

사적연금 수요자의 행태 분석: 공적연금의 부족분을 사적연금으로 보완하고 있는가?

김 대 환
(동아대학교)

안 장 혁*
(동아대학교)

성 미 언
(동아대학교)

전 세계적으로 다층노후소득체계 측면에서 인구고령화로 인해 사적연금의 기능이 강화되고 있다. 개인의 사적연금 수요 행태 측면에서 현실적으로는 공적연금을 잘 준비하고 있는 사람이 사적연금도 잘 준비하는 경향을 보일 수 있는 반면, 이론적으로는 공적연금의 노후소득보장기능이 미흡하다고 판단하는 개인이 사적연금으로 보완하는 의사결정을 보일 수 있다. 이에 사적연금 중에서도 가입 여부와 보험료 수준이 자율적으로 결정되는 개인연금의 수요행태를 분석하였다. 재정패널자료(2013~2017년)를 활용하여 로지스틱 확률효과모형과 로지스틱 이원고정효과모형으로 분석한 결과, 경제주체들은 공적연금에서 희망하는 연금액과 예상하는 연금액의 차이가 클수록 개인연금에 가입할 확률이 높고, 가입한 이후에도 노후 안정성을 위해 더 많은 보험료를 납부하는 것으로 나타났다. 이는 경제주체들이 사적연금을 수요하는 과정에서 공적연금에서의 부족분을 고려하고, 나이가 부족분이 클수록 사적연금을 더 많이 수요하는 의사결정을 하고 있음을 시사한다.

주요 용어: 공적연금, 사적연금, 로지스틱 확률효과모형, 로지스틱 이원고정효과모형

본 연구는 동아대학교 교내연구비 지원에 의하여 연구되었음.

* 교신저자: 안장혁, 동아대학교(1311446@donga.ac.kr)

■ 투고일: 2020. 1. 25. ■ 수정일: 2020. 4. 11. ■ 게재확정일: 2020. 4. 24.

I. 서론

오늘날 대부분의 OECD 가입국들은 인구고령화라는 문제에 직면하고 있으며 그 중 한국은 기대수명의 증가와 저출산이 맞물려 세계에서 가장 빠른 인구고령화를 경험하고 있다. OECD 가입국의 평균 기대수명은 1970년부터 2018년도까지 69.9세에서 83세로 약 13.1세 증가하였지만, 한국인의 기대수명은 동시대 동안 62.3세에서 82.7세로 약 20.4세가 증가하였다(통계청, 2018, pp.2-6). 총인구 중 65세 이상의 인구 비율이 7%를 넘는 사회를 고령화 사회(aging society), 14%를 넘는 사회를 고령사회(aged society) 그리고 20%를 넘는 사회를 초고령사회(post aged society)라고 칭한다(김대환, 정현우, 이동현, 성미연, 2019, pp.1-32). 한국은 2017년 14.2%라는 고령인구비율을 기록하여 고령화 사회에서 고령사회로 전환하는데 17년이 소요되었으며, 이는 일본의 25년, 영국의 45년 등보다 훨씬 빠른 속도다(He, Goodkind, & Kowal, 2016, pp.95).

기대수명의 증가로 인해 경제주체는 일반적으로 예상했던 것보다 오래 생존함에 따라 겪는 장수리스크(risk longevity)를 경험하게 된다(MacMinn, Brockett, & Blake, 2006, pp.551-557). 장수리스크는 비단 개인 차원을 넘어 종신연금을 판매하는 생명보험회사, 주택연금을 지급하는 주택금융공사와 같은 기업과 국민연금을 지급하는 정부도 직면하게 된다.

개인의 경우 소득이 급격히 감소하는 노년기를 대비하여 근로기간 동안 현재 소비를 희생하여 자산을 축적하고 이를 은퇴 이후 유동화하는 방법으로 생애기간 동안 소비평탄화를 통해 생애효용을 극대화시킨다(Fisher, 1930, pp.150-178). 생애동안 소비를 평탄화시키는 동시에 장수리스크를 관리할 수 있는 최적의 방법으로 연금이 지목되어 왔다.

통계청(2017, pp.2)의 사회조사에 의하면 우리나라 19세 이상 국민 중 65.4%가 노후를 준비하고 그들 중 53.3%가 국민연금으로 노후를 준비한다고 응답하였다. 즉 우리나라 국민들은 국민연금을 가장 중요한 노후준비 수단으로 인식하고 있음을 알 수 있다. 그러나 국민연금공단(2019, pp.7-21)의 조사에 따르면 2018년, 17.4조 원의 국민연금을 479.4만 명이 수령하였기에 국민연금 1인 수령액은 평균 약 35만 원 정도에 불과하였다. 이러한 액수의 국민연금 수령액은 경제주체들의 노후를 온전히 책임지기에는 부족하며 나아가 국민연금이 경제주체들의 실질적인 노후준비 수단으로는 충분하지 않음

을 의미한다. 또한, 급격한 인구고령화와 기대수명의 증가로 인한 국민연금의 기금 소진은 빠른 속도로 악화될 것으로 예상된다. 보건복지부(2018, p.3)의 연구 결과에 따르면 현 상황을 유지 시 국민연금의 기금은 2057년에 소진될 것이며, 비록 소득대체율을 45%로 확대하고 보험료를 12%로 증가시키는 개혁을 단행해도 국민연금 기금의 소진 시기가 2063년으로 늦춰지는 것에 불과하다.

사회보험은 중복세대모형(overlapping generation model)에 근간을 두고 있는데, 이는 동시대에 여러 세대가 함께 살고 있음을 가정하는 경제모형이다. 즉 젊은 근로층에게 보험료 또는 세금을 부과하여 고령자에게 연금과 의료비를 제공하는 모형으로 부과방식의 재정체계에 기반을 둔다. 그러므로 부과방식의 사회보험은 인구고령화 하에서 재정이 악화될 수밖에 없는 구조적 한계를 지닌다(Rosen & Gayer, 2011, pp.587-588). 인구고령화로 인한 공적연금의 재정악화는 전 세계적인 현상이며, 공적연금의 한계를 보완하기 위해 주요 국가들은 개인의 자조노력을 강조하는 적립방식(funded method)의 사적연금을 활성화 시키는 방법으로 다층노후소득보장체계를 변화시켜왔다(윤석명, 김대철, 신화연, 2005, pp.269-290; 류건식, 이상우, 2011, pp.1-13). 한국은 영국, 호주 그리고 미국과 마찬가지로 공적연금의 부족한 기능을 사적연금을 통해 보완할 수 있도록 2005년 12월 퇴직연금제도를 도입하고 이후 사적연금(개인연금과 퇴직연금)에 제공하는 세제혜택을 지속적으로 확대해 왔다(김대환, 2018, pp.63-83).

하지만 개인들의 사적연금 수요행태는 정책목표와 달리 나타날 수 있다. 첫째, 제도적으로는 공적연금의 부족분을 사적연금으로 보완하도록 다층노후소득체계를 구축한 것처럼 개인들의 사적연금 수요행태도 공적연금의 부족분을 고려하는 의사결정을 보일 수 있다. 즉 공적연금으로 충분한 노후소득을 확보하지 못하는 또는 못할 것이라고 예상하는 개인들이 사적연금을 더 수요할 개연성이 높다. 둘째, 일반적으로 공적연금에 가입되어 있고 공적연금으로부터 충분한 연금액을 지급 받게 되는 사람들의 사회적 지위나 학력수준이 높아 사적연금을 더 많이 수요하는 행태를 보일 수 있다. 즉 공적연금이 충분한 사람일수록 더 많은 사적연금을 수요하는 것으로 다층노후소득보장체계의 제도적 목적과는 반대의 수요행태를 보일 수 있다. 따라서 실제 수요자들이 다층노후소득보장체계 제도의 목적대로 공적연금의 부족분을 고려하여 사적연금을 수요하고 있는지를 살펴보는 것은 경제적으로나 사회적으로 매우 중요한데 이에 대한 선행연구는 찾아보기 어렵다.

