

연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석*

김 상 호**

논문초록 | 본 논문은 공적연금제도가 가계저축에 미치는 영향을 이론적으로 살펴본 후 국민연금 자산이 가계저축을 대체하는지, 대체하면 대체효과의 크기가 얼마나 되는지를 한국노동패널을 이용하여 분석하였다. 본 연구에서는 소득 추정, 연금자산 추정 및 비연금자산과 관련된 기존연구의 문제점을 개선하여 회귀분석의 신뢰성을 제고하였다. 본 연구에서 국민연금 자산의 가계저축 대체효과가 90% 신뢰수준에서 약 0.3-0.4로 조사되었다. 회귀방정식의 핵심변수인 연금자산의 신뢰수준이 통상적 학술연구에서 사용되는 95%에 미치지 못하기 때문에 신뢰성이 다소 떨어지지만, 본 연구결과는 국민연금제도의 도입과 가입자 확대가 선진국에서 관찰되는 것처럼 우리나라의 가계저축을 구축하였을 가능성이 높음을 제시한다.

핵심 주제어: 연금자산, 대체효과, 패널데이터

경제학문헌목록 주제분류: E2

* 이 논문은 2004학년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음 (KRF-2004-041-B00126). 연구자는 익명의 두 심사자의 유익한 논평에 감사를 드린다.

** 관동대학교 국제경영학과 교수, email: shkim@kd.ac.kr

I. 서 론

최근에 뜨거운 사회문제로 등장한 국민연금제도 개혁안이 2007년 7월 3일 국회에서 통과되었으며, 공무원연금제도 개혁을 위한 정부안 역시 준비 중에 있다. 노후소득 보장에 대한 기여에도 불구하고 공적연금제도는 개별 제도의 장단기 재정불안정 때문에 비판을 받고 있다. 또한 국민연금제도의 가입대상자가 빠른 속도로 확대되고 특수직역연금제도(공무원연금제도, 군인연금제도 및 사학연금제도)가 성숙기로 접어들에 따라 공적연금제도가 국민경제에서 차지하는 비중이 급속히 증가하고 있다.¹⁾

공적연금제도 개혁에 대한 논의는 많지만 제도개혁을 뒷받침할 이 분야의 학술연구는 미진한 실정이다. 공적연금제도 개혁의 기본방향은 노후소득 보장의 순기능은 극대화하면서 경제에 미치는 부정적 영향이 최소화 되도록 하는 것이다. 이를 위해 공적연금제도가 경제에 미치는 장기적인 파급효과에 대한 체계적인 학술연구를 하여야 하며, 이러한 분석에 기초하여 부정적 효과가 최소화 되도록 제도를 재설계하여야 한다.

우리나라를 포함한 대부분의 선진국이 직면하고 있거나 직면할 공적연금의 재정위기는 정부가 감내하기 어려운 재정압박 요인으로 작용한다. 이러한 재정위기가 경제에 미치는 부정적 영향에 대해 이미 많은 연구가 진행되어 있고 이에 대한 의견도 대체로 일치한다. 그러나 공적연금제도가 자본시장을 통해 경제에 미치는 장기적 파급효과에 대해서는 아직 의견차가 큰 실정이다. 공적연금제도는 보험료를 납부하는 강제저축을 통해 생애소득(lifetime income)을 생애기간에 효율적으로 배분하려는 개인의 소비-저축 의사결정에 영향을 미치며, 이는 다시 자본시장을 통해 경제성장에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 공적연금제도가 소비행태의 변화를 야기하여 가계저축에 미치는 영향을 분석한 연구는 부족하며 실증분석 결과에 있어서도 연구자별로 현격한 차이가 존재한다. 이에 따라 공적연금제도와 관련된 학술연구의 세계적 추세는 연금자산이 가계저축에 미치는 대체효과(substitution effect)를 조명하는데 있다.

본 연구는 공적연금제도가 가계저축에 미치는 영향을 분석하는데 가장 적합한 국

1) 국민연금 가입자 수는 1988년 12월의 4,432,695명에서 2007년 1월 현재 17,707,372명으로 약 4배 증가하였다. 또한 적립금은 2007년 4월 현재 190조원을 초과한 것으로 알려져 있다.

내자료로 판단되는 한국노동패널조사(KLIPS)를 이용하여 미래에 공급할 것으로 예상되는 연금자산과 가계저축과의 관계를 실증적으로 분석하는데 목적이 있다. 본 연구는 분석대상에서 특수직역연금 가입자를 제외하고 국민연금 가입자로 분석대상을 제한하였다. 연구를 계획할 때에는 특수직역연금 가입자 역시 분석대상에 포함했지만, 이들의 표본수가 적어 부득이 분석대상을 국민연금 가입자로 제한하였다.

II. 이론적 배경 및 기존연구

1. 이론적 배경

연금자산이 가계저축에 미치는 대체효과를 분석하는 실증연구는 소비와 자산축적 간의 관계를 설명하는 표준생애주기모델(standard life-cycle model)에 기초하여 이루어지고 있다(Browning and Crossley 2001). 생애주기이론은 이기적이며 생애중심의 미래지향적인 개인을 상정하며, 개인이 생애가용자원을 기간별 소비에 적절히 배분하여 생애효용을 극대화하는 것을 지향한다고 본다. 생애주기이론에서 소비는 시간선호율(time preference rate)과 생애소득에 의해 결정되며, 소득발생 시점은 소비에 영향을 주지 않는다. 단순생애주기모델에서 연금자산(pension wealth)은 비연금자산(non-pension wealth)으로 완전히 대체되어 연금제도가 가계저축에 영향을 주지 않는다. 그러나 이러한 단순생애주기모델에 기초한 분석은 계획기간이 짧은 개인(myopia)과 유동성제약의 존재, 연금제도가 조기은퇴를 촉진하여 저축을 증대시키는 효과(Feldstein 1974), 생존기간의 불확실성에 대한 위험을 감소시키는 연금제도의 보험기능(Hubbard 1986), 유산동기 같은 은퇴 이외 저축목적의 존재(Barro 1978), 자발적 강제저축을 통해 스스로 유동성제약에 처하려는 사람의 존재(mental accounts theory, Thaler 1990) 같은 현실적 요인을 고려하면 한계가 있다. 이러한 현실적 다양성 때문에 연금자산이 가계저축에 미치는 대체효과를 경제이론에만 기초하여 도출하는 것은 불가능하다. 이러한 한계를 극복하고 연금자산과 가계저축과의 인과관계를 정확히 파악하기 위해 실증분석에 의존하게 된다.

