

은퇴 기간의 예상과 실제*

Predictions and Realities of Retirement Duration

김 대 환**, 정 창 연***, 이 재 희****, 남 기 훈*****

DaeHwan Kim, ChangYeon Jung, JaHee Lee, KiHun Nam

본 연구에서는 2015~2021년 재정패널조사 자료를 이용해 은퇴 기간에 대한 인지적 오류를 산출하고, 성별 인지적 오류의 차이, 나아가 인지적 오류의 결정 요인들을 분석했다. 분석 결과, 실제 은퇴 기간은 26.45년이었으나 중고령자들은 은퇴 기간을 16.69년으로 예측해 은퇴 기간 오차가 무려 9.76년에 달했다. 특히, 이렇게 큰 은퇴 기간 오차는 사망 시기에 대한 오차(2.50년)뿐 아니라 은퇴 시기에 대한 오차(7.26년)로부터 기인하였다. 남성의 은퇴 기간 오차 중 사망 시기 오차는 0.44년으로 크지 않았으나, 은퇴 시기 오차(7.88년)가 컸다. 반면, 여성의 경우 은퇴 기간 오차 중 사망 시기 오차(6.19년)와 은퇴 시기 오차(6.15년)가 차지하는 비중이 유사했다. 회귀분석 결과, 학력, 소득 및 재산 수준이 낮고 건강 상태가 좋지 않은 취약계층의 오차가 더 컸다. 그러므로, 실제 은퇴 기간이 개인의 예상보다 훨씬 더 길다는 사실을 인지시키는 교육이 요구된다. 남성과 여성 모두 예측보다 빠른 시기에 은퇴할 수 있다는 점을 이해시켜야 하며, 특히 여성에게는 본인들이 생각했던 것보다 더 오래 생존하여 발생하는 장수리스크에 대한 집중적인 교육이 병행되어야 한다. 또한, 은퇴 기간에 대한 교육을 취약계층에 더 집중시켜야 할 것이다.

국문 색인어: 노후 빈곤, 은퇴 기간 오차, 사망 시기 오차, 은퇴 시기 오차

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030500, B030903

* 본 논문은 보험학회 FIS 연구지원으로 연구되었다.

** 동아대학교 경제학과 교수(kimdh@dau.ac.kr), 제1저자

*** Louisiana State University 경제학과 박사과정(ckddus0331@gmail.com), 교신저자

**** Osstem Japan 사원(jh6759@naver.com), 공동저자

***** 동아대학교 경제학과 석사과정(khnam@dau.ac.kr), 공동저자

논문 투고일: 2024. 5. 27, 논문 최종 수정일: 2024. 8. 8, 논문 게재 확정일: 2024. 8. 23

I. 배경

전체 인구에서 노인의 비중이 증가함에 따라 사회의 노인 부양비가 증가하고, 노인 부양비의 증가는 정부의 재정을 비롯해 국가 전체 경제에도 위협요인으로 작용한다. 예를 들어, 한국의 잠재성장률은 2000년 3.8%에서 2020년대에 1%대로 낮아지고, 2030년대에는 0%(0.8%)대로까지 낮아지는데 이 수치는 OECD 국가 중 가장 낮은 수치이며, 그 주요 원인으로 세계에서 가장 빠른 인구 고령화가 지목된다(OECD, 2023).

한국의 인구 고령화가 전체 경제·사회를 위협하는 이유는 단순히 노인인구의 비중이 급증하는 것뿐 아니라 빈곤한 노인이 급증하기 때문이다. 국민연금을 포함해 다층노후소득 보장제도가 성숙함에 따라 2013년 47.7%였던 한국의 노인빈곤율이 최근(2021년) 39.3%로까지 감소했으나 여전히 에스토니아(41.3%)에 이어 OECD 회원국 중 두 번째로 높다(OECD, 2024).

인구 고령화 및 노인 빈곤의 사회경제적 중요성을 반영하듯 많은 연구가 노인 빈곤의 원인을 분석해 왔다. 선행연구들은 노인 빈곤의 원인으로 연금, 교육, 가구 형태, 혼인상태, 노동시장 등을 지목했는데, 물론 연금을 통한 현금흐름이 노후빈곤을 결정하는 가장 중요한 요인일 것이다. 연금을 제외하고 노후 빈곤의 결정요인으로 국내외 연구에서 공통으로 지목되는 것은 단연 장수리스크(longevity risk)였다. 심지어 해외선행연구(Crawford et al. 2008)는 장수리스크를 21세기에 국가, 기업, 개인 모두가 직면하게 될 가장 큰 리스크일 것으로 예측했다.

장수리스크는 개인이 예상보다 오래 생존하는 리스크로 정의될 수 있다(MacMinn et al. 2006). Ando and Modigliani(1963)의 생애주기가설(life cycle hypothesis)에 따르면 합리적 경제주체는 소득이 높은 청장년기에 소득 중 일부를 축적해 노후에 소비하는 방법으로 소비를 평탄화하여 생애 효용을 극대화한다. 예를 들어, 본인이 70세에 사망할 것으로 예측한 개별 경제주체는 본인의 주관적 사망 연령을 고려해 청장년기에 노후 재원을 축적하게 된다. 그런데, 그 경제주체가 막상 70세가 되어 사망하지 않고 80세에 사망하게 된다면, 10년 동안 빈곤한 노후를 보내게 되는 장수리스크에 직면하게 되어 생애주기가설에 따른 소비평탄화와 생애 효용 극대화를 실현하지 못하게 된다. 한국의 경우, 1970

년 65세 남성과 여성의 기대여명은 각각 10.2세와 14.9세였으나 2020년에는 각각 19.3세와 23.7세로 세계에서 기대여명이 가장 빠르게 증가했다(OECD, 2024).

