

국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정 및 민간부문 저축에 대한 효과 분석*

尹錫明** · 吳完根*** · 辛和衍****

요 약

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.

다음으로 *Ando-Modigliani*의 확장된 생애소득가설을 채택하여 국민연금자산과 민간소비의 관계를 분석하였다. 오차수정모형을 이용하여 사회보장자산(SSW)의 민간소비에 대한 장단기탄력성을 구한 결과, 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.

핵심 주제어 : 국민연금, 사회보장자산, 민간저축

JEL 분류번호 : E2

* 저자들은 유익한 조언과 논평을 해주신 김상호 교수님, 신관호 교수님, 패널 참석자들에게 감사드린다. 본 논문의 내용은 저자들의 개인의견으로서 저자들이 속한 기관의 공식견해와는 무관하며 논문에 남아있을지 모르는 오류는 저자들의 책임임을 밝힌다.

최초심사일(2006년 6월 20일), 최종심사일(2007년 8월 7일)

** 한국보건사회연구원 연구위원, Email: smy1985@kihasa.re.kr

*** 한국의국어대학교 경제학과 부교수, Email: wanoh@hufs.ac.kr

**** 한국보건사회연구원 주임연구원, Email: shinhy@kihasa.re.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 15년 가량 지체되게 되었다. 1988년 10인 이상 사업장 가입자를 대상으로 처음 도입된 국민연금제도는 점진적인 제도 확대과정을 거쳐 마침내 1999년 4월 도시지역 자영자에게도 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 안 된 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 수십년 전부터 본격적으로 진행되었으나, 우리나라의 경우 아직 이에 대한 본격적인 연구가 부족한 실정이다.

공적연금과 관련된 주요 연구 분야로는 크게 민간부문의 저축행태와 공적연금 가입자들의 퇴직행태에 미칠 영향 분석 두 가지를 들 수 있다. 이러한 연구 주제 중 본 연구에서는 민간부문의 저축에 미칠 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 해당국가의 성장 잠재력이 급격

하게 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 강제저축의 효과가 생겨난다. 연금제도 도입후의 총저축은 크게 두 가지로 나누어진다. 하나는 노후 생활 목적의 자발적 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 고령화할 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 경

우에는 현행 공적연금제도의 기본 틀을 수정하는 제도개선 논의의 기초 자료로 활용될 수 있을 것이기 때문이다.

우리나라에서는 사회보장자산, 특히 국민연금과 관련된 연금자산 계산 및 파급 효과에 대한 본격적인 연구는 미미하였다. 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 II장에서는 우리나라의 국민연금 현황을, III장에서는 공적연금제도의 민간저축에 미친 영향에 관한 선행연구를 살펴보고, IV장에서는 국민연금의 사회보장자산(SSW)을 추정한다. V장은 국민연금의 사회보장자산(SSW)의 민간부문 저축에의 효과 실증분석 결과를 제시한다. VI장은 요약 및 결론이다.

II. 우리나라의 국민연금 현황

국민연금제도는 국민의 노령·폐질 또는 사망에 대하여 연금급여를 실시함으로써 국민의 생활안정과 복지증진에 기여함을 목적으로 한다(국민연금법 제1조). 따라서 국민연금제도는 노령·장애·사망 등과 같은 사회적 위험으로부터 국민을 보호하는 것임을 명확히 하고 있다. 국민연금은 건강보험, 산재보험, 고용보험과 함께 4대 사회보험을 구성하고 있으며 사회보장제도 중에서 가장 중요한 소득보장제도이다. 1988년에 도입된 국민연금제도는 1999년 4월 도시지역 자영업자에게 확대 적용됨으로써 명실상부한 전국민 연금으로서의 모습을 갖추게 되었다. 그러나 도시지역 확대에 국민연금제도가 외형상으로는 큰 발전을 이룩하였으나 저부담·고급여 구조로 인한 고질적인 재정불안정, 적용 사각지대 문제, 지역가입자의 소득 하향신고로 인한 세대 내 형평성 문제 등이 존재하고 있다.

1. 적용대상

현행 국민연금법 제6조에 따르면 국내에 거주하는 만 18세 이상 60세 미만의 국민은 국민연금의 당연가입자가 되도록 규정되어 있다. 따라서 특수직역연금수급권자, 기초생활보장대상자, 전업주부, 18~27세 미만으로서 학업 또는 군복무 등으로 소득이 없는 자 등 예외적인 경우를 제외하고는 적용연령구간 내에 있는 모든 국민은 국민연금에 강제 가입되어 있다. 이처럼 국민연금제도가 강제 적용됨에도 불구하고 연령에 의한 의무가입 규정의 경직성을 완화하기 위하여 소득이 없는 기간 동안은 보험료의 납부를 유예시켜 주고 있으며, 추후 소득이 발생하면 납부를 재개하고 본인이 희망할 경우 유예된 보험료를 추납하여 수급요건을 갖출 수 있도록 하고 있다.

가. 가입자 현황

국민연금의 실질적인 적용대상자인 총 가입대상자는 당연적용 연령구간에 속하는 총인구 중 상기에서 언급된 적용제외 대상인구를 제외하여 산정되고 있다. 총 가입자 규모는 1999년 4월 도시지역 확대 직후 1,626만 9천명에서 점진적으로 증가하여 2004년 말 현재 1,707만명에 달하고 있다. 이렇게 총 가입자 수의

<표 1>

국민연금 가입자 현황

(단위 : 천명)

구 분	1999년4월	2000년	2001년	2002년	2003년	2004년
계 (A+B+C)	16,269	16,209	16,278	16,499	17,182	17,070
사업장 (A)	4,993	5,676	5,952	6,288	6,959	7,581
지역 (B)	11,113	10,419	10,180	10,005	9,964	9,413
임의(계속)(C)	163	114	146	206	259	77
납부예외자(%)	5,584(34.7)	4,446(27.6)	4,476(27.5)	4,251(26.1)	4,565(27.0)	4,683(27.6)

주 : 납부예외율은 임의(계속)가입자를 제외한 전체 가입자기준임.

자료 : 국민연금관리공단, 『국민연금통계연보』, 2005.

증가추세는 1999년 도시지역 가입자로 편입되었던 사람들의 일부가 사업장가입자로 전환되었고 2003년부터 시작된 5인 미만 사업장 가입자 확대에 의해 사업장가입자가 증가한 데에서 기인하는 것으로 판단된다.

나. 납부예외 현황

국민연금제도는 적용연령구간 내에 있는 모든 국민을 강제로 가입해야 하나 개개인의 자발적인 의사가 존중되는 민주사회인 관계로 가입대상자의 연금가입은 일차적으로 가입자의 자발적인 신고에 의해 이루어지도록 하고 있다. 결국 국민연금이 지역가입자의 소득활동 여부에 대해 신고주의 방식을 적용한 결과, 상당수의 지역가입자가 실제로 소득활동에 종사함에도 불구하고 소득활동을 하지 않는 것으로 신고되어 지역가입자의 납부예외비율이 높은 편이다. <표 2>에서 보면 2004년 12월 현재 지역가입자 중 납부예외자는 4,683천명으로 지역가입자의 50%를, 전체가입자의 27%를 차지하고 있다. 납부예외자 규모는 1999년 도시지역 확대 이후 절대규모와 전체 가입자 대비 비율이 소폭 증가하는 추세를 보이고 있다. 이렇게 지역가입자 중 납부예외자의 비중이 높다는 것은 이들을 그대로 방치할 경우 현 노령계층뿐만 아니라 미래의 노령계층도 적정가입기간을 충족하지 못하여 연금사각지대에 노출될 가능성이 높다는 것이므로 사각지대 문제는 국민연금이 해결하여야 할 중요한 정책과제라 할 수 있다.

<표 2> 연도별 국민연금 지역가입자 및 납부예외자 규모추이

(단위 : 천명, %)

구 분	1995	1996	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	
계	1,890	2,086	2,129	10,822	10,419	10,180	9,994	9,964	9,413	
납부예외	인 원	239	404	546	5,513	4,446	4,476	4,250	4,565	4,683
	(비율)	(12.7)	(19.4)	(25.6)	(50.9)	(42.7)	(44.0)	(42.5)	(45.8)	(49.7)
	전가입자 대비 비율	3.2	5.2	8.3	33.9	27.4	27.5	25.8	26.6	27.4

자료 : 국민연금관리공단, 『국민연금통계연보』, 2004.

2. 급여

국민연금의 목적은 일차적으로 노령, 장애, 사망이라는 위험의 발생에 대비하여 국민의 소득을 보장하는 것이므로 급여는 국민연금제도에서도 가장 핵심내용 중의 하나라고 할 수 있다. 국민연금 급여는 연금형태인 노령연금, 장애연금, 유족연금과 일시금 형태인 반환일시금, 장애일시금, 사망일시금으로 크게 구분할 수 있다. 국민연금의 노령연금은 10년의 최소가입기간을 갖도록 하여 일정기간의 기본적인 기여를 요구하고 있으며 가입기간에 비례하여 연금을 지급하고 있다.

가. 수급자 현황

<표 3> 연도별 급여종별 급여지급현황

(단위 : 건, 백만원)

급여종별		'89.12	'93.12	'99.12	'01.12	'02.12	'03.12	'04.12		
								누 계	당 월	
총 계	수급자	62,475	1,745,829	7,293,551	8,283,012	8,578,848	8,848,623	9,349,378	1,401,065	
	금 액	6,335	709,190	10,898,597	14,074,889	15,990,144	18,318,593	21,232,607	263,943	
연 금	소계	수급자	1,798	35,620	292,976	795,528	955,667	1,108,415	1,500,194	1,393,534
		금 액	772	60,070	1,326,036	3,551,696	5,204,225	7,222,136	9,791,103	238,572
	노령	수급자	0	10,971	178,626	613,820	738,881	852,350	1,202,939	1,134,524
		금 액	0	6,447	710,843	2,335,841	3,590,571	5,123,910	7,111,359	186,589
	장애	수급자	42	4,012	19,741	32,666	39,667	48,439	58,361	43,676
		금 액	19	9,787	147,336	301,017	404,866	536,787	700,416	14,770
유족	수급자	1,756	20,637	94,609	149,042	177,119	207,626	238,894	215,334	
	금 액	753	43,836	467,857	914,838	1,208,788	1,561,439	1,979,328	37,213	
일 시 금	소계	수급자	60,677	1,710,209	7,000,575	7,487,484	7,623,181	7,740,208	7,849,184	7,531
		금 액	5,563	649,120	9,572,561	10,523,193	10,785,919	11,096,457	11,441,504	25,371
	장애	수급자	27	4,238	13,511	18,150	20,344	23,197	26,806	303
		금 액	35	7,463	42,163	76,248	92,667	114,645	143,942	2,670
	반환	수급자	60,650	1,705,971	6,977,747	7,452,416	7,581,655	7,690,395	7,790,145	6,812
		금 액	5,528	641,657	9,517,358	10,423,223	10,661,908	10,940,140	11,243,333	21,581
	사망	수급자	-	-	9,317	16,918	21,182	26,616	32,233	416
		금 액	-	-	13,040	23,722	31,344	41,672	54,229	1,120

주 : 1) '88.1.1~기준일 현재 누계기준임.

2) 당월 : 수급자이었던 자를 제외한 당월 순수급자 수 및 급여 지급액임.

3) 장애연금(1~3급)+장애일시금(4급)의 누계 지급실적은 92,452명, 954,963백만원임.

자료 : 국민연금관리공단, 『2004년 국민연금주요통계』, 2005.

국민연금제도가 1988년 처음 실시된 이후 1993년 특례노령연금 지급을 시작으로 2004년에는 1999년 도시지역 확대시행 당시 가입하였던 도시지역자 26만 여명이 특례노령연금을 지급받는 등 제도시행 17년째인 2004년 말 현재 수급자가 140만명을 넘어서고 있다.