이에 본 연구는 재정패널자료(2013~2017년)를 이용하여 공적연금이 노후생활을 충분히 보장할 수 없다고 예상하는 경제주체들이 사적연금에 가입하여 노후에 대비하고 있는지 여부를 분석한다. 특히 퇴직연금과 개인연금 중 가입 여부와 보험료 수준이 자율적으로 결정되는 개인연금의 수요행태의 분석에 집중하였다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 본 연구와 관련된 국내외 선행연구들을 탐구하고 제3장에서는 실증 분석 및 자료들을 소개한다. 또한, 제4장에서는 실증분석 결과를 살펴보고 끝으로 제5장에서는 결론 및 시사점을 소개한다.

II. 선행연구

1. 국내연구

국내의 경우, 사적연금과 관련된 연구는 활발하게 진행되고 있다. 개인에게 있어 연금의 가장 중요한 역할은 노후소득보장이다. 따라서 류건식, 이봉주(2008, pp.189-205)는 한국 근로자들을 대상으로 사적연금제도의 노후소득보장 효과 분석을 시행했다. 그 결과, 퇴직연금 및 개인연금에 의한 소득대체율이 약 28%로 나타났으며, 퇴직연금에 의한 소득대체율은 국제기구에서 제시하는 수준보다 약 20~30%정도 낮다고 주장하였다. 따라서 국내 연금제도는 선진국의 연금제도와 달리 실질적인 노후소득보장기능을 충분히 수행하지 못하므로 사적연금을 중심으로 한 노후소득보장체계의 재구축이 필요함을 역설하였다.

곽승욱(2019, pp.63-84)은 정부의 복지만으로는 인구고령화로 인한 노후 문제를 해결할 수 없기 때문에 개인 스스로 위기의식을 가지고 위기를 극복하려는 적극적인 노력을 해야 한다고 주장하였다. 특히 노후소득 차원에서 정부는 직접적인 혜택을 제공하기 보다는 개인이 개인연금에 가입하여 스스로 노후를 준비할 수 있도록 너지(nudge)식 유인체계의 중요성을 강조하였다.

곽승욱(2019, pp.63-84)과는 반대로 정부의 적극적인 개입과 혜택을 제안한 연구도 존재한다. 고재성(2018, pp.109-139)은 사적연금 활성화를 위해 좀 더 적극적인 세제혜

택을 강조했는데, 그 중에서도 저소득층에 대한 정부의 지원을 강조하였다. 그는 우리나라의 사적연금 정책이 세제혜택의 확대에 중점을 두고 시행되어왔기 때문에 적립금 규모는 꾸준히 증가한 반면 일부 중·고소득층만 혜택을 누리는 부작용이 발생한다고 지적하였다. 이에 저소득 근로자의 세제혜택을 위해 환급형 세액공제(Refundable Tax Credit) 제도를 도입하는 등의 소득세법 개정을 제안하였다.

본 연구처럼 사적연금 수요를 분석한 연구도 많다. 김대환, 류건식, 이상우(2011, pp.97-123)는 국민노후보장패널자료를 이용한 순위로짓(Ordered Logit)모형을 통해 공적연금은 중·고령자의 삶의 만족도에 큰 영향을 미치지 않지만, 사적연금은 중·고령자의 삶의 만족도를 높이는 것을 실증하였다. 이와 마찬가지로 국내연구에서는 사적연금 중 개인연금의 가입여부나 납입보험료 등을 종속변수로 설정하여 개인연금의 수요를 분석한 연구도 활발히 이루어지고 있다. 여윤경, 이남희(2012, pp.63-93)는 제3차 국민노후보장패널 자료를 이용하여 개인연금자산의 수요와 적정성을 분석하였으며 구체적으로 60세 미만의 근로자를 대상으로 조사하였다. 이를 통해 조사 대상자의 교육 수준, 연령, 거주지역, 저축의 목적 그리고 자산의 영향력이 개인연금의 수요와 적정성에 유의미한 영향을 미침을 밝혔다. 구체적으로 조사 대상자들 중 대부분은 그들이 가진 퇴직금, 국민연금자산 그리고 금융자산이 많을수록 개인연금의 수요와 적정성이 높게 나타났다.

백은영(2012, pp.63-86)은 보험소비자설문조사 데이터를 활용하여 연금 및 보험 가입 특성, 개인연금보험 가입자의 특성 그리고 향후 개인연금 가입 의향에 영향을 주는 요인들을 연구하였다. 그 결과, 상속 동기 및 다변량재고조정모형을 기반으로 한 다양한 자산들이 개인연금의 가입 의향에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 Two-Part 모델을 이용하여 김대환, 류건식(2015, pp.1-19)은 개인연금가입에 대한 개인의 의사결정 요인을 조사하였다. 즉 개인연금에 가입하지 않은 소득계층 중 어떤 소득계층에게 정부가 집중적으로 재정을 지원해야 하는지를 조사한 후, 저소득 계층의 경우에는 사적연금에 가입 자체가 어려워 세제혜택을 받지 못하고 노후준비도 제대로 이루어지기 어렵기 때문에 정부가 보험료를 매칭하는 등의 적극적인 재정지원으로 자조노력을 유인해야 한다고 주장하였다.

김원섭, 강성호(2008, pp.261-292)는 공적연금의 급여수준의 인하로 인해 노후소득 보장 분야에서 문제가 생길 수 있음을 지적하였고 독일 및 영국이 개인연금의 활성화를

실현한 것처럼 한국도 인증제 개인연금제도를 도입해야 함을 주장하였다. 이로 인해 발생할 기대효과를 조사한 결과, 인증제 개인연금의 도입은 저소득층의 개인연금 가입을 확대시키고 개인연금의 포괄범위를 넓히는 등 다층노후소득보장체계의 실질적 구축을 실현할 수 있다고 하였다. 마찬가지로 김재호(2013, pp.3-29)에 따르면, 개인연금 또는 저축 등 민간 노후소득대비의 증가가 국민연금의 지속적인 소득대체율 인하 추세를 따라잡지 못하는 데에 문제가 있음을 지적하면서, 한국도 독일의 리스터연금(Riester Pension)과 같은 인증제연금제도를 도입해야한다는 목소리가 증가함에 따라 만약 한국이 인증제보조금제도를 도입한다면 개인연금가입 및 유지율이 증가하는지를 분석할 필요가 있음을 주장하였다. 분석 결과, 정부가 기업의 개인연금보험료에 대한 보조금을 지급하였을 때 개인연금 가입 및 유지율에 상당한 영향력을 끼칠 것으로 나타났다. 또한 류건식, 이상우(2011, pp.1-13)는 현재 한국의 저소득계층은 노후소득보장체계 변화에 있어 큰 혜택을 받지 못하므로 저소득계층과 다자녀 가족의 사적연금 보급 활성화를 촉진하는 독일의 리스터연금의 도입 필요성을 강조하였다. 실제로 독일은 리스터연금 도입 이후, 사적연금의 가입자가 약 8년 만에 337만 명에서 1,249만 명으로 급증하였으므로 이러한 연금의 확대는 저소득층의 노후소득보장에 상당한 영향력을 행사함을 알 수 있다고 주장하였다.

이창수, 김성민, 최환석(2016, pp.41-75)은 생명보험협회의 데이터를 통해 계층별 노후 대비에 대해 실증분석을 한 결과, 저소득계층과 고소득계층 간의 노후 대비 준비상태에 대한 '빈익빈 부익부' 현상이 존재함을 지적하였다. 따라서 이러한 문제 현상을 해결하기 위해서는 독일, 스웨덴 등의 주요 국가처럼 정부의 일정한 지원을 전제로 하는 사적연금 정책의 도입과 활성화가 필요함을 주장하였다.

개인연금의 수요와 관련한 가장 최근의 연구는 오창수, 강정실(2018, pp.67-94)에 의해 이루어졌다. 이들은 누가 개인연금을 보유하고 있는지를 분석하였는데, 본인이 건강하다고 생각할수록 개인연금의 보유 가능성이 높아진다는 것을 밝혔다. 이러한 결과는 개인연금의 수요 차원에서 역선택(adverse selection)이 존재할 수 있음을 방증한다.

