
개인연금 가입결정과 유지요인에 관한 분석*

-기업의 개인연금보험료지원 효과를 중심으로-

A study on the Determinants of Purchasing and Preserving the Private Pension

-the effect of firm's subsidy for contribution on employee's private pension-

김 재 호**
Jae-Ho Kim

국민연금 제도는 도입당시부터 「저부담-고급여」의 체제로 이루어져 기금의 재정고갈이 예견되었으며 이를 막기 위해 1999년 소득대체율을 기존의 70%에서 60%로 하향조정하였으며, 2007년에는 60%에서 2008년에 50%로 인하하고 이를 다시 매년 0.5%p씩 내려 최종적으로 2028년까지 40%로 낮추는 연금개혁안이 국회를 통과했다. 문제는 이러한 계속된 소득대체율 인하에 따라 개인연금이나 저축 등 민간노후소득대비의 증가가 따라 주지 못하고 있다는 점이다. 최근에 이러한 상황에 대한 대안으로 독일의 리스터연금(Riester Pension)과 같은 보조금이 지원되는 인증제연금제도의 도입에 대한 목소리가 높아지면서 우리나라에도 인증제 보조금제도가 도입이 되면 당연히 개인연금가입과 유지율이 높아질 것인지 살펴볼 필요가 있다. 분석결과 기업의 개인연금보험료에 대한 보조금이 주어졌을 때 개인연금 가입에 미치는 효과는 정태적으로는 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 나타냈지만, 동태분석에서는 통계적으로 유의하지는 않지만 역시 양의 상관관계를 나타내 보조금의 개인연금가입에 미치는 효과가 존재하지 않다고 말할 수 없다. 이를 통해 독일의 리스터연금과 같은 개인연금에 대한 인증제 보조금은 개인연금 가입과 유지에 일정한 효과가 있을 것으로 전망된다.

국문 색인어: 개인연금, 보조금, 상태의존성

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051602

* 본 논문은 박사학위논문의 일부분을 수정한 연구로 유의한 지적을 해주신 익명의 학회지 심사위원들께 감사드립니다.

** 한국보건사회연구원 초빙연구위원(ksud71@khasa.re.kr)

논문 투고일: 2013. 06. 14, 논문 최종 수정일: 2013. 10. 18, 논문 게재 확정일: 2013. 11. 14

I. 서론

최근 우리사회가 저출산과 높은 기대수명으로 인한 인구고령화에 대한 관심이 높아지면서 노후소득보장에 대한 관심도 함께 높아지고 있다. 2013년 출범한 새 정부에서도 만 65세 이상 전체 노인의 70%에게 지급되는 기초노령연금의 수혜 폭을 확대하겠다는 공약과 관련하여 많은 논의가 이루어지고 있고 지난 3월 말에는 「3차 국민연금 장기 재정전망」¹⁾이 발표되면서 다시 한 번 국민연금의 기금고갈의 시기와 대안에 대한 논의가 이루어지고 있다.

국민연금과 관련하여 급여, 기여 그리고 지속성은 국민의 적절한 노후소득보장을 위한 핵심전략으로 노후에 필요한 충분한 급여를 제공하고, 가입자에게 부담이 되지 않는 수준의 기여, 그리고 향후 초고령사회에 대비하여 지속가능한 노후소득방안을 마련하는 것이다. 하지만 이들은 어느 한 가지를 선택하면 나머지가 유지되기 어려운 3각 구조를 이루고 있다. 결국 정책당국자가 3각 구조를 유지하면서 이런 문제점을 해결하는 방법은 다른 제도들과의 연계를 통해 문제를 해결하는 것이다. 그것이 선진국에서 오래 전부터 운영해 오던 다층노후소득보장체계이다. 우리나라도 노후의 삶의 질을 유지할 수 있도록 1988년 국민연금제도, 1994년 개인연금제도, 그리고 2005년에 퇴직연금제도를 순차적으로 도입함으로써 선진국과 같은 다층 노후보장체계를 구축하였다.

우리나라의 국민연금제도는 도입당시부터 「저부담-고급여」의 체제로 이루어져 국민연금기금의 재정고갈이 예견되었으며 이를 막기 위해 보험료인상과 급여 삭감의 모수적 개혁의 필요성이 계속 요구되었다. 따라서 1988년 제도도입기에 3%의 보험료 부담과 70%의 소득대체율에서 보험료는 5년마다 5%p씩 인상하도록 하여 1998년 9%의 보험료를 부담하게 되었다. 소득대체율은 1999년 기존의 70%에서 60%로 하향조정되었으며, 2007년에는 60%에서 2008년에 50%로 인하하고 이를 다시 매년 0.5%p씩 내려 최종적으로 2028년까지 40%로 낮추는 연금개혁안이 국회

1) 장기 재정전망 결과 국민연금은 현행 제도를 유지할 경우 적립기금은 2043년까지 계속 증가하여 최대 2,561조 원(경상가 기준)에 이른 후, 인구고령화 등으로 2044년 이후부터 수지적자가 발생하여, 2060년에 적립기금이 소진될 것으로 전망했다(보건복지부, 2013).

를 통과했다. 그 결과 기금의 지속성을 위해 계속된 보험료 인상과 소득대체율 인하에 따라 공적연금의 존재의 의미가 약해지고 있으며 감소된 소득대체율을 보충하기 위해 개인연금이나 퇴직연금 등의 사적연금부분의 역할이 중요해지고 있다.

하지만, 개인연금이나 저축 등 사적노후소득방안들이 그 역할을 따라 주지 못하고 있다. 더구나 개인연금은 정상재의 성질²⁾을 가지고 있어 경제적으로 여유가 있는 고소득계층은 줄어든 소득대체율을 보충하기 위해 개인연금이나 저축 등을 증가시킬 수 있겠지만, 유동성제약에 빠져 있는 저소득층은 급여가 삭감되더라도 개인연금이나 저축 증가를 가져오지 못해 장수리스크(longevity risk)에 노출될 가능성이 높다. 특히, 50세 이상 60세 미만의 중고령기의 가구주는 곧 다가올 은퇴를 대비하여 소득대체율 하락에 대해 개인연금이나 기타 저축을 늘려야 하지만, 이 시기는 생애주기상 자녀의 대학학비, 결혼이 발생하는 시기로 막대한 목돈이 필요하다. 따라서 이들은 상당한 유동성제약을 갖게 되어 개인연금이나 노후 대비 저축이 늘어나지 않을 것이며, 이는 은퇴 후에도 노인들간에 소득격차가 심화될 것으로 전망된다.

최근에 이러한 상황에 대한 대안으로 독일의 리스터연금(Riester Pension)과 같은 보조금이 지원되는 인증제연금제도의 도입에 대한 목소리가 높아지고 있다. 하지만 우리나라에도 독일과 같은 인증제 보조금제도가 도입될 경우, 당연히 개인연금가입과 유지율이 높아질 것인지 장담할 수 없으며 따라서 이를 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에서는 기업이 근로자에게 개인연금보험료를 지원할 경우 근로자가 개인연금을 가입할 것인지 자료를 통해 분석한다³⁾. 기업이 근로자에게

2) 정상재(normal goods)란 소득이 증가함에 따라 수요가 증가하는 재화의 성질을 의미하며 이는 고소득계층의 개인연금가입 경향이 높음을 의미한다. 김재호(2011)에서 국민연금연구원에서 제공하는 「국민노후보장패널」을 가지고 이에 대한 검증으로 실시한 경상소득에 따른 개인연금가입여부에 대한 로짓회귀분석결과 경상소득의 대수값의 계수가 0.731***으로 1% 수준에서 유의하게 양의 상관관계를 나타내 개인연금이 정상재성질을 가지고 있음을 확인할 수 있었다.