나. 급여구조 및 조정

국민연금 급여는 기본연금액에 가급연금액을 합산한 액수로 지급되며 급여수준은 전체가입자의 평균소득에 해당하는 사람이 40년간 보험료를 납부한 경우 종전소득의 약 60%수준이 된다. 기본연금액은 개인의 소득수준과는 상관없이 모든 사업장가입자와 지역가입자의 평균소득을 기초로 하여 산출되는 균등부분(A)과 가입자 개인의 가입기간 동안의 평균소득수준에 의하여 산출되는 소득비례부분(B)으로 구성되어 있다. 실제로 지급될 연금액은 기본연금액을 기준으로 하여 연금종류별 해당 지급률에 따라 산출된다.

【 기본연금액 산정방법 】

$$\text{기본연금액} = 1.8(A + B) \times (1 + 0.05n/12)$$

- 1.8 : 가입기간 240개월(20년)일 때의 평균소득가입자의 급여수준 결정(30%)
- A : 연금수급 직전 3년간의 전체 가입자의 평균소득월액의 평균액
- B : 가입자 개인의 가입기간 중 표준소득월액을 현재가치로 재평가한 평균액
- n : 20년 초과 가입 월수
- 0.05 : 가입기간 20년 초과 매 1년에 대한 연금액을 가산하는 비례상수

따라서 연금액 계산은 본인의 가입기간, 3년간 평균소득월액의 평균액, 가입자 개인의 가입기간 중 표준소득월액의 평균액을 연금수급 전년도에 현재가치로 재평가하여 계산되며, 수급개시 후에는 매년 전년도의 전국소비자물가상승률만큼 연금액을 인상하여 지급함으로써 연금액의 실질가치가 보장된다.

3. 재정체계

국민연금의 재정운영방식은 가입자 자신이 부담한 보험료로 기금을 적립하여 이 기금에서 나오는 수익으로 연금급여를 충당하는 적립방식과 현재 노인들의 연금급여를 현재 근로세대가 부담하는 부과방식의 중간형태인 부분적립방식이다. 따라서 순수한 부과방식과는 달리 제도 초기에 적립된 기금으로 창출한 운용수익을 제도 성숙기때의 급여지출비용에 활용함으로써 미래세대의 부담을 완화하고 있다.

가. 연금보험료 수준

국민연금의 보험료 수준은 초기 가입자의 과중한 부담을 덜어주고 제도의 원활한 정착을 도모하기 위해 3%에서 단계적으로 상향조정하여 2004년 말 현재 표준소득월액의 9%이다. 다만, 지역가입자의 경우 1999년 4월 전국민연금을 실시하면서 초기의 연금보험료 부담을 덜어주기 위해 3%에서 시작하여 2005년 7월까지 매년 1%씩 상향조정되도록 설계되었다. 다만, 농어민에 한해 1995년 7월부터 한시적으로 국민연금 최저등급보험료의 1/3을 국고에서 지원하고 있을 뿐이다.

<표 4> 연도별 국민연금 보험료 부담수준

(단위 : %)

구 분		'88~'92	'93~'97	'98~'99.3	'99.4월이후
사 업 장 가 입 자	계	3.0	6.0	9.0	9.0
	근 로 자	1.5	2.0	3.0	4.5
	사 용 자	1.5	2.0	3.0	4.5
	퇴 직 금 전 환 금	-	2.0	3.0	-
사업장 임의계속가입자		3.0	6.0	9.0	9.0
지역·임의 및 기타임의 계속가입자		2000. 6까지	2000. 7 ~ 2005. 6		2005. 7월이후
		3.0	4.0 ~ 8.0		9.0

자료 : 국민연금관리공단, 『국민연금십년사』, 1988.

나. 재정상태

1988년의 제도 도입이후 수지적자, 기금소진 및 그에 따른 미래세대의 높은 보험료부담에 대한 우려가 크게 대두하여 1998년 국민연금제도 개선시 재정안정화 조치를 취하게 되었다. 재정안정화와 관련된 주요 내용으로는 소득대체율을 70%에서 60%로 하향 조정하였고, 연금수급연령을 2013 ~ 2033년에 걸쳐 단계적으로 60세에서 65세로 상향조정하였다. 그러나 이같은 제도 개선에도 불구하고 현행제도를 그대로 유지할 경우 2036년에 당년도 수지적자가 발생하고, 적립기금도 2047년에 소진될 것으로 전망되고 있다. 이러한 국민연금 적립기금의 소진은 인구구조의 고령화 및 제도의 성숙 등으로 총수입(보험료 및 이자수입) 대비 총급여지출의 비율인 총수지율이 급격히 악화되기 때문이다.

<표 5> 현행제도 유지시 국민연금의 장기재정 전망

(단위 : 십억원)

연도	적립기금	수 입			지 출		수지차	적립률	보험요율 (%)	적립기금 (2000년 불변가격)
		총수입	보험료 수입	이자 수입	총지출 ¹⁾	연금급여				
2002	92,798	19,513	13,446	6,067	2,210	2,106	17,303	34.2	9.00	86,547
2010	328,694	50,080	27,739	22,341	11,094	10,921	38,986	26.1	9.00	241,995
2020	908,028	109,073	50,174	58,899	35,010	34,701	74,064	23.8	9.00	497,441
2030	1,581,638	170,648	80,235	90,413	111,103	110,576	59,544	13.7	9.00	644,728
2035	1,715,359	186,032	94,311	91,721	181,177	180,504	4,855	9.4	9.00	603,168
2036	1,702,972	189,069	97,543	91,525	201,456	200,749	-12,387	8.5	9.00	581,372
2040	1,447,808	191,224	111,041	80,184	289,188	288,329	-97,964	5.3	9.00	439,146
2047	-96,159	139,326	139,326	0	473,542	472,333	-334,216	0.5	9.00	-23,715
2050	-	154,610	154,610	0	561,966	560,567	-407,356	-	9.00	-
2060	-	201,822	201,822	0	895,032	892,859	-693,210	-	9.00	-
2070	-	271,210	271,210	0	1,286,469	1,283,095	-1,015,259	-	9.00	-

주 : 1) 총지출은 연금급여와 관리운영비의 합인.

자료 : 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금재정 계산 및 제도 개선 방안』, 2003.6.

국민연금재정 문제와 관련하여 2002년 3월 보건복지부장관의 자문기구로 국민연금발전위원회가 설치되어 국민연금재정계산제도 시행을 위한 기초작업을 추진하였다. 본 위원회는 적정 재정추계기간인 2070년까지 기금이 소진되지 않고 2배의 적립률(당년도 지출 대비 적립기금)을 유지하기 위해 보험료는 인상하고 급여수준은 낮추는 재정안정화 방안을 제시하였다. 정부는 이런 논의결과를 바탕으로 재정안정화 방안에 대한 종합적인 계획을 수립하여 2003년 16대 국회에 법률안을 제출하였으나 사각지대 해소 및 직장·지역간 형평성 제고 등을 이유로 재정안정관련 법안 처리를 회피한 채 2006년 현재 계류 중에 있다. 정부안의 주요 내용은 보험요율을 현행 9%에서 2010년부터 5년마다 1.38%pt씩 2030년에 15.90% 수준까지 인상한 후 2070년까지 유지하고, 소득대체율을 현행 60%에서 2008년에 50%로 인하하되, 2005년부터 2007년까지 55%를 적용해 국민충격을 완화하고자 하였다.¹⁾

<표 6> 국민연금 재정안정화 정부안의 재정 전망

(단위 : 십억원)

연도	적립기금	수입			지출		수지차	적립률	보험 요율 (%)	적립기금 (불변가액)
		총수입	보험료 수입	투자 수익	총지출	연금급여				
2002	92,798	19,513	13,446	6,067	2,210	2,106	17,303	34.2	9.00	86,547
2005	160,467	29,690	19,024	10,666	4,168	4,042	25,522	32.4	9.00	136,958
2010	334,673	54,583	31,992	22,591	10,643	10,470	43,941	27.3	10.38	246,397
2020	1,077,199	142,365	73,254	69,111	32,361	32,053	110,004	29.9	13.14	590,117
2030	2,482,201	280,971	141,748	139,224	97,231	96,704	183,740	23.6	15.90	1,011,828
2040	4,294,137	421,396	196,172	225,225	247,642	246,783	173,755	16.6	15.90	1,302,487
2050	5,673,601	574,287	273,144	301,143	476,148	474,749	98,138	11.7	15.90	1,280,513
2060	5,428,981	624,701	356,552	268,149	755,962	753,789	-131,261	7.4	15.90	911,741
2070	2,288,011	602,691	479,138	123,552	1,084,917	1,081,543	-482,227	2.6	15.90	285,916

자료 : 국민연금발전위원회(2003), 전계서.

1) 당정협의를 거쳐 2003년 10월 국회에 제출된 정부·여당안이 현 노령계층 및 잠재적 사각지대 해소방안에 대한 정치권의 이견으로 인해 지금까지도 국회에 계류되어 있다. 이같은 상황에서 열린우리당 강기정 의원이 대표 발의한 국민연금법 개정안이 국회 상임위를 통과하여 현재 법사위에 계류 중이다. 동 법안에 따른 경우 국민연금 보험요율은 2018년까지 12.9%로 인상되는 반면, 급여율은 50%로 하향 조정될 것이다.

Ⅲ. 선행 연구²⁾

국내에서와는 달리 외국에서는 공적연금제도가 민간저축에 미친 영향에 대한 연구가 이미 수십년 전부터 본격적으로 진행되어왔다. 여기서는 크게 이론 연구와 실증 분석 연구로 대별할 수 있는데, 본 장에서는 공적연금제도가 저축에 미치는 효과와 관련된 이론적인 면에서의 논쟁과 기존 실증분석 연구 결과를 소개하기로 한다.

1. 이론적인 면에서의 논쟁

사회보장제도는 미래의 불확실성에 대비한 세대간 및 세대내의 소득이전이며 이 중에서도 연금가입자에게 연금제도는 노후생활을 위한 저축으로 간주될 수 있다. 적립식 또는 부과식에 관계없이 연금제도의 각출금은 강제저축의 효과를 가지지만, 한편으로 연금가입자의 자발적 저축이 연금제도 도입에 따른 강제저축에 의해 영향을 받느냐의 여부가 연금제도 도입에 따른 민간부문 저축 효과를 분석함에 있어서의 핵심이라 할 수 있다.

연금제도를 적립방식으로 운영하는 경우에는 가입자들로부터 각출금을 징수하여 적립·운용된 기금으로 가입자가 퇴직한 시점부터 사망시점까지 연금을 지급하게 된다. 이 경우 매년 누적되는 적립금만큼 강제저축의 효과가 생겨난다. 연금제도 도입후의 국민저축은 크게 두 가지로 나누어지는데, 하나는 노후생활 목적의 자발적 저축이고 다른 하나는 연금적립금의 순증인 강제저축이다. 연금제도의 도입으로 강제저축이 증가되는 것은 명약관화한 사실이지만 자발적 저축에 미치는 영향은 불분명하다. 즉, 연금제도가 자발적 저축을 증대시키는 보완적 관계가 있는가 혹은 감소시키는 대체적 관계가 있는가에 대해서 오랫동안 논쟁이 지속되어 오고 있다. 만일 연금제도가 자발적 저축을 감소시키는 정도가 강제저축의 증가보다 크다면 총국내저축은 감소하지만 그 반대의 경우에는 총저축이 연금제도 도입 전보다 증가할 것이다. 이하에서는 부과식 연금제도가 민간저축에 미칠 영향에 관한 이론적인 논쟁을 간략히 살펴보기로 한다.

2) 윤석명(1999, 2000)을 중심으로 작성함.

가. 프리드만(Milton Friedman)

1957년 프리드만은 자신의 「항상소득가설」을 설명하는 과정에서 미국의 부과식 연금제도가 민간 저축에 미칠 영향에 대해 다음과 같이 설명하였다. 연금가입자들의 각출금으로 구성된 연금적립금은 적립금 형태로 정부가 보유하고 있기에, 연금제도 도입 이전 민간 부문이 저축했을 동일한 액수의 저축에 비해 유동성이 현격히 떨어진다. 즉, 연금제도가 도입된 이후에 동일한 금액이 강제 저축으로 적립된다 하더라도 연금 가입자의 입장에서 볼 때는 적립된 각출금을 정부가 보유하고 있고 퇴직한 이후에야 연금으로 지급 받을 수 있기에 민간 금융기관에 저축하고 있는 경우에 비해 효용가치가 떨어져 이를 상쇄하기 위해 보충적인 저축을 할 유인이 있다는 것이다.

