

주관적 기대수명에 따른 성별 개인연금 수요 분석

An Analysis of the Association between Subjective Life Expectancy and Personal Pension Purchase by Sex

이 창 선*

Changseon Lee

노후 대비 수단으로 중요도가 높아지고 있는 개인연금의 수요에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 특히 현재 연령, 주관적인 기대수명, 객관적인 기대수명과 객관적인 기대수명과의 차이 등 세 가지 나이 요인의 중요도를 살펴봤다. 또한 경제, 사회, 문화적 요인으로 인해 성별 연금수요 결정요인이 다를 수 있음을 고려하여 분석대상을 성별로 나누어 분석했다.

회귀분석 결과, 남성의 경우 연령 자체는 유의미한 영향을 미치지 못했지만 주관적 기대수명이 높을수록 그리고 객관적인 사망 연령 대비 더 오래 생존할 것으로 예상할수록 개인연금의 가입 가능성과 납입액 모두 증가하는 것으로 나타났다. 반면 여성의 경우에는 세 가지 연령 변수 모두 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다. 이러한 분석결과는 남성의 경우 장수리스크 헤지 차원에서 개인연금에 가입하려는 경향이 높아 개인연금 시장에서 역선택의 존재 가능성을 시사한다.

국문 색인어: 개인연금, 주관적 기대수명, 객관적 기대수명, 역선택

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030700, C030805, C120304

* LG경제연구원 자문, 서울대학교 경제학부 강사(csl22@snu.ac.kr), 제1저자
논문 투고일: 2020. 02. 24, 논문 최종 수정일: 2020. 05. 06, 논문 게재 확정일: 2020. 5. 15

I. 서론

우리나라에서 유례없이 빠르게 진행되고 있는 고령화와 기대수명의 증가로 인해 노후 보장문제는 개인적, 국가적 과제로 대두된 지 이미 오래다. 노후 대비를 위해서는 공적연금과 퇴직연금, 개인연금 등 이른바 3층 구조의 연금이 필요하다는 인식이 일반적으로 받아들여지고 있다. 그중에서도 최근에는 퇴직연금과 개인연금 같은 사적연금의 중요도가 높아지고 있다. 국민연금을 비롯한 공적연금은 미래의 재정부담 경감 차원에서 소득대체율 축소 및 수급연령의 상향 조정 등이 진행되고 있어 공적연금만으로는 노후 대비가 불충분하다고 여겨지고 있기 때문이다.¹⁾ 특히 은퇴 후 국민연금 수급연령에 도달하기까지 연금 공백을 메우고 안정적인 노후생활을 위한다는 차원에서 퇴직연금과 개인연금의 역할이 강조되고 있다. 정책당국도 개인적 차원에서 노후 대비를 강화하도록 연금저축에 대해 연간 최대 400만 원 한도(개인형퇴직연금과 합산 시 700만 원)로 세액공제 혜택을 부여하고 있다. 특히 2020년부터는 3년간 한시적으로 50세 이상의 연금계좌에 대해 세액공제 한도를 확대하여 시행하고 있다. 즉 종합소득금액이 1억 원 이하(근로소득만 있는 경우에는 총급여액 1억2천만 원 이하)인 거주자에 대해서는 연금저축 세액공제 납입한도를 600만 원(개인형 퇴직연금과 합산 시 900만 원)까지 상향 조정하였다(기획재정부, 2019).²⁾

그럼에도 불구하고 퇴직연금과 더불어 개인연금에 대한 가입 비율은 아직 높지 않은 편이다. 퇴직연금의 경우 가입률이 2018년 말 기준으로 51.3%이며(통계청, 2018), 만 55세 이상 퇴직연금 수급 대상자 가운데 일시금으로 수령하는 비율이 압도적이다.³⁾ 또한 퇴직연금은 그 성격상 임금 근로자가 중심이 될 수밖에 없다는 한계를 지닌다. 개인연금의 경우 퇴직연금과 달리 강제성이 있는 것이 아니라 개인의 자발적인 의사 결정에 의한 것이라

-
- 1) 국민연금에서 지급되는 노령연금의 경우 당초 60세부터 지급되기 시작했으나, 연금 고갈 우려로 인해 수급개시 연령이 2013년부터 순차적으로 상향조정되고 있다. 즉 1953년생부터 수급 개시 연령이 한 살씩 상향조정되어 1969년생 이후에는 65세부터 노령연금이 지급된다. 또한 국민연금 납입 시기의 평균소득 대비 노령연금액의 비율인 소득대체율도 당초 70%에서 법 개정과 더불어 점진적으로 하향조정되어 현재는 40%대인 상태이다.
 - 2) 조세특례제한법 제86조의4(연금계좌세액공제 등)에 해당되는 내용이다.
 - 3) 2018년의 경우 퇴직급여 수급을 개시한 계좌에서 연금 형태로 수령한 것은 2.1%(금액기준 21.4%)로 나머지 대부분은 일시금으로 수령한 것이다(금감원, 2018년도 퇴직연금 적립 및 운용 현황).

는 특성상 아직 일반화되지 못하고 있다. 개인연금 가입자가 꾸준히 늘고는 있으나, 2018년 말 연금저축 가입자는 562.8만 명으로 30~60세 인구 대비로 보면 23%에 불과하다.⁴⁾ 또한 연간 연금저축 납입금액은 세액공제 한도인 400만 원 이하가 90%를 차지하고 있으며, 계약당 연간 연금수령액은 308만 원에 그치고 있다. 따라서 퇴직연금은 물론 개인연금이 노후 소득원의 기능을 충분히 수행하지 못하고 있는 현실이다.

그동안 개인연금과 관련하여 국내외에서 역선택(Adverse selection)과 연금퍼즐(Annuity puzzle)의 관점에서 다양한 연구가 있어 왔다. 종신연금 가입과 관련된 역선택은 보험사와 가입자 간의 정보불일치 문제로 인해 발생하는 것으로, 상대적으로 건강하고 사망연령이 높은 사람이 종신연금을 가입할 가능성이 높은 것을 말한다. 종신연금 가입과 관련된 역선택의 문제는 보험사에게는 장기적으로 경영수지 악화요인으로 작용한다는 점에서 중요하다. 연금시장에서 역선택 존재 여부를 밝힌 연구로는 해외에서 Friedman and Warshawky (1990)를 시작으로 Finkelstein and Poterba (2002; 2004), Doyle et al. (2004), McCarthy and Mitchell (2013), Hosseini (2015) 등이 있으며, 국내에서는 김대환 외 (2011) 등이 있다.

연금퍼즐은 Yaari (1965)의 주장에 의거하여 연금 가입이 합리적임에도 불구하고 실제로 연금 가입률이 높지 않고 가입금액이 많지 않은 현상을 말한다. Yaari (1965)는 언제까지 생존할지 불확실성에 노출된 개인이라면 효용 극대화를 위해 재산을 완전히 연금화(Annuitization)하는 것이 합리적이라는 것을 이론적으로 보인 바 있다. 장수리스크에 대한 대응으로 연금가입이 유효한 대응수단이 될 수 있는 것이다. 그러나 이론에서 제시하는 것에 비해 실제로는 연금가입자 및 연금가입액이 많지 않다. 이러한 연금퍼즐(Annuity puzzle)에 대한 다양한 설명이 제시된다. 성주호 외 (2018)는 연금수령의 의무화 여부, 일시금 수령의 허용 여부 등과 같이 연금수령을 유도하기 위한 정책이 연금퍼즐의 주요 결정요인이라고 소개하였다. Finkelstein and Poterba (2004)에 따르면 종신연금 수령자들이 일시금 수령자들에 비해 더 오래 생존하기 때문에 생명보험회사는 일반 국민들의 생명표보다 더 보수적인 보험료를 책정하게 된다. 그러므로 평균적인 기대수명을 가진 일반 국

4) 2018년 말 현재 연금저축은 보험 형태가 전체 적립금의 대부분을 차지하고 있고(74.3%), 신탁(12.7%), 펀드(9.0%) 등이 그 뒤를 잇고 있다(금감원, 2018년 연금저축 현황 분석 결과).

