

국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정 및 민간부문 저축에 대한 효과분석*

2006. 2.

윤석명** · 오완근*** · 신화연****

요약:

본 논문은 1988년 최초 도입된 국민연금제도의 민간부문 저축에 대한 효과를 분석하고 있다. 이를 위해 사회보장자산, 즉 국민연금자산을 Accrued-to-date wealth 개념에 입각하여 총국민연금자산과 순국민연금자산으로 구분하여 계산하였다. Ando-Modigliani의 확장된 생애소득가설을 채택하여 국민연금자산과 민간소비의 관계를 분석하고 있다.

본 연구에서는 오차수정모형을 이용하여 사회보장자산(SSW)의 민간소비에 대한 장단기탄력성을 구하였다. 추정결과에 의하면 사회보장자산의 단기탄력성이 두 가지 상이한 사회보장자산에 대해 통계적 유의성은 낮으나 음의 부호로 나타나고 있어 단기적으로 민간부문의 저축을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 한편 민간소비와 사회보장자산과의 장기탄력성은 두 경우 모두 통계적으로 유의한 양의 값을 보여주고 있어 장기적으로 사회보장자산이 민간저축을 감소시키리라는 시사점을 제시하고 있다.

핵심주제어: 국민연금, 사회보장자산, 민간저축.

* 본 논문의 내용은 저자들의 개인의견으로서 저자들이 속한 기관의 공식견해와는 무관하며 논문에 남아있을지 모르는 오류는 저자들의 책임임을 밝힌다.

** 연구책임자, 국민연금연구원 선임연구위원, Tel: 02-3218-8640, Email: sunnyun@paran.com

*** 교신저자, 한국외국어대학교 경제학과 부교수, Tel: 031-330-4247, Email: wanoh@hufs.ac.kr

**** 국민연금연구원 주임연구위원, Tel: 02-3218-8634, Email: shin1212@nps4u.or.kr

I. 서론

1960년 공무원연금을 시작으로 1961년 군인연금, 1974년 사학연금이 도입됨으로써 소위 특수직역연금제도의 골격이 완비된 반면, 일반 국민을 대상으로 하는 국민연금제도는 1988년에서야 도입되었다. 국민연금의 경우 1970년대 초 도입예정으로 관련법에 대한 제정(국민복지연금법)까지 이루어졌으나, 갑작스럽게 발생한 제1차 석유파동의 여파로 인해 제도 도입시점이 무려 15년가량 지체되게 되었다. 1988년 10인 이상 사업장 가입자를 대상으로 처음 도입된 국민연금제도는 점진적인 제도 확대과정을 거쳐 마침내 1999년 4월 도시지역 자영업자에게도 제도 적용이 확대됨에 따라 이른바 전 국민연금시대를 맞이하게 되었다.

최근 들어 장기간 경기침체에 따른 실직, 사업실패 등의 이유로 인해 상당수 국민연금 가입자들이 보험료를 납부하지 못함에 따라 향후 발생될 노후소득보장 문제가 사회적 문제로 대두되고 있기는 하나, 20년도 안된 짧은 기간에 전 국민을 대상으로 한 노후소득보장제도를 구축하였다는 점에서 여타 개발도상국들에게 시사하는 바가 적지 않다고 할 것이다. 특히 OECD 국가 중 가장 빠른 속도로 인구고령화가 진전될 것으로 예상되는 우리나라의 경우 공적연금제도를 포함한 효과적인 다층소득보장체계의 구축 여부 및 이들 제도를 도입함에 따라 발생할 파급효과에 대한 면밀한 검토가 필요한 시점이다. 외국의 경우 공적연금제도 도입에 따른 파급효과 연구가 이미 수십년전부터 본격적으로 진행되었으나, 우리나라의 경우 아직 이에 대한 본격적인 연구가 부족한 실정이다.

공적연금과 관련된 주요 연구 분야로는 크게 민간부문의 저축행태와 공적연금 가입자들의 퇴직행태에 미치는 영향 분석 두 가지를 들 수 있다. 이러한 연구 주제 중 본 연구에서는 민간부문의 저축에 미치는 영향분석에 중점을 두고자 한다. 공적연금제도가 민간부문의 저축에 미치는 효과는 다음과 같은 관점에서 경제학자들의 관심을 집중시키고 있다. 부과방식(Pay-as-you-go) 속성을 강하게 내포한 공적연금에 대한 실증분석 결과 공적연금제도 도입이후 민간부문 저축이 급격하게 하락한 것으로 나타날 경우 이는 곧 해당 국가의 저축률 하락을 의미하게 되어 다른 조건들이 일정할 경우 장기적인 관점에서 해당국가 성장 잠재력이 급격하게 쇠퇴할 수 있음을 시사하고 있기 때문이다. 이런 측면에서 1974년 Feldstein의 논문 발표 이후 전 세계적으로 공적연금제도가 민간부문 저축에 미치는 효과에 대한 연구가 광범위하게 진행되어 왔다.

우리나라의 경우 이미 제도 성숙단계에 진입하고 있는 공무원연금을 비롯한 특수직역연금제도가 실질적인 의미에서 부과방식으로 운영되고 있으며, 이들보다 뒤늦게 도입된 국민연금 역시 부분적립방식(partially funded system)으로 운영됨에 따라 특수직역연금과 비교시 정도의 차이는 있으나 상당한 수준의 부과방식 속성을 내포하고 있다. 이에 따라 공적연금제도 도입이후 현재까지 민간부문의 저축에 미친 효과 및 향후 국민연금제도의 성숙단계에서 미칠 효과에 대한 체계적인 연구가

그 어느 때보다도 시급한 실정이다.

연금제도는 가입자들로부터 각출금을 징수하여 적립·운용된 기금으로 가입자가 퇴직한 시점부터 사망시점까지 연금을 지급하게 된다. 이 경우 매년 누적되는 적립금만큼 強制貯蓄의 효과가 생겨난다. 연금제도 도입후의 총저축은 크게 두 가지로 나누어진다. 하나는 노후 생활 목적의 自發的 저축이고 다른 하나는 연금적립금의 순증인 강제저축이다. 연금제도의 도입으로 강제저축이 증가되는 것은 명약관화한 사실이지만 자발적 저축에 미치는 영향은 명확하지 않다. 만일 연금제도가 자발적 저축을 감소시키는 정도가 강제저축의 증가보다 크다면 일국의 총저축은 감소하지만 그 반대의 경우에는 총저축이 연금제도 도입 전보다 증가할 것이다.

만약 실증분석 결과 공적연금제도 도입이후 민간부문 저축에 미치는 효과가 매우 부정적이면, 환언하면 민간부문 저축이 대폭 하락한 것으로 나타날 경우 국가 전체의 저축이 하락하게 되어(연금저축은 수급권자의 연금액으로 지출될 것이기 때문) 장기적인 관점에서 경제 성장에 매우 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문이다. 특히 출산율이 급격하게 하락하여 경제활동인구가 급감 및 고령화 할 것으로 예상되는 상황에서 민간부문 저축까지 급격하게 하락할 경우 경제성장의 동력을 상실할 우려가 매우 높기 때문이다.

이러한 관점에서 공적연금제도 도입에 따른 민간부문 저축효과를 분석하고자 하는 본 연구는 의의가 있다고 할 수 있다. 왜냐하면 만약 공적연금 도입이후 민간부문 저축이 하락하였으며, 향후에도 이 같은 추세가 지속될 것으로 예상될 경우에는 현행 공적연금제도의 기본 틀을 수정하는 제도개선 논의의 기초 자료로 활용될 수 있을 것이기 때문이다.

