

우리나라 가계저축률 격차의 발생원인 분석

유 경 원*

외환위기 이후 우리나라 가계의 저축행태에서 나타나고 있는 특징은 두 가지로 저축률의 추세적인 하락과 소득계층간 저축률 격차의 확대이다. 가계저축률이 과도하게 낮아질 경우 성장잠재력이 저하되고 경상수지가 악화되는 한편 저축률 격차가 확대될 경우 富의 불평등과 복지관련 재정지출의 급증이 우려된다. 그러나 기존 연구의 대부분은 거시경제적인 측면에서 가계저축의 추이나 저축동기 분석에 한정되어 있어 향후 우리 경제에 큰 영향을 미칠 수 있는 가계저축의 구조적인 변화 현상을 설명하는데 어려움이 있었다. 본 연구에서는 두 가지 구조적인 변화중 가계저축률 격차 문제에 논의의 초점을 맞추어 가계 패널조사자료를 이용하여 분석해 보았다. 먼저 본 연구에서는 우리나라의 경우 다양한 연구방법론을 통해 소득계층별 저축률 격차가 구조적으로 존재하고 있음을 확인할 수 있었다. 이와 같은 분석 결과는 저축률 격차가 임시소득 및 자산소득의 차이에 따라 발생하며 향상소득에 따른 저축률은 일정하다는 기존의 향상소득가설이 우리나라의 경우 성립하지 않고 있음을 나타낸다. 다음으로 소득계층별 가계저축률 격차 발생의 요인으로는 외환위기 이후 예비적 저축동기 유인의 증대, 국민연금제도의 확대 및 부채상환 부담의 증가 등을 제기하였다. 이와 같은 가설들을 우리나라 가계조사자료를 이용하여 분석한 결과 첫째, 불확실한 노후대비 저축동기가 고소득계층의 저축률 상승을 유도하는 것으로 나타났다. 둘째, 국민연금 등 공적저축 확대에 따른 사적저축의 감소경향이 고소득계층 보다 저소득계층에 현저하게 나타나고 있으며 이와 같은 현상은 국민연금제도가 소득계층별로 상이한 저축유인을 제공하고 있음을 시사한다. 마지막으로 외환위기 이후 급증한 가계부채의 경우 고소득계층에 비해 중·저소득계층의 상환부담이 가중됨으로써 이들 계층의 저축률 저하가 발생하고 있는 것으로 분석되었다.

1. 서론

외환위기 이후 우리나라 저축에 있어 발생하고 있는 구조적인 변화중 가장 두드러진 현상은 가계저축률의 추세적인 하락과 소득계층간 저축률 격차의 확대라 할 수 있다. 가계저축률의 추세적인 하락현상은 경제발전 과정에서 발생할 수 있는 자연스러운 현상일 수 있으나 다만 총저축률이 과도하게 낮아질 경우 투자재원 조달애로에 따른 성장잠재력의 저하, 경상수지의 악화 등이 우려되고 있다. 한편 가계의 소득계층간 저축률 격차가 지속될 경우 富의 불평등이 확대될 수 있으며 은퇴 대비에 있어서도 소득계층간 차이가 발생할 수 있다는 측면에서 인구고령화에 따른 동태적

* 한국은행 금융경제연구원 금융연구실 과장

중요성을 갖는다.

국내외적으로 저축률 격차를 설명하는 이론과 실증분석은 그 중요성에 비해 상대적으로 미흡한 실정이다. 과거 1950년~1960년대 많은 경제학자들은 이론 및 실증 분석을 통해 보다 높은 소득을 가진 사람들이 낮은 소득을 가진 사람들에 비해 저축을 많이 하는지에 관한 연구를 수행하였다. 대표적으로 Friedman(1957)은 항상소득에 따른 저축률은 일정한 반면 임시소득에 따라 저축을 더 많이 하거나 적게 할 수 있다는 이론을 제시하였다. 동 이론은 일관된 실증분석 결과를 제공하고 있지는 못하지만 거시모델 구축에 있어 유용성으로 인해 암묵적으로 받아들여져 왔다.

1970년대 후반 Hall(1976)의 임의보행 이론이 소개되고 소비자 이론에 있어 오일러 식을 이용한 동태분석이 주류를 이룸에 따라 저축률 격차에 관한 논의는 경제학자들의 관심에서 벗어나게 되었다. 그러나 1990년대 후반부터 소비자이론에 있어 예비적 저축동기, 유증동기 등 새로운 가설들이 도입되고 그 논의가 활발히 이루어짐에 따라 저축률 격차 문제에 있어서도 동 이론들을 적용하여 설명하고자 하는 시도가 이루어지고 있다. 한편, 우리나라의 경우 저축에 관한 연구는 이론적인 분석 보다는 미시 및 거시자료를 이용한 실증연구가 대부분이지만 이들도 대부분 저축 수준에 관한 거시연구로 가계의 저축률 격차에 관한 미시연구는 미흡한 실정이다.¹⁾

따라서 본 연구에서는 외환위기 이후 확대되고 있는 가계저축률 격차 문제에 논의의 초점을 맞추어 소득계층별 저축률 격차의 발생 원인을 체계적으로 분석하고 이에 따른 정책적 시사점을 제시하였다.²⁾ 본 연구는 우리나라에서 처음으로 항상소득가설의 비례가설(proportionality hypothesis)을 실제로 검정해 보고 다양한 이론을 토대로 도출된 가계저축률 격차의 확대 원인을 실증적으로 분석해 보았다는 데 의의가 있다. 또한 소득계층별 저축률 격차에 관한 분석은 소비 및 저축에 관련된 조세제도는 물론 향후 자산 형성 및 부채 등 소비자 금융 정책과 관련된 다양한 정책적 시사점을 제공할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 우리나라 가계저축률의 변화 추이를 살펴본다. III장에서는 가계저축률 격차에 관한 선행연구의 개관을 통해 가계저축률 결정 요인 및 격차 발생 원인에 관한 다양한 이론적 논의들을 정리하였다. IV장에서는 우리나라 가계패널자료를 이용하여 소득계층별 가계의 저축률 격차 여부 및 격차 발생의 원인을 분석해 보았다. 마지막으로 V장에서는 실증분석 결과를 토대로 시사점을 간략히 정리하였다.

1) 우리나라 저축률 추이 및 하락 요인에 관한 주요 연구로는 박종규·김진영(2000), 정지만(2004, 1999), 박대근·이창용(1997) 등을 들 수 있다. 한편 본문에서 사용한 미시연구는 가계조사자료를 이용한 실증분석 연구를 지칭한다.

2) 외환위기 이후 발생하고 있는 저축률 격차 확대 현상을 이해하기 위해서는 저축률 격차 발생 원인에 대한 분석이 선행되어야 하며 저축률 격차의 확대는 이와 같은 발생 원인들이 외환위기 이후 새롭게 추가되거나 보다 강화된 것으로 해석하여도 큰 무리는 없을 것으로 판단된다.

II. 우리나라 가계의 저축률 변화 추이

1. 가계저축률의 저하

우리나라 총 저축률은 1988년을 정점으로 하락하는 추세이며 이중 개인(가계)저축³⁾은 현저히 감소한 반면 기업저축은 꾸준히 증가하여 2000년 이후 부문간 저축률 역전현상이 발생하고 있다([그림 1] 참조). 이와 같은 개인(가계)부문 저축률의 변화는 외환위기 이후 가계의 저축여력이 취약해짐을 반영하고 있으며⁴⁾ 전반적으로 우리 경제가 과거 기업투자나 수출위주의 경제에서 소비위주의 선진 경제로 전환하는 과정에서 발생하는 현상으로 인식⁵⁾ 되고 있다.

한편 가계저축률의 추세적 하락현상은 우리나라에만 국한된 현상이 아니라 미국, 일본 등 선진국에서도 공통적으로 나타나고 있는 현상⁶⁾으로 보인다([그림 2] 참조). 이들 국가에서 발생하고 있는 가계저축률 하락의 원인으로는 富의 효과, 고령화의 진전과 금리하락 등이 지적되고 있는데 특히 미국의 경우엔 주택가격 등 자산가격 상승이, 일본의 경우엔 고령 무직자 계층의 증가가 저축률 하락의 주요 원인으로 제기되고 있다.

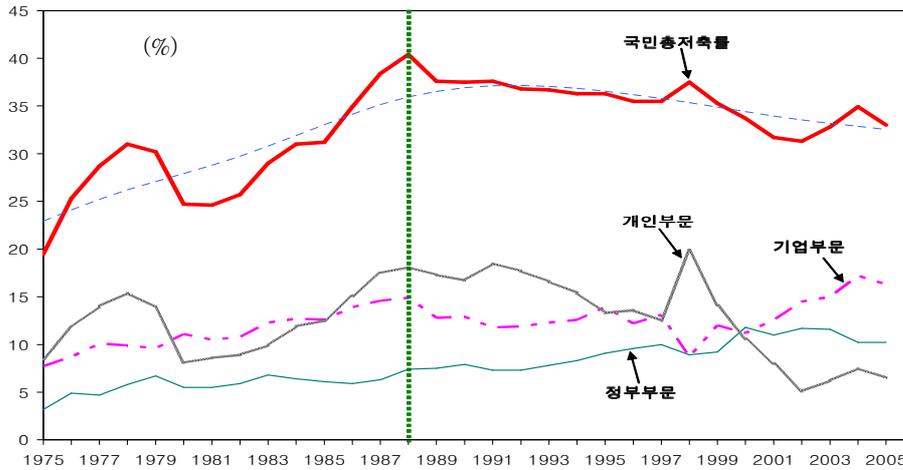
3) 국민계정에서 개인부문은 가계(민간 비법인 기업 포함) 및 가계에 봉사하는 비영리단체까지 포함한 개념으로 통상적으로 정의되는 가계보다 광의의 개념이라 할 수 있다.

4) 국민계정 상 가계저축은 자산 소득이 포함되지 않는 등 측정(measurement) 상의 문제로 해석에 있어 주의할 필요가 있다. 미국의 경우 가계부문의 저축률 하락 현상을 분석한 결과 자산소득 등을 포함한 수정된 저축률을 사용할 경우 저축률 하락은 상당부분 완화되는 것으로 나타났다. 따라서 급격한 가계저축률 하락 현상을 경험하고 있는 우리나라의 경우에도 실제로 가계저축률이 저하되고 있는지에 관한 보다 심도 깊은 연구가 요구된다. 자세한 내용은 Peach and Steindel(2000) 및 Cooper(2005)를 참조할 것.

5) 다만 저축률이 과도하게 낮아지는 경우 투자재원 조달 애로에 따른 성장 잠재력저하, 경상수지 악화 등의 부작용에 대한 우려 역시 제기된다. 자세한 내용은 한국은행, “최근의 가계저축률 하락원인 및 시사점”, 보도참고자료, 2004.5.4 참조.

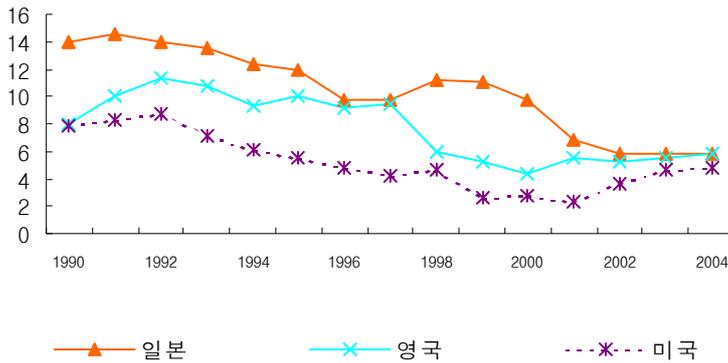
6) 자세한 내용은 한국은행(2005)을 참조.

