

우리나라 중·고령자의 퇴직결정과 재무적 유인 - 연기연금 확대방안의 효과에 대한 모의실험* -

Retirement Choices and Financial Incentives in Korea - Simulation over the Effects of Deferred Pension Expansion -

권혁진**

Hyuk-Jin Kwon

기존의 많은 이론적·실증적 연구들은 중·고령자의 퇴직결정에 영향을 미치는 요인들에 주목하였다. 본 연구는 선택가치 모형을 통해 우리나라 중·고령자의 퇴직결정에 재무적 유인이 미치는 영향을 국내 처음으로 실증분석한다는 점에서 나름의 의의를 갖는다. 이때, 국내의 다양한 조사자료들 중에서 국민연금급여를 실제값과 가장 가깝게 산출할 수 있는 정보를 제공하는 국민노후보장패널(v3.4)을 이용함으로써, 분석결과의 신뢰성을 제고하고 있다. 그 주요 결과로써, 첫째, 우리나라 중·고령자들의 퇴직결정에 미치는 재무적 유인의 영향은 유의한 동시에, 퇴직결정이 장기적인 관점으로 이루어진다고 판단된다. 둘째, 2010년 말 입법예고된 바 있는 연기연금 확대방안이 실질적인 효과를 얻기 위해선 연금제도 외적인 요인들의 변화가 수반될 필요가 있다. 마지막으로 퇴직결정에 대한 기대연금자산의 소득효과는 연금액이 일정수준을 넘어설 때 나타나는 특수한 현상일 가능성이 높는데, 추후 면밀한 검토가 요구된다.

국문 색인어: 선택가치, 연금제도, 연기연금, 재무적 유인, 정점가치, 퇴직결정

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030908, B030400

* 본 논문은 2011년 사회보장학회 춘계학술대회와 제3차 한국노후보장패널(KReIS) 학술대회에서 발표한 원고를 수정·보완한 것입니다. 줄고의 발전을 위해 유익한 논평을 해주신 김현수 박사(국민연금연구원)와 익명의 두 논평자들에게 이 자리를 빌어서 감사를 드립니다.

** 경남과학기술대학교 산업경제학과 조교수(residualk@gntech.ac.kr)

논문 투고일: 2011. 07. 14, 논문 최종 수정일: 2011. 09. 23, 논문 게재 확정일: 2011. 11. 29

I. 서 론

일반적으로 중·고령자의 퇴직(결정)은 다양한 요인들의 복잡한 상호작용에 의해 영향을 받는다. 일반적으로 퇴직결정 요인들은 ‘유인요인(pull factors)’과 ‘배출요인(push factors)’(장지연 외 7인, 2008)으로 구분되는 바, 전자는 노후소득보장제도와 건강에 대한 주관적 평가 등으로 인해 자발적으로 노동공급을 철회하도록 하는 요인들, 후자는 노동시장의 여건들로 인해 고령자의 고용이 제한되거나 고령자를 노동시장으로부터 밀어내는 효과를 낳는 요인들을 일컫는다.

이때, 퇴직의 유인요인에 주목하는 많은 연구들은 공사적 연금의 제도적 특성(최초 수급가능연령, 수급조건, 소득대체율 등)이 중·고령자의 퇴직결정에 미치는 영향을 분석한다. 이들은 퇴직시점 결정에서 경제적 인센티브, 즉 일자리에서의 소득과 퇴직 이후의 연금수급액(Meghir·Whitehouse, 1997) 등이 미치는 영향을 강조한다.

이러한 맥락에서 주목할 만한 분석모형은 Stock·Wise(1990)에 의해 제시된 이후, 많은 연구자들에 의해 활용·발전하고 있는 선택가치 모형(option value model)이다. 동 모형은 재무적 유인(financial incentives)이 중·고령자의 퇴직결정에 미치는 영향을 분석하는데 주로 활용되는데, 연금제도의 복잡한 제도적 특성의 변화가 개인의 퇴직결정에 미치는 영향을 분석가능하게 한다는 점에서 매우 유용하다.

한편, ‘재무적 유인’은 기본적으로 현재 퇴직 시 받을 수 있는 기대연금자산과 퇴직을 연기하는 경우의 기대연금자산과의 차이라고 할 수 있으며, 그 차이가 클수록 근로자가 퇴직을 연기할 가능성이 높다는 것을 의미한다. 이때, 실증연구에서 주로 사용하는 관련 변수들은 기대연금자산의 증가분(SSW accrual, 이하 ACC; Fields·Mitchell, 1984; Hausman·Wise, 1985), 정점가치(Peak Value; Coile·Gruber, 2000), 그리고 선택가치(Option Value; Stock·Wise, 1990)가 대표적이다¹⁾.

1) 이외에 기대연금자산 역시 연금제도와 관련된 재무적 유인 변수에 포함시킬 수도 있다. 하지만, 본고에서는 세 변수를 지칭하는 것으로 ‘재무적 유인’이라는 용어를 사용한다.

다시 말하면, 현재 퇴직하는 경우에 비해 퇴직을 연기하고 일할수록 연금급여 수준은 높아지지만, 동시에 연금을 수급하는 기간은 상대적으로 짧아진다. 따라서, 퇴직 연기로 인한 기대연금자산의 변화는 두 요소에 의해 상충된다. 만일 퇴직연기로 인한 이득이 수급기간 단축에 따른 손실을 충분히 상쇄시킬 수 있다면, 중·고령자는 퇴직을 연기하는 것이 합리적인 것이다. 그럼에도 불구하고 현재 퇴직한다면, 연금제도의 유인(pull)효과보다 노동시장의 밀어내기(push)효과가 더 크거나, 혹은 기타 요인이 퇴직결정에 더 큰 영향을 미친 것으로 판단할 수도 있을 것이다.

이에 본 연구에서는 국민연금연구원의 “국민노후보장패널조사” 제3차 학술대회 버전(v3.4)을 사용하여, 재무적 유인 변수들을 현실에 최대한 가깝게 추계함으로써, 국민연금제도가 중고령자의 퇴직결정에 미치는 영향을 분석한다. 나아가, 최근 논의된 바 있는 연기연금 개선방안이 중·고령자의 퇴직결정에 미치는 영향을 모의실험함으로써 정책적 시사점을 도출하는 것은 물론, 선택가치 모형의 활용방향 등을 검토한다.

이를 위한 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저, 2장에서는 연금제도와 퇴직결정 간 관계에 대한 기존의 국내외 연구를 검토함으로써, 본 분석방법의 특징과 장점을 살펴본다. 3장에서는 분석자료와 대상자를 소개하고, 선택가치 모형의 핵심변수들의 산출과정을 설명한다. 그리고 4장 1·2절에서는 기대 국민연금자산과 그 한계적 변화가 퇴직결정에 미치는 영향에 대한 실증분석 결과를 제시하며, 3절에서는 정책모의실험을 통해 최근 논의된 바 있는 연기연금의 확대방안이 중고령자의 퇴직결정에 미치는 영향을 가늠해본다. 마지막으로 5장에서는 본 연구의 주요 결과, 한계 및 향후 과제를 언급하면서 마치고자 한다.

II. 기존 연구 검토

많은 선진국들은 인구구조 고령화와 낮은 경제성장에 대응하기 위해 퇴직연령을 연장시키기 위한 다양한 정책들을 시행하고 있다. 공적연금차원에서 퇴직연령을 연장하기 위해 다양한 모수적 개혁을 실시했다. 예를 들어, 조기노령연금 수급조건을 엄격하게 하거나, 수급개시연령을 늦추거나, 혹은 조기퇴직의 유인을 낮추고 근로유인을 제고할 목적으로 연금의 가산·감액율을 조정²⁾하였다.

이러한 개혁조치들은 연금제도로 인한 재무적 유인이 퇴직결정에 영향을 미친다는 점에 근거한 것으로서, 그 성과는 재무적 유인과 퇴직결정 간 관계에 크게 의존한다. 예를 들어, 근로유인을 제고하기 위해 조기노령연금의 급여 감액율을 연금제도의 보험수리적 공정성을 고려하여 상향조정할 수 있지만, 그 효과는 이론적·실증적으로 확실하지 않다. 만일 조기노령연금의 급여감액율이 상향조정되었어도 여전히 현재 퇴직 시 기대연금자산이 퇴직 연기 시 기대연금자산에 비해 크다면, 즉 재무적 유인을 크게 변화시키지 못한다면, 제도개선의 효과는 제한적일 것이다.

이러한 맥락에서 중·고령자의 퇴직결정과 현 연금제도의 재무적 유인의 관계를 검토하거나, 여러 연금개혁 수단들의 효과를 비교하거나, 혹은 각 개혁조치들의 효과를 분해(decompose)-평가할 수 있는 정교한 분석방법은 필수적이다. 이에 그동안 많은 연구자들이 활용하고 있는 방법 중에 하나가 Stock·Wise(1990)에 의해 처음 제시한 '선택가치 모형(option value model)'이다³⁾⁴⁾.

-
- 2) 선진국들의 관련 개혁 조치들에 대한 구체적인 내용은 안중범·정지운(2008)을 참조하였다.
 - 3) Belloni·Alessie(2009)에 따르면, 재무적 유인이 퇴직에 미치는 영향에 대한 연구방법론은 크게 선택가치모형과 dynamic programming으로 양분된다. 각 방법론의 공통점과 차이에 대해서 해당 논문을 참조하기 바란다.
 - 4) 사실, 익명의 논평자들은 본 연구의 방법론에 대한 특징과 의미를 더욱 명확히 하기 위해 기존의 국내·외 연구들에 대한 포괄적 검토의 필요성을 정당하게 지적하였다. 하지만, 퇴직결정에 영향을 미치는 다양한 요인들은 물론, 선택가치 모형에 대한 검토 역시 몇몇 국내 연구들(예를 들어, 김현수·한정림(2010), 장지연 외7인(2008), 김원섭·우해봉(2008))을 통해 비교적 충분히 이루어진 상태라고 감히 판단한다. 따라서 본고에서 그 내용을 중복하기보다는 선택가치모형을 활용·분석한 대표적인 연구 Gruber·Wise(2004)의 결과를 간략하게 소개하는 한편, 기존의 국내 연구들을 좀 더 자세하게 검토하고자

특히, Gruber·Wise(2004)에서는 동 모형에 근거하여 기대연금자산과 재무적 유인이 중고령 근로자의 퇴직확률에 미치는 영향에 대해 12개 국가를 대상으로 비교·분석하였다. 그 결과를 요약한 <표 1>을 보면⁵⁾, 대부분의 국가에서 퇴직 연기에 따른 재무적 유인이 클수록 퇴직확률이 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 한편, 스페인과 이탈리아는 ACC의 경우에만 통계적으로 유의한 음의 관계가 나타나는데, 이는 두 국가의 중고령자의 퇴직결정이 단기적인 관점으로 이루어질 가능성이 높음을 보여준다.

다음으로 주목할 만한 결과는 기대연금자산(SSW)이 퇴직결정에 미치는 영향이다. 일반적으로 기대연금자산은 퇴직확률과 정(+)의 관계라고 알려져 있지만, 재무적 유인을 고려하는 경우 그 영향력이 크게 낮아질 수 있음을 시사한다⁶⁾. 즉, 기대연금자산을 재무적 유인 변수들과 함께 분석모형에 포함시키는 경우 퇴직확률에 미치는 그 영향은 통계적으로 유의하지 않거나, 혹은 음의 관계로도 나타나는 것을 볼 수 있다.

이처럼 각국의 연금제도와 사회경제적 배경이 다름에도 불구하고, 대부분의 국가에서 재무적 유인과 퇴직결정의 유의미한 관계가 나타나는 것은 퇴직결정에 있어서 연금제도, 특히 그와 관련된 재무적 유인의 중요성이 이론적·실증적 차원에서 지지되는 것으로 이해할 수 있을 것이다.

한편, 우리나라 역시 국민연금제도가 점차 성숙해지고, 중고령자의 경제활동이 매우 중요해지는 상황을 배경으로 연금제도가 퇴직결정에 미치는 영향에 대한 학계와 정책담당자의 관심이 점차 증가하고 있다. 하지만, 그 관심에 비해 관련 실증분석은 분석 자료와 방법 등의 한계로 인해 충분하지 못한 상태라고 평가할 수 있다.

먼저, 관련 국내연구로는 최초라고 할 수 있는 최승현(2006)은 2001년 한국노동

한다.

5) 각 변수들의 정의와 산출과정은 다음 3장에서 자세히 설명할 것이다.

6) 한편, 본고 4장의 일부 분석결과(특례노령연금 수급자집단)에서도 보는 바와 같이, 각 국가의 경제·사회적 환경에 따른 결과일 수도 있다. 하지만, Gruber·Wise(2004)에서 각 국가별 분석을 수행한 연구자들은 재무적 유인에 대한 해석에만 집중함으로써, 아쉽게도 기대연금자산과 관련된 결과를 심도있게 해석하지 않고 있다.

