

노동정책연구
2012. 제12권 제2호 pp.105~130
© 한국노동연구원

연구논문

연금개혁, 연금자산에 대한 주관적 기대오차, 그리고 저축*

전승훈**

본 논문에서는 「고령화연구패널」 1~2차년도 자료를 이용하여 연금가입자가 주관적으로 생각하는 연금자산 규모로 정의되는 주관적 기대연금자산과 법정 은퇴시기와 법정 연금수급연령, 사망시점 등에 대한 가정과 연금급여 산식을 사용하여 추정된 법정 기대연금자산을 비교하여 연금가입자의 연금자산에 대한 주관적 기대오차를 측정하였다. 그 결과 연금가입자의 연금자산에 대한 주관적 기대치는 법정 기대연금자산과 비교할 때 상당한 정도의 오차가 있으며, 2007년 국민연금법 개정이 연금자산에 대한 불확실성을 감소시켜 주관적 기대연금자산과 법정 기대연금자산 간의 주관적 기대오차를 일정 정도 감소시켰다는 점을 발견할 수 있었다. 주관적 기대연금자산과 저축 간의 관계를 분석한 결과에서는 2006년에는 주관적 기대연금자산과 저축 간의 구축효과가 유의하지 않았지만, 2008년에는 주관적 기대연금자산과 저축 간의 구축효과가 유의하게 나타났다. 그리고 연금자산에 대한 주관적 기대오차율이 상대적으로 작은 집단의 경우에는 기대연금자산이 증가함에 따라 저축이 감소하지만, 주관적 기대오차율이 상대적으로 큰 집단의 경우 기대연금자산이 증가해도 저축이 감소하는 효과가 나타나지 않는다는 결과를 얻을 수 있었다. 이러한 결과는 2007년 국민연금법 개정이 연금자산에 대한 주관적 기대오차를 감소시키고, 이를 통해 연금자산과 저축 간의 구축효과에 영향을 미쳤음을 보여주고 있다.

핵심 용어 : 국민연금개혁, 주관적 기대연금자산, 법정 기대연금자산, 주관적 기대오차, 가계저축, 구축효과

논문접수일: 2012년 5월 10일, 심사의뢰일: 2012년 5월 21일, 심사완료일: 2012년 6월 22일

* 이 논문은 2010학년도 대구대학교 학술연구비 지원에 의한 논문임을 밝힙니다. 본 논문에 대해 논평해 주신 심사자에게 감사드립니다.

** 대구대학교 경제학과 전임강사(jsh1105@daegu.ac.kr)

I. 문제 제기

공적연금과 민간저축 간의 관계에 대한 연구는 Feldstein(1974) 이후 많은 연구자들에 의해 이루어진 바 있다. 관련된 국외연구로는 Feldstein(1974, 1995) 이외에도 Barro(1978), Leimer and Lesnoy(1981), Hubbard(1986), Gale(1995, 1998), Jappelli(1995), Alessie et al.(1997), Gustman and Steinmeier(1999), Euwals(2000), Lavi and Spivak(1999), Attanasio and Rohwedder(2003), Bottazzi, Jappelli, and Padula(2006) 등이 있으며, 국내에서도 원종욱(1999), 윤석명(1999), 임경묵·문형표(2003), 강성호·임병인(2005), 김상호(2003, 2007), 전승훈·임병인(2008, 2011) 등 다수에 의해 관련 연구가 이루어진 바 있다.¹⁾

공적연금과 민간저축 간의 관계를 분석한 기존 연구들이 주로 사용한 방법론을 살펴보면 초기에는 시계열 자료를 이용하는 경우가 많았지만, 최근 들어서는 미시패널 자료를 이용한 분석이 주를 이루고 있다. 이때 미시패널 자료를 이용한 분석의 경우 대체로 다음과 같은 분석 절차를 따르고 있다. 첫째, 소득 함수 추정을 통해 개인의 생애소득 수준을 추정한다. 둘째, 법정 은퇴시기에 은퇴하여 법정 연금수급연령에 연금수령을 시작한다는 가정하에 연금급여 산식을 이용하여 은퇴 후 받게 되는 연금급여액을 추정한다. 셋째, 연령별 평균 기대수명까지 생존하여 연금을 수령한다는 가정하에 각 개인이 은퇴 후 받는 연금급여의 총액인 생애연금자산 규모를 계산한 후 이의 현재가치를 계산한다. 마지막으로 생애연금자산의 현재가치와 개인저축 간의 관계를 계량분석 방법을 사용하여 추정한다.

그런데 이러한 연구들의 경우 개인이 연금급여 산식에 의해 계산된 생애연금 자산, 즉 법적으로 보장되어 있는 ‘법정 기대생애연금자산’의 규모를 정확히 알고 있는 상태에서 저축에 대한 의사결정을 하고 있다는 가정에 기초해 있다. 그러나 Bottazzi, Jappelli, and Padula(2006)에 따르면 대부분의 근로소득자가

1) 강성호·임병인(2005), 김상호(2007), 전승훈·임병인(2011) 등에 이들 연구의 내용에 대한 소개 및 평가가 잘 정리되어 있다.

자신의 연금자산에 대한 정확한 정보를 갖고 있지 못한 것으로 나타나고 있다. 2) 이러한 연구 결과는 연금자산에 대한 정보의 부정확함으로 인해 연금가입자가 생각하는 연금자산 규모와 법정 연금자산 규모 간의 기대오차 및 연금가입자가 느끼는 연금자산에 대한 불확실성이 아주 크다는 점을 의미한다. 또한 근로소득자가 노후 준비를 위한 개인저축에 대한 의사결정을 할 때, 연금자산 수준에 대한 정확한 정보에 기초하여 의사결정을 하기보다는 불확실성이 존재하는 상황에서 자신의 연금자산에 대한 주관적인 기대치에 기초하여 의사결정을 할 가능성이 크다는 점을 시사하고 있다.

전승훈·임병인(2011)은 취업자가 자신의 기대은퇴연령과 연금급여 수령시점에 대한 예상하에서 자신의 연금급여 수준에 대한 기대를 형성한다는 보다 현실적인 가정하에 주관적 생애기대연금자산 규모를 추정한 후, 이를 법정 은퇴연령과 법정 연금급여 수령시점을 기초로 추정된 법정 생애기대연금자산 규모와 비교하였다. 그리고 이를 토대로 공적연금과 저축 간의 관계를 분석한 결과 주관적 기대연금자산 규모를 사용할 경우 공적연금과 저축 간의 대체탄력성이 줄어들거나 유의하지 않아진다는 연구 결과를 제시한 바 있다. 그러나 전승훈·임병인(2011)의 연구는 은퇴연령과 연금급여 수급 예상시점에 관해서는 개인의 기대치를 가정하고 있으나, 각 개인이 연금급여 산식을 정확히 알고 있다는 강한 가정에 기초해 있다. 또한 연금가입자가 갖고 있는 연금자산에 대한 정보의 정확성을 고려하고 있지 못하다.

기존 연구에서는 모든 취업자가 연금급여 산식에 의해 계산되는 생애연금자산 추정치를 잘 알고 있으며, 불확실성을 고려하지 않은 상태에서 법정 생애연

2) Bottazzi, Jappelli, and Padula(2006)는 이탈리아 가구 자료를 이용하여 취업자의 기대은퇴연령과 기대연금급여를 고려하여 생애연금급여를 추정한 후 연금자산과 가계저축 간의 관계를 분석하였다. 또한 연금개혁 이후 연금급여에 대한 기대치를 정확히 변화시키는 취업자(연금자산에 대한 정보가 상대적으로 정확한 집단)와 연금개혁 이후 연금급여에 대한 기대치가 잘 변화하지 않은 취업자(연금자산에 대한 정보가 상대적으로 부정확한 집단)를 구분한 후 각 집단의 연금자산과 저축 간의 대체효과를 비교하였다. 그 결과 연금개혁 이후 상당수의 취업자가 연금개혁이 연금급여에 미치는 영향을 잘 알지 못하며, 연금자산에 대한 정보가 정확한 집단에서 연금자산과 저축 간의 대체효과보다 더 크게 나타난다는 결과를 제시한 바 있다. Bottazzi, Jappelli, and Padula(2006)의 연구 결과는 대부분의 취업자가 자신의 연금급여에 대한 정확한 정보를 갖고 있지 못하며, 자신의 연금급여에 대한 정보가 불완전한 취업자의 경우 연금자산과 가계저축 간의 대체관계가 상대적으로 약아짐을 보여주고 있다.