[그림 1] 저축률 추이



자료: 한국은행(2006), 경제통계시스템(ECOS)

[그림 2] 주요 선진국의 가계저축률 추이



자료: OECD(2005), Economic Outlook

2. 소득계층별 가계 저축률 격차의 확대

우리나라의 경우 가계저축률과 관련하여 보다 주목할 현상은 앞서 언급한 바와 같이 외환위기 이후 중저소득층과 고소득층간의 저축률 격차가 확대되고 있다는 점이다. 이와 같은 사실은 우리나라의 두 대표적인 가계조사자료인 통계청의 「도시가계조사」와 한국노동연구원의 「노동패널조사」 자료를 통해서 확인할 수 있다. 다음 [그림 3]에서와 같이 외환위기 이후 가계저축률격차의 확대는 고소득계층의 저축률은 큰 변화가 없는 가운데 상대적으로 중저소득계층의 저축률 하락에 주로 기인한 것으로 보인다.⁷⁾

이와 같은 현상은 보다 구체적으로 노동연구원의 「노동패널조사」 자료를 이용하여 저축을 한 가구의 소득계층별 비중을 살펴보면 어느 정도 확인할 수 있다. 다음 <표 1>에서 보는 바와 같이 실제로 저축을 하고 있는 고소득 가구 대비 저소득 가구의 비중은 점진적으로 하락하고 있어 소득 계층별 저축 격차의 확대 가능성을 시사하고 있다.

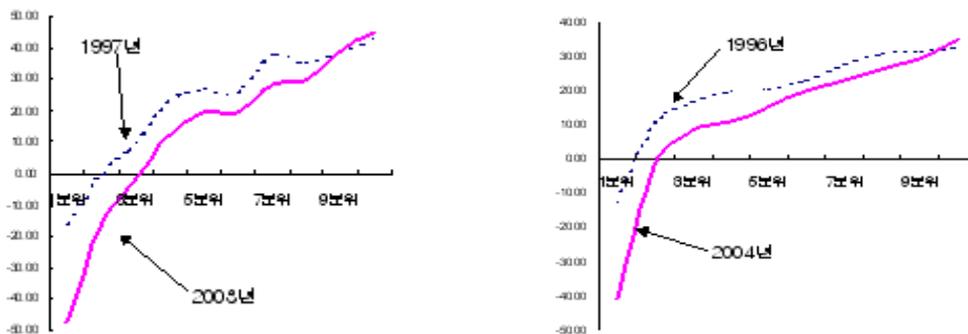
<표 1> 저축을 한 가구의 비중

(단위: %)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
하위소득	60.3	58	54.3	55.2	43.2	39.3	34.8
상위소득	39.7	42	45.7	44.9	56.7	60.7	65.2

주: 월평균 소득이 200만원 미만을 하위소득으로 200만원 이상을 상위소득으로 정의
 자료: 남재량 외(2006)을 재구성

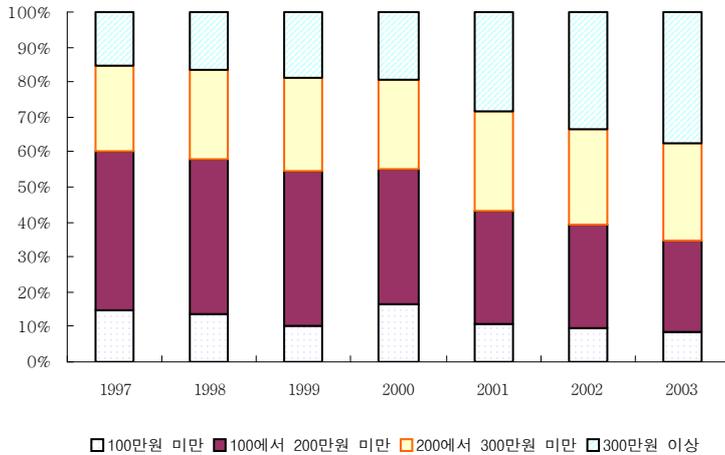
[그림 3] 외환위기 전후 소득계층별 저축률 격차(1996-2004)



주: 「노동패널조사」 자료의 경우 1차(1998)에서 7차년도(2004)를 사용하고 있으나 소득 및 저축에 관한 설문은 '작년 한해' 이므로 실제로는 1997년과 2003년의 저축률
 자료: 노동연구원, 「노동패널조사」 (좌측); 통계청, 「도시가계연보」 (우측) 각 년도

7) 통계청 「도시가계조사」 자료에 따르면 저소득계층(하위20%) 저축률은 1996년 -1.1%에서 2004년 -21.4%로 급락한 반면, 고소득계층(상위20%)의 경우는 32%에서 큰 변화가 없는 것으로 나타나고 있다.

[그림 4] 저축가구의 소득분포 추이



자료: 남재량 외(2006)을 재구성

한편 [그림 4]에서 보는 바와 같이 월 평균 가구소득이 300만 원 이상인 고소득가구의 경우 1997년도 저축가구에서 차지하는 비중이 15.5%에 불과하였으나 이들 계층은 꾸준히 증가하여 2003년에는 37.5%까지 증가하고 있다. 반면 월 평균 가구소득 100만원 미만의 저소득가구의 경우 1997년도 14.8%에서 2003년 8.3%까지 그 비중이 하락하고 있어 소득계층별 저축률 격차의 확대가능성을 시사하고 있다.

III. 가계저축률 격차에 관한 논의

1. 선행연구의 개관

1950년 ~ 1960년대의 많은 경제학자들은 고소득계층이 저소득계층에 비해 더 많이 저축을 하는지 여부를 이론적으로 그리고 실증적으로 분석하고자 시도하였다.⁸⁾ 대표적으로 Friedman(1957)은 횡단면 자료를 이용하여 저축률과 소득 사이의 정(正)의 상관관계를 보였지만 이러한 결과는 임시소득의 차이에 기인하며 항상소득에 따른 저축률은 일정하다고 주장하였다. 이와 같은 Friedman의 비례가설이 제기된 이후 많은 연구들이 이루어졌지만 일관된 결론을 제시하지는 못하였다.⁹⁾

비례가설에 관한 연구가 일관된 결론을 내리지 못하는 상황에서 1970년 대 후반 이후에는 소비

8) 가계저축에 관한 초기의 이론적 기여로는 Keynes(1936), Pigou(1951) 등이 있으며 초기 실증연구로는 Duesenberry(1949), Friedman(1957), Modigliani and Ando (1960) 등이 있다.

9) 이와 같은 당시의 연구 결과들을 반영하여 Evans(1969)는 “상대적으로 부유한 개인들이 가난한 이들에 비해 높은 저축률을 나타내는 지 여부는 확실하지 않다”라고 결론을 내렸다.

에 관한 동태이론이 제시됨에 따라 동 연구주제에 대한 관심은 급격히 저하되었다. Lucas(1976)와 Hall(1976)의 선도적인 연구 이후로 소비 또는 저축 수준에 관한 연구에서 소비의 1차 차분(growth rate)을 고찰하는 오일러 추정식이 소비 및 저축의 주요 연구대상으로 전환되어 저축률 격차에 관한 연구는 상대적으로 미흡하게 되었다.

한편 일부 연구에서는 저축률 격차를 직접적으로 검정하는 것 대신 가계의 富를 분석하여 가계 富의 수준이 평생소득 수준과 비례하지 않는다는 점을 들어 저축률 격차현상을 간접적으로 입증하고자 하였다(Diamond and Hausman, 1984; Bernheim and Scholz, 1993; Hubbard, Skinner, and Zeldes, 1995). 이들 연구에 따르면 평생소득이 높은 계층의 축적된 富가 이들의 평생소득에 비례하지 않고 더 높은 수준으로 축적되는 것으로 나타나 이를 저소득층에 비해 고소득층이 보다 높은 비율로 저축하는 것에 기인하는 것으로 해석하고 있다. 반면 이와 같은 결과는 단지 富에 관한 측정의 오차에 기인한다고 주장하는 연구결과도 제기되었다.¹⁰⁾

저축률 격차에 관한 대부분의 연구가 존재여부와 항상소득이론의 비례가설에 대한 검정에 치우친 반면 보다 최근 들어서는 이와 같은 현상에 대한 원인을 규명하고자 시도하는 연구결과들이 제시되었다. Dynan et al. (2000), Hugget and Ventura(2000)와 Smith(1999) 등은 무엇보다도 사적저축과 사회보장제도간의 관계에 주목하여 사회보장제도가 소득계층별로 상이한 저축유인을 발생시킨다고 주장하였다. Lawrance(1991)는 불완전한 자본시장을 상정할 경우 시간선호율과 소득수준은 負의 관계가 나타나며 저소득계층의 경우 높은 시간선호율로 인해서 저축률이 낮게 된다고 주장하였다. Hubbard, Skinner, and Zeldes(1995)는 Medicaid¹¹⁾와 같이 자산을 토대로 자격요건을 심사하는 사회보장제도(asset-based means tested program)의 경우 저소득계층은 이를 최소생계비 수준에 대한 보험으로 인식하여 미래 불확실한 소비에 대비한 저축을 감소시킬 유인이 발생한다고 주장하였다. 그러나 이들 대부분의 연구는 실증분석이 저축률 격차의 존재여부 검정에 한정되거나 격차발생의 원인을 규명하는데 있어 모의실험(simulation)에 의존하는 등 실제원인 여부를 확인하기 어려운 문제점이 존재하는 것으로 평가된다.

10) 이와 관련된 대표적인 연구로 Gustman and Steinmeier(1999), Venti and Wise(1998)가 있는데 이들은 일반적인 富의 측정수준에 귀속된(imputed) 사회보장과 연금 富가 합산될 경우 평생소득에 따른 저축은 일정비율을 유지한다고 주장하였다.

11) 미국의 Medicare와 함께 대표적인 의료보장제도로 65세 미만의 저소득층을 대상으로 하는 공적 의료 보장제도를 지칭한다.

2. 저축 결정 및 격차의 발생원인 분석

가. 가계 저축모형

가계의 저축 동기는 다양하며 이들 동기들은 상호 영향을 주고받으므로¹²⁾ 이와 같은 다양한 가계의 저축동기를 모두 설명할 수 있는 이론 모형은 아직까지 개발되지 못하고 있는 실정이다. 통상적으로 소비자이론에서는 항상소득가설, 생애주기가설, 예비적 동기이론이 가계의 다양한 저축행태의 일부 측면만을 설명하는데 주력하고 있다. 한편 저축률 격차 요인의 분석에 있어서도 저축률 결정이론과 마찬가지로 다양한 격차발생 원인을 종합적으로 설명할 수 있는 모형은 아직까지 개발되지 못한 것으로 보인다. 따라서 본 절에서는 소비와 저축간의 異其間 選擇模型(simple model of intertemporal choice) 분석을 통해 대표적 소비자이론들의 저축 결정요인을 부분적으로 살펴봄으로써 본 연구의 저축률 격차분석을 위한 이론적 토대를 형성하고자 한다.

