한국경제학보 제16권 제1호
The Korean Journal of Economics Vol. 16, No. 1(Spring 2009)

# 연금기금의 자산축적이 국민저축에 미치는 영향

박 무 환*

요 약

본 연구는 연금기금의 금융자산가치변화로 측정한 연금저축이 국민저축에 미치는 효과에 대하여 실증분석을 수행하고 관련 정책적 시사점을 도출하는데 그 목적이 있다. 이에 따라 OECD 24개국 및 비OECD 18개국 등 42개국 1980~2005년 기간의 자료에 의해 구축된 다양한 패널회귀모형을 이용하여 연금저축률이 국민저축률에 미치는 효과를 분석하였다. 실증분석 결과를 보면, 적립방식 연금제도하에서의 연금저축은 국민저축에 대하여 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 가지고 있다. 특히, 강제적 적립방식 연금제도 국가들의 경우 연금저축률의 1%p 증가는 국민저축률을 0.2~0.6%p 증가시킨다는 점에서, 연금저축은 국민저축을 견인하는 요인으로 나타나고 있다. 이와는 대조적으로, 부과방식의 연금제도 국가들의 경우 연금저축은 국민저축에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보이지만, 연금저축률의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않는 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다.

주제분류 : B030104
핵심 주제어 : 연금기금, 적립방식, 부과방식

## Ⅰ. 서 론

1970년대 이후 최근까지 우리나라의 국민저축률의 추이를 보면, 1970년 17.7%에서 다소 등락이 있지만 1988년 40.4%까지 증가추세를 보였으나, 그 이후 2003~2004년간 경기침체로 인한 소비위축으로 소폭 반등

* 국민연금연구원 선임연구위원, 서울특별시 강남구 논현동 4-15 국민연금강남회관 4층 우편번호 135-811, mhpark@nps.or.kr, 연구결과 및 연구내용은 국민연금공단이나 국민연금연구원의 공식견해가 아니고 전적으로 연구자의 개인의견임.

하는 모습을 보이기도 하였으나 하락추세를 지속하여 2007년 30.6%수준을 보이고 있다.

회계적인 측면에서 국민저축을 구성하는 세 부문, 즉 가계, 기업, 및 일반정부의 부문별 저축률 추이를 보면, 가계 및 기업을 포괄하는 민간저축률은 1970년 10.9%에서 1988년 33.0%까지 증가추세를 보였으나 그 이후 하락추세를 지속하여 2007년 19.4%수준을 나타내고 있다. 가계저축률은 1975년 8.5%에서 1998년 19.9%를 고비로 하락하여 2006년 5.7%수준을 보이고 있으며, 기업저축률은 1975년 7.7%에서 등락을 반복하는 모습을 보이고는 있으나 2006년 15.4%로 증가추세를 보이고 있다. 정부저축률은 1970년 6.8%에서 2007년 11.2%수준으로 증가추세를 보이고 있다.

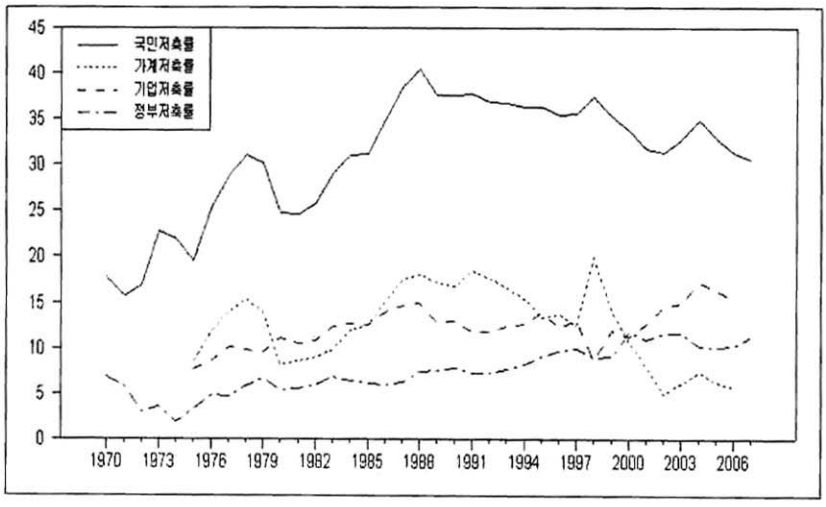
한편, 저축부문별 구성비 추이, 즉 국민저축에서 민간저축과 정부저축이 차지하는 비중은 각각 1974년 91.5%, 8.5%를 고비로 2007년 63.4%, 36.6%수준으로 민간저축의 비중이 감소하고 정부저축의 비중은 증가하는 모습을 보이고 있다. 민간저축에서 가계저축과 기업저축이 차지하는 비중을 보면, 각각 1991년 61.0%, 39.0%를 고비로 2006년 26.8%, 73.2%수준으로 가계저축의 비중은 감소하고 기업저축의 비중은 증가하는 추세를 보이고 있다.

**【표 1】 부문별 저축률 및 구성비 추이 (단위 : %)**

| 구 | 분 | 1970 | 1975 | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2006 | 2007 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 저축률 | 국민저축 | 17.7 | 19.4 | 24.7 | 31.2 | 37.5 | 36.3 | 33.7 | 32.9 | 31.3 | 30.6 |
| | 민간저축 | 10.9 | 16.2 | 19.2 | 25.1 | 29.6 | 27.2 | 21.9 | 22.7 | 21.1 | 19.4 |
| | (개인저축) | (-) | (8.5) | (8.1) | (12.5) | (16.7) | (13.3) | (10.7) | (6.3) | (5.7) | (-) |
| | (기업저축) | (-) | (7.7) | (11.1) | (12.6) | (12.9) | (13.9) | (11.2) | (16.4) | (15.4) | (-) |
| | 정부저축 | 6.8 | 3.2 | 5.5 | 6.1 | 7.9 | 9.1 | 11.8 | 10.2 | 10.2 | 11.2 |
| 구성비 | 국민저축 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| | 민간저축 | 61.5 | 83.4 | 77.9 | 80.3 | 79.0 | 75.0 | 65.0 | 69.2 | 67.3 | 63.4 |
| | (개인저축) | (-) | (52.5) | (42.3) | (49.8) | (56.4) | (49.0) | (48.6) | (27.8) | (26.8) | (-) |
| | (기업저축) | (-) | (47.5) | (57.7) | (50.2) | (43.6) | (51.0) | (51.4) | (72.2) | (73.2) | (-) |
| | 정부저축 | 38.5 | 16.6 | 22.1 | 19.7 | 21.0 | 25.0 | 35.0 | 30.8 | 32.7 | 36.6 |

자료: 한국은행, 국민소득계정 각 년도.

**【그림 1】 부문별 저축률의 연도별 추이**




한편, 우리나라를 비롯한 세계적인 인구고령화 추세는 피부양인구비율의 증가를 통해 국민저축을 하락시키는 방향으로 작용할 것으로 예상되며, 노후소득보장의 근간인 연금제도의 장기적 재정안정에도 부정적인 영향을 미칠 것으로 보인다. 이와 관련 2000년대에 들어 세계은행(world bank)을 중심으로 연금기금의 성장과 자본시장발전간의 인과관계에 대한 연구가 활발하게 진행되어왔는데, 연금재정안정화 방안의 일환으로서 연금제도개혁(pension reform)과 관련된 주요 연구결과를 보면 다음과 같다. 부과방식(pay as you go system) 연금제도가 자본시장에 미치는 효과는 부정적인 반면, 적립방식(funded system) 연금제도는 긍정적인 효과를 보이고 있다는 연구결과를 토대로 세계은행은 후자에 의한 제도개혁을 제안하고 있다. 그러나 이러한 결과는 국가별 연금기금 및 자본시장의 발전정도나 기금조성의 강제성 여부, 규제(regulation) 등에 따라 다르게 나타날 수가 있다는 점에서 이론적으로 명확한 근거를 제공하지는 못하고 있다.

이와 관련하여 연금제도가 저축에 미치는 영향에 대해 지금까지도 논쟁이 지속되고 있는 이론적 배경을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 국민저축을 정부저축과 민간저축의 합으로 정의할 때, 연금제도의 도입에 따른 국민저축의 변화는 정부저축과 민간저축의 변화 크기에 의해 결정된다. 정부저축은 연금제도의 재정방식, 즉 부과방식이나 적립방식에 따라 다르게 나타날

수 있다. 즉, 재정방식이 부과방식일 경우에는 현재 근로자로부터 사회보장세(social security tax)를 징수하여 노년층의 연금급여에 충당하기 때문에 연금제도 도입으로 인한 정부저축에는 변화가 없는 반면, 적립방식일 경우에는 민간부문의 강제저축에 의한 전환효과로 인해 정부저축은 증가하게 된다.

민간저축의 경우는 재정방식의 차이에 관계없이 연금제도의 도입 자체에 따라 영향을 받게 된다. 예로, 재정방식이 적립방식일 경우에는 가입자의 기여금액과 연금급여액 사이에는 괴리가 나타나기 마련이다. 이러한 경우, 만약 가입자들이 스스로 기여한 금액보다 은퇴 후의 연금급여액이 높다고 기대하는 가입자들은 저축을 줄일 유인이 발생하게 되고, 반대 입장에 있는 가입자들은 저축을 증가시킬 유인을 갖게 될 것이다. 또한, 연금제도 도입에 의한 조기 은퇴효과(early retirement effect)로 인하여 보다 긴 은퇴기간의 소득확보를 위해 연금제도가 없는 경우에 비해 상대적으로 저축의 필요성이 증대하게 된다. 따라서 민간의 자발적인 저축(voluntary savings)이 증가하게 된다. 한편, 인지효과(recognition effect), 즉 연금제도가 도입되기 전에는 자신의 노후생활 대비에 대해 관심이 없었던 사람들도 제도가 도입됨으로써 노후대책에 관심이 제고되어 저축을 증가시키는 효과가 있다는 것이다.

이를 종합하면, 연금제도의 도입은 민간저축을 증대시키는 효과와 감소시키는 효과가 동시에 존재하며, 재정방식에 따라 정부저축도 영향을 받는다는 점 등에서 연금제도가 국민저축에 미치는 영향은 이론적으로 명확하지가 않다는 점에서 실증분석문제로 귀착될 수 있다. 이에 따라 국내외 많은 선행연구가 있지만 거의 대부분 가계저축에 초점을 두고 있으며, 연금기금 관련 자료의 제약 등으로 선진국에 국한되어 있는 실정에 있다.

한편, 우리나라의 경우 저축구조의 변화추세, 즉 1990년대를 기점으로 정부저축의 역할이 상대적으로 증가하고 있으며, 민간저축에서 가계저축에 비해 기업저축의 비중이 급속히 증가하는 모습을 보이고 있다는 점에서 민간저축과 정부저축을 포괄하는 국민저축의 결정요인 등에 대한 연구의 필요성이 증대하고 있다. 또한 연금기금의 성장추세나 향후 예상되는 인구고령화의 급속한 진전 예상 등을 고려할 경우, 그간의 연금개혁과정에서 논란이 된 주요 쟁점 중 하나인 연금기금의 축적이 국민저축에 미치는 효과

등 거시 경제적 파급효과에 대한 연구의 필요성 역시 증대되고 있다.

이러한 논의를 토대로 본고는 제Ⅱ장에서 연금제도가 저축에 미치는 영향과 관련된 국내외 선행연구를 이론 및 실증적 측면에서 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 재정방식의 구분에 따라 OECD국가 및 비OECD국가들을 적립방식 또는 부과방식을 운영하는 국가그룹으로 분류하고, 국가그룹별 연금저축이 국민저축에 미치는 효과를 패널회귀분석을 통하여 살펴본다. 그리고 패널회귀분석결과를 이용하여 우리나라의 국민저축률에 대한 개략적인 장기전망을 수행한다.[1] 제Ⅳ장에서는 연구결과를 요약하고 관련 시사점 및 향후 연구과제 등을 제시한다.

# Ⅱ. 기존문헌연구

## 1. 이론적 검토

연금제도의 도입, 특히 부과방식 및 적립방식 등 재정방식이 저축에 미치는 효과를 Diamond(1965)의 성장모형(중첩세대가 있는 Solow 성장모형)을 이용하여 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 자본과 노동에 대해 규모에 대한 수확불변(CRTS, constant return to scale)의 특성을 가지는 생산함수를 다음과 같이 정의한다.

$$Y_t = F(K_t, A_t L_t)$$

단, $Y_t$ = 총생산량, $K_t$ = 물적 자본투입량, $A_t$ = 노동집약적인 기술진보, $L_t$ = 노동의 고용량

CRTS의 특성을 이용하여 양변을 $A_t L_t$로 나누면 생산함수는 다음과 같다.

---

1) 우리나라만의 시계열 자료를 통한 분석도 가능은 하지만, 여러 국가들의 자료를 이용하여 패널분석을 활용하는 경우 추정기간 동안 우리나라에서 지금까지 경험하지 못한 인구고령화가 국민저축에 미치는 영향 등과 같은 국제적 경험을 반영할 수 있는 장점이 있다.

$$y_t = f(k_t)$$

단, $y_t = Y_t/A_tL_t, k_t = K_t/A_tL_t$

생산요소시장이 완전경쟁적임을 가정하면, 기업의 이윤극대화 조건으로부터 자본에 대한 균형임대가격($r_t$)과 균형임금($w_t$)은 다음과 같다.

$$r_t = f'(k_t), \quad w_t = f(k_t) - k_t f'(k_t)$$

$t$ 세대의 인구는 $L_t$이며, 세대 간 인구성장률은 외생적으로 주어진 $n$이다. 따라서 $L_{t+1} = (1+n)L_t$이다. 분석의 단순화를 위해 경제주체는 2기간을 살며, 첫 기간(근로기)에만 생산 활동에 참여(노동 한 단위 공급)하여 임금소득을 얻고, 임금소득 중의 일부는 소비하고 나머지는 다음기의 소비를 위하여 저축한다. 두 번째 기간(노후기)에는 첫 기간에 저축한 소득을 소비하고 삶을 마감한다고 가정한다.

### 1) 연금제도가 없는 경우

$t$세대 경제주체의 일생에 걸친 효용극대화(utility maximization) 문제는 다음과 같다.

$$\underset{c_{1t}, c_{2t}}{Max} \quad c_{1t}^{1-\theta}/(1-\theta) + \beta c_{2t}^{1-\theta}/(1-\theta)$$

$$\text{subject to} \quad c_{1t} + c_{2t}/(1+r_{t+1}) = A_t w_t$$

단, $\beta = 1/(1+\rho)$이고, $\rho$는 시간할인율

효용극대화의 1차조건(Euler's equation)은 예산제약식(budget constraint)으로부터 다음과 같이 유도된다.

$$\left(\frac{c_{2t}}{c_{1t}}\right)^{\theta} = \frac{1+r_{t+1}}{1+\rho}$$

위의 식으로부터 제1기와 제2기 소비의 관계는 다음과 같다.

$$c_{2t} = \left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\rho}\right)^{1/\theta} c_{1t}$$

이를 예산제약식에 대입하면 제1기의 소비는 다음과 같이 결정된다.

$$c_{1t} = \frac{(1+\rho)^{1/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta} + (1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} A_t w_t$$

저축은 임금소득과 제1기 소비의 차이므로 따라서 내생적으로 결정된 t 세대의 저축률은 다음과 같다.

$$s(r_{t+1}) = \frac{(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta} + (1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}$$

위의 식에서 자본 축적의 동태적 과정은 다음과 같다.

$$K_{t+1} = s(r_{t+1}) A_t w_t L_t$$

양변을 $A_{t+1}L_{t+1}$로 나누고 자본과 노동의 균형가격을 대입하면 다음과 같다.

$$k_{t+1} = (1/(1+n)(1+g)) s(f'(k_{t+1}))(f(k_t) - k_t f'(k_t))$$

이식은 $k_{t+1}$에 대한 음함수(implicit function)의 형태를 갖고 있으므로, $k_t$의 동태적 과정은 생산함수의 구체적인 형태와 시간에 걸친 소비의 대체탄력성($1/\theta$) 크기에 따라 달라진다.[2]

2) 생산함수의 구체적인 형태나 대체탄력성에 따른 거시경제에 미치는 영향 등은 이태정(2007) 참조.