〈표 1〉 재무적 유인이 퇴직확률에 미치는 영향: 국가 간 비교 결과

| 국가명 | 재무적 유인 변수들 | | | | | |
|------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | ACC | | 정점가치 | | 선택가치 | |
| | 연령선형 | 연령더미 | 연령선형 | 연령더미 | 연령선형 | 연령더미 |
| 벨기에 | acc:-* ssw:-* | acc:-* ssw:-* | pv:-* ssw:-* | pv:-* ssw:-* | ov:-* ssw:- | ov:-* ssw:- |
| 캐나다 | acc:-* ssw:+* | acc:-* ssw:+* | pv:-* ssw:+* | pv:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* |
| 덴마크 | acc:+* ssw:+* | acc:-* ssw:+ | pv:-* ssw:+* | pv:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* |
| 프랑스 | acc:-* ssw:-* | acc:-* ssw:-* | pv:-* ssw:-* | pv:-* ssw:- | ov:-* ssw:-* | ov:-* ssw:-* |
| 독일 | acc:-* ssw:- | acc:-* ssw:- | pv:-* ssw:- | pv:-* ssw:- | ov:-* ssw:- | ov:-* ssw:-* |
| 이탈리아 | acc:-* ssw:-* | acc:-* ssw:- | pv:+ ssw:+ | pv: - ssw:- | ov:+ ssw:+ | ov: - ssw:+ |
| 일본 | acc:-* ssw:+ | acc:-* ssw:- | pv:-* ssw:- | pv:-* ssw:- | ov:-* ssw:+ | ov:+ ssw:- |
| 네델란드 | acc:+* ssw:+* | acc:+* ssw:+ | pv:-* ssw:+* | pv:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* |
| 스페인 | acc:-* ssw:+* | acc:+ ssw:+* | pv:-* ssw:- | pv:+ ssw:+ | ov: - ssw:+ | ov:+ ssw:+ |
| 스웨덴 | acc:-* ssw:+* | acc: - ssw:+* | pv:-* ssw:+* | pv:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+ |
| 영국 | acc:-* ssw:+* | acc: - ssw:+* | pv: - ssw:+* | pv: - ssw:+* | ov:-* ssw:+* | ov:-* ssw:+* |
| 미국 | acc:+* ssw:+* | acc:+ ssw:+ | pv:-* ssw:+* | pv:-* ssw:+ | ov:-* ssw:+ | ov:-* ssw:-* |

주: 1) ssw는 기대연금자산, pv는 정점가치, ov는 선택가치를 각각 의미함.

2) *는 유의수준 5%를 의미하며, + 혹은 -는 각 변수가 퇴직확률에 미치는 영향을 의미함.

자료: Gruber·Wise(2004)의 〈표 2〉를 참조함.

패널조사를 주로 사용하여, 공적연금기대자산이 맞벌이 가구의 부부로서 상호의 존적인 남성과 여성 각자의 퇴직에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 기대연금 자산이 남편의 퇴직결정에만 유의한 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 이때, 공적연금기대자산 추계의 기본인 연금급여 계산방법은 두 가지이다. 하나는 60%의 소득대체율을 평균소득에 단순 적용한 것이며, 다른 하나는 '99년 급여산식 만을 적용하였다. 즉, 개인의 연금급여 수준에 영향을 미치는 제도의 세부적 특성

은 물론, 급여인하·보험료인상이라는 핵심적인 제도변화를 반영하지 못함으로써, 기대연금자산을 과대평가할 가능성이 높다고 할 수 있다.

이승렬·최강식(2007)은 중·고령자를 분석대상으로 하여, 국민연금 기대자산이 높을수록 노동시장에서 은퇴할 가능성이 예상보다 크지는 않지만 존재한다는 결과를 제시하였다. 그러나 이들 연구 역시 최승현(2006)의 두 번째 방법을 그대로 사용하여 기대연금자산을 산출하고 있다는 점에서 동일한 한계를 갖는다. 다만, 연구목적에 의해 다양한 방법(퇴직확률에 대한 프로빗 분석과 노동시장 잔존기간에 대한 콕스 비례위험모형 등)을 활용·시도하고 있다는 점은 평가할 만하다.

안중범·정지운(2008)은 조기은퇴와 연금제도와의 연관성을 검토하기 위해 연금정책의 제도적 요인과 고령화라는 환경적 요인을 구분하여 분석하였다. 그 결과, 우리나라에서 기대연금자산의 소득효과에 의한 조기은퇴 경향은 크지 않고, 이보다는 고령화에 의한 노동시장 여건이 조기은퇴경향을 심화시키는 요인이라고 주장하였다. 하지만, 국가 간 비교라는 논문의 목적 상, 대표근로자인 평균임금 근로자에 대해 평균 가입 기간과 급여액 등을 적용함으로써, 퇴직결정에 대한 재무적 유인의 역할을 분석하는 것은 방법론적으로 불가능하다고 판단된다.

한편, 기대연금자산을 추계하지는 않지만, 연금 수급(혹은 가능) 집단을 비수급(혹은 불가능) 집단과 비교함으로써, 연금제도가 퇴직에 미치는 영향을 우회적으로 분석한 연구들이 존재한다⁸⁾. 먼저, 김원섭 외 3인(2007)은 국민연금 비수급집단에 비해, 수급집단의 퇴직자 비율이 높고, 퇴직연령분포 또한 수급가능연령대인 55~60세 사이에 더욱 밀집되었음을 보여주었다. 저자들은 이러한 결과가 간접적이지만 연금제도가 조기퇴직을 유발할 가능성과 아울러, 제도개선에 따라 조기퇴직을 지연시킬 수 있음을 시사한다고 주장한다⁹⁾. 물론, 제도적 특성 상 그와 같

7) 일명 '대표행위자 모형'으로써, 그 특징과 한계 등에 대해선 권혁진·한정림(2009)을 참조하기 바란다.

8) 이러한 연구들은 연금수급집단 내 개인들의 급여수준 차이로 인한 이질성을 고려하지 못한다는 점에서 큰 한계를 갖고 있음으로써, 그 해석에 신중해야 할 것으로 사료된다.

9) 이들의 분석방법은 'bunching analysis'라고 할 수 있으며, 또한 연금의 퇴직연령에 대한 제도화 효과로 이해할 수 있다. 각각에 대해 좀 더 자세한 내용은 권혁진·김대철(2009)과 장지연 외 6인(2008)을 참조하기 바란다.

은 개연성이 존재하지 않는 것은 아니지만, 제도개선을 구체적으로 어떻게 할 것인지, 예를 들어 조기퇴직에 대한 벌칙(감액율)을 어느 정도 할 때, 실질적 효과가 있는지에 대해서 합의하는 바는 매우 제한적일 수밖에 없다.

김원섭·우해봉(2008)은 국민연금제도가 퇴직에 미치는 영향을 연금수급이 퇴직을 앞당기는 수급효과와 연금가입자가 가입기간동안 퇴직을 연기하는 가입효과로 나누어 분석한다. 전체적으로 보면, 국민연금 가입이 퇴직행위에 미치는 효과는 유의미하지 않은 반면, 코호트 분석에서는 1945년 이전에 출생한 50대 후반의 국민연금 가입자의 퇴직연기 효과(가입효과)는 비가입자에 비해 강하다는 결과를 제시한다¹⁰⁾. 하지만, 동 저자들은 방법론 상의 한계 때문인지 그 이유에 대해 더 이상 분석하거나 해석을 시도하지 않는다는 한계를 갖는다. 예를 들어, 이하 4장의 분석결과에서 보듯이, 위 결과를 적절하게 해석하기 위해선 해당 코호트가 연금액이 매우 낮은 특례노령연금을 수급할 가능성이 높은 집단임에 주목할 필요가 있다.

김현수한정립(2010)은 중고령자의 노동 공급과 수요 측면을 동시에 고려함으로써, 이들의 퇴직결정에 미치는 영향을 포괄적으로 검토한 가장 최근의 연구라는 점에 의의가 있다. 이에 동 저자들은 개인의 노동공급 행태는 여전히 외부의 노동시장 여건에 영향을 받지만, 최근 들어 국민연금이 개인의 퇴직결정에 미치는 영향이 나타나기 시작했으며 이후 점차 확대될 것임을 주장하고 있다. 다만, 동 연구는 기대연금자산을 어떻게 추정하여 분석했는지에 대한 구체적인 설명이 존재하지 않음으로써, 그 결과 해석에 있어서 신중할 필요가 있다고 사료된다.

지금까지 살펴본 연구들이 연금제도가 퇴직결정에 미치는 영향을 직·간접적으로 살펴본 것이라면, 이와는 달리 연금제도가 근로세대의 노동공급에 미치는 영향을 분석한 연구들(이만우 외 2인, 2008; 강성호 외 2인, 2008)도 존재한다. 이 두 연구는 분석시기와 세부적인 분석가정 등에 다소 차이가 있기는 하지만, 한국노동패널을 이용하여 생애소득을 추정하는 한편, 기대연금자산의 정확한 계산을 위

10) 한편, 김원섭·우해봉(2008)은 선택가치 모형의 유용성과 필요성을 강조했음에도 불구하고, 이와는 다른 이산형 헤저드 모형을 통해 퇴직행태를 분석했다는 점에서 아쉬움을 남긴다.

해 필수적인 '88년 이후 국민연금제도의 변화 내용을 최대한 반영했다는 점에서 높게 평가할 만하다. 또한 두 연구 모두 기대연금자산이 클수록 근로세대의 노동 공급이 약하지만 증가한다는 결과, 즉 기존의 국외 연구 결과들과 비교할 때 매우 이례적인 결과를 공통적으로 제시한다는 점에서 향후 그 결과에 대해 면밀히 검토될 필요가 있다.

이러한 맥락에서 방법론 차원에서 두 연구의 특징을 살펴보면, 두 연구는 연금 급여에 큰 영향을 미치는 가입기간과 생애평균소득 산정 시, 개인이 최종학교 졸업 이후 퇴직연령까지 동일한 직종으로 국민연금에 가입(이만우 외 2인, 2008), 혹은 조사시점 가입상태가 60세까지 추계기간 동안 지속(강성호 외 2인, 2008)하는 것으로 가정한다. 하지만, 이들 가정은 실제보다 기대연금자산을 과대 추정하는 편의를 낳을 수 있는데, 이것이 분석결과에 미친 직·간접적인 영향이 고려될 필요가 있다. 한편, 동 연구들의 방법론을 보면, 기대연금자산 이외에도 재무적 유인 관련 변수들을 산출할 수 있었음에도 불구하고, 그 이상의 분석이 진척되지 않은 것은 아쉬운 대목이다.

이상의 검토를 통해 기존 국내 연구들의 특징과 한계를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라의 경우 연금제도가 퇴직결정에 미치는 영향은 아직까지 뚜렷하지 않은 것으로 판단된다. 예를 들어, 사용자료와 분석방법에 따라 그 영향이 관측되지 않는 경우가 존재하기도 하고, 존재하는 경우에도 매우 약하거나 혹은 기존의 실증결과와 이론적 예측과는 다른 결과가 나타나기도 한다.

둘째, 위와 같은 결과가 우리나라의 고유한 경제·사회적 환경과 연금제도의 미성숙이 원인일 수도 있지만, 분석에 필요한 자료와 방법이 충분히 제공·발전되지 못한 점이 중요한 원인으로 작용했을 가능성에 주목할 필요가 있다. 기존의 국외 연구들에서 보듯이, 연금제도가 퇴직결정에 미치는 영향에 대한 판단은 기대연금자산의 소득효과만을 고려하는 경우보다 재무적 유인과 같은 한계적 의사결정(소득대체효과)을 함께 고려할 때 그 의미가 있다고 판단된다.

하지만, 아직까지 국내연구에서는 기대연금자산 자체도 제대로 추계하기 힘든 실정이다. 예를 들어, 개인의 연금급여액을 계산하기 위해선 2~30여 년 동안의 가

입이력과 임금수준 등에 대한 정보가 필수적인데, 이를 충족시킬 수 있는 자료 자체가 존재하지 않는다. 다른 한편, 제한된 자료를 이용하는 경우에도 좀 더 정교한 방법론을 이용함으로써, 재무적 유인 변수들을 추계하여 분석에 포함시킬 수도 있지만, 아직까지 그러한 시도가 없었다는 것은 국내 연구의 한계일 수밖에 없다.

이에 본 연구는 KReIS(v3.4)를 이용하여 기대연금자산 추계의 정확성을 제고하는 동시에, 선택가치 모형을 활용하여 재무적 유인을 분석에 포함시킴으로써 연금제도가 퇴직결정에 미치는 영향을 좀 더 면밀히 검토해 보고자 한다. 특히, 동 모형은 연금급여 수준과 수급개시 연령, 급여산식, 노령연금과 연관된 가산·감액을 등과 같은 연금제도의 세부적 특성과 변화가 퇴직결정에 미치는 영향을 분석 가능하게 한다는 점에서, 관련 정책 수립에 중요한 시사점을 제공할 것으로 기대된다¹¹⁾.

III. 기대연금자산 관련 변수: 산출과 특징

1. 분석 자료와 대상

본 연구는 만 50세 이상 가구원이 있는 전국 5,000여 가구와 그 가구에 속하는 8,600여 가구원을 조사대상으로 하여 2005년부터 격년으로 조사하고 있는 국민연금연구원의 ‘한국노후보장패널(이하, KReIS) ver3.4’를 사용한다. 본 버전의 최대 장점은 전체 조사대상자 중 국민연금 행정자료와 일정 기준으로 매칭된 자들의 1988.1.~2009.12. 동안의 연금 가입 및 수급에 대한 월별 이력을 제공함으로써, 다른 어떤 자료에 비해 기대연금자산을 정확하게 추계할 수 있도록 한다는 점이다.

한편, 본 연구는 KReIS의 3차례 조사에 모두 참여한 6,629명 중에서 국민연금 가입 혹은 수급 이력이 있는 개인 2,827명¹²⁾을 일차로 선정하였다. 이들 중에서 타공

11) 본고의 4장 3절의 정책모의실험은 선택가치모형의 활용가능성을 보여주는 사례로도 의의를 갖는다.