하지만 경제주체가 생애 소비의 평탄화를 실현하기 위해서는 단순히 사망 연령에 대한 정확한 예측뿐만 아니라 은퇴 기간에 대한 정확한 예측 또한 중요하다. 즉, 위의 예시에서 개인이 본인의 사망 연령을 80세라고 예측했다라도 은퇴 기간을 잘못 예측한다면, 즉 65세에 은퇴할 것으로 예측했는데 실제로 60세에 은퇴하게 된다면 여전히 경제적 빈곤에 직면하게 된다. 이에 본 연구에서는 장수리스크의 이론적 개념을 바탕으로 사망 연령에 대한 예측 오류와 은퇴 시기에 대한 예측 오류를 통합하여 '은퇴 기간 오류'로 확장했다. 그리고 데이터 분석을 통해 한국인의 은퇴 기간에 대한 예상과 실제를 비교·분석, 나아가 회귀분석을 활용해 은퇴 기간에 대한 계층별 인지적 오류의 정도를 실증하였다. 또한 노후 빈곤이 성별에 따라 크게 다르다는 선행연구의 결과를 고려해 은퇴 기간에 대한 인지적 오류를 성별로 구분해 분석했다. 소비의 평탄화, 노인빈곤을 감소, 생애 효용 극대화 등을 위해 은퇴 기간을 가능한 한 정확히 예측하는 것이 어느 것보다 우선시되어야 한다는 점에서 이 연구의 학문적·정책적 의미를 강조하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 노인 빈곤의 원인을 탐구한 국내외 선행 연구들을 분류하여 고찰한 뒤 본 연구의 기여 및 의의에 대해 논의한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석에 사용된 모형과 자료를 소개하고, 제Ⅳ장에서는 분석 결과를 보여준다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론, 시사점, 그리고 연구의 한계에 관해 기술한다.

II. 선행연구

1. 국내연구

국내 선행연구들은 노후 빈곤에 대한 원인으로 장수리스크를 비롯해 노동시장 경험, 성별, 결혼 상태, 학력, 연령, 거주지역, 그리고 연금 제도 등을 지목해 왔다. 최현자 외(2009)는 우리나라의 근로자 가계를 분석해 전체적으로 은퇴 준비가 미흡하다는 점과 예상 은퇴생활비가 과소평가 되고 있음을 지적했으며, 과소평가의 원인으로 건강관련 리스

크, 인플레이션 리스크와 함께 장수리스크 등을 언급했다. 석상훈(2010) 또한 은퇴자 세대의 노후 준비가 부족함을 지적하고 건강관련 리스크와 장수리스크 등을 은퇴 이후 삶의 질을 저하하는 요소로 언급했다. 이와 관련해 김대환 외(2012)와 이경희·성주호(2009)는 장수리스크 관리에서 연금의 중요성을 강조했고 정세창(2013)은 퇴직연금의 활성화를 제안했으며 여윤경(2014)은 장수리스크 감소를 위한 여러 인출 전략을 비교·분석하기도 했다.

홍백의(2005)는 한국노동패널조사 자료를 분석해 은퇴 이전의 고용 형태와 최종 직종이 노후 빈곤에 유의미한 영향을 미친다고 밝혔다. 또한 경제활동 참여자와의 동거 여부, 교육 수준, 혼인 상태, 성별 등도 노인 빈곤에 영향을 미치는 요인이었으나, 은퇴 이전의 노동 경험을 통제하면 통계적 유의성이 사라질 만큼 노동시장 요인들이 노후 빈곤을 결정하는 주요 요인이라고 강조했다. 최옥금(2007)은 홍백의(2005)의 연구가 가지는 의의를 언급하는 동시에 분석에 사용된 변수와 분석 방법이 가지는 한계를 언급하며 거주지역과 자산 등의 변수를 추가해 패널 분석을 진행했다. 최옥금(2007)도 과거의 직업력을 노인 빈곤에 영향을 미치는 중요한 요인으로 제시하였으나 연령, 학력, 결혼 상태, 자산, 거주지역도 노인 빈곤에 영향을 미치는 요인인 것으로 밝혔는데 이는 홍백의(2005)의 연구 결과와는 일부 대조된다. 최옥금(2007)은 또한 동 분석을 성별로 구분해 진행했는데, 연령과 결혼 상태는 여성에게만 유의했다.

석상훈·김현수(2012)도 노인 가구주의 노동시장 경험과 노인 빈곤을 연관시켜 연구를 진행했다. 가구주가 상용직 임금근로자이거나 정년퇴임자일 때 빈곤의 위험이 낮아졌으며 비자발적 퇴직자여도 가교 일자리를 통해 경제활동을 이어온 뒤에 은퇴하는 경우 빈곤의 위험이 낮아졌다. 또한 공적연금 수령자일 경우에도 노후 빈곤 가능성이 감소하는 것으로 나타나 연금제도가 노인의 빈곤 결정에 매우 중요하다는 것을 강조했다. 이 밖에도 노인 빈곤을 결정하는 요인으로 공적연금과 같은 이전소득의 중요성을 강조한 연구는 성영태·최인규(2020), 이용우·이미진(2014) 등 다양하다.

지은정(2018)은 한국복지패널 자료를 이용해 베이비붐 세대의 노동경력이 그들의 빈곤에 미치는 영향을 분석했다. 결과에 따르면 근로기간이 길수록 빈곤 확률이 낮았고, 첫 직장을 정규직으로 시작한 사람은 빈곤 확률이 더 낮았다. 여성의 빈곤 가능성이 남성보다

켰는데, 배우자가 존재하는 경우 남성과 여성 모두 빈곤 확률이 낮았다. 다만, 빈곤의 원인을 분석한 다른 연구들과 달리 지은정(2018)의 연구에서는 학력 수준과 빈곤 간 유의미한 관계가 발견되지 않았다.

