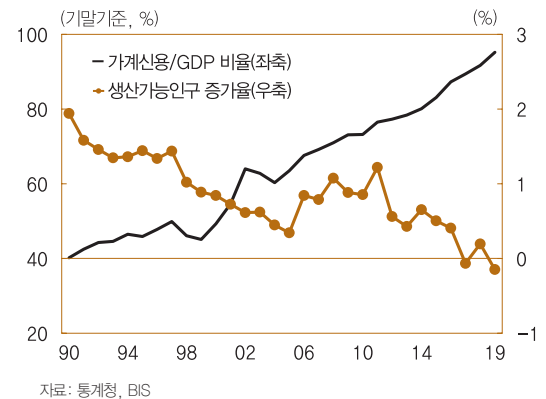
1990년대부터 2000년대 중반까지 이어진 가계저축률 하락은 소비지출구조 변화, 연금제도 확대, 가계대출 여건 개선 등에 주로 기인하였다. 우선 가계 소비가 소득 감소시에도 지출 축소가 쉽지 않은 교육비, 통신비, 교통비 등을 중심으로 증가하면서 가계저축률 하락 요인으로 작용하였다(신원섭·이원기, 2010; 유경원·이혜은, 2010). 또한 공적연금가입자가 늘어나는 등 연금제도가 확대된 점도 가계의 저축 유인을 축소시킨 것으로 보인다(김대철·김진영·이만우, 2008). 한편 2000년대 이후 가계대출이 늘어나면서 신용제약이 크게 완화된 가운데 고령화와 같은 인구구조 변화(송승주, 2009), 실질금리 하락(강중구, 2009)도 가계저축률 하락 요인으로 작용하였다(〈그림 4〉).

금융위기 이후에는 소득·고용 관련 불확실성이 확대되면서 가계의 저축성향이 높아졌다(임진, 2016). 이와 관련하여 정인환(2014)은 국내 가계가 금융위기 이후 불확실성 증대에 대응하여 예비적 저축을 늘

〈그림 3〉 국내 가계순저축률¹⁾ 변화



〈그림 4〉 국내 가계신용과 생산가능인구



4) 국민계정에서는 '가계순저축률'을 시산하고 있으며, 본고에서는 편의상 이를 '가계저축률'로 표기하고자 한다.

렸다는 점을 지적하고 있다. 이밖에 가계의 주택보유 동기 증대(김형석 등, 2018)도 가계저축률이 2000년대 중반에 비해 높은 수준을 유지하고 있는 이유로 분석된다.

국내 가계저축률은 경제위기 발생시 일시적으로 크게 상승하기도 하였다. 이는 위기를 접한 가계의 소비

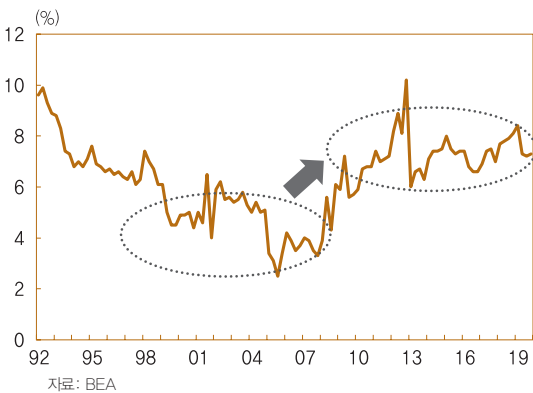
심리가 빠르게 위축되면서 소비지출이 크게 줄어든 데 주로 기인하였다. 실례로 외환위기 발생 당시 가계저축률은 1997년 13.1%에서 1998년 20.4%로 상승하였다. 또한 카드사태(2003년)와 금융위기(2008년) 당시에도 이와 유사한 현상이 발생하였다.

〈참고〉

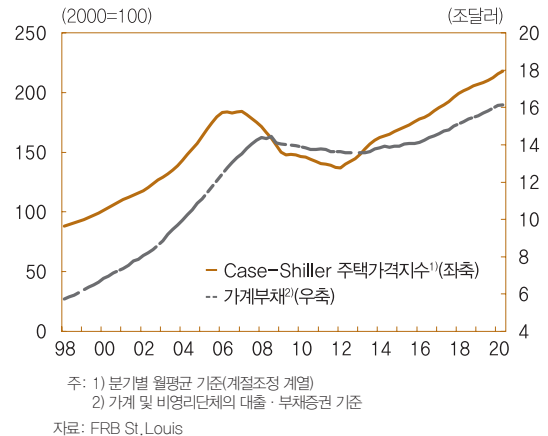
금융위기 전후 미국 개인저축률 변화

1990년대 말부터 2000년대 중반까지 미국의 개인저축률은 자산가격 상승, 가계대출 증가 등으로 낮은 수준을 유지하였다(Garner, 2006; 〈그림 5〉). 자산가격 상승시 가계는 이를 항상소득 증가로 인식하여 소비를 늘리며(wealth effect), 보유자산 담보가치 증대에 따른 대출여력 확대(balance sheet effect)도 소비 증가 요인으로 작용한다(송승주, 2009). 반면 금융위기 이후에는 소득불확실성 확대에 따른 예비적 저축 증대, 자산가격 하락/상승세 둔화, 가계대출 제약, 소득불평등 확대 등으로 저축률 수준이 상승하였다(Mian *et al.*, 2013; Goldman Sachs, 2020.2월; 〈그림 6〉).

〈그림 5〉 1992~2019년중 미국 개인저축률



〈그림 6〉 미국 주택가격과 가계부채



III. 코로나19 위기에 따른 가계저축률 상승 가능성

1. 단기: 비자발적 소비제약의 영향 확대

코로나19 위기 과정에서 단기적으로는 비자발적 소비제약의 영향이 상당부분 작용하면서 국내 가계저축률이 크게 상승할 것으로 예상된다. 올해 가계저축률은 소비가 상당폭 감소함에 따라 1999년 이후 처음으로 10% 내외에 이를 것으로 보인다⁵⁾. 소비와 달리 가계소득은 임금소득 정체 및 자영업 위축에도 불구하고 정부지원 확대에 힘입어 미약하나마 증가세를 이어갈 것으로 예상된다⁶⁾(〈그림 7〉).

지난해 대비 가계저축률 상승폭은 4%p 내외(6.0% → 10% 내외)로 예상되는데, 이 가운데 비자발적 소비제약의 영향은 2%p대 초반 정도로 추정된다. 이는

〈그림 7〉 가계의 소비와 소득 증가율



자료: 한국은행 국민계정(2020년은 저자 추정)

금년 상반기중 대면서비스, 교통 등 국내소비 제약과 해외여행 급감이 가계소비 부진의 주된 요인으로 작용한 점을 감안하여 시산한 결과이다(〈표 1〉).