12) 최소 1개월이라도 국민연금에 가입한 경험이 있는 경우에만 행정자료에 관련 정보가

적연금가입 및 수급자(6명), 유족장애연금 수급자(25명), 2009년 기준 54세 이하(1956년 이후 출생자)인 자(127명), 54세 이전에 이미 퇴직한 자(161명)¹³⁾, 법정 수급연령에 도달했지만 최소가입기간을 채우지 못한 반환일시금 수급자(461명)¹⁴⁾, 그리고 이력이 존재하기는 하지만 납부예외 등으로 인해 한 번도 국민연금보험료를 납부한 적이 없는 개인 등, 기대연금자산을 추계할 수 없는 개인(550명)을 제외하였다. 그 결과, 본 연구의 최종적인 분석대상자는 1,497명이다.

〈표 2〉 최종 분석대상자 출생연도 · 성별 분포

| | 특례집단 | | | 일반집단 | | |
|------------|------|-----|-----|------|-----|-----|
| | 여자 | 남자 | 소계 | 여자 | 남자 | 소계 |
| ~1930년 이전 | 3 | 4 | 7 | - | - | - |
| 1931-1940년 | 83 | 231 | 314 | 2 | 4 | 6 |
| 1941-1950년 | 140 | 379 | 519 | 73 | 232 | 305 |
| 1951-1955년 | - | - | - | 123 | 223 | 346 |
| 계 | 226 | 614 | 840 | 198 | 459 | 737 |

주: '특례집단'은 특례노령연금 수급집단, '일반집단'은 현재 가입 중이거나 혹은 완전·감액·조기·재직자 노령연금 수급집단을 의미함.

정리하면, 54~69세 동안 국민연금 가입 및 수급이력이 존재하고, 현재 노령연금을 수급하거나 혹은 가입 중인 자들이 본 연구의 분석대상이다. 이때, 특례노령연금의 특이성을 고려하여, 전체 분석대상자들을 '특례노령연금 수급집단'(이하, '특례 집단')과 '일반 집단'(현재 가입 중이거나 혹은 완전·감액·조기·재직자 노령연금 수급자)으로 구분하여 분석한다. 〈표 2〉는 두 집단의 출생연도와 성별분포이다.

존재한다. 즉, 나머지 3,802명은 2009년 현재 국민연금에 최소 1개월도 가입한 경험이 없는 개인들이다. 이는 국민연금이 충분히 성숙되지 않았음을 의미하는 동시에, KReIS의 조사대상 모집단이 다른 조사 자료들에 비해 연령이 상대적으로 높음을 의미한다.

13) 본 연구에서 정의하는 퇴직(시점)에 대해선 다음 3절을 참고하기 바란다.

14) 이 중에서 380명은 반환일시금 수급이력이 존재하는 반면, 81명은 해당 이력이 존재하지 않는다. 하지만, 이들은 1948년 이전 출생자로서 '09년 기준 61세에 도달했음에도 최소가입조건을 충족하지 못함으로써 연금수급 가능성이 희박한 점을 고려하여 제외하였다.

2. 연금월액과 기대연금자산 관련 변수 산출

가. 연금월액

연금월액은 기대연금자산과 재무적 유인 변수들을 산출하기 위한 기초 변수로서 매우 중요하다. 그런데 국민연금 연금월액 계산 과정은 아래에서 보듯이 상당히 복잡함으로써 상당한 주의가 필요하다. 구체적으로 말하면, 현재 국민연금 월급여액은 수식 (1)에서 보듯이, 수식 (2)를 통해 계산된 기본연금액(BPA)에 노령연금 종별 수급요건과 지급율 및 제한율(〈표 3〉 참고)을 곱한 후, 부양가족 수에 따른 연금액을 더한 금액이 된다. 이때, 기본연금액은 기본적으로 “급여계수×(A+분배상수×B)×가입기간”이지만, ‘88년 제도 도입 이후 몇 차례의 개혁으로 인해 총가입월수에서 특정 기간의 가입월수 비중과 각 기간별로 적용되는 급여계수와 분배상수의 값이 다르다.

연금월액 = 기본연금액(BPA)×연금종별 지급율 및 제한율+부양가족 연금액 (1)

$$BPA = [2.4(A + 0.75B) \times P_1/P + 1.8(A + B) \times P_2/P + 1.5(A + B) \times P_3/P + 1.485(A + B) \times P_4/P] \times (1 + 0.05n/12) \quad (2)$$

A: 연금 수급 전 3년간 전체 가입자의 평균소득월액(균등부분),

B: 개인의 가입기간 전체 평균 기준소득월액(소득비례부분),

P: 개인의 전체 가입월수, P₁: 1998.12.31. 이전 가입월수,

P₂: 1999.1.1.~2007.12.31. 동안의 가입월수, P₃: 2008년 가입월수,

P₄: 2009년 가입월수

n: 20년 초과 가입월수

단, 2010년에서 2028년까지의 가입기간에 대해서는 급여계수가 1.485에서 매년 0.015씩 감소하여 최종적으로 2028년에 1.2를 적용.

더욱이 본 연구에서와 같이 t기에 퇴직하는 경우와 퇴직을 t+a(a>0)기로 연

기하는 경우의 기대연금자산 차이를 비교하고자 한다면, 실제 수급연도와 관계없이 각 연도별로 그동안의 가입이력을 고려하여 연금월액을 반드시 계산해야 함으로써, 그 계산과정은 상당히 복잡하며 세심한 주의가 요구된다. 여하튼 연도별 연금월액에 대한 구체적인 산출과정은 다음과 같다.

먼저, KReIS에서 월별로 제공되는 가입자료는 1988.1.~2009.12.기간 동안 실제로 국민연금에 가입한 월(납부예외 등 포함)만을 포함한 반면, 수급자료는 가입기간 동안의 모든 월(총 264개월)을 포함한다¹⁵⁾. 두 자료를 개인아이디와 연월을 기준으로 결합(merge)한 후¹⁶⁾, 2009년 현재 계속 가입 중인 자들의 미가입 연월에 대해서는 결측값을 생성함으로써, 1988.1.~2009.12. 동안의 balanced panel을 구축하였다.

다음으로 월별 정보를 연간 단위로 집계한다. 집계한 주요 연간 단위 변수는 가입종별(사업장·지역·사업장임의·지역임의) 납부 개월수와 보험료 합계 및 기준소득월액 합계¹⁷⁾ 변수 등이다. 이를 기초로 식 (2)에서의 기본연금액(BPA)을 계산하고자 할 때 가장 주의해야 할 변수는 각 연도별 개인의 생애월평균소득(B값)이다. 이때, 그 산식은 식 (3)으로써, 각 연도별로 당해 연도까지의 재평가된 기준소득월액¹⁸⁾을 가입기간으로 나눈 것이 B값이다¹⁹⁾.

- 15) 가입자료에는 기준소득월액·가입상태·가입종별·수납상태·반환일시금반납여부, 수급자료에는 가입상태·가입종별·기준소득월액·수급상태·급여세부종류·중복급여·소멸·정지사유·연금월액이 포함되어 있다. 이외에도 추가가입기간 및 지급개시연월 등과 같은 집계변수들이 존재한다.
- 16) 가입관련 정보는 가입자료와 수급자료에 일부 공통적으로 존재하지만, 관련 정보가 더 세부적인 가입자료상의 정보를 이용한다.
- 17) 보험료는 원자료에서 제공되지 않음으로써, 기준소득월액과 1988년 이후 가입종별 보험료를 이용하여 직접 계산한다. 제도 도입 이후 연금보험료의 변화는 권혁진·한정림(2009)을 참고하기 바란다.
- 18) 재평가율은 가입자 개인의 가입기간 중 매년의 기준소득월액을 연금수급 전연도의 현재가치로 환산하기 위한 비율로서 보건복지부에 의해 매년 변경·고시된다. 한편, 지난 20여 년 동안 고시된 재평가율을 수집하는 것이 용이하지 않기에 본 연구에서는 복지부에서 고시되는 재평가율의 산식을 그대로 적용하여 식 (3)에서와 같이 직접 계산한다.
- 19) 원자료를 보면 가입상태이면서도 기준소득월액이 제공되지 않는 관측치들이 존재하는데, 이것은 추후납부 혹은 반환일시금 반납을 통해 가입기간을 복원한 것이다. 따라서 해당 월을 포함하여 계산하는 경우 B값이 하향편의되는 점을 고려하여, B값 계산에서는 해당 월을 제외한다. 그러나 최종 연금월액을 산정하기 위한 추가가입월수에는 포함하여 계산하였다.

$$B_R = \left(\sum_{t=1988}^R SMI_t \cdot \frac{A_R}{A_t} \right) \div \left(\sum_{t=1988}^R D_t \right) \quad (3)$$

B_R : R-연도의 생애월평균소득, A_t : t-연도의 A값,

SMI_t : t-연도의 기준소득월액 합계, D_t : t-연도의 가입월수 합계

이처럼 연도별로 산출된 B값, '88년 이후 A값 실적치, 특정 연도별 비례분배상수와 그에 따른 가입기간 비율을 식 (2)에 적용하여 기본연금액(BPA)을 산출한 후, 분석대상자 개인의 각 연도별 연령과 '88년 이후 당해 연도까지의 누적 가입월수에 따라 <표 3>의 연금종별 지급율 및 제한율을 적용하여 연금월액을 최종 산출하였다²⁰⁾.

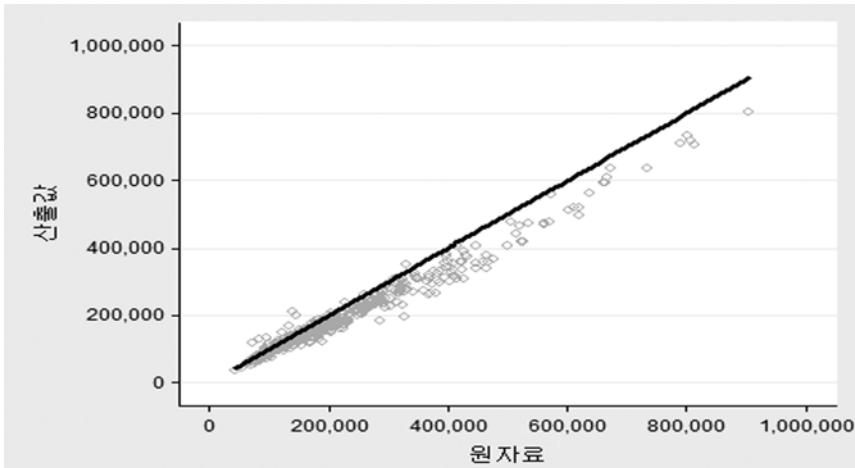
<표 3> 노령연금 종별 수급요건 및 급여수준

| 구분 | 수급요건 | 급여수준 |
|----------|---|---|
| 완전 노령 | 가입기간 20년 이상, 60세에 도달한 자 | 기본연금액(100%)+부양가족연금액 |
| 감액 노령 | 가입기간 10년 이상 20년 미만으로 60세에 도달한 자 | 가입기간 10년의 경우 - 기본연금액의 50%+부양가족연금액 - 가입기간 1년 증가시마다 기본연금액의 5%를 증액 |
| 재직자 노령 | 완전노령연금수급권자 또는 감액노령연금 수 급권자가 65세 이전에 소득 있는 업무에 종 사하는 경우 | 가입기간 10년, 60세인 경우 - 기본연금액의 50% × 50%(연령별 지급율) - 가입기간 1년 증가시 마다 기본연금액의 5%를 증액 - 연령 1세 증가시 마다 연령별 지급율 10%를 증액 |
| 조기 노령 | 가입기간 10년이상, 연령55세 이상인 자가 소득있는 업무에 종사 하지 아니하고, 60세 도달전에 청구한 경우 | 가입기간 10년, 55세인 경우 - 기본연금액의 50%×70%(연령별 지급율)+부양가족연 금액 - 가입기간 1년증가시 마다 기본연금액의 5%를 증액 - 수급개시 연령 1세 증가시 마다 연령별 지급율 6% 를 증액 |
| 특례 노령 연금 | 가입기간 최소 5년~최 대 15년, 60세 이상, 1949년 4월 1일 이전 출생자. | 가입기간 5년인 경우 - 기본연금액의 25%+부양가족연금액 - 가입기간 1년 증가시 마다 기본연금액의 5%를 증액 * 국민연금제도의 최초시행(1988년 1월1일), 농어촌지 역 확대(1995년 7월 1일) 및 도시지역 확대(1999년 4 월 1일) 당시 나이가 많아 연금수급을 위한 최소가 입기간을 채울 수 없는 사람들을 위해 시행함. |

자료: 국민연금공단 홈페이지(www.nps.or.kr/jsppage/info/easy/easy_04_02.jsp)

〈그림 1〉은 분석대상자 개인이 실제로 최초 수급한 연금월액과 최초 수급시점에서 위의 계산과정을 거쳐 산출한 연금월액을 비교하고 있다. 본 연구에서 산출한 연금액이 실제 연금액에 비해 상대적으로 낮게 나타나고 있고, 평균적으로 보면 산출한 금액이 실제 금액에 비해 약 19,381원 정도 낮다. 산출 연금액이 부양가족 연금을 고려하지 않은 점을 고려하면, 이 결과는 상당히 양호한 것으로 판단된다. 이하에서는 이상의 과정을 통해 산출한 연금월액에 기초하여 기대연금자산과 재무적 유인 변수들의 산출과정과 그 특징을 살펴볼 것이다.

〈그림 1〉 연금월액: 산출 금액과 실제 금액의 비교



나. 기대연금자산

연령이 a 인 근로자가 h 세에 퇴직을 하는 경우의 기대연금자산(SSW)은 식 (4)와 같이 정의한다. 이때, P_t 와 C_t 는 2009년 가격으로 환산한 t 연도의 연간 연금급여와 퇴직을 연기하는 기간 동안의 납부보험료를 각각 의미한다. 그리고 d 는 예상

20) 실제 연금월액에는 부양가족 연금액이 더해지는데 본 연구에서는 이를 고려하지 않는다. 왜냐하면 원자료의 부양가족에 대한 변수의 값은 최근 시점의 정보를 과거까지 소급한 것이기 때문이다. 한편, 부양가족연금액은 배우자 월 약 1만 9천원, 자녀 및 부모는 약 1만 3천원 수준(2011년 4월~2012년 3월)으로써, 매년 물가상승률로 조정된다.

