

序 言

저축률은 국민경제 또는 그 구성원의 속성을 가장 잘 드러내는 지표 가운데 하나로서 소비, 투자, 자본축적, 경상수지는 물론 그 나라의 지속적인 성장, 삶의 질(standard of living) 향상에 매우 중요한 의미를 가진다. 과거 우리나라는 선진국은 물론 개발도상국 어느 나라와 비교해 보더라도 저축률이 가장 높은 나라 중 하나에 속했었다. 그러나 저축률은 1990년대부터 하락하기 시작하여 2000년까지도 완만하게 하락하고 있다.

본 연구는 시계열 분석결과 1980년대말 이후의 저축률 하락이 일시적 현상이 아니라 1989년 초를 기점으로 하는 구조적인 변화라는 점을 보였는데, 이는 우리 경제의 자원배분 방식에 구조적인 변화가 있었음을 의미하는 것으로서 앞으로도 이러한 하락 추세가 상당기간 동안 이어질 것임을 시사하고 있다. 따라서 구조변화의 원인이 어디에 있었는지를 규명하는 것은 우리 경제의 앞날을 위하여 매우 중요한 연구과제가 아닐 수 없다.

선진국의 경우 정부저축의 감소, 즉 재정적자의 확대 내지 인구의 고령화를 비롯한 인구통계학적(demographic) 요인들이 저축률 하락의 주요 원인으로 指目되어 왔으나, 도시가계연보 및 가구소비 실태조사 등 방대한 미시자료의 분석결과 우리나라의 경우 그러한 증거를 발견할 수 없었다.

본 연구에서는 1980년대 말에 일어난 자산가치의 급상승, 주택보급률의 급증, 소비—여가선택과 관련한 선호체계의 변화, 소비패턴의 변화 등 여러 가지 경제적, 사회적 요인들이 복합적으로 작용하여 우리나라 저축률이 추세적으로 하락하는 계기가 마련된 것으로 보고 있다. 결국 1980년대 중반의 3저 호황으로 인하여 엄청난 무

역수지 흑자가 발생하였고 그에 따라 국내 유동성 과잉이 초래되었을 때 총량정책 측면에서 이에 대해 적절한 대응하지 못한 결과 부동산 및 금융자산의 가치를 폭등시키고 미래에 대한 낙관을 불러 일으켜 저축 및 소비에 대한 개인의 태도를 변화시켰던 것이 우리나라 저축률 하락의 根源的 始發點이었을 것이라는 暫定的인 결론을 내리고 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구에서 저축률의 구조적인 변화를 보다 集約的으로 설명할 수 있는 明快한 요인을 찾아내지 못한 것은 아쉬운 점이라고 하겠다. 어쩌면 우리나라의 저축률 하락이 한두가지 원인으로써 충분하고 분명하게 설명될 것을 기대하는 것 자체가 무리한 일일 수도 있다.

우리나라의 저축률이 증가 추세를 유지할 당시에는 저축률이 왜 높으며 왜 증가하기만 하느냐에 대한 연구가 주류를 이루었지만 앞으로는 왜 하락하기 시작하였으며 그 원인은 어디에 있는지에 대한 學界의 많은 연구가 이어지기를 기대한다.

본 보고서는 朴宗奎 博士와 金珍永 博士가 공동으로 執筆하였으며 著者들은 유익한 도움 말씀을 주신 익명의 두 논평자와 本院의 成明宰, 全瑛俊 博士께, 그리고 원내 세미나에서 좋은 의견을 제시하여 주신 원내의 여러 연구위원들께 감사드리고 있다. 본 보고서가 가지고 있을지 모르는 모든 분석오류는 이분들과는 전혀 無關하다. 그리고 本院의 이주희, 김정현 研究員은 데이터 수집과 분석에 도움을 주었으며 안상숙, 변경숙 연구조원은 원고정리를 위해 수고하였다. 끝으로 본 보고서에서 제시한 모든 주장 및 결론은 본 研究院의 공식입장이 아님을 밝혀둔다.

2000年 12月

韓國租稅研究院

院長 柳一鎬

目 次

I. 序 論	9
II. 總貯蓄率 趨勢線의 構造變化 假設檢定	13
1. 歸無假說과 對立假說 및 각각의 意味	15
2. Perron(1997)의 方法에 따른 假說檢定 結果	19
3. 貯蓄率 趨勢線의 構造變化 可能性에 대한 追加的 根據 ..	25
III. 微視資料를 통한 貯蓄率 變化 趨勢 考察	38
1. 年齡別·所得階層別 家計貯蓄 變化의 推移	39
2. 貯蓄率 函數의 推定結果	49
3. 家口消費實態調查를 사용한 分析結果	58
IV. 貯蓄率과 財政政策	85
1. 所得稅·財産稅 負擔과 家計貯蓄	88
2. 政府 貯蓄率과 民間投資 및 經常收支	92
V. 맺음말	101
參考文獻	103

表 目 次

<表 1>	우리나라의貯蓄率推移	11
<表 2>	構造變化(趨勢線 기울기의變化) 假說檢定の 棄却값	24
<表 3>	貯蓄率 決定式 推定結果(1971~1993)	26
<表 3-1>	貯蓄率 決定式 推定結果(1971~1988)	26
<表 3-2>	貯蓄率 決定式 推定結果(1989~1999)	27
<表 4>	年齡代別 相對所得과 貯蓄率 變化 推移	43
<表 5>	所得분위별 貯蓄率 및 相對所得의 推移	47
<表 6>	貯蓄率 函數의 推定 結果: 1982~1986	52
<表 7>	貯蓄率 函數의 推定 結果: 1987~1991	54
<表 8>	貯蓄率 函數의 推定 結果: 1992~1995	55
<表 9>	貯蓄率 函數의 推定 結果: 1996~1999	57
<表 10>	勤勞者 家口 10月, 11月의 所得과 貯蓄率	60
<表 11>	勤勞者 家口의 貯蓄率 函數 推定	62
<表 12>	家口區分別 貯蓄 및 負債殘額 保有實態	64
<表 13>	家口區分別 耐久財家具 保有率	66
<表 14-1>	勤勞者 家口와 事業者 家口의 所得源 比較	66
<表 14-2>	勤勞者 家口와 事業者 家口의 資産構成 比較	67
<表 14-3>	勤勞者 家口와 事業者 家口의 負債構成 比較	68
<表 15>	貯蓄率 函數 推定結果: 1996년	69
<表 16>	所得源泉別 年間所得 變化	70
<表 17>	年間所得 5분위별 貯蓄 및 負債殘額(1996년)	77
<表 18>	家口主 年齡別 貯蓄 및 負債殘額 保有實態	78

<表 19>	住居占有形態別 家口分布	78
<表 20>	消費支出 構成比(10년간) 構造의 變化 (1990~1999年)	80
<表 21>	學校別 就學 學生 數 推移	82
<表 22>	所得稅額을 包含할 때의 消費函數의 推定結果	89
<表 23>	所得稅額·財產稅額을 包含할 때의 消費函數의 推定結果	91
<表 25>	貯蓄率과 投資率간의 相關關係	94
<表 26>	貯蓄率 ⇒ 投資率의 因果關係: 1971~1998	95
<表 26-1>	貯蓄率 ⇒ 投資率의 因果關係: 1971~1997	95
<表 27>	貯蓄率과 經常收支의 相關關係	97
<表 27-1>	貯蓄率 ⇒ 經常收支의 因果關係	97

圖 目 次

[圖 1]	貯蓄率의 推移(1970~1999)	10
[圖 2]	歸無假說: 增加 線型趨勢	16
[圖 3]	對立假說: 꺾여진 線型趨勢(piece-wise linear trend) ..	17
[圖 4]	趨勢를 除去한 貯蓄率 데이터: 歸無假說과 對立假說 ..	18
[圖 5]	貯蓄率과 資本所得 分配率의 推移(1970~1999)	29
[圖 6]	總貯蓄率과 平均 勤勞時間 數의 推移	32
[圖 7]	土地價格 指數의 推移	34
[圖 8]	株式時價總額/經常 GDP의 推移	34
[圖 9]	住宅普及率의 推移	35
[圖 10]	各 年度別 年齡代 - 貯蓄率 關係	42
[圖 11]	年齡群(Cohort)別 貯蓄率 變化 推移	45
[圖 12]	所得분위별 貯蓄率 變化 推移	46
[圖 13]	大學生 數의 變化推移	72
[圖 14]	우리나라 家口의 實質 負債額 變化 推移	74
[圖 15]	家口 負債/所得 比率 平均의 變化 推移	74
[圖 16]	年度別 負債構成의 變化 推移	76
[圖 17]	家口의 教育 및 交通·通信費 增加趨勢 (1995년 不變價格 基準)	81

I. 序 論

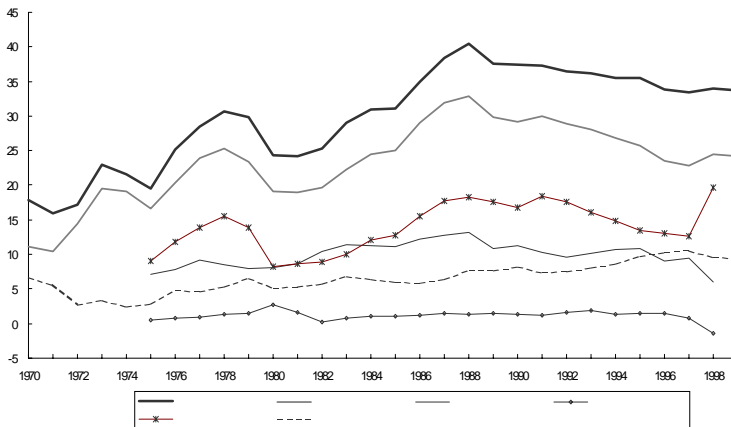
우리나라의 총저축률은 1970년대 이후 지속적으로 증가하여 왔다([圖 1] 참조). 그러나 이러한 증가세는 1988년에 40.52%를 기록한 뒤부터 감소세로 반전하여 1997년에 33.44%에 이르기까지 10년 동안 7.08%p나 감소하였다. 그러다가 1998년에는 심각한 경제 위기로 인하여 법인기업 및 금융기관의 저축률이 크게 감소하였음에도 불구하고 개인저축률이 전년의 12.64%에서 19.70%로 불과 1년 사이에 7.06%p만큼 급격히 증가하였다. 이에 힘입어 총저축률은 감소세가 멈추어 1998년에는 33.97%였다가 1999년에도 그와 비슷한 33.72%를 유지하고 있다(<表 1> 참조). 그리고 이러한 총저축률의 움직임은 주로 민간저축률, 그 중에서도 특히 개인저축률에 의해 주도되고 있는 것으로 보인다.

저축률은 한 나라의 경제 내지 그 구성원의 속성을 가장 잘 드러내는 지표 가운데 하나이다. 우리나라는 일본과 대만 등과 함께 저축률이 상당히 높은 나라로, 특히 저축률이 지속적으로 상승하여 온 나라로 알려져 왔다. 이러한 인식을 배경으로 그 동안에 이루어졌던 우리나라 저축률에 대한 많은 연구들은 주로 왜 우리나라의 저축률이 다른 나라에 비해 높은가, 왜 저축률이 지속적으로 상승하였는가에 초점을 맞추어 왔다(Collins(1991), 朴大根·李昌鏞(1997)).

그러나 [圖 1]은 우리나라 저축률이 1980년대 말 이후 감소하기 시작하였으며 그러한 감소는 일시적이 아닌 趨勢的인 감소일 수 있다는 인상을 주고 있다. 저축률이 구조적으로 변화하였다면 그것은 자원배분 방식이 변화하였음을 의미하므로 이는 국민경제적으로 중

요한 문제가 아닐 수 없다. 따라서 만약 저축률 증가추세가 1980년대 말을 계기로 일단 멈추었고, 그 후로는 오히려 감소추세로 접어들었다는 가설이 사실이라면 향후의 우리나라 저축률에 대한 연구는 ‘저축률이 왜 지속적으로 상승하였는가’가 아니라 ‘지속적으로 상승하던 저축률이 왜 하락하기 시작하였는가’에 초점을 맞추어야 할 것으로 본다. 본 연구에서는 이러한 저축률 추세의 구조적인 변화 가능성을 시계열 분석과 함께 도시가계연보, 소비실태조사 등 미시자료의 분석을 통해 점검해 보는 한편 만약 구조적인 변화가 발생하였다면 그 원인은 무엇이고 그것의 경제적 의미는 무엇인가를 살펴보고자 한다.

【圖 1】貯蓄率의推移(1970~1999)



다음의 제II장에서는 분기별 저축률 자료¹⁾를 이용하여 우리나라 총저축률 추세상에 나타난 기울기의 구조변화 가설을 검정하고 그 결과를 뒷받침할만한 거시경제적 근거를 제시해 보았다. 제III장에

1) 이 자료는 한국은행 국민소득과에서 제공한 것으로서 본 연구에서는 이를 계절조정하여 사용하고 있다. 자료를 제공해 주신 한국은행 관계자에게 감사드린다.

<表 1> 우리나라의貯蓄率推移

(單位: %)

	총저축	민간	비금융법인	금융기관	개인	일반정부
1970	17.84	11.12	n.a.	n.a.	n.a.	6.72
1971	16.00	10.43	n.a.	n.a.	n.a.	5.57
1972	17.12	14.38	n.a.	n.a.	n.a.	2.74
1973	22.89	19.51	n.a.	n.a.	n.a.	3.38
1974	21.55	19.11	n.a.	n.a.	n.a.	2.44
1975	19.50	16.68	7.18	0.47	9.04	2.82
1976	25.11	20.32	7.79	0.78	11.75	4.79
1977	28.53	23.92	9.21	0.86	13.85	4.61
1978	30.62	25.29	8.44	1.31	15.54	5.33
1979	29.88	23.37	7.93	1.51	13.93	6.52
1980	24.36	19.13	8.08	2.76	8.29	5.23
1981	24.26	18.90	8.69	1.59	8.62	5.35
1982	25.37	19.64	10.41	0.29	8.95	5.72
1983	28.99	22.22	11.36	0.84	10.02	6.78
1984	31.00	24.54	11.31	1.10	12.13	6.45
1985	31.12	25.04	11.13	1.09	12.82	6.08
1986	34.95	29.03	12.19	1.27	15.58	5.91
1987	38.44	31.97	12.76	1.54	17.67	6.47
1988	40.52	32.82	13.12	1.39	18.31	7.70
1989	37.57	29.89	10.82	1.47	17.60	7.67
1990	37.47	29.20	11.19	1.30	16.71	8.27
1991	37.33	29.94	10.33	1.14	18.48	7.38
1992	36.42	28.89	9.61	1.63	17.65	7.53
1993	36.15	28.08	10.13	1.82	16.13	8.07
1994	35.52	26.86	10.67	1.39	14.80	8.66
1995	35.46	25.77	10.88	1.49	13.39	9.69
1996	33.78	23.54	8.99	1.46	13.09	10.24
1997	33.44	22.84	9.45	0.74	12.64	10.60
1998	33.97	24.41	6.07	-1.36	19.70	9.56
1999	33.72	24.19	n.a.	n.a.	n.a.	9.53

주: 1) 1999년 자료는 잠정치임.
 자료: 한국은행, 『국민계정』, 각호.

서는 총저축률의 움직임이 주로 개인저축률에 의해 주도되고 있음을 감안하여 도시가계연보 및 소비실태조사 자료로부터 총저축률의 구조변화 가능성이 이들 미시자료를 통해 뒷받침될 수 있는지에 대해 검토해 보고 있다. 제IV장에서는 저축률이 국민경제, 특히 투자 및 경상수지와 어떠한 관계를 가지고 있는지에 대해 점검하는 한편 세출 측면의 재정정책과 저축률간의 관계 및 정책시사점을 찾아보고 있다. 제V장에서는 본 연구의 결과들에 대한 정리와 함께 맺음 말을 언급하였다.

II. 總貯蓄率 趨勢線의 構造變化 假設檢定

자기가 벌어들인 것을 모두 써버리지 않고 일부를 남겨두는 행동은 창고가 갖추어진 선사시대의 유적에서는 물론, 피 많은 어린 아이에게서도 쉽게 관찰되는 인간의 가장 기본적인 경제행위 가운데 하나이다. 당신이 저축을 하는 이유를 솔직하게 말해보라고 한다면 많은 사람들은 아마 ‘열심히 재산을 모아 언젠가는 부자가 되기 위해서’라고 대답할 것이다. 이 대답을 보다 그럴듯하게 바꾸어 말하자면 ‘미래를 위해 부를 축적하기 위해서’라고 할 수 있다.

이렇게 축적된 부, 쉽게 말해서 목돈 또는 재산은 여러 가지 용도로 사용될 수 있다(Browning · Lusardi(1996)). 우선 ①예상치 못한 사고에 대비(예비적 동기)하거나, ②나이를 먹어가고 자녀가 성장함에 따라 벌어들이는 소득에 비해 지출이 늘어난다는 사실과 자신의 노후생활에 대한 사전 준비로서(생애동기), ③투자 또는 투기, 그리고 새로운 사업의 착수를 위한 준비금(사업동기)으로, ④주택이나 승용차 등 값비싼 내구재를 구입하기 위해(일시불 동기) 쓰여질 수 있다. 이렇게 쓰고도 남는 돈은 결국 후손에게 물려주게 되겠지만 ⑤상속 자체를 위해 저축(상속동기)을 하는 사람들도 있다.

이상은 ‘장차 어디엔가 쓰기 위해’ 부를 저축해 두는 경우들이다. 그러나 이와 같은 어떤 뚜렷한 계획이 있어서라고 하기보다는 저축 그 자체로부터 심리적인 만족을 얻기 위해 저축을 하는 경우도 있다. 이를테면 ⑥일단 재산을 모아 놓으면 그로부터 이자수입이 생겨서 좋을 뿐 아니라 그 자산의 가치가 상승하고 부가 점점 늘어나는, 소위 돈이 돈을 버는 재미가 있으며(intertemporal substitution motive), ⑦썩썩이가 점점 더 커지는 자신을 발견하는 재미

(향상동기), ⑧이 정도의 재산이면 남에게 의지하지 않고 어떤 일이라도 스스로 해나갈 수 있다'라는 안도감(독립동기), 그리고 가장 고전적인 저축동기로서 ⑨돈을 좀처럼 쓰려고 하지 않는, 즉 순전히 구두쇠의 욕심을 채우기 위해(구두쇠 동기) 저축을 하는 경우도 있다.

이러한 저축동기들은 내용이야 서로 다르지만 미래의 보다 나은 삶을 위해 현재의 소비욕구를 참는다는 공통된 마음에서 나오는 것임은 틀림없다.

이상과 같은 저축동기는 모두 개인의 저축동기에 대한 것이다. 서론에서 지적한 바와 같이 우리나라의 개인저축은 총저축의 움직임 주도하고 있으므로 본 연구에서 가장 중요하게 다루어야 할 부분이라고 할 수 있다²⁾. 그러나 국내투자의 재원이라는 측면에서 보았을 때 향후 우리경제의 성장잠재력에 대하여 가장 중요한 영향을 미치는 것은 개인저축에 법인저축, 금융기관저축, 그리고 정부저축을 합한 총저축이다.

서론에서 제기한 바와 같이 우리나라 총저축률([圖 1]의 굵은 실선)의 추세적인 반전의 가능성은 우리 경제의 미래에 대해 매우 중요한 시사점을 던져주고 있다. 만약 그것이 사실이라면 향후 우리 경제는 저축률의 하락으로 말미암아 투자가 부진해져 과거와 같은 왕성한 경제성장이 어려워질 것이기 때문이다. 만약 국내저축이 부족할 경우 해외로부터의 저축을 유도할 수도 있겠지만 우리 경제의 해외에 대한 의존도가 지나치게 높아질 우려가 있다.

이러한 총저축률의 구조변화 가능성은 어디까지나 눈으로 판단한 결과(eyeball search)이므로 이에 대한 보다 엄밀한 계량적 분석이 필요하다. 본장에서는 Perron(1989, 1993, 1997)의 방법을 이용하여 우리나라 저축률의 추세선상의 구조변화, 즉 기울기의 변화 여

2) 개인의 저축에 대한 보다 상세한 분석 및 개인저축 행태의 stylized fact에 대한 내용은 제Ⅲ장을 참조하기 바란다.

부에 대한 검정을 시도해 보기로 한다.

1. 歸無假說과 對立假說 및 각각의 意味

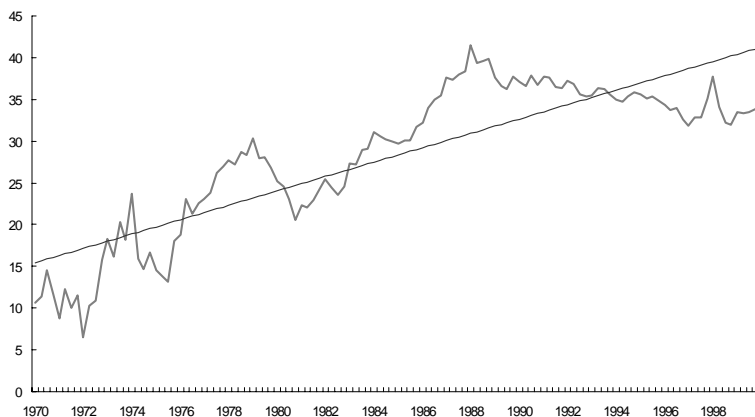
체계적인 검정에 앞서 본장에서 검토해 보려는 귀무가설(null hypothesis) 및 대립가설(alternative hypothesis)의 의미에 대해 설명해 보기로 한다. 우선 귀무가설은 기존에 널리 알려져 온 바와 같이 우리나라 저축률이 일정한 증가추세를 따른다는 주장으로서 아래의 [圖 2]는 이를 그림으로 나타내고 있다.

즉 귀무가설은 1980년대 후반까지는 물론 현재에 이르기까지 우리나라 저축률은 증가추세를 유지하고 있다는 것으로서 저축률 데이터가 이 추세선의 주위를 어떤 방식으로 움직이느냐에 따라 향후 저축률의 전망 및 정책시사점이 다음과 같이 두 가지로 나뉘어진다. 우선 저축률 데이터가 증가하고 있는 추세선의 주위를 움직이되 그 움직임이 안정적(stationary)이라면, 1990년대의 저축률 하락은 추세선을 일시적으로 벗어난 것일 뿐 저축률은 조만간 추세선으로 복귀할 것이다. 이 경우 가까운 시일 내에 과거와 같은 40%에 가까운 높은 저축률을 회복할 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 그리고 저축률이 추세선으로 복귀할 수 있는 것은 그 시계열(time series) 자체가 본래 안정적이기 때문이므로 1990년대 이후 하락하였던 저축률을 증가추세로 회복시키기 위한 특별한 노력은 사실상 필요 없다.

그러나 우리나라의 저축률 데이터는 단위근(unit root)을 가지고 있음을 기각할 수 없는 것으로 분석³⁾되고 있으므로 여기서 주장하는 바와 같이 별다른 노력이 없더라도 향후의 저축률이 과거의 증가추세로 회복하기를 기대하는 것은 어렵다고 판단된다.

3) 이 검정은 Augmented Dickey-Fuller 방식에 따라 행해진 것으로서 이 방법은 이미 널리 알려져 있기 때문에 본 연구에서는 검정결과를 따로 보고하지 않았다.

[圖 2] 歸無假說：增加 線型趨勢

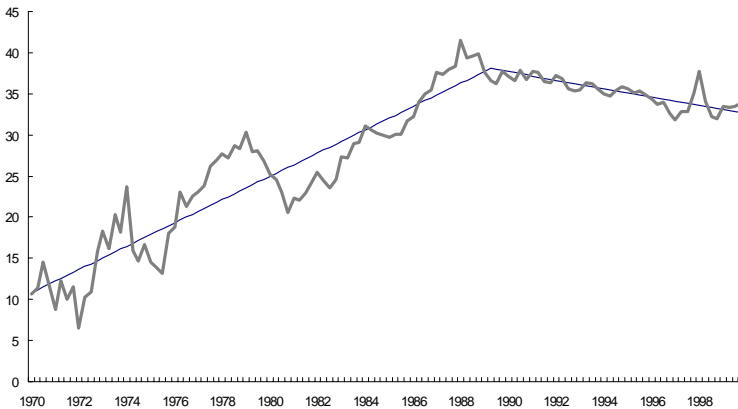


이러한 단위근 검정결과가 의미하는 바는 저축률 데이터가 증가 추세를 가지는 불안정적(non-stationary) 시계열이라는 점과 그리므로 아무리 긴 시간이 지나더라도 저축률이 추세선으로 복귀하리라는 보장은 없다는 점이다. 이처럼 저축률의 움직임은 랜덤워크(random walk)이기 때문에 1990년대 이후 하락하였던 저축률을 어떤 목표치까지 끌어 올리려는 여하한 정책노력도 중장기적으로는 유효하지 않을 것으로 본다. 왜냐 하면 저축률을 향상시키려는 정책이 단기적으로 그리고 장기적으로도 매우 효과적일 수 있다 하더라도, 저축률을 움직이는 여타의 요인들도 그 자체로서 미래의 저축률에 대해 영구적인 영향을 미칠 수 있으므로 한 시점에서의 정책노력은 얼마든지 반대방향의 충격에 의해 相殺될 수 있기 때문이다.

다음으로 본장의 대립가설은 [圖 3]이 보여주는 바와 같이 1980년대 후반을 계기로 우리나라의 저축률에 구조변화, 특히 추세선의 기울기가 구조적으로 달라지는 변화가 한 차례 발생하였다는 것이다. 즉, 우리나라의 저축률은 1980년대 후반까지는 첫 번째 가설이 제시하는 것처럼 증가하는 선형추세 주위를 움직였지만 1980년대

후반 이후부터는 선형추세 자체가 감소추세로 바뀌었고 저축률은 새로운 감소추세선의 주위를 움직이기 시작하였다는 것이다. 따라서 이 가설은 저축률의 추세선이 선형이 아닌 꺾여진 선형추세선 (piece-wise linear trend)을 가지고 있으며 실제 저축률 데이터는 이 꺾여진 선형추세선 주위를 안정적으로 움직이고 있다는 것이다.

[圖 3] 對立假說: 꺾여진 線型趨勢(piece-wise linear trend)

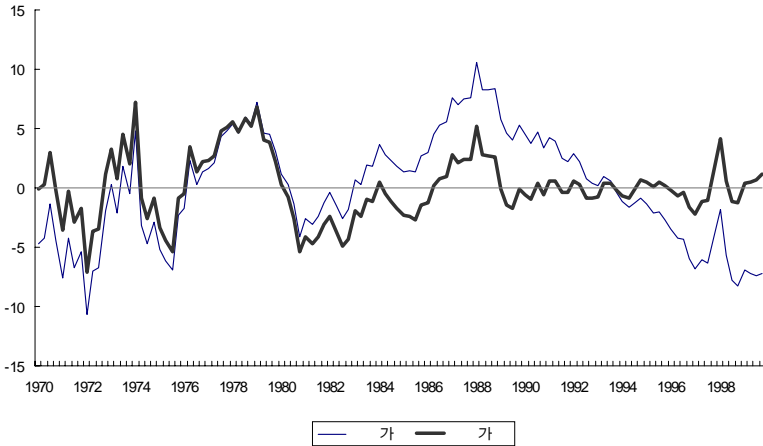


다시 말하면 저축률은 본래 추세선의 주변을 체계적으로(systematically) 벗어나는 일이 없는 안정적인 시계열이지만, 추세선 자체가 한 차례 꺾이는 바람에 추세선의 구조변화를 감안하지 않는 단위근 검정은 마치 그것이 불안정적인 시계열인 것처럼 판정하게 된다는 것이다. 그러므로 본장의 대립가설이 저축률의 데이터 생성 과정(data generating process)을 안정적인 것으로 본다 할지라도 저축률 자체가 불안정적인 시계열임을 부인하는 것은 아니다. 단지 그것이 안정적인 시계열이기는 하지만 추세선의 구조변화 때문에 결과적으로 불안정적인 시계열처럼 보인다는 주장이다.