2. 기존연구

공적연금제도가 저축에 미치는 영향을 분석한 국내논문으로 원종욱(1999), 윤석명(2000), 임경묵·문형표(2003), 강성호·임병인(2005), 김상호(2003, 2005)의 연구가 있다. 원종욱(1999)은 1993년의 대우패널데이터를 이용하여 분석하였는데 국민연금제도가 성숙하면 민간저축이 위축될 가능성이 크며, 자영업자의 저축 하락 폭이 큰 것으로 조사되었다. 패널자료 대신 단일연도 자료를 사용한 데서 발생하는 한계와 회귀방정식 모형설정의 부적절함을 문제점으로 지적할 수 있다.²⁾ 윤석명(2000)은 공적분 방법을 이용하여 미국의 사회보장제도가 민간저축에 미친 영향을 시계열자료를 이용하여 분석하였는데, 사회보장제도가 민간저축을 감소시킨다는 가설이 뒷받침되지 않았다.³⁾

임경묵·문형표(2003)는 대우패널조사를 사용하여 분석하였는데, 특수직역연금 가입자에서 62%의 대체효과가 관찰된 반면 국민연금 가입자에서는 대체효과가 확인되지 않았다. 이 논문은 충실한 이론적 배경을 바탕으로 체계적으로 분석하고 있다. 그러나 미래소득 추정 시 국민경제 기대임금상승률을 확일적으로 적용하여 개인의 특성이 반영되지 않았으며, 이렇게 추정한 임금에 기초하여 연금자산을 산정하는 문제가 있다. 또한 가계자산으로 실물자산을 제외한 금융자산을 사용하는 문제도 있다.

강성호·임병인(2005)은 도시가계조사(1998-2002) 자료를 이용하여 가구특성별 구축효과를 분석하였는데, 적자가구와 공무원가구의 대체효과가 흑자가구와 비공무원가구보다 적은 것으로 조사되었다. 그러나 본 연구 주제가 생애주기이론에서 출발하기 때문에 회귀분석의 독립변수로 가구 생애소득을 사용하여야 함에도 단순 가구소득을 사용한 것을 문제점으로 지적할 수 있다.⁴⁾ 김상호(2003, 2005)는 독일 GSOEP의 1984-1999년 패널자료를 이용하여 분석하였으며, 부과방식으로 운영되는 독일의 공적연금제도가 가계저축을 약 20% 감소시킨 것으로 조사되었다.

2) 원종욱은 연간소득에서 연간소비를 차감하고 이를 연간소득으로 나눈 저축률을 종속변수로 사용하였다. 그러나 생애주기이론에 충실하게 회귀분석 모형을 설정하려면 단일연도 저축대신 기준연도까지 축적된 자산을 사용하는 것이 바람직하다.

3) 구성원 개인의 정보가 제공되는 패널자료와 달리 시계열자료에서는 구성원의 정보가 합산되기 때문에 합산의 문제(aggregation problem)가 발생하게 된다.

4) 이는 원종욱에서 지적한 것과 유사하다.

Feldstein (1974)의 선구적 연구 이후 Barro (1978)는 중복세대모델에 기초하여 Feldstein을 비판하였다. Gale (1995, 1998)은 미국의 Survey of Consumer Finances를 이용하여 실증분석에서 발생하는 측정편의(measurement bias)의 다양한 원인을 제거하면 높은 대체효과(0.770)가 발생함을 보여주었다. 연구자의 조사에 따르면 미국을 제외한 선진국을 대상으로 패널자료를 이용하여 분석한 연구는 이스라엘, 이탈리아, 네덜란드 및 영국 밖에 없다. Lavi and Spivak (1999)은 Israeli Consumer Expenditure Surveys의 1968-1982년 자료를 이용하여 분석하였으며, 기업연금이 민간저축을 증가시킨 것으로 조사되었다. Jappelli (1995)는 Italian Survey of Household Income and Wealth의 1989-1991년 자료를 이용하여 분석하였으며, 공적연금자산과 비연금자산간에 10-20%의 대체효과가 있는 것으로 조사되었다. Attanasio and Brugiavini (2003)는 이탈리아의 1992년 연금개혁 효과를 분석하였는데, 연금개혁으로 저축률이 증가하였으며 유동성제약을 가장 적게 받는 중년층 가계의 대체효과가 큰 것으로 분석되었다. Bottazzi 외 (2006)는 이탈리아의 1989-2002년 자료를 이용하여 분석했는데, 대체효과의 크기가 연금자산에 대한 정보 차이에 영향을 받는 것으로 조사되었다. 즉 미래의 연금자산에 대해 잘 알고 있는 사람의 대체효과가 잘 모르는 사람보다 높은 것으로 분석되었다.

Alessie 외 (1997)는 Dutch Socio-Economic Panel을 이용하여 분석하였는데, 공적연금의 대체효과가 1보다 큰 반면 기업연금의 대체효과는 없는 것으로 조사되었다. 그러나 네덜란드의 CentER Saving Survey를 이용하여 분석한 Euwals (2000)에서는 Alessie 외 (1997)와 달리 공적연금의 대체효과가 확인되지 않은 반면 기업연금의 대체효과는 고소득층에 존재하는 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.

Ⅲ. 실증분석을 위한 준비

1. 가계저축률과 국민연금제도의 가입자 추이

가계저축률은 높은 수준을 유지하다가 1988년 이후 점진적으로 하락하고 있으며

국민연금제도 도입 시기(1988년)와 가계저축률 하락시기가 약간의 시차를 두고 일치하고 있다(〈표 1〉 참조). 더욱이 적용대상을 도시지역 지역가입자로 확대하여 국민연금 가입자 수와 가입률이 2배 이상 급증한 1999년 이후 가계저축률이 빠른 속도로 하락하고 있다. 이 거시자료는 국민연금제도의 도입과 확대가 가계저축을 구축한다는 가설을 뒷받침하는 것처럼 보이도록 한다. 그러나 국민경제의 가계저축률은 한국경제가 경험한 경제성장률의 하락, 고령화에 따른 인구구조의 변화, 젊은 계층의 유동성제약 완화 등에 의해서도 영향을 받기 때문에 이렇게 단순히 추론하는 것은 한계가 있다.⁵⁾ 이러한 한계를 인식하고 본 연구에서는 국민연금제도의 도입과 확대가 가계저축에 미친 영향을 계량경제학 기법을 이용하여 실증분석 하였다.