민에게는 종신보험의 보험료가 비싸게 느껴지게 되며,⁵⁾ 나아가 종신연금의 수요가 높지 않은 연금피플 현상이 나타날 수 있다.

이밖에 연금피플을 설명하는 여타 요인으로는 사회보장제도를 비롯하여 연금 형태로 받을 수 있는 여타 자산의 수준, 유산상속 동기, 건강악화에 따른 불확실한 의료비 지출, 자금의 유동성 문제 등이 제시된다(성주호 외, 2018; Lee et al., 2018). 이경우 (2013)는 미국과 다른 나라들에서 관찰되는 낮은 종신연금 수요를 설명할 수 있는 이론으로서 종신연금의 유동성 부족을 들고 있다. 즉 은퇴자들은 심각한 건강 문제로 인해 고액의 의료비를 지출해야 할 경우에 종신연금을 현금화하기 어렵다는 점 때문에 종신연금을 선호하지 않는다는 것이다. 주소현 (2011)은 2007년 투자자조사 자료를 이용하여 우리나라에 있어 상속 동기가 연금피플을 설명할 수 있는지를 검증했으나, 유의한 결과를 도출하지는 못했다.

개인연금과 관련한 역선택과 연금피플 문제를 설명하기 위해서는 개인연금 가입에 영향을 주는 요인들에 대한 보다 세밀한 분석이 필요하다. 특히 나이와 기대수명 등이 개인연금 가입에 있어 어떻게 작용하는지 살펴보는 것이 중요하다. 이에 본 논문은 개인연금 가입에 영향을 미치는 요인을 주관적 기대수명을 중심으로 분석한 것이다. 개인연금 가입에 있어서 나이가 중요하게 작용하고 있는바, 나이 관련 변수를 현재 나이, 주관적인 기대수명, 주관적인 기대수명과 객관적인 기대수명과의 차이 등 세 가지로 나누어 각각의 영향을 분석하였다. 개인연금 가입이 세금 혜택 이외에도 장수리스크 헤지 차원에서 이루어지고 있는지를 살펴보고자 하는 것이다. 본 연구의 분석 대상이 되는 상품은 개인연금 중에서도 세제적격에 해당하는 “연금저축”으로 한정하며, 편의상 개인연금이라는 용어를 사용한다. 세제비적격 개인연금은 연금저축과 달리 납부하는 보험료에 세제혜택이 없는 “연금보험”으로 변액연금이 대표적이다. 뿐만 아니라 연금보험은 대부분의 자산이 위험자산에 투자되고 생명보험회사만 판매 가능하다. 그러므로 다층노후소득보장체계에서도 사적연금은 보험료에 세제혜택이 제공되는 퇴직연금과 개인연금(한국의 경우, 연금저축)을 의미한다(Yermo, 2002).⁶⁾ 이러한 이유로 개인연금의 수요를 연구한 대부분의 선행연구도 분석대상을 연금저축으로 한정하고 있으며, 연금저축 대신 개인연금으로 통칭하고 있다(오창수,

5) 계리적으로 불공정한 보험료(Actuarially unfair premium)라고 표현된다.

6) 국내의 경우, 가입자가 납부하는 보험료에 세제 혜택이 제공되는 개인연금은 연금저축이 유일하다.

강정실, 2018).

기존의 논문에서는 주로 설문조사를 통해 개인연금 가입 의향에 영향을 미치는 요인들을 분석한 반면, 본 논문에서는 재정패널조사 8차~11차 자료를 이용하여 실제 개인연금 가입 여부에 영향을 미친 요인들을 직접적으로 분석하였다. 또한 남성과 여성 집단으로 나누어 개인연금 가입과 관련한 기대수명을 비롯한 여러 변수들의 영향력을 분석하였다. 그동안 개인연금 보유와 관련된 연구에서는 성별의 차이 자체가 미치는 영향에 대한 분석은 없었으나, 남성과 여성의 경우 어떤 요인들이 개인연금 보유에 영향을 미치는지에 대한 분석은 없었다. 우리나라의 경우는 사회, 경제, 문화적으로 남성, 여성 여부가 개인연금의 보유 여부에 대해 미치는 영향이 다를 뿐만 아니라 성별에 따라 개인연금 수요를 결정하는 요인도 다를 수 있음을 고려하여, 남성과 여성 집단을 나누어 분석을 시도했다. OECD (2017)에 따르면, 한국은 임금수준과 같은 노동시장 관련 평가 수치들뿐 아니라 가사 분담 정도와 같은 가정 내의 평가 수치에서도 성별 차이가 다른 나라들에 비해 매우 큰 편이다. 또한 본 연구의 동기가 된 김대환 외 (2019)에 따르면 수명에 대한 인지적 오류가 성별에서 가장 크게 나타났기 때문에⁷⁾ 개인연금의 수요 행태도 성별로 상이할 수 있기 때문이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 주관적 기대수명을 중심으로 개인연금의 가입에 영향을 미치는 요인과 관련된 국내의 연구를 살펴본다. III장에서는 실증분석을 위한 모형에 대한 설명과 함께 사용한 데이터를 설명한다. IV장에서는 실증분석 결과를 소개한다. 마지막으로 V장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 선행연구

개인연금과 관련된 국내의 연구는 그동안 개인연금에 대한 가입 의향, 보유 여부, 납부액의 규모, 적정 규모 여부 등을 분석하는데 초점을 맞추었다. 개인연금의 가입 결정요인으로는 성별, 연령별, 가구원수, 소득 및 자산 수준 등과 같은 관찰 가능한 객관적 지표 외

7) 김대환 외 (2019)에 따르면, 본인의 수명에 대해 남성은 과대평가하는 반면, 여성은 과소평가하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 남성이 여성에 비해 자신의 기대수명을 과대평가하는 정도는 4.43세 정도인 것으로 추정되었다.

에 기대수명, 삶의 만족도, 건강상태 관련 주관적인 지표가 사용된 경우가 많다.

송윤아 (2009)는 국민노후보장패널 1차년도 자료(2005)에 대해 프로빗(Probit) 모형을 통해 개인연금의 가입 요인을 분석했다. 분석 결과에 따르면, 주관적 기대여명이 늘어날수록 개인연금 가입 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 이 결과를 두고 역선택 현상이 존재하는 증거로 해석하였다. 또한 자녀의 수가 늘어날수록 개인연금 가입 확률이 낮아지는 것으로 나타난 분석 결과는 상속 동기와 관련된 것으로 해석했다. 이밖에 응답자의 교육수준, 연령, 가구 총지출, 필요 노후 생활비 등이 개인연금 가입에 유의미한 영향을 미치는 요인이나, 배우자 여부, 성별 등은 연금 가입에 미치는 영향이 없는 것으로 나타났다. 분석에서 사용된 국민노후보장패널은 2005년 이후 격년으로 조사되고 있으나, 조사 대상이 50세 이상의 중고령층으로 한정되어 있다는 한계를 지니고 있다. 개인연금의 법정수령 연령이 55세라는 점을 감안하면, 조사 대상 중 연금수령 단계에 진입한 사람이 대부분으로 보험료 규모를 활용하여 연금수요함수를 분석하기 어렵다. 또한 기대여명에 대한 설문은 2005년 조사에서만 시행되어 이후의 자료에 대해서는 기대여명과 개인연금 가입 간의 관계를 도출할 수 없다. 종속변수로 사용된 개인연금 가입 여부가 본인뿐만 아니라 배우자까지 포함한 것이어서 개인의 특성이 개인연금 가입에 미치는 영향을 정확히 도출해내는 데도 한계가 있다.