이와 같이 본장의 귀무가설과 대립가설은 우리나라의 저축률이 불안정적인 시계열임에는 모두 동의하고 있다. 그렇지만 귀무가설

은 저축률의 데이터 생성과정 자체가 불안정적이라고 보는 반면 대립가설은 그것이 안정적이며 단지 추세선의 구조변화로 인하여 불안정성이 생겼을 뿐이라고 본다는 두 가지 점에서 차이가 있다. [圖 4]는 실제 저축률 데이터에서 귀무가설의 추세선과 대립가설의 꺾여진 추세선을 각각 제거한 결과를 보여주고 있다. 사실 이들 두 가지 추세선을 제거한 저축률 데이터를 가지고 단위근 검정을 해 보면, 선형추세선을 제거한 저축률에서는 단위근이 남아있는 반면 꺾여진 선형추세선을 제거한 저축률에서는 단위근이 없는 것으로 나타나고 있다.

[圖 4] 趨勢를 除去한 貯蓄率 데이터: 歸無假說과 對立假說



이와 같이 대립가설 역시 저축률 시계열의 불안정성을 인정하면서도 데이터 생성과정의 성격을 귀무가설과 다르게 보는 것은 향후 저축률의 전망과 정책시사점에 있어서 귀무가설과 매우 다른 입장을 취하게 한다. 즉 대립가설은 1990년대 이후의 저축률 하락을 일시적 현상이 아니라 추세적인 현상으로 받아들이며, 1990년대 이후의 하향추세를 반전시킬만한 구조적인 충격이 없는 한 과거의

높은 저축률을 기대하기 어려울 뿐만 아니라 저축률은 앞으로도 지속적으로 감소할 것으로 전망한다. 그리고 자주 있는 것은 아니지만, 만약 저축률의 추세를 또 다시 반전시킬만한 여건변화가 일어난다면 저축률의 추세적인 증가는 앞으로도 가능하며 저축률에 장기적인 영향을 줄 수 있는 정책수단은 그 효과가 지속될 수 있음을 시사해 준다. 이러한 입장은 앞으로 저축률이 어떻게 움직일지 알 수 없으며, 장단기적인 저축률 제고정책이 유용하지 않을 것이라는 귀무가설의 입장과는 매우 다름을 알 수 있다.

이상에서 설명한 귀무가설과 대립가설의 설정은 GNP 시계열상에 나타나는 불안정성의 원인으로서 추세선의 구조변화 가능성을 제기한 Perron(1989)의 접근방법을 우리나라의 저축률 데이터에 적용한 것이다. 이미 널리 알려져 있는 바와 같이 Perron은 이 문제를 처음 제기한 이후에도 많은 연구결과를 발표해오고 있는데, 다음 절에서는 Perron(1989, 1993, 1997)의 검정방법을 사용하여 우리나라 저축률의 움직임을 어떻게 해석하는 것이 타당한가를 살펴해보도록 하겠다.

2. Perron(1997)의 方法에 따른 假說檢定 結果

우선 본 연구의 귀무가설과 대립가설을 나타내는 [圖 2] 및 [圖 3]은 다음과 같이 수식으로 표현할 수 있다.

총저축률을 나타내는 단일 변수(univariate) 시계열 y_t 는 다음 식에서 묘사되는 바와 같이 p-次의 다항식 추세함수(polynomial trend function) N_t 와 k-次의 자기회귀 과정(auto-regressive process)을 따르는 오차함수 X_t 의 합이라고 상정한다.

$$(1) \quad y_t = N_t + X_t$$

$$N_t = \sum_{i=0}^p \beta_i t^i$$

$$X_t = A(L)e_t, \quad A(L) = 1 - a_1L - \dots - a_kL^k$$

여기서 L 은 lag operator이다. 자기회귀 다항식 $A(L)$ 은 $A(z)=0$ 이라는 방정식에서 끊어야 하나의 단위근을 가지며, 오차항 e_t 는 i.i.d.의 白色誤差(white noise)로서 평균은 0, 분산은 σ_e^2 이고 4次的 積率(fourth moment)까지 유한(finite)하다. 따라서 아래서 소개하는 검정방법은 어떤 시계열이 강한 자기 상관관계(serial correlation)를 가지고 있다고 생각될 경우에 특히 유용하다. [圖 4]는 추세를 제거한 분기별 저축률이 적어도 1970년대에 걸쳐 자기 상관관계를 가지고 있음을 시사하고 있으므로 본장의 가설검정에 있어서는 시계열의 자기 상관관계를 허용하는 식 (1)과 같은 모델을 전제로 하는 것이 적합하다고 생각된다.

한편 본장의 대립가설은 다음과 같다.

$$(2) H_1 : N_t = \sum_{i=1}^p [\beta_i t^i + 1(t > T_B)(t - T_B)^i \delta_i], \quad (i=0, \dots, p)$$

여기서 T_B 는 구조변화가 발생한 시점을 가리키며, $1(t > T_B)$ 는 $t > T_B$ 일 때 1을, 그렇지 않을 때 0을 나타내는 지시함수(indicator function)이다. 우리가 관심을 갖고 있는 것은 꺾여진 추세선이므로 추세함수는 1차 다항식이기 때문에 식 (2)에서 $p=1$ 이다. 독자의 편의를 위하여 추세함수가 1차 다항식일 때의 귀무가설과 대립가설을 다시 써보면 다음과 같다⁴⁾.

$$(3) H_0 : N_t = \gamma_0 + \gamma_1 t$$

$$H_1 : N_t = \beta_0 + \beta_1 t, \quad \text{if } t < T_B$$

4) 본장에서의 대립가설은 꺾여진 추세선을 상정하고 있으므로 구조변화의 시점을 계기로 두 개의 선형추세선이 서로 만나야 한다. 이를 위해서는 $\delta_0=0$ 이라는 가정이 필요하다.

$$N_t = \beta_0^* + \beta_1^*t, \text{ if } t \geq T_B, \beta_0^* \equiv \beta_0 - \delta_1 T_B, \beta_1^* \equiv \beta_1 + \delta_1$$

그리고 귀무가설과 대립가설에서 상정하고 있는 저축률의 데이터 생성과정은 각각 다음과 같다.

$$(4) H_0: y_t = \beta_0 + \beta_1 t + A(L)e_t$$

$$(5) H_1: y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma DT_t^* + A(L)e_t$$

$$DT_t^* = (t - T_B)1(t > T_B)$$

Perron(1989, 1993, 1997)은 이러한 대립가설을 검정하기 위한 검정통계량으로서 다음과 같은 방법을 제안하고 있다. 우선 단순최소자승(Ordinary Least Squares) 추정법으로써 식 (5)를 추정하여 얻어지는 오차항의 추정치 \hat{e}_t 를 얻는다.

$$(5) y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \hat{\gamma}DT_t^* + \hat{e}_t$$

그리고 \hat{e}_t 를 사용하여 식 (6)과 같은 Dickey-Fuller 형태의 단위근 검정식을 구성하고 이 식의 α 가 1이라는 단위근 가설에 대한 검정통계량 t_α 를 구한다.

$$(6) \hat{e}_t = \alpha \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \hat{e}_{t-i} + u_t$$

이때 t_α 를 이용한 ADF 검정법이 만약 $\{\alpha=1\}$ 을 기각한다면, 결국 저축률의 시계열 $\{y_t\}$ 로부터 적절한 T_B 의 선택을 통해 꺾어진 선형추세선을 제거할 경우 그 나머지만 \hat{e}_t 는 안정적이라는 의미가 된다. 그러나 식 (6)에 t_α 를 적용하는 검정방법은 구조변화 발생시점을 나타내는 T_B 와 식 (6)의 다항식의 次數 k 를 어떻게 정하느냐에 따라 검정결과가 영향을 받는다는 문제가 있다. 다시말

해, 구조변화의 시점을 언제로 정하느냐에 따라 식 (6)에 대한 단위근 검정통계량 t_a 의 점근적 분포(asymptotic distribution)가 영향을 받기 때문에 T_B 를 사전에 상정하는 방법⁵⁾은 연구자가 구조변화 가설이 받아들여지도록 하기 위하여 가장 유리한 시점을 의도적으로 선정한 결과, 즉 data mining의 결과일 수도 있다는 비판을 받는다.

이 문제에 대해 Perron(1997)은 T_B 를 사전에 정하지 말고 검정통계량 t_a 의 값을 최소화하는 T_B 및 k 를 선택할 것, 즉 t_a 대신 $\text{Min}_{T_B \in (k+2, T)} \text{Min}_{k \in (0, k_{\max})} t_a$ 를 사용할 것을 제안한 뒤 이 검정통계량의 기각값(critical value)을 아래의 <表 2>와 같이 제시하였다. 이러한 방법은 구조변화의 시점에 대한 주관적인 판단이 검정결과에 미칠 영향을 배제하는 대신 검정력(power)이 최소화되는 것을 감수하는 보수적인 입장, 즉 되도록 구조변화 가설을 지지하지 않는다는 입장을 견지하는 것이다.

우리나라의 분기별 저축률을 사용하여 실제로 검정을 해 본 결과, t_a 는 구조변화 시점 T_B 가 저축률 데이터의 78번째 값, 그러니까 1989년 1/4분기일 때 그리고 식(6)의 다항식의 次數 k 가 5일 때 최소가 되며, 이때 $\text{Min}_{T_B \in (k+2, T)} \text{Min}_{k \in (0, k_{\max})} t_a$ 의 값은 -4.5915104이다. 그리고 우리나라의 분기별 저축률의 최종적인 데이터 생성과정의 추정결과는 식 (7)에, 그리고 식 (6)의 추정결과는 식 (8)에 제시되어 있다.

$$(7) y_t = 10.364395 + 0.35746527 t - 0.47577510 DT_B^*, \quad T_B=78$$

$$(8) \hat{e}_t = 0.666496 \hat{e}_{t-1} - 0.016329 \Delta \hat{e}_{t-1} + 0.31751 \Delta \hat{e}_{t-2} +$$

5) 어떤 구조변화 시점이 너무도 명백하므로 그 시점을 연구자가 사전에 알고 있다는 것을 전제로 분석을 하는 접근방법을 intervention analysis(Box · Tiao(1975))라고 한다.

$$0.065721 \triangle \hat{e}_{t-3} + 0.17104 \triangle \hat{e}_{t-4} + 0.26933 \triangle \hat{e}_{t-5}$$

$\text{Min}_{T_B \in (k+2, T)} \text{Min}_{k \in (0, k_{\max})} t_{\hat{\alpha}}$ 의 값과 비교해야 하는 기각값들은 <表 2> 가운데 'k=K*min'으로 표시된 행(row)에 나타난 것들이며, 분기별 저축률 데이터의 개수는 1970년 1/4분기부터 1999년 4/4분기까지 120개이므로 가설검정에 사용된 식 (6)에서의 T는 $120-k-1=114$ 이다. 그러므로 <表 2>에 따르면 대략 유의수준 10%에서 본장의 귀무가설은 기각할 수 있는 것으로 나타나고 있다. 물론 식 (6)에서 다항식의 차수가 5일 때, ADF 방식으로 시계열 $\hat{\epsilon}_t$ 의 단위근을 검정할 경우 1%의 기각값이 -2.6024900 에 불과하므로, $\hat{\epsilon}_t$, 즉 [圖 4]의 굵은 선으로 그려진 오차항은 유의수준 1%로써 단위근을 갖지 않는다고 할 수 있다. 그러나 구조변화 가설의 검정에 있어서 유의수준 10%로 단위근 가설을 기각하게 되는 이유는 앞서 언급한 바와 같이 연구자가 구조변화시점을 사전에 결정하지 않음으로써 검정력이 약해지고 있기 때문이다.

이와 같이 우리나라 저축률의 움직임을 증가추세를 가지는 랜덤 워크라기 보다 한 차례 꺾여진 추세선의 주위를 안정적으로 움직인다고 보는 것이, 최대한 보수적인 입장에서 보았을 때에도, 유의수준 10%로 더 타당함을 알 수 있다. 그리고 추세선이 꺾여진 시점은 1989년 초로 추정된다. 즉 우리나라의 저축률이 1990년대 이후 점차적으로 하락하여 온 것은 일시적인 현상이었던 것이 아니라 저축률이 추세적으로 구조변화를 일으켰기 때문이며 대략 그 변화의 시점은 1989년경으로 판단된다는 것이다.

우리나라의 저축률의 움직임, 특히 1980년대 말까지는 지속적으로 상승하다가 1990년대 이후 완만하나마 지속적으로 하락하여 온 것을 어떻게 해석하느냐에 따라 우리 경제에 대한 이해는 크게 달라진다고 생각한다. 본장의 가설검정결과에 따르면 우리 경제는 과거의 지속적인 저축률 증대가 더 이상 어려워졌으며, 완만한 저축률의 하락추세가 지속되는 추세에 접어들었다는 판단을 하게 된다. 이는 향후 자본축적의 속도가 둔화될 것이고 따라서 장기적 성장

잠재력도 서서히 둔화될 것으로 예상하는 것이 더욱 현실적인 판단임을 시사한다.

<表 2> 構造變化(趨勢線 기울기의 變化) 假說檢定の 棄却값

유의수준:	1.0%	2.5%	5.0%	10.0%	50.0%	90.0%	95.0%	97.5%	99.0%
T=100									
k=0	-5.15	-4.81	-4.49	-4.19	-3.20	-2.37	-2.15	-1.99	-1.84
k=2	-5.04	-4.70	-4.43	-4.09	-3.12	-2.35	-2.17	-2.02	-1.89
k=5	-4.88	-4.57	-4.33	-4.05	-3.11	-2.39	-2.19	-2.09	-1.91
k=8	-4.78	-4.46	-4.13	-3.87	-3.04	-2.32	-2.17	-2.05	-1.91
k=K*min	-5.50	-5.15	-4.89	-4.57	-3.57	-2.77	-2.59	-2.41	-2.26
k=K*sig	-5.41	-4.98	-4.73	-4.43	-3.36	-2.53	-2.34	-2.21	-2.08
T=150									
k=0	-4.99	-4.62	-4.40	-4.12	-3.12	-2.32	-2.15	-1.97	-1.84
k=2	-4.97	-4.66	-4.37	-4.06	-3.14	-2.35	-2.16	-2.01	-1.86
k=5	-4.85	-4.57	-4.38	-4.06	-3.11	-2.35	-2.19	-2.04	-1.91
k=8	-4.74	-4.48	-4.21	-3.99	-3.08	-2.34	-2.18	-2.01	-1.88
k=K*min	-5.34	-5.04	-4.76	-4.48	-3.50	-2.67	-2.47	-2.30	-2.17
k=K*sig	-5.19	-4.85	-4.58	-4.30	-3.32	-2.47	-2.27	-2.11	-1.96

자료 : Perre Perron(1997).

본장의 결과에서는 구조변화 시점을 1989년으로 지목하고 있지만 이는 어디까지나 ‘단 한번의 구조변화를 상정할 때 그 시점이 어디겠느냐’라는 귀무가설에 따라 추정된 시점일 뿐이다. 다시 말하여 1989년에 저축률을 결정하는 우리 경제의 기본구조가 환골탈태 하듯 단번에, 완전히 뒤바뀌었다고 생각하기는 어려울 것이다. 그보다는 1989년을 전후하여 저축률의 결정방식들이 서서히, 그러나 매우 의미있게, 바뀌어왔다고 보는 것이 적절하다고 생각된다.

3. 貯蓄率 趨勢線의 構造變化 可能性에 대한 追加的 根據

이상에서는 시계열 분석을 통하여 1980년대 후반, 보다 정확히는 1989년 초부터 우리나라의 저축률이 과거의 증가추세에서부터 감소추세로 전환되었으며 저축률은 이러한 꺾여진 선형추세의 주위를 안정적으로 움직인다고 보는 것이 타당할 수 있음을 살펴 보았다. 본절에서는 저축률의 데이터 생성과정이 1989년 초를 계기로 새로운 데이터 생성과정으로 전환되었다는 가설을 뒷받침한다고 생각되는 몇가지 추가적인 거시경제적 근거를 제시해 보고자 한다.

가. 貯蓄率 決定式의 推定結果

서론에서 언급한 바와 같이 과거 우리나라의 저축률에 관한 연구는 주로 우리나라 저축률이 왜 지속적으로 상승하여 왔는가에 대한 것이 주요 내용이었다. 이들 연구에서는 저축률의 지속적인 상승을 설명함에 있어서 실질 GNP 성장률과 부양비율이 핵심적인 역할을 하고 있다(Collins(1991), 朴大根·李昌鏞(1997), 洪基錫·金俊經(1997)). 본절에서는 朴大根·李昌鏞(1997)의 저축률 설명식을 그대로 재추정하되 앞 절에서 제시된 구조변화 시점, 즉 1989년 1/4분기를 기점으로 추정구간을 달리하였을 때 그 결과가 어떻게 달라지는지를 살펴보도록 하겠다.

<表 3>은 朴大根·李昌鏞(1997)에서 사용하는 설명식을 그대로 재추정해 본 것으로서 朴大根·李昌鏞(1997)에서는 1990년 기준 GNP를 사용하고 있는 반면 본 연구에서는 1995년 기준 GDP를 사용하고 있는 점이 다를 뿐이다. 이 표가 보여주는 추정결과는 朴大根·李昌鏞(1997)의 결과와 거의 같다.

<表 3-1>은 추정구간을 구조변화 시점 1989년 1/4분기 이전까지인 1971년에서 1988년까지로 제한하였을 경우의 추정결과로서 그것은 <表 3>과 質的으로 동일하다. 즉, 경제성장률이 높을수록

저축률이 증가하고 부양비율이 높을수록 저축률이 감소하는 패턴은 서로 다르지 않다. 그러나 추정구간을 구조변화 시점 이후부터인 1989년에서 1999년까지로 잡았을 때의 결과인 <表 3-2>는 <表 3> 및 <表 3-1>에 비하여 매우 다르게 나타나고 있다.

<表 3> 貯蓄率 決定式 推定結果(1971~1993)

	I	II	III	IV
경제성장률	0.56 (0.99)	0.59 (2.31)	0.62 (3.39)	0.62 (3.47)
실질GDP		7.83E-05 (9.01)	6.03E-06 (0.35)	
부양비율			-0.49 (-4.57)	-0.53 (-13.81)
R ²	0.04	0.81	0.91	0.91
Durbin-Watson	0.10	0.44	0.82	0.81

주: 괄호 안은 t 값임.

<表 3-1> 貯蓄率 決定式 推定結果(1971~1988)

	I	II	III	IV
경제성장률	0.82 (1.54)	0.37 (1.81)	0.48 (2.13)	0.64 (3.04)
실질GDP		1.22E-04 (9.80)	7.19E-05 (1.56)	
부양비율			-0.23 (-1.14)	-0.53 (-9.39)
R ²	0.13	0.88	0.89	0.87
Durbin-Watson	0.20	0.64	0.73	0.79

주: 괄호 안은 t 값임.

〈表 3-2〉貯蓄率 決定式 推定結果(1989~1999)

	I	II	III	IV
경제성장률	0.11 (0.97)	0.05 (1.92)	0.07 (2.57)	0.00308 (0.07)
실질GDP		-2.29E-05 (-14.07)	-3.48E-05 (-4.35)	
부양비율			-0.45 (-1.51)	0.81 (8.11)
R ²	0.09	0.96	0.97	0.90
Durbin-Watson	0.51	2.47	2.86	1.61

주: 괄호 안은 t 값임.

우선 <表 3>과 <表 3-1>에서 양수로 나타나던 식 II와 식 III의 실질 GDP의 계수 추정치가 <表 3-2>에서는 음수로, 그것도 有意한 陰數로 나타나고 있다. 저축률이 증가추세를 지속하고 있던 기간에는 실질 GDP도 증가하고 있었을 것이므로 <表 3-1>에서 실질 GDP는 저축률에 대한 실제적 설명력의 與否를 떠나 兩者의 상관관계가 陽으로 추정되었음은 當然하다고 하겠다. 마찬가지로 저축률이 하락하고 있는 동안에도 실질 GDP의 수준은 계속 증가하여 왔으므로 <表 3-2>에서 실질 GDP와 저축률의 상관관계가 陰으로 추정된 것도 별로 놀라운 일이 아니다. 그러므로 실질 GDP 자체를 저축률의 유력한 설명변수로 사용하는 것은 논란의 여지가 있다⁶⁾고 보여지며, 따라서 실질 GDP를 설명변수로 사용하고 있지 않은 식 IV의 추정식, 즉 저축률을 경제성장률과 부양비율만으로 설명하는 것이 어떤 변화를 겪었는가를 살펴보는 것만이 의미있다

6) 저축률은 어디까지나 0에서 1 사이의 값일 수밖에 없는 반면 실질 GDP의 수준은 기하급수적(exponentially)으로 늘어나는 변수임에 비추어 실질 GDP를 저축률의 설명변수로 사용한 것은 옳지 않은 듯한 인상을 준다. 그러나 박대근·이창용(1997)의 연구결과를 재생해보기 위해 그들의 방정식 구성을 그대로 따라가 보기로 한다.

고 판단된다.

저축률 추세의 구조변화 이후인 1989년에서 1999년까지를 추정 한 <表 3-2>에서는 <表 3-1>과는 달리 경제성장률의 설명력이 사라지고 있을 뿐 아니라 부양비율의 부호가 음수에서 양수로, 그것도 유의한 양수로 바뀐 것으로 나타나고 있다. 이 중 부양비율이 높을수록 저축률이 높다는 결과는 경제이론 및 直觀과 부합하기 어렵다. 특히 제Ⅲ장의 미시자료 분석에 따르면 1989년 이후에도 부양비율은 가계의 저축률을 하락시키는 중요한 역할을 지속하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 미시자료로부터의 증거와 거시 시계열분석 결과가 서로 상충되고 있는데 이들을 어떻게 절충하여 해석할 것인지에 대해서는 좀더 검토해 볼 필요가 있다. 따라서 일단 <表 3-2>로부터 내릴 수 있는 결론은 구조변화 이전까지 저축률을 성공적으로 설명하던 요인들이 구조변화 이후의 저축률 결정에 대해서는 더 이상 설득력있게 설명하지 못하게 되었다는 정도로 정리해 볼 수 있겠다.

이와 같이 과거 우리나라의 저축률의 결정에 있어서 가장 중요하게 다루어졌던 두 가지 요인들, 즉 경제성장률과 부양비율이 1989년 이후의 저축률 결정에 대해서 설득력 있는 설명을 하지 못하게 되었다는 추정결과는 제Ⅱ장에서 제시한 바 1989년 1/4분기를 계기로 저축률의 데이터 생성과정이 새로운 생성과정으로 바뀌었다는 구조변화 검정결과를 뒷받침한다고 할 수 있다.

나. 貯蓄率과 蓄積의 黃金律

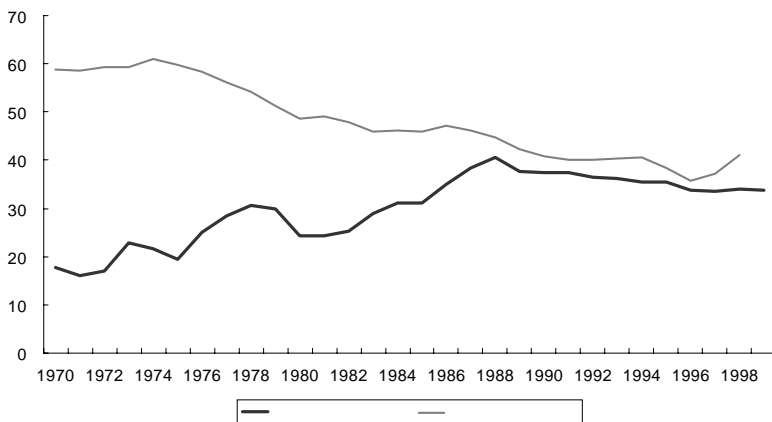
일반적으로 저축률이 높을수록 투자를 위한 資金源이 확대되어 투자가 촉진되고 그 결과 자본스톡이 늘어나 미래의 지속적인 성장과 삶의 질(standard of living)의 향상에 도움을 준다. 그러나 저축률이 지나치게 높다면 소비가 지나치게 위축되었음을 의미하므로 단기적으로 경기가 위축되고 고용과 생산활동이 억제될 것이다. 그

러므로 저축률이 지나치게 낮은 것도 좋지 않지만 저축률이 지나치게 높은 것도 바람직하지 않다.

Dernburg · Dernburg(1969)의 축적의 소득 황금률(golden rule of accumulation)에 의하면 저축률이 자본 분배율(capital share)과 같은 수준을 유지하는 것이 최적이다. 현재의 분배를 결정함에 있어서 아무런 왜곡이 없다고 한다면, 그러한 상태는 소비자가 자신이 노동으로 얻은 소득만큼을 소비하고 자본으로부터 얻은 소득은 저축함으로써 현재 및 미래의 소비를 최대화할 수 있고, 거시적으로는 자본/생산비율이 일정한 정상상태(steady state)를 유지할 수 있기 때문이다.

[圖 5]는 우리나라의 총저축률 및 자본 분배율을 함께 그려본 것으로서 이 그림에 의하면 1970년부터 1980년대 말까지 우리나라의 저축률은 자본 분배율에 못 미치다가 대략 1988년을 기점으로 양자가 서로 거의 같이 움직이기 시작하는 모습을 관찰하게 된다. 따라서 Dernburg · Dernburg(1969)의 축적의 황금률에 비추어 본다면 대략 1988년경부터 우리나라의 저축률이 거의 적정수준에 도달

[圖 5] 貯蓄率과 資本所得 分配率의 推移(1970~1999)



하였다는 잠정적인 결론을 내릴 수 있다. 그리고 이 그림에서 총저축률과 자본분배율이 거의 비슷해지는 1988년은 앞절에서 제시된 저축률 추세의 구조변화시점인 1989년 1/4분기와 크게 다르지 않다. 만약 이 결론이 옳다면 1989년경부터는 우리나라 저축률의 결정이 그 동안의 결정과정에서 벗어나 새로운 방식으로 결정되어져 왔을 가능성이 높다고 할 수 있다.

우리나라는 6·25 사변이후 최빈국의 수준에서 오늘날에 이르기까지 여러 단계의 경제발전 과정을 거쳤음이 분명하며, 개발도상국과 선진국의 저축률 결정요인이 서로 다르다는 점(Aghevli et al (1990))도 이미 널리 알려져 있다. 우리나라가 1989년을 계기로 과거와 다른 새로운 경제발전 단계로 접어들었느냐를 판명하는 것은 물론 간단한 문제는 아닐 것이다. 그러나 저축률 결정에 영향을 줄 수 있는 경제여건들은 1970년대와 1990년대가 서로 크게 다를 수 있으며 그에 따라 저축의 결정방식 자체가 중요한 전기를 맞이하였을 것이라는 점은 충분히 가능성이 있다고 하겠다.

예를 들어 저축률이 자본분배율을 크게 밀돌았던 1970년대 및 1980년대 중반까지는 정부 주도 아래 여러 부문에 걸쳐 투자를 동시에 증대시키는 전략을 취해왔었다. 이러한 동시다발적인 투자확대는 그렇지 않았을 경우보다 훨씬 강력한 양의 외부효과를 나타냈었고 그에 따라 경제가 크게 성장하는, 소위 “Big Push”(Murphy · Shleifer · Vishny(1989))가 가능하였었다. 이 과정에서 투자의 재원인 저축 역시 경제성장과 함께 지속적으로 늘어났었다고 생각할 수 있다. 그러나 1980년대 말부터는 우리 경제가 그러한 단계를 벗어나 “Big Push” 단계의 편익이 사라지면서 저축도 과거처럼 경제성장을 긴밀하게 따라가기 보다는 새로운 경제환경에서 가계의 최적선택에 따라 결정되었을 가능성이 있다.

[圖 5]가 시사하는 바와 같이 우리나라의 저축률이 1989년을 계기로 Dernburg · Dernburg(1969)의 황금률에 따라 결정되기 시작

하였다면, 즉 최적의 선택에 의해 결정되기 시작하였다면, 이 시점부터는 저축률을 인위적으로 제고시키려는 노력이 더 이상 바람직하지 않게 되었다고 할 수 있다. 국민소득이 노동부문과 자본부문으로 분배되는 메커니즘에 따라 저축률이 적정하게 결정되고 있다면 노동소득과 자본소득의 배분과정상 왜곡이 없도록 하는 것만이 경제의 효율을 위하여 중요한 것일 뿐 정책적으로 저축을 장려하는 것은 효과도 없을뿐더러 적정하지도 않다는 주장이 가능하다.