우리나라에서는 사회보장자산, 특히 국민연금과 관련된 연금자산 계산 및 과급효과에 대한 본격적인 연구는 아직까지 없었다. 본 연구는 이에 대한 하나의 시도이며, 국민연금자산이 민간저축에 미치는 영향에 대한 시계열 분석을 함으로써 국민연금제도의 저축에의 효과를 보다 깊이 연구할 수 있는 기초를 제공하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어 선행연구를 살펴보고, III장에서는 국민연금의 사회보장자산(SSW)을 추정한다. IV장은 국민연금의 사회보장자산(SSW)의 민간부문 저축에의 효과 실증분석 결과를 제시한다. IV장은 요약 및 결론이다.

II. 선행연구

1) 국내연구

기존의 국민연금의 민간저축에의 실증 효과를 연구한 외국 문헌을 보면 크게 횡단면 분석, 시계열 분석과 패널분석 세 가지로 구분할 수 있지만 연금제도가 저축에 미치는 영향을 분석한 국내연구는 외국의 경우와 비교해 볼 때 그리 많지 않다.

김상호(1992)는 부과방식으로 운영되는 독일의 공적연금제도가 가계저축에 미치는 영향을 1962-1988년의 시계열자료를 이용하여 분석, 공적연금제도가 가계소비를 감소시켰다고 주장하였으며 김상호(2003)도 1986-1990년까지의 독일 GSOEP 패널데이터를 이용하여 분석한 결과 비연금자산의 계수가 약 -0.17로 통계적으로 유의하여 독일 공적연금제도가 가계저축을 감소시켰다는 가설을 뒷받침하고 있다.

윤석명(1999)은 비모수적 방법을 이용하여 미국의 사회보장제도가 민간저축에 미친 영향을 추정한 결과 민간저축을 약 6.9%-13.45% 감소시켰음을 지적하며 모수적 추정방법을 사용한 Feldstein(1996)의 59% 감소효과는 실제보다 다소 과장되었을 가능성이 매우 높다고 주장하였다. 또한 윤석명(2000)은 공적분 검정 및 오차수정모형을 이용하여 미국의 사회보장제도가 민간저축에 미친 영향을 분석하였는데 이 결과 미국의 사회보장제도가 민간부분의 저축을 감소시켰다는 가설을 지지할 수 없음을 밝히고 있다. 한편 Chun(2000)은 1994년의 개인연금제도 도입으로 민간저축은 증가했지만, 개인연금에 부여된 조세감면의 저축증대 효과는 거의 없거나 극히 적었음을 보였다.

국내연구 중 우리나라에 대한 연구로는 패널분석을 이용한 것이 대부분이다. 이에 대한 것으로는 임경목·문형표(2003), 강성호·임병인(2005)이 있다. 임경목·문형표(2003)은 대우패널데이터를 이용한 미시적 분석에서 직역연금가입자(교사 및 공무원)와 국민연금가입자를 구별하여 살펴보았는데 국민연금자산의 구축효과는 아직 나타나지 않았지만 국민연금제도의 성숙화에 따라 국민연금의 가계저축 구축정도는 점차 커질 것으로 예측하고 있다. 한편 강성호·임병인(2005)은 도시가계조사(1998-2002)를 이용하여 전체가구 뿐만 아니라 가구의 소득별 직업별 특성에 따른 공적연금의 민간저축 구축효과 차이를 살펴본 바 소득(흑자가구) 및 직업(공무원)의 안정성이 사적 저축 구축정도에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

또한 시계열 기법을 이용하여 분석한 대표적인 연구로는 임경목·문형표(2003)를 들 수 있는데 동 논문은 연금자산의 민간저축에 대한 구축정도를 엄밀하게 측정하는데 있기 보다는 거시자료에서 대체관계를 정성적으로 판단하는데 목적을 두고(p. 245) 사회보장자산을 추정하는 대신 이의 대용(proxy)으로서 통계청에서 발표하고 있는 전체 취업자 중 연금가입자의 비중을 통해 연금제도의 확산이 저축률에 미친 영향을 최소자승법(OLS)을 이용하여 분석하였다. 분석결과 공적연금가입자의 확대가 우리나라의 가계저축률 하락에 영향을 끼쳤을 가능성을 시사하고 있다고 하였다. 그런데 임경목·문형표(2003)는 바로 사회보장자산 자체 대신에 전체 취업자 중 연금가입자의 비중을 사용하였다는 한계를 지니고 있다. 본 연구에서는 이를 극복하고자 먼저 사회보장자산을 추정된 후에 국민연금제도가 민간저축에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

2) 해외연구

국내에서와는 달리 외국에서는 공적연금제도가 민간저축에 미친 영향에 대한 연구가 이미 수십년전부터 본격적으로 진행되어왔다. 여기서는 크게 이론연구와 실증분석연구로 대별할 수 있으며 실증분석연구는 다시 시계열 분석, 횡단면 분석, 패널 분석으로 구분할 수 있다. 실증연구는 물론 이론연구에서 조차도 일치된 결론은 도출되지 않고 있으며 혼합된 결과를 보여주고 있다. 본 연구는 실증논문이므로 기존의 실증분석연구만 소개하면 다음과 같다.¹⁾

시계열 자료를 이용한 대표적인 연구이자 미국의 연금제도가 민간저축에 미치는 영향에 관한 최초의 연구는 Feldstein(1974)이다. 그는 안도-모딜리아니의 “일생주기 가설(Life Cycle Model)”에서 근로자의 퇴직시점을 내생화한 “확장된 일생주기모형(Extended Life Cycle Model)”을 이용하여 1929~1971년 시계열 자료를 이용하여 부과방식(Pay-as-you-go)으로 운영되고 있는 미국의 사회보장제도(OASDI & SMI)가 민간부문 저축에 미치는 효과를 분석한 결과 사회보장제도가 미국 민간부문의 잠재적 저축을 30~50% 감소시켰다고 주장하였다.

이후 펠드스타인 연구 결과를 옹호 또는 부정하는 다수의 연구 결과들이 제시되었다. 예를 들면 Leimer and Lesnoy(1982)는 Feldstein이 소비함수 추정에 사용한 사회보장자산이 컴퓨터 프로그래밍의 오류로 인해 잘못 작성되었음을 지적하고 수정한 사회보장자산을 이용하면 연금제도가 민간 부문 저축에 아무런 영향을 미치지 못하든가 혹은 오히려 저축을 증대시켰다고 주장하였다. 이러한 주장들에 대해 Feldstein(1996)은 기존의 실증분석에서 지적된 제반문제점을 고려하고 추정기간을 1992년까지 확장한 추정치에 의하면 민간 부문 잠재적 저축의 60% 가량이 감소하였다고 주장하였다. 민간부문의 저축이 감소하고 있다는 이러한 연구결과는 자본축적 하락이 초래하는 경제성장 둔화로 인해 후기 세대의 후생수준이 하락할 것이라는 논리로 연결되어 부과방식에 의해 운영되는 미국 사회보장제도의 근본적인 개혁 필요성을 입증하는 실증분석 자료로 인용되고 있다.

지금까지 진행된 주요 실증 분석 결과를 소개하면 다음과 같다.

1) 윤석명(1999, 2000)을 중심으로 작성함.