금자산을 기초로 저축을 결정할 것이라는 강한 가정을 사용하는 이유는 생애연금자산에 대한 주관적인 기대치와 관련된 변수가 가용하지 않고, 연금자산에 대한 정보의 정확성 및 불확실성을 측정하는 데 어려움이 있기 때문이다. 전승훈·임병인(2011)의 연구에서 사용한 「국민노후보장패널」 1~2차년도 자료의 경우 은퇴예상연령과 연금수령 예상시점이 조사되어 있지만, 연금급여에 대한 주관적 기대치는 조사되어 있지 않다.

이에 본 연구는 연금급여에 대한 주관적 기대치가 조사되어 있는 한국노동연구원의 「고령화연구패널」 자료를 이용하여 법적 연금자산과 주관적 기대연금자산 간의 차이로 정의되는 주관적 기대오차를 측정한 후, 이를 통해 연금가입자가 갖고 있는 연금자산에 대한 정보의 정확성 및 불확실성의 정도를 분석해보고자 한다. 또한 이상의 요인이 연금자산과 개인저축 간의 관계에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

한편 Bottazzi, Jappelli, and Padula(2006)은 연금개혁 이후 연금자산에 대한 예측오차가 커진다는 연구 결과를 제시한 후, 연금개혁 후 연금가입자들이 바뀐 제도를 정확히 알기 어렵기 때문에 이러한 현상이 발생한다고 설명하고 있다. 따라서 이들의 논의에 따르면 연금개혁 후 시간이 지남에 따라 연금가입자들이 바뀐 연금 제도를 보다 잘 알게 되고 예측오차는 줄어들게 된다. 그러나 현실에서 이들의 논의와는 달리 연금개혁이 연금자산에 대한 불확실성 및 예측오차를 줄일 가능성 역시 무시할 수 없다. 연금개혁 과정에서 다양한 연금개혁안이 논의될 경우 향후 받게 될 연금자산에 대한 불확실성이 커질 수 있으며, 이때 연금개혁으로 인해 특정 안이 확정됨에 따라 연금자산에 대한 불확실성이 오히려 줄어들 수 있기 때문이다. 이에 본 연구에서는 2007년 국민연금법 개정을 통해 이루어진 우리나라의 연금개혁이 연금자산에 대한 기대 및 연금자산 예측오차, 즉 연금자산에 대한 불확실성에 어떠한 영향을 미쳤으며, 이러한 영향이 개인저축에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대해 살펴보기로 한다.³⁾ 이러한 분석 결과는 국민연금법 개정이 주관적 기대오차에 미치는 영향을 분석한 연구를 거의 찾을 수 없다는 점에서 관련 연구의 활성화에 기여하고, 향후 국민연금법

3) 우리나라의 경우 2007년 국민연금법 개정을 통해 연금급여의 소득대체율을 60%에서 40%로 점진적으로 낮추고, 연금급여 수급연령을 60세에서 65세로 연장하는 연금개혁을 단행하였다.

을 개정할 때 그 효과를 분석하는 기초자료 중 하나로 활용될 수 있다는 점에서 정책적인 의의가 있을 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 법정 기대연금자산과 주관적 기대연금자산을 추정한 후, 이의 비교를 통해 주관적 기대연금오차 및 연금자산에 대한 정보의 정확성 혹은 연금자산에 대한 불확실성의 정도를 측정한다. 또한 2007년에 이루어진 연금개혁이 주관적 기대오차에 미치는 영향 분석을 통해 연금개혁 전후 연금자산에 대한 정보의 정확성 및 불확실성이 어떻게 변화하였는지 분석한다. 제Ⅲ장에서는 기대연금자산이 저축에 미치는 효과에 대해 분석한다. 이때 기존 연구에서는 연금급여 산식에 기초하여 추정한 법정 기대연금자산의 현재가치와 저축 간의 관계를 분석하는 데 비해, 본 연구에서는 주관적 생애 순연금자산의 현재가치가 저축에 미치는 영향을 분석한다. 또한 기존 연구에서는 연금자산에 대한 예측오차를 충분히 고려하지 않고 있는데 비해, 본 연구에서는 연금자산에 대한 예측오차를 고려할 때 생애 순연금자산이 저축에 미치는 효과가 어떻게 변화하는지를 분석한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 분석 결과를 요약하고 정책 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 주관적 기대연금자산과 예측오차

1. 용어의 정의, 자료, 연금자산 추정방법

가. 용어의 정의

본 연구에서는 연금개혁이 연금자산에 대한 주관적인 기대 및 주관적 기대오차에 미친 영향을 분석한 후, 연금자산에 대한 주관적인 기대에 기초하여 공적 연금과 저축 간의 관계를 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 주관적 기대연금자산, 법정 기대연금자산, 주관적 기대오차 등을 다음과 같이 정의한다. 첫째, 주관적 기대연금자산(subjective expected pension wealth)은 제도와 무관하게 연금가입자가 주관적으로 생각하는 연금자산 규모로 정의한다. 둘째, 법정 기

대연금자산(statutory expected pension wealth)은 법정 은퇴시기와 법정 연금수급연령, 사망시점 등에 대한 가정과 연금급여 산식을 이용하여 추정된 연금자산 규모다. 이런 방식으로 추정된 연금자산은 제도가 보장하는 연금자산의 수준을 잘 반영한다고 볼 수 있다. 셋째, 주관적 기대오차(subjective expectation error)는 주관적 기대연금자산과 법정 기대연금자산과의 차이로 정의한다. 한편 본 연구에서는 주관적 기대오차가 연금가입자가 느끼는 연금자산에 대한 정보의 정확성 및 불확실성의 정도를 반영한다고 가정한다. 즉, 연금자산에 대한 충분한 정보를 갖고 있어 주관적 기대오차가 작은 연금가입자의 경우 연금자산에 대한 정보가 상대적으로 정확하여 불확실성을 크지 않게 느끼는 반면, 연금자산에 대한 충분한 정보를 갖고 있지 않아 주관적 기대오차가 큰 연금가입자의 경우 연금자산에 대한 정보가 상대적으로 정확하지 않고 불확실성이 크다고 간주한다.

나. 자 료

본 연구에서 사용한 자료는 한국노동연구원에서 발표하는 「고령화연구패널조사」 1~2차년도 자료 및 직업력 자료다. 「고령화연구패널조사」는 고령화 등 급격히 변화하는 사회환경 속에서 증가하고 있는 노후보장 욕구와 그 중요도를 파악하고, 이에 맞는 고령화 정책을 수립하기 위한 기초자료 수집 및 생산을 목적으로 만들어진 패널자료다. 「고령화연구패널조사」는 개인이 은퇴 후 받게 되는 기대연금자산과 관련한 아래와 같은 설문 문항을 포함하고 있으며, 연금 개혁 이전과 이후인 2006년과 2008년을 조사시점으로 하고 있어 본 연구의 목적에 부합되는 자료다.