〈표 1〉 부문별 저축률과 국민연금 가입자 수의 추이(1985-2006)

(단위: %, 명)

	총저축률 (A+B)	민간(A)			정부(B)	국민연금 가입자 수 ¹⁾	국민연금 가입률 ²⁾
		A=a+b	가계(a)	기업(b)			
1985	31.2	25.1	12.5	12.6	6.1	-	-
1986	34.9	29.0	15.1	13.9	5.9	-	-
1987	38.4	32.1	17.5	14.6	6.3	-	-
1988	40.4	33.0	18.1	14.9	7.4	4,432,695	10.5
1989	37.6	30.1	17.3	12.8	7.5	4,520,948	10.7
1990	37.5	29.6	16.7	12.9	7.9	4,651,678	10.9
1991	37.6	30.4	18.5	11.8	7.3	4,768,536	11.0
1992	36.8	29.5	17.7	11.9	7.3	5,021,159	11.5
1993	36.7	29.0	16.6	12.3	7.8	5,159,868	11.7
1994	36.3	28.0	15.4	12.6	8.3	5,444,818	12.2
1995	36.3	27.2	13.3	13.9	9.1	7,496,623	16.6
1996	35.5	25.8	13.6	12.2	9.6	7,829,353	17.2
1997	35.5	25.6	12.5	13.1	10.0	7,835,878	17.1
1998	37.5	28.6	19.9	8.7	8.9	7,126,307	15.4
1999	35.3	26.1	14.1	12.0	9.2	16,261,889	34.9
2000	33.7	21.9	10.5	11.4	11.8	16,209,581	34.5
2001	31.7	20.7	8.0	12.7	11.0	16,277,826	34.4
2002	31.3	19.6	5.1	14.5	11.7	16,498,932	34.6
2003	32.8	21.1	6.2	15.0	11.6	17,181,778	35.9
2004	34.9	24.0	6.8	17.2	10.9	17,070,217	35.5
2005	32.9	22.7	6.3	16.4	10.1	17,124,449	35.6
2006	31.4	21.0	5.9	15.1	10.4	17,739,939	36.7

주 : 1) 연말 기준임.
2) 1999년 도시 지역가입자로 확대되어 가입자 수가 급증하였음.
자료: 한국은행, 국민연금관리공단 및 통계청 홈페이지.

5) 국민연금제도 외적인 요소에 의한 영향에 대해서는 임경묵·문형표(2004, p.242ff) 참조.

2. 연금자산 추정을 위한 연산식

본 연구의 회귀분석에 필요한 연금자산을 추정하려면 은퇴 후 수급할 연금액의 현재가치와 쏠가입기간동안 납부하는 보험료의 현재가치를 산정해야 한다.⁶⁾ 이를 위해 성별 및 연령별로 상이한 기대여명을 반영할 수 있는 연산식에 기초하여 개별 가입자의 총연금액(Total Social Security Benefit)과 총보험료(Total Social Security Tax)를 추정하였다. 총연금액을 산정하려면 우선 가입자가 은퇴연도(t)에 수급할 것으로 예상되는 기본연금액(SSB_t)을 추정하여야 하는데, 1998년의 법 개정으로 소득대체율이 기간별로 상이한 점을 반영하여 다음의 급여산식을 사용하였다.

1988-1998년의 보험기간에 적용될 급여산식:

$$SSB_{1998\text{년 까지}} = 0.2(A_t + 0.75B_t)(0.05n_1) \times 12$$

1999년 이후의 보험기간에 적용될 급여산식:

$$SSB_{1999\text{년 이후}} = 0.15(A_t + B_t)(0.05n_2) \times 12$$

$$B_t = \frac{W_{t+z-60} \sum_{j=0}^{59-z} \{ \pi_{i=0}^j [1 + g_{(t+z-60)+i}] [\pi_{i=j}^{59-z} (1 + R_{(t+z-60)+i})] \}}{60 - z}$$

단, SSB_t (Social Security Benefit) : 은퇴연도(t)의 기본연금액

A_t : t 연도 이전 3년간의 쏠가입자 표준보수월액의 평균액

B_t : t 연도로 현가화한 가입자의 쏠가입기간 표준보수월액의 평균액⁷⁾

n_1 : 1998년 이전의 가입연수

n_2 : 1999년 이후의 가입연수

W_{t+z-60} : $(t+z-60)$ 연도의 해당근로자 표준보수월액

t : 은퇴연도

6) 배우자의 유족연금과 가급연금은 국민연금연구원의 연구방법처럼 연금자산에서 제외하였다.

7) 2013년부터 은퇴연령으로 61세가 적용되고, 5년마다 1세씩 연장되어 2033년부터 65세가 적용되도록 산식이 변경되며, 총보험료 산식에도 동일한 내용이 적용되어야 한다.

z : 최초 가입연령
 g : 임금상승률
 $R_{(t+z-60)+i}$: $[(t+z-60)+i]$ 연도의 재평가율

$$SSB_t = SSB_{1998\text{년까지}} + SSB_{1999\text{년 이후}}$$

이렇게 산정한 기본연금액에 은퇴연도 이후의 기대여명을 적용하여 총연금액을 추정하였다. 본 연구에서는 가입자가 은퇴 후 수급할 총연금액의 은퇴연도 기준 현재가치를 현행의 국민연금제도 규정에 기초하여 만든 다음 식을 이용하여 산출하였다.

$$TSSB = SSB_t \sum_{T=1}^a \frac{(1+\pi)^{T-1}}{(1+r)^{T-1}}$$

단, $TSSB$: 은퇴연도 기준 총연금액의 현재가치
 a : 성별 및 세대별로 구분한 연금수급 개시 후(T)의 가입자 생존기간
 r : 명목이자율
 π : 물가상승률

총보험료는 각 연도의 임금에 해당연도의 보험료율을 곱하여 연도별 보험료를 산정하고, 이를 은퇴연도의 현재가치로 환산하여 산출하였다. 총보험료를 산정할 때 근로자와 사용자가 부담하는 보험료를 합산하였다. 이는 사용자 부담이 장기적으로 임금삭감을 통해 근로자에게 전가되는 것으로 분석되기 때문이다.⁸⁾ 은퇴연도 현재로 추정한 총연금액에서 총보험료를 차감하여 순연금액($TSSB-TSST$)을 산출하고, 이를 기준연도(2005년)의 현재가치로 변환하여 연금자산을 추정하였다.

8) 미국 공적연금제도를 대상으로 한 연구로 Hamermesh and Rees(1993) 참조. 사용자가 제공하는 연금보험료의 납부를 포함한 추가급여가 대부분 임금삭감을 통해 반영되는 것을 보여주는 연구로 Gruber and Krueger(1991), Montgomery 외(1992), Gruber(1994, 1995) 참조.

$$TSST = W_{t+z-60} \sum_{j=0}^{59-z} [\Pi_{i=0}^j (1 + g_{(t+z-60)+i})] \\ (1+r)^{59-z-j} \theta_{(t+z-60)+j} \times 12$$

단, $TSST$: 은퇴연도(t) 기준 총보험료의 현재

$\theta_{(t+z-60)+j}$: $[(t+z-60)+j]$ 연도의 보험료를

3. 표본선정 및 기본가정

한국노동패널의 1-8차년도 자료에는 1998-2005년의 경제활동을 포함한 다양한 자료가 수록되어 있으며, 한국노동패널은 본 연구에 필요한 많은 자료를 제공한다.⁹⁾ 본 연구에서는 다음의 기준을 적용하여 표본가구를 선정하였다. 첫째, 가구주의 연령이 2005년 기준으로 35-55세이다. 이에 따라 일차적으로 1,543명의 가구주와 1,302명의 배우자가 선정되었다. 둘째, 가구주가 2003년부터 2005년까지 국민연금에 가입하였다. 이를 적용한 결과 354명의 가구주와 327명의 배우자가 선정되었다. 셋째, 가구주와 배우자는 설문조사기간 자영자로 근무하지 않았다. 넷째, 가구원의 취업개시 연령과 가구자산을 파악할 수 있다. 이러한 기준을 적용한 결과 최종적으로 328 가구가 표본으로 선정되었다. 본 연구에서 연금수급자, 자영자 및 55세 이상 가구주를 표본에서 제외한 것은 이들의 상이한 저축패턴이 야기할 수 있는 문제를 예방하기 위해서이다(Gale 1998, p. 714f).