국내연구들을 살펴본 결과, 대다수의 국내연구에서는 인구고령화로 인해 다층노후소득보장체계에서 사적연금의 중요성을 강조하고 사적연금이 국민의 노후소득보장에 긍정적 영향을 미친다고 주장하고 있다. 다만 퇴직연금제도가 2005년 12월에 도입된 이후 실증연구를 위한 관련 데이터가 부족하여 대부분의 사적연금 관련 연구가 개인연금에

집중되어 있다. 나이가 최근에는 계층별 개인연금 수요분석이 주를 이루고 있으며, 저소득층의 가입을 정부가 좀 더 적극적으로 지원해야 한다는 공통적인 주장을 제기하고 있다.

대부분의 나라에서는 사적연금이 제도적으로 공적연금의 부족분을 보완할 수 있도록 다층노후소득체계를 구축하고 있다. 따라서 사적연금 수요자들은 제도의 목적대로 공적연금의 부족분을 사적연금으로 보완하는 합리적인 의사결정을 하도록 기대된다. 그러나 현실에서는 공적연금에 가입되어 있거나 공적연금의 연금액이 많을수록 자산, 소득, 교육수준 등이 높아 이들이 오히려 사적연금도 더 많이 수요할 가능성이 있다. 하지만 수많은 사적연금 관련한 선행연구들은 사적연금의 수요를 공적연금과 연계하여 분석하고 있지 않다. 즉, 연금수요자들이 공적연금의 부족분을 사적연금으로 보완하고 있는지와 같은 연금수요자들의 행태에 관한 연구는 부족한 실정이다.

2. 해외연구

Manov(2013, pp.9-13)는 공적연금은 높은 안정성에도 불구하고 장기적으로 인구고령화로 인한 연기금의 고갈 등의 한계가 존재하는 반면, 사적연금은 노후 안정성에 기여하더라도 시장의 변동성에 취약한 한계가 존재한다고 지적하였다. 따라서 최근 전 세계적인 고령인구증가 하에서 장수리스크를 관리하기 위해 사적연금과 공적연금의 상호보완이 필요하다고 주장하였다.

Yabiku(2000, pp.293-312)는 미국의 가족 구성원 형태가 연금 수령에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 연구 결과, 결혼생활을 유지하는 남자의 경우 생애 저축을 통해 향후 연금을 수령할 확률이 높게 나타났으며, 아이가 있을 경우에도 연금을 수령할 확률이 높아짐을 보였다. 또한, 여성의 경우, 가족 구성원과 연금수령 확률에 대하여 미미한 영향을 나타냈지만, 이혼을 하였거나, 싱글인 경우에는 연금수령 확률이 낮아진다는 것을 실증하였다. 따라서 남성과 여성 모두 개인이 아닌 가족을 구성할 경우, 연금을 수령할 확률이 높았으며, 은퇴 이후의 삶에서 경제적 안정성이 높아진다는 연구 결과를 도출하였다. 또한 Banks, O'dea, Oldfield(2011, pp.381-410)는 경제주체들이 연금의 중요성을 인지해야 연금을 활용해 노후 및 장수리스크에 대비할 수 있다고 주장하고, 경제주체들의 연금에 대한 이해도를 분석하였다. 분석 결과, 공적연금의 기금고갈로 인

해 개인이 수많은 재정적인 선택을 하는 상황에 직면할 때 연금에 대한 이해는 연금 수요자의 향후 행태에 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 교육수준과 소득수준이 낮을수록 더 단순한 은퇴 계획을 구축하고 있음을 보였다. 무엇보다 연금에 대해 구축된 초기 인지도에 따라 노후준비의 방식과 정도가 매우 상이하게 전개됨을 보였다.

OECD 가입국을 기준으로 사적연금의 중요성이 높아짐에 따라 Yermo(2005, pp.535-541)는 사적연금의 공급측면을 강조하였다. 사적연금의 공급 확대와 정착을 위해 사적연금시장에 존재하는 정보의 비대칭 문제와 시장의 효율성 문제를 해결해야 하며, 또한 사적연금제도의 활성화를 위한 정부의 적극적인 정책 및 투자가 필요하다고 주장하였다.

Yeh, Cheung, Shi(2018, pp.3-25)는 인구고령화가 빠르게 진행되고 있는 동아시아 국가를 중심으로 나라별 연금제도에 대해 비교·분석하였다. 중국과 타이완 같은 중앙정부통치 체제의 경우, 대부분의 국민들은 노후준비를 위해 공적연금에 집중하고 있는 반면 사적연금의 보완기능이 상대적으로 미비하다고 분석하고 있다. 반면 홍콩 및 싱가포르와 같이 개인의 자유가 보장되며 국가의 강제성이 약한 나라들에서는 국민들이 주로 개인연금을 통해 노후를 준비하고 있음을 보였다. 한국 및 일본처럼 개인의 자유가 보장되는 동시에 국민의 노후를 위해 정부가 시장에 적극 개입하는 나라에서는 공적연금체계가 확고한 동시에 공적연금을 보완하는 사적연금시장도 발전되어 왔다고 주장하였다.

영국에서는 먼 훗날 은퇴시기를 대비해 충분히 저축하지 않는 사람들의 행동을 변화시킬 수 있는 방안들에 대한 연구가 많았는데, 그 중에서도 Foster(2017, pp.65-80)는 교육이 중요하다고 강조하였다. Foster(2017, pp.65-80)는 연금에 대한 청년기의 인식이 훗날 노후준비 정도에 미치는 영향을 분석하기 위해 학생들을 대상으로 행동경제학 차원의 연구를 실행하였는데, 학생들에게 연금의 필요성에 대해 교육시킨 이후 추적조사한 결과 훗날 교육의 효과가 현실화됨을 밝혔다.

해외 선행연구들 역시 공적연금의 부족분을 사적연금을 통해 보완해야 한다고 역설하고 있으며, 사적연금 활성화를 위해 정부의 적극적인 정책을 강조하고 있다. 하지만 국내연구와 마찬가지로 사적연금과 연금수요자의 행태에 관련된 연구들은 활발히 이루어지지 않은 실정이다. 즉 사적연금의 필요성에 대해 역설할 뿐, 사적연금과 관련된 연금수요자의 행태를 공적연금과 연계하여 연구하고 있지 않다. 국내외 선행연구와 달

리 본 연구에서는 사적연금을 수요할 때 공적연금의 부족분을 충분히 고려하고 있는지 여부를 분석하고자 한다.

III. 실증분석 모형 및 자료

1. 모형

공적연금에서 희망하는 연금액과 예상하는 연금액 간 차이가 사적연금 수요에 미치는 영향을 분석하기 위해 (식 1)을 활용하였다. 공적연금에서 희망하는 연금액과 예상하는 연금액은 개인별로 다르지만, 시기적으로도 달라질 수 있다. 그러므로 두 값의 차이에 따라 연금수요 행태가 어떻게 달라지는지 분석하기 위해 패널자료를 활용하였다. 횡단면 자료(cross-sectional data)를 활용한 분석은 두 값의 차이가 다른 사람들 간 연금수요를 비교하는 반면 패널자료는 동일한 사람을 장기간 추적하여 두 값의 차이에 따라 의사결정이 어떻게 달라지는지 분석할 수 있다는 장점이 있기 때문에 주요 변수들 간 인과관계를 규명함에 있어 우월하다(Colin & Trivedi, 2005, pp.697-734).

$$Pension_{it} = \alpha Gap_{it} + X_{it}\beta + u_{it} \quad (\text{식 1})$$
$$i = 1, 2, \dots, N \quad t = 2013, 2014, 2015, 2016, 2017$$