_____님께서는 정부로부터 국민연금을 받는다면, 그 금액은 얼마나 될 것이라고 생각하십니까? 현재가치를 기준으로 응답해 주십시오. (단위: 만 원)

_____ 만원 [최소 1~ 최대997]

본 연구에서는 「고령화연구패널조사」를 사용하면서 「고령화연구패널조사」

1차년도 기준 59세 이하 임금근로자 중 연금가입자만을 분석대상으로 하였고, 자영업자 및 연금수급자는 표본에서 제외하였다. 이는 자영업자 및 연금수급자들의 경우 저축 패턴이 상이할 수 있기 때문이다(Gale, 1998; 김상호, 2007). 또한 본 연구에서는 본 연구의 목적상 기대연금 수준에 대한 조사가 이루어진 경우에 한하여 표본으로 사용하였으며, 기대연금 수준에 대해 응답한 경우라도 예상연금액이 평균과 3표준편차 이상 차이가 나는 경우에는 이상치(outlier)로 보고 표본에서 제외하였다.⁴⁾ 이상을 통해 추출된 분석 표본은 1차년도 423명, 2차년도 402명이다.

다. 법정 기대연금자산 추정방법

본 연구에서는 기대 은퇴시기, 연금수급연령과 사망시점 등에 대한 가정과 연금급여 산식 등을 사용하여 법정 기대연금자산을 추정하였다. 즉 임금합수 추정을 통해 연금가입자의 생애임금소득 경로를 구한 후⁵⁾⁶⁾, 생애임금소득 수준과 기대은퇴시점 및 연금수급 예상연령을 고려하여 연금수급시점의 기본연

-
- 4) 2012년 기준 노령연금 예상월액표에 따르면 가입기간 중 소득월액 평균이 389만 원인 최고등급자가 40년 가입 시 받을 수 있는 노령연금액이 125만 130원이다. 그런데 고령패널에서는 받을 것으로 예상되는 연금급여가 500만 원 이상이라고 응답한 경우가 일부 발견되고 있다. 그리고 이들 관측치를 확인해 보면 받을 것으로 예상되는 연금급여 수준이 높다고 응답하였으나, 실제 소득수준이 높은 고소득 근로자는 아닌 것으로 확인되었다. 이에 본 연구에서는 이들 관측치를 이상치로 보고 분석에서 제외하였으며, 이 과정에서 제외된 관측 수는 2006년 25개, 2008년 14개다.
- 5) 노동 시기의 연도별 임금수준을 추정하기 위해서는 「고령화연구패널」 1차년도 자료와 2차년도 자료를 이용하여 임금합수를 추정한 후, 그 결과를 이용하여 연령-소득 경로를 구하여야 한다. 이때 임금합수는 King and Dicks-Mireaux(1982), Kazarozian(1997), Jorges(2001) 등에 기초하여 김상호(2007), 강성호·전승훈·임병인(2008) 등에서 사용된 함수가 사용되었으며, 추정 결과는 부표에 소개하였다.
- 6) 임금합수 추정 결과를 토대로 생애근로소득을 추정할 때 기존의 연구에서는 연금가입자가 자료 조사연도 이전과 이후 기간 동안 항상 근로하고 있는 것으로 가정하는 경향이 있었다. 이는 자료 조사연도 이전과 이후의 근로행위에 관한 자료가 없었기 때문에 발생하는 불가피한 일이지는 하나 연금자산을 과대추정하게 만드는 원인이 되고 있다. 본 연구에서는 「고령화연구패널자료」의 직업력 자료를 사용하여 2006년 이전 근로 여부를 판별하였으며, 이를 통해 보다 정확한 법정 기대연금자산을 추정할 수 있었다. 그러나 본 연구에서도 자료 조사연도 이후에 대해서는 항상 근로하고 있다는 가정을 사용하고 있어 한계를 갖고 있다. 이와 관련해서 직업력 조사 결과에 나오는 취업확률을 미래 상황에 적용하는 방법 등을 고려할 수 있을 것이다.

금급여 수준을 계산하였다. 이후 물가상승률을 고려하여 사망시점까지 연도별 연금급여를 계산한 후, 이를 현재가치화하여 합산하여 법정 생애기대연금자산 규모를 추정하였다. 또한 법정 생애기대연금자산에서 법정 생애기대보험료를 차감하여 생애 법정 생애기대순연금자산 규모를 계산하였다. 이때 법정 생애기대보험료는 각 연도의 소득수준에 연도별로 3.0~9.0%의 보험료율을 적용하여 연도별 보험료를 계산한 후, 이의 현재가치를 합산하여 계산하였다.⁷⁾ 3.0~9.0%의 보험료율은 근로자와 사용자 부담분을 모두 합한 것으로서 사용자 부담이 장기적으로 임금 삭감을 통해 근로자에게 전가되는 것으로 분석되기 때문이다 (김상호, 2007).

한편 본 연구에서는 2007년 이루어진 국민연금법 개정 전과 개정 후의 연금 제도를 고려하여 각각에 대한 법정 기대연금자산을 추정하였다. 이때 국민연금법 개정 전 연금 제도를 고려한 생애연금액 추정치는 「고령화연구패널」 1차년도 조사가 이루어진 2006년 기준 법정 기대연금자산 추정치가 되며, 국민연금법 개정 후 연금 제도를 고려한 생애연금액 추정치는 「고령화연구패널」 2차년도 조사가 이루어진 2008년 기준 법정 기대연금자산 추정치가 된다.

라. 주관적 기대연금자산 추정방법

기존 연구에서는 모든 취업자가 연금급여 산식에 의해 계산되는 생애연금자산 추정치를 잘 알고 이에 기반하여 저축을 결정할 것이라는 강한 가정을 사용하는 이유는 생애연금자산에 대한 주관적인 기대치와 관련된 변수가 가용하지 않았기 때문이다. 그러나 「고령화연구패널조사」는 앞서 살펴본 바와 같이 기대연금자산과 관련한 설문 문항을 포함하고 있다.

이에 본 연구에서는 이 문항에 조사된 금액을 은퇴시점의 기본연금액에 대한 주관적 기대치의 현재가치로 보고, 이 자료를 이용하여 생애연금자산에 대한 주관적 기대치를 계산하였다. 주관적 생애기대연금자산의 추정방법은 다음과 같다. 먼저 기본연금액에 대한 주관적 기대치에 할인율을 적용하여 기대은퇴시

7) 이러한 방식은 기존 연구에서 사용한 연금자산 추정방법과 거의 동일한 것으로서, 이미 많은 논문을 통해 추정방법이 소개된 바 있다. 이에 본 논문에서는 더 이상의 자세한 추정방법은 소개하지 않았다. 보다 자세한 추정방법 및 추정에 사용된 가정은 강성호·임병인·전승훈(2008), 전승훈·임병인(2011) 등에 자세히 소개되어 있다.

점 가격 기준 기본연금액의 주관적 기대치를 계산한 후, 여기에 물가상승률을 적용하여 사망시점까지 연도별 연금급여액의 주관적 기대치를 계산하였다. 이후 이를 현재가치화하여 합산하는 방식으로 생애연금자산에 대한 주관적인 기대치를 계산하였으며, 여기에 생애연금 보험료를 고려하여 생애순연금자산에 대한 주관적인 기대치를 추정하였다.

2. 기대연금자산과 주관적 기대오차

<표 1>은 법정 기대연금자산과 주관적 기대연금자산의 추정 결과다. 법정 기대연금 현재가치의 평균은 기본연금 기준 2006년 76만 원, 2008년 63만 원으로 추정되었으며, 이에 따라 법정 생애순연금자산 현재가치의 평균은 2006년 1억 467만 원, 2008년 6,615만 원으로 추정되었다. 2008년에 법정 생애순연금자산 추정치가 감소한 것은 2007년 국민연금법 개정에 따라 소득대체율이 60%에서 점진적으로 40%로 감소하고, 국민연금 수급시점이 60세에서 점진적으로 65세로 높아졌기 때문이다.