〈표 1〉 금년 상반기 민간소비(명목) 증가율 기여도

항 목	증가율	〈기여도〉
국내 소비제약분야	-7.3	〈-2.7〉
(음식·숙박)	-9.1	〈-0.9〉
(오락·스포츠)	-18.2	〈-1.2〉
(교육)	-15.0	〈-0.8〉
내국인 국외소비	-47.8	〈-1.9〉
외국인 국내소비	-54.2	〈+1.2〉
기타 항목 ¹⁾	-0.5	〈-0.3〉
전체 민간소비	-3.7	〈-3.7〉

주: 1) 의료, 식료품, 음료, 주류, 임대료, 정보통신 등
자료: 한국은행 국민계정

향후 감염병 확산이 완화될 경우 이러한 비자발적 소비제약으로 인한 저축률 상승은 이른바 pent-up 수요에 힘입어 상당부분 되돌려질 것으로 예상된다. 실례로 매일 발표되는 미국의 개인저축률은 금번 위기 과정에서 이동제한조치가 강화되면서 지난 4월까지 급증하였다가 이후 상당폭 하락하였다⁷⁾. 앞으로 국내에서 코로나19가 진정될수록 사회적 거리두기 조치 완화 등으로 단기에 저축률 상승을 주도한 보건의요인의 영향은 점차 줄어들 것으로 예상된다.

5) 금년중 가계의 처분가능소득(명목, 국민계정)은 2% 내외 증가하는 반면, 민간소비(명목)는 3% 중반 정도 감소할 것으로 예상하였다.

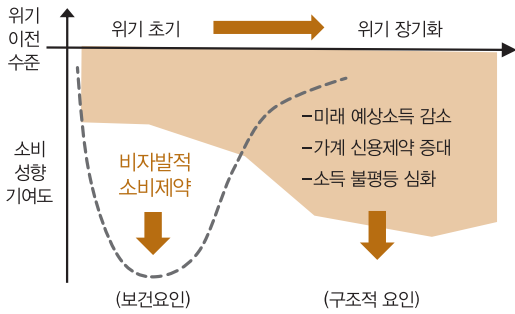
6) 국민계정내 가계 피용자보수는 지난해 수준에 머물고 영업잉여는 자영업 부진으로 상당폭 감소하겠으나, 정부로부터의 이전소득 확대로 가계 처분가능소득은 소폭 증가할 것으로 예상하였다.

7) 2019년 7.5% → 2020년 3월 12.9% → 4월 33.6% → 5월 24.5% → 9월 14.3%

2. 장기: 구조적 요인에 따른 저축률 상승 고착화 (level-up)

금번 위기가 장기화될 경우 경제주체의 행태 및 경제환경 변화와 관련한 구조적 요인이 보건의요인을 대체하면서 높아진 저축률이 고착화(level-up)될 가능성이 있다. 앞서 논의한 비자발적 소비제약 이외의 가계 행태 변화 등으로 인한 저축률 상승은 감염병 확산이 완화된 이후에도 상당기간 해소되지 못할 것으로 보인다. 향후 가계저축률의 level-up을 야기할 수 있는 주된 요인으로는 가계의 미래 예상소득 감소 및 신용제약 증대, 소득 불평등 심화 등을 들 수 있다(그림 8).

〈그림 8〉 코로나19 위기 과정에서의 소비성향 하락 요인 변화

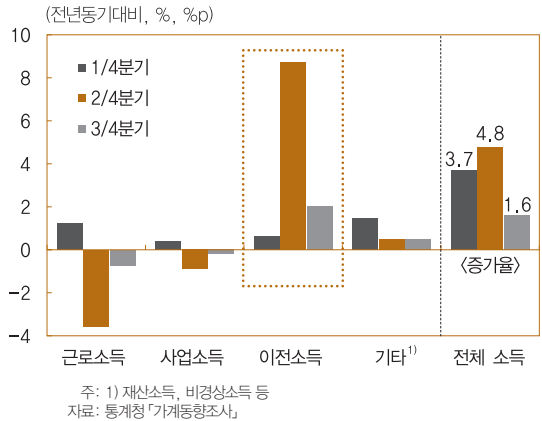


(미래 예상소득 감소)

금번 위기에 따른 고용·소득부진이 장기화되고 정부의 소득지원도 줄어들 경우 가계의 미래 예상소득이 감소하면서 예비적 저축이 증가할 것으로 예상된다⁸⁾⁹⁾.

최근 가계소득은 근로소득과 사업소득 부진에도 불구하고 정부지원(이전소득)에 힘입어 증가세를 이어가고 있다. 실제로 통계청 「가계동향조사」 결과 정부 지원이 크게 확대되었던 금년 2/4분기중 가계소득은 이전 소득이 전년동기대비 80.8% 늘어난 데 힘입어 4.8% 증가하였으며, 3/4분기에도 이와 유사한 흐름이 이어졌다(그림 9). 그러나 향후 경기부진이 지속되고 정부지원마저 제약된다면 가계소득이 근로소득과 사업소득을 중심으로 매우 부진한 흐름을 나타낼 가능성이 높다(그림 10). 이 경우 미래소득에 대한 가계의 인식이 악화되면서 예비적 저축이 늘어날 수 있다. 또한 앞으로 위기가 장기화되면서 미래소득과 관련한 높은 불확실성이 지속될 경우 가계는 이에 대비하기 위해 저축을 늘릴 것으로 보인다.

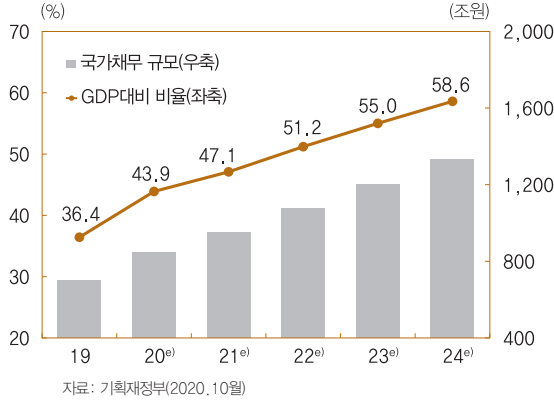
〈그림 9〉 금년 상반기 가계소득 증가율 기여도



8) Mody et al. (2012)는 가계의 기대소득 감소와 소득변동성 확대가 예비적 저축을 늘려 저축률을 높이는 주된 요인이라는 점을 지적하고 있다.