사망시점으로써, 본 연구에서는 2009년 생명표(통계청)의 출생연도별 기대수명에 따른다.

좀 더 구체적으로 설명하면, 본 연구에서는 중고령자가 각 연도 말에 퇴직에 대한 결정을 한다고 가정한다. 이때, 바로 퇴직을 하는 경우($h = a$)의 $SSW_{a,h}$ 는 다음 연도부터 사망시점까지 받을 것으로 예상하는 총 연금자산 규모를 의미한다. 반면에 퇴직을 연기하는 경우($h > a$)의 $SSW_{a,h}$ 는 연기한 퇴직시점부터 사망시점까지 받을 수 있는 총 연금자산에서 연기한 기간 동안 납부한 보험료를 차감한 금액을 의미한다.

$$SSW_{a,h} = \left\{ \begin{array}{ll} \sum_{t=h+1}^d P_t & (h = a \text{인 경우}) \\ \sum_{t=h+1}^d P_t - \sum_{t=a+1}^h C_t & (h > a \text{인 경우}) \end{array} \right\} \quad (4)$$

한편, 바로 퇴직을 하는 경우($h = a$)의 $SSW_{a,h}$ 가 기존 연구들이 나름의 방법을 이용하여 추정한 기대연금자산과 개념적으로 동일하다. 즉, $SSW_{a,h}(h = a)$ 가 클수록 퇴직할 가능성이 높다는 것이 일반적으로 예측되는 결과이며, 이를 연금의 소득효과로 해석한다.

다. 기대연금자산의 증가분(SSW accrual)

기대연금자산의 증가분(SSW accrual, 이하 ACC)은 현재 퇴직하는 경우의 기대연금자산과 퇴직을 바로 다음 기로 연기하는 경우의 기대연금자산 간 차이로써 식 (5)와 같이 정의된다(Fields · Mitchell, 1984; Hausmans · Wise, 1985). 만일 ACC가 0보다 크다면, 퇴직연기에 따른 기대연금자산 증가가 수급기간 단축에 따른 기대연금자산의 감소를 상쇄할 수 있다는 것을 의미한다. 따라서, ACC가 0보다 크면 클수록, 현재 퇴직할 확률은 점점 낮아지게 된다.

$$ACC_a = SSW_{a,a+1} - SSW_{a,a} \quad (5)$$

라. 정점가치(Peak Value)

정점가치(Peak Value)는 현재 퇴직하는 경우의 기대연금자산과 현재 이후 최대의 기대연금자산을 획득할 수 있는 시기로 퇴직을 연기하는 경우의 기대연금자산의 차이로써 식 (6)으로 정의된다(Coiles·Gruber, 1999). 만일 정점가치의 부호가 양수이고, 그 값이 크면 클수록 퇴직시기를 늦추는 것이 재무적 측면에서는 유리하다. 한편, 연령이 높아질수록 정점가치는 비록 비선형적이지만 축소되는 것이 일반적이라고 할 수 있다. 연령이 높을수록 법정 수급연령에 가까워지는 동시에, 고용기회가 줄어들음으로써 퇴직연기 시 기대연금자산을 증가시킬 수 있는 기회가 축소되기 때문이다.

$$PV_a = \max(SSW_{a,h} - SSW_{a,a}) \quad h = a + 1, a + 2, \dots, R \quad (6)$$

마. 선택가치(Option Value)

Stocks·Wise(1990)에 따르면, 선택가치는 소비의 효용을 분석에 포함시킴으로써 노동과 여가의 상충성을 고려한다. 즉, 퇴직시점에 상대적으로 가까운 중고령자는 연금급여와 퇴직 이후 여가로부터 얻는 효용, 그리고 근로소득에 따른 효용과 근로에 따른 비효용을 비교하여 퇴직결정을 한다. 이때, Stocks·Wise(1990)에서는 소비의 효용함수는 세후소득의 등탄력적인 함수형태($u(Y) = Y^\gamma$)로 가정하고, 근로에 따른 비효용은 연금급여를 $\kappa(>1)$ 의 가중치로 설정하여 가정한다. 이에 본 연구에서도 연령이 a 인 근로자가 퇴직을 연령 $h(>a)$ 로 연기하는 경우의 할인된 기대효용을 식 (7)과 같이 가정한다. 이때, W_t 는 국민연금 보험료 납부 후 소득을 의미하며, 두 모수인 $\kappa = 1.2$, $\gamma = 0.75$ 로 가정한다²¹⁾.

21) 본 연구에서는 가정하는 모수에 따른 결과에 큰 차이가 없음을 고려하여(Warrens·

$$V_{a,h} = \sum_{t=a+1}^h W_t^\gamma + \sum_{t=h+1}^d [\kappa P_t]^\gamma \quad (7)$$

$$OV_a = \max(V_{a,h} - V_{a,a}) \quad h = a+1, a+2, \dots, R \quad (8)$$

이에 식 (8)의 선택가치는 현재 퇴직 시 기대효용과 퇴직을 연기할 때 이후 얻을 수 있는 최대의 기대효용 간 차이를 의미한다. 따라서 선택가치와 정점가치 개념은 상당히 유사한 것이 사실이다. 즉, 두 개념은 현재 퇴직하는 경우의 기댓값과 현재 이후 생애과정에서 얻을 수 있는 최대의 기댓값 간 차이로써, 그 차이가 클수록 퇴직을 연기할 가능성이 높다는 것을 의미한다. 하지만, 정점가치는 연금자산액의 차이, 반면에 선택가치는 효용의 차이를 고려한다는 점에서 다르다. 또한 선택가치는 퇴직연기 이후 근로에 따른 효용과 비효용을 고려한다는 점에서 정점가치와 다르다²²⁾²³⁾.

3. 퇴직시점

퇴직결정요인 관련 연구들에서 부딪히는 중요한 문제 중의 하나는 퇴직시점을 결정하는 문제이다. 이것은 퇴직에 대한 정의와 연관된 문제로써, 연구자마다 사

Oguzoglu, 2010; Grubers·Wise, 2004), 관련 연구들에서 많이 인용·가정하는 Blundell·Meghirs·Smith(2002)와 Stocks·Wise(1990)에 따른다. 향후 발전된 연구에서는 우리나라에 적합한 모수를 이용한 분석이 가능해지기를 기대한다.

22) 좀 더 자세한 내용은 Grubers·Wise(2004, 1장)을 참조하기 바란다.

23) 지금까지 설명한 개념들을 사례를 통해 독자들의 이해를 돕고자 한다. 먼저, 현재 60세인 A가 있는데, 이때 40~59세까지 20년간 A의 연금가입이력자료가 있다고 하자. 다음으로 A가 40세에 퇴직을 한다고 가정하면 40세까지의 연금가입이력을 기초로 기대연금자산을 산출한다. 이 과정을 40세에서 예상사망시점까지 반복함으로써 각 연령별로 기대연금자산을 산출한다. 이때, 산출된 기대연금자산액과 그에 따른 효용(근로소득 포함)이 가장 큰 시점이 58세로 동일하다고 가정하자. 이를 근거로 40세의 ACC, 정점가치, 선택가치를 산출하는 과정은 다음과 같다. ACC는 40세와 다음 기인 41세의 기대연금자산과의 차이, 정점가치는 기대연금자산이 최대인 58세 값에서 40세의 기대연금자산과 41~58세까지 납부한 보험료를 빼줌으로써 산출할 수 있다. 그리고 40세 시점의 선택가치는 기대연금자산과 근로소득으로부터 얻는 효용이 최대인 58세 값에서 40세의 기대효용을 빼서 산출한다. 마지막으로 이러한 과정을 예상사망시점까지 반복함으로써, 위 세 변수의 각 연령별 값들을 산출한다.

용하는 정의가 서로 다르기 때문이다. 사실, 퇴직시점과 연금수급 시점이 일치한다면 별다른 문제가 없을 수 있지만, 현실적으로 모든 사람들이 그러한 것은 아니다²⁴⁾.

더욱이 현재 국민연금의 경우 법정 수급연령은 60세이나 최소가입기간을 채우지 못한 자들을 위하여 임의가입을 허용하고 있다. 이때, 임의가입기간은 65세까지인데, 65세에 도달해서도 최소가입기간을 채우지 못하는 경우도 존재한다. 예를 들어, 국민연금 가입 및 수급 이력 원자료를 보면, 최소가입 미충족자는 물론, 60세에 도달했을 때 최소가입기간이 넘었지만 이후에도 국민연금에 가입하는 경우를 볼 수 있다.

이에 본 연구에서는 기본적으로 KReIS에서 제공하는 퇴직시점(완전퇴직)을 이용한다. 하지만, 동 문항에 응답하지 않은 자들 중에서 60세가 초과하고 연금을 수급하는 등, 더 이상 근로하는 것으로 판단하기 힘든 자들에 대해서는 연금가입이력자료에서 국민연금에 최종으로 가입한 연도를 퇴직시점으로 정의한다²⁵⁾.

IV. 기대연금자산이 퇴직(결정)에 미치는 영향

1. 연령별 기대연금자산, ACC, 정점가치, 선택가치

〈표 4〉는 일반집단에 대한 주요 변수들의 연령별 분포를 보여주고 있다. 중위값을 기준으로 보면, 기대연금자산의 경우 연령이 높아질수록 증가하는데 60세에 약 1억 2천만 원으로 가장 높고, 이후 조금씩 감소하고 있다. 이는 연령이 높아질수록 퇴직을 연기함으로써 얻는 이득이 수급기간 단축으로 인한 기대연금자산의 축소에 비해 점차 줄어든다는 것을 의미한다. 특히, ACC를 통해 특정 연령에서 퇴직을

24) 퇴직개념에 대한 관련 논의들과 다양한 퇴직경로에 대해선 국민연금연구원(2010)을 참조하기 바란다.

25) 본 연구의 분석대상자 중에서 퇴직시점에 응답한 자는 402명(일반집단 124명, 특례집단 278명)이며, 무응답자는 1,057명(일반집단 533명, 특례집단 524명)이다.

1년 연기하는 경우의 이득과 손실이 상대적 변화가 매우 다양한 것을 볼 때, 연령 변화에 따른 기대연금자산의 변화는 쉽게 예측하기는 힘들다. 다만, ACC의 경우 중위값 기준으로 59세 이상에서는 퇴직연기로 인한 이득이 수급기간 단축에 따른 손실을 충분히 보상하기 힘든 것은 물론, 점차 그 손실이 더욱 크다고 할 수 있다.

정점가치와 선택가치의 변화 패턴은 ACC에 비해서는 비교적 단순한 편이다. 예를 들어, 한 개인이 자신의 생애에서 가장 높은 기대연금자산을 획득하는 연령이 있다고 하자. 이때, 그 연령에 가까워질수록 정점가치와 선택가치는 양수이지만 점차 줄어들 것이고, 해당 연령을 초과한 시점에서는 퇴직연기로 인한 이득보다 손실이 더욱 커짐으로써 그 값은 음수로 전환되고 절대값이 상승할 것이다. 따라서 그 시점을 지나면 정점가치와 ACC의 값은 일치하게 된다. 이는 <표 4>를 통해서도 확인할 수 있다.

한편, 여기서 주목할 만한 또 다른 현상은 모든 변수들에 있어서 분위별로 그 차이가 매우 크다는 것이며, 또한 ACC, 정점·선택가치 값이 음수로 전환하는 연령

<표 4> 연령별 기대연금자산과 ACC, 정점가치, 선택가치: 일반집단

| 연령 | 기대연금자산 | | | ACC | | | 정점가치 | | | 선택가치 | | |
|----|--------|-------|--------|------|--------|-------|-------|--------|-------|------|------|------|
| | 중위값 | 10분위 | 90분위 | 중위값 | 10분위 | 90분위 | 중위값 | 10분위 | 90분위 | 중위값 | 10분위 | 90분위 |
| 54 | 1,498 | 238 | 15,480 | 158 | 0 | 4,409 | 3,795 | 7 | 9,141 | 176 | 21 | 351 |
| 55 | 5,739 | 295 | 16,581 | 393 | 0 | 1,730 | 2,539 | 5 | 7,407 | 127 | 18 | 295 |
| 56 | 6,918 | 402 | 18,297 | 571 | 0 | 4,717 | 1,811 | 5 | 6,681 | 92 | 14 | 249 |
| 57 | 7,620 | 414 | 18,096 | 465 | 0 | 1,486 | 1,100 | 3 | 5,535 | 62 | 5 | 205 |
| 58 | 9,250 | 457 | 19,405 | 397 | -225 | 4,575 | 450 | -225 | 5,108 | 30 | -7 | 176 |
| 59 | 10,140 | 790 | 19,005 | -98 | -580 | 423 | -98 | -580 | 423 | 8 | -11 | 45 |
| 60 | 12,189 | 6,210 | 19,774 | -414 | -788 | -127 | -414 | -788 | -127 | -11 | -17 | -5 |
| 61 | 11,305 | 8,382 | 20,961 | -382 | -703 | -160 | -382 | -703 | -160 | -10 | -16 | -6 |
| 62 | 11,086 | 8,141 | 17,780 | -313 | -662 | -163 | -313 | -662 | -163 | -9 | -15 | -6 |
| 63 | 11,290 | 7,829 | 17,418 | -560 | -920 | -263 | -560 | -920 | -263 | -13 | -19 | -8 |
| 64 | 10,990 | 5,643 | 20,585 | -238 | -517 | -59 | -238 | -517 | -59 | -8 | -13 | -4 |
| 65 | 10,751 | 5,406 | 20,069 | -667 | -1,244 | -253 | -667 | -1,244 | -253 | -15 | -24 | -7 |

주: 기대연금자산, ACC, 정점가치의 단위는 만원(2009년 기준 불변가격)이며, 선택가치는 만으로 나눈 것임.