설문조사를 통해 측정된 주관적 기대연금자산 현재가치의 평균은 기본연금액 기준 2006년 60만 원, 2008년 56만 원으로 측정되었으며, 주관적 생애기대순연금자산 현재가치의 평균은 2006년 6,349만 원, 2008년 4,681만 원으로 측정되었다.

주관적 기대연금의 평균과 법정 기대연금의 평균을 비교하여 주관적 기대오차를 계산해 보면, 기본연금액 기준으로 볼 때 2006년의 경우 약 16만 원, 20.6%

<표 1> 법정 기대연금과 주관적 기대연금

(단위: 만 원, %)

		법정 기대연금 (A)	주관적 기대연금 (B)	주관적 기대오차	
				금액	오차율
2006	은퇴 시 기본연금 수준	76	60	-16	-20.6
	생애순연금 수준	10,467	6,349	4,118	-39.34
2008	은퇴 시 기본연금 수준	63	56	-8	-12.3
	생애순연금 수준	6,615	4,681	-1,933	-29.23

정도 주관적 기대연금액의 평균이 작았으며, 2008년의 경우 약 8만 원 12.3% 정도 주관적 기대연금액의 평균이 작았다. 이상의 결과는 평균적으로 볼 때 생애순연금자산에 대한 주관적 기대치와 법정 연금자산 간에 괴리가 큼을 보여주는 결과다. 또한 국민연금 가입자가 연금자산 규모를 제도에서 보장하고 있는 급여수준보다 과소하게 예측하고 있음을 보여주는 결과다.

연금자산에 대한 예측오차가 크다는 것은 연금자산에 대한 정보가 충분하지 않음을 반증하는 것이기도 하다. 이를 보다 분명히 확인하기 위하여 <표 2>에서는 「고령화연구패널」 2차년도 자료를 이용하여 연금자산에 대한 정보의 유무에 따른 연금자산의 주관적 기대오차를 비교하였다. 「고령화연구패널」 2차년도 조사 자료에는 “수급 연금급여액에 대한 정보를 연금관리공단으로부터 통보받거나, 인터넷을 통해 확인한 경험 여부”를 묻는 조사 항목이 있어 연금자산에 대한 정보가 충분한가에 대한 분석을 할 수 있다.

분석 결과 2차년도 관측 대상 402명 중에서 연금급여액에 대한 정보를 연금관리공단으로 통보받거나, 인터넷을 통해 확인한 경험이 있는 연금가입자는 107명으로 전체의 26.6%에 불과하였다. 연금자산에 대한 주관적 기대오차는 연금자산에 대한 정보가 있는 경우는 평균 2만 원, 연금 정보가 없는 경우는 평균 10만 원이며, 예측오차율은 연금 정보가 있는 경우 2.5%, 연금 정보가 없는 경우는 16.1%로 나타났다. 즉, 연금자산에 대한 정보가 충분한 경우 연금자산에 대한 예측오차 및 예측오차율이 크게 작아지는 것으로 나타났다.

<표 2> 연금급여에 대한 정보와 연금자산에 대한 주관적 기대오차 : 2차년도

(단위: 만 원, %)

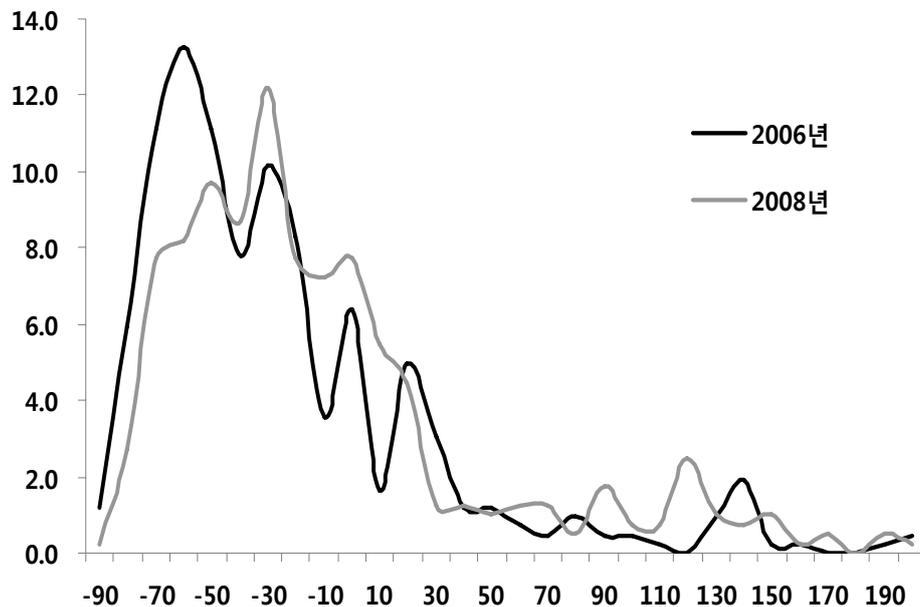
		가입 자수	법정 기대연 금 (A)	주관적 기대연금 (B)	주관적 기대오차	
					금액	오차율
연금정보 없음	은퇴 시 기본연금 수준	295	62	52	-10	-16.1
	생애순연금 수준		6,467	4,058	-2,409	-37.3
연금정보 있음	은퇴 시 기본연금 수준	107	67	65	-2	-2.5
	생애순연금 수준		7,021	6,401	-620	-8.8

3. 연금개혁과 주관적 기대오차

<표 1>에 따르면 연금개혁 이전인 2006년과 비교할 때 연금개혁 후인 2008년의 주관적 기대오차가 소폭 감소한 것으로 나타나고 있다. 이에 여기서는 연금개혁 전·후 연금자산에 대한 주관적 기대오차의 분포를 비교하는 방법과 간단한 회귀분석을 통해 연금개혁이 연금자산에 대한 주관적 기대오차에 미친 영향을 분석하였다.

[그림 1]은 2006년과 2008년의 주관적 기대오차 분포를 나타낸 것이다. [그림 1]에 따르면 2006년의 경우 약 76%의 연금가입자의 주관적 기대오차가 0보다 작았으며, 2008년의 경우 약 69%의 연금가입자의 주관적 기대오차가 0보다 작았다. 2006~2008년 사이에 주관적 기대연금자산이 법정 기대연금자산에 비해

[그림 1] 연금개혁 전·후 연금자산에 대한 주관적 기대오차 분포



- 주: 1) 수평축은 오차율(%)을, 수직축은 비중(%)를 의미함.
 2) 분석의 편의를 위해 주관적 기대오차가 200%를 초과하지 않는 경우를 대상으로 그래프를 그렸으며, 이때 그래프에 포함된 관측치는 2006년의 경우 전체 표본의 98.1%, 2008년의 경우 전체 표본의 98.5%임.

50% 이상 작은 연금가입자의 비중은 감소하였으며, 주관적 기대연금자산이 법정 기대연금자산의 -50% 이상인 연금가입자의 비중은 대체적으로 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 연금개혁 이후 연금에 대한 과소 기대의 정도가 줄어들었다는 점을 보여준다.