백은영 (2012)은 보험연구원에서 실시하는 2008년 보험소비자 설문조사 자료를 이용하여 개인연금 가입 의향에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 했다. 서열형 로짓 모형(Ordered Logistic Model)을 이용하여 종속변수인 가입 의향의 강도를 구분하였다. 분석 결과 연령이 낮을수록 개인연금 가입 의향이 낮은 것으로 나타났다. 연령이 낮을수록 기대수명이 높기 때문에 장수리스크 대비 차원에서 개인연금의 필요성이 높을 것이라는 일반적인 이론의 예측과 달리 실제로는 은퇴 이후의 생활에 대한 현실감이 낮다는 것을 이유로 들었다.

김대환 외 (2011)는 2010년 실시된 900명에 대한 설문조사 자료를 이용하여 종신연금 가입 의향에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 잠재 가입자의 주관적인 기대수명이 높을 경우, 장수 집안이라는 가족력에 대한 믿음이 강할수록, 본인의 건강상태가 좋을수록 종신연금에 가입하려는 경향이 강한 것으로 나타났다. 이를 두고 연금시장에서 역선택 존재의 가

능성을 시사하는 것으로 보았다.

이찬희, 전희주 (2016)는 928명에 대한 설문조사 자료를 이용하여 구조방정식모형(SEM)을 통해 개인연금 가입에 대한 심리요인들의 영향과 장수정서의 매개효과를 분석했다. 분석결과에 따르면, 장수가능성, 대처효용성, 장수지식(인지요인), 보험사 신뢰(사회요인), 금융이해력(금융요인) 등이 직접적으로 개인연금의 가입에 긍정적 영향을 미쳤다. 또한 장수감정, 장수가능성, 국가신뢰, 대처효용성 등이 장수정서(두려움과 걱정)에 영향을 주고 있으나, 장수정서를 매개로 개인연금 가입에 미치는 영향은 없는 것으로 나타났다. 장수가능성을 높게 보는 사람들이 개인연금 가입 가능성이 높은 것으로 볼 때 연금보험 시장에서 역선택이 존재할 가능성을 시사한다고 했다.

오창수, 강정실 (2018)은 한국복지패널 7~12차 6개년 자료에 대해 고정효과 패널로지스틱스 모형을 이용하여 개인연금 보유에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 분석 결과, 개인연금 보유 가능성은 연령이 커질수록 높아지다가 일정 수준의 연령을 넘어서면 이후에는 낮아지는 것으로 나타났다.

본 연구의 주제와 일치하는 해외연구는 많지 않은데, O'Brien et al. (2005)이 영국을 대상으로 기대수명에 대한 과소 추정과 개인연금 구입 간의 연관성을 검증했다. 프로빗 모형 추정을 위해 종속변수로는 개인의 연금 보유 여부 또는 과거 5년 내 개인연금 구매 여부를 사용했다. 기대수명과 관련한 설명변수로는 자신이 추정한 기대수명과 동일 집단이 추정한 기대수명과의 차이와 함께 동일 집단이 추정한 기대수명과 생명표의 기대수명과의 차이 등 두 가지 변수를 사용했다. 추정 결과, 동일 집단의 기대수명 추정치-생명표의 기대수명이 개인연금 보유에 정(+)의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 영국 국민들이 평균적으로 기대수명을 5년 정도 과소 추정하고 있는 점을 감안하면, 기대수명에 대한 과소 추정이 개인연금 보유를 낮추고 있는 것으로 해석될 수 있는 것이다. Doerr and Schulte (2012)은 독일 가구를 대상으로 주관적인 기대수명과 사적 연금보험 보유 간에 양의 상관관계가 존재하는 결과를 도출하고, 개인연금 시장에 역선택의 존재를 드러내는 것으로 해석했다.

이상에서 보듯이 그동안의 국내연구는 대부분 설문조사를 통해 개인연금 가입 여부나 가입 의향을 조사했다. 또한 대부분 현재의 절대적인 연령에 따라 개인연금 가입 의향을

질문하는 것에 초점을 두고 있다. 본 연구는 가장 최근의 패널데이터 자료를 통해 개인연금 가입 여부와 가입금액에 영향을 미치는 요인을 분석한다는 점에서 다르다. 이에 더해 현재의 절대적인 연령뿐만 아니라 각 개인의 주관적인 기대수명, 그리고 객관적 기대수명 대비 주관적 기대수명의 차이 정도가 개인연금 가입에 미치는 영향을 분석하였다. 마지막으로 단순히 성별 변수를 추가하는 방법으로 성별이 개인연금 가입에 미치는 영향을 분석한 여타 논문과 달리, 본 연구는 성별로 개인연금 가입 결정요인이 차이가 나는지를 보다 직접적으로 살펴보았다. 이는 한국은 OECD 국가 중에서도 대표적인 가부장적인 나라로 알려져 있기 때문에(Kaku, 2013; OECD, 2017), 노후 준비 형태가 성별에 따라 구조적으로 다를 수 있음을 고려한 것이다.

III. 실증분석 모형 및 자료

1. 분석 모형

주관적 기대수명에 따른 개인연금의 성별 수요 행태를 분석하기 위해(식 1)을 활용하였다.

$$Pension_{it} = \alpha Age_{it} + X_{it}\beta + T_t\gamma + u_{it} \quad (\text{식 1})$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 2014, 2015, 2016, 2017$$

$Pension_{it}$ 는 종속변수(Dependent variable)로 개인 i 의 t 기 개인연금 수요를 의미한다. 특정 상품의 수요는 구매 여부와 구매량으로 평가할 수 있으므로, 첫 번째 종속변수는 개인연금에 가입되어 있으면 1, 아니면 0을 부여한 이항변수(Binary variable)이다. 두 번째 종속변수는 개인연금에 가입되어 있을 경우 납부하는 연간 보험료로 설정하였다.

주요 설명변수인 Age 로는 세 가지 변수를 활용하였다. 첫째, 설문조사를 실시한 해의 연령이다. 둘째, 본인이 몇 세까지 생존할 것이라는 주관적인 사망연령이다.⁸⁾ 셋째, 주관적인 사망연령에서 객관적인 사망연령을 차감한 ‘연령 차이’이다. 객관적인 사망연령으로

8) 본 연구에 활용된 자료는 패널자료이기 때문에 각 개인에게 매년 주관적인 사망연령을 질문한다.

는 통계청의 완전생명표를 활용하였다.⁹⁾ 즉 (식 2)를 활용해 주관적인 사망연령과 객관적인 사망연령의 차이를 산출하였는데, t 기에 개인 i 가 생각하는 본인의 사망연령에서 통계청이 t 기에 발표한 개인 i 의 연령대가 사망할 연령을 차감한 값이다.

$$\text{연령 차이}_{it} = \text{주관적 사망연령}_{it} - \text{객관적인 사망연령}_{it} \quad (\text{식 } 2)$$

김대환 외 (2019)는 두 연령의 차이를 수명리스크라고 정의하였다. 만약 연령 차이가 0보다 크다면 객관적인 사망연령에 비해 본인이 더 오래 생존할 것이라고 생각하며, 미래에는 본인이 생각하는 것보다 더 빨리 사망할 가능성이 높은 경우가 발생한다. 반대로 주관적인 사망연령보다 객관적 사망연령이 큰, 즉 본인의 예상보다 더 오래 살게 될 가능성이 높은 경우로 이를 장수리스크(Longevity risk)로 정의하기도 한다(Visco, 2006; MacMinn et al., 2006).