그러나 다른 한편으로 부과식 연금제도하에서는 연금 가입자들이 예상하는 미래 연금 급여의 현재가치가 적립금을 초과하고 있기 때문에, 연금 가입자 자신들의 미래소득으로부터 대체되는 저축 감소분이 연금 각출금으로부터 조성되는 적립금에 의한 저축 증가분을 능가하게 된다. 이 두 효과의 상대적 크기에 따라 민간부문에 미치는 저축 효과가 결정되기에 연금제도 도입이 민간부문의 저축에 미치는 효과는 실증분석 결과에 의존할 수밖에 없다고 주장하였다.

1995회계연도에 미국 사회보장기금은 \$690억의 흑자를 기록하고 있다. 그러나, 펠트스타인(1996)은 기적립되어 있는 미국 사회보장기금의 규모가 미국 국민연금 가입자가 예상하는 사회보장자산 현재 가치의 5% 미만이고 1995회계연도의 \$690억 흑자가 동 연도 사회보장 각출료의 1/6임을 들어 미국 사회보장제도의 도입이 민간 부문의 저축을 감소시킬 것이라고 주장하였다.

나. 케이건(Philip Cagan)

케이건(1966)은 15,000명 가량의 「소비자보고서(Consumer Reports)」 구독자들을 대상으로 한 1958년부터 1959년까지의 저축 행태에 관한 설문조사(survey)에서 국민연금(private pension)에 가입한 사람들이 미가입자들보다 저축을 많이 하고 있다는 사실을 발견하였다. 이를 케이건은 연금제도의 도입이 연금 가입자들

에게 노후생활에 대한 관심을 불러 일으켜 노후 대비를 위한 저축을 늘린 것으로 해석하였다. 즉, 연금가입자가 연금제도에 가입함으로써 노년의 생활안정에 대한 대비의 필요성을 인식하도록 하여 잠재적인 저축 욕구를 자극시켰다는 것이다. 케이건은 연금제도의 도입이 저축에 대한 교육효과를 유발한다는 측면에서 이러한 현상을 인식효과(recognition effect)라고 명명하였다.

다. 캐토너(George Katona)

캐토너(1965)는 1962년부터 1963년까지 약 2,000가구를 대상으로 한 개인면담(personal interview)에서 연금제도에 가입한 가계가 가입하지 않은 가계에 비해 개인 저축률이 높다는 사실을 발견하였다. 캐토너에 의하면, 사람들은 특정목적에 대한 저축목표가 달성되어질 수 있다고 여겨지면 그 목표를 성취하기 위하여 더욱 저축을 하려는 심리적 경향을 가지고 있다는 것이다. 따라서 연금제도가 가입자들에게 경제적으로 안정적인 노후생활의 필요성에 대한 목표를 일깨워 주었으며 이 목표를 달성하기 위해 저축을 늘리려는 노력을 배가한다는 것이다. 캐토너는 연금제도가 유발하는 이러한 현상을 목표실현효과(goal gradient effect)라고 명명하였다.

라. 펠트스타인(Martin Feldstein)

경제주체들이 일생동안의 소비 현가가 일생동안의 소득 현가와 같다는 예산제약식 가정하에서 효용을 극대화하는 방향으로 매기의 소비와 저축수준을 결정한다는 안도 - 모달리아니의 「일생주기모형(life cycle model)」에서는 경제주체들의 퇴직시점이 사전적으로 고정되어 있다. 그러나 펠트스타인(1974)은 연금제도의 도입이 민간부문의 저축에 미치는 효과를 분석하기 위해 전통적인 「일생주기모형」에서 고정되어 있는 퇴직시점을 내생화한 「확장된 일생주기모형(extended life cycle model)」을 이용하였다. 이 모형은 연금제도 도입 후 연금급여에 대한 기대로 연금가입자들이 조기퇴직할 수 있는 가능성이 열려있다. 연금제도의 도입으로 조기퇴직하는 경우 연금가입자들은 짧아진 근로기간 동안에 연장된 퇴직

기간의 안정적 생활을 위하여 더욱 많은 저축을 할 유인이 발생하는데, 펠트스타인은 이를 퇴직유인효과(induced retirement effect)라고 하였다.

한편, 전통적인 「일생주기모형」은 개인의 소비와 저축행태를 일생동안의 소득 수준에 의거하여 설명하고 있기에 연금제도와 저축의 관계를 분석하기에 적절하다. 동 모형에 따르면, 연금제도가 도입됨으로써 노후의 소득이 일정부분 보장되기 때문에 노후생활을 위한 저축유인이 약화되어 연금가입자의 자발적 저축이 감소할 것이라는 예측이 가능해진다. 연금 수급권의 확보가 퇴직후 생활을 위한 저축을 대체한다는 의미에서 펠트스타인은 이를 자산대체효과(wealth replacement effect)라고 하였다.

전통적인 「일생주기모형」에서는 연금제도를 도입하는 경우 자산대체효과만이 존재하여 저축이 감소할 것으로 예상되나, 펠트스타인이 제시한 「확장된 일생주기모형」에서는 퇴직유인효과와 자산대체효과의 상대적인 크기에 의해 저축에 미치는 효과가 결정된다. 따라서, 연금제도 도입에 따른 저축효과는 실증분석에 의존할 수밖에 없다는 것이 펠트스타인 모형의 시사점이다. 그러나, 펠트스타인은 연금제도가 성숙단계에 접근할수록 자산대체효과가 퇴직유인효과를 압도할 것이기에 1940년부터 연금급여가 시작된 미국의 경우 연금제도의 도입으로 민간부문의 저축이 감소하고 있을 것이라 주장하고 있다.

마. 배로(Robert Barro)

「확장된 일생주기모형」을 이용하여 연금제도의 도입이 민간부문에 미칠 영향에 대하여 분석한 펠트스타인과는 대조적으로, 배로(1974)는 중복세대모형(overlapping generational model)에 후손들의 복리후생을 고려하는 부모들의 유산상속 동기를 도입함으로써 펠트스타인의 주장과는 정반대의 결론을 유도하였다. 즉, 부과방식에 의해 운영되는 미국 국민연금제도의 경우 성숙단계 이전의 연금 수급세대들은 본인들이 기여한 액수 이상의 연금 급여를 지급받고 있는데, 이는 현 근로세대들의 연금각출금(미국의 경우 사회보장세)으로 충당된다. 따라서 부과식 국민연금제도는 현재 근로세대와 미래 세대로부터 현 연금수급권자에게로 부를 이 전시키는 기능을 하고 있다.

자기 후손들의 안녕을 생각하는 부모들은 부과식 연금제도의 도입으로 후손들의 부가 자기에게로 이전되는 것만큼 후손들에게 유산(bequest)의 형식으로 되돌려 주려 할 것이며 이를 위해 저축을 증가시킬 것이라는 것이 배로 주장의 핵심이다. 이와함께, 공적연금제도가 연금제도 도입이전 사적으로 가족 내에서 이루어지던 사회보장기능을 대체할 것이기 때문에 경제 전체적인 저축에는 전혀 영향을 미치지 않을 것이라는 설명도 배로는 덧붙이고 있다.

그러나 배로의 주장이 타당성을 갖기 위해서는 첫째, 모든 사람들이 자녀를 출산해야 하며, 둘째, 모든 부모들이 자녀들을 위해 이타적인 생각을 갖고 있어야 하며, 셋째, 유산을 남기기 위한 목적의 저축이 많아야 한다는 것이다. 그러나, 미국의 경우 유산 동기의 저축이 매우 적음을 들어 배로 주장을 반박하는 경우를 많이 볼 수 있다.

2. 실증 연구

가. 국내 연구

기존의 국민연금의 민간저축에의 실증 효과를 연구한 외국 문헌을 보면 크게 횡단면 분석, 시계열 분석과 패널 분석 세 가지로 구분할 수 있지만 연금제도가 저축에 미치는 영향을 분석한 국내 연구는 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, 非연금자산의 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 과

장되었을 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.

국내 연구 중 우리나라에 대한 연구로는 패널 분석을 이용한 것이 대부분이다. 이에 대한 것으로는 임경목·문형표(2003), 강성호·임병인(2005)이 있다. 임경목·문형표(2003)는 대우패널데이터를 이용한 미시적 분석에서 지역연금가입자(교사 및 공무원)와 국민연금가입자를 구별하여 살펴보았는데, 국민연금자산의 구축효과는 아직 나타나지 않았지만 국민연금제도의 성숙화에 따라 국민연금의 가계저축 구축 정도는 점차 커질 것으로 예측하고 있다. 한편 강성호·임병인(2005)은 도시가계조사(1998~2002)를 이용하여 전체 가구뿐만 아니라 가구의 소득별·직업별 특성에 따른 공적연금의 민간저축 구축효과 차이를 살펴본 바, 소득(흑자가구) 및 직업(공무원)의 안정성이 사적 저축 구축 정도에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

또한, 시계열 기법을 이용하여 분석한 대표적인 연구로는 임경목·문형표(2003, p.245)를 들 수 있는데, 동 논문은 연금자산의 민간저축에 대한 구축 정도를 엄밀하게 측정하는 데 있기보다는 거시자료에서 대체관계를 정성적으로 판단하는데 목적을 두고 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 추정한 후에 국민연금제도가 민간저축에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

나. 해외 연구

공적연금제도가 민간저축에 미치는 영향에 대한 실증 연구는 이미 오래전부터 본격적으로 진행되어 왔다. 실증분석 연구는 다시 시계열 분석, 횡단면 분석, 패널 분석으로 구분할 수 있다. 실증 연구는 물론 이론연구에서조차도 일치된 결론은 도출되지 않고 있으며 혼합된 결과를 보여주고 있다.

연금제도의 도입이 저축에 미치는 효과를 분석하는 연구들의 대부분은 저축함수가 아닌 소비함수를 추정함으로써 저축에 미치는 효과를 간접적으로 파악하고 있다. 저축효과를 분석하기 위해 저축함수대신 소비함수를 사용하는 이유는 민간 저축으로 인정하는 범위에 관한 이견이 심하기 때문이다. 이 경우 가처분소득 중 소비하고 남은 부분을 저축으로 간주하면 소비함수를 추정함으로써 연금제도가 저축에 미치는 효과를 간접적으로 유추할 수 있게 된다.

시계열 자료를 이용한 대표적인 연구이자 미국의 연금제도가 민간저축에 미치는 영향에 관한 최초의 연구는 Feldstein(1974)이다. 그는 안도 - 모딜리아니의 “일생주기가설(Life Cycle Model)”에서 근로자의 퇴직시점을 내생화한 “확장된 일생주기모형(Extended Life Cycle Model)”을 이용하여 1929 ~ 1971년(제2차 세계대전기간은 제외)의 시계열 자료를 이용하여 부과방식(Pay-as-you-go)으로 운영되고 있는 미국의 사회보장제도(OASDHI & SMI)가 민간부문 저축에 미치는 효과를 분석하였다.

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 YD_t + \alpha_2 YD_{t-1} + \alpha_3 W_t + \alpha_4 SSW_t (+ \text{추가변수})$$

단, C_t : t 기의 소비지출

YD_t : t 기의 개인의 가처분 소득

YD_{t-1} : $t-1$ 기의 가처분 소득의 시차변수

W_t : t 기의 가계순부

SSW_t : t 기의 사회보장부

상기모형을 이용하여 펠트스타인은 $\alpha_4 = 0.021$ (표준오차 = 0.006)인 추정치를

연계 되고 사회보장제도가 도입됨으로써 미국 민간 부문의 잠재적 저축이 30 ~ 50% 감소했다는 결론을 유도하였다.

이후 Feldstein 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 제반 문제점을 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 후생 수준이 하락할 것이라는 논리로 연결되어 부과방식에 의해 운영되는 미국 사회보장제도의 근본적인 개혁 필요성을 입증하는 실증분석 자료로 인용되고 있다. 지금까지 진행된 주요 실증분석 결과를 소개하면 다음과 같다.