그럼에도 불구하고 [圖 5]가 보여주고 있는 바와 같이 1989년부터 저축률은 자본분배율과 긴밀하게 움직이기 시작하긴 하였지만 일정한 간격을 두고 자본분배율에 못 미치고 있다. 이는 개인의 저축률 결정이 저축을 재원으로 하는 투자의 증대와 그에 따른 양의 외부효과를 스스로 內在化(internalize)하지 못하기 때문에 사회적으로 바람직한 저축률의 수준에 항상 못미치게 되는 결과라 할 수 있다. 이는 결국 저축의 수익률이 투자의 수익률과 똑같이 결정되었다 하더라도 그 값이 투자의 양의 외부효과를 반영하지 못하고 있음을 의미한다. 따라서 투자 수익률 자체에 나타나지 않는 투자의 외부효과가 저축에 대한 수익률에 적정하게 반영되도록 어떤 조치, 특히 조세정책상의 조치를 강구할 필요가 있을 것이다.

다. 貯蓄率과 消費-餘暇 選好의 構造的 變化 可能性

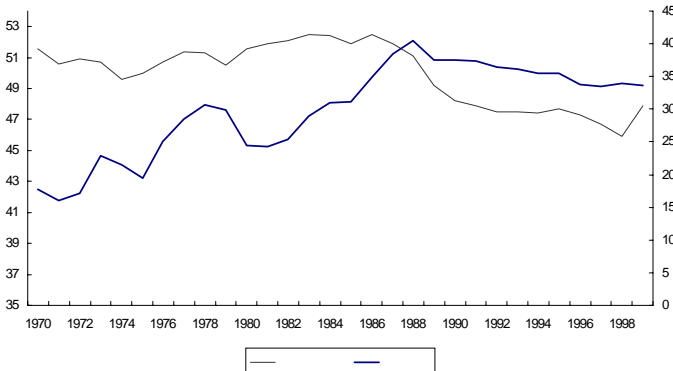
지금까지 설명한 바와 같이 1989년경부터 저축률의 결정방식이 변하였다고 할 때 그 원인으로서 저축의 주체인 소비자가 소비나 저축이나를 선택함에 있어서 그 선호의 체계상 중요한 변화가 생겼을 가능성이 있다. 예를 들어 앞서 <表 3-1> 및 <表 3-2>에서의 회귀방정식에서 나타나는 바와 같이 부양비율의 부호는 1989년을 기점으로 정반대로 바뀌고 있는데 이는 어디까지나 설정오류(mis-specification error)의 결과일 수도 있지만 우리나라 가구의 부양인구를 위한 소비행태가 1990년대 들어 바뀌었기 때문일 가능성도

배제할 수 없는 것이다.

[圖 6]은 총저축률과 함께 주당 평균 근로시간 수의 추이를 함께 보여주고 있다. 이 그림에서 보는 바와 같이 우리나라 근로자의 주당 평균 근로시간 수는 1986년에 52.5 시간으로 정점에 도달한 뒤 1987년부터 감소하기 시작하였으며 1992년에는 47.5 시간으로 줄어들어 6년만에 주당 5시간이 줄어들었다. 근로시간이 줄어들었음은 소비자가 소득보다는 여가를 선택하려한 결과로 해석할 수 있다. 그리고 소득보다 여가를 선호하기 시작하였다면 저축률은 낮아질 것이다.

근로시간이 급격하게 줄어들었던 기간은 1987년부터 1992년까지로서 이 기간은 앞장에서 제시한 저축률의 구조변화시점인 1989년을 포함하고 있다. 따라서 이 기간을 거치면서 경제 전반적으로 근로소득을 높이려는 욕구보다는 주어진 소득 또는 재산을 가지고 소비를 더 하려는 욕구가 상대적으로 강해지기 시작하였을 것으로 짐작된다. 과연 무엇 때문에 그와 같은 선호의 변화가 초래되었는지는 아직은 뚜렷하게 말하기 어렵다. 다만 그와 같은 선호의 변화를 가능하게 하였을만한 여건의 변화만큼은 다음 절에서 설명하는 바와 같이 여러 가지로 상정해 볼 수 있다.

[圖 6] 總貯蓄率과 平均 勤勞時間 數의 推移



라. 資産價格의 上昇과 住宅補給率의 增加

근로소득을 구태어 증가시키지 않아도 기존의 소비수준을 유지할 수 있거나 또는 기존의 소비수준보다 더 많은 소비를 할 수 있게 된다고 하더라도, 심리적인 명백한 이유 없이 일을 하지 않으려 한다는 것은 설득력이 없다. 더구나 개인 몇 사람이 아니라 사회 전반적으로 근로시간이 감소함과 동시에 저축률이 하락하기 시작하였다면 일반적인 소비자들에게 광범위한 영향을 미칠만한 어떤 중요한 요인들이 변화하지 않았다고 보기는 어려울 것이다.

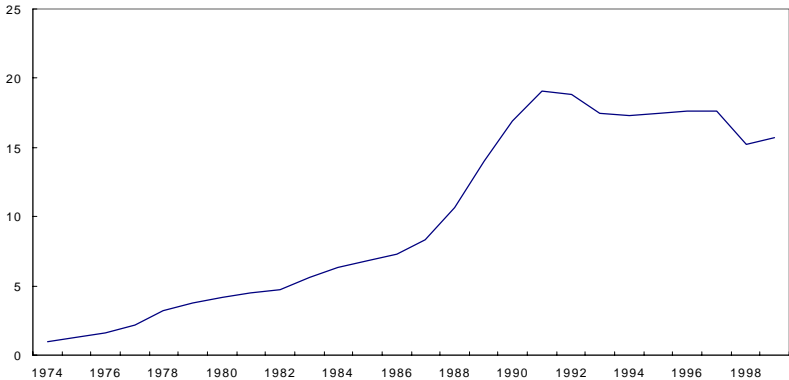
우리나라의 모든 소비자들이 [圖 6]에서처럼 짧은 기간 동안 근로시간을 뚜렷하게 갑자기 줄였다면, 그리고 그들의 저축률이 전반적으로 하락하기 시작하였다면 이는 근로소득 외에 다른 소득원이 생겼거나 자기 재산이 마음속으로 정해 놓은 일정수준에 도달하여 더 이상의 근로소득이 필요하지 않게 되었기 때문이라고 짐작된다.

근로소득 외의 소득원으로는 자산, 즉 부동산 및 금융자산으로부터의 수입 등을 들 수 있다. [圖 7]과 [圖 8]은 각각 토지가격지수 및 주식시가총액/경상GDP의 추이를 보여주고 있다. 이에 따르면 1987~1989년의 기간 중에는 토지가격이 급등하고 GDP 대비 주식시가 총액이 급격하게 늘어났음을 알 수 있다. 이러한 1989년까지의 약 1~2년간의 자산가치의 폭등은 소비자로 하여금 근로소득의 매력을 급격하게 떨어뜨리는 여건이 형성되었음을 의미한다고 할 수 있다. 즉, 토지가격 및 주식 등의 재산이 급격하게 늘어났기 때문에 더 이상 근로소득에 의존하지 않아도 과거의 소비수준을 유지할 수 있거나 자신의 재산증식 목표가 이미 달성되었다고 느끼기 시작하였을 수 있다.

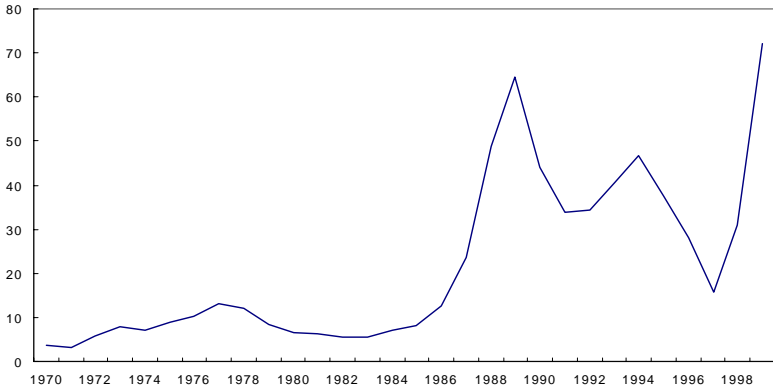
한편 [圖 9]는 주택보급률의 추이를 보여주고 있다. 이에 따르면 주택보급률은 1988년에 69.4%로 최저점에 도달한 뒤 급격하게 늘어나 1999년에는 93.3%에 달하고 있다. 주택을 마련하려는 욕구는

우리나라 국민에게 있어서 특히 중요한 저축동기의 하나라고 보여진다. 제Ⅲ장의 분석에서도 주택보유 형태별로 저축률이 크게 영향을 받고 있는 것으로 나타난다. 즉, 자가주택에 거주하는 가구보다 전세주택에 거주하는 가구의 저축률이 뚜렷하게 높다는 것이다. 이와 같이 전세입주자의 저축률이 높은 이유는 저축을 통하여 미래에 자가주택을 보유하려는 동기, 주택을 구입하기 위한 소위 일시불 동기(down-payment motive)로 이해할 수 있다.

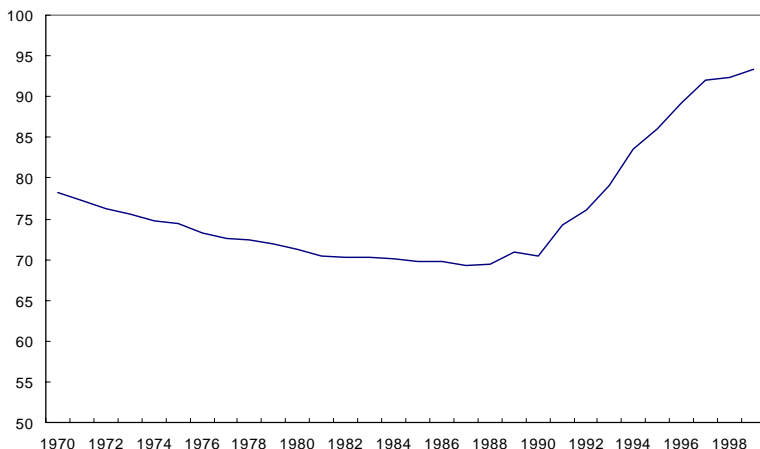
[圖 7] 土地價格 指數의 推移



[圖 8] 株式時價總額/經常 GDP의 推移



[圖 9] 住宅普及率의 推移



그림에서 보는 바와 같이 주택보급률이 1989년부터 빠르게 상승하기 시작한 것은 이 시점부터 내 집 마련을 위한 저축의 필요성이 매우 빠른 속도로 사라지기 시작한 중요한 이유가 될 수 있다.

이상에서 살펴본 바와 같이 Perron(1997)의 검정결과가 시사하는 저축률의 추세적 하락의 가능성을 뒷받침할 만한 정황적 근거는 여러 가지가 있다. 그리고 이들 근거, 즉 자본 분배율과 저축률의 움직임, 근로시간 수의 감소, 토지 및 주식 등 자산가치의 상승, 주택보급률의 증가 등의 변화는 가설검정 과정에서 추정된 구조변화 시점인 1989년을 전후하여 급격하게, 뚜렷하게 변화하고 있다. 따라서 이들 근거들과 우리나라 저축률의 추세적인 하락이 전혀 무관하다고 보기는 어려울 것이다.

그럼에도 불구하고 이들 각 요인들은 어디까지나 저축률 하락을 직접적으로 설명할 수 있는 유일한 요인은 아니라고 생각된다. 예를 들어 이들 데이터를 <表 3-2>의 회귀방정식에 설명변수로 추가하였을 때 1989년 이후 유의한 양의 값을 나타냈었던 부양비율의 계수값이 다시 유의한 음수값을 회복할 수 있는 것은 아니다.

어찌보면 우리나라의 저축률 하락을 한두 가지 요인에 의해 설명하려는 시도는 불가능한 것일지도 모른다. 미국의 1990년대 이후 저축률의 급격한 하락의 원인을 설명하는 문제에 대해서도 여러 가지 원인들이 복합적으로 작용하였다고 보는 것(Gale·Sabelhaus(1990))이 광범위한 합의를 형성하고 있는 것과 마찬가지로이다.

우리나라의 저축률이 1990년대 들어 하락추세로 접어들기 시작하였다는 가설은 기각하기 어렵지만 그렇다고 그 명백한 원인을 찾아내기도 아직은 어려운 것이 사실이다. 그리고 그 명백한 원인을 찾아낼 수 있어야 우리나라의 새로운 저축률 패턴에 대해 정확한 이해를 할 수 있기 때문에 앞으로 우리나라의 저축률이 어떠한 모습으로 변화할지에 대해서는 추가적인 연구결과를 기다려야 할 뿐이다.

이상에서 논의한 저축률은 국민계정에서 집계하는 총저축률로서 개인의 저축률과는 의미가 매우 다르다(Bosworth·Burtless·Sabelhaus(1991), Browning·Lusardi(1996), Gale·Sabelhaus(1999), Lusardi(1999), Bérubé·Coté(2000)). 예를 들어 개인의 입장에서는 재산증식이라는 관점에서 보았을 때 자신이 보유하고 있는 토지, 부동산, 또는 유가증권의 가치가 늘어나는 것과 소비를 절제한 결과 은행예금이 늘어나는 것을 크게 다른 것으로 느낄 이유가 없다. 그러나 자산가치의 변화는 부가가치의 창출과는 무관하기 때문에 국민계정에서는 이러한 자본이득(capital gain)을 저축으로 인정하지 않고 있다. 따라서 앞에서 언급한 근거들 가운데 자산가치의 급격한 상승까지를 저축률 산정에 반영시킨다면 개인의 입장에서는 자신의 저축률이 1990년대 들어서도 하락하지 않았다고 생각할 수 있다.

이와 같이 국민계정에서의 저축과 개인의 저축은 그 개념이 크게 다르다. 그리고 이상에서 논의의 대상으로 삼고 있는 것은 개인 저축률뿐 아니라 정부저축률까지 포함하는 총저축률이었다. 그럼에

도 불구하고 다음 장에서는 미시자료를 통하여 개인의 저축행태의 추이를 점검해 봄으로써 국민계정에서 나타난 저축률의 변화가 개인의 저축행태의 변화 때문인지에 대해 여러 가지로 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 微視資料를 통한 貯蓄率 變化 趨勢 考察

앞장에서도 살펴본 바와같이 총저축률의 변화에 가장 큰 영향을 주는 저축구성요소는 개인저축률이었다. [圖 1]과 <表 1>에 의하면 총저축률의 변화와 개인저축률의 변화추이는 상당히 유사하다. 총저축률은 1970년대 중반까지 상승을 지속하여 1975년에 일단 정점을 이룬 뒤 1980년까지 감소하였고, 1980년대에는 다시 지속적인 상승을 재개하여 1988년에 사상 최고치를 이룬 후에 1990년대 들어와서는 완만하게 하락하고 있다. 개인저축률 역시 1970년 이후 상승을 계속하다가 1975년에 일단 정점에 달한 후 1980년까지는 급격히 하락하였으나 1981년 이후 1988년까지 지속적으로 상승하였고 1989년과 1990년에는 소폭 감소했다가 1991년에는 사상 최고치를 이룬 후에 지속적인 하락을 하고 있다.

앞에서 언급한 바와 같이 국민계정상의 저축의 개념과 가계의 저축의 개념 및 정의는 크게 차이가 있지만 그럼에도 불구하고 국민계정상의 개인저축률에 대한 거시적인 분석결과가 가구에 대한 방대한 정보를 담은 미시자료의 분석결과와 크게 다르다면 그 분석 결과는 설득력을 가질 수 없을 것이다.

본장의 목적은 1990년대 전반에 걸친 저축률 하락의 원인과 거시 데이터 분석에서 발견되는 1980년대 말의 구조적인 변화의 원인을 도시가계연보와 가구소비실태 조사 등 가구별 데이터를 이용한 미시자료 분석을 통해 살펴보는 것이다. 우선 도시가계연보를 통하여 가구저축률이 어떠한 변화를 보여왔으며 그 원인은 무엇인지에 대해 살펴보기로 한다.

1. 年齡別·所得階層別 家計貯蓄 變化의 推移

본장에서는 인구구조의 변화나 소득계층별 상대소득의 변화가 우리나라 개인저축률의 변동을 설명할 수 있는지를 살펴보기로 한다. 즉 전체 가구를 연령이나 소득계층별로 일정한 특징을 가지는 가구들로 분류한 뒤, 이들 가구에 대한 저축률 정보를 통해 개인 저축률 변화의 원인을 찾아보고자 하는 것이다.

본장에서 분석하는 도시가계연보 데이터는 조사대상 가구가 매달 작성한 가계부를 기초로 얻어진다. 그러나 12개월의 소비와 소득에 대한 정보를 모두 제공하는 가구는 조상대상가구 중 극히 일부에 지나지 않는다. 그러므로 연간 소득, 소비, 저축에 대한 합리적인 정보를 얻기 위해 일단 본 연구의 분석대상 가구를 각 분기당 적어도 1개월 이상은 자료를 제공한 가구들로 제한하였다. 제1분기에 속하는 세 달에 걸친 자료를 모두 제공하였다면 세 달의 소득과 소비를 합산하여 분기자료를 얻으며, 두 달만 자료를 제공했다면 두 달의 합계에 3/2을 곱함으로써 분기자료를 얻는 방식을 취하였다. 이러한 방식으로 분기별 자료를 구한 후 4개 분기의 소득과 소비를 합하여 연간 소득과 소비에 관한 정보를 추출하였다.

본장에서의 저축의 정의는 도시가계연보상의 '가계흑자' 개념을 따르기로 한다. 도시가계연보의 가계흑자는 우선 총소득에서 비소비지출(조세, 공적연금 등을 포함)을 빼서 가처분 소득을 구한 후, 이 가처분소득에서 소비지출을 공제함으로써 얻어진다. 본고에서 저축률은 가계흑자를 가처분소득으로 나눈 값이다.

잘 알려진 바와 같이 도시가계연보에서 자영업자의 소득은 파악할 수 없기 때문에 분석대상에서 제외하였다. 또한 저축률이 -50% 이하로 상식과 부합되지 않는 저축행위를 보이는 가구들은 분석대상에서 제외하였다. 이러한 가구들은 소득을 과소하게 보고하여 측정오차의 문제를 일으킬 소지가 있다고 판단하였기 때문이다.

이와 같은 방식에 따라 정리된 데이터를 가지고 우선 다음과 같은 항등식을 통하여 총개인저축률을 각 가구군의 소득 및 저축률, 그리고 각 가구군이 전체 가구에서 차지하는 비중으로 나누어 분석을 시작하였다. 이 분석은 연령군 분석(cohort analysis)이라고 하는 것으로서 우리나라의 저축률에 대해서는 이미 박대근·이창용(1997)에서 행해진 바 있으며 여기서는 그들의 방법론을 최근의 자료까지 확장하여 살펴보고 있는 것이다⁷⁾.

총저축률 s_t 는 다음과 같이 세 변수의 곱으로 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 s_t &\equiv S_t / Y_t \\
 &= \sum s_t^i Y_t^i w_t^i / \sum Y_t^i w_t^i \\
 &= \sum s_t^i (Y_t^i / \sum Y_t^i w_t^i) w_t^i \\
 &= \sum s_t^i y_t^i w_t^i
 \end{aligned} \tag{9}$$

위에서 사용된 각 변수의 정의는 다음과 같다.

s_t : t 기의 총저축률

S_t : t 기의 총저축액

Y_t : t 기의 총소득

s_t^i : t 기에 i 의 특징을 가진 가구들의 평균 저축률

Y_t^i : t 기에 i 의 특징을 가진 가구들의 평균 소득

7) 박대근·이창용(1997)의 연구는 저축률이 지속적인 증가를 하고 있다는 기본 전제하에서 이루어진 것이지만 본 연구는 1980년대 말 저축률에 구조적인 변화가 있는 뒤 1990년대에는 저축률이 지속적으로 하락하고 있다는 전제에서 출발하고 있음을 염두에 두기 바란다. 그리고 이러한 연령군 분석결과뿐 아니라 다음에 제시하고 있는 많은 그림과 표들은 저축률 하락의 원인을 살펴보는 표준적인 문헌에 제시된 방법들(Bosworth·Burtless·Sabelhaus(1991), Browning·Lusardi(1996), Gale·Sabelhaus(1999), Lusardi(1999)등)을 따른 결과이다.

w_i^t : t 기에 i 의 특징을 가진 가구가 전체 가구에서 차지하는 비중

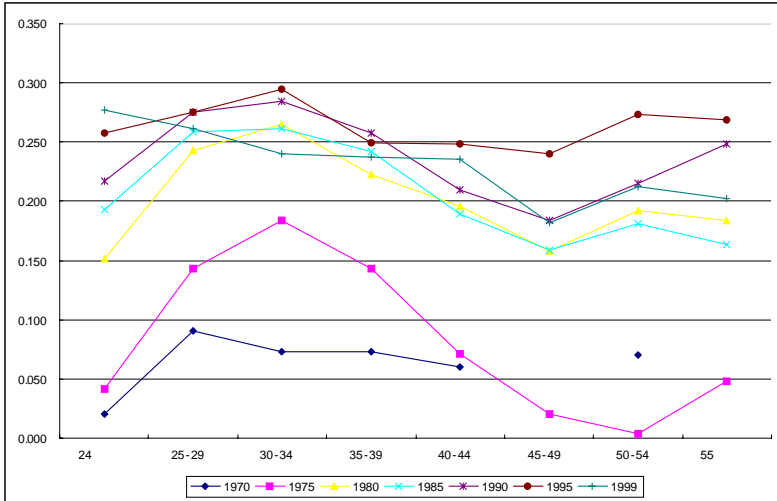
y_i^t : t 기에 i 의 특징을 가진 가구의 평균 소득과 전체 가구평균 소득의 비율

즉, i 라는 특징을 가지는 가구들이 전체 가구에서 차지하는 비중, 그 가구들의 평균적인 소득률, 그리고 그 가구들의 저축률을 곱하여 i 가구의 저축률을 구한 뒤 그것을 합산하여 총저축률을 구할 수 있다는 것이다. 따라서 i 라는 특성에 따라 가구들을 분류하여 각 가구들의 저축행태를 살펴보는 것은 총저축률을 이해하는 출발점이 된다.

우선 도시가계연보에 나타나는 인구구성과 개인저축률의 변화에 대해 살펴보면 그것은 다음과 같다. [圖 10]은 1970년부터 5년 단위로 구분한 각 연령대별 저축률의 추이를 보여주고 있다. 우선 전 기간 중 한 시점에서 저축률이 가장 높은 연령대는 30세~34세인 것을 알 수 있다. 이후 연령에서는 감소하는 추세를 보이다가 50~54세경에 다시 한 번 저축률이 높아지는 현상도 흥미롭다. 이러한 연령-저축률 패턴은 자녀들이 취학 연령일 때에는 저축률이 감소하다가 자녀들의 취업 후에 다시 노후를 대비하는 모습이 반영되는 것으로 볼 수 있다. 또는 주택소유나 내구재 소비를 위한 저축으로 인해 20대와 30대에 높은 저축률 수준을 보이다가 이후 다소 감소하는 현상이 반영되는 것으로 볼 수 있다. 단 1999년만은 이러한 패턴에서 커다란 예외로 나타나고 있는데 이것이 또 한 차례의 구조적인 변화의 시작을 의미하는 지는 앞으로도 지속적으로 주목해야 할 중요한 연구 과제라고 본다.

이러한 연령 인구구성과 저축률 사이의 관계를 식 (9)의 관계에 입각하여 보다 자세히 살펴보기로 한다. <表 4>는 도시가계연보 각 연도 자료를 바탕으로 1978년부터 1999년 사이의 연령대별 인구구성비와 각 연령대별 상대소득 그리고 저축률을 제시하고 있다.

[圖 10] 各 年度別 年齡代-貯蓄率 關係



주) 1970년의 경우는 40세 이상의 연령층에서는 5년 단위의 연령대별 저축률을 구할 수 없기 때문에 40~50세 및 50세 이상의 저축률만 그림에서 제시했음.

1978~1999년의 기간중 <表 4>에서 제시한 연도들의 선택기준은 우선 가장 최근의 값인 1999년을 기점으로 5년 단위로 거슬러 내려 가다가 앞장에서 제시한 저축률 하락의 분기점인 1989년부터는 1988년을 추가한 뒤 다시 5년 단위로 거슬러 내려간 결과이다.

우선 인구구성 면에서는 일반적인 교육 수준이 높아짐에 따라 가장의 연령이 24세 이하인 가구의 비중은 점차로 낮아지고 있으며 가구주의 연령이 25~30세인 가구의 비중도 1980년대 초반 이후로는 계속 감소하고 있다. 반면 고령화 현상에 의해 50~55세 사이 또는 55세 이상의 가장을 둔 가구의 비중은 지속적으로 증가하고 있다. 한편 1978년부터 1994년 사이에 가장 높은 비중을 차지하는 연령대는 30~34세였는데 이 연령대는 1999년을 제외하면 저축률이 가장 높은 연령대이기도 하다.

한편 상대소득을 살펴보면 1978년을 제외하면 가장의 연령대가

<表 4> 年 齡 代 別 相 對 所 得 과 貯 蓄 率 變 化 推 移

		24세 이하	25~29세	30~34세	35~39세	40~44세	45~49세	50~54세	55세 이상
1978	저 축 륜	0.123	0.222	0.246	0.192	0.174	0.140	0.150	0.178
	상대소득	76.7	89.7	96.9	98.7	108.5	120.3	116.3	121.6
	연령분포	8.4	17.1	22.7	19.7	14.5	9.2	5.0	3.5
1983	저 축 륜	0.170	0.233	0.260	0.217	0.170	0.135	0.129	0.173
	상대소득	73.2	86.7	102.3	107.3	110.4	109.8	117.0	94.8
	연령분포	8.0	20.5	21.8	15.1	13.5	11.2	5.9	4.0
1988	저 축 륜	0.225	0.249	0.254	0.233	0.190	0.177	0.166	0.184
	상대소득	70.2	86.4	96.8	105.6	109.7	109.7	123.6	101.2
	연령분포	5.3	17.9	25.6	17.0	13.2	9.8	6.9	4.4
1989	저 축 륜	0.213	0.234	0.244	0.189	0.176	0.159	0.147	0.207
	상대소득	76.4	84.4	90.6	105.2	116.3	111.6	120.0	113.8
	연령분포	4.9	16.3	26.0	17.0	14.2	10.6	6.5	4.5
1994	저 축 륜	0.236	0.260	0.262	0.217	0.199	0.196	0.233	0.241
	상대소득	69.6	87.6	94.7	99.3	99.3	109.8	128.0	110.8
	연령분포	4.0	13.5	22.3	18.6	12.8	11.2	8.4	9.2
1999	저 축 륜	0.257	0.232	0.208	0.207	0.208	0.154	0.186	0.177
	상대소득	71.7	81.8	92.6	97.6	108.5	111.9	118.1	101.3
	연령분포	2.5	10.6	17.9	21.6	17.2	10.5	9.6	10.2

50~55세에 속하는 가구의 소득이 다른 연령층에 비해서 높음을 확인할 수 있다. 그렇지만 이 연령대의 저축률은 다른 연령대에 비해서는 낮은 편이었다. 흥미롭게도 1999년의 경우를 제외하면 55세 이상 연령대의 저축률이 50~55세에 비해 상당히 증가하고 있는데, 이러한 고령층의 높은 저축률은 상속동기에 의한 저축도 적지 않은 비중을 차지하리라는 암시를 준다.