〈표 5〉 연령별 기대연금자산과 ACC, 정점가치, 선택가치: 특례집단

| 연령 | 기대연금자산 | | | ACC | | | 정점가치 | | | 선택가치 | | |
|----|--------|-------|-------|------|------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|
| | 중위값 | 10분위 | 90분위 | 중위값 | 10분위 | 90분위 | 중위값 | 10분위 | 90분위 | 중위값 | 10분위 | 90분위 |
| 54 | 173 | 26 | 5,444 | 22 | 4 | 1,629 | 4,211 | 2,633 | 6,579 | 234 | 155 | 365 |
| 55 | 202 | 26 | 6,218 | 35 | 3 | 2,707 | 3,591 | 2,151 | 5,865 | 204 | 126 | 311 |
| 56 | 263 | 39 | 6,831 | 69 | 3 | 2,898 | 3,068 | 1,505 | 5,022 | 172 | 91 | 268 |
| 57 | 404 | 42 | 7,711 | 367 | 2 | 2,650 | 2,599 | 964 | 4,080 | 135 | 62 | 214 |
| 58 | 3,155 | 54 | 8,604 | 438 | 1 | 2,833 | 1,783 | 419 | 3,586 | 101 | 29 | 187 |
| 59 | 3,785 | 57 | 9,213 | 28 | -192 | 2,599 | 276 | -192 | 3,102 | 25 | 0 | 163 |
| 60 | 3,902 | 73 | 8,937 | -103 | -361 | 171 | -103 | -361 | 2,830 | -4 | -10 | 146 |
| 61 | 2,532 | 44 | 8,255 | 5 | -322 | 2,341 | 232 | -322 | 2,881 | 20 | -9 | 151 |
| 62 | 2,576 | 45 | 7,883 | -10 | -206 | 2,050 | 30 | -206 | 2,683 | -2 | -7 | 148 |
| 63 | 2,478 | 45 | 7,706 | -41 | -239 | 2,200 | -41 | -239 | 2,657 | -2 | -7 | 134 |
| 64 | 2,544 | 43 | 7,496 | -81 | -300 | 66 | -81 | -300 | 2,565 | -3 | -8 | 130 |
| 65 | 2,472 | 49 | 7,353 | -108 | -335 | 1,991 | -108 | -335 | 2,421 | -4 | -9 | 123 |
| 66 | 2,376 | 61 | 7,128 | -97 | -390 | 2,044 | -97 | -390 | 2,471 | -4 | -10 | 113 |
| 67 | 2,361 | 81 | 6,447 | -111 | -357 | 1,924 | -111 | -357 | 2,241 | -4 | -10 | 100 |
| 68 | 2,321 | 106 | 6,112 | -126 | -314 | 2,015 | -126 | -314 | 2,088 | -4 | -9 | 87 |
| 69 | 2,263 | 1,770 | 4,344 | -135 | -221 | -51 | -135 | -221 | -51 | -5 | -7 | -2 |

주: 기대연금자산, ACC, 정점가치의 단위는 만원(2009년 기준 불변가격)이며, 선택가치는 만으로 나눈 것임.

이 상위 분위일수록 1~2세 늦는 등 변화패턴 역시 차이가 존재한다.

다음으로 〈표 5〉는 특례노령연금 수급집단에 대해 ACC, 정점·선택가치를 산출한 결과를 보여주고 있다. 먼저, 기대연금자산의 경우 전반적인 수준이 일반집단에 비해 매우 낮은 수준이다. 중위값 기준으로 일반집단의 기대연금자산의 2~30% 수준에 지나지 않고, 상위 90분위의 경우에도 크게 다르지 않다.

여기서 가장 주목할 만한 것은 상위 90분위의 ACC, 정점·선택가치의 값이 60대말까지도 양수로 나타나고 있다는 점이다. 이것은 특례노령연금의 수급자 중 상위계층은 60세가 넘어서도 국민연금에 계속해서 가입함으로써 기대연금자산을 증가시켰음을 의미한다. 그 결과, 퇴직을 연기하는데 따른 이득(가입기간 증가와

그에 따른 수급액 증가)이 수급기간 단축에 따른 손실을 충분히 보상하고 있음을 보여준다. 다른 한편, 특례수급집단 중 중하위 계층은 60세 초반에 ACC, 정점·선택가치가 음수로 전환·감소함으로써, <표 4>의 일반집단과 유사하다.

2. 퇴직확률 분석

본 절에서는 기대연금자산과 퇴직 연기에 따른 기대연금자산의 한계적 변화(ACC, 정점가치, 선택가치)가 퇴직확률에 미치는 영향을 분석한다. 종속변수는 퇴직할 시점을 '1'로 하고, 퇴직이전은 '0'으로 하며, 분석대상자들을 일반집단과 특례집단으로 구분하고, 각 집단에 속한 자들의 54~69세에 해당하는 관측치를 pooling 하여 프로빗 분석을 수행한다. 이때, 기대연금자산의 한계적 변화를 의미하는 ACC, 정점가치, 선택가치 변수를 각각 하나씩 포함하여 모형을 구성하며, 연령변수를 선형 혹은 더미변수로 포함하는 모형으로 구분하여 실행한다. 연령변수를 더미변수로 만들어 포함시키는 모형이 선형으로 가정한 모형에 비해 각 연령에 따른 퇴직결정의 다양성을 상대적으로 더 분명하게 보여줄 것이라 예상할 수 있다. 마지막으로 본 분석에서는 일부 개인 특성 변수들(성, 교육수준)을 포함한다²⁶⁾.

<표 6>은 일반집단에 대한 분석결과를 보여주고 있다. 기대연금자산의 경우 모든 모형에서 퇴직확률에 '+'의 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 통계적 유의성은 모형에 따라 차이가 난다. ACC모형에서는 1%, 정점가치모형에서는 5% 신뢰수준에서 유의하지만, 선택가치모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다.

26) KReIS는 아직까지 3차례('05, '07, '09) 밖에 조사되지 않음으로써 시간에 따라 변화할 수 있는 개인특성 변수들을 충분히 확보할 수 없다. 이에 본 연구에서는 시간에 따라 변하지 않는 성별과 교육수준 변수만을 통제하여 분석한 결과만을 제시한다. 다만, 다른 특성 변수들(가구원수, 가구주여부, 배우자유무, 건강상태)의 2005년 이전 값이 1차년도 조사값과 같다는 매우 강한 가정을 두고 본고와 동일한 분석을 수행했다. 이때, 그 결과는 본문의 결과와 크게 다르지 않은 것은 물론, 기대연금자산 관련 변수들의 한계효과가 상대적으로 더 크게 나타난다. 하지만, 너무 강한 가정에 근거한다는 점에서 그 결과를 여기서 제시하지 않을 것인데, 이에 관심있는 독자가 요구하는 경우 제공할 수 있음을 밝힌다.

〈표 6〉 퇴직확률 분석: 일반 집단

| | ACC /연령선형 | ACC /연령더미 | 정점가치 /연령선형 | 정점가치 /연령더미 | 선택가치 /연령선형 | 선택가치 /연령더미 |
|----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 기대연금자산 | 0.00026** (0.00008) | 0.00026** (0.00008) | 0.00015* (0.00008) | 0.00017* (0.00008) | 0.00007 (0.00006) | 0.0001 (0.00007) |
| 재무적 유인 | -0.00141*** (0.00035) | -0.00114** (0.00035) | -0.00156*** (0.00023) | -0.00148*** (0.00023) | -0.06200*** (0.00548) | -0.05874*** (0.00558) |
| 연령(만나이) | 0.02948*** (0.0027) | - | 0.02210*** (0.00276) | - | 0.01287*** (0.00242) | - |
| 55세더미 | - | 0.02909 (0.02181) | - | 0.0213 (0.02004) | - | 0.01153 (0.01662) |
| 56세더미 | - | 0.03345 (0.02373) | - | 0.01856 (0.02078) | - | 0.00515 (0.01641) |
| 57세더미 | - | 0.07013* (0.02919) | - | 0.04005 (0.02467) | - | 0.0177 (0.01897) |
| 58세더미 | - | 0.08283* (0.03316) | - | 0.03615 (0.02647) | - | 0.00984 (0.01892) |
| 59세더미 | - | 0.04756 (0.03526) | - | 0.00747 (0.02559) | - | -0.01692 (0.01522) |
| 60세더미 | - | 0.75058*** (0.04634) | - | 0.66398*** (0.06053) | - | 0.51754*** (0.07518) |
| 61세더미 | - | 0.22178* (0.11167) | - | 0.13573 (0.09183) | - | 0.05248 (0.0594) |
| 62세더미 | - | 0.25602 (0.13117) | - | 0.16209 (0.11023) | - | 0.06828 (0.07326) |
| 63세더미 | - | 0.15819 (0.13865) | - | 0.08163 (0.10476) | - | 0.01755 (0.0601) |
| 64세더미 | - | 0.53777** (0.2027) | - | 0.41307 (0.21147) | - | 0.24508 (0.18419) |
| 65세더미 | - | 0.70877** (0.22961) | - | 0.59598* (0.28461) | - | 0.41763 (0.30747) |
| 교육더미 (초등이하) | -0.02699* (0.01139) | -0.03051** (0.01168) | -0.02459* (0.01039) | -0.02709* (0.01078) | -0.02119* (0.00835) | -0.02366** (0.009) |
| 교육더미 (대학이상) | -0.02497 (0.01466) | -0.02478 (0.01538) | -0.01922 (0.01387) | -0.01929 (0.01466) | -0.00819 (0.01248) | -0.00891 (0.01368) |
| 성별더미 | -0.04821** (0.01671) | -0.05919*** (0.01778) | -0.03119* (0.01487) | -0.03996* (0.01595) | -0.01688 (0.01153) | -0.02499 (0.01294) |
| r2_p | 0.1597 | 0.2502 | 0.1774 | 0.2692 | 0.2166 | 0.3021 |
| bic | 1370.334 | 1302.913 | 1342.652 | 1273.104 | 1281.266 | 1221.799 |
| N | 2346 | 2345 | 2346 | 2345 | 2346 | 2345 |
| ll | -658.0056 | -585.496 | -644.1643 | -570.5915 | -613.4715 | -544.939 |

주: 1) 54-65세에 해당하는 관측치를 pooling하여 프로빗 모형으로 분석한 결과로써, 계수값은 한계효과(marginal effect)를 의미하며, (-)는 표준오차를 의미함.

2) * p(0.05); ** p(0.01); *** p(0.001)

3) 연령·교육성 더미변수는 각각 54세, 중고등, 여성이 기준임.

4) 기대연금자산, ACC, 정점가치의 단위는 백만원이며, 2009년 기준 불변가격임.

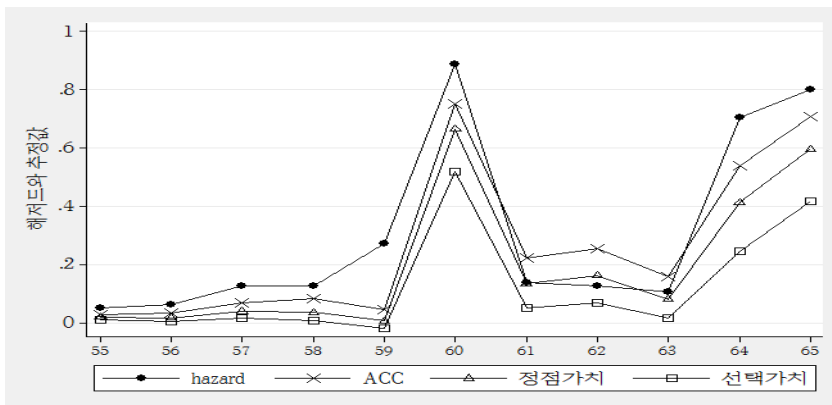
한편, 퇴직연기에 따른 기대연금자산 관련 변수들은 모든 모형에서 퇴직확률에

미치는 영향이 ‘-’로 나타나고 있고, 신뢰수준 역시 상당히 높다. 이때, 각 변수들이 퇴직확률에 미치는 효과를 비교해 보면, 선택가치모형이 가장 크고, 다음으로 정점가치, ACC 모형 순으로 나타나고 있다. 다른 한편, 연령을 선형으로 가정하는 경우에 비해 더미변수로 분석한 모형에서 각 변수들이 퇴직확률에 미치는 한계효과를 약간 축소되고 있지만, 그 차이는 크지 않은 반면, 각 모형에서 pseudo R^2 는 연령을 더미변수로 포함한 모형에서 약 9~10%p 증가하는 것으로 나타난다.

이를 통해 퇴직결정 시 퇴직연기에 따른 기대연금자산의 변화가 미치는 영향이 상당히 중요하다고 판단할 수 있다. 이때, 퇴직을 1년 연기하는 경우에 비해, 개인의 생애동안 얻을 수 있는 최대의 기대연금자산 수준에 대한 전망이 더 큰 영향을 미친다. 나아가, 선택가치의 한계효과가 정점가치에 비해 크게 나타나는데, 전자가 퇴직연기 시 근로소득을 직접적으로 고려하기 때문인 것으로 이해할 수 있다²⁷⁾.