이주미·김태원(2020)은 중고령자를 대상으로 50대의 노동시장 경험과 가족구조 변화가 65세 이후의 노인 빈곤에 미치는 영향을 분석했다. 그 결과, 장기간 경제활동을 하지 않은 경우와 비정규직인 경우 노인빈곤율은 정규직 경험자보다 각각 네 배 이상, 두 배 이상 높았다. 그리고 배우자가 존재하거나 교육 수준이 높을수록 빈곤율이 낮았고 여성의 경우 정규직이어도 남성보다 네 배 이상 높은 빈곤율을 보였다. 또한, 이들은 가구원 수가 증가할수록 빈곤율이 낮아진다고 밝혔는데, 박경숙·김미선(2016)도 노인 가구의 형태에 따라 빈곤율이 달라진다는 것을 밝혔다. 연구 결과에 따르면 노인의 소득원은 자식의 부양에 의존하는 경향이 있음을 보이는데, 자녀와 별거하는 가구가 증가함에 따라 발생하는 사적 이전의 빈곤완충효과가 동거로 발생하는 빈곤완충효과보다 작은 것으로 나타났다. 이는 경제활동에 참여 중인 가구원과 동거할 경우 빈곤율이 낮았으나 경제활동이 불가능한 연령의 가구원과 동거 중인 노인들의 빈곤율은 매우 높다고 밝힌 최현수·류연규(2003)의 연구 결과와도 일치한다. 이 밖에도 최현수·류연규(2003)는 여성과 저학력자의 빈곤율이 높고, 대도시와 중소도시 간의 노인빈곤율 격차를 비교하는 방법으로 거주 지역도 노인 빈곤의 결정요인일 수 있다고 주장했다.

2. 해외연구

해외 연구들도 자신의 기대수명에 대한 불확실성과 같은 장수리스크와 함께 노동 경험, 성별, 거주지역, 교육수준, 특히 연금을 노인 빈곤의 주요 결정 요인으로 지목했다.

Hari et al.(2008)은 생존확률의 불확실성이 노후에 필요한 적절한 재원을 마련하는 과정에서 큰 장애가 된다고 주장했다. Orth(2006) 또한 기대수명에 대한 불확실성이 노후 재원을 지출하는 계획에 지장을 준다고 강조했다. 이 외에도 Orth(2006)는 기대수명을 과소 평가하거나 은퇴 기간에 보수적으로 대처하는 경우 상당한 수준의 장수리스크에 직면하게 됨을 밝히며, 퇴직 시 종신연금을 구매하도록 강제하는 방안이 결국 개인과 사회 양쪽 모두에게 장수리스크를 관리하는 가장 현명한 방법이라고 강조했다.

이 외에도 많은 선행연구가 연금을 노후 빈곤의 관리 방법으로 지목했는데, Yaari(1965)는 수명에 대한 불확실성이 존재하는 상황에서 은퇴자산을 연금화하는 것이 효용 측면에서 최적의 방법이라고 밝혔으며, Davidoff et al.(2005)은 Yaari(1965)의 연구 결과가 더욱 일반적인 상황(더 적은 제약조건)에서도 이론적으로 성립함을 보였다. 이후 자료 분석(예, 시뮬레이션)을 통해 연금 제도가 노후 빈곤의 완화에 효과적임을 보인 연구들도 진행되었다(Kakwani and Subbarao; 2007, Long and Pfau; 2009, Kuitto et al.; 2023).

Bodie et al.(2002)도 노후 빈곤의 관리 방법으로 연금을 강조하였으며, 이 외에도 노인의 경제적 불안의 원인을 개인적 원인과 제도적 원인으로 분류하여 설명했다. 개인적 원인에는 노동시장의 경협, 저축 및 소비 습관, 자원 배분 전략, 질병의 발병률과 사망률 등이 포함되며, 제도적 요인에는 코호트의 변화, 거시경제적 성과와 정부 기관의 혁신 등이 포함된다.

노후 빈곤의 원인을 연금이나 사회보장제도 측면에서 탐구한 연구들도 존재한다. Cappelletti et al.(2013)이 이탈리아의 SHIW(Survey of Household Income and Wealth) 자료를 이용하여 연금 수요를 분석한 결과, 교육 수준이 낮고 가난한 사람들의 연금 수요가 매우 부족했다. 동 연구는 연금 수요가 부족할 경우, 장수리스크에 노출되어 노후 재원이 조기에 고갈되어 결국 빈곤한 노후를 보내게 된다고 강조했다.

Delfani et al.(2015)은 2009년의 EU-SILC(EU Statistics on Income and Living Conditions) 자료를 활용해 벨기에, 독일, 아일랜드 및 네덜란드 사례를 분석했다. 이들은 연금과 주택 제도가 노후 빈곤에 미치는 영향을 분석했는데, 연금 제도는 고용 기간이 25년 미만인 가구와 같은 특정 집단을 연금 수령 대상에서 배제해 해당 집단의 빈곤 위험을 증대시킬 수 있다는 점을 지적했다. 그러나 자가를 소유한 노인 가구는 연금 소득이 적어도 주택 임대료 부담이 적어 빈곤이 완화되는 것으로 나타났다.

그리고 포르투갈 사례를 분석한 Albuquerque et al.(2010)는 많은 개인이 사회보장 은퇴 수당 등을 받기 위한 자격(주당 15시간 이상 근무)을 갖추지 못해 은퇴 뒤 노후 빈곤을 경험하게 된다는 사실을 밝히며 당국의 사회보장 시스템의 보호범위를 재평가할 것을 권장하였다.

거주 지역을 결정 요인으로 지목한 연구 또한 다양한 국가에서 진행되었다. 로지스틱모형(logistic regression)을 이용해 노후빈곤의 결정요인을 분석한 McLaughlin and Jensen(1993)의 연구에 따르면 나이, 성별, 인종, 결혼 상태 등을 통제한 상태에서도 비도시(nonmetro)에 거주하는 노인이 도시에 거주하는 노인보다 빈곤 가능성이 높았는데, 이러한 결과는 국내 사례를 연구한 최현수·류연규(2003)의 결과와 일치한다.

말레이시아의 2009년, 2012년 가구소득조사를 분석한 Mohd et al.(2018)도 거주 지역이 노후빈곤을 결정할 수 있으며, 특히 농업이 주요 산업인 지역에서 빈곤율이 매우 높다고 밝혔다. 이 밖에도 여성이 가구주이거나 교육 수준이 낮을수록 빈곤 가능성이 높았다. 베트남의 VHLSS(Vietnam Household Living Standard Survey) 자료(2010년과 2016년)를 분석한 Vu and Nguyen(2021)도 도심 지역에 거주하는 노인보다 시골 지역에 거주하는 노인이 빈곤에 더 취약하다고 주장했다.