### 2) 완전적립방식 연금제도(fully funded system) 경우

완전적립방식의 연금제도가 있는 경우 $t$ 세대의 경제주체는 경제활동기간에 PS(pension savings)만큼의 연금을 불입하고 노후에 $(1+r_{t+1})PS$ 만큼의 연금을 수령한다. 따라서 경제활동기와 노후의 예산제약식은 각각 다음과 같다.

$$c_{1t}+s_t = A_t w_t - PS,\ c_{2t} = (1+r_{t+1})(s_t+PS)$$

위의 두식을 정리하면, $t$세대 경제주체의 예산제약식은 $c_{1t}+c_{2t}/(1+r_{t+1}) = A_t w_t$로 연금이 없는 경우와 완전히 동일하다. $t$ 세대 경제주체의 일생에 거친 효용극대화 문제는 전술한 연금제도가 없는 경우와 동일하다. 즉, 효용극대화의 1차조건(Euler's equation)과 예산제약식으로부터 제1기의 소비는 전술한 경우와 같다. 그러나 $t$ 세대 경제주체 1인당 저축은 임금소득과 제1기 소비의 차이므로 내생적으로 결정된 $t$ 세대의 저축은 아래와 같다.

$$s_t = \frac{(1+r_{t-1})^{(1-\theta)/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} A_t w_t - PS = s(r_{t+1})A_t w_t - PS$$

총저축은 개인저축과 정부에 의한 연금저축의 합이므로 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$S_t = s_t L_t + PSL_t$$

자본의 동태적 축적과정을 보면 연금제도가 없는 경우와 완전히 일치한다. 즉,

$$K_{t+1} = s(r_{t+1})A_t w_t L_t - PSL_t + PSL_t = s(r_{t+1})A_t w_t L_t$$

혹은, $k_{t+1} = (1/(1+n)(1+g))s(f'(k_{t+1}))(f(k_t)-k_t f'(k_t))$

따라서 완전적립방식 연금제도는 경제의 장기적 동태적 과정에 전혀 영향

을 미치지 않는다.

### 3) 부과방식 연금제도(pay as you go system) 경우

완전부과방식 연금제도는 각 시점에서 그 시점에 경제활동기의 세대로부터 각각 PS만큼의 세금을 거두어 그 시점의 노후세대에 나누어 주는 방식의 연금제도이다. 세대별 인구는 $L_{t+1}=(1+n)L_t$이므로 각 경제주체는 경제활동기간에 $PS$만큼의 세금을 내고 노후에 $(1+n)PS$만큼의 연금을 수령하게 된다. 따라서 $t$ 세대 경제주체의 경제활동기와 노후의 예산제약식은 각각 다음과 같다.

$$c_{1t}+s_t=A_tw_t-PS,\quad c_{2t}=(1+r_{t+1})s_t+(1+n)PS$$

이 식을 정리하면 t 세대 경제주체의 평생에 걸친 예산제약식은 다음과 같다.

$$c_{1t}+c_{2t}/(1+r_{t+1})=A_tw_t-\frac{r_{t+1}-n}{1+r_{t+1}}PS$$

$t$ 세대 경제주체의 일생에 걸친 효용극대화문제는 다음과 같다.

$$\underset{c_{1t},c_{2t}}{Max}\quad c_{1t}^{1-\theta}/(1-\theta)+\beta c_{2t}^{1-\theta}/(1-\theta)$$

$$\text{subject to}\quad c_{1t}+c_{2t}/(1+r_{t+1})=A_tw_t-\frac{r_{t+1}-n}{1+r_{t+1}}PS$$

효용극대화의 1차조건(Euler's equation)과 예산제약식으로부터 제1기의 소비가 다음과 같이 결정된다. 즉,

$$c_{1t}=\frac{(1+\rho)^{1/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}\left(A_tw_t-\frac{r_{t+1}-n}{1+r_{t+1}}PS\right)$$

$t$ 세대의 1인당 저축은 임금소득과 제1기 소비의 차이이므로 내생적으로 결정된 $t$ 세대의 저축은 아래와 같다.

$$
\begin{aligned}
s_t &= \frac{(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} A_t w_t \\
&\quad - (1 - \frac{(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} \frac{r_{t+1}-n}{1+r_{t+1}}) PS \\
&= \frac{(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} A_t w_t \\
&\quad - \frac{(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} \frac{r_{t+1}-n}{1+r_{t+1}} PS \\
&= s(r_{t+1}) A_t w_t - \frac{(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}}{(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta}} \frac{r_{t+1}-n}{1+r_{t+1}} PS
\end{aligned}
$$

따라서 개인저축은 부과방식 연금제도로 인해 감소한다. 실질이자율이 인구성장률과 같은 경우 개인저축은 연금보험료만큼 감소하고, 이자율이 인구성장률보다 높은 경우에는 개인저축 감소폭이 연금보험료보다 작다. 반대로 이자율이 인구성장률보다 낮으면 개인저축은 연금보험료 납입액 이상으로 감소한다. 부과방식인 경우 정부의 세수는 당기에 모두 연금으로 지급되므로 연금으로 인한 정부저축은 없으며, 총저축은 단순히 개인저축의 합이다. 즉, $S_t = s_t L_t$이다. 따라서 부과방식으로 연금제도를 운영할 경우, 총저축이 연금이 없는 경우에 비해 줄어들게 된다. 자본의 동태적 축적과정은 다음과 같다.

$$
\begin{aligned}
K_{t+1} &= s(r_{t+1}) A_t w_t L_t \\
&\quad - \frac{(1+n)(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{1/\theta}}{((1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta})(1+r_{t+1})} PSL_t
\end{aligned}
$$

혹은, $k_{t+1} = (1/(1+n)(1+g))s(f'(k_{t+1}))(f(k_t) - k_t f'(k_t))$

$$
- \frac{1}{(1+n)} \frac{(1+n)(1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{1/\theta}}{((1+\rho)^{1/\theta}+(1+r_{t+1})^{(1-\theta)/\theta})(1+r_{t+1})} \frac{PS}{A_t}
$$

### 4) 기존연구 및 관련 시사점

은퇴에 대비한 저축동기가 일반적으로 개인저축에 있어서 양적으로 가장 중요하다는 관점에서 단순생애모형(simple life cycle model)을 이용하여 강제적 연금제도와 개인저축간의 관계를 분석한 Lieberman & Feldstein(2001)의 연구결과를 보면 다음과 같다. 강제적 연금제도는 은퇴기의 급여지출을 위하여 소득활동기의 근로소득에 과세하는 것을 의미하며, 이 경우 기여가치와 급여의 현재가치의 차이로 정의되는 순연금자산(net pension wealth)의 가치가 개인저축에 대한 강제적 연금제도의 효과를 이해하는데 중요한 역할을 한다고 강조하였다. 순연금자산가치가 0일 경우, 기간간의 예산제약식(inter-temporal budget constraint)은 불변이기 때문에 연금기여금에 해당하는 만큼 통상적인 저축이 감소하여 총저축은 불변이라는 것이다. 그러나 순연금자산가치가 양(+) 혹은 음(-)인 경우에는 예산제약식이 확장 혹은 수축되기 때문에 각 기간의 소비가 증가 혹은 감소하고, 이에 따라 기여금에 비해 통상적인 저축이 상대적으로 증감하기 때문에 총저축은 증감할 수 있다는 것이다.

미시적 관점에서의 전술한 단순생애모형에서는 강제적 연금제도가 총저축에 미치는 효과는 순연금자산가치에 따라 결정되는 것으로 나타나지만, 단순모형에서 전제하고 있는 가정을 완화할 경우 결론은 보다 복잡하게 나타날 수 있다. 예로, 먼저 자본시장의 불완전성을 의미하는 신용제약과 더불어 연금제도가 없는 경우의 소비수준에 비해 강제적인 연금제도가 은퇴기에 개인이 원하는 수준보다 높은 급여를 주는 경우, 신용제약하의 개인은 통상적인 저축을 전혀 하지 않을 수 있다. 그러나 신용제약 가정을 완화할 경우, 대출을 통한 소비증가로 통상적인 저축을 더욱 감소시킬 수 있다는 점에서 연금기여금보다 통상적인 저축이 작게 감소하기 때문에 총저축은 증가할 수도 있다는 것이다.

Feldstein(1974)은 강제적인 연금제도가 조기은퇴를 유인하게 될 경우, 근로기간동안의 저축은 보다 길어진 은퇴기간의 지출을 위해 높아지게 될 것이고, 이러한 경우 연금기여금에 비해 통상적인 저축은 보다 작게 감소함으로써 총저축은 증가한다고 하였다. 근로자들은 소비의 평활화(smoothing) 동기뿐만 아니라 예비적 동기에 의해서도 저축을 하는데, 연금자산은 매우 비유동적이기 때문에 예비적 자산으로서 대체성은 매우

약하다는 것이다. 따라서 연금기여금에 비해 통상적인 저축은 상대적으로 작게 감소함으로써 총저축은 증가한다는 것이다. 또 다른 저축의 중요한 유인 중의 하나는 상속동기인데, 이에 따라 연금기여금에 비해 통상적인 저축의 감소폭이 작아진다는 점에서 총저축이 증가할 수 있다는 것이다.

Thaler(1990)에 의하면 대부분의 사람들은 생애에 걸친 면밀한 고려보다는 일상적인 경험에 의해 소비와 저축에 대한 의사결정을 한다는 점에서 통상적인 저축은 연금기여금에 따라 결정되는 것은 아니라는 것이다.

한편, 개인들의 소득활동기간 동안 은퇴를 위한 저축을 일반적으로 가장 중요한 저축동기로 간주할 때, 은퇴소득에 큰 영향을 미치는 강제적인 연금제도의 존재는 저축에 현저한 영향을 미칠 것으로 기대된다. 이러한 영향은 연금제도의 재정방식, 즉 부과방식(pay as you go system) 및 적립방식(funded system)에 따라 다르게 나타날 수가 있는데, 이에 대한 기존의 이론적 연구를 보면 다음과 같다. 먼저, 부과방식 연금제도가 개인의 예산제약식에 미치는 파급경로는 연금기여금과 동일한 수준의 사회보장세에 의해 생애처분가능소득이 감소하고, 은퇴기에 받는 연금급여에 의한 생애처분가능소득은 증가하는 것이다. 만약 연금기여금과 급여액의 현재가치가 동일하다면 예산제약식이 변화하지 않기 때문에 소비행위에는 영향이 없으나, 현재의 사회보장세 금액만큼 개인저축이 감소하게 된다.

또한 연금제도의 성격상 이와 같은 연금제도는 정부저축에는 거의 영향을 미치지 못하기 때문에 민간저축과 정부저축을 합한 국민저축은 개인저축이 줄어든 만큼 감소하게 된다. 그러나 부과방식의 연금제도가 저축에 미치는 영향이 제한적일 수 있는데 이유를 살펴보면 다음과 같다. 퇴직 후에 받을 수 있는 연금급여 규모에 불확실성이 존재할 경우 가계저축의 감소가 완화될 가능성이 있으며, 또한 연금제도의 잦은 개혁은 이러한 불확실성을 더욱 증가시킬 수 있다.

Feldstein(1974, 1996), Munnel(1974, 1976) 등이 제기한 바와 같이 연금급여에 상한이 존재할 경우 연금제도가 조기퇴직을 (early retirement)유도할 수 있다. 이러한 경우 퇴직기간이 길어지므로 연금제도로 인한 저축의 감소분이 적어지거나 오히려 저축이 늘어날 수도 있다는 것이다. 또한, 사고, 질병의 발생, 실직 등에 대비하여 예비적으로 저축하는 부분의 비중을 무시할 수 없지만, 연금제도는 일반적으로 퇴직 후의 생

활자금만을 보장해주므로 연금제도가 도입되더라도 예비적 저축에 영향을 주지 않거나 부분적으로만 영향을 줄 수 있으므로 연금제도가 총저축에 미치는 영향이 제한적일 수 있다는 것이다.

Barro(1978)가 제기한 바와 같이 부과방식의 연금제도가 젊은 층으로부터 노인층으로 소득이전을 유발한다는 점에서 노인층들이 이를 보상해주기 위하여 상속 목적의 저축을 증가시킬 경우, 연금제도의 도입이 오히려 저축을 증가시킬 수도 있다.

다음으로, 적립방식의 연금제도가 저축에 미치는 관련 연구로는 Auerbach and Kotlikoff(1987), Auerbach(1996), Mitchell & Zeldes(1996) 등이 있다. 이들에 의하면, 적립방식의 연금제도하에서 자산간 완전대체재(perfect substitute)를 가정할 경우 공적연금의 도입으로 인해 자발적 저축(voluntary saving)이 강제저축(mandatory saving)으로 대체되는 효과가 발생하여 가계저축은 강제저축이 증가한 만큼 줄어들지만, 자발적 저축과 강제저축의 합으로 나타낸 총저축은 불변이라는 것이다.

그러나 자발적 저축과 강제저축간의 완전 대체성에 대한 가정을 완화하면 다른 결과가 발생할 수 있는데, 즉 연금자산의 증가와 동일한 규모로 가계의 자발적 저축이 줄어들지 않을 수 있다는 것이다. 이러한 경우 연금제도로 인해 총저축은 증가하거나 감소할 수가 있다.

이러한 결과를 유발하는 요소에 대한 예를 보면 먼저, 적립방식 연금제도에서는 연금기여금을 근로자와 고용자가 분담, 또한 고용자가 분담하는 부분보다 근로자가 분담하는 부분이 자발적 저축에 미치는 영향이 상대적으로 클 것으로 예상됨에 따라 근로자와 고용자의 연금기여금 분담비율에 따라 자발적 저축에 미치는 영향에 차이가 날 수 있다.

Feldstein(1988)에 의하면, 향후 퇴직 후 받을 수 있는 연금급여액의 규모에 대한 사전적 지식의 정도에 따라 자발적 저축의 감소분이 달라질 수 있다는 것이다. 연금기여금의 납부로 인해 청장년층은 퇴직 후의 자산이 증가하므로, 이를 고려하여 이들은 자발적 저축을 줄여 청장년 시절의 자산을 축소하고자 하는 동기를 가질 경우, 자발적 저축이 연금기여금의 납부금액 이상으로 축소되어 총저축이 감소할 수도 있다.

Cagan(1965)은 연금제도가 개인의 노후 생활 보장에 대한 인식을 일

깨워 주기 때문에 자발적 저축에 양(+)의 영향을 줄 수 있다고 하였는데, 이 경우 자발적 저축의 감소분이 연금기여금의 납부 규모보다 작아 총저축이 증가할 수 있다. Deaton(1989)은 개도국의 경우 선진국과 달리 저축동기가 약하기 때문에 연금을 납부하더라도 자발적 저축에 미치는 영향이 제한적이라고 하였다.

지금까지의 논의한 바에 따르면 연금제도가 저축에 미치는 영향은 방향성에 있어서 이론적으로 일정하지 않다는 것이다. 연금제도의 근본적인 성격만을 고려하면 부과방식의 공적연금은 총저축에 음(-)의 영향을 미치고 적립방식은 아무런 영향을 미치지 않을 것을 기대할 수 있다.

그러나 구성원의 경제적 성향, 제도의 구체적인 사항, 불확실성 등으로 인하여 이와 같은 결과가 반드시 발생하지 않을 가능성이 크다는 점에서 실제로 연금제도와 저축과의 관계는 실증적인 분석에 의하여 규명해야 할 문제로 귀착된다고 볼 수 있다.

## 2. 실증연구결과

여기에서는 연금자산이 저축에 미치는 효과와 관련하여 기존의 실증연구를 실증분석과 모의실험(simulation)의 두 가지 그룹으로 분류하여 살펴본다. 첫째 그룹은 시계열(time series) 또는 횡단면(cross section) 자료를 이용한 실증분석방법을 이용한 연구로, 주로 소비지출 또는 저축을 공적연금자산의 함수로 설정하여 동 방정식을 회귀분석하고 부과방식 및 적립방식의 공적연금과 저축간의 관계를 분석하고 있다. 이러한 연구는 추정에 사용된 자료 관점에서 세 가지 범주, 즉 시계열, 횡단면, 패널 등으로 구분이 가능하다.

