

한국의 개인 연령별 저축률 추정*

박대근** · 성태윤***

본 연구에서는 한국가구패널조사자료를 이용하여 가구별 소득·소비 자료로부터 개인의 연령별 저축률을 추정해 보았다. 추정결과 개인의 연령별 저축률 곡선은 55세에 정점에 달한 후 완만하게 하락하는 모습을 가지는데 이는 가구주 연령별 저축률 곡선에 비해 상대적으로 생애주기소비이론의 예측에 가까운 모습이다. 이와 같은 결과는 가구주 연령별 저축률 곡선을 사용하여 생애주기소비이론에 대한 실증분석을 하거나 인구의 연령구조가 경제 전체의 저축률에 미치는 영향을 분석할 경우 편의된 결과를 가져올 가능성을 시사해 준다. 추정된 개인 연령별 저축률을 이용한 결과 우리 나라는 2050년까지 고령화에 따라 가계저축률이 약 3.2~4.4%포인트 감소할 것으로 예측된다.

핵심주제어: 저축률, 고령화, 생애주기소비이론
경제학문헌목록 주제분류: E2, E0

I. 서 론

현대적인 소비이론인 생애주기소비이론(life-cycle theory of consumption)은 각 개인의 연령에 따라 소득발생 패턴이 변화하는 특성에 중점을 둔다. 즉, 각 개인은 유년기에는 소득이 없으나 청장년기에는 소득이 늘어나며 다시 은퇴 후의 노년기에는 소득이 줄어드는 등 평생에 걸쳐 소득이 변화한다. 이처럼 소득은 평생에 걸쳐 변화하는 반면, 각 개인의 효용극대화는 소비를 비교적 평탄하게 유지할 것을 요구하기 때문에 저축이나 저축률도 소득발생 패턴과 유사하게 변하게 된다.

즉, 생애주기소비이론에 따르면 소득이 높은 청장년기에는 저축률이 증가하

* 본 연구는 2001년도 한양대학교 교내연구비의 지원에 의해 연구되었습니다. 본 연구의 자료수집과 처리에 도움을 준 김대욱 박사에게 감사를 포함합니다.

** 한양대학교 경제금융대학 교수(제1저자), 전화: (02) 2220-1033, 팩스: (02) 2295-1824, E-mail: parkdk@hanyang.ac.kr

*** 한국과학기술원 테크노경영대학원 교수(공동저자), 전화: (02) 958-3535, 팩스: (02) 958-3604, E-mail: econsung@kgsms.kaist.ac.kr

논문투고일: 2006. 5. 23 수정일: 2006. 11. 21 게재확정일: 2006. 11. 27

였다가 소득이 크게 줄어드는 은퇴 후의 노년기에는 저축률이 크게 감소할 것으로 예상된다. 따라서 각 개인의 소비와 저축이 생애주기소비이론에서 예측하는 바와 같이 결정된다면, 평생 동안의 연령별 저축률의 변화를 그림으로 나타낼 경우 낙타의 등과 같은 모양(hump shape)이 나타날 것으로 기대된다.

그런데 실제로 가구별 조사자료를 이용하여 평생 동안의 연령별 저축률 곡선을 구해 본 기존의 연구들에서는 낙타의 등과 같은 모양이 명확하게 나타나지 않는다. 대부분의 연구들은 생애주기 저축률 곡선이 매우 평탄한 모습을 가짐을 발견하였는데, 이는 고령가구가 은퇴 후에도 한동안 높은 저축률을 유지하기 때문이다. 예를 들어, Deaton and Paxson(1997)은 미국, 영국, 대만, 태국 등 4개국의 가구조사자료를 이용하여 출생연도집단효과(cohort effect)를 제거한 생애 저축률 패턴을 구해 본 결과 생애주기소비이론이 예측하는 바와 일치하지 않음을 발견하였다. 이들은 특히 영국과 태국에서는 은퇴 후의 노년기에도 상당기간 동안 청장년기 수준의 저축률이 유지됨을 발견하였다.

이와 같은 결과에 대해서는 두 가지 상반된 해석이 제기되고 있다. 첫째는 고령가구의 저축성향이 생애주기소비이론의 예측과는 달리 실제로 상당히 높다는 해석이다. 실제로 여러 연구들이 생애주기소비이론의 전제와는 달리 사람들은 은퇴를 전후하여 소비를 감소시키는 경향이 있음을 지적하고 있다. Banks, Blundell, and Tanner(1998)는 영국의 소비자들이 은퇴시점에 근접할수록 소비를 줄임을 발견하였으며, Bernheim, Skinner, and Weinberg(1997)도 은퇴와 함께 소비의 여러 구성요소들이 급격히 감소함을 발견하였다. Hurd and Rohwedder(2003)도 은퇴시점에 실제소비와 기대소비가 모두 감소한다는 결과를 제시하였다. 이처럼 생애주기소비이론에서의 예측과는 달리 은퇴와 함께 소비가 감소하는 이유로는 Carroll(1994)이 지적한 사망시기의 불확실성을 비롯하여 예비적 동기, 상속동기 등을 들 수 있겠다.

은퇴 후의 고령가구에서 높은 저축률이 관측되는 현상에 대한 또 다른 해석은 가구별 조사에서 나타나는 표본추출 편의(sampling bias) 때문이라는 것이다. 가구를 조사단위로 하는 서베이자료에서 표본으로 추출되는 노령가구들은 독립적인 가구를 구성할 수 있을 정도로 소득수준이 높은 가구일 것이며, 따라서 평균적인 고령가구에 비해서 더 높은 수준의 저축을 할 수 있는 여유가 있는 가구들이다. 반면에 소득이 전혀 없거나 적은 고령자는 많은 경우 소득이 있는 자녀와 함께 살기 때문에 별도의 가구를 구성하지 않을 것이고, 따라서 가구별 조사에서 표본으로 추출되지 않을 것이다. 소득수준이 낮은 고령자들이 자녀와

함께 거주하는 경우 가구주는 소득이 있는 자가 되기 때문이다. 따라서 가구별로 수집된 소득소비 조사자료에서는 소득수준이 낮은 고령자들이 과소하게 표본으로 추출되며, 이로 인해 생애주기소비이론이 성립됨에도 불구하고 가구별 조사자료에서는 고령자에 있어서 높은 수준의 저축률이 관측될 수 있다는 것이다.