<표 1> 연금제도가 가계저축에 미치는 효과

시계열 분석(Time-series evidence)				
연도	연구자	종속변수	분석기간	민간저축에 미치는 효과
1974	Feldstein	민간소비	1929~71	부정적
1974	Munell	1인당 저축	1929~69	부정적
1978	Barro	민간소비	1929~74	부정적이라 할 수 없음
1978	Darby	민간소비	1929~74	긍정적 혹은 부정적
1978	Feldstein	민간소비	1929~74	부정적
1981	Lesnoy & Leimer	민간소비	1930~76	부정적이라 할 수 없음
1982	Feldstein	민간소비	1929~76	부정적
1983	Lesnoy & Leimer	민간소비	1930~76	부정적이라 할 수 없음
1992	Yamada	1인당 저축	1950~82	부정적
1996	Rossi & Visco	물가상승률 감안한 소비	1954~93	부정적
1996	Feldstein	민간소비	1930~92 1947~92	부정적
횡단면 분석(Cross-sectional evidence)				
연도	연구자	민간저축에 미치는 효과		
1979	Kotlikoff	부정적이라 할 수 없음		
1979	Feldstein & Pellechio	부정적		
1983	Blinder, Gordon and Wise	판단불능		
1984	Diamond and Hausman	부정적		
1986	Hubbard	부정적		
1987	Bernheim	부정적		
1989	Novos	부정적		
1993	Gullason, Kolluri, and Panik	긍정적		
1997	Gale	부정적		
국제간 횡단면 분석(International cross-sectional evidence)				
연도	연구자	민간저축에 미치는 효과		
1967	Aaron	부정적		
1968	Pechman, Aaron, Taussig	부정적이라 할 수 없음		
1977	Feldstein	부정적		
1979	Barro and Macdonald	부정적이라 할 수 없음		
1980	Kopits and Padman	부정적 혹은 긍정적		
1980	Feldstein	부정적		
1980	Horioka	부정적		
1983	Modigliani & Sterling	판단불능		
1987	Graham	판단불능		
1995	Edwards	부정적		

III. 국민연금의 사회보장자산(SSW)추정

본 연구의 핵심중의 하나는 국내에서 간헐적으로 시도되었던 국민연금의 사회보장자산(SSW)을 보다 객관적인 방법론을 동원하여 계산하는 것이다. 본 연구에서는 공적연금제도의 연금자산, 즉 사회보장자산 계산시 세계은행 등 국제적으로 통용되고 있는 *Accrued-to-date wealth* 개념을 사용하여 사회보장자산(SSW)을 계산하고 있다. 즉, 공적연금 가입자가 공적연금에서 지급받을 것으로 예상하는 연금액을 현재가치로 환산한 것이 바로 사회보장자산(SSW)이다. 보다 구체적으로 설명하면, 현재 시점에서 노령연금 수급자 및 기여자(가입자)의 부(wealth)를 계산하는 개념으로서, 미래의 보험료 기여에 대한 고려는 이루어지지 않는다. 따라서 현재 시점에서 노령연금수급자가 생존기간 동안 수급할 권리액에 가입자가 지금까지 연금에 가입하면서 기여한 부분을 기준으로 향후 수급자가 되었을 경우에 받게 되는 연금액만큼을 합산하여 계산한 값이다.

구체적인 계산방법을 예시(현재 가입자의 노령연금 수급액 현재가치의 경우)하면 다음과 같다. 현재 시점(t)에서 시물레이션의 최종시점(2080년)까지 현재 가입자가 미래의 i년도에 신규로 노령연금수급자가 되는 경우의 매년도 연금급여액(1인당 평균 연금급여 대체율×평균임금)을 현재가치로 환산하여 합산한 것이다.

$$\circ \text{SSW_NC_OLD}(t,g) = \sum_{i=t+1}^{t_{\text{endyear}}} \frac{\text{APV-ND}(t,g) * \text{AW-EC-N}(i,g) *}{\prod_{j=t+1}^i [1 + R - \text{NOM}\%(j)]} * \frac{\text{ARA-NP}(t,g) - a_{\text{work}} - (i-t-1)}{\text{ARA-NP}(t,g) - a_{\text{work}}} * \text{TNP}(i,g)$$

- APV_NP(i,g): i년도 신규 노령연금 수급자의 1인당 평균 급여대체율
- AW_EC_N(i,g): i년도 가입자의 명목임금 평균
- ARA_NP(t,g): t년도 신규 노령연금 수급자의 평균 퇴직연령
- a_{work}: 제도 가입개시 연령
- TNP(i,g): i년도 신규 노령연금 수급자 수
- R_NOM%(j): j년도 명목이자율(할인율)

여기에서 A부분은 i년도 신규 연금수급자의 1인당 평균 연금급여액을 현재가치로 환산한 것이고, C부분은 i년도에 발생하는 신규 연금 수급자 수이며, B부분은 i년도의 신규 수급자 수 중 t년도의 가입자이었던 자의 비중을 조정하는 역할을 한다. 한편, i년도 신규 노령연금 수급자의 1인당 평균 급여 대체율은 다음과 같이 계산된다.

$$\circ APV_NP(i,g) = \frac{\sum_a r_old\%(a, i, g) * AF_O(a, i, g) * NP(a, i, g)}{TNP(i, g)}$$

- $r_old\%(a,i,g)$: 경제 전체 평균임금 기준 신규 노령연금 수급자의 급여 대체율
- $AF_O(a,i,g)$: 노령연금 수급자의 annuity factor
- $NP(a,i,g)$: 신규 노령연금 수급자 수

여기에서 $AF_O(a,i,g)$ 는 가입자가 사망할 때까지 일정한 indexation rule과 할인률로써 매년 1원의 연금지급이 약속되는 경우에 현재가치 기준으로 그러한 약속된 지급액이 얼마인지를 나타내는 지표이다.

$$\circ AF_O(a,i,g) = \sum_{k=0}^{100-a} VALUE_O1+k(a,i,g)$$

- $VALUE_O1(a,i,g)=1$ (즉, 최초연금은 1원)

$$\circ VALUE_O1+k(a,i,g) = VALUE_O1(a,i,g) * \frac{INCR(t+k)}{(1 + R_NOM\%(t+k))} * [1 - m\%(a+k-1, t+k-1, g)]$$

- $INCR(t+k)$: 연금액 상등연동지수로서 본 분석에서는 물가연동지수이다.
- $m\%$: 사망확률

본 연구에서는 세계은행의 연금추계모형을 이용하여 이미 언급한 것처럼 Accrued-to-date wealth 개념에 입각한 1998년부터 2005년 상반기까지의 국민연금제도 사회보장자산, 즉 국민연금자산을 계산하였다. 본 연구에서는 두가지 개념의 국민연금자산을 계산하였다. 첫째, 가입자와 수급자의 연금보험료 기여액을 무시한 총사회보장자산, 즉 총국민연금자산(SSW1)을 계산하였다. 둘째, 총사회보장자산에서 가입자 및 수급자의 기여액을 차감한 순국민연금자산(SSW2)를 계산하였다.

얼핏보기에 사회보장자산 개념으로 총국민연금자산 개념보다는 총자산에서 본인의 기여액을 차감한 순국민연금자산개념이 더 적합한 개념이라고 판단할 수 있으나, 실증분석과정을 염두에 둘 경우 이에 대한 판단이 단순하지 않게 된다. 왜냐하면 사회보장자산이 민간부문 저축 등 경제에 미치는 효과를 분석하는 기본모형으로 통상 생애주기개념이 사용되나, 이 경우 가처분소득이 사회보장자산과 함께 설명변수로 포함된다. 상기 모형에서 가처분소득 자체가 이미 연금기여액 등을 제외한 소득을 의미하는 관계로 순국민연금자산개념이 사용될 경우 이중 기여를 허용하는 문제가 발생할 수 있기 때문이다. 이같은 문제로 인해 통상 사회보장자산이 민간부문 저축 또는 소비에 미치는 효과를 분석하는 경우 두 개념 모두를 사용하는 것이 일

반적이라는 판단 하에 본 연구에서도 총사회보장자산(SSW1)과 순사회보장자산(SSW2) 모두를 계산하였다.