표본으로 선정된 근로자의 연금자산을 산정하려면 이들의 연도별 임금을 추정하여야 하며, 미래의 임금상승률, 이자율 및 물가상승률에 대한 가정이 필요하다.¹⁰⁾ 미래의 임금상승률, 이자율 및 물가상승률로 가장 최근에 추계된 자료인 〈부표 1〉을 사용하였다. 본 연구에서는 〈부표 1〉에서 산출되는 명목이자율을 기본가정으로 사용하고, 이자율 관련 민감도 분석을 위해 국민연금발전위원회(2003)와 동일하게 낙관적 가정으로 기본 가정보다 0.5% 높은 이자율을, 보수적 가정으로 기본가정보

9) 한국노동패널은 약 5,000 가구와 그 가구에 속한 약 13,000여명을 매년 추적하는 패널조사이다.

10) 임금 상승률은 연금산식의 A(월평균 임금의 미래추정치)와 B(재평가율) 추정에 필요하며, 표본으로 선정된 근로자의 연도별 임금은 식(1)의 회귀방정식을 이용하여 추정하였다.

다 0.5% 낮은 이자율을 사용하였다. 2006년까지의 이자율로 3년 만기 회사채 이자율을, 물가로 소비자물가지수를 사용하였다. 또한 통계청이 2005년 1월 발표한 ‘장래인구 특별추계’의 미발표 기초데이터를 입수하여 성별로 구분한 기대여명의 연도별 연장 추세를 연금액 산정에 반영하였다. 아울러 연금액 산정과 관련된 표준 소득월액 상한선으로 2006년까지 실제자료를, 2007년부터는 표준소득월액 평균액 (A) 추정치의 3배를 사용하였다.

본 연구를 수행하려면 한국노동패널이 제공하지 못하는 기간의 임금을 추정해야 한다. 취업개시 연령부터 1997년까지의 연도별 임금을 추정하기에 앞서 모든 표본을 대상으로 1998년 이전에 취업하였는지를 연도별로 조사하였다. 이를 위해 한국노동패널의 직업력 코드북에 기초하여 모든 표본의 연령별 취업 여부를 조사한 후, 취업한 연령에는 식 (1)을 이용하여 추정한 값을 해당연도의 임금으로 사용하였다. 또한 2006년부터 은퇴연령까지의 임금 역시 식 (1)을 이용하여 추정하였으며, 이 기간의 연도별 취업 여부는 2000-2005년 기간의 취업상황을 적용하였다.

IV. 연도별 소득 및 연금자산의 추정

1. 연도별 소득의 추정

식 (2)의 회귀방정식에 사용할 연금자산을 추정하려면 연령별 임금에 대한 정보가 필요하다. 한국노동패널은 1998-2005년의 임금정보만 제공하기 때문에 취업개시 연도부터 1997년까지의 임금, 그리고 2006년부터 은퇴 직전까지의 연도별 임금을 추정하여야 한다. 본 연구에서는 연령별 임금을 항상소득(permanent income)을 추정하는 방법을 응용한 King and Dicks-Mireaux(1982), Kazaroian(1997)과 Jürges(2001)에 기초하여 임금추정 회귀방정식으로 다음을 사용하였다.

$$W_{it} = \mu + x_{it}\beta + v_i + e_{it} \quad (1)$$

단,

W_{it} : 근로자의 t연령 年임금(in logarithms)

μ : 상수항

x_{it} : 근로자 i 의 시간적으로 변할 수 있는 t 연령 독립변수(time-varying regressors)

v_i : 개별근로자 효과(unobservable individual-specific residual)

e_{it} : 오차항

식 (1)에서 x 는 시간이 경과하면서 변할 수 있는 독립변수이며, β 는 x 의 계수 벡터이다. 시간이 경과하면서 변할 수 있는 독립변수로 앞에서 언급한 논문에서 기초하여 연령과 이의 제곱, 결혼 여부의 더미, 자녀수와 이의 제곱, 직업종류를 사용하였다.¹¹⁾ 직업종류는 소득에 영향을 미칠 것으로 예상되며, 이를 독립변수로 사용한 논문으로 King and Dicks-Mireaux (1982, p. 254)와 Kazarozian (1997, p. 243)을 들 수 있다. 직업종류는 통계청 분류에 따라 한국노동패널이 제공한 대분류 기준을 사용하였다.¹²⁾ 개별근로자 효과를 파악하는 v_i 는 개별근로자 특성을 반영하여 교육기간, 재능 및 성실성 같은 시간적으로 변하지 않는 변수가 소득에 미치는 영향을 파악하게 되며, 가입자별로 상이하지만 개별근로자에게 동일한 값이 부여된다. 본 연구에서는 남성과 여성을 구분하여 연령별 임금을 추정하였다.¹³⁾

fixed-effects model과 random-effects model을 사용하여 회귀방정식을 추정한 후, 어느 모델이 국민연금 가입자의 임금을 추정하는데 더 적합한 지 Hausman 검정을 실시하여 판단하였다. 본 연구에서 실시한 Hausman 검정은 개별효과가 독립변수와 독립적 관계에 있지 않다는 점을 강하게 제시하기 때문에 본 연구에서는 fixed-effects model을 사용하였다.¹⁴⁾ <표 2>에는 남성 가입자의 연임금 추정을 위

11) 1998년 이전과 2005년 이후의 자녀수를 조사하기 위해 본 연구에서는 가구원 자료에서 자녀별 출생연도를 파악하였다. 연구자가 작성한 복잡한 계산과정을 통하여 이 출생연도로부터 각 가구의 연도별 자녀수를 산출하였다.

12) 여기서 직업1은 '일반공무원, 고위임직원 및 관리자', 직업2는 '전문가', 직업3은 '기술공 및 준전문가', 직업4는 '사무종사자', 직업5는 '서비스 종사자', 직업6은 '판매종사자', 직업7은 '기능원 및 관련 기능 종사자', 직업8은 '장치, 기계조작 및 조립종사자', 직업9는 '단순노무종사자'이다. 표본수가 매우 적은 '농업 및 어업숙련 종사자'는 회귀분석 과정에서 제거되었다.

13) IMF 외환위기에 따른 급격한 임금 하락이 생애소득 추정에 미치는 왜곡을 방지하기 위해 1998-1999년 임금자료는 연도별 임금추정을 위한 회귀방정식에 사용하지 않았다. 그러나 생애소득을 계산할 때에는 이 임금자료를 사용하였다.

14) Hausman 검정 방법과 fixed-effects model을 이용한 임금추정 방법에 대해서는 Stata Referenec Books (2005) 참조.