두 번째 그룹은 모의실험을 이용하는 연구로, 일반균형모형을 구축하고 가계, 정부의 예산제약, 사망확률, 실직확률 등을 감안한 모의실험을 통하여 연금과 가계의 소비지출 또는 저축에 미치는 효과를 측정하고 있다.

각 범주별 기존연구들은 일반적으로 서로 다른 척도를 사용한다는 점에서 연구결과들의 직접적인 비교는 명확하지 않으며 따라서 사례로 간주하는 것이 타당하다고 보인다.[3]

---

3) 관련 상세한 비교분석에 대한 연구로는 미국의회 예산처(1998) 및 Kohl &

### 1) 실증분석

가. 부과방식(pay as you go system)

부과방식 연금제도와 저축과 관련된 기존연구들을 살펴보면 먼저, 시계열 분석으로 가장 잘 알려진 사례는 Feldstein(1974) 연구이다. 그는 Ando & Modigliani(1963)의 소비함수의 주요결정인자로서 항상소득(permanent income)과 부에 더하여 연금자산을 포함하였으며, Feldstein(1996)에서도 관찰치를 증가시켜 동일한 회귀분석을 수행하였는데 추정결과를 보면 연금제도에 의한 개인저축은 약 66% 감소하는 것으로 나타났다.[4]

Barro(1978)는 소비함수의 한 결정인자인 정부저축이 제외되었다는 점에서 전술한 Feldstein의 추정결과는 편의(biased)를 가지고 있다고 주장하고, 정부저축을 회귀식에 포함한 추정결과 사회보장자산은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

다른 예로는 Leimer & Lesnoy(1982)의 연구인데, Feldstein의 결과는 사회보장자산변수를 구성하는 가정에 매우 민감하다는 것을 발견하고, 합리적인 대체 가정을 사용할 경우 사회보장자산과 개인저축간의 관계는 약화된다고 주장하였다.

둘째, 미시 경제적 자료를 사용한 횡단면 기존연구들 예로, Feldstein & Pellechio(1979)는 전통적인 생애주기모형으로부터 축적된 자산의 저량(stock)은 노동소득의 함수라는 것을 도출 하였다.[5] Kotlikoff(1979)

---

O'Brien(1998) 등 참조.

4) 소비함수. $C_t = 641 + 0.63YD_t + 0.074YD_{t-1} + 0.014W_t + 0.028SSW_t$
(0.06) (0.053) (0.008) (0.013)
단. $C_t$ = 1인당 실질소비액, $YD_t$ = 1인당 실질 처분가능소득, $W_t$ = 실질 1인당 민간자산, $YD_{t-1}$ = 항상소득의 대리변수로 전년도 처분가능소득, $SSW_t$ = 퇴직급여의 현재가치로 정의된 사회보장자산, ( )값은 표준오차.
위의 추정결과에 대한 시사점을 보면, 1992년도 10억달러 단위의 SSW는 14.246, 연금자산으로 설명될 수 있는 개인저축의 하락은 약 400(398.8=14,246×0.028), 더욱이 동년도 연금에 대한 세액은 279, 그림으로 항상소득 감소에 의해서 설명될 수 있는 개인저축 하락은 약 84(83.7=0.3×279), 항상소득 한계소비성향 0.3(=1-(0.63+0.07)), 따라서 부과방식 연금제도에 의한 개인저축의 총효과는 약 -484. 동년도 총개인저축은 248, 연금제도가 없었다면 732(=248+484), 연금제도에 의한 개인저축 감소분은 약 66%이다.

5) $A_i = \alpha_0 + \alpha_1 YL_i - \mu SSW_i + \alpha_2 YL_i^2 + u_i$ 단, A = 통상적인 자산, YL = 퇴직직전

는 45-59세 남성가구주 인구센서스 조사 자료부터 2,000개 이상의 관찰치를 이용하여 Feldstein & Pellechio(1979)와 유사한 계량기법을 사용하였는데 결과는 동일한 맥락으로 나타났다.

미국의 Congressional Budget Office(1998)가 1979년~1998년 사이에 이루어진 횡단면 분석 실증연구를 정리한 결과를 보면, 부과방식의 공적연금제도 하에서 공적연금 자산이 1달러 증가 시 가계저축이 0~50센트 감소(Munell 1976, Feldstein and Pellechio 1979, Blinder et al. 1983, Diamond and Hausman 1984, Novos 1989, Gale 1998 등)하는 것으로 나타났다.

셋째, 패널분석사례를 보면 저축률은 국가별로 매우 다르게 나타나고 있지만, Modigliani 는 생애주기모형이 그러한 차이점을 합리화할 수 있는 유용한 도구임을 증명하였다. 기본적인 생애주기모형은 빠르게 성장하는 국가들의 경우 높은 저축률을 가지고 있으며 근로인구의 비중이 높은 국가들은 역시 저축률이 높다는 것을 예측하였다.

Feldstein(1980)은 서로 다른 국가들에 있어서 사회보장제도에 의해 제공되는 퇴직급여변화의 역할을 분석대상에 포함시킴으로써 전술한 Modigliani의 연구를 확장하였다.[6] 생애주기이론에 따르면 퇴직급여가 높을수록 개인저축률은 감소하는데, 추정결과를 보면 이런 가정을 기각하기가 어려운 것으로 나타났다.

Edwards(1996)는 개발 국가 및 개발 도상국가를 포함한 32개국 그리고 개인저축의 결정인자를 분석하기 위한 200개 이상의 관찰치, 여기에는 공적지출 대비 사회보장지출 비율 및 총 공적지출에 대한 복지지출 비율

---

최종 세후 순근로소득, SSW=퇴직급여의 현재가치로 정의된 사회보장자산이다. SSW 계수 $\mu$는 통상적인 자산스톡에 미치는 연금자산스톡의 효과를 측정하는데 순수생애주기모형에서 순사회보장자산이 0일 경우 $\mu=1$, 순수생애모형의 가정을 완화할 경우에는 $\mu$는 1보다 크거나 음이 될 수도 있다. 소비자 금융특성에 대한 survey 결과를 보면, $\mu$는 통계적으로 현저하게 0이 아닐 뿐만 아니라 1이 아닌 것으로 나타났다. 환원하면, 추정치는 일반적으로 1보다 작다는 것을 시사한다.

6) 12개의 관찰치를 이용한 결과를 보면 다음과 같다.

S/Y = 0.92 + 5.24G - 1.21AGE - 0.77DEP - 0.37B/E - 0.54LPAGED
(1.33) (1.45) (0.20) (0.13) (0.27)

단, S/Y=개인저축률, G=총 개인 소득증가율, AGE=20-65세 인구대비 65세 이상 퇴직자의 비율, DEP=근로인구 대비 유년부양자수의 비율, B/E=급여-소득 대체율, LPAGED=노인들의 노동참가비율.

등을 포함한 패널분석을 하였는데, 모든 회귀분석결과 사회보장변수는 현저하게 0이 아닌 음의 계수를 나타냈다.

나. 적립방식(funded system)

전술한 생애주기이론의 시사점과는 대조적으로 Cagan(1965) 및 Kantona(1965) 등 횡단면 분석에서 민간연금에 가입된 근로자는 민간연금에 가입하지 않은 근로자에 비해 저축을 작게 하지 않으며 심지어는 많은 저축을 한다는 것을 보였다. 이에 대하여 Cagan은 연금가입이 퇴직에 대비한 저축의 중요성을 인식하게 하였으며, 이러한 인지효과(recognition effect)로 인해 저축이 증가할 수 있다는 관점으로 결과를 해석하였다. 이와 관련 먼저, 시계열 분석사례로 Munnel(1976)은 45~59세 사이에 있는 5,000명의 남자 자료를 이용하여 분석한 결과 상반되는 결과를 얻었다. 즉 민간연금에 가입한 근로자는 가입하지 않은 근로자에 비해 저축을 크게 줄이는 것으로 나타났다.

전술한 연구들은 개인저축에 대한 민간연금의 효과분석에 초점을 두었으나 민간연금이 총계적인 저축에 미치는 효과는 고려하지 않았다. 이와 관련 Feldstein(1978)은 개인저축에 대한 민간연금의 순 효과는 다음의 세 가지 주요 이슈, 즉 민간연금에 가입한 근로자들이 그들의 통상적인 저축을 어떻게 변화시키는지, 기업이 조성하는 기금인 기대 연금급여액, 그리고 그들 기업이 적립하지 않은 부채에 대한 주주들의 반응 등에 의존한다고 하였다. 이러한 세 가지 반응을 분리하여 측정하는 것이 바람직하지만, 자료의 한계로 인해 단지 총계적인 반응에 대한 추정결과를 보면 다음과 같다.[7] 연금저축에 대한 계수의 추정치는 표준오차보다 작기 때문에, 연금저축에 의해 개인저축은 영향을 받지 않는다는 귀무가설을 통계적으로 기각하기는 어려운 것으로 나타났다. 이에 대한 하나의 시사점은 개인들이

---

7) 미국 40년의 연간 시계열 자료를 이용하여 분석한 결과

$$SPRIV_t = -0.32 + 0.38YD_t - 0.12YD_{t-1} - 0.005W_t - 0.033SSW_t + 0.78RE_t + 0.01SPEN_t$$

(0.14) (0.06) (0.04) (0.0006) (0.014) (0.10) (0.33)

단, SPRIV = 1인당 실질 개인저축, YD = 1인당 실질 처분가능소득, W = 1인당 실질 자산가치, SSW = 사회보장자산, RE = 기업소득, SPEN = 회계연도에 있어서 연금기금의 증가로 측정된 연금저축.

기여금과 같은 금액의 통상적인 저축을 감소시킴으로써 그들의 총자산 축적은 변화하지 않게 된다는 것이다. 이와 동시에 기업은 연금기금의 재원 조성을 위하여 임금을 감소시키게 되며, 따라서 개인저축은 변화하지 않게 된다는 것이다.

다음으로, 횡단면 분석사례를 보면 Hubbard(1986)는 미국 연금정책 대통령 자문위원회의 1979년도 서베이 자료로부터 3,000개 이상의 자료를 수집하여 분석한 결과, 1달러의 사회보장자산의 증가는 통상적인 저축을 33센트 감소시키며, 민간연금자산의 1달러 증가는 통상적인 저축을 16센트 감소시킨다는 것을 발견하였다.

패널 분석사례로, Baillu & Reisen(1997)은 적립방식의 연금제도를 시행하고 있는 10개국(한국, 캐나다, 칠레, 핀란드, 독일, 말레이시아, 네덜란드, 노르웨이, 싱가포르)에 대하여 1982~1993년간의 자료를 적용한 결과 연금자산의 증가가 저축률을 상승시켰다는 결과를 도출하였다.

Samwick(2000)은 1991~1994년, 94개국의 자료를 이용하여 공적연금의 형태와 총저축과의 관계를 실증적으로 조사하였는데, 그 결과 부과방식을 운영하는 국가의 총저축률이 적립방식에 비해 약 3.68%p가 낮은 것으로 추정되었다.

Murphy & Musalem(2004)는 선진국 및 개발도상국 43개국 패널자료(1960~2002)를 이용하여 연금저축이 강제적인 경우 연금저축은 국민저축을 증가시킨다는 분석결과를 도출하였다. 이의 연장선상에서 Bebczuk & Musalem(2006)은 전술한 연구를 확장하여 선진국 및 개발도상국 48개국 패널자료(1980~2004)를 이용하여 연금저축의 각각 부가적인 1달러는 0~20센트 범위에서 국민저축을 증가시킨다는 분석결과를 도출하였다.

다. 국내 사례

먼저, 시계열 분석 사례로 회귀분석을 통하여 공적연금이 저축에 미치는 효과를 분석한 윤석명 외(2006)는 국민연금의 사회보장자산을 추정한 후 동 변수가 민간소비에 미치는 영향을 추정하였다. 분석결과, 단기적으로는 사회보장자산이 민간저축을 증가시키는 반면 장기적으로는 민간저축을 구축한다고 하였다.

패널분석 사례로, 임경묵·문형표(2003)는 대우 패널자료를 이용하여 연금자산을 금융자산에 회귀분석한 결과, 국민연금자산이 가계금융자산을 구축하는 효과는 거의 없는 반면에 공무원·사립·군인 등 공적직역연금은 금융자산을 60%정도 구축한다고 하였다. 강성호·임병인(2005)은 1998년~2002년 5년간의 도시가계조사 패널자료를 이용하여 근로소득대비 공적보험료 비율이 가계저축률에 미치는 영향을 추정하였다. 추정결과, 공적연금이 가계저축을 유의한 수준으로 구축하는 것으로 나타났으며, 구축효과의 크기는 비공무원 가장을 둔 가구일수록 또는 가계수지 적자가 큰 가구일수록 큰 것으로 나타났다. 유경원·조은아(2006)는 가계 패널조사 자료를 이용하여 소득계층별 가계저축률 격차가 구조적으로 존재함을 확인하였다.

### 2) 모의실험(simulation)

연금이 저축에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 두 번째 유형인 모의실험을 이용한 기존 해외연구로는 Auerbach & Kotlikoff(1987), Hubbard & Judd(1987), Fuster(1999), İmrohoroğlu et al.(1999) 등이 있다.

이들은 미국의 부과방식 공적연금이 저축에 미치는 영향을 분석하였는데 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, Auerbach & Kotlikoff(1987)는 중첩세대모형을 이용하여 미국의 공적연금이 개인자산을 감소시킨다는 결과를 도출하였다.

Hubbard and Judd(1987)는 유동성제약을 가진 불완전한 자본시장을 가정한 일반균형모형을 이용하여 미국의 공적연금이 후생과 저축에 미치는 효과를 추정하였다. 추정결과에 따르면 유동성제약이 없을 때에는 공적연금이 소비증가를 통한 후생증가를 유발하며 결국 저축 감소를 초래하지만 유동성제약을 모형에 도입하면 이와 같은 효과는 완화된다고 하였다. Fuster(1999)는 노인층이 상속을 위하여 저축을 한다는 이타성향을 도입한 중첩세대 모형을 이용하여 분석한 결과, 기존의 중첩세대모형을 이용한 결과와는 달리 미국의 공적연금이 저축에 영향을 미치지 않는다는 결과를 발견하였다. 이는 연금의 부과로 젊은 층의 저축률이 낮아지지만 노인층의 상속관련 저축이 증가하는 것과 관련된 것으로 해석된다.

İmrohoroğlu et al.(1999)은 중복세대 모형을 이용하여 모의실험을 시행한 결과 미국의 부과식 공적연금이 소비를 축소하는 효과를 발견하였으며, 이와 같은 결과는 공적연금이 저축을 오히려 증가시킬 수도 있음을 의미한다고 하였다.

다음으로, 모의실험을 이용하여 우리나라의 국민연금과 저축간의 관계를 분석한 기존의 국내연구는 모두 국민연금의 도입이 저축의 감소를 초래한다는 결론을 도출하였다.

전영준(1997), 전영준·김종면(2001) 등은 중복세대 및 세대간 회계일반균형모형을 이용하여 분석한 결과, 국민연금의 재원조달이 노동에 대한 추가적 과세성격, 강제저축에 의한 민간저축 감소, 그리고 연령별 노동공급 패턴의 왜곡 등으로 모든 경제주체들의 후생수준을 감소시킨다고 하였다.

강동수(2002)는 생산함수를 고려한 단순중복세대모형(simple overlapping generation model)을 이용하여 정상상태(steady state)하에서 국민연금의 예산불균형으로 인한 자원배분의 왜곡과 이로 인한 후생효과를 분석하였다. 시뮬레이션 결과를 보면, 불균형연금제도에서의 생산, 총저축 균형 값은 균형연금제도 하에서의 값보다 작게 나타났다. 즉, 불균형연금제도하에서 저축감소로 인한 자본량의 감소는 생산 감소 및 임금하락과 이자율 상승, 이자율 상승으로 현재와 미래간 한계대체율 상승으로 현재소비에 비해 미래소비가 증가한다는 것을 발견하였다.

