

# 개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석

## An Analysis on Both Determinants of Purchasing the Private Pension and Changes in the Status of Subscribers

전 승 훈\*

Jeon Seung-Hoon

임 병 인\*\*

Lim Byung-In

강 성 호\*\*\*

Kang Sung-Ho

본 연구는 가계의 저축목적, 구체적인 저축수단 등에 대한 조사가 이루어진 「한국노동패널」 4-7차년도 개인 및 가구 자료에 이항로짓(binomial logit)분석을 적용하여, 가구의 개인연금 가입결정요인 및 2001~2003년 기간 중 가입상태 변화요인을 분석하였다. 분석결과, 국민연금가입자일수록, 저축성보험 납입액이 많을수록, 경제활동상태가 취업인 상태로 지속될수록, 저축목적이 노후대비일수록, 개인연금의 신규가입 또는 유지가능성이 높아지나, 가구주 연령이 높을수록 중도탈퇴 또는 가입하지 않을 가능성이 높아진다는 결과를 얻을 수 있었다. 이상의 분석결과들을 통해 '자발적인 노후대비의 중요성'에 대한 교육 및 홍보 강화, 노후대비를 위한 공적·사적 저축에 대한 유인정책, 중장년층의 개인연금 가입에 대한 유인강화와 중장년층의 욕구를 충족시킬 수 있는 연금상품 개발이 요구된다는 시사점을 얻었다.

※ 국문 색인어: 개인연금, 노후대비, 이항로짓분석

\* 국회예산정책처 재정정책분석팀 경제분석관, 제1저자(jsh1105@nabo.go.kr)

\*\* 안동대학교 경제학과 조교수, 교신저자(billforest@hanmail.net)

\*\*\* 국민연금연구원 주임연구원(powerksh0515@hanmail.net)

## I. 서론

노후소득보장과 관련된 최근 논의는 주로 공적연금의 소득보장효과, 공적연금의 재정안정화 및 개혁방안 등과 관련하여 이루어지고 있다. 공적연금제도가 노후소득보장의 근간을 이룬다는 점에서 현 시기에 공적연금에 초점을 맞춘 연구가 활발하게 이루어지는 것은 당연한 일이다. 그런데 재정안정화를 위해 공적연금의 기여율을 높이고 급여율을 낮출 수밖에 없는 상황을 고려할 때 공적연금만으로 노후소득을 완전히 보장하기는 어려울 것으로 예상된다. 따라서 노후소득보장을 위한 사적인 노력이 동시에 이루어져야 하며, 이러한 노력을 촉진시키기 위한 유인(incentive)이 정책적으로 마련될 필요가 있다는 지적도 다양하게 분출되고 있다. 특히 우리나라처럼 고령화속도가 유래 없이 빨리 이루어지고 나라에서는<sup>1)</sup> 공적연금에 초점을 맞춘 연구 외에도 사적인 노후소득보장에 관한 연구가 많아져야 바람직하다고 판단된다.

이러한 측면에서 볼 때, 개인연금의 정착방안을 연구한 김원식(1996), 개인연금의 노후소득보장에 대한 기여도를 분석한 문숙재·김연정(1997), 2000년 소득세법 개정 전후로 신·구 개인연금에 대한 효과분석을 시도한 정운오·박찬웅(2001), 정요섭(2003), 연금 과세체계 개편에 따른 경제적 효과를 분석한 전영준·한도숙(2000), 공적연금의 문제점을 개인연금 역할 강화를 통해 해결할 수 있는 방안을 모색한 장동한(2005) 등의 연구는 큰 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 그런데 기존 연구 중에서 개인연금 가입자 및 가입 상태 변화의 원인을 규명한 연구는 거의 찾아보기 어려운 실정이다. 이는 아직 우리나라에서 사적인 노후소득보장 수단으로서 개인연금에 관한 연구가 활성화되지 않았음을 보여주는 것이라고 생각되

1) 우리나라는 지난 2000년 65세 이상 노인인구가 총인구에서 차지하는 비중이 7%를 넘어 서서 UN이 정한 '고령화 사회'로 본격적으로 진입하였다. 통계청 발표에 의하면, 2019년에는 노인인구비중이 14.4%를 넘어 '고령사회'로 진입하고, 2026년에는 20.8%가 되어 「초(超)고령사회」에 도달할 것으로 전망된다. 이에 따르면 우리나라는 고령인구 비율이 7%에서 14%에 이르는데 걸리는 기간은 19년에 불과하다. 이는 프랑스(115년), 미국(72년), 영국(47년), 독일(40년), 일본(24년) 등과 비교할 때 유례없이 빠른 것이다.

어진다. 그 이유는 개인연금 가입자 및 가입상태 변화의 원인 파악은 개인연금을 활성화시키기 위한 구체적인 정책수단 및 정책의 목표 집단(target)을 설정할 때 우선적으로 연구되어야 할 중요한 주제임에도 가입자의 연속적인 성향변화 등을 파악할 자료가 많지 않기 때문이라고 사료된다.

이러한 연구현실을 극복하여 연구의 지평을 넓히고자 본 연구는 이항로짓(binomial logit)분석을 가계의 저축목적, 구체적인 저축수단 등에 대한 조사가 이루어진 「한국노동패널」 4-7차년도 개인 및 가구 자료에 적용하여 개인연금 가입 결정과 관련한 정태적·동태적 분석을 실시하였다. 즉, 제 7차년도 자료를 이용하여 개인연금 가입 결정 요인 분석을 실시하였으며, 2001년 기준 개인연금가입가구가 2003년까지 가입상태를 지속하게 될 확률에 대한 이항로짓 분석과 2001년 기준 개인연금 미가입가구가 2003년까지 신규로 개인연금에 가입하게 될 확률에 대한 이항로짓 분석을 실시하였다. 이와 같은 개인연금 가입 결정과 관련한 정태적·동태적 분석을 통해 본 연구의 목적대로 우리나라의 사적인 노후소득보장 방안의 활성화와 관련된 개인연금 연구 영역을 넓힐 수 있을 것이며, 개인연금 가입 활성화를 위한 정책 수립 시 중요한 시사점을 제시할 것으로 사료된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 개인연금제도 및 가입현황을 개괄하고 선행연구를 검토한 후, 기존 연구와 본 연구의 차이점을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 자료 설명 및 기초자료 분석을 실시한다. 제Ⅳ장은 분석방법을 소개한 후, 개인연금 가입결정 및 가입상태 변화에 대한 분석한다. 제Ⅴ장에서는 분석결과들을 요약하고 분석결과를 이용한 정책적인 함의를 제시한다.

## Ⅱ. 개인연금제도 현황 및 기존 연구 검토

### 1. 개인연금제도 현황

개인연금은 국민연금, 퇴직연금(또는 퇴직금)과 함께 3대 노후소득 보장체계를

구성하고 있다. 노후설계 전문가들은 노후에 대비하여 개인적으로 자금을 준비할 때 가장 유리한 금융상품은 개인연금이라며 “은퇴생활 비용의 상당 부분은 연금으로 해결하는 것이 바람직하다”고 말하고 있다<sup>2)</sup>.

개인연금상품은 적립금액의 운용수익에 대해서는 비과세되고 있을 뿐만 아니라 근로자일 경우 납입금액의 일정 비율에 대해서는 소득공제 혜택까지 주어지는 유용한 금융상품이다. 개인연금제도는 1994년부터 세계 적격개인연금 형태로 도입되었으며, 2000년 연금세제 개편에 따라 2001년부터 새로운 개인연금상품이 도입되어 판매되고 있다. 하지만 시장여건의 미성숙과 장기간 운용되는 상품인 관계로 아직까지 보편적인 상품으로 보기에는 무리가 있다. 이는 개인연금 가입현황을 정리한 <표 1>에서 확인된다.

<표 1>에 따르면, 2001년 말 기준 생명보험, 은행, 투신사 등 금융기관이 보유한 개인연금 계약건수는 3,733천 건으로 총 취업자의 17.7%가 가입하고 있다. 금융기관별 개인연금 보유계약건수는 보험사(생명보험+손해보험)가 2,117천 건으로 전체시장의 56.7%를 점하고 있으며, 은행, 투신사, 우체국 등이 그 뒤를 따르고 있다. 개인연금의 연도별 신규가입은 개인연금제도가 처음 도입된 1994년에 약 4,865천 건이 판매되어 최고수준을 기록한 이후 계속 감소세를 보이고 있으며, 연금관련 세제내용이 변경된 2001년에는 2,237천 건에 불과하였다. 도입 첫해인 1994년에는 은행이 신규가입 건수에서 1위를 차지하였으나, 이후부터 현재까지 생명보험이 1위를 차지하고 있다(류건식, 2004).

우리나라의 개인연금시장에서 주목해야 할 것은 유지율이다. <표 1>에 따르면 1994년부터 2001년 기간 중 총 신규가입건수는 1,158만 건이었으나, 785만 건이 실효, 해지 등의 사유로 탈락하여 2001년 말 현재 계약 유지율은 33.2%에 불과한데, 은행은 전체 평균보다 높은 39.2%, 생명보험사는 평균보다 훨씬 낮은 26.0%를 시현하고 있다. 이 같은 수치에서 우리나라의 경우, 개인연금 가입도 중요하지만 유지에 초점을 맞추는 것이 더 중요함을 시사해준다.