이와 같은 표본추출 편이의 가능성은 국가별 횡단면자료를 이용한 총저축률에 대한 회귀분석에서 고령인구비율의 증가가 총저축률을 유의하게 하락시키는 것으로 나타난다는 사실에서도 가늠할 수 있다(Bosworth, Bryant, and Burtless, 2004; 최공필·박대근·이창용·남재현, 2005). 표본추출 편이로부터 자유로운 총계자료 분석에서 총저축률이 노령인구비율 증가에 따라 감소한다 함은 고령자의 저축률이 청장년층에 비해 낮다는 생애주기소비이론의 예측과 일치하는 현상이다.

가구조사자료에서 관찰되는 고령자의 높은 저축률이 표본편의로 인한 것인지의 여부는 가구별 조사자료 대신 개인별 조사자료를 이용하여 연령별 저축률 곡선을 구해 보면 알 수 있을 것이다. 더욱이 생애주기소비이론 자체는 가구가 아닌 개인을 분석단위로 하기 때문에 생애주기소비이론을 제대로 평가하기 위해서도 가구별 자료가 아닌 개인별 자료를 이용하는 것이 합당하다.¹⁾ 개인의 연령별 저축률 곡선을 구하는 것은 고령화와 같은 인구구조 변화가 경제 전체의 저축률에 미치는 영향을 분석하기 위해서도 필요하다. 가구주 연령을 기준으로 하여 구한 연령별 저축률을 이용하여 경제 전체의 저축률을 구하기 위해서는 가구주 연령별 가구수를 가중치로 해야 하는데, 고령화에 따라 가구주 연령별 가구수의 분포가 어떻게 변화할지를 예측하기가 어려울 것이다. 연령별 인구분포의 변화가 가구주 연령별 가구수 분포의 변화와 일치하지는 않을 것이기 때문이다. 만일 개인의 연령별 저축률을 알 수 있다면 연령별 인구분포의 변화를 이용하여 경제 전체의 저축률 변화를 계산할 수 있을 것이다.

문제는 대부분의 소비조사자료는 가구를 조사대상으로 하기 때문에 이를 이용하여 개인별 저축률을 구하기가 어렵다는 데에 있다. 이와 같은 현실적인 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 Deaton and Paxson(1999)은 Chesher(1998)의 방법을 응용하여 가구별 소득 및 소비 자료로부터 개인의 연령별 저축률을 추

1) 물론 개인의 소비의사결정은 가구 전체의 소비의사결정에도 의존하므로 가구별로 저축률을 분석하는 것도 의미가 있다. 다만 생애주기소비이론 자체가 개인을 단위로 하여 설정된 이론이므로 이 이론을 검증하고 실증적으로 적용하기 위해서는 가구주 연령별로 저축률 곡선을 구하는 것보다는 개인 연령별 저축률 곡선을 구하는 것이 더 적당하다는 것이다.

정해 보았다. 이들이 태국과 대만의 자료를 이용하여 개인의 연령별 저축률 곡선을 추정한 결과에 따르면, 은퇴 후의 저축률이 급격히 하락하는 현상이 분명히 나타나는데 이는 가구주 연령을 기준으로 하여 구한 저축률 곡선에서는 명확하게 나타나지 않았던 현상이다. 즉, 가구별 소득 및 소비 자료를 이용하여 가구주 연령을 중심으로 구한 연령별 저축률 곡선에서는 60세 이후 75세까지의 저축률이 그 전에 비해 거의 하락하지 않거나 완만하게 하락하는 반면, 개인별 저축률 곡선에서는 60세 이후부터 저축률이 급격하게 하락하여 마이너스의 저축률도 관찰된다. Demery and Duck(2001)도 Deaton and Paxson(2000)이 사용한 것과 동일한 방법으로 영국의 가구별 저축자료를 개인별 저축자료로 전환한 후 출생연도집단효과(cohort effect)를 제거한 생애주기 저축률 곡선을 구한 결과 완연한 낙타등 모양의 저축률 곡선을 구할 수 있다.

우리 나라의 경우도 Park and Rhee(2005)가 도시가계 조사자료를 이용하여 가구주 연령별 저축률 곡선을 구해 본 결과에 따르면, 우리 나라 가구의 생애주기 저축률 곡선은 30세와 55세를 전후로 하여 두 개의 정점을 가지며, 65세 이후에도 높은 저축률이 유지되고 있다. Park and Rhee(2005)는 이와 같이 추정된 가구주 연령별 저축률을 이용하여 1970년부터 2000년 사이의 가계총저축률의 증가에 인구연령구성 변화, 연령별 저축률 변화, 연령별 소득분포 변화가 각각 얼마나 기여했는지를 구해 보았다. 그 결과는 이 기간중 인구연령구조에 상당한 변화가 있었음에도 불구하고 생애주기소비이론의 예측과는 달리 인구연령구성 변화는 저축률 변화에 매우 미약한 기여만을 한 것으로 나타났다. 이와 같은 결과 역시 표본편의의 문제를 비롯하여 가구조사자료를 이용하여 연령별 저축률을 구할 때 제기될 수 있는 여러 가지 문제로 인한 결과일 가능성이 있다.

이에 따라 본 연구에서는 Deaton and Paxson(2000)이 사용하였던 방법을 이용하여 우리 나라의 개인별 생애주기 저축률 패턴을 구하고 이를 이용하여 노령화가 우리 나라의 가계 총저축률에 미치는 영향을 추정해 보고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 내용으로 구성된다. 제Ⅱ절에서는 가구별 조사자료인 한국가구패널조사자료를 이용하여 가구별 생애주기 저축률 패턴을 구하고 그 문제점을 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 개인별 저축률 추정에 사용된 자료와 추정방법을 설명하고 이를 이용하여 개인별 저축률을 구한다. 제Ⅳ절에서는 제Ⅲ절에서 구한 개인 연령별 저축률을 이용하여 향후 인구고령화에 따라 예상되는 저축률 변화를 추정해 본다. 제Ⅴ절은 본 연구의 결론과 함께 한계점을 제시한다.