전영준·유일호(2004)는 유동성제약과 근로자의 도덕적 해이를 명시적으로 고려한 중첩세대 일반균형모형을 이용하여 분석한 결과, 연금도입으로 노후대비 예비적 저축의 동기가 약화되어 개인저축이 크게 감소하고 소비수준도 하락한다고 하였다.

홍기석(2003)은 인구고령화 및 국민연금제도 도입이 거시경제변수에 미치는 영향을 조사하기 위하여 중첩세대모형을 이용한 모의실험을 시행한 결과, 국민연금의 도입이 저축률의 하락을 초래하는 것을 발견하였으며, 이러한 효과는 국내경제의 개방화 진전에 의해 크게 완화될 수 있음을 지적하였다.

강희돈·소인환(2005)은 중첩세대 일반균형모형을 이용하여 국민연금이 소비와 저축에 미치는 효과를 분석하였는데, 국민연금이 소비의 감소를 유

발하고 가계저축을 약 48% 구축하는 것으로 추정되었으며, 이러한 소비와 저축의 감소효과는 특히 청·장년층에서 뚜렷하게 나타났다.

# Ⅲ. 실증분석

## 1. 계량모형(Econometric Model)

실증분석을 위한 계량모형으로는 관련 선행연구에서 확인된 다양한 저축 결정인자를 포괄하는 축약모형 접근법(reduced form approach)을 사용한다. 이러한 접근법은 국제간의 저축관련 선행연구, 예로 Edwards (1996), Baillu & Reisen(1977), Masson, Bayoumi, & Samiei (1998), Loayza, Schmidt Hebbel, & Serven(2000), Murphy & Musalem(2004), Bebczuck & Musalem(2006) 등에서 사용된 방법론이다. 여기에서의 초점은 국민저축의 결정인자로서 연금저축이다. 즉, 종속변수는 국민저축률(NSR, national savings ratio)이고, 관심대상의 결정인자는 연금저축률(PSR, pension savings ratio)이다.[8]

그러나 기존연구 등으로부터 저축의 다른 결정인자, 즉 다음과 같은 통제변수들(control variables)을 고려하여 모형을 설정한다. 첫째, 인구구조 관련변수로 총부양비인데, 이는 노인부양비(ODR, old dependency ratio)와 유년부양비(YDR, young dependency ratio)로 구분된다. 전자는 소비와 저축에 대한 생애주기(life-cycle)모형의 시사점, 즉 생애주기의 다양한 단계에서 저축행위는 극단적으로 변화하게 된다는 점을 고려하여 선택한다. 예로, 은퇴기에는 근로소득이 없기 때문에 저축을 하지 않는다는 점에서 높은 노인부양비는 상대적으로 저축자에 비해 높은 비저축자의 비율을 가진 경제로서 해석되고, 이에 따라 노인부양비의 계수는 음(-)

8) 진술한 대부분의 기존연구에서와 같이 종속변수로 민간저축률을 택하고 이의 한 결정인자로서 정부저축률을 포함할 수도 있지만, 이러한 접근법은 다음과 같은 측정상의 문제점을 지니고 있다. 예로, 국가별 이용가능한 정부저축통계의 일치성 여부이다. 국가에 따라 정부금융통계는 일반정부, 통합중앙정부, 혹은 예산상 중앙정부 등에 부합되는 자료를 공표한다. 이러한 문제점은 국민저축률을 종속변수로 선택할 경우에는 나타나지 않는다.

이 될 것으로 기대된다. 한편, 유년인구가 국민계정상의 소비부문에 포함되는 지출에 큰 비중을 차지하고 있다는 점에서 유년부양비의 높은 비율은 저축에 대한 사회의 잠재력에 제약을 부과하는 것으로 볼 수 있다. 이에 따라 기대되는 부호는 음(-)이다.

둘째, 예비적 동기로서 저축을 고려할 경우, 보다 많은 불확실성(uncertainty)에 직면하는 사람들이 상대적으로 많은 저축을 하게 될 것이다. 예로, 높은 인플레이션은 거시적 불확실성을 크게 한다는 점에서 예비적 동기의 저축을 증가시킬 수 있다. 그러나 높은 인플레이션은 낮은 실질 수익률로 인해 금융자산으로부터 대체자산으로 이동을 유발시킬 수 있다는 점에서 인플레이션(INF, inflation rate)이 저축에 미치는 영향은 명확하지 않다. 한편, 도시화비율(UR, urbanization ratio), 즉, 농업에 의존도가 높은 국가일수록 보다 기후의 불확실성에 노출된다는 점에서 도시화비율이 높을수록 영농활동에 의존도가 낮아지다는 점에서 도시화비율의 계수는 음(-)이 될 것으로 기대된다. 그러나 도시화 과정이 도·농간의 소득격차확대나 노년 부모에 대한 자식들의 부양의무 약화와 연계될 경우에는 양(+)으로 나타날 수 있다는 점에서 저축에 미치는 영향은 명확하지 않다.

셋째, 1인당 실질소득(RPCI, real per capita income), 이는 미시적 측면에서 높은 소득의 가계가 낮은 소득가계에 비해 상대적으로 소득 중 많은 부분을 저축한다는 점에서 양(+)의 부호가 기대된다. 이를 거시적 관점에서 보면 상대적으로 높은 소득수준의 국가가 보다 많은 저축을 하게 된다는 것이다.

넷째, 실질이자율(RINT, real interest rate)의 증가는 두 가지 상충되는 효과, 즉 소득효과와 대체효과의 상대적 크기에 따라 저축에 미치는 영향은 달라진다는 점에서 계수의 부호는 불명확(ambiguous)하다.

다섯째, 국내신용비율(DCR, domestic credit ratio), 신용대출시장이 발전할수록 신용제약(borrowing constraint)이 완화된다는 점에서 기대되는 계수의 부호는 음(-)이다.

여섯째, 개방경제 관련변수 중 하나인 교역조건(TOT, terms of trade)의 개선에 따라 저축이 증가한다는 것이다. 교역조건의 개선은 세계시장에서 수출의 구매력으로 측정된 국가의 실질소득수준을 증가시키며,

이에 따라 저축은 증가하게 된다. 또 다른 변수는 해외저축률(FSR, foreign saving rato)인데, 국가 사이에 완전자본이동이 있는 경우, 해외저축은 국민저축의 한 결과라는 점에서 결정인자가 아니지만, 현실적으로 해외차입에 제약이 있다는 점에서 기대되는 계수의 부호는 음(-)이다.

마지막으로, 사회지출비율(SER, social expenditure ratio), 예로 생애주기모형에 의하면, 공적연금제도로부터 기대되는 높은 연금급여는 저축에 대한 욕구를 감소시킨다는 점에서 기대되는 부호는 음(-)이다.[9]

이러한 논의를 토대로 국제간의 비교분석은 다음의 패널분석모형을 사용한다.

$$NSR_{i,t} = \beta PSR_{i,t} + X_{i,t}\gamma + u_{i,t}$$

단, $\gamma$=계수 행벡터, X=통제변수 열벡터, u=잔차항, i=1,2,…,N 국가 수, t=1,2,…,T는 시계열을 의미, $\beta, \gamma$는 OLS(ordinary least squares)방법에 의해 추정

위의 모형에서 잔차항 $u_{it}$의 체계적인 경향, 즉 다른 국가에 비해 어떤 국가가 매우 높은 값을 보이는 것이나 다른 시점에 비해 어떤 시점이 특히 높은 값을 나타낼 가능성 등을 다루기 위해 두 가지 형태의 추정치를 고려한다. 즉, 고정효과(fixed effect)추정치는 개별국가별 혹은 서로 다른 시점에 대한 분리된 절편(intercept)을 사용하여 구한다. 반면 임의효과(random effect)추정치는 잔차항 u의 분해에 기초한 다음의 모형을 이용하여 구한다.

$$u_{i,t} = \epsilon_i + \lambda_t + \eta_{i,t}$$

9) OECD에서 정의한 사회지출은 복지에 역효과를 미치는 환경에 처해 있는 가구, 또는 개인에게 공공기관 또는 민간이 현물 또는 현금급여를 제공하고 재정적 기여를 하는 제도를 모두 포함하는 것이다. 이러한 OECD기준에 따른 부문을 보면, 생활보호·재해구호 등을 포함하는 공공부조, 장애인·노인·아동 등에 대한 복지서비스·보건의료 등, 연금·건강보험·산업재해보험·고용보험 등 급여액을 포함하는 사회보험, 법정퇴직금·출산휴가급여·유급질병휴가급여 등을 포함하는 기업복지, 및 사회복지지출 등으로 구성된다.

단, $\epsilon_i$ = 개별효과(individual effect), $\lambda_t$ = 시간효과(time effect), $\eta$ = 순수임의효과(purely random effect)이며 계수 $\beta, \gamma$는 GLS (generalized least squares)방법에 의해 추정

## 2. 자료 및 출처(Data and Sources)

먼저, 적립방식 연금제도에 의해 축적된 연금기금자산으로 측정한 연금저축이 국민저축에 미치는 영향분석을 위하여 본고에서 이용한 자료는 42개국을 대상으로 1980~2005년까지의 패널자료이다. 이러한 패널자료는 국가별로 이용가능한 자료가 다르다는 점에서 불균형 패널자료(unbalanced panel data)이다.[10]

국제간 비교는 OECD 및 FIAP(international federation of pension funds) 연금제도 분류기준 및 재원조성의 강제성 여부에 따라 두 그룹으로 구분한다.[11] 즉, 적립방식제도하의 그룹I에 속하는 국가들은 기여금조성이 강제적인 연금제도에 의해 연금자산을 축적한 Argentina, Bolivia, Bulgaria, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Hungary, Jordan, Kazakhstan, Korea, Malaysia, Mexico, Panama, Peru, Philippines, Poland, Singapore, Uruguay 등 19개국이다. 한편, 적립방식하의 그룹 II에 속하는 국가들은 기여금조성이 자발적인 연금제도에 따른 결과로 연금자산을 축적한 Australia, Austria, Belgium, Brazil, Canada, Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Iceland, Italy, Japan, Netherlands, Norway, Portugal, South Africa, Spain, Sweden, Switzerland, Thailand,

10) 최근 E. Whitehouse (2006) 연금제도 분류기준에 따른 53개국이 분석대상으로 고려하였으나, 연금기금자산 및 기타 통제변수들에 대한 이용가능한 시계열 자료 확보 측면에서 OECD 24개국, 비OECD국가 중 18개국 등 42개국을 대상으로 하였다.

11) 국가별 분류 관련, 〈부록 표 3〉에서 기금조성의 강제 여부가 모호한 경우, 예로 Hungary는 강제 또는 자발적 국가그룹으로 분류가 가능하지만 전자의 금융자산 규모가 훨씬 크다는 점에서 그룹I에 포함하였다. 한편, Korea 경우는 부과방식 국가로 분류되고는 있지만, 연금기금의 대부분을 국민연금기금이 차지하고 있다는 점에서 그룹I로 분류하였다. Netherlands 경우는 집합적인 노동조합의 합의에 의한 연금제도라는 점에서 그룹I로 분류할 수도 있지만, 법적근거가 없다는 점에서 그룹II로 분류하였다.

United Kingdom, United States 등 23개국이다.

전술한 바와 같이 회귀식의 종속변수는 국민저축률(NSR)이며, 이는 총처분가능소득(GNDI, gross national disposable income) 대비 총국민저축(GNS, gross national saving)의 비율로 정의한다. GNDI는 총국민소득(GNI, gross national income)과 해외이전소득(TR, current transfers from abroad)의 합, GNI는 국내총생산(GDP, gross domestic product)과 해외순요소지급(NFPA, net factor payments from abroad)의 합, 그리고 GNS는 GNDI와 총소비(TC, total final consumption)의 차이로 정의한다. 모든 변수들은 국가별 화폐단위의 현재가격이며, 연간 시계열자료의 출처는 세계은행의 세계발전지표(WDI, world development indicators)이다.

주요 관심변수인 연금저축률(PSR)은 GNDI 대비 연금저축(PS, pension saving)의 비율로, 그리고 PS는 연금기금자산(PA, pension assets)의 금융자산가치의 변화로 정의된다. PA에 대한 연간 시계열자료의 출처는 개별국가, OECD회원국의 경우에는 기관투자가 통계연보(Institutional Investors Statistical Yearbook), GPS(global pension statistics), 비OECD 국가들 경우에는 대부분 FIAP이다.

기타 통제변수들로서 노인부양비(ODR)는 65세 이상의 인구수(OP)를 15세에서 64세 사이의 생산연령인구수(MP)로 나눈 것으로, 그리고 유년부양비(YDR)는 14세 이하의 인구수(YP)를 생산연령인구수(MP)로 나눈 것으로, 총부양비는 ODR과 YDR의 합으로 정의한다. 도시화 비율(UR)은 총인구(TP) 대비 도시지역에 거주하는 인구수(UP)의 비율로 정의한다. 교역조건(TOT)은 국민계정상의 수출가격지수를 수입가격지수로 나눈 값이며, 각 지수는 2000년이 기준년도이다. 1인당 실질소득(RPCI)은 2000년 기준년도 US달러로 측정된 값이며, 실질이자율(RINT)은 GDP 디플레이터의 증가율로 조정된 대출이자율, 그리고 인플레이션(INF)은 소비자물가지수의 증가율이다. 해외저축비율(FSR)은 해외저축(-경상수지 CA)을 GNDI로 나눈 값이며, 국내신용비율(DCR)은 국내신용(DC)을 GNDI로 나눈 값이다. 이상의 인구 및 경제변수들 시계열자료의 출처는 WDI이다. 사회지출비율(SER)은 사회지출(SE)을 GNDI로 나눈 값이며, 연간 시계열자료의 출처는 OECD국가들 경우는 OECD(2007), "Social

Expenditure Data Base".[12] 비OECD경우는 국가별 정부금융통계이다.

다음으로, 부과방식 연금제도에 의해 적립된 연금기금자산으로 측정한 연금저축이 국민저축에 미치는 영향분석은 다음의 국가들을 대상으로 수행한다. 전술한 국가들 중 OECD에서 분류한 부과방식하의 공적연금기금 자료가 이용가능한 11개국, 즉 Canada, Denmark, Finland, France, Japan, Mexico, Norway, Portugal, Spain, Sweden, United States 등을 표본으로 설정한다.[13]

## 3. 추정방법론 및 계량분석결과[14]

### 1) 적립방식제도하의 계량분석결과

국민저축률 회귀식에 대한 분석은 제1절에서 설명한 고정효과 및 임의효과(fixed and random effect)모형에다 시간추세 및 국가 특이효과(time trend & country specific effects) 형태의 비 관측치인 이질성을 고려하여 연도 및 국가 더미변수들을 포함하는 패널 회귀식을 다음과 같이 설정한다.[15]

$$NSR_{it} = \beta PSR_{it} + X_{it}\gamma + \zeta_i z_i + \delta_t t + u_{it}$$

단, $z_i$ = 더미변수로 국가 i에 대해서는 1, 기타 국가는 0, t = 년도

다음으로, 국민저축에 대한 연금저축의 효과에 대한 회귀분석은 전술한 결정인자들을 통제변수로 사용하되, 재원조성의 강제성 여부에 따른 국가

12) OECD.STAT(Data Set: SOCX2007-Aggregate data) 참조.

13) 11개국의 패널자료는 1980~2005년까지의 표본이지만, 연금기금관련 자료는 미국, 일본, 캐나다를 제외하고는 2001~2005년까지 이용가능하다는 점에서 매우 불균형된 패널자료(unbalanced panel data)이다. 자료출처는 미국 OASDI(old age survivors and disability), 일본 노동후생성, 캐나다 CPP(Canada pension plan) 및 OECD, Global Pension Statistics 참조.