2) 『조선일보』, 2003. 5. 15.

〈표 1〉 금융권역별 개인연금 취급실적(보유계약건수)

(단위: 천 건, %)

구 분	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	유지율 <sup>1)</sup>
은 행	1,840 (2,340)	1,740 (325)	1,617 (181)	1,801 (120)	1,486 (105)	1,340 (82)	1,309 (102)	1,334 (144)	39.2 -
생명보험	1,643 (1,893)	2,182 (1,488)	2,406 (1,079)	2,139 (548)	1,692 (257)	1,598 (208)	1,651 (292)	1,506 (26)	26.0 -
손해보험	390 (446)	664 (399)	820 (308)	753 (177)	607 (88)	582 (78)	628 (178)	611 (47)	35.5 -
투신운용	233 (187)	373 (259)	344 (61)	304 (62)	246 (7)	224 (20)	210 (7)	205 (3)	33.8 -
우 체 국	- -	- -	- -	- -	83 (16)	67 (9)	71 (16)	77 (16)	- -
합 계	4,107 (4,865)	4,960 (2,471)	5,187 (1,630)	4,997 (908)	4,115 (473)	3,811 (2,396)	3,869 (2,595)	3,733 (2,237)	33.2 -
(증감율)	-	20.8	4.6	△3.7	△17.6	△7.4	1.5	△3.5	-

주: 1) 유지율 = 2001년 보유계약건수 / 1994~2001년의 신규가입건수 합계.

2) ( ) 안은 신규가입건수.

자료: 류건식(2004).

## 2. 기존연구 및 차이점

개인연금 관련 연구는 여러 분야로 나누어지지만 세제 효과 분석이 주류를 이루고 있다. 여기서는 개인연금 관련 연구를 1994년 도입 전후와 2000년 소득세법 개정 전후로 나누어 살펴본다.

1994년 도입 전후 연구로는 김원식(1996), 문숙재·김연정(1997) 등이 있다. 김원식(1996)은 개인연금 제도의 문제점을 제시하면서 장기적인 정착방안으로 다

섯 가지, 즉 개인연금의 다른 연금 상품으로의 이전성 보장, 공적연금과 같은 연금 지급액에 대한 물가상승반영, 축적된 기금을 이용한 장기금융상품 운용 여건 마련, 개인연금의 수급권 보장을 위한 별도의 연금보험 기금 혹은 연금보장보험설립, 정부의 개인연금의 사회보장 장치로서의 규제 필요 등을 제시하였다.

문숙채·김연정(1997)은 본 연구와 유사하게 1994년 대우패널 자료를 활용하여 개인연금이 도입된 초기 시점에서 개인연금의 노후소득보장 기여도를 분석하였다. 그들은 개인연금이 공적연금에 가입되지 못한 계층을 중심으로 한 높은 가입확률을 개인연금 도입 취지인 노후소득보장에 부합한 것으로 해석하였다. 연령별로는 30대가 가장 많이 가입한 것을 나타냈는데, 이를 30~40대 생애중반기간에 노후소득 보장을 준비할 필요성을 인식하고 미리 준비하는 것이라고 분석하고, 또한 소득공제 등의 유인책이 개인연금 가입유인을 높였다고 해석하고 있다.

2000년 연금과세에 관한 소득세법 개정 전후로 개인연금의 과세효과 등을 비롯한 개인연금 관련 연구로는 정운오·박찬웅(2001), 전영준·한도숙(2000), 정요섭(2003) 등이 있다. 정운오·박찬웅(2001)에 따르면, 세율이 불변하는 경우 공적연금 수령액이 상대적으로 적다면 개정제도가 가입자에게 유리하며, 세율이 하락하면 연금 수령액이 매우 많지 않은 한(연간 240만원 이하) 개정제도가 여전히 유리하나 세율이 상승하면 연금수령액이 매우 적은 경우를 제외하고 전반적으로 개정제도가 가입자에게 불리하다고 결론짓고 있다. 그들은 또한 개정 세법이 보험료 부과 시점이 아니라 급여시점에서 과세하는 체계에서 누진소득세체계를 따르게 된다면 가입자에게 불리하지만 국가의 조세수입은 증가할 수 있다고 주장하였다.

전영준·한도숙(2000)은 연금 과세체계 개편에 따른 경제적 효과분석을 개인연금과 연금관련 조세정책 개편의 효과로 구분하여 실증 분석하였다. 그들은 개인연금저축을 민간저축의 증가로 보고 있으나 여기에 허용된 조세지원책으로 인해 민간저축 수준이 증가한 것으로는 보지 않았다. 따라서 개인연금에 대한 조세지원이 민간의 순저축을 증가시키기보다 자산 간의 대체(일반저축수단에서 개인연금으로의 자금이동)만 가져와서 노후소득준비를 위한 목적을 달성하지 못한 채 조세수입을 감소시킬 수 있다고 주장하였다.

정요섭(2003)은 개인연금 관련 세제 변화의 경제적 효과를 비교 분석하여 세제

개편 전후에 따른 가입자의 경제적 효과를 실증하고 있다. 그는 보험료 납입기간이 길수록 금리 차의 효과<sup>3)</sup>가 구연금에 유리하게 작용하고, 보험료 불입시와 연금수급 시의 한계 세율 차가 클수록(불입시보다 연금수급 시에 한 단계 이상(약 1.5%)의 세율이 낮아질수록) 신연금에 유리하게 작용한다고 주장하였는데, 저금리추세로 진입하고 있는 현상을 고려한다면 가입자에게는 구연금제도가 유리할 것으로 예측하였다.

이외에도 개인구좌제도 도입을 통한 우리나라 연금시스템의 발전방향을 제시한 연구로 장동한(2005)이 있다. 그는 향후 국민연금 재정부담 문제를 개인구좌제도 도입을 통해 해소해야 하므로 개인구좌제도로의 전환비용을 투자개념으로 이해할 필요가 있다고 주장하였다. 다만, 그는 개인구좌제도 도입의 단점으로 제도개선에 따른 비용발생과 연금가입자들의 투자리스크 증가를 들고 있다.

본 연구는 기존 연구와 첫째, 김원식(1996) 등의 거시적 측면 분석과 달리 미시적인 분석을 하고 있다는 점, 둘째 개인연금의 노후소득보장에 대한 기여도 수준을 단 1년에 걸친 대우패널자료로써 추정한 문숙재·김연정(1997)과 달리 개인연금 가입 결정요인과 가입상태 변화에 따른 가구특성 및 가구의 경제상황(소득, 소비) 변화를 3개년의 노동패널자료를 사용하여 분석하고 있다는 점, 셋째 가입결정요인에 대한 분석보다는 가입자와 미가입자의 의사결정 변화 과정에 초점을 맞춘 변화 분석이라는 점 등에서 차이가 있다.

3) 납입기간이 길어질수록 이자수익이 증가하게 되므로 납부시 과세하고 급여시 과세하지 않는 과거의 방식(TEE)이 유리하게 된다.

### Ⅲ. 자료 설명 및 기초자료 분석

#### 1. 사용자료

본 논문에서 사용한 자료는 『한국노동패널』 4-7차년도 개인 및 가구 자료이다. 4차년도 이후 자료를 사용한 이유는 가계의 저축목적, 구체적인 저축수단 등에 대한 조사가 이루어져 가계의 개인연금 가입여부 및 개인연금 납부액을 구할 수 있었기 때문이다.

한편, 『한국노동패널자료』는 개인 및 가구 특성에 관한 조사항목은 조사년도의 특성이 조사되지만, 소득과 소비는 전년도의 소득과 소비가 조사된다. 이에 따라 『한국노동패널』 4-7차년도 자료는 소득 및 소비 조사기준으로는 2000~2003년도 자료이고, 개인 및 가구특성 자료 기준으로는 2001~2004년도 자료이다. 따라서 저축, 소득 및 소비 조사년도와 개인 및 가구특성 조사년도를 일치시킬 경우, 실제 분석에 사용가능한 자료는 2001~2003년 기간 동안의 자료이다.

〈표 2〉 『한국노동패널자료』의 조사항목별 조사대상연도

조사년도	소득 및 소비 연도	개인 및 가구 특성
2001	2000	2001
2002	2001	2002
2003	2002	2003
2004	2003	2004

본 연구에서는 2001~2003년까지 3개년도 모두 조사에 응한 가구를 분석대상으로 하였으며, 이 중 2001년 기준으로 가구주 연령이 60세 이상인 가구는 분석에서 제외하였다. 2001~2003년 모두 조사에 응한 가구를 분석대상으로 한 이유는 가구의 개인연금 가입상태 변화를 파악하기 위해서이다. 그리고 60세 이상 가구를 제

외한 이유는 개인연금이 노후대비를 위한 저축수단이라는 점을 고려할 때, 가구주 연령이 국민연금 지급연령인 60세를 넘어선 가구를 포함시키는 것은 적절하지 않기 때문이다. 이러한 과정을 통해 추출된 총 표본의 수는 연도별로 2,107가구이며, 이들 가구 중 본 연구의 분석대상이 되는 개인연금 가입 가구수는 2001년은 529가구, 2002년은 332가구, 그리고 2003년은 328가구이다.

