

국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과 정책시사점*

The Effects of the National Pension Wealth on Household Behaviors to hold the Private Pension Wealth and Its Policy Implications

전 승 훈**

Jeon Seung-Hoon

임 병 인***

Lim Byung In

본 연구는 『국민노후보장패널자료』를 사용하여, 2005년 기준으로 연령이 45~59세이고, 임금근로자인 가구주의 국민연금자산을 추정한 후, 국민연금 자산이 개인연금 자산 보유여부, 개인연금 자산규모, 개인연금 월 불입액에 미치는 효과를 분석하였다. 분석 결과, 공적연금 자산이 개인연금에 유의한 영향을 미친다는 결과를 발견할 수 없었다. 즉, 공적연금 자산 규모의 증가가 개인연금을 통한 저축행위를 위축시키거나, 반대로 공적연금 자산 규모의 감소가 개인연금을 통한 저축행위를 활성화시키는 효과를 발견할 수 없었다. 이 결과는 개인의 공적연금 자산규모를 줄이는 방식의 공적연금 개혁이 개인의 노후보장에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 이는 공적 연금 개혁을 통해 공적연금 자산이 줄어들 때 개인연금을 통한 노후대비 소득 확보노력이 증가하지 않는다면, 결과적으로 노후 준비가 부실해 질 수 있기 때문이다. 따라서 공적연금 개혁을 논의할 때에는 개인의 사적인 노후준비를 촉진할 수 있는 정책이 동시에 검토될 필요가 있다.

국문 색인어: 개인연금, 공적연금자산, 노후보장

학술진흥재단 분류 연구분야 코드: B051602

* 제1회 국민노후보장패널조사 학술대회에서 본 논문의 초안에 대해 논평해주신 류건식 박사(보험연구원)께 감사드립니다. 본 논문의 견해는 저자의 소속기관과는 무관함을 밝힙니다.

** 국회예산정책처 세입세제분석팀, 제1저자(jsh1105@nabo.go.kr)

*** 충북대학교 경제학과, 교신저자(billforest@hanmail.net)

논문 투고일: 2008. 08. 06, 논문 게재 확정일: 2008. 11. 21

I. 문제제기

우리나라의 개인연금은 1994년 6월 노후소득보장을 위한 중요한 수단 중의 하나로 도입되었다. 1988년에 도입되어 1998년 전 국민을 대상으로 확대된 국민연금 제도, 1994년 개인연금 도입에 이어 2005년 12월 퇴직연금제도가 도입됨으로써 3층 노후소득보장체계가 제도적으로 완벽하게 구축되었다. 그런데 법률에 의해 강제로 가입하는 공적연금이나 사실상 퇴직금제도와 함께 실시되어 실질적으로 강제로 가입하도록 되어 있는 퇴직연금제도와는 달리 개인연금제도는 자발적인 의사결정에 의하여 가입하게 된다. 즉, 경제주체들은 자신이 가지고 있는 노후소득보장수단과 대표적인 노후소득보장용 상품인 개인연금에 대한 인식, 그리고 강제로 가입하여 납부할 수밖에 없는 공적연금 가입 이후에 저축할 만한 여유가 있는지 여부를 판단하여 자발적으로 가입을 결정할 것이다. 이 때 경제주체가 개인연금제도와 공적연금제도 간의 관계를 대체관계로 인식하고 있다면 소득증가에 따른 공적연금 납입금의 증가는 개인연금을 통한 저축행위를 감소시키는 효과(crowding-out effect)를 가지게 될 것인데, 이 경우에는 개인연금을 도입하여 국민들의 노후소득을 충분히 보장하게 하려는 제도 도입의 취지가 상당부분 훼손될 수 있다.

공적연금, 퇴직연금, 개인연금 간의 관계는 2007년 7월에 개정된 국민연금제도와 그 이후에도 계속 논의되고 있는 각종 공적연금관련 제도 개혁의 성과에도 중요한 영향을 미칠 수 있다. 만일 공적연금과 개인연금 간에 대체관계가 존재한다면, 공적연금 개혁을 통한 순연금 자산의 감소는 개인연금을 통한 저축행위를 증가시킬 것이다. 이에 따라 개인의 노후소득보장에 커다란 영향을 미치지 않으면서도 공적연금으로 인한 재정 부담을 완화할 수 있을 것이다. 그러나 공적연금과 개인연금 간에 대체관계가 존재하지 않는다면, 공적연금 개혁을 통한 순연금 자산의 감소는 개인연금을 통한 저축행위에 별다른 영향을 미치지 않을 것이다. 이 경우 공적연금 소득대체를 인하는 개인의 노후소득보장에 부정적인 영향을 미치게 된다. 또한 소득 대체율 인하를 통해 단기적으로는 정부의 재정 부담이 완화되는 것으로 보이지만, 중장기적으로는 노년소득이 충분하지 않은 빈곤층이 증가하면서 정부의 재정 부담이 증가할 수도 있을 것이다. 이와 같이 다층노후소득보장 체계를 구성하고 있는 공

적연금, 퇴직연금, 개인연금 간의 관계를 규명하는 것은 다층노후소득보장체계의 발전과 최근 이루어지고 있는 공적연금 개혁 성공을 위해 선행되어야 할 연구이다.

국민연금을 포함한 공적연금이 개인연금을 포함한 전체 민간저축에 미치는 영향에 대한 연구는 Feldstein(1974) 이후 많은 연구자에 의해 이루어진 바 있다. 기존 연구들을 살펴보면, Feldstein(1974, 1995), Gale(1998), Attanasio and Brugiavini(2003), Attanasio and Rohwedder(2003) 등 대다수 연구에서 공적연금이 민간저축을 감소시킨다는 결과를 제시하고 있지만, Barro(1978), Leimer and Lesnoy(1982) 등은 공적연금이 민간저축에 미치는 효과가 기대만큼 크지 않다는 연구결과를 제시하기도 하였다. 국내의 연구로는, 원종욱(1999), 강성호·임병인(2005), 김상호(2003, 2005, 2007) 등의 연구에서 공적연금이 민간저축을 감소시키는 구축효과가 나타난다는 결과가 제시되었다. 반면, 미국의 시계열 자료를 사용한 윤석명(2000)의 연구에서는 사회보장제도가 민간저축을 감소시킨다는 귀무가설이 기각된 바 있다. 또한 임경목·문형표(2003) 등에서는 특수직역연금 가입자에게서는 공적연금의 민간저축에 대한 구축효과가 발견되었지만, 국민연금 가입자에게서는 공적연금의 민간저축에 대한 구축효과가 발견되지 않았다.

그런데 공적연금이 민간저축에 미치는 효과를 검증한 기존 연구들은 주로 가계의 저축률, 가계의 금융자산, 금융자산과 부동산자산을 포함한 총자산 등에 초점을 맞추고 있으며, 공적연금이 개인연금을 통해 저축행위에 어떻게 영향을 미치는가에 관한 연구는 거의 찾기 어려웠다. 그러나 가구의 저축목적이 주택마련, 자녀교육, 노후대비, 불의의 사고에 대한 대비 등 다양하고, 가계가 각각의 목적에 맞게 저축수단을 선택한다고 가정한다면 노후대비 수단인 공적연금이 가계저축에 미치는 영향은 개별 저축항목에 따라 상이하게 나타날 수 있다.

이 같은 문제의식 하에서 본 연구는 공적연금 중 국민연금을 중심으로 개인연금 가입 및 개인연금을 통한 저축행위에 미치는 효과를 분석한다. 본 연구는 공적연금이 민간저축에 미치는 효과에 대한 기존 연구를 공적연금이 노후대비 수단으로 활용되는 중요한 민간저축에 미치는 효과로 보다 구체화시키는 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 또한 본 연구를 통해 3층 노후소득 보장체계의 구축 방안 및 국민연금개혁 방안과 관련된 다양한 시사점을 얻을 수 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제 II장에서는 국민연금의 자산을 추정한다. 이를 위해 국민노후보장패널 1차년도 자료를 이용하여 생애임금소득을 구한 후, 이를 기초로 생애연금급여의 현재가치를 측정하였다. 제 III장에서는 공적연금 자산이 개인연금 가입행위, 개인연금 자산규모, 개인연금 불입액 등에 미치는 영향을 추정하였다. 마지막으로 제 IV장에서는 연구결과를 요약하고 정책시사점을 제시하였다.

