

# 韓國의 貯蓄率 推移에 관한 研究: Synthetic Cohort 分析

1997. 5.

朴 大 槿  
李 昌 鏞

**KIPF** 한국조세연구원

## 序 言

1960년대 중반 10%대에 불과하였던 우리 나라의 저축률은 지난 30년간 빠른 속도로 증가하여 1990년대에는 35% 내외의 높은 수준을 유지하고 있다. 이 기간 동안 우리 경제의 고도 성장은 높은 저축률과 이를 재원으로 한 높은 투자율에 크게 의존하였다. 이처럼 우리 나라의 저축률, 특히 가계저축률이 지난 30년간 빠른 속도로 증가하여 온 원인은 무엇일까? 현재 35%대에 달하는 높은 저축률은 앞으로 어느 정도 지속될 수 있겠는가? 특히 경상수지 적자 폭이 사상 최대 규모에 달하고 그 원인의 하나로 과소비가 지적되고 있는 지금, 앞으로도 저축률이 계속 증가할 수 있을지는 중요한 관심사가 되고 있다. 이와 같은 질문에 답하려면 가계의 저축률 패턴을 체계적으로 분석해 볼 필요가 있다. 이러한 점에서 본 보고서는 지난 30년간 우리 나라 가계저축의 추세 변화를 요약, 정리한 기초 문헌으로서 가치를 갖는다.

본 보고서는 Synthetic Cohort 분석 기법을 이용하여 韓國 家計貯蓄率의 추세 변화를 분석하고 있다. 분석 결과, 우리 나라 저축률이 빠른 속도로 증가한 것은 출산율 저하와 이에 따른 부양가족 수의 감소, 기대수명의 연장 등과 같은 인구통계학적 요인이 급격히 변화해 온 사실과 연관되어 있었다. 또한 본 연구는 이러한 인구통계학적 요인의 급격한 변화가 높은 경제성장률의 결과였다는 가설을 제시하고 있다. 즉, 높은 경제성장률이 인구통계학적 요인의 변화라는 간접경로를 통해서 저축률 상승에 기여하였다는 가설이다. 이 점을 고려해 볼 때, 본 연구는 향후 한국 경제의 저축률이 현 수준보다 높아지거나 현 수준을 유지할 가능성이 상당히 제약될 것이

라고 예측하고 있다. 과거 30년간의 개발 단계와는 달리 부양비, 기대수명 등의 변수들이 더 이상 크게 개선되기 힘든 수준에 이미 도달하여 있고, 경제발전의 단계로 볼 때 앞으로의 경제성장을 역시 둔화될 것이라 예상되기 때문이다.

본 보고서는 한양대학교 朴大權 교수와 서울대학교 李昌鏞 교수의 共同 研究로 완성되었다. 본 보고서가 발간되기까지 여러분들로부터 많은 도움을 받았다. 특히 저자들은 도시가계조사 자료의 사용에 관해 많은 조언과 편의를 제공해 준 本院의 玄鎮權 박사와 서울시립대학교의 安鍾範 교수에게, 그리고 본 논문의 기여와 문제점에 대해 상세하게 지적해 준 익명의 논평자에게 감사를 드리고 있다. 마지막으로 본 보고서에 담긴 내용은 저자들의 개인적인 견해이며 本 研究院의 공식적 견해를 반영하는 것은 아님을 밝혀 둔다.

1997년 5월

韓國租稅研究院

院長 崔 洸

# 目 次

I. 序 論 .....	9
II. 韓國의 貯蓄率 推移 .....	13
1. 國民計定上의 貯蓄率 推移 .....	13
2. 家口別 貯蓄率 推移 .....	18
가. 家口別 貯蓄率의 推計 .....	18
나. 家口別 貯蓄率의 推移 .....	22
III. Synthetic Cohort 分析 .....	33
1. 家口主 年齡別 貯蓄率 profile .....	36
2. 貯蓄率의 上昇 要因 .....	36
가. 所得 profile .....	37
나. 消費 profile .....	40
다. 利子率 .....	45
라. 其他 生涯 週期 要因 .....	46
IV. 回歸 分析 .....	53
V. 貯蓄率 決定 模型의 模索 .....	57
1. 經濟成長과 貯蓄率, 出產率의 連繫 .....	58
2. 愛他心 模型 .....	60
VI. 結 論 .....	67
參考文獻 .....	69

## 表 目 次

〈表 1〉	總貯蓄率 推移 .....	14
〈表 2〉	純貯蓄率(純貯蓄/國民總可處分所得) .....	17
〈表 3〉	耐久財, 非耐久財, 서비스의 分類 .....	20
〈表 4〉	家口主 年齡別 貯蓄率: 耐久財 購入의 50% 만을 消費支出에 包含시킨 境遇 .....	23
〈表 5〉	家口主 年齡別 貯蓄率: 耐久財 購入 全部를 消費支出에 包含시킨 境遇 .....	24
〈表 6〉	年齡別 貯蓄率 變化가 全體 貯蓄率 變化에 寄與한 部分 .....	30
〈表 7〉	年齡別 相對所得 變化가 全體 貯蓄率 變化에 寄與한 部分 .....	31
〈表 8〉	年齡別 家口分布 變化가 全體 貯蓄率 變化에 寄與한 部分 .....	31
〈表 9〉	家口 構成 形態 比率 및 平均 家口員 數 .....	47
〈表 10〉	期待 子女數(Number of Expected Children) .....	48
〈表 11〉	扶養比 및 老齡化 指數 .....	49
〈表 12〉	國民 平均壽命 및 平均年齡 .....	51
〈表 13〉	貯蓄率 回歸分析(1971~1993年) .....	54

## 圖 目 次

〔圖 1〕 部門別 總貯蓄率 .....	15
〔圖 2〕 國民總可處分所得 對比 純貯蓄率 .....	17
〔圖 3〕 國民計定과 『都市家計年報』로부터 計算된 貯蓄率의 比較 .....	26
〔圖 4〕 家口主 年齡別 貯蓄率 profile .....	27
〔圖 5〕 貯蓄率－耐久財 支出의 50%를 貯蓄에 包含시킨 境遇 ...	35
〔圖 6〕 貯蓄率－耐久財 支出을 모두 消費에 包含시킨 境遇 .....	35
〔圖 7〕 年齡別 勤勞所得(1990年 不變價格 基準) .....	37
〔圖 8〕 年齡別 非勤勞所得(1990年 不變價格 基準) .....	38
〔圖 9〕 年齡別 總所得(1990年 不變價格 基準) .....	38
〔圖 10〕 年齡別 消費支出－耐久財 支出의 50%를 貯蓄에 包含 ...	40
〔圖 11〕 年齡別 消費支出－耐久財 支出을 모두 消費에 包含 .....	41
〔圖 12〕 世帶別 消費支出과 勤勞所得(1970年 基準) .....	42
〔圖 13〕 期待 實質 利率의 推移 .....	46

# I. 序 論

경제 개발이 본격적으로 시작된 1960년대 중반 10%대에 불과하였던 한국의 저축률은 1975년에 17%, 1985년에 29%로 꾸준히 증가하여 1993년 현재 34%의 높은 수준을 유지하고 있다. 이는 대부분의 선진국들의 저축률이 지난 30여년간 지속적으로 하락하여 현재 미국 15%, 영국 14%, 프랑스 20%, 독일 23% 등 낮은 수준에 머물고 있는 것과 크게 대조되는 현상이다<sup>1)</sup>. 과거 30년간 한국의 저축률이 지속적으로 증가하여 온 원인은 무엇인가? 현재 30%를 넘고 있는 높은 저축률은 앞으로 어느 정도 지속될 수 있겠는가? 본 연구의 목적은 한국의 저축률 추세 변화를 설명하고 앞으로의 변화를 예측하는 데에 있다. 한국의 저축률에 관해서는 수많은 국내외의 기존 연구가 있지만 본 연구는 다음과 같은 점에서 이들과 차이가 있다<sup>2)</sup>.

첫째, 기존 연구는 대부분 국민계정 자료에 기초한 총량 변수를 사용한 데 반하여 본 연구는 『都市家計年報』로부터 구한 가구별 저축률을 분석 대상으로 삼고 있다. 분석 대상으로 가구별 자료의 사용은 연령 구조, 기대 수명, 부양비(dependency ratio)의 변화 등 생애 주기(life-cycle) 요인들이 저축률에 미치는 영향을 분석하는 데에 더욱 효과적이다.

둘째, 가구별 저축률을 사용한 기존 연구는 대부분 횡단면 분석(cross sectional analysis)에 한정되어 있었다. 이는 가구별 저축 행

---

1) 한국은행, 『조사통계월보』, 1995. 5.

2) 한국 저축률에 관한 최근 연구로는 이성민(1992), Collins(1988), Hahn(1994), Kang(1994), Hurd and Lee(1995) 등을 들 수 있다.

위를 분석하는 데 가장 보편적으로 사용되고 있는 도시가계지출 조사 자료가 횡단면 자료(cross sectional data)라는 현실적 제약에 기인한 것으로 생각된다. 그러나 생애 주기 요인이 저축률에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 패널(panel) 자료의 존재가 필수적이기 때문에, 본 연구는 연속된 횡단면 자료로부터 패널 자료의 특성을 추론하기 위해 고안된 Synthetic Cohort 분석 방법을 사용하여 한국의 가구별 저축률 변화를 새로이 조명해 보고 있다<sup>3)</sup>.

1969년부터 1993년까지의 『도시가계연보』 자료를 사용한 본 연구의 실증 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 과거 25년간 한국의 저축률이 지속적으로 상승한 것은 인구 구성 중 높은 저축률을 가진 연령 계층의 비중이 증가하였기 때문이 아니라, 모든 연령 계층의 저축률이 지속적으로 상승하였기 때문이었다. 분석기간 동안의 연령별-저축률 profile(age-saving rate profile)을 살펴보면, 최근에 태어난 세대일수록 높은 저축률 profile을 가지고 있다. 즉 분석기간 동안 연령별-저축률 profile은 지속적으로 상향 이동하여 왔다. 이러한 상향 이동은 국민소득, 경제성장률, 이자율 등의 거시경제 변수가 저축에 유리하게 변화하였기 때문이 아니라, 이들이 초래한 인구통계학적 요소(demographic factor)의 변화, 즉 평균수명의 증가, 부양비 및 평균 가구원수의 감소 등에 주로 기인한 것으로 추측된다.

둘째, 각 세대별 저축률 profile은 상향 이동하였을 뿐만 아니라 저축률이 정점을 이루는 연령이 점차 低齡化되는 특징을 보이고 있다. 1965년에 가구주의 연령이 25세였던 세대의 경우 저축률이 40~44세 사이에서 정점을 이룬 반면, 1980년에 가구주의 연령이 25세였던 세대의 경우에는 저축률이 30~34세 사이에서 최대값을 가

3) 횡단면 자료를 연결하여 저축률을 분석한 연구로는 Kotlikoff and Summers(1981), Carroll and Summers(1991), Deaton and Paxson(1993), Poterba(1994) 등을 참조하라.

졌다. 이는 주택가격의 상승, 교육비 부담의 증가, 세대간 소득 profile의 차이 등에 기인한 것으로 해석된다.

셋째, 연령별 소비 profile(age-consumption profile)을 분석한 결과, 소비 profile은 모든 세대에 있어서 공통적으로 右上向하는 모습을 보이고 있다. 우상향하는 소비 형태는 일견 소비 균등화(consumption smoothing) 가설과 모순되는 것처럼 보이나 이차율이 시간 선호율(time-preference)보다 클 경우를 가정하면 이와 상충되지 않는다고 해석할 수 있다. 연령별 소비 profile의 또 다른 특징으로는 각 세대별로 소비 profile과 소득 profile이 매우 유사하게 움직인다는 사실이다. 이러한 결과는 이미 Carroll and Summers (1991), Deaton(1991), Deaton and Paxson(1993) 등에 의하여 미국, 캐나다, 대만 등에서도 공통적으로 나타나는 현상임이 확인된 바 있으며, 이를 설명하기 위하여 항상소득가설을 보완한 유동성 제약(liquidity constraint) 모형 또는 예비적 저축(precautionary saving) 모형 등이 제시되었다. 그러나 위의 이론들은 저축률과 자산 보유액이 매우 낮은 경우를 대상으로 발전된 이론이기에, 가구별 저축률이 30%를 상회하는 한국과 대만의 경우에는 그대로 적용될 수 없다. 높은 저축률하에서도 소득과 소비의 유사한 움직임을 설명할 수 있는 이론은 개발되어야 할 중요한 연구 과제라 생각된다.

이상의 실증 분석 결과를 토대로 본 연구는 한국 저축률의 증가 추세를 설명하기 위한 한 가지 가설을 제시한다. 지난 30여년간 한국 경제가 고속 성장을 하는 과정에서 기대 수명, 출산율, 부양비 등의 인구통계학적 요인이 급격히 변화하였고 이들은 모두 저축률을 증가시키는 역할을 하였다. 즉, 본 연구는 ‘경제 성장 → 출산율 및 부양비의 하락, 핵가족화, 기대 수명의 연장 → 저축률 증가’의 인과관계를 강조하고 있다. 이 가설은 외관상 경제 성장의 역할을 강조하는 기존의 항상 소득 이론이나 생애 주기 이론과 큰 차이가

없는 것처럼 보인다. 기존 이론에서 경제성장률이 저축률의 주요 결정 요인인 것은 경제 성장의 결과 항상소득이 변화하거나 특정 연령층의 소득이 총소득에서 차지하는 비중이 변화하기 때문이다. 그러나 위에서 제시된 가설은 이러한 직접적인 경로를 강조하기보다는 경제성장률이 인구통계학적 요인을 변화시켜 저축률에 영향을 주는 간접적인 경로를 강조한다는 점에서 차이가 있다. 인구통계학적 요인에 급격한 변화가 없었던 선진국의 경우에는 이러한 간접 경로의 중요성을 강조할 필요가 없었을 것이다. 그러나 선진국이 한 세기에 걸쳐 경험한 인구통계학적 요인의 변화를 25년이란 짧은 기간에 경험한 한국 경제에서는 이들 변수가 저축률 결정에 미치는 영향을 무시할 수 없다는 것이 위 가설의 요지이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제 II 장에서는 국민계정의 총량 자료를 사용하여 계산된 저축률 자료를 통해 1965년 이후 우리 나라의 저축률 추이를 살펴보고 이를 『도시가계연보』의 자료로부터 계산된 저축률과 비교해 본다. 제 III 장은 Synthetic Cohort 분석을 적용하여 구한 가구주 연령별 저축률 profile, 소득 profile, 소비 profile을 제시하고 그 특성을 논의한다. 제 IV 장은 우리 나라 저축률을 결정하는 요인들을 시계열 자료를 이용한 회귀 분석을 통해 알아보며, 제 V 장은 제 IV 장의 실증 분석 결과를 설명할 수 있는 저축률 결정 모형을 제시한다. 이러한 모형의 한 예로 제 V 장은 Becker and Barro(1988) 모형을 이용하여 경제 성장 과정에서 저축률 증가와 출산을 감소라는 두 가지 현상이 함께 나타나기 위한 전제 조건을 분석하고 있다. 제 VI 장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 앞으로의 연구 방향을 논의한다.

## II. 韓國의 貯蓄率 推移

본장에서는 국민계정으로부터 계산된 저축률과 『도시가계연보』로부터 계산된 저축률을 비교함으로써 본 연구에 사용된 가구별 저축률 자료가 대표성을 가지고 있음을 보이고자 한다. 우선 1965년 이후 우리 나라의 저축률 추이를 국민계정을 통해 살펴보기로 한다.

### 1. 國民計定上의 貯蓄率 推移

<表 1>과 [圖 1]은 지난 25년간 우리 나라의 총저축률 및 부문별 저축률(민간, 가계, 기업, 정부 저축률)의 추이를 보여 준다. <表 1>에서 '저축률'이라고 명기된 첫째 열은 각 해당연도의 국민총생산(GNP)에서 민간 및 정부의 최종 소비 지출을 차감한 후 이를 국민총생산으로 나누어 계산된 저축률을 의미한다. 둘째 열에 제시된 '총저축률'은 앞의 방법에서 국민총생산 대신 국민총가처분소득을 대입하여 계산한 저축률이다. 부문별 저축률 역시 위와 같은 방식으로 각 부문별 가처분 소득으로부터 소비를 차감한 후, 이를 국민총가처분소득으로 나누어 얻은 값이다.