<표 3>에서는 회귀분석을 통해 연금가입자의 인적특성 및 가구특성, 소득, 가입연수 등을 통제한 상황에서도 연금개혁이 주관적 기대오차에 미친 영향을 분석하였다. <표 3>의 모형 1은 주관적 기대오차의 절댓값을 종속변수로 사용

<표 3> 연금개혁이 연금자산에 대한 주관적 기대치에 미친 영향

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
상수항	-43.966 ** (21.057)	-17.552 (32.968)	-124.467 ** (31.291)	-187.002 ** (46.591)	-3.014 * (1.745)
연령	0.749 ** (0.310)	0.977 ** (0.485)	0.310 (0.461)	0.538 (0.686)	0.006 (0.026)
성별(남성=1)	-6.818 * (3.763)	-12.828 ** (5.891)	-11.331 ** (5.591)	-15.079 * (8.326)	0.210 (0.345)
교육수준(고졸)	1.902 (2.757)	3.150 (4.317)	4.397 (4.098)	6.173 (6.101)	-0.251 (0.231)
교육수준(대졸 이상)	11.618 *** (3.631)	15.018 *** (5.684)	14.573 *** (5.395)	17.251 ** (8.033)	-0.576 * (0.304)
가구원 수	-0.626 (0.998)	-1.116 (1.563)	-2.345 (1.483)	-3.833 * (2.208)	-0.036 (0.083)
배우자(있음=1)	5.665 (5.306)	7.486 (8.307)	-7.036 (7.884)	-6.758 (11.739)	-0.240 (0.436)
대수임금소득	-0.347 (2.526)	-0.348 (3.955)	31.364 *** (3.754)	46.497 *** (5.589)	0.961 *** (0.222)
연금가입연수	2.806 *** (0.484)	1.660 ** (0.758)	-2.930 *** (0.719)	-4.382 *** (1.071)	-0.195 *** (0.040)
연금개혁더미변수	-17.116 *** (2.333)	-9.070 ** (3.652)	7.735 ** (3.466)	12.633 ** (5.161)	0.724 *** (0.195)
R ²	0.104	0.016	0.151	0.141	-408.411

- 주: 1) 모형 1의 종속변수는 주관적 기대오차의 절댓값이며, 모형 2의 종속변수는 주관적 기대오차의 절댓값을 법정 기대연금수준으로 나누어 준 오차율임. 모형 3의 종속변수는 주관적 기대오차이며, 모형 4의 종속변수는 주관적 기대오차를 법정 기대연금수준으로 나누어 준 오차율임. 모형 5는 주관적 기대오차율이 -25%에서 25% 사이인 연금가입자에게 1의 값을 부여한 로지스틱 분석 결과임.
 2) ()는 표준오차, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.
 3) 모형 5에서는 R²이 아닌 Log Likelihood가 제시되었음.

하였으며, 모형 2는 주관적 기대오차의 절댓값을 법정 기대연금수준으로 나누어 준 오차율을, 모형 3은 주관적 기대오차를, 모형 4는 주관적 기대오차를 법정 기대연금수준으로 나누어 준 오차율을 각각 종속변수로 사용하였다. 그리고 모형 5는 주관적 기대오차율이 -25%에서 25% 사이인 주관적 기대오차가 상대적으로 작은 연금가입자에게 1의 값을 부여하고, 그 외의 연금가입자에게 0의 값을 부여한 후 이를 종속변수로 사용하였다.

설명변수로는 연령, 성별, 교육수준 더미변수, 가구원 수, 배우자 더미, 대수 임금소득 변수, 연금가입연수, 그리고 연금개혁 더미변수가 사용되었다. 연령의 경우 가구주 연령, 성별, 가구원 수, 배우자 더미 등은 연금가입자의 인적속성 및 가구특성을 통제하기 위한 변수다. 한편 교육수준의 경우 두 가지 측면에서 주관적 기대오차에 영향을 미칠 것으로 기대된다. 우선 다른 조건이 모두 동일한 상황에서 교육수준이 높아질수록 보다 정확한 예측 능력을 보인다면 주관적 기대오차 및 오차율이 작아지고, 이에 따라 모형 1과 모형 2의 경우 음(-)의 부호를 갖게 될 것이다. 그러나 다른 조건이 모두 동일한 상황에서 대졸자가 자신의 미래소득수준을 더 높게 예상하고 있다면, 높은 수준의 기대소득에 대응하여 보다 높은 연금수준을 기대하게 될 것이다. 이 경우 법적 기대연금수준 대비 주관적인 기대연금수준이 높아짐에 모형 3과 모형 4가 양(+)의 부호를 갖게 될 것이며, 이때 주관적인 기대연금수준이 법적 기대연금수준보다 높은 수준이라면 주관적 기대오차의 절댓값이 커지면서 모형 1과 모형 2 역시 양(+)의 부호를 갖게 될 것이다. 연금가입연수를 설명변수에 포함시킨 것은 연금 가입연수에 따라 연금자산에 대한 주관적 기대오차에 차이가 있을 것으로 예상되기 때문이다. 연금개혁 더미변수에는 2008년의 경우 1의 값을, 2006년의 경우 0의 값을 부여하였다. 모형 1~모형 4는 회귀분석을 실시하였으며, 모형 5의 경우 로짓분석을 실시하였다.

우선 연금가입자의 특성과 관련된 변수 추정 결과를 살펴보면 모형 1과 모형 2에서 연령과 대졸 이상 교육더미변수는 유의한 양(+)의 부호를 가지며, 성별 더미변수는 유의한 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 모형 1과 모형 2의 종속변수는 주관적 기대오차의 절대적인 크기를 나타내는 변수들이다. 예를 들어 -20%의 주관적 기대오차와 20%의 주관적 기대오차 모두 그 부호와 무관

하게 20%의 주관적 기대오차로 측정된다. 따라서 이상의 추정 결과는 연령이 많을수록, 대졸 이상의 교육을 받은 연금가입자일수록, 그리고 여성일수록 상대적으로 주관적 기대오차 및 주관적 기대오차율이 커짐을 의미한다. 모형 3과 모형 4에서는 연령변수는 유의하지 않았으며, 성별 더미변수는 유의한 음(-)의 부호를, 대졸 이상 더미변수는 유의한 양(+)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 모형 3과 모형 4의 종속변수는 주관적 기대오차의 크기다. 주관적 기대연금자산이 법정 기대연금자산보다 크면 양(+)의 값을, 주관적 기대연금자산이 법정 기대연금자산보다 작으면 음(-)의 값을 갖는다. 따라서 본 추정 결과는 여성일수록, 대졸 이상일수록 상대적으로 주관적 기대연금자산을 과다 예측하고 있음을 의미한다. 이상의 모형 1~모형 4의 추정 결과를 종합해 보면, 여성일수록 그리고 대졸 이상일수록 주관적 기대오차 및 주관적 기대오차율이 크게 나타나며, 이러한 현상이 나타나는 이유는 여성일수록 그리고 대졸 이상일수록 주관적 기대연금자산을 상대적으로 과다 예측하고 있기 때문이라고 볼 수 있다.

소득수준, 연금가입연수 등 경제적 변수 추정 결과를 살펴보면 모형 1과 모형 2에서는 연금가입연수가 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 연금가입연수가 길수록 주관적 기대오차가 커짐을 의미한다. 모형 3과 모형 4에서는 대수입금소득이 유의한 양(+)의 부호를, 연금가입연수가 유의한 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 즉 소득수준이 높을수록, 연금가입연수가 짧을수록 주관적 기대연금을 상대적으로 과다 예측하고 있는 것으로 나타났다. 이상에서 논의를 종합해 보면, 연금가입연수가 길수록 연금자산에 대한 주관적 기대오차가 커지는데, 이는 연금가입 기간이 길수록 연금자산을 상대적으로 작게 평가함에 따라 나타나는 현상으로 이해할 수 있다. 이러한 결과는 연금가입기간이 길수록 연금자산에 대해 보다 보수적으로 평가하는 경향이 있음을 보여준다.

연금개혁 더미변수는 모형 1과 모형 2에서는 1% 유의수준에서 유의한 음(-)의 부호를 가지며, 모형 3과 모형 4에서는 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 연금개혁 이후 연금자산에 대한 주관적인 오차는 감소하였는데, 이는 [그림 1]에서 본 바와 같이 연금개혁 이후 연금자산에 대한 과소 기대의 정도가 줄어들었기 때문인 것으로 평가할 수 있다.