3) 「사내근로복지기금법」 제14조 및 동법 시행령 제19조에 따르면, 근로자의 재산형성 및 생활원조 차원에서 직원들을 수혜자(피보험)로 하는 직장인 단체보험(보장성) 또는 개인연금(신탁)의 가입지원을 정관에 규정한다면 사내복지기금으로 개인연금보험료를 지원할 수 있다. 사내복지기금으로 제공되는 개인연금보험료는 근로자에게 소득으로 간주되지 않아 소득세대상에서 제외되고 연말정산시 개인연금납입금에 대한 소득공제를

개인연금보험료를 지원한다고 해서 모든 근로자들이 개인연금을 가입하는 것은 아니다. 먼저, 기업은 근로자들에게 보험료지원의 자격을 제공하고 근로자가 개인연금을 가입했을 때에만 개인연금보험료지원을 받을 수 있다.

본 연구에서는 인증제연금제도의 필요성을 논의한 기존의 연구들과 달리 첫째, 실증분석을 통해 기업에서 근로자들에게 사내복지차원에서 근로자들에게 제공되는 개인연금보험료지원이 개인연금가입에 영향을 미치는지 분석해 보았다. 둘째, 개인연금은 장기적 계약의 속성을 갖고 있어 현재의 개인연금 가입결정이 전기의 가입여부에 따라 결정되는 상태의존성을 통제하여 순수한 보조금의 효과가 존재하는가를 검증한다. 셋째, 개인연금가입에 있어 중요한 개인적 요인으로 작용하지만 관측이 되지 않는 변수들의 효과를 살펴본다⁴⁾. 이를 위해 본 연구에서는 한국노동연구원에서 제공하는 「한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study: KLIPS)」4차-11차 자료를 이용하고 분석모형으로 동태적 확률효과 프로빗모형(dynamic random effect probit model)을 사용하여 개인연금가입의 동태적 결정요인을 분석한다.

본 연구의 구성은 III장에서 개인연금과 관련된 선행연구들을 살펴보고 IV장에서는 분석에서 사용된 자료와 기술통계를 살펴본다. V장에서는 동태적 확률효과 프로빗모형에 대한 설명을 제시하고, VI장에서는 기업의 개인연금보험료지원이 근로자의 개인연금 가입에 미치는 효과를 정태적 분석과 동태적 분석으로 나누어 살펴본다. 끝으로 VII장에서 이상의 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

받을 수 없다. 또한 회사의 경우 사내근로복지기금으로 출연하여 지정기부금으로 손비 인정시 법인세가 절감되는 효과가 있다. 따라서 회사는 사내근로복지기금을 조성하여 근로자에게 개인연금보험료를 지원할 유인이 높다. 일반적으로 기업의 보험료지원은 근로자와 50:50으로 매칭으로 이루어질 수도 있고 전액 사내복지기금으로 제공될 수도 있다. 또한 근속년수 등 합리적인 기준에 따라 근로자에 대한 수혜조건 등을 두는 것은 법령 및 사회상규에 반하지 않는 적정한 범위 내에서 가능하며 차등의 근거와 구체적인 기준은 정관 또는 정관의 위임에 의한 별도의 규정에 따라 구체적으로 정해야 한다.

- 4) 즉 기대수명, 시간선호율, 위험기피도 등 주관적인 미관측된 개인들간의 이질성이 적절히 통제되지 않는다면, 모수의 추정치는 하향편의를 하는 경향이 있다.

II. 독일의 리스터 연금제도(Riester Pension)

독일은 1932년 이미 고령화사회에 진입한 다음, 1972년에는 선진국 중에서 가장 빠르게 고령사회에 진입했으며, 2008년에는 초고령사회에 진입했다. 따라서 안정적인 노후소득보장을 위한 독일의 노후소득보장시스템은 공적연금, 퇴직연금, 그리고 개인연금의 3층 구조로 구성되어 있다. 다른 국가들처럼 독일도 인구구조의 변화로 공적인 부과방식의 연금(pay-as-you-go pension)의 지속성을 중요한 문제로 인식하면서 공적연금의 관대함을 줄이기 위한 제도개혁들이 단계적으로 이루어졌다. 1992년에는 급여수준의 하향조정, 연금지급개시연령의 상향조정 등을 골자로 한 연금개혁이 이루어졌으나 인구고령화와 함께 통일에 따른 비용부담 가중, 경기침체에 따른 높은 실업률 등으로 연금재정이 악화되면서 공적연금의 소득대체율은 점차적으로 인하하게 되었다. 그 결과 2040년에는 2010년보다 평균소득대체율이 대략 18%가 줄어들 것으로 예상된다. 이는 현세대의 노인과 미래세대 노인들의 노후소득의 차이를 가져오게 되었다. 이에 2001년 이후의 공적연금 급여가 삭감됨에 따라 연금결손분을 보충해주기 위해 퇴직연금과 개인연금의 역할을 강조하고 활성화시키는 정책들을 시행하게 되면서 독일의 노후소득보장체계는 사적연금이 공적연금과 함께 노후소득보장시스템의 중심이 되었다.

리스터연금(Riester Pension)은 독일연방금융감독청이 인증한 개인연금에 대해 정부보조금과 세제지원이 이루어지는 사적연금활성화정책으로⁵⁾, 중산층 이하 저소득계층 등의 개인연금 가입을 확대하고 노후소득보장기능을 강화시키고 있다. 리스터연금은 가입이 자발적이지만 상당한 보조금이 지급되는 독일의 사적연금으로 인구고령화에 따른 부과방식(PAYG)의 공적연금의 관대함을 점차 줄여나가는 과정에서 발생하는 연금갭(pension gap)을 보충하기 위해 설계되었다. 특히, 유동성제약으로 개인연금에 가입하지 못하는 저소득층과 중하위층의 공적연금가입자와 그 배우자를 대상으로 개인연금가입과 유지를 늘리기 위한 제도로써 정부

5) 2001년에 제정된 「노후재산형성 보완법(altersvermögengänzungsgesetz: Retirement Saving Supplementary Law)」을 통해 도입되었으며, 연금명은 전 노동부장관인 Walter Riester에서 유래되었다.

가 매칭형식으로 보조금이 지급됨으로써 상당한 저소득층의 가입과 유지가 이루어지고 있다. 2002년 리스터연금이 시작되면서부터 보조금의 확대가 단계적으로 이루어졌으나 정부의 예산제약으로 2008년에 보조금 확대가 끝이 났다. 보조금을 100%로 받기 위해 지불해야하는 연금보험료는 2002년 총소득의 1%에서 2008년에 4%로 높아지면서 기본 보조금이 38유로에서 154유로로 증가했다. 아동보조금 역시 46유로에서 185유로로 증가했다. 마지막으로 리스터연금이 제공하는 세제 혜택은 최대 525유로까지 소득공제가 가능했으나 2008년에는 2100유로까지 확대되었다.

〈표 1〉 리스터 연금이 제공하는 유인수단

(단위: %, 유로)

| 연도 | 최대보험료 (총소득의 비율) | 기본보조금 | 아동보조금 | 최대 소득공제 |
|---------|--------------------|-------|-------|---------|
| 2002 | 1 | 38 | 46 | 525 |
| 2004/05 | 2 | 76 | 92 | 1,050 |
| 2006 | 3 | 114 | 138 | 1,575 |
| 2008 | 4 | 154 | 185 | 2,100 |

리스터연금의 다양한 유인책으로 인해 제도가 도입된 2002년 첫 해에 약 1.4백만이 가입했으나 가입자격이 복잡하여 2003, 2004년에는 다소 정체세를 보이지만 2005년 제도를 단순화하면서 급속히 성장하여 2008년까지 약 12백만까지 혜택을 보게 되었으며 2010년에는 약 14백만 이상이 가입하고 있다.