II. 국민연금자산의 추정

1. 국민연금자산 추정방법

국민연금 자산을 추정하기 위해서는 은퇴 후 수급할 생애연금액의 현재 가치와 쏠가입기간 동안 납부하는 보험료의 현재가치를 산정해야 한다. 본 연구에서는 우선 은퇴 연도 기준연금액을 (1)식을 이용하여 계산하였다¹⁾. (1)식은 2007년의 국민연금법 개정 이후 사용되는 기본연금액 계산식에서 출산 크레딧(credit)과 군복무 크레딧 관련 부분을 제외한 식이다. 2자녀 이상 출산 시 가입기간을 추가로 인정해주는 출산 크레딧의 경우 2008년 1월 1일 이후 출생한 자녀부터 적용되고, 병역의무 이행자에게 6개월의 가입기간을 추가로 인정해주는 군복무 크레딧의 경우 2008년 1월 1일 이후 입대자부터 적용된다.

본 연구에 사용되는 표본이 2005년 기준 45~59세인 가구주이기 때문에 기본연금 계산식에서 출산 크레딧과 군복무 크레딧을 제외한 경우와 제외하지 않은 경우의 차이는 발생하지 않는다.

1) 본 연구에서는 국민연금자산을 추정할 때 장애연금, 유족연금 등은 제외하고 노령연금 수급액만을 고려하였다.

$$\begin{aligned} \text{기본연금액} = & [2.4(A+0.75B) \times \frac{P1}{P} + 1.8(A+B) \times \frac{P2}{P} + 1.5(A+B) \times \frac{P3}{P} \quad (1) \\ & + 1.485(A+B) \times \frac{P4}{P} + \dots + 1.2(A+B) \times \frac{P23}{P}] \times (1+0.05)^{\frac{n}{12}} \end{aligned}$$

(1)식에서 A는 연금수급 전 3년간의 평균소득월액의 평균액을, B는 가입자 개인의 가입기간 동안의 기준소득월액의 평균액을 각각 의미한다. P는 전체 가입월수를 의미하며, P1~P23은 특정 기간 동안의 가입월수를 각각 의미한다. 예를 들어 P1은 1988~1998년 기간의 가입월수를, P2는 1999~2007년 기간의 가입월수를, P3~P22는 2008~2027년 기간 동안의 가입월수를, P23은 2028년 이후 기간의 가입월수를 각각 의미한다. 각 연도에 해당하는 산식에 붙는 조정계수는 1988~1998년 기간에는 2.4, 1999~2007년 기간에는 1.8이며, 2008~2027년 기간에는 1.5에서 시작하여 매년 0.015씩 감소한다. 그 결과 2028년 이후에는 1.2의 값을 갖게 된다. (1)식의 마지막에 나오는 n은 20년을 초과하는 가입월수를 의미한다.

위와 같이 계산한 기본연금액에 대해 은퇴 후 기대여명을 적용하여 생애국민연금액을 추정 한 후, (2)식과 같이 물가상승률(π)와 할인율(r)을 적용하여 연금수급 연도 기준 생애국민연금액의 현재가치를 구하였다. 여기서 T는 연금수급 개시 후 생존기간을 의미한다. 2005년 기준 총국민연금자산은 이상과 같이 측정된 연금수급 연도 기준 생애국민연금액의 현재가치를 2005년도 기준 현재가치로 변환하여 구한 것이다.

$$\text{연금 수급 연도 기준 생애연금액의 현재가치} = \text{기본연금액} \times \sum_{t=1}^T \frac{(1+\pi)^{t-1}}{(1+r)^{t-1}} \quad (2)$$

2005년도 기준 순연금자산은 2005년도 기준 생애국민연금액에서 생애보험료를

차감하여 계산하였다. 생애보험료는 각 연도의 소득수준을 2005년도 현재가치로 변환한 후, 여기에 9%의 보험료율을 적용하여 계산하였다.

2. 표본 추출

본 연구에서 사용한 자료는 『국민노후보장패널』 1차년도 자료이다. 『국민노후보장패널』은 고령화 등 급격히 변화하는 사회 환경 속에서 증가하고 있는 노후보장욕구와 그 중요도를 파악하고, 이에 맞는 고령화 정책을 수립하기 위한 기초자료 수집 및 생산을 목적으로 만들어진 패널자료이다. 전국에 있는 만 50세 이상 가구원이 있는 가구를 조사대상으로 하고 있으며, 실제로는 2000년 인구주택 총조사 10% 표본조사구 중 섬조사구와 시설단위조사구를 제외한 24,995개 일반조사구가 조사 대상이다. 『국민노후보장패널』에는 개인의 고용, 은퇴, 연금, 그리고 가구의 소득 및 지출, 자산 등에 관한 내용이 조사되어 있으며, 특히 개인연금과 관련하여 가입 계좌 수, 가입형태, 월 평균 불입액, 개인연금 시가총액 등이 조사되어 있어 본 연구의 목적에 부합하는 자료이다.

본 연구에서는 『국민노후보장패널』을 사용하면서 다음의 기준을 적용하여 표본 가구를 선정하였다. 첫째, 59세 이하 임금근로자만을 대상으로 하였으며, 자영자 및 연금수급자를 표본에서 제외하였다. 이는 자영자 및 연금수급자들의 경우 저축 패턴이 상이할 수 있기 때문이다(Gale, 1998; 김상호, 2007). 둘째, 임금근로자 중 공무원 연금, 사학연금, 군인연금 가입자는 분석에서 제외하였다. 이에 따라 본 연구에서는 국민연금이 저축에 미치는 효과를 분석하게 된다. 셋째, 가구주만을 분석대상으로 하였는데, 이는 대체로 저축행위가 가구 단위로 이루어지는 경우가 많다고 판단했기 때문이다. 넷째, 근로소득과 연금가입연도가 정확히 파악되지 않는 경우는 제외하였다. 이는 연금자산 추정을 위한 정보를 정확히 파악하기 위함이다. 이상의 기준을 충족하는 표본 수는 370명이다.

〈표 1〉은 표본의 특성을 정리한 것이다. 표본의 평균연령은 54.3세이며, 최소연령은 45세, 최고령은 59세이다. 전체 표본의 82.74%는 남성이며, 배우자가 있는

표본의 비율은 88.25%였다. 고등학교를 졸업하거나 전문대졸 이상인 인원의 비중이 52.24%이고, 가구원 수는 평균 3.37명이었다. 표본의 직종을 살펴보면, 입법공무원·고위임원 및 관리자, 전문가·기술공·준전문가 비중이 12.74%이고, 사무종사자·서비스종사자·판매종사자 비중이 18.53%였다. 농업 및 어업숙련 종사자, 기능원 및 관련 기능종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자 비중은 33.70%였으며, 나머지는 단순노무종사자 혹은 기타 분류 외 종사자였다. 표본의 경제 상태를 살펴보면, 자가 소유자 비중은 90.9%로 높은 편이었다. 월평균근로소득은 약 194만원이고, 근로소득 이외에 재산소득 평균액이 약 127만원, 가구주 외 가구원의 근로소득 평균액은 약 93만원으로 조사되었다. 그리고 전체 표본 중 약 50.18%가 노후대비를 목적으로 저축하고 있었다.