일반적인 이기간 선택모형은 다음과 같이 구성된다.

$$\begin{aligned} \text{Max } u &= E_t \sum_{k=t}^T v_k(c_k) & (1) \\ \text{s.t } A_{t+1} &= (1+r_{t+1})(A_t + y_t - c_t) \end{aligned}$$

여기서 c_k 는 기간 k 의 소비지출이고 v_k 는 기간 k 의 효용함수이며 E_t 는 기간 t 기의 조건부 기대를 나타낸다. 예산제약식에서 A_t 는 자산의 실질가치를, r_{t+1} 은 기간 t 로부터 $t+1$ 기까지의 실질이자율을, y_t 는 기간 t 의 소득을 나타낸다. 한편 통상적으로 소득과 이자율은 확률변수로, 자산은 최종기 T 기에 0 또는 비음수의 값을 갖는다고 가정한다.

식(1)을 정리하면 다음과 같은 Dynamic program 형태로 나타낼 수 있다.

$$V_t(A_t) = \max_{\omega} v_t(A_t + y_t - \omega) + E_t V_{t+1}[(1+r_{t+1})\omega] \quad (2)$$

여기에서 $V_t(A_t)$ 는 자산 A_t 를 보유한 사람의 기간 t 기 프로그램 가치이며 ω 는 전체가능 수입($A_t + y_t$)중에서 미래소비를 위해 유보되어지는 액수, 즉 저축액을 의미한다.

식(2)를 실질자산 A_t 에 대해 미분하면 다음과 같다.

12) Browning and Lusardi(1996)는 사람들이 왜 저축하는지에 대해 다음과 같은 9가지 동기를 정리해 놓았는데 ① 예비적 동기(precautionary motive) ② 일생주기적 동기(life cycle motive) ③ 소비지출 개선 동기(improvement motive) ④ 이자수입 동기(intertemporal substitution motive) ⑤ 독립의 동기(independence motive) ⑥ 사업자금 동기(enterprise motive) ⑦ 유증 동기(bequest motive) ⑧ 탐욕 동기(avarice motive) ⑨ 주택 및 내구재 구입 동기(downpayment motive) 등이다.

$$V'_t(A_t) = v'_t(c_t) \equiv \lambda_t(c_t) \quad (3)$$

식(3)으로부터 이기간 최적화 문제의 1계 조건인 오일러 식을 도출하면 아래와 같다.

$$\lambda_t(c_t) = E_t[(1+r_{t+1})\lambda_{t+1}(c_{t+1})] \quad (4)$$

한편 이와 같은 오일러 식으로 부터 항상소득가설과 평생소득가설의 시사점을 도출할 수 있다. 먼저 각 기간의 효용함수가 식(5)와 같다고 가정하며 이때 효용함수는 시간에 따라 불변이고, δ 는 시간선호율을 나타낸다.

$$v_t(c_t) = (1+\delta)^{-1}v(c_{t+1}) \quad (5)$$

만약 이자율도 시간에 따라 불변이고 $\lambda(c)$ 를 $v(c)$ 의 한계효용으로 가정한다면 식(4)는 식(6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\lambda(c_t) = \frac{1+r}{1+\delta} E_t \lambda(c_{t+1}) \quad (6)$$

식(6)에 ① 시간선호율이 이자율과 동일하고 ② 효용함수가 2차식의 형태라는 가정이 추가될 경우 식(7)과 같이 소비가 임의보행(random walk) 성격을 갖게 되는 항상소득가설식이 도출된다. 이를 달리 표현하자면 식(8)에서 보는 바와 같이 계획된 소비는 일정하게 되며 소비는 항상소득과 일치하게 된다.

$$c_t = E_t c_{t+1} \Rightarrow c_{t+1} = c_t + u_{t+1} \quad (7)$$

$$c_t = \frac{r}{1+r} A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{\infty} E_t y_{t+k} \quad (8)$$

항상소득가설이 저축에 대해 시사하는 바를 구하기 위해 식(8)을 이용하여 자본소득 및 근로소득에서 소비지출을 뺀 나머지로 저축을 정의하면 식(9)와 같이 나타낼 수 있다.

$$s_t = - \sum_{k=1}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t \Delta y_{t+k} \quad (9)$$

식(9)는 항상소득가설이 옳다면 미래소득이 상승할 것이라 기대될 경우 현기의 저축은 감소하고 소비는 증가하게 됨을 의미한다.

한편 일생주기가설은 소득과 소비, 저축의 연령대별 profile에 주목하여 식(6)에 가계의 특징을 나타내는 선호요인 z_t 를 추가한 식(10)과 같은 보다 확장된 형태로 나타낸다.

$$\lambda(c_t, z_t) = \frac{1+r}{1+\delta} \lambda(c_{t+1}, z_{t+1}) = \left(\frac{1+r}{1+\delta}\right)^k \lambda(c_{t+k}, z_{t+k}) \quad (10)$$

식(10)은 모든 k 에 대해 동일하게 적용되기 때문에 소비의 연령별 profile이 가계의 특징 또는 선호에 의해 결정되며 아울러 이자율과 시간선호율의 관계에 따라 결정됨을 나타낸다. 만약 $r > \delta$ 인 경우에는 기다림의 대가가 충분히 커서 성급함을 극복할 수 있다면 소비의 한계효용은 연령이 올라감에 따라 감소할 것이고 따라서 소비경로는 연령에 따라 증가하는 형태가 된다. 반면에 $r < \delta$ 인 경우와 같이 이자율이 충분히 낮아 기다림의 대가가 그리 크지 않게 된다면 연령에 따라 한계효용은 상승할 것이고 소비경로는 연령에 따라 감소하게 된다.

정리해 보면 항상소득가설은 연령별 효과와 가구구성의 효과 보다는 새로운 정보에 관한 소비의 반응에 초점을 맞추며 소득의 변동에 대한 소비의 평활화를 염두에 두고 있다. 반면 일생주기가설은 소비와 저축의 연령대별 profile을 분석하여 저축은 이자율, 개인의 시간선호도, 그리고 금융시장의 성숙도, 사람들의 기대수명 및 퇴직연령에 의해 결정된다고 본다. 아울러 항상소득가설 및 일생주기가설은 시간선호율(δ)과 수익률(r)이 일정하며 서로 일치하고 효용함수가 등탄력적인 형태를 가질 경우에 한해 비례가설이 성립함을 주장한다.

한편 두 모형에 비해 상대적으로 최근에 도입된 예비적 저축동기 모형은 저축 및 소비 결정에 있어 주요한 요인 중 하나인 불확실성을 명시적으로 고려하고 있으며 이때 소비의 한계효용은 선형이 아닌 볼록한 형태로 나타나게 된다. 동 모형에 따르면 미래 소비가 불확실해질 경우, 즉 소비의 평균은 일정하데 평균을 중심으로 spread가 증가할 경우 현재소비는 감소하고 저축은 증가하게 된다. 한계효용함수가 볼록할 때 미래소비의 불확실성의 증대는 저축을 증가시키고 이와 같이 늘어난 저축을 예비적 저축이라 정의한다. 통상적으로 예비적 저축이란 장차 발생할지도 모르는 실직, 질병, 사망, 자연재해 등의 위급한 재난에 미리 대비하여 저축의 형태로 보유하게 되는 자산을 지칭하는 개념으로 사용된다. 한편 불확실성이 모형에 도입될 경우 예비적 저축모형의 해는 항상소득이나 일생주기모형과 달리 닫힌 해 형태로 도출되지 않게 되므로 모의실험을 통한 분석만이 가능하며 따라서 결과 해석에 있어서도 상당히 제한적일 수밖에 없는 문제를 안고 있다.

나. 저축률 격차의 발생 원인

앞선 절에서 보았듯이 기존의 대표적인 소비자 이론은 다양한 저축동기와 행태를 종합적으로 설명하는데 한계가 있으며 아직까지는 이 모두를 설명할 수 있는 일관된 이론모형이 제시되지 못하고 있는 것으로 보인다. 따라서 저축률 격차를 설명하는데 있어서도 이를 종합적으로 분석하기 보다는 다양한 소비자 이론들로부터 유도되는 저축률 격차에 관한 시사점을 정리하고 있다.

먼저 일생주기 가설에 따르면 저축률 격차는 기본적으로 연령과 관계가 있으며 저축률이 낮은 젊은 계층이 저소득계층에 많이 포함되어 있고 저축률이 높은 중장년계층이 고소득층에 포함되기 때문에 발생하는 것으로 본다. 최근에는 이와 같은 연령적인 요인이외에 추가적으로 소득시점의 차이를 가져오는 사회보장제도와 시간선호율의 차이가 제기된다. 또한 항상소득 모형은 임시 소득의 차이 외에 소득계층별 투자기회의 차이를 저축률 격차요인으로 제시하고 있다.

한편 예비적 저축동기 모형은 저축률 격차 발생의 주요 원인으로 불확실성을 강조하며 유증동기 모형은 부모세대의 자녀세대를 위한 유증을 소득계층별 저축률 격차의 주요한 원인으로 제기하고 있다. 다음에서는 기존의 소비자 이론들이 제시하고 있는 저축률 격차의 발생 원인을 크게 6가지로 대별하여 정리하였다.

1) 사회보장제도

소득이 있을 때 징수하였다가 소득이 없을 때 나누어 주는 사회보장 제도(일종의 강제적인 소득의 시점배분)는 소득계층별로 상이한 저축행태의 유인을 제공한다. 소득계층별로 수입과 이전소득의 발생시점이 상이할 경우 소비경로의 기울기가 동일함에도 불구하고 다른 저축행태를 가져올 수 있으며 이는 기본적으로 사회보장제도가 소득계층별로 저축에 대한 상이한 인센티브를 제공하는데 기인한다.

즉, 동 가설에 따르면 국민연금과 같은 사회보장제도는 전형적으로 은퇴 후 저소득계층의 소득을 고소득계층에 비해 높은 비율로 대체하도록 하며 이와 같은 국민연금의 높은 소득대체율로 인해 저소득가계의 저축유인이 상대적으로 작게 된다. 따라서 국민연금과 같은 사회보장제도의 존재는 저축률 격차 발생의 주요한 원인 중의 하나로 제기되고 있다.

2) 시간선호율

앞 절의 저축 결정모형에서 보았듯이 불완전한 자본시장을 상정할 경우 시간선호율과 소득사이에는 負의 관계가 나타나며 저소득계층의 경우 높은 시간선호율로 인해서 저축률이 낮게 된다. 즉, 자본시장이 불완전할 경우 낮은 시간선호율을 가진 고소득 가계는 청·장년기에 보다 많은 저축을 하게 되고 교육과 다른 형태의 인적자본에 대한 투자로 인해 고수입을 얻게 됨에 따라 고소득 가계가 저소득 가계에 비해 보다 높은 저축률을 시현하는 이유로 제기된다.

3) 필수소비

가계에 필수소비 수준이 존재할 경우 소득계층별 저축률 격차가 발생할 수 있다. 즉, 소득과 무관한 필요적 경비지출로 인해 저소득계층의 저축여력이 낮아져 저축률 격차가 발생할 수 있다. 그러나 이론적으로 필요소비지출로 저축률 격차를 설명하기 위해서는 이자율과 시간선호율 간에

$r > \delta$ 라는 일정한 관계가 충족될 필요가 있다.