III. 선행연구

개인연금 가입결정요인을 살펴본 연구로 전승훈·임병인·강성호(2006)는 국민연금가입자일수록, 저축성보험납입액이 많을수록, 경제활동상태가 취업인 상태로 지속될수록, 저축목적이 노후대비일수록, 개인연금의 신규가입 또는 유지가능

성이 높아지나, 가구주의 연령이 높을수록 중도탈퇴 또는 가입하지 않을 가능성이 높아진다고 주장했다. 여운경·이남희(2012)는 개인연금의 수요는 교육수준과 직업과 같은 사회경제적 지위수준이 높고 퇴직금과 금융자산과 같은 유동성자산이 많은 집단, 그리고 노후를 위해 저축을 하고 있으며 국민연금자산수준이 높은 집단이 개인연금을 보유할 가능성이 더 높았지만 기타 변수들을 통제한 상태에서 연령, 비금융자산이나 소득, 부채액수는 개인연금 보유가능성에 유의한 독립적인 영향을 미치지 못했다고 제시했다.

개인연금과 공적연금의 관계를 중심으로 살펴본 전승훈·임병인(2008)은 공적연금과 개인연금과의 관계를 중심으로 살펴본 결과 공적연금 자산의 증가가 개인연금을 통한 저축행위를 위축시키거나, 반대로 공적연금 자산 규모의 감소가 개인연금을 통한 저축행위를 활성화시키는 효과를 발견하지 못했다고 보고하고 있다. 이처럼 공적연금에 가입했더라도 개인연금을 추가로 가입하는 이유에 대해 양재환·여유경(2010)은 국민연금을 가입한 경우라도 개인연금에 가입하는 것이 그렇지 않은 경우보다 효용가치가 증가되었으며, 그 가치는 은퇴자산이 많거나 상속동기의 강도가 낮은 경우보다 크게 나타났다고 보고하고 있다. 반면, 김재호(2011)는 국민연금소득대체율의 감소라는 정책효과에 대해 1분위와 2분위는 유의한 값을 나타내지 못했지만 3분위 해당하는 경제주체들은 오히려 개인연금보험료를 감소시키는 반면 상대적으로 소득이 높은 4분위에서는 개인연금보험료를 증가시켰다고 제시했다.

국민연금의 재정적 부담과 관련하여 대안적인 개인연금형태의 도입을 주장한 연구로 장동한(1996)은 향후 국민연금의 재정부담 문제를 개인구좌제도 도입을 주장했으며, 김원섭·강성호(2008)는 2007년 국민연금개혁으로 국민연금의 재정안정화문제는 상당부분 해결되지만 급여수준인하로 향후 노인빈곤을 비롯한 노후소득보장은 문제시될 수 있을 것이라고 예상하고 이러한 문제를 해결하기 위해 독일과 영국의 사례를 검토하고 우리나라에 인증제 개인연금의 도입을 주장했다. 인증제 개인연금도입의 효과로 적극적인 재정지원은 개인연금의 포괄범위를 확대시키는데 기여할 것이며 특히, 정액의 현금보조금은 저소득층의 보험료부담을

경감시켜 저소득층의 개인연금가입을 확대할 수 있을 것이라고 주장했다. 또한 이미 실시된 연금개혁으로 인한 국민연금 급여삭감을 상당부분 보충하여 다층노후소득보장체계의 실질적 구축에 기여할 수 있을 것이라고 기대했다. 또한 조재훈·양성문(2013)은 마르코프 사슬 모형으로 생성된 미래 가구소득을 바탕으로, 정부지원개인연금도입에 의한 실질소득대체율과 노인빈곤율을 추정하였다. 분석결과 2015년부터 정부지원개인연금이 도입될 경우, 상대적으로 젊은 미래의 국민연금가입자들이 상실하게 되는 소득대체율이 7.5%~9.4%까지 보완되어, 모든 연령에서 실질 소득대체율은 최소납입을 가정할 경우 26.8%, 완전납입을 가정할 경우 39.4% 수준으로 평준화 시키는 역할을 할 것으로 기대했다. 또한 노인빈곤율은 국민연금만을 노후소득으로 가정할 경우 61%~80% 사이에서 형성되고 정부지원개인연금이 추가적인 노후소득을 보장할 경우 28%~33%수준으로 2041년~2050년 기간 동안 65세 이상 최저생계비 미만 소득의 빈곤한 노인인구를 평균적으로 33%p~47%p 정도 줄여줄 것으로 기대하며, 정부가 지출하는 노인빈곤층 복지비용을 상당 부분 감소시킬 수 있다고 주장했다.

IV. 자료 및 기술통계

1. 자료설명

본 연구에서는 한국노동연구원에서 매년 조사하여 발표하는 「한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study: KLIPS)」4차-11차 자료를 사용하였다. 한국노동패널조사는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표로 하는 패널표본구성(5,000가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년 1회 경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적 조사하는 종단면조사(longitudinal survey)이다. 특히, 만 15세 이상의 가구원을 대상으로 국민연금을 비롯한 사회보험과 개인연금 가입 및 보험료와 관련된 조사

가 함께 이루어져 개인연금가입 결정 요인을 연구하기에 가장 적합한 자료이다.

본 연구에서 사용된 종속변수는 개인연금가입여부이며, '작년 한해의 개인연금 가입여부'와 '작년 한해의 월평균개인연금보험료'가 개인별 조사가 아닌 가구단위 조사로 이루어지기 때문에 개인연금의 실제가입자가 가구원 중에 누구인지 알 수가 없어 개인연금의 가입자는 가구주라고 잠재적으로 가정하여 가구주와 개인연금가입간의 관계를 살펴본다. 개인연금 가입판정 기준은 저축을 하지 않거나 저축액이 0 또는 개인연금미가입자라고 응답한 경우 개인연금미가입자로 분류하였다.

독립변수는 가구구성, 연령, 학력, 가구원수, 거주지, 주거부동산 자가여부, 주거용외 부동산소유여부, 고등학생 이하 자녀수, 저축의 목적, 배우자유무, 공적연금가입여부, 전기의 개인연금가입여부, 그리고 개인연금보험료 지원자격이다. 50세 이상 부부 중에 경제활동참가자는 주로 남편이며, 남성은 가계의 가구주로서 주된 결정권자, 유교적 전통에 따른 가장으로서 주된 결정권자이기 때문에 노후소득준비가 남편중심으로 이루어질 가능성이 높다. 그리고 정부의 세제지원이 근로소득자를 대상으로 이루어지기 때문에 근로를 하고 있는 남편을 중심으로 개인연금가입이 이루어질 것이기 때문에 성별을 포함한다. 고등학생 이하 자녀의 유무는 우리나라 가계의 특성상 은퇴준비기에 고등학생 자녀나 대학생 자녀가 존재하면 남편이나 아내를 위한 소비보다 자녀를 위한 교육투자에 사용되어 노후소득 대비 저축이 감소할 것이기 때문이다. 더불어 연령이 높을수록 특히 40, 50대에서 개인연금가입이 낮을 것이다. 학력이 높을수록 노후소득 대비의 필요성을 높게 인식할 가능성이 높고 더불어 소득이 높아 개인연금가입의 능력도 높아 학력이 높아질수록 개인연금의 가입가능성이 높아질 것이다. 가구원수가 많은 경우 가족의 생계에 들어가는 비용이 많이 들고 가족이 일종의 보험역할을 하면서 개인연금의 가입가능성이 낮을 것이다. 거주지가 도시보다 농어촌에 거주할수록 연령대가 높아 개인연금가입가능성이 높을 것이다. 그리고 주택을 소유하거나 비주거용 부동산을 가지고 있는 사람들이 경제적으로 여유가 있어 개인연금가입의 가능성이 높을 것이다. 저축의 목적이 노후소득대비인 경우 기타 목적에 비해 개인연금가입의 가능성이 높을 것이다. 배우자가 존재할 경우 노후필요경비가 높기 때문

에 개인연금가입의 가능성이 높을 것이다. 공적연금을 가입하고 있을 경우 연금에 대한 수요가 일부 채워지기 때문에 개인연금을 가입할 가능성이 낮다. 하지만 공적연금가입자들은 노후소득대비의 필요성을 잘 알고 있으면서 공적연금의 삭감을 인식하고 있기 때문에 개인연금가입의 가능성이 더 높을 수 있다. 끝으로 회사의 개인연금보험료지원이 있을 경우 개인연금가입의 가능성이 높을 것으로 보인다.