전반적으로 1978년에서 1994년의 기간 중에 1988, 1989년을 제외하면 저축률은 모든 연령대에서 증가하고 있다. 이를테면 1983년에 가구주의 연령이 25~29세에 속했던 가구의 저축률보다는 1988년에 가구주의 연령이 25~29세에 속했던 가구의 저축률이 높게 나타나고 있다. 이러한 현상이 모든 연령층을 통하여 해당되는 바,

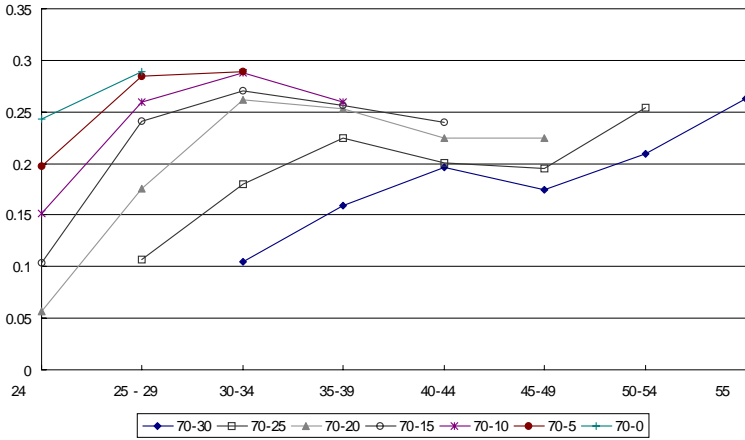
이는 세월이 지날수록 젊은 연령층이 앞선 세대에 비해 저축을 많이 하여왔음을 의미한다. 달리 말하면 1978년에서 1994년 사이의 개인저축률의 상승은 저축률이 높은 연령대의 비중이 높아진 데에 기인한다기보다는 젊은 연령대의 저축률이 바로 앞선 연령층의 저축률을 항상 상회하여 왔다는 사실에 주로 기인한 것으로 보인다.

또 하나 주목할만한 사실은 1988년과 1989년 사이의 개인 저축률 하락 역시 전연령층에서 동시에 이루어졌으며 1989년의 인구구성은 1988년은 물론 1983년과도 크게 다르지 않다는 것이다. 결국 1988년과 1989년을 기점으로 저축률 패턴에 구조적인 변화가 있었다고 할 때 그 원인을 인구구성의 변화, 가구주 연령별 저축률의 변화에서 찾기는 어렵다는 해석을 할 수 있겠다.

그렇지만 1994년에서 1999년의 연령대별 저축률을 비교해 보면 이 기간 동안 우리나라의 가계 저축률의 구조적 하락을 일으키는데 기여했을 것으로 여겨지는 중요한 변화를 몇 가지 찾아낼 수 있다. 우선 저축률이 가장 높은 연령대가 상당히 낮아지는 현상을 발견할 수 있다. 전술한대로 저축률이 가장 높은 연령대는 1999년 이전의 경우 30~34세였다. 그러나 1999년에는 저축률이 가장 높은 연령대가 24세 이하로 크게 낮아져 있다. 반면 40~44세를 제외한 모든 연령대에서는 1999년의 저축률이 1994년의 경우보다 낮다. 1999년에 24세 이하 연령대의 상대소득은 전체 평균의 72% 가량에 불과했다. 반대로 상대적으로 가장 높은 소득을 올리는 연령대인 50~54세의 경우에는 저축률 하락의 폭이 상당히 큰 것으로 나타나고 있다. 즉 상대적으로 낮은 소득을 가진 연령대에서 저축률이 높아지고 상대적으로 높은 소득을 지닌 연령대에서는 저축률이 오히려 낮아지는 현상이 관측되기 시작한 것이다. 이러한 현상이 앞으로도 지속된다면 전체적으로 우리나라의 가계 저축률은 크게 하락할 가능성이 있다. 비록 1980년대 말 저축률의 구조적 하락의 원인을 인구구성과 연령대별 저축률 차이에서 찾기는 어려웠지만, 이러한 가

능성은 저축률 변화 추이를 설명하는데 있어 인구학적 요인은 앞으로도 여전히 주목해야 할 대상임을 상기시켜 준다.

[圖 11] 年齡群(Cohort)別 貯蓄率 變化 推移



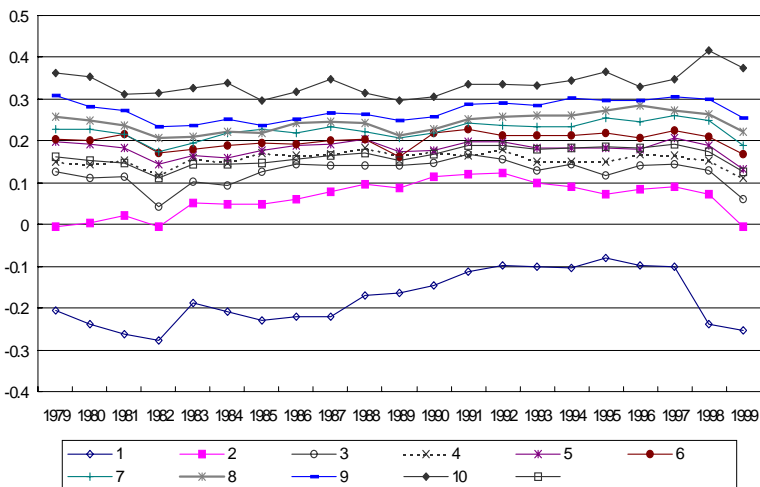
이러한 인구구성과 저축률의 관계에 대한 고찰은 일정 시점에서 각 연령계층들의 저축률을 보여주는 하지만 각 연령층이 자신의 생애를 통하여 저축률 패턴을 어떻게 변화시켜 가는데 대해서는 어떠한 정보도 제공하지 못한다. 도시가계연보는 특정 가구의 소득과 소비 변화를 연도별로 추적하지는 않지만 각 연령별 저축률 자료를 제공하고 있기 때문에 평균적으로 각 연령대가 자신의 연령변화에 따라 저축률을 어떻게 변화시켜왔는지에 대한 정보를 구성할 수는 있게 해준다. 이를테면 1970년도의 가구주 연령이 25~29세였다면 1975년도에는 30~34세로 바뀌어 있을 것이다. 이렇게 1980년도, 1985년도의 저축률을 추적해 가면 이들 연령군이 50~54에 이르는 1995년까지 이들의 저축률이 어떻게 변해왔는지를 알 수 있다. 이러한 분석의 결과는 [圖 11]에 정리되어 있다. 선행연구에서와 같이 각 세대의 저축률은 상향이동하고 있으며 젊은 세대로

갈수록 보다 이른 연령에서 저축률이 극대화되고 있다. 앞의 <表 4>에서 살펴본 내용과 관련지어 볼 때, 이러한 현상은 전반적인 저축률의 하락과 어느 정도 관련이 있을 것으로 판단된다. 개인의 생애 주기에서 상대적으로 소득이 낮은 연령대에서 저축률이 높다가 소득이 높은 연령대에 이르러 저축률이 낮아진다면 생애 총저축액은 반대의 경우에 비해 낮아질 수밖에 없기 때문이다.

이상 살펴본 연령대와 저축률의 관계에서 1980년대 말경부터 시작된 저축률의 추세적 하락의 원인을 인구학적 요소들에서 찾기는 어려웠으나 향후 저축률의 변동을 설명하는데 인구학적 요소들은 여전히 중요한 고려 대상이 되어야 함도 알 수 있다.

연령구조와 함께 고려할 수 있는 가구특성으로는 소득계층이 있다. 소득계층과 저축률의 관계에 대한 분석은 개인 평균저축률만으로는 이해하기 힘든 현상들을 설명할 수 있다. 이를테면 1998년 경제위기 시에 개인저축률이 크게 상승한 것은 이례적인 현상으로 보이지만 도시가계연보를 통해 [圖 12]에서와 같이 전체 소득분포를

[圖 12] 所得分位別 貯蓄率 變化 推移



10개 구간으로 나눈 10분위별 저축률 추이를 살펴보면 가장 고소득층인 제10분위를 제외한 모든 소득계층에서는 저축률이 감소하고 있어 1990년대의 일반적인 저축률 하락세는 지속되고 있음을 알 수 있다. 특히 상대적인 저축률 하락의 폭이 낮은 소득계층에서 더 크다는 점도 발견할 수 있다. 또한 1999년의 경우도 제10분위를 포함한 모든 소득 분위에서 저축률이 하락함을 확인할 수 있는데 이 또한 1990년대 전반에 걸친 개인저축률 하락을 반영하고 있다.

그렇지만 1998년과 같은 이례적인 연도를 제외한다면 최하소득 분위와 최고소득분위의 저축률을 제외한 여타 소득 분위의 저축률은 그 변화 추이가 상당히 유사한 것으로 나타나고 있다. 이는 몇 개의 소득계층에서 나타난 저축률의 변화만으로는 개인저축률의 변화추이를 설명하기 어려움을 의미한다.

소득구간을 5개로 나눈 5분위별 상대소득과 저축률의 변화추이를 제시한 <表 5>를 보아도 적어도 도시가계연보에 나타난 바로

<表 5> 所得분위별 貯蓄率 및 相對所得의 推移

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
1978	저축률	-0.106	0.137	0.201	0.243	0.335
	상대소득	39.9	64.7	86.2	114.3	197.9
1983	저축률	-0.068	0.131	0.173	0.203	0.282
	상대소득	39.5	64.1	83.6	112.2	200.8
1988	저축률	-0.036	0.163	0.204	0.233	0.288
	상대소득	40.7	65.0	84.5	112.0	197.8
1989	저축률	-0.039	0.153	0.168	0.211	0.273
	상대소득	40.8	65.0	84.6	111.8	197.8
1994	저축률	-0.007	0.147	0.198	0.248	0.324
	상대소득	42.6	67.2	87.3	114.5	188.2
1999	저축률	-0.130	0.086	0.151	0.205	0.315
	상대소득	36.7	63.1	84.7	114.3	201.2

는 소득분배에서의 차이가 저축률의 변화를 일으키는 커다란 원인이 되지는 않음을 알 수 있다. 1990년대의 저축률 하락을 좀 더 자세히 살펴보면 낮은 소득계층인 1분위와 2분위에서 하락의 폭이 더 컸으며, 3분위 이상의 저축률은 1990년대 중반까지는 증가하다가 그 이후에 하락하는 모습을 보이고 있다. 1980년대 말인 1989년과 그 10년 후인 1999년을 비교해 볼 때 저축률이 더 높은 소득분위는 제5분위 뿐이었다. 결국 1990년대의 저축률 하락은 고소득층보다는 저소득층 내지 중산층의 저축률을 중심으로 이루어지고 있음을 볼 수 있다.

그렇지만 1978년에서 1999년에 이르는 동안 각 분위별로 상대소득에서 커다란 변화는 찾을 수 없었다. 1994년도에서 1999년도 사이의 가장 큰 변화는 가장 낮은 소득계층인 제1분위의 상대소득 감소와 최상위 소득층인 제5분위의 상대소득 증가라고 할 수 있을 것이다. 이러한 변화는 있었지만 저축률이라는 측면에서 본다면 1978년에서 1994년 사이에는 1988년과 1989년 사이를 제외하면 모든 소득계층에서 저축률이 증가하였으며 1994년에서 1999년 사이에는 모든 소득계층에서 저축률이 하락하고 있음을 알 수 있다. 즉 1990년대 후반의 저축률 하락은 소비성향의 변화와 관계가 깊을 것으로 보이며, 이는 최상위 소득 계층을 제외한 모든 계층에서 공통적으로 발견되는 현상이다. 결국 총개인저축률의 변화의 원인은 특정 소득계층의 저축행위 변화 외의 다른 곳에서 찾아야 할 것으로 보인다.

그렇지만, 총개인저축률에서는 큰 변화가 없을 지라도 소득계층별로는 저축률에 적지 않은 변화가 있을 수 있음에는 주목할 필요가 있다. 예를 들어 1999년의 경우를 보면 제5분위를 제외하면 모든 소득 분위의 상대소득이 다소 감소하고 있으며 감소 폭은 소득이 낮은 분위일수록 더 크다는 것도 알 수 있다. 저축률에 있어서도 10년 전인 1989년과 비교할 때 다른 모든 소득 분위에서 저축률이 크게 하락한데 비해 가장 높은 소득 분위인 제5분위에서는

오히려 큰 폭으로 상승하였다. 이러한 상황에서 총저축률이 큰 변화를 보이지 않더라도 각 소득계층별로 볼 때는 저축률의 하락이 무시할 수 없는 큰 문제일 수도 있으므로, 총저축률에 미치는 영향과는 별도로 소득계층별 저축률 추이에는 계속 주목할 필요가 있을 것이다.

이상과 같이 도시가계연보에서 나타난 그간의 연령별 저축률 추이를 정리하면, 도시가계의 저축률은 모든 가구(각 소득계층, 각 연령)의 저축률이 함께 움직이는 경향이 강함을 알 수 있다. 소득계층별로 보자면 극히 예외적이라고 할 수 있는 1998년을 제외한다면 저축률 변화 추이가 소득분위별로 다른 경우를 발견할 수 없었으며 연령별로 보자면 젊은 연령층일수록 앞선 세대에 비해 높은 저축성향을 보이고 있다.

이상과 같이 제Ⅱ장의 시계열 분석 결과 1989년을 기점으로 한 저축률 추세의 구조변화에 대한 근거로서 연령별, 소득계층별 저축률의 변화를 그 이유로 들기는 어렵다고 할 수 있다.

2. 貯蓄率 函數의 推定結果

지금까지는 연령 및 소득분위별로 분석한 저축률을 근거로 저축률 변화 추이를 살펴보았다. 본절에서는 도시가계연보의 대규모 미시 데이터를 이용하여 저축률 함수를 추정해 보기로 한다.

저축률에 영향을 미치는 변수로 다음과 같은 요인들을 생각해 볼 수 있다.

① 소득: 흔히 상정되는 저축과 소득의 관계는 저축이 가처분소득 중에서 소비되고 난 나머지며 한계소비성향은 일정하다는 사실로부터 도출된다.

$$S = Y - C, \quad C(Y) = a + bY, \quad S(Y) = -a + (1 - b)Y$$

즉, 가장 단순한 형태의 저축함수는 저축률이 소득에 영향을 받지 않는 소득의 선형함수로 표현되는 것이다. 이때의 저축률은 (1-한계소비성향)이 될 것이다. 그렇지만 도시가계연보자료를 통해서도 볼 수 있듯이 소비성향이 소득에 관계없이 일정하다고 말하기는 어렵다. 이는 소득이 높아질 때 그에 비례하여 저축률이 높아지는 것은 아니라는 사실에서 드러난다. 이러한 관계에 주목하여 실증모형에서는 저축률 자체가 소득의 함수라는 가설을 세우고 저축률과 소득의 관계를 살펴보고자 한다.

② 주택소유형태: 주택소유는 우리나라 가구의 가장 중요한 저축동기 가운데 하나라고 할 수 있다. 주택소유가 저축의 매우 중요한 동기라면 다른 조건이 동일할 경우 주택을 소유하지 못하는 전세나 월세 가구의 저축률이 자가소유 가구의 저축률을 상회할 것이다.

③ 인구학적 요인: 국가적으로 보았을 때 다른 조건이 동일하다면 부양비의 하락은 저축률을 증가시키는 것으로 알려져 있다. 상식적으로 가구저축률도 부양가족 수의 영향을 많이 받을 것이다. 또한 지난 10년간 교육비 지출이 전체 소비지출에서 차지하는 비중이 꾸준히 늘어왔다는 사실은 저축률과 취학 가족 수 사이에 밀접한 관계가 있음을 암시한다.

이와 같이 본 분석에서는 가구의 저축률은 크게 보아 각 가구의 소득, 주택소유형태, 가구의 피부양 가족 수 등의 함수로 다음과 같이 구성하고자 한다.

$$\begin{aligned}
 SR &= f(y, \text{Housing}, \text{Dependency}) & (10) \\
 &\simeq a + b_1y + b_2y^2 + c_1\text{OWN} + c_2\text{JUNSE} + d_1\text{KID} + d_2\text{ELE} \\
 &\quad + d_3\text{MID} + d_4\text{OLD}
 \end{aligned}$$

우선 저축률은 소득의 함수이지만 소득과의 관계가 선형은 아닐 수도 있다. 즉 소득증가에 따른 저축률의 증가폭이 소득이 높아질

수록 더 커질 수도 있으며 반대로 소득이 높아짐에 따라 저축률의 증가폭은 낮아질 수도 있는 것이다. 이러한 가능성을 고려하여 소득의 제곱도 추정식에 포함시켰다.

부양가족에 대해서는 피부양가족의 연령층을 세분하여 네 개의 변수로 구성하였다. 취학전 아동을 나타내는 KID 변수는 6세 이하 가구구성원의 수를 나타내며, 초등학생 수를 나타내는 ELE 변수는 6~12세 사이 가구구성원의 수, 중고등학생 수를 나타내는 MID 변수는 13~19세 사이 가구구성원의 수를 나타내는 변수이며, OLD는 60세 이상의 노령 가구구성원수를 나타내는 변수이다.

이러한 본 회귀방정식의 구성은 소득과 부양비 관련 요인들을 포함함으로써 一見 거시 데이터를 사용하였던 <表 3-1>의 회귀방정식의 구성과 유사하다는 인상을 받을 수 있다. 그러나 <表 3-1>에서의 소득은 GDP 증가율이었던 반면 본 회귀식에서 사용한 소득변수는 소득 수준 자체이며 <表 3-1>에서는 부양비율을 사용한 반면 본 회귀식에서는 해당 연령의 자녀가 있느냐 없느냐 하는 더미를 사용하였으므로 양 회귀방정식의 분석 방식이 완전히 일치하는 것은 아니다⁸⁾.

또한 전세가구와 자가소유가구의 저축률 차이를 고려하기 위하여 두 개의 더미변수 OWN(자가 소유 가구의 경우 그 값이 1)과 JUNSE(전세 거주 가구의 경우 그 값이 1)도 포함시켰다.

도시가계연보 원시자료를 이용하여 식 (10)에서 제시된 저축률방정식을 추정해 보기로 한다. 분석대상 연도는 1982년부터 1999년까지 19개 연도로 하였다. 이 기간동안의 개인저축률 추이를 요약하면 전술한 바와 같이 1982년에서 1988년 사이에는 지속적인 저축

8) 그럼에도 불구하고 1970년대에서 1988년까지의 거시 데이터의 회귀 분석결과와 미시자료를 이용한 본 회귀분석의 결과가 질적으로 일치하고 있음은 저축률의 추세반전이 있기 전까지 소득변수와 부양비율이 우리나라 저축률에 대해 매우 robust한 설명변수였음을 의미한다.

를 증가가 있었고, 1988년에서 1989년 사이에는 큰 하락을 한 후에 1989년에서 1991년 사이에 소폭 증가하다가 1991년 이후에는 저축률이 지속적인 하락을 하고 있다. 물론 우리의 분석에서 각 연도의 가구 저축률 함수 자체도 관심의 대상이겠지만 연도별로 저축률 함수의 구조가 어떻게 변해왔느냐는 것도 중요한 관심대상이다.

회귀분석의 결과는 저축률이 지속적으로 상승하고 있는 1982~1986년, 저축률의 증가와 감소가 함께 관측되는 1987~1991년, 지속적인 하락을 보이는 1992~1995년, 그리고 최근 4년간인 1996~1999년으로 나누어서 제시하기로 한다. 우선 <表 6>에 나타난 1982년에서 1986년 사이의 저축률 함수 추정결과를 보면 자가가구

<表 6> 貯蓄率 函數의 推定 結果: 1982~1986

	1982	1983	1984	1985	1986
INTERCEP	-11.048 (4.926)	-6.307 (2.639)	-7.781 (2.297)	-4.488 (1.364)	-6.353 (1.826)
소득	0.000011565 (15.910)	0.000009523 (13.147)	0.000008101 (9.277)	0.000007671 (9.310)	0.000007946 (8.667)
소득제곱	-5.608×10^{-14} (10.280)	-4.077×10^{-14} (8.156)	-2.819×10^{-14} (5.405)	-3.027×10^{-14} (6.680)	-3.295×10^{-14} (5.858)
자 가	-3.497 (2.089)	-2.528 (1.490)	0.058 (0.024)	-1.715 (0.650)	1.611 (0.690)
전 세	4.685 (2.865)	5.963 (3.576)	7.375 (3.060)	9.575 (3.818)	8.097 (3.558)
유 아	0.095 (0.125)	1.713 (2.155)	1.648 (1.375)	0.103 (0.084)	-0.492 (0.408)
초 등	-1.650 (2.913)	-2.018 (3.397)	-2.231 (2.336)	-3.533 (3.789)	-2.108 (2.454)
중고등	-4.498 (6.244)	-5.168 (6.887)	-2.965 (2.390)	-5.122 (4.588)	-6.086 (5.630)
노 인	-2.074 (1.655)	-1.473 (1.157)	-0.574 (0.242)	1.241 (0.623)	-4.810 (2.369)
R ²	0.296	0.287	0.284	0.260	0.247
OBS	1111	1012	4442	5233	5663

나 취학이전 아동 변수 그리고 노령가구 구성원 수를 제외한 다른 변수들이 모두 통계적으로 유의한 값을 갖고 있음을 알 수 있다.

그리고 소득의 계수는 모든 연도에서 양의 값을 가지며 통계적으로 유의한 값을 갖고 있다. 또한 소득의 제곱의 계수는 모든 해에 걸쳐 음의 값으로 유의했는데 이는 소득과 저축률간의 관계가 완전한 선형 관계는 아님을 보여주고 있다. 즉 저축률이 소득증가에 따라 높아지기는 하지만 완전히 소득에 비례하여 증가하는 것은 아니라는 것이다.

또한 회귀분석의 결과에서 주택소유형태와 저축률 사이에는 매우 밀접한 관계가 있음을 보여주고 있다. 다른 조건이 일정할 때 자가소유가구는 월세가구와 저축률이 크게 차이가 나지 않았지만 전세가구의 경우는 월세가구에 비해서 5~9%p 정도 높은 저축률을 보이고 있다. 전세가구와 자가소유가구의 저축률이 매우 큰 차이를 보이는 것으로 나타났는데, 이는 주택소유를 위한 저축동기가 매우 높음을 보여주는 것으로 해석할 수 있겠다. 이로부터 앞의 연령군 분석결과에서 제시된 바와 같이 젊은 연령층의 저축률이 높은 이유도 부분적으로 이들이 자가를 소유하지 못했기 때문이라는 해석도 가능하다. 또한 이러한 결과는 제Ⅱ장 3절에서 언급한 바와 같이 주택공급률이 높아지면 개인저축률이 하락할 수도 있음을 암시해주는 결과라 할 수 있다.

한편 6세 미만의 피부양가족 수는 저축률에 별 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나 가구에 초등학교 학생이나 중·고등학생이 있는 경우에는 저축률이 상당히 감소하고 있음을 볼 수 있다.

이러한 사실들을 종합해 보면 1980년대에 전반적으로 25~39세 사이의 저축률이 높다가 40대 이후로 저축률이 감소하였던 현상은 피부양가족과 주택소유 여부로써 많은 부분이 설명될 수 있다는 추론을 할 수 있다. 즉, 가구주의 연령이 25~39세 사이의 가구들이 주택을 소유하지 못한 상태에서 자녀들의 연령이 낮아 중·고등학

생에 이르지 않는다면 이 연령대의 저축률이 높아지게 됨은 <表 6>의 회귀분석결과에 비추어 보면 당연하다고 하겠다.

<表 7>은 1987년에서 1991년 사이의 저축률함수 추정결과를 보여준다. 이 기간은 개인저축률에 변동이 많았던 기간이다. 그렇지만 저축률 함수 구조에서의 뚜렷한 차이는 발견되지 않고 있다. 역시 이 기간의 가격상승과 소득상승 등을 반영하여 소득의 계수가 점차 하락하고는 있지만 통계적으로 유의한 값을 갖고 있었으며 소득제곱의 계수 역시 통계적으로 유의한 음의 값을 갖고 있었다.

반면 피부양가족 수와 저축률과의 관계는 크게 변하지 않고 있다. 6세미만 가구구성원의 수가 저축률에 미치는 영향은 미미한 반면 초등학생과 중·고등학생의 존재는 저축률을 1.5~6.5% 가량

<表 7> 貯蓄率 函數의 推定 結果: 1987~1991

	1987	1988	1989	1990	1991
INTERCEP	-7.178 (2.161)	3.270 (1.900)	-4.113 (1.925)	-0.261 (0.118)	0.101 (0.044)
소 득	0.000007199 (8.741)	0.000004532 (15.292)	0.000004545 (13.442)	0.000003569 (11.772)	0.000003291 (12.921)
소득제곱	-2.49×10^{-13} (5.506)	-1.20×10^{-13} (10.622)	-1.12×10^{-13} (8.998)	-6.91×10^{-14} (7.269)	-5.96×10^{-14} (8.705)
자 가	-1.340 (0.636)	-0.523 (0.413)	-7.206 (5.017)	-6.759 (4.528)	-8.352 (5.812)
전 세	7.500 (3.556)	7.103 (5.896)	6.725 (4.824)	7.241 (5.011)	5.425 (3.781)
유 아	-0.411 (0.363)	-0.528 (0.743)	0.191 (0.245)	-0.599 (0.726)	-0.517 (0.646)
초 등	-2.196 (2.594)	-1.587 (3.010)	-1.314 (2.456)	-1.215 (2.098)	-1.630 (2.814)
중고등	-6.624 (6.283)	-4.637 (7.094)	-4.168 (6.342)	-5.648 (7.963)	-4.559 (6.348)
노 인	-0.455 (0.237)	-4.412 (4.019)	-2.368 (2.069)	-4.275 (3.657)	-3.022 (2.690)
R ² OBS	0.283 566	0.170 1848	0.199 1722	0.198 1748	0.183 1803

주: 괄호안의 숫자는 해당 추정치의 t-검정치임.

<表 8> 貯蓄率 函數의 推定 結果: 1992~1995

	1992	1993	1994	1995
INTERCEP	-2.506 (0.983)	3.147 (1.726)	-3.368 (1.431)	-2.260 (1.530)
소 득	0.000003261 (12.512)	0.000002072 (14.704)	0.000002366 (12.258)	0.000001796 (18.432)
소득제곱	-5.50×10^{-14} (8.391)	-2.25×10^{-14} (8.173)	-3.03×10^{-14} (7.831)	-1.74×10^{-14} (12.267)
자 가	-7.587 (4.951)	-2.235 (1.731)	-3.409 (2.245)	-8.839 (8.136)
전 세	4.983 (3.260)	5.582 (4.420)	6.270 (4.051)	-2.191 (2.152)
유 아	-0.945 (1.212)	-1.351 (1.979)	-0.681 (0.893)	-1.724 (3.173)
초 등	-1.384 (2.321)	-2.015 (3.539)	-1.669 (2.648)	-2.149 (4.510)
중고등	-5.967 (8.250)	-4.946 (7.112)	-4.645 (6.424)	-3.174 (5.768)
노 인	-1.568 (1.417)	-3.202 (3.360)	0.736 (0.728)	0.781 (1.003)
R ²	0.193	0.156	0.168	0.153
OBS	1854	2360	1886	3363

주: 괄호안의 숫자는 해당 추정치의 t -검정치임.

떨어뜨리고 있다. 1982~1986년 기간과 마찬가지로 취학자녀 연령의 증가에 따라 저축률이 상당히 줄어드는 모습이었다. 한편 노령 가구구성원 한 명당 약 4% 가량의 저축률 하락을 발견할 수 있는데 이는 1982~1985년 사이에는 노령인구의 존재가 저축률에 통계적으로 유의한 영향을 주지 못했던 것과는 대비되는 현상이다.

<表 8>에는 1992년과 1995년 사이의 저축률 함수 추정결과가 제시되어 있다. 이 기간동안에는 개인저축률이 완만한 하락을 계속하고 있는데 저축률 함수의 추정에서는 이러한 하락세를 지지할 만한

뚜렷한 특징을 찾기는 어려웠다. 전반적으로 R^2 의 값이 앞 연도들에 비하여 줄어드는 추세였으나 그 정도가 매우 심한 것은 아니었다.

한편 1982년부터 지속되어온 소득의 계수의 하락은 이 기간에도 지속되고 있어서 소득 1만 원 증가가 1992년의 경우에는 0.03%의 저축률 증가를 유도했으나 1995년에는 이 수치가 0.017%로 줄어들고 있다. 역시 이는 전반적인 물가상승을 반영하는 결과로 생각되며 소득과 소득제곱의 계수는 여전히 통계적으로 유의함을 보이고 있다.