1) 시계열 분석(Time-series evidence)

연 도	연 구 자	종 속 변 수	분 석 기 간	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

2) 횡단면 분석(Cross-sectional evidence)

연 도	연 구 자	민간저축에 미치는 효과
1979	Kotlikoff	부정적이라 할 수 없음
1979	Feldstein & Pellechio	부정적
1983	Blinder, Gordon and Wise	판단 불능
1984	Diamond and Hausman	부정적
1986	Hubbard	부정적
1987	Bernheim	부정적
1989	Novos	부정적
1993	Gullason, Kolluri, and Panik	긍정적
1997	Gale	부정적

3) 국제간 횡단면 분석(International Cross-sectional evidence)

연 도	연 구 자	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	판단 불능
1987	Graham	판단 불능
1995	Edwards	부정적

4) 패널 분석(Panel evidence)³⁾

Jappelli(1995)는 Italian Survey of Household Income and Wealth의 1989~1991년 자료를 이용하여 분석하였으며, 공적연금자산과 비연금자산 간에 10~20%의 대체효과가 있는 것으로 조사되었다. Attanasio and Brugiavini(2003)는 이탈리아의 1992년 연금개혁 효과를 분석하였는데, 공적연금자산 규모를 축소시키는 연금개혁으로 저축률이 증가하는 것으로 조사되었다. 또한 유동성제약을 가장 적게 받는 중년층 가계에서 대체효과가 큰 것으로 분석되었다. Bottazzi 외(2006)는 이탈리아의 1989~2002년 자료를 이용하여 분석했는데, 대체효과 크기가 연금자산에 대한 정보 차이에 영향을 받는 것으로 조사되었다. 즉 미래의 연금자산에 대해 잘 알고 있는 개인에서 잘 모르는 개인에서보다 대체효과가 훨씬 높은 것으로 분석되었다.

Alessie 외(1997)는 Dutch Socio-Economic Panel을 이용하여 분석하였으며, 공적연금의 대체효과가 1보다 큰 반면 기업연금에서는 대체효과가 없는 것으로 조사되었다. 네덜란드의 CenER Saving Survey를 이용하여 분석한 Euwals(2000)에서는 고소득층에서만 대체효과가 있는 것으로 조사되었다. Attanasio and Rohwedder(2003)의 연구에서는 영국의 공적연금제도(State Earnings-Related Pension Scheme)가 특히 고령자 집단에서 민간저축을 큰 폭으로 위축시키는 것으로 조사되었다.

IV. 국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정

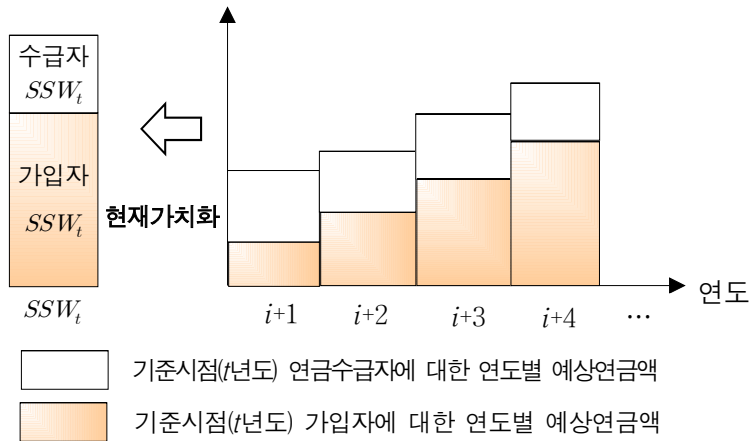
1. 국민연금 사회보장자산(SSW)

본 연구의 핵심 중의 하나는 국내에서 간헐적으로 시도되었던 국민연금의 사회보장자산(SSW)을 보다 객관적인 방법론을 동원하여 계산하는 것이다. 본 연구에

3) 패널관련 선행연구 부분은 김상호(2007)를 참고하였음. 지정 토론자의 지적에 따라 패널관련 선행연구를 상세히 수록하였음.

서는 공적연금제도의 연금자산, 즉 사회보장자산 계산 시 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 자산(wealth)을 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.

<그림 1> 국민연금 사회보장자산(SSW) 개념도



$$\Rightarrow SSW_t = \{t\text{년도 연금수급자에 대한 예상연금액 현가}\} + \{t\text{년도 가입자에 대한 예상연금액 현가}\}$$

2. 추정방법

국민연금의 사회보장자산 추정은 기준시점에서의 연금수급자와 가입자별로 다음과 같은 방법으로 산정되며, 가입자와 수급자는 연령별(a) · 연도별(t) · 성별(g)로 구분하여 계산된다.

<그림 2> 국민연금 사회보장자산 추정방법

기준시점	추정방법
연금수급자	⇒ <ul style="list-style-type: none"> · 물가상승률, 사망률 등을 반영하여 계속연금액 산정 · 할인율을 적용하여 현재화
가입자	⇒ <ul style="list-style-type: none"> · 기준시점까지의 기여분에 대하여 임금상승률, 급여대체율 등을 반영하여 수급개시연령의 신규연금액 산정 · 물가상승률, 사망률 등을 반영하여 예상연금액 산정 · 할인율을 적용하여 현재화

먼저 현재 가입자의 경우는 현재시점(t)에서 시물레이션의 최종시점(2082년)⁴⁾까지 현재 가입자가 미래의 i 년도에 평균퇴직연령⁵⁾에 도달하여 신규로 노령연금수급자가 되는 경우 사망시점까지 수급하게 될 매년도 연금급여액(1인당 평균 연금급여 대체율×평균임금)을 현재가치로 환산하여 합산한다.

4) 2005년 현재 국민연금 최소가입연령인 18세 가입자가 평균은퇴연령에 도달하여 연금수급을 시작하여 사망으로 인한 수급종료(95세)까지를 고려한 최대산정기간임.

5) 여기에서의 평균퇴직연령은 국민연금의 수급개시연령을 의미함. 현재 60세인 수급개시연령이 1998년 법개정으로 인해 2013년부터 5년마다 1세씩 연장되어 2033년 이후 65세가 되는 것을 반영하였음.

$$\begin{aligned} \text{“A부분”} \\ \circ \text{SSW_NC_OLD}(t,g) = \sum_{i=t+1}^{t_{\text{endyear}}} \frac{\text{APV_NP}(i,g) * \text{AW_EC_N}(i,g)}{\prod_{j=t+1}^i [1 + R_NOM\%(j)]} \times \quad (1) \\ \frac{\text{ARA_NP}(t,g) - a_{\text{work}} - (i-t-1)}{\text{ARA_NP}(t,g) - a_{\text{work}}} \times \text{TNP}(i,g) \\ \text{“B부분”} \qquad \qquad \qquad \text{“C부분”} \end{aligned}$$

- $\text{APV_NP}(i,g)$: i 년도 신규 노령연금 수급자의 1인당 평균 급여대체율
- $\text{AW_EC_N}(i,g)$: i 년도 가입자의 명목임금 평균
- $\text{ARA_NP}(t,g)$: t 년도 신규 노령연금 수급자의 평균 퇴직연령
- a_{work} : 국민연금 가입 개시 연령
- $\text{TNP}(i,g)$: i 년도 신규 노령연금 수급자 수
- $R_NOM\%(j)$: j 년도 명목이자율(할인율)

식(1)에서 A부분은 i 년도 신규 연금수급자의 1인당 평균 연금급여액을 현재가치로 환산한 것이고, C부분은 i 년도에 발생하는 신규 연금 수급자 수를 의미한다. B부분은 i 년도 신규 수급자의 기여분 중 t 년도까지 기여분의 비율로서 t 년도 이후의 기여분은 고려하지 않는다. 한편, i 년도 신규 노령연금 수급자의 1인당 평균 급여 대체율은 다음과 같이 계산된다.

$$\circ \text{APV_NP}(i,g) = \frac{r_old\%(a,i,g) * \text{AF_O}(a,i,g) * \text{NP}(a,i,g)}{\text{TNP}(i,g)} \quad (2)$$

- $r_old\%(a,i,g)$: 경제 전체 평균임금 기준 신규 노령연금 수급자의 급여대체율
- $\text{AF_O}(a,i,g)$: 노령연금 수급자의 annuity factor⁶⁾

6) 식(2)에서 $\text{AF_O}(a,i,g)$ 는 가입자가 사망할 때까지 일정한 indexation rule과 할인율로써

· $NP(a, i, g)$: 신규 노령연금 수급자 수

$$\circ AF_O(a, i, g) = \sum_{k=0}^{100-a} VALUE_O_{1+k}(a, i, g) \quad (3)$$

· $VALUE_O_1(a, i, g) = 1$ (즉, 최초연금은 1원)

$$\circ VALUE_O_{1+k}(a, i, g) = VALUE_O_k(a, i, g) \times \frac{INCR(i+k)}{(1+R_NOM\%(i+k))} \quad (4)$$

$$\times [1 - m\%(a+k-1, i+k-1, g)]$$

· $INCR(i+k)$: 연금액 상등연동지수로서 본 분석에서는 물가연동지수

· $m\%(a, i, g)$: 사망확률

연금수급자의 경우에는 현재 수급하고 있는 연금액에 물가와 사망률 등을 반영하여 사망시점까지 수급하게 될 급여액을 현재화하여 합산하여 산정한다.

$$\circ SSW_EP(t, g) = \sum_a P_AV_O(a, t, g) \times AF_O(a, t, g) \times EP(a, t, g) \quad (5)$$

· $P_AV_O(a, t, g)$: 현재 연금수급자의 급여액

· $EP(a, t, g)$: 현재시점의 연금수급자수

따라서 가입자에 해당하는 부문(SSW_NC_OLD)과 현재 수급자 부문(SSW_EP)의 합계로 기준시점에서의 국민연금 사회보장자산을 추정할 수 있다.

본 연구에서는 이미 언급한 것처럼 세계은행의 연금추계모형을 이용하여 *Accrued-to-date wealth* 개념에 입각한 1998년부터 2005년 상반기까지의 국민연금제도 사회보장자산, 즉 국민연금자산을 계산하였다. 구체적으로 본 연구에서는 다음 두 가지 개념의 국민연금자산을 계산하였다. 첫째, 가입자와 수급자의 연금보험료

매년 1원의 연금지급이 약속되는 경우에 현재가치 기준으로 이처럼 약속된 지급액이 얼마인지를 나타내는 지표임.

기여액을 무시한 총사회보장자산, 즉 총국민연금자산(SSW1)을 계산하였다. 둘째, 총사회보장자산에서 가입자 및 수급자의 기여액을 차감한 순국민연금자산(SSW2)을 계산하였다.

얼핏 보기에는 사회보장자산개념으로 총국민연금자산개념보다는 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 생애주기시설이 사용되나, 이 경우 가처분소득이 사회보장자산과 함께 설명변수로 포함되기 때문이다. 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 일반적이라는 판단 하에 본 연구에서도 총사회보장자산(SSW1)과 순사회보장자산(SSW2) 모두를 계산하였다.

한편, 1988년부터 2005년 상반기까지의 사회보장자산을 산정하기 위해서 필요한 입력자료, 즉 가입자수·수급자수 등 제도 내의 인구구조, 보험료수입·급여지출 등의 재정구조, 경제변수 등은 실적치를 주로 사용하였다. 반면에 예상연금액 산출에 필요한 물가상승률, 임금상승률 등의 경제변수와 사망률 등의 경우에는 가정치를 사용하였으며, 구체적인 수치는 다음과 같다.

<표 7> 경제변수 가정

(단위 : %)

구 분	2005~2010	2011~2020	2021~2030	2031~2050	2051년 이후 ¹⁾
명목임금상승률(실질)	6.5 (3.5)	6.0 (3.0)	5.5 (2.5)	5.0 (2.0)	4.5 (1.5)
명목기금투자수익률(실질)	7.5 (4.5)	7.0 (4.0)	6.0 (3.0)	5.5 (2.5)	5.0 (2.0)
물가상승률	3.0				

주 : 1) 2070년 이후는 2070년과 동일함.