분석기간을 개인연금가입과 월보험료관련 질문이 4차부터 조사되기 때문에 2001년(4차)부터 2007년(11차)까지로 한다. 본 연구의 분석기간을 11차까지로 한정 한 이유는 첫째, <표 2>에서 처럼 7차 이후 기업의 개인연금보험료 지원이 점차 줄어들어 보조금의 효과의 희석시킬 수 있기 때문이며, 둘째, 본 연구에서 사용된 동태적분석은 균형패널을 사용하기 때문에 자료가 길어질수록 표본추출의 편향이 있을 수 있기 때문이다. 분석대상은 회사의 개인연금보험료여부를 반영하고 국민연금가입 등에 대한 조사가 임금근로자만을 대상으로 이루어지기 때문에 임금근로자만을 대상으로 한다⁶⁾. 소득, 소비, 저축, 개인연금관련 자료들이 작년 한 해를 기준으로 설문되어 연속된 2개 차수의 자료를 병합하여 사용하였으며 그 결과 2001년부터 2007년까지 조사가 연구에 사용되었다. 그 결과 본 연구에서 사용된 총표본은 2001년부터 2007년까지 모두 응답한 346가구로 총 표본의 크기는 2,422(346×7)개이다.

2. 기술통계

<표 2>의 각 연도별 보조금지급과 개인연금가입현황을 살펴보면, 2001년 보조금지급을 받는 임금근로자의 비율이 37%에서 2004년 23%로 꾸준히 감소하고 2005년 10%로 급격히 감소한 이후, 다소 증가했지만 여전히 낮은 수준으로 2007년에 15%에 달하고 있다. 개인연금가입은 2001년에 보조금지원이 없을 경우 32%가 가

6) 노동패널에서 3차부터 6차까지는 전체 가구원에 대해서 국민연금가입여부에 대한 조사가 이루어졌으며, 임금근로자에 대해서는 2차부터 11차까지 조사가 되고 있으며 비임금근로자에 대한 조사는 11차에서 실시되었다.

〈표 2〉 각 연도별 보조금지급과 개인연금가입현황

(단위: 명)

| 연도 | 보조금 | 미가입 | 가입 | 전체 |
|------|-----|---------------|--------------|---------------|
| 2001 | 미지원 | 149 (0.68) | 69 (0.32) | 218 (0.63) |
| | 지원 | 68 (0.53) | 60 (0.47) | 128 (0.37) |
| 2002 | 미지원 | 178 (0.76) | 57 (0.24) | 235 (0.68) |
| | 지원 | 73 (0.66) | 38 (0.34) | 111 (0.32) |
| 2003 | 미지원 | 193 (0.79) | 52 (0.21) | 245 (0.71) |
| | 지원 | 64 (0.63) | 37 (0.37) | 101 (0.29) |
| 2004 | 미지원 | 196 (0.73) | 72 (0.27) | 268 (0.77) |
| | 지원 | 62 (0.79) | 16 (0.21) | 78 (0.23) |
| 2005 | 미지원 | 223 (0.72) | 87 (0.28) | 310 (0.90) |
| | 지원 | 20 (0.56) | 16 (0.44) | 36 (0.10) |
| 2006 | 미지원 | 226 (0.76) | 72 (0.24) | 298 (0.86) |
| | 지원 | 28 (0.58) | 20 (0.42) | 48 (0.14) |
| 2007 | 미지원 | 242 (0.82) | 52 (0.18) | 294 (0.85) |
| | 지원 | 36 (0.69) | 16 (0.31) | 52 (0.15) |

입을 했고 보조금 지급이 있는 경우는 47%가 개인연금에 가입을 했다. 이처럼 2003년까지는 보조금이 지급되는 경우의 개인연금 가입률이 더 높게 나타났다. 하지만 2004년에는 지원을 받는 임금근로자들의 개인연금가입비율이 21%로 지원을 받지 않는 개인연금가입자비율 27%보다 낮게 나타났다. 2005년부터는 보조금

지원을 받는 비율이 줄어들었지만 개인연금가입자의 비율은 보조금을 받지 않는 개인연금가입자의 비율보다 높게 나타났다. 이는 2003년 신용대란으로 가계경제가 힘들어지면서 2004년에 보조금지원자격이 주어졌더라도 개인연금가입자의 비율이 지원을 받지 않는 개인연금가입자의 비율보다 급격히 떨어졌으며 이후 사용자와 근로자간의 합의에 따라 기업복지차원에서 제공되던 개인연금보험료지원이 줄어들면서 2005년부터 개인연금보험료에 대한 보조금을 받는 임금근로자의 비율이 급격히 줄어들었다.

기업의 근로자 개인연금 보험료지원에 따른 개인연금가입의 변화를 동태적으로 살펴보기 위해 기업의 개인연금보험료지원여부별 근로자의 개인연금가입의 이행확률을 살펴본다. <표 3>을 통해 기업이 개인연금보험료를 지원하지 않을 때와 비교해서 지원을 했을 경우로 나누어 살펴보면 먼저, 지원이 없는 경우 전기에 미가입했던 근로자가 계속 미가입상태를 유지하는 비율이 88.35%로 보조금 지원을 받는 근로자가 전기에 미가입에서 다음 기에 계속 미가입하고 있는 비율로 83.14%보다 다소 높게 나타났다. 하지만 지원이 없을 경우 전기에 미가입했지만 다음 기에 가입한 근로자의 비율은 11.65%로 지원이 있을 경우 미가입에서 가입한 16.86%보다 낮게 나타나 지원이 있는 경우 신규가입에 긍정적 효과가 있는 것으로 나타났다. 또한 지원이 없을 경우 전기에 가입했지만 다음 기에 미가입하는 해지근로자의 비율은 42%에서 지원이 있는 경우는 40%로 다소 줄어들었다. 또한 지원이 없는 경우 전기에 가입했으며 다음 기에도 가입하고 있는 개인연금유지 근로자의 비율은 지원이 없을 경우 58%에서 지원이 있을 경우 60%로 다소 증가해

<표 3> 지원여부별 개인연금가입의 이행확률

| | 미지원 | | 지원 | |
|-----|------------------|---------------|----------------|------------|
| | 미가입 | 가입 | 미가입 | 가입 |
| 미가입 | 1,077 (88.35) | 181 (42.0) | 217 (83.14) | 66 (40) |
| 가입 | 142 (11.65) | 250 (58.0) | 44 (16.86) | 99 (60) |
| 합계 | 1,219 | 431 | 261 | 165 |

지원이 개인연금해지를 줄이고 유지를 강화하는 긍정적 효과가 있는 것으로 나타났다.

이처럼 개인연금은 장기적인 계약을 통해 이루어지기 때문에 현재 개인연금 가입결정에 전년도의 개인연금가입상태가 영향을 줄 수 있다. 따라서 각 변수들과 함께 전년도의 개인연금가입상태를 포함하여 상관분석을 실시한 결과 현재의 개인연금가입결정은 전기의 개인연금가입상태와 0.4757의 상관계수를 통계적으로 유의한 수준에서 나타내 개인연금 가입의 높은 상태의존성이 존재하고 있었다.