마지막으로 모형 5를 통해 주관적 기대오차가 작은 집단에 속할 가능성에 대한 로짓분석 결과를 살펴보면, 임금소득수준이 높을수록, 연금가입연수가 짧을수록 주관적 기대연금오차율이 25% 미만일 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 연금개혁 이후 주관적 기대연금오차율이 25% 미만이 될 가능성이 커지는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 모형 1~모형 4의 추정 결과가 시사하는 바와 동일한 결과다.

한편 본 연구에서 연금개혁 이후 연금자산에 대한 주관적 기대오차가 감소한 것으로 나타난 것은 연금개혁 이후 연금자산에 대한 기대오차가 커지는 것으로 나타난 Bottazzi, Jappelli, and Padula(2006) 등의 연구 결과와는 다소 차이나는 것이다. 그러나 이러한 차이는 다음과 같은 두 가지 측면에서 설명이 가능할 것으로 보인다. 첫째, Bottazzi, Jappelli, and Padula(2006) 등에서는 연금개혁 이후 연금 제도를 충분히 이해하는 데 시간이 걸리기 때문에 연금자산에 대한 불확실성이 커질 수 있다는 점을 지적하고 있다. 그러나 우리나라의 경우 연금개혁이 이루어진 후 연금자산에 대한 불확실성이 감소하였을 가능성이 있다. 우리나라의 연금개혁 과정에서 소득대체율을 60% 수준으로 유지하는 방안, 소득대체율을 50% 수준으로 낮추는 방안, 그리고 소득대체율을 40% 수준으로 낮추는 방안 등이 논의가 되었으며, 각각의 방안에 따라 연금보험료를 15~19% 수준으로 높이거나, 9% 수준으로 유지하는 방안이 검토되었다. 이처럼 많은 방안이 논의됨에 따라 향후 연금자산에 대한 불확실성이 커질 수밖에 없는 상황이었다. 그러나 연금개혁안이 확정됨에 따라 이러한 불확실성은 일부 해소되는 효과가 나타난 것이다. 둘째, 연금개혁에 관한 논의 과정에서 연금자산에 대한 불확실성뿐만 아니라 연금자산에 대한 불안감이 커졌으나, 연금개혁 이후 연금자산에 대한 불안감이 일정 정도 약화되었을 가능성이 있다. 우리나라에서 연금개혁 논의가 이루어진 것은 연금 장기재정건전성 문제 때문이었다. 연금 장기 재정건전성이 크게 강조됨에 따라 많은 가입자들은 연금급여수준이 크게 감소할 것으로 예상하였으나(예를 들어 소득대체율이 즉각적으로 40% 수준으로 떨어질 것으로 예상), 실제 연금개혁 내용은 연금가입자들이 느끼기에 자신들의 예상보다는 다소 완화된 내용이었을 가능성이 있다.

Ⅲ. 주관적 생애기대연금자산과 저축

1. 추정 모형

이 장에서는 연금자산이 민간의 자발적인 저축에 미치는 영향에 대한 실증분석을 실시한다. 이때 본 연구는 기존 연구와 크게 두 가지 점에서 차별화된다. 첫째, 본 연구에서는 주관적 생애기대연금자산과 저축 간의 관계를 분석한다. 기존 연구에서는 연금급여 산식에 기초하여 추정된 법정 기대연금자산의 현재 가치와 저축 간의 관계를 분석하였다. 그러나 제Ⅱ장의 분석 결과에서 나타난 바와 같이 현실에서 연금가입자의 연금자산에 대한 주관적 기대오차는 상당한 크기인 것으로 나타났다. 따라서 개인저축에 대한 의사결정이 연금급여에 대한 주관적인 기대치, 즉 주관적 생애기대연금자산에 의존할 가능성이 많다는 점을 고려한 분석이 이루어질 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 제Ⅱ장에서 연금개혁 전·후 주관적 생애기대연금자산과 저축 간의 관계를 분석한다. 제Ⅱ장의 분석 결과에서 살펴본 바와 같이 연금개혁은 주관적 기대오차에 영향을 미친 것으로 나타났다. 그리고 연금자산에 대한 기대가 상대적으로 정확한 경우와 그렇지 않은 경우 저축 행위에 차이가 있을 수 있다. 이에 본 연구에서는 연금개혁 전·후 주관적 생애기대연금자산과 저축 간의 관계분석을 통해, 연금개혁이 생애기대연금자산과 저축 간의 관계에 미친 영향을 분석한다.

본 연구에서는 추정에 사용한 모형은 다음과 같다.

$$Y = Z\alpha + \beta P + \epsilon$$

여기서 종속변수인 Y 는 가구의 순자산규모를 의미한다. 가구의 순자산규모는 금융자산과 부동산자산을 모두 포함한 총자산 규모에서 가계부채를 제한 금액으로서 「고령화연구패널조사」 1~2차년도 자료의 생성자료를 사용하였다. 본 분석에 사용된 표본의 순자산 평균은 2006년은 1억 9,697만 원, 2008년은 2억 1,395만 원이다.

〈표 4〉 순자산 규모

(단위: 만 원)

	평균	표준편차	최솟값	최댓값
2006	19,697	29,170	-9,507	308,728
2008	21,395	29,750	-23,474	413,146

Z 는 설명변수의 벡터다. 여기서는 소비 및 저축 결정에 영향을 미치는 요인으로 기존 연구에서 주로 사용된 변수인 연령, 성별, 교육수준, 배우자 유무, 가구원 수, 연금가입자의 소득, 연금가입자 외 가구원의 소득, 주택소유 여부 등이 사용되었다. 마지막으로 P 는 연금자산과 관련된 변수로서, 본 연구에서는 주관적 생애기대연금자산이 변수로 사용되었다.

한편 본 연구에서는 2006년과 2008년을 기준으로 주관적 생애기대연금자산과 저축 간의 관계를 분석한 후, 연금개혁으로 인한 주관적 기대오차의 감소가 생애기대연금자산과 저축 간의 관계에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 2006년과 2008년의 자료를 결합하여 패널자료를 구축한 후, 집단 내 추정치(within-group estimator)를 구하였다. 이때 2006년과 2008년에 사용된 설명변수에 추가하여 예측오차가 25% 미만인 집단의 더미변수와 주관적 생애기대연금자산의 상호작용 변수를 사용한다. 이 변수를 통해 연금개혁 이후 주관적 기대오차가 작아진 집단에 속하게 될 경우를 그렇지 않은 집단에 속하게 될 경우와 비교할 때 주관적 생애기대연금자산과 저축 간의 관계가 어떻게 달라지는지 분석한다.

2. 추정 결과

<표 5>는 2006년과 2008년 모형에 대한 회귀분석 결과 및 2006년과 2008년 자료를 결합한 자료에 대한 집단 내 추정 결과⁸⁾다. 추정 결과 연령변수는 5% 수준에서 유의하지 않았으며, 성별은 5% 수준에서 유의한 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 다른 조건이 모두 동일할 경우 연금가입자가 남성인 경우

8) Hausman검정 결과 집단 내 추정 방법이 타당한 것으로 나타났다.

상대적으로 가구의 순자산 규모가 작은 것으로 나타났다. 이와 같은 결과가 나타나는 것은 남성과 여성의 소비 및 자산축적 행태와 관련되어 있는 것으로 보인다. 만일 소득을 포함한 다른 모든 조건이 동일한 상황에서 남성의 소비성향이 더 크다면 자산축적 규모가 더 작아질 것이다. 교육더미 변수의 경우 2008년에만 유의하게 나타났는데, 고졸 더미변수의 경우는 10% 수준에서, 대졸 더미변수는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 대졸자 이상의 경우 상대적으로 가구 순자산 규모가 크다는 것을 의미한다. 고졸 더미변수의 경우 유의한 양(+)의 부호를 갖지만, 유의수준이 10%로 낮기 때문에 큰 의미를 부여하기 어려운 수준으로 나타났다. 소득변수는 모든 경우에 유의한 양(+)의 부호를 갖는 것으로 나타나, 소득수준이 높을수록 가구의 순자산이 큰 것으로 나타났다.