14) OECD국가들의 경우 1980~2001년까지는 대부분 민간연금기금(autonomous pension funds)자료이지만, 2001년부터는 OECD에서 발표하는 공적연금기금자료와 혼재되어 있다. 실증분석에서 사용한 자료의 정의 및 출처, 기술통계량 등에 대해서는 각각 〈부록 1〉, 〈부록 4〉 참조.

15) 본고에서 사용된 자료는 unbalanced panel data, 예로 모든 국가들에 있어서 동일한 연금자산에 대한 자료를 가지고 있지 않다는 점에서 이는 비 관측 이질성인데, 이러한 문제는 각 국가 더미변수에 의해 포착될 수 있다.

그룹별로 구분하여 수행한다. 국가그룹별로 구분하지 않은 전술한 경우와 질적으로 어떠한 차이점을 보이는지 대하여 분석하기 위한 회귀모형은 다음과 같다.[16]

$$NSR_{it} = \beta_0(PSR_{it} \times DUM1) + \beta_1(PSR_{it} \times DUM2) + X_{it}\gamma + u_{it}$$

단, $\beta_0$ = 자발적 국가그룹의 국민저축률에 대한 연금저축률(PSRV = PSR×DUM1)효과, $\beta_1$ = 강제적 국가그룹의 국민저축률에 대한 연금저축률(PSRM = PSR×DUM2)효과, DUM1 및 DUM2는 더미변수로서 각각 자발적 국가그룹 1, 강제적 국가그룹 0, 및 자발적 국가그룹 0, 강제적 국가그룹 1

전 표본 및 국가그룹별을 대상으로 분석한 고정효과방법에 의한 분석결과는 다음의 〈표 2〉와 같다.[17] 주요 관심변수인 연금저축률의 계수는 전체 표본의 경우 약 0.07 수준이고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 국가그룹별 경우는 자발적 및 강제적 연금저축률 계수는 각각 약 0.03, 0.46으로 나타났으며, 전자의 경우는 통계적 유의성이 없는 반면 후자는 매우 유의한 것으로 나타났다.

이는 적립방식제도하에서 연금저축은 국민저축을 견인하는 것으로 나타났으며, 다른 변수가 일정할 경우 전 표본 및 강제적 국가그룹의 경우, 연금저축률 1%p의 증가는 각각 국민저축률을 약 0.07%p, 0.46%p 증가시키는 것으로 해석된다.

통제변수와 관련하여 모든 변수는 기대에 부합되는 방향으로 나타났다. 즉, 인구구조 관련변수인 노년부양비(ODR) 및 유년부양비(YDR), 도시화비율(UR), 실질이자율(RINT), 국내신용비율(DCR), 해외저축률(FSR), 및 사회지출비율(SER)은 음(-)의 방향으로, 그리고 1인당 실질소득

16) 하나의 더미변수로 설정하는 경우도 가능하다. 즉, $NSR_{it} = \beta_0 PSR_{it} + \beta_1(PSR_{it} \times DUM) + X_{it}\gamma + u_{it}$. 단, $\beta_0$ = 자발적 국가그룹의 국민저축률에 대한 연금저축률효과, $\beta_0 + \beta_1$ = 강제적 국가그룹의 국민저축률에 대한 연금저축률효과, DUM = 더미변수로서 자발적 국가그룹 0, 강제적 국가그룹 1.

17) 고정효과 및 임의효과방법에 따른 분석결과는 거의 차이가 없는 것으로 나타났으며, 또한 Hausman 검정결과는 임의효과방법을 기각할 수 있는 것으로 나타났다.

(RPCI), 교역조건(TOT), 및 인플레이션은 양(+)의 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 또한, 모형의 적합성 여부와 관련된 F(Wald)검정통계량은 모형의 적합성을 지지하고 있으며, 모형의 설명력은 조정결정계수($\overline{R^2}$)가 모두 94%수준으로 높게 나타났다.

**[표 2] 전 표본 및 국가그룹별 대상 분석결과(Fixed Effect)**

| 종속변수 / 설명변수 | NSR(전체) | NSR(국가그룹별) |
|---|---|---|
| PSR | 0.0672(1.95)* | |
| PSRV | | 0.0254(0.71) |
| PSRM | | 0.4596(4.14)*** |
| ODR | -0.1954(-2.50)** | -0.1840(-2.39)** |
| YDR | -0.0503(-1.95)* | -0.0423(-1.66)* |
| RPCI | 0.1042(9.79)*** | 0.1103(10.4)*** |
| RINT | -0.0678(-2.93)*** | -0.0582(-2.54)** |
| INF | 0.0492(2.66)*** | 0.0496(2.72)*** |
| DCR | -0.0196(-3.59)*** | -0.0189(-3.53)*** |
| UR | -0.1609(-2.32)** | -0.2235(-3.19)*** |
| TOT | 0.0004(4.19)*** | 0.0005(5.14)*** |
| FSR | -0.2234(-7.62)*** | -0.2345(-8.09)*** |
| SER | -0.7462(-14.4)*** | -0.7241(-14.1)*** |
| 관찰치 | 1,132 | 1,132 |
| 국가 수 | 42 | 42 |
| 최대 시계열 | 1981~2005 | 1981~2005 |
| $R^2/\overline{R^2}$ | 0.9489/0.9416 | 0.9506/0.9434 |
| F(time) | 2.42** | 2.59*** |
| F(country) | 75.44*** | 60.70*** |
| F(Wald) | 128.86*** | 130.98*** |

주: 추정계수( )는 t값, F는 각각 time trends, country specific effects, Wald의 F-검정통계량, ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

전술한 국민저축률에 대한 연금저축률의 효과에 대한 회귀분석의 문제점은 설명변수로 포함된 통제변수들은 통상적으로 국민저축과 동시적으로 결정되는 변수라는 점이다. 즉, 외생변수로 고려한 통제변수들인 거시경제변수들은 일반적으로 내생변수로 고려된다는 점이다.[18]

이러한 내생성(endogeneity)으로 인한 추정계수의 불일치추정량(inconsistent estimator)문제를 해결하는 통상적인 방법은 수단변수(IV, instrument variables)방법을 이용하는 것이다. 즉, 내생변수로 간

18) 이 경우 OLS 추정치는 불편추정량(unbiased estimator)이지만 일치추정량(consistent estimator)은 아니다.

주되는 변수들, 거시경제변수들인 교역조건, 1인당 실질소득, 실질이자율, 인플레이션, 해외저축률, 사회지출비율, 국내신용비율 등에 대한 수단변수로 각 변수들의 1시차 변수를 설명변수로 사용한다.

또한, 저축은 과거 행태에 강한 영향을 받는다는 기존 연구들의 결과를 감안하여 시차종속변수(lagged dependent variable)를 포함시키는 동태모형을 추정한다.[19]

이에 따른 2단계 추정방법(2SLS, two stage least square method) 및 시차종속변수를 포함한 분석결과는 다음의 〈표 3〉과 같다. 먼저, 2단계 추정방법에 따른 결과를 보면, 주요 관심변수인 연금저축률의 계수는 전체 표본의 경우 약 0.10 수준이고 유의수준 5%에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.[20] 국가그룹별의 경우 연금저축률 계수를 보면, 그룹I에서는 통계적으로 유의하지 않은 양의 값을 보이지만, 그룹II에서는 통계적으로 유의한 0.57값을 나타내고 있다. 모든 경우에 있어서 수단변수의 과대설정(over-identification)에 대한 귀무가설은 J-통계량 검정결과 기각할 수 있는 것으로 나타났다.[21] 통제변수와 관련하여 모든 변수는 기대에 부합되는 방향으로 나타났지만, 도시화비율, 시차 인플레이션 및 국내신용비율 변수 등은 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

다음으로, 시차 종속변수의 계수는 전체 및 국가그룹별 경우 모두 약 0.60 수준으로 상당한 초기효과가 존재하고 있다. 이러한 초기효과를 감안하더라도 연금저축률이 국민저축률에 미치는 효과는 모든 경우에 있어서 유의한 것으로 나타나고 있지만, 다른 통제변수에는 주목할 만한 변화를 야기한다.

---

19) 시차종속변수가 설명변수로 포함되는 동태모형에 있어서 다른 설명변수들이 추정기간에 걸쳐 지속적인 영향력을 가지고 있다면, 시차 종속변수는 부분적으로 그러한 변수들의 설명력을 반영하게 된다는 점에서 새로운 정보가 주어지지 않을 경우 다중공선성(multi-colinearity)문제가 야기될 수도 있다.

20) 연금계수 관련 전술한 OLS 추정치에 비해 수단변수방법 추정치가 다소 높게 나타나고 있는데, 이는 수단변수가 광의적으로 잔차항과는 상관관계는 없지만, 설명변수와는 상관관계가 존재하기 때문이다. 한편, 통상적으로 설명력($R^2$)은 수단변수에 의한 값이 OLS에 의한 값보다 다소 낮게 나타난다. 관련 세부적인 내용은 G.S.Maddala(2001), pp.354-359 참조.

21) 전체 및 국가그룹별 경우의 J통계량은 각각 J(7)=140.48(0.000), J(7)=141.8 (0.000)로 1%유의수준에서 수단변수 과대설정 귀무가설을 기각할 수 있다.

통계적으로 유의하지는 않지만 인플레이션의 부호는 전술한 결과와 반대되는 방향으로 나타나고 있다. 또한, 유년부양비, 도시화비율, 및 국내신용비율 등 통제변수들의 부호는 기대되는 방향으로 나타나고 있지만 통계적으로 유의하지 않거나 유의수준은 떨어지는 것으로 나타나고 있다.

**[표 3] 시차설명변수 및 시차종속변수를 포함한 분석결과 (Fixed Effect)**

| 종속변수 / 설명변수 | 시차설명변수 포함 경우 | | 시차종속변수 포함 경우 | |
|---|---|---|---|---|
| | NSR(전체) | NSR(국가그룹별) | NSR(전체) | NSR(국가그룹별) |
| PSR | 0.1048(2.50)** | | 0.0659(2.60)*** | |
| PSRV | | 0.0514(1.17) | | 0.0505(1.91)* |
| PSRM | | 0.5709(4.30)*** | | 0.2208(2.62)*** |
| ODR | -0.2064(-2.19)** | -0.2064(-2.23)** | -0.0959(-1.65)* | -0.0940(-1.62)* |
| YDR | -0.0632(-2.05)** | -0.0544(-1.79)* | -0.0185(-0.95) | -0.0158(-0.81) |
| RPCI | 0.0643(5.13)*** | 0.0720(5.76)*** | 0.0278(3.06)*** | 0.0317(3.42)*** |
| RINT | -0.1260(-4.62)*** | -0.1332(-4.95)*** | -0.1111(-6.45)*** | -0.1071(-6.19)*** |
| INF | 0.0187(0.90) | 0.0139(0.67) | -0.0128(-0.90) | -0.0119(-0.84) |
| DCR | -0.0073(-1.08) | -0.0073(-1.10) | -0.0008(-0.20) | -0.0008(-0.21) |
| UR | -0.0300(-0.35) | -0.1124(-1.31) | -0.0783(-1.50) | -0.1046(-1.94)* |
| TOT | 0.0001(2.11)** | 0.0002(2.27)** | 0.0003(4.18)*** | 0.0003(4.58)** |
| FSR | -0.1640(-4.75)*** | -0.1846(-8.60)*** | -0.1582(-7.10)*** | -0.1639(-7.32)*** |
| SER | -0.5620(-9.16)*** | -0.5262(-8.60)*** | -0.3193(-7.08)*** | -0.3169(-7.05)*** |
| NSR(1) | | | 0.6103(18.1)*** | 0.6001(17.6)*** |
| 관찰치 | 1,132 | 1,132 | 1,131 | 1,131 |
| 국가 수 | 42 | 42 | 42 | 42 |
| 최대 시계열 | 1981~2005 | 1981~2005 | 1982~2005 | 1982~2005 |
| $R^2/\overline{R^2}$ | 0.9300/0.9197 | 0.9324/0.9223 | 0.9713/0.9676 | 0.9716/0.9678 |
| F(time) | 4.32** | 4.44*** | 9.02** | 8.74*** |
| F(country) | 53.72*** | 41.84*** | 4.56*** | 4.55*** |
| F(Wald) | 932.56*** | 946.99*** | 259.67*** | 256.58*** |

주: 〈표 2〉 참조.

분석모형의 통계적 적합도와 관련하여 설명력 조정계수인 $\overline{R^2}$가 모든 경우에 있어 0.97수준으로 전술한 분석결과에 비해 가장 높다. 또한 모든 경우에 있어서 잔차항의 상관성을 검정하는 Q검정통계량에 의하면 자기상관이 존재한다는 귀무가설을 통계적으로 매우 유의한 수준에서 기각할 수 있다.[22] 이는 시차 종속변수가 설명변수로 포함될 경우 제기될 수 있는 계량적인 문제점에도 불구하고, 통계적 적합도가 우수하다는 측면에서 예측

22) 전체 및 국가그룹별 경우 Q통계량은 각각 Q(67)=61.05(0.68), Q(67)=66.5(0.49)로 1%유의수준에서 잔차항의 상관성이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있다.

모형으로 활용할 수 있다고 보인다.

### 2) 부과방식제도하의 패널회귀분석

재정방식의 차이 즉, 부과방식(pay as you go system) 연금제도에 의해 적립된 연금기금자산으로 측정한 연금저축이 국민저축에 미치는 영향분석은, 전술한 표본 국가들 중 공적연금기금의 자료가 이용가능한 11개국을 대상으로 분석하였다.

통상최소자승법(OLS), 2단계 추정방법(2SLS), 및 시차종속변수를 포함하는 경우의 고정효과방법에 따른 분석결과〈표 4〉를 보면, 주요 관심변수인 연금저축률(PPSR)의 계수는 모두 음(-)으로 나타나고 있지만, 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다.[23]

통제변수와 관련하여 OLS 경우에 모든 변수는 기대에 부합되는 방향으로 나타났다. 즉, 인구구조 관련변수인 총부양비, 도시화비율, 실질이자율, 해외저축률, 및 국내신용비율은 음(-)의 방향으로, 그리고 교역조건, 1인당 소득수준, 및 인플레이션은 양(+)의 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 한편 2단계 추정법에 의한 경우에는 실질이자율, 인플레이션, 국내신용비율 등이, 시차종속변수가 포함된 경우에는 인플레이션이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

Wald 검정방법에 따른 F-통계량은 모형의 적합성을 지지하고 있으며, 증가율 변수임에도 불구하고 모형의 설명력은 조정결정계수가 추정방법의 차이에 관계없이 94~95% 수준으로 매우 높은 수준이다.

2단계 추정법의 경우 수단변수(instrument variables)의 과대설정(over-identification)에 대한 귀무가설은 J-통계량 검정결과 기각할 수 있는 것으로 나타났다. 또한 시차 종속변수의 계수는 0.19 수준으로 초기효과가 존재하고 있다. 또한 모든 경우에 있어서 잔차항의 상관성을 검정하는 Q검정통계량에 의하면 자기상관이 존재한다는 귀무가설을 통계적으로 매우 유의한 수준에서 기각할 수 있는 것으로 나타났다.

---

23) 전술한 적립방식제도하의 경우에 비추어 표본의 크기 등을 감안하여 기타 통제변수 중 인구구조 관련변수인 노년부양비와 유년부양비의 합인 총 부양비(TDR)를 이용하여 기준선 분석을 수행하였다. 전술한 기준하의 모든 변수들을 포함하는 경우나 임의효과(random effect)방법에 의한 추정결과는 유사한 것으로 나타났다.