이와 같이 유량 변수인 소득에서 소비를 차감하여 저축을 정의하는 방법은 자산 가치의 변화에 따른 자본이득 또는 자본손실(capital gain or loss)을 고려하지 못하기 때문에 실제 저축액을 정확히 반영하지 못하는 문제점이 있다. 이에 대한 대안으로는 두 시점간의 실질 자산 보유액의 변화로써 저축을 정의하는 방법이 있다. 그러나 대부분의 국가의 경우 국민경제가 보유한 총자산에 대한 신뢰할 만한 자료가 존재하지 않고, 물가 상승에 따른 명목 자산의 실질

〈表 1〉 總貯蓄率 推移

	저축률 <sup>1)</sup>	총저축률 <sup>2)</sup>	민간저축	기업저축	개인저축	정부저축
1965	0.075					
1966	0.119					
1967	0.120					
1968	0.137					
1969	0.175					
1970	0.164	0.180	0.120			0.059
1971	0.146	0.160	0.110			0.050
1972	0.158	0.172	0.149			0.022
1973	0.214	0.225	0.195			0.030
1974	0.192	0.202	0.181			0.021
1975	0.171	0.180	0.155	0.075	0.080	0.025
1976	0.226	0.241	0.196	0.084	0.111	0.045
1977	0.258	0.274	0.230	0.099	0.131	0.043
1978	0.280	0.298	0.247	0.096	0.150	0.051
1979	0.271	0.285	0.221	0.093	0.128	0.063
1980	0.213	0.232	0.180	0.096	0.084	0.051
1981	0.208	0.228	0.175	0.089	0.086	0.053
1982	0.220	0.243	0.186	0.091	0.095	0.056
1983	0.262	0.275	0.208	0.111	0.096	0.067
1984	0.285	0.298	0.234	0.113	0.120	0.064
1985	0.290	0.298	0.237	0.116	0.120	0.061
1986	0.328	0.336	0.277	0.124	0.152	0.059
1987	0.363	0.373	0.307	0.138	0.169	0.065
1988	0.386	0.392	0.314	0.139	0.177	0.078
1989	0.360	0.362	0.283	0.117	0.166	0.078
1990	0.357	0.359	0.274	0.121	0.153	0.085
1991	0.360	0.360	0.282	0.112	0.169	0.077
1992	0.347	0.348	0.270	0.113	0.157	0.077
1993	0.347	0.349	0.263			0.085

주 : 1)  $1 - (\text{민간최종소비지출} + \text{정부최종소비지출}) / \text{국민총생산}$

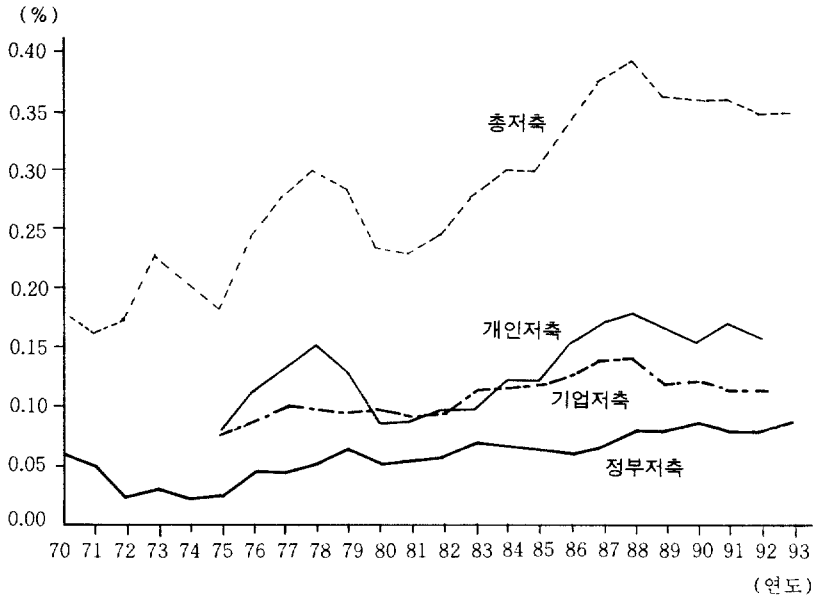
2)  $1 - (\text{민간최종소비지출} + \text{정부최종소비지출}) / \text{국민총가처분소득}$

1. 개인과 기업 저축의 분리는 1975년부터 가능함.

자료 : 한국은행, 『국민계정』, 1994.

\_\_\_\_\_, 『경제통계연보』, 각 연도.

[圖 1] 部門別 總貯蓄率



가치 변화를 측정하는 데 많은 문제점이 있기 때문에 자산 보유액의 변화로 저축을 정의하는 방법은 널리 사용되고 있지 못하다. 따라서 위와 같이 저축을 유량 변수인 소득과 소비의 차이로 정의하는 방법은 불완전하나마 가장 보편적으로 사용되고 있다.

<表 1>에서 볼 수 있듯이 1960년대 중반에 10%대에 지나지 않았던 한국의 저축률은 1975년에 17%, 1985년에 29%, 1993년에 34%로 증가하였다. 이러한 저축률의 상승 추세를 [圖 1]에서는 부문별로 나누어 개인, 기업, 정부저축률이 분석기간 동안 모두 상승 추세를 보이고 있음을 보였다. 그러나 개인저축률에 비해 기업 및 정부저축률의 변화는 상대적으로 안정적이었기 때문에, 총저축률의 상승 추세는 주로 개인저축률에 의해 주도되어 왔다. 이는 [圖 1]에서 개인저축률과 총저축률이 매우 유사한 움직임을 보이고 있는 것으로부터도 확인할 수 있다. 또한 분석기간 동안 개인저축이 총

저축에서 차지하는 비중은 약 43%인데, 이는 선진국의 경우 대부분의 민간저축이 기업저축을 통해 이루어지고 있는 것과 크게 대조되는 사실이다<sup>4)</sup>. 이상의 결과로부터 우리는 한국의 저축률 추이를 분석하는 데 있어 연구 대상을 개인저축으로 한정하여도 큰 오류가 없을 것임을 알 수 있다.

기업 저축이 큰 비중을 차지하는 선진국의 경우에는 기업의 종국적 소유주가 가계인 점을 고려할 때 기업 저축을 무시한 채 가계 저축(개인저축)만 가지고는 총저축을 제대로 설명하기 어렵다. 즉 선진국의 경우에는 가계가 기업의 장막(corporate veil)을 뚫어 볼 수 있는지의 여부가 분석 대상인 저축률의 범위를 선택하는 데 중요한 관건이 된다. 그러나 앞에서 살펴본 바와 같이 한국의 경우에는 아직 개인저축과 총저축이 밀접한 움직임을 보이고 있기에 개인저축을 분석 대상으로 삼는 데 큰 문제점이 없다고 생각된다.

〈表 2〉와 [圖 2]는 앞의 〈表 1〉과 [圖 1]에서 계산된 저축률로부터 각 부문별 고정자본 소모를 차감하여 구한 순저축률(net saving rate)을 보여주고 있다. 분야별 고정자본소모액에 대한 자료는 한국은행의 『국민계정』으로부터 구하였다. 표에서 보는 바와 같이 감가상각은 평균 10% 포인트 정도 저축률을 낮추는 효과가 있으며, 특히 기업저축에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 순저축률을 비교하여 보면, 분석기간 동안 저축률의 상승이 주로 개인저축에 기인하였다는 앞서의 결과가 더욱 두드러지게 나타난다.

다음 절에서는 총량 지표를 통해 살펴본 저축률의 추이가 『도시가계연보』 자료를 사용한 경우에도 마찬가지로 나타나는지 분석해 본다.

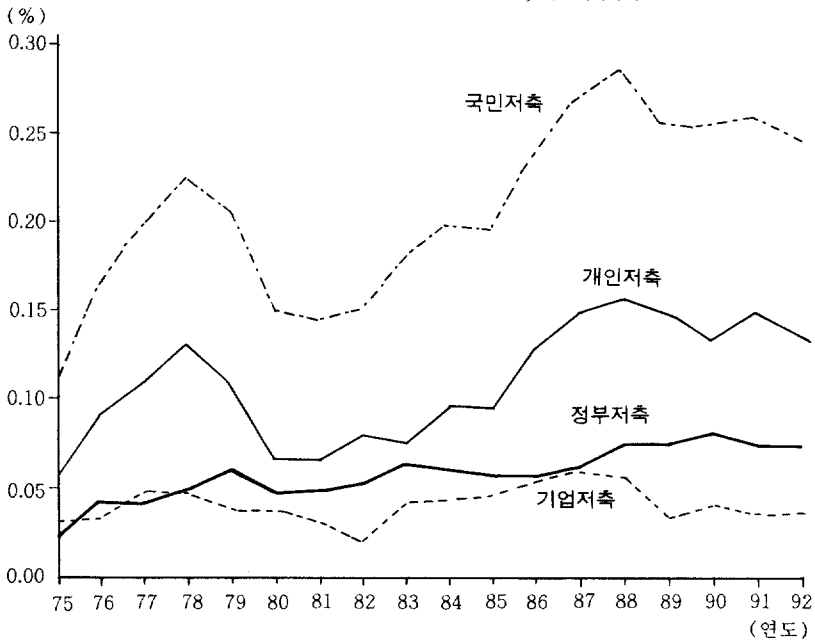
4) 한국의 경우 총저축에서 기업저축이 차지하는 비중이 선진국보다 낮은 것은 기업부문이 선진국에 비해 덜 발달한 사실을 고려할 때 당연한 결과라 생각된다. 분석기간 동안 한국경제에서 기업저축이 총저축에서 차지하는 비중은 약 36%이었다.

〈表 2〉 純貯蓄率(純貯蓄/國民總可處分所得)

	순저축률 <sup>1)</sup>	기업저축	개인저축	정부저축	감가상각
1975	0.106	0.030	0.054	0.219	0.075
1976	0.164	0.033	0.090	0.042	0.077
1977	0.197	0.048	0.108	0.041	0.078
1978	0.225	0.047	0.130	0.049	0.073
1979	0.206	0.038	0.108	0.060	0.080
1980	0.150	0.037	0.066	0.047	0.083
1981	0.144	0.030	0.065	0.049	0.085
1982	0.151	0.019	0.080	0.052	0.093
1983	0.179	0.041	0.075	0.063	0.097
1984	0.198	0.043	0.095	0.060	0.101
1985	0.196	0.046	0.094	0.057	0.102
1986	0.236	0.053	0.127	0.056	0.101
1987	0.269	0.059	0.148	0.062	0.104
1988	0.287	0.056	0.157	0.075	0.106
1989	0.257	0.033	0.149	0.075	0.106
1990	0.256	0.041	0.133	0.081	0.104
1991	0.260	0.036	0.150	0.074	0.101
1992	0.249	0.038	0.137	0.074	0.100

주: 1)  $1 - (\text{민간 및 정부 최종소비지출} + \text{고정자본소모}) / \text{국민총가처분소득}$   
 자료: 한국은행, 『국민계정』, 1994.  
 『경제통계연보』, 각 연도.

〔圖 2〕 國民總可處分所得 對比 純貯蓄率



## 2. 家口別 貯蓄率 推移

### 가. 家口別 貯蓄率의 推計

『도시가계연보』는 1963년부터 매년 통계청이 도시 가구를 대표하는 표본 가구를 선정하여 가구별 소득 및 소비 지출 내역, 가구원수, 가구주 학력 및 연령, 입주 형태 등의 특성들을 조사한 자료이다. 조사 대상 가구 수는 1993년에 약 5,300가구에 이르렀다. 조사되는 대표적인 항목으로는 소득을 가구주 근로소득, 배우자 근로소득, 기타 가구원 근로소득, 사업 소득, 부업 소득, 이자 및 배당금, 임대료, 사회보장수혜, 수증 및 보조금 등으로 세분하여 조사하고 있다. 가구별 소비 지출항목도 식료품, 주거, 광열·수도, 가구집기 가사용품, 피복 및 신발, 보건의료, 교육·교양오락, 교통통신, 기타 소비지출로 세분되어 있다<sup>5)</sup>. 가구별 특성을 나타내는 변수로는 가구주의 성별, 연령, 학력, 직업, 가구원의 수, 입주 형태 등이 있다. 보다 자세한 조사 방법과 내용은 『도시가계연보』를 참조하기 바란다.

통계청은 조사된 원자료를 기초로 1963년부터 매년 『도시가계연보』를 출간하고 있다. 본 연구에서는 『도시가계연보』에 발표되는 표 중에서 「근로자 가구의 가구주 연령별 가구당 월평균 가계 수지」를 주로 사용하였다. 국민계정에서 저축률을 정의하는 것과는 달리, 『도시가계연보』로부터 가구별 저축률을 계산하는 데는 우선 저축률의 정의를 명확히 할 필요가 있다. 첫 번째로 생각하여야 할 문제는 소비 지출의 어느 항목까지를 소비로 간주할 것인가 하는 것이다. 소비 지출은 내구재, 비내구재, 서비스 지출로 나눌 수 있는데, 이 중 비내구재 및 서비스에 대한 지출은 당연히 그 기간 중

5) 도시가계조사에서는 조사 대상 가구를 가구주 직업에 따라 피용자 가구인 '근로자 가구'와 상인, 개인 경영자, 자유업자, 무직 가구 등을 포함한 '근로자 이외 가구'로 구분한 후, '근로자 가구'에 대해서는 소득과 지출을 모두 조사하고 있으나 '근로자 이외 가구'에 대해서는 지출 사항만을 조사하고 있다. 따라서 소득자료를 필요로 하는 본 연구는 도시 '근로자 가구'로 연구 대상을 한정할 수밖에 없었다.

의 소비에 포함되어야 한다. 그러나 내구재의 경우에는 여러 기간에 걸쳐 서비스를 제공하기 때문에 내구재 구입에 사용된 지출 총액을 구입 연도의 소비 지출로 계산하는 것은 불합리하다. 이론적으로는 내구재 구입에 사용된 지출은 모두 저축으로 처리하고 가계가 보유한 내구재 스톡(stock)으로부터의 서비스 흐름만을 추정하여 해당 연도의 소비에 포함시키는 것이 원칙이다. 그러나 현실적으로 내구재 스톡은 추정이 곤란하다는 문제가 있다. 따라서 본 연구에서는 이에 대한 타협안으로 내구재 소비 지출의 50%만을 소비에 포함시키고 나머지 50%는 저축으로 계산하였다<sup>6)</sup>.

또 하나의 현실적 문제점은 『도시가계연보』에 보고되는 가계 지출 항목들을 비내구재, 내구재, 서비스로 구분하는 일이다. 본 연구는 기본적으로 Mace(1988)에 제시된 구분을 기초로 하여 <表 3>과 같이 각 지출을 구분하였다. <表 3>의 넷째 열에 표시된 N, S, D는 각 지출 항목이 비내구재(N), 서비스(S), 내구재(D) 중 어느 항목으로 구분되었는가를 나타낸다. 표에서 보는 바와 같이 일부 항목들은 그 성격상 내구재, 비내구재, 서비스의 영역에 공통적으로 속해 있다. 이러한 항목에 대해서는 내구재와 비내구재, 내구재와 서비스에 공통으로 해당되는 소비 지출 항목은 해당 지출액의 2분의 1을 내구재 소비지출로 계산하였고 내구재, 비내구재, 서비스 모두에 해당되는 항목은 해당 지출액의 3분의 1을 내구재 소비지출로 계산하였다<sup>7)</sup>.

6) 이러한 방법을 쓴 기존 연구로는 Mace(1991), Carroll, Rhee and Rhee (1994) 등이 있다. 내구재 지출의 50%만을 소비로 계산한 경우뿐만 아니라 내구재 지출의 전액을 소비로 계산한 경우에도 저축률 추이에 관하여 매우 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

7) <表 3>의 셋째 열에서 볼 수 있듯이 1970~81년의 『도시가계연보』에는 소비 지출 항목이 <表 3>의 둘째 열보다 덜 세분되어 있다. 이 경우 단순히 내구재와 비내구재 또는 서비스를 공통으로 포함하는 항목에 2분의 1 또는 3분의 1의 비율을 일률적으로 적용하는 대신, 1982~84년의 3개 연도 자료로부터 계산된 세부 지출 항목 비율을 적용하여 1981년 이전의 소비 항목상의 지출액을 1982년 이후의 『도시가계연보』에서 채택하고 있는 소비 항목에 할당한 후, 본문에 설명된 요령에 의하여 내구재 소비액을 계산하였다.

〈表 3〉 耐久財, 非耐久財, 서비스의 分類

대 분류	세 분류 (1980~1993)	세 분류 (1979년 이전)	Mace의 분류
식료품			N
주거	월세 주택설비수리 기타주거	방세 주택수리	S D, S S
광열 및 수도	수도료 전기료 연료	수도료 전기료 연료 및 기타	S S N
가구집기가사용품	일반가구 가정용기구 식기 및 주방용품 가사잡화소모품 침구 및 직물제품 가사서비스	가구집기	D D D D, N N S
피복 및 신발	겉옷 등 피복 및 신발 서비스	피복비 기타피복	N S
보건의료	의약품 보건의료용품기구 보건의료서비스	의료	N D, N S
교육교양오락	교육 문방구 교양오락	교육 문구 교양오락	S N N, D, S
교통통신	공공교통 개인교통 통신	교통통신	S S, D S
기타소비지출	담배 이미용 장신구 잡비	담배 미용위생 장신구 기타잡비	N S, N D S

주 : D는 내구재, N은 비내구재, S는 서비스를 의미함.

자료 : 통계청, 『도시가계연보』, 각 연도.

소비지출뿐만 아니라 소득의 계산에도 개념적 문제가 뒤따른다. 본 연구에서는 기존 연구에서 가장 널리 사용되는 것처럼 근로소득, 자산 소득, 기타 소득의 합에서 각종 조세(소득세, 방위세, 주민세, 재산세 등)와 사회보장분담금 등 비소비지출을 차감한 액수를 세후소득(after tax income)으로 사용하였다. 이와 같이 정의된 소득은 국민계정상의 가치분소득과 마찬가지로 자산 이득 소득을 포함하지 않는다.

추정된 저축률은 자가평가액과 전세평가액을 어떻게 처리하는가에 따라서도 크게 영향을 받는다. 자가평가액이란 자가 소유 주택과 무상 주택에 거주하는 가구에 있어서 소유 주택과 동일 규모의 인접 차가에 대한 지출 월세를 참작하여 평가한 귀속임료를 의미하며, 전세평가액이란 전세 주택에 대한 귀속임료를 의미한다. 본 연구에서는 자가 소유 주택 거주자는 거주 서비스를 소비하는 대가로 자신에게 월세를 지급하는 것으로 보고 자가평가액을 그 가구의 소득과 소비에 포함시켰다. 또한 전세 주택 거주자의 경우에도 거주 서비스를 제공받는 대가로 전세금으로부터의 이자를 월세로 지급하는 것으로 보고 소득과 소비에 전세평가액을 포함시켰다. 물론 자가 및 전세평가액이 소득과 소비에 똑같이 더해지기 때문에 이들의 포함 여부가 저축 총액을 계산하는 데는 영향을 미치지 않는다. 그러나 저축률을 계산할 경우에는 이들을 포함시키지 않으면 소득이 과소 평가되므로, 저축률이 지나치게 높게 나오는 결과를 얻는다.