앞선 저축 결정모형에서 보았듯이 만약 $r < \delta$ 이면 필요소비 수준의 존재는 부유한 계층이 가난한 계층에 비해 저축을 덜하게 만드는 결과를 가져올 수 있다. 이와 같은 이유는 $r < \delta$ 라면 소비 경로가 연령에 따라 감소하게 되는데 이때 필요소비의 존재는 소득계층별로 소비경로의 기울기에 영향을 미치게 되어 저소득계층이 오히려 고소득계층에 비해 저축을 많이 하게 되는 결과가 발생할 수 있게 된다.¹³⁾

4) 투자기회

고소득가계가 투자기회 접근에 있어 금융지식 및 정보의 차이로 인해 저소득가계에 비해 보다 유리하다면 이로 인해 저축률 격차가 발생할 수 있다.¹⁴⁾ 만약 고소득가계가 주식, 부동산 등 고수익 투자기회에 대한 접근이 저소득가계에 비해 용이하다면 자산시장에 대한 접근기회의 차이는 저축률 격차를 발생시킨다. 상대적으로 수익률의 높은 투자기회의 존재 및 그에 대한 접근가능성이 보다 높아질 경우 가계는 현재소비를 지연시키고 저축을 확대시키는 유인이 그만큼 크기 때문이다.

5) 불확실성

고소득가계가 직면하는 위험이 저소득가계에 비해 높을 경우 이는 저축률 격차를 가져올 수 있다. 향후 소득충격이 우려될 때 저소득가계에 비해 고소득가계는 자신의 높은 생활수준을 유지하기 위해 보다 많은 저축을 할 유인이 발생한다.

특히 사회보장 제도가 제공하는 사회안전망은 일반적으로 저소득계층을 대상으로 하고 있어 고소득층을 위한 대비로서는 부적절하며 따라서 고소득 가계의 경우 사적 저축에 의존할 유인이 더 크게 된다. 이론적으로 불확실성 자체만으로 저축률 격차를 설명하는 데는 한계가 있는 것으로 알려져 있으며 이를 사회보장제도 등 제도적인 요소와 결합하여 저축률 격차를 설명하고 있다.¹⁵⁾

13) 한편 우리나라의 경우 외환위기 이후 낮은 이자율 수준이 지속되었다는 점을 감안할 때 외환위기 전후로 시간선호율에 큰 변화가 없다면 이와 같은 필요소비 지출을 통한 저축률 격차의 이론적인 설명에는 한계가 존재한다. 그러나 가계의 시간선호율이 어떤 연유로 인해 외환위기 이후 이자율의 하락폭 보다 더 크게 떨어졌다면 이 역시 중요한 이유로 제기될 수 있을 것이다.

14) 2005년 「국세통계연보」에 따르면 이자소득과 배당소득을 합한 금융소득이 연간 1억 2000만원을 넘는 개인 사업자들이 2003년 4,328명에서 2004년 65% 증가한 7,125명으로 확대되었으며 연간 금융소득 4,000만원 초과자는 2004년 23,184명으로 총액소득은 4조 9,423억에 달하는 것으로 나타났다.

15) Dynan et al.(2000) 참조.

6) 유증동기

통상적인 유증동기 모형에서 고소득가계는 현재의 자신보다 소득이 낮을 것으로 예상되는 다음 세대를 위해 보다 많은 유산을 남기려 한다. 반면 저소득가계는 이들이 자신보다 소득이 높을 것이라 기대하므로 유증을 위한 저축동기가 낮게 나타난다. 동 모형에 따르면 개인은 후세의 효용에 가치를 두게 되며 소득은 세대에 걸쳐 평균으로 회귀한다(mean-reverting)고 가정함으로써 항상소득이론의 비례소비가설은 세대에 걸쳐 유효하게 적용된다고 본다. 즉, 높은 평생소득을 가진 가계는 보다 많은 유산을 상대적으로 가난하게 될 후손들에게 남기기 위해 평생소득의 보다 많은 부분을 저축하게 되므로 고소득 가계의 저축률이 높게 나타나는 것이다. 그러나 유증동기 모형은 최상위 계층의 높은 저축률을 설명하는데 있어 유용한 반면 일반적으로 관측되고 있는 최하위 계층의 저축 또는 매우 낮은 수준의 저축을 설명하는데 한계가 있는 것으로 평가된다.

IV. 실증분석

1. 자료 및 분석방법

일반적으로 저축률 자료 분석에 있어서 제일 먼저 직면하게 되는 문제는 저축의 정의 문제라 할 수 있다. 통상적으로 저축은 실현된 또는 미실현된 자본이득을 포함하는 ΔW 로, 또는 자본이득을 제외한 소득과 소비지출의 차이($Y - C$)로 정의할 수 있으며 분석의 목적에 따라 사용하는 저축의 정의가 상이하다.

먼저 저축을 ΔW 로 정의하는 것은 은퇴를 위한 저축의 적정성을 연구하는데 있어 적당하지만 현실적으로 가계 보유자산을 완벽하게 파악하고 있는 자료를 구하는 것이 매우 어렵다. 또한 가계의 저축을 소득과 소비의 차이로 정의하는 것은 가계소득에 있어 자본소득이 작거나 또는 자본이득이 아예 예상치 못한 결과에 한해 적당하다고 할 것이다. 따라서 본 분석에서는 가계조사자료 상의 저축을 ① 소득과 소비의 차이, ② 가계가 조사 시 밝힌 저축액으로 정의하고 이들 저축을 가계 총소득 대비 비율로 사용하였다.^{16) 17)}

아울러 저축률 자료 분석시 제기되는 또 다른 문제는 항상소득과 임시소득의 구별 문제와 소득에 있어 발생하는 측정 오차(measurement error) 처리 문제라 할 수 있다. 측정오차와 임시소득으

16) 가계의 보유 자산에 대한 만족할 수준의 정보가 입수 가능할 때 저축을 ΔW 로 정의하는 것이 측정 오차문제에서 다른 개념보다 유리하다고 할 수 있다. 그러나 「노동패널조사」 자료의 경우 자동차 등 실물자산에 대한 정보가 충분하지 않아 ΔW 의 정의는 본 연구에서 제외하였다.

17) 본 연구의 실증분석에서는 측정오차 및 자료의 outliers가 상대적으로 작은 ②의 정의를 사용하여 얻은 결과를 보고하기로 한다. 한편 저축을 소득과 소비의 차이로 정의하여도 ②의 결과와는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

로 발생하는 문제를 해결하기 위해서 본 연구에서는 추정방법에 있어 2단계 추정기법을 사용하였으며 이에 따른 표본오차의 偏倚 가능성을 고려하여 부트스트랩핑(bootstrapping) 기법을 적용하여 표본오차를 계산하였다.

한편 본 연구에서는 분석 자료상의 제약으로 인해 노동연구원의 「노동패널조사」와 통계청의 「도시가계연보」 자료¹⁸⁾를 보완적으로 사용하였다. 두 자료 모두 패널자료로 구성되어 있으며 노동패널자료의 경우 1차~7차 연도(1998년~2004년) 자료가, 도시가계연보 자료는 1998년~2002년 5개 연도 자료가 사용되었다. 분석 자료에 있어 핵심변수라고 할 수 있는 가계의 저축률 자료의 경우 분포가 비정규성(non-normality)을 갖고 있는 것으로 나타나 본 분석에서는 Quantile 추정방식을 사용하고 아울러 시간불변 고정효과를 통제하기 위해 패널분석기법을 보조적으로 사용하였다.¹⁹⁾

소득계층별 저축률 분석을 위해서는 가계를 소득계층별로 구분하는 것이 필요한데 본 연구에서는 분석 방법에 따라 소득계층을 크게 3가지 방식으로 나누어 분석하였다. 먼저 Quantile 추정방식의 경우 횡단면 분석이 이루어지게 되므로 전체 관측치를 연도와 상관없이 나열(pooling)하여 이를 소득별 5분위로 구분해 사용한다.²⁰⁾ 다음으로 향상소득개념을 적용, 각 가계별로 평균 소득을 구해 이들 가계의 기간 평균소득을 5분위로 구분하여 사용한다. 마지막으로 패널자료 분석을 위해 연도별로 각 가계가 속해 있는 소득분위를 계산하여 기간에 따른 이들 가계의 소득분위의 변화를 반영한다.

2. 가계저축률의 격차 여부 검정

본 분석에서는 저축률 격차 발생원인 분석에 앞서 먼저 가계저축률 격차가 존재하는지를 현재의 소득을 통해 검정하였다. 이를 위한 기본적인 회귀분석식은 다음과 같다.

$$s_{i,t} = \alpha_2 I_2 + \alpha_3 I_3 + \alpha_4 I_4 + \alpha_5 I_5 + X_{i,t} \beta + D_t \Gamma + \epsilon_{i,t} \quad (11)$$

여기서 $s_{i,t}$ 는 가계저축률을, I_2, I_3, I_4, I_5 는 각각 2, 3, 4, 5분위 소득계층 분위더미를 나타내며, $X_{i,t}$ 는 가계의 특성을 나타내는 벡터로 가구주 연령, 자녀수, 가구원 수, 가구주 교육수준, 가구주 성별, 가구주 직업 및 배우자 일자리 유형이 포함되고, D_t 는 연도더미, $\epsilon_{i,t}$ 는 통상적인 오차항

18) 「도시가계조사」 자료의 표본크기는 약 5천 가구로 5년 단위로 표본 집단을 정해두고 있어 동일기간 내에 일부가구의 자료(902가구)는 패널자료로 구축이 가능하므로 이를 이용하여 분석하였다. 패널자료 구축과 관련된 자세한 사항은 강성호·임병인(2005)을 참조.

19) 저축률 자료에 대한 정규성 검정(normality test) 결과 이를 기각하는 것으로 나타났으며 이 경우 통상적인 OLS 추정치는 일치추정량이 되지 않는 문제가 발생한다. 아울러 본 분석에서는 Quantile 추정식에서 고려하지 못하고 있는 가계의 관측되지 않는 시간불변요소(예를 들어 가계의 성향 등)로 인한 추정치의 편의 가능성을 감안하여 고정효과 모형을 보조적으로 사용하였다.

20) 패널 자료를 나열(pooling)할 경우 동일 가계에서 관측이 된다고 하더라도 연도가 다를 경우 이는 각기 독립적인 관측치(observation)로 간주한다.

을 나타낸다.