필리핀의 사례를 분석한 Mapa et al.(2011)은 노인가구에 14세 이하의 피부양자가 존재하면 빈곤을 경험할 확률이 증가한다고 밝혔는데, 이러한 결과는 피부양자가 빈곤 가능성을 높인다는 국내 사례를 연구한 최현수·류연규(2003)의 연구 결과와 일치한다.

흥미로운 것은 Xu and Chui(2009)의 연구인데, 이 연구는 중국 북경의 저소득 노인들과의 설문조사를 통해 그들의 삶의 궤적이 빈곤 상태에 미친 영향을 탐구하였다. 결과에 따르면 저소득 노인들의 노년기 빈곤 원인은 인생의 후기에서 발생한 경험보다는 주로 생애의 이른 시기에 발생한 경험의 축적에서 기인하는 것으로 나타났다. 중국의 사회적 특성을 고려했을 때, 갑작스러운 사회 전환 속에서 창출된 예상치 못한 생애 사건들이 노인들의 빈곤에 큰 영향을 준 것이다. 해당 연구에서 시사하는 것처럼 예상치 못한 생애 사건은 노후의 빈곤과 큰 연관이 있어 합리적인 예측의 필요성을 인지하는 것이 중요할 것으로 판단된다.

최근에는 은퇴 시기에 대한 불확실성이 은퇴 이후의 삶에 미치는 영향에 관한 연구가 활발하다. Caliendo et al.(2023)은 패널자료(Health and Retirement Study)를 활용해 은퇴 시기와 실제 은퇴 시기 간 차이를 비교한 결과, 일반 국민들은 건강 상태의 변화, 손주의 돌봄 등의 사유로 실제 은퇴 시기가 예상과 달라지게 된다고 주장했다. Caliendo et al.(2023)은 또한 중고령자들이 예측보다 이른 시기에 은퇴하게 되면 노후재원이 감소해

은퇴 이후의 삶(예, 노후 빈곤)에 부정적 영향을 초래한다고 주장했다. An and Sachdeva(2024)에 따르면, 개인이 은퇴 시기를 잘못 예측하면 기존에 계획한 노후 관련 의사결정이 달라지게 되고, 나아가 사회후생 손실(예, 소비 및 투자활동 위축)로 이어지기도 한다.

은퇴 시기뿐 아니라 사망 시기에 대한 불확실성도 경제주체의 의사결정과 노후의 삶에 영향을 준다는 연구도 존재한다. Heimer et al.(2019)은 사망 시기에 대한 예측이 재정적 의사 결정에 미치는 영향을 분석한 결과, 사망 시기에 대한 불확실성이 현재의 저축 및 소비에 관한 의사결정에 영향을 주고, 현재의 의사결정은 결국 노후의 삶을 결정하게 된다고 밝혔다. 예를 들어, 젊은 사람들은 자신의 기대여명을 과소평가해 미래를 위해 충분히 저축하지 않은 반면, 노년층 사람들은 자신의 기대여명을 과대평가해 소비를 불필요하게 줄이는 경향을 보였다.

3. 본 연구의 기여 및 의미

국내의 선행연구를 종합하면, 빈곤의 원인으로 노동(근로)이 많이 연구되었는데, 근로가 빈곤 가능성을 감소시켰는지, 반대로 빈곤하기 때문에 더 근로하려는 유인이 발생한 것인지 등 명확한 인과관계를 다룬 연구는 찾아보기 어렵다. 해외 연구에서는 거주 형태에 따른 노후 빈곤 가능성을 분석한 사례들도 관측되는데, 이 역시 임대 주택에 거주하기 때문에 빈곤한 것인지 아니면 빈곤해서 주택을 소유하지 못한 것인지에 대한 인과관계 정립이 필요하다. 한국을 비롯해 아시아 사례를 연구한 선행연구들은 성별에 따른 노후 빈곤 가능성이 크게 다르다는 공통적 결론을 제시했는데, 이는 남성 중심 사회의 특성이 반영된 결과일 것이다.

다른 요인들의 경우, 나라마다 또는 한 나라에서도 연구 시기 및 연구에 활용한 자료와 분석 모형에 따라 통계적 유의성이 달랐다. 하지만, 국내외 연구에서 공통으로 연금과 장수리스크를 노후빈곤의 결정요인으로 강조했다. 특히, 국내외 연구를 종합할 때 연금이 노후빈곤을 결정하는 가장 중요한 요인으로 판단된다.

그러나 무엇보다도 기대수명이 증가함에 따라 장기화되는 노후 기간에 필요한 충분한 재원 마련이 중요하다. 이를 위해 사망 연령에 대한 정확한 인지를 통해 장수리스크를 감

소시켜야 한다(주소현·김세완; 2012, 이경희·전병욱; 2020). 그런데 서론에서 강조했듯이 진정한 장수리스크 감소는 단순히 사망 나이뿐 아니라 은퇴 시기에 대한 정확한 인지가 반드시 병행되어야 가능하다. 그럼에도 불구하고, 국내에서 은퇴 기간에 대한 인지적 오류를 분석한 사례는 찾아보기 어렵다. 노후 빈곤을 결정하는 가장 중요한 요인일 수 있는 연금 역시 은퇴 기간에 대한 명확한 예측이 선행되어야 한다는 점을 고려할 때 국민들이 은퇴 기간에 대해 얼마나 정확히 인지하고 있는지 분석하는 것은 사회경제적 의미가 크다 하겠다.