$Pension_{it}$ 는 연금수요 행태를 보여주는 종속변수(dependent variable)로 개인연금 가입 여부를 의미하는 더미변수(dummy variable)와 개인연금 보험료를 의미하는 연속변수(continuous variable)로 구분하여 각각을 별도의 모델로 분석하였다. 먼저 연금가입 여부는 개인 i 가 t 기에 개인연금에 가입되어 있으면 1, 가입되어 있지 않으면 0의 값이 부여된다. 개인연금의 경우, 가입 이후 10년 이내에 해지하면 상당한 세제적인 패널티를 부여하기 때문에 매년 가입과 탈퇴와 같은 의사결정이 이루어지기 어렵다. 그러므로 가입이라기보다는 유지라는 표현이 적합할 수 있으나, 본 연구에서는 관행상 가입이라는 용어를 활용한다. 종속변수가 연속변수인 보험료의 경우, 개인 i 가 t 기에

납부하는 개인연금 보험료를 의미하며, 가입(유지) 여부와 달리 액수가 매년 변동될 수 있는 연속변수의 성격을 지닌다. 먼저 더미변수일 경우, 로지스틱 확률효과모형(logistic random effect model)과 로지스틱 이원고정효과모형(logistic two-way fixed effect model)을 활용하였다. 한편 연속변수일 경우에는 일반적인 패널분석 모형인 확률효과 모형과 이원고정효과모형을 활용하였다. (식 1) 또는 (식 3)의 오차항에 연구자가 관찰할 수 없는 고정효과들이 설명변수와 연관되어 있을 경우, 고정효과모형이 확률효과모형보다 우월하다. 반면 고정효과가 존재하지 않거나 존재하더라도 설명변수와 관계가 없을 경우에는 확률효과모형이 우월하며, 실증분석 과정에서 Hausman 검정을 활용해 적합한 모형을 선별하였다(Wooldridge, 2012, pp.115-125).

본 연구의 주요 설명변수인 Gap_{it} 은 공적연금에서의 희망하는 연금액과 본인이 수령할 것으로 예상하는 연금액 간 차이로 공적연금 '부족분'을 의미하며, 아래 (식 2)의 방법으로 매년 개인마다 산출된다. 그러므로 본 연구에서는 $\alpha > 0$ 를 예상한다. 즉 공적연금에서 부족분이 커질수록 사적연금에 가입하고 더 많은 보험료를 납부하는 행태를 보일 것으로 예상할 수 있다. 다만 공적연금 희망액과 예상액 등에 대한 질문은 공적연금에 가입하고 보험료를 납부하는 개인으로 한정된다.

$$Gap_{it} = \text{공적연금 희망액}_{it} - \text{공적연금 예상액}_{it} \quad (\text{식 } 2)$$

X 는 공적연금 부족분 (Gap_{it}) 이외에 개인연금 수요 행태(가입 여부 및 보험료)에 영향을 미치는 변수들의 벡터(vector)이며, β 는 추정계수 벡터이다. 마지막으로 오차항 u_{it} 에는 개인고정효과(individual fixed effect)와 시간고정효과(time fixed effect)가 포함되어 있다는 것을 가정한다. 개인고정효과는 시간이 지나도 변하지 않는 대신 개인별로는 값이 차이 나는 변수로 연구자에게 관찰되지 않는 내재적인 성격일 수 있으며, 연구자에게 관측되는 성별과 같은 변수일 수도 있다. 학력의 경우에도 연구대상이 성인일 경우 변동성이 매우 낮아 성별과 같이 고정효과모형에 포함시키지 않을 수 있다. 고정효과모형에서는 이러한 개인고정효과가 모두 제거하여 변이(bias)가 없는 추정계수를 도출한다(Jeffrey, 2012, pp.577-590). 반면 시간고정효과는 개인별로 차이가 나지 않지만, 시간별로 값이 달라지는 것으로 일반적으로는 연구자에게 관측되지 않는다. 예를 들어, 특정 해의 정부의 정책이나 사건 등에 의해 모든 개인이 동시에 영향을 받는

것으로 실증분석 모형에서는 연도 더미변수를 추가하는 방법으로 직접 통제하는 방법을 활용한다. (식 3)은 개인고정효과를 의미하는 I_i 와 시간고정효과모형을 의미하는 T_t , 그리고 각각의 추정계수 γ 와 δ 를 보여준다.

$$u_{it} = \gamma I_i + \delta T_t + \epsilon_{it} \quad (\text{식 3})$$

고정효과모형은 시간에 변하더라도 값이 변하지 않는 특성을 가진 변수들이 모두 제거되기 때문에 성별 또는 학력 등과 같은 변수들이 종속변수에 미치는 영향을 살펴볼 수가 없다. 그러므로 Hausman 검정결과 고정효과모형이 바람직하더라도, 확률효과모형의 결과를 함께 보여주는 것이 일반적이다.

2. 자료

본 연구에서는 실증분석 모형을 분석하기 위해 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit)를 사용하였다. 재정패널조사는 조세 및 재정정책을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증자료를 수집하고자 한국조세재정연구원에서 2008년부터 매년 조사하는 패널자료이다. 특히 재정패널자료는 2008년 처음 조사가 시작된 이후 2017년까지, 2008년 원표본 유지율이 75.2%에 이를 정도로 매우 안정적인 관리가 이루어진 패널자료이다(송헌재, 고선, 김지영, 2019, pp.123-140). 또한 재정패널자료는 개인연금에 납부하는 보험료의 세액공제혜택이 제공되기 때문에 주요변수인 개인연금에 대한 구체적인 정보를 구축하고 있다. 따라서 본 연구의 주제를 분석하기에 적합한 자료이다. 무엇보다 본 연구에서 가장 중요한 변수인 공적연금 부족분(Gap_{it})을 산출할 수 있는 데이터는 국내에서 재정패널조사가 유일하다. 재정패널조사는 매년 공적연금으로부터 수령하게 되는 예상액을 질문한 다음 공적연금으로부터 희망하는 연금액에 대해 질문한다. 이러한 공적연금 예상액과 희망액은 재정패널조사의 7차부터 질문하기 시작했기 때문에 1차~6차 자료는 분석 자료로 활용할 수 없다. 이에 본 연구에서는 재정패널조사 7~11차(2013~2017년) 자료를 활용하였다.

<표 1>은 실증분석에 활용된 변수들의 이름과 정의를 보여주는데, 통제변수(control variables)로는 연령, 혼인상태, 근로 형태, 소득 및 자산, 시간고정효과를 통제하기 위한

연도더미, 성별, 그리고 학력을 활용하였다. 개인연금의 수요는 대체로 연령이 낮고 교육수준이 높을수록 증가하였으며 전문·관리직에 종사하는 집단일수록 높게 나타났다(여윤경, 이남희, 2012, pp.63-93). 따라서 연령, 학력, 근로형태 등은 개인연금 수요에 매우 중요한 요인인 것으로 나타났기에 통제변수에 추가하였다. 또한 노후준비 정도가 성별에 따라서도 매우 다른 경향을 보일 수 있기 때문에(류연규, 황정업, 석재은, 2007, pp.3-11) 본 연구에서도 성별을 통제하였다. 소득은 균등화 소득을 활용하였는데, 이는 가구소득을 가구원의 제공근으로 나누어 산출하는 방법으로 가구소득을 개인소득으로 전환하는 방법이다. 개인연금에 가입하는 주요 원인 중 하나가 세제혜택이기 때문에 개인연금 수요를 분석하는 과정에서 소득수준을 통제할 필요가 있으며, 연도더미는 세제혜택과 관련한 정책변화를 통제할 수 있다(김대환, 2018, pp.63-83).