IV. 국민연금의 민간저축에의 효과분석

1. 모형 설정 및 데이터 설명

통상 공적 또는 사적연금제도의 도입이 저축에 미치는 효과를 분석하는 대부분의 연구들에서는 저축함수가 아닌 소비함수를 추정함으로써 저축에 미치는 효과를 파악하고 있다. 왜냐하면 민간저축으로 인정하는 범위에 관한 이견이 남아있기 때문이다. 가처분 소득 중 소비하고 남은 부분을 저축으로 간주하면 소비함수를 추정함으로써 연금제도가 저축에 미치는 효과를 간접적으로 유추할 수 있다.

공적연금제도가 민간저축에 미치는 효과를 분석하는 연구에서 가장 보편적으로 사용되는 기본 모형으로는 Ando-Modigliani의 생애소득가설(Lifetime Hypothesis)을 확장한 모형을 들 수 있다. 연금제도가 제도 속성상 장기간에 걸쳐 파급효과가 나타나는 장기보험인 관계로 일생에 걸친 소비저축 행태를 보여주는 생애소득가설이 설득력있는 모형으로 활용되고 있는 것이다. 미국 사회보장제도가 민간부문의 저축에 미치는 효과에 대한 분석을 최초로 시도한 연구(Feldstein, 1974)에서 동 가설이 최초로 사용되었다. 설명변수 속성상 사회보장자산이 가계자산과 동일하게 취급될 수 없다는 측면에서 사회보장자산이 별도의 설명변수로 생애소득가설에 추가되었으며, 이러한 의미에서 생애소득가설의 확장된 모형으로 불려지게 되었다. 이같은 선행연구에 입각하여 본 연구에서는 확장된 생애주기가설 모형을 추정모형으로 채택하되, 추정기간동안 IMF 경제위기가 있었던 점을 감안하여 IMF 더미변수를 명시적으로 고려하였다.

$$CE_t = \alpha_1 + \alpha_2 YD_t + \alpha_3 YD_{t-1} + \alpha_4 3W_{t-1} + \alpha_5 SSW_t + \alpha_6 IMF_{DUM}_t$$

CE: 1인당 소비지출=민간소비지출/인구수

YD: 1인당 가처분 소득=국민총처분가능소득/인구수

W: 1인당 가계자산=가계자산/인구수

SSW: 사회보장자산=총부채(SSW1, SSW2)/가입자수

IMFDUM: 외환위기 더미

분기별 민간소비지출과 분기별 국민총처분가능소득은 한국은행 DB인 ECOS에서 구하였으며 인구수는 통계청 DB인 KOSIS의 연도별 인구추계 데이터를 월별 데이터로 전환하고 분기별 인구로 매 3, 6, 9, 12월의 인구수로 사용하였다. 연도별 인구의 월별 인구수로의 전환 방법은 $r=2004.12/2003.12$ 라고 하면, $2004.1=$

2003.12*r^(1/12), 2004.2=2003.12*r^(2/12),..., 2004.11=2003.12*r^(11/12) 를 이용하였는데 이는 통계청에서 사용하는 방법이다. 통계청에서는 인구를 매년 7월을 기준으로 추정하였으므로 이에 맞게 조정하였다. IMF DUM(=외환위기 더미변수)를 넣은 이유는 1997년 11월에 시작된 외환위기로 인해 민간소비지출 및 국민총처분가능소득 등이 구조적 변화를 겪은 것을 반영하기 위함이며 1997년 4분기부터 1998년 4분기까지는 1, 그 이외의 기간은 0으로 처리하였다.

가계자산(household wealth)의 추정은 금융자산과 실물자산의 합으로, 구체적으로는 금융자산+주택자산+토지자산으로 구하였다. 먼저 금융자산은 한국은행의 자금순환표상의 개인부문 금융자산을 사용하였다. 자금순환표상의 개인부문은 실제로는 가계, 소규모 개인기업, 민간 비영리단체 로 구성되어 있으나 이중 가계가 절대규모를 차지²⁾하므로 많은 연구들에서 가계금융자산의 대용변수로 개인부문 금융자산이 사용되고 있다.

다음으로 주택자산은 이항용(2004)과 Kim and Lee(2005)에서 사용한 방법을 준용하였다. 즉, 통계청의 1997년 국부조사통계에 발표된 순주택자산³⁾의 가치를 같은 시점에서의 우리나라의 총 주택호수로 나누어 당해연도의 주택단가를 구하고, 국민은행의 주택매매가격지수를 이용하여 주택단가의 시계열을 계산하였다. 이에 건설교통부의 주택보유수⁴⁾ 시계열을 곱하여 명목주택자산의 시계열을 구하였다. 이어서 명목주택자산으로부터 한국은행의 주택자금 대출금을 차감하여 주택의 순자산가치(net worth)를 계산하였다.⁵⁾ 마지막으로 토지자산은 한국토지공사의 지가지수 기준 100 시점인 2002년 4/4분기의 건설교통부 발표 전국 공시지가 합산액에 한국토지공사의 분기별 지가변동율을 적용하여 분기별 전국 공시지가 합산액을 추정하였다.⁶⁾ 이들 세 개의 자산을 합산하여 가계자산을 추정하였다.

이미 계절조정되어 발표된 실질 민간소비지출을 제외한 각 변수들을 계절조정 후 소비자물가지수로 나누어 실질치(real term)로 전환하였으며 이를 인구수로 다시 나누어 1인당 통계로 만들었고 모든 변수는 자연대수를 취하였다.

2) 자금순환표 작성에 있어 개인부문은 실제 조사하는 것이 아니고 정부, 기업, 금융을 먼저 조사한 후 잔여로 처리되므로 가계금융자산이 개인부문 금융자산에서 어느 정도 차지하는지 구체적인 비율을 구할 수 는 없다. 그렇지만 우회적으로 한국은행의 가계신용총계에서 자금순환표상의 개인부문 금융부채에서 차지하는 비중이 2005년 1/4 분기 현재 85.4%를 차지하는 것으로 보아 대략 이 정도의 비중을 차지할 것으로 추측할 수 있다. 이러한 잠정적인 추정 방법은 한국은행 담당자의 조언에 기초한다.

3) 총자산액은 사용하고 있는 자산을 1997년에 새로이 취득하려면 얼마를 필요로 하는가를 평가한 것으로서 「취득당시의 가격 × 물가배율」로 산출하며, 순자산액은 총자산액에서 경과연수에 따른 감가상각액을 제거한 것으로서 「총자산액 × 잔가율」로 산출한다.

4) 2000년 이후의 주택수(다가구주택은 1호로 산정)는 2000년도를 기준으로 매년도의 사용검사 주택수(+)와 멸실 주택수(-)수를 시·도로부터 제출받아 산정하고 있다. 주택보유수는 연도별 통계만 있어 이를 interpolation하여 분기별 통계로 전환하였다.

5) 김경환(2003)은 전국의 가계소비를 분석하면서 1988년 4/4분기~2003년 2/4분기중 서울지역의 아파트시가총액을 주택자산의 대용변수로 사용하였다.