〈표 4〉 상관분석

| | 개인연금 가입 | 전기 개인연금가입 | 보험료지원 |
|--------------|------------|--------------|-------|
| 개인연금가입 | 1 | | |
| 전기 개인연금가입 | 0.4757* | 1 | |
| 보험료지원 | 0.1126* | 0.1126* | 1 |

주: *는 95% 수준에서 유의.

상관분석에 이어 〈표 4〉를 통해 개인연금가입여부에 따른 개인들의 특성을 살펴보자. 먼저, 미가입자들은 16%가 전기에 개인연금에 가입을 한 반면 가입자들은 65%가 전기에도 가입을 하여 전체적으로는 29%가 전기에 개인연금에 가입하고 있었다. 보조금지원은 미가입자들은 20%가 지원을 받을 자격을 갖고 있었으며 가입자들은 31%가 자격을 가져 전체적으로는 23%가 자격이 주어졌다. 가구주성은 개인연금가입이 좀 더 높은 남성비중을 차지하고 있으나 개인연금 가입여부를 떠나 대부분 남성이 97%의 높은 비중을 나타냈다. 가구주의 연령은 가입자가 41.31세보다 미가입자가 43.36세로 다소 높게 나타났다. 가구주학년은 미가입자의 12.76년보다 가입자는 13.96년으로 더 높은 학년을 나타내고 있다. 배우자유무에 대해서는 93%가 배우자가 존재한다고 응답해 별로 차이가 없었다. 가구

원수는 미가입자의 3.81명보다 가입자가 3.77명으로 다소 더 적은 가구원수를 갖고 있는 것으로 나타났다. 하지만 고등학생 이하 자녀수에서는 미가입자의 1.24명보다 가입자들이 1.42명으로 고등학생 이하 자녀를 더 많이 있는 것으로 나타났다. 이는 고등학생 이하 자녀가 있으면 교육에 대한 투자비용이 늘어 부모의 노후 소득준비가 더 힘들 것이라는 주장과 대치되는 양상이다. 거주지는 미가입 중에 54%가 시에 거주하고 가입자들의 46%만이 시에 거주하여 도에 거주하는 사람들이 많았다. 주택소유여부에서는 69%가 주택을 소유해 두 집단간의 큰 차이가 나타나지 않았다. 그러나 미가입자의 21%만이 비주거 부동산을 소유하고 있지만 가입자는 31%가 비주거 부동산을 소유하는 것으로 나타났다. 저축의 목적으로 노후 소득준비라고 응답한 비율은 미가입자의 47%보다 가입자들이 60%로 더 많았다. 공적연금가입비율은 미가입자는 82%가 가입하고 있고 가입자는 88%가 공적연금에 가입하고 있는 것으로 나타났다. 자산은 개인연금미가입자가 2,608만 원으로 가입자의 3,967만 원보다 월등히 더 낮은 것으로 나타났다. 하지만 부채는 가입자의 3,738만 원보다 미가입자가 4,343만 원으로 더 높은 부채를 가지고 있다. 월경상소득은 미가입자는 2,902만 원으로 가입자의 3,348만 원보다 현저히 낮게 나타났다. 월저축액도 미가입자는 7만 원으로 가입자의 124만 원보다 상당히 낮았다. 또한 가입자의 월평균 개인연금보험료는 22만 원으로 나타났다.

〈표 5〉 2001년~2007년 개인연금가입별 균형패널의 기술통계

| | 전체 | 미가입 | 가입 |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 전기 개인연금가입 | 0.29 (0.45) | 0.16 (0.37) | 0.65 (0.48) |
| 보조금지원여부 | 0.23 (0.42) | 0.20 (0.40) | 0.31 (0.46) |
| 가구주성 | 0.97 (0.17) | 0.97 (0.17) | 0.98 (0.15) |
| 가구주연령 | 42.80 (8.24) | 43.36 (8.51) | 41.31 (7.27) |
| 가구주학년 | 13.09 (3.22) | 12.76 (3.37) | 13.96 (2.60) |
| 배우자유무 | 0.93 (0.25) | 0.93 (0.25) | 0.94 (0.24) |
| 가구원수 | 3.80 (0.96) | 3.81 (0.99) | 3.77 (0.87) |
| 고등학생 이하 자녀수 | 1.29 (0.93) | 1.24 (0.95) | 1.42 (0.84) |
| 거주지 | 0.52 (0.50) | 0.54 (0.50) | 0.46 (0.50) |
| 주택소유 | 0.69 (0.46) | 0.69 (0.46) | 0.67 (0.47) |
| 비주거 부동산소유 | 0.24 (0.43) | 0.21 (0.41) | 0.31 (0.46) |
| 저축의 목적 | 0.51 (0.50) | 0.47 (0.50) | 0.60 (0.49) |
| 공적연금 가입 | 0.83 (0.37) | 0.82 (0.39) | 0.88 (0.32) |
| 자산 | 3015.58 (4008.78) | 2608.03 (3698.39) | 3966.97 (4515.69) |
| 부채 | 4177.79 (5775.41) | 4343.33 (6246.79) | 3737.98 (4254.66) |
| 경상소득 | 3024.25 (3238.94) | 2901.88 (3029.82) | 3348.24 (3719.64) |
| 월저축액 | 89.58 (154.51) | 76.40 (123.10) | 124.44 (212.88) |
| 월개인연금보험료 | 21.91 (23.94) | | 21.91 (23.94) |
| 관측치 | 2,422 | 1,758 | 664 |

주: 4차부터 11차까지의 균형패널 자료를 통합하여 측정.

V. 분석방법⁷⁾

개인의 미관측된 이질성과 개인연금가입의 상태의존성을 고려하여 기업의 개인연금보험료 지원이 개인연금가입에 미치는 효과를 살펴보기 위해 동태적 확률효과 프로빗모형(dynamic random effects probit model)을 사용한다. Stewart(2005)에 따르면, 동태적 확률효과 프로빗 모형은 결과확률이 전기의 결과에 영향을 받는 경우를 가정한 모형으로 잠재종속변수의 방정식은 다음과 같다.

$$y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + x'_{it} \beta + \alpha_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T \quad (1)$$

y_{it}^* 는 잠재변수이고 x_{it} 는 외생적으로 주어지는 설명변수, α_i 는 관측되지 않은 개별 확률효과를 나타내며, u_i 는 무작위 오차항으로 설명변수와 독립적이고 $N(0, \sigma_u^2)$ 을 따라 분포하는 것으로 가정된다. 관측된 이항결과변수는 다음과 같이 정의된다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* \geq 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad (2)$$

u_{it} 은 시간간 독립적이고, α_i 가 개인별로는 상이하지만 시간에 따라 변하지 않기 때문에 오차항의 합($v_{it} = \alpha_i + u_{it}$)은 시간에 따라 상관관계를 갖는다. 즉 개인별 두 오차항간의 상관관계는 식(3)과 같이 정의되고 이는 설명할 수 없는 전체 분산 중에서 관찰할 수 없는 이질성의 분산이 차지하는 비율을 나타내며 크기가 클수록 미관측된 이질성을 고려하지 않은 모형의 편의가 크게 나타난다.