II. 가구주 연령별 저축률 곡선의 추정

본 연구에서는 한국가구패널조사자료를 이용하여 개인별 저축률 곡선을 추정하였다. 가구별 소득과 소비에 대한 서베이자료로는 통계청에서 시행하는 도시가계조사가 더욱 많은 표본에 대해 소득·소비를 조사하고 있으나 이 자료는 가구구성원의 연령을 5세 또는 10세 간격의 구간별로만 제시하고 있으며, 구간간격도 일정하지 않아 가구별 소득·소비 자료로부터 개인 연령별 소득·소비를 추정하기에 부적합하다.

한국가구패널조사(Korea Household Panel Study)는 1993년부터 1998년까지 6년에 걸쳐 약 4,500가구의 소득·소비·자산 등에 대한 정보를 조사한 패널조사다. 첫 해인 1993년에는 4,547가구가 조사되었으나 1998년에 이르는 동안 2,281가구가 탈락하고 555가구가 신규 진입하였다. 본 연구에서는 1차부터 6차까지 모든 조사에서 공통적으로 포함된 가구 중 가구일련번호 및 가구주 사항이 누락된 가구를 제외한 1,000여 가구만을 분석대상으로 하였다. <표 1>은 표본에 포함된 가구의 가구주 연령별 분포를 보여 준다.

가계조사자료로부터 저축을 계산함에 있어서는 내구재 소비지출과 자가소유 주택에 대한 귀속임대료를 어떻게 처리할 것인가가 문제가 된다. 내구재의 경우에는 여러 기간에 걸쳐 서비스를 제공하기 때문에 내구재 구입에 사용된 지출총액을 구입연도의 소비지출로 계산하는 것은 불합리하다. 이론적으로는 내구재 구입에 사용된 지출은 모두 저축으로 처리하고 가계가 보유한 내구재 스톡(stock)으로부터의 서비스 흐름만을 추정하여 해당연도의 소비에 포함시키는 것이 원칙이다. 그러나 현실적으로 각 가계의 내구재 스톡은 추정이 곤란하다는 문제가 있다. 따라서 본 연구에서는 내구재 소비지출의 50%만을 소비에 포함시키고 나머지 50%는 저축으로 계산하였다.²⁾ 비내구재의 분류를 위해서는 Mace(1988)에 제시된 구분을 이용하였다. 한편, 한국가구패널조사자료는 자가소유주택에 대한 귀속임대료(implied rent)를 보고하고 있는데, 이를 포함하여 소득과 소비지출을 정의하였다.

결과적으로 소득은 근로소득, 자영업소득, 농림수산업소득, 비정규직소득, 부업소득, 금융상품소득, 부동산소득, 연금소득, 보조금소득, 가타 소득에 자가소

2) 이러한 방법을 쓴 기존 연구로는 Mace(1991); Carroll, Rhee, and Rhee(1994); Park and Rhee(2005) 등이 있다.

〈표 1〉 가구주 연령별 표본수

연령	1994년	1995년	1996년	1997년
21	0	1	1	0
22	1	0	0	1
23	0	0	1	0
24	3	3	0	1
25	4	0	1	0
26	6	4	3	1
27	12	8	6	4
28	22	15	10	7
29	21	22	16	9
30	34	18	16	16
31	46	41	25	22
32	60	62	41	29
33	55	59	57	39
34	68	56	67	62
35	66	74	53	66
36	61	57	68	49
37	64	57	64	64
38	60	56	58	70
39	41	63	52	59
40	54	49	68	59
41	36	43	47	62
42	51	38	43	52
43	30	50	38	43
44	39	36	51	38
45	24	26	32	46
46	30	22	31	31
47	34	45	25	26
48	22	26	44	26
49	27	23	24	39
50	29	21	21	26
51	19	33	23	16
52	28	20	29	22
53	27	23	16	30
54	21	24	23	15
55	15	21	23	25
56	15	17	22	22
57	17	11	12	21
58	15	17	14	14
59	16	12	18	14
60	8	13	15	16
61	13	8	13	16
62	10	15	10	11
63	7	4	14	10
64	8	7	6	13
65	9	7	6	5
66	1	5	8	4
67	3	4	5	8
68	2	2	3	5
69	1	1	3	2
70	1	1	0	1
71	3	2	2	1
72	0	0	3	1
73	2	2	1	2
74	1	1	2	1
75	0	0	1	0
76	0	0	1	0
77	0	0	0	1
합 계	1,110	1,096	1,076	1,055

유주택에 대한 귀속임대료를 포함한 값으로 구하였다. 소비는 비내구재 및 서비스재 소비에 내구재 구입금액 총합계의 50%와 자가소유주택에 대한 귀속임대료를 더한 값으로 구하였다.

개인 연령별 저축률 곡선을 추정하기에 앞서서 비교목적에서 가구주 연령별 저축률 곡선을 추정해 보았다. 각 가구의 소득과 소비에는 연령효과(age effect)와 출생연도집단효과(cohort effect)가 혼재되어 있기 때문에 회귀분석을 통해 출생연도집단효과를 분리하였다. 보다 구체적으로 출생연도집단효과의 분리를 위해서 사용된 방법은 다음과 같다.

생애주기소비이론에 따르면 연령별 소비는 출생연도에 따라 달라지는 평생소득과 출생연도에 관계 없이 일정한 연령별 소비패턴에 의해 결정된다. 이와 같은 가정에 따르면 b 년도에 태어났고 현재 연령이 a 인 소비자의 소비는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$c_{ab} = f(a)W_b. \quad (1)$$

식 (1)에서 W_b 는 b 년도에 태어난 연령집단의 평생소득을, $f(a)$ 는 연령별 평생소득 대비 소비의 비율을 나타낸다. 위 식의 양변에 로그를 취하면 각 소비자의 소비는 다음과 같이 출생연도효과와 연령효과의 합으로 분리될 수 있다.