본 연구에서 주 관심사인 순연금자산 변수는 2006년 모형에서는 10% 유의수준에서 유의하지 않았지만, 2008년 모형에서는 음(-)의 부호를 가지며 5% 수준에서 유의하였다. 이는 2006년에는 주관적 생애기대연금자산과 저축 간에 구축효과가 존재하지 않았지만, 2008년에는 주관적 생애기대연금자산과 저축 간에 구축효과가 존재함을 의미한다.

한편 2006년과 2008년 자료를 결합한 후 실시한 집단 내 추정치에서는 순연금자산 변수는 유의하지 않았으나, 순연금자산과 주관적 기대오차가 상대적으로 작은 집단 더미변수 간의 상호작용 변수는 음(-)의 부호를 갖고 1% 수준에서 유의하였다. 즉, 주관적 기대오차율이 25% 미만인 집단의 경우 기대연금자산이 증가함에 따라 저축이 감소하지만, 주관적 기대오차율이 25% 이상인 집단의 경우 기대연금자산이 증가해도 저축이 감소하는 효과가 나타나지 않았다. 이러한 결과가 나타나는 것은 주관적 기대오차의 크기에 따라 연금자산에 대한 불확실성을 느끼는 정도가 다르기 때문인 것으로 보인다. 즉, 주관적인 기대오차가 작은 연금가입자의 경우 연금에 대한 정보가 비교적 정확하고, 연금자산에 대한 불확실성을 상대적으로 작게 느끼기 때문에 연금자산이 증가(감소)할 때 사적인 저축을 감소(증가)시키는 의사결정을 하지만, 주관적인 기대오차가 큰 연금가입자의 경우 연금자산에 대한 불확실성을 상대적으로 크게 느끼기 때문에 저축을 할 때 연금자산 규모를 고려하지 않는다고 볼 수 있다. 그리고 이

결과는 2006년에는 주관적 생애기대연금자산과 저축 간에 구축효과가 존재하지 않지만, 2008년에는 주관적 생애기대연금자산과 저축 간에 구축효과가 존재하는 것으로 나타난 것이 연금개혁 이후 주관적 기대오차의 감소와 연관되어 있을 가능성이 높음을 시사한다.

〈표 5〉 주관적 기대연금자산과 저축

	2006	2008	집단 내 추정
상수항	-50665.300 * (28213.780)	-29351.170 * (17534.400)	-43416.230 (41708.87)
연령	984.986 * (558.122)	541.357 * (322.636)	1018.208 (800.9398)
성별	-11907.880 ** (5500.887)	-12204.640 *** (3687.013)	-
교육수준(고졸)	2244.000 (2759.029)	3581.222 * (2095.545)	-
교육수준(대졸)	9560.161 (6082.743)	12132.750 *** (3814.880)	-
가구원 수	-474.443 (829.152)	-1677.316 (1678.186)	1995.978 (1442.809)
배우자(유=1)	6305.116 (4758.665)	2485.886 (3974.712)	-
소득	6.386 *** (2.348)	8.206 *** (1.848)	4.315 *** (1.484)
가구원 소득	-0.712 (1.244)	3.044 (2.455)	0.266 (0.515)
자가소유(소유=1)	4299.346 (4006.597)	5088.164 * (2959.777)	-8284.437 (5263.891)
기대순연금자산	-0.022 (0.140)	-0.254 ** (0.128)	0.080 (0.113)
기대순연금자산×GROUP	-	-	-1.245 *** (0.300)
<i>adj.R</i> ²	0.245	0.251	0.104

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

2) GROUP은 주관적 기대오차율의 절댓값이 25% 미만이면 1의 값, 그 외는 0의 값을 가짐.

IV. 요약 및 시사점

본 연구에서는 「고령화연구패널」을 이용하여 연금가입자가 주관적으로 생각하는 연금자산 규모로 정의되는 주관적 기대연금자산과 법정 은퇴시기와 법정 연금수급연령, 사망시점 등에 대한 가정과 연금급여 산식을 사용하여 추정된 법정 기대연금자산을 비교하여 연금가입자의 연금자산에 대한 주관적 기대오차를 측정하였다. 이를 통해 본 연구에서는 2007년 국민연금법 개정이 주관적 기대오차로 측정한 연금자산에 대한 불확실성에 미친 영향, 연금자산에 대한 불확실성이 존재하는 상황에서 주관적 기대연금자산과 저축 간의 관계 등을 분석하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 연금가입자의 연금자산에 대한 주관적 기대치는 법정 기대연금자산과 비교할 때 상당한 정도의 오차가 있으며, 평균적으로 볼 때 연금가입자가 예상하는 연금자산의 규모는 제도에서 보장하고 있는 연금자산 규모보다 작았다. 이는 연금가입자가 갖고 있는 연금자산에 대한 정보의 정확성이 상당히 떨어지며, 이에 따라 연금자산에 대한 불확실성이 상당한 수준이라는 점을 시사한다.

둘째, 2007년 국민연금법 개정을 통해 이루어진 연금개혁은 연금자산에 대한 불확실성을 감소시켜 주관적 기대연금자산과 법정 기대연금자산 간의 주관적 기대오차를 일정 정도 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 연금개혁 이후 연금자산에 대한 과소 기대의 정도가 줄어들었기 때문이다.

셋째, 연금급여액에 대한 정보를 연금관리공단으로 통보받거나, 인터넷을 통해 확인한 경험이 있는 경우 연금자산에 대한 예측오차 및 예측오차율이 크게 작아지는 것으로 나타났다.

넷째, 주관적 기대연금자산과 저축 간의 관계를 분석한 결과 2006년에는 주관적 기대연금자산과 저축 간의 구축효과가 유의하지 않았지만, 2008년에는 주관적 기대연금자산과 저축 간의 구축효과가 유의하게 나타났다.

다섯째, 2006년과 2008년 자료를 결합한 후 실시한 집단 내 추정 결과에 따

르면 주관적 기대오차율이 25% 미만인 집단의 경우 기대연금자산이 증가함에 따라 저축이 감소하지만, 주관적 기대오차율이 25% 이상인 집단의 경우 기대연금자산이 증가해도 저축이 감소하는 효과가 나타나지 않았다.

이상의 연구 결과를 통해 본 연구에서는 다음과 같은 시사점을 구할 수 있었다. 첫째, 연금자산에 대한 주관적 기대오차의 크기는 공적연금과 개인저축 간의 관계에 영향을 미칠 뿐만 아니라 은퇴준비 과정에서의 불확실성에도 영향을 미칠 수 있으므로, 주관적 기대오차를 줄이기 위한 노력이 필요하다. 본 연구의 분석 결과에 따르면 연금자산에 대한 주관적인 기대오차가 작은 연금가입자에게서는 연금자산과 저축 간의 구축효과가 발견된 반면, 주관적 기대오차가 큰 연금가입자에게서는 연금자산과 저축 간의 구축효과가 발견되지 않았다. 이러한 결과는 연금자산에 대한 정보 및 불확실성 때문에 나타나는 결과인 것으로 보인다. 즉 주관적 기대오차가 작은 연금가입자의 경우 연금에 대한 정보가 비교적 정확하고, 연금자산에 대한 불확실성을 상대적으로 작게 느끼기 때문에 연금자산이 증가할 때 저축을 줄이고, 연금자산이 감소할 때 저축을 늘리는 식으로 반응하지만, 주관적 기대오차가 상대적으로 큰 연금가입자는 연금자산에 대한 불확실성을 상대적으로 크게 느끼기 때문에, 연금자산과 무관하게 개인저축에 대한 의사결정을 하고 있는 것이라고 볼 수 있다. 이러한 측면에서 본다면 주관적 기대오차가 작은 연금가입자의 경우 공적연금과 개인저축의 합으로 구성되는 은퇴자산을 비교적 안정적인 수준에서 유지하기 때문에 은퇴자산의 불확실성이 크지 않다고 볼 수 있다. 그러나 주관적 기대오차가 큰 연금가입자의 경우 연금자산 규모와 무관하게 저축을 감소 혹은 증가시키므로 은퇴자산의 규모가 상대적으로 불안정하게 유지되며, 이에 따라 은퇴자산 규모의 불확실성이 크다고 볼 수 있다. 은퇴자산의 불확실성이 커진다는 것은 은퇴자산이 과소하거나 과다하게 준비될 가능성이 많다는 것을 의미하며, 이는 은퇴에 대한 대비가 적절하지 못할 가능성이 커진다는 것을 의미한다. 따라서 주관적 기대오차를 줄이고, 이를 통해 은퇴자산의 불확실성을 줄이려는 노력이 필요하다.