전세가구의 높은 저축률은 이 기간중에도 지속적으로 나타나며 취학 연령인 가구구성원의 존재는 지속적으로 저축률을 크게 낮추고 있다. 이러한 추세에도 불구하고 1995년의 저축률 함수는 이전과는 다른 두 가지 특색을 보이고 있는데 첫째는 전세가구 더미의 계수가 최초로 유의한 음수로 변했다는 점과 둘째는 취학 전 아동 더미변수의 계수 역시 유의한 음수로 변했다는 점이다. 이러한 변화가 추세로서 지속될지는 다음의 표에서 살펴보기로 하자.

주택소유 형태와 관련하여 두드러지는 점은 자가소유 가구와 전세거주 가구의 저축률의 격차가 <表 6>에 비해서 더욱 확대되었다는 점이다. 1991년의 경우에는 이들 가구 사이의 저축률 격차가 다른 조건이 일정할 때 무려 13%p에 달하고 있다. 이 결과는 1987년~1991년까지의 기간에도 가구 저축의 동기 중 주택소유를 위한 자금마련이 매우 중요하였음을 보여준다. 제II장의 [圖 9]에서 나타난 바와 같이 이 기간중에 주택 200만호 건설 등으로 인하여 주택 보급률이 증가하는 추세를 보였음을 상기한다면, 주택공급의 증가로 인해 자가소유의 가능성이 높아진 것이 주택을 소유하지 못한 가구들의 저축의욕을 높였을 개연성이 충분히 있었다고 할 수 있겠다.

<表 9>는 최근 4년간 저축률 함수의 변화를 보여준다. 이 기간 중 소득의 계수는 1996년도에 가장 작은 값을 가지는데 1만 원의 소득증가가 0.015%의 저축률 증가를 유도하는데 그쳤을 뿐이다.

이는 1982년과 비교했을 경우에는 1/7 정도로 줄어든 수치이다.

<表 9> 貯蓄率 函數의 推定 結果: 1996~1999

	1996	1997	1998	1999
INTERCEP	-2.447 (1.184)	-5.461 (2.422)	-5.526 (2.639)	-7.543 (3.447)
가처분소득	0.000001511 (13.272)	0.000002050 (15.082)	0.000001894 (18.958)	0.000001654 (14.671)
소득세공	-1.33×10^{-14} (9.179)	-2.10×10^{-14} (10.133)	-1.26×10^{-14} (9.754)	-1.08×10^{-14} (7.496)
자 가	-7.360 (4.976)	-0.850 (0.552)	-3.145 (1.711)	-2.304 (1.209)
전 세	-2.785 (1.866)	4.857 (3.076)	2.395 (1.284)	3.060 (1.570)
취학전	-0.959 (1.369)	-1.071 (1.483)	-1.612 (2.155)	-0.923 (1.118)
초 등	-1.285 (2.207)	-2.876 (4.591)	-0.324 (0.421)	-1.280 (1.664)
중고등	-2.941 (4.577)	-5.710 (8.827)	-5.717 (7.342)	-4.881 (6.039)
노 령	0.260 (0.295)	-0.622 (0.698)	-0.656 (0.499)	-2.004 (1.501)
R ²	0.125	0.193	0.262	0.215
OBS	2115	2113	1911	1750

주: 괄호안의 숫자는 해당 추정치의 t-검정치임.

한편 자가가구와 전세가구의 저축률 격차는 상당히 줄어드는 모습을 보이고 있다. 크게는 13%p의 차이를 보였던 자가소유가구와 전세가구의 저축률 격차는 최근 4년 사이에는 4~5%p 정도의 차이를 보이는 데에 그치고 있다. 특히 1995년과 1996년에는 연속으로 전세가구의 저축률이 월세가구보다 낮은 것으로 나타나고 있으며 1998년과 1999년의 경우에도 통계적으로 유의한 값을 갖지는 않았다. 결국 1980년대 말과 1990년대 초에 최고에 이르렀던 전세가구와 자가소유가구의 저축률 차이는 1990년대 말에 이르면 거의

사라지는 것으로 관측되고 있다.

이와 같이 식 (10)의 저축률 함수에 대해 지난 19개 연도의 데이터를 사용하여 추정한 결과에 따르면 소득과 주택소유형태, 그리고 부양가족 수를 대변하는 각 변수들과 저축률의 관계가 극적인 반전을 보이지는 않았다고 판단된다. 다만 전세가구와 자가소유가구의 저축률 격차가 1990년대 말에 들어 상당히 줄어든 것이 두드러지게 나타나고 있으며 이것과 제Ⅱ장 [圖 9]의 주택보급률 추이와 연계하여 보았을 때 사회 전반적으로 내 집 마련을 위한 일시불 동기가 1990년대 후반부터 상당히 약화되었을 것이라는 점을 시사하고 있다.

아울러 앞 절의 연령별, 소득계층별 저축률의 추이에 대한 분석 결과에서도 1990년대 후반의 총저축률과 개인저축률 하락의 뚜렷한 원인을 포착해 내기는 어려웠다. 본장에서의 도시가계연보를 이용한 분석은 표준적(standard)인 분석이라고 할 수 있다. 물론 우리나라의 도시가계연보가 충분한 정보를 담고 있지는 않는다는 점을 감안하더라도 표준적인 분석에 의해 1990년대의 저축률 하락의 원인을 찾아내기는 어렵다는 잠정적인 결론을 내릴 수 있겠다. 이러한 분석결과로부터 주택보유와 관련한 저축행태와 6세 미만의 부양가족에 대한 저축행태가 1990년대 이후 조금씩 변화하였을지도 모른다는 암시를 얻을 수 있을 뿐이다.

3. 家口消費實態調查를 使用한 分析結果

지금까지는 도시가계연보 원시자료를 통해 주로 인구학적인 요인과 주택점유 형태의 차이가 저축률에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 도시가계연보 자료는 패널 자료는 아니지만 오랜 기간 동안 다양한 계층의 가구에 대해 비교적 많은 관측치를 가지고 있다는 장점을 가지고 있다. 그러나 자영자 가구의 소득에 대한 정보를 얻지

못하기 때문에 많은 관측치를 놓치는 결함을 가지고 있다. 또 하나의 단점은 저축이라는 유량(flow)변수는 파악할 수 있지만 저축의 결과인 자산이라는 저장(stock)변수에 대해서는 정보를 파악할 수 없다는 점이다.

이러한 단점을 보완해 줄 수 있는 미시자료는 가구소비실태조사이다. 가구 소비실태 조사는 지금까지 1991년과 1996년에 5년 단위로 두 차례 실시되었다. 이 데이터는 가구에 대한 설문조사로부터 얻어진 자료로 다수 가구에 대한 자세한 소비행위를 담고 있으며 조사대상가구도 소비실태조사보다 많은 30,000여 가구에 이르고 있다. 그러나 1991년과 1996년의 변수가 일치되지 않고, 1991년의 경우 자산에 대한 정보는 파악할 수 없다는 등의 단점이 있다. 따라서 여기서는 보다 신뢰할 수 있는 자료인 1996년 자료를 통해 앞에서 살펴본 바 있는 제요소들이 저축률 결정에 미치는 영향을 확인하고 새로운 요소들을 추가적으로 찾아보고자 한다.

실증분석에 들어가기 앞서 본 연구의 목적과 관련하여 대두될 수 있는 가구소비실태조사 자료의 문제점들에 대해 생각해 보기로 한다. 우선 가장 큰 문제점은 자료의 성격상 연간 저축률을 직접적으로 얻을 수는 없다는 것이다. 가구소비실태의 조사시점은 10월과 11월이며 이 두 달간의 수입과 소비실태에 대해서 매우 자세한 정보를 제공하고 있지만 연간 소비에 대해서는 아무런 정보를 주고 있지 않다. 따라서 연간 저축률을 구하자면 이 두 달의 소비로부터 연간소비에 대한 정보를 유추해 보아야 하는 문제가 발생한다. 특히 이 시기는 추석을 포함하고 있기 때문에, 두 달의 소비에 6배를 해서 연간 소비 자료로 유추하다고 하더라도 이 두 달의 소비가 연간 소비패턴을 대변하는 데에는 적합하지 않을 수도 있다는 문제가 남는다.

또 다른 문제점은 도시가계연보와 마찬가지로 사업자가구의 월소득에 대한 정보가 없다는 점이다. 다만 연간소득에 대한 정보가 있

을 뿐이다. 따라서 우리는 사업자 가구의 경우 연간소득이라는 소득정보와 10월, 11월 두 달의 월간소비실태를 통한 소비정보를 합성해서 저축에 대한 정보를 얻어야만 한다.

또한 도시가계연보에서와 마찬가지로 근로자 가구 중에서 유의한 표본을 얻는데도 추가적인 노력을 기울여야 한다. 가구소비실태조사 자료에 의거한 분석에서도 근로자 가구 중 저축행위가 비정상적으로 보이는 가구들, 즉 지나치게 낮은 가구들은 분석대상에서 제외하기로 한다.

지금까지 살펴본 가구소비실태조사 자료의 문제점들이 우리의 분석에 어떠한 영향을 줄지는 <表 10>을 통해 어느 정도 짐작해 볼 수 있을 것이다. <表 10>은 분석대상에 포함되는 근로자 가구의 10월 소득과 저축률, 11월의 소득과 저축률, 그리고 10월과 11월 두 달의 소득의 합에 6을 곱한 후 그것을 연소득으로 나누었을 때의 값 등을 제시한다.

우선 소득과 저축률 모두 10월과 11월에 커다란 차이는 보이고 있지 않다. 11월의 저축률이 다소 높은 것으로 나타나기는 했지만

<表 10> 勤勞者 家口 10月, 11月의 所得과 貯蓄率

(단위: 천 원, %)

	평 균	표준편차
소득(10월)	1,790,253.49	1,029,162.38
가처분소득(10월)	1,631,641.95	934,178.29
저축률(10월)	31.22	27.54
소득(11월)	1,898,424.22	1,151,336.69
가처분소득(11월)	1,760,368.11	1,172,170.25
저축률(11월)	32.66	26.38
저축률(10, 11월)	33.24	22.33
(2개월소득×6)/연소득	0.99	0.28

그 정도가 대단한 것은 아니었다. 또한 $[(2\text{개월소득} \times 6) / \text{연소득}]$ 을 계산해본 결과 평균값이 0.99로 나타나서 적어도 평균적으로는 이 두 달의 소득이 연간소득을 어느 정도 반영하는 것으로 나타났다.

가. 대학생과 금융자산보유

이러한 자료의 성격을 바탕으로 우선 근로자가구의 저축률 함수부터 살펴보기로 한다. 가구소비실태조사에서는 도시가계연보에서는 구하지 못한 두 개의 자료를 추가할 수 있다. 하나는 자산에 대한 정보이며 다른 하나는 초·중·고·대학에 취학중인 가구원의 수에 대한 명시적인 정보이다.

이러한 추가적인 정보까지 이용하여 1996년의 가구소비실태조사 데이터로 회귀분석을 했을 때 <表 11>에 제시된 바와 같이 다음의 사실들이 확인된다. 우선 소득증가에 따른 저축률의 증가는 계속적으로 관측되며, 소득의 제곱도 통계적으로 유의한 음의 계수를 갖고 있어서 소득의 증가와 저축률이 선형적인 관계는 아님을 보여주고 있다.

월세나 자가소유가구에 비한 전세가구의 높은 저축률 역시 도시가계연보 자료에서 확인한 바와 같이 두드러지고 있으나 1980년대나 1990년대 초와 같이 전세가구의 저축률이 자가소유가구에 비해 10%p 정도나 높지는 않은 것으로 나타나고 있다. 이는 저축률함수에 대한 추정에서 1990년대 후반 전세가구와 자가소유 가구의 저축률 차이가 줄어드는 현상을 찾을 수 있는 것과 같은 맥락에서 이해할 수 있을 것이다.

취학 자녀의 연령에 따른 저축률의 감소 역시 현저하게 나타나고 있다. 이는 1990년대 들어 교육비의 증가가 큰 폭으로 이루어지고 있음이 반영되는 것으로 해석할 수 있다. 노령인구의 경우도 한 가구에 노령인구가 한 사람인 경우에는 저축률이 유의하게 감소한

다고 할 수 없으나 두 사람의 노령인구가 있는 경우에는 확실히 저축률이 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이것은 미시적으로 부양비와 저축률 사이에 음의 관계가 존재함을 확인할 수 있는 결과이다.

<表 11> 勤勞者 家口의 貯蓄率 函數 推定

	1	2	3	4
INTERCEP	21.45 (39.94)	23.15 (44.47)	22.66 (42.64)	17.46 (27.19)
가처분 소득	0.0383 (33.29)	0.0449 (39.37)	0.0440 (39.29)	0.0684 (33.46)
연말자산합	-0.0484 (5.18)	-0.0512 (5.70)	-0.0504 (5.62)	-0.0629 (7.03)
전세	7.34 (6.30)	4.170 (7.03)	4.710 (10.85)	5.027 (11.65)
자가소유	3.84 (6.98)	0.658 (1.23)	0.530 (0.97)	1.186 (2.17)
취학전		-5.444 (11.80)	-5.472 (11.91)	-5.912 (12.94)
초등		-4.561 (14.52)	-4.597 (14.62)	-4.842 (15.50)
중고등		-7.298 (25.81)	-7.354 (25.91)	-7.671 (27.16)
대학이상		-8.610 (14.35)	-8.691 (14.48)	-9.239 (15.49)
노령1			-0.634 (1.16)	-0.979 (1.74)
노령2			-3.342 (3.52)	-3.109 (3.30)
소득제곱				-1.94×10 ⁻⁸ (-19.18)
조정된 R ²	0.0961	0.1675	0.1684	0.1817

주: 종속변수: 저축률=((가처분소득-총소비)/가처분소득)×100
 괄호 안은 t-값이며 가처분 소득의 계수는 소득 만 원 증가당 저축률 증가임.

여기에서 주목할 만한 결과는 대학재학 자녀 1명당 저축률이 9%p 가량이나 감소하는 현상이다. 이는 도시가계연보에서는 자료의 미비로 관측할 수 없었던 현상으로 1990년대 들어 <表 3-2>의 거시자료를 이용한 회귀분석 결과에서 부양비와 저축률 사이에 양의 상관관계가 나오는 결과에 대한 새로운 해석의 가능성을 보여주고 있다. 물론 <表 3-2>에서 발견되는 부양비와 저축률의 관계는 부양비도 줄고 저축률도 줄어들기 때문에 발생하는 통계적 관계이며 인과관계로 해석하기는 어려움을 설명한 바 있다. 이러한 해석과 더불어 진정한 피부양 인구의 범위를 어떻게 정의하느냐에 따라 피부양 인구와 저축률 사이의 관계가 적지 않게 영향을 받을 수도 있음을 위의 추정 결과는 말해주고 있다.

피부양 인구는 정의상 15세 이하의 인구와 60세 이상 인구의 합이다. 따라서 대학생의 연령인 19~23세의 연령은 피부양 인구에는 포함되지 않는다. 그러나 사실상 이들이 노동시장에 참여하고 있지 않기 때문에 실질적으로는 이들 역시 피부양 인구라고 할 수 있다. 대학교육은 개인적으로나 국가적으로나 인적자본에 대한 투자로 이해할 수 있겠지만 가계저축률에 대해 생각할 때는 이는 교육이라는 소비 항목에 속하는 소비행위가 된다. 교육비지출의 증가는 뒤에서도 살펴보겠지만 저축률 하락을 설명할 수 있는 원인 중의 하나로 지적할 수 있다.

이외에도 금융자산의 총액 증가에 따른 저축률의 감소도 흥미로운 현상이다. 연말금융자산 잔액과 저축률 사이에는 통계적으로 유의한 음의 상관관계가 있었다. 물론 축적된 재산에 의해 소비성향이 높아지는 것은 일면 당연한 현상이겠으나 재산소유에 따른 저축률 하락의 정도가 소득의 증가에 따른 저축률 증가와 거의 비슷한 정도라면 우리나라에서 재산축적에 따른 소비성향의 증가는 상당한 정도라고 보아야 할 것이다.

나. 근로자 가구와 사업자 가구의 저축률

본절에서는 다른 자료를 이용해서는 분석할 수 없었던 근로자 가구와 사업자 가구의 저축행위에 대한 비교를 시도해 보기로 한다. <表 12>는 1996년 가구소비실태조사에서 나타난 근로자 가구와 비근로자 가구의 저축 및 부채잔액 보유실태를 보여준다.

<表 12> 家口區分別貯蓄 및 負債殘額 保有實態

(단위: 천 원, %)

	전가구	근로자			근로자외		
		사무직	생산직	무직	사업자	무직	
가 구 분 포	100.00	62.46	25.43	37.03	37.54	28.91	8.63
가 구 원 수	3.60	3.60	3.64	3.58	3.59	3.81	2.84
취업인원수	1.49	1.55	1.47	1.61	1.38	1.72	0.25
가구주연령	42.22	40.12	37.89	41.66	45.71	43.41	53.41
순저축보유액	11,160.4	9,513.8	12,148.0	7,704.9	13,900.4	12,545.6	18,438.3
저축보유액	18,323.7	16,479.6	21,859.2	12,785.3	21,392.5	21,138.1	22,244.6
은행권	9,084.2	8,286.7	10,379.9	6,849.3	10,411.2	10,463.2	10,237.4
보험권	3,018.4	2,748.6	3,317.0	2,358.2	3,467.3	3,985.4	1,731.8
기타금융	6,221.2	5,444.3	8,162.2	3,577.8	7,513.9	6,689.5	10,275.4
저축보유가구비율	98.2	98.9	99.6	98.4	97.1	98.5	92.2
은행권	95.6	96.6	98.3	95.4	94.0	95.4	89.2
보험권	64.5	66.8	75.2	61.1	60.7	68.7	34.0
기타금융	51.5	52.6	58.5	48.5	49.7	52.8	39.2
부채잔액	7,163.3	6,965.8	9,711.2	5,080.4	7,492.1	8,592.5	3,806.3
은행권	3,982.9	4,026.4	6,078.7	2,617.0	3,910.5	4,321.4	2,534.3
보험권	439.6	421.4	589.3	306.2	469.9	570.8	132.0
기타금융	2,740.8	2,517.9	3,043.2	2,157.2	3,111.7	3,700.4	1,140.0
부채보유가구비율	66.5	70.0	77.5	64.8	60.7	66.2	42.4
은행권	34.8	37.6	47.8	30.6	30.3	33.0	21.0
보험권	6.3	6.2	6.7	5.8	6.5	7.8	2.1
기타금융	51.4	54.1	58.7	51.0	46.9	52.2	29.4
월 소비지출	1,350.4	1,301.1	1,510.6	1,157.3	1,432.4	1,519.8	1,139.5
주택소유비율	58.2	54.4	60.6	50.2	64.4	62.4	71.0

자료: 1996년 가구소비실태 조사.

전체 조사대상 가구를 평균했을 때 저축액은 1,800만 원 가량이었으며 부채의 잔액은 700만 원에 이르러 순 저축액은 1,100만 원 정도였다. 거의 모든 가구가 저축을 보유하고 있으며 부채를 가진 가구도 근로자의 경우는 70%를 상회하고 있었다.

이 표로 미루어 보아 근로자 가구와 비근로자 가구 사이에 저축과 부채잔액에 있어서 커다란 차이는 발견되지 않는다. 근로자가구 중에서 사무직과 생산직 사이에 어느 정도는 차이가 있으며, 비근로자 가구에서도 사업자와 무직 사이에는 상당한 차이가 있지만 사무직과 사업자는 저축보유와 부채보유에서 거의 비슷한 수준을 보이고 있으며 월 평균 소비지출도 거의 비슷한 수준이었다. 다만, 부채보유가구의 비율이 사무직 가구가 사업자 가구보다 높게 나타나고 있는데 이는 금융기관에 의해 정해지는 유동성 제약의 정도가 미래 소득을 어느 정도 예측할 수 있는 사무직 가구에 대해 더 약하기 때문일 것으로 판단된다.

내구재 소비 측면에서도 <表 13>에서와 같이 사무직 가구와 사업자 가구 사이에 큰 차이를 발견하기는 어렵다. 오히려 가스오븐레인지나 식기 세척기 등 가전제품은 사무직 가구 쪽이 보유율이 더 높은 것으로 나타났는데 이는 부분적으로 사무직 가구의 맞벌이 비율(32%)이 사업자 가구(19%) 보다 높은 데에 기인하는 것으로 보인다. 이밖에 승용차나 컴퓨터, 대형 TV 등 내구재의 보유비율은 사무직 가구가 사업자 가구를 상회하고 있다. 이와 같이 내구재 소비와 저축보유액, 부채 보유액 등의 평균을 종합해볼 때, 사업자가구가 근로자 가구에 비해 저축성향이 낮고 소비성향이 높다고 보기는 어려웠다.

저축률 함수에서 근로자 가구와 사업자 가구의 차이를 발견할 수 있는 지를 살펴보기 위해 근로자 가구와 사업자 가구에 대한 저축률 함수를 추정정보기로 한다. 우선 <表 14-1>~<表 14-3>에서는 근로자가구와 사업자가구의 소득원별 연간소득, 자산 및 부채

<表 13> 家口區分別 耐久財家具 保有率

(단위: %)

	전가구	근로자			근로자외		
		근로자	사무직	생산직	근로자외	사업자	무직
가스오븐레인지	14.5	13.7	21.2	8.5	15.9	16.4	14.2
식기세척기	3.9	3.7	5.0	2.9	4.2	4.4	3.7
에어컨	12.7	9.6	15.1	5.8	17.7	18.4	15.6
TV 25인치 이상	32.6	32.2	41.5	25.8	33.4	34.7	29.1
비디오 카메라	7.0	6.4	11.1	3.2	7.8	8.6	5.3
피오아노	17.3	16.1	27.6	8.2	19.3	21.2	12.8
휴대용 전화기	16.2	11.8	16.6	8.4	23.5	28.1	8.2
개인용 컴퓨터	31.8	31.5	46.9	20.9	32.2	34.8	23.6
승용차	46.0	46.9	66.6	33.4	44.4	50.0	25.7
경차	2.2	2.5	2.7	2.3	1.8	1.9	1.4
중형형	23.2	26.7	34.3	21.5	17.4	19.3	11.1
대형형	17.2	15.8	26.9	8.2	19.5	22.2	10.2
골프 세트	4.7	2.9	4.5	1.8	7.7	8.8	4.0
	3.0	2.4	5.5	0.3	4.0	4.2	3.3
연간소득	25,769.0	24,556.3	29,772.3	20,974.2	27,787.2	31,209.6	16,324.0
주거전용면적	17.1	16.3	18.6	14.8	18.2	18.1	18.8

<表 14-1> 勤勞者 家口와 事業者 家口の 所得源 比較

(단위: 천 원)

	근로자 가구	사업자 가구	근로자+사업자 가구
연소득	23,197.90 (13,014.26)	29,644.18 (24,765.33)	25,270.35 (17,920.37)
근로소득	20,836.89 (11,180.61)	3,567.57 (8,079.45)	15,284.87 (13,071.24)
사업소득	885.18 (3,738.55)	24,363.78 (23,444.87)	8,433.45 (17,505.15)
부업소득	117.89 (662.92)	86.09 (531.76)	107.67 (623.93)
재산소득	685.08 (2,613.84)	1,199.70 (5,137.99)	850.53 (3,630.36)
이전소득	673.13 (4,702.74)	427.04 (1,950.83)	594.01 (4,030.12)
재산소득 비중	0.26 (0.44)	0.29 (0.45)	0.27 (0.44)

주: 괄호 안은 표준편차임.

의 구성을 제시하고 있다.

근로자가구와 사업자가구에 대해 동일한 방법으로 저축률을 구하기 위하여 연간소득과 월간 소비를 통해 저축률을 구하였으며 앞의 회귀분석에서와 마찬가지로 저축률이 -50% 이하인 가구들은 분석 대상에서 제외하였다.

<表 14-1>에 따르면 저축률이 -50% 이상인 가구들만을 대상으로 할 때 사업자 가구의 연평균 소득이 근로자 가구의 1.27배에 달하고 있다⁹⁾. 주소득원인 근로소득과 사업소득간의 차이도 있었지만 재산소득의 경우에는 그 차이가 더 커서 사업자 가구의 연평균 재산

<表 14-2> 勤勞者 家口와 事業者 家口의 資産構成 比較

(단위: 천 원)

	근로자 가구	사업자 가구	근로자+사업자 가구
총(금융)자산	15,157.69 (22,050.19)	20206.10 (38,327.75)	16,780.73 (28,419.68)
요구불예금	2,242.09 (4,410.97)	3783.06 (20,552.12)	2,737.51 (12,227.05)
저축성예금	5,613.23 (11,168.09)	6608.97 (15,695.15)	5,933.36 (12,807.39)
비은행예금	1,948.29 (10,119.38)	2357.47 (13,472.20)	2,079.84 (11,307.52)
보험권저축	2,541.58 (4,709.26)	3653.00 (6,438.60)	2,898.90 (5,351.89)
유가증권	680.52 (4,732.53)	641.02 (9,642.60)	667.82 (6,714.58)
계불입금	725.82 (2,419.41)	1306.84 (3,975.09)	912.62 (3,020.71)
빌려준 돈	1,406.15 (5,875.38)	1855.74 (10,359.77)	1,550.69 (7,613.55)

주: 괄호 안은 표준편차임.

9) 전체 조사 대상 가구 평균으로 보아도 근로자 가구의 평균 연간소득은 2,450만 원으로 전체평균의 95% 정도인데 반해 사업자가구의 평균소득은 3,120만 원으로 전체평균의 121%에 이르고 있다.

<表 14-3> 勤勞者 家口와 事業者 家口의 負債構成 比較

(단위: 천 원)

	근로자 가구	사업자 가구	근로자+사업자 가구
부채총잔액	5,603.54 (9,801.22)	7,543.61 (17,359.08)	6,227.26 (12,761.95)
은행권부채	3,206.10 (7,287.47)	3,774.15 (12,442.35)	3,388.73 (9,266.55)
비은행권부채	614.70 (3,340.15)	818.07 (5,651.22)	680.08 (4,224.32)
보험권부채	318.61 (2,222.06)	501.17 (4,582.53)	377.31 (3,179.28)
빌린 돈	666.58 (3,058.97)	1,246.32 (6,718.98)	852.96 (4,575.41)
계탄돈	325.51 (1,948.23)	645.44 (3,352.17)	428.37 (2,491.96)
할부 및 외상	472.03 (1,367.59)	558.45 (1,738.52)	499.81 (1,497.39)

주: 괄호 안은 표준편차임.

소득은 근로자 가구에 비해 1.78배 가량 높은 것으로 나타났다.

그리고 <表 14-2>와 <表 14-3>에 의하면 사업자 가구가 더 많은 금융자산을 소유하고 있는 반면 부채총액도 더 컸다. 근로자 가구나 사업자 가구 모두 가장 주된 금융자산은 저축성예금이었다. 부채는 은행권 부채가 주를 이루고 있었으나 사업자 가구의 경우 금융기관을 통하지 않고 빌린 돈의 비중이 상대적으로 높은 것으로 나타나서 금융기관에 의한 유동성 제약의 정도가 사업자 가구에 대해 더 강함을 암시하고 있다.

한편 근로자 가구와 사업자 가구로 나누어 저축률 함수를 추정 한 결과는 <表 15>에 제시되어 있는데 도시가계연보 원시자료에 근거한 저축률 함수 추정 결과와 거의 비슷하게 나타났다. 저축률은 부양가족의 수와 주택소유 여부에 크게 의존하고 있지만 이들 요인이 근로자 가구와 사업자 가구에 각기 다르게 작용하지는 않았

<表 15> 貯蓄率 函數 推定結果: 1996년

	근로자 가구	사업자 가구	근로자+사업자 가구
INTERCEP	17.50 (29.45)	21.52 (26.42)	21.37 (46.56)
소득	0.06779 (42.32)	0.03987 (31.96)	0.04665 (52.72)
연말자산합	-0.057189 (-5.78)	-0.039334 (-4.53)	-0.044456 (-6.89)
전세	4.52 (7.92)	5.91 (6.65)	5.49 (11.42)
자가소유	0.45 (0.77)	1.43 (1.73)	1.47 (3.08)
취학전	-5.63 (-11.48)	-3.34 (-4.69)	-4.71 (-11.60)
초등	-4.23 (-12.61)	-2.78 (-5.89)	-3.62 (-13.20)
중고등	-7.57 (-24.95)	-5.54 (-13.57)	-6.74 (-27.75)
대학이상	-7.75 (-12.05)	-6.41 (-7.17)	-6.82 (-13.01)
노령1	-0.76 (-1.25)	-0.97 (-1.08)	-1.05 (-2.08)
노령2	-4.12 (-4.08)	-2.44 (-1.68)	-3.81 (-4.57)
소득제곱	-1.14×10^{-8} (-17.79)	-2.47×10^{-8} (-19.18)	-3.09×10^{-8} (-28.21)
R ²	0.1899	0.1845	0.1761

주: 괄호 안은 t-값의 절대치, 종속변수: 저축률((가처분소득-총소비)/가처분소득).