6) 동 방법은 한국토지공사 통계담당자의 권고사항이기도 하다. 이 외에도 건설교통부의 연도별 전국 공시지가 합산액 자료를 분기별로 전환하여 이용할 수 도 있겠지만 동 자료는 1991년부터 존재하기에 본 연구에서 사용하지 않았다.

2. 실증분석 결과

1) OLS 추정

먼저 SSW1 및 SSW2 각각에 대해 OLS 방법을 사용하여 추정된 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 먼저 SSW1의 경우 종속변수인 소비에 대한 SSW1의 탄력성이 -0.0172로 나타나 사회보장자산이 늘면 소비가 감소하고 저축이 늘어갈 것을 시사해주고 있으나 동 변수는 유의적이지는 않다. 반면 SSW2의 경우 소비에 대한 SSW2의 탄력성은 유의적으로 나타났고 크기는 -0.0474로서 SSW2가 1% 증가하면 소비는 4.7% 감소하는 것으로 나타나 SSW2가 저축에 대해 양의 관계를 가짐을 시사해 주고 있다.

<표 2> OLS 추정 결과

모 형	독립변수	계 수	t-값	p-값	Adjusted R-squared
CE-YD-W-SSW1	C	0.9345	1.7317	0.0882	0.9907
	YD	0.9501	6.8590	0.0000	
	YD(-1)	-0.1094	-0.8238	0.4131	
	W	0.0631	2.3502	0.0219	
	SSW1	-0.0172	-0.9837	0.3290	
	IMFDUM	-0.0505	-3.9832	0.0002	
CE-YD-W-SSW2	C	2.4719	0.7918	3.1218	0.9897
	YD	1.0398	0.1461	7.1145	
	YD(-1)	-0.2055	0.1388	-1.4804	
	W	0.0109	0.0328	0.3323	
	SSW2	-0.0474	0.0196	-2.4209	
	IMFDUM	-0.0417	0.0123	-3.3717	

그런데 시계열 자료를 이용한 추정과 검정에서의 기본적인 전제는 분석에 사용되는 변수가 안정적이어야 한다는 것이다. 만일 자료의 안정성이 담보되지 않은 상황 하에서 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 실제로는 변수들간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 의미 있는 연관관계가 있는 것처럼 보이는 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생한다.⁷⁾

한편 소비나 가처분 소득 등이 수준에서 안정적이지 않다는 것은 잘 알려진 사실이다. 따라서 위의 결과는 가성회귀 일 가능성이 매우 높다. 그럼에도 불구하고 제시한 이유는 기초적인 사항을 간단히 짚어보기 위함이다.

각각의 변수가 안정적인 변수(stationary variable)인지를 단위근 검정법을 이용

7) 즉 불안정적인 변수들간에 회귀분석을 실시할 경우 실제로는 변수들간에 서로 관련이 없음에도 R^2 가 높게 나타나고 F-통계치와 추정계수의 t-통계치가 유의한 것으로 나타나서 이들에 의존한 검정은 오류를 발생시키게 된다. 이에 대해 보다 자세한 내용은 Granger and Newbold(1974), Phillips(1986) 참조.

하여 검정한 후 수준에서 불안정적인 변수(non-stationary variable)인 것으로 판명되면 각 변수들간에 공적분(cointegration) 관계가 있는지 여부를 살펴본 후 공적분 관계가 존재하지 않으면 VAR 모형으로, 공적분 관계가 존재하면 오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model)을 이용하여 장단기 탄력성을 추정 할 수 있다.

2) 단위근 검정

먼저 시계열 변수들의 안정성 여부를 알아보기 위해 Phillips-Perron(1988) 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정 결과는 <표 3>에 나타나 있다. 검정시 확정적 시간 추세항(deterministic time trend)과 상수항을 포함하는 경우와 상수항만 포함하는 경우 모두를 검정하였다. 최적시차 수를 정하는 데에는 Newey and West 방법(1987)을 따랐다. 그 결과 최적시차는 모두 3으로 나타났다.

검정 결과 모두 수준에서는 단위근이 존재하지만 1차차분한 경우는 단위근이 없는 것으로 나타났다. 즉 모든 변수가 수준에서는 불안정적이지만 1차차분에서는 안정적인 I(1)으로 나타났다.

<표 3> Phillips-Perron 단위근 검정

변수	시차	상수항만 포함시		상수항과 시간추세항 포함시	
		검정통계량	임계치(5%)	검정통계량	임계치(5%)
CE	3	-1.97	-2.90	-2.15	-3.48
YD	3	-2.68	-2.90	-1.76	-3.48
W	3	-1.17	-2.90	-2.24	-3.48
SSW1	3	-2.30	-2.90	-2.34	-3.48
SSW2	3	-2.31	-2.90	-2.36	-3.48
Δ CE	3	-5.93	-2.90		
Δ YD	3	-6.38	-2.90		
Δ W	3	-5.19	-2.90	-	-
Δ SSW1	3	-8.28	-2.90		
Δ SSW2	3	-8.51	-2.90		

주: Δ 는 1차 차분이며, 임계치는 McKinnon(1996)임.

3) 공적분 검정

모든 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 나타났으므로 변수들 간에 공적분 관계가 있는지를 검토한다. 공적분 검정방법에는 여러 가지가 있다. Gonzalo(1994)는 공적분을 검정하는 주요 다섯 가지 방법을 비교·검토한 후 이들 가운데서 Johansen(1988)과 Johansen and Juselius(1990)가 제시한 최우추정방법

(FIML: full information maximum likelihood estimation)이 여러 가지 면에서 가장 우월한 것임을 보이고 있다. 이에 기초하여 본 연구에서는 최우추정방법을 사용한다. 우선 시차수 k 개를 가정한 VAR 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서, μ 는 상수항이며, ε 은 백색 잡음이다. 이 VAR 모형(1)은 다음 식(2)와 같이 오차수정모형으로 전환할 수 있다.

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} - \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 Δ 는 일차 차분 표시이며, $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$ ($\forall i = 1, \dots, k-1$), $\Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$ 이다. 공적분검정 전에 최적 시차수의 결정이 필요하다. Monte Carlo 분석을 통하여 Bessler and Binkley(1982)와 Geweke and Meese(1980)는 Schwarz Information Criterion (SIC)이 다른 시차수결정방법에 비해 우월하다는 것을 보여주고 있다. 그들의 연구결과에 기초하여 우리는 SIC를 사용하였으며, 비제한 VAR 추정에서 최대차수는 5로 하였다. <표 4>는 시차수를 달리하여 얻어진 SC 값들을 제시해 주고 있다.

<표 4> 최적 시차 결정을 위한 SC 값

모 형	SC 값			
	시차수 2	시차수 3	시차수 4	시차수 5
CE-YD-W-SSW1	-18.72	-18.03	-17.52	-17.38
CE-YD-W-SSW2	-18.64	-17.94	-17.44	-17.29

이제 위 식(2)에서 행렬 Π 의 공적분 벡터 수(cointegration rank)를 추정하면 공적분 관계 여부를 알 수 있다. 공적분 검정 결과는 <표 5>에 나타나 있다.

나아가 Johansen (1992)은 공적분 계수(階數)와 선형추세를 동시에 결정하는 일반적인 가설 검정법을 제안하고 있다. Johansen(1992)은 Trace 검정을 이용하여 $r = 0, 1, \dots, p-1$ 에 대해서 순차적으로

$$H_r^* \text{ 수락 if } T_r^* < C_r^*(a),$$

$$H_r \text{ 수락 if } T_r^* \geq C_r^*(a) \text{ and } T_r < C_r(a),$$

$$H_{r+1} \text{ 수락 if } T_r^* \geq C_r^*(a) \text{ and } T_r \geq C_r(a)$$

여기서 H_r : 최대 r개의 공적분 벡터와 선형추세 모형,

H_r^* : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세가 없는 모형,
 대립가설 $H_p = H_p^*$: p 개의 공적분 벡터 모형,
 T 는 검정통계량, C 는 임계치, α 는 유의수준이다.