III. 분석 모형 및 자료

아래 모형을 활용해 각 개인의 은퇴 기간 오차에 대한 결정요인을 분석했으며, 종속변수에 해당하는 *Error*는 은퇴 기간에 대한 오차, 은퇴 시기(연령)에 대한 오차, 사망 시기(연령)에 대한 오차를 의미한다. *X*는 종속변수의 결정요인들(설명변수) 벡터(vector), α 는 절편 계수, β 는 기울기 계수 벡터, *u*는 오차항(error term)이다.

$$Error_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + u_{it} \quad (1)$$

은퇴 기간에 대한 오차는 예상하는 은퇴 기간과 실제 은퇴 기간의 차이로 정의할 수 있다. 은퇴 기간은 은퇴하는 시점부터 사망하는 시점까지의 기간을 의미하므로 은퇴 기간 오차는 은퇴하는 시점에 대한 오차와 사망하는 시점에 대한 오차에 의해 발생한다. 그러므로 각 오차는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\text{은퇴 기간 오차} = \text{예상 은퇴 기간} - \text{실제 은퇴 기간} \quad (2)$$

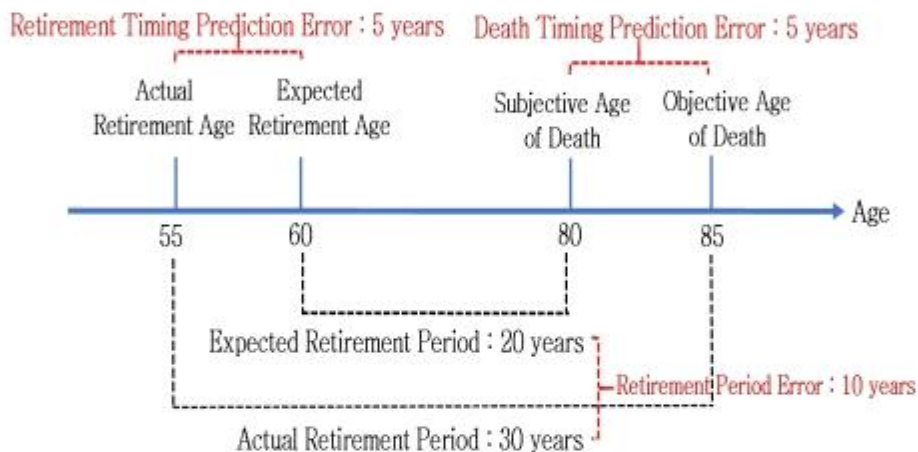
$$\text{은퇴 시기 오차} = \text{실제 은퇴 연령} - \text{예상 은퇴 연령} \quad (3)$$

$$\text{사망 시기 오차} = \text{객관적 사망 연령} - \text{주관적 사망 연령} \quad (4)$$

아래 <Figure 1>은 독자의 이해를 돕기 위해 식 (2)~(4)의 정의를 그림으로 표현한 것이다. 예를 들어, 한 개인이 은퇴 기간을 20년으로 예상했고 실제 은퇴 기간이 30년이라면

은퇴 기간 오차는 10년이 된다. 이 은퇴 기간 오차는 은퇴 시기 오차(5년)와 사망 시기 오차(5년)의 합으로 산출되는데, 은퇴 시기 오차는 본인이 법정은퇴연령인 60세에 은퇴할 것으로 생각했는데 실제로는 55세에 은퇴하게 될 때 그 차이인 5년으로 산출된다. 또한 본인이 80세에 사망할 것이라고 예상하지만 실제로 85세에 사망한다면 사망 시기 오차는 5년으로 산출되는 방식이다¹⁾.

〈Figure 1〉 Definition of the Dependent Variable



본 연구에서는 먼저 식 (2)~(4)에 해당하는 은퇴 기간 오차, 은퇴 시기 오차, 사망 시기 오차를 산출하고, 식 (1)을 활용해 각 오차의 결정요인을 분석했다. 특히 본 연구에서는 특정 변수가 종속변수의 변화를 초래하는 인과관계를 추정하기보다는 은퇴 기간 오차의 결정요인을 밝혀내는 것이 주요 목적이며, 무엇보다 은퇴는 매년 발생하는 사건이 아니므로 패널분석이 아닌 Pooled OLS를 적용했다(Cameron and Trivedi, 2005).

은퇴 기간 오차에 대한 실증분석을 위해 재정패널조사(National Survey of Tax and

- 1) 음수의 오차도 산출될 수 있다. 은퇴 기간 오차를 리스크의 개념으로 접근하여 음수를 0으로 전환하는 방안도 고려해 볼 수 있으나 음수는 많지 않았으며, 특히 다음과 같은 이유로 음수를 유지했다. 첫째, 본 연구의 목적은 은퇴 기간 오차를 측정하는 것이므로 음수를 0으로 전환 시 은퇴 기간 오차가 과대 산출되는 문제가 발생한다. 둘째, 음수는 개인의 은퇴 기간을 실제보다 과도하게 예상하는 경우인데, 이 역시 소비를 필요 이상으로 억제하게 되는 리스크를 유발할 수 있다.

Benefit)를 활용했다. 재정패널조사는 가계의 조세부담 및 가계가 정부로부터 받는 혜택과 함께 성별, 연령 등 인구통계적 변수와 자산, 소비, 소득 등 사회경제적 정보를 제공하기 위해 한국조세재정연구원이 2008년부터 구축해 온 패널자료(panel data)다²⁾. 하지만 은퇴 기간 오차를 분석하기 위해 요구되는 정보들을 2015년부터 제공하기 시작했기 때문에 본 연구는 재정패널조사의 2015~2021년 자료를 활용했다. 특히, 재정패널조사는 각 개인에게 예상 사망 연령(기대 수명), 예상 은퇴 연령, 실제 은퇴 시기, 실제 사망 시기 등에 대한 정보를 제공한다. 다만, 분석기간 동안 실제 사망한 표본이 많지 않아 실제 사망 연령 대신에 통계청이 발표하는 완전생명표에 나타난 연령별(1세 단위) 및 성별 기대여명을 활용했다. 즉, 완전생명표에 따르면 50세 남성은 31.6년을 더 생존하게 되는데(81.6세), 만약 이 남성이 본인의 기대수명을 78.6세라고 예상하면 사망 시기 오차는 3년(81.6-78.6)으로 산출되는 방식이다. 참고로, 한국인은 그동안 통계청의 예측보다 오래 생존하였으므로 본 연구에서 산출되는 사망 시기 오차 및 은퇴 기간 오차는 실제보다 오히려 작게 추정되므로 연구의 신뢰성 문제가 발생하지 않는다.