## 2. 개인연금 가입가구와 미가입가구의 특성

〈표 3〉은 연도별 자료의 기초 통계치를 전체 가구, 개인연금 가입가구, 그리고 개인연금 미가입가구로 구분하여 보고한 결과이다. 가구주 특성을 중심으로 개인연금 가입가구와 미가입가구를 비교해 보면, 모든 연도에 걸쳐서 개인연금가입가구의 가구주 평균연령이 조금 낮고, 남성의 비중이 높으며, 교육년수가 높았다. 또한 배우자가 있는 경우의 비중과 가구주가 취업상태인 경우의 비중 역시 개인연금가입가구에서 높게 나타났다. 가구 특성을 살펴보면 자가를 소유하고 있는 가구의 비중이 개인연금 가입가구에서 높게 나타났다. 가구원수와 18세 미만 가구원수는 개인연금 가입가구와 미가입가구에서 유사하게 나타났다. 가구의 소득 및 소비상태를 비교해 보면 소득과 소비 공히 개인연금 가입가구가 더 높게 나타났다. 또한 적금, 개인연금, 저축성보험, 보장성보험, 계(契) 등에 대한 월평균저축액, 금융자산에서 부채를 차감한 순금융자산 역시 개인연금 가입가구에서 더 높게 나타났다. 그 외에도 국민연금에 가입되어 있는 가구의 비중, 노후대비를 위해 저축하는 가구의 비중 역시 개인연금가입가구에서 더 높게 나타났다<sup>4)</sup>.

4) 『한국노동패널자료』에서는 저축목적에 대하여 2회 반복 질문한다. 본 논문에서는 두 번의 질문 중 한 번이라도 '노후대비'라고 응답한 가구를 '저축목적이 노후대비인 가구'로 정의하였다.

〈표 3〉 연도별 자료 기초 통계치

		2001			2002			2003		
		전체	개인연금		전체	개인연금		전체	개인연금	
			가입	미가입		가입	미가입		가입	미가입
가구 특 성	연령	44.64	43.68	44.96	45.64	43.89	45.97	46.64	44.50	47.04
	성별(남성 =1, %)	90.7	95.8	89.0	90.7	94.0	90.1	90.7	92.7	90.4
	교육년수	11.35	12.10	11.04	11.32	12.61	11.08	11.34	12.52	11.12
	배우자 유무(유=1, %)	85.8	92.6	83.5	85.6	91.0	84.6	85.1	88.7	84.4
	경제활동상태(취업=1, %)	89.3	95.7	87.1	90.1	94.6	89.2	88.5	94.8	87.3
가구 특 성	주거상태(자가=1, %)	59.9	66.5	57.7	61.7	62.3	61.6	64.2	67.7	63.5
	가구원 수(명)	3.9	4.0	3.9	3.8	3.9	3.8	3.8	3.9	3.7
	18세 미만 가구원수(명)	1.1	1.2	1.1	1.0	1.3	1.0	1.0	1.2	0.9
경상소득		235.9	279.5	221.2	243.9	332.2	227.4	255.7	357.3	237.0
소비		152.3	180.1	143.0	164.2	201.8	157.2	173.1	212.2	165.9
저 축 관 련 변 수	월평균저축액(만원)	48.6	77.8	38.9	46.0	88.6	38.0	47.4	94.3	38.7
	적금(만원)	25.4	35.8	21.9	21.8	34.7	19.4	25.3	49.5	20.8
	개인연금(만원)	3.8	15.0	0.0	2.9	18.3	0.0	3.0	19.6	0.0
	저축성보험(만원)	12.8	16.3	11.6	14.8	22.3	13.4	15.6	21.4	14.5
	보장성보험(만원)	4.1	7.4	3.0	3.3	5.1	3.0	2.0	2.9	1.9
	계(만원)	2.3	3.2	2.0	2.2	4.1	1.8	1.9	2.5	1.8
	기타(만원)	0.3	0.2	0.3	0.1	0.6	0.1	0.0	0.0	0.0
순금융자산(만원)		-180	1088	-605	-495	-31	-581	-1086	38	-1293
기 타	국민연금가입(가입=1, %)	70.3	84.3	65.7	69.7	82.5	67.3	70.8	81.4	68.8
	저축목적(노후 =1, %)	48.0	61.4	43.5	43.8	59.3	40.8	39.4	61.9	35.2
관측수		2107	529	1578	2107	332	1775	2107	328	1779

주: 1) 총저축은 경상소득에서 소비를 제외한 액수를 의미하는 것으로 소득 중 소비하고 남은 액수 모두를 포함한다. 여기에는 저축액수 뿐만 아니라 부채상환 등에 사용된 금액도 포함이 된다.

2) 저축목적-노후는 저축을 하는 이유에 관한 두 번의 질문 중 한번이라도 노후대비라고 응답한 가구의 비중을 의미한다.

### 3. 개인연금과 노후대비

개인연금은 노후대비를 위한 사적인 수단으로 도입이 되었다. 따라서 개인연금의 도입 목적이 제대로 구현되고 있는가를 검토하기 위해서는 개인연금 가입자가 개인 연금을 노후대비 수단으로 인식하고 있는지를 검토할 필요가 있다. 이에 <표 4>는 각각의 저축수단에 가입되어 있는 가구수, 그리고 저축수단에 가입되어 있는 가구 중 저축목적이 노후대비라고 응답한 가구수와 가구비중을 제시하였다.

가장 최근 년도인 2002년을 기준으로 볼 때 적금, 개인연금, 저축성보험, 보장성 보험, 계 등에 가입하여 저축을 하고 있는 가구수는 1,622가구이다. 이중 노후대비를 목적으로 저축한다고 응답한 가구의 수는 727가구로 전체 1,622가구 대비 44.8%이다. 즉 저축을 하고 있는 가구 중 약 44.8%가 노후대비를 목적으로 저축하고 있으며, 절반 이상의 가구는 노후대비 이외의 목적으로 저축하고 있는 것으로 나타났다. 저축수단별로 살펴보면, 적금 가입가구 중 46.9%, 개인연금 가입가구 중 61.9%, 저축성 보험 가입가구 중 45.5%, 보장성 보험 가입가구 중 51.2%, 계 가입가구 중 46.5%가 각각 노후대비를 목적으로 저축한다고 응답하였다.

이상의 결과에 따르면 개인연금 가입가구 중 저축목적이 노후대비라고 응답한 가구의 비중이 다른 저축수단에 가입되어 있는 가구들 중 저축목적이 노후대비라고 응답한 가구의 비중 보다 10%포인트 이상 높은 것으로 나타났다. 이는 저축수단별로 저축 가입 가구수가 상이하고, 다른 변수들이 충분히 통제되지 않았다는 점을 감안하더라도, 개인연금 가입 가구가 노후대비에 보다 적극적이라는 것을 보여주는 결과라고 할 수 있다. 또한 이 결과는 역으로 노후대비에 관심이 많을수록, 노후대비 수단으로 개인연금에 가입할 가능성이 높다는 것을 시사한다고 볼 수 있다.

〈표 4〉 저축수단과 저축목적

구 분		저축수단		적금		개인연금		저축성보험		보장성보험		계(契)		
		유	무	유	무	유	무	유	무	유	무	유	무	
2000	전체가구수	1,801	306	963	1,144	529	1,578	1,502	605	379	1,728	102	2,005	
	노후 대비	가구수	911	101	509	503	325	687	766	246	204	808	48	964
	비중(%)	50.6	33.0	52.9	44.0	61.4	43.5	51.0	40.7	53.8	46.8	47.1	48.1	
2001	전체가구수	1,668	439	867	1,240	332	1,775	1,482	625	274	1,833	98	2,009	
	노후 대비	가구수	787	135	422	500	197	725	707	215	127	795	44	878
	비중(%)	47.2	30.8	48.7	40.3	59.3	40.8	47.7	34.4	46.4	43.4	44.9	43.7	
2002	전체가구수	1,622	485	831	1,276	328	1,779	1,474	633	203	1,904	86	2,021	
	노후 대비	가구수	727	103	390	440	203	627	670	160	104	726	40	790
	비중(%)	44.8	21.2	46.9	34.5	61.9	35.2	45.5	25.3	51.2	38.1	46.5	39.1	

#### Ⅳ. 개인연금 가입 및 가입상태 변화 분석

제Ⅲ장에서는 분석대상 가구를 개인연금 가입가구와 개인연금 미가입 가구로 구분한 후 가구주 및 가구특성, 경제 및 금융자산상태 등을 비교하였다. 그런데 기초 통계 분석결과는 개인연금 가입상태에 영향을 미치는 다른 변수의 영향을 완전히 통제할 것이 아니기 때문에 혼동요인(confounding factor)이 존재할 수 있어 해석에 주의할 필요가 있다. 예를 들어, 기초자료 분석에서 개인연금 가입가구일수록 취업자일 확률이 높게 나타난다고 해서 취업자일수록 개인연금 가입확률이 높다고 주장할 수는 없다는 것이다. 이유는 취업자일수록 경상소득 수준이 높기 때문에 개인연금 가입 확률이 높은 것이 취업 때문인지 아니면 소득수준이 높기 때문인지 구분하기 어렵기 때문이다. 따라서 엄밀한 분석을 위해서는 소득수준과 같은 혼동요인을 통제된 상황에서 취업이 개인연금 가입 확률에 미치는 영향을 분석해야 할 것이다. 이에 여기서는 혼동요인을 적절히 통제된 상황에서 개인연금 가입결정 및 가입

상태 변화에 관한 분석을 실시한다. 우선 1절에서는 분석방법을 소개하고, 2절과 3절에서는 개인연금 가입결정 및 개인연금 가입상태 변화에 관한 분석결과를 소개할 것이다.