X 는 Age 이외에 개인연금 수요에 영향을 끼치는 변수들의 벡터(Vector)이며, T 는 연구자가 관찰하기 어려운 특정 연도의 영향을 통제하기 위한 연도 더미변수(Dummy variable)이다. 예를 들어, 개인연금은 노후준비를 위해서 가입하는 금융상품(제도)이기도 하지만 세제혜택의 이유로도 가입한다. 2015년부터는 개인연금에 부여했던 소득공제 혜택을 세액공제의 형태로 바꿨으며, 특정 해에는 노후 준비에 대한 중요성을 언론에서 적극 언급할 경우 개인연금 수요에 영향을 미치게 된다. 이러한 특정 해의 영향은 연도별로만 변동이 생길뿐 개인 모두에게 동일하게 적용되며, 특정 해에 발생하는 모든 영향을 연구자가 관찰할 수 없으므로 연도를 의미하는 더미변수로 통제하는 것이 일반적이다(Cameron and Trivedi, 2005).

실증분석 모형은 종속변수가 더미변수일 경우 로짓모형(Logit model)을, 보험료일 경우 토빗모형(Tobit model)을 활용하였다. 분석에 사용된 재정패널 조사가 패널데이터임에도 패널모형을 적용하지 않은 이유는 종속변수인 개인연금 가입 여부와 함께, 주요 설명변수인 주관적 기대수명과 통계청의 객관적인 기대수명 등의 변동성이 크지 않다는 데 있다. 패널 모형의 경우, 동일한 사람을 장기간 추적하여 주요 설명변수의 변화에 따른 종속변수의 반

9) 완전생명표는 통계청이 제공하는 KOSIS 데이터베이스에서 찾을 수 있으며, 1970년 이후 매년별로 각 연령에 대해 기대여명이 주어진다.

응을 측정하게 되므로 각 변수의 변동성이 커야 패널모형의 활용도가 높아진다 (Wooldridge, 1999). 후술하겠지만 패널데이터의 조사기간이 길지 않다는 점도 추가로 고려하였다. 또한 토빗모형을 적용한 이유는 종속변수의 보험료가 개인연금에 가입한 경우에만 관측 가능하므로 일반적인 정규분포(Normal distribution)를 가정하기 어렵기 때문이다. Wooldridge (1999)에서도 음주량이 종속변수인 경우 음주자에게만 관측되는 값이므로 토빗모형이 적용되었다. 또한 한국의 경우, 서론에서 언급한 것처럼 다양한 측면에서 성별 차이가 큰 경제, 사회, 문화적 특성이 있기 때문에 (식 1)을 성별로 나누어 분석하였다.

마지막으로(식 1)의 u_{it} 는 오차항(Error term)이며, α 는 연령이 개인연금 수요에 미치는 영향을 보여주는 추정계수이다. 또한 β 와 γ 는 각각 통제변수 X 와 T 의 추정계수 벡터이다.

2. 분석 자료

주관적 기대수명에 따라 개인연금의 수요 행태를 분석하기 위해 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit)의 8차~11차 자료를 활용하였다. 조세 및 재정정책을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증자료를 수집하고자 한국조세재정연구원(Korea Institute of Public Finance)은 2008년부터 매년 재정패널조사를 실시해 왔는데,¹⁰⁾ 본 연구의 주요 설명변수 중 하나인 개인의 주관적인 사망연령을 설문하고 있는 패널자료는 재정패널조사가 유일하다. 재정패널조사는 “귀하가 생각하는 본인의 예상 수명은 몇 세입니까?”라고 질문하고 있다. 또한 응답자가 해당 질문에 대해 동일한 기준을 적용할 수 있도록 “예상 수명이란 현재의 건강상태를 기준으로 예상되는 자신의 수명을 의미합니다”라고 추가 설명하고 있다. 또한 재정패널조사는 세금 관련한 설문 문항에 대한 정확성이 다른 설문 조사 자료에 비해 우월하기 때문에 개인연금을 포함한 사적연금을 분석하는 많은 선행연구들에서 활용되었다.

재정패널조사가 2008년부터 시작되었지만, 각 개인별 주관적인 사망연령에 대한 설문은 2014년에 비로소 시작되었다. 따라서 본 연구에서는 재정패널조사의 자료 중 사망연령에 대한 설문을 포함하고 있는 가장 최근 자료까지 포함하여 2014년(8차)~2017년(11차)의 자료를 활용하였다.¹¹⁾

10) 재정패널조사와 관련한 보다 자세한 정보와 데이터는 해당 홈페이지를 참조할 수 있다 (<https://www.kipf.re.kr/panel/>).

〈Table 1〉 Variable Names and Definitions

Variables		Definitions	
Dependent Variable	Personal Pension	1 if respondent has personal pension, 0 otherwise	
	ln(Premium)	Log value of yearly premium in personal pension(unit: 10,000 won)	
Control Variables	Age	Age	Current age in survey year(unit: years)
		Subjective Life Expectancy	Subjective expectation on the age at death
		Age Difference	Subjective life expectancy - Objective life expectancy estimated from Statistics Korea
	Gender	Female	1 for female, 0 for male
		Male	1 for male, 0 for female
	Marital Status	Single	1 if never married and 0 otherwise
		Spouse	1 if you are married and live with spouse, and 0 otherwise
		No Spouse	1 if you are married and live without spouse, and 0 otherwise
	Education	Less HS	1 if not graduated from high school and 0 otherwise
		High School	1 if graduated from high school and 0 otherwise
		College	1 if graduated from college and 0 otherwise
	Employment by Status	Self-employed worker	1 if self-employed, 0 otherwise
		Wage & salary worker	1 if employed as a wage & salary worker, 0 otherwise
		not working	1 if not working, 0 otherwise
	Income·Asset	ln(Equivalised income)	Log value of yearly equivalised income(unit: 10,000 won)
		ln(Asset)	Log value of the household's net asset
	Public Pension	Public Pension	1 if has a public pension, 0 otherwise
	Year	Year 2014	1 for 2014, 0 otherwise
		Year 2015	1 for 2015, 0 otherwise
		Year 2016	1 for 2016, 0 otherwise
Year 2017		1 for 2017, 0 otherwise	

11) 참고로 본 연구에서 2014년은 2014년에 관한 정보임을 의미하는 것으로 2014년에 설문 조사를 실시한 것이 아니다.

〈Table 1〉은 (식 1)에 활용된 변수들의 이름과 정의를 보여준다. (식 1)의 X 에 성별, 혼인상태, 학력수준, 근로형태, 소득 및 자산, 그리고 공적연금 관련 변수를 포함하였다. 소득의 경우 가구소득을 가구원의 제공근으로 나누는 방법으로 가구소득을 개인소득으로 변환한 균등화소득을 활용하였다. 자산의 경우, 금융자산과 부동산자산의 가치를 더한 값에 부채를 차감한 순자산을 의미한다. 공적연금 가입 여부는 국민연금과 특수직역연금에 가입되어 있으면 1을 부여하고, 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 공적연금은 사적연금과 서로 보완관계이거나 대체관계일 수 있다. 공적연금의 보유 여부가 사적연금 수요에 영향을 줄 수 있기 때문에 통제하였다.

개인연금에 가입하는 주된 이유 중 하나가 소득세 경감이기 때문에 분석 대상으로는 주요 근로층인 30세~59세로 한정하였다. 김대환 (2018)에 따르면 사적연금에 대한 정부의 세제정책 변화에 반응하여 사적연금에 가입한다. 특히 법정은퇴연령이 60세이고, 개인연금의 법정수급연령이 55세임을 고려할 때 분석대상을 50대 이하로 한정할 필요가 있다. 또한 국내의 경우 대학 진학률이 높고 의무적으로 군 입대를 해야 하기 때문에 전반적으로 노동시장 진입 연령이 늦다는 것을 고려하여 20대를 분석대상에서 제외하였다. 마지막으로 일반 국민들의 개인연금 수요함수를 분석하기 위해 분석 대상을 가구주뿐 아니라 가구원으로까지 확대하였다.

IV. 분석 결과

1. 기술통계(Descriptive Statistics)

〈Table 2〉는 실증분석에 활용된 샘플의 기술통계를 보여준다. 기술통계는 전체 샘플을 남성과 여성으로 구분하여 산출하였다. 〈Table 2〉에서 전체 샘플의 평균 값 옆에 표시된 *, **, ***은 남성과 여성 간 평균값의 차이를 t-검정하여 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 유의함을 의미한다.