자료 : 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금재정 계산 및 제도 개선 방안』, 2003. 6.

<표 8> 평균수명 가정

(단위 : 세)

연 도	평 균 수 명	
	남 자	여 자
2000	72.06	79.50
2010	75.50	82.22
2020	77.54	84.08
2030	78.38	84.83
2040	79.21	85.54
2050	79.95	86.24
2060	80.45	86.74
2070	80.95	87.14
2080 ¹⁾	81.45	87.34

주 : 1) 2070년 이후는 이삼식 외(2001)

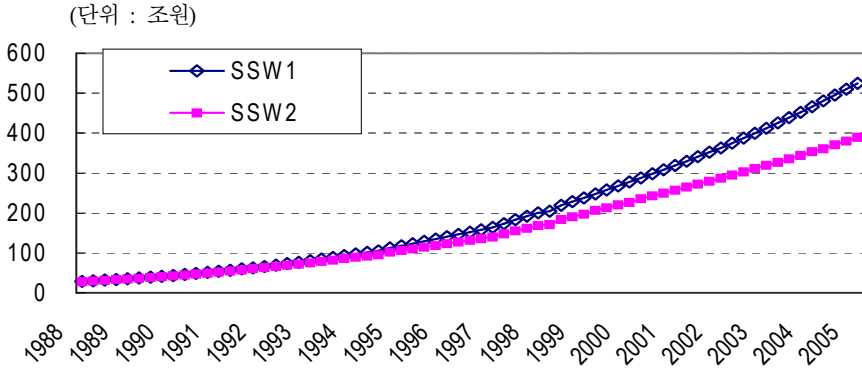
자료 : 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금재정 계산 및 제도 개선 방안』, 2003. 6.

3. 추정 결과

1988년부터 2005년까지 국민연금 총사회보장자산(SSW1) 계산결과를 살펴보면, 1988년 국민연금제도 도입이후 1998년말 소득대체율을 10% pt(70% → 60%) 하향 조정하는 재정안정화 조치를 취하였음에도 불구하고, 점진적인 제도 확대 과정을 거쳐 전국민연금시대(물론 460여만명의 제도 적용의 사각지대는 존재)가 도래함에 따라 국민연금자산규모(명목)가 급격하게 증가하여 2005년 현재 약 520조(GDP 대비 50%)에 달하는 것으로 추정되고 있다.

순사회보장자산(SSW2)의 경우 총사회보장자산(SSW1)에서 가입자 및 수급자의 기여분과 함께 이에 대한 투자수익을 차감하여 산정한다. 가입자의 기여분을 제외할 경우에도 현행 국민연금제도의 “저부담·고급여” 속성으로 인해 순사회보장자산 역시 총사회보장자산과 마찬가지로 급격하게 증가하고 있다. 2005년 현재 총사회보장자산에서 약 150조 기여분을 제외한 370조(GDP 대비 40%)가 순사회보장자산으로 추정되고 있다.

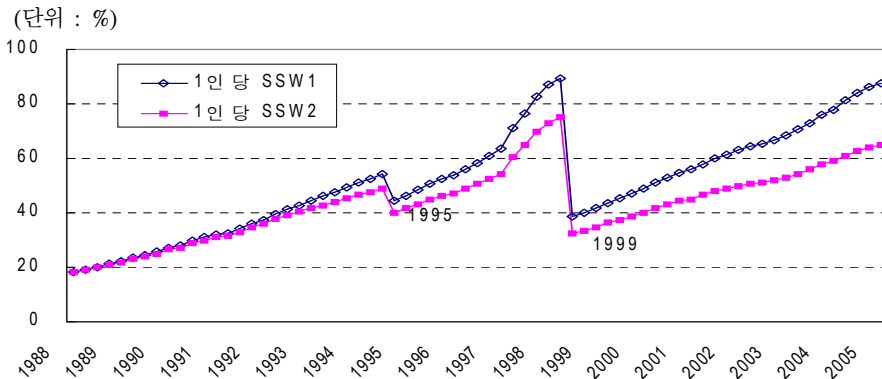
<그림 3> 국민연금 사회보장자산



한편, 가입자 1인당 사회보장자산의 경우 제도도입 이후 최근까지 증가추세를 보이고 있으나, 1995년의 농어촌지역 확대 및 1999년의 도시지역 확대에 기인한 제도 변화, 즉 외적인 충격으로 인해 1인당 사회보장자산액에 있어 상당한 변화를 초래하고 있다.

1988년 10인 이상 사업장을 가입대상으로 하여 출발한 국민연금제도는 1994년까지 사회보장자산이 점진적으로 증가하다가 1995년 농어촌지역 가입확대로 가입자수가 전년도 대비 약 38% pt 증가함에 따른 제도변화 충격, 즉 가입기간이 단기간인 가입자들의 급증으로 인해 1인당 사회보장자산규모가 일시적으로 감

<그림 4> 1인당 국민연금 사회보장자산



소하였다. 한편, 1999년 4월 국민연금제도가 도시지역 자영자에게도 확대적용(전년도 대비 약 1.3배로 대폭 증가)됨에 따라 '95년의 경우와 동일한 맥락에서 1인당 사회보장자산규모가 큰 폭으로 감소되었다. 그러나 1999년 이후에는 명목상 국민연금제도가 전국민에게 확대 적용된 관계로 향후에는 점진적인 증가세를 유지할 것으로 추정되고 있다.

V. 국민연금의 민간저축에의 효과 분석

1. 모형 설정 및 데이터 설명

통상, 공적 또는 사적 연금제도의 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.

공적 연금제도가 민간저축에 미치는 효과를 분석하는 연구에서 가장 보편적으로 사용되는 기본 모형으로는 Ando-Modigliani의 생애소득가설(Lifetime Hypothesis)을 확장한 모형을 들 수 있다. 연금제도가 제도 속성장 장기간에 걸쳐 과급효과가 나타나는 장기보험인 관계로 일생에 걸친 소비저축 행태를 보여주는 생애소득가설이 설득력 있는 모형으로 활용되고 있는 것이다. 미국 사회보장제도가 민간부문의 저축에 미치는 효과에 대한 분석을 최초로 시도한 연구(Feldstein, 1974)에서 동 가설이 최초로 사용되었다. 설명변수 속성장 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, 추정기간 동안 IMF 경제위기가 있었던 점을 감안하여 IMF 더미변수를 명시적으로 고려하였다.

$$C_t = \alpha_1 + \alpha_2 YD_t + \alpha_3 YD_{t-1} + \alpha_4 W_t + \alpha_5 SSW_t + \alpha_6 IMFUM_t$$

C: 1인당 소비지출=민간소비지출/인구수

YD: 1인당 가처분 소득=국민총처분가능소득/인구수

W: 1인당 가계자산=가계자산/인구수

SSW: 사회보장자산=총부채(SSW1, SSW2)/가입자수⁷⁾

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 인구수의 월별 인구수로의 전환 방법은 $r=2004.12/2003.12$ 라고 하면, $2004.1=2003.12*r^{(1/12)}$, $2004.2=2003.12*r^{(2/12)}$, ..., $2004.11=2003.12*r^{(11/12)}$ 을 이용하였는데, 이는 통계청에서 사용하는 방법이다. 통계청에서는 인구를 매년 7월을 기준으로 추정하였으므로 이에 맞게 조정하였다. IMFUM(=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 비영리단체로 구성되어 있으나 이 중 가계가 절대규모를 차지⁸⁾하므로 많은 연구들에서 가계금융자산의 대용변수로

7) 지정 토론회 1인이 가입자 대신 여타 변수와 마찬가지로 인구로 나누어 일인당 SSW로 사용할 것을 제안하였다. 우리나라의 경우 미국 등과 달리 국민연금제도 적용의 사각지대(2006년말 현재 490만여명)가 광범위하게 존재한다는 측면에서, 인구수로 SSW를 나눌 경우 또다른 문제가 발생할 수 있다는 판단 하에 지정토론회자의 지적에도 불구하고 가입자수로 나눈 값을 사용하였음을 밝힌다.

8) 자금순환표 작성에 있어 개인부문은 실제 조사하는 것이 아니고 정부, 기업, 금융을 먼저 조사한 후 잔여로 처리되므로 가계금융자산이 개인부문 금융자산에서 어느 정도 차지하는지

개인부문 금융자산이 사용되고 있다.

다음으로, 주택자산은 이항용(2004)과 Kim and Lee(2005)에서 사용한 방법을 준용하였다. 즉, 통계청의 1997년 국부조사통계에 발표된 순주택자산⁹⁾의 가치를 같은 시점에서의 우리나라의 총 주택호수로 나누어 당해연도의 주택단가를 구하고, 국민은행의 주택매매가격지수를 이용하여 주택단가의 시계열을 계산하였다. 이에 건설교통부의 주택보유수¹⁰⁾ 시계열을 곱하여 명목주택자산의 시계열을 구하였다. 이어서 명목주택자산으로부터 한국은행의 주택자금 대출금을 차감하여 주택의 순자산가치(net worth)를 계산하였다.¹¹⁾ 마지막으로 토지자산은 한국토지공사의 지가지수 기준 100 시점인 2002년 4/4분기의 건설교통부 발표 전국 공시지가 합산액에 한국토지공사의 분기별 지가변동률을 적용하여 분기별 전국 공시지가 합산액을 추정하였다.¹²⁾ 이들 세 개의 자산을 합산하여 가계자산을 추정하였다.

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

구체적인 비율을 구할 수는 없다. 그렇지만 우회적으로 한국은행의 가계신용총계에서 자금순환표상의 개인부문 금융부채에서 차지하는 비중이 2005년 1/4분기 현재 85.4%를 차지하는 것으로 보아 대략 이 정도의 비중을 차지할 것으로 추측할 수 있다. 이러한 잠정적인 추정 방법은 한국은행 담당자의 조언에 기초한다.

- 9) 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.
- 10) 2000년 이후의 주택수(다가구주택은 1호로 산정)는 2000년도를 기준으로 매년도의 사용검사 주택수(+)와 멸실 주택수(-)를 시·도로부터 제출받아 산정하고 있다. 주택보유수는 연도별 통계만 있어 이를 interpolation하여 분기별 통계로 전환하였다.
- 11) 김경환(2003)은 전국의 가계소비를 분석하면서 1988년 4/4분기~2003년 2/4분기중 서울지역의 아파트시가총액을 주택자산의 대용변수로 사용하였다.
- 12) 동 방법은 한국토지공사 통계담당자의 권고사항이기도 하다. 이 외에도 건설교통부의 연도별 전국 공시지가 합산액 자료를 분기별로 전환하여 이용할 수도 있겠으나 동 자료는 1991년부터 존재하기에 본 연구에서 사용하지 않았다.

2. 실증분석 결과

가. OLS 추정

먼저 SSW1 및 SSW2 각각에 대해 OLS 방법을 사용하여 추정된 결과가 <표 9>에 제시되어 있다. 먼저 SSW1의 경우 종속변수인 소비에 대한 SSW1의 탄력성은 유의적이고 -0.0480으로 나타나 사회보장자산이 늘면 소비가 감소하고 저축이 늘어갈 것을 시사해 주고 있다. 한편 SSW2의 경우 소비에 대한 SSW2의 탄력성도 유의적으로 나타났고 크기는 -0.0466으로서 SSW2가 1% 증가하면 소비는 4.7% 감소하는 것으로 나타나 SSW2가 저축에 대해 양의 관계를 가짐을 시사해 주고 있다.