## 1. 분석방법

여기서는 연도별 자료를 이용하여 개인연금 가입여부에 대한 횡단면 분석을 실시한 후, 연도별 자료의 조합을 통해 개인연금 가입상태 변화에 대한 동태적 분석을 실시한다. 제2절에서는 개인연금 가입가구와 미가입가구를 구분한 분석을 실시하며, 제3절에서는 2001년 당시 개인연금 가입가구 중 어떠한 특성을 갖는 가구가 개인연금 가입상태를 유지하고, 어떠한 특성을 갖는 가구가 개인연금에서 탈퇴하였는지, 그리고 2001년 당시 개인연금 미가입 가구 중 어떠한 특성을 갖는 가구가 개인연금에 신규로 가입하였는지를 분석한다. 이를 위해 본 연구에서 사용한 분석방법은 로짓모형(logit model) 추정방법이다. 로짓모형 추정방법은 본 분석과 같이 종속변수가 개인연금 가입여부(가입 혹은 미가입), 개인연금 가입상태 유지 여부(가입→가입 혹은 가입→미가입), 개인연금 신규가입 여부(미가입→가입 혹은 미가입→미가입) 등과 같은 범주형 변수(categorical variables)일 때 유용한 분석방법이다.

다음과 같은 회귀모형을 가정해 보자.

$$y_i^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} + u_i \quad (1)$$

(1)에서  $y_i^*$ 는 관찰되지 않는 잠재변수(latent variable)이며, 관찰이 가능한  $y_i$ 는 개인연금 가입여부(가입 혹은 미가입), 개인연금 가입상태 유지 여부(가입→가입 혹은 가입→미가입), 개인연금 신규가입 여부(미가입→가입 혹은 미가입→미가입) 등과 같은 범주형이다. 이러한 특성을 갖는  $y_i$ 는 일반적으로  $y_i^* > 0$ 인 경우에는 1의 값을, 다른 경우에는 0의 값을 갖는 것으로 정의할 수 있다.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

이때  $y_i = 1$ 일 확률은 (3)과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned} P_i &= \text{Prob}(y_i = 1) = \text{Prob}\left[u_i > -\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}\right)\right] \\ &= 1 - F\left[-\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}\right)\right] \end{aligned} \quad (3)$$

$F$ 는 오차항  $u$ 의 누적분포함수(cumulative distribution function)이며, 만일  $u$ 가 대칭적(symmetric)이라면,  $1 - F(-Z) = F(Z)$ 이기 때문에 (3)의 식은 (4)와 같이 수정할 수 있다.

$$P_i = F\left[\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij}\right)\right] \quad (4)$$

이때 우도함수(likelihood function)는  $L = \prod_{y_i=1} P_i \prod_{y_i=0} (1 - P_i)$ 과 같이 쓸 수 있으며,  $u_i$ 의 누적분포가 로지스틱분포를 갖는다면,  $P_i = F(Z_i) = \frac{\exp(Z_i)}{(1 + \exp(Z_i))}$ 이기 때문에 아래와 같은 우도함수를 만들 수 있다.

$$L = \prod_{y_i=1} \frac{\exp(Z_i)}{1 + \exp(Z_i)} \prod_{y_i=0} \frac{1}{1 + \exp(Z_i)} \quad (5)$$

회귀식의 추정계수는 위의 우도함수를 극대화하는 과정에서 구해지며, 이때 구해진 회귀계수가 이항로짓모형의 추정계수가 된다.

한편, 로짓분석을 통해 추정된 계수값  $\beta$ 를 해석할 때에는 주의할 필요가 있다. 일반적인 회귀분석에서 계수값은  $\partial y / \partial x$ 로 설명변수 한 단위 변화에 따른 종속변수의

변화, 즉 한계효과(marginal effect)를 의미한다. 그러나 로짓분석에서의 계수값은  $\frac{\partial \log(p/(1-p))}{\partial x}$ 을 의미하기 때문에 한계효과로 사용될 수 없다<sup>5)</sup>. 따라서 본 연구에서는 분석결과의 해석을 용이하게 하기 위해 Odds ratio를 계산하였다. Odds ratio는 다음과 같이 계산된다.  $\log(p/(1-p))=Z=b_0+\beta_1x_1+\dots+\beta_kx_k$ 의 양변에 로그를 취하면 (6)식과 같다.

$$\frac{p}{1-p} = \exp(b_0 + \beta_1x_1 + \dots + \beta_kx_k) \tag{6}$$

$$= \exp(b_0)\exp(\beta_1x_1)\dots\exp(\beta_kx_k)$$

$x_1$ 이 1단위 변화하였다고 가정하면 (6)식은 (7)식과 같이 수정된다.

$$\frac{p_{x_1+1}}{1-p_{x_1+1}} = \exp(b_0 + \beta_1(x_1+1) + \dots + \beta_kx_k) \tag{7}$$

$$= \exp(b_0)\exp(\beta_1x_1)\exp(\beta_1)\dots\exp(\beta_kx_k)$$

(6)식과 (7)식의 비를 구하면 다음과 같아진다.

$$\frac{(p_{x_1+1}/(1-p_{x_1+1}))}{(p/(1-p))} = \exp(\beta_1) \tag{8}$$

이때 (8)식에서와 같이 추정된 계수값에 지수를 취하여 구해진 값이 Odds ratio가 된다. 즉, Odds ratio는  $p$ 에 속하지 않을 확률대비  $p$ 에 속할 확률(Odds)이  $x$ 가 1단위 변화할 때 어떻게 변화하는지를 보여준다. 만일 개인연금에 가입하지 않을 확률대비 개인연금에 가입할 확률이 설명변수  $x$ 가 변화함에 따라 변화하지 않으면, Odds ratio=1이 된다. Odds ratio가 1보다 크면, 설명변수 1단위 변화가 개인연금에 가입할 확률을 보다 크게 만든다고 볼 수 있다. (9)식을 통해서는  $p$ 에 속하지

5)  $P = \frac{\exp(Z_i)}{1 + \exp(Z_i)}$  이다. 따라서  $\log \frac{p}{1-p} = Z = b_0 + \beta x + \mu$ ,  $\beta = \frac{\partial \log(p/(1-p))}{\partial x}$ 가 된다.

않을 확률대비  $p$ 에 속할 확률이 몇 %나 변화하는지 확인할 수 있다.

$$100 \times \frac{(p_{x_{i+1}}/(1-p_{x_{i+1}})) - (p/(1-p))}{(p/(1-p))} = 100 \times [exp(\beta_i) - 1] \quad (9)$$

일반적으로 Odds ratio를 해석할 때에는 Odds ratio 자체만을 보는 것이 아니라 Odds ratio의 95% 신뢰구간이 1의 값을 포함하지 않을 때 설명변수의 효과가 유의한 것으로 본다. 따라서 본 연구에서도 95% 신뢰구간과 Odds ratio 값을 동시에 제시할 것이며, 그 결과에 따라 설명변수 1단위의 변화가 종속변수에 미치는 영향을 설명할 것이다.

## 2. 개인연금가입 결정요인 분석

개인연금에 가입한 가구는 어떠한 특성을 갖고 있는지를 검토하기 위해 분석자료 중 가장 최근년도인 2003년 자료를 사용하여 개인연금 가입에 관한 이항로짓분석을 실시하였다. 개인연금 가입가구는 1의 값을, 미가입가구는 0의 값이 부여되었으며, 설명변수로는 가구주 연령, 성별, 교육년수, 배우자 유무, 경제활동상태, 국민연금가입여부 등 가구주 특성 변수, 18세 미만 가구원수, 주거상태 등 가구특성 변수, 그리고 경상소득, 순금융자산, 저축수단 별 저축액, 그리고 저축목적 등 가구의 경제활동과 관련된 변수가 사용되었다. 이러한 변수들은 개인연금 가입 가구의 특징을 분명히 보여주며, 개인연금 활성화를 위한 정책 입안 시 정책효과를 극대화하기 위한 목표 집단 설정과 관련하여 중요한 시사점을 제공해 줄 수 있는 변수들이다. 개인연금 가입결정요인 분석은 SAS 프로그램 version 8.1을 사용하여 이루어졌다.

〈표 5〉는 2003년 기준 개인연금 가입에 관한 이항로짓 추정결과이다. 계수값 추정결과에 따르면 가구주 연령은 1% 유의수준에서 유의한 음의 값을 가지며, 경상소득과 저축목적이 노후대비인 가구의 더미 변수는 1% 유의수준에서 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 그 외 국민연금 가입 더미변수, 저축성보험 납입액, 적

금 납입액 등이 5% 수준에서 유의한 양의 값을 가졌다. 순금융자산은 양의 값을 갖지만 유의수준이 10%이기 때문에 큰 의미를 부여할 수 없었다.