〈표 1〉 표본의 특징

구 분	평균	표준편차	최소값	최대값
연령 (세)	54.3	2.9021	45.00	59.00
성별 (남성=1)	0.8274	0.3784	0.00	1.00
교육수준 (고졸이하=0, 이외=1)	0.5224	0.5002	0.00	1.00
배우자 유무 (유=1)	0.8825	0.3225	0.00	1.00
가구원수 (명)	3.37	1.1623	1.00	7.00
직종 (고위직, 전문가 및 준전문가=1)	0.1274	0.3339	0.00	1.00
직종 (사무, 서비스, 판매종사자=1)	0.1853	0.3891	0.00	1.00
직종 (숙련공 및 기능공=1)	0.337	0.4733	0.00	1.00
자가소유여부 (소유=1)	0.909	0.2880	0.00	1.00
근로소득 (천원)	1944.19	1544.19	100.00	16700.00
재산소득 (천원)	1270.04	4499.27	0.00	56000.00
기타가구원 소득 (천원)	933.58	1422.60	0.00	13466.67
저축목적 (노후대비=1)	0.5018	0.5007	0.0000	1.00

3. 생애국민연금자산추정의 기본 가정과 추정결과

1절에서 소개한 방법으로 국민연금자산을 추정하고자 할 때에는 많은 가정이 필요하다. 우선 (1)식의 A와 B, $P_1 \sim P_{23}$, n 의 값을 계산하기 위해서는 연도별 임금을 추정하여야 하며, 임금증가율, 국민연금 가입시점, 은퇴 시점 등에 대한 자료가 있어야 한다. 또한 2005년 기준 생애국민연금액의 현재가치를 측정하기 위해서는 물가상승률, 이자율, 급여수급 시점, 급여 종료시점(=사망시점) 등에 대한 가정이 있어야 한다. 이에 본 연구에서는 각각에 대해 다음의 가정을 사용하였다.

첫째, 노동시기의 연도별 임금수준을 추정하기 위해 임금함수를 추정한 후, 그 결과를 이용하여 연령-소득 프로파일을 구하였다. 이때 임금함수는 King and Dickson-Mireaux(1982), Kazarozian(1997), Jorges(2001) 등에서 기초하여 김상호(2007), 강성호·전승훈·임병인(2008) 등에서 사용된 함수가 사용되었다. 종속변수로는 근로자의 근로소득이 사용되었으며, 설명변수로는 연령, 성별더미변수, 교육수준더미변수, 지역더미변수, 배우자유무 더미변수, 직종더미변수 등이 사용되었다. 최근 들어 패널자료(panel data)에 대한 접근성이 높아지면서, 패널자료를 이용한 임금함수 추정이 증가하는 추세를 보이고 있다. 또한 많은 연구에서 패널자료를 이용한 임금함수 추정이 횡단면자료를 이용하여 임금함수를 추정할 때 발생할 수 있는 문제점을 효과적으로 통제할 수 있다고 지적하고 있다²⁾. 그러나 본 연구에서는 『국민노후보장패널자료』가 1차년도 자료만이 사용가능하기 때문에 불가피하게 횡단면 자료를 이용하여 임금함수를 추정하였다. 임금함수 추정결과는 <표 2>에 제시하였다. 임금함수 추정 결과를 이용하여 노동시기의 근로소득을 추정하였다. 이때 노동기간은 국민연금 가입기간과 동일하다고 가정하였다.

2) 이와 관련된 논의는 강성호·전승훈·임병인(2008)에 자세히 소개되어 있다.

〈표 2〉 임금함수 추정결과

구 분	계수값	표준오차
상수항	8.3571	0.5238***
연령	-0.0352	0.0094***
성별(남성=1)	0.4515	0.0850***
교육수준(고졸초과=1)	0.1212	0.0606**
지역(광역시도=1)	-0.0622	0.0550
배우자유무(유=1)	0.1412	0.0929
직종(고위직, 전문가 및 준전문가=1)	1.0260	0.0941***
직종(사무, 서비스, 판매종사자=1)	0.5332	0.0819***
직종(숙련공 및 기능공=1)	0.3989	0.0681***
Adj.R ²	0.4703	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

둘째, 실질이자율, 실질임금상승률, 물가상승률 등의 전망치는 김상호(2007)에 소개되어 있는 한진희 외(2006)의 전망치를 사용하였다. 자세한 전망치는 〈부표 1〉에 소개하였다.

셋째, 국민연금 가입시점은 『국민노후보장패널』의 개인별 자료에 조사되어 있는 국민연금 가입연도 자료를 사용하였으며, 모든 임금근로자가 59세에 은퇴하는 것으로 가정하였다. 단, 분석의 편의를 위해 가입연도의 1월 1일에 국민연금에 가입하고, 59세 되는 해 12월 31일에 은퇴하는 것으로 가정하였다. 이상의 가정에 따라 추정된 국민연금 가입기간은 최소 1년에서 최대 29년으로 나타났다. 가입기간이 10년 미만인 경우도 표본 중 17.3%나 되는 것으로 나타났다. 그러나 본 연구에서는 국민연금 가입기간이 노령연금수령을 위한 필요기간에 미달하는 경우에도 앞서 소개한 방식에 의해 국민연금 자산을 추정하였다. 국민연금 가입기간에 대한 자세한 추정치는 〈부표 2〉에 소개하였다.

넷째, 개인의 연금급여 수급 시점은 2012년까지는 60세이고, 2013년에는 61세

가 된 후 5년마다 1년씩 연장되어 2033년에는 65세가 되는 것으로 가정하였다. 연금급여 종료시점은 통계청의 완전생명표에 제시된 2005년 기준 기대여명 자료를 사용하였다. 단, 분석의 편의를 위해 기대여명 중 소수점 이하는 반올림하였다. 또한 급여수급은 해당 연도의 1월부터 시작되고, 급여종료는 해당연도 12월까지의 급여를 받은 후 종료되는 것으로 가정하였다. 이러한 방식으로 추정된 국민연금 급여 수급기간은 최소 18년에서 최대 25년이다. 연령별 기대여명과 국민연금 급여수급기간 추정치는 <부표 3>과 <부표 4>에 소개하였다.

이상의 가정들을 활용하여 추정한 <표 2>의 임금함수를 통해 추정한 생애국민연금자산 등의 추정결과를 <표 3>에 제시하였다. 생애근로소득의 현재가치는 6억 1,656만원으로 측정되었고, 총국민연금자산의 현재가치는 약 1억 4,444만원, 기여금 총액의 현재가치는 7,681만원, 그리고 총국민연금자산에서 기여금 총액을 차감한 순국민연금자산의 현재가치는 6,763만원이었다. 추정치를 활용하여 생애근로소득대비 총국민연금자산의 비중을 계산한 결과, 약 27.49%였다.

<표 3> 생애국민연금자산 추정결과

(단위: 천원, %)

구 분	금액	표준편차
생애근로소득	615,116	322,292
총국민연금자산	144,444	54,505
기여금총액	76,810	60,520
순국민연금자산	67,634	12,052
생애근로소득대비 총국민연금자산 비중	27.49	0.0804

Ⅲ. 국민연금자산이 개인연금에 미치는 영향

1. 개인연금 가입 현황

우리나라의 개인연금제도는 1994년 6월 도입된 이후 2000년까지는 개인연금저축, 2001년부터는 연금저축 형태로 운용되고 있다. 국내 개인연금 시장규모는 2002년 22.4조원에서 2003년 25.9조원, 2004년 29.9조원 수준으로 조금씩 증가하고 있으나, 여전히 작은 규모로 평가되고 있다(대한민국정부, 2006).

한편, 김수완·김순옥(2007)에 따르면, 국민연금 가입율이 현 수준에서 변하지 않는다는 전제 하에서 우리나라의 60세 이상 인구 중 개인연금 수급자 수의 비중은 2006년 약 1%에서 서서히 증가하여 2015년에는 약 4.4%, 2030년 이후에는 약 10~11% 수준, 수급세대의 비율은 2006년 1.5%에서 2015년 4.4%, 2030년 이후에는 14.9~17.5% 수준이 될 것으로 전망되었다. 따라서 개인연금 가입에 대한 정책적 유인이 확대되어 가입율이 높아진다면 수급자 비율은 김수완·김순옥(2007)의 전망치보다 높아질 것이다. 김수완·김순옥(2007)의 전망치는 <표 4>에서 인용하여 제시하였다.

〈표 4〉 개인연금 가입자수 및 수급자수 추계 결과

(단위: 천명, %)

연도	가입자수	수급자수	60세이상 인구 대비 수급자 비율	수급세대 비율	가입율 2배 시 수급자 비율
2006	3017	66	1.0	1.5	2.0
2010	3297	167	2.2	3.2	4.4
2015	3486	398	4.4	4.4	8.8
2020	3433	800	7.0	10.2	14.0
2025	3267	1251	9.2	13.3	18.4
2030	3093	1608	10.4	14.9	20.8
2035	2865	1889	11.0	15.6	22.0
2040	2671	2015	11.1	15.6	22.2
2045	2458	2057	11.1	15.3	22.2
2050	2317	1961	10.8	17.5	21.6

자료: 김수완 · 김순옥(2007), p.287

한편, 〈표 5〉와 〈표 6〉은 본 연구에서 사용한 『국민노후보장패널자료』를 이용하여 개인연금 가입현황을 구하여 제시한 것이다.