$$\ln c_{ab} = \ln f(a) + \ln W_b. \quad (2)$$

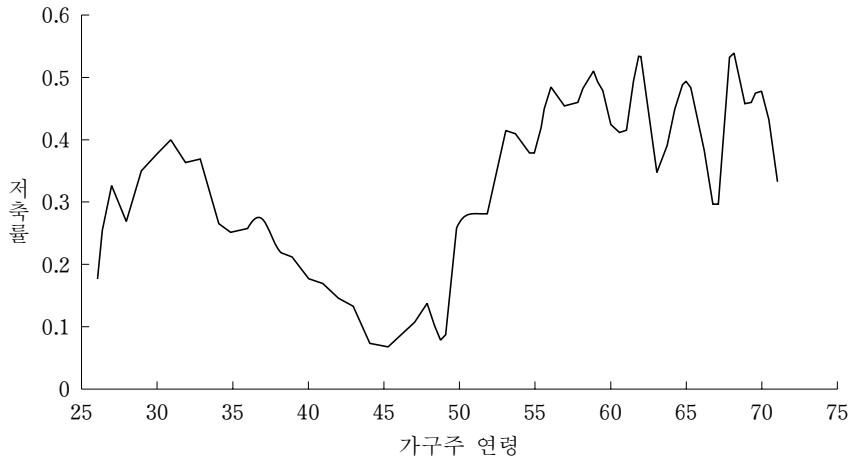
따라서 출생연도효과와 연령효과는 다음과 같은 선형 회귀식에 의해 추정될 수 있다.

$$\ln c_{ab} = D^a \alpha_c + D^b \beta_c + u_{ab}. \quad (3)$$

식 (3)에서 D^a 와 가구주 연령이 a 세일 때에만 1의 값을 갖는 더미변수의 행렬을 나타내며, D^b 는 가구주의 출생연도가 b 년도일 때에만 1의 값을 갖는 더미변수의 행렬을 나타낸다. 소비에 있어서 연령효과와 출생연도효과는 각각 α_c 와 β_c 의 두 벡터에 대한 추정치와 같다. 소비와 마찬가지로 각 소비자의 소득 역시 소득과 상속액이 평생소득에 비례한다는 가정하에 다음과 같은 회귀식에 의해 연령효과와 출생연도효과로 분리할 수 있다.

$$\ln y_{ab} = D^a \alpha_y + D^b \beta_y + u_{ab}. \quad (4)$$

실제 추정에는 초기 연도인 1993년과 외환위기로 인해 소득과 소비의 변동이



〈그림 1〉 가구주 연령별 저축률(출생연도효과 제거)

심했던 1998년을 제외한 1994~1997년의 4개년도 자료가 이용되었다. 〈그림 1〉은 출생연도집단효과를 제거한 가구주 연령별 저축률 곡선을 보여 준다. 이 그림에 따르면 우리 나라의 가구주 연령별 저축률 곡선은 두 개의 정점을 가진다. 즉, 30세에 첫 번째 정점에 다다른 후 하락하여 45~50세까지 저점에 달한 후 다시 상승하여 60세 부근에서 두 번째 정점에 다다른다. 이와 같은 연령별 저축률 곡선의 특징은 Park and Rhee(2005)가 도시가계조사자료를 이용하여 구한 가구주 연령별 저축률 곡선에서도 동일하게 나타난다.

한편, 〈그림 1〉은 우리 나라 가구의 저축률이 가구주 연령이 65세가 지난 이후에도 계속 높은 수준에 머물러 있음을 보여 준다. 이와 같이 고령가구에서 높은 수준의 저축률이 계속 유지되는 현상은 소득수준이 충분히 높은 고령자만이 독립된 가구를 구성함에 따라 발생하는 표본추출 편의현상의 결과일 수도 있다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 독립된 가구를 구성하지 못한 고령자들을 포함한 개인별 저축률을 구해 볼 필요가 있다.

III. 개인 연령별 저축률 추정

한국가구패널조사자료에서는 가구원별로 소득과 소비를 조사하여 제공하지 않으므로 가구 전체의 소득과 소비로부터 가구원 개개인의 소득과 소비를 추정해야 한다. 가구 전체의 소비로부터 가구원 개개인의 소비를 추정하기 위해서

는 각 세부 소비항목을 가구원의 연령에 따라 배분하는 방법을 사용할 수 있다. 그러나 이와 같은 방법은 가구원 개인별 소득을 추정하는 데에는 적합하지 않다. 따라서 본 연구에서는 Deaton and Paxson(2000)이 태국과 대만의 가구조사자료로부터 개인별 소득과 소비를 추정하기 위해 고안한 방법을 사용하고자 한다.

t 년도의 h 번째 가구의 소비를 c_{ht} 라 하면 이는 다음과 같이 각 가구원의 소비의 합으로 나타낼 수 있다.

$$c_{ht} = \sum_{a=1}^A n_{ahit} \beta_{at}, \quad t=94, 95, 96, 97. \quad (5)$$

식 (5)에서 n_{ahit} 는 t 년도 h 번째 가구에 있어서 연령이 a 세인 가구원의 수를 나타내며, β_{at} 는 연령이 a 세인 개인의 t 년도 소비액을 나타낸다. 개인별 소비액인 β_{at} 의 값은 가구별 소비액을 종속변수로 하고, 연령별 가구원수를 설명변수로 한 다음 회귀식에 의해 추정할 수 있다.

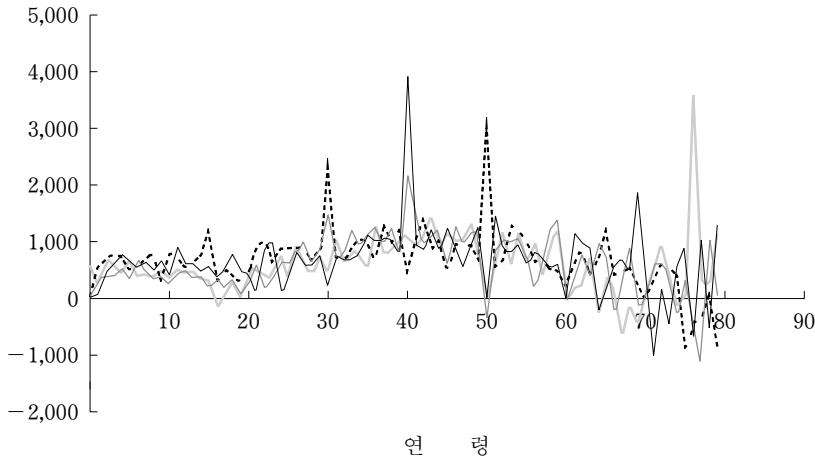
$$c_{ht} = \sum_{a=1}^A n_{ahit} \beta_{at} + v_{ht}, \quad t=94, 95, 96, 97. \quad (6)$$

마찬가지로 가구별 소득액을 종속변수로 한 회귀식에 의해서 개인별 소득이 추정될 수 있다.