한 회귀분석 결과가 요약되어 있다. 연령이 증가하면 임금이 증가하다가 하락하는 것으로 조사된 반면, 자녀수가 증가하면 임금이 하락하다가 상승하는 것으로 조사되었다. 결혼 더미는 負의 부호를 보이며, 직업종류 더미는 正의 부호를 가지며 통계적 유의성이 높은 것으로 조사되었다.

〈표 2〉 남성 年임금 추정을 위한 회귀분석 결과

변수	계수	변수	계수
age	0.787 (3.41)	job4	0.212 (2.15)
age ²	-0.048 (-1.74)	job5	0.201 (2.04)
married	-0.303 (-2.93)	job6	0.191 (1.72)
kidsno	-0.055 (-1.64)	job7	0.253 (2.59)
kidsno ²	0.025 (2.30)	job8	0.189 (1.93)
job1	0.152 (1.31)	job9	0.256 (2.44)
job2	0.257 (2.43)	constant	5.538 (11.44)
job3	0.265 (2.66)		
R ²	0.153		

주: ()는 *t*값임.

2. 연금자산, 생애소득 및 非연금자산의 추정

〈표 3〉에는 가구별 순연금액, 생애소득 및 순자산의 추정치가 요약되어 있다. 가구주와 배우자의 순연금액을 합산하여 산출한 가구별 순연금액은 기본 가정, 기본 가정보다 높은 미래이자율의 낙관적 가정, 그리고 기본 가정보다 낮은 미래이자율의 보수적 가정을 사용하여 산출하였다. 가구별 생애소득은 가구주와 배우자의 생애소득을 합산하여 산출하였으며, 이의 평균은 2005년 현재로 14억7568만원으로 조사되었다. 한국노동패널에는 거주주택의 시가, 거주주택 외 부동산의 시가, 임차 부동산의 보증금, 임대부동산의 보증금, 금융자산(은행예금, 주식, 채권, 신탁, 저

축성 보험, 아직 타지 않은 계, 개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈, 기타), 금융부채 (금융기관 부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 부어야 할 계, 기타)에 대한 정보가 수록되어 있다.¹⁵⁾ 본 연구에서 광의의 순자산에는 거주주택의 시가, 거주주택 외 부동산의 시가, 임차부동산의 보증금 및 금융자산을 합산한 금액에서 임대부동산의 보증금과 금융부채를 차감한 것을 사용하였다. 또한 순금융자산으로 금융자산에서 금융부채를 차감한 것을 사용하였다. <표 3>에서 흥미로운 것은 광의의 가구별 순자산이 1억6715만원으로 조사된 반면, 가구별 순금융자산은 464만원에 불과하다는 점이다. 이는 부동산이 노후소득 보장수단으로 널리 활용되는 우리나라의 현실에서, 회귀분석에 광의의 자산 대신 협의의 금융자산을 사용하면 분석결과가 왜곡될 수 있음을 보여준다.

<표 3> 가구별 순연금액, 생애소득 및 순자산의 추정치(2005년 현재)

(단위: 만원)

		평균	표준편차	표본가구수
가구별 순연금액	기본가정	10,206	3,944	328
	낙관적 가정	8,158	3,051	328
	보수적 가정	12,503	5,133	328
가구별 생애소득		147,568	71,948	328
가구별 자산	광의의 순자산	16,715	15,836	328
	순금융자산	464	5,484	328

V. 실증분석

1. 실증분석 모델

지금까지 실시된 주요연구에서 종속변수로 주로 자산이 사용되었으며,¹⁶⁾ 이를 반영하여 본 연구에서도 종속변수로 자산(순자산)을 사용하였다. 또한 대부분의 연구에서처럼 회귀방정식에 자연대수를 취하지 않았다. 본 연구에서는 식 (2)의 회귀

15) 거주주택 외 소유부동산과 임차부동산에 대한 정확한 금액을 알지 못할 때에는 범위를 제시하여 응답을 유도하고 있는데, 이 경우에 중간값(category midpoints)을 사용하였다.

16) 이에 대해서는 Gale (1995, p. 3) 참조.

방정식에 기초하여 연금자산이 非연금자산에 미치는 영향을 분석하였다.¹⁷⁾ 본 연구에서는 생애소득으로 2006년부터 은퇴 시까지의 연도별 純임금(net annual income)을 합산한 純잔여생애소득을 사용하였으며,¹⁸⁾ 이의 대안인 純생애소득이 분석결과에 영향을 미치는지 조사하였다.

$$W = Z\alpha + \beta \sum_i P_i + \epsilon \quad (2)$$

여기서

W : 광의의 가구별 자산(2005년 현재)

Z : 독립변수 벡터

P_i : i 가구원(i =가장과 배우자) 연금자산의 2005년 현재

ϵ : 오차항

생애주기이론에서 소비-저축의 의사결정은 연금자산을 포함한 생애소득, 연령 및 인구학적 요인(결혼 상태와 자녀수 등)에 의해 영향 받을 수 있다. 아울러 교육 수준 및 맞벌이부부 여부도 소비-저축 의사결정에 영향을 미치는 것으로 판단된다(Engen 외 1994, p.105). 연령을 설명변수로 통제하지 않으면 연금자산과 非연금 자산 간에 정의 상관관계를 초래해 대체효과를 0으로 왜곡시키며, 연금자산이 다양한 형태의 자산에 대한 대안으로 장기간 축적되기 때문에 광의의 非연금자산을 사용하는 것이 바람직하다(Gale 1995, p.11f).

본 연구에서는 이러한 선행연구를 반영하여 회귀분석을 실시함으로써 종속변수인 광의의 가구별 자산과 설명변수인 연금자산 간에 내생성(endogeneity) 문제가 발생하는 것을 방지하였다. 즉, 종속변수로 협의의 금융자산 대신 광의의 가구별 자산을 사용하였다. 또한 Z 벡터에 자산과 연금간의 관계에 영향을 미치는 것으로 판단되는 가구별 생애소득, 가구주의 연령, 연령에 가구별 생애소득을 곱한 변수(interaction term), 결혼 여부의 더미변수, 교육연수, 자녀수(재학생과 고등학생 포

17) 패널자료의 이점을 충분히 활용하려면 연금자산에 대해서도 패널을 구축하여 분석하는 것이 바람직하다. 이러한 유익한 의견을 제공한 익명의 심사자에게 감사를 표한다.

18) 생애소득 변수로 純잔여생애소득을 사용한 것은 2005년까지의 임금이 종속변수인 非연금자산 축적에 이미 반영된 것으로 보기 때문이다.