추정식(11)에서 핵심 분석 사항은 연령 등 가계별 특성이 통제될 때 소득계층별 분위더미 계수 값이 $\alpha_5 > \alpha_4 > \alpha_3 > \alpha_2$ 의 관계가 성립하는지를 검정하는데 있다.²¹⁾

<표 2> 소득계층별 가계저축률 격차의 추정결과

변 수	Quantile			Fixed effects
	I	II	III	
2분위	1.937* (1.115)	1.793 (1.690)	1.560 (1.063)	1.470*** (0.999)
3분위	7.069*** (1.073)	6.763*** (1.663)	6.377*** (1.041)	4.264*** (1.045)
4분위	13.399*** (1.055)	11.804*** (1.657)	12.193*** (1.020)	7.703*** (1.062)
5분위	22.220*** (1.057)	20.781*** (1.654)	22.589*** (1.014)	12.262*** (1.181)
가구원수	-0.551 (0.362)	-0.723** (0.429)	-0.894 (0.358)	-0.050 (0.740)
자녀수	-0.979** (0.484)	-1.270* (0.575)	-0.926 (0.478)	-2.019* (1.328)
가구주나이	-1.663*** (0.242)	-2.070*** (0.291)	-1.645*** (0.240)	-3.591 (0.859)
(가구주나이) ²	0.016*** (0.002)	0.020*** (0.003)	0.016*** (0.002)	0.037 (0.008)
가구주성별	-1.348 (2.079)	-0.972 (2.513)	-0.661 (2.082)	4.651 (7.676)
혼인관계	0.153 (0.645)	-0.578 (0.756)	0.300 (0.636)	0.140 (4.813)
가구주의 일자리유형	-1.661*** (0.503)	-2.050*** (0.599)	-1.579 (0.497)	-1.149* (1.050)
배우자의 일자리유형	-1.448*** (0.502)	-1.444* (0.598)	-0.943 (0.495)	-0.504*** (1.021)

- 주: 1) ()안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***,**,*은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함
 2) 연도 dummy는 생략되었으나 5%내에서 통계적으로 유의함
 3) Quantile 추정식중 I,II,III은 소득계층 더미 작성방법에 따라 구분하였으며 I은 pooling한 전체 자료를, II는 항상소득가설에 따른 분류, III은 패널자료 속성을 반영한 것임

21) 본 추정식에서 α 계수값의 경제학적 의미는 각 소득계층별로 최하위 소득계층의 저축률 대비 α_i (%) point 높음을 나타낸다.

실증분석 분석결과 <표 2>에서 보는 바와 같이 연령²²⁾ 등 주요 가구 특성이 통제되어도 고소득 가계일수록 저소득가계에 비해 상대적으로 저축률이 높은 것으로 나타나 우리나라 가계에 소득계층별 저축률 격차가 존재하고 있음을 확인하였다. 일부 결과를 제외하고 사용된 소득계층 구분(I, II, III) 및 추정 방법(Quantile과 Fixed effects)에 상관없이 추정된 계수값은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.²³⁾

(강건성 검토)

앞에서 언급한 가계 저축 분석시 발생할 수 있는 측정오차 및 집계과정(aggregation)에서의 오차로 인한 偏倚 가능성을 살펴보기 위해 실증분석 결과의 강건성 검토(Robustness check)를 수행하였다. 먼저 저축률 격차의 분석결과가 측정 오차(measurement error)로 인한 偏倚에 기인할 수 있으므로 저축률 대신 저축여부더미를 사용하여 추정해 보았다.

일반적으로 가계조사 자료의 경우 저축액이나 소득 등 수입과 자산 관련 설문은 응답자가 불성실하게 대답할 가능성이 있기 때문에 구체적인 액수가 아닌 저축을 하고 있는지 여부에 관한 설문을 이용하여 분석하였다. 저축여부 더미를 이용한 Logit 분석과 Fixed effects logit 추정기법을 이용하여 분석한 결과 <표 3>에서 보는 바와 같이 가계소득이 높을수록 저축확률이 높아지는 것으로 나타나 소득계층 간 저축률 격차를 지지하는 것으로 나타났다.

다음으로 이와 같은 저축률 격차가 저축률을 집계하고 평균화하는 과정에서 발생하는 오차일 가능성이 있으므로 저축을 하고 있는 계층만을 대상으로 분석하였다.²⁴⁾ 즉, 저축을 하고 있는 계층(저축>0)에 있어서는 소득분위별로 저축률 격차가 발생하지 않음에도 불구하고 단순히 저소득계층의 경우 저축을 하지 않는 계층(저축=0)이 고소득층에 비해 상대적으로 다수 포함되어 있어 저축률 격차가 발생할 수 있다. 저축률 격차를 저축을 하고 있는 계층(저축>0)만을 대상으로 분석한 경우에도 비록 통계적 유의성은 다소 감소하였지만 여전히 저축률 격차가 소득계층별로 존재하고 있는 것으로 확인되었다(<표 4> 참조).

22) 한편 실증분석결과에서 저축률이 연령에 따라 역U자 형태를 보이는 것으로 나타나 이는 통상적인 일생주기모형의 예측과는 차이가 있는 것으로 보이고 있다(부록의 [그림 1] 참조). 그러나 이는 우리나라의 경우 저축률이 N자 형태(즉 30대 초반에 저축률이 가장 높고 주택마련 이후 40대 초반까지 하락하다 이후 상승)를 나타내기 때문으로 판단된다. 또한 본 연구에서 사용된 가구주 자료의 평균연령이 46세로 일생주기 중 저축률이 아주 낮은 전반부가 생략되었기에 N자형태 중 후반기를 상기 추정식은 반영하고 있는 것으로 보인다.

23) Quantile 추정 중 II와 III 결과에서 2분위 가계의 계수값이 유의하지 않은 것으로 나타나고 있으나 소득계층간의 전반적인 저축률 격차를 시사하는데는 별 무리가 없는 것으로 판단된다. 아울러 각 분위별 계수값들의 F 검정 역시 이와 같은 결론을 지지하는 것으로 나타났다.

24) 이 경우 앞서 제기한 측정 오차 문제가 제기될 수 있다.

<표 3> 저축더미를 이용한 가계저축률 격차의 추정결과

변 수	Logit	Fixed effects logit
2분위	0.675*** (0.144)	0.645*** (0.227)
3분위	1.356*** (0.142)	1.205*** (0.232)
4분위	2.043*** (0.144)	1.857*** (0.238)
5분위	2.795*** (0.151)	2.306*** (0.260)
가구원수	-0.066 (0.055)	0.074 (0.139)
자녀수	-0.134* (0.074)	-0.807*** (0.256)
가구주나이	-0.021 (0.038)	0.443 (0.708)
(가구주나이) ²	0.000 (0.000)	0.000 (0.002)
가구주성별	-0.189 (0.338)	-11.871 (927.08)
혼인관계	-0.496 (0.487)	-15.608 (1,225.7)
가구의 일자리유형	-0.139* (0.079)	-0.154 (0.222)
배우자의 일자리유형	-0.226*** (0.079)	-0.421* (0.229)

주: 1) ()안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***,**,*,*은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함

2) 연도 dummy는 생략되었으나 5%내에서 통계적으로 유의함

<표 4> 저축>0 인 계층을 대상으로 한 저축률 격차 추정결과

변 수	Quantile	Fixed effects
2분위	0.456 (3.155)	-0.276 (1.893)
3분위	5.595* (3.105)	0.790* (0.532)
4분위	9.226*** (3.096)	3.382* (1.896)
5분위	15.70*** (3.088)	7.277*** (1.957)
가구원수	-0.970* (0.538)	-0.811 (1.001)
자녀수	-0.832 (0.714)	0.251 (1.563)
가구주나이	-2.240*** (0.377)	-5.125*** (1.314)
(가구주나이) ²	0.022** (0.004)	0.049** (0.011)
가구주성별	-3.370 (3.021)	0.051 (11.97)
혼인관계	-5.943 (9.177)	-1.186 (7.436)
가구의 일자리유형	-1.020 (0.724)	-0.113 (1.131)
배우자의 일자리유형	-1.500** (0.724)	0.672 (1.165)

주: 1) ()안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***,**,*은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미

2) 연도 dummy는 생략되었으나 5%내에서 통계적으로 유의함

3. 가계저축률 격차 발생의 원인 검정

가. 우리나라 가계저축률 격차의 발생원인

앞의 분석 결과를 보았을 때 우리나라의 경우 저축률 격차는 어느 정도 존재하는 것으로 판단되며 본 절에서는 이와 같은 가계저축률 격차가 외환위기 이후 확대된 원인을 앞서 정리한 이론 및 가설들을 토대로 분석해 보기로 한다. 앞에서 제기한 다양한 이론적 가능성을 모두 검토하기에는 자료상의 제약이 따르므로 본 연구에서는 우리나라 가계저축률 격차 발생의 원인으로 다음과 같은 네 가지 가설을 중점적으로 분석하기로 한다.²⁵⁾

1) 항상소득가설

저축률 격차의 발생 원인에 관한 전통적인 견해로 연령이 통제될 때 저소득계층에 비해 고소득 계층의 임시소득이 크고 임시소득의 대부분이 저축될 경우 소득계층별 저축률 격차가 발생한다고 본다. 즉, 비례가설에 따라 가계의 항상소득에 따른 저축률 격차는 존재하지 않는 반면 임시소득의 차이에 따라 일시적인 저축률격차가 존재한다는 것이다.

2) 예비적 저축동기 가설

우리나라의 경우 고령화가 급속히 진행되는 과정²⁶⁾에서 고소득자들의 은퇴 후 소비에 대한 불확실성이 저소득계층에 비해 상대적으로 중요한 저축동기로 작용할 가능성이 있다. 미래 소득 및 소비에 대한 불안감은 소득계층별로 차이가 발생할 수 있으며 공적 사회보장제도로는 실질적인 보장이 어려운 고소득자의 경우 노후대비 목적의 저축동기가 상대적으로 커질 수 있다.

3) 사회보장제도

외환위기 이후 국민연금 등 공적연금의 경우 납부부담이 빠르게 높아진 것으로 나타나 이와 같은 요인이 저축률 격차의 확대요인으로 작용할 수 있다.²⁷⁾ 특히, 공적연금제도가 발생시키는 요인이 소득계층별로 가계에 상이하게 작용함으로써 저축률 격차가 발생할 수 있다.

일반적으로 공적연금은 가계의 사적 저축을 대체하는 것으로 알려져 있는데 만약 공적연금의 소득대체율²⁸⁾과 연금납입액 대비 수익률이 고소득계층에 비해 저소득계층이 상대적으로 높을 경우 이로 인해 저소득계층의 저축유인이 보다 약화될 가능성이 존재한다. 즉, 공적연금이 사적저축을 구축할 때 고소득자에 비해 저소득자의 저축률이 보다 많이 대체될 가능성이 높다.

25) 본 절에서 제기하고 있는 가설들은 2절에서 제기한 6가지 요인들 가운데 기본적으로 항상소득가설에 따른 설명이외에 외환위기 우리나라 상황에 적합하다고 판단되는 요인들 즉 사회보장제도, 불확실성과 외환위기 이후 가계부채의 증가를 추가한 것이다.

26) 2003년 사회통계조사에 따르면 나이가 들수록 노후를 대비하기 위한 예비적 저축동기가 강력해 지는 것으로 조사되고 있다. 자세한 내용은 윤상하(2005) 참조.

27) 조영무(2004)에 따르면 외환위기 이후 상대적으로 중산층의 공적연금에 대한 납부부담이 전 계층에 걸쳐 빠르게 상승한 것으로 나타났다. 이와 같은 점은 역진적인 성격을 띠고 있는 공적연금의 납부부담 증가가 중산층 및 저소득층의 상대적인 부담을 가중시켜 이들 계층의 저축률 하락요인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

28) 임병인·강성호(2005)에 따르면 국민연금의 소득대체율은 저소득층일수록 높은 것으로 나타나고 있으며 가입기간이 충분히 길 경우 이들 계층의 노후소득이 상당부분 보장되는 것으로 추정하고 있다.