한편, <그림 2>는 일반집단에 속한 분석대상자들의 연령별 hazard rate²⁸⁾와 <표 6>에서 추정한 연령더미 변수들의 한계효과를 비교하고 있다²⁹⁾. 60세와 64~5세에

<그림 2> 연령별 해저드와 추정 모수값: 일반 집단



27) 선택가치와 정점가치의 개념적 차이와 유사성은 앞의 2장 2절 참고하기 바란다.

28) 이는 우측절단 하 이산형 해저드 모형을 통해 추정된 분석대상 연령별 퇴직발생 확률이다. 동 모형에 대한 좀 더 자세한 설명은 김원섭·우해봉(2008)을 참고하기 바란다.

〈표 7〉 퇴직확률 분석 2: 트레노령연금 수급 집단

| | ACC /연령선형 | ACC /연령더미 | 정점가치 /연령선형 | 정점가치 /연령더미 | 선택가치 /연령선형 | 선택가치 /연령더미 |
|-------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 기대연금 자산 | 0.00110*** (0.00011) | 0.00079*** (0.0001) | -0.00073*** (0.0001) | -0.00053*** (0.0001) | -0.00055*** (0.00009) | -0.00040*** (0.0001) |
| 한계적 변화 | -0.00767*** (0.0006) | -0.00403*** (0.00049) | -0.00662*** (0.00033) | -0.00539*** (0.00033) | -0.12257*** (0.00633) | -0.10396*** (0.00648) |
| 연령(선형) | 0.01437*** (0.00108) | - | -0.00163 (0.00086) | - | -0.00259** (0.00084) | - |
| 55세더미 | - | 0.07011 (0.03897) | - | 0.01661 (0.02269) | - | 0.01555 (0.02278) |
| 56세더미 | - | 0.03776 (0.03364) | - | -0.02115 (0.01251) | - | -0.02263 (0.01215) |
| 57세더미 | - | 0.00954 (0.02841) | - | -0.04049*** (0.00747) | - | -0.04266*** (0.00701) |
| 58세더미 | - | 0.04091 (0.033) | - | -0.04278*** (0.00693) | - | -0.04587*** (0.00644) |
| 59세더미 | - | 0.04439 (0.03249) | - | -0.04940*** (0.00606) | - | -0.05169*** (0.00592) |
| 60세더미 | - | 0.61256*** (0.05692) | - | 0.11345** (0.04131) | - | 0.07699* (0.03581) |
| 61세더미 | - | 0.29446*** (0.06493) | - | -0.01515 (0.01336) | - | -0.02487* (0.01017) |
| 62세더미 | - | 0.29302*** (0.0664) | - | -0.02043 (0.01168) | - | -0.02856** (0.00883) |
| 63세더미 | - | 0.27588*** (0.06729) | - | -0.02639** (0.00959) | - | -0.03270*** (0.00723) |
| 64세더미 | - | 0.33035*** (0.07104) | - | -0.02058 (0.01172) | - | -0.02792** (0.00894) |
| 65세더미 | - | 0.34367*** (0.07435) | - | -0.0198 (0.01219) | - | -0.02737** (0.00916) |
| 66세더미 | - | 0.29742*** (0.07697) | - | -0.02845** (0.00892) | - | -0.03326*** (0.00672) |
| 67세더미 | - | 0.38732*** (0.08293) | - | -0.02175 (0.01198) | - | -0.02856** (0.00882) |
| 68세더미 | - | 0.36722*** (0.08944) | - | -0.02736** (0.00976) | - | -0.03218*** (0.00725) |
| 69세더미 | - | 0.48709*** (0.09315) | - | -0.01957 (0.01402) | - | -0.02627* (0.01053) |
| 교육더미 (초등이하) | 0.01347 (0.00778) | 0.00963 (0.00706) | 0.00275 (0.00533) | 0.00193 (0.0053) | -0.00029 (0.00508) | -0.00094 (0.00529) |
| 교육더미 (대학이상) | -0.00434 (0.01391) | -0.0035 (0.01248) | 0.03334* (0.0146) | 0.02825* (0.01427) | 0.03280* (0.01431) | 0.02948* (0.01462) |
| 성별더미 | -0.00357 (0.00857) | -0.00732 (0.0078) | -0.01375* (0.00657) | -0.01470* (0.00652) | -0.01075 (0.00606) | -0.01258* (0.0063) |
| r ² _p | 0.1703 | 0.3162 | 0.2718 | 0.3859 | 0.2761 | 0.3840 |
| bic | 3851,855 | 3306,778 | 3388,288 | 2988,516 | 3368,462 | 2996,935 |
| N | 5895 | 5895 | 5895 | 5895 | 5895 | 5895 |
| ll | -1895,541 | -1562,229 | -1663,758 | -1403,098 | -1653,844 | -1407,308 |

주: 1) 54-69세에 해당하는 관측치를 pooling하여 프로빗 모형으로 분석한 결과로써, 계수값은 한계효과(marginal effect)를 의미하며, (-)는 표준오차를 의미함.

2) * p(0.05); ** p(0.01); *** p(0.001)

3) 연령·교육·성 더미변수는 각각 54세, 중고등, 여성이 기준임.

4) 기대연금자산, ACC, 정점가치의 단위는 백만원이며, 2009년 기준 불변가격임.

퇴직확률이 크게 증가하는 패턴은 유사하지만, 추정된 계수와 hazard rate 간 차이가 존재하는 것으로 볼 때, 연령에 따른 퇴직행위의 다양성에 대한 위의 분석모형이 갖는 설명력을 다시 한 번 확인할 수 있다.

다음으로 <표 7>과 <그림 3>을 통해 특례노령연금 수급집단의 퇴직에 기대연금 자산과 그 변화가 미치는 영향에 대해서 살펴보자. <표 7>에서 가장 주목할 만한 결과는 퇴직연기에 따른 기대연금자산의 변화 관련 변수들(ACC, 정점·선택가치)은 예상한 바와 같이 ‘-’로 나타나는데 반해, 기대연금자산에 대한 추정계수의 부호가 매우 이례적으로 나타난다는 점이다. 즉, ACC모형에서 기대연금자산은 ‘+’로 나타나는데 반해, 정점가치와 선택가치 모형에서는 ‘-’로 나타날 뿐만 아니라 통계적으로도 매우 유의한 결과가 나타난다는 점이다³⁰⁾. 또한 ACC모형을 제외한 다른 모형에서 연령변수의 추정계수의 부호가 ‘-’로써 매우 이례적이다.

따라서 이러한 결과가 모형의 식별 오류(model specification error)등의 문제로 일견 간주될 수도 있지만, 우리나라의 특수한 상황에 의해 나타난 것으로 해석될 수 있는 여지가 존재한다. 즉, 국민연금제도가 도입된 지 얼마되지 않은 상황에서 충분한 가입기회가 주어지지 않은 일부 세대를 위해 특례노령연금의 수급조건은 최소 5년으로써 매우 짧다는 점에 주목할 필요가 있다. 따라서 노후소득이 부족한 특례노령연금 수급 대상자들은 60세에 도달했더라도 최소가입기간을 채우고자 하는 유인이 강할 수 있다. 또한 수급자격을 획득했다고 하더라도 짧은 가입기간으로 인해 노후 생계수준에 비해 너무 낮은 연금월액³¹⁾을 조금이라도 더 높이기 위해 퇴직을 연기하고 가입기간을 늘리려는 유인 역시 강할 수 있다³²⁾.

29) 연령터미변수들의 한계효과는 다른 변수들을 평균값으로 고정시킨 후 연령의 변화(0 → 1)에 따른 퇴직확률의 변화를 의미한다.

30) 기존의 관련 연구들을 볼 때, 기대연금자산이 퇴직확률에 미치는 영향이 ‘-’로 나오는 결과가 매우 이례적인 것이지만, Gruber · Wise(2004)에서 보면 프랑스, 일본, 벨기에, 이탈리아, 독일에 대한 연구에서도 유사한 결과가 보고되고 있다.

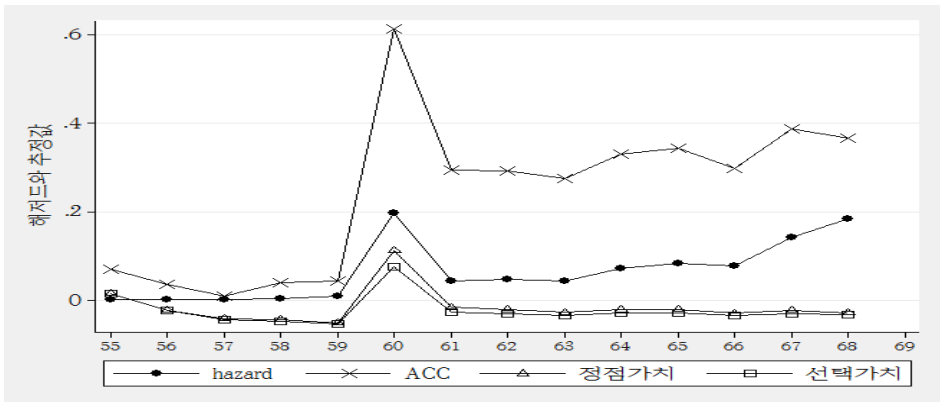
31) 2010.8월말 기준 노령연금 월평균 수급액은 완전(77만원)·감액(43만원)·조기(42만원)인데 비해 특례노령연금은 18만원에 지나지 않는다(www.nps.or.kr/jsppage/news/new_news/new_news_01.jsp?viewFlag=true&seq=7017&cmsId=news).

32) 국민연금의 경우 법정 수급연령인 60세에 도달했어도 가입기간이 20년 미만인 경우 임의 가입제도를 통해 가입기간을 늘릴 수 있다.

예를 들어, <표 6>과 <표 7>에서 ACC, 정점가치 및 선택가치의 한계효과를 비교해 보면, <표 7>의 결과가 훨씬 크다는 것을 볼 수 있다. 즉, 미래 연금자산의 변화가 퇴직확률에 미치는 영향이 특례노령수급집단에게 더욱 크게 나타나는 것은 이를 반증하는 것으로 이해할 수 있다. 또 다른 예로써 연금가입이력자료를 보면 특례노령수급자의 경우 60세가 훨씬 지난 70세 이후에도 가입이력이 실제로 존재함으로써³³⁾, 위의 추론이 타당할 수 있음을 보여준다.

한편, <그림 3>은 특례노령연금 수급자들의 연령별 hazard rate와 <표 7>에서 추정된 각 연령별 한계효과를 비교하고 있다. <그림 2>의 일반집단과의 가장 큰 차이는 다른 모형들에 비해 ACC 모형의 연령별 한계효과, 특히 60세 이후의 한계효과가 상대적으로 크게 나타난다는 점이다. 이것은 일반집단에 비해 특례집단의 퇴직결정이 단기적인 관점에서 이루어진 결과로 해석될 수 있는데, 여기에는 바로 위에서 살펴본 특례집단의 특성 또한 영향을 미친 것으로 판단된다.

<그림 3> 연령별 해저드와 추정 모수값: 특례노령연금 수급 집단



3. 모의실험: 연기연금 개선방안의 효과

33) 한편, 이들이 실제로 근로를 연장하기보다는 실제로는 퇴직을 했으면서도 연금자산을 늘리기 위해 사적이전 혹은 저축 인출을 통해 가입기간을 늘릴 수 있는 가능성도 있다. 즉, 본 연구에서 퇴직시점에 대한 무응답자의 경우 최종가입시점을 퇴직시점으로 가정하는 것도 부분적으로 영향을 미쳤을 것으로 사료된다.

연기연금제도는 노령연금 수급조건을 충족하고도 수급자 본인의 선택에 의해 연금수급을 연기할 수 있게 하는 제도로서, 연금제도상 수급 연령 이후의 경제활동을 장려하기 위한 대표적인 제도이다. 한편, 지난 2010년 8월 12일에는 연기연금 신청대상을 기존의 재직자노령연금 수급자에서 노령연금 수급자 전체로 확대하고, 연기기간 1년마다 지급하는 급여액의 가산률도 6%에서 7.2%로 상향조정한다고 입법예고된 바 있으나, 아직까지 시행되지는 않은 상황이다.

여하튼 위의 연기연금 확대방안은 퇴직연기에 따른 중고령자의 기대연금자산을 상승(1차 효과)시킴으로써 근로유인이 제고(2차 효과)되는 것을 목표로 한다. 따라서 그 전체적인 효과는 기대연금자산의 순증가 규모에 크게 의존한다. 하지만, 그것은 각 개인의 연금월액 수준과 수급기간의 축소, 그리고 연금수급을 연기하는 기간 동안의 근로여부 및 연금가입기간의 증가 등 다양한 요소들에 의해 영향을 받음으로써 쉽게 예측하기 힘들다³⁴⁾.

이에 앞서 수행한 실증분석 결과에 기초하여 연기연금 확대방안의 효과를 살펴보고자 한다. 이때, 모의실험은 크게 2가지 방안으로 구분·실행한다³⁵⁾. 1안은 연기연금으로 인한 기대연금자산의 증가가 수급기간 단축에 따른 감소를 어느 정도 상쇄시킬 것인가를 단순하게 모의실험한다. 그리고 2안은 1안에 더해 연기연금 확대로 인해 고령근로가 촉진된다고 할 때 기대할 수 있는 효과까지 모의실험한다.

한편, 이를 위한 분석자료에 대한 처리과정은 다음과 같다. 먼저, KReIS의 가입이력자료를 보면, 연령·가입 조건을 만족하는 이들 중 상당수는 이미 연금을 수급함으로써 가입이력이 존재하지 않지만(A집단), 일부는 임의가입을 통해 계속해서 가입기간을 연장함으로써 가입이력이 존재한다(B집단)는 점에 유의할 필요가 있다.