함), 맞벌이부부 여부의 더미변수를 포함하였다.¹⁹⁾ 여기에 본 연구의 핵심변수인 가구별 연금자산을 설명변수에 추가하였다.²⁰⁾

식 (2)에서 β 는 가구별 연금자산 변수의 계수로 본 연구의 핵심 관심사이다. β 가 통계적으로 유의한 負의 부호를 보이면, 이는 연금자산과 非연금자산간에 대체관계가 존재하며 국민연금제도가 가계의 자산축적에 부정적인 영향을 미치게 됨을 의미한다. 만약 β 가 통계적으로 유의한 -1의 값을 보이면, 이는 연금자산과 非연금자산이 완전대체(complete substitution) 관계에 있는 것으로 국민연금 가입자에 의해 인식되고 소비행동에 반영된다는 것을 의미한다. 한편 ϵ_i 는 오차항이다.

2. 실증분석 결과

잔차항 제곱의 합을 최소화하는 OLS 회귀분석법은 극단적 관측치(outliers)에 의해 심각하게 영향 받을 수 있다. 이와 달리 LAD (Least Absolute Deviation) 회귀분석법은 잔차항 절대값의 합을 최소화하여 극단적 관측치가 미치는 영향을 줄이게 된다. 극단적 관측치에 의한 영향은 특히 재무관련 자료에서 관찰되는데, 이 문제를 해결하기 위해 LAD 회귀분석법이 사용된다(Greene 2000, p. 399). LAD 회귀분석법은 극단적 관측치의 영향을 축소하기 때문에 편중된 자료가 많은 자산관련 데이터를 분석하는데 유용하다(Engen 외 1994, p. 105). 한편 Robust 회귀분석법은 극단적 관측치를 제거하기 위해 OLS 추정치 산정 작업을 반복적으로 수행하는데, 이 반복과정은 이전 추정치 편차의 절대값에 기초하며 이 과정에 Huber weights와 biweights가 사용된다.

〈표 4〉에 LAD 회귀분석법으로 추정한 분석결과가 요약되어 있다. 우선 가구별 생애소득으로 純잔여생애소득을 사용하면 생애소득, 연령 및 교육연수는 예상되는 부호를 보이며 90% 신뢰수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 분석되었다. 또한 연령에 純잔여생애소득을 곱한 변수와 맞벌이부부 더미는 95% 신뢰수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 조사되었다. 그러나 결혼 더미와 자녀수는 통계적 유의성

19) 우리나라의 독특한 사회보장제도인 법정퇴직금을 설명변수로 사용하는 것을 고려할 수 있지만, 한국노동패널에는 이를 수량화 하는데 필요한 정보가 제공되지 않는다.

20) 이러한 변수를 포함한 회귀방정식을 LAD 회귀분석법을 이용하여 분석한 연구로 Engen 외 (1994)와 Gale (1998) 참조.

〈표 4〉 연금자산과 가계저축의 대체효과: LAD 회귀분석

설명변수	純잔여생애소득		純생애소득	
	모형1	모형2	모형1	모형2
상수항	-2.298 (-1.56)	-3.100 (-2.71)	-0.538 (-0.35)	-1.356 (-1.05)
가구별 생애소득	-0.181 (-1.73)	-0.141 (-1.54)	-0.098 (-1.36)	-0.081 (-1.18)
Age	4.902 (1.67)	6.490 (2.88)	1.017 (0.33)	2.614 (1.01)
Age-income interaction	0.766 (2.93)	0.644 (2.80)	0.459 (2.75)	0.408 (2.58)
Education Years	0.051 (1.72)	0.069 (2.46)	0.055 (1.99)	0.062 (2.31)
Married	0.379 (1.21)	-	0.077 (0.26)	-
Kids	-0.157 (-1.45)	-	-0.094 (-0.97)	-
two earners	-0.410 (-2.65)	-0.263 (-1.81)	-0.384 (-2.67)	-0.365 (-2.69)
연금자산	-0.378 (-1.73)	-0.363 (-1.68)	-0.394 (-1.87)	-0.377 (-1.83)
Pseudo R^2	0.146	0.141	0.151	0.149

주: ()는 t 값임.

이 높지 않은 것으로 나타났다. 본 연구의 핵심변수인 연금자산은 예상되는 負의 부호를 보이며 대체효과가 37.8%로 90% 신뢰수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 분석되었다(모형 1 참조). 통계적 유의성이 떨어지는 결혼 더미와 자녀수를 설명변수에서 제외하면, 전체적인 내용은 크게 변하지 않으면서 연금자산의 대체효과 크기와 통계적 유의성이 소폭 감소하지만 여전히 90% 신뢰수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 조사되었다(모형 2). 한편 가구별 생애소득으로 純생애소득을 사용하면 연금자산의 대체효과와 통계적 유의성이 소폭 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 5〉에 Robust 회귀분석법으로 추정된 분석결과가 요약되어 있다. 가구별 생애소득으로 純잔여생애소득을 사용하면 생애소득, 연령, 연령에 생애소득을 곱한 변수, 교육연수 및 맞벌이부부 더미가 95% 신뢰수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 조사되었다. 그러나 결혼 더미와 자녀수는 통계적 유의성이 낮은 것으로 분석

되었다. 본 연구의 핵심변수인 연금자산은 예상되는 負의 부호를 보이며 대체효과는 28.9%로 90% 신뢰수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 조사되었다(모형 1).

〈표 5〉 연금자산과 가계저축의 대체효과: Robust 회귀분석

설명변수	純간여생애소득		純생애소득	
	모형1	모형2	모형1	모형2
상수항	-2.235 (-1.92)	-2.550 (-2.73)	-0.952 (-0.72)	-0.925 (-0.82)
가구별 생애소득	-0.200 (-2.43)	-0.187 (-2.44)	-0.095 (-1.52)	-0.095 (-1.59)
Age	4.950 (2.15)	5.758 (3.12)	2.102 (0.80)	2.070 (0.92)
Age-income interaction	0.754 (3.64)	0.724 (3.76)	0.430 (3.00)	0.432 (3.13)
Education Years	0.062 (2.66)	0.067 (2.92)	0.057 (2.44)	0.057 (2.51)
Married	0.184 (0.74)	-	0.017 (0.07)	
Kids	-0.047 (-0.55)	-	0.001 (0.02)	
two earners	-0.450 (-3.70)	-0.431 (-3.67)	-0.443 (-3.63)	-0.440 (-3.77)
연금자산	-0.289 (-1.65)	-0.296 (-1.66)	-0.366 (-2.03)	-0.367 (-2.06)
F(8, 319)	13.86	18.61	17.91	24.42

주: ()는 t 값임.

통계적 유의성이 낮은 결혼 더미와 자녀수를 제외하여도 연금자산의 대체효과의 크기와 통계적 유의성은 변하지 않는다(모형 2). 한편 가구별 생애소득으로 純생애소득을 사용하면 연금자산의 대체효과가 소폭 상승하면서 95% 신뢰수준에서 통계적 유의성이 있는 것으로 분석되었다. 참고로 본 연구에서 사용한 광의의 가구별 자산 대신 협의의 금융자산을 사용하면 회귀분석의 분석결과가 왜곡되어 연금자산의 부호가 正으로 바뀌면서 통계적 유의성이 없는 것으로 조사되었다.²¹⁾ 아울러 OLS 회귀분석에 관심이 있는 독자를 위하여 〈부표 2〉에 OLS 회귀분석 결과를 요

21) 금융자산 사용 시 연금자산 계수는 LAD 회귀분석에서 0.057(0.89)로, 그리고 Robust 회귀분석에서 0.048(0.80)로 조사되었다. 여기서 ()는 t 값임.