〈표 5〉 개인연금 가입자 비중

(단위: 명, %)

구 분	합 계	취업형태별			공적연금가입	
		임금근로자	자영자	미취업자	가입자	비가입자
개인연금 가입자 (비중)	333 (3.9)	143 (7.8)	87 (4.4)	103 (2.2)	185 (9.7)	148 (2.2)
관측수	8586	1822	1979	4785	1906	6680

자료: 김시원 외(2006)

『국민노후보장패널자료』의 조사에 응한 50세 이상 고령자 8,586명 중 개인연금에 가입한 사람은 333명, 3.9%로 조사되었다. 취업형태별로 보면, 임금근로자의 7.8%가 개인연금에 가입하여 자영자(4.4%)나 미취업자(2.2%)보다 가입율이 높은 것으로 조사되었다. 공적연금가입 여부를 기준으로 살펴보면, 공적연금 가입자 중 9.7%가 개인연금에 가입하여 비가입자(2.2%)보다 높은 가입율을 보였다. 공적연금 가입자 중 개인연금 가입자의 비중이 높은 것은 공적연금 가입자의 경우 상대적으로 소득이 높고, 안정적인 직업을 가진 반면, 비가입자의 경우 상당수가 비취업자이거나 상대적으로 직업 안정도가 떨어지기 때문인 것으로 판단된다.

〈표 6〉에 제시된 개인연금 가입이력을 살펴보면, 조사에 응한 347명 중 약 85%가 개인연금 불입기간이 10년 미만인 것으로 나타났다. 월 불입액은 75% 이상이 20만원 미만이었다. 가입유형을 비교해 보면 신탁형(16.6%)보다는 보험형(83.4%)을 선호하는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 개인연금 가입이력

(단위: 명, %)

구 분	불입기간			월납부액			가입유형	
	5년이하	5~10년	10년이상	10만원 이하	10~20만원	20만원이상	신탁	보험
가입자 수 (비중)	119 (34.3)	175 (50.4)	53 (15.3)	94 (28.4)	158 (47.7)	79 (23.9)	57 (16.6)	284 (83.4)
관측수	347			331			341	

자료: 김시원 외(2006)

〈표 7〉~〈표 9〉는 본 연구를 위해 추출한 표본을 이용하여 개인연금 관련 기초통계를 분석한 결과이다.

〈표 7〉 분석표본의 개인연금자산가치 및 개인연금 자산보유자

(단위: 천원, 명, %)

구 분	개인연금 자산 가치				개인연금 자산 보유자		
	평균	표준편차	최소	최대	보유자	비율	전체 관측수
전 체	14,370	9,691	684	46,200	57	15.41	370
고위직 전문가 준전문가	15,721	8,258	2,400	32,280	14	33.33	42
사무 서비스 판매종사자	15,270	11,582	2,400	46,200	14	21.21	66
숙련공 및 기능공	13,781	10,221	684	39,600	20	15.63	128
기 타	12,176	8,346	3,800	30,600	9	6.72	134

〈표 7〉은 개인연금 자산보유자의 수이다. 개인연금 자산 보유자는 현재 개인연금을 불입하는 상태로 개인연금 자산을 보유하고 있거나, 현재 개인연금을 불입하고 있지 않더라도 기존에 개인연금을 가입하여 개인연금 자산을 보유하고 있는 경우를 의미한다. 따라서 개인연금 자산보유자와 불입자수는 표본 수에 차이가 있을 수밖에

에 없다. 전체 370명의 표본 중 개인연금 자산 보유자는 57명, 15.41%였다. 직종별로 살펴보면, 고위직·전문가·준전문가 집단의 보유자 비율이 33.33%로 가장 높았으며, 사무·서비스·판매종사자 집단의 보유자비율이 21.21%로 그 다음이었다. 무직 등 기타 직종의 경우 개인연금 자산 보유자 비중이 6.72%에 불과하였다. 현재 보유하고 있는 개인연금 자산 가치의 평균은 약 1,437만원이었다. 직종별로 살펴보면, 고위직·전문가·준전문가 집단과 사무·서비스·판매종사자 집단의 평균자산가치가 각각 약 1,572만원과 약 1,527만원으로 비슷하였고, 숙련공 및 기능공이 약 1,378만원, 기타 직종이 약 1,218만원이었다³⁾.

〈표 8〉 분석표본의 개인연금 불입자 비중

(단위: 명, %)

	합 계	직종별			
		고위직·전문가·준전문가	사무·서비스·판매종사자	숙련공 및 기능공	기타
개인연금 가입자 (비중)	45 (12.16)	10 (23.81)	14 (21.21)	13 (10.16)	8 (5.97)
관측 수	370	42	66	128	134

〈표 8〉은 분석표본 중 현재 개인연금을 불입하고 있는 불입자 현황을 보여주고 있다. 현재 개인연금을 불입하고 있는 개인은 전체 표본 370명 중 45명(12.16%)이었다. 참고로 개인연금자산보유자는 57명이었다. 자산직종별로 살펴보면 고위직·전문가·준전문가 집단의 불입자 비율이 23.81%로 가장 높았으며, 사무·서비스·판매종사자 집단의 불입자 비율이 21.21%로 그 다음이었다. 무직 등 기타 직종의 경우 개인연금 불입자 비중이 5.97%에 불과하였다. 개인연금 자산보유자와 개인연금 불입자 비율을 비교해 보면, 사무·서비스·판매종사자의 경우 자산보

3) 개인연금 자산 가치는 『국민노후보장패널』 조사항목 중의 하나이므로 조사 결과를 이용하여 계산하였다.

유자와 불입자의 비율이 동일하였다. 이는 이들 직종의 경우 한번 가입을 하면 지속적으로 불입상태를 유지하는 것으로 유추해 볼 수 있다. 반면, 숙련공·기능공 집단의 경우 개인연금 자산보유자의 비중은 15.63%이나 개인연금 불입자의 비중은 10.16%로 5%포인트 이상 차이가 있었다. 또한 고위직·전문가·준전문가 집단의 경우도 자산보유자의 비중(33.33%)과 불입자의 비중(23.81%) 간에 9%포인트 이상 차이가 있었다. 즉, 이들 집단의 경우 개인연금 가입 상태의 변화가 상대적으로 많다고 볼 수 있다.

〈표 9〉는 분석표본의 개인연금 가입이력이다. 현재 개인연금을 불입하고 있는 개인 중 90% 이상의 경우 불입기간이 10년 미만으로 나타났다. 월납부액은 80% 이상이 20만원 미만이었으며, 가입유형은 보험이 84.44%로 높게 나타났다.

〈표 9〉 분석 표본의 개인연금 가입이력

(단위: 명, %)

	불입기간			월납부액			가입유형	
	5년이하	5~10년	10년이상	10만원이하	10~20만원	20만원이상	신탁	보험
가입자 수 (비중)	22 (48.89)	19 (42.22)	4 (8.89)	15 (33.33)	17 (37.78)	13 (28.89)	7 (15.56)	38 (84.44)
관측수	45			45			45	

2. 추정모형

본 연구에서는 국민연금자산이 개인연금에 미치는 영향을 분석하기 위해 추정하는 기본 모형은 (3)식과 같다.

$$Y_i = \alpha Z_i + \beta P_i + \epsilon \tag{3}$$

여기서 종속변수인 Y_i 로는 세 가지를 사용하였다. 첫 번째는 개인연금 자산 보유 여부이다. 이를 통해 국민연금 자산이 개인연금 자산보유에 미치는 영향을 분석한다. 두 번째는 국민연금 자산이 저축에 미치는 영향과 관련된 최근 연구에서 주로 사용되는 종속변수가 자산이라는 점에 착안하여 개인연금 자산규모를 사용한다. 마지막 세 번째는 가계의 개인연금 불입액이다. 이를 통해 국민연금 자산이 가계의 개인연금 불입액에 미치는 영향을 분석한다.