7) 확률효과 동태적 프로빗모형에 대한 이론적인 설명은 Stewart(2006)의 내용을 요약정리한 김재호(2013)에서 재인용했다.

$$\lambda = \text{Corr}(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_{\alpha}^2}{\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_u^2} \quad t, s = 2, \dots, T; t \neq s \quad (3)$$

이러한 생략된 개인별 이질성의 존재는 개별 효과에서 ‘초기조건문제(initial condition problem)’를 발생시켜 표준적인 확률효과 프로빗에서는 일치하지 않는 추정을 가져온다. Heckman(1981)은 초기 조건문제를 해결하기 위해 α_i 가 외생적으로 주어졌을 때, 개인 i 에 대한 관측된 이항연속(binary sequence)의 결합확률(joint probability)은 다음과 같이 가정했다.

$$\Phi(z'_{i1}\pi)(2y_{i1} - 1) \prod_{t=2}^T \Phi[(\gamma y_{it-1} + x'_{it}\beta + \alpha_i)(2y_{i1} - 1)]$$

극대화할 우도함수(likelihood function)를 도출하면 다음과 같다.

$$L_i = \int_{\alpha^*} [\Phi(z'_{i1}\pi)(2y_{i1} - 1) \prod_{t=2}^T \Phi[(\gamma y_{it-1} + x'_{it}\beta + \alpha_i)(2y_{i1} - 1)]] dF(\alpha^*)$$

F 는 개인별 이질성(individual-specific heterogeneity)($\alpha^* = \alpha/\sigma_{\alpha}$)의 분포함수로서 α 는 정규분포를 따르고 $\sigma_{\alpha} = \sqrt{\lambda/(1-\lambda)}$ 가 된다. α^* 에 대한 적분법은 가우시안-허미트 구적법(Gaussian-Hermite quadrature)을 이용하여 풀 수 있다.

VI. 실증분석결과

기업의 개인연금보험료지원이 개인연금가입에 미치는 영향을 살펴보기 위해 정태적 분석으로 개인연금가입의 전기상태를 포함하지 않는 통합 프로빗(모형1)과 확률효과 프로빗모형(확률2)을 분석한다. 동태적분석은 전기의 개인연금가입

상태를 포함하는 통합 프로빗모형(모형3), 확률효과 프로빗모형(모형4) 그리고 개인들간의 이질성을 고려한 동태적 확률효과 프로빗모형(모형5)으로 나누어 분석을 실시한다.

1. 정태적 분석

먼저 정태적 분석을 실시하고 이를 동태적 분석결과와 비교해 본다. <표 6>의 정태분석 결과를 살펴보면, 모형1과 모형2에서 기업의 개인연금보험료지원이 각각 0.178, 0.190으로 개인연금의 가입에 통계적으로 유의하게 양의 부호를 나타내 개인연금보험료지원이 개인연금가입에 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다.

모든 자료를 통합하여 분석한 pooled probit인 모형1에서는 가구주 성별, 가구주 연령, 가구주의 배우자 유무, 주거형태, 부채는 통계적으로 유의한 값을 나타내지 못했다. 통계적으로 유의한 변수들을 중심으로 설명하면 다음과 같다. 가구주의 교육연수는 유의하게 양의 부호를 나타내 교육연수가 높을수록 개인연금가입이 높게 나타났다. 이는 학력이 높을수록 소득이 높아져 유동성제약이 낮아지고 금융상품에 대한 지식이 높아지고 금융상품에 대한 수요가 높아지기 때문에 개인연금에 대한 수요가 높은 것으로 해석할 수 있다. 또한 가구원수의 경우 가구원수가 높으면 개인연금가입의 가능성이 낮아지지만 18세 미만 자녀수가 많으면 개인연금가입가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 가족은 일종의 비제도적인 보험장치로 노후를 대비한 보험역할을 하는 동시에 가구원수가 많으면 필요한 생활비가 높아져 개인연금가입 가능성이 낮아지는 것으로 볼 수 있다. 또한 18세 미만의 자녀가 있는 가구원은 상대적으로 연령대가 낮은 가구주로서 이들의 경우 노후대비수단으로 개인연금을 선호하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 거주지가 시보다 도에 거주할수록, 거주목적이 아닌 부동산을 소유할수록, 그리고 저축의 목적이 노후대비일수록 개인연금가입 가능성이 높게 나타났다. 시보다 도에 거주할수록 노후준비에 대한 관심이 높기 때문에 그리고 비거주 부동산의 소유는 경제적으로 여유가 있는 계층으로 개인연금가입을 구축시키지 않는 것으로 해석할 수 있다.

하지만 공적연금가입은 통계적으로 유의성이 낮기는 하지만 개인연금의 가입을 구축하는 대체효과가 있는 것으로 나타났다. 또한 금융자산이 많을수록 개인연금의 가입의 가능성은 높게 나타났다. 이는 금융자산이 많다는 것은 개인연금과 같은 금융자산에 대한 수요가 높기 때문이다. 하지만 경상소득은 개인연금 가입에 가능성을 음의 효과를 나타냈다. 하지만 월저축액은 가장 크게 개인연금가입에 양의 효과를 나타냈다. 저축액이 높다는 것은 금융상품에 대한 수요가 높다는 것을 의미하고 이는 개인연금의 가입가능성을 높이는 효과가 있다.

개인들간의 이질성을 통제하기 위해 사용된 패널자료 분석모형인 모형2에서는 개인연금보험료지원이 개인연금가입의 가능성을 높여주지만 가구주의 성별, 가구의 연령, 배우자 유무, 가구원수, 18세 미만 자녀수, 거주지, 주거형태, 공적연금, 금융자산, 부채에서 통계적으로 유의한 값을 나타내지 못했다. 통계적으로 유의한 변수들 중에서 가구주의 교육연수, 비거주 부동산소유, 저축목적이 노후대비, 그리고 월저축액은 모형1에서처럼 개인연금가입 가능성을 높였으며 경상소득도 음의 효과를 나타냈다.

이상의 결과는 전승훈 외(2006)의 결과와 비교하면 가구주의 연령이 통계적으로 유의하게 음의 부호를 나타냈고 국민연금가입, 저축목적이 통계적으로 유의하게 양의 부호를 나타냈으며 경상소득, 순금융자산, 적금납입액, 저축성보험납입액은 통계적으로 유의하게 양의 부호를 나타냈으나 그 크기가 아주 미약하게 경제적으로 유의하지는 못했다. 동일한 자료를 사용했음에도 전승훈 외(2006)의 결과와 이런 차이를 보이는 이유는 본 연구는 균형패널 자료를 구성하고 분석대상을 임금근로소득자를 대상으로 한 반면, 전승훈 외(2006)는 2003년 횡단면 자료를 사용하여 비경제활동인구까지 확대한 결과의 차이이다.

〈표 6〉 개인연금보험료지원의 개인연금가입에 미치는 정태적 효과

| 변수 | Pooled probit (모형1) | RE probit (모형2) |
|-------------------|------------------------|-----------------------|
| 전기개인연금가입 | - | - |
| 개인연금보험료지원 | 0.176*** [0.0579] | 0.190** [0.0950] |
| 가구주 성별 | -0.108 [0.215] | -0.34 [0.550] |
| 가구주 연령 | 0.0468 [0.0461] | 0.0174 [0.0809] |
| 가구주연령제곱/100 | -0.0616 [0.0528] | -0.0463 [0.0936] |
| 가구주 교육연수 | 0.0313*** [0.0114] | 0.0509** [0.0224] |
| 배우자 (1=유) | 0.146 [0.158] | 0.364 [0.395] |
| 가구원수 | -0.163*** [0.0551] | -0.132 [0.0824] |
| 18세 미만 자녀수 | 0.156*** [0.0469] | 0.0937 [0.0872] |
| 거주지 (1=시, 0=도) | -0.229*** [0.0615] | -0.189 [0.134] |
| 주거형태 (1=자가) | -0.0121 [0.0666] | 0.00155 [0.130] |
| 비거주 부동산 (1=소유) | 0.263*** [0.0778] | 0.363*** [0.122] |
| 저축목적 (1=노후대비) | 0.287*** [0.0606] | 0.166** [0.0788] |
| 공적연금 (1=가입) | -0.156* [0.0899] | -0.172 [0.144] |
| ln_금융자산 | 0.0378*** [0.0113] | 0.019 [0.0155] |
| ln_부채 | 0.000834 [0.00782] | -0.0118 [0.0112] |
| ln_경상소득 | -0.0510** [0.0235] | -0.0640** [0.0295] |
| ln_월저축 | 0.459*** [0.0382] | 0.493*** [0.0492] |
| 상수 | -3.318*** [0.977] | -2.737 [1.665] |
| λ | | 0.489 [0.043] |
| N | 2,422 | 2,422 |

주: ***는 p<0.01, **는 p<0.05, *는 p<0.1

2. 동태적 분석

기업의 개인연금보험료지원이 개인연금가입에 미치는 효과를 분석에 있어 전기에 개인연금가입여부에 따른 보조금의 효과가 상이할 가능성이 높기 때문에, 본 연구에서는 전기의 개인연금가입상태가 다음 기의 가입상태에 미치는 영향을 통제하여 순수한 보조금의 가입효과를 분석하기 위해 동태적 분석결과를 실시했으며 그 결과는 <표 7>과 같다.