총 샘플의 개인연금 가입률은 8% 정도이며, 개인연금 납입액은 연간 평균 28.98만 원이다. 28.98만 원은 미가입자까지 포함한 연간 납입액의 평균값이며, 개인연금 가입자만으로 한정할 때 평균 연간 납입액은 356.9만 원이다. 소득세법 제59조의 3에 따르면, 종합소득금액이 1억 원을 초과하는 사람 또는 근로소득만 있는 경우 총급여액이 1억 2천만 원이 초과되는 사람은 개인연금에서 300만 원 한도로 세액공제 혜택을 받을 수 있으며, 동 소득기준 이하의 사람은 400만 원 한도로 세액공제 혜택을 받는다.¹²⁾ 이러한 법 규정을 고려 시 세액공제 한도액은 채우지 못하더라도 상당한 금액을 매년 납부하는 것을 알 수 있다. 남성과 여성을 비교할 때, 남성의 개인연금 가입률은 10%인 반면 여성은 6%에 불과하다. 납부하는 보험료 역시 남성은 33.73만 원인 반면 여성은 22.16만 원으로 큰 차이를 보인다. 분석 대상의 평균 연령은 45.68세인데, 이들은 평균 85.27세에 사망할 것으로 예상하고 있다. 흥미로운 것은 통계청의 생명표¹³⁾에 따르면 2008년 남성의 기대수명은 76.2세이고 여성은 83.0세로 약 7세 정도의 차이가 발생한다. 2017년에는 남성의 기대수명이 79.7세이고 여성은 85.7세로 6세 차이가 발생한다. 그럼에도 불구하고 남성은 85.52세에 사망할 것이라고 예상하고, 여성은 84.91세에 사망할 것으로 예상하고 있어 오히려 남성들이 여성에 비해 더 오래 생존할 것이라고 예상하고 있다. 성별 기대수명에서 나타나는 인지적 오류는 김대환 외 (2019)에서도 발견되었다. 김대환 외 (2019)는 국내 성인의 경우 본인의 객관적 기대수명에 대한 인지적 오류가 큰데, 특히 성별이 인지적 오

12) 이는 분석대상 기간에 해당되는 내용으로, 2020년부터는 서론에서 언급한 바와 같이 3년간 한시적으로 연금저축에 대한 세액공제 한도가 600만 원으로 상향조정되었다.

13) <http://kosis.kr/index/index.do>

류를 결정하는 가장 중요한 변수임을 실증하였다.

주관적 사망연령과 객관적 사망연령 간 차이 역시 남성과 여성 간 매우 다르게 나타나고 있다. 남성들은 통계청이 예측하고 있는 객관적인 기대수명에 비해 4.77세 더 오래 살 것이라고 예측하고 있는 반면 여성은 오히려 1.48세 더 빨리 사망할 것이라고 예측하고 있다. 이러한 경향 역시 김대환 외 (2019)의 분석 결과 및 설명과 일치한다. 김대환 외 (2019)는 남성과 여성이 성별 기대수명에 대한 지식수준이 높지 않은 반면 일상에서 더 빈번하게 언급되는 평균연령에 더 익숙해져 있을 가능성이 높다고 하였다. 그러므로 남성은 본인들의 객관적 기대수명보다 높은 평균수명을 사망연령으로 착각하는 반면 여성은 본인들의 객관적 기대수명보다 낮은 평균수명을 사망연령으로 착각할 수 있으며, 이 경우 주관적 사망연령과 객관적 사망연령 간 차이가 남성은 양수(+)의 값이, 여성은 음수(-)의 값이 도출된다.

분석대상을 30~59세로 한정하였기 때문에 미혼자는 11%에 불과하며 대부분(82%) 결혼을 하여 배우자와 거주하고 있으며, 배우자가 없는 사람의 비중도 8%로 낮다. 다만, 성별 결혼 상태는 매우 다르게 나타나는데, 남성은 결혼하여 배우자가 있는 비중이 84%로 여성의 78%에 비해 높은 반면, 여성은 결혼은 했으나 배우자가 없는 비중이 13%로 남성의 4%에 비해 월등히 높다. 분석 대상 중 대학교 이상의 학력수준을 가진 비중이 56%로 높았는데, 이는 분석대상을 30~50대로 한정하였기 때문으로 이해된다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

Variables	Total Sample		Male	Female
	Mean	Std. Dev.	Mean	Mean
Personal Pension	0.08***	0.27	0.10	0.06
ln(Premium)	0.45***	1.54	0.54	0.34
Premium	28.98***	163.42	33.73	22.16
Age	45.68	7.98	45.72	45.63
Subjective Life Expectancy	85.27***	7.01	85.52	84.91
Age Difference	2.20***	7.67	4.77	-1.48
Female	0.41	0.49	0.00	1.00
Male	0.59	0.49	1.00	0.00
Single	0.11***	0.31	0.12	0.09
Spouse	0.82***	0.39	0.84	0.78
No Spouse	0.08***	0.27	0.04	0.13

Less HS	0.07***	0.25	0.04	0.10
High School	0.38***	0.48	0.33	0.44
College	0.56***	0.50	0.62	0.46
Self-Employed Worker	0.26	0.44	0.27	0.26
Wage and Salary Worker	0.69***	0.46	0.71	0.66
Not Working	0.05***	0.21	0.03	0.07
ln(Equivalised Income)	7.81	1.30	7.83	7.79
Equivalised Income	3484.25	2592.16	3495.77	3467.69
ln(Net Asset)	4.40***	4.81	4.55	4.18
Net Asset	12439.39***	25345.05	13024.73	11598.86
Public Pension	0.77***	0.42	0.83	0.68
Year 2014	0.25***	0.44	0.27	0.24
Year 2015	0.25	0.43	0.25	0.25
Year 2016	0.25	0.43	0.25	0.26
Year 2017	0.25***	0.43	0.24	0.26
Number of Samples	18,204		10,731	7,473

Note: *, **, *** indicate that the difference in mean between for male and for female is statistically significant at significance levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

특히 남성의 경우 대학교 이상 학력자의 비중이 62%로 여성의 46%에 비해 상당히 높다. 남성 중 임금근로자 비중은 71%로 여성(61%)보다 높았으나 자영업자의 성별 비중은 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다. 다만 여성들의 경우, 연령이 낮아질수록 학력수준이 빠르게 높아지는 경향을 보인다. 여성 중에서도 상대적으로 젊을수록 노동시장 참여율이 높았는데, 젊은 여성들의 학력수준이 높기 때문으로 이해된다. 노동경제학의 연구에 따르면, 여성의 경우 노동시장에 참여하는 여성이 참여하지 않는 여성에 비해 학력수준이 크게 높은 것으로 알려져 있다. 실제로 학력수준은 OECD 국가에서 여성들의 노동시장 참여를 결정하는 주요 요인이다(Sorsa et al., 2015).

분석대상 중 가구소득은 성별로 차이가 없으나 자산은 남성이 1억 3천만 원 정도로 여성(1억 1천 6백만 원)보다 많다. 특히 공적연금 가입비율이 남성의 경우 83%로 여성의 68%에 비해 매우 높다. 국민연금의 경우, 전업주부도 선택적으로 가입이 가능하지만 공적연금 가입이 주로 직장을 통해 의무적으로 가입되는 체계이기 때문에 성별 노동시장 참여율이 공적연금 가입률로 연계되는 것으로 보인다.

2. 기대수명에 따른 남성의 개인연금 수요

〈Table 3〉은 남성을 대상으로 개인연금 수요를 가입 측면에서 분석한 결과이다. 주요 설명변수에 따라 모델을 3개로 구분하였는데, 모델1은 현재 연령에 따른 개인연금 가입 여부이며, 모델2는 주관적인 사망연령에 따른 개인연금 가입 여부, 그리고 마지막으로 모델3은 주관적 사망연령과 객관적 사망연령 간 차이에 따른 개인연금 가입 여부이다.