Z_i 는 설명변수의 벡터이다. 여기서는 소비 및 저축 결정에 영향을 미치는 요인으로 기존 연구에서 주로 사용된 변수인 연령, 성별, 배우자 유무, 가구원 수, 직종, 자가 소유 여부, 생애근로소득, 재산소득, 본인 외 가구원의 근로소득, 노후대비 저축 더미변수 등을 설명변수로 사용하였다⁴⁾.

이상의 변수 중 개인의 소득변수로 생애근로소득 변수를 사용한 것은 개인이 자신의 생애소득수준을 고려하여 소비 및 저축행위를 결정한다고 가정하였기 때문이다. 생애소득수준 변수는 앞서 소개한 임금함수 추정결과를 이용하여 구하였다. 기존 연구에서는 이상의 변수와 함께 교육수준을 나타내는 변수를 설명변수에 포함시키고 있다. 그러나 교육변수는 근로소득수준, 직종더미변수 등과 높은 상관관계를 나타내는 변수이고, 기존 연구에서 대체로 유의하지 않았기 때문에 여기서는 포함시키지 않았다. 마지막으로 P_i 는 제 II장에서 추정된 가계의 국민연금 순자산규모이다.

한편, 세 가지 모형 중 첫 번째 모형인 개인연금 자산 보유 모형은 종속변수가 연속변수가 아니며 보유 혹은 미보유와 같은 범주형 변수로 되어 있다. 따라서 일반적인 회귀분석을 적용할 수 없다. 이에 여기서는 로짓(logit) 분석 방법을 사용하였다. 두 번째와 세 번째 모형의 경우에는 종속변수가 개인연금 자산과 개인연금 월 불입액으로 연속변수 형태이다. 이처럼 종속변수 값이 0인 관측치가 상당수 존재하는 절단된 자료(censored data)는 정규분포를 따르지 않기 때문에 일반적인 회귀분석을 사용할 수 없다. 따라서 절단형 자료의 분석에 적합한 분석방법으로 Tobin(1958)에 의해 개발된 토빗(Tobit) 분석방법을 사용하였다.

4) 개인연금 가입결정 및 개인연금 불입액 결정요인과 관련된 기존 연구로는 문숙재·김연정(1997), 전승훈·임병인·강성호(2006), 전승훈·강성호·임병인(2007) 등이 있다.

3. 추정결과

이제 개인연금자산 보유 여부, 개인연금 자산규모, 개인연금불입액을 종속변수로 하여 식(3)의 회귀추정식을 추정한 결과를 순서대로 논의한다. 먼저 <표 10>은 개인연금 자산보유여부에 대한 로짓(Logit) 분석 결과이다. 추정식 1에서는 가구주 연령, 고위직·전문가 및 준전문가 더미변수, 사무·서비스·판매종사자 더미변수, 그리고 노후대비 저축 더미 변수 등이 유의하였다. 이들 변수 중 가구주 연령 변수는 음의 부호를 갖는 것으로 나타나서 표본가구의 가구주 연령이 많을수록 개인연금 자산 보유확률이 낮음을 의미한다. 이 결과는 표본가구의 가구주의 연령이 45~59세로 되어 있음에 유의하여 해석해야 한다. 즉, 가구주 연령이 높으면 다른 지출이 많을 뿐만 아니라 일정한 기간을 불입해야 하는 개인연금 상품에 가입할 유인이 적기 때문이라고 판단된다. 직종 더미 중에서는 고위직·전문가 및 준전문가 더미변수와 사무·서비스·판매종사자 더미변수가 양의 부호를 가지며 유의하였다. 이는 이들 직종에 종사하는 근로자가 개인연금 상품에 대한 관심 및 가입 가능성이 가장 높음을 의미한다. 단, 고위직·전문가 및 준전문가 집단의 경우 유의수준이 10%로 그리 높지는 않았다. 마지막으로 저축목적이 노후대비인 가구의 경우 유의한 양의 부호를 가졌다. 이는 노후대비에 관심이 많을수록 개인연금 자산을 보유하고 있을 확률이 높음을 의미한다.

추정식 1에서는 생애근로소득이 개인연금 자산 보유여부에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그런데 이는 생애근로소득이 개인연금 자산보유에 영향을 미치지 않기 때문이라기보다는 추정식에 포함된 변수 중 생애근로소득과 높은 상관관계를 갖는 변수가 포함되어 있기 때문인 것으로 보인다. 이에 추정식 2에서는 생애근로소득과 밀접하게 연관되어 있을 것으로 예상되는 직종더미 변수를 제외하고 개인연금 자산보유여부에 대한 로짓 분석을 실시하였다. 그 결과 생애근로소득 변수는 5% 수준에서 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 생애소득 수준이 높을수록 개인연금 자산을 보유할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

〈표 10〉 개인연금 자산 보유여부에 대한 로짓 분석 결과

	추정식 1	추정식 2	추정식 3	추정식 4
상수항	53.8384* (31.3456)	-0.2379 (12.4479)	21.8483** (10.1831)	26.4391*** (10.3520)
연령(세)	-0.3222** (0.1408)	-0.1182 (0.0754)	-0.2293*** (0.0676)	-0.2276*** (0.0627)
성별(남성=1)	1.3037 (1.0563)	-0.3985 (0.6017)	0.5490 (0.4997)	0.4932 (0.4943)
가구원수(명)	0.0545 (0.1828)	0.0514 (0.1755)	0.1132 (0.1581)	0.0243 (0.1584)
배우자 유무(유=1)	-0.3459 (0.6393)	-0.8180	-0.7130 (0.5303)	-0.5665 (0.5500)
직종 (고위직, 전문가 및 준전문가=1)	3.6121* (2.0241)			
직종 (사무, 서비스, 판매종사자=1)	2.4538** (1.1842)			
직종 (숙련공 및 기능공 =1)	1.3717 (0.9369)			
자가소유여부(소유=1)	0.4477 (0.7175)	0.3962 (0.7476)	0.5206 (0.7471)	
LN(근로소득)	-2.0515 (1.8834)	1.3004** (0.5253)	-0.0815 (0.0545)	
LN(가구주 외 근로소득)	-0.0625 (0.0566)	0.0142 (0.0550)		
LN(재산소득)	0.0154 (0.0542)	-0.0550 (0.0550)		
LN(순국민연금자산)	-1.2968 (0.9193)	-1.1104 (0.9086)	-1.1130 (0.9708)	-1.4344 (0.9539)
저축목적더미(노후대비=1)	1.0864** (0.4470)	1.0091** (0.4228)	1.2480*** (0.3966)	
LOG-LIKELIHOOD	-134.2333	-136.2948	-140.4484	-148.8239
LR-TEST	44.2700***	39.0500***	33.9600***	23.1000***
PSEUDO R-SQUARE	0.1788	0.1661	0.1407	0.0895

주: ()는 표준오차, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

본 연구의 목적에 비추어 볼 때 추정식 1과 추정식 2에서 가장 주목해야 할 변수는 LN(순국민연금 자산) 변수이다. 추정결과, 추정식 1과 추정식 2 모두에서 LN(순국민연금자산) 변수는 음의 값을 갖는 것으로 나타났지만, 통계적으로는 유의하지 않았다. 이 같은 결과에서 국민연금 자산의 규모는 개인연금 자산보유여부에 영향을 미치지 않는 것으로 볼 수 있다.

한편, 추정식 1과 추정식 2에 포함된 변수 중 LN(근로소득), LN(가구주 외 근로소득), LN(재산소득), 저축목적 등은 LN(순국민연금자산)과 상관관계가 높을 수 있으므로 다중공선성 문제가 발생할 가능성이 있다. 이를 반영하여 추정식 3과 추정식 4에서는 해당 변수들을 순차적으로 제외시킨 후 모형을 추정해보았다. 이와 같이 다중공선성 문제를 고려한 이후에도 LN(순국민연금자산)은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다.