먼저 모형의 적합성에 대해서 살펴보면, 모형3에서는 모든 자료를 통합하여 프르빗모형을 분석하기 때문에 개인의 연속된 오차항간의 상관관계를 도출할 수 없고, 자료를 패널화한 확률효과 프로빗모형인 모형4에서는 같은 개인의 연속된 오차항간의 상관관계를 나타내는 λ 값이 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 못했지만 동태적 확률효과 프로빗모형인 모형5에서는 λ 값이 통계적으로 유의한 수준에서 0.3896의 높은 상관관계를 나타내 오차항에서 개인의 이질성이 차지하는 비율이 38.96%에 달하는 것을 확인할 수 있다. 또한 θ 값이 0.8228로 통계적으로 유의하게 양의 값을 갖고 있기 때문에 개인의 이질성과 초기조건이 서로 독립적임을 나타내 Heckman(1981)의 방법대로 초기조건을 외생적으로 간주할 수 있다.

전기의 개인연금가입이 현재의 개인연금가입에 미치는 효과를 살펴보면, 모형3에서는 1.159, 모형4에서는 0.70, 그리고 모형5에서는 0.553으로 모두 통계적으로 유의미하게 양의 부호를 나타내어 개인연금가입결정에 상태적 의존성이 존재하는 것으로 나타났다. 그 다음으로 기업의 개인연금보험료지원의 개인연금가입에 대한 효과를 살펴보면, 개인연금가입의 상태적 의존성을 고려하지 않은 정태적 분석에서는 기업의 개인연금보험료지원이 통계적으로 상당히 유의한 수준에서 개인연금가입에 양의 효과를 나타냈지만, 동태적 분석에서는 기업의 개인연금보험료 지원이 모든 모형3에서는 0.0534, 모형4에서는 0.0729, 그리고 모형5에서는 0.0887로 양의 부호를 나타내기는 했지만, 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 못해 기업의 개인연금보험료지원이 개인의 개인연금가입 결정에 영향을 미친다고 볼 수 없었다. 이는 통계적으로 유의하게 양의 부호를 나타냈던 정태적 분석결과

와 다른 결론으로 개인연금이 장기계약을 통해 이루어지는 금융상품이기 때문에 전기의 개인연금가입상태를 통제여부에 따라 상이한 결과를 나타냈다.

개인연금가입에 미치는 여러 통제변수들의 결과를 살펴보면, 모형3에서는 개인연금보험료지원, 가구주성별, 가구주연령, 배우자유무, 주거형태, 저축목적, 공적연금가입, 금융자산, 부채, 경상소득, 월저축액이 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 못했지만, 정태적 분석에서처럼 가구주의 교육연수는 0.0314로, 18세 미만 자녀수는 0.138로, 비거주 부동산을 소유는 0.195로, 그리고 월저축액의 자연대수는 0.359로 통계적으로 유의미한 양의 부호를 나타내 가구주의 교육연수가 높을수록, 18세 미만 자녀수가 높을수록, 비거주 부동산을 소유할수록, 그리고 월저축액의 자연대수값이 높을수록 개인연금가입가능성이 높아지는 것으로 나타났으며 가구원수가 -0.109, 거주지는 -0.194로 가구원수가 높을수록 그리고 거주지가 시인 경우는 도보다 개인연금가입의 가능성이 낮게 나타났다. 한편, 모형4에서는 모형3에서의 통계적으로 유의하지 못한 변수와 더불어 가구원수도 통계적으로 유의하지 못했으며 유의한 변수들의 부호도 변함이 없었다. 하지만 모형4에서는 모형3에 비해 전기 개인연금가입상태의 효과가 1.159에서 0.7로 줄어들었으며, 가구주의 교육연수와 18세 미만의 자녀수, 거주지, 비거주 부동산소유, 월저축액의 절대적 효과는 다소 더 높게 추정되었다. 개인의 이질성을 고려한 동태적 확률효과 모형인 모형5에서는 전기의 개인연금가입 효과가 가장 낮게 추정되어 0.553을 나타냈다. 역시 가구주 교육연수, 거주지, 비거주부동산 소유, 월저축액의 자연대수값의 절대값은 모형4보다 모형5에서 더 높게 나타났다.

〈표 7〉 개인연금보험료지원의 개인연금가입에 미치는 동태적 효과

| 변수 | Pooled probit (모형3) | RE probit (모형4) | RE dynamic probit (모형5) | |
|-------------------|------------------------|----------------------|----------------------------|-----------------------|
| 전기개인연금가입 | 1.159*** [0.0682] | 0.700*** [0.139] | | 0.553*** [0.110] |
| 개인연금보험료지원 | 0.0534 [0.0849] | 0.0729 [0.0957] | 0.478** [0.194] | 0.0887 [0.104] |
| 가구주 성별 | -0.141 [0.304] | -0.431 [0.503] | 0.116 [0.715] | -0.436 [0.431] |
| 가구주 연령 | -0.00873 [0.0446] | -0.0173 [0.0878] | 0.440*** [0.161] | -0.0162 [0.0697] |
| 가구주연령제곱/100 | 0.00789 [0.0521] | 0.0087 [0.0998] | -0.577*** [0.202] | 0.00561 [0.0790] |
| 가구주 교육연수 | 0.0314*** [0.0119] | 0.0493** [0.0222] | -0.0281 [0.0370] | 0.0578** [0.0232] |
| 배우자 (1=유) | 0.0703 [0.188] | 0.327 [0.518] | 0.389 [0.477] | 0.32 [0.310] |
| 가구원수 | -0.109* [0.0564] | -0.136 [0.0931] | -0.112 [0.149] | -0.125 [0.0815] |
| 18세 미만 자녀수 | 0.138** [0.0547] | 0.150* [0.0840] | -0.137 [0.173] | 0.127 [0.0851] |
| 거주지 (1=시, 0=도) | -0.194*** [0.0655] | -0.243** [0.111] | 0.0486 [0.184] | -0.257** [0.116] |
| 주거형태 (1=자가) | 0.0541 [0.0763] | 0.136 [0.112] | -0.213 [0.216] | 0.0956 [0.118] |
| 비거주 부동산 (1=소유) | 0.195** [0.0864] | 0.285** [0.121] | 0.460* [0.247] | 0.308*** [0.110] |
| 저축목적 (1=노후대비) | 0.112 [0.0815] | 0.0972 [0.0914] | 0.193 [0.189] | 0.0959 [0.0838] |
| 공적연금 (1=가입) | 0.00267 [0.116] | -0.0183 [0.178] | -0.695*** [0.254] | -0.0226 [0.157] |
| ln_금융자산 | 0.00654 [0.0142] | 0.00501 [0.0147] | 0.0106 [0.0398] | 0.00699 [0.0174] |
| ln_부채 | -0.00598 [0.00937] | -0.0143 [0.0124] | -0.0457* [0.0266] | -0.012 [0.0120] |
| ln_경상소득 | 0.00746 [0.0236] | -0.0102 [0.0316] | 0.247 [0.228] | -0.00821 [0.0316] |
| ln_월저축 | 0.359*** [0.0413] | 0.442*** [0.0638] | 0.634*** [0.151] | 0.442*** [0.0625] |
| 상수 | -2.643*** [0.822] | -2.628 [1.721] | -11.52*** [3.360] | -2.724* [1.453] |
| λ | | 0.3366 [0.074] | | 0.3896*** [0.0582] |
| θ | | | | 0.8228*** [0.2073] |
| N | 2,076 | 2,076 | | 2,422 |