9) Friedman(1957)에 따르면 소비는 전생애적 평균수입인 향상소득의 함수이며, 가계는 소득감소가 지속되어 미래 예상소득의 흐름이 줄어들 경우 소비를 줄이게 된다

〈그림 10〉 국가채무 전망



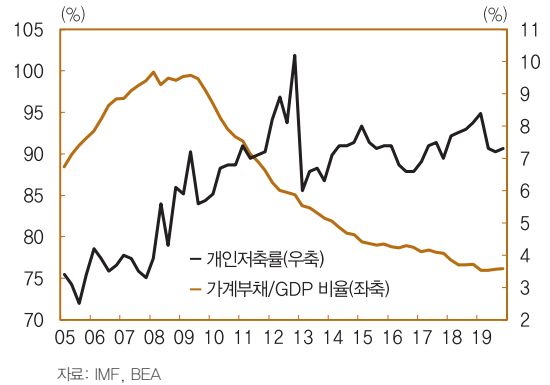
(가계의 신용제약 증대)

경기부진 장기화시 우리 경제 전반의 신용위험 증대로 금융기관의 대출이 제약되면서 가계저축률이 상승할 수 있다. 이는 가계가 대출 제약에 대응하여 부채 축소 및 미래 소비여력 확보를 위해 현재소비를 줄이는 행태변화를 보일 수 있기 때문이다. 코로나19 위기 과정에서 시행된 취약부문 대출 만기연장과 같은 금융지원으로 인해 현재로서는 경제 전반의 신용위험이 가려져 있는 상황¹⁰⁾이다. 따라서 향후 경기부진이 장기화되고 금융기관의 수익성 악화¹¹⁾로 금융지원마저 축소될 경우 이는 가계의 신용제약 증대로 이어질 가능성이 있다.

과거 미국에서도 이와 유사한 사례가 있었다. 금융위기(2008년) 이후 미국의 가계는 자산가격 하락

에 대응하여 자발적으로 부채를 축소하였으며(〈그림 11〉), 금융기관은 대출심사 기준을 강화하였다. 이러한 가계의 부채축소 노력과 신용제약 증대는 가계저축률을 높이는 구조적 요인으로 작용하였다(Mian *et al.*, 2013; Goldman Sachs, 2020.2월).

〈그림 11〉 2005~19년중 미국 가계부채 변화



(소득불평등 심화)

금번 위기가 장기화될수록 소비성향이 높은 저소득층 소득이 더 크게 감소하면서 구성효과 (composition effect)로 인해 전체 가구의 소비성향이 낮아질 가능성¹²⁾이 있다. 실제로 통계청 「가계동향조사」 결과 지난 2/4분기에는 정부지원(공적이전소득)에 힘입어 저소득층 소득이 고소득층보다 높은 증가율을 보였으나, 3/4분기에는 저소득층 소득이 상대

10) 2020년 6월말 비은행권 가계대출 연체율은 1.83%로 전년말대비 0.13%p 상승하였는데, 이는 2010~19년중 평균(2.71%)을 크게 하회하는 수준이다.
 11) 국내은행 총자산수익률(연율, %): 2019년 상반기 0.65 → 2020년 상반기 0.49
 12) Keynes(1936), Eggertsson and Mehrotra(2014), Summers(2014), Bivens(2017) 등은 소득불평등 심화가 전체 가계의 저축률을 높이는 요인으로 작용한다는 점을 지적하고 있다.

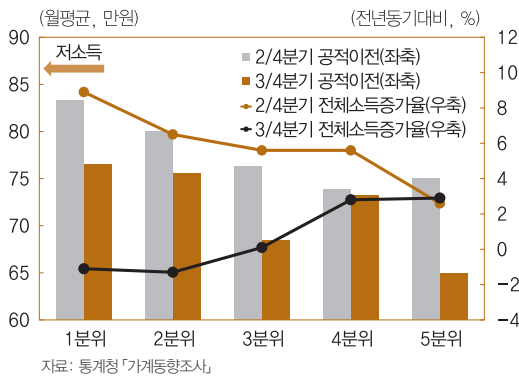
적으로 더 부진하였다¹³⁾(〈그림 12〉). 이는 저소득층의 근로소득이 고소득층보다 큰 폭으로 감소한 데 주로 기인한다(〈그림 13〉). 앞으로 고용부진이 장기화될 경우 취약가구의 근로소득이 크게 타격을 받으면서 소득불평등이 더욱 확대될 것으로 보인다. 특히 금번 코로나19의 영향을 크게 받는 임시·일용직 등 저

속련 저임금 근로자일수록 위기로 인한 실직 가능성이 높아 저소득층 소득에 장기간 부정적 영향이 나타날 가능성이 높다.

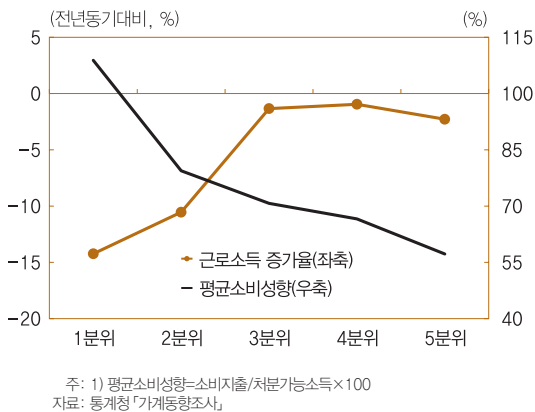
IV. 가계저축률 level-up의 경제적 영향

1. 소비부진 장기화 및 경기변동성 확대

〈그림 12〉 금년 2/4~3/4분기중 소득분위별 가계소득



〈그림 13〉 금년 2/4~3/4분기중 근로소득과 소비성향¹⁾



금번 위기로 높아진 가계저축률이 고착화된다면 소비부진이 장기화될 가능성이 있다. 실제로 금융위기(2008년) 이후 불확실성 증대, 고용불안 지속, 인구 고령화 등으로 가계의 소비 결정에 관한 주관적 태도가 변하면서 우리 경제의 소비부진으로 이어졌다는 점이 지적된다(배병호 등, 2014). 이는 위기를 계기로 과거에 비해 미래소비를 더 중시하게 되는 가계의 시간선호(time preference) 변화가 나타나면서 저축성향이 높아졌음을 의미한다.

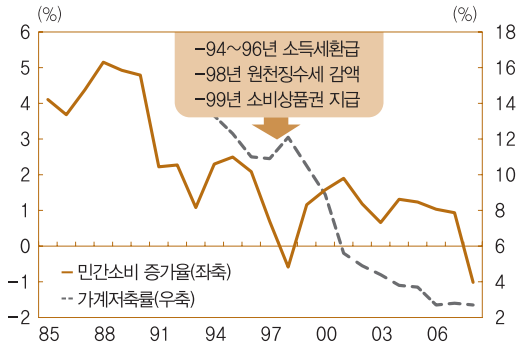
이처럼 가계의 저축성향이 높아진다면 거시경제정책의 내수부양 효과가 약화될 소지가 있다. 이는 소비부진을 단기에 해소하기 어렵게 하는 요인이다. 실제로 1990년대 일본에서는 가계의 높은 저축성향으로 인해 정부의 소득지원정책이 소비 증대로 원활히 이어지지 않으면서¹⁴⁾ 정책 효과가 반감된 사례가 있다(Hori et al., 2002; 〈그림 14〉 및 〈부록 2〉).