물론 만일 $r = 0, \dots, p-1$ 에 대해서 모든 가설이 기각되면 우리는 모든 수준변수가 안정적이라고 결론 내릴 수 있다.

<표 5> 공적분 Trace 검정 결과

모형	귀무가설	T^*	$C^*(5\%)$	T	$C(5\%)$
CE-YD-W-SSW1	$R = 0$	82.54	54.07	58.06	47.85
	$R \leq 1$	37.33	35.19	29.20	29.79
	$R \leq 2$	12.82	20.26	11.61	15.49
	$R \leq 3$	4.18	9.16	3.97	3.84
CE-YD-W-SSW2	$R = 0$	82.10	54.07	57.79	47.85
	$R \leq 1$	37.26	35.19	28.76	29.79
	$R \leq 2$	12.78	20.26	11.63	15.49
	$R \leq 3$	4.17	9.16	3.96	3.84

주: 임계치 출처는 Osterwald-Lenum(1992).

공적분 검정결과는 <표 5>에 나타나 있다. 여기서 T^* 와 C^* 는 각각 귀무가설 H_r^* : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세 없는 모형에 대한 검정통계량과 임계치이다. 마찬가지로 T 와 C 는 각각 귀무가설 H_r : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세 모형에 대한 검정통계량과 임계치이다.

CE-YD-W-SSW1 과 CE-YD-W-SSW2 두 모형 모두 변수들간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 가설들과 귀무가설 H_1^* : 최대 1개의 공적분 벡터와 선형추세 없는 모형을 기각하나 H_1 : 최대 1개의 공적분 벡터와 선형추세 모형은 기각하지 못한다. 즉 CE-YD-W-SSW1과 CE-YD-W-SSW2 간에 안정적인 선형관계가 성립한다.

변수들간에 공적분 관계가 존재함으로 오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model)을 이용하여 탄력성을 추정한 결과가 <표 6>에 나타나 있다. 논의의 초점을 SSW에만 맞추기 위하여 이에 대한 수치와 오차수정항(ECT) 계수만 제시하였다.8)

8) 다른 변수들에 대한 장기탄력성의 경우 부호와 크기가 일반적으로 예상하는 것과 유사하게 나왔으나 단기탄력성의 경우, 예를 들면 가계자산의 부호가 마이너스가 나오는 등 다소 경제이론과 부합하지 않은 결과가 나왔다. 이에 대한 하나의 원인으로 가계자산을 구성하는 세 가지 자산 중 토지자산을 추정할 때 각주 4)에서와 같은 방법으로 계산하니 90년대에 토지자산이 감소하게 나타나는 문제가 발생하였다는 점을 들 수 있다. 향후에 1991년 이후의 연도별 전국 공시지가 데이터를 분기별로 interpolation 하고 그 이전 기간에 대해서만 본문에서 제시한 방법으로 추산하면 이러한 문제를 극복할 수 있으리라 기대한다.

<표 6>사회보장자산(SSW)의 민간소비 장단기탄력성 추정

모 형	SSW		ECT
	단기탄력성	장기탄력성	
CE-YD-W-SSW1	-0.001 (0.03)	0.10 (2.61)	-0.28 (-2.67)
CE-YD-W-SSW2	-0.002 (-1.99)	0.13 (3.63)	-0.23 (-2.09)

주: 괄호는 t-값.

SSW1과 SSW2의 장·단기 탄력성이 부호, 크기, 유의성 면에서 매우 유사한 형태를 지니고 있다. 추정결과에 의하면 단기탄력성은 비록 유의하지는 않으나 음의 부호를 지니고 있고 매우 작아(SSW1과 SSW2 각각 -0.001, -0.002) SSW가 늘어나면 단기적으로 민간저축이 증가할 것임을 시사하고 있다. 즉 국민연금제도 도입이 후 오히려 민간부문의 저축을 증가시키는 것으로 나타나고 있는 것이다. 이러한 현상이 발생하는 원인으로 두 가지를 들 수 있는데 하나는 제도도입 초기단계에서의 국민연금제도 불신이 초래하는 국민연금자산에 대한 낮은 신뢰도가 가입자들의 추가적인 저축요인으로 작용하기 때문일 것이다. 다른 하나는 선진국과 비교할 때 국민연금제도가 아직 제도도입 초기단계인 관계로 가입자 대비 상대적으로 적은 연금수급자로 인해 경제 전체의 저축이 오히려 증가할 수 있기 때문일 것이다.

한편 민간소비의 SSW탄력성은 두 경우 모두 통계적으로 유의한 양의 값을 보여주고 있어 장기적으로 사회보장자산이 민간저축의 감소요인으로 작용할 것임을 시사하고 있다. 이러한 결과는 단기의 경우와 정반대로 국민연금제도가 안정적으로 정착할 미래에는 노후소득보장에서 국민연금자산에 대한 국민연금 가입자들의 의존도가 높아져 이를 감안한 만큼의 저축 감소효과가 발생할 수 있는 반면, 향후 급격하게 늘어날 연금수급자들의 연금지출 즉 소비증가로 인해 추가적인 저축감소 효과가 발생하여 경제전체로 볼 때 민간부문의 저축감소효과가 상당한 수준에 달할 수 있을 것으로 예상되기 때문일 것으로 판단된다.

4) 그랜저 인과관계 검정

그랜저 인과관계 검정을 수행을 통하여 소비(저축)와 SSW간 인과관계를 보다 구체적으로 살펴볼 수 있다. 두 모형에서 공적분 관계가 있는 것으로 판명된 경우의 그랜저 인과 관계 검정은 오차수정모형을 이용하여야 한다(Granger(1988), Oh and Lee(2004)). 왜냐하면 공적분 관계에 있는 시계열 변수들간의 그랜저 인과 관계 검정시 VAR를 이용한 전통적인 그랜저 인과 관계 검정은 인과 관계의 중요한 통로인 오차수정항을 통한 인과 관계를 파악할 수 없게 되기 때문이다. 오차수정모형을 이용할 경우 독립변수 차분항이 종속변수에 미칠 영향은 물론 오차수정항의 변

화가 독립변수에 미치는 영향도 찾아낼 수 있다. 추정된 오차수정항의 계수는 장기 균형관계에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기 균형관계로 조정되도록 하는지를 말하는 조정계수로 간주된다.

식(2)의 CE-YD-W-SSW간 오차수정모형을 SSW와 CE 각각의 변수별로 풀어 쓰면 다음과 같다.

$$\Delta CE_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^R \beta_{1i} ECT_{i,t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{rdi} \Delta CE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{rdi} \Delta SSW_{t-i} + \varepsilon_{rdt} \quad (3)$$

$$\Delta SSW_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^R \beta_{2i} ECT_{i,t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_{ysi} \Delta CE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_{ysi} \Delta SSW_{t-i} + \varepsilon_{yit} \quad (4)$$

여기서 CE는 1인당 민간소비지출, Y는 실질GDP, SSW는 1인당 국민연금의 사회보장자산, ECT는 오차수정항, R은 공적분 벡터 수, n은 앞서 공적분 검정시에 사용한 최적 차수이다. 나머지 항들은 편의상 생략하였다. 위 식에서 보듯이 오차수정 모형에서는 독립변수의 차분항들과 오차수정항 모두 종속변수에 영향을 줄 수 있는 그랜저 인과 관계의 원천(source of causation)이 될 수 있다.