1970년부터 1981년까지의 『도시가계연보』는 가구별 소득과 소비 지출에 자가 및 전세평가액을 모두 포함시켜 보고하고 있다. 반면 1982년 이후에는 자가평가액과 전세평가액을 소득과 소비에 포함시키지 않고 별도로 보고하고 있다. 따라서 두 자료를 연결하여 사용하기 위해서도 자가 및 전세평가액을 조정해 줄 필요가 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 1982년 이후 자료의 소득과 소비 지출에 자가평가액과 전세평가액을 포함시켜 분석을 진행하였다.

『도시가계연보』의 자료로부터 저축률을 계산함에 있어서 발생하는 또 하나의 개념적 문제는 분석의 기본단위가 개인이 아닌 가구라는 점이다. 가구를 저축률의 분석 단위로 하는 것은 개인별 소비의 결정이 다른 가구원들의 소비 결정과 결합되어 이루어진다는 점에서 타당한 면이 있으나, 한국과 같이 다세대(multi-generational) 가구가 많은 경우에는 의도하지 않은 편차를 발생시킬 소지가 있다. 예를 들면, 다세대 가구의 경우 가구주는 주로 주소득 공급자로 정의된다. 따라서 부모와 독립되어 가구를 구성하고 있는 저연령 가구주이거나 자식과 독립하여 살고 있는 고연령 가구주는 각 연령층 가구를 대표하는 확률 표본(random sample)이기보다는 다세대 가구에서 벗어날 정도로 소득이 높은 표본일 가능성이 높다. 만일 소득과 저축률 사이에 正(+)의 상관관계가 있다면 이러한 표본 선택 문제는 고연령층과 저연령층의 저축률을 상향 편향(upward bias)시키게 된다. 그러나 『도시가계연보』의 자료로부터 개인별 저축률을 구하기 위하여는 가구별 소비 지출 항목들을 개인 별로 배정하여야 하는 문제가 있다. 이때 발생하는 자의성의 문제가 오히려 위에서 지적된 표본 선택 문제보다 더욱 심각하기 때문에, 이러한 한계에도 불구하고 가구별 저축률을 분석 단위로 사용하는 방법이 일반적으로 사용되고 있다.

#### 나. 家口別 貯蓄率의 推移

##### 1) 『都市家計年報』資料의 代表性

〈表 4〉와 〈表 5〉는 앞서 설명한 방법을 사용하여 구한 가구주 연령별 저축률을 보여주고 있다. 〈表 4〉는 내구재 지출의 50%만을 소비지출에 포함시킨 경우이며 〈表 5〉는 내구재 지출 전부를 소비지출에 포함시킨 경우의 저축률이다. 『도시가계연보』로부터 계산된 저축률이 국민계정에서 계산된 저축률과 유사한지를 보기 위하여 〈表 4〉와 〈表 5〉의 마지막 두列에는 전 가구의 평균 저축률이 계

산되어 있다.

〈表 4〉 家口主 年齡別 貯蓄率：耐久財 購入의 50%만을 消費支出  
에 包含시킨 境遇

	24세이하	25~29	30~34	35~39	40~49	50세이상	평균 I	평균 II
1970	0.051	0.091	0.075	0.073	0.061	0.075	0.071	0.072
1971	0.099	0.123	0.109	0.097	0.097	0.071	0.098	
1972	0.081	0.168	0.169	0.132	0.085	0.103	0.123	
1973	0.108	0.151	0.143	0.136	0.098	0.102	0.126	
1974	0.081	0.144	0.136	0.124	0.089	0.096	0.115	
1975	0.042	0.144	0.185	0.145	0.058	0.018	0.113	0.090
1976	0.157	0.220	0.211	0.191	0.105	0.076	0.166	
1977	0.128	0.225	0.237	0.212	0.170	0.132	0.196	
1978	0.150	0.251	0.270	0.222	0.187	0.183	0.220	
1979	0.162	0.260	0.272	0.255	0.205	0.195	0.234	
1980	0.154	0.244	0.264	0.227	0.184	0.191	0.219	0.207
1981	0.167	0.227	0.256	0.223	0.175	0.154	0.209	
1982	0.131	0.226	0.247	0.209	0.167	0.153	0.198	
1983	0.190	0.251	0.272	0.238	0.173	0.167	0.221	
1984	0.186	0.249	0.261	0.252	0.189	0.178	0.226	
1985	0.192	0.253	0.257	0.238	0.174	0.172	0.220	0.207
1986	0.186	0.251	0.271	0.255	0.189	0.197	0.232	
1987	0.226	0.270	0.269	0.263	0.210	0.214	0.246	
1988	0.246	0.267	0.274	0.256	0.208	0.192	0.244	
1989	0.240	0.265	0.272	0.223	0.199	0.200	0.235	
1990	0.217	0.276	0.285	0.258	0.200	0.229	0.248	0.243
1991	0.261	0.314	0.301	0.271	0.225	0.241	0.268	
1992	0.250	0.300	0.303	0.274	0.228	0.224	0.265	
1993	0.269	0.278	0.289	0.259	0.224	0.234	0.257	

‘평균 I’은 도시가계조사에 포함된 표본 가구의 가구주 연령별 분포를 가중치로 사용하여 계산된 평균값이다. 그러나 분석기간중 『도시가계연보』의 조사 대상이 점차 확대되어 왔음을 고려할 때,

〈表 5〉 家口主 年齡別 貯蓄率：耐久財 購入 全部를 消費支出에 包  
 含시킨 境遇

	24세이하	25~29	30~34	35~39	40~49	50세이상	평균 I	평균 II
1970	0.037	0.068	0.054	0.056	0.043	0.049	0.052	0.052
1971	0.083	0.104	0.090	0.079	0.081	0.057	0.082	
1972	0.073	0.155	0.155	0.118	0.068	0.092	0.108	
1973	0.097	0.139	0.130	0.121	0.081	0.088	0.112	
1974	0.072	0.130	0.116	0.109	0.077	0.084	0.101	
1975	0.027	0.123	0.165	0.124	0.031	-0.002	0.091	0.070
1976	0.138	0.194	0.192	0.169	0.079	0.051	0.143	
1977	0.102	0.200	0.214	0.188	0.148	0.108	0.172	
1978	0.123	0.222	0.246	0.192	0.160	0.162	0.193	
1979	0.130	0.233	0.248	0.227	0.180	0.170	0.208	
1980	0.128	0.223	0.244	0.204	0.161	0.171	0.197	0.185
1981	0.144	0.206	0.236	0.202	0.153	0.131	0.188	
1982	0.109	0.205	0.228	0.189	0.149	0.136	0.179	
1983	0.169	0.230	0.254	0.215	0.153	0.144	0.201	
1984	0.165	0.227	0.243	0.233	0.170	0.155	0.206	
1985	0.165	0.232	0.239	0.220	0.156	0.153	0.201	0.187
1986	0.166	0.227	0.252	0.235	0.170	0.178	0.211	
1987	0.205	0.248	0.246	0.242	0.189	0.195	0.225	
1988	0.223	0.243	0.250	0.231	0.183	0.169	0.220	
1989	0.213	0.234	0.244	0.190	0.169	0.171	0.205	
1990	0.187	0.244	0.259	0.228	0.167	0.197	0.218	0.213
1991	0.235	0.285	0.274	0.238	0.195	0.212	0.239	
1992	0.221	0.271	0.278	0.246	0.199	0.192	0.236	
1993	0.242	0.247	0.261	0.230	0.197	0.203	0.228	

『도시가계연보』에 조사된 표본 가구가 우리 나라 전체 가구주의 연령별 분포를 제대로 반영하고 있는지가 문제가 된다. 이러한 문제점을 보완하기 위해서 마지막 열에서는 인구 및 주택 총조사에서 보고된 가구주 연령별 분포를 가중치로 사용하여 평균 저축률을 구한 후 이를 ‘평균 II’라고 정의하고 있다<sup>8)</sup>. 이 경우에도 각 가구주

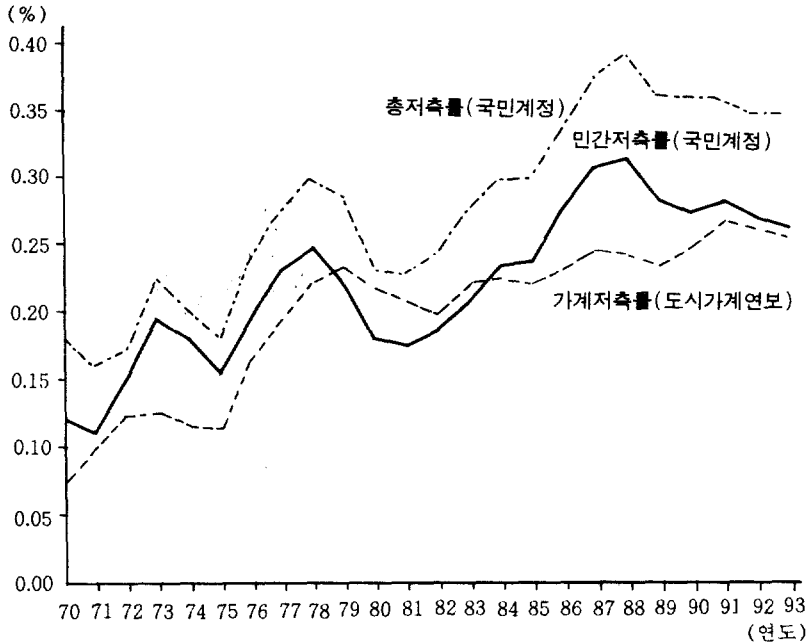
연령별 저축률은 『도시가계연보』로부터 계산된 저축률을 계속 사용하였다. 이는 비록 『도시가계연보』의 가구주 연령별 분포에는 偏倚(bias)가 있을 수 있더라도, 각 가구주 연령별 저축률 자체는 충분한 수의 표본이 포함되어 있으므로 편향되지 않았을 것이라고 보기 때문이다. 또한 인구총조사는 1970년 이후 5년 간격으로만 존재하기 때문에, 평균 II는 인구총조사가 있었던 해에 대해서만 계산하였다.

마지막 두 열에서 계산된 평균치를 국민계정에서 계산된 저축률과 비교하면 다음과 같은 결과를 얻는다. 첫째, 평균 I과 평균 II가 매우 유사한 것으로 보아 『도시가계연보』의 표본이 전체 가구주의 연령별 분포를 제대로 반영하고 있음을 알 수 있다. 둘째, 『도시가계연보』로부터 계산된 저축률은 국민계정에서 계산된 총저축률보다는 평균 8% 포인트, 민간 저축보다는 평균 3% 포인트 정도 적게 나타났다. 이렇듯 조사 자료(survey data)가 국민계정 자료보다 낮은 수준의 저축률을 보이는 것은 다른 나라의 저축률 연구에서도 일관되게 나타나는 현상이다. 오히려 우리의 경우에는 그 차이가 선진국의 경우에 비하여 무척 작은 편에 속한다<sup>9)</sup>.

8) 센서스 자료로부터 가구주 연령별 세대수 분포를 구한 방법은 다음과 같다. 1975, 80, 85, 90년 자료는 인구 및 주택 조사로부터 필요한 자료를 직접 찾을 수 있다. 1970년도에는 자료가 동일한 방법으로 분류되어 있지 않아서 다음과 같은 방법으로 추정하였다. 우선  $N_{i,t}$ 를 t년도에 가구주의 연령이 i세로부터 i+4세까지의 연령 계층에 속하는 가구의 수라 할 때  $\alpha_t = N_{i+5,t+5}/N_{i,t}$ 가 연도(t)에 관계없이 일정하다고 가정하였다. 위의 가정하에서 1975~1980, 1980~1985년의 센서스 자료를 이용하여 각 가구주 연령 계층별로  $\alpha$ 의 값을 계산한 다음 이 두 자료로부터 계산된  $\alpha$  값의 평균치를 위  $\alpha$ 에 대한 추정치로 이용하였다. 이와 같이 계산된 추정치를 이용하여  $N_{i,1970} = N_{i+5,1975}/\alpha$ 의 공식에 의해 1970년도의 가구주 연령별 가구 분포를 추정하였다.

9) 『도시가계연보』로부터 계산된 저축률이 국민계정에서 계산된 저축률보다 낮은 또 하나의 이유로 도시가구와 농촌가구간의 저축률 격차를 들 수 있다.

[圖 3] 國民計定과 『都市家計年報』로부터 計算된 貯蓄率의 比較



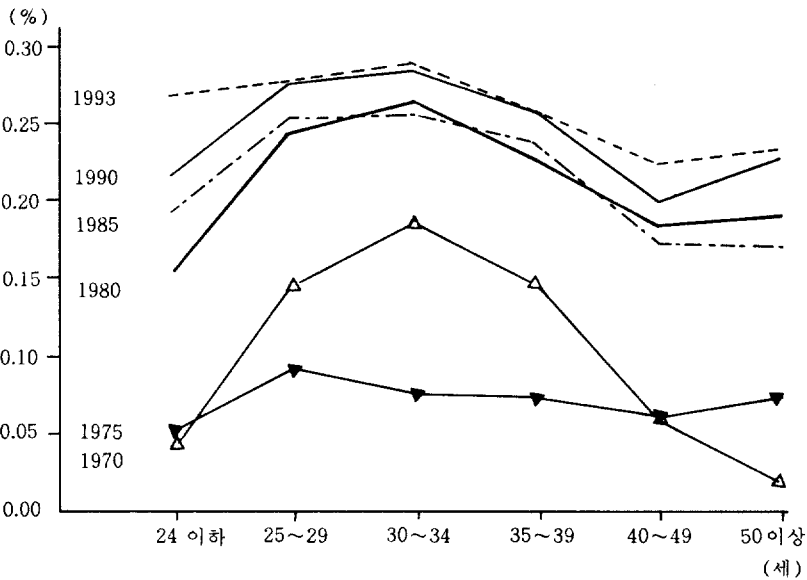
[圖 3]은 비교의 편의를 위해 <表 1>에서 계산된 총저축률, 민간저축률과 『도시가계연보』로부터 구한 평균 저축률의 움직임을 보여주고 있다. 그림에서 볼 수 있듯이, 『도시가계연보』에서 계산된 저축률은 국민계정에서 계산된 저축률과 매우 유사한 움직임을 보이고 있다. 가구별 평균 저축률과 총저축률과의 상관 계수는 0.89, 민간저축률과의 상관 계수는 0.98에 이르고 있다. 국민계정과 『도시가계연보』의 특성상 두 자료로부터 구한 저축률 수준은 서로 상이할 수밖에 없다. 그러나 두 저축률의 움직임이 매우 유사하다는 위의 결과로부터 국민경제 저축률의 추세 변화를 설명하려는 것이 연구의 목적이라면 『도시가계연보』를 사용하더라도 큰 문제가 없다는 것을 짐작할 수 있다.

## 2) 貯蓄率의 家口主 年齡別 profile

[圖 4]는 <表 4>에서 구한 가구주 연령별 저축률을 연도별로 보

여주고 있다. 그림의 단순화를 위하여 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 그리고 1993년의 6개 연도의 profile만을 포함시켰다. 연령별 profile은 그 정도가 미약하기는 하지만 생애 주기 이론(life-cycle income theory)에서 예측하듯이 낙타등(hump-shape)에 가까운 모습을 하고 있다. 한 가지 아쉬운 것은 1981년 이전의 『도시가계연보』에는 50세 이상의 가구주를 가진 모든 가구가 하나의 그룹으로 합쳐져 표가 작성되고 있어서 [圖 4]는 50세 이후 저축률의 변화 패턴에 관하여는 아무런 정보를 제공하지 못한다는 점이다. 연령별 profile의 오른쪽 끝부분이 낙타등의 연장으로 보이지 않는 것도 이 때문이다<sup>10)</sup>.

[圖 4] 家口主 年齡別 貯蓄率 profile



10) 이러한 문제점을 극복하기 위해서 1993년과 1994년에 한하여 『도시가계연보』에 사용된 micro-tape 자료를 사용하여 보다 세분된 연령별 저축률 profile을 계산하여 보았다. 그 결과 가구주 연령이 50세 이하인 경우에는 [圖 4]에 나타난 것과 유사한 모습의 profile을 얻었으며, 55~59세, 60~64세 가구의 경우에는 50~54세 가구에 비해 저축률이 감소하는 경향이 있으나, 감소하는 정도가 극히 미미하게 나타났다. 또한 60세 이상의 경우에는 표본의 숫자가 작아 그 결과가 표본 선정 기준에 따라 매우 민감하게 변화하였다.

(圖 4)의 또 하나의 특징은 매년 저축률 profile이 상향 이동하여 왔다는 것이다. 이 결과는 한국 저축률의 추세 변화에 대하여 시사하는 바가 크다. 즉 분석 기간동안 저축률이 증가한 현상은 일정한 연령층에 한정된 현상이 아니었고 모든 연령층에 고루 나타난 현상이었다. 이로부터 생애 주기 이론에서 일반적으로 강조하는 인구구성의 변화, 즉 높은 저축률을 가진 연령층이 총인구에서 차지하는 비중이 증가하여 저축률이 상승했다는 가설은 한국의 경우 타당하지 않음을 짐작할 수 있다. 이를 보다 엄밀하게 검증하기 위해서 다음 방법을 사용하여 인구구성 변화가 저축률 변화에 미친 영향을 수량화하여 보자.