또한 소비부진 장기화로 GDP에서 소비가 차지하는 비중이 줄어든다면 우리 경제의 수출과 투자에 대한 의존도가 높아질 것으로 보인다. 그런데 대외환경

13) 통계청 「가계동향조사」 결과 금년 2/4분기 균등화 처분가능소득 5분위배율은 4.23으로 전년동기(4.58)에 비해 하락하였으나, 3/4분기에는 오히려 지난해보다 상승(4.66 → 4.88)하였다.

14) Hsieh et al. (2010)은 1999년 3월 일본의 소비쿠파로 지급시 비내구재·서비스 소비에 대한 긍정적 영향이 매우 작았음을 지적하고 있다(준내구재 한계소비성향은 0.1~0.2).

〈그림 14〉 일본의 소비 부진과 정책대응¹⁾



주: 1) 정책대응은 김범식 등(2009)을 기초로 정리
 자료: 일본 내각부, 김범식 등(2009)

변화에 민감하게 반응하는 수출과 경제주체의 심리적 영향이 큰 투자에 비해 소비는 상대적으로 변동성이 작다. 따라서 저축 증대는 경제 전체에서 소비의 비중을 줄여 경기변동성을 확대시키는 요인으로 작용할 가능성이 있다(〈표 2〉). 실제로 개별 가계 측면에서 저축은 기간별 소비의 안정성을 제고하는 기능을 수행한다는 점을 감안할 때, 이는 또 다른 형태의 저축의 역설이다.

〈표 2〉 2011~19년중 GDP 부문별 성장률 표준편차

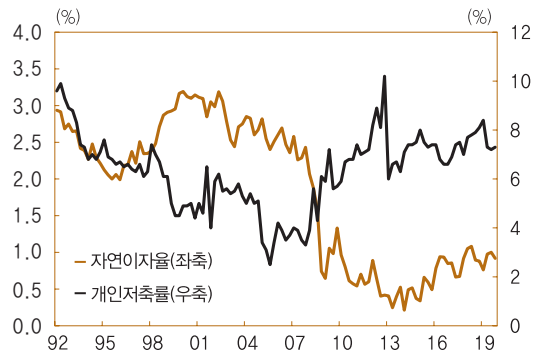
(%p)		
민간소비	투자 ¹⁾	수출 ²⁾
0.6	5.0	4.5

주: 1) 총고정자본형성(민간)
 2) 재화 및 서비스
 자료: 한국은행 국민계정

2. 저성장·저물가·저금리 현상 심화

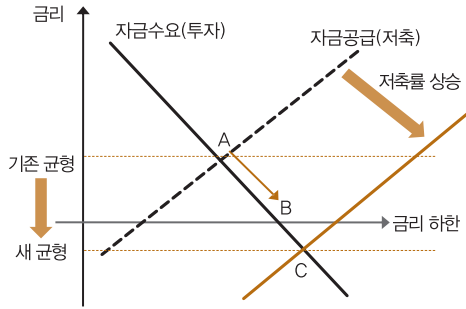
가계저축률 상승으로 저축이 투자수요에 비해 크게 늘어날 경우 금융위기 이후 지속되어 온 저성장·저물가·저금리 현상이 심화될 가능성이 있다. Summers(2014), Eichengreen(2015) 등은 이러한 현상을 secular stagnation(추세적 장기침체)으로 설명하기도 한다. 우선 저축의 기초적 증가는 자금공급을 늘려 균형실질금리의 하락을 야기하게 된다. 실제로 미국의 경우 개인저축률이 높아진 2010년대 이후 실질중립금리(자연이자율)가 크게 낮아졌음을 볼 수 있다(〈그림 15〉). 그런데 이처럼 균형실질금리가 낮아질수록 명목금리가 제로금리하한(ZLB; zero lower bound)에 도달할 가능성이 높아지게 된다(Brand *et al.*, 2018). Summers(2015)는 제로금리하한이 명목금리 하락을 제약하는 경우 실질금리

〈그림 15〉 1992~2019년중 미국 자연이자율¹⁾



주: 1) Laubach and Williams(2003)의 방법을 원용하여 추정
 자료: FRB New York, BEA

〈그림 16〉 저축률 상승과 금리 균형(Summers, 2015)



주: 1) 공급(저축) 곡선 이동에 따른 새로운 균형 C보다 높은 B에서 금리 형성
 자료: Summers(2015)의 기술을 도식화

가 균형수준보다 높게 유지되고, 이로 인해 저성장이 지속될 수 있음을 지적하고 있다(〈그림 16〉). 또한 저축 증가에 따른 소비 감소, 저성장 등은 수요 측면에서 물가상승압력을 약화시키는 요인으로 작용한다.

V. 모형 분석

가계는 시점별(현재·미래) 소비의 최적 배분을 통해 효용을 극대화한다는 점에서 저축행태의 변화는 본질적으로 가계의 시간선호 변화로 나타낼 수 있다. Cagetti(2003), Sbordone *et al.* (2010), Choi and Han(2018) 등도 이러한 시간선호 변화를 통해 가계의 저축성향 변화를 설명하고 있다. 이를 감안하여 이번 장에서는 동태적 확률일반균형(DSGE)¹⁵⁾ 모형 분석을 통해 가계의 시간선호 변화가 소비에 어떤

영향을 미치며, 그 결과 고용, 물가 등 여타 변수에 어떠한 변화가 나타나는지 살펴보았다.

1. 모형의 개요

동 분석에서는 Galí(2015)의 뉴케이지언(New Keynesian) 모형에 기초하여 가계, 기업, 중앙은행으로 이루어진 폐쇄경제 모형을 구성하였다. 이번 장에서는 가계의 효용함수와 최적 소비·노동투입 선택에 대해 기술하고, 전체 모형의 구조, 모수 추정 등 구체적인 내용은 〈부록 3〉에서 설명하도록 한다.

모형내에서 가계는 무한하며 동일한 주체들로 구성된다. 대표적인 가계는 다음과 같은 효용 극대화를 위해 매 시점 소비(C_t)와 노동투입(N_t)을 결정한다.

$$\max_{\{C_t, N_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t b_t U(C_t, N_t) \quad (1)$$

식 (1)의 β 는 고정값을 갖는 시간할인인자인데, 본 모형에서는 가계의 시간선호 변화를 포착하기 위해 Sbordone *et al.* (2010)과 같이 시변할인인자(time-varying discount factor) b_t 를 추가하였다. 시점 t 의 소비에 영향을 미치는 b_{t+1} 값은 t 시점에 정해지는데, 본고에서는 시변할인인자의 변화를 $Z_t = b_{t+1}/b_t$ 로 표기한다. 또한 Sbordone *et al.* (2010)과 마찬가지로 Z 는 외생변수이며, 기대값은 1로 가정한다($E(Z) = 1$). 이 경우 Z_t 의 변화는 가

15) Dynamic Stochastic General Equilibrium

계의 인내심(patience)에 대한 충격을 의미한다. 이는 미래효용을 위해 현재효용을 얼마나 희생할 수 있는지와 관련된다. 예컨대 Z_t 의 상승은 t 시점에서 가계가 미래효용을 이전보다 더 중시하게 되는 충격이 발생하였음을 의미한다¹⁶⁾. Galí(2015) 또한 이와 유사하게 가계의 시간선호 변화를 야기하는 변수 (preference shifter)로서 외생적 시변할인인자를 기술하고 있다.