〈표 11〉은 개인연금 자산규모에 관한 토빗 추정결과이다. 전체 표본 370명 중 현재 개인연금을 보유하고 있는 것은 57명이다. 따라서 〈표 11〉의 분석은 전체 370명의 표본 중에서 57명을 제외한 나머지 표본은 0의 값을 갖는 절단된 자료에 대한 분석결과이다. 추정결과는 〈표 10〉의 개인연금 자산보유여부에 관한 로짓분석결과와 거의 유사하였다. 우선 추정식 5에서는 가구주 연령, 고위직·전문가 및 준전문가 더미변수, 사무·서비스·판매종사자 더미변수, 그리고 노후대비 저축 더미변수 등이 유의하였다. 이들 변수 중 가구주 연령 변수는 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이 역시 연령이 45~59세 사이에 분포되어 있는 표본가구주들의 연령이 높을수록 개인연금 자산규모가 작음을 시사해준다. 직종더미 중에서는 고위직·전문가 및 준전문가 더미변수와 사무·서비스·판매종사자 더미변수가 양의 부호를 가지며 유의하였다. 이는 이들 직종에 종사하는 근로자가 개인연금 자산규모가 크다는 점을 보여준다. 단, 고위직·전문가 및 준전문가 집단의 경우 유의수준이 10%로 그리 높지는 않았다. 마지막으로 저축목적이 노후대비인 가구의 경우 유의한 양의 부호를 가졌다. 이는 저축목적을 노후대비로 할수록 개인연금을 통해 많은 자산을 축적하고 있음을 의미한다.

추정식 6~8 역시 다중공선성 문제를 고려하여 상관관계가 높은 변수들을 순차적으로 제외하고 개인연금 자산규모에 영향을 미치는 요인을 추정한 결과이다. 추

정식 6과 추정식 7에서는 생애근로소득 변수가 5% 수준에서 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 생애소득수준이 높을수록 개인연금 자산규모가 더 큰 것으로 나타났다. 노후대비 역시 유의한 양의 부호를 가졌다. 그리고 추정식 8에서는 연령 변수가 1% 유의수준에서 유의하였다.

한편, <표 10>에서와 마찬가지로 LN(순국민연금자산) 변수는 추정식 5~8 모두에서 음의 값으로 나타났지만, 통계적으로는 유의하지 않았다. 이는 국민연금 자산 규모가 개인연금 자산보유여부는 물론, 개인연금 자산규모에 유의한 영향을 미치지 않음을 의미한다.

<표 11> 개인연금자산규모에 관한 토빗 추정결과

	추정식 5	추정식 6	추정식 7	추정식 8
상수항	408.9297 (254.6672)	-17.8803 (80.6739)	-33.7098 (80.1721)	186.7124 (68.9657)
연령(세)	-2.5271** (1.1192)	-0.9239* (0.5352)	-0.8208 (0.5250)	-1.8232*** (0.4880)
성별(남성=1)	13.3681 (9.0113)	0.4625 (4.8035)	-0.8022 (4.7221)	6.3053 (4.2326)
가구원수(명)	0.1851 (1.0824)	0.1018 (1.0795)	-0.4792 (1.0055)	-0.4272 (1.0582)
배우자 유무(유=1)	-2.7220 (4.5476)	-6.3562 (4.1042)	-6.0569 (4.1015)	-5.3927 (4.1752)
직종 (고위직, 전문가 및 준전문가=1)	28.5070* (16.7517)			
직종 (사무,서비스,판매종사자=1)	18.6563** (9.5052)			
직종 (숙련공 및 기능공 =1)	10.9638 (6.8621)			
자가소유여부(소유=1)	2.1510 (3.8072)	1.6842 (3.7642)	1.6107 (3.7591)	1.4976 (3.9206)

	추정식 5	추정식 6	추정식 7	추정식 8
LN(근로소득)	-17.5519 (15.3579)	8.7780*** (3.3246)	10.0755*** (3.2270)	
LN(가구주 외 근로소득)	-0.4836 (0.3352)	-0.4482 (0.3344)		
LN(재산소득)	0.1148 (0.2951)	0.1311 (0.2974)		
LN(순국민연금자산)	-7.0420 (5.8997)	-5.4658 (5.8459)	-5.9601 (5.8577)	-9.2415 (6.2824)
저축목적더미(노후대비=1)	7.0438*** (2.3783)	6.8764*** (2.3889)	6.4633*** (2.3359)	
Sigma	12.5677 (1.4527)	12.7314 (1.4739)	12.7983 (1.4828)	13.8709 (1.6206)
LOG-LIKELIHOOD	-315.3187	-317.5780	-318.5605	-330.6582
LR-TEST	62.5800***	58.0600***	56.0900***	31.9000***
PSEUDO R-SQUARE	0.0903	0.0838	0.0809	0.0460

주: ()는 표준오차를, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

〈표 12〉는 개인연금 월 불입액에 대한 토빗 분석결과이다. 현재 개인연금을 보유하고 있는 57명 중 『국민노후보장패널』 조사 기간에 개인연금을 불입하고 있는 개인들은 45명이다. 이에 따라 전체 370명의 표본 중에서 45명을 제외한 나머지 표본은 0의 값을 갖는 절단된 자료로써 분석하였다. 추정결과, 추정식 9에서는 가구주 연령과 노후대비 저축 더미 변수만이 유의한 것으로 나타났다. 우선 가구주 연령 변수는 유의한 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 표본가구주의 연령이 높을수록 개인연금 불입액이 작음을 의미하는 것으로 앞의 두 분석결과와 사실상 같다.

〈표 12〉 개인연금 불입액에 관한 Tobit 추정결과

상수항	206.6780 (171.1487)	-7.8082 (54.5579)	-16.8134 (53.8659)	95.0781** (44.8054)
연령(세)	-1.5550** (0.7620)	-0.7863** (0.3774)	-0.7255** (0.3681)	-1.2042*** (0.3359)
성별(남성=1)	6.7734 (6.0180)	0.0760 (3.2329)	-0.5910 (3.1665)	3.0007 (2.7327)
가구원수(명)	-0.2460 (0.7288)	-0.2476 (0.7339)	-0.5590 (0.6809)	-0.5000 (0.7022)
배우자 유무(유=1)	-0.7993 (3.1589)	-2.7247 (2.8487)	-2.5197 (2.8238)	-2.2711 (2.7896)
직종 (고위직, 전문가 및 준전문가=1)	13.2120 (11.2086)			
직종 (사무, 서비스, 판매종사자=1)	10.1376 (6.3433)			
직종(숙련공 및 기능공=1)	3.9275 (4.5763)			
자가소유여부(소유=1)	2.8629 (2.8736)	2.4882 (2.8910)	2.3582 (2.8286)	1.7679 (2.7966)
LN(근로소득)	-8.5722 (10.3448)	4.3720* (2.2400)	5.1165** (2.1619)	
LN(가구주 외 근로소득)	-0.2058 (0.2278)	-0.2050 (0.2309)		
LN(재산소득)	0.1163 (0.1943)	0.1347 (0.1986)		
LN(순국민연금자산)	-2.9855 (3.8303)	-1.7063 (3.8482)	-1.9779 (3.8360)	-3.6569 (4.0546)
저축목적(노후대비=1)	5.1326*** (1.6843)	5.0491*** (1.7192)	4.8598*** (1.6707)	
Sigma	7.7120 (1.0252)	7.9295 (1.0570)	7.9490 (1.0601)	8.5321 (1.1475)
LOG LIKELIHOOD	-230.7110	-233.9030	-234.4956	-244.6797
LR-TEST	52.9200***	46.5300***	45.3500***	24.9800***
PSEUDO R-SQUARE	0.1029	0.0905	0.0882	0.0486

주: ()는 표준오차, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

저축목적이 노후대비인 가구의 경우 유의한 양의 부호를 가지는 것으로 추정되었다. 이는 노후대비에 관심이 많을수록 개인연금 불입액이 많음을 의미한다. 앞서 노후대비 변수는 개인연금 자산 보유여부와 개인연금 자산규모에도 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났었다. 이는 개인연금이 중요한 노후대비 수단으로 인식되고 있음을 보여주는 결과라고 볼 수 있다. 결국 개인연금 가입은 노후소득보장의 필요성에 대한 가구의 인식, 즉 인식효과에 의해 크게 영향을 받음을 시사해준다.