<표 9> OLS 추정 결과

모 형	독립변수	계 수	t-값	p-값	Adjusted R-squared
C-YD-W-SSW1	C	2.2673	2.5986	0.0118	0.9898
	YD	1.0411	7.2454	0.0000	
	YD(-1)	-0.2033	-1.4829	0.1434	
	W	0.0199	0.5600	0.5775	
	SSW1	-0.0480	-2.4187	0.0187	
	IMFDUM	-0.0401	-3.2038	0.0022	
C-YD-W-SSW2	C	2.4719	3.1218	0.0028	0.9897
	YD	1.0398	7.1145	0.0000	
	YD(-1)	-0.2055	-1.4804	0.1441	
	W	0.0109	0.3323	0.7408	
	SSW2	-0.0474	-2.4209	0.0186	
	IMFDUM	-0.0417	-3.3717	0.0013	

시계열 자료를 이용한 추정과 검정에서의 기본적인 전제는 분석에 사용되는 변수가 안정적이어야 한다는 것이다. 만일 자료의 안정성이 담보되지 않은 상황에서 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 실제로는 변수들간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 의미 있는 연관관계가 있는 것처럼 보이는 가성회

귀(spurious regression) 문제가 발생한다.¹³⁾ 그리고 소비나 가처분 소득 등이 수준에서 안정적이지 않다는 것은 알려진 사실이다. 그렇지만 후술하는 바와 같이 변수들간에 공적분이 존재한다면 수준에서 OLS를 사용하더라도 가성회귀가 발생하지 않는다는 것 또한 잘 알려진 사실이다.

각각의 변수가 안정적인 변수(stationary variable)인지를 단위근 검정법을 이용하여 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 추정할 수 있다.

나. 단위근 검정

<표 10> Phillips-Perron 단위근 검정

변 수	시 차	상수항만 포함 시		상수항과 시간추세항 포함 시	
		검정통계량	임계치(5%)	검정통계량	임계치(5%)
C	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
△C	3	-5.93	-2.90	-	-
△YD	3	-6.38	-2.90	-	-
△W	3	-5.19	-2.90	-	-
△SSW1	3	-8.28	-2.90	-	-
△SSW2	3	-8.51	-2.90	-	-

주 : △는 1차 차분이며, 임계치는 McKinnon(1996)임.

13) 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.

먼저 시계열 변수들의 안정성 여부를 알아보기 위해 Phillips-Perron(1988) 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정 결과는 <표 10>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.

다. 공적분 검정

모든 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 나타났으므로 변수들 간에 공적분 관계가 있는지를 검토한다. 공적분 검정 방법에는 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 k개를 가정한 VAR 모형은 다음과 같다.

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

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

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

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 필요

하다. Monte Carlo 분석을 통하여 Bessler and Binkley(1982)와 Geweke and Meese (1980)는 Schwarz Information Criterion(SIC)이 다른 시차수 결정방법에 비해 우월하다는 것을 보여주고 있다. 그들의 연구결과에 기초하여 우리는 SIC를 사용하였으며, 비제약 VAR 추정에서 최대 차수는 5로 하였다. <표 11>은 시차수를 달리하여 얻어진 SC값들을 제시해 주고 있다.

<표 11> 최적 시차 결정을 위한 SC값

모 형	SC값			
	시차수 2	시차수 3	시차수 4	시차수 5
C-YD-W-SSW1	-18.72	-18.03	-17.52	-17.38
C-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 12>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

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

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

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

여기서 H_r : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세 모형,

H_r^* : 최대 r 개의 공적분 벡터와 선형추세가 없는 모형,

대립가설 $H_b = H_b^*$: 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 결론내릴 수 있다.

<표 12> 공적분 Trace 검정 결과

모 형	귀무가설	T^*	$C^*(5\%)$	T	$C(5\%)$
C-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
C-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 12>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.

<표 13> 사회보장자산(SSW)의 민간소비 장단기탄력성 추정

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

주 : () 안은 t-값.

C-YD-W-SSW1과 C-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, C-YD-W-SSW1과 C-YD-W-SSW2 간에 안정적인 선형관계가 성립한다.

변수들간에 공적분 관계가 존재함으로 오차수정모형(VECM; Vector Error Correction Model)을 이용하여 탄력성을 추정한 결과가 <표 13>에 나타나 있다. 논의의 초점을 SSW에만 맞추기 위하여 이에 대한 수치와 오차수정항(ECT) 계수만 제시하였다.¹⁴⁾

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 도입이후 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 안

14) 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 interpolation하고, 그 이전 기간에 대해서만 본문에서 제시한 방법으로 추산하면 이러한 문제를 극복할 수 있으리라 기대한다.

정적으로 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 경제 전체로 볼 때 민간부문의 저축감소효과가 상당한 수준에 달할 수 있을 것으로 예상되기 때문일 것으로 판단된다.

라. 그랜저 인과관계 검정

그랜저 인과관계 검정의 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 미치는 영향은 물론 오차수정항의 변화가 독립변수에 미치는 영향도 찾아낼 수 있다. 추정된 오차수정항의 계수는 장기균형관계에서의 이탈이 단기에 어느 정도 종속변수에 영향을 주어 장기 균형관계로 조정되도록 하는지를 말하는 조정계수로 간주된다.

식(2)의 C-YD-W-SSW간 오차수정모형을 SSW와 C 각각의 변수별로 풀어쓰면 다음과 같다.

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

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

여기서 C는 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 오차수정모형에서는 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, $H_0 : \delta_{r,di} = 0, \forall i$ 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 종속 변수에 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 단기 조정계수이다. 셋째, 독립변수의 차분항과 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 영과 다르지 않은가, 즉 $H_0 : \beta_{1i} = 0 \text{ and } \delta_{r,di} = 0 \forall i$ 를 검정한다. 이 경우가 일반적으로 말해지는 (강) 그랜저 인과관계 검정이다. 모든 계수의 유의성 검정은 F 검정을 사용한다.

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

<표 14> C-SSW 간의 그랜저 인과 관계 검정 결과

귀무가설	검정통계량				
	ΔSSW	ΔC	ECT	$\Delta SSW \ \& \ ECT$	$\Delta C \ \& \ ECT$
$C \Rightarrow SSW1$	-	0.001	7.42**	-	4.19**
$SSW1 \Rightarrow C$	0.001	-	7.17**	4.06**	-
$C \Rightarrow SSW2$	-	0.000	7.32**	-	4.14**
$SSW2 \Rightarrow C$	0.000	-	7.23**	4.10**	-

주 : 1) \Rightarrow : 그랜저 인과하지 않음을 의미함.

2) ** : 신뢰도 5% 수준에서 유의함.

C-SSW 모형의 그랜저 인과 관계 검정 결과가 <표 14>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 일맥상통하는 것이다.

한편, 독립변수의 차분항과 오차수정항의 계수가 모두(jointly) 영과 다르지 않은가라는 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 Exogenous) 검정]으로 나타났다.

VI. 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 도입 초기단계인 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.¹⁵⁾ 그러나 국민연

15) 단기 탄력성이 음의 부호를 나타내며, 이의 원인을 가입자들의 제도불신에 따른 추가적인 저축에 기인하는 것으로 해석한 것에 대해 지정 토론자 1인이 다음과 같은 반론을 제기하였다. “국민연금에 대한 불신 문제가 대두된 것은 최근의 일인 관계로 본 논문의 분석대상이 1988년부터의 통계라는 점을 감안할 때는 타당하지 않다”는 지적이 바로 그것이다. 이같은 지적에 대해 본 논문의 저자들은 다음과 같은 이유로 인해 지금까지도 저자의 추론이 타당할 것으로 판단하고 있다. 본문에 적시된 국민연금제도에 대한 불신이 의미하는 바는 다음 아닌 공적연금제도 도입 초기단계에서 공적연금에 대한 이해 부족에 기인하는 불신이다. 이같은 불신은 어제 오늘의 일이 아니며, 국민연금 수급자가 본격적으로 발생함으로써 국민연금에 대한 학습효과가 본격화되기 전까지는 지속될 것이다. 제도도입 이후 지금까지도 상당수 가입자들이 국민연금 보험료를 세금으로 인식하고 있다. 이러한 맥락에서 국민연금제도에 대한 불신을 제도도입 초기부터 적용하는 것에 대한 논리적 결함이 크게 문제되지 않을

금제도가 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 경제 전체로 볼 때 민간부문의 저축 감소효과가 상당한 수준에 달할 수 있을 것으로 예상되기 때문이다.

이같은 추계결과가 시사하는 바에 대해 효과적으로 대처하기 위해서는 미래세대의 부담을 가중시킬 현행 ‘저부담·고급여’체제 국민연금제도를 하루빨리 ‘적정부담·적정급여’체제로 전환할 필요가 있으며, 미래소비 증가를 보충하기 위해 부과방식보다는 적립속성을 강화하는 방향으로 국민연금제도의 재정방식을 변경하는 것이 바람직할 것이다.¹⁶⁾

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.¹⁷⁾

것으로 저자는 판단하고 있다.

- 16) 장기적인 관점에서 저축에 미치는 부정적인 효과를 최소화하기 위해 ‘저부담-고급여’체제를 하루빨리 ‘적정부담-적정급여’체제로 전환하여야 할 것이라는 시사점 도출에 대해, 지정 토론자 1인은 총사회보장자산과 순사회보장자산 변수 모두 통계적으로 유의미한 부의 부호가 도출되는 관계로 설사 ‘적정부담-적정급여’체제로 전환한다 할지라도 순사회보장자산의 크기가 크게 변화하지 않을 것이기에 부정적인 효과를 경감시키기 어려울 것이라 지적하고 있다. 이같은 지적에 대해 저자는 우리 국민연금제도의 경우 독일 등 여타 주요 선진국과 달리 국민연금제도 도입역사가 상대적으로 일천하여 가급적 빠른 시일 내에 제도를 개선할 경우 가입자들의 기대에 미치는 효과에 실제 사회보장자산에 미치는 효과로 인해 장기적인 관점에서 저축에 미치는 부정적인 효과를 상당부분 변화시킬 수 있을 것으로 판단하고 있다. 환언하면 초장기제도의 국민연금제도에 대해 지나간 20여년(도시지역 자영자의 경우 채 10년도 못되는 기간)은 매우 짧은 기간인 관계로, 적기에 제도를 개혁할 경우 충분히 저축행태를 변화시킬 수 있을 것으로 판단하고 있다. 왜냐하면 우리 국민연금의 경우 대부분의 가입자에게 있어 지금까지 가입한 기간보다는 향후 보험료를 부담하여야 할 기간이 더 길기 때문이다.
- 17) 지정 토론자들이 지적한 시계열 자료를 사용하는 경우에서의 합산문제(aggregation problem), 민간이 창출하는 미래소득에 대한 예상값이 누락되었다는 등 지적의 타당성에 대해 저자들도 동의는 하고 있으나, 현재까지 사용된 방법론 상 이같은 지적사항을 수용하기 어렵다고 판단되어 이들 지적사항에 대해서는 후속연구로 남겨두었음을 밝힌다.

참 고 문 헌

- 강성호 · 임경인, 「공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구 : 가구특성별 연구」, 『경제분석』 제11권 제2호, 2005, pp.135-163.
- 김경환, 「부동산 가격과 거시경제간의 상호관계」, 『학술회의 보고서』, 한국은행 조사국, 2003.
- 김상호, 「독일의 부과방식 연금제도가 가계저축에 주는 영향 고찰, 1962-1988」, 『사회보장연구』 제8권, 1992, pp.37-59.
- _____, 「연금자산이 가계저축에 미치는 영향 : 대체효과에 대한 이론적, 실증적 연구」, 『경제학연구』 제53집 제4호, 2005, pp.47-66.
- _____, 「연금자산과 가계저축 : 한국노동패널을 이용한 실증분석」, 『2007년 경제학 공동학술대회의 재정학회 발표논문』, 2007.
- 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」, 『한국 공공경제학회 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.
- _____. 신화연, 「국민연금제도의 점진적 개혁방안」, 『응용경제』 제7권 제2호, 한국응용경제학회, 2005.

- _____ · 조준행, 「인구고령화와 국민연금 - 정부재정의 지속가능성을 중심으로-」, 『2005년도 한국 재정·공공경제학회 추계학술대회 발표논문』, 2005.
- 이삼식 외, 『국민연금재정추계를 위한 장기인구전망』, 국민연금연구센터·한국보건사회연구원, 2001.
- 이항용, 「주택가격 변동과 부의 효과」, 『금융경제연구』 제181호, 2004.7.
- 임경목·문형표, 「공적연금이 가계저축에 미치는 영향」, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 한국개발연구원, 2003.
- 건설교통부, 『2005년도 주택종합계획』, 2005.3.
- 국민연금관리공단, 『2004년 국민연금주요통계』, 2005.
- _____, 『국민연금십년사』, 1989.
- _____, 『국민연금통계연보』, 2005.
- 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금 재정계산 및 제도 개선방안』, 2003.6.
- 한국은행, 『자금순환표』, 각호.
- _____, 『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.
- _____ 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.
- _____ 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.