이러한 가계의 효용 극대화는 아래와 같은 예산제약 하에서 이루어진다.

$$P_t C_t + Q_t B_t \leq B_{t-1} + P_t W_t N_t + D_t \quad (2)$$

식 (2)에서 변수 P_t 는 명목가격을, B_t 는 가계가 시점 t 에 매입하는 무위험채권의 액면가치를 각각 나타낸다. 또한 Q_t 는 해당 채권의 가격인데, 명목 무위험이자율(R_t)을 이용하여 $Q_t = 1/R_t$ 로도 표현할 수 있다. W_t 는 실질임금을, D_t 는 가계가 기업으로부터 수취하는 배당소득(명목)을 각각 의미한다.

가계의 효용함수는 아래와 같다.

$$U(C_t, N_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (3)$$

식 (3)의 σ 는 가계의 현재와 미래 소비수준 차이에 대한 상대적 위험회피도를, φ 는 노동공급 탄력성의 역수를 각각 의미한다($\sigma > 0$, $\varphi > 0$). 식 (1)~(3)으로

부터 도출한 가계의 효용극대화 1계 조건(foc)은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$W_t = C_t^\sigma N_t^\varphi \quad (4)$$

$$C_t^{-\sigma} = \beta Z_t R_t E_t (C_{t+1}^{-\sigma} \Pi_{t+1}^{-1}) \quad (5)$$

식 (5)는 가계의 기간간 최적소비 전략을 나타내는 소비 오일러 방정식(Euler equation)이며, Π_t 는 t 시점에서의 인플레이션(P_t/P_{t-1})이다. 상기 오일러 방정식에서 좌측은 현재소비의 한계효용을, 우측은 미래소비 한계효용의 현재가치를 각각 의미한다.

한편 가계의 시간선호를 나타내는 외생변수 Z_t 를 로그선형화(log-linearization)¹⁷⁾하여 \hat{Z}_t 로 표기하는 경우 아래와 같이 AR(1) 과정($0 < \rho_z < 1$)을 따르게 된다($\hat{Z}_t = \ln Z_t - \ln \bar{Z}$).

$$\hat{Z}_t = \rho_z \hat{Z}_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (6)$$

식 (6)에서 변수 \hat{Z}_t 에 대해 양(+의 충격($\varepsilon_{z,t}$))이 발생한다면, 이는 미래효용에 대한 상대적인 선호(현재효용 대비)가 충격 발생 이전에 비해 커지게 됨을 의미한다.

16) "When b_{t+1} increases relative to b_t , for example, the household cares more about the future and thus wishes to save more and consume less today, everything else equal." (Sbordone *et al.*, 2010)

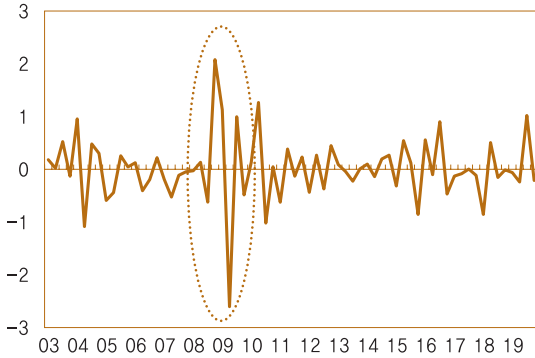
17) 본 고에서 임의의 변수 \hat{x}_t 는 x_t 값의 steady state(\bar{x})로부터의 이탈 정도를 나타내는 로그선형화(log-linearization)된 변수이다. 이 경우 식 (4)와 (5)는 다음과 같이 변환하여 표현할 수 있다.

(4) $\hat{w}_t = \sigma \hat{c}_t + \varphi \hat{n}_t$ (5) $\hat{c}_t = E_t(\hat{c}_{t+1}) - \frac{1}{\sigma} [\hat{r}_t - E_t(\hat{r}_{t+1}) + \hat{z}_t]$

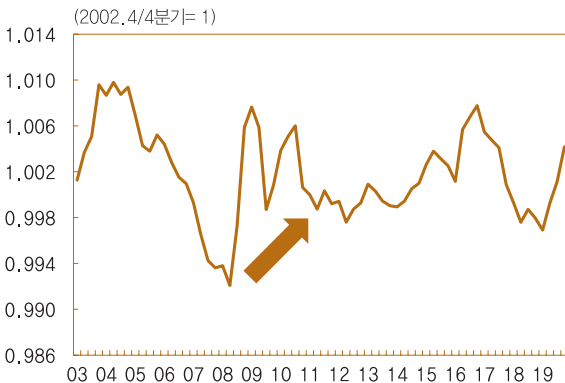
2. 미래효용 선호 증대의 효과

소득·고용 불확실성 확대, 인구 고령화 등은 가계의 시간선호에 적지 않은 영향을 미친다. 실제로 본 모형의 개별 경제충격을 베이지언(Bayesian) 방법에 따라 추정한 결과 불확실성이 높아진 금융위기 기간중 시변할인인자에 큰 폭의 충격($\varepsilon_{z,t}$)이 있었음을 알 수 있다(그림 17). 또한 $Z_t = b_{t+1}/b_t$ 의 관계를 통해 살펴보면 금융위기 직전까지 시변할인인자 b_t 가 꾸준

〈그림 17〉 가계의 시간선호충격($\varepsilon_{z,t}$) 추정



〈그림 18〉 시변할인인자(b_t) 추정¹⁾



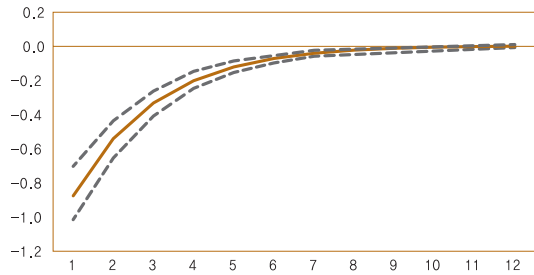
주: 1) $Z_t = b_{t+1}/b_t$ 로부터 기준시점 이후 b_t 의 상대적 변화를 추정(3개월 이동평균 적용)

히 낮아졌다(현재소비 선호), 위기를 계기로 그 수준이 전반적으로 높아졌음을 간접적으로 추정해 볼 수 있다(그림 18).