자산은 부동산자산과 부동산자산을 더한 값에서 부채를 차감하는 방법으로 계산한 순자산을 의미한다. 각 범주형 변수의 경우, 미혼, 무직, 2013년, 여성, 고졸미만을 준거 그룹(reference group)으로 활용하였다. 그리고 연속변수인 개인연금 보험료, 공적연금 부족분, 소득, 자산 등은 모두 로그값으로 전환하였다. 다층노후소득보장체계에서 퇴직연금과 개인연금이 사적연금으로 분류되는데, 재정패널조사에서 퇴직연금 가입자가 매우 미미하여 분석대상을 개인연금으로 한정하였다. 뿐만 아니라 퇴직연금제도는 가입이 제도적으로 이루어지는 반면 개인연금은 온전히 자율에 의해 이루어지기 때문에 퇴직연금의 수요 행태는 종속변수로 적절하지 않다. 마지막으로, 개인연금 수요행태를 가입 여부 및 보험료 수준으로 분석하였기 때문에 이미 납부를 완료하여 수령단계에 진입한 개인은 분석대상에서 제외하였다. 또한 본 연구에서의 개인연금은 연금저축으로 한정하였다. 개인연금은 보험료를 납부할 때 세액공제혜택을 제공하는 세제적격 개인연금인 ‘연금저축’과 세액공제혜택을 제공하지 않는 개인연금인 ‘연금저축보험’으로 분류되는데, 연금저축은 주로 이미 은퇴를 하였거나 은퇴 직전이 사람들이 상속을 목적으로 가입하기도 하는 상품이기 때문이다.

표 1. 변수 이름 및 정의(Name and Definition of Variable)

| 구분 | 변수명 | 정의 | |
|---------|-----------|---|------------------|
| 종속변수 | 개인연금 | 개인연금에 가입되어 있으면 1, 아니면 0 | |
| | ln(보험료) | 연간 보험료(단위 : 만원)의 로그값 | |
| 주요 설명변수 | ln(부족분) | 희망하는 연간 공적연금액에서 예상하는 연간 공적연금액을 차감한 금액(단위 : 만원)의 로그값 | |
| 연령 | 미혼 | 결혼한 적이 없으면 1, 아니면 0 | |
| | 배우자 | 결혼하여 배우자가 있으면 1, 아니면 0 | |
| | 무배우자 | 결혼하였으나 배우자가 없으면 1, 아니면 0 | |
| 근로 | 임금근로 | 임금근로자면 1, 아니면 0 | |
| | 자영업 | 자영업자면 1, 아니면 0 | |
| | 무직 | 무직이면 1, 아니면 0 | |
| 소득 및 자산 | ln(균등화소득) | 연간 가구소득(단위 : 만원)을 가구원의 제곱근으로 나눈 로그값 | |
| | ln(자산) | 총 순자산(단위 : 만원)의 로그값 | |
| 통제 변수 | 2013년 | 2013년이면 1, 아니면 0 | |
| | 2014년 | 2014년이면 1, 아니면 0 | |
| | 연도 | 2015년 | 2015년이면 1, 아니면 0 |
| | | 2016년 | 2016년이면 1, 아니면 0 |
| | | 2017년 | 2017년이면 1, 아니면 0 |
| 성별 | 남성 | 남성이면 1, 여성이면 0 | |
| | 여성 | 여성이면 1, 남성이면 1 | |
| 학력 | 고졸 미만 | 학력수준이 고졸 미만이면 1, 아니면 0 | |
| | 고졸 | 학력수준이 고졸이면 1, 아니면 0 | |
| | 대졸 | 학력수준이 대졸 이상이면 1, 아니면 0 | |

Note: 각 범주형 변수의 경우, 미혼, 무직, 2013년, 여성, 고졸미만을 준거그룹(reference group)으로 활용함.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계(Descriptive Statistics)

<표 2>는 실증분석에 활용된 자료의 기술통계를 보여준다. 기술통계는 개인연금 미가입자와 가입자로 구분하여 작성하였고 (식 1)을 20세 이상을 대상으로 분석한 다음 개인연금을 수요하는 주요 가입 연령대(30~59세)로 한정하여 재분석하였다. 먼저 <표 2>는 주요 가입 연령대로 한정하기 이전의 기술통계이다. 기본적으로 공적연금에 가입하여 보험료를 납부하지 않는 사람은 분석대상에서 제외되었기 때문에 주요 가입 연령대로 한정하더라도 기술통계가 크게 다르지 않다. 개인연금에 가입하여 보험료를 납부하는 사람(이후 가입자)은 9.0% 정도이며, 연간 보험료는 33.58만 원이다. 개인연금 가입자로만 한정할 때 연간 보험료는 355.08만 원을 납부하는 것으로 나타났다. 또한, 개인연금 가입자의 평균연령은 44.46세로 실제 개인연금 미가입자 46.56세에 비해 약 2세 정도 낮았다. 공적연금 희망액은 1609.41만 원인데, 개인연금 가입자의 희망액은 2244.99만 원으로 미가입자의 1543.03만 원보다 많다. 반면 공적연금 예상액은 희망액보다 훨씬 낮은 184.52만 원으로 나타났으며, 공적연금 예상액도 개인연금 미가입자(161.77만 원)보다 가입자(402.25만 원)가 높았다. 결과적으로 공적연금 부족분(공적연금 희망액-공적연금 예상액)은 연간 1424.89만원(월 118.74만원)으로 산출되었다. 참고로, 공적연금 부족분의 최솟값은 3만원으로 본인이 예상하는 공적연금 수령액보다 더 적은 금액을 희망하는 사람은 없었다.

균등화 소득의 경우 개인연금 미가입자의 경우 2112.75만 원으로 나타났는데, 이는 개인 연금 가입자의 3812.85만 원보다 훨씬 낮은 소득액을 나타내고 있다. 즉, 개인연금의 가입률은 상대적으로 높은 소득을 벌수록 높은 경향이 나타남을 알 수 있다. 성별의 경우, 남성이 여성에 비해 높은 개인연금 가입률을 나타내고 있으며, 기술통계에 따르면 개인연금 가입자의 약 93%가 남성인 반면 여성은 약 6%로 대부분의 개인연금 가입자가 남성임을 알 수 있다. 학력의 경우, 개인연금 가입자는 고졸이 약 19%로 대졸에 비해 낮은 수치를 보여주고 있으며, 대졸은 약 78%로 고졸가입자에 비해 높은 가입률을 나타내었다. 기술 통계에 따르면 개인연금 가입자의 경우 미가입자에 비해 상대적으로 높은 소득과 학력을 보여주고 있으며 이는 높은 소득과 학력을 가질수록 미래의 노후에

대한 높은 관심과 준비를 하고 있음을 보여준다.

표 2. 기술통계(Descriptive Statistics)

| 변수 | 총 샘플 | | 미가입자 샘플 | | 가입자 샘플 | |
|-----------|--------------|------------------------|--------------|------------------------|--------------|------------------------|
| | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) |
| 개인연금 | 0.09 | 0.29 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.00 |
| 보험료 | 33.58 | 170.23 | 0.00 | 0.00 | 355.08 | 438.60 |
| ln(보험료) | 0.53 | 1.65 | 0.00 | 0.00 | 5.60 | 0.78 |
| 부족분 | 1424.89 | 1039.83 | 1381.25 | 1016.00 | 1842.74 | 1165.46 |
| ln(부족분) | 6.96 | 0.87 | 6.93 | 0.87 | 7.25 | 0.84 |
| 희망연금 | 1609.41 | 1067.19 | 1543.03 | 1037.88 | 2244.99 | 1133.16 |
| 기대연금 | 184.52 | 550.28 | 161.77 | 501.70 | 402.25 | 860.36 |
| 연령 | 46.36 | 9.47 | 46.56 | 9.54 | 44.46 | 8.55 |
| 미혼 | 0.06 | 0.23 | 0.05 | 0.23 | 0.06 | 0.24 |
| 배우자 | 0.89 | 0.31 | 0.89 | 0.31 | 0.92 | 0.27 |
| 무배우자 | 0.05 | 0.22 | 0.06 | 0.23 | 0.02 | 0.13 |
| 임금근로 | 0.76 | 0.43 | 0.74 | 0.44 | 0.89 | 0.31 |
| 자영업 | 0.21 | 0.41 | 0.22 | 0.42 | 0.09 | 0.29 |
| 무직 | 0.03 | 0.18 | 0.04 | 0.18 | 0.02 | 0.13 |
| 균등화소득 | 2273.52 | 2331.08 | 2112.75 | 1908.71 | 3812.85 | 4469.12 |
| ln(균등화소득) | 7.36 | 1.11 | 7.30 | 1.12 | 8.01 | 0.84 |
| 자산 | 15915.7 | 28382.7 | 15268.2 | 27578.6 | 22115.9 | 34563.1 |
| ln(자산) | 5.32 | 4.85 | 5.30 | 4.82 | 5.57 | 5.10 |
| 2013년 | 0.19 | 0.39 | 0.19 | 0.39 | 0.18 | 0.39 |
| 2014년 | 0.20 | 0.40 | 0.20 | 0.40 | 0.16 | 0.37 |
| 2015년 | 0.20 | 0.40 | 0.20 | 0.40 | 0.21 | 0.41 |
| 2016년 | 0.20 | 0.40 | 0.20 | 0.40 | 0.21 | 0.41 |
| 2017년 | 0.21 | 0.41 | 0.20 | 0.40 | 0.23 | 0.42 |
| 남성 | 0.91 | 0.28 | 0.91 | 0.28 | 0.93 | 0.25 |
| 여성 | 0.09 | 0.28 | 0.09 | 0.28 | 0.06 | 0.24 |
| 고졸미만 | 0.08 | 0.24 | 0.07 | 0.27 | 0.03 | 0.16 |
| 고졸 | 0.33 | 0.47 | 0.35 | 0.48 | 0.19 | 0.40 |
| 대졸 | 0.59 | 0.49 | 0.58 | 0.49 | 0.78 | 0.41 |
| 표본 수 | 17,945 | | 16,248 | | 1,697 | |