다음으로, 은퇴 기간 오차를 구성하는 은퇴 시기 오차는 다음과 같은 방식으로 산출하였다. 2015년을 기준으로 이미 은퇴한 사람은 분석 대상에서 제외하였다. 또한 2015년을 기준으로 60세 이상도 분석에서 제외하였다. 이후 균형패널 자료를 활용해 동일한 개인을 추적하여 2015년 이후에 실제 은퇴한 사람을 분석 대상으로 한정했다. 이 방식으로 본인이 예상한 은퇴 연령과 실제 은퇴 연령 간 차이를 계산해 은퇴 시기 오차를 산출할 수 있다. 참고로, 2015년에 근로한 사람 중 연구기간 동안 은퇴하여 분석에 활용된 표본 수는 총 2,155개다.

은퇴 기간 오차를 측정하는 과정에서 주의해야 할 점은 은퇴에 대한 통일된 기준을 적용하는 것이다. 만약, 은퇴에 대한 질문을 응답자마다 다르게 이해하는 경우 측정오류(measurement error)가 발생할 수 있는데, 재정패널은 측정오류를 제거하기 위해 은퇴 관련한 설문 이전에 은퇴에 대한 사전적 의미를 제시한다. 참고로, 재정패널은 “은퇴란 근로 및 소득 활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾지 않으며, 찾을 의사가 전혀 없는 경우

2) 재정패널조사에 대한 구체적인 정보는 홈페이지(<https://www.kipf.re.kr/panel/index.do>)를 참고 바란다.

를 의미합니다.”라고 은퇴를 정의한다. 즉, 이 연구에서의 은퇴는 주요 일자리로부터의 은퇴(부분 은퇴)가 아닌 완전한 은퇴를 의미한다. 재정패널조사는 이러한 방식으로 각 개인에게 예상 은퇴 시점과 은퇴 여부(실제 은퇴 시기)를 매년 조사하기 때문에 통일된 은퇴 기간 오차를 측정할 수 있다.

〈Table 1〉은 분석에 활용된 변수의 이름과 정의를 보여준다. 설명변수로는 성, 연령, 혼인상태, 학력 수준, 건강상태, 가구소득, 자산, 거주 지역, 그리고 연도 변수가 있다. 소득은 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값이다³⁾. 자산은 부동산 자산과 금융자산 모두를 더한 값이다. 참고로, 부동산 자산은 거주 주택, 비거주 주택, 토지 등 소유한 모든 부동산의 가치를 합하여 산출하였고, 금융자산 역시 예금, 적금, 주식, 채권, 보험 등 보유한 모든 금융자산의 가치를 합하여 산출했다.

연도 변수는 연구자가 관측하기 어려운 특정한 시기의 영향을 제거하기 위해 통제변수로 포함하였다. 마지막으로, 각 그룹에서 여성, 미혼, 고졸 미만, 서울, 2015년이 기준그룹으로 설정되었다.

〈Table 1〉 Variables Definition

Classification		Variables	Definitions
Dependent Variables		Retirement Period Error	The difference between the actual retirement period and the expected retirement period(unit: years)
		Retirement Timing Prediction Error	The difference between the expected retirement age and the actual retirement age(unit: years)
		Death Timing Prediction Error	The difference between the objective age of death and the subjective age of death(unit: years)
Individual Variables	Gender	Male	1 for male, 0 for female
		Female	1 for female, 0 for male
		Age	Age(unit: years)
	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

3) 이는 균등화소득이란 개념으로 가구소득을 개인소득으로 전환하는 대표적인 방식이며, 자산은 균등화하지 않은 값(가구소득)이 사용되었다.

	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 a college and 0 otherwise
	Health Status		1 for very poor, 2 for poor, 3 for fair, 4 for good, 5 for very good
Household Variables	Income	ln(Income)	Log value of household income (unit: 10,000 Won)
	Asset	ln(Asset)	Log value of household assets (unit: 10,000 Won)
Residential Area		Seoul	1 If residing in Seoul and 0 otherwise
		Busan	1 If residing in Busan and 0 otherwise
		Daegu	1 If residing in Daegu and 0 otherwise
		Incheon	1 If residing in Incheon and 0 otherwise
		Gwangju	1 If residing in Gwangju and 0 otherwise
		Daejeon	1 If residing in Daejeon and 0 otherwise
		Ulsan	1 If residing in Ulsan and 0 otherwise
		Gyeonggi	1 If residing in Gyeonggi and 0 otherwise
		Gangwon	1 If residing in Gangwon and 0 otherwise
		Chungbuk	1 If residing in Chungbuk and 0 otherwise
		Chungnam	1 If residing in Chungnam and 0 otherwise
		Jeonbuk	1 If residing in Jeonbuk and 0 otherwise
		Jeonnam	1 If residing in Jeonnam and 0 otherwise
		Gyeongbuk	1 If residing in Gyeongbuk and 0 otherwise
		Gyeongnam	1 If residing in Gyeongnam and 0 otherwise
		Sejong	1 If residing in Sejong and 0 otherwise
Year		Year 2015	1 If the year is 2015 and 0 otherwise
		Year 2016	1 If the year is 2016 and 0 otherwise
		Year 2017	1 If the year is 2017 and 0 otherwise
		Year 2018	1 If the year is 2018 and 0 otherwise
		Year 2019	1 If the year is 2019 and 0 otherwise
		Year 2020	1 If the year is 2020 and 0 otherwise
		Year 2021	1 If the year is 2021 and 0 otherwise

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계

〈Table 2〉는 실증분석에 활용된 모든 변수의 기술통계를 보여준다. *, **, ***는 변수의 평균값을 성별로 t-검정하여 각 통계적 유의수준 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의성을 의미한다.

전체 은퇴 기간 오차는 9.76년인데 여성(12.33년)의 오차가 남성(8.31)보다 컸다. 특히, 은퇴 기간 오차 중 은퇴 시기에 대한 오차는 7.26년이었고 사망 시기 오차는 2.50년으로 전체 은퇴 기간 오차 중 74%가 은퇴 시기에 대한 오차 때문에 발생하였다.