〈표 5〉 개인연금 가입결정요인 분석(2003년 기준)

	계수값	Chi-square	Odds ratio		
			95% 신뢰구간		
			하한	상한	
상수항	-1.841	0.699***	-	-	-
가구주연령	-0.034	0.011***	<b>0.967</b>	<b>0.946</b>	<b>0.988</b>
성별	-0.312	0.326	0.732	0.386	1.387
교육년수	0.035	0.022	1.036	0.993	1.081
배우자유무	-0.158	0.283	0.854	0.491	1.486
18세 미만 가구원수	0.072	0.082	1.075	0.915	1.263
주거상태(자가=1)	0.004	0.145	1.004	0.756	1.333
경제활동상태(취업=1)	0.435	0.277	1.545	0.897	2.660
경상소득	0.001	0.000***	<b>1.001</b>	<b>1.001</b>	<b>1.002</b>
순금융자산	0.000	0.000*	1.000	1.000	1.000
국민연금가입여부(가입=1)	0.343	0.166**	<b>1.409</b>	<b>1.019</b>	<b>1.950</b>
저축목적(노후대비=1)	1.000	0.132***	<b>2.717</b>	<b>2.099</b>	<b>3.518</b>
적금납입액	0.002	0.001*	1.002	1.000	1.003
저축성보험납입액	0.007	0.003**	1.007	1.000	1.013
보장성보험납입액	-0.003	0.006	0.997	0.985	1.009
계 납입액	-0.003	0.004	0.997	0.989	1.006
Likelihood Ratio	189.643***				
-2 Log Likelihood	1,632.584				

주: \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 의미.

Odds ratio를 검토해 보면 95% 신뢰구간에서 유의한 것은 가구주연령, 경상소득, 국민연금가입 더미변수, 노후대비 저축목적 더미변수 등이다. 가구주 연령의 Odds ratio는 0.967이다. 이는 가구주 연령이 1세 높아질 경우, 개인연금 미가입 가구에 속할 확률대비 개인연금 가입가구에 속할 확률이 3.3% 감소한다는 것을 의미한다. 경상소득의 경우 Odds ratio는 1.001이다. 이는 경상소득이 1만원 증가할 경우 개인연금을 가입하지 않았을 가능성 대비 개인연금을 가입하였을 가능성이 0.1% 높아짐을 의미한다. 만일 경상소득이 10만원 상승할 경우에는 으로 개인연금을 가입하지 않았을 가능성 대비 개인연금을 가입하였을 가능성이 1%가량 높아지게 된다. 국민연금 가입 더미변수의 Odds ratio는 1.409로 가구주가 국민연금을 가입한 가구가 국민연금을 가입하지 않은 가구보다 개인연금을 가입하지 않았을 가능성대비 개인연금을 가입하였을 가능성이 40.9% 높았다. 그리고 노후대비를 목적으로 저축하는 가구의 경우 그렇지 않은 가구보다 개인연금을 가입하지 않았을 가능성대비 개인연금을 가입하였을 가능성이 약 172% 높았다.

한편, 순금융자산, 적금납입액, 저축성보험 납입액 등의 변수는 계수값이 유의하였지만, Odds ratio를 검토하였을 때에는 95% 신뢰구간에서 설명변수의 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 각각의 변수가 개인연금 가입결정에 통계적으로 유의한 효과를 갖지만, 그 효과의 정도는 아주 미미하여 무시할 수 있는 정도이기 때문에 나타나는 현상으로 분석할 수 있다.

### 3. 개인연금 가입상태 변화 분석

제2절의 개인연금 가입결정요인 분석은 특정 년도의 개인연금 가입가구와 개인연금 미가입가구의 특성을 비교한 것이다. 따라서 어떠한 특성을 가진 가구가 개인연금을 가입상태를 유지하는지, 또는 개인연금을 신규로 가입하는지에 대한 간접적인 정보는 제공할 수 있어도 직접적인 정보를 제공하지는 않는다. 또한 개인연금 가입가구와 개인연금 미가입가구를 비교한 것이기 때문에 개인연금 가입결정에 영향을 미치는 가구주 및 가구의 관찰되지 않은 특성 차이를 적절히 통제할 수 없다는

한계가 있다. 예를 들어, 교육년수가 개인연금 가입결정에 미치는 영향을 분석할 때, 횡단면 분석에서는 상이한 가구주의 교육수준 차이를 특정 가구주의 시점 간 차이인 것처럼 사용한다. 즉, 교육년수가 10년인 A라는 개인과 교육수준이 11년인 B라는 개인을 상호 비교한 결과를 가지고 A의 교육연수가 증가하였을 때의 결과인 것처럼 해석할 우려가 있다. 이에 따라 A와 B의 개인연금 가입에 대한 의사결정의 차이가 A와 B의 개인연금에 대한 선호도 등 관찰되지 않는 변수의 특성 때문일 수 있음을 간과하고 있는 것이다.

이에 제3절에서는 개인연금 가입상태 변화에 대한 동태적인 분석을 실시하였다. 즉, 2001년 기준으로 개인연금 가입가구 중 어떠한 특성을 갖는 가구가 2003년까지 가입상태를 유지하였는지를 검토하였고, 2001년 기준 개인연금 미가입가구 중 어떠한 특성을 갖는 가구가 2003년까지 개인연금에 신규로 가입하였는지를 분석하였다. 이러한 분석은 동일한 가구의 개인연금 가입상태 변화를 분석하기 때문에 관찰되지 않는 가구주 및 가구특성을 충분히 통제할 수 있다는 장점이 있다<sup>6)</sup>.

### 가. 개인연금 가입상태 변화와 가구특성

〈표 6〉에서는 본 분석에 앞서 개인연금 가입상태 변화에 따라 가구를 구분한 후 각각의 집단의 가구주 및 가구특성을 2001년 기준으로 검토하였다. 또한 소득, 저축목적 등 주요 변수의 2001~2003년 기간 중 변화를 검토하였다. 이들 변수는 개인연금 가입상태 변화에 대한 이항로짓분석의 설명변수로 사용된다.

전체 표본 2,107가구 중에서 2001년 기준 개인연금 가입가구의 수는 529가구이다. 이중 2003년까지 개인연금 가입상태를 유지한 가구는 187가구로 조사되었으며, 342가구가 개인연금을 탈퇴한 것으로 나타났다. 또한 2001년 기준으로 개인연

6) 본 연구는 2001~2003년 기간 중의 개인연금 가입상태 및 가구 특성의 변화를 검토하면서 2001년과 2003년만을 비교하고, 2002년도의 가구특성변화는 반영하지 않았다. 예를 들어, 2001년에 개인연금 가입가구 중 2002년에 개인연금에서 탈퇴하였다가 2003년에 개인연금에 재가입한 가구의 경우 개인연금 가입상태가 지속된 것으로 가정하고 분석하였다는 것이다. 이는 개인연금 가입-미가입-가입 혹은 미가입-가입-미가입 등과 같이 해마다 개인연금 가입상태가 변화하는 가구가 전체 가구에서 차지하는 비중이 약 7%로 낮아 개인연금 가입자의 행태로서 일반적인 경우로 볼 수 없다고 판단했기 때문이다.

금에 가입하지 않은 1,578가구 중 2003년까지 개인연금에 신규로 가입한 가구는 141가구이며, 개인연금 미가입상태를 유지한 가구의 수는 1,437가구로 조사되었다. 전체 표본 2,107가구 중에서 2001년 기준 개인연금 가입가구의 수는 529가구이다. 이중 2003년까지 개인연금 가입상태를 유지한 가구는 187가구이며, 342가구가 개인연금을 탈퇴한 것으로 나타났다. 또한 2001년 기준으로 개인연금에 가입하지 않은 1,578가구 중 2003년까지 개인연금에 신규로 가입한 가구는 141가구이며, 개인연금 미가입상태를 유지한 가구의 수는 1,437가구로 조사되었다.

2001년 기준 개인연금 가입가구 중 개인연금 가입유지 가구와 탈퇴가구의 특성을 비교해 보면, 가구주 연령은 개인연금 유지 가구가 조금 낮은 것으로 나타났으며, 교육수준은 개인연금 유지 가구가 조금 높은 것으로 나타났다. 그 외 가구주 및 가구 특성은 두 집단이 대체로 유사하였으며, 금융 상태에 있어서는 개인연금 유지 가구가 소득 및 소비, 저축 수준이 높을 뿐만 아니라 2001~2003년 기간 중 증가 폭도 상대적으로 크게 조사되었다. 순금융자산의 경우 개인연금 유지가구가 더 많은 것으로 나타났지만, 2001~2003년 기간 중 상대적으로 크게 감소한 것으로 나타났다. 개인연금유지가구의 소득과 저축액수가 많음에도 불구하고 순금융자산이 크게 감소한 것은 그만큼 부채가 늘어난 것으로 이해할 수 있다. 이는 차입을 통해 부동산 취득 등 비금융자산을 증가시켰기 때문으로 보이며, 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다. 저축목적에 있어서는 개인연금 유지가구의 경우 저축목적이 지속적으로 노후대비인 가구와 노후대비 이외의 목적으로 저축을 하다가 노후대비를 목적으로 저축하기 시작한 가구의 비중이 개인연금 탈퇴 가구에 비해 상대적으로 높게 나타났다.