$t$ 연도의 총저축률  $s_t$ 는 다음과 같이 세 변수의 곱으로 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned} s_t &\equiv S_t / Y_t & (1) \\ &= \sum s_t^i Y_t^i w_t^i / \sum Y_t^i w_t^i \\ &= \sum s_t^i (Y_t^i / \sum Y_t^i w_t^i) w_t^i \\ &= \sum s_t^i y_t^i w_t^i \end{aligned}$$

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  $i$ 번째 연령층에 속하는 가구들의 평균 저축률

$Y_t^i$ :  $t$ 기에  $i$ 번째 연령층에 속하는 가구들의 평균 소득

$w_t^i$ :  $t$ 기에  $i$ 번째 연령층에 속하는 가구가 전체 가구에서 차지하는 비중

$y_t^i$ :  $t$ 기에  $i$ 번째 연령층에 속하는 가구의 평균 소득과 전체 가구 평균 소득의 비율

식 (1)을 사용하면 두 시점간의 저축률 변화에 대해 다음과 같은 근사식을 구할 수 있다.

$$s_{t+1} - s_t = \sum s_{t+1}^i y_{t+1}^i w_{t+1}^i - \sum s_t^i y_t^i w_t^i \quad (2)$$

$$\doteq \sum \Delta s_t^i y_t^i w_t^i + \sum s_t^i \Delta y_t^i w_t^i + \sum s_t^i y_t^i \Delta w_t^i$$

식 (2)에서  $\Delta s_t^i$ 는  $t$ 기와  $t+1$ 기 사이에  $i$ 번째 연령층에 속하는 가구의 저축률 변화분을 나타내며,  $\Delta y_t^i$ 와  $\Delta w_t^i$ 는 각각 상대 소득과 가구주 연령 분포의 변화분을 나타낸다.  $\Delta w_t^i$ ,  $\Delta y_t^i$ ,  $\Delta w_t^i$ 의 값이 그다지 크지 않으면, 두 개 이상의 변화분의 곱은 근사적으로 영(0)에 가깝다고 볼 수 있다. 식 (2)는 이러한 가정하에 두 개 이상의 변화분이 포함된 항목을 제외하고 얻은 근사식(approximation)이다. 식 (2)에 따르면 두 기간 동안의 저축률 변화는 우측의 세 항에 기인한 것으로 분석할 수 있다. 첫 번째 항은 가구별 저축률 변화에 기인하는 부분이며, 두 번째 항은 가구주 연령별 평균 소득의 상대적 규모 변화에 기인하는 부분이며, 세 번째 항은 가구주 연령별 구조 변화에 기인하는 부분을 의미한다. 예를 들어, 각 항을 계산할 때 다른 두 요인은 고정되어 있다고 가정하고 있으므로, 첫 번째 항은 가구의 상대 소득 분포, 연령 분포가 초기 상태로 유지되면서 단지 가구주 연령별 저축률만이 변화하였을 때, 총저축률이 어느 정도 변화하였을 것인지를 나타내고 있다. 나머지 두 항도 마찬가지로 해석할 수 있다. 이 식에 따르면 총저축률은 다음의 세 가지 경우에 증가하게 된다. 첫째로 모든 가구의 저축률이 골고루 증가하거나, 둘째로 저축성향이 높은 가구들의 소득규모가 상대적으로 증가하거나, 셋째로 저축성향이 높은 연령층의 가구가 총인구에서 차지하는 비중이 증가하는 경우이다.

〈表 6〉, 〈表 7〉, 〈表 8〉은 식 (2)를 통해 총저축률의 변화 요인을 분석한 결과이다. 〈表 6〉은 식 (2)의 첫 번째 항이 총저축률 변화에서 차지하는 비중을 나타내고 있다. 즉, 두 기간간 총저축률의

변화분 중 몇 퍼센트를 가구주 연령별 저축률의 변화만으로 설명할 수 있는가를 의미한다. 이를 달리 표현하면 가구주의 연령 및 상대 소득 분포가 일정하다는 가정하에 앞의 [圖 4]에서 본 연령별 저축률 profile의 수평 상향 이동만으로 총저축률 변화의 몇 퍼센트를 설명할 수 있는가를 계산한 결과라는 뜻이다. <表 6>의 첫째 열에 쓰인 연도가 분석의 시작 연도이며 첫째 행에 쓰인 연도가 분석의 마지막 연도이다<sup>11)</sup>. 예를 들어, <表 6>의 행렬에서 제3행 제5열에 쓰인 99.1은 1975년부터 1990년 사이의 총저축률 변화 중 99.1%를 인구구성 및 소득 분포 변화를 고려하지 않고 단순히 가구주 연령별 저축률의 변화로만 설명 가능하다는 것을 의미한다. 그 밖의 숫자에서 알 수 있듯이 가장 최근의 저축률 변화를 제외하고는 거의 모든 기간을 통하여 총저축률의 변화는 가구주 연령별 저축률의 변화만 가지고 설명 가능하다는 것을 알 수 있다.

<表 6> 年齡別 貯蓄率 變化가 全體 貯蓄率 變化에 寄與한 部分

(단위 : %)

	1975	1980	1985	1990
1970	107.7	103.2	101.6	100.3
1975	...	102.0	100.9	99.1
1980	...	...	98.9	97.2
1985	...	...	...	95.9

11) 경기변동이 저축률에 미치는 영향(cyclical effect)을 제거하기 위해서 분석의 시작 연도와 끝 연도의 앞뒤 3년간 저축률의 평균값을 시작 연도 및 끝 연도의 저축률의 값으로 사용하였다. 또한 가구주 연령별 분포로는 『도시가계연보』의 표본분포 대신 총인구 조사에 나타난 분포를 사용하였다.

〈表 7〉 年齡別 相對所得 變化가 全體 貯蓄率 變化에 寄與한 部分  
(단위 : %)

	1975	1980	1985	1990
1970	-1.1	-0.1	0.1	-0.5
1975	...	0.4	0.8	-0.6
1980	...	...	2.6	-1.4
1985	...	...	...	-5.1

〈表 8〉 年齡別 家口分布 變化가 全體 貯蓄率 變化에 寄與한 部分  
(단위 : %)

	1975	1980	1985	1990
1970	-1.7	-1.0	-0.6	-0.3
1975	...	-3.1	-1.7	-1.2
1980	...	...	0.9	3.2
1985	...	...	...	5.8

이와 같은 결과는 〈表 7〉 및 〈表 8〉에서도 재확인할 수 있다. 〈表 7〉과 〈表 8〉은 식 (2)의 둘째 항과 셋째 항이 총저축률 변화에서 차지하는 비중을 나타내고 있다. 즉 총저축률 변화에서 소득 분포 변화 및 가구주 연령 구성 변화에 기인한 부분이 어느 정도인가를 보여주고 있다. 표에서 쉽게 볼 수 있듯이 두 요인이 저축률 변화를 설명하는 부분은 극히 제한적이다. 1985년부터 1990년 사이의 저축률 변화에서 가구주 연령 분포 변화가 설명하는 5.8%를 제외하고는 다른 모든 수치가 거의 영에 가깝게 나타났다. 이러한 결과로부터 생애 주기(life-cycle) 이론에서 일반적으로 강조하는 인구구성의 변화, 즉 전체 인구 중 높은 저축률을 가진 연령층의 비중이 증가하여 총저축률이 증가하였다는 가설은 지난 30년간 한국의 저축률 상승을 설명하는 데는 큰 도움이 되지 않는다는 것을 알 수 있다.

그러나 이러한 결과를 인구구조가 저축률에 미치는 전반적인 영

향을 부정하는 것으로 해석해서는 안된다. 가구주의 연령 구성에는 큰 변화가 없었다 하더라도 인구구조와 관련된 기타 생애 주기 요인의 변화, 즉 부양가족 수, 기대 수명 등의 변화에 의해서 가구별 저축률이 변화할 수 있기 때문이다. 본장의 분석은 단순히 과거 30년간 한국의 총저축률이 증가한 것은 모든 연령층에 있어서 골고루 저축률이 상승하였기 때문이라는 것을 보인 것에 지나지 않는다.

### III. Synthetic Cohort 分析

『도시가계연보』의 자료는 횡단면(cross section) 자료로서 동일 시점에서 서로 다른 가구들의 소비 행위를 관찰하고 있을 뿐이며, 서로 다른 시점에서 동일 가구의 소비 행위를 관찰하고 있지는 않다. 따라서 『도시가계연보』의 자료로부터 구해진 <表 4>나 [圖 4]를 통하여 기대 수명, 부양가족 수 등의 생애 주기 요인이 가구별 저축률에 미치는 영향을 분석하는 데는 근본적인 한계가 있다. 세대간에 이질성이 강하다면 한 시점에서 구한 횡단면 자료만 가지고는 평생 동안의 소비의 특성을 파악하기 어렵기 때문이다. 특히 한국과 같이 단기간에 고도 성장을 이룬 경우에는 세대간 이질성으로 인한 문제가 더욱 심각하다 할 수 있다. 이러한 문제점을 극복하기 위해서, 본 장에서는 횡단면 자료의 시계열로부터 패널(panel) 자료의 특성을 추론하는 기법을 사용하여 가구별 저축률을 재조명하고자 한다. Synthetic Cohort 분석이라고도 불리는 이 방법은 Deaton (1985)에 의해 소개된 후 저축률의 연구에 널리 사용되고 있다.

Synthetic Cohort 분석은 일정 집단의 평균적인 성향이 관심의 대상인 경우에는 여러 해에 걸친 횡단면 자료를 마치 패널 자료인 것처럼 사용하여도 큰 오차가 없다고 가정한다. 본 연구를 예로 들어 설명하자면, Synthetic Cohort 분석은 1970년의 『도시가계연보』에서 가구주 연령이 25~30세인 가구는 1975년 자료에서 가구주 연령이 30~34세인 가구로 나타나 있고, 1980년 자료에서 가구주 연령이 35~39세인 가구로 나타나 있다는 식으로 가정한다. 그 후, 이들 연령 집단(age cohort)의 특징을 연속적으로 연결하여 마치 동일한 연령 집단을 대상으로 한 패널 자료인 것처럼 사용하는 방식이다.

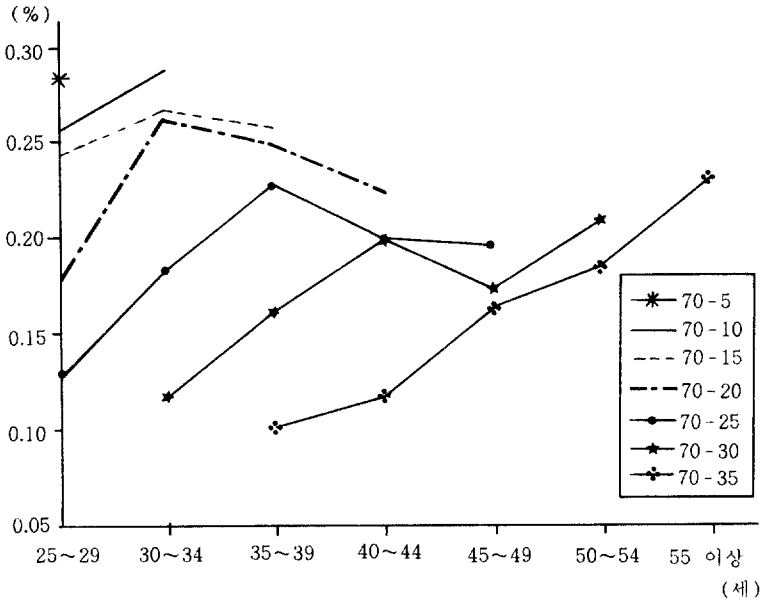
비록 위와 같이 구축된 자료를 개별 가구를 대상으로 한 패널 자료라고 생각할 수는 없지만, 각 해의 표본이 확률 표본이고 표본 선택 방식에 큰 변화가 없다면 일정 집단의 평균 성향에 분석할 때는 이를 패널 자료처럼 사용하여도 큰 오차가 없다고 볼 수 있다. 이와 같이 매년 조사 결과로부터 일정 집단의 평균을 구한 뒤 이를 여러 해에 걸쳐 연결하여 만든 자료를 마치 하나의 대표적 가구(representative household)를 시간에 따라 관측한 것으로 취급하는 방법을 Synthetic Cohort 분석이라고 한다.

〔圖 5〕와 〔圖 6〕은 Synthetic Cohort 분석 방법을 통해 구한 가구 연령별 저축률 profile을 보여주고 있다. 〔圖 5〕는 내구재 소비 지출의 50%만을 저축에 포함시켰을 때의 결과이며 〔圖 6〕은 내구재 구입을 저축에 포함시키지 않았을 때의 결과이다. 각 그림에는 7개 cohort의 저축률 profile이 그려져 있다. 그림에 70-5, 70-10, ..., 70-35로 표시된 cohort는 각각 1970년에 가구주 연령이 5~9세, 10~15세, ..., 35~39세이었던 세대를 뜻한다. 즉 〔圖 5〕에서 70-25로 표시된 저축률 profile의 첫 번째 점은 1970년 『도시가계연보』에서 가구주 연령이 25~29세이었던 집단의 평균 저축률을 나타낸다. 1975년에는 이 집단의 연령이 30~34세가 되었을 것이므로, 1975년 『도시가계연보』에서 이들의 평균 저축률을 계산하여 이 저축률 profile의 두 번째 점으로 삼았다. 같은 논리로 이 profile의 마지막 점은 1990년에 가구주 연령이 45~49세인 연령 집단의 평균 저축률을 나타낸다<sup>12)</sup>. 다른 집단의 profile도 동일한 방법으로 구할 수 있다<sup>13)</sup>.

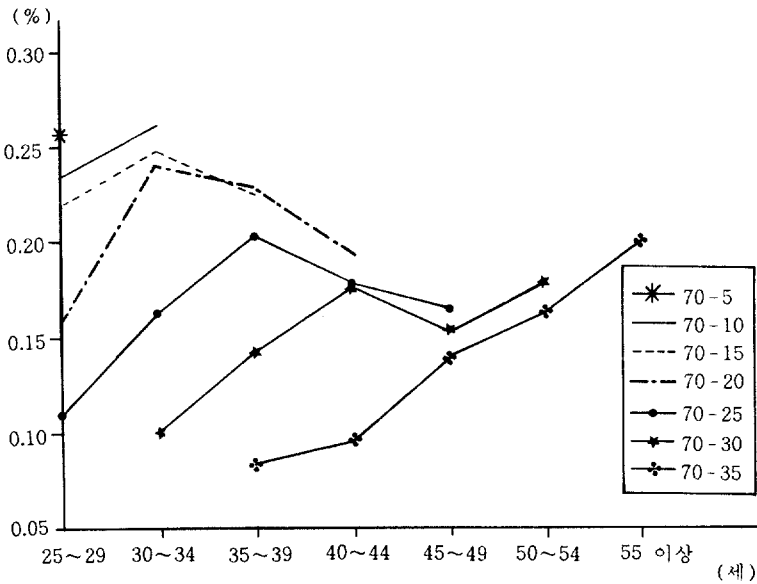
12) 50세 이상의 연령을 50~54세와 55세 이상으로 분리하기 위해서 1970년 이후의 『도시가계연보』로 분석 대상을 한정하였다. 따라서 1970년에 30세 이상이었던 가구주에 대하여는 그 이전의 profile을 역으로 추정할 수 없었다.

13) 〔圖 5〕와 〔圖 6〕에 사용된 저축률은 해당 연도뿐 아니라 그 연도를 중심으로 한 5년 동안의 평균치이다. 이와 같이 5년 동안의 평균치를 사용한 것은 저축률의 경기적 변동을 극소화하기 위해서이다.

[圖 5] 貯蓄率-耐久財 支出의 50%를 貯蓄에 包含시킨 境遇



[圖 6] 貯蓄率-耐久財 支出을 모두 消費에 包含시킨 境遇



## 1. 家口主 年齡別 貯蓄率 profile

[圖 5], [圖 6]과 앞절의 [圖 4]를 비교하여 보면, Synthetic Cohort 방식으로부터 구한 연령별 저축률 profile이 횡단면 자료에서 구한 profile과 크게 차이가 난다는 사실을 알 수 있다. 무엇보다도 [圖 5], [圖 6]의 profile은 횡단면 자료의 결과에 비하여 더욱 두드러진 낙타등 모양을 하고 있다. 또한 [圖 5], [圖 6]도 [圖 4]에서 본 바와 같이 젊은 세대일수록 높은 저축률 profile을 가지고 있음을 보여주고 있다. 그러나 [圖 4]와는 달리 Synthetic Cohort 분석 결과는 저축률 profile의 상향 이동이 단순한 평행이동이 아니었음을 보여준다. 부연하면 각 세대별 저축률 profile은 상향 이동하였을 뿐만 아니라 저축률 profile의 정점이 좌로 이동하였음을 보여준다. 이는 저축률이 최대화되는 연령이 점차 저령화되었음을 의미한다. 1970년에 30~34세였던 세대의 경우 저축률이 40~44세에서 정점을 이루고 있는 반면, 1970년에 15~19세였던 세대는 30~34세 사이에서 저축률이 절정에 달한 것으로 나타났다.

## 2. 貯蓄率의 上昇 要因

저축률 profile에 대한 Synthetic Cohort 분석은 다음과 같은 두 가지 특징으로 요약될 수 있다. 첫째로 분석기간 동안 젊은 세대일수록 높은 연령별 저축률 profile을 가졌으며, 둘째로 저축률이 정점을 이루는 연령은 점차 저령화되는 경향을 보이고 있다. 이와 같이 저축률 profile이 좌측으로 상향이동하여온 원인은 무엇인가? 이에 대한 답을 찾기 위하여 본 절에서는 저축률의 추세 변화에 영향을 미쳤을 것으로 기대되는 여러 변수들이 분석 기간동안 어떻게 변화하여 왔는지를 살펴보기로 하자. 이는 제V장에서 한국의 저축률 추이를 설명하는 이론적 모형을 찾는 데 중요한 정보를 제공할





별 항상 소득은 급격히 상승하였으며, 소득 증가율의 세대별 차이는 거의 없거나 젊은 세대로 올수록 보다 약간 높은 소득 증가율을 가지고 있다고 결론지을 수 있다.