분석 대상 중 남성의 비율은 64%로 여성보다 높았는데, 이는 분석대상이 노동시장에 참여한 사람으로 한정되었기 때문이다. 평균 연령도 56.57세로 다소 높았는데, 이는 분석 대상이 노동시장에 참여한 사람 중 은퇴 경험이 있는 사람이 분석 대상이기 때문이다.

남성의 경우, 결혼하여 배우자와 함께 살고 있는 사람의 비중이 상대적으로 높고(남자 87%, 여자 75%), 여자의 경우에는 결혼 후 이혼 및 사별로 배우자가 없는 비중이 상대적으로 높았다(남자 4%, 여자 22%). 남성은 대졸자가 56%로 여성(20%)보다 훨씬 높았고, 여성은 고등학교까지 졸업한 사람의 비중(47%)이 가장 높았다. 5점 만점(높을수록 더 좋은 건강상태)으로 평가한 건강상태도 남성이 더 좋았다(남성 3.73점, 여성 3.52점). 가구 소득 역시 여성(3,277만 원)보다 남성(4,420만 원)이 더 높았고 총 자산(부동산자산과 금융자산의 합)도 남성(5억 1,639만 원)이 여성(3억 3,616만 원)보다 더 많았다. 즉, 전반적으로 남성과 여성 간 연령차이는 없었으나 남성이 여성보다 고학력이고 경제적 상태도 더 우월한 것으로 요약할 수 있다.

(Table 2) Descriptive Statistics

Variables	Total Sample		Male		Female	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Retirement Period Error	9.76***	10.61	8.31	10.78	12.33	9.80
Retirement Timing Prediction Error	7.26***	9.84	7.88	10.31	6.15	8.84
Death Timing Prediction Error	2.50***	6.64	0.44	6.09	6.19	5.96
Male	0.64***	0.48	1.00	0.00	0.00	0.00
Female	0.36***	0.48	0.00	0.00	1.00	0.00
Age	56.57	8.99	56.35	9.42	56.97	8.16
Single	0.06***	0.24	0.09	0.28	0.02	0.15
Spouse	0.83***	0.38	0.87	0.33	0.75	0.43
No Spouse	0.11***	0.31	0.04	0.19	0.22	0.42
Less HS	0.19***	0.40	0.12	0.32	0.33	0.47
High School	0.37***	0.48	0.32	0.47	0.47	0.50
College	0.43***	0.50	0.56	0.50	0.20	0.40
Health Status	3.65***	0.79	3.73	0.77	3.52	0.80
ln(Income)	7.97***	1.20	8.08	1.16	7.76	1.25
Income	4,009***	2,982	4,420	3,263	3,277	2,219
ln(Asset)	9.47***	2.62	9.70	2.57	9.05	2.66
Asset	45,166***	63,275	51,639	66,844	33,616	54,511
Seoul	0.24	0.42	0.24	0.43	0.23	0.42
Busan	0.06*	0.24	0.05	0.22	0.07	0.26
Daegu	0.06	0.25	0.06	0.24	0.07	0.25
Incheon	0.03*	0.18	0.04	0.20	0.02	0.15
Gwangju	0.04	0.20	0.04	0.19	0.05	0.22
Daejeon	0.04***	0.19	0.05	0.21	0.02	0.15
Ulsan	0.03	0.16	0.03	0.16	0.03	0.16
Gyeonggi	0.20**	0.40	0.22	0.41	0.17	0.38
Gangwon	0.07	0.26	0.07	0.25	0.08	0.28
Chungbuk	0.03	0.18	0.04	0.19	0.03	0.17
Chungnam	0.03	0.16	0.03	0.17	0.02	0.13
Jeonbuk	0.05***	0.22	0.04	0.19	0.08	0.27
Jeonnam	0.03**	0.16	0.02	0.14	0.04	0.19
Gyeongbuk	0.04	0.19	0.04	0.19	0.03	0.18
Gyeongnam	0.05	0.22	0.05	0.21	0.06	0.24
Sejong	0.00	0.07	0.01	0.08	0.00	0.05
Year 2015	0.19	0.39	0.19	0.39	0.19	0.39
Year 2016	0.16	0.37	0.16	0.37	0.16	0.37
Year 2017	0.16	0.36	0.16	0.37	0.16	0.36
Year 2018	0.14	0.35	0.14	0.35	0.14	0.34
Year 2019	0.13	0.33	0.13	0.34	0.12	0.33
Year 2020	0.12	0.33	0.12	0.32	0.13	0.33
Year 2021	0.10	0.30	0.10	0.30	0.10	0.30
Number of Samples	2,155		1,381		774	

2. 은퇴 기간 오차, 은퇴 시기 오차, 사망 시기 오차의 회귀분석

〈Table 3〉은 항목별 은퇴 기간 오차를 분석한 결과를 보여준다. 기술통계에서 이미 남성보다 여성이 은퇴 기간 오차가 더 큰 것으로 나타났는데, 다른 요인들을 통제한 결과에서도 남성보다 여성의 은퇴 기간 오차가 3.13년 더 긴 것으로 분석되었다. 반면 혼인상태는 은퇴 기간 오차의 결정요인이 아닌 것으로 나타났다.

흥미로운 것은 학력수준이 낮을수록 은퇴 기간 오차가 더 커지는 것으로 분석되었다는 점이다. 추정계수에 따르면, 고등학교를 졸업하지 않은 사람에 비해 고등학교를 졸업한 사람은 은퇴 기간 오차가 2.28년 작고, 대학교를 졸업한 사람의 은퇴 기간 오차는 2.67년 작았다.

건강상태가 좋을수록 은퇴 기간 오차도 감소하는 것으로 나타났으며, 소득이 높고 자산이 많을수록 은퇴 기간 오차가 감소했다. 즉, 소득 및 자산이 증가할수록 본인의 은퇴 기간을 상대적으로 더 정확하게 예측한다고 해석할 수 있다.