이에 1안은 현재 가입이력자료상의 이력을 그대로 이용한다. 따라서 1안은 A집단에 대해선 단지 수급 연기를 통한 이득과 손실만이 반영되는 반면, B집단에 대

34) 김원섭 외 2인(2011)은 7.2%의 가산율이 보험수리적으로 중립적인 것으로서, 근로유인과 노후소득보장 수준이 강화될 것으로 전망한다. 하지만, 본 모의실험 결과를 보면 개선안 자체만으론 근로유인 효과는 크지 않을 것으로 전망된다.

35) 연기연금 신청가능 연령(60~64세), 가입기간(최소 10년), 연간 7.2%의 급여승률 등은 두 방안 모두 동일하게 적용한다.

해선 수급연기 기간 동안의 실제 가입이력을 반영한다.

반면에 2안은 A집단에 속한 자들의 가입이력을 의제삽입한다³⁶⁾. 즉, 6개월의 가입기간을 추가하고, 소득수준과 보험료는 최종가입연도의 기준소득월액이 그대로 유지되는 것으로 가정한다. 반면, B집단은 1안과 마찬가지로 원자료를 그대로 이용한다.

다음으로 각 안에 따라 기대연금자산, ACC, 정점가치 및 선택가치를 모두 재산출한다. 이처럼 재산출된 결과들을 기초로 각 방안이 퇴직확률에 미치는 영향을 분석한다. 좀 더 구체적으로 말하면, 일반집단에 대한 <표 6>의 분석결과 중 연령 변수에 대한 처리방식에 따라 3가지(S1, S2, S3) 방법으로 모의실험 결과를 도출비교한다.

S1은 연령을 선형으로 가정한 모형에서 추정된 결과를 사용하여 각 안에 따라 새롭게 산출한 기대연금자산, ACC, 정점·선택가치의 변화가 퇴직확률에 미치는 영향을 살펴본다. 다음으로 S2는 연령더미를 이용한 모형의 추정된 결과를 이용한다. 즉, 각 연령에 따른 퇴직결정행태의 고유한 특성이 변화하지 않고, 단지 연기연금제도가 도입됨으로써 나타나는 효과만을 보여준다. 마지막으로 S3은 60~64세 더미의 추정값을 기존 모형에서 추정된 3년 전 연령더미의 추정값으로 대체하여 모의실험한다. 예를 들어, S3에서 60세 연령더미의 추정값은 57세 연령더미변수와 동일하고, 61세는 58세와 동일하게 된다. 즉, S2와는 달리, S3은 연기연금도입으로 인해 연령별 퇴직결정행태가 변화하는 것으로 가정한다. 따라서, 모의실험 방법에 따라 퇴직확률에 미치는 효과는 S3가 가장 크고, S2가 가장 작고, 그리고 S1이 그 중간 정도로 나타날 것으로 예상할 수 있다³⁷⁾.

우선, <표 8>은 두 방안에 따라 새롭게 산출한 기대연금자산, ACC, 정점·선택가치를 보여주고 있다. 기대연금자산의 경우, 기존에는 61세에 가장 많았지만, 모의

36) Gruber · Wise(2004)의 12개 국가에 대한 모의실험에서 가입이력에 대한 구체적인 의제삽입 방법은 연구자마다 다양한데, 크게 보면 임금방정식에 대한 계량분석을 이용하는 경우, 혹은 본 연구에서처럼 특정 값을 일률적으로 의제삽입하는 경우가 대표적이다. 이때, 어떤 방식이 비교우위에 있는가에 대해선 확정된 바 없고, 본 연구에서는 분석의 편의상 후자의 방법을 따른 것임을 밝힌다.

37) 이러한 모의실험 방법은 Gruber · Wise(2004)를 따른 것임을 밝힌다.

실험 결과 64세 때 가장 많다(1안, 약 4천만원; 2안 약 5천만원 각각 증가). 그리고 ACC, 정점·선택가치가 음수로 전환하는 연령이 60세에서 64세로 늦추어졌다. 하지만, 연기연금신청대상 연령을 64세로 제한함으로써 64세에 퇴직을 연기하는 경우 기대연금자산이 크게 감소하는 것을 볼 수 있다. 한편, 세 변수들 간의 차이를 보면, ACC는 60~64세 기간 동안에만 증가하지만, 정점·선택가치는 연기연금 신청대상 연령 이전부터 증가한다. 즉, 중·고령자의 퇴직결정이 장기적 전망 하에 이루어질수록 연기연금 확대가 퇴직확률을 낮추는 효과는 강화될 것으로 예상할 수 있다.

〈표 8〉 연기연금 도입 방안에 따른 기대연금자산과 한계적 변화: 모의실험

| 연령 | 기대연금자산 | | | ACC | | | 정점가치 | | | 선택가치 | | |
|----|--------|--------|--------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|------|-----|-----|
| | 기본 | 1안 | 2안 | 기본 | 1안 | 2안 | 기본 | 1안 | 2안 | 기본 | 1안 | 2안 |
| 54 | 6,039 | 6,039 | 6,039 | 1,180 | 1,180 | 1,146 | 4,047 | 4,652 | 4,723 | 178 | 185 | 214 |
| 55 | 7,035 | 7,035 | 7,035 | 948 | 948 | 915 | 3,279 | 3,963 | 4,074 | 144 | 151 | 183 |
| 56 | 7,944 | 7,944 | 7,944 | 1,180 | 1,180 | 1,145 | 2,758 | 3,531 | 3,667 | 118 | 126 | 159 |
| 57 | 8,362 | 8,362 | 8,362 | 1,061 | 1,061 | 1,025 | 2,043 | 3,037 | 3,240 | 89 | 100 | 139 |
| 58 | 9,498 | 9,498 | 9,498 | 574 | 574 | 536 | 890 | 2,066 | 2,310 | 53 | 67 | 106 |
| 59 | 10,301 | 10,301 | 10,301 | 305 | 1,150 | 1,235 | 305 | 2,202 | 2,572 | 22 | 46 | 93 |
| 60 | 12,307 | 13,147 | 13,254 | -429 | 543 | 663 | -429 | 1,353 | 1,711 | -11 | 12 | 67 |
| 61 | 12,313 | 14,150 | 14,735 | -404 | 497 | 670 | -404 | 1,237 | 1,668 | -10 | 11 | 61 |
| 62 | 11,508 | 14,177 | 14,984 | -380 | 519 | 677 | -380 | 846 | 1,158 | -10 | 7 | 45 |
| 63 | 11,598 | 15,316 | 16,343 | -540 | 339 | 508 | -540 | 339 | 508 | -13 | 1 | 23 |
| 64 | 11,477 | 16,249 | 17,436 | -232 | -4,762 | -6,161 | -232 | -4,762 | -6,161 | -8 | -81 | -80 |
| 65 | 12,075 | 12,075 | 12,075 | -721 | -721 | -763 | -721 | -721 | -763 | -15 | -15 | 2 |
| 66 | 5,152 | 5,152 | 5,152 | -73 | -73 | -84 | -73 | -73 | -84 | -4 | -4 | 5 |

주: 1) 모의실험은 일반집단(특례노령연금수급집단 이외)에 대해서만 수행하였으며, 위 결과는 연령별 평균값임.

2) 기대연금자산, ACC, 정점가치의 단위는 만원이며, 2009년 기준 불변가격임.

〈표 9〉는 기본 모형의 평균 퇴직확률(약 10.4%)과 모의실험에 따른 평균 퇴직확률을 비교하고 있다. 총 18가지의 모의실험 결과 중에서 퇴직확률이 가장 낮은 경우는 2안의 선택가치모형을 S3방법으로 모의실험한 결과, 즉 5.5%로써 기본모형의 10.4%에 비해 절반 정도 낮은 수준이다. 반면에 퇴직확률의 변화가 가장 작은

경우는 1·2안에 대해 S2 방법으로 ACC 모형에 적용한 결과(10.2%)로써, 기본모형에 비해 0.2%p 정도 낮아질 뿐이다.

〈표 9〉 각 대안별 평균 퇴직확률

| | | ACC | 정점가치 | 선택가치 |
|----|----|-------|-------|-------|
| 기본 | | 0.104 | | |
| 1안 | s1 | 0.101 | 0.087 | 0.094 |
| | s2 | 0.102 | 0.091 | 0.097 |
| | s3 | 0.072 | 0.063 | 0.070 |
| 2안 | s1 | 0.101 | 0.084 | 0.071 |
| | s2 | 0.102 | 0.089 | 0.078 |
| | s3 | 0.073 | 0.061 | 0.055 |

한편, 앞에서 예상한 바와 같이, 모의실험 방법별로는 1·2안에 상관없이, S3의 퇴직확률이 가장 낮고, 다음으로는 S1, 그리고 S2 순으로 퇴직확률이 낮게 나타난다. 1안과 2안을 비교하면, 선택가치의 경우 2안의 퇴직확률이 확실히 낮게 나타나고, 정점가치의 경우에는 2안이 상대적으로 낮기는 하지만 그 차이가 0.2~0.3%p 수준으로 크지 않다. 더욱이 ACC의 경우에는 1·2안의 차이가 없다고 할 수 있는데, S3을 이용한 결과는 2안의 퇴직확률이 오히려 높다.

다음으로 각 연령별 퇴직확률의 변화를 살펴보자³⁸⁾. 먼저, 〈그림 4〉의 (가)를 통해 ACC를 적용한 결과를 보면, 1·2안에 따른 차이는 거의 존재하지 않는다. 하지만, 세 가지의 모의실험 방법에 따른 차이는 뚜렷하다. 즉, 연령별 퇴직행태가 변화하는 경우(S3), 60~62세의 퇴직확률은 크게 낮아지고 있는 반면, S1과 S2의 결과는 기본모형과 거의 유사하다.

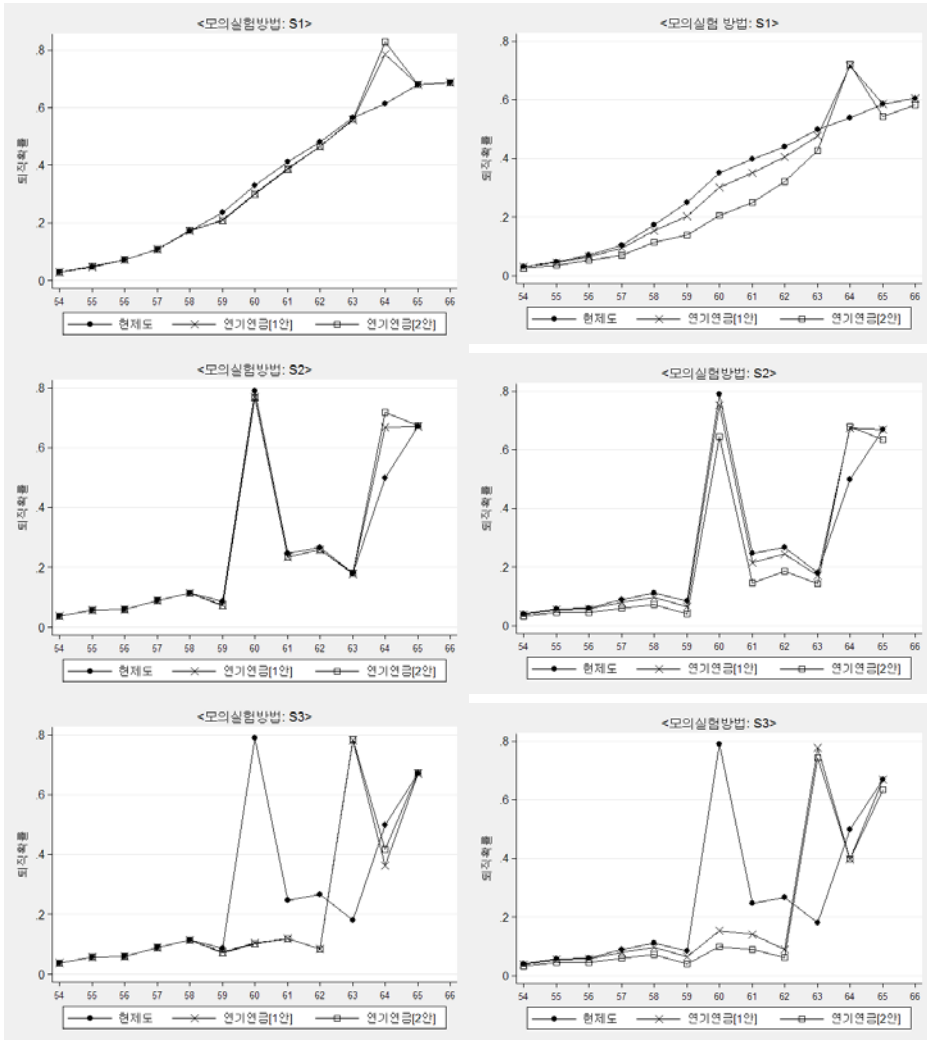
한편, 공통적인 특징은 64세의 퇴직확률이 크게 높아진다는 점이다. 이는 연금 도입으로 퇴직을 연기했던 자들이 적용 대상 연령이 지나면서는 그 유인이 사라지기 때문에 나타나는 당연한 현상으로 이해할 수 있다³⁹⁾.

38) 정점가치를 적용한 모의실험 결과는 ACC와 선택가치를 적용한 결과의 중간수준이라는 점을 고려하여 본문에서는 생략한다(부록그림 참고).

〈그림 4〉 연령별 퇴직확률 모의실험

(가) 기대연금자산의 증가분(ACC)

(나) 선택가치(option value)



선택가치를 적용한 모형의 결과는 〈그림 4〉의 (나)와 같다. ACC의 경우와는 달

- 39) 64세의 퇴직확률이 높아지는 것은 본 연구에서 퇴직시점을 연말로 가정하기 때문이다. 즉, ACC의 경우 59세부터 퇴직확률이 변화하는 것도 바로 동일한 이유에서 비롯된 것이다.