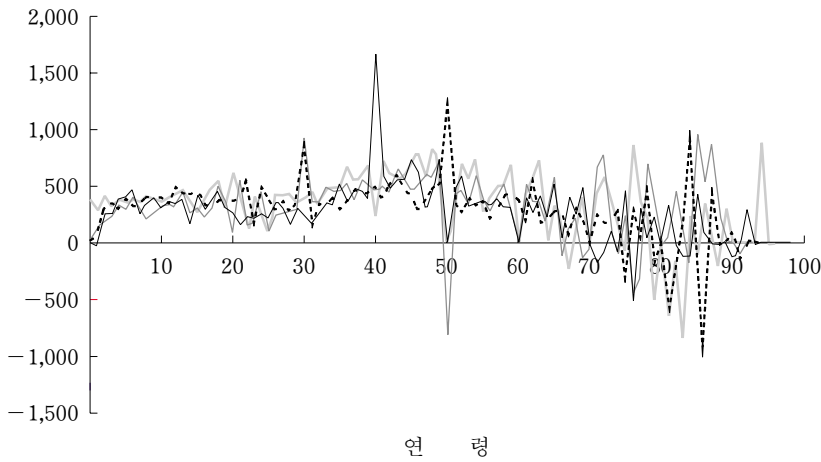
<그림 2>와 <그림 3>은 각각 이와 같은 방법을 이용하여 추정된 개인의 연령별 소득과 소비를 보여 준다. 실제 추정에 있어서는 1994년부터 1997년까지 4년 연도에 대해 각각 개인별 소득과 소비를 추정하였으며, 두 그림은 4개 연도의 추정치를 겹쳐서 보여 준다.

그런데 <그림 2>와 <그림 3>에서 볼 수 있듯이 이와 같이 추정된 개인별 소비와 소득은 연령별로 변동폭이 매우 크며 추정치가 0보다 작은 값을 가지는 경우도 있다. 뿐만 아니라 노년층의 경우 해당 연령의 가구원이 아예 없어서 개인별 소비와 소득이 아예 추정되지 못하는 경우도 있다. 이와 같은 문제는 본 연구에서 사용된 한국가구패널자료의 경우 연도별로 조사되는 표본가구의 수가 <표 1>에서 보듯이 1,000여 가구에 불과하기 때문에 더욱 심각하게 나타난다. 이와 같은 문제를 해소하기 위해서는 다음과 같이 Deaton and Paxson(2000)의 방법을 따른다.

생애주기소비이론에 따르면 <그림 2>에서와 같이 추정된 개인별 소비는 식 (1)에서와 같이 출생연도에 의해 결정되는 평생소득과 연령효과로 나누어진다.



〈그림 2〉 연령별 개인소득의 추정치



〈그림 3〉 연령별 개인소비의 추정치

즉,

$$\beta_{at} = f(a)W_{t-a}. \tag{7}$$

t 년도에 연령이 a 세인 개인의 출생연도는 $t-a$ 이므로, 식 (7)은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\beta_{ab} = f(a)W_b = \alpha_a \gamma_b. \tag{8}$$

식 (7)에 의거하여 〈그림 2〉에서와 같이 추정된 β 의 값들로부터 연령효과와

출생연도집단효과를 분리하기 위해서는 다음의 값을 최소화시키는 α 와 γ 의 값을 구하면 된다.

$$\sum_{b=1}^C \sum_{a=1}^A (\beta_{ab} - \gamma_b \alpha_a)^2. \tag{9}$$

실제로 식 (9)에 주어진 값을 극소화시키는 γ 와 α 의 값은 다음과 같이 구할 수 있다. 식 (9)에 주어진 표현은 다음 행렬의 대각원소의 합(trace)과 같다.

$$(B - \gamma \alpha')'(B - \gamma \alpha'). \tag{10}$$

식 (10)에서 C 를 전체 출생연도 집단의 수, A 를 전체 연령의 수라고 할 때 B 는 $C \times A$ 행렬인데, B 의 (a, b) 번째 원소인 β_{ab} 는 출생연도가 a 번째 행에 해당하고, 연령이 b 번째 열에 해당하는 개인의 소비를 나타낸다. γ 는 출생연도 효과를 나타내는 벡터이며 α 는 연령효과 벡터다.

식 (10)의 대각원소의 합을 극소화시키는 γ 는 $B'B$ 의 최대 특성근(eigenvalue)에 대응되는 특성벡터(eigenvector)와 같으며, 이 때 α 는 $B'\gamma$ 와 같다.³⁾

그런데 문제는 각 연도마다 전체 표본의 수가 크지 않은데다가 본 연구에 4년간의 조사자료만이 사용됨에 따라 식 (6)에 의해 추정된 베타값으로는 B 행렬 원소 중 상당 부분의 값을 알 수가 없다. 따라서 실제로는 다음과 같이 Deaton and Paxson(2005)의 방법을 사용하였다.

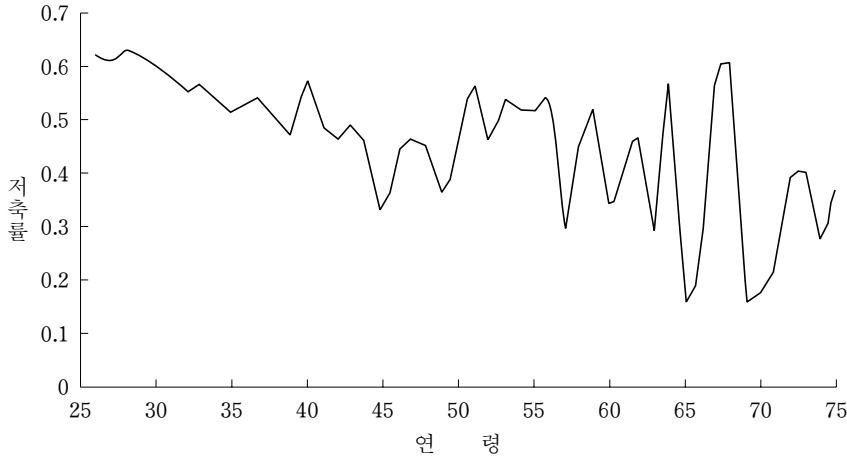
먼저 식 (6)에 의해 추정된 β 를 식 (3)과 같이 연령효과 더미변수와 출생연도효과 더미변수에 대해 회귀시켜서 연령효과와 출생연도효과를 각각 구하고 이를 α 와 γ 의 초기 추정치로 한다.