먼저 모델1의 분석결과에 따르면, 연령 자체는 개인연금 가입 여부를 결정하는 유의한 변수가 아닌 것으로 나타난다. 모델2는 주관적 사망연령이 늦어질수록, 즉 본인이 오래 생존해 있을 것이라고 생각할수록 개인연금에 가입할 가능성이 높다는 것을 보여준다. 모델3에 따르면 본인 연령대의 객관적 기대수명에 비해 본인이 오래 생존할 것이라고 생각하는 사람들이 개인연금에 가입할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 정리하자면 모델1~3 모두 현재의 나이는 개인연금 가입에 중요한 변수는 아닌 반면 본인이 오래 생존할 것이라는 주관적인 판단, 그리고 객관적인 사망연령에 비해 오래 살 것이라는 예상은 개인연금 가입을 결정하는 중요한 의사결정 요인이다. 특히 본인의 절대적인 주관적 기대수명보다는 객관적인 사망연령에 비해 오래 생존할 것이라는 예상이 연령 관련 변수 중 추정계수가 가장 크고 유의성이 높은 변수였다.

〈Table 3〉 Purchasing Personal Pension : Male

Variables	Model 1 : Age		Model 2 : Subjective Life Expectancy		Model 3 : Age Difference	
	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.
Subjective Life Expectancy			0.01**	0.00		
Age Difference					0.02**	0.00
Age	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Spouse	0.51***	0.14	0.52***	0.14	0.52***	0.14
No Spouse	-1.12***	0.44	-1.09***	0.44	-1.09***	0.44
High School	0.37	0.31	0.36	0.31	0.36	0.31
College	0.84***	0.31	0.83***	0.31	0.83***	0.31

Wage & Salary Worker	0.96**	0.40	0.97**	0.40	0.97***	0.40
Self-employed Worker	-0.24	0.41	-0.24	0.41	-0.24	0.41
ln(Equivalised Income)	0.64***	0.06	0.64***	0.06	0.64***	0.06
ln(Net Asset)	0.14***	0.02	0.14***	0.02	0.14***	0.02
Public Pension	1.49***	0.22	1.48***	0.22	1.48***	0.22
Year 2015	0.21**	0.10	0.21**	0.10	0.21**	0.10
Year 2016	1.62***	0.24	1.62***	0.24	1.62***	0.24
Year 2017	1.82***	0.25	1.80***	0.25	1.81***	0.25
_cons	-12.36***	0.75	-13.30***	0.86	-12.43***	0.75

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob > F = 0.000.

2) The number of samples is 10,731.

다른 통제변수들은 모델1~3에서 모두 추정계수의 부호와 유의성이 대동소이한 결과를 보여준다. 결혼을 하고 배우자가 있는 남성, 미혼 남성, 결혼을 했지만 배우자가 없는 순서로 개인연금에 가입할 확률이 높다. 남성의 경우 대졸 이상의 학력자가 개인연금에 많이 가입하며, 소득 및 자산이 높을수록 개인연금에 더 많이 가입하는 것으로 나타났다. 특히 자산보다는 소득이 개인연금 가입에 훨씬 더 큰 영향을 미치고 있다. 개인연금에 가입하는 목적이 공적연금의 부족분을 보완하거나 여유로운 노후생활 등 다양하겠지만, 소득세 차원의 세금 부담을 경감시키기 위한 목적도 강하기 때문에 소득수준이 개인연금 가입을 결정하는 중요한 요인인 것으로 판단된다.

자영업자나 무직자에 비해 임금근로자가 개인연금에 가입할 가능성이 훨씬 높는데, 이 역시 소득이 투명하게 공개되어 소득세에서 자유롭지 못한 임금근로자가 개인연금 가입을 통해 세금 부담을 경감시키려는 유인이 크기 때문인 것으로 이해된다.

또한 공적연금에 가입된 사람이 개인연금에도 가입할 가능성이 매우 높게 나타났는데, 공적연금은 주로 직장을 통해 가입하고 개인연금도 가입하는 목적 중 하나가 소득세 절감이기 때문이라는 직장(근로)이라는 공통적인 요소가 작용하는 것으로 추측된다. 마지막으로, 연도 터미의 추정계수를 고려할 때 2014년과 2015년의 가입률은 큰 차이가 없으나 이

후부터는 매년 가입률이 높아지고 있다.

〈Table 4〉는 ln(연간 개인연금 납입액)을 기준으로 남성 가구주의 개인연금 수요 행태를 토빗모형으로 분석한 결과를 보여준다. 주요 설명변수에 따른 모델1~3의 구분은 〈Table 3〉과 동일하며, 분석 결과 역시 종속변수가 보험가입을 의미하는 더미변수일 때와 유사하다.

즉 연령 자체는 개인연금 납입액에 유의한 영향을 미치지 못하였으나, 주관적인 사망연령이 높을수록 그리고 같은 연령대의 객관적인 사망연령에 비해 더 오래 생존할 것이라고 예상한 사람들은 개인연금에 더 많은 금액을 납입하고 있는 것으로 나타났다. 추정계수를 고려할 때, 본인의 주관적인 사망연령이 한 살 더 증가할 때 연간 납입액 수준¹⁴⁾이 5% 더 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 동일 연령대의 객관적인 사망연령보다 한 살 더 오래 생존할 것이라고 생각할 때 연간 납입액은 6% 증가하였다. 나머지 변수들은 종속변수가 개인연금 가입 여부일 때의 분석결과(〈Table 3〉)와 크게 다르지 않았다.

〈Table 4〉 Yearly Amount of Personal Pension Contributions : Male

Variables	Model 1 : Age		Model 2 : Subjective Life Expectancy		Model 3 : Age Difference	
	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.
Subjective Life Expectancy			0.05**	0.02		
Age Difference					0.06**	0.02
Age	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03	0.02
Spouse	2.25***	0.61	2.24***	0.61	2.23***	0.61
No Spouse	-4.49***	1.62	-4.34***	1.62	-4.35***	1.62
High School	1.76	1.28	1.71	1.28	1.70	1.28
College	4.35***	1.27	4.28***	1.27	4.28***	1.27
Wage & Salary Worker	4.11***	1.60	4.12***	1.60	4.12***	1.60

14) 토빗모형에서 추정계수 해석 시 종속변수 Y 대신 \hat{Y} 을 사용한다(McDonald and Moffitt, 1980). 예를 들어, “본인의 주관적인 사망연령이 한 살 더 증가할 때 연간 납입액 수준의 추정값이 5% 더 증가하는 것으로 분석되었다”로 해석하는 것이 정확하지만 편의상 본문처럼 해석한다.

Self-employed Worker	-1.18	1.64	-1.19	1.64	-1.19	1.64
ln(Equivalised Income)	1.61***	0.19	1.60***	0.19	1.60***	0.19
ln(Net Asset)	0.83***	0.12	0.82***	0.12	0.82***	0.12
Public Pension	6.34***	0.83	6.31***	0.83	6.31***	0.82
Year 2015	0.87	0.47	0.86	0.47	0.88	0.47
Year 2016	8.96***	1.19	8.91***	1.19	8.94***	1.19
Year 2017	9.99***	1.22	9.86***	1.22	9.91***	1.22
_cons	-49.12***	3.10	-53.61***	3.72	-49.47***	3.11

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob > F = 0.000.

2) The number of samples is 10,731.