〈표 6〉 개인연금 가입상태 변화와 가구 특성

		2001년 개인연금 가입		2001년 개인연금 미가입	
		가입유지	탈퇴	신규가입	미가입
가 구 특 성  년 기 준  가 구 특 성  변 화	연령	41.9	44.7	43.3	45.1
	성별(남성 = 1, %)	94.1	96.8	90.8	88.9
	교육년수	13.0	11.6	11.7	11.0
	2 배우자 유무(유=1, %)	91.4	93.3	87.2	83.2
	0 경제활동상태(취업=1, %)	94.7	96.2	95.7	86.3
	0 주거상태(자가=1, %)	64.2	67.8	58.9	57.6
	1 가구원 수	4.0	4.0	4.0	3.9
	18세 미만 가구원수	1.4	1.2	1.1	1.1
	경상소득(만원)	307.3	264.3	258.4	217.6
	기 소비(만원)	190.6	174.3	159.7	141.3
	월평균 저축액(만원)	95.8	68.1	50.3	37.8
	적금(만원)	41.2	32.9	26.0	21.5
	개인연금(만원)	16.9	14.1	0.0	0.0
	저축성보험(만원)	22.8	12.8	17.1	11.0
	보장성보험(만원)	9.0	6.5	4.6	2.9
	계(만원)	3.2	3.2	2.8	1.9
	기타(만원)	0.7	0.0	0.1	0.3
	순금융자산(만원)	2966.6	60.4	-1430.1	-524.2
	국민연금가입여부(가입=1, %)	82.4	85.4	81.6	64.1
	저축목적(노후 =1, %)	66.3	58.8	48.2	43.1
경상소득 변화(만원)	52.0	20.0	96.3	8.1	
소비변화(만원)	35.1	19.2	34.7	18.0	
월평균 저축액 변화(만원)	2.7	-16.0	38.8	-2.2	
적금변화(만원)	8.1	-6.9	23.8	-1.9	
개인연금변화(만원)	1.8	-14.1	20.8	0.0	
저축성보험 변화(만원)	1.6	8.4	0.3	1.8	
보장성 보험 변화(만원)	5.0	-3.0	-3.2	-1.4	
계 변화(만원)	0.8	-1.8	-2.2	-0.1	
기타 변화(만원)	-0.7	0.1	-0.1	-0.3	
순금융자산변화(만원)	-1983.6	-660.8	216.0	-933.3	
저축목적 변화: 노후→노후(%)	47.6	30.7	29.8	17.7	
노후→기타(%)	18.7	28.1	18.4	25.4	
기타→노후(%)	19.8	13.5	24.8	15.4	
기타→기타(%)	13.9	27.8	27.0	41.5	
관측수	187	342	141	1437	

2001년 기준 개인연금 미가입가구 중 개인연금 신규가입 가구와 미가입가구의 특성을 비교해 보면, 가구주 연령은 개인연금 신규가입 가구가 조금 낮은 것으로 나타났다. 취업자 가구의 비중은 개인연금 신규가입 가구가 높은 것으로 나타났다. 그 외 가구주 및 가구 특성은 두 집단이 대체로 유사한 것으로 보이며, 금융 상태를 살펴보면 개인연금 신규가입 가구가 소득 및 소비, 저축, 순금융자산 수준이 높을 뿐만 아니라 2001~2003년 기간 중 증가폭도 상대적으로 크게 조사되었다. 저축 목적에 있어서는 개인연금 신규가입 가구의 경우 저축목적이 지속적으로 노후대비인 가구와 노후대비 이외의 목적으로 저축을 하다가 노후대비를 목적으로 저축하기 시작한 가구의 비중이 개인연금 미가입가구에 비해 상대적으로 높게 나타났다.

#### 나. 개인연금 가입상태 변화 분석

〈표 7〉에서는 2001년 기준 개인연금 가입가구의 가입상태 변화원인을 분석하였다. 2003년에도 개인연금 가입상태가 유지되었으면 1, 2003년에 개인연금을 탈퇴 하였으면 0을 부여하였다. 개인연금 가입이 지속된 가구가 187가구, 개인연금을 탈퇴한 가구가 342가구이다. 한편 본 연구에서는 개인연금 가입상태 변화를 분석 하면서 두 가지 분석모형을 설정하였다. 모형 1은 초기조건이 개인연금 가입상태 변화에 어떠한 영향을 미치는지를 검토하기 위한 모형으로, 2001년의 가구주 특성, 가구특성, 그리고 가구 금융자산상태 관련 변수가 설명변수로 사용되었다. 가구의 초기조건 외에 가구의 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 것은 가구주의 갑작스런 실업 혹은 취업, 소득수준의 감소 등과 같은 가구의 경제 및 금융자산상태의 변화일 것이다. 따라서 가구의 경제 및 금융자산상태 변화가 개인연금 가입상태 변화에 미치는 영향을 분석하게 되면 향후 개인연금 활성화를 위한 정책 입안시 중요한 정책적 시사점을 얻을 수 있을 것이다. 이런 문제의식 하에서 가구의 경제 및 금융자산 상태 변화가 개인연금 가입상태에 미치는 영향을 검토하려고 시도한 모형이 모형 2이다. 모형 2에서는 2001년 특성을 사용한 가구주 연령, 성별, 교육년수, 배우자 유무, 18세 미만 가구원수, 주거상태, 국민연금 가입여부와 경제활동상태 변화, 경상소득의 변화, 저축액의 변화, 저축목적의 변화 등 2001~2003년 기간 중의 변화들이 설명변수로 사용되었다.

〈표 7〉 개인연금 가입자의 가입상태 변화 분석

	모형 1					모형 2				
	추정 계수	표준 오차	Odds Ratio			추정 계수	표준 오차	Odds Ratio		
				95% 신뢰구간					95% 신뢰구간	
상수항	1.700	1.193				1.630	1.246			
가구주연령	-0.047	0.018***	0.954	0.921	0.988	-0.046	0.018**	0.955	0.922	0.989
성별	-0.913	0.580	0.401	0.129	1.251	-0.914	0.597	0.401	0.124	1.293
교육년수	0.079	0.036**	1.082	1.008	1.162	0.093	0.035***	1.097	1.025	1.174
배우자유무	-0.213	0.482	0.808	0.314	2.079	-0.095	0.493	0.910	0.346	2.391
18세 미만 가구원수	0.117	0.130	1.124	0.871	1.449	0.139	0.133	1.149	0.885	1.491
주거상태(자가=1)	-0.050	0.224	0.951	0.614	1.474	-0.160	0.231	0.852	0.542	1.338
경제활동상태(취업=1)	-0.859	0.501*	0.424	0.159	1.132					
경상소득	0.000	0.001	1.000	0.999	1.002					
순금융자산	0.000	0.000*	1.000	1.000	1.000					
국민연금가입(가입=1)	-0.304	0.281	0.738	0.425	1.280	-0.339	0.291	0.713	0.403	1.260
저축목적(노후대비=1)	0.348	0.270	1.417	0.926	2.167					
적금납입액	0.001	0.002	1.001	0.997	1.004					
저축성보험납입액	0.026	0.006***	1.026	1.013	1.039					
보장성보험납입액	0.000	0.005	1.000	0.990	1.010					
계 납입액	-0.004	0.006	0.996	0.984	1.007					
경찰상태변화(취업→취업)						-1.013	0.595*	0.363	0.113	1.165
경찰상태변화(취업→미취업)						-1.666	0.826**	0.189	0.037	0.955
경찰상태변화(미취업→취업)						-0.348	1.028	0.706	0.094	2.295
경상소득의 변화						0.001	0.001	1.001	1.000	1.002
적금납입액의 변화						0.003	0.002**	1.003	1.000	1.007
저축성보험 납입액의 변화						-0.017	0.005***	0.983	0.973	0.992
보장성보험 납입액의 변화						-0.004	0.004	0.996	0.987	1.004
계 납입액의 변화						0.011	0.006*	1.011	0.998	1.023
순금융자산의 변화						0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
저축목적 변화(노후→노후)						1.318	0.301***	3.737	2.073	6.739
저축목적 변화(노후→기타)						0.403	0.324	1.497	0.794	2.823
저축목적 변화(기타→노후)						1.147	0.340***	3.150	1.617	6.136
Likelihood Ratio	74.581***					92.937***				
-2 Log Likelihood	612.680					594.323				

주: \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 의미.

이때 저축목적의 변화 더미 변수는 저축목적이 2001~2003년 모두 노후대비 이외인 가구를 기준으로 하여 저축목적이 지속적으로 노후대비인 가구 더미변수, 저축목적이 노후대비에서 노후대비 이외의 목적으로 바뀐 가구 더미변수, 저축목적이 노후대비 이외의 목적에서 노후대비로 바뀐 가구 더미변수가 추정모형에 사용되었다. 또한 가구의 경제활동상태 변화더미변수는 미취업상태가 지속된 가구를 기준으로 하여, 취업상태가 지속된 가구더미변수, 미취업에서 취업으로 바뀐 가구 더미변수, 취업에서 미취업으로 바뀐 가구더미변수 등이 사용되었다.