4) 부채상환부담의 증가

외환위기 이후 소비자금융시장의 발달은 다양한 금융상품 출현에 의한 저축증대 효과도 있지만 우리나라의 경우 유동성 제약의 완화에 따른 소비 촉진이 더 크게 나타난 것으로 보인다.²⁹⁾ 미국의 경우에도 신용카드의 이용확대는 모든 계층에 있어 증대되었지만 특히 빈곤층과 빈곤층에 근접한 계층에 있어 비정상적으로 확대된 것으로 나타나고 있다.³⁰⁾ 따라서 II장에서 언급한 바와 같이 외환위기 이후 저이자 기조 및 소비자 금융의 확대로 중저소득계층까지 부채에 대한 접근이 용이해짐에 따라 이들 계층의 소득대비 가계부채 부담이 고소득계층에 비해 크게 증대하여 이로 인해 저축률이 낮아질 가능성이 있다.

나. 실증분석 결과

1) 항상소득가설

통상적으로 항상소득가설에 따르면 소득계층별 저축률 차이는 임시소득 및 자산소득의 차이이며 항상소득과는 관계가 없다고 가정한다. 항상소득에

따라 가계저축률 격차가 발생하는지를 검정하기 위해 가구주와 배우자의 교육수준을 수단변수 (instrumental variables)로 활용한 2단계 추정기법을 적용하였다.³¹⁾ 항상소득에 따라 소득계층별 가계저축률 격차가 발생하였는지 여부를 살펴본 결과 <표 5>에서 보는 바와 같이 그 강도는 약화되었지만 여전히 소득계층별 저축률 격차를 확인할 수 있다. 동 추정결과는 우리나라의 경우 항상소득가설의 주장과 달리 항상소득이 클수록 저축률이 높은 것으로 나타나 소득계층간 저축률 격차가 구조적인 현상으로 발생할 가능성을 시사한다.

29) 부록의 [그림 2]에 있는 가계 소득분위별 '소득증가율-소비지출증가율'을 보면 동 차이가 소득이 높아질수록 낮아져 소득 보다 빠른 소비지출 증가율이 저축률 격차의 한 가지 요인이 될 수 있음을 시사한다. 기존 연구에서도 Modigliani(1990)는 저축률이 LTV 비율과 -0.55의 상관관계가 Jappelli & Pagano(1994)는 순저축률과 소비자신용이 평균 -0.33의 상관관계가 있다고 분석하였다.

30) 자세한 내용은 Bird, Hagstrom, Wild(1999) 및 Stavins(2000) 참조.

31) 통상적으로 항상소득은 관측되지 않는 변수이기에 현재의 소득변수를 연령, 교육수준, 경력 등의 변수로 추정하여 동 추정식을 통해 예측된 소득변수를 대리변수로 사용한다.

<표 5> 소득계층별 가계저축률 격차의 2단계(2OLS) 추정결과

변 수	I 단계	II 단계
2분위		3.692*** (0.971)
3분위		3.548*** (0.988)
4분위		5.077*** (1.002)
5분위		8.091*** (1.003)
가구원수		-0.643 (0.523)
가구주 교육수준	370.10*** (32.904)	
배우자 교육수준	497.14*** (39.148)	
자녀수	315.62*** (43.705)	-0.934 (0.707)
가구주나이	150.48*** (31.818)	-1.554*** (0.353)
(가구주나이) ²	-1.461*** (0.321)	0.015*** (0.004)
가구주성별	344.06 (281.31)	-0.583 (3.073)
혼인관계	-151.531 (302.28)	-0.285 (0.922)
가구의 일자리유형	-194.06*** (66.053)	-3.187*** (0.732)
배우자의 일자리유형	273.32*** (66.167)	-1.819*** (0.734)

주: 1) ()안은 Bootstrapping을 통해 계산된 standard error를 나타내며, 위첨자 ***,**,*은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함

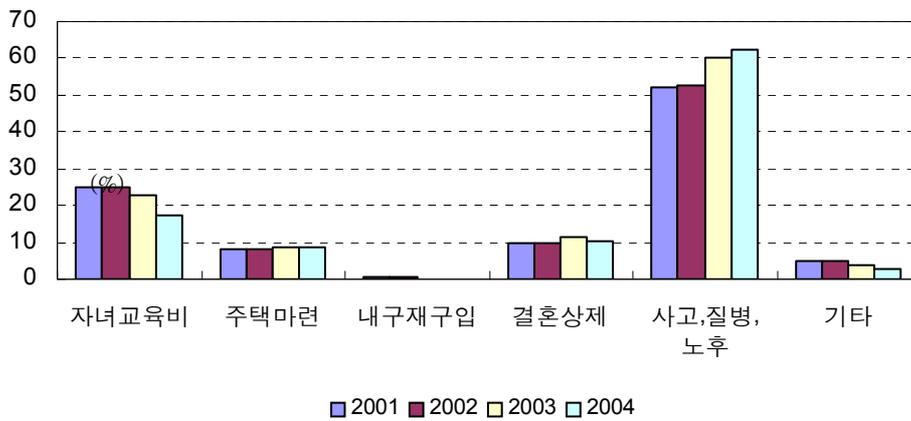
2) 연도 dummy는 생략되었으나 5%내에서 통계적으로 유의함

2) 예비적 저축동기 가설

다음 [그림 5]에서 보는 바와 같이 외환위기 이후 가계의 저축동기에 있어 불확실성에 대한 고려가 지속적으로 증가하고 있으며 은퇴 후 소비의 불확실성이 고소득계층을 중심으로 증가하였을 가

능성을 시사하고 있다. 불확실한 노후대비, 불의의 사고 및 질병으로 인한 저축동기가 꾸준히 증가하고 있으며 이와 같은 불확실성에 대한 계층별 반응정도의 차이가 저축률 격차를 가져올 수 있다. 우리나라의 경우 향후 공적연금의 지속가능성 및 은퇴 후 소비를 보장할 수 있는 개인 저축의 충분성에 대한 불확실성이 고소득계층을 중심으로 증폭되어 이들 계층의 저축률을 높이는 요인으로 작용할 가능성이 높다. 저소득계층의 경우 최저생계나 의료비를 보장해 줄 수 있는 국민연금 및 사회보장제도가 보험으로 작용할 수 있는 반면 고소득자의 경우 이들의 보험적인 효과가 상대적으로 작게 되어 노후 소비에 대한 불확실성에 보다 민감하게 반응하는 것으로 보인다.

[그림 5] 저축동기 추이



자료 : 노동연구원, 「노동패널조사」 자료, 각년도

이와 같은 가설의 검정은 식(12)에서 보는 바와 같이 노후대비 저축동기 더미변수와 소득계층별 더미변수간 교차항의 계수값들을 비교함으로써 가능하다.

$$s_{i,t} = X_{i,t}\beta + \gamma_1 Old_{i,t} * I_1 + \gamma_2 Old_{i,t} * I_2 + \gamma_3 Old_{i,t} * I_3 + \gamma_4 Old_{i,t} * I_4 + \gamma_5 Old_{i,t} * I_5 + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

추정식은 기본 회귀분석식(11)과 유사하나 여기에 (old×I) 즉, (노후대비저축동기×소득계층더미) 교차항들이 추가되었다. 만약 이 교차항의 계수값들이 $\gamma_1 < \gamma_2 < \gamma_3 < \gamma_4 < \gamma_5$ 의 관계를 가질 경우 노후대비 저축동기가 소득계층별 저축률에 상이하게 영향을 미치고 있음을 시사한다.

분석결과 <표 6>에서 보는 바와 같이 불확실한 노후 대비 목적의 저축동기로 인한 저축률이 고소득계층일수록 높은 것으로 나타나 우리나라의 경우 고소득계층의 노후 불안이 저축률 결정에 주요한 요인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다.

<표 6> 노후대비 동기가 가계저축률에 미치는 효과

변 수	Quantile	
	I	II
자녀교육	16.335*** (0.848)	16.765*** (0.715)
주택마련	21.078*** (1.112)	21.417*** (0.938)
내구재	19.862*** (6.233)	14.633*** (5.277)
결혼상제	26.142*** (1.118)	26.117*** (0.944)
사고,질병	9.450*** (0.781)	9.256*** (0.661)
노후대비	17.258*** (0.942)	
기타	17.392*** (1.401)	19.903*** (1.182)
2분위	1.674 (1.038)	2.616** (1.150)
3분위	6.639*** (0.998)	5.660*** (1.134)
4분위	9.498*** (0.984)	8.535*** (1.132)
5분위	16.063*** (0.991)	15.374*** (1.134)
가구원수	-0.622* (0.337)	-0.912*** (0.285)
자녀수	-0.827* (0.450)	-0.755** (0.382)
가구주나이	-1.962*** (0.226)	-1.862*** (0.193)
(가구주나이) ²	0.019*** (0.002)	0.018*** (0.002)
가구주성별	-1.687 (1.965)	-1.107 (1.661)
혼인관계	-0.098 (0.598)	-0.805 (0.498)
가구의 일자리유형	-1.317*** (0.468)	-1.119*** (0.395)
배우자의 일자리유형	-0.658 (0.468)	-0.849** (0.395)
노후대비*1분위		10.700*** (4.275)
노후대비*2분위		14.910*** (1.996)
노후대비*3분위		16.928*** (1.525)
노후대비*4분위		17.370*** (1.286)
노후대비*5분위		19.045*** (1.026)

주: 1) ()안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***,**,*,*은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함

2) 연도 dummy는 생략되었으나 5%내에서 통계적으로 유의함

3) 국민연금의 사적저축 대체효과

우리나라의 경우 고소득계층에 비해 저소득계층의 저축률이 낮은 것은 공적연금의 사적저축 대체효과가 소득계층별로 차이가 발생하는 데 기인할 수 있다. 최근 연구결과³²⁾에 따르면 외환위기 이후 공적연금 납입부담이 증가함에 따라 국민연금 등 공적저축이 사적저축을 대체하는 것으로 나타나는데 이러한 대체효과가 소득계층별로 상이하게 발생할 가능성이 높다. 즉, 고소득계층의 경우 공적연금으로는 노후소비가 불충분하다고 느낄 경우 공적연금의 사적저축 구축효과가 크지 않게 된다. 반면 저소득계층의 경우 국민연금의 소득대체율이나 국민연금 납입금 대비 수익률이 상대적으로 높다고 기대할 경우 공적연금지출로 인한 사적저축의 대체효과가 상대적으로 크게 나타나 저축률 격차를 발생시키는 요인으로 작용할 수 있는 것이다.

소득계층별로 국민연금 지급액의 변화가 소비율에 미치는 영향을 살펴본 결과 저소득계층의 저축대체가 고소득계층에 비해 상대적으로 크게 나타남을 확인할 수 있었다. 자료상의 제약³³⁾으로 인해 소득대비 소비지출과 연금지출액의 관계를 분석한 결과 <표 7>에서와 같이 소득대비 국민연금 부담에 따른 소비율 증대 효과가 저소득계층에 비해 고소득계층의 경우 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 즉, 저소득계층의 경우 국민연금의 사적저축 대체효과가 상대적으로 큰 반면 고소득계층의 경우 연금의 소득대체율이 낮아 그 효과가 상대적으로 작게 나타나는 것으로 판단된다.