3. 기대수명에 따른 여성의 개인연금 수요

〈Table 5〉는 분석대상을 여성으로 한정하여 개인연금 가입 여부를 분석한 결과이다. 여성의 경우 역시 남성과 동일한 기준으로 모델1~3을 추정하였는데, 주요 설명변수를 제외한 대부분의 통제변수에서 유사한 결과를 보여준다. 학력수준이 높을수록, 임금근로자일수록, 소득과 자산이 높을수록, 공적연금에 가입되어 있을수록 개인연금 가입률이 높다. 또한 자산보다는 소득수준이 개인연금 가입률에 미치는 영향이 컸으며, 해를 거듭할수록 가입률이 확대되는 것도 유사하다. 통제변수 중에서 결혼 관련 변수만이 남성과 크게 다른 결과를 보여준다. 남성은 결혼을 하고 배우자가 있는 남성, 미혼 남성, 결혼을 했지만 배우자가 없는 순서로 개인연금에 가입할 확률이 높지만, 여성은 기혼 여부 및 배우자 존재 여부가 개인연금 가입에 영향을 주지 않고 있다.

또한 남성과 달리 본 연구의 주요 설명변수인 연령 관련 변수 중 어느 것도 통계적으로 유의하지 않다. 즉 본인의 현재 연령, 주관적인 기대수명, 그리고 객관적 기대수명에 비해 얼마나 오래 생존할지 등은 개인연금 가입 여부에 아무런 영향을 미치지 못한다.

즉 남성의 경우 본인이 얼마나 오랫동안 생존할지 그리고 객관적 수명에 비해 본인이 얼마나 더 오래 살지 등을 고려하여 개인연금에 가입하고 있는 반면, 여성은 개인연금 가입 여부를 결정하는 데 있어 본인의 수명에 대한 예상을 고려하지 않고 있다는 것을 의미한다.

〈Table 5〉 Purchasing Personal Pension : Female

Variables	Model 1 : Age		Model 2 : Subjective Life Expectancy		Model 3 : Age Difference	
	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.
Subjective Life Expectancy			-0.01	0.01		
Age Difference					-0.01	0.01
Age	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
Spouse	0.11	0.17	0.11	0.17	0.11	0.17
No Spouse	0.17	0.25	0.15	0.25	0.15	0.25
High School	0.79**	0.34	0.80**	0.34	0.80**	0.34
College	1.60***	0.34	1.61***	0.34	1.61***	0.34
Wage & Salary Worker	0.52**	0.23	0.52**	0.23	0.52***	0.23
Self-employed Worker	0.08	0.26	0.09	0.26	0.09	0.26
ln(Equivalised Income)	0.29***	0.07	0.30***	0.07	0.30***	0.07
ln(Net Asset)	0.15***	0.03	0.15***	0.03	0.15***	0.03
Public Pension	1.14***	0.17	1.14***	0.17	1.14***	0.17
Year 2015	0.31**	0.15	0.31**	0.15	0.30**	0.15
Year 2016	1.59***	0.33	1.61***	0.33	1.61***	0.33
Year 2017	1.66***	0.34	1.70***	0.34	1.70***	0.34
_cons	-9.61***	0.79	-8.57***	0.99	-9.68***	0.79

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob > F = 0.000.

2) The number of samples is 7,473.

〈Table 6〉은 연간 개인연금 납입액을 기준으로 여성의 개인연금 수요 행태를 토빗모형으로 분석한 결과를 보여준다. 주요 설명변수에 따른 모델1~3의 구분은 〈Table 3〉~〈Table 5〉와 동일하며, 분석 결과 역시 종속변수가 개인연금 가입을 의미하는 더미변수일 때와 동일하다. 즉 남성과 달리 여성은 개인연금 납입액 차원에서도 본인의 현재 연령, 주관적인 기대수명, 그리고 객관적 기대수명 등을 고려하지 않는 것으로 나타난다.

〈Table 6〉 Yearly Amount of Personal Pension Contributions : Female

Variables	Model 1 : Age		Model 2 : Subjective Life Expectancy		Model 3 : Age Difference	
	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.
Subjective Life Expectancy			-0.06	0.04		
Age Difference					-0.06	0.04
Age	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04
Spouse	0.66	0.88	0.64	0.88	0.64	0.88
No Spouse	0.79	1.23	0.69	1.23	0.69	1.23
High School	3.47**	1.40	3.52**	1.40	3.53**	1.40
College	7.62***	1.44	7.67***	1.44	7.67***	1.44
Wage & Salary Worker	2.52**	1.09	2.54**	1.09	2.54**	1.09
Self-employed Worker	0.53	1.20	0.58	1.20	0.58	1.20
ln(Equivalised Income)	0.92***	0.23	0.93***	0.23	0.93***	0.23
ln(Net Asset)	0.75***	0.16	0.76***	0.16	0.76***	0.16
Public Pension	5.28***	0.76	5.29***	0.76	5.29***	0.76
Year 2015	1.33*	0.75	1.32*	0.75	1.31*	0.75
Year 2016	7.84***	1.65	7.94***	1.65	7.92***	1.65
Year 2017	8.29***	1.69	8.47***	1.70	8.43***	1.70
_cons	-45.46***	3.76	-40.63***	4.75	-45.63***	3.77

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob > F = 0.000.

2) The number of samples is 7,473.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 개인연금의 가입에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 특히 주관적 기대수명 또는 주관적 기대수명과 객관적 기대수명과의 차이가 개인연금 가입 여부와 납입 금액에 영향을 미치는지를 검증했다. 한국의 특수한 경제, 사회, 문화적 요인으로 인해 남성과 여성의 개인연금 가입 관련 의사결정에 차이가 있을 가능성을 고려하여 남성과 여성으로 나누어 실증분석하였다. 또한 김대환 외 (2019)에서 본인의 수명에 대한 인지적 오류가 성별에서 가장 크게 나타남을 보였기 때문에 수명에 대한 인지적 오류가 성별 개인연금 가입에도 다르게 영향을 미치고 있는지를 살펴보고자 하였다.

분석 결과, 기술통계에서 김대환 외 (2019)의 결과를 확인할 수 있었다. 남성들은 통계청이 제시하는 객관적인 기대수명에 비해 4.77세 더 오래 살 것이라고 예측하고 있는 반면 여성은 오히려 1.48세 더 빨리 사망할 것이라고 예측하고 있다. 나아가 기대수명에 대한 인지적 오류가 실제 개인연금 수요로 연계되고 있음을 확인하였다. 기술통계에 따르면 여성은 개인연금 가입률이 6%인 반면 남성은 10%로 1.67배나 높다. 뿐만 아니라 남성은 개인연금에 더 많은 보험료를 납부하는 것으로 나타났다. 요약하자면, 객관적인 수명은 여성이 남성에 비해 6~7세 정도 높지만 주관적으로는 여성이 오히려 남성보다 더 빨리 사망할 것으로 예상하기 때문에 개인연금에 가입하려는 동기가 상대적으로 크지 않을 수 있다.

회귀분석 역시 성별로 매우 상이한 결과를 보여준다. 남성을 대상으로 분석한 결과, 연령 자체는 개인연금 가입 및 납입액 모두에 유의미한 영향을 미치지 못했지만, 주관적인 사망 연령이 높을수록 그리고 객관적인 사망연령 대비 더 오래 생존할 것으로 예상할수록 개인연금 수요(가입 및 납입액)가 증가하는 것으로 나타났다. 반면 여성은 나이 관련한 모든 변수가 개인연금 수요에 영향을 주지 못했다. 즉, 현재 연령, 주관적인 기대수명, 객관적인 사망연령에 비해 얼마나 오래 생존할지 등은 개인연금 가입과 납입액의 결정요인이 아니었다.

이러한 분석결과로부터 얻을 수 있는 시사점과 연구의 한계는 다음과 같다. 남성의 경우 주관적인 기대수명이 높고 객관적인 기대수명에 비해 주관적인 기대수명이 높을수록 개인연금 가입 확률과 개인연금 납입액이 커지는 것은 개인연금 시장에서 역선택의 존재 가능

성을 시사한다. 장수리스크 헤지 차원에서 개인연금에 가입하려는 경향이 높다는 것이므로, 종신연금을 취급하는 보험회사의 경우 경영 악화 요인으로 작용할 수 있는 것이다. 반대로 소비자 입장에서는 본인의 절대적인 연령이 아닌 얼마나 오래 생존할지 정도를 고려하면서 사적연금에 가입하는 합리적인 의사결정을 내리고 있다고 평가할 수 있다.