다음으로 B^* 행렬을 다음과 같이 정의한다. B^* 행렬의 (a, b) 번째 원소를 β_{ab}^* 라 할 때, 식 (6)에 의해 β_{ab} 의 값이 추정될 경우에는 β_{ab}^* 의 값을 추정된 β_{ab} 의 값으로 고정시키고, β_{ab} 의 값이 추정되지 않을 경우에는 그 값을 위에서 구한 α_a 와 γ_b 의 곱으로 대체한다. 그리고 다음 식의 대각원소의 합을 극소화시키는 γ 와 α 를 구한다.

$$(B^* - \gamma \alpha')'(B^* - \gamma \alpha'). \tag{11}$$

식 (11)의 값을 극소화시키는 새로운 γ 와 α 의 값이 구해지면 이를 이용하여 B^* 행렬을 다시 구하고 이를 이용하여 식 (10)을 극소화시키는 γ 와 α 의 값을

3) Deaton and Paxson(2005), p. 220.



〈그림 4〉 개인의 연령별 저축률 곡선(출생연도효과 제거)

구한다. 이와 같은 절차를 γ 와 α 의 값의 변화가 일정 범위이내로 수렴할 때까지 반복한다. 실제 추정에서는 소득과 소비에 있어서 출생연도효과가 동일하다는 제약을 부과하였다.

〈그림 4〉는 이와 같은 과정을 거쳐서 구한 소득과 소비의 연령효과를 이용하여 계산한 개인의 연령별 저축률 곡선을 보여 준다. 이미 언급된 바와 같이 한국가구패널조사자료의 경우 매년 조사되는 표본의 수가 크지 않은 데다가 조사연도도 짧기 때문에 각 연령별로 개인별 소득효과와 소비효과의 추정치의 변동이 심하게 나타난다. 그러나 〈그림 4〉를 〈그림 1〉에 주어진 가구주 연령별 저축률 곡선과 비교하면 다음과 같은 차이점을 볼 수 있다. 가구주 연령별 저축률은 45~50세에 최저수준에 달한 후 55세까지 증가한 후 70세에 이르기까지 거의 같은 수준을 유지하는 데 비해, 개인 저축률은 우선 45~50세의 저점에서 55세까지 증가하였다가 그 이후에는 전체적으로 다소 감소하는 모습을 보인다. 다만 연령효과 추정치의 연령별 변동이 심하여 몇몇 연령대에서 높은 수준의 저축률이 관찰되나 전체적으로는 저축률이 감소하는 모습을 보인다.

이와 같이 개인의 저축률 곡선이 가구주 연령별 저축률 곡선에 비해 노년기에 저축률이 낮아지는 모습을 보이는 것은 가구조사자료를 이용하여 추정한 저축률 곡선이 고령가구로 인한 표본추출 편의에 의해 영향을 받았을 가능성이 있음을 의미한다.

IV. 고령화에 따른 저축률 변화

고령화 문제가 우리 경제의 중요 현안으로 부상하고 있다. 우리 나라는 다른 선진국들에 비해 늦게 고령화가 시작되었지만 그 속도는 어느 나라보다 빠르다. 일반적으로 고령화의 척도로 65세 이상의 고령인구 대 전체 인구의 비율을 사용하는데, 이 비율이 7% 이상이면 고령화 사회, 14% 이상이면 고령사회, 그리고 20% 이상이면 초고령사회라 부른다. 우리 나라는 <표 2>에서 보듯이 2000년에 들어서야 고령화 사회에 진입했지만, 고령화의 속도는 매우 빨라서 2018년에 고령사회, 2026년에 초고령사회에 진입할 것으로 예상된다. 프랑스와 일본이 고령화 사회로부터 고령사회로 이행하는 데 각각 115년과 24년이 걸린 데 반해, 한국은 불과 18년 만에 고령사회로 진입하는 것이다(최공필·박대근·이창용·남재현, 2005).

이처럼 고령화가 빠른 속도로 진행됨에 따라 고령화는 우리 경제에 큰 영향을 줄 것으로 예상된다. 고령화는 성장, 고용, 재정, 금융 등 다방면에 걸쳐 경제에 영향을 미친다. 특히, 고령화가 금융시장에 미치는 영향과 관련하여 흔히 제시되는 주장으로 자산용해(asset meltdown)가설이 있다. 이 가설은 원래 증권

<표 2> 인구고령화 속도의 국제비교

국가	고령인구 비율	도달연도			증가소요연수	
		7% (고령화 사회)	14% (고령사회)	20% (초고령사회)	7%→14%	14%→20%
프랑스		1864	1979	2019	115	40
노르웨이		1885	1977	2021	92	44
스웨덴		1887	1972	2011	85	39
호주		1939	2012	2030	73	18
미국		1942	2014	2030	72	16
캐나다		1945	2010	2024	65	14
이탈리아		1927	1988	2008	61	20
영국		1929	1976	2020	47	44
독일		1932	1972	2010	40	38
일본		1970	1994	2006	24	12
한국		2000	2018	2026	18	8

자료: 통계청, 「장래인구특별추계결과」, 2005.

UN, World Population Prospects, 1998.

일본 국립사회보장·인구문제연구소, 「인구통계자료집」, 2003.

분석가들로부터 나온 추론을 학계에서 수용하여 체계화시킨 것이다. 이 가설에 따르면 베이비붐 세대가 노동시장에 진입하고 노후를 위해 저축을 함에 따라 금융자산에 대한 수요가 증가하였고 이에 따라 1980년대와 1990년대 부동산과 금융자산의 가격이 크게 상승한 반면, 앞으로 이들이 은퇴하여 저축이 감소하면 자산수요도 감소하여 자산가격이 하락할 것이라고 한다. 자산용해가설을 포함하여 고령화가 금융시장에 미칠 영향을 가늠하기 위해서는 인구연령구성의 변화가 저축에 미칠 영향을 파악해야 한다. 고령화와 같은 인구연령구성의 변화가 경제 전체의 저축에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 주로 생애주기소비 이론이 이용된다.