모형 1의 추정계수를 보면, 가구주 연령은 1% 유의수준에서 음의 값을, 교육년수와 저축성보험 납입액은 각각 5%와 1% 유의수준에서 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 경제활동상태(취업=1)는 음의 값을 갖고, 순금융자산은 양의 값을 갖는 것으로 나타났으나, 유의수준이 10%여서 큰 의미를 두기 어려웠다. Odds ratio를 검토해 보면 가구주 연령과 교육년수, 저축성보험 납입액이 유의하게 나타났다. 가구주 연령의 Odds ratio는 0.954로 이는 2001년 기준으로 가구주 연령이 1세 높을수록 개인연금을 중도에 탈퇴할 가능성이 개인연금 가입상태를 지속할 가능성보다 4.6% 가량 높음을 의미한다. 교육년수의 Odds ratio는 1.082로 나타났다. 이는 2001년 기준 가구주의 교육년수가 1년 높을수록 개인연금 가입상태를 지속할 가능성이 개인연금을 중도에 탈퇴할 가능성보다 8.2% 높음을 의미한다. 2001년 기준으로 볼 때 저축성보험 납입액이 1만원 높은 가구일수록 개인연금을 중도에 탈퇴할 가능성 대비 개인연금 가입상태를 지속할 가능성이 2.6% 높아지는 것으로 나타났다.

모형 2의 추정결과를 살펴보면 모형 1과 마찬가지로 가구주 연령은 유의한 음의 값을 가구주 교육년수는 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. Odds ratio 역시 모형 1과 비슷한 수준으로 나타났다. 모형 2에서 사용된 주요 변수값의 변화의 효과를 살펴보면, 경제활동상태가 취업에서 미취업으로 변화한 경우 5% 유의수준에서 음의 값을 갖는 것으로 나타났으며, 저축성보험 납입액의 변화는 1% 유의수준에서 유의한 음의 값을 갖는 것으로 나타났다. 반면 적금납입액의 변화와 저축목적이 노후대비에서 노후대비인 경우, 기타에서 노후대비로 변화한 경우는 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 취업상태가 지속된 경우, 계 납입액의 변화 등이 유

의하였지만, 유의수준이 10%로 커다란 의미가 없었다.

Odds ratio를 검토해 보면 유의한 효과를 갖는 것으로 나타난 것은 경제활동상태가 취업에서 미취업으로 변화한 경우, 저축성 보험납입액의 변화, 저축목적 노후대비가 지속된 경우, 그리고 저축목적이 기타에서 노후대비로 변화한 경우 등이다. 경제활동 상태가 취업에서 미취업으로 변화한 가구의 Odds ratio는 0.189로 경제활동 상태가 취업에서 미취업으로 변화한 가구의 경우 개인연금을 탈퇴할 가능성 대비 지속할 가능성이 81% 하락하였다. 또한 저축성보험 납입액이 1만원 증가할 경우 개인연금에서 탈퇴할 가능성대비 개인연금가입상태를 지속할 가능성이 1.7% 하락하였다. 이는 만일 저축성 보험의 납입액이 10만원 증가할 경우 개인연금 탈퇴 가능성 대비 개인연금 가입상태를 지속할 가능성이 15.6% 감소하게 됨을 의미한다<sup>7)</sup>. 저축성보험납입액의 효과의 경우 모형 1과 모형2의 결과가 다소 상반된 것처럼 이해될 수도 있다. 그러나 모형 1에서 2001년 기준으로 저축성보험 납입액이 높은 사람이 가입상태를 지속할 가능성이 높아 저축성보험납입액이 높은 사람이 기본적으로 소득이 높아 개인연금을 오래 유지할 수 있는 여력이 상대적으로 더 크다는 것을 보여주고 있는 반면, 모형 2에서는 소득수준이 일정할 경우 저축성 보험과 개인연금이 대체관계에 있을 수 있음을 보여주는 것으로 상반된 결과는 아닌 것으로 보인다. 지속적으로 노후대비를 위해 저축한 가구의 경우 그렇지 않은 가구와 비교할 때 개인연금 탈퇴 가능성 대비 개인연금 가입상태를 지속할 가능성이 273.7% 높았으며, 2001년 당시 개인연금 가입가구 중 저축목적이 노후대비 이외의 것에서 노후대비로 변화한 가구의 경우 개인연금 탈퇴 가능성 대비 가입상태를 지속할 가능성 약 215% 높았다.

〈표 8〉의 모형 3과 모형 4는 2001년 기준 개인연금 미가입가구의 가입상태 변화를 분석한 추정결과이다. 2003년에 개인연금 가입가구면 1, 2003년에도 여전히 개인연금 미가입상태이면 0을 부여하였다. 관측수는 개인연금 신규가입가구는 141가구, 개인연금 가입을 하지 않은 가구의 수는 1437가구이다. 앞서 모형1, 모형 2와 마찬가지로 모형 3은 2001년의 가구 및 가구주 특성을 설명변수로 사용하였으

7) 이는 다음과 같은 수식, 즉  $100 \times [\exp(-0.017 \times 10) - 1] = -15.6$ 에서 도출된다.

며, 모형 4에서는 2001년 특성을 사용한 가구주 연령, 성별, 교육년수, 배우자 유무, 18세 미만 가구원수, 주거상태, 국민연금 가입여부 등의 변수에 더해, 경제활동상태 변화, 경상소득의 변화, 저축액의 변화, 저축목적의 변화 등 2001~2003년 기간 중의 변화를 설명변수로 사용하였다.

모형 3의 추정계수를 검토해 보면, 경제활동상태에서 취업자더미 변수, 순금융자산, 국민연금 가입자 더미변수, 저축성보험 납입액이 5% 혹은 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 가구주 연령은 음의 값을 갖는 것으로 나타났지만, 유의수준이 10%로 아주 낮아 큰 의미를 두기 어려운 수준이다. Odds ratio를 검토해 보면 가구주의 취업더미 변수, 국민연금 가입여부와 저축성보험 납입액이 유의한 것으로 나타났다. 가구주 취업더미 변수의 Odds ratio는 2.466이다. 이는 2001년 기준 개인연금 미가입 가구 중 가구주가 취업자인 가구의 개인연금에 신규로 가입하지 않을 가능성 대비 개인연금에 신규로 가입할 가능성이 가구주가 미취업자인 가구보다 약 146.6% 증가함을 의미한다. 국민연금 가입여부의 Odds ratio는 2.089이다. 이는 2001년 기준 개인연금 미가입자 중 국민연금에 가입되어 있는 사람의 개인연금에 신규로 가입하지 않을 가능성 대비 개인연금에 신규로 가입할 가능성이 국민연금이 가입되어 있지 않은 사람보다 약 108.9% 증가함을 의미한다. 저축성보험 납입액의 Odds ratio는 1.018로 2001년 기준 저축성보험 납입액이 1만원 증가할수록, 개인연금에 신규로 가입하지 않을 가능성 대비 신규로 가입할 가능성이 1.8% 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 개인연금 미가입자의 가입상태 변화 분석

	모형 1					모형 2				
	추정 계수	표준 오차	Odds Ratio			추정 계수	표준 오차	Odds Ratio		
				95% 신뢰구간					95% 신뢰구간	
상수항	-2.865	0.937***				-2.774	1.125**			
가구주연령	-0.025	0.015*	0.976	0.948	1.004	-0.032	0.015**	<b>0.968</b>	<b>0.940</b>	<b>0.997</b>
성별	-0.344	0.404	0.709	0.321	1.567	-0.477	0.423	0.621	0.271	1.421
교육년수	0.020	0.030	1.020	0.962	1.083	0.013	0.030	1.013	0.955	1.074
배우자유무	0.044	0.366	1.045	0.510	2.139	0.208	0.376	1.231	0.589	2.572
18세 미만 가구원수	-0.104	0.114	0.902	0.722	1.126	-0.100	0.116	0.905	0.721	1.137
주거상태(자가=1)	0.011	0.199	1.011	0.685	1.492	-0.034	0.202	0.967	0.650	1.437
경제활동상태(취업=1)	0.903	0.442**	<b>2.466</b>	<b>1.037</b>	<b>5.862</b>					
경상소득	0.000	0.000	1.000	1.000	1.001					
순금융자산	0.000	0.000**	1.000	1.000	1.000					
국민연금가입(가입=1)	0.737	0.235***	<b>2.089</b>	<b>1.319</b>	<b>3.310</b>	0.684	0.236***	<b>1.981</b>	<b>1.248</b>	<b>3.144</b>
저축목적(노후대비=1)	0.158	0.186	1.171	0.813	1.686					
적금납입액	-0.001	0.002	0.999	0.995	1.003					
저축성보험납입액	0.018	0.005***	<b>1.018</b>	<b>1.007</b>	<b>1.028</b>					
보장성보험납입액	0.005	0.006	1.005	0.993	1.017					
계 납입액	0.001	0.006	1.001	0.990	1.013					
경활상태변화(취업→취업)						1.253	0.738*	3.501	0.825	14.860
경활상태변화(취업→미취업)						0.442	0.890	1.556	0.272	8.898
경활상태변화(미취업→취업)						0.575	0.891	1.777	0.310	10.187
경상소득의 변화						0.001	0.000***	1.001	1.000	1.002
적금납입액의 변화						0.001	0.001	1.001	0.999	1.003
저축성보험 납입액의 변화						-0.008	0.005	0.992	0.983	1.002
보장성보험 납입액의 변화						-0.009	0.006	0.991	0.980	1.003
계 납입액의 변화						-0.010	0.006*	0.990	0.979	1.001
순금융자산의 변화						0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
저축목적 변화(노후→노후)						0.912	0.252***	<b>2.490</b>	<b>1.520</b>	<b>4.077</b>
저축목적 변화(노후→기타)						0.093	0.273	1.097	0.643	1.872
저축목적 변화(기타→노후)						0.862	0.257***	<b>2.369</b>	<b>1.430</b>	<b>3.923</b>
Likelihood Ratio	50.476***					81.075***				
-2 Log Likelihood	899.605					869.006				

주: \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 의미.