【표 4】 부과방식하의 회귀분석 결과(Fixed Effect)

| 종속변수 / 설명변수 | NSR(OLS) | NSR(2SLS) | NSR(시차종속) |
|---|---|---|---|
| PPSR | -0.1275(-1.47) | -0.3100(-1.45) | -0.1069(-1.24) |
| TDR | -0.3231(-3.13)*** | -0.2324(-1.77)* | -0.2410(-1.98)** |
| RPCI | 0.1314(3.50)*** | 0.1458(3.17)*** | 0.1123(2.91)*** |
| RINT | -0.0859(-2.67)*** | 0.0145(0.38) | -0.0902(-2.82)*** |
| INF | 0.1958(1.73)* | 0.0914(0.95) | 0.1135(0.94) |
| DCR | -0.0173(-1.97)** | -0.0056(-0.52) | -0.0167(-1.92)* |
| UR | -1.2469(-3.98)*** | -1.3998(-3.82)*** | -1.0039(-2.81)*** |
| TOT | 0.0010(3.08)*** | 0.0015(3.50)*** | 0.0008(2.12)** |
| FSR | -0.6820(-7.52)*** | -0.6850(-6.28)*** | -0.5749(-4.58)*** |
| NSR(1) | | | 0.1895(1.82)* |
| 관찰치 | 295 | 295 | 294 |
| 국가 수 | 11 | 11 | 11 |
| 최대 시계열 | 1981~2005 | 1981~2005 | 1982~2005 |
| $R^2/\overline{R^2}$ | 0.9683/0.9537 | 0.9599/0.9395 | 0.9705/0.9557 |
| F(time) | 8.81*** | 10.17*** | 7.10*** |
| F(country) | 22.41*** | 15.19*** | 5.50*** |
| F(Wald) | 66.14*** | 11.30*** | 65.77*** |
| J통계량 | | 26.32*** | |
| Q통계량 | 17.24*** | 17.84*** | 12.63*** |

주: 〈표 2〉 참조.

## 4. 패널분석결과를 이용한 우리나라의 국민저축률 전망

먼저, 전망의 전제로 인구구조 관련변수에 대해서는 통계청 장래인구추계(2006.11)를 이용하여 설정한다. 출산율에 대한 중위, 고위, 저위, 및 현 수준(2001~2005년 평균치)을 가정, 즉 2005년 1.08에서 각각 2050년 1.28, 1.58, 0.97, 1.18, 이에 따른 노인부양비는 2005년 12.6%에서 2050년 각각 72.0%, 66.8%, 80.3%, 73.9% 수준으로 증가할 것으로 전망되고 있다.[24] 유년부양비는 가정별로 2005년 26.8%에서 2050년 각각 16.8%, 20.6%, 12.4%, 14.8%로 감소할 것으로 전망되고 있다. 이에 따라 총부양비는 2005년 39.4%에서 2050년 87.4~92.7% 범위로 증가할 것으로 보인다.[25]

24) 통계청(2007) 및 UN에 의한 향후 노인부양비의 세계, 선진국, 및 개도국별 전망치(2005→2050년)를 보면, 각각 11%→25%, 23%→45%, 및 9%→23% 수준이다. 우리나라의 중위 가정의 경우 72%는 선진국의 1.6배에 달하는 높은 수준이다.

25) 이러한 수준은 2005년 말 현재 강제적 및 자발적 적립방식 연금제도 국가의 경우, 총부양비 평균치는 각각 54.2%, 49.6%, OECD 24개국의 경우 48.7%에 비추

다음으로, 향후 2050년까지 연금저축률은 전술한 적립방식제도하의 강제적 재원조성 국가그룹의 최근 10년간의 평균적인 변화율을 고려하여 매년 0.5%p 수준 증가할 것으로 가정한다.[26] 우리나라의 경우 최근 연금법 개정(2007.7)에 따른 제2차 2008년 국민연금 재정계산결과를 보면, 기금의 소진연도는 제1차 재정계산결과에 의한 2047년으로부터 2060년으로 약 13년 정도 연장되는 것으로 나타났다. 이에 따라 국민연금기금이 국민경제에서 차지하는 비중은 2007년 말 현재 명목GDP대비 24.4% 수준이지만, 지속적으로 증가하여 향후 2030년대 중반에 50%대 초반수준으로 정점에 도달하고 그 이후 감소할 것으로 전망되었다. 그러나 국민연금기금이 감소추세로 전환되는 시점에 있어서는 2005년 말 도입된 퇴직연금기금이 이를 대체할 수도 있을 것으로 보이며,[27] 또한 매5년 실시되는 국민연금재정계산제도에 의한 연금재정의 안정화방안 모색, 그리고 OECD국가의 2005년 말 현재 민간연금기금이 87%수준에 이르고 있는 점 등을 감안할 경우 큰 무리는 없는 수준으로 보인다.

마지막으로, 당년도 국민저축률의 변화($\triangle NSR_t$)는 과거 저축행태 즉, 시차 국민저축률의 변화($\triangle NSR_{t-1}$)에 가장 큰 영향을 받는다는 점을 고려하여 이를 한 설명변수로 다음과 같이 가정한다. 국민저축률의 변화 추이를 보면 1988년 40.4%를 정점으로 감소추세로 전환되어 2005년 32.9%를 보이고 있으며, 연평균 변화율은 약 -0.4%p 수준이다. 전술한 국민저축률의 세계적인 추세 및 국내저축률은 장기적으로 OECD 평균적인 수준에 근접할 것으로 전제할 경우, 이러한 변화율 수준이 향후에도 지속할 것으로 가정하는 것은 큰 무리는 없는 것으로 보인다.[28] 그리고 기

---

어 거의 2배 수준이다.

26) 최근 10년간, 즉 1995년 이래로 평균적인 연금저축률은 강제적 19개국의 경우를 보면, 1995~1999년 동안 2.1%에서 2000~2005년 2.6%로 0.5%p 증가한 것으로 나타났다. 우리나라의 경우 향후 2050년까지 GDP 대비 국민연금기금 연평균 증가율 추세가 약 0.68%수준, 그리고 전체 기금자산에서 국민연금이 차지하는 비중이 약 80%수준으로 거의 대부분이라는 점을 감안할 경우 강제적 국가그룹의 증가율 추세와 유사한 수준이다.

27) 예로 최공필·박대근·이창용·남재현 (2005)에 의하면, 점진적인 퇴직금 전환율(20%→70%)가정 하에서 퇴직연금적립기금은 2004년 불변가격기준으로 2005년 20조원에서 2050년 628조원 수준이 될 것으로 추정하였다.

28) 전체 표본의 경우, 국민저축률 평균치는 1988년 23.7%를 정점으로 2005년 22.5%로 하락 추세를, OECD국가의 경우에도 1980년 23.8%에서 2005년 22.5%수준으로 유사한 모습을 보이고 있다.

타 통제변수는 패널회귀모형에서 일정(ceteris-paribus)하다고 가정한다.

이상의 논의 및 국민저축률의 설명변수로 연금저축률 포함 여부에 따른 시나리오를 요약하면 다음의 〈표 5〉와 같다.

**【표 5】 시나리오 요약**

(단위 : %, %p)

| 구 분 | 공통 가정변수 | | | 선택 변수 |
|---|---|---|---|---|
| | 노인부양비 변화 ($\triangle ODR_t$) | 유년부양비 변화 ($\triangle YDR_t$) | 시차 국민저축률 변화 ($\triangle NSR_{t-1}$) | 연금저축률 변화 ($\triangle PSR_t$) |
| 시나리오1,5 (2005→2050) | 12.6→72.0 (1.32) | 26.8→16.8 (-0.22) | (-0.4) | (0.0) (0.5) |
| 시나리오2,6 (2005→2050) | 12.6→66.8 (1.20) | 26.8→20.6 (-0.14) | (-0.4) | (0.0) (0.5) |
| 시나리오3,7 (2005→2050) | 12.6→80.3 (1.50) | 26.8→12.4 (-0.32) | (-0.4) | (0.0) (0.5) |
| 시나리오4,8 (2005→2050) | 12.6→73.9 (1.36) | 26.8→14.8 (-0.27) | (-0.4) | (0.0) (0.5) |

주: ( )값은 연평균 변화 %p. 시나리오1~4는 각각 공통 가정변수 및 선택변수인 연금저축률을 고려하지 않을 경우. 시나리오5~8은 각각 공통 가정변수 및 선택변수인 연금저축률을 고려한 경우임.

전술한 패널회귀모형(표 3. 시차종속변수를 포함하고 있는 전체국가 대상)을 예측모형[29]으로 이용한 시나리오별 국민저축률 전망결과는 다음과 같다. 국민저축률에 대한 시나리오별, 통계청의 인구가정(중위, 고위, 저위, 현행) 및 패널분석결과를 이용한 연금저축률, 과거 저축행태에 대한 가정설정을 통한 2050년 전망치를 보면, 연금저축률을 감안하지 않은 경우는 16.7~17.1%, 이를 감안한 경우는 18.3~18.6%수준을 보이고 있다. 따라서 연금저축을 감안한 경우 국민저축률에 대한 기여는 1.5%p수준 증가요인으로 작용하고 있다.

29) 국가별 연금제도, 자본시장발전정도, 및 거시경제여건의 상이성 등으로 전술한 패널회귀결과를 국내에 그대로 적용시키는 것에는 문제가 있다. 그러나 국내 시계열 자료만을 이용할 경우 나타날 수 있는 자유도(degree of freedom)문제, 추정기간 동안 국내에서 지금까지 경험하지 못하였던 인구고령화가 국민저축에 미치는 영향 등과 같은 국제적 경험을 반영할 수 있는 장점이 있다는 점, 그리고 개략적인 향후 국민저축률의 전개방향 등을 살펴본다는 점 등을 감안하여 통계적으로 적합도가 가장 우수한 시차종속변수를 포함한 패널회귀모형을 예측모형으로 활용하였다. 즉, 다른 조건이 일정하다는 전제하에 $\triangle NSR_t = 0.0659\triangle PSR_t - 0.0959\triangle ODR_t - 0.0185\triangle YDR_t + 0.6103\triangle NSR_{t-1}$이다.

이러한 저축률 수준은 2005년 OECD국가들의 22%대 수준과 큰 차이가 없다는 점에서 낮은 수준이라고 평가하기는 어렵다. 또한, 국민저축률에 대한 연금저축률의 한계적인 양(+)의 효과를 감안할 때 향후에도 국민저축을 현저하게 증가시키는 요인으로 작용하기는 어려울 것으로 보인다. 더욱이, 국민저축률은 과거의 저축행태, 해외저축률, 사회지출비율 등에 보다 큰 영향을 받는 것으로 나타나고 있는 점을 감안할 때,[30] 향후 국민저축률 제고 수단으로서 연금제도의 재정방식이나 재원조성의 강제성 등을 개혁방안으로 고려하는 것은 한계가 존재한다고 볼 수 있다.

## Ⅳ. 결론 및 관련 시사점

본 연구의 목적은 연금제도의 재정방식(financing scheme), 즉 적립방식 및 부과방식, 그리고 적립방식제도에서 재원조성의 강제성 여부, 즉 자발적 혹은 강제적, 등에 따라 축적된 연금자산의 변화로 측정된 연금저축이 국민저축에 미치는 효과를 분석하는데 있다.

이에 따라 실증분석을 위한 국민저축률 패널회귀모형은 연구목적 및 이론적 토대를 근거로 설정한 연금자산을 비롯한 전술한 저축결정요인들의 시계열자료 확보가 가능한 국가들, 즉 적립방식에 의하여 연금자산을 축적한 OECD 24개국 및 비OECD 18개국 등 42개국, 그리고 부과방식에 의하여 공적유보기금(social security reserve funds)을 보유하고 있는 OECD 11개국 등의 불균형 패널자료(unbalanced panel data)를 토대로 구축되었다. 또한, 설명변수의 내생성(endogeneity), 주요변수의 누락(omitted variables) 등에 따라 제기되는 계량적인 문제점을 해결하기 위해 최소통상자승법(OLS), 수단변수방법(IV), 시차종속변수를 이용한 동태적 접근방법 등 다양한 추정방법이 사용되었다.

---

30) 예로, 우리나라의 2003년 사회지출비율은 5.7%인데 동년도 OECD국가의 평균은 21.4%수준이다. 향후 2050년까지 OECD수준에 근접한다고 가정할 경우 연평균 증가율 수준은 0.348%p인데, 이를 전술한 패널회귀모형에 설명변수로 추가할 경우, 연평균 국민저축률 감소분은 -0.3193×(0.00348) ≃ -0.11%p이며, 45년 누적치는 -0.11×45=-4.95%p수준이다. 이러한 경우 2050년 국민저축률 수준은 13%대에 이를 것으로 전망된다.

다양한 패널회귀모형 추정을 통하여 나타난 연금저축이 국민저축에 미치는 효과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 적립방식 연금제도하에서는 표본의 구분이나 추정방법 등에 따라 다소 차이는 있지만 국민저축에 대한 연금저축은 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이를 세부적으로 보면, 전 표본의 경우 연금저축률의 계수는 0.06~0.10 범위에 있으며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

한편, 재원조성의 강제성 여부를 고려한 국가그룹으로 구분한 경우에는 자발적 연금제도 국가그룹의 연금저축률 계수는 통계적으로 유의하지 않은 양으로 나타나고는 있지만, 강제적인 연금제도 국가그룹의 계수는 0.2~0.6 범위에 있으며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

이와 더불어 통제변수로 분류한 다른 국민저축률 결정요인 변수들의 부호는 기대에 부합되는 방향으로 나타났다. 구체적으로, 인구구조 관련변수인 노인부양비나 유년부양비 또는 총부양비, 도시화비율, 실질이자율, 해외저축률, 사회지출비율, 및 국내신용비율 등은 음(-)의 방향으로, 그리고 교역조건이나 1인당 실질소득, 인플레이션 등은 양(+)의 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 그러나 유년부양비, 도시화비율, 인플레이션, 및 국내신용비율 등은 시차 설명변수나 시차 종속변수를 포함하는 회귀모형에서는 통계적 유의성이 떨어지는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 표본의 구분이나 추정방법의 차이, 설명변수의 선택적 포함, 예로 기준선 분석(baseline analysis)이나 추가적 변수들을 포함한 회귀분석 등의 경우에도 변하지 않는다는 점에서 추정결과에 대한 강건성(robustness)이 있다고 보인다.[31]

다음으로, 부과방식 연금제도하에서는 추정방법의 차이, 즉 통상최소자승법(OLS), 2단계 추정방법(2SLS), 및 시차종속변수를 포함하는 경우의 고정효과(fixed effects)기법에 따른 분석결과를 보면, 주요 관심변수인 연금저축률의 계수는 모두 음(-)이지만, 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 그러나 기타 통제변수의 계수 부호는 적립방식제도하에서의 결과와 부합되는 것으로 나타났다.

---

31) 연금제도의 구체적 사항이나 소득수준, 자본시장의 심화, 및 개방 정도 등이 유사한 국가그룹을 표본으로 하는 균형패널자료(balanced panel data)를 이용할 경우에도 추정계수에 대한 안정성(stability)이 존재한다면 이러한 결과에 대한 설득력은 보다 커질 것으로 보인다.

이와 관련 정책적 시사점을 살펴보면 다음과 같다. 지난 1988년 40.4%를 정점으로 다소의 등락은 있지만 2007년 30.6%로 감소추세를 보이고 있는 우리나라 국민저축률의 경우에도 지금까지 논의한 패널회귀결과를 적용할 때, 향후 연금저축이 한계적인 양의 효과를 미칠 수는 있겠지만 국민저축을 현저하게 증가시키는 요인으로 작용할 것 같지는 않다. 이에 대한 예로, 통계적 적합도 관점에서 가장 우수한 모습을 보이고 있는 시차 종속변수를 포함한 동태모형을 예측모형으로 설정하고, 통계청의 장래인구추계 결과 및 패널분석결과를 이용한 연금저축률이나 과거 저축행태에 대한 시나리오별 가정을 전제로 국민저축률에 대한 전망결과를 보면, 향후 2050년 국민저축률은 18%대에 이르는 것으로 나타났다. 연금저축률을 감안하지 않는 경우 17%대, 이를 감안한 경우는 18%대 중반 수준으로 연금저축률의 기여는 연평균 0.03%p, 누적적으로는 1.5%p 수준의 증가요인으로 작용하고 있다. 이러한 국민저축률 전망치는 2005년 OECD 국가들의 22%대 수준과 큰 차이가 없다는 점에서 낮은 수준이라고 보기는 어렵다. 또한, 본 연구에서 발견한 적립방식의 연금제도, 특히 재원조성에 있어서 강제적 기여가 국민저축을 증가시킨다는 연구결과는 연금 보험료율을 국민저축을 증가시키기 위한 하나의 정책수단으로서 고려해야 한다는 것을 의미하지는 않는다. 따라서 연금재정방식이나 연금 보험료율 결정 등 정책적 의사결정은 연금제도의 기본적인 성격, 예로 노후소득보장을 위한 관점에서 이루어지는 것이 바람직한 것으로 보인다.