<표 7> 소득계층별 국민연금이 가계 소비율에 미치는 효과(Fixed effects)

	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
소득대비 연금지출액	14.215** (6.479)	13.498* (7.317)	5.665*** (0.883)	5.211*** (0.208)	4.380*** (0.821)
가구주나이	0.047* (0.024)	0.007 (0.041)	-0.016 (0.019)	0.009 (0.013)	-0.004 (0.019)
(가구주나이) ²	-0.001* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
주택소유	0.051 (0.452)	-0.040 (0.056)	0.017 (0.048)	-0.073* (0.041)	-0.044 (0.062)
가구원수	-0.013 (0.030)	0.015 (0.027)	0.036 (0.029)	0.021 (0.018)	0.009 (0.016)
가구주 교육수준	0.038 (0.044)	0.029 (0.054)	-0.036 (0.022)	-0.016 (0.017)	-0.006 (0.018)

주: 1) ()안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***,**,*,*은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함
2) 연도 dummy는 생략되었으나 5%내에서 통계적으로 유의함

32) 강성호·임병인(2005); 임경목·문형표(2003) 등

33) 노동패널 자료에는 국민연금 납입부담 자료가 나타나 있지 않아 통계청 「도시가계조사」 자료를 이용하여 분석하였다. 아울러 통계청 자료 역시 저축에 관한 만족스러운 지표가 없어 소비율을 직접적으로 분석하였다.

4) 부채상환부담의 증가

외환위기 이후 소비자 금융의 확대로 가계의 부채상환부담이 증가됨에 따라 이로 인해 저소득 및 중간소득 계층의 저축여력이 고소득계층에 비해 보다 많이 감소한 것으로 예상할 수 있다. 외환위기 이후 저이자 기조와 은행금융기관의 가계금융 확대는 전 가계에 부채를 확대시키는 요인으로 작용하였으며 특히 저소득 및 중간소득 계층을 중심으로 소득대비 부채상환부담이 지속적으로 증대된 것으로 보인다.³⁴⁾

<표 8> 연도별 소득대비 부채, 원리금 상환 비중 추이

□ 소득대비 부채의 격차

	2000	2001	2002	2003	2004	평균
1분위	6.57	7.15	6.39	6.69	6.87	6.69
2분위	2.68	2.37	2.10	2.44	2.73	2.41
3분위	1.70	1.71	1.63	1.72	1.93	1.68
4분위	1.37	1.38	1.38	1.42	1.51	1.41
5분위	1.52	1.25	1.13	1.27	1.42	1.26
1분위/5분위	4.34	5.73	5.68	5.28	4.84	5.29

□ 소득대비 원리금 상환의 격차

	2000	2001	2002	2003	2004	평균
1분위	0.46	0.43	0.35	0.42	0.57	0.46
2분위	0.34	0.27	0.23	0.24	0.25	0.30
3분위	0.28	0.47	0.31	0.27	0.22	0.29
4분위	0.30	0.21	0.17	0.22	0.21	0.26
5분위	0.32	0.25	0.19	0.20	0.22	0.23
1분위/5분위	1.44	1.73	1.85	2.07	2.57	1.96

자료: 노동연구원, 「노동패널조사」, 각년도

<표 8>에서 보는 바와 같이 가계 부채 및 신용불량자 문제가 심각하였던 2001년과 2002년에는 1분위 계층의 소득대비 부채 비율이 5분위 계층에 비해 5.7배까지 확대하였으며 이에 따른 원리금 상환부담도 2000년 1.44배에서 2004년 2.57배로 상환부담 격차가 지속적으로 확대된 것으로 보인다.

부채부담의 증대가 저축률 감소에 영향을 미치는 지를 실증분석한 결과 <표 9>에서 보는 바와 같이 상환부담의 증가는 저축률 감소를 가져오는 것으로 나타났다. <표 8>와 <표 9>의 분석결과에서 보듯이 부채상환부담은 저축률에 負의 영향을 미치고 고소득계층에 비해 소득대비 부채액과

34) 삼성경제연구소(2005) 소비자태도조사에 따르면 부채를 가지고 있는 가구의 1/3정도가 2005년에 원금과 이자 상환부담이 2004년보다 증가했다고 응답하는 등 전반적인 가계의 원리금 상환부담이 증가하고 있는 것으로 나타났다.

상환부담은 저소득계층에게 더 크게 나타나 이러한 요인들이 결합하여 소득계층별 저축률 격차를 가져오는 것으로 판단된다.

<표 9> 부채상환부담의 증가가 저축률에 미치는 영향

변 수	Quantile		Fixed effects	
	I	II	I	II
2분위		0.350 (1.214)		2.210 (1.424)
3분위		3.821*** (1.182)		4.388*** (1.536)
4분위		8.503*** (1.164)		7.053*** (0.560)
5분위		18.267*** (1.151)		10.937*** (1.712)
소득대비부채상환액	-2.156*** (0.264)	-2.364*** (0.184)	-0.435 (0.284)	-0.391 (0.254)
가구원수	-0.905 (0.576)	-0.605 (0.398)	0.185 (1.199)	0.099 (1.148)
자녀수	0.208 (0.792)	-1.003* (0.547)	-2.983 (2.534)	3.276 (2.442)
가구주나이	-1.620*** (0.407)	-1.555*** (0.285)	-0.147 (1.854)	-0.193 (1.832)
(가구주나이) ²	0.013*** (0.004)	0.014*** (0.003)	0.000 (0.014)	0.000 (0.014)
가구주성별	3.487 (3.129)	0.494 (2.123)	3.930 (13.45)	3.535 (13.55)
혼인관계	-0.623 (0.411)	0.227 (0.318)	-12.500*** (1.542)	-8.388*** (1.975)
가구의 일자리유형	-2.941*** (0.795)	-0.501 (0.554)	-1.841 (1.648)	-1.764 (1.639)
배우자의 일자리유형	-0.208 (0.793)	-1.171** (0.550)	0.225 (1.378)	-0.344 (1.366)

주: 1) ()안은 Heteroskedasticity robust standard error를 나타내며, 위첨자 ***,**,*은 각각 1%, 5%, 10% 수준 내에서 유의함을 의미함

2) 연도 dummy는 생략되었으나 5%내에서 통계적으로 유의함

이와 같은 분석결과를 종합해 보았을 때 우리나라에서 발생하고 있는 소득계층별 저축률 격차의 확대현상은 기존의 이론적인 설명이외에 다양한 요인들에 기인하는 것으로 판단된다. 특히 우리나라의 경우 항상소득가설의 주장과 달리 항상소득에 따른 저축률 격차가 발생하는 것으로 나타나 소득계층간 저축률 격차가 임시적인 것이 아닌 구조적인 현상으로 분석되었다. 본 분석에서는 다양한 격차 발생 요인들 가운데 외환위기 이후 상대적으로 부각되고 있는 세 가지 요인을 제기하였다. 분석결과 첫째, 노후에 대한 불안감이 고소득계층의 저축을 확대시키는 요인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다. 둘째, 우리나라의 경우 공적연금 납부가 저소득계층에게는 안전망(safety net)

으로 작용하는 반면 공적연금의 소득대체율이 낮은 고소득층의 경우 사적 저축의 대체효과가 작은 것으로 나타나 사회보장제도가 소득계층별로 상이한 저축유인을 제공하고 있음을 시사한다. 마지막으로 외환위기 이후에 급증한 가계부채의 경우 고소득계층에 비해 중·저소득계층의 상환부담이 가중됨으로써 이들 계층의 저축률 저하가 발생하고 있는 것으로 분석되었다.

V. 결론

본 연구에서는 고소득 가계가 저소득 가계에 비해 보다 높은 저축률을 나타내는지 그리고 소득계층별 저축률 격차가 존재한다면 발생 원인이 무엇인지에 대해 분석해 보았다. 다양한 계량기법과 자료를 이용하여 분석한 결과 외환위기 이후 우리나라 가계의 소득계층별 저축률 격차가 발생하고 있음을 일관되게 확인할 수 있었다. 이와 같은 분석결과는 저축률 격차의 확대에 따라 富의 분배측면에서 격차가 심화될 수 있으며 고령화의 급속한 진전에 따른 노후 대비에 있어서도 소득계층별로 차이가 발생할 수 있음을 시사하고 있다.

우리나라 가계저축률 격차의 발생 원인에 대한 주요 가설들을 검정한 결과 항상소득가설 이외에 예비적 저축가설 및 국민연금 제도, 가계 부채상환 부담의 증가 등이 주요한 요인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다. 추가적으로 시간선호율, 필요소비지출, 유증동기 등도 원인으로 제기되었으나 본 분석에서는 자료상의 제약으로 제외하였다.

이와 같은 분석결과를 토대로 본 연구는 다음과 같은 측면에서 정책적 시사점을 가진다. 첫째, 현재의 경제여건과 급속한 고령화 추세를 고려할 때 보다 건전한 소비·저축을 유도해 나갈 필요가 있다. 특히 소득계층별로 상이한 저축률 수준은 그동안 모형에서 가정하였던 대표 소비자 가정과는 차이가 있으며 따라서 이를 통해 설정하였던 일률적인 소비자금융 정책이 소득계층별로 상이하게 수립될 필요가 있음을 나타낸다.

둘째, 전 세계적으로 유례가 없는 빠른 우리나라의 인구고령화 속도를 감안할 때 이와 같은 저축률 격차의 과급효과는 고령화로 인해 더욱 더 커질 수 있음을 시사한다. 즉, 인구고령화의 급속한 진행속도를 감안할 때 저축률 격차의 지속은 富와 노후소비지출의 격차 확대를 의미하고 저소득 고령인구에 대한 재정 부담이 경제에 부담요인으로 작용할 가능성이 있으므로 이에 대비한 정책 마련이 필요하다.

마지막으로, 저축률의 격차가 발생할 경우 현행 일률적으로 부과되는 소비세는 상당히 역진적일 가능성을 시사한다.³⁵⁾ 저축률 격차는 저소득계층의 상대적으로 높은 소비율을 나타내며 소득계층별 저축률 격차의 확대는 역진적인 소비세를 보다 역진적으로 만드는 요인으로 작용할 가능성이 있다.³⁶⁾

35) 소비세는 소득세와 더불어 세수에 가장 큰 기여를 하는 세목으로 최근 소비세제 개혁과 관련된 주요한 이슈는 소비세제의 역진성 완화이다. 저축률 격차와 관련된 본 연구의 결과는 세수확보를 위한 부가세 인상 문제 및 형평성 제고를 위한 특별소비세 문제에 대한 시사점을 제공한다고 할 것이다. 자세한 소비세제 개선방안 관련 내용은 나성린(2005) 참조.