<표 3>은 개인연금의 가입 및 미가입 기준을 달리한 이후 주요 변수의 기술통계를 산출하였다. 즉 2013년부터 2017년까지의 분석기간 동안 단 한 번도 개인연금에 가입한 적이 없으면 미가입자로 구분하고, 단 한번이라도 가입하였다면 가입자로 정의하였다. 이 경우 개인연금 가입률은 19.8%로 확대된다. 미가입자에 비해 가입자의 공적연금 부족분, 균등화소득, 자산이 훨씬 큰 수치를 보이는 경향은 <표 2>와 유사하다. 다만, 한번이라도 가입한 경우 가입자로 분류되었기 때문에 평균 개인연금 보험료가 169.64만원으로 크게 감소하였다. 두 그룹 모두 <표 2>에 비해 기대연금액도 감소하였지만 희망연금액이 더 크게 감소하여 공적연금 부족분도 감소하였다. 소득과 자산 역시 두 그룹 모두 <표 2>에 비해 감소하였다.

표 3. 2013~2017년 동안 미가입자와 가입자 간 주요변수의 기술통계

| 변수 | 미가입자 샘플 | | 가입자 샘플 | |
|-------|--------------|---------------------|--------------|---------------------|
| | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) | 평균 (Mean) | 표준편차 (Std. Dev.) |
| 연령 | 46.80 | 9.61 | 44.55 | 8.64 |
| 보험료 | 0.00 | 0.00 | 169.64 | 351.20 |
| 기대연금 | 144.92 | 466.22 | 344.97 | 785.56 |
| 희망연금 | 1,485.12 | 1,001.50 | 2,113.03 | 1,172.01 |
| 부족분 | 1,340.21 | 986.39 | 1,768.06 | 1,171.99 |
| 균등화소득 | 1,990.88 | 1,712.15 | 3,418.81 | 3,733.88 |
| 자산 | 14,452.05 | 26,703.78 | 21,846.86 | 33,716.05 |
| 표본수 | 14,393 | | 3,552 | |

2. 국민연금이 노후생활 안정에 미치는 영향

<표 4>는 공적연금에서의 희망하는 연금액과 예상하는 연금액 간 차이가 개인연금 가입에 미치는 영향이다. Model1은 로지스틱 확률효과모형으로 분석한 결과이며 Model2는 로지스틱 이원고정효과모형으로 분석한 결과를 보여준다. 두 모형 모두 본인들이 희망하는 연금액보다 예상되는 지급액이 작을 경우 개인연금에 더 가입하는 것으로 분석되어졌다. 다만 고정효과모형의 경우, 분석기간 동안 종속변수의 값이 변하지

않았던 개인은 분석대상에서 제외되기 때문에 Model1과 Model2의 표본수가 다르다.

Hausman 검증 결과, 두 모형 중 로지스틱 이원고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었으며, 해당 모형의 추정계수를 오즈비(Odds Ratio)로 변환할 경우 1.141)가 도출된다. 그러므로 공적연금에서의 부족분이 1% 증가할 때 개인연금에 가입할 확률이 14% 증가함을 의미한다. (식 3)을 통해 설명하였듯이, 연구자가 관측할 수 없는 고정효과와 설명 변수가 연계되어 있기 때문에 확률효과모형의 추정계수는 과대 또는 과소 산출될 수 있다.

표 4. 공적연금액의 부족분이 개인연금 가입에 미치는 영향

| 변수 | Model1 : 로지스틱 확률효과모형 | | Model2 : 로지스틱 이원고정효과모형 | |
|-----------|-----------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| ln(부족분) | 0.20*** | 0.05 | 0.13** | 0.06 |
| 연령 | -0.01 | 0.01 | -0.03 | 0.02 |
| 배우자 | 0.33 | 0.27 | -0.23 | 0.50 |
| 무배우자 | -0.61 | 0.43 | -0.64 | 0.85 |
| 임금근로 | 0.47 | 0.29 | 0.52 | 0.32 |
| 자영업 | -0.57* | 0.32 | -0.36 | 0.43 |
| ln(균등화소득) | 1.11*** | 0.08 | 0.28*** | 0.09 |
| ln(자산) | 0.15*** | 0.03 | 0.07** | 0.03 |
| 2014년 | -0.37*** | 0.12 | -0.31** | 0.12 |
| 2015년 | 0.07 | 0.12 | 0.25** | 0.12 |
| 2016년 | 1.55*** | 0.29 | 1.01*** | 0.33 |
| 2017년 | 1.74*** | 0.30 | 1.29*** | 0.34 |
| 남성 | 0.08 | 0.26 | | |
| 고졸 | 0.44 | 0.33 | | |
| 대졸 | 1.22*** | 0.33 | | |
| _cons | -16.70*** | 0.91 | | |

Note: 1) Model1 : Prob > chi2 = 0.0000, Model2 : Prob > chi2 = 0.0000

2) *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적 유의성을 의미함

3) HausmanTest : Prob > chi2 = 0.000.

4) 표본수(number of observations) : Model1 = 17,945, Model2 = 3,552

1) 오즈비 = $e^{\text{estimated coefficient}}$

Model2의 분석 결과에 따르면, 소득이 높거나 자산이 많을 경우에도 개인연금에 가입할 가능성이 높는데, 자산보다는 소득의 영향이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이는 개인 연금에 가입하는 주된 이유 중 하나가 소득세를 경감시키려는 목적이기 때문으로 이해된다. 성별이나 학력은 시간이 변하더라도 값이 전혀 변하지 않거나 변동성이 낮은 변수들이기 때문에 로지스틱 확률효과모형에서만 분석하였는데, 분석 결과 학력 수준이 대졸 이상인 경우 미만 학력자보다 개인연금에 가입할 확률이 높은 것으로 분석되었다.