생애주기소비이론에 따르면 노년기의 저축률은 청장년기에 비해 낮을 것이다. 은퇴 후의 노년기에는 소득이 감소하는 반면에 소비자는 어느 정도 평탄한 수준의 소비를 유지하려고 하기 때문이다. 이처럼 낮은 저축률은 가진 고령인구의 비중이 증가할 경우 경제 전체의 저축률은 하락할 것이다.

그러나 제I절에서도 논의되었듯이 실제로 가구조사자료를 이용하여 연령별 저축률을 구한 기존의 연구들에 따르면, 노년기에 있어서 저축률이 하락하지 않으며 은퇴 후에도 상당기간 동안 높은 수준의 저축률이 유지된다. 이와 같은 연령별 저축률 곡선을 이용하여 고령화가 경제 전체의 저축에 미치는 영향을 추정한다면 고령화가 저축을 거의 감소시키지 않는 것으로 나타날 것이다. 예를 들어, <그림 1>과 같은 가구주 연령별 저축률 곡선을 이용할 경우 고령화는 경제 전체의 저축을 감소시키는 효과가 없는 것으로 나타날 것이다. 그러나 만일 노년기의 높은 저축률이 가구조사자료의 사용에 따른 표본추출 편의로 인한 것이라면 이를 토대로 하여 고령화가 저축률에 큰 영향을 미치지 못한다고 결론을 내리는 것은 타당하지 못할 것이다.

표본추출 편이의 가능성은 표본추출 편이의 소지가 있는 가구조사자료 대신 국가별 횡단면자료나 패널자료를 사용한 연구에서는 고령인구비중의 증가가 저축률을 유의하게 감소시키는 것으로 나타난다는 사실에서도 나타난다. 국가별 패널자료를 사용한 Weil(1994), Masson, Bayoumi, and Samiei(1995, 1998), Bosworth(1993), Bosworth and Keys(2004) 등의 연구에서는 인구연령구조가 총저축률에 유의한 영향을 미치며, 특히 고령인구비율의 증가는 총저축률을 감소시키는 것으로 나타났다.

가구별로 저축률을 구함에 따라 나타날 수 있는 표본편이의 문제는 개인별로 저축률을 구한다면 해결될 수 있을 것이다. 따라서 본 장에서는 제III절에서 구

〈표 3〉 고령화에 따른 저축률 변화 추정: 2005년 대비 저축률의 변화분
(단위: %포인트)

실질소득증가율	개인별 저축률 사용		가구별 저축률 사용	
	2025년	2050년	2025년	2050년
1	-2.633	-4.468	3.032	4.560
2	-2.504	-4.226	2.644	4.023
3	-2.341	-3.927	2.253	3.456
4	-2.156	-3.591	1.877	2.891
5	-1.962	-3.238	1.533	2.355

한 개인의 연령별 저축률을 이용하여 우리 나라의 고령화가 경제 전체의 저축률에 미치는 영향을 추정해 보고자 한다.

개인의 연령별 저축률과 연령별 인구분포를 이용하여 경제 전체의 저축률은 다음 식을 이용하여 구할 수 있다.

$$\left(\frac{S}{Y}\right)_t = \sum_{a=1}^A p_{at}(1+g)^{-a} s_a \tag{12}$$

식 (12)에서 p_{at} 는 t 년도에 있어서 연령이 a 세인 인구의 수를 나타내며, g 는 일인당 국민소득의 증가율을 나타낸다.

〈표 3〉은 식 (12)를 이용하여 2025년과 2050년에 우리 나라의 경제 전체의 가계저축률이 2005년에 비해 얼마나 변화할 것인가를 시산한 값을 보여 준다. 연령별 인구분포로는 통계청에서 제공하는 연령별 전국추계인구를 사용하였으며, 일인당 실질국민소득의 증가율을 연간 1%로부터 5%까지 다섯 경우로 가정하여 구했다.

〈표 3〉에 따르면 연간 실질소득증가율을 4%로 가정할 경우 인구의 고령화에 따라 2025년에는 전체 가계저축률이 2005년에 비해 2.2%포인트 하락할 것으로 나타나며, 2050년에는 3.6%포인트 하락할 것으로 나타난다. 가계저축률의 하락 폭은 연간 실질소득증가율이 높을수록 줄어드는데, 이는 연간 실질소득증가율이 높을수록 청장년층의 평생소득이 노년층의 평생소득에 비해 상대적으로 더 클 것이고, 이에 따라 경제 전체의 저축률을 계산함에 있어서 저축률이 높은 청장년층의 비중이 더 높아질 것이기 때문이다.

한편, 〈표 3〉의 마지막 두 열은 〈그림 1〉에 제시된 가구주 연령별 저축률을 이용하여 식 (12)에 따라 저축률의 변화를 계산한 결과를 보여 준다. 개인별 저

축률을 이용한 경우와는 대조적으로 가구주 연령별 저축률을 이용한 경우에는 고령화에 따라 오히려 경제 전체의 가계저축률이 더 높아지는 것으로 나타난다. 이는 <그림 1>에 제시된 가구주 연령별 저축률 곡선에서 65세 이후 고령가구의 저축률이 매우 높기 때문이다.

V. 결 론

본 연구에서는 한국가구패널조사자료를 이용하여 가구별 소득·소비 자료로부터 개인의 연령별 저축률을 추정해 보았다. 추정결과 개인의 연령별 저축률 곡선은 55세에 정점에 달한 후 하락하는 모습을 가지는데 이는 생애주기소비이론의 예측과 일치한다고 할 수 있다. 특히, 40~45세에 저점에 달했다가 다시 상승하여 65세 이후에도 높은 수준을 유지하는 가구주 연령별 저축률 곡선에 비해서는 생애주기소비이론의 예측에 가까운 저축률 패턴을 가짐을 발견하였다.

이와 같은 개인 연령별 저축률 곡선을 이용할 경우, 인구의 연령구조 변화가 경제 전체의 가계저축률에 미치는 영향을 보다 정확하게 파악할 수 있을 것이다.