둘째, 본 연구의 분석에 따르면 연금자산에 대한 정보를 연금공단으로부터 통보받거나 인터넷을 통해 확인한 경험이 있는 경우 연금자산에 대한 주관적 기대치가 상대적으로 정확한 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 연금가입자

가 연금자산에 대한 정확한 정보를 알 수 있도록 하는 것이 은퇴자산의 불확실성을 줄이는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

셋째, 연금개혁 과정에 따라 연금개혁은 연금자산에 대한 주관적 기대오차를 증가시킬 수도 있고, 주관적 기대오차를 감소시킬 수도 있을 것으로 보인다. 연금개혁이 비교적 단시간에 걸쳐 이루어질 경우, 연금개혁 이후 연금 제도를 충분히 이해하는 데 시간이 걸리기 때문에 연금자산에 대한 불확실성이 커질 수 있다. 그러나 우리나라의 경우와 같이 연금개혁 과정에서 다양한 개혁안이 비교적 장기간에 걸쳐 논의되는 과정에서 연금자산에 대한 불확실성이 커졌다면, 연금개혁은 오히려 연금자산에 대한 불확실성을 줄이고 주관적 기대오차를 감소시키는 방향으로 영향을 미칠 수도 있을 것이다. 따라서 향후 연금개혁이 이루어질 경우 연금개혁 과정에 대한 평가를 통해 연금개혁이 연금자산에 대한 주관적 기대오차에 미칠 영향을 검토할 필요가 있다. 이는 연금개혁이 노후대비에 미치는 부정적인 영향을 최소화하고, 노후대비를 위한 공적인 노력과 사적인 노력이 조화를 이루는 데 기여할 수 있는 정책을 수립하는 데 기여할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강성호·임병인(2005). 「공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구:가
구특성별 접근」. 『경제분석』 11 (2): 135~163.
- 김상호(2003). 「공적연금자산과 가계저축의 대체효과: 독일 패널데이터를 이
용한 실증분석」. 『경제학연구』 51 (41): 33~55.
- _____(2007). 「연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석」. 『경
제학연구』 55 (3): 119~142.
- 원종욱(1999). 「국민연금제도의 확대가 직역간 저축률에 미치는 영향분석」. 『노
동경제논집』 22 (2): 229~242.
- 윤석명(1999). 「준모수적(Semi-parametric) 방법을 이용한 미국 국민연금제도의

- 민간저축 효과분석』. 『사회보장연구』 15 (1): 31~56.
- 임경묵·문형표(2003). 「공적연금이 가계저축에 미치는 영향」. 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』 (최경수·문형표·신인석·한진희 편) 제5장 제1절, 한국개발연구원.
- 전승훈·임병인(2008). 「국민연금자산이 개인연금자산 보유 행위에 미치는 영향과 정책시사점」. 『보험개발연구』 19 (3): 83~117
- _____(2011). 「연금자산과 저축: 기대은퇴연령을 고려한 분석」, 『재정정책논집』 13 (3): 119~143.
- Alessie R. J. M., A., Kapteyn, and F. Klijin(1997). “Mandatory Pensions and Personal Savings in the Netherlands.” *De Economist* 145 (3): 291~324.
- Attanasio, O. and S. Rohwedder(2003). “Pensions Wealth and Household Saving: Evidence from pension reform in the United Kingdom.” *American Economic Review* 93: 1499~1521.
- Barro, R. J(1978). *The Impact of Social Security on Private Saving: Evidence from the U.S. time series*. American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington D.C.
- Bottazzi, Renata, Tullio Jappelli, and Mario Padula(2006). “Retirement Expectations, Pension Reforms, and Their Impact on Private Wealth Accumulation.” *Journal of Public Economics* 90: 2187~2212.
- Euwals, R(2000). “Do Mandatory Pensions Decrease Household Savings? Evidence from the Netherlands.” *De Economist* 148 (5): 643~670.
- Feldstein, M(1974). “Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation.” *Journal of Political Economy* 82 (5): 905~926.
- _____(1995). “Social Security and Saving: New time series.” *National Tax Journal* 49 (2): 151~64.
- Gale W. G(1998). “The Effects of Pensions on Household Wealth: A reevaluation of theory and evidence.” *Journal of Political Economy* 106 (4): 706~723.
- Gustman, A. L. and T. L. Steinmeier(1999). “Effects of Pensions on Savings:

Analysis with data from the health and retirement study.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 50 (9): 271~324.

Hubbard, R. G(1986). “Pension Wealth and Individual Saving: Some New Evidence.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 18 (2): 167~178.

Jappelli, T(1995). “Does Social Security Reduce the Accumulation of Private Wealth? Evidence from Italian Survey Data.” *Ricerche Economiche* 49: 1~31.

Lavi, Y., and A. Spivak(1999). “The Impact of Pension Schemes on Saving in Israel.” *Applied Economics* 31: 761~774.

Leimer, D. R. and S. D. Lesnoy(1982). “Social Security and Private Saving: New time-series.” *The Journal of Political Economy* 90 (3): 606~629.

〈부표 1〉 임금함수 추정 결과

	계수값	표준오차	
상수항	-2.0258	2.6612	
연령	0.2772	0.1025	***
연령자승	-0.0027	0.0010	***
성별(남성=1)	0.5020	0.0419	***
교육수준(고졸)	0.2312	0.0414	***
교육수준(대졸 이상)	0.5535	0.0547	***
배우자 (기혼=1)	-0.0202	0.0708	
가구원 수	0.0050	0.0154	
건강상태(나쁨=1)	-0.0690	0.0705	
직종 2((준)전문가=1)	-0.0689	0.0579	
직종 3(사무종사=1)	-0.2939	0.0632	***
직종 4(서비스종사=1)	-0.4303	0.0787	***
직종 5(판매종사=1)	-0.2843	0.1302	**
직종 6(농, 임, 어업 =1)	-0.3144	0.1655	*
직종 7(기능원 =1)	-0.3145	0.0646	***
직종 8(장치, 기계조작=1)	-0.4661	0.0642	***
직종 9(단순 노무종사=1)	-0.5652	0.0621	***
R-square	0.5537		

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

Pension Reform, Subjective Expectation Error, and the Effect of the Expected Pension Wealth on Private Wealth Accumulation

Seung-Hoon Jeon

This paper pays attention to the effect of the 2007 pension reform in Korea on households' expectations of retirement outcomes and private wealth decisions. By using the 2006~2008 Korean Longitudinal Study of Ageing (KLoSA), I find that the 2007 pension reform has decreased subjective expectation error between subjectively expected pension wealth and statutory retirement wealth. I also find crowding out effect between expected pension wealth and private wealth, particularly by workers that are better informed about their pension wealth.

Keywords : pension reform, expectation error, subjective pension wealth, statutory pension wealth, private wealth accumulation, crowding out effect