모형 10~12는 다중공선성 문제를 고려하여 상관관계가 높은 변수들을 순차적으로 제외하고 개인연금 불입액에 영향을 미치는 요인을 추정한 결과이다. 직종더미를 제외하고 추정한 추정식 10에서는 가구주 연령, LN(근로소득), 저축목적 등이 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 LN(근로소득)의 유의수준은 10%로 높지 않았다. 추가적으로 LN(가구주 외 근로소득)과 LN(재산소득)을 제외한 추정식 11에서는 가구주 연령, LN(근로소득), 저축목적 등이 유의한 양의 값을 가졌으며, LN(근로소득)의 유의수준이 5% 수준으로 다소 개선되었다. 마지막으로 추정식 12에서는 연령변수만이 유의하였다.

한편, LN(순국민연금 자산) 변수는 추정식 9~12 모두에서 음의 값을 갖는 것으로 나타났지만, 통계적으로는 유의하지 않았다. 이 결과에 따르면, 국민연금자산규모가 통계적으로 개인연금 불입액 크기를 결정하는 변수로서 유의한 영향을 미친다고 말할 수 없다.

지금까지 살펴본 <표 10>~<표 12>의 결과를 종합해 보면 다음과 같다. 첫째, 생애소득변수는 개인연금을 통한 자산축적행위에 영향을 미치는 것으로 보인다. 직종더미변수를 포함시킬 경우 생애근로소득 변수가 유의하지 않게 나타났지만, 이 경우에도 생애소득수준이 높을 것으로 예상되는 직종의 더미변수가 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 따라서 생애소득수준이 높을수록 개인연금을 통한 자산축적행위의 가능성이 높다고 볼 수 있다. 이러한 결과를 역으로 보면 소득수준이 낮은 저소득층의 경우 다층노후소득보장체계의 중요한 한 축인 개인연금을 통한 자산축적의 가능성이 낮다고 말할 수 있다. 따라서 저소득층을 대상으로 한 자발적인 노후소득보장체계에 대한 정책 수단에 대해서는 많은 고민이 필요하다고 사료된다.

둘째, 노후대비 저축목적 더미변수는 모든 경우에 유의한 양의 부호를 갖는 것으

로 나타났다. 즉, 노후대비를 목적으로 저축을 하는 개인의 경우 개인연금 자산을 보유하고 있을 가능성도 높고, 개인연금 자산규모와 개인연금 불입액 규모가 큰 것으로 나타났다. 이는 노후대비의 중요성과 노후대비를 위해 개인적인 노력이 필요하다는 인식이 광범위하게 확대될 경우, 개인연금이 보다 활성화될 수 있음을 시사해준다. 따라서 '자발적인 노후대비'의 중요성을 강조하는 정책적인 접근이 필요할 것으로 보인다. 이는 인식 제고를 위한 금융교육의 중요성을 제기해준다.

셋째, 본 연구에서는 국민연금자산이 개인연금 자산보유여부, 개인연금 자산규모, 개인연금 불입액 규모 등에 영향을 미친다는 결과를 발견할 수 없었다. 즉, 국민연금 자산 규모의 증가가 개인연금을 통한 저축행위를 위축시키거나, 반대로 국민연금 자산 규모의 감소가 개인연금을 통한 저축행위를 활성화시키는 효과를 발견할 수 없었다. 이는 개인의 국민연금 자산규모를 줄이는 방식의 국민연금 개혁이 개인의 노후보장에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 국민연금 개혁을 통해 국민연금자산이 줄어들 때 개인연금을 통한 사적인 노력이 증가하지 않는다면, 결과적으로 노후 준비가 부실해질 수 있기 때문이다. 따라서 국민연금 개혁 시에는 개인의 사적인 노후준비를 촉진할 수 있는 정책이 동시에 검토되어야 장기적으로 정부의 재정 부담을 줄일 수 있을 것이다.

Ⅳ. 결론 및 정책시사점

본 연구는 『국민노후보장패널자료』를 사용하여 2005년 기준으로 연령이 45~59세이고, 임금근로자인 가구주의 국민연금자산을 추정한 후, 국민연금 자산이 개인연금 자산 보유여부, 개인연금 자산규모, 개인연금 월 불입액에 미치는 효과를 분석하였다. 추정결과, 국민연금 자산이 개인연금에 유의한 영향을 미친다는 결과를 발견할 수 없었다. 즉, 국민연금 자산 규모의 증가가 개인연금을 통한 저축행위를 위축시키거나, 반대로 국민연금 자산 규모의 감소가 개인연금을 통한 저축행위를 활성화시키는 효과를 찾을 수 없었다.

본 연구의 추정결과에서 다층노후소득보장체계 구축 및 국민연금 개혁과 관련하

여 몇 가지 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, 우리나라 정부는 2007년 보험료율은 그대로 두고 소득 대체율을 낮추는 방식으로 국민연금을 개혁하였다. 문제는 국민연금 제도 개편으로 인해 순국민연금자산이 감소할 때, 개인연금을 비롯한 다른 노후소득보장용 자산이 증가해야 노후생활이 안정적으로 영위된다는 것에 있다. 하지만, 본 연구의 추정결과에 근거할 때 순국민연금자산 감소가 개인연금 자산의 증가로 이어질 것이라는 가능성을 발견할 수 없었다. 따라서 향후 국민연금 개혁 논의과정에서 노후생활 불안정으로 이어질 가능성이 줄일 수 있는 정책방안을 심도 있게 논의하여 시행하는 것이 요구된다. 즉, 국민연금 개혁만으로 노후소득보장장치를 논의하는 단선적인 정책접근을 지양하고 개인 또는 가구의 사적인 노후준비를 촉진할 수 있는 개인연금 차원의 정책이 동시에 검토되는 종합적인 정책접근이 필요하다는 것이다. 둘째, 생애소득변수가 개인연금을 통한 자산축적행위에 영향을 미치는 것으로 나타나서 저소득계층들이 노후소득보장에 필요한 축 중의 하나인 개인연금을 통한 자산축적 가능성이 낮음을 시사해준다. 따라서 저소득계층에 대한 노후소득보장문제에 대한 심층적인 정책논의와 방안 수립 및 추진이 필요할 것이다. 셋째, 노후대비 저축목적 더미변수가 개인연금을 통한 저축행위에 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타난 점 역시 주목할 필요가 있다. 노후대비를 목적으로 저축을 하는 개인의 경우, 개인연금 자산을 보유하고 있을 가능성도 높고, 개인연금 자산규모와 개인연금 불입액 규모가 큰 것으로 나타났다. 이는 노후대비의 중요성과 노후대비를 위해 개인적인 인식을 환기시킬 수 있는 방안이 필요함을 보여준다. 이를 위해서는 교육을 통한 접근이 최선일 것으로 보인다. 초, 중등 과정을 비롯하여 고등교육 과정에 금융교과목을 개설하여 노후대비의 중요성을 강조하는 교육을 지속적으로 실행할 필요가 있고, 이에 정부의 정책적인 노력과 예산지원이 필요하다는 것이다. 부분적으로 금융감독원과 일부 금융관련 기관에서 교육과정을 수립, 시행하고 있지만, 국가차원에서 교과과정으로 정식 반영하는 노력이 보다 효과적일 수 있다.

본 연구는 개인이 노후대비 수단으로 활용하는 개인연금 이외의 다양한 방법 중에서 개인연금에만 초점을 맞추어 노후소득보장 대비에 문제를 제기한다는 점에서 의의가 있는데, 향후 이와 관련하여 몇 가지 추가연구가 요구된다고 판단된다. 첫

째, 공무원연금, 사립학교교원연금, 군인연금 등 특수직역연금자산이 개인연금 가입 및 개인연금 자산보유행위에 미치는 영향이 추가적으로 분석될 필요가 있다. 이는 공무원연금 개혁에 관한 지속적인 논란과 군인연금 개혁의 필요성이 오래전부터 제시되고 있다는 점에서 연구의 필요성이 크다. 연구 과정에서 이들 연금의 재정안정화뿐만 아니라 특수직역연금 가입자의 노후보장효과가 동시에 고려되어야 하며, 이를 위해서는 특수직역연금 자산이 개인연금에 미치는 영향에 대한 분석이 필요하다고 사료된다. 둘째, 현재 개인연금 가입자는 1994년 최초로 세제혜택을 부여한 세제적격개인연금 보유자와 2000년 연금세제 개편에 따라 2001년부터 새롭게 도입된 개인연금상품 보유자로 나눌 수 있을 것이다. 세제혜택 여부가 개인연금 가입에 작지 않은 영향을 줄 것이므로 향후 관련 정보가 조사된 자료 접근이 가능하다면 두 상품을 구분한 분석이 가능할 것이고, 여기서 개인연금에 관한 좀 더 유용한 정책적 시사점을 도출될 것이라고 판단된다.