모형 4의 추정결과를 살펴보면 우선 국민연금 가입여부는 모형 3에서와 마찬가지로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. Odds ratio 역시 1.981로 유의하였다. 가구주 연령은 음의 값을 갖는 것으로 나타났는데, 모형 3에서 유의수준이 10%수준이었던 것과는 달리 5% 수준으로 의미 있게 나타났다. Odds ratio 역시 0.968로 유의미하게 나타났다. 이는 가구주 연령이 1살 높아짐에 따라 개인연금에 신규로 가입할 가능성이 가입하지 않을 가능성보다 3.2%포인트 정도 낮음을 의미한다. 모형 4에 사용된 주요 변수값의 변화의 효과를 살펴보면, 추정된 계수값은 경 상소득의 변화, 노후대비 목적 저축을 지속한 경우 더미변수, 저축목적이 기타에서 노후대비로 변화한 경우의 더미변수 등이 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 취업상태 지속 더미변수와 계 납입액 등의 변수는 유의수준이 10%로 큰 의미가 없었다. Odds ratio를 검토해 보면, 유의한 효과를 갖는 것으로 나타난 것은 저축목적의 변화와 관련된 더미변수들이다. 저축목적을 지속적으로 노후대비를 위해 저축 한 가구의 경우 개인연금에 새로이 가입하지 않을 가능성 대비 개인연금에 신규로 가입할 가능성이 149% 증가하는 것으로 나타났으며, 저축목적이 노후대비 이외의 것에서 노후대비로 변화한 가구의 경우 개인연금에 가입하지 않을 가능성 대비 개인연금에 신규로 가입할 가능성이 236.9% 높아지는 것으로 나타났다.

## V. 요약 및 정책시사점

지금까지 「한국노동패널」 4-7차년도 개인 및 가구 자료에 이항로짓(binomial logit)기법을 적용하여 개인연금 가입결정요인을 추정하였다. 또한 2001년부터 2003년까지 개인연금 가입상태 변화에 따라 전체 표본을 “가입→가입”, “가입→미 가입”, “미가입→가입”, “미가입→미가입” 등 모두 4개 집단으로 구분한 후 2001년 기준 개인연금가입가구 중 2003년까지 가입상태를 지속하게 될 확률에 대한 이항 로짓분석과 2001년 기준 개인연금 미가입가구가 2003년까지 신규로 개인연금에 가입하게 될 확률에 대한 이항로짓분석을 실시하였다.

분석결과를 Odds Ratio 계산결과를 중심으로 정리하면 다음과 같다. 첫째, 개인

연금 가입결정요인 분석 결과, 가구주가 국민연금에 가입한 경우 개인연금에 가입하였을 가능성이 개인연금에 가입하지 않았을 가능성보다 높게 나타났고, 저축목적 이 노후대비인 가구는 개인연금에 가입하였을 가능성이 개인연금에 가입하지 않았을 가능성보다 높은 것으로 나타났다. 둘째, 2001년 기준 개인연금 가입가구를 대상으로 개인연금 가입상태 변화를 분석한 결과, 가구주 연령이 낮을수록, 교육년수가 높을수록, 그리고 저축성 보험 납입액이 많을수록 개인연금 가입상태를 지속시킬 가능성이 중도에 탈퇴할 가능성보다 높았다. 또한 경제활동 상태가 취업에서 미취업으로 변화한 경우와 저축성보험 납입액이 늘어난 경우 개인연금을 탈퇴할 가능성이 개인연금 가입상태를 지속할 가능성보다 높게 나타났으며, 지속적으로 노후대비를 위해 저축한 가구와 저축목적이 노후대비 이외의 것에서 노후대비로 변화한 가구의 경우 개인연금 가입상태를 지속할 가능성이 개인연금을 탈퇴할 가능성보다 높게 나타났다. 셋째, 2001년 당시 개인연금 미가입가구를 대상으로 개인연금 가입상태 변화를 분석한 결과, 가구주 연령이 낮을수록, 국민연금 가입하였거나, 저축성 보험 납입액이 많을수록, 그리고 저축목적이 노후대비 이외에서 노후대비로 변화한 가구일수록 개인연금을 신규로 가입하였을 가능성이 큰 것으로 나타났다.

이상의 분석결과는 다음과 같은 정책시사점을 제시하고 있다. 우선, '자발적인 노후대비'의 중요성을 강조하는 정책적인 접근이 필요하다. 본 연구에 따르면 가구주 및 가구특성, 소득수준 등을 통제한 상황에서 노후대비를 위해 저축하는 가구의 경우 개인연금 가입확률이 높을 뿐만 아니라, 개인연금 가입상태를 유지하거나, 개인연금에 신규로 가입할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 노후대비의 중요성과 노후대비를 위해 사적인 노력이 필요하다는 인식이 광범위하게 확대될 경우, 개인연금이 보다 활성화될 수 있음을 시사해준다. 국민연금 가입가구의 경우, 다른 모든 조건이 동일하다는 가정 하에 개인연금 가입확률이 높게 나타난 것 역시 이와 마찬가지로 맥락에서 이해할 수 있을 것이다.

또한 본 연구의 분석결과에 따르면 연령이 높아질수록 개인연금 가입상태를 유지하거나, 신규로 가입할 유인이 떨어지는 것으로 보인다. 이는 은퇴시기가 가까워질수록 노후대비를 위해 개인적으로 노력해야 함에도 불구하고 실제로는 그러하지 못하다는 점을 시사해주는 결과이다. 따라서 개인연금이 현재 시점에서 볼 때 중장년

의 노후대비 수단으로 기능하기 위해서는 적절한 유인구조가 마련될 필요가 있다고 판단된다. 구체적인 수단으로서 중장년층의 개인연금 가입 및 유지를 위한 세제혜택 또는 중장년층의 개인연금 신규가입을 유도할 수 있는 고객 맞춤형 상품개발 등이 검토될 수 있을 것이다.

한편, 최근의 고령화속도와 국민연금의 재정불안정에 대한 우려로 인해 개인적인 차원에서 노후 대비가 필요하다는 인식은 대부분이 가지고 있다고 볼 수 있을 것이다. 그런 전제 하에서 국민들이 실제로 노후대비를 위한 사적 저축을 할 수 있는 적극적인 유인과 노후소득보장의 필요성에 관한 적극적인 홍보대책이 그 어느 때보다도 요구된다고 사료된다.



## 참 고 문 헌

- 김원식, 『개인연금제도의 정착을 위한 정책방안연구』, 한국금융연구원, 연구보고서, 1996.
- 류건식, 『개인연금과 국민연금의 비교분석』, 보험개발원, 2004. 5.
- 문숙재 · 김연정, 「가계의 개인연금 보유 여부와 불입액의 영향요인」, 『대한가정학회지』, 1997.
- 장동한, 「개인구좌제도의 도입을 통한 우리나라 연금시스템의 발전 방안에 관한 연구」, 『보험학회지』, 제70집, 한국보험학회, 2005. 4.
- 전영준 · 한도숙, 『연금 과세체계 개편의 경제적 효과분석』, 한국조세연구원, 2000. 12.
- 정운오 · 박찬웅, 「개정 세법상의 연금과세제도에 대한 경제적 효과분석」, 『회계저널』, 제 10권, 2호, 2001. 6.
- 정요섭, 「신,구개인연금보험에 대한 금리,세제효과 비교」, 『리스크 관리연구』, 2003. 『조선일보』, 2003. 5. 15.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널자료』, 4-7차년도.

## Abstract

This study analyzes both determinants of purchasing a private pension and the after-subscription status of households during 2001-2003 by applying the binomial logit method to 4-7 waves of KLIPS. The following findings emerge from the empirical results. First, the national pension subscriber or the more the premium paid for the savings, the employed with a longer period, the more they save for the old-age, the higher the possibility of buying the private pension newly or reserving it. Second, the older, the more the cancellation of the private pension or the higher the probability which does not subscribe it newly. These imply following measures: strengthening a public relation to provoke the people to prepare for the old-age voluntarily, supplying the incentive mechanism for buying the public- and private pension more, and a new private pension for those who are 40-50 years old.

※ Key Words: private pension, binomial logit method, odds ratio