가처분 소득의 계수는 소득 1만 원 증가당 저축률 증가를 의미.

다. 두 집단간에 가장 확연하게 드러나는 차이는 소득증가에 따른 저축률 상승 정도에서 근로자 가구가 사업자 가구를 앞서고 있다는 것이었다. 반면 사업자 가구의 경우 금융자산과 저축률간의 관계가 근로자 가구만큼 강하지는 않은 결과가 나왔다.

<表 16> 所得源泉別 年間所得 變化

(단위: 천 원, %)

	1991	구성비(A)	1996	구성비(B)	1996/1991	B-A
연 간 소 득	14,432	100.0	25,769.0	100.0	1.79	-
근로소득	9,243	64.0	15,318.7	59.4	1.66	△4.6
사업소득	4,159	28.8	7,898.9	30.7	1.90	1.9
부업소득	36	0.2	133.2	0.5	3.70	0.3
재산소득	534	3.7	1,274.2	4.9	2.39	1.2
이전소득	460	3.2	1,144.2	4.4	2.49	1.2

자료: 1991년과 1996년의 가구소비실태조사.

이러한 결과에 주목하여 근로자 가구와 사업자 가구 데이터를 결합한 뒤 소득원천별 소득과 저축률 관계를 살펴보았는데 회귀분석 결과에 의하면 소득원천별로 저축률이 증가하는 정도는 다소간의 차이를 보이고 있다¹⁰⁾. 1만 원의 소득이 증가할 경우 부업소득은 0.063%, 근로소득은 0.057%, 사업소득은 0.041%, 이전소득은 0.022% 순으로 저축률을 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과만으로 근로자 가구의 저축성향이 더 높으므로 저축률 상승을 유도하기 위해서는 근로자 가구에 대한 조세부담을 낮추어야 한다고 주장하는 것은 무리가 있겠지만 근로소득에 대한 지나친 과세는 근로의욕의 감소라는 측면 외에 저축증가라는 측면에서도 바람직하지 못하다는 사실이 분석결과에 의해 뒷받침되고 있는 것으로 보인다.

한편 전체 가구 소득 중에서 근로 소득과 사업소득, 재산소득 등의 비중이 어떻게 변할 것인가 하는 점은 앞으로도 주의 깊게 관

10) 소득원천별 소득·저축률 관계를 고찰하는 회귀식에는 지금까지의 회귀분석에서 이용되었던 변수(주택소유형태를 나타내는 더미와 대학생 가구원을 포함한 연령대별 부양가족 수 등)들을 모두 포함하되 소득을 원천별로 나누어서 근로소득, 사업소득, 재산소득, 부업소득, 이전소득 모두를 각각 독립변수로 추가하였다.

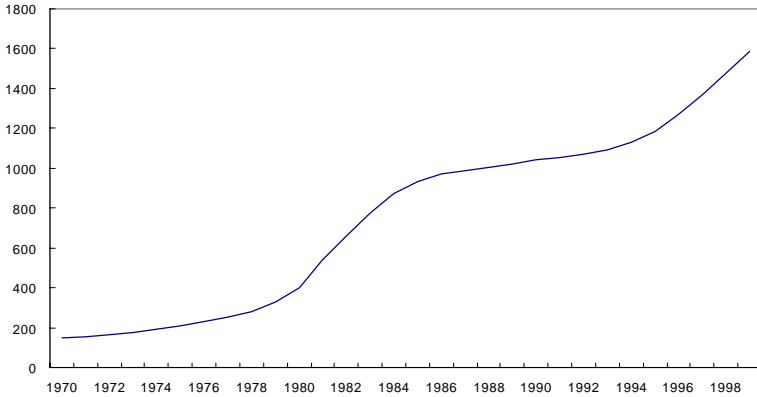
찰해야 할 사항이다. 1991년과 1996년 가구소비실태조사에 따르면 근로 소득의 비중이 다소 감소하는 대신 사업소득과 재산소득, 부업소득 등이 차지하는 비중이 점차 늘어나는 모습을 보이고 있다. 만약 사업소득의 저축성향에 비해 근로소득 저축성향이 높고, 근로소득에 비해 사업소득의 비중이 높아지는 추세가 계속된다면 향후 가계 저축률 하락이 지속될 가능성을 배제할 수는 없다¹¹⁾.

이상과 같이 가구소비실태조사 데이터를 살펴본 결과 자산규모와 부양가족의 존재는 저축과 유의한 음의 관계가 있으며 소득은 저축에 대해 양의 효과를 가지고 있음을 알 수 있다. 따라서 1990년대 이후 거시 자료를 분석한 결과와는 달리 소득과 부양비율의 부호는 1989년 이후에도 지속적으로 양수 및 음수를 유의하게 유지하여야 한다는 사실을 알 수 있다.

가구소비실태조사의 분석결과로부터 저축률의 하락과 관련지을 수 있는 부분은 대학생의 존재가 의외로 저축률 하락에 커다란 요인이 되고 있다는 점이다. 그러나 이 가설은 도시가계연보의 미비로 인하여 1996년 이전과 이후의 미시자료로써 분석해 내기는 어렵다. 그러나 [圖 13]이 제시하고 있듯이 우리나라의 대학생 수는 1980년대 전반부터 급격하게 상승하고 있을 뿐 아니라 다음 절에서 분석하고 있는 바와 같이 가계의 교육비는 1990년대 들어 크게 증가하고 있어 이러한 이유가 1990년대의 저축률 하락에 기여하였을 가능성을 암시해 주고 있다.

11) 이렇게 유보적인 표현을 할 수밖에 없는 것은 다음의 두 가지 가능성이 있기 때문이다. 첫째는 근로소득과 사업소득 재산소득 등의 정확한 변화 추이를 1991년과 1996년 두 시점의 비교만으로는 파악할 수는 없다는 점이며, 둘째는 사업소득자의 경우 자료 수집 과정에서 소득포착률이 근로소득자에 비해 낮을 수도 있기 때문에 회귀분석에서 얻어진 계수가 낮게 평가된 것일 수도 있다는 점이다.

【圖 13】大學生 數의 變化推移



다. 微視 데이터로부터 추론되는貯蓄率 下落의 追加的 原因

1980년대 후반의 총저축률의 하락추세, 또는 1991년부터 시작된 개인저축률의 하락과 관련하여 이제까지의 도시가계연보 및 가구소비실태조사로부터 얻을 수 있었던 것은 직접적인 증거라기보다는 역시 정황적인 증거였을 뿐이다. 주택보급률의 증가에 의한 저축동기의 감소와 부양비율이 정의하는 부양인구, 즉 15세 미만 65세 이상의 인구 외에 사실상의 부양인구라 할 수 있는 대학생 수의 증가추세 등이 1990년대 이후의 개인저축률 하락에 중요한 원인이 될 수 있을 것이라는 시사점을 얻을 수 있을 뿐이다.

이상과 같이 도시가계연보 및 가구소비실태조사로부터 얻을 수 있었던 중요한 시사점이 있다면 그것은 총저축률을 GDP 증가율과 부양비율만으로 설명하였을 때 1989년 이후부터 GDP 증가율의 계수는 양수이나 유의성이 사라지고, 부양비율의 계수는 유의하나 直觀과는 달리 그 값이 양으로 나온 <表 3-2>의 결과는 미시 데이터로부터 支持를 받을 수 없는 하나의 설정오류(misspecification error)의 결과로 보여진다는 점이다. 즉, 1989년 이후 우리나라 저축률의 결정패턴이 새롭게 바뀌었다고 해도 이를 설명함에 있어 부

양비율은 음수로서 유의하고 경제성장률은 양수로서 유의해야 한다는 것이 미시자료의 분석으로부터 얻을 수 있었던 중요한 교훈이었다고 생각된다.

제Ⅱ장의 3절에서는 1989년 이후 총저축률의 하락을 시사하는 몇 가지 거시적인 정황증거를 제시한 바 있다. 그런데 이러한 정황적 증거는 미시 데이터를 통해서도 제시될 수 있다. 본절에서는 ① 유동성 제약의 완화 ② 주택 소유를 위한 동기의 저축이 감소 ③ 소비 패턴의 변화와 인구구성 변화 등에 대해 새로운 각도에서 설명해 보기로 한다.

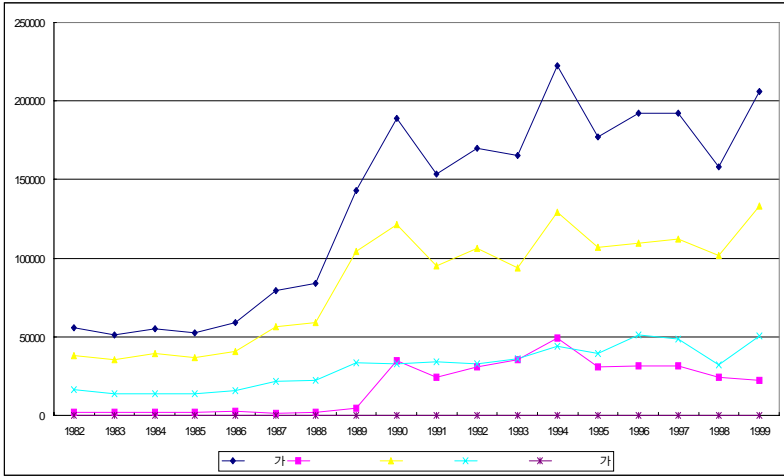
1) 유동성 제약의 완화

회귀분석으로 설명하기는 어렵지만 1980년대 후반에 있었던 저축률의 구조적 변화와 관련지어 생각해 볼 수 있는 저축률 하락의 원인으로 유동성 제약의 완화를 들 수 있다. 잘 알려진 바대로 유동성 제약은 예비적 동기의 저축을 늘리는 원인으로 우리나라와 일본 등 일부 국가의 저축률이 높은 이유로 흔히 지적되어 왔다. 이러한 유동성 제약이 1980년대 말부터 상당히 완화되는 모습을 우리는 가구 부채의 증가 추세로부터 일부 확인할 수 있다.

[圖 14]는 도시가계연보자료에 나타나는 1982년 이후 우리나라 가구의 실질 부채액¹²⁾ 변화 추이를 보여주고 있다. 도시가계연보에서는 부채의 구성항목을 주택관계 빌린 돈, 월부 및 외상, 기타 빌린 돈 등으로 구분하여 제시하고 있다. 이러한 가구 부채의 변화 추이가 유동성 제약의 정도를 완전하게 대변한다고 할 수는 없으나 가구의 부채가 증가하는 중요한 이유로는 미래 소득에 대한 낙관적인 기대가 있거나 유동성 제약의 완화 등을 지적할 수 있을 것이다.

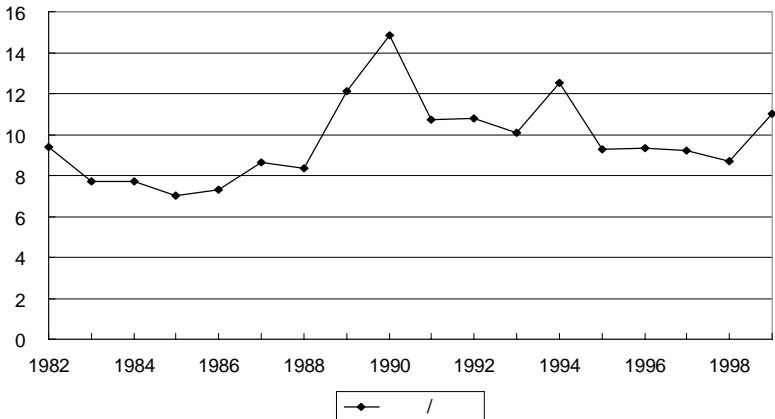
12) 이하에서 보고되는 실질액은 1995년 불변가격 액수를 의미한다.

[圖 14] 우리나라 家口의 實質 負債額 變化 推移



주: 1995년의 물가를 100으로 보았을 때 액수임.
 자료: 도시가계연보 각 연도.

[圖 15] 家口 負債/所得 比率 平均의 變化 推移



[圖 14]에서 보듯이 실질 부채액이 크게 증가하는 해는 1980년대 말과 1990년대 초로 이는 거시자료 분석에서 우리나라 저축률이 구

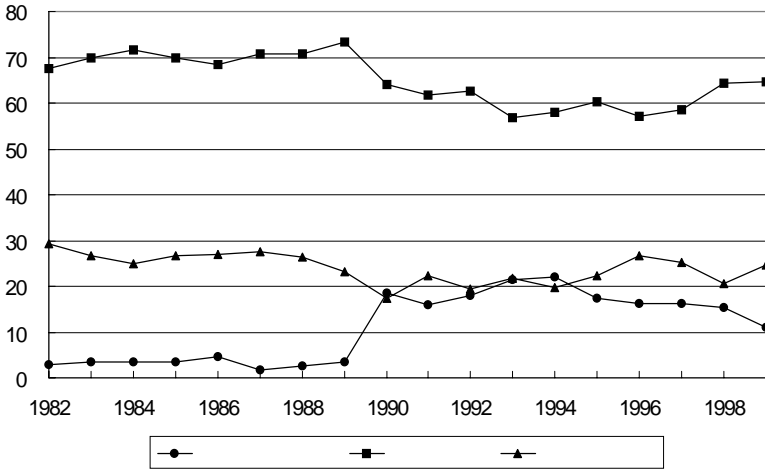
조적으로 변화하는 시기와 일치하고 있다. 특히 1988년과 1989년 무렵에 주택관련 부채액이 상당 부분 증가하는 모습을 확인할 수 있는데 이러한 주택 관련 자금에 대한 유동성 제약의 완화는 주택 소유 동기의 저축을 줄이는 동기로 작용했을 것으로 보인다.

이와 같이 실질 부채액이 크게 증가하였을 뿐 아니라, [圖 15]를 보면 가구의 부채/소득 비율도 1989년과 1990년에 크게 증가하고 있음을 알 수 있다. 1980년대 전반에 걸쳐 10%를 넘지 않았던 부채/소득 비율은 이 두 해를 거치면서 15%까지 이르고 있다. 이 시기의 이러한 큰 변화의 원인은 미래 소득에 대한 낙관적 기대를 우선적으로 지적할 수 있겠지만, 제도적으로 유동성 제약이 완화되지 않았다면 가구 부채의 급격한 증가는 이루어지기 어려웠을 것이다.

[圖 16]은 연도별 부채구성의 변화추이를 제시하고 있다. 월부 및 외상으로 인한 빚이 차지하는 비중이 근 20년간 눈에 띄는 큰 변화가 없었던 것은 월부 및 외상 구입이라는 관행이 일종의 유동성 제약의 완화 수단으로써 분석대상 기간 동안 본질적인 변동 없이 존재해왔음을 반영한다고 할 수 있다. 한편 부채 구성비로 보았을 때도 1989년과 1990년 두 해의 변화는 두드러지는데, 특히 주택관련 부채의 비중이 크게 증가하고 있다. 이러한 변화는 주택과 관련된 유동성 제약 완화가 저축률의 구조적 변화에 커다란 영향을 미쳤을 가능성을 암시한다.

한편 주택관련 유동성 제약의 완화와 저축률 함수 추정 결과를 관련지어 생각해 보면 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 회귀분석에 따르면 전세가구와 자가소유가구의 저축률 차이가 가장 컸던 해는 1988년과 1989년으로 그 차이는 13%p에 이르렀다가 1990년대 들어서면서 그 차이가 상당히 줄어드는 모습을 보이고 있으며, 1995년 이후에는 전세가구의 저축성향이 이전에 비해 상대적으로 많이 약해진 것으로 나타나고 있다. [圖 16]에서도 1988년과 1989

[圖 16] 年度別 負債構成의 變化 推移



년까지는 주택관련 빌린 돈의 비중이 낮다가 1990년부터 그 비중이 급격히 높아지는 모습을 보이고 있는데, 이는 1990년대 들어서면서 유동성 제약의 약화가 내 집 마련을 위한 동기의 저축을 감소시키는데 적지 않은 영향을 미쳤으리라는 추측을 가능케 한다.

또 하나 유동성 제약 완화와 관련해서 지적할 수 있는 사항은 소득정도에 따른 유동성 완화의 정도이다. 1996년 가구소비실태조사로부터 구해진 소득 5분위별 저축 및 부채 잔액 현황은 유동성 제약의 완화가 상대적으로 높은 소득계층을 중심으로 이루어져 왔음을 짐작하게 한다.

우선 유동성 제약 완화의 정도가 소득계층별로 다르다는 사실은 높은 소득계층일수록 부채보유가구가 많다는 사실로부터 확인할 수 있다. 제1분위의 가구 중 절반 이하인 47%만이 부채를 소유하고 있는데 반하여 제5분위의 경우는 74.6%가 부채를 가지고 있으며, 평균부채잔액은 대략 소득에 비례하여 증가하는 모습을 확인할 수 있다. 회귀분석을 통해 나타나는 1982년 이후 1999년까지의 저축률

합수에서 소득 계수가 점차 낮아지는 원인으로 물가상승과 전반적인 가계소득의 증가 외에 소득수준에 따른 유동성 제약의 정도 차이도 지적할 수 있을 지는 향후 더 검토되어야 할 연구과제로 남겨두고자 한다.

<表 17> 年間所得 5분위별 貯蓄 및 負債殘額(1996년)

(단위: 천 원, %)

	연 간 소 득 5 분 위 별					
	평 균	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
연 간 소 득	25,769.0	10,273.4	17,483.7	22,893.3	29,518.8	48,668.4
저 축 보 유 액	18,323.7	7,057.7	11,195.9	14,839.8	20,831.2	37,688.2
부 채 잔 액	7,163.3	2,864.4	4,793.4	6,952.7	8,541.0	12,663.4
순 저 축 보 유 액	11,160.4	4,193.3	6,402.5	7,887.1	12,290.2	25,024.8
부채보유가구비율	66.5	47.9	64.1	72.2	73.6	74.6

자료: 1996년 가구소비실태조사.

2) 주택 소유를 위한 동기의 저축 감소

주택소유를 위한 동기의 저축 감소는 유동성제약의 완화와 밀접한 관계가 있으며 전반적인 저축률 하락에 적지 않은 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 우선 주택 소유를 위한 저축이 중요한 저축 동기로 작용하고 있음은 <表 18>에서도 확인할 수 있다. 가구주 연령이 30세 미만의 경우 주택을 소유하고 있는 비율은 25%인데 반해 가구주 연령이 60세 이상인 경우는 80%에 달하고 있다.

주택 소유를 위한 동기의 저축감소는 크게 두 가지 원인이 있다고 할 수 있다. 첫째는 앞서서도 지적한 바와 같이 1980년대 후반 이후 유동성 제약의 완화로 주택관련 대출이 증가하면서 저축률 하락을 가져온 사실을 들 수 있고, 둘째로는 자가소유 가구가 늘어남에 따라 저축성향이 전세 가구의 비중이 줄어들게 하는 결과를 초래할 수 있다는 사실이다.

<表 18> 家口主 年齡別 貯蓄 및 負債殘額 保有實態

(단위: 천 원, %)

	연 령 별					
		30세 미만	30~40 미만	40~50 미만	50~60 미만	60세 이상
가 구 분 포	100.00	11.99	35.42	27.18	16.81	0.86
가 구 원 수	3.60	2.85	3.79	3.93	3.59	2.84
취업인원수	1.49	1.34	1.39	1.55	1.87	1.14
가구주 연령	42.22	26.13	34.81	44.12	54.16	65.86
순저축보유액	11,160.4	5,996.1	8,984.4	12,486.9	16,237.8	13,208.8
저축보유액	18,323.7	10,410.7	17,454.3	19,922.3	23,246.5	18,265.0
저축가구비율	98.2	98.2	99.0	98.5	98.8	93.1
부 채 잔 액	7,163.3	4,414.6	8,469.9	7,435.4	7,008.7	5,056.2
부채가구비율	66.5	63.5	74.6	67.2	61.6	44.9
월 소비 지출	1,350.4	1,121.6	1,267.8	1,485.9	1,568.5	1,155.3
주택소유비율	58.2	25.9	46.0	67.9	79.6	80.7

자료 : 1996년 가구소비실태조사.

앞서 회귀분석을 통한 저축률함수 변화 추이에서도 알 수 있듯이 전세가구의 상대적인 저축성향이 1990년대 들어서면서 많이 낮아지는 경향을 보이고 있는데 여기에는 주택마련 자금에 대한 유동성 제약의 완화가 중요한 요인으로 작용했을 것으로 보인다.

<表 19> 住居占有形態別 家口分布¹⁾

(단위: 가구, %)

연도	자 가		전 세		보증부 월세		무보증 월세 ²⁾		무 상		계
	비율	비율	비율	비율	비율	비율	비율	비율			
1990	357,633	49.9	5,667,280	27.8	3,157,073	8.2	925,627	11.0	1,246,927	3.1	11,354,540
1995	328,238	53.3	6,909,953	29.7	3,844,964	10.3	133,256	4.2	541,770	2.5	12,958,181

주: 1) 각 연도별 11. 1 현재 기준.

2) 사글세 포함.

자료: 통계청, 인구주택총조사보고서(1990, 1995).

한편 주거 점유 형태별 가구분포는 <表 19>에서도 보듯이 지난 5년간 획기적인 변화가 있었다고 보기는 어려우나 자가가구의 비중이 높아진 것만은 사실이다. 미약하나마 자가소유가구가 5년 동안 3.4% 증가했다는 사실은 주택을 소유하지 못한 가구와 소유한 가구 사이의 저축성향의 차이가 점차 감소하는 추세와 함께 1990년대의 저축률 하락에 어느 정도 영향을 미쳤을 것이다.

3) 소비 패턴의 변화와 인구구성 변화

다음으로 가구의 소비행위 변화로부터 저축률의 변화 요인을 유추해 보기로 하자. 일반적으로 저축은 가처분 소득에서 소비를 제외한 부분으로 정의되기 때문에 소비의 변화에 대한 이해는 곧 저축률 변화의 이해에 중요한 단서를 제공할 수 있다.

<表 20>은 소비를 구성하는 10개 세부 항목이 총소비에서 차지하는 비중이 1990년대 들어와서 어떠한 변화를 보여왔는지를 제시하고 있다. 우선 1990년도에서 1999년까지 10년 동안 소비지출에서 차지하는 비중이 증가한 소비항목은 광열수도, 교육, 교양오락, 교통통신 등의 항목인데 이들 중 전체소비에서 차지하는 비중과 비중의 증가폭이 그리 크지 않은 교양오락과 광열수도 항목을 제외했을 때 가장 두드러진 증가세를 보인 항목은 교통통신과 교육이었다. 특히 교통통신 부분은 1990년의 8.6%에서 1999년의 16.1%로 두 배에 가까운 증가를 보였으며, 특히 개인교통이 차지하는 비중은 3.4%에서 8.9%로 크게 늘어나고 있는데 개인교통에는 자동차 구입 및 연료비 등이 포함되어 있음을 상기할 때 이러한 높은 폭의 증가는 같은 기간 동안에 있었던 자가용 승용차의 보급증가에 기인하는 바가 클 것으로 판단된다. 교육항목도 지난 10년간 소비지출에서 차지하는 비중이 크게 증가한 항목으로 특히 1990년대 전반에 걸쳐 소비지출에서 차지하는 비중이 꾸준히 상승하고 있다.

<表 20> 消費支出 構成比(10년간) 構造의 變化(1990~1999년)

(단위: %, %p)

구 분	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	1999-1990
소 비 지 출	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	-
· 식 료 품	32.7	32.0	30.6	29.6	29.8	29.0	28.5	28.7	27.6	27.7	△5.0
(외 식)	7.0	7.3	7.6	8.2	9.0	9.6	10.0	10.9	9.4	10.4	3.4
· 주 거	4.6	4.4	4.2	4.4	3.9	3.7	3.6	3.4	3.5	3.3	△1.3
· 광 열 수 도	4.5	4.1	4.1	4.3	3.9	4.1	4.1	4.5	5.4	4.9	0.4
· 가 구 가 사	5.7	5.7	5.3	5.0	4.9	4.7	4.4	4.2	3.9	3.7	△2.0
· 피 복 신 발	8.3	7.9	7.8	7.5	7.5	7.7	7.4	6.6	5.4	5.6	△2.7
· 보 건 의 료	5.1	5.2	5.2	5.0	4.7	4.5	4.4	4.5	4.4	4.5	△0.6
· 교 육	7.5	7.7	8.6	8.7	8.6	9.3	9.8	10.3	10.7	10.7	3.2
· 교 약 오 락	4.6	4.9	5.0	5.1	5.2	5.3	5.2	5.2	4.5	4.9	0.3
· 교 통 통 신	8.6	8.9	9.3	10.4	12.1	11.8	12.6	13.1	14.6	16.1	7.5
(개 인 교 통)	3.4	3.8	4.4	5.3	7.1	6.6	7.5	7.5	8.0	8.9	5.5
· 기 타	18.5	19.1	19.9	20.0	19.4	19.9	19.9	19.5	19.9	18.8	0.3
(잡 비)	14.3	15.0	16.0	15.9	15.3	15.4	15.4	15.0	15.3	14.3	-

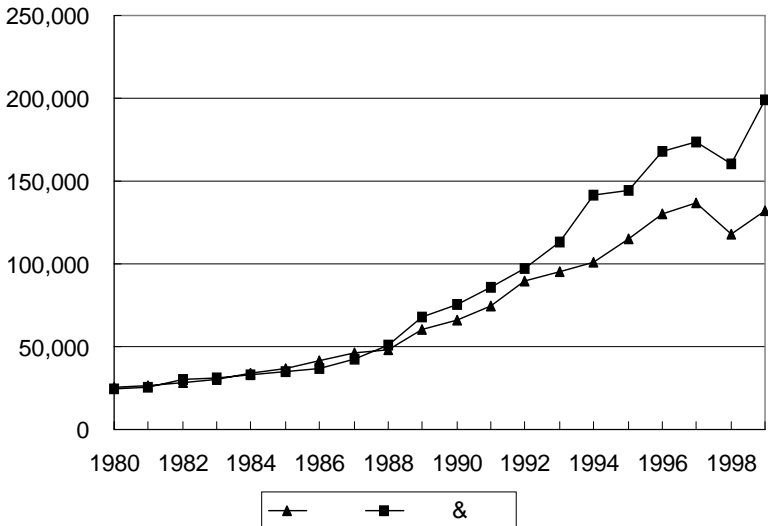
자료: 도시가계연보(1999).

한편 식료품과 주거·가구·피복·보건 등의 항목이 소비지출에서 차지하는 비중이 점차 감소하고 있는데 이들 항목이 대체로 의식주와 직접적인 관계를 갖고 있음을 고려한다면 소비지출에서 생활필수품적인 요소를 지닌 소비지출의 비중이 점차 낮아지고 있다는 해석이 가능할 것이다. 이러한 경향은 식료품에 대한 소비지출이 감소하는 경향을 보이고 있지만 외식에 대한 지출비중은 오히려 상당히 증가하여 왔다는 데에서도 일부 확인할 수 있다. 생활필수품에 대한 소비지출이 전체 소비지출에서 차지하는 비중이 낮아지는 현상은 소득의 증가에 따라 자연스럽게 수반되는 것으로 가계저축률이 증가할 수 있는 여건이 마련되고 있음을 보여주는 측면으로 이해할 수 있을 것이다.