리, 세 가지 모의실험 방법에 따른 결과가 기본모형의 결과에 비해 확실히 낮고, 59세 이전 연령에서의 퇴직확률 역시 낮아진 것을 볼 수 있다. 한편, 각 연령별 퇴직행태를 고려하지 않은 경우(S1)에는 59~63세의 퇴직확률이 10%p 이상 낮아진 반면, 각 연령별 퇴직행태를 고려한 경우(S2)에는 퇴직확률의 감소폭은 다소 줄어든다. 다른 한편, 연기연금 도입으로 인해 연령별 퇴직행태가 변화한다고 가정할 경우(S3), 60세의 퇴직확률의 축소 폭은 약 60%p에 이른다.

V. 결론을 대신하여

본 연구는 국민연금이 퇴직결정에 미치는 영향을 살펴보았다. 특히, 일반적으로 알려진 기대연금자산 그 자체 뿐만이 아니라, 퇴직연기에 따른 기대연금자산의 변화가 미치는 영향을 고려함으로써, 기존과는 달리 퇴직결정의 동학적 측면에 주목한 것으로 평가할 수 있다. 이때, 주요 분석 결과와 본 연구의 한계를 정리하면서 끝맺고자 한다.

첫째, 퇴직연기에 따른 기대연금자산의 변화가 중고령자의 퇴직 결정에 매우 유의한 영향을 미치고 있음을 볼 수 있다. 나아가, ACC에 비해 정점·선택가치가 미치는 영향이 좀 더 크고 유의하다는 점에서 우리나라 중고령자는 비교적 장기적인 관점으로 퇴직을 결정하는 것으로 해석할 수 있다.

둘째, 기대연금자산 규모와 퇴직확률의 관계가 일반적으로 알려진 것처럼 항상 정(positive)의 관계가 아닐 수 있다. 사실, 기존 연구들의 대상국가인 선진국의 경우 연금자산이 평균적으로 높은 수준이기에 기대연금자산이 많을수록 퇴직확률이 높게 나타날 수 있지만, 우리나라의 특례노령연금의 경우처럼 급여수준이 매우 낮은 경우 일반적인 예상과는 달리 기대연금자산의 소득효과가 통계적으로 유의하지 않거나, 오히려 반대의 방향으로 작용할 수 있음을 시사한다. 즉, 연금자산이 너무나 적은 상황에서는 연금자산을 조금이라도 더 늘리려는 유인이 매우 강할 수 있거나, 혹은 기대연금자산의 소득효과는 그 규모가 최소한 어느 정도 수

준을 넘어설 때 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 이러한 결과는 향후 발전적 연구를 통해 매우 신중하게 접근될 필요가 있다. 만일 후속 연구를 통해 위와 같은 가설이 지지된다면, 국민연금 급여율을 낮춘 2007년 개혁이 경제적 행위(근로 및 저축 등)에 미치는 영향은 매우 복잡해짐으로써 그 영향을 쉽게 예측하거나 평가하기가 더욱 힘들어질 것으로 예상된다.

셋째, 향후 연기연금의 확대·적용이 중·고령자의 퇴직확률에 미치는 효과는 새로운 제도 도입으로 인한 연령별 퇴직행태의 변화, 고령근로의 현실적 가능성, 그리고 퇴직결정에 대한 장기적 전망 정도에 크게 의존할 것으로 판단된다. 만일 연기연금이 연금월액의 증가만을 의미한다면, 중·고령자의 퇴직을 지연시키는 효과는 매우 제한적임을 본고의 분석결과를 통해서 예상할 수 있다. 따라서 현재 논의되고 있는 연기연금 확대 방안이 실질적인 효과를 얻기 위해선 연기연금 이외의 요인들 역시 변화될 필요가 있다. 그 중에서도 중·고령자가 노동시장에 참여할 수 있는 기회가 현실적으로 마련되는 것이 가장 중요하다고 사료된다.

넷째, 국민연금이 퇴직결정에 미치는 영향을 분석하고자 할 때, 각 개인들의 (기대)연금자산 추계의 정확성을 높이기 위한 다양한 노력이 요구된다. 이것은 연금자산의 과대·과소 계산은 중·고령자의 경제적 행위(근로, 저축, 소비 등)에 대한 분석 결과에 유의한 영향을 미칠 것이 분명하기 때문이다. 이러한 맥락에서 KReIS가 제공하는 국민연금 가입 및 수급 정보는 매우 유용하다. 하지만, 아직까지 다양한 분석에 대한 수요를 모두 충족시킬 만큼 충분한 정도는 아니라고 사료된다.

사실, 다른 국가의 경우 현재 KReIS가 시도하는 바와 같이 설문조사와 행정자료가 결합된 자료를 이용한 연구들이 이전부터 활발하게 이루어지고 있다. 특히, 연금제도의 특성상 장기간의 이력은 관련 연구들에 거의 필수적임을 고려하면, KReIS의 확대와 발전은 향후 연금관련 연구와 정책 발전에 큰 기여가 될 것이다.

마지막으로 퇴직결정에 영향을 미치는 재무적 유인을 좀 더 현실적으로 고려할 필요가 있다. 즉, 국민연금 이외에도 노후소득을 구성하는 퇴직연금과 개인연금, 그리고 기초노령연금 등을 추가적으로 고려할 때, 우리나라 중·고령자의 퇴직결정에 대해 좀 더 유의한 결과를 얻을 수 있을 것이다. 이러한 맥락에서 국민연금

만을 고려하고 있는 본 연구의 한계는 다른 무엇보다 분명한데, 다만 이를 향후 연구과제로 남기고자 한다.

참고문헌

- 강성호 · 전승훈 · 임병인, 「국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석」, 『경제학연구』, 제56집 제3호, 2008, pp. 1-33.
- 국민노후보장패널(KReIS), 제3차 학술대회 자료, ver.3.4, 국민연금연구원.
- 국민연금연구원, 『제3차(2009년도) 우리나라 중·고령자의 경제생활 및 노후준비 실태-국민노후보장패널조사(KReIS) 심층분석보고서』, 제2권, 국민연금연구원 조사보고서, 2010.
- 권혁진 · 김대철, 「국민연금의 소득조사 기준 변경이 근로유인에 미치는 영향」, 『보험금융연구』, 제20권 제3호, 2009, pp. 161-199.
- 권혁진 · 한정림, 『국민연금의 미시모의실험 모형 연구 및 개발』, 국민연금연구원, 2009.
- 김원섭 · 우해봉, 「국민연금이 중고령 남성의 은퇴에 미치는 효과와 정책적 함의」, 『사회복지정책』, 제35권, 2008, pp. 111-139.
- 김원섭 · 이정우 · 정해식 · 한정림, 『근로유인 제고를 위한 국민연금제도 개선방안』, 국민연금연구원, 2007.
- 김원섭 · 한정림 · 정해식, 「국민연금 조기노령연금제도와 연기연금제도의 개선방안에 관한 연구: 감액률과 증액률을 중심으로」, 『보건사회연구』, 제31집 제1편, 2011, pp. 62-97.
- 김현수 · 한정림, 『중고령자 노동시장 환경변화와 공적연금이 은퇴결정에 미치는 영향 분석』, 국민연금연구원, 2010.
- 안종범 · 정지운, 「조기은퇴의 원인으로서는 연금제도 관대성과 고령화」, 『경제학연구』, 제56집 제1호, 2008, pp. 249-278.
- 이만우 · 김진영 · 김대철, 「국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과 - 남성가구주임금근로자의노동시간을중심으로-」, 『재정학연구』, 제1권 제1호(통권 제56호), 2008, pp. 143-186.
- 이승렬 · 최강식, 「국민연금이 중고령자의 은퇴 행위에 미치는 영향」, 『사회보장연구』, 23 (4), 2007, pp. 83-103.
- 장지연 · 부가청 · 이혜정 · 신현구 · 이철희 · 장숙량 · 조성일, 『중고령자 노동시장 국제비교연구』, 한국노동연구원, 2008.

최승현, 「맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석」, 『노동경제논집』, 29 (1), 2006, pp. 129-152.

Belloni, Michele., Alessie, Rob. “The Importance of Financial Incentives on Retirement Choices: New Evidence for Italy”, *Labour Economics*, 16, 2009, pp. 578-588.

Blundell, R., Meghir, C. and Smith, S. “Pension Incentives and the Pattern of Early Retirement”, *Economic Journal*, vol. 112, 2002, pp. 153-170.

Coile, C., Gruber, J. “Social Security and Retirement”, *NBER Working Paper*, No. w7830, Cambridge MA, 2000.

Diana Warren, Umut Oguzoglu, “Retirement in Australia: A Closer Look at the Financial Incentives”, *The Australian Economic Review*, vol. 43, no. 4, 2010, pp. 357-3755

Fields, G. S., Mitchell, O. S., “Economic Determinants of the Optimal Retirement Age: An Empirical Investigation”, *Journal of Human Resources*, vol. 19, 1984, pp. 245-62.

Gruber, J., Wise, D. A. (Edited), *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, University of Chicago Press, Chicago, 2004.

Hausman, J. A., Wise, D. A. “Social Security, Health Status, and Retirement”, in Pensions, *Labor, and Individual Choice*, D. A. Wise(Edited), University of Chicago Press, Chicago, 1985.

Meghir, C., E. Whitehouse, “Labour Market Transitions and Retirement of Men in the UK,” *Journal of Econometrics* 79, 1997, pp. 327-354.

Stock, J. H., Wise, D. A. “The Pension Inducement to Retire: An Option Value Analysis”, in *Issues in the Economics of Aging*, edited by D. A. Wise, University of Chicago Press, Chicago, 1990.

Warren, D., Oguzoglu, Ul, “Retirement in Australia; A Closer Look at the Financial Incentives”, *The Australian Economic Review*, vol. 43, no. 4, 2010, pp. 357-75

http://www.nps.or.kr/jsppage/info/easy/easy_04_02.jsp

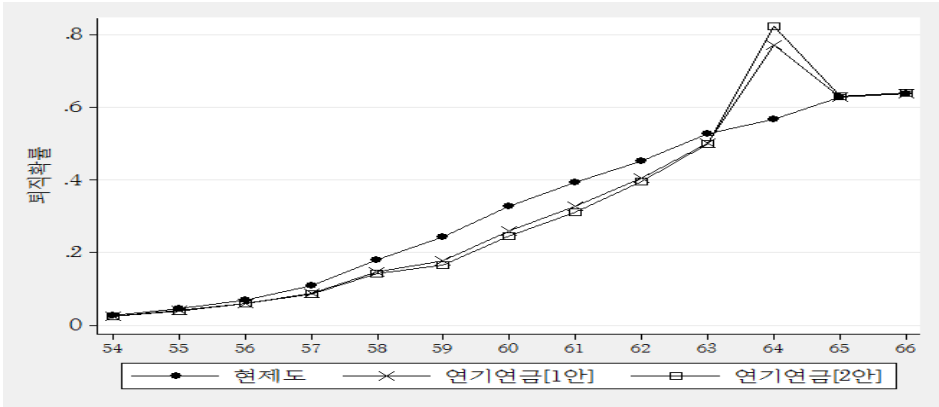
Abstract

Previous theoretical and empirical studies have provided the effects of financial incentives on retirement choices. Within my knowledge, this is the first empirical study to estimate a retirement probabilities model of financial incentives over the middle to old-aged in Korea. In this article, social security wealth and its accrual, peak value and option value are calculated as close as possible to the real value by using the dataset merged KReIS(version.3.4) with administrative archive managed by NPS. The main results are: First, the middle to old-aged decide a retirement taking a longer perspective over the change of the expected pension asset. Second, to achieve a desired effects from the improvement on the deferred pension, such as employment opportunities, the factors other than pension scheme need to change simultaneously. Lastly, the income effect of social security wealth on retirement probabilities is likely to vary depending on the specific pension scheme and socio-economic circumstances. This result needs to be further scrutinized through more developed studies.

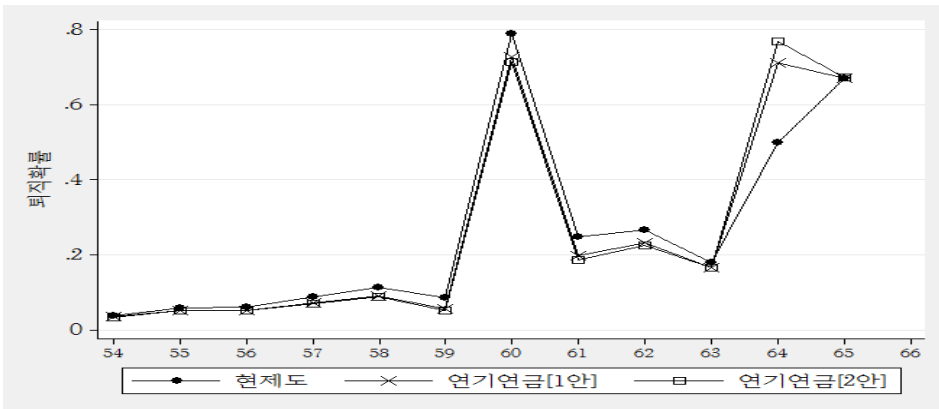
※ Key words: financial incentives, option value, peak value, pension, retirement choice, social security wealth

【부 록】

〈부록 그림 1〉 S1, 정점가치(Peak Value): 연령별 퇴직확률의 변화



〈부록 그림 2〉 S2, 정점가치(Peak Value): 연령별 퇴직확률의 변화



〈부록 그림 3〉 S3, 정점가치(Peak Value): 연령별 퇴직확률의 변화