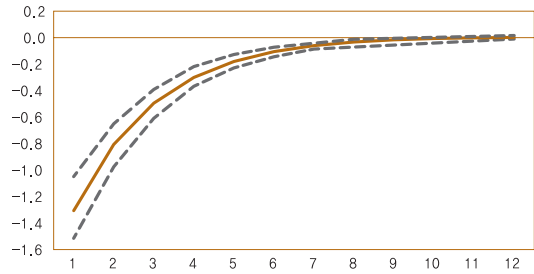
미래효용에 대한 선호가 증대되는 가계행태 변화가 나타날 경우 가계가 체감하는 현재소비의 상대적 기회

〈그림 19〉 시간선호 충격¹⁾에 대한 반응²⁾

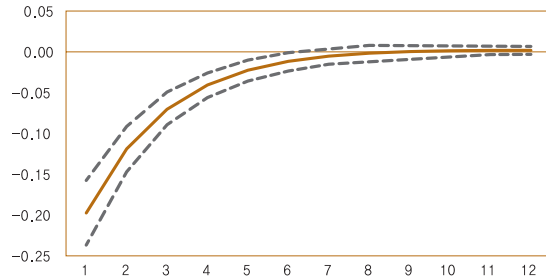
(a) 소비(=생산)³⁾



(b) 고용(노동투입)



(c) 물가상승률



주: 1) 양(+의 표준편차 한 단위) 충격
2) 실선은 베이지언 충격반응의 mean값을, 점선은 90% 신뢰구간을 각각 표시
3) Galí (2015) 모형에서 재화시장 청산 조건은 $Y_t = C_t$ 이다.

비용이 늘어나며, 그 결과 현재소비가 감소하게 된다 (배병호 등, 2014). 본 모형 분석에서는 양(+)의 시간 선호 충격 발생시 Z_t 가 상승하면서 소비가 줄어드는 결과가 나타난다(그림 19)). 이는 비단 소비 감소로 그치지 않으며, 총수요 감소는 고용 위축으로도 이어지게 된다. 또한 수요측 물가하락 압력으로 인해 물가 상승률도 낮아진다.

이를 감안할 때 높아진 가계저축률의 고착화를 초래할 수 있는 가계 소득여건 악화 및 신용제약 증대, 소득 불평등 심화 등 구조적 요인을 완화할 수 있는 정책적 노력이 필요할 것으로 보인다.

VI. 시사점

금번 위기 과정에서 단기적으로는 비자발적 소비제약이 주된 가계저축률 상승 요인으로 작용하고 있다. 이러한 단기적 저축률 상승은 코로나19 확산이 진정된다면 이른바 pent-up 소비에 힘입어 향후 상당 부분 되돌려질 것으로 보인다. 그러나 위기가 장기화될수록 경제주체의 행태 변화가 나타나면서 높아진 저축률이 고착화(level-up)될 가능성이 있다. 이는 금융위기(2008년) 이후 높아진 개인저축률이 구조적 요인으로 인해 상당기간 유지된 미국의 사례와 유사한 측면이 있다.

이러한 가계저축률 상승은 불확실성 증대에 따른 투자부진, 인구 고령화 등으로 잠재성장률이 낮아진 우리 경제에 향후 적지 않은 부담으로 작용할 우려가 있다. 우선 금융위기 이후 지속되어 온 소비부진이 앞으로 장기화될 수 있으며, 이를 해결하기 위한 내수부양 정책의 효과도 1990년대 일본의 사례에서처럼 약화될 소지가 있다. 또한 저성장·저물가·저금리 현상이 뉴노멀(new normal)이 될 가능성도 배제하기 어려운 상황이다. 이는 향후 거시경제정책의 경기대응 여력을 제약하는 요인으로 작용할 수 있다.

참고문헌

- 강중구(2009), “급락한 개인저축률, 상승가능성 높다,” LG Business Insight, 1069호 2-13
- 김대철, 김진영, 이만우(2008), “국민연금제도의 가계저축 구축효과 분석,” 한국은행 경제분석 14(2), pp.1~37
- 김범식, 신창목, 이동원(2009), “소비침체 극복과 Tax Rebate,” 삼성경제연구소 Issue Paper 2009.3월
- 김윤기, 유승선, 황종률, 오현희(2016), “일본의 장기침체기 특성과 정책대응에 관한 연구,” 국회예산처 경제현안분석 제90호(2016.4월)
- 김형석, 성현구, 박범기(2018), “최근 가계 저축률 상승 원인 및 시사점,” 한국은행 조사통계월보, 2018.3월
- 배병호, 손민규, 정원석(2014), “최근 소비부진과 가계의 시간선호 변화,” BOK 경제리뷰, 2014-1호
- 송승주(2009), “개인저축률과 거시경제변수간 관계 분석,” 한국은행 금융경제연구 2009.4월
- 신원섭, 이원기(2010), “가계저축률 하락과 정책 과제,” 한국은행 BOK경제브리프
- 유경원, 이해은(2010), “우리나라 가계 금융자산 축적 부진의 원인과 시사점,” 보험연구원 연구보고서 2010-1, 2010.4월
- 임진(2016), “경제여건의 불확실성이 가계와 기업에 미치는 영향,” 한국금융연구원 주간 금융브리프 25권(24), 2016.6.18~24
- 정인환(2014), “가계부채가 소비부진에 미치는 영향,” 산업연구원, KIET 산업경제 2014.7월

- Bivens, J.(2017), “Inequality is slowing US economic growth,” Economic Policy Institute, December 2017
- Brand, C., Bielecki, M. and Penalver, A.(2018), “The Natural Rate of Interest: estimates, drivers and challenges to monetary policy,” ECB Occasional Paper No.217
- Cagetti, M.(2013), “Wealth Accumulation over the Life Cycle and Precautionary Savings,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.21, No.3
- Calvo, G.(1983), “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics* 12(3), pp.383~398
- Choi, Y. and Han, J.(2018), “Time Preference and Saving Behaviour,” *Applied Economics Letters*, Vol.25, 2018, Issue 14
- Eggertsson, G. B., Mehrotra, N. R. and Robbins, J. A.(2014), “A Model of Secular Stagnation: Theory and Quantitative Evaluation,” *American Economic Review* 11(1), pp.1~48
- Galí, J.(2015), “*Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*,” Princeton University press
- Garner, A. C.(2006), “Should the Decline in the Personal Saving Rate be a Cause for Concern?,” Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review 2006, pp.5~28
- Eichengreen, B.(2015), “Secular Stagnation: The Long View,” *American Economic Review* 105(5), pp.66~70, 2015
- Goldman Sachs(2020), “Why is the Saving Rate So High?,” Economic Research, February 2020
- Hori, M., Hsieh, C., Murata, K. and Shimizutani, S.(2002), “Did the Shopping Coupon Program stimulate Consumption? Evidence from Japanese Micro Data,” ESRI Discussion Paper Series No.12
- Hsieh, C., Shimizutani, S. and Hori, M.(2010), “Did Japan's Shopping Coupon Program increase spending?,” *Journal of Public Economics* 94(2010), pp.523~529