주: ***는 $p < 0.005$, **는 $p < 0.01$, *는 $p < 0.05$

VII. 결론

본 연구에서는 「한국노동패널조사(KLIPS)」를 사용하여 개인연금은 장기적인 계약을 통해 이루어지기 때문에 현재 개인연금가입결정에 전년도의 개인연금가입상태가 영향을 줄 수 있으며, 가입결정에 영향을 미치는 주요한 요인임에도 불구하고 관측되지 못하는 이질성이 존재할 것이라는 가정하에 이들을 통제하기 위해 동태적 확률효과 프로빗모형을 사용하여 기업의 개인연금보험료지원이 개인연금가입 결정에 미치는 효과를 분석하였다.

분석결과 정태적 분석에서는 가구구성별 및 연령, 배우자유무, 가구원수, 거주지, 주거형태, 공적연금, 금융자산의 대수, 부채의 자연대수에 대해서는 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 못해 개인연금가입결정에 영향을 미치지 못했으나 회사의 개인연금보험료지원과 함께 가구의 교육연수, 18세 미만 자녀수, 비거주 부동산소유, 저축의 목적과 월저축액의 자연대수는 통계적으로 유의한 수준에서 양의 값을 나타냈으나 경상소득의 자연대수는 통계적으로 유의한 음의 값을 나타내 개인연금가입에 음의 효과를 나타냈다.

반면, 개인연금이 장기적 계약이라는 점에서 상태의존성을 반영해서 분석한 동태적 분석에서는 전기의 개인연금가입이 통계적으로 유의하게 매우 높은 상태의존성을 나타냈지만 기업의 개인연금보조금 지원은 개인연금가입에 통계적으로 유의한 결과를 제시하지 못해 회사의 개인연금보험료지원이 근로자의 개인연금가입에 영향을 미친다고 말할 수 없었다. 이 밖에도 가구구성별, 가구주연령, 배우자유무, 가구원수, 18세 미만 자녀수, 주거형태, 저축목적, 공적연금가입여부, 금융자산의 대수, 부채의 대수, 그리고 경상소득의 대수는 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 못해 개인연금가입에 영향을 미치지 못했다. 반면, 거주지는 통계적으로 유의한 음의 계수를 나타내 도시에 거주할수록 개인연금가입확률이 낮은 것으로 나타났다. 반면에 전기의 개인연금가입상태, 가구주교육연수, 그리고 비거주 부동산소유 그리고 월저축액은 통계적으로 유의한 수준에서 양의 상관관계를 보여 개인연금가입에 양의 효과를 나타냈다. 현재 논의되고 있는 기초노령연금을

기초연금으로 전환하는 과정에서 국민연금과의 연계에 따른 국민연금탈퇴자의 수가 증가하는 상황에서 개인연금의 보조금에 대한 지원을 독일처럼 국민연금과 연계하여 국민연금가입자와 그의 배우자를 대상으로 한다면 국민연금제도를 보다 건실하게 유지할 수 있을 것이다.

이상의 분석을 통해 보조금이 주어졌을 때 개인연금 가입에 미치는 효과는 정태적으로는 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 나타냈으며, 동태적분석에서도 통계적으로 유의하지는 않지만 역시 양의 상관관계를 나타내 보조금의 개인연금 가입에 미치는 효과가 존재하지 않다고 말할 수 없다. 즉, 신규가입에 대한 효과보다 유지에 대한 효과가 명확하다고 볼 수 있다. 이를 통해 독일의 리스터연금과 같은 개인연금에 대한 인준제 보조금은 개인연금 가입과 유지에 일정한 효과가 있을 것으로 전망된다. 이처럼 보조금이 가입에 유의한 효과를 나타내지 못하는 것은 본 연구에서는 기업의 개인연금보험료에 대한 보조금으로 주로 대기업에서 상용임금근로자에게 주어지는 복지혜택의 일환으로 주어지는 것이기 때문으로 리스터연금과 같이 국가가 저소득층과 중산층에게 제공하는 보조금과는 적용대상과 범위에서도 차이가 존재하여 다분히 본 연구의 결과 보조금의 혜택이 개인연금가입에 미치는 효과라고 일반화하기에는 한계가 있다. 또한 개인연금의 상태의존성을 통제하고 순수한 보조금혜택의 효과를 분석하기 위해 균형패널을 통해 동태적 분석을 실시하면서 4차부터 12차까지 모두 응답한 가구주의 수가 전체 가구수에 비해 많지 않다는 점을 한계점으로 제시한다.

참고문헌

- 김원섭·강성호, 「노후소득보장을 위한 개인연금 활성화정책에 관한 연구」, 『사회복지정책』, 제32권, 2008, pp. 261-292.
- 김재호, 「국민연금의 급여 삭감이 소득수준별 개인연금보험료에 미치는 효과」, 『보험금융연구』, 제22권 제4호, 보험연구원, 2011, pp.3-31.
- _____, 「국민기초생활수급자의 근로능력별 상태의존성 검증」, 『사회보장연구』, 제29집 제3호, 2013, pp. 113-137.
- 여운경·이남희, 「개인연금자산의 수요와 적정성에 관한 분석」, 『보험금융연구』, 제23권 제3호, 2012, pp. 63-93.
- 장동한, 「개인구좌제도의 도입을 통한 우리나라 연금시스템의 발전 방안에 관한 연구」, 『보험학회지』, 한국보험학회, 제70집 제4호, 2005, pp. 245-281.
- 전승훈·임병인·강성호, 「개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석」, 『보험개발연구』, 제17권 제1호, 2006, pp. 137-168.
- 전승훈·임병인, 「국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과 정책 시사점」, 『보험개발연구』, 제19권 제3호, 2008, pp. 83-117.
- 조재훈·양성문, 「정부지원개인연금 도입 효과 분석」, 『보험학회지』 제94집, 한국보험학회, 2013, pp. 113-144.
- 보건복지부, 「국민연금 장기 재정전망 결과발표」, 보도자료, 2013. 3. 28.
- Heckman, J. J., “The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process”, in C. F. Manski and D. McFadden(eds), Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications. Cambridge: MIT Press, 1981.
- Stewart M. B, “Maximum simulated likelihood estimation of random-effect dynamic probit models with autocorrelated errors”, The Stata Journal, 6(2), 2006, pp. 256-272.

Abstract

The National Pension's fund is expected to exhaust in 2060, because of the aging population and National Pension(NP)'s generous benefit structure. Therefore, the parametric reforms of increasing contribution, decreasing benefit, or a mixture of them have been necessary. NP finally carried out the reform of decreasing payment rate from 60% to 40% in 2007. Even though the importance of private pension is rising, the application and persistency rate of private pension has been low since its introduction. The concern was enhanced in the subsidy to contribution of private pension which is similar to the Riester Pension in Germany. This paper studied the effect of the firm's contribution subsidy to employee's private pension. The data used in this paper is the 2000-2007 Survey of Korea Labor & Income Panel Study (KLIPS).

In the static model, which was not considered for the state dependence, the firm's contribution subsidy significantly increased the application for employee's private pension. However, in the dynamic model, which was considered for the state dependence, the firm's contribution subsidy has no significant effect on the application for employee's private pension.

※ **Key words:** private pension, subsidies, state dependence