한편, 본 연구의 결과는 사용한 자료인 국민노후보장패널자료의 조사차수가 1차년도에 불과하고, 분석 표본의 개인연금 자산 보유자의 수가 57명에 불과하다는 점에서 부분적으로 한계가 있을 수 있다. 특히, 분석 대상 가구 수가 적음으로 인해 연령, 소득수준, 산업, 직종 등 분석대상이 된 가구주의 이질적인 특성에 따라 국민연금과 개인연금 간의 관계가 상이할 수 있다는 한계가 불가피하다. 이는 향후 개인연금에 관한 다양한 정보가 조사된 자료가 발표되면 충분히 보완될 수 있을 것으로 기대한다.

참 고 문 헌

- 강성호·임병인, 「공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근」, 『경제분석』, 제11권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2005.
- 강성호·전승훈·임병인, 「국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석」, 제9회 한국노동패널 학술대회 발표논문, 2008
- 김상호, 「공적연금자산과 가계저축의 대체효과 : 독일 패널데이터를 이용한 실증분석」, 『경제학연구』, 제51집 제4호, 2003, pp.33~55.
- _____, 「연금자산이 가계저축에 미치는 영향: 대체효과에 대한 이론적, 실증적 연구」, 『경제학연구』, 제53집 제4호, 2005, pp.47~65.
- _____, 「연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석」, 『경제학연구』, 제55집 제3호, 2007, pp.119~142.
- 김수완·김순옥, 「우리나라 다층노후소득보장체계의 구축전망-사적연금의 수급지수 전망을 중심으로」, 『사회보장연구』, 제23권 제2호, 한국사회보장학회, 2007, pp.271~295.
- 김시원·이용하·강성호·김정은·정일영, 『제1차(2005년도) 우리나라 중고령자의 경제생활 및 노후준비 실태-국민노후보장패널조사 기초분석보고서』, 국민연금연구원, 2006
- 대한민국정부, 『2006~2010 저출산고령사회 기본계획(새로마지 플랜 2010)』, 2006. 9.
- 문숙재·김연정, 「가계의 개인연금 보유 여부와 불입액의 영향요인」, 『대한가정학회지』, 제35권, 제5호, 1997, pp.265~277.
- 원종욱, 「국민연금제도의 확대가 직역간 저축율에 미치는 영향분석」, 『노동경제논집』, 제22권, 제2호, 1999, pp.229~242.
- 윤석명, 「공적분 방법을 이용한 미국 사회보장제도의 민간저축효과 분석」, 한국공공경제학회 2000년도 제1차 학술대회 발표논문, 2000.
- 임경묵·문형표, 「공적연금이 가계저축에 미치는 영향」, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』(최경수·문형표·신인석·한진희 편) 제5장 제1절, 한국개발연구원, 2003.
- 전승훈·임병인·강성호, 「개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석」, 『보험개발연구』, 제17권 제1호, 2006, pp.137~168.
- _____, 「개인연금 불입액의 가처분소득 탄력성과 세제혜택」, 『보험개발연구』, 제18권 제

- 1호, 2007, pp.41~72.
- 한진희 · 최경수 · 임경묵 · 신석하, 『한국경제의 잠재성장률 전망』, 한국개발연구원, 2006
- Attanasio, O. P. and A. Brugiavini, "Social Security and Household Savings," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, 2003, pp.1075~1119.
- Attanasio, O. P. and S. Rohwedder, "Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reform in the United Kingdom," *American Economic Review*, Vol. 93, 2003, pp.1499~1521.
- 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.
- Feldstein, M., "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 82(5), 1974, pp.905~926.
- _____, "Social Security and Saving: New Time Series," *National Tax Journal*, Vol. 49(2), 1995, pp.151~164.
- Gale W. G., "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.
- Jurges, H., "Do Germans Save to Leave an Estate? An Examination of the Bequest Motive," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 103, No.1 3, 2001, pp.391~414.
- Kazarozian, M., "Precautionary Savings-A Panel Study," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, 1997, pp.241~247.
- King M.A. and L-D. L. Dicks-Mireaux, "Asset Holdings and the Life-Cycle," *The Economic Journal*, Vol. 92, 1982, pp.247~267.
- Leimer, D. R. and S. D. Lesnoy, "Social Security and Private Saving: New Time-Series," *Journal of Political Economy*, Vol.90(3), 1982, pp.606~629.
- Tobin, J., "Estimation for Relationships with Limited Dependent Variables," *Econometrica*, 26(1), 1958, pp.24~36.

Abstract

We calculated the lifetime national pension wealth and examined if the national pension wealth has an impact on the household behaviors to hold the private pension wealth, the size of the private pension wealth, and the private pension wealth paid in the monthly premium, with the sample of household heads aged between 45 and 59 selected from the 1st wave of the Korean Retirement and Income Study(KReIS). Our estimation results say that the national pension wealth has no effect on three variables of the private pension wealth with the 10-percent significance level, meaning that the private pension wealth does not shrink from the national pension wealth, and the decrease in the size of the national pension wealth does not stimulate the saving propensity by the private pension wealth. These tell us that a private pension is not a substitute for the national pension, saying that the national pension act revision by cutting down the national pension benefit has a negative influence on the individual income security after retirement. Consequently, the national pension reform might lead to the income inadequacy problems after retirement without an individual effort to increase the private pension saving and thus it implies that the private pension scheme needs to be under consideration as revising the national pension act.

※ Key Words: income security, national pension wealth, private pension

〈부표 1〉 실질이자율, 실질임금상승률 및 물가상승률

	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

	실질이자율	실질임금상승률	물가상승률
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), 김상호(2007)에서 인용

〈부표 2〉 국민연금 가입연수 추정결과

가입연수	빈도수	백분율	누적도수	누적백분율
1	1	0.27	1	0.27
2	0	0.00	1	0.27
3	5	1.35	6	1.62
4	1	0.27	7	1.89
5	5	1.35	12	3.24
6	11	2.97	23	6.22
7	6	1.62	29	7.84
8	7	1.89	36	9.73
9	12	3.24	48	12.97
10	16	4.32	64	17.30
11	16	4.32	80	21.62
12	14	3.78	94	25.41
13	19	5.14	113	30.54
14	15	4.05	128	34.59
15	16	4.32	144	38.92
16	9	2.43	153	41.35
17	6	1.62	159	42.97
18	26	7.03	185	50.00
19	18	4.86	203	54.86
20	23	6.22	226	61.08
21	17	4.59	243	65.68
22	16	4.32	259	70.00
23	30	8.11	289	78.11
24	20	5.41	309	83.51
25	26	7.03	335	90.54
26	19	5.14	354	95.68
27	14	3.78	368	99.46
28	1	0.27	369	99.73
29	1	0.27	370	100.00

〈부표 3〉 연령 별 기대 여명

	연령별 기대여명		본 연구에 사용된 기대여명	
	남자	여자	남자	여자
45세	32.16	38.28	32	38
46세	31.27	37.33	31	37
47세	30.39	36.38	30	36
48세	29.52	35.44	30	35
49세	28.65	34.50	29	35
50세	27.79	33.56	28	34
51세	26.94	32.62	27	33
52세	26.09	31.68	26	32
53세	25.25	30.75	25	31
54세	24.42	29.82	24	30
55세	23.60	28.90	24	29
56세	22.78	27.97	23	28
57세	21.97	27.05	22	27
58세	21.16	26.14	21	26
59세	20.36	25.23	20	25

자료: 통계청, 완전생명표

〈부표 4〉 국민연금 급여 수급 기간 추정결과

급여수급 기간	빈도수	백분율	누적도수	누적백분율
18	94	25.41	94	25.41
19	70	18.92	164	44.32
20	136	36.76	300	81.08
21	0	0.00	300	81.08
22	2	0.54	302	81.62
23	1	0.27	303	81.89
24	19	5.14	322	87.03
25	48	12.97	370	100.00