- Friedman, M.(1957), “*A Theory of the Consumption Function*,” Princeton University press
- Horioka, C. Y.(2006), “The Causes of Japan’s Lost Decade: the Role of Household Consumption,” NBER working paper 12142, March 2006
- Keynes, J. M.(1936), “*The General Theory of Employment, Interest and Money*,” London: Macmillan, 1936
- Mian, A., Rao, K. and Sufi, A.(2013), “Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump,” *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, 128(4), pp.1687~1726
- Mody, A., Ohnsorge, F. and Sandri, D.(2012), “Precautionary Savings in the Great Recession,” IMF working paper, February 2012
- Sbordone, A. M., Tambalotti, A., Rao, K. and Walsh, K.(2010), “Policy Analysis using DSGE Models: an Introduction”, FRBNY Economic Policy Review, October 2010
- Summers, L. H.(2014), “US Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound,” *Business Economists* 49(2), pp.65~73
- Summers, L. H.(2015), “Demand Side Secular Stagnation,” *American Economic Review* 105(5), pp.60~65

〈부록 1〉

코로나19 확산에 따른 미국과 유로지역 저축률 상승

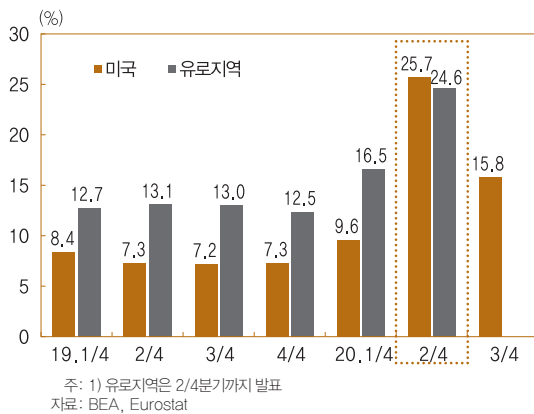
최근 미국과 유로지역의 저축률은 코로나19 확산에 따른 위기 과정에서 각각 통계편제 이후 가장 높은 수준으로 상승하였다. 미국의 개인저축률은 2019년중 7~8% 정도를 유지하였는데, 금년 2/4분기에는 25.7%로 크게 상승하였다(3/4분기는 15.8%). 이는 가처분소득 증가에도 불구하고 소비지출이 크게 감소한 데 주로 기인한다. 특히 4월중 미국의 개인저축률은 역대 가장 높은 33.6%를 기록하였다¹⁸⁾. 유로지역의 가계저축률 또한 지난해 12~13% 내외를 유지하였는데 금년 2/4분기에는 역대 최고치인 24.6%를 기록하였다.

(월평균, %)	2019	2020.1~2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월
▶미국 개인저축률	7.5	8.0	12.9	33.6	24.5	18.7	18.1	14.8	14.3

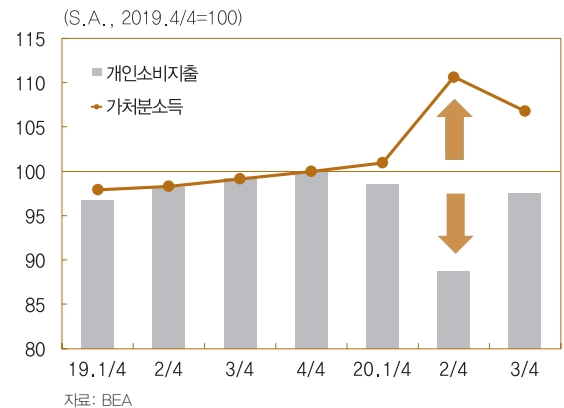
일부에서는 금번 위기에 따른 가계저축률 상승이 이동제한조치와 같은 비자발적 소비제약에 기인하여 일시적일 것이라는 견해를 제시하고 있다. 반면 금번 저축률 상승이 위기 과정에서의 예비적 저축 증가, 위험회피성향 심화 등 경제주체의 행태 변화를 반영하고 있어 높아진 저축률이 단기에 되돌려지기 어려울 것으로 평가하기도 한다.

일시적 성격	“사회적 거리두기 등으로 가계소비가 위축됨에 따라 저축률이 비자발적으로 상승하였음”(A. Haldane BOE Chief Economist, 2020.7.22일)
장기화 가능성	“최근 저축 증가는 전례없는 수준이며, 불확실성 증대로 인한 예비적 저축이 곧바로 소비나 투자로 이어지지 않을 것”(라가르드 ECB 총재, 2020.6.26일)

미국과 유로지역 가계(개인)저축률¹⁾



미국 가처분소득과 개인소비지출



18) 직전 최고치는 1975.5월 17.3%

〈부록 2〉

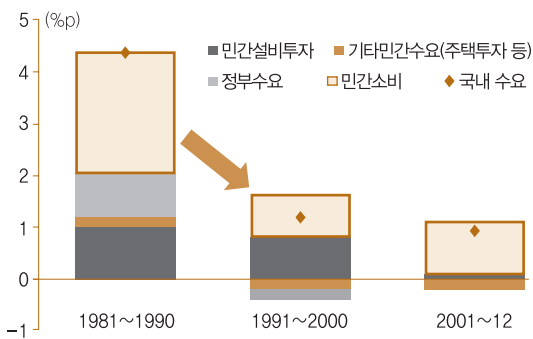
1990년대 일본의 소비침체와 대응정책

1990년대 일본에서는 자산가격 급락으로 가계가 디레버리징(부채축소)에 나서면서 소비가 크게 위축되었다. 또한 디플레이션 발생에 따른 가계의 추가 가격하락 기대가 소비를 제약하는 요인으로 작용하기도 하였다. 특히 1990년대 중반부터는 소비부진이 본격화되었는데, 그 결과 GDP 성장에 대한 민간소비의 기여도가 크게 낮아지는 등 소비 둔화가 내수부진을 주도하였다(김윤기 등, 2016).

이에 대응하여 일본 정부는 소득세 환급, 소비쿠폰 지급 등 확장적 재정을 통한 내수부양 정책을 실행하였다. 실제로 일본 정부는 1994~96년중 매년 소득세의 일부(15~20%)를 환급하였으며, 1999년에는 저소득층을 주된 대상으로 하여 기한(6개월)이 명시된 소비쿠폰(지역진흥권)을 지급¹⁹⁾하기도 하였다.