통계청의 생명표에 따르면 남성보다 여성이 6~7세 더 생존하며, 부부간 관계에서 남편이 아내보다 연령이 더 많은 것이 일반적이므로 남편이 사망한 이후 여성이 평균 10년 정도 더 생존하게 된다. 결국 여성은 남성에 비해 노후 준비에 철저해야 하며, 더욱 합리적인 의사결정이 필요할 수 있지만 여성은 수명에 대한 본인의 주관적인 예측을 활용하지 않고 있다. 보험경제학에서 예측하는 역선택 경향이 여성의 개인연금 수요에 나타나지 않는 이유에 대해서는 추가 연구를 통해 밝혀낼 필요가 있다.

참고문헌

- 김대환 (2018), “사적연금 세액공제 확대에 따른 소득계층별 및 사적연금별 영향과 정책적 시사점”, **보험학회지**, 제115집, pp. 63-83.
- (Translated in English) Kim, D. (2018). “Effects of Expanding Tax Credit on Contribution Amounts by Income Levels and Types of Private Pensions and Its Policy Implications”, *Korean Journal of Insurance*, 115:63-83.
- 김대환·정현우·이동현·성미연 (2019), “사망연령에 대한 계층별 인지 오류와 시사점”, **리스크관리연구**, 30(2), pp. 1-32.
- (Translated in English) Kim, D., H., Jeong, D., Lee and M., Sung (2019). “Cognitive error on the age of death by stratum and its implications”, *The Journal of Risk Management*, 30(2):1-32.
- 김대환·이봉주·류건식 (2011), “연금시장에서 역선택 가능성에 대한 분석”, **보험학회지**, 제90집, pp. 1-25.
- (Translated in English) Kim, D., B., Lee and G., Ryu (2011). “An Analysis on Adverse Selection in Annuity Markets”, *Korean Journal of Insurance*, 90:1-25.
- 백은영 (2012), “개인연금 가입의향에 영향을 미치는 요인 분석”, **사회보장연구**, 제28권 제3호, pp. 63-86.
- (Translated in English) Baek, E. (2012). “An Analysis of Individual Annuity Purchasing Intension”, *Korean Social Security Studies*, 28(3):63-86.
- 송윤아 (2009), 개인연금 가입요인 분석 및 활성화 방안, *KIRI Weekly*, 제32호.
- (Translated in English) Song, Y. (2009). “An Analysis of Determinants of Private Pensions and Ways to Increase Private Pensions”, *KIRI Weekly*, 32.
- 성주호·최윤호·박준범 (2014), “연금퍼즐에 대한 계리적 분석 및 대안적 연금설계방안”,

리스크관리연구, 제25권 제1호, pp. 163-185.

(Translated in English) Sung, J., Y., Choi and J., Park (2014). “Actuarial Analysis on why Annuity Puzzle works and New Pension Design for Annuitization in Korea”, *The Journal of Risk Management*, 25(1):163-185.

오창수·강정실 (2018), “개인연금의 보유 행태에 관한 연구”, **보험학회지**, 제116집, pp. 67-94.

(Translated in English) Ohu, C., and J., Kang (2018). “A Study on the Retention Behavior of Personal Annuity”, *Korean Journal of Insurance*, 116:67-94.

이경우 (2013), “An Exploration into the Annuity Puzzle: The Role of Health Risk, Lack of Liquidity of Annuities, and the Value of Life”, **보험금융연구**, 제24권 제4호, pp. 75-107.

이찬희·전희주 (2016), “구조방정식을 활용한 개인연금 가입의 결정요인 분석”, **한국데이터정보과학회지**, 제27권 제2호, pp. 437-449.

(Translated in English) Lee, C., and H., Jeon (2016). “An analysis of determinants of individual’s pension purchase using structural equation model”, *Journal of the Korean Data And Information Science Society*, 27(2):437-449.

주소현 (2011), “개인연금 보유 및 연금불입액의 관련요인 분석 : 상속동기를 포함하여”, **소비자학 연구**, 제22권 제3호, pp. 183-206.

(Translated in English) Joo, S. (2011). “Factors Related to Private Pension Product Investment: Including Bequest Motives”, *Journal of Consumer Studies*, 22(3):183-206.

Cameron, A., and Pravin K., Trivedi (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Doerr, U., and K., Schulte (2012). “Betting on a Long Life - the Role of

- Subjective Life Expectancy in the Demand for Private Pension Insurance of German Households”, *Schmollers Jahrbuch*, 132(2):233-263.
- Doyle, S., O., Mitchell and J., Piggott (2004). “Annuity values in defined contribution retirement systems: Australia and Singapore compared”, *Australian Economic Review*, 37:402-416.
- Finkelstein, A., and J., Poterba (2002). “Selection Effects in the United Kingdom Individual Annuities Market”, *Economic Journal*, 112:28-50.
- _____ (2004). “Adverse Selection in Insurance Markets: Policyholder Evidence From the U.K. Annuity Market”, *Journal of Political Economy*, 112:183-208.
- Friedman, B., and M., Warshawsky (1990). “The Cost of Annuities: Implications for Saving Behavior and Bequests”, *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1):135-154.
- Hosseini, R. (2015). “Adverse Selection in the Annuity Market and the Role for Social Security”, *Journal of Political Economy*, 123(4):941-984.
- Kaku, S. (2013). *Patriarchy in East Asia: A comparative sociology of gender*, Brill.
- Lee, D., J., An and J., Sung (2018). “Explaining Why Retirees Do not Choose annuities in Korea : A probability of consumption shortfall approach”, *Journal of Finance and Economics*, 6(4):125-133.
- MacMinn, R., P., Brockett and D., Blake (2006). “Longevity Risk and Capital Markets”, *The Journal of Risk and Insurance*, 73(4):551-557.
- McCarthy, D., and O., Mitchell (2010). *International Adverse Selection in Life Insurance and Annuities*, International Studies in Population.
- McDonald, J., and R., Moffitt (1980). “The Uses of Tobit Analysis”, *The*

Review of Economics and Statistics, 6(2):318-321.

- O'Brien, C., P., Fenn and S., Diacon (2005). "How Long do People Expect to Live? Results and Implications", *Research Report*, Centre for Risk and Insurance Studies, Nottingham University Business School.
- OECD (2015). *The pursuit of gender equality: An uphill battle*, Paris, France.
- Sorsa, P. et al. (2015). "Determinants of the low female labor force participation in india", *Economics department working papers*, No.1207, OECD.
- Visco, I. (2006). "Longevity Risk and Financial Markets", Keynote Speech to the 26th SUERF Colloquium, Banca d'Italia.
- Wooldridge, Jeffrey M. (1999). *Introductory Econometrics: a Modern Approach*, South-Western College Publishing.
- Yaari, M. (1965). "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, 32(2):137-150.
- Yermo, J. (2002). Revised Taxonomy for Pension Plans, Pension Funds and Pension Entities, OECD.

Abstract

This paper examined determinants of demand on personal pension, focusing on the role of three age factors such as current age, subjective life expectancy and the difference between subjective life expectancy and objective life expectancy. Considering that factors determining pension demand may differ by gender due to economic, social and cultural factors, the analysis was divided into gender. Regression results present that current age is not significantly associated with personal pension among men. However, men are more likely to have personal pension and increase personal pension contributions as they have longer subjective life expectancy and their subjective life expectancy is higher than objective life expectancy. For women, three age factors do not play any role in making decision about personal pension. These results imply that adverse selection may present in annuity market in that men use personal pension to hedge longevity risk.

※ Key words: Personal pension, Subjective life expectancy, Objective life expectancy, Adverse selection