이렇게 소비를 구성하는 10개 항목이 차지하는 비중을 살펴보면 1991년 이후의 저축률 하락을 주도해온 가장 큰 소비 항목은 교통통신 부문과 교육 부문이라는 것을 알 수 있다. 특히 교육에 대한 지출의 증가는 부양비와 저축률 사이의 관계가 1990년대 이후 큰 차이를 보이는 현상에 대한 이해에 시사점을 주고 있다. 전체소비에서 교육에 대한 지출이 차지하는 비중이 증가해 온 현상은 평균 자녀의 수가 줄어드는 데에도 불구하고 지속되고 있다. 많은 실증분석들이 부양비와 저축률 사이에는 負의 상관관계가 있음을 보이고 있으나 1990년대 들어 부양비와 저축률이 동반 하락하면서 양자간에 正의 상관관계가 나타나고 있는 일견 모순된 현상의 원인 중 하나로는 자녀의 수가 줄어들어도 불구하고 교육비 지출은 지속적으로 증가하여 왔음을 지적할 수 있을 것이다.

[圖 17] 家口의 教育 및 交通·通信費 增加趨勢

(1995년 不變價格 基準)



[圖 17]은 교육비와 교통·통신비의 증가추세를 1995년도 불변 가격 기준으로 나타내고 있다. 1998년의 경제 위기 상황을 제외한다면 교육비와 교통·통신비 모두 1988년 이후 더욱 급격한 증가세를 보이고 있다. 1980년부터 1988년까지 8년 사이에 2배 정도의 성장을 보였던 교통비와 교육비는 1988년 이후에도 엄청난 증가를 계속하여 1999년까지 교육비는 약 3배, 교통·통신비의 경우는 약 4배 가량의 지출비 증가가 있었던 것으로 나타나고 있다. 특히 이러한 교육비 지출의 증가는 부양가족 수가 줄어드는데도 불구하고 지속된 현상으로 거시자료에서 발견되는 저축률과 부양비의 동반 하락에도 적지 않은 영향을 미쳤을 것으로 예상된다.

<表 21> 學校別 就學 學生 數 推移

(단위: 천명, %)

	초등학교	중학교	고등학교	대학교	인구 증가율	대학생 증가율
1980	5,658 (14.8)	2,472 (6.5)	1,697 (4.5)	564 (1.5)	1.57	
1981	5,586 (14.4)	2,574 (6.6)	1,823 (4.7)	735 (1.9)	1.57	30.4
1982	5,465 (13.9)	2,603 (6.6)	1,922 (4.9)	884 (2.2)	1.56	20.3
1983	5,257 (13.2)	2,672 (6.7)	2,013 (5.0)	1,001 (2.5)	1.49	13.3
1984	5,041 (12.5)	2,736 (6.8)	2,092 (5.2)	1,115 (2.8)	1.24	11.3
1985	4,857 (11.9)	2,782 (6.8)	2,153 (5.3)	1,192 (2.9)	0.99	6.9
1986	4,798 (11.6)	2,766 (6.7)	2,262 (5.5)	1,243 (3.0)	1.00	4.3
1987	4,772 (11.5)	2,658 (6.4)	2,238 (5.4)	1,270 (3.1)	0.99	2.2
1988	4,820 (11.5)	2,524 (6.0)	2,331 (5.5)	1,289 (3.1)	0.98	1.5
1989	4,894 (11.5)	2,371 (5.6)	2,326 (5.5)	1,329 (3.1)	0.99	3.1
1990	4,869 (11.4)	2,276 (5.3)	2,284 (5.3)	1,380 (3.2)	0.99	3.8
1991	4,759 (11.0)	2,232 (5.2)	2,211 (5.1)	1,427 (3.3)	0.99	3.4
1992	4,560 (10.4)	2,336 (5.3)	2,126 (4.9)	1,492 (3.4)	1.04	4.5
1993	4,336 (9.8)	2,411 (5.5)	2,069 (4.7)	1,566 (3.5)	1.02	5.0
1994	4,099 (9.2)	2,509 (5.6)	2,061 (4.6)	1,658 (3.7)	1.01	5.9
1995	3,905 (8.7)	2,482 (5.5)	2,158 (4.8)	1,777 (3.9)	1.01	7.2
1996	3,801 (8.3)	2,380 (5.2)	2,243 (4.9)	1,930 (4.2)	1.00	8.6
1997	3,784 (8.2)	2,180 (4.7)	2,337 (5.1)	2,114 (4.6)	0.98	9.5
1998	3,835 (8.3)	2,011 (4.3)	2,327 (5.0)	2,300 (5.0)	0.95	8.8
1999	3,936 (8.4)	1,897 (4.0)	2,251 (4.8)	2,469 (5.3)	0.92	7.3

자료: 교육통계조사(교육부 교육정보화국 교육정보연구부).

또한 회귀분석에 나타난 바와 같이 대학생 가구원을 가진 가구의 저축률이 그렇지 않은 가구에 비해 대학생 1명당 10%p 가까이 낮다는 결과는 우리나라에서 고등교육이 보편화되어 가는 추세와 더불어 개인저축률 감소에 적지 않은 영향을 미쳤으리라는 추측을 가능케 한다.

인구지표를 통해 대학생 수와 전체 인구에서 대학생들이 차지하는 비중이 저축률에 미쳤을 영향을 유추해 보기로 하자¹³⁾. <表 21>에서 보듯이 대학생의 수는 1980년에는 60만 명 정도였으나 1999년에는 250만 명에 가까운 수준으로 지난 20년간 수효면에서 4배에 이르는 높은 증가세를 보였다. 이러한 증가에 따라 전체 인구에서 대학생이 차지하는 비중 역시 1980년 1.6%에서 1999년에는 5.3%로 높아지게 되었다. 인구증가율은 1980년 1.57%에서 1999년에는 0.92%로 크게 감소하였으나 대학생 증가율은 1990년대 말에도 10% 가까운 수준을 유지하고 있다. 이러한 증가세에 따라 1999년 이후에는 대학생 수가 고등학생의 수를 처음으로 추월하였으며 우리나라의 연령구조상 이러한 현상은 앞으로도 상당기간 지속될 것으로 보인다.

1996년의 가구소비실태조사에서 나타난 바와 같이 대학생이 있는 가구의 저축률이 그렇지 않은 가구에 비해 월등히 낮은 현상이 앞으로도 지속된다면 대학생 수와 그들이 전인구에서 차지하는 비중의 증가는 향후에도 전반적인 가계 저축률하락을 유도하는 원인으로 작용할 수 있음을 짐작할 수 있다.

이상과 같이 미시 데이터로부터 얻을 수 있는 1990년대 이후 저축률의 하락원인에 대한 추가적인 근거로서 1980년대 중반 이후

13) 여기서의 대학생 수는 전문대학생을 포함한 수치이다. 따라서 4년제 대학생 수만을 기준으로 작성된 [圖 13]과는 차이가 난다. 예를 들어 1999년의 경우 4년제 대학생 수는 159만 명이며 전문대학생의 수는 85만 명 가량이었다.

유동성제약의 완화에 따른 가계부채의 증가추세와 1990년대 이후의 소비패턴의 변화를 들 수 있다. 이중 유동성 제약의 완화에 따른 저축률의 감소는 저축률의 거시적, 미시적 설명에 있어 매우 중요하게 다루어져야 할 부분이며, 소비패턴의 변화는 거시 데이터로 포착하기 어려우나 우리나라 저축률의 변화에 있어서 매우 중요한 의미를 갖는다.

지금까지의 분석에서 나타난 결과를 종합하면 거시변수 분석에서 나타난 저축률의 구조적 변화의 징후는 미시자료에 의해서도 간접적으로 뒷받침되고 있음을 알 수 있다. 특히 1980년대 말부터는 가구의 부채총액이나 유동성 완화와 주택 소유를 위한 동기의 저축 감소라는 요인이 상호 작용하여 상당한 저축률 하락을 초래한 것으로 보인다. 또한 소비 패턴의 변화와 교육비의 지속적인 증가와 인구구조상 거대한 소비계층인 대학생이 전체 인구에서 차지하는 비율이 높아지는 점 등도 저축률 하락에 어느 정도 영향을 미쳤을 것이라고 판단된다.

제II장 3절에서 제시한 거시적인 정황근거와 아울러 이러한 요인들이 과연 저축률 하락에 기여하였는지, 얼마나 기여하였으며 앞으로의 역할은 어떻게 달라질 것인지에 대한 엄밀한 분석은 향후의 과제로 미루기로 한다.

IV. 貯蓄率과 財政政策

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 저축률이 1990년대 들어 추세적인 하락세로 접어들었다면 이는 우리 경제의 미래를 위하여 부정적인 현상이라고 할 수 있다. 왜냐하면 저축은 자본축적을 결정하므로 안정적인 저축을 유지하는 것이 그 경제의 지속적인 성장과 미래의 삶의 질 향상을 위해 필요하기 때문이다. 따라서 국민경제가 미래의 성장¹⁴⁾을 위해 필요한, 충분한 자본을 안정적으로 확보하려면 그만큼의 충분한 국내저축¹⁵⁾이 있어야 한다¹⁶⁾.

이와 같이 자본의 축적을 통하여 경제가 성장하는 모습에 대해 이는 어디까지나 양적인 성장에 불과하지 않느냐라는 생각을 할 수 있다. 특히 고속성장 시대의 과잉투자 내지 과잉 실물자본으로 인하여 昨今の 여러 가지 어려운 문제를 겪고 있는 우리의 입장에서는 이 모습이 그리 바람직하지 않은 것으로 비쳐질 가능성도 있다.

그러나 저축률의 제고는 자본의 양적인 확충을 통해 경제성장에 기여하는 것에서 한걸음 나아가 질적인 경제성장에도 기여하는 측

14) 대체로 소비보다는 투자가 경제성장에 미치는 효과가 크기 때문에 소비를 억제하여 투자를 늘리면 성장률은 단기적으로 증가한다. 그러나 저축 증가의 목적은 경제성장률을 지속적으로 높이기 위한 것이 아니라 생산액 수준을 지속적으로 높이기 위한 것으로 이해하는 것이 타당하다.

15) 1982년 부채위기가 발생하였을 때 남미국가들은 국내투자 채원으로 서 국내저축에 의존하지 않을 수 없었는데 많은 경우 투자와 저축이 줄어들면 곧 성장률도 줄어들었다. 즉 저축률의 하락은 투자와 성장의 부진을 의미하였다.

16) 그리고 총자본이 아닌 1인당 자본이 충분히 확보되도록 하고자 한다면 인구증가율만큼 저축이 더 많아야 할 것이며, 다른 나라에 비해 삶의 질을 향상시키고자 한다면 다른 나라에 비해 저축이 더 많아야 한다(Smith(1990)).

면도 있다. Summers(1986)는 1970년대 후반에서 1980년대 말까지 15년간 저축률이 미국의 2배였던 독일과 프랑스가 생산성 증가에 있어서도 미국의 2배였으며, 그 기간중 저축률이 미국의 3배였던 일본이 생산성 증가에 있어서 미국의 3배였음을 지적하였다. 이 주장은 저축이 늘어나면 그를 재원으로 하는 투자 및 자본스톡이 늘어난다는 기계적인 측면 외에 경제의 생산성도 따라서 늘어날 수 있으며 이 효과는 상당기간 지속될 수 있다는 점을 강조하고 있다.

한편, 이론적으로 말하여 자본시장이 개방되고 국제화될수록 국내투자의 재원을 마련하기 위해 굳이 국내저축에만 의존할 필요는 점점 더 없어진다. 외환위기를 계기로 우리 정부는 자본시장을 전면적으로 개방하는 조치를 취하였는데 이처럼 우리경제도 본격적인 개방경제로 탈바꿈하고 있는 만큼 저축률이 하락한다 해도 그것이 그다지 큰 문제가 되지 않는 것이라고 생각할 수도 있다. 그러나 Feldstein·Horioka(1980), Feldstein·Bacchetta(1990)의 실증분석에 의하면 자본이동의 자유화가 상당히 진전되더라도 국내투자과 국내저축은 장기적으로 긴밀한 관계, 거의 1:1의 관계를 유지하기 때문에 우리나라에 있어서도 투자를 위한 저축의 중요성은 사라지지 않을 것으로 생각된다.

한편, 저축은 순 수출, 즉 경상수지와 밀접한 관련을 가진다. 1970년대 전반부터 특히 1980년대 들어 주요 선진국들의 저축률은 하락추세를 나타냈으며 그와 함께 이들 국가의 경상수지가 악화되었다.

이상의 논의를 종합하면 저축률이 국민경제를 위하여 중요한 이유는 그것이 국내투자과 자본축적을 결정하고 나아가 장기적인 경제성장 및 삶의 질 향상을 결정하는 한편 단기적으로는 경상수지와 밀접한 관련을 가지고 있기 때문이다.

이와 같이 어찌보면 한 경제의 특징을 규정짓는 총저축률에 대

해 정책당국이 영향을 주기를 원한다면 그것은 두 가지 경로를 통하여 그렇게 할 수 있을 것이다. 우선 각종의 세입 및 세출정책에 의한 인센티브의 조절을 통하여 하여 개인의 저축결정에 영향을 줄 수 있다. 다음으로 총저축률의 중요한 구성요소인 정부저축에 대해서 정부는 재량적으로 영향을 줄 수 있다.

재정정책을 통하여 민간저축률을 변화시키려는 시도는 그 전반적인 효과가 작은 것이 일반적이다. 예를 들어 우리나라의 경우에도 금융실명제 실시를 전후하여 시행된 각종의 비과세 저축의 도입이 개인저축의 구성에 대해서는 중요한 영향을 미쳤을지언정 저축금액 자체를 제고시키는 데에는 별다른 효과를 거두지 못하였다는 평가를 받고 있다(전영준(2000)). 그리고 정부가 이를테면 조세지원을 통한 저축제고 정책을 만들어 내어 민간 저축액 규모 자체를 증대시키는 데에 성공하였다 하더라도, 증대된 저축액의 규모가 그 정책의 도입에 따른 조세수입의 감소 규모보다 크지 않다면 총저축은 증가되지 않는다. 반면에 저축의 구성, 나아가 투자의 구성에 대한 조세의 효과는 상당히 크므로 투자로 인한 양의 외부효과가 저축으로부터의 수익에 반영될 수 있도록 하는 조세정책을 수립해 나가는 것은 지속적으로 요구된다고 하겠다.

예를 들어 Feldstein(1977)이 주장한 바에 따르면 시장 메커니즘에 의해 稅前 저축수익률과 투자수익률이 서로 같게 결정된다 할지라도, 저축의 이자수입에 대해 세금이 부과되는 한, 소비자의 입장에서 稅後 저축수익률은 시장 수익률보다 언제나 작을 수밖에 없으므로 저축률은 사회적으로 가장 바람직한 수준보다 사실상 언제나 낮을 수밖에 없다. 따라서 자본이득에 대한 과세를 낮추는 한편 소비세를 높이는 것이 저축률을 높이고 자본을 축적하는 데에 도움이 된다.

그런데 이러한 효과를 갖는 조세정책의 패키지를 모색하기 위해서는 우선 각종의 세부담과 경제활동을 함께 담고 있는 미시자료가

필요하다. 이 데이터를 통하여 조세정책의 변화가 경제주체의 활동에 대해 구체적으로 어떻게 영향을 미치는지에 대한 분석을 해보아야 하기 때문이다. 그러나 아직은 이러한 미시자료가 可用하지 않고 있어 경제적 효율성을 저해하지 않으면서 저축률을 제고하는 정책을 찾기위한 연구에 한계가 있을 수밖에 없는 실정이다.

부족하나마 다음 절에서는 도시가계연보의 자료를 이용하여 개인의 소득세 및 재산세 부담이 우리나라 가계저축에 대해 어떠한 영향을 주고 있는지를 살펴보고자 한다. 앞서 언급한 정부저축의 총저축률에 대한, 그리고 국민경제에 대한 효과분석은 2절에서 논의하였다.

1. 所得稅·財産稅 負擔과 家計貯蓄

도시가계연보에서는 근로자 가구들의 조세액에 대한 정보도 제공해 준다. 1982년에서 1996년까지는 소득세에 대한 자료만 있지만 1997년 이후에는 재산세에 대한 정보도 제공하고 있다. 여러 가지 세목 가운데 이와 같이 소득세와 재산세의 실적만이 제한적으로 제공되어 있으므로 도시가계연보를 통해 조세정책이 가계저축에 대해 미칠 수 있는 다양한 효과를 모두 분석할 수는 없다. 다만 본절에서는 앞에서 추정해 보았던 기본 저축률 함수에다 소득세 및 재산세의 전체 소득에서 차지하는 비율을 설명변수에 추가함으로써 소득세 및 재산세 납부액의 증가가 저축률과 어떤 관계를 가지는지에 대해 살펴보고자 한다.

소득세 및 재산세 부담의 증가가 어떠한 경로로 가계 저축률에 영향을 주는지에 대한 이론이 정립되어 있지 않기 때문에 이러한 회귀분석은 일견 무의미한 것으로 비취질 수도 있다. 그러나 합리적인 소비자라면 소비의 근거를 가처분 소득에 두기 때문에 가처분 소득에서 이미 제외된 소득세가 저축률에는 크게 영향을 줄 수 없

을 것으로 예상할 수는 있다.

그렇지만 1988년과 1995년 사이의 저축률 함수를 추정해 본 <表 22>에 따르면 가구의 행동양식이 이러한 예상과는 크게 차이를 알 수 있다. 즉 소득세액을 소득으로 나누어 구한 소득세율의 저축률에 대한 계수는 모든 연도에 걸쳐 음수로 나타났으며 통계적으로도 유의하였다¹⁷⁾. 그리고 소득세율을 제외한 여타 변수들의 계수 값은 크게 다르지 않았으며, 1988년과 1989년의 경우에는 소득세율 1%

<表 22> 所得稅額을 包含할 때의 消費函數의 推定結果

	1988	1989	1991	1993	1995
INTERCEP	3.710 (2.009)	-4.516 (2.040)	-1.638 (0.683)	3.342 (1.737)	-4.434 (2.618)
소득	0.000004905 (15.044)	0.000004706 (13.376)	0.000003573 (13.492)	0.000002251 (15.433)	0.000001978 (18.717)
소득세폭	-1.25×10^{-13} (10.673)	-1.10×10^{-13} (8.835)	-6.10×10^{-14} (8.818)	-2.32×10^{-14} (8.408)	-1.87×10^{-14} (12.699)
자가	0.753 (0.566)	-5.784 (3.896)	-5.615 (3.724)	0.306 (0.223)	-7.351 (6.085)
전세	6.964 (5.425)	7.099 (4.970)	5.957 (3.977)	5.312 (3.997)	-1.980 (1.712)
유아	-0.730 (0.990)	0.205 (0.264)	-0.254 (0.313)	-1.021 (1.471)	-1.326 (2.331)
초등	-1.489 (2.697)	-1.352 (2.527)	-1.645 (2.793)	-1.740 (3.024)	-2.021 (4.114)
중고등	-5.300 (7.794)	-4.182 (6.338)	-5.002 (6.850)	-4.906 (6.968)	-3.037 (5.183)
노인	-4.494 (3.988)	-2.637 (2.304)	-3.375 (2.975)	-3.509 (3.649)	0.483 (0.607)
소득세#	-0.899 (4.558)	-0.882 (4.100)	-1.775 (7.449)	-1.684 (9.358)	-1.216 (7.435)
R ²	0.175	0.199	0.202	0.175	0.169
OBS	1686	1673	1703	2225	2945

주 : 1) 소득세는 소득세액을 소득으로 나눈 비율임.

2) 소득세액이 0인 가구들은 제외했음.

17) 세액변수 자체도 통계적으로 유의한 음의 계수를 갖고 있다.

증가에 저축률은 1% 미만으로 하락하였지만 1990년대 들어서는 저축률 하락의 정도가 1%를 훨씬 상회하는 것으로 나타났다.

소득세액을 소득으로 나눈 값과 저축률이 이렇게 유의한 관계를 갖는 이유를 직관적으로 설명하기는 쉽지 않다. 물론 소득세에는 이자소득세가 포함되며 이자소득세는 직접적으로 세후 이자율을 낮추는 역할을 하기 때문에 세율과 저축률 사이에 음의 상관관계가 있다는 해석은 가능할 것이다. 그러나 이러한 해석은 우리나라의 저축이 세후 이자율에 대해 민감하게 반응하지 않는다는 기존의 많은 연구결과(전영준·이철인(1999)등)와는 배치되고 있다.

소득세 부담과 가계 저축률 사이의 이러한 관계는 우리나라 가구의 소비가 가처분소득의 변화와는 거의 무관하게 경직적으로 이루어져왔기 때문일 수도 있다. 즉, 소득세액이 늘어나 가처분소득이 줄어들더라도 소비지출을 줄이려 하지 않았기 때문에 결과적으로 저축이 줄어들었을 가능성도 있다는 의미이다. 달리 표현하자면 소비를 줄여 소득세납부액을 마련하기보다는 저축을 줄여 납부하였다는 의미도 된다. 만약 소득세와 저축률의 관계가 이러한 행태에 의해 설명될 수 있다면 이는 앞장에서 언급한 바와 같이 1980년대 말 이후의 유동성 제약의 완화와도 무관하지 않을 것이다.

이와 같이 소득세율과 저축률과의 유의한 음의 상관관계의 원인에 대해서는 더 심층적인 분석이 있어야겠지만 회귀분석 결과만을 놓고 볼 때 다른 조건이 일정할 경우 세율의 증가가 저축률의 하락으로 이어지는 현상은 향후 조세정책에서도 충분히 감안되어야 할 것이다.

한편 1997년 이후의 자료를 이용하여 소득세율 외에 재산세율까지 추가해서 저축률 함수를 추정한 결과는 저축률이 소득세율보다는 재산세율에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 소득세율에 비해 재산세율에 대하여 저축률이 더욱 민감하게 반응하는 이유로 가장 먼저 지적할 수 있는 것은 저축의 주요 목적이 재산형성

에 있을 것이라는 점이다. 즉, 경제주체들에게 재산에 대한 세금이 곧 저축에 대한 세금으로 인식된다면 재산세율이 높을 경우 저축률이 낮아지는 것은 당연한 현상이다.

그렇지만 최근 3개 연도의 저축률 함수 추정에서 나타난 계수를 보면 이러한 이유만으로 설명하기에는 재산세율 상승에 의한 저축

<表 23> 所得稅額·財産稅額을 包含할 때의 消費函數의 推定結果

	1997	1998	1999
INTERCEP	-0.941 (0.128)	0.021 (0.003)	16.827 (2.151)
가처분소득	0.000001605 (7.352)	0.000001487 (10.113)	0.000001119 (6.408)
소득제곱	-1.40×10^{-14} (4.834)	-7.89×10^{-15} (5.073)	-6.03×10^{-15} (3.062)
자가	3.155 (0.481)	4.461 (0.661)	-12.444 (1.714)
전세	1.201 (0.176)	4.461 (0.645)	-13.058 (1.745)
취학전	1.407 (1.206)	-1.292 (1.274)	-0.847 (0.762)
초등	-2.700 (2.979)	0.923 (0.936)	1.087 (1.094)
중고등	-5.210 (5.538)	-4.945 (4.838)	-3.057 (2.810)
노령	0.246 (0.196)	-0.039 (0.638)	-2.664 (1.575)
소득세 [#]	-1.150 (4.102)	-1.232 (3.940)	-0.599 (1.858)
재산세 ^{##}	-7.315 (5.601)	-7.968 (6.068)	-8.567 (5.187)
R ²	0.168	0.253	0.165
OBS	963	929	865

주 : 1) 소득세 및 재산세는 소득세액과 재산세액을 소득으로 나눈 비율임.
2) 소득세액 또는 재산세액이 0인 가구들은 제외했음.

를 하락의 정도가 지나치게 큰 것으로 보인다. 이를 앞장의 <表 15>에서 나타난 회귀분석 결과와 연결지어 생각해 보면 다음과 같은 해석도 가능할 것이다. <表 15>에 의하면 저축률과 자산간에는 유의한 음의 상관관계가 있다. 재산세액이 재산정도를 어느 정도 대변하는 변수라 한다면 재산세액과 저축률 사이에는 음의 상관관계가 나타날 것이다. 그런데 <表 23>에서 독립변수로 쓰인 재산세를 소득으로 나눈 값은 저축률에 비해 상당히 작은 값을 갖고 있다. 따라서 재산세액의 작은 증가는 실질적으로는 재산의 커다란 차이를 반영할 수도 있는 것이다. 그렇다면 추정결과로 나타난 계수는 사실상 세부담에 의한 저축률의 감소보다는 단순히 재산증가에 따른 저축률의 감소를 반영할 수도 있다.

이렇게 다양한 해석이 가능하기 때문에 단순한 축약형 회귀식을 이용한 추정 결과만으로는 재산세-저축률의 관계가 인과관계로 성립될 수 있는지 아니면 단순한 통계상의 상관관계일 뿐인지를 판단하기는 어려운 면이 있다. 이에 대한 분석은 향후 과제로 남겨두며 본장에서는 일단 재산세와 저축률간에는 강한 음의 상관관계가 있다는 통계적 사실을 밝혀두기로 한다.

2. 政府 貯蓄率과 民間投資 및 經常收支

본장의 冒頭에서 언급한 바와 같이 정부가 총저축률에 영향을 미칠 수 있는 두 번째 경로는 총저축률의 중요한 구성요소가 되고 있는 정부저축률의 변화를 통한 방법이 있다.

정부저축은 재정수입에서부터 정부소비지출을 차감한 것으로 정의된다. 따라서 정부저축은 세입과 세출 측면의 모든 재정활동의 최종적인 결과로서 정부저축률은 재정정책이 총저축률에 대해 가장 직접적인 영향을 미치는 부분이라 할 수 있다. 즉 개인, 법인, 금융기관의 저축 등 민간저축을 제고시키기 위해 여러 가지 인센티브에

영향을 미칠 수 있는 세입·세출 측면의 정책수단을 동원하지 않아도 정부저축률을 제고할 수 있다면 그것은 곧 총저축률을 그만큼 제고하게 되는 것이다.

Aghevli 등(1990)에 의하면 개도국이나 선진국을 막론하고 한 나라가 총저축률을 증가시키는 가장 직접적인 방법은 재정의 세입 및 세출면의 정책변화를 통해 정부저축률을 증가시키는 방법이다. 예를 들어 캐나다, 미국, 이태리, 벨기에의 경우 1980년대 이후 국민저축률이 하락했던 것은 지속적인 재정적자로 말미암아 정부저축률이 줄어 들었던 것에 기인하고 있다.

그런데 서론의 [圖 1]에서 볼 수 있듯이 우리나라의 경우 총저축률의 움직임은 민간저축률에 의해 주도되었으며 이를 거꾸로 말한다면 우리나라의 정부저축률은 총저축률의 움직임과는 별다른 상관이 없이 최근까지 일정한 증가추세에 따라 꾸준히 늘어온 것으로 나타나고 있다. 그러므로 1989년 이후 저축률의 하락은 그 원인이 정부저축률의 감소, 즉 재정적자의 확대에 있는 것으로 보기 어렵다. 특히 경제위기를 계기로 중앙정부의 통합재정적자가 GDP의 4% 정도로 대폭 확대되었던 1998년조차 정부저축률은 전년에 비해 약 1%p 밖에 감소하지 않은 채 여전히 높은 수치를 기록하고 있다(<表 1> 참조).

본절에서 살펴 보고자 하는 것은 앞으로 우리나라가 정부저축률의 제고를 통하여 총저축률을 제고하려 할 경우 과연 본장의 冒頭에서 소개한 바와 같이 투자 및 경상수지에 대한 긍정적인 효과를 기대할 수 있을 것인가 하는 점이다.

우선 정부저축률을 제고함으로써 투자, 특히 민간투자가 제고될 수 있는지에 대해 아주 간단한 그레인저 인과관계식(Granger causality)¹⁸⁾의 점검을 통해 살펴 보고자 한다. 소위 구축효과

18) $x_t = \alpha x_{t-1} + \beta y_{t-1}$ 임.

(crowding-out effect)가 의미하는 바는 재정적자를 줄임으로써 정부저축을 늘린다면 이로 인하여 민간이 사용할 수 있는 자금이 늘어나 민간투자가 활성화될 수 있다는 점이다.

<表 25>와 <表 26>에 따르면 총저축률과 총투자는 서로 뚜렷한 상관관계를 가지고 있으며 총저축률 \Rightarrow 총투자, 총저축률 \Rightarrow 민간투자율 및 총저축률 \Rightarrow 정부저축률의 인과관계는 모두 뚜렷하게 양수로 나타나고 있다. 그런데 총저축률을 정부저축률, 법인지축률, 금융기관 저축률, 그리고 개인저축률로 구분하여 투자에 대한 인과관계를 살펴보면 다음과 같은 사실을 발견할 수 있다. 정부저축률을 제고하였을 때 사실상 증가하는 것은 정부투자율 뿐이며 정부저축률의 제고가 민간투자율을 증가시키지는 않는 것으로 나타나고 있다.