마지막으로, 본 연구에서 사용한 축약모형 접근법이나 국제비교에 있어서 시계열자료의 획득의 어려움 등으로 인한 연구결과에 대한 해석상의 한계점을 보완할 수 있는 향후 연구과제로는 다음과 같은 내용을 언급할 수 있다. 예로, 외생변수로 고려된 국민저축의 결정요인 변수간의 파급경로분석을 통하여 상호연계성이 명시적으로 구현될 수 있는 연립방정식체계의 구조모형(structural form)을 개발하고 본 연구결과의 시사점을 검증하는 것도 필요하다고 보인다. 또한, 우리나라의 경우 저축구조의 변화추세, 즉 1990년대를 기점으로 정부저축의 역할이 상대적으로 증가하고 있으며, 민간저축에서 가계저축에 비해 기업저축이 차지하는 비중이 급속히 증가하는 모습을 보이고 있는 점 등을 고려할 때 국민저축의 결정요인으로 이를 감안하는 연구도 필요하다고 보인다. 본 연구에서는 이용가능한 시계열자료

가 OECD국가의 일부 등으로 제한되어 표본이 크게 줄어드는 문제점 등으로 이를 시도하지는 못하였지만, 국민저축은 정부저축과 민간저축의 합, 민간저축은 개인저축과 기업저축으로 구분할 수 있다는 점, 그리고 리카도의 대등정리(Ricardian equivalence theorem)가 현실적으로 성립하기가 어렵다는 점 등을 감안할 경우, 정부저축이나 기업저축을 국민저축의 결정요인으로 추가하여 분석하는 것도 바람직한 방향으로 보인다.[32]

투고 일자: 2008. 10. 14. 심사 및 수정 일자: 2008. 12. 28. 게재 확정 일자: 2009. 2. 1.

## ◈ 참고문헌 ◈

강동수, 『국민연금의 경제파급효과 분석』, 한국개발연구원, 국민연금기금운용 중장기 투자 정책위원회, 2002. 6. pp.385-433.

강성호 · 임병인, "공적연금의 민간저축 구축효과에 대한 실증 연구: 가구 특성별 접근," 『경제분석』, 제11권 제2호, 2005, pp.135-160.

강희돈 · 소인환, "국민연금과 인구고령화가 민간소비 및 저축에 미치는 효과," 『조사통계월보』, 2005. 12. 한국은행.

국민연금재정추계위원회 · 국민연금운영개선위원회, 「2008 국민연금재정계산: 국민연금 장기재정추계 및 운영개선방안」, 2008. 11. pp.1-149.

박무환, 『연금저축이 국민저축에 미치는 영향』, 국민연금연구원 연구보고서 2007-1, 2007, pp.1-138.

이태정, "국민연금기금규모의 적정성," 국민연금기금 장기운용전략기획단 보고서, 2007. 12.

임경묵 · 문형표, "공적연금이 가계저축에 미치는 영향," 한국개발연구원, 『인구구조고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 2003, pp.227-276.

유경원 · 조은아, "소득계층별 가계저축률 격차확대의 원인분석," 『금융경제연구』, 제266호, 한국은행, 2006, pp.1-54.

32) 리카도의 대등정리는 조세와 국채의 구성 비율에 변화가 생기더라도 개인들의 경제적 선택에는 아무런 실질적 변화가 생기지 않으며 따라서 자원배분에 어떠한 변화도 생기지 않는다는 것이다. 이 정리는 단지 정부지출 규모만이 자원배분에 의미를 가질 뿐, 재원의 조달방법은 아무런 의미를 가지지 않는다는 것을 의미한다. 이 정리가 현실에서 성립하고 있다는 것을 입증하기 위해서는 재정적자폭이 커질 때 민간부문의 저축이 따라서 증가했다는 사실을 보여야만 한다. 그러나 현실적으로 재정적자와 민간저축감소가 동시에 나타나는 경우가 더 많은 경향이 있다.

윤석명 · 오완근 · 신화연, "국민연금의 사회보장자산 추정 및 민간부분 저축에 대한 효과분석," 한국경제의 패널분석, 제48차 패널발표논문, 2006.

전영준, "인구구조의 변동과 국민연금-세대별 후생분석을 중심으로," 『한국경제의 분석』, 한국금융연구원, 1997, pp.110-153.

_____ · 김종면, 『사회보장정책의 경제적 효과』, 한국조세연구원 정책보고서, 1997.

_____ · 유일호, "일반균형계산모형을 이용한 사회보장정책에 대한 후생분석," 『경제학연구』, 제52집 제1호, 한국경제학회, 2004, pp.221-266.

최공필 · 박대근 · 이창용 · 남재현, 『고령화에 대비하기 위한 금융부문의 대응』, 한국금융학회 금융정책 심포지엄, 2005. 5, pp.1-156.

통계청, 『장래인구추계 결과』, 보도자료, 2006. 11.

_____, "7월 11일 세계인구의 날에 즈음한 세계 및 한국의 인구 현황", 보도자료, 2007. 7.

홍기석, "고령화와 거시경제," 한국개발연구원, 『인구구조고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 2003, pp.82-159.

한국은행, 『조사통계월보』, 각 호.

_____, 『국민계정』, 각 호.

Ando, A. and F. Modigliani, "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review*, No. 53, 1963, pp.55-84.

Auerbach, A.J., "Tax Reform, Capital Accumulation, Efficiency, and Growth," In: Aaron, H.J., Gale, W.G. (Eds.), "Effects of Fundamental Tax Reform," *The Brookings Institution*, Washington D.C., 1996.

_____, and Kotlikoff, L.J., "Dynamic Fiscal Policy," *Cambridge Univ., Press, Cambridge*, 1987.

Baillu J. and H. Reisen, "Do Funded Pensions Contribute to Higher Aggregate Savings ? A Cross-Country Analysis," *OECD Development Center Technical Papers*, No. 130, 1997, pp.113-131.

Barro, R., "The Impact of Social Security on Private Saving," *American Enterprise Institute for Public Research*, Washington, D.C., 1978.

Bebczuk Ricardo N. and A.R. Musalem, "Pensions and Saving: New International Panel Data Evidence," *Center for Financial*

*Stability Argentina*. 2006. pp.1-19.

Blinder. A., R. Gordon. and D. Wise. "Social Security. Bequest. and the Life Cycle Theory of Saving : Cross Sectional Tests." in R. Hemming and F. Modigliani(eds.). *The Determinants of National Savings and Wealth*. International Economic Association. 1983.

Cagan. P.. "The Effects of Pension Plans on Aggregate Saving: Evidence from a Sample Survey." *NBER Occasional Paper*. 95. 1965.

Congressional Budget Office. "Social Security and Private Saving: A Review of the Empirical Evidence." *U.S. Government Printing Office*. Washington D.C.. 1998.

Deaton A.. "Saving in Developing Countries: Theory and Review." *World Bank Economic Review. Proceeding of the World Bank Annual Conferences on Development Economies*. 1989. pp.61-96.

Diamond P.. "National Debt in a Neoclassical Growth Model." *American Economic Review*. 55. 1965. pp.1126-1150.

_____. and J. Hausman. "Individual Retirement and Savings Behavior." *Journal of Public Economics*. 23. 1984. pp.81-114.

Doan. T.A.. *RATS Users' Manual Version 7.0. Estima*. 2007.

Edwards. S.. "Why are America's Saving Rates so Low? An International Comparative Analysis." *Journal of Development Economics*. 51. 1996. pp.5-44.

Edward Whitehouse. "Pensions Panorama. Retirement Income Systems in 53 Countries." *The World Bank*. 2006. pp.1-234.

Feldstein. M.. "Social Security. Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation." *Journal of Political Economy*. 82. 1974. pp.905-926.

_____. "International Differences in Social Security and Saving." *Journal of Public Economics*. 14. 1980. pp.225-244.

_____. "The Effects of Social Security When Incomes are Uncertain: A Contradiction to Ricardian Equivalence." *American Economic Review*. 78. 1988. pp.14-23.

_____. "Social Security and Savings: New Time Series

Evidence," *National Tax Journal*, 49, 1996, pp.151-164.

_____ and Liebman J., "Social Security," *NBER Working Paper*, 8451, 2001.

_____ and Pellechio A., "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Micro-Econometric Evidence," *Review of Economics and Statistics*, 61, 1979, pp.361-368.

Fuster, L., "Is Altruism Important for Understanding the Long-Run Effects of Social Security," *Review of Economic Dynamics*, 2, 1999, pp.616-637.

Gale, W., "The Effects of Pensions on Household Wealth: A Reevaluation of Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 106, 1998, pp.703-723.

Hubbard, G., "Pension Wealth and Individual Saving : Some New Evidence," *Journal of Money Credit and Banking*, 18, 1986, pp.167-178.

_____ and Judd, "Social Security on Individual Welfare: Precautionary Saving, Borrowing Constraints and the Payroll Tax," *American Economic Review*, 77, 1987, pp.630-646.

İmrohoroğlu, A., S. İmrohoroğlu, and D. Joines, "Social Security and Life Cycle Accumulation," *Review of Economic Dynamics*, 2, 1999, pp.638-665.

Kantona, G., "Private Pensions and Individual Saving," Ann Arbor: Univ. Michigan, Survey Research Center, Institute for Social Research, *The University of Michigan*, 1965.

Kohl, R. and P. O'Brien, "The Macroeconomics of Ageing, Pensions and Savings: A Survey," *OECD Economics Department Working Paper*, 200, 1998.

Kotlikoff, L., "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation," *American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, 1979, pp.396-410.

Leimer, D. and S. Lesnoy, "Social Security and Savings: New Time Series Evidence," *Journal of Political Economy*, 90, 1982, pp.606-629.

Loayza, N., K. Schmidt-Hebbel K. and L. Serven, "What Drives Saving Around the World," *Review of Economics and*

*Statistics*. 82. 2000. pp.165-181.

Lopez Murphy P. and A.R. Musalem. "Pension Funds and National Saving." *World Bank Working Paper*. 3410. 2004. pp.1-46.

Masson. P., Bayoumi. T. and H. Samiei. "International Evidence on the Determinants of Private Saving Testing." *World Bank Economic Review*. 12. 1998. pp.483-501.

Maddala. G.S., "Introduction to Econometrics." *John Wiley and Sons*. 2001. pp.354-359.

Munnel. A. H., "The Impact of Social Security on Personal Savings." *National Tax Journal*. Dec., 1974. pp.555-567.

_____. "Private Pensions and Saving: New Evidence." *Journal of Political Economy*. Oct., 1976. pp.1013-1032.

_____. "The Effects of Social Security on Personal Saving." *Brookings Institution*. 1982.

Mitchell. O. and S. Zeldes. "Social Security Privatization." *American Economic Review*. 86. 1996. pp.363-367.

Novos. I., "Social Security Wealth and Wealth Accumulation: Further Microeconomic Evidence." *Review of Economics and Statistics*. 71. 1989. pp.1013-1032.

OECD. "Pension Markets in Focus." *Issue 3*. 2006. pp.1-16.

_____. "Institutional Investors Statistical Yearbook." Several Issues. 1997-2003.

_____. Global Pension Statistics.

_____. OECD.STAT(Data Set: SOCX2007-Aggregate Data).

Ostry. J. and C. Reinhart. "Private Saving and Terms of Trade Shocks." *IMF Staff Papers*. 39. 1992. pp.495-517.

Rahman. M., "Foreign Capital and Domestic Saving: A Test of Haavelmo's Hypothesis with Cross Country Data." *Review of Economics and Statistics*. 50. 1968. pp.137-138.

Samick. A., "Is Pension Reform Conducive to Higher Saving?." *Review of Economics and Statistics*. 82. No. 2. 2000. pp.264-272.

Svensson. L. and A. Razin. "The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect." *Journal of Political Economy*. 91. 1983. pp.97-125.

Thaler, R., "Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts," *Journal of Economic Perspectives*, 4, 1990, pp.193-205.

# 〈부 록〉

## 〈부록 1〉 실증분석 자료

**【부록 표 1】 자료의 내용 및 출처**

| 변수명 | 내용(정의 및 최대 표본기간) | 단위 | 출처 |
|---|---|---|---|
| CA | 경상수지(1980~2005) | LCU* | WDI |
| DC | 국내신용(1980~2005) | LCU* | WDI |
| DCR | 국내신용비율(DC/GNDI, 1980~2005) | % | 산출자료 |
| FSR | 해외저축률(-CA/GNDI, 1980~2005) | % | 산출자료 |
| GNDI | 총처분가능소득(GNI+TR, 1980~2005) | LCU* | 산출자료 |
| GNI | 명목국민소득(1980~2005) | LCU* | WDI |
| INF | 소비자물가상승률(1980~2005) | % | WDI |
| MP | 생산가능인구(1980~2005) | 천명 | WDI |
| NGDP | 명목GDP(1980~2005) | LCU* | WDI |
| NS | 국민저축(GNDI-TC, 1980~2005) | LCU* | 산출자료 |
| NSR | 국민저축률(NS/GNDI, 1980~2005) | % | 산출자료 |
| OP | 65세 이상 인구(1980~2005) | 천명 | WDI |
| PA** | 연금기금자산(1980~2006) | LCU* | OECD, FIAP |
| PAR | 연금기금비율(PA/GNDI, 1980~2006) | % | 산출자료 |
| PPA*** | 공적연금유보기금(1980~2006) | LCU* | OECD |
| PPAR | 공적연금비율(PPA/GNDI, 1980~2006) | % | 산출자료 |
| PPSR | (PPAt-PPAt-1)/GNDI, 1981~2005 | % | 산출자료 |
| PSR | (PAt-PAt-1)/GNDI, 1981~2005 | % | 산출자료 |
| RGDP | 실질GDP(1980~2005), 2000년 기준 | LCU* | WDI |
| RINT | 실질금리(1980~2005) | US달러 | WDI |
| RPCI | 1인당 실질소득(1980~2005) | % | WDI |
| SE | 사회지출(1980~2003) | LCU* | OECD, 국가별 |
| SER | 사회지출비율(SE/GNDI, 1980~2003) | % | 산출자료 |
| TC | 총소비지출(1980~2005) | LCU* | WDI |
| TOT | 교역조건(1980~2005), 2000=100 | - | WDI |
| TP | 총인구(1980~2005) | 천명 | WDI |
| TR | 해외이전소득(1980~2005) | LCU* | WDI |
| UR | 도시화비율(1980~2005) | % | 산출자료 |
| YP | 14세 이하 인구((1980~2005) | 천명 | WDI |
| ODR | 노년부양비(OP/MP, 1980~2005) | % | 산출자료 |
| YDR | 유년부양비(YP/MP, 1980~2005) | % | 산출자료 |

주: * local currency unit, ** autonomous pension funds, *** social security reserve

## 〈부록 2〉 연금기금자산 자료

**【부록 표 2】 연금자산자료 표본기간 및 출처**

| 국가 | 표본기간 | 국가 | 표본기간 |
|---|---|---|---|
| Argentina[1] | 1994~2006 | Jordan[3] | 1980~2002 |
| Australia[2] | 1988~2006 | Kazakhstan[1] | 1998~2006 |
| Austria[2] | 1993~2006 | Korea, South[2] | 1980~2006 |
| Belgium[2] | 1981~2005 | Malaysia[4] | 1980~2006 |
| Bolivia[1] | 1997~2006 | Mexico[1] | 1997~2006 |
| Brazil[1] | 1994~2006 | Netherlands[2] | 1981~2005 |
| Bulgaria[1] | 2000~2006 | Norway[2] | 1980~2005 |
| Canada[2] | 1980~2006 | Panama[1] | 1996~2006 |
| Chile[1] | 1981~2006 | Peru[1] | 1993~2006 |
| Colombia[1] | 1994~2006 | Philippines[5] | 1993~2006 |
| Costa Rica[1] | 1991~2006 | Poland[1] | 1999~2006 |
| Czech Republic[2] | 1994~2006 | Portugal[2] | 1989~2006 |
| Denmark[2] | 1988~2006 | Singapore[6] | 1983~2006 |
| El salvador[1] | 1998~2006 | South Africa[7] | 1989~2006 |
| Finland[2] | 2000~2005 | Spain[2] | 1994~2006 |
| France[2] | 2003~2005 | Sweden[2] | 1990~2005 |
| Germany[2] | 1980~2006 | Switzerland[2] | 1987~2005 |
| Hungary[1] | 1994~2006 | Thailand[2] | 1984~2005 |
| Iceland[2] | 1980~2005 | United Kingdom[2] | 1980~2005 |
| Italy[2] | 1990~2006 | United States[2] | 1981~2006 |
| Japan[2] | 1989~2004 | Uruguay[1] | 1996~2006 |