그러나 세대간 소득 수준 및 소득 증가율의 차이로 저축률의 상향 이동을 설명하는 데에는 몇 가지 이론적 문제점이 있다. 우선 항상소득가설(permanent income theory)에 의하면 항상소득 수준의 변화는 저축률에 아무런 영향을 주지 못한다. 따라서 단순히 소득 수준이 장기적으로 상승하였다는 사실만으로는 저축률의 장기 증가 추세를 설명하기에 부족하다.

소득 증가율이 저축률에 미치는 영향 또한 이론적으로 명확하지 못하다. 생애 주기 이론(life-cycle theory)에 따르면 소득 증가율이 세대 내 소득의 증가(intra-generational income growth)를 의미하는지 혹은 세대 간 소득의 증가(inter-generational income growth)를 의미하는지에 따라 저축률에 상이한 효과를 미치게 된다. 만일 세대 내 소득 증가율이 상승한다면 다른 요인이 불변인 한 미래 소득을 담보로 소비가 증가하기 때문에 세대별 저축성향은 감소한다. 반면 세대간 소득 증가율이 상승한다면 세대별 저축성향은 변화하지 않더라도 국민경제의 총저축률은 증가할 수 있다<sup>14)</sup>.

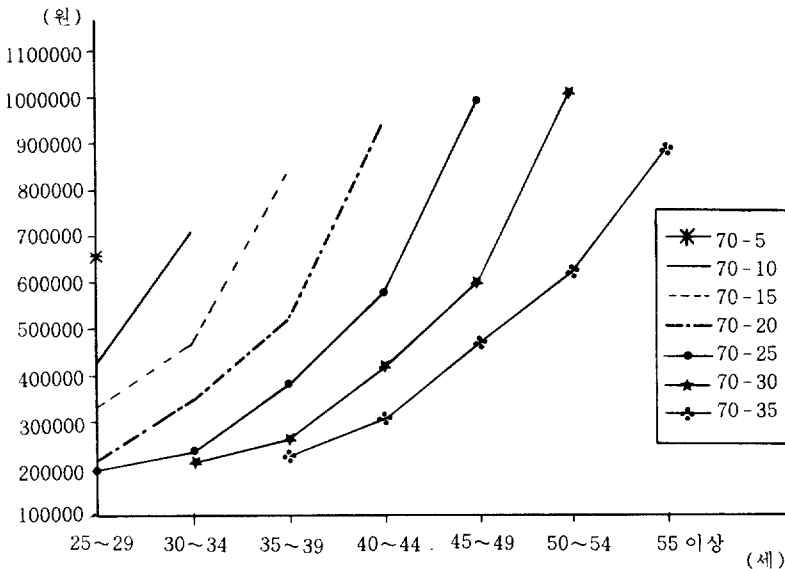
따라서 한국의 경제성장률이 높았다는 사실로 저축률의 상승 추세를 설명하기 위해서는 다음과 같은 조건이 필요하다. 경제 성장의 결과 젊은 세대일수록 높은 항상 소득을 갖게 되었다라도 분석기간중 기대하는 소득 증가율에는 각 세대별로 큰 차이가 없어야 한다. 젊은 세대일수록 더욱 빠른 소득 증가를 기대한다면 이들의 저축성향이 낮아져 국민경제의 총저축률이 오히려 감소할 수 있기 때문이다. 반면 각 세대가 기대하는 소득 증가율에는 큰 차이가 없

14) 이는 인구 성장률이 양수임을 가정할 때의 결과이다. 소득 증가율과 저축률의 관계에 대해서는 Modigliani(1972)를 참조하라.



향하는 모습을 보이고 있다. 우상향하는 소비 profile은 일견 소비  
 균등화(consumption smoothing) 가설과 모순되는 것처럼 보이나  
 한국과 같이 높은 이자율을 가진 경우에는 이와 상충되지 않는다고  
 도 해석할 수 있다. 이자율이 시간 선호율(time preference)보다 클  
 경우에는 최적 소비 경로가 우상향하는 모습을 가지기 때문이다.

[圖 11] 年齡別 消費支出—耐久財 支出을 모두 消費에 包含

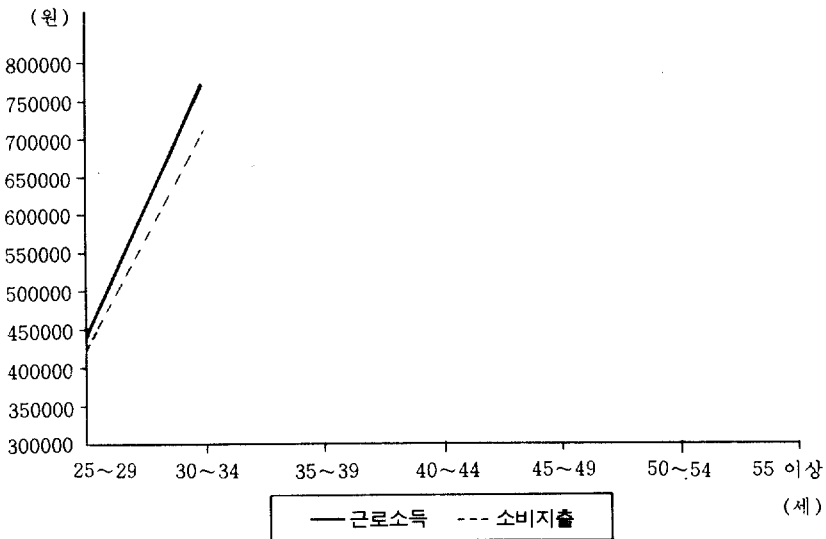


연령별 소비 profile의 또 다른 특징으로는 각 세대별로 소비 profile과 소득 profile이 매우 유사하게 움직인다는 사실이다. [圖 12]의 (a)부터 (f)는 Synthetic Cohort 분석으로 구한 가구별 소비와 소득의 움직임을 비교하고 있다. 그림에 나타난 70-10부터 70-35까지의 표시는 1970년 가구주 연령이 10~14세에 속했던 세대와 35~39세에 속했던 세대를 의미한다. 그림에서 볼 수 있듯이, 한 세대도 예외 없이 가구별 소득과 소비는 매우 근사한 움직임을 보이고 있다. 이러한 결과는 이미 Carroll and Summers(1991), Deaton(1991), Deaton and Paxson(1993) 등에 의하여 미국, 캐나

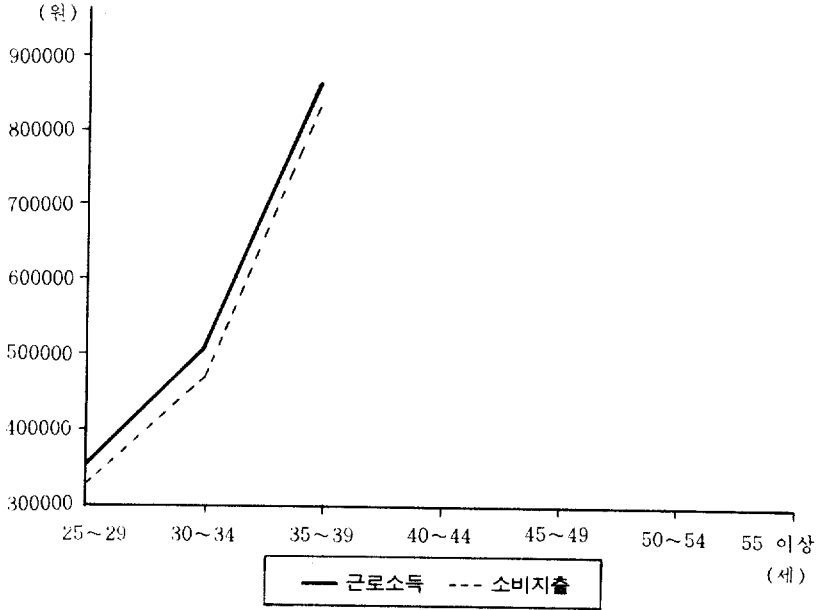
다, 대만 등에서도 공통적으로 나타나는 현상임이 밝혀진 바 있으며, 이를 설명하기 위하여 항상소득가설을 보완한 유동성 제약(liquidity constraint) 모형 또는 예비적 저축(precautionary saving) 모형 등이 제시되었다. 그러나 위의 이론들은 저축률이 매우 낮은 국가를 대상으로 발전된 이론이기에, 가구별 저축률이 30%를 상회하는 한국과 대만의 경우에 그대로 적용될 수는 없다. 높은 저축률 하에서도 소득과 소비의 유사한 움직임을 설명할 수 있는 이론은 아직 개발되지 않았으며 이에 대한 연구는 앞으로 한국 저축률 추이를 설명하는 모형을 구축하는 과정에서 반드시 수행되어야 할 중요한 과제이다.

[圖 12] 世帶別 消費支出과 勤勞所得(1970年 基準)

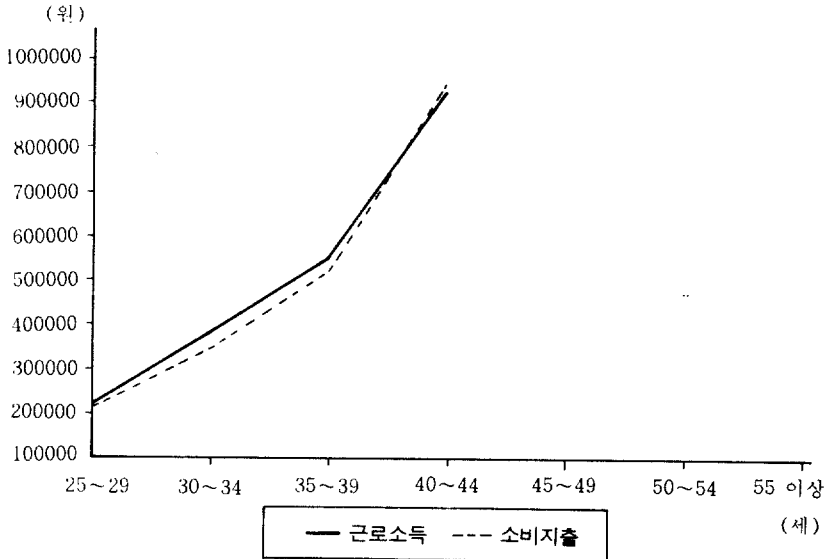
(a) 가구주 연령이 10~14세인 경우



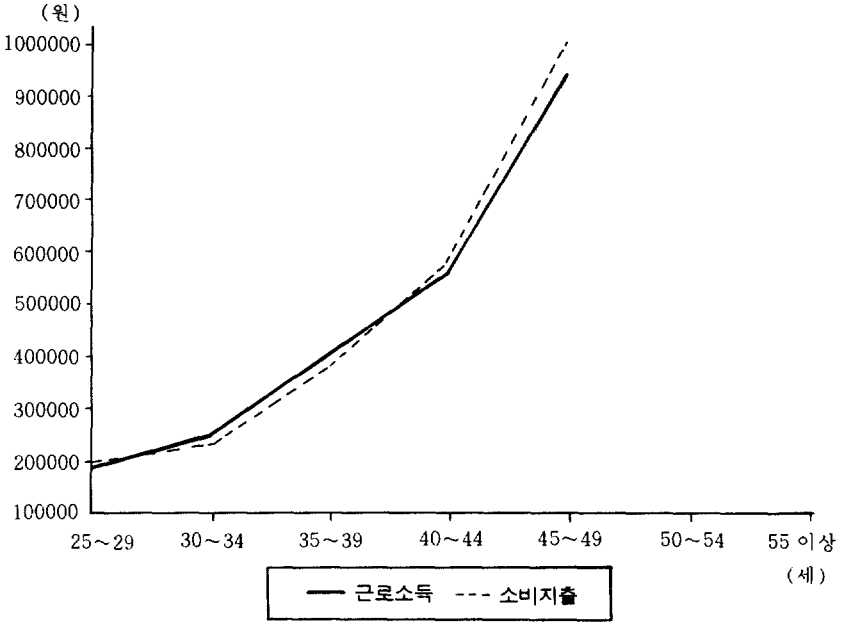
(b) 가구주 연령이 15~19세인 경우



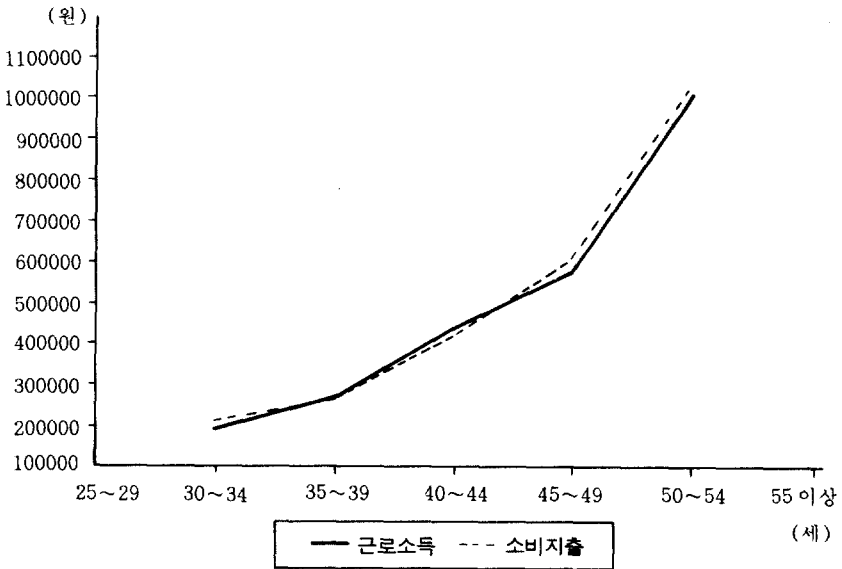
(c) 가구주 연령이 20~24세인 경우



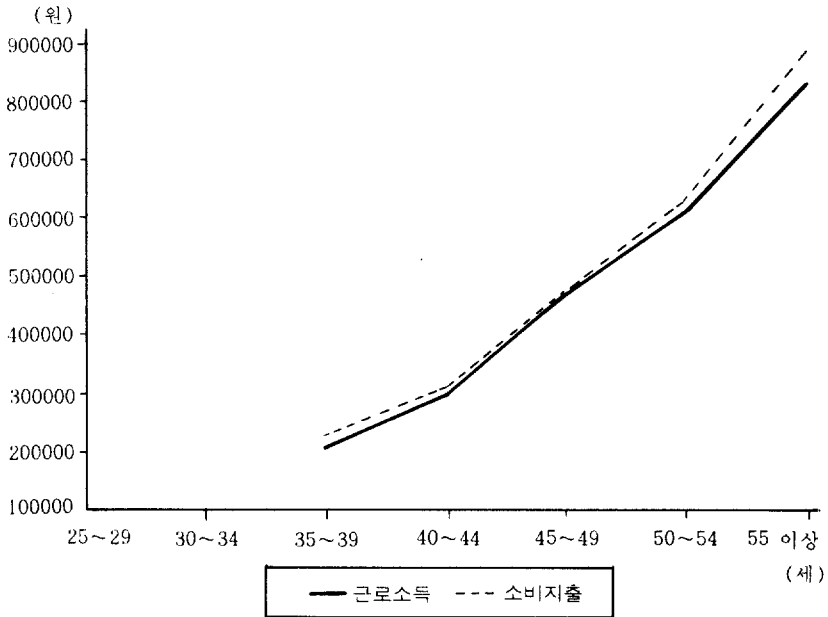
(d) 가구주 연령이 25~29세인 가구



(e) 가구주 연령이 30~34세인 경우



(f) 가구주 연령이 35~39세인 가구

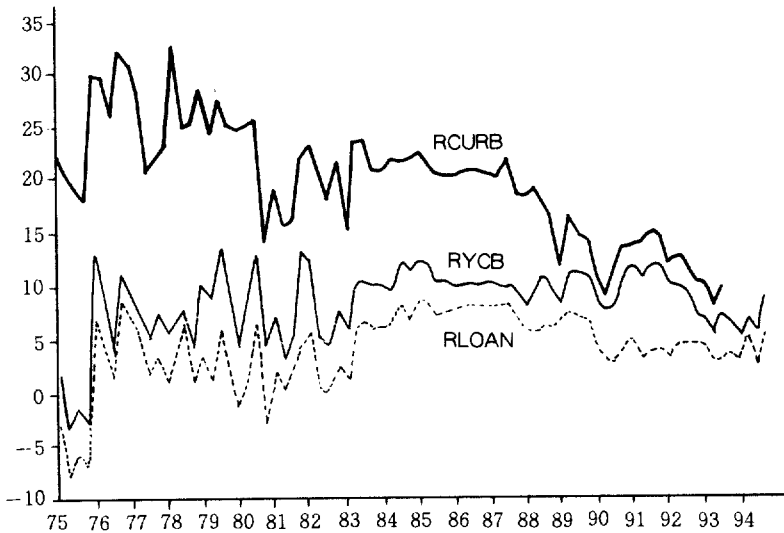


#### 다. 利率

저축률의 결정 요인으로 자주 언급되는 변수 중의 하나가 이자율이다. 그러나 과거 25년간 한국 저축률의 장기 추세를 설명하는 데 이자율의 변화는 거의 도움이 되지 않는 것 같다. [圖 13]은 대표적인 시장 이자율로 자주 사용되고 있는 회사채 수익률과, 다른 이자율에 비해 정부 규제를 덜 받았다고 여겨지는 私債 이자율의 장기 추세를 보여주고 있다. 종축에 나타난 수치는 기대 물가 상승률을 차감한 기대 실질 이자율을 나타낸다. [圖 13]에서 보듯이 분석 기간동안 기대 실질 이자율은 지속적으로 감소하고 있어, 저축률 증가 추세를 설명하기 위한 것과는 반대 방향으로 움직이고 있다. 또한 저축이 이자율에 민감하게 반응하였다면, 이자율이 장기적으로 감소하여 왔으므로 소비 증가율 또한 둔화되어 왔어야 한다. 그러나 [圖 10], [圖 11]로부터 우리는 세대별 소비 profile이 이자율의 감소 추세에 따라 모양이 변화하였다는 증거를 찾아보기 어렵다.