_____, "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, 1981, pp.55-70.

Gonzalo, Jesus, "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics* Vol.60, 1994, pp.203-233.

Granger, C. W. J., "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics* Vol.39, 1988, pp.99-211.

- _____ and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2, 1974, pp.111-120.
- Greene, W., *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, 1993.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol.12, 1988, pp.231-254.
- _____, "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, August 1992, pp.383-397.
- _____ 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, 1990, pp.169-210.
- Kim, Jangryoul and Hangyong Lee, "A Re-evaluation 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, 1999, pp.563-577.
- 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, 1987, pp.703-708.
- 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, 2004, pp.51-59.
- 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, 1992, pp.461-472.
- Phillips, P. C. B., “Understanding Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics* 33, 1986, pp.311-340.
- Phillips, Peter C. B. and Perron, P., “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika* 75, 1988, pp.335-346.
- Schwarz, Gideon, “Estimating the Dimension of a Model”, *Annals of Statistics* 6, 1978, pp.461-464.
- U.S. Congressional Budget Office, “Social Security and Private Saving: A Review of the Empirical Evidence”, CBO Memorandum, 1998.

The Effect of National Pension Scheme on Private Saving in Korea

Sukmyung Yun^{*}, Wankeun Oh^{**} and Hwayeon Shin^{***}

Abstract

During the past decades, debate has been focused on whether or not the pay-as-you-go (PAGO) public pension scheme has substantially reduced private saving. The issue is crucial in context of concern about low levels of saving, capital formation, and the resulting impact on economic growth. Korean National Pension Scheme (NPS) introduced in 1988 also has a property of PAGO since the scheme is designed as "low burden - high benefit" structure. It, naturally, might be expected that reduced saving effects due to the NPS would be significant.

Considering this characteristic, this paper examines the implied effect of the NPS on private saving using time series data. To do that, we construct the actuarial present value of future benefits of the NPS expected by insured workers (so-called pension wealth or Social Security Wealth). To be more specific, Social Security Wealth (SSW) of NPS is estimated by concept of "Accrued-to-date wealth" adopted to calculate the implicit debt of public pension by the World Bank.

The estimation model is based on the traditional life cycle model that includes the SSW variable as the explanatory variable. Short-run elasticities of NPS on consumption are negative. That means national saving would be increased by additional saving of the insured for the purpose of post-retirement saving in short and medium term. On the contrary, long-run elasticities are negative and statistically significant. This results suggest that the NPS would crowd out private saving as the NPS become mature.

Keywords: National Pension Scheme(NPS), Social Security Wealth(SSW), Private Saving, Vector Error Correction Model

JEL Classification: E2

* Korea Institute for Health and Social Affairs, Email: smy1985@kihasa.re.kr

** Hankuk University of Foreign Studies, Email: wanoh@hufs.ac.kr

*** Korea Institute for Health and Social Affairs, Email: shinhy@kihasa.re.kr

지 정 토 론

주 제 : 「국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정 및 민간부문 저축에 대한 효과 분석」에 대한 논평

토론자 : 金相鎬(관동대학교)

본 논문은 사회보장제도가 경제에 미치는 파급효과에 대한 오랜 학문적 논쟁인 사회보장 자산이 가계저축에 미치는 영향을 우리나라를 대상으로 시계열자료를 이용하여 분석한 논문이다. 본 주제에 대한 학문적 결론이 아직 나지 않은 상태에서 우리나라를 대상으로 한 최초의 시계열분석이라는 점에서 논문의 의의가 크다.

이러한 학문적 기여에도 불구하고 논문의 완성도를 높이려면 일부 내용을 수정 및 보완할 필요가 있다고 판단된다. 첫째, 시계열자료를 이용한 분석의 한계를 지적하고자 한다. 시계열자료는 이 분야의 연구초기에 주로 사용되던 방법으로 거시경제 자료를 사용하기 때문에 시계열자료에서는 구성원의 정보가 합산되는 합산의 문제(aggregation problem)가 발생하게 된다. 이러한 시계열자료의 한계를 극복하기 위해 구성원 개개인의 정보가 제공되는 가계단위의 패널자료를 이용하게 되었고, 최근연구의 세계적 추세는 패널자료를 이용하는 분석이다.

둘째, 최근문헌에 대한 조사가 이루어지지 않았으며, 해외연구를 요약한 <표>에는 패널에 대한 내용이 없다. 따라서 최근의 해외논문을 요약하고 특히 패널자료에 기초한 분석결과를 많이 소개할 필요가 있다.

셋째, 국민연금 자산이 저축에 미치는 파급효과에 대한 본격적인 국내연구가 아직 없다는 표현 역시 적절치 않아 보인다. 본인이 판단하기에는 임경묵·문형표(2003)의 연구는 방법론상의 몇 가지 한계에도 불구하고 국민연금을 대상으로 하여 체계적으로 분석한 최초의 논문이다.

넷째, 회귀분석의 설명변수를 사용하는 논리적 근거를 상세히 설명할 필요가 있다. 아울러 Feldstein과 Barro의 논쟁에서는 실업률의 포함 여부가 중요한 이슈였는데, 본 연구에서 실업률을 제외한 근거를 설명할 필요가 있다. 또한 생애소

특가설에 따르면 생애소득이 소비 - 저축 의사결정에 영향을 미치는데, 이러한 형태의 회귀방정식에는 미래소득에 대한 변수가 포함되지 않는데, 이를 어떻게 정당화할 수 있는지 설명할 필요가 있다.

다섯째, 단기탄력성이 음의 부호를 나타내며, 이의 원인으로 제도도입의 일천함에 기인하는 제도불신으로 국민연금 가입자들이 추가적인 저축을 하는 것으로 설명하고 있는 것에 의문이 생긴다. 왜냐하면 국민연금제도에 대한 문제를 일반 국민이 본격적으로 인식하고 불신을 갖게 된 것은 최근의 일이며, 분석대상인 시계열자료는 1988년부터의 통계이기 때문이다. 따라서 이의 이유에 대한 다른 설득력 있는 근거를 검토할 필요가 있다.

여섯째, 분석결과로부터 저축에 미치는 부정적 효과를 축소하기 위해 장기적으로 현행의 '저부담 - 고급여' 체계를 '적정부담 - 적정급여' 체계로 전환해야 한다는 시사점을 도출하고 있는데, 이는 무리라고 생각된다. 왜냐하면 총사회보장자산(SSW1)과 순수사회보장자산(SSW2) 변수 모두에서 통계적으로 유의미한 負의 부호가 도출되는데, '적정부담 - 적정급여' 체계로 전환하여도 순수사회보장자산의 크기는 크게 변하지 않을 것으로 판단되기 때문이다.

일곱째, 가구단위의 패널자료에서 특수직역연금 대상자를 제외한 국민연금 가입자만을 대상으로 분석하면 분석결과의 편기(bias)가 크게 발생하지 않지만, 본 연구에서처럼 시계열분석의 경우 특수직역연금 가입자의 연금자산은 산출하지 않고 여타 변수(예 : YD, W)에 대해서는 전체 인구수로 나눈 거시경제변수를 사용하는 것은 분석결과에 많은 편기를 야기할 것으로 판단된다. 따라서 향후의 연구에서는 특수직역연금 가입자에 대한 연금자산 역시 산정하여 회귀방정식에 포함시키면 분석의 정확성이 제고될 것으로 판단된다.

지 정 토 론

주 제 : 「국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정 및 민간부문 저축에 대한 효과 분석」
에 대한 논평

토론자 : 申寬浩(고려대학교)

본 논문은 국민연금의 도입이 한국경제의 소비에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 그 결과, 국민연금의 도입은 사회보장자산의 증가를 가져와 장기적으로 저축을 감소시키는 것으로 확인되었다.

국민연금의 도입이 저축에 미치는 영향은 결국 저축이 투자 자원으로 쓰인다는 점에서 장기적인 국민 경제 성장과 밀접한 관련이 있는 중요한 주제이다. 본 논문은 이러한 주요 주제를 적절한 방법을 이용하여 분석한 좋은 시도라고 생각된다. 하지만, 다음과 같은 한계도 지니며 이러한 문제점을 보완한다면 더욱 좋은 논문이 되리라고 생각한다.

첫째, 본 논문에서 사용한 가장 중요한 회귀식은 다음과 같다.

$$C_t = \alpha_1 + \alpha_2 YD_t + \alpha_3 YD_{t-1} + \alpha_4 W_t + \alpha_5 SSW_t + \alpha_6 IMF DUM_t$$

위의 식이 경제적 의미를 가지려면, 소득을 나타내는 YD가 항상소득이 되어야 한다. 본 논문과 같이 현재 및 1기 과거 가처분소득을 사용하려면 미래 소득에 대한 전망을 나타내는 변수가 추가적으로 필요하다. 정부가 제공하는 사회보장자산, SSW에는 미래의 소득이 포함되어 있는 반면에 민간이 창출하는 미래소득에 대한 예상은 포함되어 있지 않기 때문에 누락변수(omitted variables)의 문제점이 생길 가능성이 있는 것이다. 특히 생략된 미래소득은 현재의 소비에 양의 효과를 가질 것으로 기대된다. 생략된 미래소득은 SSW가 미래의 조세에 어떻게 영향을 줄 것인가와 밀접한 관련이 있으며, 결국 생략된 미래소득이 SSW와 어떠한 상관관계를 가지는가에 따라 SSW의 계수 추정치가 영향을 받게 된다. 또

한 SSW를 가입자만으로 나누어 회귀분석에 사용하였는데, 모든 다른 변수와 마찬가지로 인구로 나누어 일인당 SSW를 사용하여야 할 것이다.

둘째, 사회보장자산의 계산상의 문제점을 들 수 있다. 일단 계산이 복잡하여 계산상의 오차가 생길 가능성이 있다. 이러한 계산상 오차의 존재는 추정치의 정확도를 떨어뜨린다. 하지만 더욱 중요한 문제는 경제주체들이 이러한 계산을 정확히 한다고 하더라도, 제도의 지속성에 대한 확신을 가지고 있는가의 문제이다. 지금도 정부는 현재의 국민연금이 과도하게 급여를 책정함에 따른 문제점을 개선하기 위해 급여와 부담금을 조정하려고 계획하고 있다. 따라서 현재의 급여 및 부담금을 바탕으로 계산한 사회보장자산 금액은 제도변화를 고려한 실제 경제주체의 계산과 달라질 수 있다. 또한 제도변경 가능성에 대한 불확실성 등이 미래소득에 대한 불확실성을 더욱 크게 함으로써 생기는 문제점도 고려해야 할 것이다.

셋째, 국민연금의 두 기능은 크게 봐서 강제저축과 보험기능(또는 소득 재분배)이다. 강제저축의 경우는 거시변수를 통해 저축에 미치는 효과를 살펴보는 것이 타당하지만 보험기능이 저축에 미치는 효과는 거시변수로 파악하기 곤란하다. Aiyagari(1994)는 거시변수에 불확실성이 없는 경우에도 가계의 고유위험(idiosyncratic risk)가 존재하면, 자산시장이 완벽하지 않은 경우, 예비적 동기(precautionary motive)로 인한 저축에 미치는 효과가 상당함을 보이고 있다. 따라서 국민연금의 도입이 가계의 고유위험을 줄임으로써 저축에 미치는 부(+)의 효과는 단순한 사회보장자산의 크기만을 가지고 분석하기 어려울 것이다.

그 밖에도 여러 가지 추가적인 고려가 필요할 것이다. 특히 OLS 추정의 결과가 허구적 회귀(spurious regression)라고 주장하였는데, 이러한 주장은 공적분 관계가 존재할 때는 타당하지 않다. 왜냐하면 공적분 관계가 존재하면 OLS로도 공적분 상의 계수에 대한 추정이 가능하기 때문이다. 또한 우리나라의 경우 국민연금의 도입이 최근에 이루어졌는데, 과연 공적분 방법과 같은 장기관계를 이용 가능한 표본을 가지고 추정할 수 있는지도 의문이다. 또한 장기재정전망 등 논문의 기본 주제와 상관없는 내용이 많다.