참고문헌

- 강성호·임병인 (2005), “공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근”, 『경제분석』, 제11권 2호, pp.135-160
- 나성린(2005), 「소비세제의 개혁사례와 바람직한 개혁방향」, 조세연구원
- 남재량 외 (2006), 『제7차(2004)년도 한국가구와 개인의 경제활동: 한국노동패널 기초분석보고서』, 한국노동연구원
- 박대근·이창용(1997), 「한국의 저축률 추이에 관한 연구: Synthetic cohort 분석」, 조세연구원
- 박종규·김진영(2000), “우리나라의 저축률 하락: 거시적 구조변화와 미시적 요인”, 『재정연구』, 제7권1호, 조세연구원
- 삼성경제연구소(2005), 「2005년4/4분기 소비자태도조사」
- 유경원·조은아(2006), “소득계층별 가계저축률 격차 확대의 원인 분석”, 금융경제연구 제266호, 한국은행 금융경제연구원
- 윤상하(2005), “50대 이후 저축률 상승의 배경과 영향”, 『LG주간경제』, 2005.12
- 임경묵·문형표 (2003), “공적연금이 가계저축에 미치는 영향”, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 한국개발연구원
- 임병인·강성호 (2005), “국민·퇴직·개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과”, 『보험개발연구』, 제16권3호
- 정지만(2004), “저축에 대한 이론적 고찰 및 저축증대방안”, 『사회과학연구』, 제17호, 상명대학교
- 정지만(1999), “우리나라 저축행태분석”, 『경제정책연구』, 제4호, 상명대학교
- 재정경제부(2006), “역모기지 활성화 방안”, 『정례당정협의 자료』, 2006.2.16
- 조영무(2004), “저축률의 빈부격차 확대”, 『LG 주간경제』, 2004. 7.21, pp.31-34
- 한국은행(2005), “주요국의 저축률 동향과 시사점”, 『해외경제정보』, 제2005-77호
- Atkeson, A. and M. Ogaki(1996), Wealth-varying intertemporal elasticities of substitution: evidence from panel and aggregate data, *Journal of Monetary Economics*, Vol.38, pp.507-534
- Attanasio, O and M. Browning(1995), Consumption over the life cycle and over the business cycle, *American Economic Review*, Vol.85, pp.1118-1137
- Bernheim, D. and J. K. Scholz(1993), Private saving and public policy, in *Tax Policy and the Economy*, Vol.7, edited by J. Poterba, MIT press.
- Bird, E., P. Hagstrom, and R. Wild(1999) Credit card debts of the poor: high and rising, *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol.18, pp. 125-133

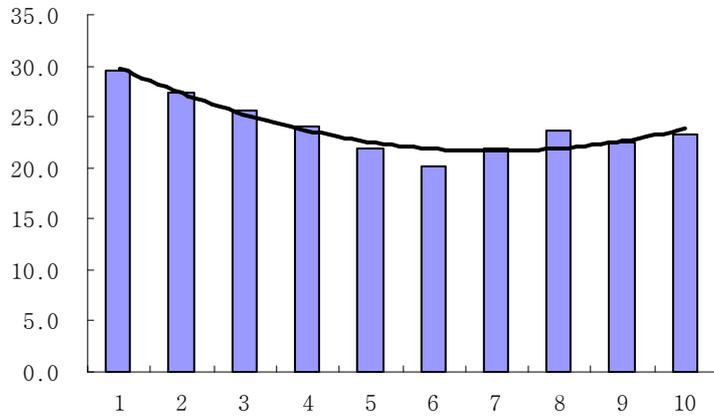
36) 소득계층별 저축률 격차에 관한 실증분석 결과는 향후의 소비세제 개편은 물론 증여세제 개편과도 밀접한 관계를 맺을 수 있으나 본 절에서는 금융정책과 관련된 시사점만을 중심으로 기술하기로 한다.

- Browning, M, and A. Lusardi (1996), Household saving: Micro theories and micro facts, *Journal of Economic Literature*, Vol.34, pp. 1797-1855
- Carroll, C. D. (1998), Why do the rich save so much?, NBER working paper series, No.6549
- Cooper, R. (2005), Living with global imbalances: a contrarian view, *Policy Briefs*, Institute for International Economics, NOPB05-3
- Deaton A. (1992), *Understanding consumption*, Oxford University Press
- _____, (1997), *The Analysis of Household Survey*, World Bank
- Diamond, P. and J. Hausman(1984), Individual retirement and savings behavior, *Journal of Public Economics*, Vol.23, pp.81-114
- Duesenberry, J.(1949), *Income, saving, and the theory of consumer behavior*, Harvard univ. press
- Dynan, K., J. Skinner, and S.P.Zeldes (2000), Do the Rich Save More?, NBER working paper series, No.7906
- Evans, M. K.(1969), *Macroeconomic activity: theory, forecasting, and control*, New York
- Friedman, M.(1957), *A Theory of the consumption function*, Princeton Univ. press
- Friend, I. and I. Kravis(1957), Consumption patterns, and permanent income, *American Economic Review*, Vol.47(2), pp.536-555
- Gramlich, E., Saving by Low and Moderate Income Households, *Remarks by Governor Gramlich* at the National Savings Forum, Washington, D.C., June 20, 2001
- Gustman A. and T.L. Steinmeier(1999), Effects of pensions on savings: analysis with data from the health and retirement study, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp.271-324
- Hall, R. E.(1976) Stochastic implications of the life cycle permanent income hypothesis: theory and evidence, *Journal of Political Economy*, Vol.86, pp.971-988
- Hayashi, F.(1997), *Understanding saving: Evidence from the United States and Japan*, MIT press
- Hubbard, M., J. Skinner, and S. Zeldes(1995), Precautionary saving and social insurance, *Journal of Political Economy*, Vol.103, pp.360-399
- Hugget, M. and G. Ventura (2000), Understanding why high income households save more than low income households, *Journal of Monetary Economics*, Vol.45, pp.361-297
- Keynes, J. M.(1936), *The general theory of employment, interest and money*, Harcourt
- Jappelli T. and M. Pagano(1994), Saving and liquidity constraints, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, pp.83-109
- Lawrance, E.(1991), Poverty and the rate of time preference: evidence from panel data, *Journal of Political Economy*, Vo.99, pp.54-77

- Lucas, R. (1976), Econometric policy evaluation: a critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, pp.19-46
- Modigliani F. and A. Ando (1960), The permanent income and life cycle hypothesis of saving behavior: comparison and tests, in *Consumption and Saving*, edited by I.Friend and R. Jones, Univ. of Pennsylvania, Vol.2, pp.49-174
- Modigliani, Franco (1990), *Recent developments in saving rates: A life cycle perspective*, Frisch Lecture delivered at the 6th World Congress of the Econometric Society, September. Barcelona, Spain
- Ogaki, Ostry and Reinhard(1996), Saving behavior in low-and middle-income developing countries, *IMF Staff papers*, Vol43, pp.38-71
- Peach, R. and C. Steindel(2000), A Nation of spendthrifts? An analysis of trends in personal and gross saving, *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 6, No. 10, FRB of New York
- Pigou, A. C. (1951), Professor Duesenbury on income and savings, *Economic Journal*, Vol.61, pp.883-885
- Saunders, M. and S. Webb(1988), Fiscal privilege and financial assets: some distribtutional effects, *Fiscal Studies*, Vol.9, no.4
- Smith, J. P.(1999), Inheritances and bequests, in *Wealth, work, and health: innovations in measurement in the social sciences*, edited by J.P.Smith and R.J.Willis, Univ. of Michigan press
- Stavins, J. (2000), Credit card borrowing, delinquency, and personal bankruptcy, *New England Economic Review*, pp.15-30
- Venti, S. and D. Wise(1998), The cause of wealth dispersion at retirement: choice or chance?, *American Economic Review*, vol88, pp.185-191
- Vickrey, W. (1947), Resource distribution patterns and the classification of families, *Studies in income and wealth*, NBER, Vol.10

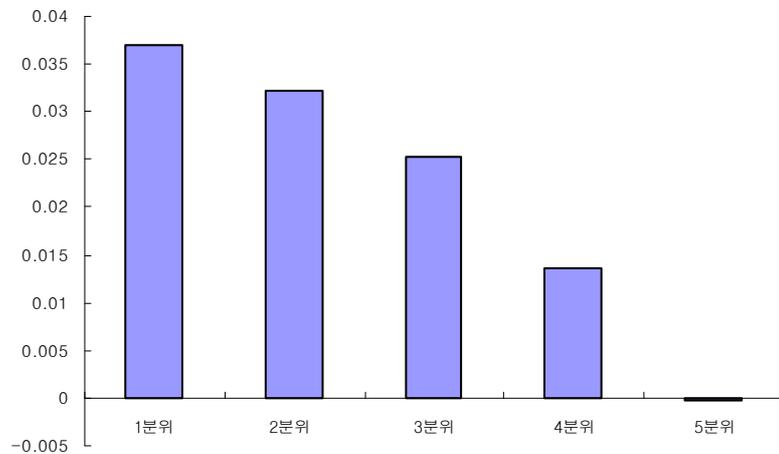
<부 록>

[그림 1] 가구주 연령대별 저축률(%)



주: x축은 연령분위(1분위 평균연령은 34세, 10분위 평균연령은 61세)를 나타냄
자료: 노동연구원, 「노동패널조사」

[그림 2] 소득계층별 소득증가율 대비 소비지출 증가율의 평균비율



자료: 통계청, 「도시경제연보」

<부표 1> 주요변수의 기초통계량

변수명	관측치수	평균	표준편차	최소값	최대값
저축률(%)	6366	18.41	16.84	0	87
소득(만원)	6413	3,091.47	2,448.33	7	36,000
지출(만원)	6403	165.00	90.22	18	1,280
월소득(만원)	6366	214.27	133.10	20	2,000
가구원수(명)	6413	4.21	0.86	3	10
자녀수(명)	6413	1.98	0.66	1	5
가구주나이(세)	6413	46.39	8.19	25	75
가구주성별 (1.남자2. 여자)	6413	1.01	0.10	1	2
혼인관계 (1.미혼 2.기혼3.별거 4.이혼 5.사별 등)	6413	2.00	0.09	1	9
가구의 교육수준 (2. 무학 3.초등 4.중학교 5.고등 6.전문대 7.대학 8.석사 9.박사)	6413	5.01	1.33	2	9
가구의 일자리유형 (1.임금근로자 2.비임금근로자)	6413	1.48	0.50	1	2
배우자의 교육수준	6413	4.62	1.20	2	8
배우자의 일자리유형 (1.임금근로자 2. 비임금근로자)	6413	1.46	0.49	1	2

자료: 노동연구원, 「노동패널조사」 자료, 각년도(1998-2004)

<부표 2> 소득계층별 주요통계량

변수명	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
저축률	6.01	9.48	14.57	18.95	27.20
소득	544.83	1,295.53	2,000.99	2,817.97	5,427.38
지출	92.44	112.12	134.35	162.84	227.21
월소득	102.36	125.84	159.48	203.76	325.09
가구원수	4.16	4.08	4.15	4.23	4.32
자녀수	1.85	1.89	1.95	2.00	2.05
가구주나이	50.47	47.38	46.05	45.97	45.83
가구주성별	1.00	1.01	1.01	1.01	1.02
혼인관계	2.02	2.00	2.00	2.00	2.00
가구의 교육수준	4.19	4.59	4.70	4.94	5.65
가구의 일자리유형	1.69	1.58	1.48	1.45	1.43
배우자 교육수준	3.93	4.22	4.39	4.55	5.17
배우자의 일자리유형	1.59	1.53	1.44	1.44	1.44

자료: 노동연구원, 「노동패널조사」 자료, 각년도(1998, 2004)

<부표 3> 소득계층별 가계 소비율

구분	소비율
1분위	0.88
2분위	0.80
3분위	0.77
4분위	0.72
5분위	0.69

자료: 통계청, 「도시가계연보」, 1998-2002년