결과적으로 분석기간중 한국 저축률의 추세 변화는 이자율의 변화와는 거의 무관한 것으로 생각된다.

[圖 13] 期待 實質 利子率의 推移



주 : RCURB : 기대 실질 사채 이자율

RYCB : 기대 실질 회사채 수익률

RLOAN : 기대 실질 대출 이자율

자료 : 이창용, 「한국의 사채이자율 추이에 관한 연구」, 『사회과학연구』, 서울대학교 사회과학연구소, 1997.

#### 라. 其他 生涯 週期 要因

생애 주기 이론에 따르면 국민경제의 총저축률은 인구구조, 가구 구성 형태, 기대 수명 등에 의해서도 크게 좌우된다. 특히 각국의 실증 분석 연구에서 이들 변수들은 저축률을 설명하는 중요 변수로 밝혀지고 있으며, Kang(1994)에 따르면 한국의 경우에도 부양 비율(dependency ratio)이 저축률 추세 변화의 가장 중요한 요인이었음을

지적하고 있다<sup>15)</sup>. 다음 장에서 이들 변수가 세대별 저축률에 미치는 실증적·이론적 영향을 분석하기에 앞서, 이곳에서는 우선 이들 변수들이 과거 25년간 어떻게 변화하여 왔는지를 살펴보기로 하자.

### 1) 平均 家口員 數, 期待 子女數의 變化

〈表 9〉는 총인구 및 주택 센서스 자료로부터 구한 가구 구성 형태 비율 및 평균 가구원 수를 나타내고 있다. 표에서 분석 기간 동안 한국 가정이 점차 핵가족화되어 왔으며 평균 가구원 수도 지속적으로 감소하였음을 알 수 있다. 1966년 한 가구당 평균 5.5명이었던 가구원 수는 1990년 들어 3.7명으로 감소하였다. 또한 이러한 현상은 기대 자녀수의 변화에서도 두드러지게 나타난다. 〈表 10〉에서 볼 수 있듯이 젊은 세대일수록 기대 자녀수가 줄어, 1976년 평균 3.3명이었던 기대 자녀수가 1994년에는 2.1명으로 줄어들었다.

〈表 9〉 家口 構成 形態 比率 및 平均 家口員 數

	1960	1966	1970	1975	1980	1985	1990
총가구수	4,370,599	4,900,650	5,576,277	6,647,778	7,969,201	9,571,361	11,355,000
1세대(%)	7.5	5.7	6.8	6.7	8.3	9.5	10.7
2세대(%)	64.0	67.7	70.0	68.9	68.5	78.0	66.3
3세대(%)	26.9	24.1	22.1	19.2	16.5	14.5	12.2
4세대이상(%)	1.6	2.6	1.1	0.9	0.5	0.4	0.3
단독가구	—	—	—	4.2	4.8	6.9	9.0
비혈연가구	—	—	—	—	1.5	1.7	1.5
평균가구원수(명)	—	5.5	5.2	5.1	4.5	4.1	3.7

주 : 세대는 generation을 의미함.

자료 : 경제기획원, 『총인구 및 주택센서스』

15) 이러한 실증 분석의 예로는 Gersovitz(1988), Horioka(1991), Leff(1969), Mason(1988)을 참조하라.

〈表 10〉 期待子女數(Number of Expected Children)

		1976	1982	1985	1988	1991	1994
연령 계층별	15~24	2.25	2.02	1.69	1.6	1.7	1.9
	25~29	2.60	2.30	1.97	1.8	1.8	2.0
	30~34	3.28	2.67	2.38	2.2	2.1	2.0
	35~39	3.89	3.20	2.89	2.5	2.4	2.2
	40~44	4.51	3.90	3.54	2.9	2.8	2.5
교육 정도별	국졸이하	3.75	3.37	3.12	2.7	2.8	2.6
	중졸	2.83	2.50	2.36	2.2	2.3	2.2
	고졸	2.55	2.28	2.06	2.0	2.0	2.0
	대졸	2.39	2.18	2.03	2.0	1.9	2.0
현존 자녀수별	0	1.85	1.58	1.33	1.4	1.4	1.6
	1	2.03	1.80	1.51	1.5	1.5	1.7
	2	2.34	2.15	2.05	2.0	2.0	2.1
	3	3.12	3.05	3.01	3.0	3.0	3.0
	4	4.06	4.04	4.01	4.0	4.4	4.2
	5이상	5.66	5.52	5.39	5.0	—	—
평 균		3.35	2.82	2.48	2.2	2.2	2.1

자료 : 한국인구보건연구원

## 2) 扶養比(dependency ratio)

부양비란 14세 이하 또는 65세 이상의 인구를 15~64세 인구로 나눈 비율이다. 저축률에 관한 연구, 특히 후진국 저축률에 관한 실증 분석에서 부양비의 증가는 저축률을 감소시키는 요인으로 알려져 있다<sup>16)</sup>. 〈表 11〉은 1970년 이후 1995년까지 한국의 부양비 변화 추세를 나타낸다. 표에서 볼 수 있듯이 이 기간 동안 한국의 노년 부양비는 지속적으로 상승한 반면 유년 부양비는 감소 추세를

16) Leff(1969), Fry and Mason(1982) 참조.

보이고 있다. 이는 앞서 보았듯이 기대 자녀수 및 평균 가구원 수가 감소하여 온 것과 부합하는 사실이다. 그러나 분석기간 동안 노년 부양비의 증가보다는 유년 부양비가 더욱 빠른 속도로 감소하여 왔기 때문에 총부양비는 1970년 83.8%로부터 1995년 40.6%로 급격히 감소하여 왔다.

〈表 11〉 扶養比 및 老齡化 指數

(단위 : 천명, %)

	0~14세	15~64세	65세이상	총부양비	유년 부양비	노년 부양비	노령화 지수
1970	13,709	17,540	991	83.8	78.2	5.7	7.2
1975	13,614	20,449	1,217	72.5	66.6	6.0	8.9
1976	13,435	21,152	1,262	69.5	63.5	6.0	9.4
1977	13,273	21,829	1,309	66.8	60.8	6.0	9.9
1978	13,116	22,496	1,357	64.3	58.3	6.0	10.3
1979	13,005	23,124	1,405	62.3	56.2	6.1	10.8
1980	12,951	23,717	1,456	60.7	54.6	6.1	11.2
1981	12,925	24,300	1,498	59.4	53.2	6.2	11.6
1982	12,887	24,880	1,559	58.1	51.8	6.3	12.1
1983	12,801	25,495	1,615	56.5	50.2	6.3	12.6
1984	12,592	26,141	1,674	54.6	48.2	6.4	13.3
1985	12,305	26,759	1,742	52.5	46.0	6.5	14.2
1986	12,030	27,383	1,801	50.5	43.9	6.6	15.0
1987	11,746	27,999	1,876	48.7	42.0	6.7	16.0
1988	11,487	28,582	1,962	47.1	40.2	6.9	17.1
1989	11,261	29,135	2,053	45.7	38.7	7.0	18.2
1990	11,077	29,648	2,144	44.6	37.4	7.2	19.4
1991	10,947	30,109	2,212	43.7	36.4	7.3	20.2
1992	10,832	30,548	2,283	42.9	35.5	7.5	21.1
1993	10,728	30,966	2,362	42.3	34.6	7.6	22.0
1994	10,581	31,422	2,450	41.5	33.7	7.8	23.2
1995	10,400	31,908	2,543	40.6	32.6	8.0	24.5

자료 : 통계청, 『추계인구』, 각 연도.

이와 같이 단기간에 총부양비가 급격히 감소한 것은 한국, 대만, 홍콩, 일본과 같은 몇몇 국가에 한정된 현상이다. Kang(1994)의 연구에 따르면 한국이 지난 25년 동안 감소시킨 부양 비율만큼을 미국과 캐나다에서 줄이기 위해서는 각각 70년과 90년의 기간이 필요하였다고 한다. 우리 나라 부양 비율의 감소 추세는 언제까지 지속될 것인가? 인구조사에 의하면 한국의 부양 비율은 2010년까지 지속적으로 감소할 것으로 예측된다. 이는 아직도 한국의 유년 부양비가 선진국 수준에 비하여 높은 편이기 때문에 부양비가 더 낮아질 여지가 남아 있는 것으로 보이기 때문이다. 예를 들어 1995년 일본과 미국의 유년 부양비는 24.7%와 19.5%로서 한국의 33.7%보다 낮은 수준이다<sup>17)</sup>. 만일 부양비가 저축률의 중요 결정 요인이라면 이러한 사실은 한국 저축률의 추이를 예측하는 데 중요한 시사점을 가진다. 과거 25년간의 저축률 상승 요인이 부양비의 감소였다면, 부양비가 하한점에 가까워짐에 따라 저축률의 증가 추세는 둔화될 것이다.

### 3) 平均壽命

평균수명의 변화는 생애 주기 이론(life-cycle theory)에서 뿐만 아니라 예비적 동기 모형(precautionary saving theory) 등에서도 저축률의 중요 결정 요인으로 지적되고 있다. <表 12>에서 볼 수 있듯이 1960년에 52세에 불과하였던 한국의 평균수명은 1991년 71세로 증가하였다. 평균수명이 연장되면 노년기를 대비해 더욱 많은 저축이 필요하게 된다. 특히 이 기간 동안 핵가족화가 진행되었고 기대 자녀수가 감소하였다는 것을 생각하면 평균수명의 연장은 저축률에 큰 영향을 미쳤을 것으로 생각된다. 사회보장제도가 자리 잡지 못한 상황에서 노년기의 생활을 자식에 의존하여 온 전통적 사회보장 방식이 해체되면서, 스스로 노년기를 대피할 필요가 절실해졌기 때문이다.

17) 한국의 노년 부양비는 선진국에 비해서 낮은 수준이다. 1995년 일본과 미국의 노년 부양비는 각각 18.7%, 19.5%로서 한국의 7.8%보다 2배 이상의 높은 수치를 보이고 있다.

〈表 12〉 國民 平均壽命 및 平均年齡

(단위: 세)

	평 균 수 명			평 균 연 령		
	전 체	남 자	여 자	전 체	남 자	여 자
1960	52.4	51.1	53.7	23.0	22.2	23.7
1961	—	—	—	22.8	22.1	23.6
1962	—	—	—	22.9	22.1	23.7
1963	—	—	—	22.9	22.1	23.6
1964	—	—	—	22.9	22.1	23.7
1965	—	—	—	23.0	22.2	23.7
1966	61.9	59.7	64.1	23.1	22.4	23.9
1967	—	—	—	23.2	22.4	23.9
1968	—	—	—	23.3	22.6	24.0
1969	—	—	—	23.4	22.7	24.1
1970	63.2	59.8	66.7	23.6	22.8	24.3
1971	—	—	—	23.7	23.0	24.5
1972	—	—	—	23.7	22.9	24.6
1973	—	—	—	23.9	23.1	24.8
1974	—	—	—	24.1	23.2	25.0
1975	—	—	—	24.5	23.5	25.4
1976	—	—	—	24.8	23.8	25.7
1977	—	—	—	25.1	24.2	26.0
1978	—	—	—	25.4	24.5	26.3
1979	65.8	62.7	69.1	25.7	24.8	26.6
1980	—	—	—	25.9	25.0	26.8
1981	—	—	—	26.2	25.3	27.1
1982	—	—	—	26.5	25.6	27.4
1983	67.9	63.8	72.2	26.8	25.9	27.7
1984	—	—	—	27.1	26.2	28.0
1985	69.0	64.9	73.3	27.5	26.6	28.4
1986	—	—	—	27.9	27.0	28.8
1987	70.0	66.0	74.1	28.3	27.4	29.2
1988	—	—	—	28.7	27.7	29.6

〈表 12〉의 계속

(단위 : 세)

	평 균 수 명			평 균 연 령		
	전 체	남 자	여 자	전 체	남 자	여 자
1989	70.7	66.7	74.9	29.0	28.1	30.0
1990	—	—	—	29.4	28.4	30.4
1991	71.6	67.8	75.7	29.8	28.8	30.8
1992	—	—	—	30.1	29.1	31.2
1993	—	—	—	30.5	29.5	31.5
1994	—	—	—	30.8	29.8	31.9
1995	—	—	—	31.2	30.2	32.2

자료 : 통계청, 『생명표』, 각 연도.

\_\_\_\_\_, 『추계인구』, 각 연도.

\_\_\_\_\_, 『인구주택총조사』, 각 연도.

## IV. 回歸 分析

제Ⅲ장에서 우리는 한국 저축률의 추세 변화에 영향을 주었을 것이라 생각되는 여러 변수들을 살펴보았다. 이 중에서 가구별 자료의 분석 결과 나타난 특징들을 설명할 수 있는 변수로는 경제성장률, 부양비, 평균가구원수, 평균수명의 변화 등을 들 수 있었다. 본 장에서는 회귀 분석을 통해 이들 변수가 저축률 변화를 어느 정도 설명할 수 있는지 살펴보기로 하자. 회귀 분석으로부터 저축률과 이들 변수간의 인과관계를 추론할 수는 없지만, 회귀 분석 결과는 저축률 결정에 관한 미시 경제학적 모형을 구축하는 데 중요한 정보를 제공할 수 있다.

〈表 13〉은 회귀 분석 결과를 보여주고 있다. 종속변수로는 〈表 1〉의 셋째 열에 제시된 총저축률을 사용하였으며, 총저축률 대신 〈表 1〉과 〈表 2〉에 나타난 저축률 또는 순저축률 자료를 사용하여도 분석 결과는 변하지 않는다. 회귀식에 포함된 주요 독립변수는 경제성장률, 실질 국민소득, 부양비 등이다. 기대 이자율 역시 독립변수의 하나로 포함되었으나 회귀 분석 결과 저축률에 미치는 영향이 유의하지 않은 것으로 나타나 별도로 표에 포함시키지 않았다. 〈表 13〉에 나타난 수치들은 1971년부터 1993년까지의 연간 자료를 사용한 OLS 회귀 분석의 결과로서<sup>18)</sup>, 분석의 초점인 부양비 변수가 연간 자료로만 존재하기 때문에 부득이 회귀 분석이 연간 자료로 국한될 수밖에 없었다.

---

18) 표를 간략히 만들기 위해서, 상수항의 추정 결과는 표에 제시하지 않았다.

〈表 13〉貯蓄率 回歸分析(1971~1993年)

회귀식 독립변수	1	2	3	4
경제성장률	0.49 (1.11)	0.53 (2.65)	0.53 (3.55)	0.53 (3.59)
실질 GNP	—	1.08E-06 (9.12)	1.77E-07 (0.73)	
부양비	—	—	-0.4 (-4.04)	-0.5 (-12.91)
R-squared	0.05	0.81	0.90	0.89
Durbin-Watson	0.11	0.51	0.85	0.82

주 : ( )안의 숫자는  $t$ 값임.

둘째 열에서 볼 수 있듯이 경제성장률만 가지고는 저축률의 추세 변화를 제대로 설명할 수 없다. 이는 분석기간 동안 경제성장률이 줄곧 연평균 8%를 중심으로 변동하면서 특별한 증가 추세를 보이지 않은 반면, 저축률은 뚜렷한 증가 추세를 가지고 있었다는 사실을 반영하는 결과이다. 셋째 열에 나타난 바와 같이 경제성장률뿐만 아니라 실질 국민소득(GNP)이 독립변수로 포함되면 회귀 분석의 설명력이 크게 증가한다. 이는 실질 국민소득도 저축률과 같이 분석기간 동안 추세적으로 증가하여 왔기 때문에, 회귀식에서 저축률의 장기 추세 변화는 실질 국민소득의 증가 추세에 의해 설명되고 저축률의 단기 변동은 경제성장률에 의해 설명되기 때문이다. 국민소득 수준이 저축률의 주요 결정 요인이어서가 아니라 단순히 통계적으로 저축률의 추세 변화만을 대표하고 있다는 사실은 세 번째 회귀 분석에서 두드러지게 나타난다. 경제성장률, 실질 국민소득과 함께 부양비를 회귀식에 포함시키게 되면 실질 국민소득의  $t$ 값

은 유의성을 상실한다. 저축률의 추세 변화를 부양비의 추세 변화가 보다 잘 대표하기 때문이다<sup>19)</sup>.

부양비가 저축률의 추세 변화를 잘 설명하고 있다는 사실은 추정된 회귀 분석 계수를 사용하면 보다 명확히 알 수 있다. 회귀 분석 결과에 따르면 부양비가 연간 1% 포인트 증가하는 경우 저축률은 0.4% 또는 0.5% 포인트 감소하는 것으로 나타났다. <表 11>에서 보았듯이 1970년부터 1993년까지 우리 나라의 부양비는 83.8%에서 42.3%로 41.5% 포인트 감소하였다. 따라서 이에 0.4를 곱하면 부양비의 감소만으로도 저축률이 16.6% 포인트 증가하였을 것이라 예측할 수 있다. 실제로 이 기간 동안 저축률은 18%에서 35%로 17% 포인트 증가하였으므로, 부양비의 변화가 저축률의 추세 변화를 거의 설명한 셈이다.