일 반 토 론

주 제 : 『국민연금의 사회보장자산(SSW) 추정 및 민간부문 저축에 대한 효과 분석』

전성인(홍익대) : 저는 본 논문을 굉장히 재미있게 읽었습니다. 제일 먼저 드는 상식의 저항은 부과방식(pay-as-you-go)인데, 그것이 왜 저축을 줄이는가! 라는 것에 대해 경제학자라면 누구나 갖는 상식의 저항일 것입니다. 적립방식이면 대체(replacement)가 되니까 저축이 주는데, 부과방식이라는 이야기는 내가 내는 것이 저금이 되는 게 아니라는 것을 너무 잘 알고 있습니다. 내가 다른 사람들이 받는 것을 위해 세금을 내야 하고 내가 받을 때는 다른 사람들이 세금을 내야 하는 것이며 공간에 있는 것은 0이라는 것을 너무 잘 알고 있습니다. 그런데 저축을 줄이려면 사람이 바보이든지 아니면 다른 이유가 있어야 한다는 것입니다. 이론 부분을 보면 조기퇴직을 하기 위해서 저축을 많이 한다는 것인데 과연 그것이 일시적인 효과가 아닌지, 장기로 가면 퇴직 상황에서 음(-)의 저축을 하는 사람들이 많아질 것이라 생각됩니다. 다음으로 사회보장자산(SSW)을 계산할 때 미래에 받을 것을 할인한 것이고 그 중에서 기여한 것은 순(net)인가 총(total)인가에 따라 차감한다고 했습니다. 그런데 사실은 미래에 받으리라고 약속된 것을 받기 위해서 내가 세금이나 기타의 방법으로 내야 되는 부담이 자동적으로 내제된 부분이 있을 것 같습니다. 즉, 보험료가 아니더라도 새로운 SSW를 축적하는 것이라면 차감해야 됩니다. 정부가 너에게 60세에 100만원을 줄 경우 100만원을 만들기 위해서 네가 세금을 50만원씩 두 번 내라는 의미가 내제되어 있으면 그것도 할인해서 차감해야지 SSW가 제대로 되는 것이라 생각됩니다. 그리고 회귀방정식에서 순자산(net wealth)을 계산할 때는 가계 부채는 차감해야 하는데 정말 다 차감한 것인지 의문입니다. 즉, 주택금융은 모두 차감하였는데 금융부분은 어떻게 됐는지 명확하지 않습니다. 추가로 국채가 자산으로 간주했는지 아닌지 하는 점들이 문제가 될 것 같습니다.

지정토론을 해주신 신관호 교수님의 예비적 동기의 저축 효과를 제하고 나면 저축이 주는 가장 경제학적인 이유는 조기퇴직 효과입니다. 그런데 평균퇴직연

령을 제도상의 60~62세에 퇴직하는 것으로 봐서 그 이전까지는 돈을 내고 그 다음부터는 연금을 받는 것으로 계산하셨습니다. 그렇게 되면 SSW를 계산할 때 내생적인 퇴직효과는 없어지는 것이고, 뿐만 아니라 결국 제도가 수급 개시 연령을 늦추는 바람에 조기퇴직 효과와는 반대방향으로 점점 퇴직이 늦어지는 효과가 발생했습니다. 그리고 나서 유의하지는 않지만 단기 마이너스 효과를 어떻게 설명할 수 있는지 잘 모르겠습니다.

박종규(KIF) : 논문에서 1인당 국민총처분가능소득이라는 지표를 사용하셨는데, 소비자의 행태를 분석한다고 하면 1인당 국민총처분가능소득에는 기업에게 돌아가는 소득 부분도 있습니다. 그러므로 이 지표가 아닌 가계의 총처분가능소득과 같은 지표를 사용하면 더 합당한 자료가 될 것이라 생각합니다.

정지만(상명대) : 신관호 교수님과 전성인 교수님께서도 지적을 하셨지만, 제도가 더 많이 주겠다고 약속을 한다고 해서 그것이 실제 자산이 될 수는 없습니다. SSW가 소비에 영향을 미친다고 단순하게 생각한다면, 지금까지 사회보장세금(social security tax)을 내서 쌓아놓은 그 부분만큼만 미래에 쓸 수 있다고 생각합니다. 그렇게 된다면 굳이 SSW를 구하는 의미가 뭐냐는 겁니다. 개인의 의미로 패널 분석을 한다면 개인은 미래 소득을 생각하면서 소비할 수 있지만 국민 경제 전체적으로 봤을 때는 지금 저축해 놓은 것만 쓸 수 있고 그것이 현재가치로 계산한 쓸 수 있는 돈이고 소비에 영향을 미치는 부분이 아닐까 합니다. 이것은 약간 단순한 계산이고, 개인적으로 본다면 우리가 언제 죽을지 모르기 때문에 미래의 불확실성에 대비해서 저축을 하는데요. 국민연금이 있으면 죽을 때까지 계속 돈을 받기 때문에 그러한 불확실성이 줄어들게 됩니다. 이로 인해 저축할 요인이 줄어들게 될 가능성이 생긴다고 생각합니다. 그런데 본 논문에서는 SSW를 계산하는 과정에서 전혀 불확실성이 반영되어 있지 않습니다.

윤석명(답변) : 김상호 교수님께서 독일의 사례를 중심으로 이 분야의 논문을 쓰셔서 좋은 논평을 많이 해 주셨고, 신관호 교수님께서도 국민연금연구원에서 보고서를 쓰신 걸로 알고 있습니다. 이쪽 분야에 대해 많이 알고 계신 분들께 좋

은 논평을 들은 것에 대해 감사합니다.

이론 부분은 박사학위 논문을 쓸 때 조사한 것입니다. 실증분석도 2003년 전 후에 추가적으로 이쪽 관련 분석 내용들이 많이 제시되고 있는데 최근에 나온 논문들을 추가로 포함시키겠습니다. 패널 분석이 더 유의하다는 의견에 대해서는 제가 그쪽 전문가가 아니기 때문에 논평할 입장은 아닌 것 같습니다. 전반적으로 가장 큰 의문은 과연 SSW가 적절한 설명변수가 될 수 있는가 하는 점인데 제가 볼 때는 의미가 있을 것 같습니다. 그 이유는 외국 사례를 보면 사회보장제도가 민간부분에 미치는 효과가 매우 다양하고 상반된 결과들을 보이는데, Feldstein의 연구 결과를 보면 미국의 경우는 저축이 줄어드는 것으로 많이 나오고 반면 유럽의 경우는 저축이 적게 줄어들거나 줄어들지 않는 경우가 많다고 했습니다. 이러한 차이점의 가장 큰 이유는 해당 국가의 국민들이 가지고 있는 정부에 대한 믿음의 차이라는 겁니다. 유럽의 경우는 사회보장제도와 국민연금제도의 역사가 100년 이상 되는 국가들이 많고 상당수의 국가들이 2차 세계대전 이전에는 적립방식제도의 속성도 많이 갖고 있었습니다. 능력에 비해서 고급역제도로 발전했던 것 같고 그러한 과정에서 돈이 없으니까 부과방식제도로 많이 바뀌었는데, 일반 국민들도 크게 견제 의식이 없었던 것 같습니다. 결론적으로 말씀드리자면 국민들이 정부가 이 제도를 끝까지 유지하면서 나에게 급여를 줄 것이라는 믿음을 주는 국가에서는 저축이 줄어든다는 것입니다. 저도 그 의견에 동의합니다.

우리나라의 경우 국민연금이 단적으로 보험금에 추가로 이식금만을 쓸 수 있는 것이 아닌가 하셨는데요. 저는 그렇지 않다고 생각합니다. 그 이유가 공무원 연금에만 세금을 거둬 일 년에 7,000 ~ 8,000억 정도를 메우고 있는데, 이것은 초기 단계라 그렇지 시간이 지나면 그 금액은 천문학적으로 증가할 것입니다. 공무원연금이나 사학연금 수급으로 생활하시는 분들이 많은데 실제로 그 돈은 없습니다. 정부가 엄청나게 세금을 거둬들여야 하는데요. 그래서 개혁이 필요하고 그런 면에서 국가가 어느 순간 붕괴가 되더라도 제도를 못 고치는 한 국가부채를 늘리던 어떤 방법을 사용해서라도 지급을 해야 된다는 것입니다. 그래서 연금개혁 논의의 중요한 의미는 사회보장세금이 다른 의미에서는 잠재된 부채이고, 지금 보이는 적립기금은 170조원 정도가 되는데 실제 국민연금제도에 내재된 것은

70% 소득대체율에 보험료 3%를 받았고 60% 소득대체율에 9%를 받고 있기 때문에 실제 보험료 수준은 20% 정도 됩니다. 최소한 절반 정도는 보험료를 안 받고 있는 겁니다. 그만큼이 1년이 갈 때마다 잠재된 부채로 쌓이는데 이 자체를 없애라는 것이 아니라 통상적으로 이것이 GDP의 30~40% 정도라면 국제적으로 크게 문제되지는 않는 것 같습니다. 요점을 말씀드리면 특수 직역에 해당하는 연금의 행태를 바탕으로 국민연금제도가 장기적으로 지속가능하게 개혁이 되면서 여기서 급여를 안정적으로 받을 수 있다면 그것을 통한 의사결정에 강력한 영향을 미칠 수 있다고 생각합니다.

결론에서 김상호 교수님께서 말씀하신 장기적 과급효과에서 적정 부담이 적정 급여로 연결이 안 된다고 말씀하셨으나 직접적인 연결은 안 될 수 있습니다. 그런데 제도가 성숙단계로 가면서 수급자가 많아지면 제도에 대한 믿음이 쌓여가고 정부가 어떤 식으로 개혁을 하더라도 이미 발생한 수급 권리는 보장해 주어야 합니다. 물론 정부가 유일하게 안 해주는 방법은 소비자 물가지수를 조정하는 것입니다. 그런 관점에서 본다면 크게 문제는 아니라고 생각합니다.

순사회보장자산과 총사회보장자산을 큰 설명 없이 기술하였는데, 이것은 매우 중요한 차이가 될 수 있습니다. 순인가 총인가는 워낙 논의가 많이 되기 때문에 모두 연금을 한 것이고 Ando-Modigliani의 생애소득가설(lifetime hypothesis)에서는 총사회보장자산이 맞습니다. 왜냐하면 가처분소득이 들어갔는데 그 자체에 보험료이든 세금이든 차감을 하고서 고려하기 때문에 순사회보장자산을 쓰면 이중 계산이 되는 것입니다. 그래서 논리적으로 총사회보장자산을 쓰는 것이 맞고 이 부분에서 전성인 교수님의 질문에 대한 답이 되었다고 생각합니다. 국채와 관련해서는 일반적으로 포함을 하는데 최종 논문에서 이러한 부분을 명시적으로 고려하도록 하겠습니다.

오완근(답변) : 좋은 논평 감사드립니다. 대부분은 저희가 받아들이거나 고민해야 할 부분인 것 같습니다. 패널 분석보다는 시계열 분석을 했던 이유 중의 하나가 기존의 연구에서는 시계열 분석이 시도가 안 되었기 때문인 것도 있습니다. 또한, 패널 분석을 위한 자료 축적이 많이 안 된 한계도 있었기 때문에 시계열 분석을 택하게 되었습니다.

신관호 교수님께서도 좋은 말씀 많이 해 주셨는데요. 다각도로 고민해 보도록 하겠습니다. 박종규 박사님이 말씀하신 총처분가능소득에서 가계의 가처분소득을 말씀하셨는데요. 제가 한국은행 담당자들과 여러 번 이야기를 해 본 결과 그 변수를 쓰는 것이 가장 가깝겠다고 하셨는데, 다시 한 번 박종규 박사님께 여쭙고 정리해 보도록 하겠습니다.