약하였다.

3. 민감도 분석

〈표 6〉에 민감도 분석을 위해 기본가정과 다른 이자율을 적용하고 LAD 회귀분석법을 사용할 때의 분석결과가 요약되어 있다. 낙관적 가정의 경우 전체적인 내용은 기본 가정과 유사하며, 연금자산의 대체효과가 44.7%로 상승하면서 통계적 유의성이 소폭 상승하는 것으로 조사되었다. 또한 보수적 가정에서도 전체적인 내용은 기본 가정과 유사하며, 연금자산의 대체효과가 31.6%로 감소하면서 통계적 유의성이 소폭 상승하는 것으로 나타났다. 한편 Robust 회귀분석법을 사용할 때의 민감도 분석결과 역시 LAD 회귀분석법을 사용할 때와 비슷한 것으로 조사되었다.

〈표 6〉 이자율 관련 민감도 분석: LAD 회귀분석

설명변수	낙관적 가정	보수적 가정
상수항	-2.468 (-1.76)	-2.210 (-1.54)
가구별 생애소득	-0.183 (-1.83)	-0.174 (-1.73)
Age	5.291 (1.90)	4.703 (1.66)
Age-income interaction	0.763 (3.05)	0.759 (3.02)
Education Years	0.050 (1.77)	0.050 (1.73)
Married	0.406 (1.37)	0.362 (1.19)
Kids	-0.151 (-1.47)	-0.155 (-1.48)
two earners	-0.419 (-2.82)	-0.409 (-2.75)
연금자산	-0.447 (-1.76)	-0.316 (-1.80)
Pseudo R^2	0.146	0.146

주: ()는 t 값임.

VI. 결 론

본 논문은 공적연금제도가 가계저축에 미치는 영향을 이론적으로 살펴본 후 국민연금 자산이 가계저축을 대체하는지, 대체하면 대체효과의 크기가 얼마나 되는지를 한국노동패널을 이용하여 분석하였다. 본 연구에서는 소득 추정, 연금자산 추정 및 비연금자산과 관련된 기존연구의 문제점을 개선하여 회귀분석의 신뢰성을 제고하였다. 즉, 계량경제학 기법을 활용하여 개별 근로자의 특성을 반영한 쉐취업기간의 연령별 임금을 추정한 후, 이에 기초하여 연금자산을 산출하였다. 또한 우리나라에서 중요한 노후소득 보장수단으로 널리 활용되는 부동산 등의 실물자산을 금융자산에 합산하여 비연금자산 변수로 사용하였다.

본 연구에서 국민연금 자산의 가계저축 대체효과의 크기가 90% 신뢰수준에서 약 0.3-0.4로 조사되었다. 이는 최근에 영국과 미국을 대상으로 하여 실시된 Attanasio and Rohwedder (2003) 및 Gale (1998) 보다 낮지만, 독일을 대상으로 한 김상호 (2005) 에서보다 높은 수치이다. 회귀방정식의 핵심변수인 연금자산의 신뢰수준이 통상적 학술연구에서 사용되는 95%에 미치지 못하여 신뢰성이 다소 떨어지지만, 본 연구결과는 국민연금제도의 도입과 가입자 확대가 선진국에서 관찰되는 것처럼 가계저축을 구축하였을 가능성이 높음을 제시한다.²²⁾

본 연구의 분석결과는 노후보장에서 차지하는 국민연금제도의 비중 확대를 억제하며, 국민연금 기금을 축적하여 국민경제의 자본축적에 미치는 부정적 영향을 축소함으로써 잠재경제성장률 하락과 실업증가에 미치는 영향을 축소할 필요가 있음을 시사한다.²³⁾ 이러한 관점에서 2007년 7월에 국회를 통과한 연금개혁 법안에서 소득대체율을 40년 가입기준으로 60%에서 40%로 낮춘 것은 바람직하다. 또한 완전적립방식으로 운영되며 가계저축에 중립적인 민간부분의 노후보장 상품인 퇴직연금제도와 개인연금제도를 활성화할 필요가 있음을 시사하며, 제도 활성화를 위해 세제 혜택을 확대할 필요가 있다.²⁴⁾ 본 연구자는 향후 한국노동패널의 자료추적 기

22) 국민연금자산 변수의 신뢰수준이 떨어지는 것은 제도가 성숙하지 못해 인지도가 높지 않으며 최근에 확산된 국민연금제도에 대한 불신에 기인하는 것으로 판단된다.

23) 아울러 국민연금 기금이 만기가 긴 국공채에 편중되어 운영되면 자본시장 발전을 저해하는 요소가 될 수 있다. 이에 대한 유익한 논평을 제공한 익명의 심사자에게 감사를 표한다.

24) 퇴직연금제도 실태조사에 따르면 퇴직연금제도 활성화를 위한 가장 큰 유인책은 세제 혜택의 확대이다(김원식 외 2006, p. 15ff).

간이 연장되어 신뢰성이 제고된 패널자료에 기초하며 좀 더 정교한 기법을 활용한 후속연구가 이루어지기를 기대한다.

■ 참 고 문 헌

1. 강성호 · 임병인, “공적연금의 민간저축 구축효과에 대한 실증연구: 가구특성별 접근,” 『경제분석』, 제11권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2005, pp. 165-183.
2. 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금 재정계산 및 제도 개선방안』, 2003.
3. 김상호, “공적연금자산과 가계저축의 대체효과: 독일 패널데이터를 이용한 실증분석,” 『경제학연구』, 제51집 제4호, 2003, pp. 33-55.
4. ———, “연금자산이 가계저축에 미치는 영향: 대체효과에 대한 이론적, 실증적 연구,” 『경제학연구』, 제53집 제4호, 2005, pp. 47-65.
5. 김원식 · 신문식 외, 『퇴직연금제도 도입 및 실태 조사 보고서』, 노동부, 2006.
6. 배준호 · 김상호, 『연금, 이렇게 바꾸자』, 한국경제연구원, 2005.
7. 원종욱, “국민연금제도의 확대가 직역간 저축율에 미치는 영향분석,” 『노동경제논집』, 제22권 제2호, 1999, pp. 229-242.
8. 윤석명, “공적분 방법을 이용한 미국 사회보장제도의 민간저축효과 분석,” 한국공공경제학회 2000년도 제1차 학술대회 발표논문, 2000.
9. 임경목 · 문형표, “공적연금이 가계저축에 미치는 영향,” 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제 (I)』, 한국개발연구원, 2003, pp. 227-276.
10. 통계청, 『장래인구특별추계』, 2005.
11. 한진희 · 최경수 · 임경목 · 신석하, 『한국경제의 잠재성장률 전망』, 한국개발연구원, 2006.
12. Alessie, R. J. M., Kapteyn, A. and Klijn, F., “Mandatory Pensions and Personal Savings in the Netherlands,” *De Economist*, Vol. 145, No. 3, 1997, pp. 291-324.
13. Attanasio, O. P. and Brugiavini, A., “Social Security and Household Savings,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, 2003, pp. 1075-1119.
14. Attanasio, O. P. and Rohwedder, S., “Pensions Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reforms in the United Kingdom,” *American Economic Review*, Vol. 93, 2003, pp. 1499-1521.
15. Barro, R. J., *The Impact of Social Security on Private Saving: Evidence from the U.S. Time Series*, American Enterprise Institute for Public Policy Research: Washington, D. C., 1978.
16. Bottazzi, R., Jappelli, T. and Padula, M., “Retirement Expectations, Pension Reforms,