그러나 이로부터 부양비가 저축률의 가장 중요한 결정 요인이었다고 성급히 결론지어서는 안된다. 기대 수명, 평균 가구원 수 등 추세를 가지고 변화한 다른 변수들을 독립변수로 포함시키더라도 유사한 결과를 얻었을 것이다. 실제로 부양비가 저축률의 주요 결정 요인임을 보이기 위해서는 이들 기타 변수들을 회귀식에 포함시키더라도 부양비가 저축률의 추세 변화를 기타 변수들보다 더 잘 대표하고 있음을 보여야 한다. 그러나 기대수명, 평균 가구원 수와 같은 변수는 총인구 및 주택 조사 자료를 기초로 5년마다 발표되기 때문에 회귀 분석에 포함시켜 분석하는 데 현실적인 제약이 따른다. 이러한 문제점 때문에 우리는 <表 13>의 결과를 부양비만의 중

19) <表 13>에 제시된 Durbin-Watson 등의 통계량을 보면 OLS 회귀식에 가성 회귀(spurious regression)의 문제점이 있음을 지적할 수 있다. 보다 엄밀한 분석을 위해서는 총저축률, 부양비 등이 비정상(non-stationary) 시계열 자료인지의 여부를 우선적으로 검증하여야 한다. 그러나 23개의 연간 자료를 가지고는 이에 대한 의미 있는 답을 얻기 힘들다고 생각되기에 본고에서는 총저축률, 부양비 등이 비정상 시계열 자료인 경우 발생하는 회귀 분석 상의 문제점을 전혀 고려하지 않고 있다.

요성을 반영하는 결과로 해석하기보다, 제 III장에서 제시된 여러 인구통계학적 요인(demographic factors)의 중요성을 부양비 변수가 대표하고 있다고 해석하여야 할 것이다.

## V. 貯蓄率 決定 模型의 模索

본장에서는 이제까지의 실증 분석 및 회귀 분석 결과를 토대로 한국 저축률의 추세 변화를 설명하기 위한 가설을 제시하고자 한다. 제II장과 제III장의 실증 분석 결과는 지난 30여 년간의 우리나라 저축률의 추세 변화가 특정 연령층이 차지하고 있는 인구 또는 소득 비중이 변화하여 발생한 것이 아님을 보여주고 있다. 오히려 저축률의 증가 추세는 모든 가구주 연령층에 공통적으로 나타난 현상이었다. 또한 제III장과 제IV장의 분석에 따르면 출산율 감소에 따른 가구원수 및 부양비의 감소, 기대 수명의 연장과 같은 인구통계학적 요인(demographic factors)들이 모든 연령층에 걸쳐 저축률을 증가시킨 요인이었음을 시사하고 있다. 특히 거시 시계열 자료를 이용한 대부분의 실증 분석 연구들은 부양비의 감소가 우리나라 저축률의 주요 결정 요인이라고 결론 내리고 있다.

그러나 부양비, 평균 가구원수 등과 같은 인구통계학적 요인을 외생 변수로 취급하는 것은 이론적으로 만족스러운 대답이 될 수 없다. 부양비 감소가 저축률의 주요 결정 요인이라면 부양비 감소를 초래한 원인이 무엇인가를 생각해 볼 필요가 있다. 특히 우리나라의 경우 부양비 감소가 출산율 저하와 이에 따른 자녀수 감소에 기인하였다는 점을 고려할 때 저축률과 출산율 결정을 이론적으로 연계하여 분석할 필요가 있다. 이를 고려하여 다음과 같은 가설을 제시하고자 한다.

## 1. 經濟 成長과 貯蓄率, 出產率의 連繫

가설 : 지난 30여 년간 한국 경제가 고속 성장을 하는 과정에서 기대 수명, 출산율, 부양비 등의 인구통계학적 요인이 급격히 변화하였고, 그 결과 저축률이 증가 추세를 가지게 되었다.

즉, 이 가설은 '경제 성장 → 출산율 및 부양비의 하락, 핵가족화, 기대 수명의 연장 → 저축률 증가'의 인과관계를 강조하고자 한다. 이 가설은 외관상 경제 성장의 역할을 강조하는 기존의 항상 소득 이론이나 생애 주기 이론과 큰 차이가 없는 것처럼 보인다. 그러나 기존 이론에서 경제성장률이 저축률의 주요 결정 요인인 것은 경제 성장의 결과 항상 소득이 변화하거나 특정 연령층의 소득이 총소득에서 차지하는 비중이 변화하기 때문이다. 그러나 위에서 제시된 가설은 이러한 직접적인 경로를 강조하기보다는 경제성장률이 인구통계학적 요인을 변화시켜 저축률에 영향을 주는 간접적인 경로를 강조한다는 점에서 기존 이론과 구별된다. 인구통계학적 요인에 급격한 변화가 없었던 선진국의 경우에는 이러한 간접 경로의 중요성이 덜할 것이다. 그러나 <表 11> 및 <表 12>에서 보았듯이 단기간 동안 급격한 인구통계학적 요인의 변화를 경험한 한국 경제의 경우에는 이들 변수가 저축률 결정에 미치는 영향을 무시할 수 없다는 것이 위 가설의 요지이다.

이러한 가설을 모형화하기 위해서는 경제 성장 과정에서 저축에 대한 의사 결정뿐만 아니라 출산(fertility)에 대한 의사 결정이 내생화된 모형을 살펴볼 필요가 있다. 즉, 한국의 저축률 추이를 설명할 수 있는 바람직한 모형은 출산에 대한 의사 결정을 명시적으로 고려한 내생적 성장 이론(endogenous growth) 모형이라 생각된다. 이러한 조건을 만족하는 기존 연구를 정리하여 보면, 자녀를 갖는 동기에 따라 애타심(altruism)을 강조한 모형과 세대간 교역(intergenerational trade)을 강조한 모형의 두 가지 범주로 나누어

볼 수 있다. 애타심 모형은 부모가 자녀로부터 얻는 효용을 계산하여 출산율을 결정하는 모형으로 Becker and Barro(1988)를 대표적인 예로 들 수 있다. 이에 반하여 세대간 교역 모형은 부모가 노년기의 소득 감소를 자녀로부터의 이전 지출에 의해 보충하기 위해 출산율을 결정한다는 모형이다. 즉, 노년기에 대비한 보험(old age insurance)을 마련하기 위해 부모는 자녀의 교육에 투자하고 이에 대한 대가로 자녀는 노년기의 부모를 봉양한다는 암묵적 계약(implicit contract)을 전제로 하고 있다. 이러한 모형의 대표적 예로는 Ehrlich and Lui(1991)를 들 수 있다.

이들 모형을 구체적으로 살펴보기에 앞서, 이들 모형이 한국의 저축률 증가와 출산율 하락을 동시에 설명할 수 있는 이유를 직관적으로 설명하여 보자. 경제 성장과 더불어 서구화, 핵가족화가 진전됨에 따라 자녀로부터 얻는 효용이 감소한다면 최적 출산율이 하락하게 된다. 또한 과거 1차산업에 의존하였던 경제 구조와는 달리 현대 산업 사회에서는 자녀의 수보다 자녀의 질에 대한 투자 수익률이 보다 높아지고 있다. 이러한 변화는 부모로 하여금 자녀수를 줄이는 대신 자녀의 인적 자본 형성을 위해 투자를 늘리도록 요구한다. 이에 따라 자녀 1인당 양육비용이 증가하면 필요한 재원을 마련하기 위해 저축률이 증가한다<sup>20)</sup>. 세대간 교역 모형도 이와 유사한 결과를 보여줄 수 있을 뿐만 아니라, 기대 수명의 연장이 저축률에 미치는 효과를 분석할 수 있다는 장점이 있다. 경제 성장과 함께 기대 수명이 연장되면 각 개인은 노년기를 대비해 더욱 많은 저축을 필요로 한다. 특히 앞서 설명한 바와 같이 자녀에 대한 효용이

20) 이러한 결과가 성립하기 위해서는 1인당 교육비용의 증가로 인한 총교육비의 증가가 최적 자녀수의 감소로 인한 총교육비의 감소를 능가하여야 한다는 전제가 필요하다. 또한 총교육비의 증가가 저축률의 증가를 의미하기 위해서는 교육 투자가 저축으로 간주되어야 한다. 자녀에 대한 교육 투자의 증가 대신 자녀에 대한 이전 지출(증여 또는 상속)을 증가시킨다고 보면 저축률이 증가됨을 보다 확실하게 알 수 있다.

감소하고 부양비용이 증가함에 따라 자녀의 수가 감소하면, 노년기의 소득 감소를 자녀의 이전 지출을 통해 보장받던 제도가 무력화된다. 이에 따라 개인이 저축률을 증가시켜 스스로 노년기를 대비하려고 노력하는 유인이 발생한다.

이상에서 설명된 직관을 보다 엄밀히 분석하기 위하여 다음 절에서는 애타심 모형을 구체적으로 소개하여 보자. 미리 밝혀 두지만 아래에 소개된 모형은 Becker and Barro(1988) 모형을 요약한 것으로 모형을 구축하는 데 본고가 새로이 기여한 바는 없다. 그러나 이들의 주요 목적이 출생률과 경제 성장과의 관계를 밝히는 것이었던 데 반해, 본고는 저축률의 변화 추이에 분석의 초점을 두었다는 데 차이가 있다. 즉, 한국의 저축률 추세 변화를 설명하기 위해서 본 모형에 어떠한 조건이 부과되어야 하는지를 역으로 추론해 보는 것이 다음 절의 목적이다. 또한 본문이 너무 길어져 논의의 초점이 흐려지는 위험을 막기 위해 세대간 교역 모형은 별도로 설명하지 않기로 한다. 관심이 있는 독자들은 Ehrlich and Lui (1991) 모형을 참고하여 다음 절에 제시된 것과 같은 비교 정확 분석을 시도할 수 있다.

## 2. 愛他心 模型

Becker and Barro(1988) 모형은 부모의 소득과 자녀의 양육비용이 출산율의 주요 결정 요인임을 강조하고 있다. 이 모형은 각 개인의 효용이 자신의 소비뿐 아니라 자손들의 소비에 의해서도 영향을 받는다는 애타심을 전제하고 있다. 이와 같은 효용을 가진 가계는 자녀의 수와 상속 재산을 적절히 선택함으로써 가계 효용(dynastic utility)을 극대화하고자 한다. 구체적인 모형을 간략히 소개하면 다음과 같다. 모든 사람들은 아동기와 성인기의 두 기간만 생존한다. 사람들의 효용은 성인기의 소비로부터 발생하는 효용과 자녀들의

효용에 의존한다. 즉,  $i$ 기에 성인인 사람의 효용 함수는 식 (3)과 같이 표현된다.

$$U_i = v(c_i) + a(n_i) n_i U_{i+1} \quad (3)$$

위에서  $c_i$ 는  $i$ 기에 성인인 사람의 소비,  $n_i$ 는 성인 일인당 자녀의 수를 각각 나타낸다.  $a(n_i)$ 는 애타심의 정도를 나타내는데, 그 값이 클수록 자녀의 효용에 대한 관심이 높음을 의미한다. 그런데 자녀의 수가 많을수록 개별 자녀에게 줄 수 있는 관심은 감소할 것이므로  $a(n_i)$ 는 식 (4)와 같이 자녀의 수에 대한 감소 함수로 가정한다.

$$a(n_i) = \alpha n_i^{-\epsilon}, \quad 0 < \epsilon < 1 \quad (4)$$

식 (3)과 (4)를 결합하면 다음과 같은 세대별 효용 함수(dynastic utility function)를 도출할 수 있다.

$$U_0 = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i (N_i)^{1-\epsilon} v(c_i) \quad (5)$$

위 식에서  $N_i$ 는  $i$ 번째 세대의 자손 수를 나타내며 초기의 가족 수를 1로 표준화할 때,  $N_i$ 는 식 (6)과 같이 쓸 수 있다.

$$N_i = \prod_{j=0}^{i-1} n_j, \quad N_0 = 1 \quad (6)$$

각 성인은 한 단위의 노동을 공급하고, 그 대가로  $w_i$ 의 임금을 받는다고 하자. 또한  $i-1$ 기에 성인인 부모가 모든 자녀에게  $k_i$ 의 자본을 유산으로 남기며, 이 자본의 임대료가  $r_i$ 이라고 가정하자. 그러면  $i$ 기에 성인이 되는 사람이 사용 가능한 재원은 소득과 상속 재산을 합하여  $w_i + (1+r_i)k_i$ 가 된다. 이 사람이 이를 자신의 소비, 자녀의 양육비, 그리고 자녀에게 남길 유산을 구입하는 데 사용

한다면, 예산제약식은 다음과 같이 표현된다<sup>21)</sup>.

$$w_i + (1+r_i)k_i = c_i + n_i(\beta_i + k_{i+1}) \quad (7)$$

위에서  $\beta_i$ 는 자녀 한 명을 양육하는 데에 드는 양육비용을 나타낸다. 식 (7)의 세대별 예산제약식을 사용하여 전체 세대의 예산제약식(dynastic budget constraint)을 구하면 다음과 같다.

$$k_0 + \sum_{i=0}^{\infty} d_i N_i w_i = \sum_{i=0}^{\infty} d_i (N_i c_i + N_{i+1} \beta_i) \quad (8)$$

위 식에서 할인율  $d_i$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$d_i = \prod_{j=0}^i (1+r_j)^{-1} \quad (9)$$

위의 예산제약하에서 효용 함수 (5)를 극대화시키는 소비와 자녀의 수는 아래의 식 (10)과 (11)을 만족하여야 한다. 분석을 단순화하기 위해 효용 함수  $v(c) = c^\sigma / \sigma$ 라고 가정하였다.

$$\left(\frac{c_{i+1}}{c_i}\right)^\sigma = \frac{\alpha(1+r_i)}{n_i^\varepsilon} \quad (10)$$

$$v(c_i)(1-\varepsilon-\sigma) = v'(c_i)[\beta_{i-1}(1+r_i) - w_i] \quad (11)$$

식 (10)과 (11)은 최적화 문제로부터 구한 일계조건으로서, 식 (10)은 오일러 조건을 나타낸다. 통상 오일러 조건에서 두 기간간 소비 증가율을 결정하는 것은 이자율과 주관적 시간 선호율(subjective rate of time preference)의 상대적 크기인데, 본 모형에서는 애

21)  $k$ 를 자녀에 대한 상속 재산이 아니라 자녀의 인적 자본을 향상시키기 위한 교육 투자라고 해석할 수도 있다. 즉, 자녀가 갖게 되는 인적 자본의 양이 교육 투자에 비례한다고 가정하며 각 사람이 성인기에 받는 보수가  $(1+r)k$ 로 결정된다고 가정하면,  $k$ 를 인적 자본에 대한 투자라고 해석하여도 본 절에서 제시되는 결과에 영향을 주지 않는다. 다만 이 경우에 자녀의 인적 자본에 대한 투자를 저축의 일부로 포함시켜야만 본 절에서 구한 것과 동일한 저축률을 얻을 수 있다.

타심을 나타내는 상수인  $\alpha$  와 자녀의 수가 시간 선호율을 결정하고 있다. 따라서 시간 선호율이 고정되어 있지 않고 자녀의 수에 대한 증가 함수로 나타나는 것도 특기할 만하다.

식 (11)은 자녀수에 대한 투자의 한계 비용과 한계 수익이 같아져야 한다는 조건이다. 이 조건에 따르면 양육비가 증가하면 식 (11)을 만족시키기 위해 소비가 증가하여야 하며 이에 따라 식 (10)에 의해 자녀의 수가 감소하여야 한다. 즉, 자녀를 양육하는 데 드는 비용이 증가하므로 자녀에 대한 양적인 투자를 감소시키는 대신 자신의 소비를 더 늘린다는 것이다.

식 (7), (10), (11) 등을 이용하여 정상 상태에서의 출산율과 저축률 결정에 대해서 알아보도록 하자. 정상 상태를 구하기 위해서는 먼저  $w, r$  그리고  $\beta$ 가 모든 세대에 있어서 고정되어 있다고 가정한다. 이 조건을 대입하여 정상 상태에서의 자녀수, 소비 그리고 상속액을 구하면 다음과 같다.

$$n^* = \alpha^{1/\epsilon} (1+r)^{1/\epsilon} \tag{12}$$

$$c^* = [\sigma / (1 - \sigma - \epsilon)] [\beta(1+r) - w]$$

$$k^* = \frac{c^* + \beta n^* - w}{1 + r - n^*}$$

이제 이 모형이 저축률 변화에 대해 시사하는 바를 분석하여 보자. 이 모형에서  $i$ 번째 세대의 저축률과 정상 상태에서의 저축률은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$s_i = \frac{n_i k_{i+1} - k_i}{w_i + r_i k_i} \tag{13}$$

$$s^* = \frac{(n^* - 1)k^*}{w + rk^*}$$

이 정의를 토대로 정상 상태에서의 저축률과 출산율에 관해 비교 정태 분석을 하여보자. 우선 양육비용의 증가가 정상 상태에서의

출산율과 저축률에 미치는 영향을 요약하면 다음과 같다.

$$\frac{dn^*}{d\beta} = 0, \frac{ds^*}{d\beta} > 0$$

즉, 정상 상태에서는 양육비용의 증가가 가구당 자녀수에 영향을 미치지 않는다. 물론 앞에서 논의된 바와 같이 이행 과정 동안에는 양육비용의 증가가 자녀의 수를 감소시킨다. 따라서  $\beta$ 가 증가하면 새로운 정상 상태에서의 총인구는 감소할 것이다. 다만 위에 요약된 비교 정칙 분석 결과는 새로운 정상 상태에 도달한 이후 최적 자녀의 수에는 변화가 없다는 것을 의미한다. 반면에 양육비용의 증가는 정상 상태에서의 저축률을 증가시키는 것으로 나타난다. 이는 늘어난 양육비용을 마련하기 위해서는 소비를 감소시켜야 하기 때문이다.