먼저 SSW가 소비를 그랜저 인과하는가를 보려면 식(3)에서 ΔSSW 의 계수와 오차수정항의 계수가 유의적인지 파악하면 된다. 검정은 세 가지 경우로 나누어진다. 첫째, $H_0: \delta_{rdi} = 0, \forall i$ 를 검정한다. 이는 종속변수가 장기관계를 나타내는 오차수정항에 의해 받는 영향을 배제한다는 점에서 단기 인과관계로 해석되기도 한다. 이는 약 인과관계 검정이라 불리기도 한다. 둘째, 오차수정항의 계수가 유의적인가, 즉 $H_0: \beta_{1i} = 0 \forall i$ 를 검정한다. 이 경우는 장기 균형관계에서의 이탈이 종속변수에 주는 영향을 파악한다는 점에서 장기 관계를 설명한다고 할 수 있다. 추정된 오차수정항의 계수는 장기균형관계에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기 균형관계로 조정되도록 하는지를 말하는 단기조정계수이다. 셋째, 독립변수의 차분항과 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 영과 다르지 않은가, 즉 $H_0: \beta_{1i} = 0 \text{ and } \delta_{rdi} = 0 \forall i$ 를 검정한다. 이 경우가 일반적으로 말해지는 (강) 그랜저 인과관계 검정이다. 모든 계수의 유의성 검정은 F 검정을 사용한다.

소비가 SSW를 그랜저 인과하는 지에 대한 검정도 위와 같은 방식으로 한다. 식(4)에서 첫째, $H_0: \gamma_{ysi} = 0, \forall i$ 둘째, $H_0: \beta_{2i} = 0, \forall i$ 셋째, $H_0: \beta_{2i} = 0 \text{ and } \gamma_{ysi} = 0, \forall i$ 를 검정한다.

SSW-CE 모형의 그랜저 인과 관계 검정 결과가 <표 7>에 나타나 있다. SSW1과 SSW2가 동일한 패턴을 보여주고 있다. 먼저 독립변수의 차분항의 계수는 유의적이지 않다. 즉 독립변수의 차분항이 종속변수에 영향을 미치지 않는 것이다. 따라서 SSW와 소비가 단기에는 양자간에 인과관계가 성립하지 않는다는 것을 알 수 있다. 이는 앞에서 언급한 소비의 SSW 단기탄력성이 유의적이지 않다는 것과 일맥

상통하는 것이다.

<표 7> CE-SSW 간의 그랜저 인과 관계 검정 결과

귀무가설	검정통계량				
	Δ SSW	Δ CE	ECT	Δ SSW & ECT	Δ CE & ECT
CE \Rightarrow SSW1	-	0.001	7.42**	-	4.19**
SSW1 \Rightarrow CE	0.001	-	7.17**	4.06**	-
CE \Rightarrow SSW2	-	0.000	7.32**	-	4.14**
SSW2 \Rightarrow CE	0.000	-	7.23**	4.10**	-

주: 1) \Rightarrow : 그랜저 인과하지 않음을 의미함.

2) ** : 신뢰도 5% 수준에서 유의함.

한편 독립변수의 차분항과 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 영과 다르지 않은 가라는 것을 검정한 결과는 SSW와 소비가 서로 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 구체적으로 언급하면 장기적으로 사회보장자산은 민간부문 소비주체들의 소비행태를 결정하는 설명변수에 포함되며, 나아가 사회보장자산이 민간부문의 소비에 영향을 미친다는 것이다. 이같은 SSW와 소비간 인과관계의 원천은 오차수정항[약외생성(Weakly Exoneneous) 검정]으로 나타났다.

V. 요약 및 결론

본 논문에서는 1988년 최초 도입된 국민연금제도가 민간부문 저축 및 소비에 어떠한 영향을 미칠 것인가에 대해 분석하고 있다. 이를 위해 개인들이 인식하는 사회보장자산, 즉 국민연금자산을 Accrued-to-date wealth 개념에 입각하여 총국민연금자산과 순국민연금자산으로 구분하여 계산하였다. 이를 바탕으로 공적연금제도가 민간부문 저축 및 소비에 미치는 효과를 분석함에 있어 가장 보편적으로 사용되고 있는 Ando-Modigliani의 확장된 의미의 생애소득가설을 채택하였다. 먼저 가장 단순한 OLS 추정결과에 의하면 국민연금제도 도입으로 인해 오히려 민간부문 저축이 증가하는 것으로 나타나고 있으나, 가성회귀 가능성이 높은 것으로 판명되어 추정결과의 신뢰성이 낮다고 판단된다.

이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 오차수정모형을 이용하여 사회보장자산(SSW)의 민간소비에 대한 장·단기탄력성을 구하였다. 추정결과에 의하면 단기행태(short-run dynamics)를 보여주는 사회보장자산의 단기탄력성이 두 가지 상이한 사회보장자산에 대해 음의 부호로 나타나고 있어 단기적으로 민간부문의 저축을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 즉 국민연금제도 도입이후 오히려 민간부문의 저축을 증가시키는 것으로 나타나고 있다. 그러나 두 가지 상이한 사회보장자산

모두에 대해 통계적으로 유의적이지 않은 것으로 나타나고 있다. 한편 민간소비와 사회보장자산과의 장기 관계(Long-run relationship)를 보여주는 장기탄력성은 두 경우 모두 통계적으로 유의한 양의 값을 보여주고 있어 장기적으로 사회보장자산이 민간저축을 감소시키리라는 시사점을 제시하고 있다.

민간소비와 사회보장자산과의 장기관계를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 약 외생성 검정과 그랜저 인과 검정을 시도해 본 결과, 단기적으로 인과관계가 없으나 장기적으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 구체적으로 언급하면 장기적으로 사회보장자산은 민간부문 소비주체들의 소비행태를 결정하는 설명변수에 포함되며, 나아가 사회보장자산이 민간부문의 소비에 영향을 미친다는 것이다.

우리나라 국민연금자산이 민간부문의 소비에 미칠 영향을 분석한 본 논문의 결과는 외국의 실증분석 결과와 차이가 존재한다는 점에서 매우 흥미로우며, 정책적 시사점 또한 적지 않을 것으로 판단된다. 국민연금제도 도입초기단계인 현재의 상황에서는 제도의 일천함으로 인해 야기되는 국민연금제도에 대한 불신으로 인해 국민연금자산에 대한 신뢰가 낮아 가입자들의 추가적인 저축이 증가할 수 있으며, 국민연금 가입자 대비 상대적으로 적은 연금수급자로 인해 경제 전체의 저축이 오히려 증가할 수 있음을 시사하고 있기 때문이다. 그러나 국민연금제도가 안정적으로 정착할 미래에는 노후소득보장에서 국민연금자산에 대한 국민연금 가입자들의 의존도가 높아져 이를 감안한 만큼의 저축 감소효과가 발생할 수 있는 반면, 향후 급격하게 늘어날 연금수급자들의 연금지출 즉 소비증가로 인해 추가적인 저축감소 효과가 발생하여 경제전체로 볼 때 민간부문의 저축감소효과가 상당한 수준의 달할 수 있을 것으로 예상되기 때문이다.

이같은 추계결과가 시사하는 바에 대해 효과적으로 대처하기 위해서는 미래세대의 부담을 가중시킬 현행 ‘저부담·고급여’체계 국민연금제도를 하루빨리 ‘적정부담·적정급여’체계로 전환할 필요가 있으며, 미래소비 증가를 보충하기 위해 부과방식보다는 적립속성을 강화하는 방향으로 국민연금제도의 재정방식을 변경하는 것이 바람직할 것이다.