<表 25> 貯蓄率과 投資率간의 相關關係

독립변수 설명변수	총투자율	민간투자율	정부투자율
총저축률	0.45456 (4.33926)	0.41733 (3.89988)	0.03723 (1.80254)
정부 저축률	1.02683 (2.66932)	0.73204 (1.83239)	0.29478 (7.12563)
금융기관 저축률	4.00329 (4.15522)	4.21309 (4.83734)	-0.21070 (0.98568)
비금융 법인기업 저축률	0.83752 (1.68608)	0.91807 (1.93513)	-0.08055 (0.91597)
개인저축률	0.25589 (0.95011)	0.20843 (0.79113)	0.04746 (1.04236)

주: 1) 상수항은 생략함.

2) 괄호안의 값은 t - 통계량임.

<表 26> 貯蓄率 ⇒ 投資率의 因果關係 : 1971~1998

설명변수 \ 종속변수	총투자율	민간투자율	정부투자율
총저축률	0.25326 (2.22823)	0.21815 (1.89105)	0.02716 (2.46108)
정부 저축률	0.26934 (0.71501)	0.10598 (0.29492)	0.15678 (4.25027)
금융기관 저축률	3.34713 (4.12258)	3.59225 (4.43202)	-0.11036 (1.13564)
비금융 법인기업 저축률	1.00748 (2.65976)	1.09148 (2.90002)	-0.07733 (2.08082)
개인저축률	0.09303 (0.40197)	0.06991 (0.29763)	0.01323 (0.61854)

- 주 : 1) 상수항과 각 종속변수의 전기에 대한 계수항은 생략함.
 2) 괄호안의 값은 t - 통계량임.
 3) 설명변수 ⇒ 종속변수로의 인과관계 분석결과임.

<表 26-1> 貯蓄率 ⇒ 投資率의 因果關係 : 1971~1997

설명변수 \ 종속변수	총투자율	민간투자율	정부투자율
총저축률	0.27430 (3.32622)	0.26650 (3.26668)	0.02668 (2.46368)
정부 저축률	0.64570 (1.83910)	0.47314 (1.44684)	0.15238 (4.23188)
금융기관 저축률	0.82688 (0.74483)	1.01598 (0.95651)	-0.04268 (0.28190)
비금융 법인기업 저축률	0.37760 (1.23109)	0.42779 (1.45427)	-0.06996 (1.59926)
개인저축률	0.43168 (3.37449)	0.44146 (3.67328)	0.00552 (0.24581)

- 주 : 1) 상수항과 각 종속변수의 전기에 대한 계수항은 생략함.
 2) 괄호안의 값은 t - 통계량임.
 3) 분석기간을 경제위기전인 1997년까지로 제한함.
 4) 설명변수 ⇒ 종속변수로의 인과관계 분석결과임.

한편 개인저축률은 총투자율은 물론 민간 및 정부투자율에 대해서는 아무런 예측력을 가지지 못하고 있다. 이러한 결과는 경제위기 기간중 투자율이 급감하는 가운데 개인저축률이 급증하였던 1998년의 데이터가 포함(圖 1 참조)되었기 때문에 나타나는 현상으로 보여진다. 실제로 분석기간을 1997년까지로 제한하였을 경우에는 <表 26-1>에 제시된 바와 같이 개인저축률은 민간투자율에 양의 유의한 인과관계를 나타내고 있다.

이러한 단순한 인과관계의 분석결과가 시사하는 점은 과거 우리나라의 경우 정부저축률을 높혔을 때 구축효과가 의미하는 바 민간투자율이 증가하는 패턴이 존재하지 않았었다는 것이다. 정부저축률은 어디까지나 공공투자의 재원으로 사용되었기 때문에 민간투자율을 제고하기 위해서는 개인 저축률이 제고되어야 하는 것이다.

만약 우리나라가 아직도 도로, 항만, 철도, 공항 등의 사회간접자본이나 공공부문으로부터 기계를 발주함으로써 공공투자를 지속적으로 확충할 필요가 있다면 이는 정부저축률을 제고함으로써 충족될 수 있을 것이다. 그러나 총투자를 제고함에 있어 공공투자가 아닌 민간투자를 촉진하는 것이 향후의 정책방향이라면 단순히 정부저축률이 늘어난다고 해서 이러한 정책목표가 충족되기는 어렵다는 것을 알 수 있다.

즉, 총투자를 높이기 위해서는 정부저축률과 민간저축률을 제고시키는 것이 필요하지만 민간투자를 활성화하기 위해서는 정부저축률을 제고하는 것은 유용하지 않으며 오직 개인저축률을 직접적으로 높이는 정책방향(만약 그러한 것이 있다면)만이 유용할 수 있다.

결국, 정부저축률은 모든 종류의 투자를 촉진시키는 것이 아니라 투자 가운데 공공투자를 촉진시키는 관계만이 유지되어 온 것이며, 이러한 사실은 우리나라에서 정부 저축률을 높인다 하더라도 공공투자가 줄어들면 총투자는 오히려 줄어들 수 있음을 시사하고 있다.

한편 <表 27>은 경상수지¹⁹⁾와 저축률 사이의 상관관계를, <表 27-1>은 양자의 그래인저 인과관계를 제시하고 있다. 이들 표에서 볼 수 있듯이 일단 경상수지와 총저축률은 양의 유의한 인과관계를 가지고 있어 총저축률이 증가하면 경상수지가 개선되는 모습을 보여주고 있지만 총저축률 \Rightarrow 경상수지로의 인과관계는 유의하지 않는 것으로 나타나고 있다. 즉, 1980년대 이후 총저축률이 높아진다고 해서 경상수지가 개선되지는 않았음을 의미한다. 다만 개인저축률 \Rightarrow 경상수지의 인과관계만이 유의하게 나타나고 있어 경상수지 개선에 기여할 수 있는 저축은 개인저축임을 말해주고 있다.

<表 27> 貯蓄率과 經常收支의 相關關係

	총저축률	정부 저축률	민간 저축률	금융기관 저축률	비 금융 법인기업 저축률	개인 저축률
경상수지/GDP	6.64266 (3.12841)	8.87737 (1.125030)	7.07857 (2.85445)	-36.1650 (2.75957)	5.44456 (0.73653)	10.7299 (4.67343)

- 주: 1) 상수항은 생략함.
 2) 경상수지는 달러가치에 연평균환율을 곱하여 원화 가치를 계산함.
 3) 괄호안의 값은 t - 통계량임.

<表 27-1> 貯蓄率 \Rightarrow 經常收支의 因果關係

저축률 경상 수지 /GDP	총저축률	정부 저축률	민간 저축률	금융기관 저축률	비 금융 법인기업 저축률	개인 저축률
인과관계	2.23810 (0.74871)	0.32038 (0.05049)	2.30909 (0.74787)	-42.2494 (4.26831)	-10.2154 (1.46652)	8.46549 (2.30705)

- 주: 1) 상수항과 각 종속변수의 전기에 대한 계수항은 생략함.
 2) 경상수지는 달러가치에 연평균환율을 곱하여 원화 가치를 계산함.
 3) 괄호안의 값은 t - 통계량 값임.

19) 아래의 분석에서 경상수지라 함은 경상수지를 원화로 환산한 뒤 이를 경상가계 국내총생산(GDP)로 나눈 값을 의미한다.

정부저축률과 경상수지와의 상관관계는 양수이긴 하나 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 특히 정부저축률 \Rightarrow 경상수지의 인과관계는 정부저축률 \Rightarrow 민간투자의 경우와 마찬가지로 유의하지 않게 나타난다. 이는 일반적으로 알려져 있는 바와 같이 재정적자를 개선함으로써 정부저축률을 높혀 경상수지 개선에 기여해야 한다는 처방, 특히 IMF의 전통적인 처방이 유용하지 않을 수 있음을 시사해 주고 있다. 즉, 재정적자를 개선하되 만약 그와 함께 공공투자를 늘린다면 경상수지는 개선되지 못할 수 있다는 의미이다.

이와 같이 재정적자의 축소와 정부저축률의 증대가 투자와 경상수지에 대한 효과에 있어서 기대한 바와는 달리 서로 동일한 효과를 나타내지 못하는 것은 양자의 정의가 서로 다르기 때문인 것으로 보여진다. 즉, 정부저축은 정부의 재정수입에서부터 소비지출만을 차감한 반면 재정수지는 재정수입으로부터 소비지출뿐 아니라 투자지출까지도 차감한 것이기 때문이다.

이럴테면 정부가 공공투자를 확대하면서 그 재원조달을 위하여 같은 액수의 소비지출을 줄이는 프로그램을 시행한다면 정부저축은 그만큼 늘어나지만 재정수지는 변하지 않는다. 그러므로 이 프로그램은 국채의 추가적인 발행을 수반하지 않으므로 민간 금융시장에 대한 금융적 효과는 전혀 변함이 없고 구축효과도 나타날 이유가 없다. 따라서 이러한 재정정책 프로그램은 민간투자에 대해 별다른 영향을 미치지 않을 것이다. 반면 이 프로그램은 정부저축률을 높이는 동시에 공공투자를 늘리게 된다. 그러므로 정부저축률이 높아지면서 공공투자는 늘어나지만 민간투자는 별다른 영향을 받지 않게 되는 것이다.

반대로 정부소비를 늘리는 재원으로 같은 액수의 공공투자를 줄이는 프로그램을 정부가 선택할 경우 이 프로그램이 재정수지에 미치는 영향은 없으므로 구축효과는 없고 따라서 민간투자는 영향을 받지 않지만 공공투자의 감소와 더불어 정부저축률은 하락하게 된다.

따라서 ‘민간투자를 활성화하기 위하여 정부저축률을 높이려’는 처방에 따르고자 할 때 가장 직접적인 저축률 제고수단으로 정부저축률을 높이려 한다면 소비지출을 줄이는 데에 그쳐야 한다. 만약 소비지출을 줄이는 만큼 투자지출을 늘린다면 정부저축률은 소비지출을 줄인 만큼 높아진 채로 변하지 않지만 민간투자는 제고되지 못하며 경상수지도 개선되지 못할 것이다.

그리고 정부저축률과 재정수지가 경상수지에 대한 효과가 기대와는 달리 서로 다르게 나타나고 있는 것은 우리나라의 공공투자가 수입의 유발을 통하여 경상수지를 악화시키는 효과가 강함을 시사하고 있다. 이러한 공공투자의 경상수지에 대한 효과가 다른 나라에서도 일반적으로 나타나고 있는 현상인지는 분명하지 않으며, 우리나라의 공공건설, 또는 공공기계발주가 건설 기자재나 기계부품을 과연 수입에 크게 의존하고 있는지에 대해서도 더욱 자세히 살펴볼 필요가 있을 것이다. 만약 공공투자 자체가 수입유발효과는 비교적 적다 하더라도 공공자본의 확충으로 촉진되는 민간소비 및 민간투자로 인해 많은 수입이 유발된다면 결과적으로 공공투자가 경상수지를 악화시키는 효과가 나타날 수 있다. 즉, 경상수지를 악화시키는 실제적인 요인이 공공투자인지, 민간투자인지 또는 민간소비인지는 확실하지 않으나 과거 우리나라에서 투자가 확대되는 만큼 경상수지가 악화되었던 기형적인 현상이 정부저축률과 경상수지와의 관계에서도 드러나고 있다고 평가할 수 있을 것이다.

이상에서 살펴본 바와 같이 정부는 정부저축률을 재량적으로 제고시킴으로써 총저축률에 대해 가장 직접적으로 영향을 줄 수 있다. 그러나 정부저축률을 제고시키려는 당초의 목적이 민간투자의 활성화나 경상수지의 개선에 있었다면 정부저축률을 제고하는 것 자체만으로는 소기의 정책목표가 달성될 수 없다. 즉 정부저축률을 제고함과 동시에 공공투자를 확대한다면 경상수지는 개선되지 않으며 정부저축률을 제고함과 동시에 공공투자를 확대함으로써 재정수

지를 변화시키지 않는다면 민간투자는 활성화될 수 없을 것이다.

한편 경상수지를 개선하고, 민간투자를 활성화하는 데에 실질적으로 기여할 수 있는 저축은 정부저축이 아니라 개인저축인 것으로 나타나고 있다. 따라서 개인의 저축 인센티브에 영향을 주어 개인 저축이 늘어나도록 할 수 있는 재정정책 프로그램의 개발이 앞으로 끊임없이 요구된다 하겠다.

V. 맺 음 말

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 총저축률은 1989년경을 계기로 과거의 급상승 추세에서 완만한 하락추세로 반전하였던 것으로 판단된다. 저축률의 추세적 하락은 자원배분 방식에 구조적인 변화가 있었음을 의미하며, 이는 우리 경제의 장기적인 생산능력, 국민의 삶의 질 향상에 부정적인 영향을 미칠 것이므로 그에 대한 원인규명은 매우 중요한 의미를 가진다.

본 연구에서는 우리나라의 저축률 하락의 원인으로서는 직접적인 이유를 제시하지는 못하고 있다. 어찌보면 우리나라의 저축률 하락이 한두 가지 원인으로써 충분하고, 분명하게 설명될 것을 기대하는 것 자체가 무리일지도 모르겠다. 그러나 본 연구에서는 우리나라의 저축률 하락을 뒷받침할만한 몇 가지 근거를 제시하고 있다.

1980년대 말에 일어난 자산가치의 급상승, 주택보급률의 급증, 소비-여가의 선택에 관련된 선호체계의 변화, 소비 패턴의 변화 등 여러 가지 경제적, 사회적 변화는 1989년 이후의 저축률의 추세적 하락에 무관하지 않은 것으로 보인다. 그러나 본 연구의 중요한 목적의 하나였던 저축률 하락에 재정정책이 기여하였는지에 대한 판단은 일단은 부정적이다. 우선 이 기간중 정부저축률은 꾸준히 상승하였으므로 선진국의 경우처럼 정부저축률의 하락이 총저축률의 하락을 주도하였던 것은 아니었다.

뿐만 아니라 저축률 하락을 규명하는 여러 문헌에서 일차적으로 점검해보곤 하는 인구통계학적인 요인들도 우리나라의 저축률 하락과 대체로 무관한 것으로 나타났다. 즉, 본 연구의 미시자료 분석의 결과 부양비율과 같은 인구통계학적인 요인들의 개인저축률 결정에

대한 설명력이나 그 부호의 방향은 1989년의 이전과 이후의 기간에 걸쳐 바뀌지 않고 있다. 이는 1989년 이후의 시계열 분석에서 나타난 바와 같이 부양비율의 부호가 기존의 유의한 음수에서 유의한 양수로 전환되었던 것과 상충되고 있어 1989년 이후 저축률 결정요인에 대한 거시-시계열 연구에 있어서 누락변수(omitted variables) 문제를 잘 해결해야 함을 시사하고 있다.

이와 같이 우리나라의 저축률 하락은 미숙한 재정정책이나 인구통계학적인 원인에서 기인하였다기 보다는 3저시대를 전후한 경제총량 변수들의 적절한 관리에 성공하지 못했던 것에서 비롯되었다고 여겨진다. 당시 엄청난 무역수지의 흑자가 국내의 유동성 과잉을 초래하여 부동산 및 금융자산 가치를 폭등시키고, 미래에 대한 낙관을 불러일으켜 저축 및 소비에 대한 개인의 태도를 변화시켰던 것이 우리나라 저축률의 추세적 하락의 근원적 시발점으로 생각된다.

물론 이러한 추론은 어디까지나 정황적인 근거에 따른 것으로 보다 엄밀한 판단을 위해서는 추가적인 연구가 필요할 것이다. 본 연구를 수행하고 난 뒤의 우리들의 소감은 1980년대 후반의 적절하지 못하였던 총량정책이 그로부터 10여년이 지난 현재까지 또는 앞으로 장기간 동안 우리경제의 자원배분과 삶의 질, 잠재적 성장 능력에 대단히 중요한 영향을 미치게 되었음에, 그리고 한 시점의 정책결정의 효과가 당시에 그치지 않고 굉장히 오랜 기간동안, 생각지도 못하였던 경로를 통하여, 국민경제에 끊임없이 영향을 미칠 수 있다는 사실에 놀랄 따름이다.

參 考 文 獻

- 朴大根·李昌鏞, 『韓國의 貯蓄率推移에 관한 研究』, 韓國租稅研究院, 1997.
- 진영준, “개인연금의 저축증대 효과분석”, 한국재정학회 춘계학술대회, 2000. 4.
- 진영준·이철인, 『이자소득세의 경제적 효과 분석』, 韓國租稅研究院, 1999.
- 崔圭權, 한국은행 내부자료.
- 洪基錫·金俊經, 「우리나라 貯蓄率의 決定要因」, 『KDI 政策研究』, 1997. IV, 韓國開發研究院
- Aghevli, Bijan B., and others or et al. “The Role of National Saving in the World Economy: Recent Trends and Prospects,” *Occasional Paper* No. 76, International Monetary Fund, 1990.
- Bérubé, Gilles, Denise Coté, “Long-term Determinants of the Personal Savings Rate: Literature Review and Some Empirical Results for Canada,” *Working Paper 2000-3*, Bank of Canada.
- Bosworth, Barry, Gary Burtless, and John Sabelhaus, “The Decline in Saving: Evidence from Household Surveys,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991. 1., pp. 183~256.
- Box, G. E. P., G. C. Tiao, “Intervention Analysis with

- Application to Economic and Environmental Problems,” *Journal of American Statistical Association*, vol. 70, 1975, pp. 70~79.
- Browning, M., A. Lusardi, “Household Saving: Micro Theories and Micro Facts,” *Journal of Economic Literature*, V.34, Dec. 1996, pp. 1797~1855.
- Collins, Susan M., “Saving Behavior in Ten Developing Countries,” in *National Saving and Economic Performance*, B. Douglas Bernheim and John B. Shoven (eds.) University of Chicago Press, 1991.
- Feldstein, Martin, “Does the United States Save Too Little?,” *American Economic Review*, vol. 67. No.1, Feb. 1977, pp. 116~121
- Feldstein, Martin S. Charles Horioka, “Domestic Saving and International *Capital Flows*,” *Economic Journal*, Vol. 90, June, 1980.
- Gale, William G., John Sabelhaus, “Perspectives on the Household Saving Rate,” *Brookings Papers on Economic Activities*, 1 : 1999, pp. 181~214.
- Gokhale, Jagadeesh, Laurence J. Kotlikoff, and John Sabelhaus, “Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis,” *Brookings Papers on Economic Activities*, 1 : 1996, pp. 315~390
- Lusardi, Annamaria, “Comment,” *NBER Macroeconomics Annual*, 1999, pp. 374~386.
- Murphy, Kevin, Andrei Shleifer and Robert Vishny, “Industrialization and the Big Push,” *Journal of Political Economy*, vol. 97, no.5, 1989, pp. 1003~1026.

- Perron, Pierre, "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, November 1989, pp. 1361~1401.
- _____, "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series," mimeo, Université de Montréal, January, 1993.
- _____, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, 80(2), October 1997, pp. 355~385.
- Romer, Paul, "Crazy Explanations for the Productivity Slowdown," *NBER Macroeconomics Annual*, 1987, pp. 163~202.
- Smith, Roger S., "Factors Affecting Saving, Policy Tools, and Tax Reform: A Review," *IMF Staff Papers*, Vol. 37. No. 1, March, 1990, pp. 1~70.
- OECD, *National Accounts*, Volume I, II, 각호

<국문요약>

貯蓄率 下落과 財政政策

朴宗奎 · 金珍永

우리나라는 선진국은 물론 개발도상국 어느 나라와 비교해 보더라도 저축률이 가장 높은 나라에 속하였었다. 그러나 1989년 1/4분기를 계기로 총저축률은 과거의 급상승 추세에서 완만한 하락추세로 반전하는 구조적인 변화를 겪은 것으로 나타났으며 앞으로 뚜렷한 여건의 변화가 없는 한 이러한 하락추세는 향후 상당기간 지속될 것으로 분석된다. 이러한 저축률의 구조변화는 자원배분방식에 구조적인 변화가 있었음을 의미하며 이는 우리 경제의 장기적인 생산능력, 국민의 삶의 질 향상에 부정적인 영향을 미칠 것이므로 그에 대한 원인규명은 매우 중요한 의미를 가진다.

본 연구는 거시경제적 분석과 미시자료의 분석을 통하여 저축률 구조변화의 배경이 될만한 요인들을 찾아보고 있는데 이 요인들이 복합적으로 작용하여 저축률의 구조변화를 초래하였을 것으로 생각된다. 이를테면 1980년대 말에 발생한 자산가치의 급상승, 저축률과 자본소득분배율의 同行的인 움직임, 주택보급률의 급증, 소비여가선택과 관련한 선호체계의 변화, 소비패턴의 변화 등의 거시경제적, 사회적 요인들은 1989년 이후 저축률의 지속적인 하락을 촉발한 계기가 되었을 것이다.

한편 미시자료를 이용한 분석에서는 도시가계연보, 도시가계연보 원시자료, 가구소비실태조사 등을 이용하여 거시자료에서 볼 수 있는 저축률의 추세적 하락을 설명할 수 있는 요인들을 제시하고자

했다. 도시가계연보 자료를 통해서도 연령별, 소득계층별 가계 저축률의 변화 추이를 살펴보았는데, 도시가계의 저축률은 각 연령별 소득계층별로 함께 움직이는 경향이 강함을 알 수 있었다. 연령군(cohort) 분석을 통해 젊은 연령군의 저축률이 앞선 연령군의 저축률을 항상 상회하여온 현상을 발견했으며, 소득계층별로는 지난 10년간 고소득층의 저축률은 상승한 반면 저소득층에서는 전반적인 저축률하락이 있었음을 발견할 수 있었지만 전반적으로 연령별, 소득계층별 저축률의 변화가 전체 가계저축률의 하락 현상을 충분히 설명할 수는 없는 것으로 보인다. 도시가계연보 원시자료를 통해서도 우리나라의 가계저축률이 소득과 주택소유형태, 인구학적 요인 등에 의해 결정된다는 가설하에 1982년부터 1999년까지의 저축률 함수를 추정하였다. 추정 결과에 따르면 우리나라 가계저축률은 소득에 따라 증가하지만 소득과 저축률의 관계가 비례적인 것은 아니며, 부양가족 수와 그 구성에 따라 저축률이 큰 차이가 날 수 있고, 전세 가구와 자가 소유 가구 사이에는 저축률에 있어 커다란 차이가 있는 것으로 나타났다. 그렇지만 주택 소유여부에 따른 가구별 저축률의 차이는 1990년대 들어 크게 줄어들고 있었다. 도시가계연보 자료에 얻을 수 있는 변수 외에 추가적인 정보를 얻을 수 있는 가구소비실태 조사 자료를 통해서도 가계저축률이 재산축적 상태에 따라 커다란 차이를 보이며 대학생이 있는 가구의 저축률이 그렇지 않은 경우에 비해 현저하게 낮은 것을 발견하였다. 이러한 저축률 함수 추정을 바탕으로 저축률 하락의 원인들을 생각해 볼 때, 본고에서는 유동성 제약의 완화 및 주택 소유를 위한 동기의 저축 감소, 그리고 교통 통신비와 교육비의 증가로 대표되는 소비 패턴의 변화와 대학생 비중의 증가가 현저해지는 인구 구성의 변화 등이 저축률 하락의 원인이 될 수 있음을 지적하였다.

선진국의 경우 정부저축의 감소, 즉 재정적자의 확대 내지 인구의 고령화를 비롯한 인구통계학적(demographic) 요인들이 저축률

하락의 주요 원인으로 지목되어 왔으나 우리나라의 경우 그러한 증거를 발견할 수 없었다, 결국 1980년대 중반의 3저 호황으로 인하여 엄청난 무역수지 흑자가 발생하였고 그에 따라 국내 유동성 과잉이 초래되었을 때 총량정책의 측면에서 이에 대해 적절히 대응하지 못한 결과 부동산 및 금융자산의 가치를 폭등시키고, 미래에 대한 낙관을 불러 일으켜 저축 및 소비에 대한 개인의 태도를 변화시켰던 것이 우리나라 저축률 하락의 근원적 시발점이었을 것이라는 잠정적인 결론을 내리고 있다.

<abstract>

Declining Saving Rate : Macroeconomic and Microeconomic Evidences

Jongkyu Park · Jin-Yeong Kim

Korea used to belong to the group of countries with the highest saving rate. But this paper concludes that as of the first quarter of 1989, the aggregate saving rate of Korea underwent a structural change in such a way that the trend line of the saving rate turned around to a negative slope from the traditional positive slope. This one time break implies an important change in resource allocation mechanism and predicts that the aggregate saving rate will continue to decline in the foreseeable future. Therefore, identifying the cause of this change is a very important research agenda for maintaining sustained growth and improving standard of living of our economy.

This paper suggests several macroeconomic and microeconomic developments which may explain the structural change in the saving rate. For example, the remarkable increase in asset values which occurred in the late 1980's, the co-movement of the saving rate and the capital share which started in some time around 1988, the increase in the supply of housing facilities during the 1990's, some changes in the preference

structure regarding the consumption–leisure choice, changes in the composition of consumer’s expenditure in the 1990’s, and so forth. All of these economic and social developments must have triggered, in a concert, the trend decline in the saving rate.

We try to find some evidence to support the macro findings of the declining saving rate by analyzing micro data sets on household consumption behavior. Using “Annual Report on the family Income and Expenditure Survey” data, we investigate the saving behavior of different age and income groups. The result is that changes in the saving behavior of households with different characteristics are not significant enough to explain the declining pattern of saving rate in the 1990s.

We also estimate the households’ saving rate function: we construct a saving rate equation with saving rate depending on income level, house ownership, the number of dependent family members and their ages, and then estimate this equation from 1982 to 1999 using the original data for the Annual Report on the family Income and Expenditure Survey. The results show that households’ saving rate increases, though not proportionally, with the disposable income and decreases as the number of dependent family increases. Also there is a significant difference in the saving rate among households with different housing tenure. Especially, the saving rate of renters is significantly higher than that of homeowners, although the differences are shrunk in the 1990s. We also examine the effects of some additional factors on the saving rate using the 1996 National Survey of Family

Income and Expenditure data. The most notable findings are; (1) the total value of financial assets makes an adverse effect on the savings rate and (2) the number of college students in the family significantly decreases the saving rate. With some more investigation on the household level data we find that the following factors, which is especially notable from 1989 and on, seem to be possible causes for the decreasing saving rate in the 1990s; (1) relaxation of liquidity constraints, (2) decrease in the savings for a house-owning motive, (3) changes in the consumption pattern, represented by the increase in spendings on communication and transportation, and the increase in educational spendings.

Government budget deficit and demographic changes like aging population, which are known to be the possible causes of saving rate decline for industrial countries during the 1980's, seem to be irrelevant to the Korean experience.

During the mid 1980's, inadequate response to the over-supply of domestic liquidity caused by tremendous amount of trade surplus triggered an economic euphoria and too much increases in asset values. Accordingly, consumer's behavior has changed to spend more rather than save more, encouraging the onset of the structural break in the saving rate.

<著者略歷>

朴 宗 奎

서울大學校 經濟學科 卒業

美國 University of North Carolina at Chapel Hill 統計學 碩士

美國 Princeton大 經濟學 博士

現, 韓國租稅研究院 研究委員

金 珍 永

서울大學校 經濟學科 卒業

美國 Rochester大 經濟學 博士

現, 韓國租稅研究院 專門研究委員

研究報告書 00-06

貯蓄率 下落과 財政政策

2000年 12月 28日 印刷

2000年 12月 30日 發行

著 者 朴宗奎·金珍永

發行人 柳 一 鎬

發行處 韓國租稅研究院

1138-7714 서울特別市 松坡區 可樂洞 79-6番地

電話: 2186-2114(代), 팩시밀리: 2186-2179

登 錄 1993年 7月 15日 第21-466號

組版 및 一 志 社

印 刷

© 韓國租稅研究院 2000

ISBN 89-8191-179-7

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 5,000원