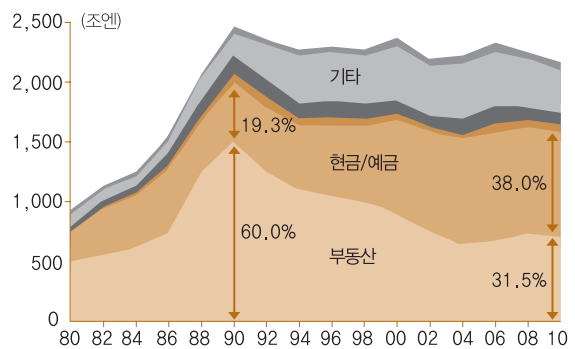
그러나 일본 정부의 소득지원에 대한 가계의 한계소비성향이 낮았기 때문에 소비 증대 효과는 매우 저조하였다(Hori *et al.*, 2002; Hsieh *et al.*, 2010). 실제로 1990년대초 자산가격 급락 이후 일본 가계의 현금·예금 보유 비중이 크게 확대되었는데, 소비쿠폰(1999년) 또한 상당수 수급자들이 이를 현금화하여 저축하였다.

일본 국내수요 증가율 기여도



자료: 일본 내각부(김윤기 등(2016)에서 재인용)

일본 가계의 보유자산 종류별 비중



자료: 일본 내각부(김윤기 등(2016)에서 재인용)

19) 15세 이하 자녀를 둔 저소득층 가구주 3,500만명에게 2만엔씩 지역진흥권(소비쿠폰)을 지급

〈부록 3〉

DSGE 모형의 구조 및 모수추정

분석에서 사용된 DSGE 모형은 본문에 기술된 가계 외에 기업과 중앙은행 부문으로 구성된다. 먼저 임의의 기업 j 의 생산함수는 $Y_t(j) = A_t N_t(j)^{1-\alpha}$ 의 Cobb-Douglas 형태를 갖는다($0 < \alpha < 1$). 여기서 A_t 는 기술 수준이며, $N_t(j)$ 는 해당 기업의 노동투입량을 의미한다. Calvo(1983)의 경직적 가격결정 가정에서처럼 매 기간 일정 비율(θ)의 기업은 직전 가격을 유지하며, 나머지 기업($1 - \theta$)만 최적가격(P^*)을 책정하게 된다. 이 경우 최적가격은 한계비용(Ψ_t)과 mark-up(M)으로부터 결정되며($P_t^* = M\Psi_t$), mark-up은 개별 기업의 제품들간 대체탄력성(ϵ)에 따라 결정된다($M = \epsilon/(\epsilon - 1)$). 기업의 생산과 중앙은행의 금리 결정, 재화시장 청산을 반영하여 로그선형화된 모형구조는 아래와 같이 구성된다(세부 도출은 Galí(2015) ch.3 참조).

$$\hat{Y}_t = \hat{A}_t + (1 - \alpha)N_t \quad \text{[생산함수]} \quad (3.1)$$

$$\hat{\Pi}_t = (1 - \theta)(\hat{P}^* - \hat{P}_{t-1}) \quad \text{[인플레이션 동학]} \quad (3.2)$$

$$\hat{\Pi}_t = \beta E_t(\hat{\Pi}_{t+1}) + \kappa \tilde{Y}_t \quad \text{[필립스 곡선]} \quad (3.3)$$

$$\hat{Y}_t = \hat{C}_t \quad \text{[시장청산]} \quad (3.4)$$

$$\hat{R}_t = \gamma \hat{R}_{t-1} + (1 - \gamma)(\gamma_P \hat{\Pi}_t + \gamma_Y \tilde{Y}_t) + \mu_t \quad \text{[통화정책]} \quad (3.5)$$

$$\tilde{Y}_t = \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n \quad \text{[산출갭]} \quad (3.6)$$

식 (3.3)과 (3.5)의 \tilde{Y}_t 는 산출갭으로서 실제 생산과 자연생산²⁰⁾(Y_t^n , natural level of output)간의 차이이며, 식 (3.3) 필립스곡선에서 κ 는 인플레이션과 산출갭간의 관계를 나타낸다²¹⁾. 식 (3.5)의 γ , γ_P , γ_Y 는 각각 통화정책의 이력 정도, 인플레이션과 산출갭 변화에 대한 반응 정도를 나타내는데, 여기서 μ_t 는 통화정책 변화를 나타내는 외생변수이다. 한편 \hat{A}_t 와 μ_t 는 아래의 AR(1) 과정을 따른다. 변수 $\varepsilon_{A,t}$ 와 $\varepsilon_{M,t}$ 은 각각 기술과 통화정책에 대한 외생적 충격이다.

$$\hat{A}_t = \rho_A \hat{A}_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \quad \text{[기술충격]} \quad (3.7)$$

$$\hat{\mu}_t = \rho_M \hat{\mu}_{t-1} + \varepsilon_{M,t} \quad \text{[통화정책 충격]} \quad (3.8)$$

20) Galí(2015)는 자연생산량에 대해 신축적으로 가격이 결정되는 경제에서의 균형 생산량으로 정의한다.

21) $\kappa = \lambda[\sigma + (\varphi + \alpha)/(1 - \alpha)]$ 이며, $\lambda = [(1 - \theta)(1 - \beta\theta)/\theta]\theta$, $\theta = (1 - \alpha)/(1 - \alpha + \alpha\epsilon)$ 이다.

모형의 자료 적합성 제고 및 구조충격 식별을 위해 베이지언 추정을 실시하였다. 사용된 자료는 전기대비 취업자수 증가율, 실질소비 증가율, CD(91일물) 금리이며, 추정대상기간은 2000.1/4분기~2019.4/4분기이다. 사후분포 추정을 위해 가정한 사전분포와 추정 결과는 아래와 같다.

베이지언 추정의 사전분포 및 사후분포 추정 결과

	prior distribution			posterial distribution		
	Type	Mean	St.error	Mean	5%	95%
σ	normal	1.50	0.30	1.82	1.45	2.19
φ	normal	1.50	0.30	1.49	1.00	1.98
ϵ	gamma	6.00	1.00	5.99	4.29	7.58
θ	gamma	0.75	0.30	0.74	0.29	1.21
γ_P	gamma	1.50	0.20	1.76	1.41	2.08
γ_Y	gamma	0.50	0.10	0.45	0.31	0.58
γ	gamma	0.80	0.05	0.82	0.78	0.86
$\sigma(\varepsilon_A)^{1)}$	Inv.gam	0.10	-	1.62	1.41	1.85
$\sigma(\varepsilon_M)^{1)}$	Inv.gam	0.10	-	0.23	0.19	0.28
$\sigma(\varepsilon_Z)^{1)}$	Inv.gam	0.10	-	0.62	0.49	0.74

주: 1) 각 외생충격의 표준오차