자료출처: 1) International Federation of Pension Fund Administrators(FIAP, www.fiap.cl)
2) OECD, International Statistical Year Book 각호
www.oecd.org/WBOS/Default.aspx?/DatasetCode=PNN
3) Lopez Murphy and Musalem(2004)
4) www.bnm.gov.my
5) www.sss.gov.ph
6) www.mas.gov.sg
7) www.reservebank.co.za

# 〈부록 3〉 OECD 및 비OECD 국가 연금제도분류

**【부록 표 3】 OECD국가 연금제도분류**

| 국 가 | 적립방식(사적연금) | | | | 부과방식 |
|---|---|---|---|---|---|
| | 퇴직연금 | | 개인연금 | | 공적연금유보기금 |
| | 강제적 | 자발적 | 강제적 | 자발적 | |
| Australia | ○ | ○ | ○ | ○ | |
| Austria | | ○ | | ○ | |
| Belgium | | ○ | | ○ | |
| Canada | | ○ | | ○ | ○ |
| Czech Rep. | | | | ○ | |
| Denmark | ○ | | | ○ | ○ |
| Finland | ○ | ○ | | ○ | ○ |
| France | ○ | ○ | | ○ | ○ |
| Germany | | ○ | | ○ | |
| Greece | | ○ | | ○ | |
| Hungary | ○ | ○ | ○ | ○ | |
| Iceland | ○ | | | ○ | |
| Ireland | | | | ○ | ○ |
| Italy | | | | ○ | |
| Japan | | | | ○ | ○ |
| Korea | | | | ○ | ○ |
| Luxemburg | | | | ○ | |
| Mexico | | | ○ | ○ | |
| Netherlands | | | | ○ | |
| New Zealand | | | | ○ | ○ |
| Norway | | | | ○ | ○ |
| Poland | | | ○ | ○ | |
| Portugal | | | | ○ | ○ |
| Slovak Rep. | | | ○ | ○ | |
| Spain | | | | ○ | ○ |
| Sweden | ○ | | | ○ | ○ |
| Switzerland | ○ | | | ○ | |
| Turkey | | ○ | | ○ | |
| United Kingdom | | ○ | | ○ | |
| United States | | ○ | | ○ | ○ |

자료: OECD(2006.10), "Pension Markets In Focus", p.2.

**【부록 표 4】 비OECD국가 연금제도분류**

| 국가 | 적립방식 | |
|---|---|---|
| | 강제적 | 자발적 |
| Argentina(1994) | ○ | |
| Bolivia(1997) | ○ | |
| Brazil | | ○ |
| Bulgaria(2001) | ○ | |
| Chile(1981) | ○ | |
| Colombia(1994) | ○ | |
| Costa Rica(2000) | ○ | |
| El Salvador(1999) | ○ | |
| Jordan(1980) | ○ | |
| Kazakhstan(1998) | ○ | |
| Malaysia(1975) | ○ | |
| Panama(2002) | ○ | |
| Peru(1993) | ○ | |
| Philippines(1979) | ○ | |
| Singapore(1983) | ○ | |
| South Africa | | ○ |
| Thailand | | ○ |
| Uruguay(1996) | ○ | |

자료: FIAP(2006.12). "Pension System Reforms". ( )는 강제적 연금제도 시작년도.

## 〈부록 4〉 서술통계량(Descriptive statistics)

□ 적립방식하의 표본에 대한 서술통계량

○ 표본전체에 대한 기초통계량을 평균값 중심으로 살펴보면, 국민저축률(NSR)은 22.0%, 표준편차는 7.6%수준.

- 국민저축률 결정인자로서 주요 관심변수인 연금저축률(PSR)은 3.0% 수준, 연금기금자산비율(PAR)은 24.3%수준.
- 인구구조 관련변수들인 노년부양비(ODR) 및 유년부양비(YDR)는 각각 14.9%, 42.8%, 도시화비율(UR)은 70% 수준.
- 기타 통제변수로서 경제변수관련변수들, 즉 교역조건(TOT), 1인당 실질소득(RPCI), 실질이자율(RINT), 인플레이션 (INF), 해외저축률(FSR), 사회지출비율(SER) 및 국내신용비율(DCR) 등은 각각 103.24, 12,261달러, 7.1%, 56.7%, 0.7%, 17.3%, 및 80% 수준.

**[부록 표 5] 기초통계량<표본전체, 42개국>**

| 변수 | 관찰치 | 평균 | 중앙값 | 표준편차 | 최소 | 최대 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| NSR | 978 | 0.2204 | 0.2147 | 0.0758 | 0.0020 | 0.5396 |
| PSR | 632 | 0.0297 | 0.0145 | 0.0400 | -0.1255 | 0.2494 |
| PAR | 673 | 0.2428 | 0.1197 | 0.2752 | 0.00003 | 1.2729 |
| ODR | 1,028 | 0.1495 | 0.1635 | 0.0705 | 0.0193 | 0.3023 |
| YDR | 1,031 | 0.4286 | 0.3552 | 0.1867 | 0.1973 | 1.0409 |
| UR | 1,092 | 0.7032 | 0.7116 | 0.1475 | 0.2680 | 1.0000 |
| TOT | 1,001 | 103.24 | 100.73 | 24.79 | 21.71 | 306.55 |
| RPCI | 1,063 | 12,260.9 | 7,488.9 | 10,492.8 | 804.5 | 39,968.0 |
| RINT | 916 | 0.0709 | 0.0592 | 0.1230 | -0.9781 | 0.8404 |
| INF | 1,056 | 0.5670 | 0.0472 | 3.8108 | -0.0138 | 117.50 |
| FSR | 975 | 0.0072 | 0.0111 | 0.0524 | -0.2805 | 0.1728 |
| SER | 790 | 0.1732 | 0.1733 | 0.0766 | 0.0134 | 0.3829 |
| DCR | 962 | 0.8007 | 0.7307 | 0.4524 | 0.0329 | 2.5768 |

○ 국가그룹별 서술통계량

- 국민저축률(NSR)은 자발적 및 강제적 연금제도에 따른 국가 그룹별 유사한 값을 보이고 있는데, 전자는 22.6%, 후자는 21.2%, 표준편차

는 전자가 13.9%, 후자가 10.2%.

- 그룹I 및 그룹II에 속하는 국가들의 연금저축률(PSR)은 각각 3.1% 및 2.8% 수준으로 차이는 크지 않지만, 연금기금자산비율(PAR)은 국가 그룹별 차이가 큰 것으로 나타나고 있는데, 전자는 28%, 후자는 18.2% 수준.
- 인구구조 관련변수인 노년부양비(ODR) 및 유년부양비(YDR)는 그룹I의 경우 각각 18.2%, 35% 수준, 그룹II의 경우는 각각 10.4%, 53.6% 수준.
- 노년부양비는 그룹I에 속하는 국가, 유년부양비는 그룹II에 속하는 국가가 높은데, 도시화비율(UR) 및 교역조건(TOT)은 각각 전자가 72%, 101.5, 후자는 68%, 105.2수준으로 차이는 크지 않음.
- 거시경제변수관련 1인당 실질소득(RPCI)은 전자가 18,884달러, 후자는 4,072달러 수준으로 소득수준은 큰 차이가 있지만 증가율은 유사(1인당 실질소득증가율은 각각 그룹I에 속하는 국가는 1.8%, 그룹II에 속하는 국가는 1.78%수준으로 매우 유사한 수준, 중앙값은 전자가 2.4%후자가 2.0%에 비해 높은 수준).
- 실질이자율(RINT)은 전자가 6.3%, 후자는 8.2%로 2%p 차이, 인플레이션(INF)은 평균 및 중앙값이 각각 전자가 25%, 3.2%, 후자는 95.8%, 9.0% 수준.
- 사회지출비율(SER)은 전자 20.2%, 후자 12.3%, 국내신용비율(DCR)은 전자 99.5%, 후자 52.8% 수준으로 그룹I 국가그룹이 모두 높지만, 해외저축률(FSR)은 전자가 0.07%, 후자가 1.6% 수준으로 그룹II 국가들이 높은 수준을 나타내고 있음.
- 그룹I국가는 19개국으로 표본의 45%를 구성하고 있으며, OECD국가는 4개국(Hungary, Korea, Mexico, Poland)으로 20%수준인데 비하여 비OECD국가는 80% 수준인 반면, 그룹II국가는 23개국으로 표본의 55%를 구성하고 있는데 비해 비OECD국가는 3개국(Brazil, South Africa, Thailand)으로 13%, OECD국가는 87%수준을 차지.

**【부록 표 6】 기초통계량<국가 그룹별>**

| 그룹 | 변수 | 관찰치 | 평균 | 중앙값 | 표준편차 | 최소 | 최대 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 그룹 I (19) | NSR | 570 | 0.2260 | 0.2210 | 0.1393 | 0.1202 | 0.3755 |
| | PSR | 395 | 0.0306 | 0.0108 | 0.0449 | -0.1255 | 0.2494 |
| | PAR | 418 | 0.2799 | 0.1416 | 0.3030 | 0.0005 | 1.2729 |
| | ODR | 597 | 0.1819 | 0.1938 | 0.0626 | 00464 | 0.3023 |
| | YDR | 597 | 0.3503 | 0.3026 | 0.1394 | 0.2052 | 0.9061 |
| | UR | 597 | 0.7227 | 0.7444 | 0.1460 | 0.2680 | 0.9720 |
| | TOT | 550 | 101.53 | 100.92 | 16.70 | 58.84 | 210.89 |
| | RPCI | 587 | 18,884.2 | 19,603.0 | 9,426.1 | 804.5 | 39,968.0 |
| | RINT | 543 | 0.0632 | 0.0546 | 0.0766 | -0.1898 | 0.7768 |
| | INF | 582 | 0.2502 | 0.0326 | 1.8615 | -0.0089 | 29.47 |
| | FSR | 569 | 0.0007 | 0.0033 | 0.0427 | -0.1688 | 0.1707 |
| | SER | 503 | 0.2019 | 0.2064 | 0.0663 | 0.0287 | 0.3829 |
| | DCR | 562 | 0.9951 | 0.5144 | 0.4395 | 0.2919 | 2.5768 |
| 그룹 II (23) | NSR | 407 | 0.2126 | 0.1904 | 0.1019 | 0.0020 | 0.5396 |
| | PSR | 237 | 0.0281 | 0.0169 | 0.0301 | -0.0026 | 0.2257 |
| | PAR | 255 | 0.1821 | 0.0911 | 0.2092 | 0.00003 | 0.7384 |
| | ODR | 430 | 0.1045 | 0.0826 | 0.0545 | 0.0193 | 0.2489 |
| | YDR | 433 | 0.5366 | 0.5219 | 0.1900 | 0.1973 | 1.0409 |
| | UR | 494 | 0.6794 | 0.6554 | 0.1460 | 0.3750 | 1.0000 |
| | TOT | 450 | 105.28 | 100.00 | 31.93 | 21.71 | 306.55 |
| | RPCI | 475 | 4,071.9 | 3,069.8 | 3,910.8 | 816.6 | 25,845.0 |
| | RINT | 372 | 0.0824 | 0.0698 | 0.1688 | -0.9781 | 0.8404 |
| | INF | 473 | 0.9577 | 0.0902 | 6.9074 | -0.0138 | 117.50 |
| | FSR | 405 | 0.0163 | 0.0223 | 0.0626 | -0.2805 | 0.1728 |
| | SER | 286 | 0.1230 | 0.1095 | 0.0671 | 0.0134 | 0.3529 |
| | DCR | 399 | 0.5278 | 0.5144 | 0.3058 | 0.0329 | 1.4835 |

□ 부과방식하의 표본에 대한 서술통계량

○ 표본 전체에 대한 기초통계량을 평균값 중심으로 살펴보면, 국민저축률(NSR)은 22.5%, 표준편차는 4.8%수준.

- 국민저축률 결정인자로서 주요 관심변수인 연금저축률(PPSR)은 1.1% 수준, 연금기금자산비율(PPAR)은 11.1%수준.
- 인구구조 관련변수들인 노년부양비(ODR) 및 유년부양비(YDR)는 각각 19.4%, 34.9%, 도시화비율(UR)은 72%수준.
- 기타 통제변수로서 경제변수관련변수들, 즉 교역조건(TOT), 1인당 실

질소득(RPCI), 실질이자율(RINT), 인플레이션 (INF), 해외저축률(FSR), 사회지출비율(SER) 및 국내신용비율(DCR) 등은 각각 100.4, 20,560달러, 5.6%, 7.4%, 0.2%, 19.8%, 및 94%수준.

**[부록 표 7] 기초통계량<표본전체, 11개국>**

| 변수 | 관찰치 | 평균 | 중앙값 | 표준편차 | 최소 | 최대 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| NSR | 284 | 0.2253 | 0.2175 | 0.0486 | 0.1202 | 0.3755 |
| PPSR | 88 | 0.0110 | 0.0054 | 0.0289 | -0.0300 | 0.2011 |
| PPAR | 99 | 0.1112 | 0.0533 | 0.1490 | 0.0017 | 0.7356 |
| ODR | 266 | 0.1940 | 0.2004 | 0.0571 | 0.0464 | 0.2983 |
| YDR | 266 | 0.3496 | 0.2975 | 0.1535 | 0.2067 | 0.9061 |
| UR | 287 | 0.7176 | 0.7466 | 0.1092 | 0.4280 | 0.8560 |
| TOT | 271 | 100.44 | 100.89 | 25.82 | 58.84 | 306.55 |
| RPCI | 287 | 20,559.5 | 21,224.0 | 9,280.7 | 4,712.4 | 39,968.0 |
| RINT | 270 | 0.0562 | 0.0514 | 0.0435 | -0.0659 | 0.3365 |
| INF | 287 | 0.0743 | 0.0336 | 0.1464 | -0.0089 | 1.3183 |
| FSR | 284 | 0.0018 | 0.0047 | 0.0418 | -0.1688 | 0.1541 |
| SER | 264 | 0.1983 | 0.2019 | 0.0077 | 0.0202 | 0.3829 |
| DCR | 281 | 0.9411 | 0.7955 | 0.4976 | 0.3395 | 2.5380 |

# The Effects of Pension Fund Asset Accumulation on National Savings

Muhwan Park*

## Abstract

This paper aims to conduct an empirical study for the effects of pension saving measured as changes in the accumulated pension funds financial assets on national saving and derive implications related pension policies.

In line with this purpose, using various panel regression models constructed by a sample of 42 countries including 24 OECD and 18 non-OECD countries over the 1980~2005 period, the effects of pension saving rate on national saving rate is analyzed. The empirical results suggests that the pension saving under the funded system has a statistically significant positive effect on national saving. In particular, the pension saving under the mandatory funded system countries does seem to be a robust driver of national saving in the sense that pension saving induces an increase of the national saving rate of 0.2~0.6 percentage points for additional one percentage point increase of pension saving. In contrast, national saving does seem to be negatively affected when pension saving is the result of the pay as you go system countries, but the estimated coefficient of pension saving rate has a statistically insignificant negative sign.

**KRF Classification: B030104**
**Key Words: pension fund, funded system, pay as you go system**

* Senior Fellow, National Pension Research Institute (NPRI), National Pension Service