다음으로 자녀에 대한 애타심이 출산율과 저축률에 미치는 영향을 요약하면 다음과 같다.

$$\frac{dn^*}{d\alpha} > 0, \frac{ds^*}{d\alpha} > 0$$

위 식에서  $\alpha$ 의 증가는 애타심의 증가를 의미한다. 즉, 애타심이 증가함에 따라 정상 상태에서의 자녀의 수가 증가함과 동시에 자녀들에게 보다 많은 재산을 남겨 주기 위해 저축률이 증가하게 되며 반대로 애타심이 감소하면 자녀의 수와 저축률이 동시에 감소한다.

우리 나라의 경우 서구화, 핵가족화가 진전됨에 따라 자녀에 대한 애타심이 감소하였다면 출산율과 저축률도 동시에 감소하게 된다. 따라서 애타심의 감소만으로는 출산율이 하락한 동시에 저축률이 상승한 현상을 설명할 수 없다. 출산율 하락과 저축률 증가 현상을 동시에 설명하기 위해서는 양육비의 증가와 애타심의 감소가 동시에 발생하여야 한다. 즉, 두 가지 변화가 동시에 발생하는 경우 출산율은 확실하게 저하되는 한편 저축률은 어떻게 변화할지 알 수

없다. 그러나 만일 양육비 증가 효과가 애타심 감소 효과보다 크게 나타난다면 저축률이 상승할 수도 있다. 이상의 논의로부터 우리는 애타심 모형을 이용하여 한국의 저축률 변화를 설명하기 위해서는 다음과 같은 까다로운 전제가 필요함을 알 수 있다. 즉, 분석기간 동안 양육비가 증가하였을 뿐만 아니라 그 증가 정도가 애타심 감소 효과를 상쇄할 수 있을 만큼 커야 한다는 전제가 충족되어야 한다.

그러나 과거 30년간의 우리 나라의 저축률과 출산율 변화를 정상 상태에서의 변화로 보기는 어렵다. 따라서 정상 상태를 전제로 한 위의 분석 결과 역시 현실성이 떨어진다고 볼 수 있다. 이를 보완하기 위해서 아래에서는 정상 상태로의 이행 과정에 분석의 초점을 두어 저축률 변화를 살펴보기로 하자.

예를 들어, 양육비용이 시간이 흐름에 따라 지속적으로 증가하는 경우 출산율과 저축률이 어떻게 변화하는가를 분석하여 보자. 이 경우  $\beta$  값이 지속적으로 변화하므로 저축률의 변화는 정상 상태를 가정하지 않은 채 최적화의 일계조건으로부터 추론하여야 한다.  $\beta$ 의 값이 계속하여 증가한다면 식 (11)에 의해 소비가 증가하고 식 (10)에 의해 자녀의 수가 감소한다. 이와 같이 자녀의 수에 대한 투자는 감소하는 반면 자녀의 질에 대한 투자는 증가할 것이므로 자녀 1인당 상속액은 증가한다. 반면 자녀의 수가 감소하므로 양자의 곱인 부모의 총저축액은 증가할 수도 있고 감소할 수도 있다. 이를 수식으로 보기 위해 다음과 같은 특수한 경우를 생각해 보자.

$i-1$ 번째 세대까지는  $\beta$ 의 값이 일정하다가,  $i$ 번째 세대부터  $\beta$ 의 값이 상승하여 일정한 수준에 머문다고 하자. 즉,  $\beta_t = \beta$ ,  $t < i$ 이고,  $\beta_t = \beta'$ ,  $t \geq i$ 이며  $\beta' > \beta$ 라 하자. 이와 같이 부양비용이 증가하면 식 (11)에 의해  $i+1$ 기부터 소비 수준이 증가되며, 그 이후 소비 수준은 증가된 수준에 머물게 된다. 소비 수준이 변화함에 따

라 자녀의 수도 식 (10)에 의해 감소하게 되는데, 자녀의 수의 감소는  $i$ 기에만 발생하고, 그 이후의 세대는  $i$ 세대 이전의 자녀수와 동일한 자녀수를 가지게 된다.

다음으로 양육비의 증가가 저축률에 미치는 영향을 살펴보기 위해서 식 (13)에서 구한 저축률을 식 (7)을 이용하여 다음과 같이 다른 형태로 표현하여 보자.

$$s_i = 1 - \frac{c_i + n_i \beta_i}{w + rk_i}$$

$$s_{i-1} = 1 - \frac{c_{i-1} + n_{i-1} \beta_{i-1}}{w + rk_{i-1}}$$

위에서  $s_i$ 와  $s_{i-1}$ 을 비교하면, 우선 분자에 있어서 소비는  $i$ 기와  $i-1$ 기가 동일하다. 따라서 분자의 증감 여부는  $n\beta$ 값의 변화에 달려 있는데, 양육비  $\beta$ 가 증가하는 반면 자녀의 수  $n$ 이 감소하므로 두 값의 곱이 어느 방향으로 변화할지 확정적이지 못하다. 또한 분모의  $k$ 값 역시 변화하므로 저축률의 변화 방향 역시 예측할 수 없다. 즉, 앞서 살펴본 정상 상태 분석과는 반대로 양육비의 증가는 출산율을 감소시키지만 저축률에 주는 영향은 확정적이지 못하다. 이로부터 우리는 출산율 하락과 저축률 증가 현상을 동시에 설명하기 위해서는 부양비와 애타심의 정도에 적절한 제약이 필요함을 알 수 있다. 이 곳에서 분석되지는 않았지만, 세대간 교역 모형을 이용하더라도 모형을 구성하는 모수(parameter)에 일정한 제약이 가해져야만 두 현상을 동시에 설명할 수 있다. 구체적인 모수 값을 가정한 후, 모의실험(simulation)을 통해 이러한 제약이 현실적인지 평가하는 것은 매우 의미 있는 연구 과제가 될 수 있다.

## VI. 結 論

1960년대 중반 10%대에 불과하였던 한국의 저축률은 지난 30여년간 지속적으로 증가하여 현재 30%를 상회하는 높은 수준을 유지하고 있다. 본 연구는 1969년부터 1993년까지의 『도시가계연보』 자료를 사용하여 분석기간 동안 저축률 변화가 가졌던 특징을 정리하고 이에 대한 원인을 규명하고자 노력하였다. 본고의 실증 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 과거 30년간 저축률이 지속적으로 상승한 것은 특정 연령 계층에 한정된 현상이라기보다는 모든 연령 계층에 공통적으로 나타난 현상이다. 즉, 분석기간 동안 가구주의 연령별-저축률 profile은 지속적으로 상향 이동하였다. 둘째, 저축률이 최대화되는 연령이 점차 낮아지는 추세를 보이고 있다. 이는 가구주 연령별-저축률 profile이 단순히 상향 평행 이동한 것이 아니라, profile의 정점이 점차 좌측으로 이동하면서 상향 이동하였음을 의미한다. 셋째, 분석기간 동안 부양비, 평균 가구원 수, 기대 수명 등과 같이 저축률 결정과 밀접히 관련된 인구통계학적 변수(demographic factors)들이 급격히 변화하였다. 한 예로 1970년 83%이었던 한국의 부양비는 출산을 저하에 힘입어 1995년 40% 수준으로 감소하였는데, 이는 미국, 캐나다 등의 선진국에서 거의 한 세기에 걸쳐 일어난 변화를 25년으로 단축한 것이다.

이러한 실증 분석 결과를 바탕으로, 본 연구는 지난 30여년간 한국 저축률이 지속적으로 증가해 온 원인을 인구통계학적 요인의 변화에서 찾고 있다. 즉, 경제가 고속 성장하는 과정에서 출산율 및

부양비가 하락하고 이로 인해 저축률이 상승하였다는 주장이다. 이 가설은 경제 성장의 역할을 강조하는 점에서 기존의 항상 소득 이론과 생애 주기 이론과 큰 차이가 없는 것처럼 보인다. 그러나 경제 성장이 직접적으로 저축률에 영향을 주지 않고, 인구통계학적 요인을 통해 간접적으로 영향을 준다는 점에서 기존 이론과 구별된다. 이러한 가설의 이론적 근거로 본고는 Becker and Barro(1988) 모형을 사용하여 저축률 증가와 출산율 감소가 동시에 일어날 수 있는 조건을 분석하였다.

본 연구의 분석은 다음과 같은 점에서 한계가 있다. 우선 본고의 분석은 저축률의 추세 변화에만 초점을 두었지 저축률 수준의 결정에 관해서는 관심을 두지 않았다. 따라서 본고에 제시된 가설은 한국의 저축률이 다른 나라에 비해 높은 이유를 제대로 답할 수 없다. 또한 본 연구의 가설은 저축률 변화의 주요 특징 중 하나를 전혀 반영하지 못한다. 앞서 지적한대로 분석기간 동안 저축률은 지속적으로 증가하였을 뿐만 아니라 저축률이 정점을 이루는 연령이 점차 낮아지는 추세를 보이고 있다. 주택가격의 상승, 교육비의 증가 등이 이러한 현상의 주원인이라 추측되는데, 본고의 모형에는 이들 요인이 고려되지 않았다. 한국의 저축률 변화를 설명하는 바람직한 모형은 저축률 증가, 출산율 하락 현상과 함께 저축률이 정점을 이루는 연령이 점차 낮아져 온 현상도 설명할 수 있어야 한다. 이러한 특징을 가진 성장 모형을 구축하는 것은 매우 흥미로운 연구 과제라 생각된다.

## 〈參 考 文 獻〉

- 김광석, 『한국가계의 저축형태』, 한국개발연구원, 1975.
- 유병하, 「우리나라의 가계저축」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1988.  
9, pp. 31~44.
- 이명훈, 「우리나라 도시가계의 저축형태분석」, 『조사통계월보』, 제  
39권 제441호, 한국은행, 1985, pp. 31~50.
- 이성민, 「우리 나라 도시 근로자 가구의 저축 형태 분석」, 『조사 월  
보』, 제254호, 국민은행, 1992.
- 통계청, 『도시가계연보』, 각 연도.
- 한국은행, 『국민계정』, 1994.
- Becker, Gary S. and Robert J. Barro, "A Reformulation of the  
Economic Theory of Fertility," *Quarterly Journal of Econom-*  
*ics*, February 1988.
- Carroll, Christopher D., Byung-Kun Rhee and Changyong Rhee,  
"Are There Cultural Effects on Saving? : Cross-Sectional  
Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, 1994.
- Carroll, Christopher D. and Lawrence H. Summers, "Consumption  
Growth Parallels Income Growth : Some New Evidence," in  
B. Douglas Bernheim and John Shoven (eds.), *National  
Saving and Economic Performance*, University of Chicago  
Press, 1991.
- Collins, Susan M., "Savings and Growth Experiences of Korea and  
Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*,  
December 1988.
- Deaton, Angus, "Panel Data from Time Series of Cross Sections,"

- Journal of Econometrics*, 1985.
- \_\_\_\_\_, "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, 1991.
- Deaton, Angus and Christina H. Paxson, "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," in D. Wise (ed.), *Studies in the Economics of Aging*, Chicago : University of Chicago Press, 1994.
- Ehrlich, Isaac and Francis T. Lui, "Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 5, October 1991.
- Fry, Maxwell J. and Andrew Mason, "The Variable Rate-of-Growth Effect in the Life-Cycle Saving Model," *Economic Inquiry*, July 1982.
- Gersovitz, Mark, "Saving and Development," in Hollis Chenery and T.N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 1, Amsterdam : North Holland, 1988.
- Hahn, Jinsoo, "What Explains Increases in Korea's Saving Rate?," *International Economic Journal*, Vol. 8, No. 2, Spring 1994.
- Horioka, Charles Yuji, "The Determinants of Japan's Saving Rate : The Impact of the Age Structure of the Population and Other Factors," *The Economic Studies Quarterly*, September 1991.
- Hurd, Michael D. and Hoe Kyung Lee, "Household Saving Rates in Korea : Evidence on Life-Cycle Consumption Behavior," *Journal of the Japanese and International Economies*, 1995.
- Kang, Kenneth H., "Why Did Koreans Save So "Little" and Why Do They Now Save So "Much"?, " *International Economic Journal*, Winter 1994.
- Kotlikoff, L. and Lawrence H. Summers, "The Role of

- Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 1981.
- Leff, Nathaniel H., "Dependency Rates and Savings Rates," *American Economic Review*, December 1969.
- Mace, Barbara J., "Consumption Volatility : Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," Ph.D. dissertation, Univ. of Chicago, 1988.
- \_\_\_\_\_, "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," *Journal of Political Economy*, 1991.
- Mason, Andrew, "Saving, Economic Growth, and Development Change," *Population and Development Review*, March 1988.
- Modigliani, Franco, "The Life-Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Difference in the Saving Ratio," in W.A.Eltis, M.FG.Scott and J.N.Wolfe (eds.), *Induction, Trade, and Growth : Essays in Honour of Sir Roy Harrod*, Oxford : Clarendon Press, 1970, pp. 197~225.
- Poterba, James, *International Comparisons of Household Saving*, Chicago : Chicago University Press, 1994.

〈국문요약〉

## 韓國의 貯蓄率 推移에 관한 研究: Synthetic Cohort 分析

朴大槿 · 李昌鏞

우리 나라의 저축률은 1975년 17%에서 1993년 34%로 매우 빠른 속도로 증가하였는데, 여기에는 가계 저축의 증가가 큰 기여를 하였다. 본 연구는 『도시가계연보』에 보고된 가구별 소득 및 소비 자료를 이용하여 과거 20여년간 우리 나라 가계 저축률 변화의 원인과 특징을 분석하고 있다.

『도시가계연보』의 자료를 이용한 기존 연구는 대부분 횡단면 분석에 한정되어 있다. 그러나 기대 수명, 부양 가족수와 같은 인구통계학적 요인이 가구별 저축에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 동일 가구를 여러 시점에서 관찰한 패널 자료가 필요하다. 본 연구는 각 연도의 『都市家計年報』 자료로부터 연령 집단별 평균 저축률을 구한 뒤, 이를 연결하여 마치 하나의 대표적 가구를 상이한 시점에서 관측한 것처럼 취급하는 Synthetic Cohort 분석 방법을 사용한 점에서 기존연구와 차이가 있다.

본 연구의 실증 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 과거 20년간 한국의 저축률이 증가하여 온 것은 높은 저축률을 가진 특정 연령 계층의 인구 비중이 증가하였기 때문이 아니라, 모든 연령 계층의 저축률이 고르게 상승하였기 때문이었다. 둘째, 이와 같이 각 세대별 저축률 profile은 상향 이동하였을 뿐만 아니라 저축률이 최대값을 가지는 연령이 점차 저령화되는 현상도 관찰되었다.

실증 분석의 결과 밝혀진 사실을 토대로 본 연구는 한국 저축률의

증가 추세를 설명하기 위한 한 가지 가설을 제시한다. 지난 30여 년간 한국 경제가 고속 성장을 하는 과정에서 기대 수명, 출산율, 부양비 등의 인구통계학적 요인이 급격히 변화하였고 이들은 모두 저축률을 증가시키는 역할을 하였다. 즉, 본 연구는 '경제 성장 → 출산율 및 부양비의 하락, 핵가족화, 기대 수명의 연장 → 저축률 증가'라는 인과관계를 강조하고 있다. 선진국과 달리 인구통계학적 요인이 급격히 변화한 한국의 경우에는 경제 성장이 인구통계학적 요인을 변화시켜 저축률에 영향을 주는 간접적 경로를 무시할 수 없다는 것이 위 가설의 요지이다. 마지막으로, 본 연구는 저축률과 출산율 결정을 내생화시킨 이론적 모형을 사용하여 위 가설이 성립할 수 있는 조건을 살펴보고 있다.

<abstract>

## **A Study on the Saving Rates in Korea: Synthetic Cohort Analysis**

Park, Daekeun and Changyong Rhee

In the 1960s, the national saving rate in Korea was about 10% of her Gross National Product. By 1995, it has risen to as high as 36.2%—one of the highest saving rates in the world. The purpose of this paper is to review basic facts on Korean saving rate in the last thirty years, and analyze the determining factors behind its rapid growth. Especially, using the data from *Family Survey of Income and Expenditure* from 1970 to 1993 and applying the synthetic cohort analysis as in Kotlikoff and Summers [1981], this paper tries to characterize the life-cycle pattern of household saving rates in Korea on a cohort-by-cohort basis.

We find that the rapid rise in saving rates is a universal phenomenon across all cohorts. Therefore, the upward trend in the aggregate saving rate cannot be explained simply by the increase in the relative proportion of middle aged population, which has higher saving rates. We also find that the age profile of saving rate by cohort has shifted upward and to the left during the sample period. In other words, the saving rate of the younger generation not only goes up but also reaches its peak at an earlier part of their lifetime, compared with those of the seniors. To explain these stylized facts, we propose a model which emphasizes the causality

from high economic growth to high saving rate through the rapid changes in demographic factors: during the sample period, life expectancy, fertility rate, and dependency ratio changed drastically in Korea due to high economic growth, and they all had positive effects on saving. Unlike the industrial countries cases which experienced gradual changes in demographic factors, the role of demographic factors cannot be undervalued in explaining the saving rate behavior in Korea.

〈著者略歷〉



朴大權

서울대학교 經濟學科 卒業  
韓國科學技術院 經營科學科 工學 碩士  
美國 Harvard University 經濟學 博士  
美國 New York 州立大學(Albany) 助教授  
現 漢陽대학교 商經大學 經濟學部 副教授



李昌鏞

서울대학교 經濟學科 卒業  
美國 Harvard University 經濟學 博士  
美國 University of Rochester 經濟學科 助教授  
世界銀行(The World Bank) Visiting Fellow  
現 서울대학교 經濟學部 助教授