<표 5>는 공적연금에서의 희망하는 연금액과 예상하는 연금액 간 차이가 각 개인이 납부하는 연간 개인연금 보험료에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. Model1은 확률효과모형으로 분석한 결과이며 Model2는 이원고정효과모형으로 분석한 결과를 보여준다. 종속변수가 개인연금 가입 여부일 때와 마찬가지로 두 모형 모두 본인들이 희망하는 연금액보다 예상되는 지급액이 작을 경우 개인연금에 더 가입한 후 납부하는 보험

표 5. 공적연금액의 부족분이 개인연금 보험료에 미치는 영향

| 변수 | Model1 : 확률효과모형 | | Model2 : 이원고정효과모형 | |
|-----------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| ln(부족분) | 0.07*** | 0.01 | 0.03** | 0.02 |
| 연령 | 0.00 | 0.00 | -0.01 | 0.01 |
| 배우자 | 0.08 | 0.07 | 0.00 | 0.15 |
| 무배우자 | -0.10 | 0.10 | -0.09 | 0.20 |
| 임금근로 | 0.14** | 0.06 | 0.11 | 0.07 |
| 자영업 | -0.07 | 0.07 | -0.03 | 0.09 |
| ln(균등화소득) | 0.15*** | 0.01 | 0.05*** | 0.02 |
| ln(자산) | 0.03*** | 0.01 | 0.00 | 0.01 |
| 2014년 | -0.08** | 0.03 | -0.07** | 0.03 |
| 2015년 | 0.02 | 0.03 | 0.07** | 0.03 |
| 2016년 | 0.28*** | 0.06 | 0.11* | 0.07 |
| 2017년 | 0.33*** | 0.06 | 0.19*** | 0.07 |
| 남성 | -0.01 | 0.06 | | |
| 고졸 | 0.04 | 0.07 | | |
| 대졸 | 0.30*** | 0.07 | | |
| _cons | -1.61*** | 0.18 | 0.21 | 0.28 |

Note: 1) Model1 : Prob > chi2 = 0.0000, Model2 : Prob > chi2 = 0.0000

2) *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적 유의성을 의미함

3) HausmanTest : Prob > chi2 = 0.000.

4) 표본수(number of observations) : Model1 = 17,945, Model2 = 3,557.

료의 규모도 더 큰 것으로 나타났다. 공적연금에서 부족분이 1% 증가할 때마다 납부하는 보험료는 0.03% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 공적연금 부족액이 14.2만원(평균 1,424.9만원의 1%) 확대 시 개인연금 가입자의 보험료가 1,065.2원(평균 355.1원의 0.03%) 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 공적연금의 부족분을 개인연금으로 보완하는 행태가 나타나기는 하지만, 공적연금 부족분의 일부분만을 개인연금으로 보완하고 있다는 것을 의미한다. 다른 통제변수들의 경우 종속변수가 보험료(로그값)일 때와 개인연금 가입 여부일 때와 대동소이하여 세부적인 논의는 생략한다.

<표 6>은 <표 4>~<표 5>와 동일하게 분석하되, 샘플의 연령을 30~59세로 한정된 결과이다. 개인연금은 은퇴 이후 연금소득을 확보하기 위해 가입하는 것이므로 주요 일자리에서 은퇴했을 60대를 제외하는 것이 바람직할 것이다. 또한, 국내의 경우 대학 진학률이 높고 의무적인 군입대, 그리고 취업난으로 노동시장 진입 연령이 늦다는 점을 고려하여 20대를 제외하였다. 즉 분석 대상을 핵심 노동 층이자 주요 세금 및 사회보험료 부담계층인 30~50대로 한정하였다.

분석 결과는 <표 4> 및 <표 5>와 크게 다르지 않다. 즉 공적연금에서의 희망하는 연금액과 예상하는 연금액 간 차이가 클수록 개인연금에 가입할 확률이 높고, 가입한 후에도 더 많은 보험료를 납부한다.

표 6. 공적연금액의 부족분이 개인연금 수요에 미치는 영향 : 30~50대

| 종속변수 : 개인연금 가입 | | | | |
|-----------------|-----------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|
| 변수 | Model1 : 로지스틱 확률효과모형 | | Model2 : 로지스틱 이원고정효과모형 | |
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| ln(부족분) | 0.20*** | 0.06 | 0.14** | 0.06 |
| 종속변수 : 개인연금 보험료 | | | | |
| 변수 | Model3 : 확률효과모형 | | Model4 : 이원고정효과모형 | |
| | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) | 추정계수 (Coefficient) | 표준오차 (Standard Error) |
| ln(부족분) | 0.068*** | 0.02 | 0.04** | 0.02 |

Note 1) Model1~Model4 : Prob > chi2 = 0.0000.

2) *, **, ***는 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적 유의성을 의미함.

3) 종속변수가 개인연금 가입일 때와 보험료일 때 모두 HausmanTest : Prob > chi2 = 0.000.

4) 표본수(number of observations) : Model1=Model3=16,408, Model2=3,325, Model4=3,330.

5) <표 5>와 동일한 변수들을 통제하였으나, 분석결과는 표에는 생략함.

V. 결론 및 시사점

한국은 세계에서 가장 빠른 인구고령화를 경험하고 있다. 하지만 국민들 대부분은 노후 준비를 위한 방법으로 주로 국민연금에 의존하고 있을 뿐 노후준비가 매우 미흡하다. 실제로 노후준비 방법으로 국민연금을 선택하고 있는 국민들의 비중이 2007년 23.1%에서 2017년 36.9%로 증가하면서, 노후준비 방법 중 국민연금이 차지하는 비중이 가장 높아졌다(심수진, 2018, pp.61-112). 하지만 인구고령화로 인한 국민연금의 재정안정성은 갈수록 취약해지고 있으며, 국민연금에 대한 국민의 불만과 불신이 제기되어 왔다. 이러한 현상은 비단 국내뿐만 아니라 세계적인 현상이다. 이에 국내외 많은 선행연구들이 사적연금을 활용한 다층노후소득보장체계의 중요성을 강조하고 있다. 특히 국내에서는 개인연금의 수요를 분석한 사례가 상당히 많다. 하지만 단순히 누가 개인연금에 가입하고 있는지를 분석하고 사적연금의 중요성을 강조할 뿐 공적연금과의 상호작용을 고려한 접근은 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구는 경제주체들이 사적연금에 가입하거나 보험료 수준을 결정할 때 공적연금의 부족분을 고려하는 합리적인 의사결정을 보이는지 여부를 실증적으로 분석하였다. 특히 동일한 개인을 장기간 추적하는 패널자료(2013~2017년)를 이용하여 사적연금의 수요행태를 종속변수로 설정하여 공적연금의 희망액과 공적연금예상액의 차이에 따른 행태를 분석하였다.

로지스틱 확률효과모형과 로지스틱 이원고정효과모형으로 분석한 결과, 공적연금 수령 희망액과 예상하는 연금액 간 차이가 존재한다면, 즉 본인들이 희망하는 연금액보다 예상되는 지급액이 작을 경우 개인연금에 더 가입하는 것으로 나타났다. 또한 확률효과모형과 이원고정효과모형으로 분석한 결과, 본인들이 희망하는 연금액보다 예상되는 지급액이 작을 경우 개인들이 더 많은 보험료를 납부하는 행태를 보였다. 즉 공적연금의 노후소득보장 기능이 취약하다고 생각하는 개인들이 사적연금에 가입할 확률이 높을 뿐만 아니라 더 많은 보험료를 납부하는 것으로 다층노후소득보장체계를 구축한 정책적 목적과 일치한다.

공적연금의 부족분을 개인연금으로 보완하는 행태 자체가 통계적으로 유의하게 관찰된다고는 하지만 공적연금 부족분이 1% 증가 시 개인연금 보험료는 0.03% 증가에 그친다. 공적연금의 한계를 사적연금으로 보완하도록 다층노후소득보장체계를 구축하고 있으나 공사연금 간 상호작용이 충분하지 않다고 평가된다. 물론 사적연금 중에서도 가입 및 보험료가 법에 의해 결정되는 퇴직연금제도가 더 중요할 수 있으나 국내의 퇴직연금제도 역사

는 매우 짧다. 국내 60대 이상 가구의 자산 중 80% 이상이 부동산자산임을(통계청, 2019, pp.1) 고려할 때 공적연금의 부족분을 사적연금이 아닌 부동산투자로 보완하는 행태가 나타날 수 있는데, 이러한 가능성은 데이터의 한계로 인해 본 연구에서 분석하지 못했다.

또한 고정효과에 의해 발생할 수 있는 내생성(endogeneity)을 제거하기 위해 이원고정 효과모형을 활용하였으나 종속변수(개인연금 가입 또는 보험료)가 주요 설명변수(공적연금 부족분)에 영향을 주는 역인과관계의 문제를 고려하지 못했다.