- and their Impact on Private Wealth Accumulation," CFS Working Paper, No. 2006/10.
17. Browning, M. and Crossley, T.F., "The Life-Cycle Model of Consumption and Saving," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, 2001, pp.3-22.
18. Engen, E.M., Gale, W.G. and Scholz, J.K., "Do Saving Incentive Work?," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994, pp.85-180.
19. Euwals, R., "Do Mandatory Pensions Decrease Household Savings? Evidence from the Netherlands," *De Economist*, Vol. 148, No. 5, 2000, pp.643-670.
20. Feldstein, M.S., "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, 1974, pp.905-926.
21. Gale, W.G., "The Effects of Pensions on Wealth: A Re-evaluation of Theory and Evidence," Working Paper, The Brookings Institution, 1995.
22. _____, "The Effects of Pensions on Household Wealth: A Revaluation of Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No.4, 1998, pp.706-723.
23. Greene, W., *Econometric Analysis*, Fourth Edition, Prentice-Hall, 2000.
24. Gruber, J., "The Incidence of Mandated Maternity Benefits," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, June 1994, pp.622-641.
25. Gruber, J. and Krueger, A.B., "The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Workers' Compensation Insurance," in David Bradford (ed.), *Tax Policy and the Economy*, Cambridge, MA: MIT Press, 1991, pp.111-144.
26. Hamermesh, D.S. and A. Rees, *The Economics of Work and Pay*, New York, Harper Collins College Publishers, 1993
27. Hubbard, R.G., "Pension Wealth and Individual Savings: Some New Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 18, 1986, pp.167-178.
28. Jappelli, T., Does Social Security Reduce the Accumulation of Private Wealth? Evidence from Italian Survey Data, *Ricerche Economiche*, Vol. 49, 1995, pp.1-31.
29. Jürges, H., "Do Germans Save to Leave an Estate? An Examination of the Bequest Motive," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 103, No. 3, 2001, pp.391-414.
30. Kazarosian, M., "Precautionary Savings-A Panel Study," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, 1997, pp.241-247.
31. King, M.A. and Dicks-Mireaux, L-D.L., "Asset Holdings and the Life-Cycle," *The Economic Journal*, Vol. 92, 1982, pp.247-267.
32. Lavi, Y. and Spivak, A., The Impact of Pension Schemes on Saving in Israel, *Applied Economics*, Vol. 31, 1999, 761-774.
33. Montgomery, E., Shaw, K., and Benedict, M.E., "Pensions and Wages: An Hedonic Price Theory Approach," *International Economic Review*, Vol. 33, No. 1, 1992, pp.111-128.
34. Stata Reference Books, A Stata Press Publication, Texas, 2005.
35. Thaler, R.H., Anomalies: Saving, Fungibility, and Mental Accounts, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, 1990, pp.193-205.

〈부표 1〉 실질이자율, 실질임금상승률 및 물가상승률

연도	실질이자율	실질임금상승률	물가상승률
2007	4.4	4.0	3.0
2008	4.3	4.0	3.0
2009	4.2	4.0	3.0
2010	4.2	3.9	3.0
2011	4.1	4.0	3.0
2012	4.0	4.0	3.0
2013	3.9	3.9	3.0
2014	3.8	3.9	3.0
2015	3.7	3.8	3.0
2016	3.6	3.8	3.0
2017	3.6	3.7	3.0
2018	3.5	3.7	3.0
2019	3.4	3.7	3.0
2020	3.4	3.6	3.0
2021	3.3	3.5	3.0
2022	3.3	3.5	3.0
2023	3.2	3.4	3.0
2024	3.2	3.4	3.0
2025	3.2	3.3	3.0
2026	3.1	3.3	3.0
2027	3.1	3.2	3.0
2028	3.1	3.2	3.0
2029	3.1	3.1	3.0
2030	3.1	3.0	3.0
2031	3.1	2.9	3.0
2032	3.1	2.9	3.0
2033	3.1	2.9	3.0
2034	3.1	2.9	3.0
2035	3.1	2.9	3.0
2036	3.1	2.8	3.0
2037	3.1	2.8	3.0
2038	3.1	2.8	3.0
2039	3.1	2.8	3.0
2040	3.1	2.8	3.0
2041	3.1	2.7	3.0
2042	3.1	2.7	3.0
2043	3.1	2.7	3.0
2044	3.1	2.7	3.0
2045	3.1	2.7	3.0
2046	3.2	2.6	3.0
2047	3.2	2.6	3.0
2048	3.2	2.7	3.0
2049	3.2	2.7	3.0
2050	3.2	2.8	3.0

자료: 한진희 외 (2006).

〈부표 2〉 연금자산과 가계저축의 대체효과: OLS 회귀분석

설명변수	純 잔여생애소득	
	모형1	모형2
상수항	- 3. 421 (-1. 99)	-4. 399 (-3. 20)
가구별 생애소득	-0. 273 (-1. 99)	-0. 299 (-2. 03)
연령	6. 254 (1. 84)	8. 325 (3. 07)
연령-생애소득	0. 925 (3. 04)	0. 817 (2. 89)
교육연수	0. 131 (3. 81)	0. 133 (3. 95)
결혼 더미	0. 163 (0. 44)	-
자녀수	-0. 128 (-1. 02)	-
맞벌이부부 더미	-0. 518 (-2. 89)	-0. 502 (-2. 91)
연금자산	-0. 136 (-0. 52)	-0. 129 (-0. 49)
adjusted R^2	0. 199	0. 201

주: ()는 t 값임.

Pension Wealth and Household Saving: Evidence from the Korean Labor and Income Panel Study

Sangho Kim*

Abstract

Based on the Korean Labor and Income Panel Study, I have been investigating the effects of the National Pension Scheme on household saving. Lifetime income and pension wealth have been estimated for a sample of 328 households. I improved the measurement error of lifetime income and pension wealth by calculating annual labor incomes for each individual. The coefficient of the pension wealth variable is negative and significantly different from zero at the 10-percent level. This study shows that social security wealth in Korea most likely reduces non-pension wealth, controlling other variables, by between about 30 and 40%.

Key Words: pension wealth, substitution effect, panel data

* Professor, Department of International Business, Kwandong University