본 연구에서 추정된 개인의 연령별 저축률을 이용하여 고령화가 저축률에 미치는 영향을 추정한 결과 2050년까지 경제 전체의 가계저축률이 2005년에 비해 3.2~4.4%포인트 하락하는 것으로 나타났다. 이는 한국가구패널조사자료로부터 추정한 가구주 연령별 저축률을 사용할 경우 같은 기간 동안 경제 전체의 가계저축률이 오히려 상승하는 결과를 얻는 것과는 대조적이라 할 수 있다.

물론 본 연구에서 가구별 소득·소비 자료를 개인별 소득·소비 자료로 전환하기 위해서 사용한 방법이 개인별 소득·소비를 정확히 추정할 수 있다는 보장은 없다. 더욱이 본 연구에서 사용한 한국가구패널조사자료는 조사되는 표본 가구수가 크지 않은데다가 전체 기간도 짧아서 가구별 자료를 개인별 자료로 전환하거나 연령효과와 출생연도효과를 분리하기에 불충분한 점이 있다. 그 결과 개인의 연령별 저축률 곡선이 연령별로 매우 기복이 심하게 나타나는 문제점이 나타났으며, 이는 분명히 본 연구의 한계라 할 수 있다.

한편, 미시자료를 이용하여 고령화와 같은 인구연령구조의 변화가 경제 전체의 저축률에 미치는 영향을 추정할 경우에는 생애주기 저축률 곡선 자체가 시간에 따라 변화할 수 있다는 문제점이 고려되어야 한다. Park and Rhee(2005)가 1970~2000년의 도시가계연보로부터 synthetic cohort 방법에 의해 가구주 연

령별 생애주기 저축률 곡선을 추정할 바에 따르면, 위 기간중 한국의 가구별 생애주기 저축률 곡선이 큰 폭으로 상향이동하였을 뿐만 아니라 저축률의 정점을 이루는 연령이 점차 저령화되는 등 모양도 변화하였다. Park and Rhee(2005)는 이와 같은 생애주기 저축률 곡선의 변화는 출산율 및 부양비의 하락, 기대수명의 연장, 기대자녀의 수 감소 등 인구통계학적 변수들의 급격한 변화에 의해 큰 영향을 받는다고 주장하였다.

물론 개인별 저축률 곡선을 이용할 경우 기대자녀의 수와 같이 가구의 구성 변화에 따른 저축률 곡선의 변화요인이 완화될 수 있겠지만, 우리 나라와 같이 기대수명, 출산율, 소득수준 등이 짧은 기간 동안 매우 급격히 변화한 국가에 있어서는 저축률 곡선 자체의 변화를 무시할 수는 없을 것이다. 그러나 한국가 구패널조사자료와 같이 전체 조사기간이 짧은 조사자료로는 20~50년에 걸친 저축률 곡선의 변화를 제대로 추정하기가 불가능하다는 한계가 있다.

참 고 문 헌

- 최공필 · 박대근 · 이창용 · 남재현, 「고령화에 대비하기 위한 금융부문의 대응」, 『금융연구』 19권 별책, 한국금융연구원, 2005, 1~60.
- 통계청, 연령별전국추계인구, www.nso.go.kr
- Banks, James, Richard Blundell, and Sarah Tanner, “Is There a Retirement-Savings Puzzle?” *American Economic Review*, 8, 1998.
- Bernheim, Douglas B., Jonathan Skinner, and Steven Weinberg, “What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among U.S. Households?” NBER Working Paper, No. 6227, 1997.
- Bosworth, Barry P., *Saving and Investment in a Global Economy*, Washington DC: Brookings Institution, April 1993.
- Bosworth, Barry P. and Benjamin Keys, “Increased Life Expectancy: A Global Perspective,” in Henry J. Aaron and William B. Schwartz, eds., *Coping with Methuselah: The Impact of Molecular Biology on Medicine and Society*, Washington DC: Brookings Institution, 2004.
- Carroll, Christopher D., Byung-Kun Rhee, and Changyong Rhee, “Are There Cultural Effects on Saving?: Cross-Sectional Evidence,” *Quarterly Journal of Eco-*

nomics, 1994.

Chesher, Andrew, "Individual Demands from Household Aggregates: Time and Age Variation in the Composition of Diet," *Journal of Applied Econometrics*, 14, 1998, 505~524.

Deaton, Angus and Christina Paxson, "Growth and Saving among Individuals and Households," *The Review of Economics and Statistics*, 82, 2000, 212~225.

Demery, David and Nigel Duck, "Savings Age Profiles in the UK," *Journal of Population Economics*, forthcoming, 2006.

Hurd, Michael D. and Susann Rohwedder, "The Retirement Consumption Puzzle: Anticipated and Actual Decline in Spending at Retirement," NBER Working Paper No. 9586, 2003.

Mace, Barbara J., "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," *Journal of Political Economy*, 99, 1991, 928~956.

Masson, Paul R., Tamin Bayoumi, and Hossein Samiei, "International Evidence on the Determinants of Private Saving," *World Bank Economic Review*, 12, 1998, 483~501.

Park, Daekeun and Changyong Rhee, "Saving, Growth, and Demographic Change in Korea," *Journal of the Japanese and International Economies*, 19, 2005, 394~413.

Weil, David N., "The Saving of the Elderly in Micro and Macro Data," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 1994, 55~81.

[Abstract]

Estimating the Age Profile of Saving Rates for Individuals in Korea

Daekeun Park · Taeyoon Sung

We estimate the age profile of saving rates for individuals in Korea by converting the household income and consumption to individual income and consumption. The result shows that the age profile of saving rates for individuals has a hump shape with the saving rate reaching the peak at around the age 55 and gradually declining thereafter. Such an age profile of saving rates conforms the prediction of the life-cycle income theory of consumption. Such a finding implies that use of the household data to estimate the age profile of saving rates is subject to the sampling bias problem. Using the estimated age profile, we estimate the effect of population aging on the aggregate private saving rates in Korea. The result shows that the aggregate private saving rate will decline by 3.2~4.4 percentage points as a result of population aging in Korea.

Keywords: saving rate, aging, life-cycle income theory of consumption

JEL Classification: E2, E0