뿐만 아니라 데이터의 한계로 인해 사적연금 중에서도 개인연금만을 분석대상으로 한정하였다. 호주, 영국 등 소위 연금선진국이라고 알려진 나라들에서는 인구고령화로 인해 공적연금의 기능을 축소하는 대신 사적연금 중에서도 퇴직연금을 활성화시켜 왔다. 하지만 한국의 경우에는 퇴직연금제도의 역사가 길지 않을 뿐만 아니라 개인 수준의 데이터를 찾기 어렵다. 사적연금 중에서도 준공적연금으로 인정되는 퇴직연금에 대한 분석을 수행하지 못했다는 것은 본 연구의 한계이다. 물론 퇴직연금제도는 가입 자체가 순전히 임의가 아닌 반강제이기 때문에 수요행태를 분석하는 자체가 적합하지 않다. 하지만 퇴직연금제도 중에서도 확정급여(DB)형 또는 확정기여(DC)형 퇴직연금제도와 달리 개인형 퇴직연금제도(IRP)는 자율적으로 가입할 수 있으며, 납부하는 보험료 수준 역시 개인이 매년 자율적으로 결정할 수 있기 때문에 향후 관련 데이터가 구축된 이후 추가 연구가 필요하다.

김대환은 University of California, Davis에서 박사학위를 받았으며, 현재 동아대학교 경제학과에서 부교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 고령화, 보건, 보험, 계량경제이며, 현재 고령화, 연금 등을 연구하고 있다.
(E-mail: kimdh@dau.ac.kr)

안장혁은 동아대학교 경제학과를 졸업한 후 대학원 입학 준비를 하고 있다. 주요 관심분야는 고령화, 계량경제 등이다.
(E-mail: 1311446@dau.ac.kr)

성미언은 동아대학교 경제학과에 학부생이다. 주요 관심분야는 고령화, 응용미시경제 등이다.
(E-mail: 1742541@dau.ac.kr)

참고문헌

- 곽승욱. (2019). 너지가 연금저축에 미치는 영향 : 포괄적 검토와 비모수검증을 중심으로. *상업교육연구*, 33(4), pp.63-84.
- 고재성. (2018). 사적연금발전을 위한 소득세법 개정 연구. *연금연구*, 8(2), pp.109-139.
- 김대철, 김진영, 이만우. (2008). 국민연금제도의 가계저축 구축효과 분석. *경제분석*, 14(2), pp.1-37.
- 김대환. (2018). 사적연금 세액공제 확대에 따른 소득계층별 및 사적연금별 영향과 정책적 시사점. *보험학회지*, 115, pp.63-83.
- 김대환, 이동현, 안장혁. (2019). 국민연금제도의 노후생활 안정 기여도: 예상과 실제. *리스크관리연구*, 30(3), pp.87-115.
- 김대환, 류건식. (2015). 개인연금을 활용한 저소득층의 노후소득보장 강화방안. *연금연구*, 5(1), pp.1-19.
- 김대환, 류건식, 이상우. (2011). 중·고령자 삶의 만족도 결정 요인 -공적연금과 사적연금을 중심으로. *리스크관리연구*, 22(1), pp.97-123.
- 김원섭, 강성호 (2008). 노후소득보장을 위한 개인연금 활성화정책에 관한 연구. *사회복지정책*, 32, pp.261-292.
- 김재호 (2013). 개인연금 가입결정과 유지요인에 관한 분석: 기업의 개인연금보험료지원 효과를 중심으로. *보험금융연구*, 24(4), pp.3-29.
- 류건식, 이봉주. (2008). 사적연금제도의 노후소득보장 효과분석. *기업경영연구*, 15(3), pp.189-205.
- 류건식, 이상우. (2011). 저소득층을 위한 개인연금 보조금 지원 정책 방향 -독일 리스터 연금 사례를 중심으로. *KIRI Weekly*, 161, pp.1-13.
- 류연규, 황정임, 석재은. (2007). 여성 연금수급권 확대를 위한 국민연금제도 개선방안 연구 - 개별 수급권을 중심으로. 서울: 한국여성정책연구원.
- 보건복지부. (2018). 국민 의견을 담은 제4차 국민연금종합운영계획안 발표. 세종: 보건복지부.
- 백은영. (2012). 개인연금 가입의향에 영향을 미치는 요인 분석. *사회보장연구*, 28(3),

pp.63-86.

- 심수진. (2018). 노인의 삶의 만족도에 대한 기초연구. 대전: 통계개발원.
- 송헌재, 고선, 김지영. (2019). 재정패널 자료를 활용한 한국의 개인기부 규모 추정. *유라시아연구*, 16(3), pp.123-140.
- 오창수, 강정실. (2018). 개인연금의 보유 행태에 관한 연구. *보험학회지*, 116, pp.67-94.
- 여윤경, 이남희. (2012). 개인연금자산의 수요와 적정성에 관한 분석. *보험금융연구*, 68, pp.63-93.
- 윤석명, 김대철, 신화연. (2005). 국민연금제도의 점진적 개혁방안. *응용경제*, 7(2), pp.269-290.
- 이창수, 김성민, 최환석. (2016). 노후대비에 대한 실태분석과 개인연금을 통한 취약계층 지원방향. *연금연구*, 6(1), pp.41-75.
- 통계청. (2017). 2017년 사회조사 결과 - 사회참여, 문화와 여가, 소득과 소비, 노동. 대전: 통계청.
- 통계청. (2018). 2017년 인구주택총조사. 대전: 통계청.
- 통계청. (2019). 2019년 가계금융복지조사 결과. 대전: 통계청. http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_2KAA209_OECD&conn_path=I2에서 2019. 9. 30. 인출.
- Banks, J., O'Dea, C., & Oldfield, Z. (2011). Cognitive function, Numeracy and Retirement Saving Trajectories. *Economic Journal of London*, 120, pp.381-410.
- Colin, C., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. The Macmillan Company: New Work.
- Foster, L. (2017). Young People and Attitudes towards Pension Planning, *Social Policy&Society*, 16(1), pp.65-80.
- He, W., Goodkind, D., & Kowal, P. (2016). *An Aging World: 2015. International Population Reports*. U.S. Government Printing Office: Washington DC.
- MacMinn, R., Brockett, P., & Blake, D. (2006). Longevity Risk and Capital Markets. *The Journal of Risk and Insurance*, 73(4), pp.551-557.
- Manov, B. (2013). Private or Public Pension Insurance?. *European Journal of Business*

and Economics, 8(1), pp.9-13.

Rosen, H., & Gayer, T. (2011). *Public Finance*. McGraw Hill. pp.587-588.

Wooldridge, J. (2012). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. London: The MIT Press.

Yabiku, S. (2000). Family history and pensions: The relationships between marriage, divorce, children, and private pension coverage. *Journal of Aging Studies*, 14(3), pp.293-312.

Yeh, C. Y., Cheung, H., & Shi, S. J. (2018). *Public-private pension mixes in East Asia: institutional diversity and policy implications for old-age security*. Cambridge University Press.

Yermo, J. (2005). Private Pension Provision: An OECD View. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 30(4), pp.535-541.

A Behavioral Analysis of Private Pension Consumers:

Do Individuals Supplement Public Pension with Private Pensions?

Kim, Daehwan
(Dong-A University)

An, Janghyeok
(Dong-A University)

Seong, Mieon
(Dong-A University)

The aging of the population is strengthening the function of private pensions in the multi-tiered income system. In practice, those who are well prepared for public pensions may tend to prepare for private pensions. On the other hand, theoretically, individuals who judge that public pensions lack old-age income security can make decisions to supplement them with private pensions. This study analyzed demand behavior for personal pension, which is determined autonomously among the private pensions. According to panel analyses utilizing 2013-2017 data sets from the National Survey of Tax and Benefit, the individuals are more likely to buy the personal pension as the difference between the desired and the expected pension amount in the public pension is larger. Even after buying the private pension, more premiums were paid to ensure retirement stability. This suggests that economic agents consider shortages in public pensions in the process of demanding private pensions, and furthermore, the larger the shortages, the more decisions are made to demand private pensions.

Keywords: Public Pension, Private Pension, Logistic Random Effect Model, Logistic Two-Way Fixed Effect Model