공적연금제도의 도입이 민간저축에 미치는 영향을 분석하는 본 연구에서는 공무원연금, 군인연금, 사학연금의 특수직역연금은 제도 도입 시점과 가입대상들이 상이하기 때문에 국민연금을 중심으로 연구하였으며, 이들 특수직역연금에 대해서는 향후 연구과제로 남긴다.

참고문헌

- 강성호·임경인, “공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 연구,” 『경제분석』, 2005, 제11권 제2호, pp. 135-163.
- 건설교통부, 2005년도 주택종합계획, 2005. 3.
- 김경환, “부동산 가격과 거시경제간의 상호관계” 한국은행 조사국 학술회의 보고서, 2003.
- 김상호, “독일의 부과방식 연금제도가 가계저축에 주는 영향 고찰, 1962-1988,” 『사회보장연구』, 1992, 제8권, pp. 37-59.
- _____, “연금자산이 가계저축에 미치는 영향: 대체효과에 대한 이론적, 실증적 연구,” 『경제학연구』, 2005, 제53집 제4호, pp. 47-66.
- 남상우 외, 『국민연금재정의 안정화를 위한 정책과제 및 방향』, 한국개발연구원, 1990.
- 민재성 외, 『국민연금제도의 기본구상과 경제사회 파급효과』, 한국개발연구원, 1986.
- 연하청, 「연금보험제도도입과 가계저축성향」, 『한국개발연구』, 한국개발연구원, 1982.
- 윤석명, “準母數的 方法(Semi-parametric Method)에 의한 美國國民年金制度의 民間貯蓄效果 分析”, 『사회보장연구』, 1999.
- _____, “공적분 방법을 이용한 미국 사회보장제도의 민간저축효과 분석,” 한국공공경제학회 2000년도 제1차 학술대회 발표논문, 2000.
- _____, 『미국의 연금개혁 논의와 한국에서의 시사점』, 『연금포럼』, 봄호, 국민연금연구원, 2005.
- 윤석명·김대철·김문길, 『사회보험형 및 사회수당형 기초연금 도입시 예상효과에 대한 연구』, 국민연금연구원, 2005.
- 윤석명·김대철·신화연, “국민연금제도의 점진적 개혁방안,” 『응용경제』, 제7권 제2호, 한국응용경제학회, 2005.
- 윤석명·김대철·조준행, “인구고령화와 국민연금 - 정부재정의 지속가능성을 중심으로 -”, 2005년도 한국 재정·공공경제학회 추계학술대회 발표논문, 2005.
- 이향용, “주택가격 변동과 부의 효과,” 금융경제연구, 제181호, 2004. 7.
- 임경묵·문형표, “공적연금이 가계저축에 미치는 영향”, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 한국개발연구원, 2003.
- 한국은행, 자금순환표, 각호.
- 한국은행, 가계신용총계, 각호.
- 한국토지공사, 지가변동율, http://www.iklc.co.kr/E_state/a_immovables/price.asp

Barro, R., The Impact of Social Security on Private Saving, American Enterprise

- Institute, 1978.
- Barro, R. and MacDonald, G., "Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section," *Journal of Public Economics*, 1979.
- Bessler, David A and James K. Binkly, "On the Selection of the Order of an Autoregression: Some Monte Carlo Results," *American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics*, 1982, pp. 340-342.
- Browning, E., "Social Insurance and Intergenerational Transfers," *The Journal of Law and Economics*, 1973.
- Browning, E and Browning J., *Public Finance and The Price System*, Macmillan Publishing Company, 1994.
- Cagan, P., *The Effect of Pension Plans on Aggregate Savings*, National Bureau of Economic Research, 1965.
- Darby, Michael R., *The Effects of Social Security on Income and the Capital Stock*, American Enterprise Institute, 1979.
- Esposito, Louis, "Effect of Social Security on Saving: Review of Studies Using U.S. Time-Series Data", *Social Security Bulletin*, May 1974.
- Esposito, Louis, "Effect of Social Security on Saving: Review of Studies Using U.S. Time Series Data," *Social Security Bulletin*, May 1978.
- Feldstein, Martin S., "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, September/October, 1974.
- _____, "Social Security and Household Wealth Accumulation: New Microeconomic Evidence", *Review of Economics and Statistics*, August 1979.
- _____, "Social Security and Private Saving: International Evidence in an Extended Life-Cycle Model", Edited by Feldstein and Inman, in *The Economics of Public Services*, Macmillan Publishing Company, 1977.
- _____, "Social Security and Private Saving: Reply", *Journal of Political Economy*, June 1982.
- _____, "Social Security and Saving: New Time Series Evidence," NBER Working Paper #5054, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass., March 1995.
- _____, "Social Security and Saving: New Time Series Evidence," *National Tax Journal*, June 1996.
- Friedman, Milton, A., *A Theory of Consumption*, Princeton University Press, 1957.
- Geweke, John and Richard Meese, "Estimating Regression Models of Finite but

- Unknown Order," *International Economic Review*, 22, pp. 55-70, 1981.
- Gonzalo, Jesus, "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics*, Vol. 60, pp. 203-233, 1994.
- Granger, C. W. J., Some recent developments in a concept of causality, *Journal of Econometrics*, Vol. 39, pp. 99-211, 1988.
- _____ and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120, 1974.
- Greene, W., *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, 1993.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231-254, 1988.
- Johansen, S., "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383-397, August 1992.
- _____ and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169-210, 1990.
- Kim, Jangryoul and Hangyong Lee, "A Re-valuation of Housing Wealth Effect in Korea," *International Conference on Residential Welfare and Housing Policy: "The Experience and Future of Korea"* held at Korea Development Institute in Seoul, Korea, June 2-3, 2005.
- Katona, G., *Private Pensions and Individual Saving*, Survey Research Center, Institute for Social Research, University of Michigan, 1965.
- Kohl, R. and O'Brien, P., "The Macroeconomics of Ageing, Pensions and Savings: A Survey", ECO/WKP(98)13, OECD, 1998.
- Kopits, G and Gotur, P., "The Influence of Social Security on Household Savings: A Cross-Country Investigation," *IMF Staff Papers*, March 1980.
- Leimer, D. and Lesnoy, S., "Social Security and Private Saving: New Time-Series Evidence", *Journal of Political Economy*, June 1982.
- MacKinnon, James G., Alfred A. Haug, and Leo Michelis, "Numerical distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp. 563-577, 1999.
- Maddala, G., *Introduction to Econometrics*, Macmillan Publishing Company, 1992.
- Munnell, A., *The Effect of Social Security on Personal Saving*, Ballinger Publishing Company, 1974.
- Newey, Whitney and Kenneth West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, pp. 703-708, 1987.

- Oh, Wankeun and Kihoon Lee, "Causal Relationship between Energy Consumption and GDP revisited: The case of Korea 1970-1999," *Energy Economics*, Vol. 26, No. 1, pp. 51-59, 2004.
- Osterwald-Lenum, M., "Practitioners Corner A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 461-472, 1992.
- Phillips, P. C. B." Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 33, pp. 311-340, 1986.
- Phillips, Peter C. B. and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, pp. 335-346, 1988.
- Schwarz, Gideon, "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, 6, pp. 461-464, 1978.
- U.S. Congressional Budget Office, "Social Security and Private Saving: A Review of the Empirical Evidence", CBO Memorendom, 1998.