서울에 거주하는 사람들보다 부산, 대전, 울산, 강원도, 경상남도 거주자의 은퇴 기간 오차가 상대적으로 작았다. 또한 은퇴 시기 오차는 시간이 지남에 따라 점차 증가하는데, COVID-19 시기에 좀 더 확대되는 경향을 보인다.

〈Table 3〉 Retirement Period Error

Variables	Coefficient	Std. Err.	t-value
Male	-3.13***	0.43	-7.25
Age	-0.67***	0.03	-25.17
Spouse	-0.86	0.90	-0.95
No_Spouse	0.38	1.07	0.35
High School	-2.28***	0.65	-3.53
College	-2.67***	0.56	-4.73
Health Status	-1.56***	0.25	-6.17
ln(Income)	-0.54***	0.16	-3.36
ln(Asset)	-0.20***	0.08	-2.57
Busan	-1.77**	0.84	-2.11
Daegu	0.13	0.82	0.16
Incheon	1.68	1.06	1.58

Gwangju	0.07	0.99	0.07
Daejeon	-3.02***	1.03	-2.93
Ulsan	-3.71***	1.19	-3.10
Gyeonggi	-1.05*	0.56	-1.87
Gangwon	-1.88**	0.79	-2.39
Chungbuk	0.10	1.08	0.09
Chungnam	2.01	1.21	1.66
Jeonbuk	1.11	0.90	1.24
Jeonnam	1.79	1.20	1.49
Gyeongbuk	0.07	1.03	0.07
Gyeongnam	-1.79**	0.89	-2.02
Sejong	1.17	2.70	0.43
Year 2016	0.32	0.61	0.52
Year 2017	1.69***	0.62	2.72
Year 2018	2.72***	0.64	4.24
Year 2019	3.07***	0.66	4.64
Year 2020	5.55***	0.68	8.16
Year 2021	7.24***	0.72	10.04
_cons	62.07***	2.14	29.03

Notes: 1) *, **, *** indicate statistically significant at significance levels of 10%, 5%, and 1%, respectively

2) The number of samples is 2,155

3) Prob > F=0.00, $R^2=0.38$

〈Table 4〉는 은퇴 기간 오차를 은퇴 시기 오차와 사망 시기 오차로 구분하여 각각의 결정요인을 분석한 결과를 보여준다. 분석 결과, 은퇴 시기 오차는 남성이 더 큰 반면, 사망 시기 오차는 오히려 여성이 더 컸다.

연령이 높을수록 은퇴 시기 오차는 작아지며, 사망 시기 오차는 더 커졌다. 연령이 높아질수록 은퇴 시기 오차가 작아지는 이유는 상대적으로 고연령일수록 더 가까운 미래(은퇴)에 대한 예측 능력이 높아지기 때문일 것이다. 반면 연령이 낮을수록 사망 시기 오차가 작은 것은 상대적으로 젊은 사람일수록 교육 및 지식수준이 높아 객관적인 기대수명에 대한 이해도가 높기 때문으로 추측된다.

또한 학력 수준이 높을수록 은퇴 시기 오차와 사망 시기 오차 모두 감소하는 것으로 나타났다. 건강상태는 사망 시기 오차만 감소시켰다. 소득은 은퇴 시기 오차를 감소시켰으

며, 자산은 사망 시기 오차를 감소시켰다.

흥미로운 것은 2015년에 비해 2020년과 2021년에 은퇴 시기 오차가 크게 증가했다는 점인데, 이는 당시 COVID-19의 유행으로 예상하지 못한 은퇴(조기 은퇴)가 발생했기 때문일 것이다. 그러므로, <Table 3>에서 2020~2021년도의 높은 은퇴 기간 오차는 주로 은퇴 시기 오차 때문에 발생한 것임을 확인할 수 있다.

<Table 4> Retirement Timing Prediction Error and
Death Timing Prediction Error

Dependent Variables	Model 1: Retirement Timing Prediction Error		Model 2: Death Timing Prediction Error	
	Coefficient	Std. Err.	Coefficient	Std. Err.
Male	2.07***	0.36	-5.20***	0.29
Age	-0.75***	0.02	0.09***	0.02
Spouse	-1.17	0.74	0.31	0.61
No_Spouse	-0.12	0.88	0.49	0.73
High School	-1.90***	0.47	-0.77**	0.38
College	-1.82***	0.53	-0.46	0.44
Health Status	0.09	0.21	-1.64***	0.17
ln(Income)	-0.59***	0.13	0.06	0.11
ln(Asset)	-0.07	0.06	-0.13**	0.05
Busan	0.17	0.69	-1.94***	0.57
Daegu	0.26	0.67	-0.13	0.55
Incheon	0.30	0.88	1.38*	0.72
Gwangju	2.48***	0.82	-2.40***	0.67
Daejeon	-0.88	0.85	-2.14***	0.70
Ulsan	-0.45	0.98	-3.26***	0.81
Gyeonggi	0.18	0.46	-1.23***	0.38
Gangwon	0.43	0.65	-2.31***	0.54
Chungbuk	1.86**	0.89	-1.76**	0.73
Chungnam	3.48***	1.00	-1.47*	0.82
Jeonbuk	0.96	0.74	0.16	0.61
Jeonnam	2.77***	0.99	-0.98	0.82
Gyeongbuk	-0.15	0.85	0.22	0.70
Gyeongnam	0.56	0.73	-2.35***	0.60

Sejong	3.68	2.23	-2.51	1.83
Year 2016	0.01	0.51	0.31	0.42
Year 2017	2.04***	0.51	-0.35	0.42
Year 2018	3.79***	0.53	-1.07**	0.44
Year 2019	3.93***	0.55	-0.86*	0.45
Year 2020	6.79***	0.56	-1.24***	0.46
Year 2021	8.26***	0.60	-1.02**	0.49
_cons	52.61***	1.76	9.46***	1.45

Notes: 1) *, **, *** indicate statistically significant at significance levels of 10%, 5%, and 1%, respectively

2) The number of samples for Model 1 and Model 2 is 2,155

3) Model 1: Prob > F=0.00, $R^2=0.51$, Model 2: Prob > F=0.00, $R^2=0.27$

3. 오차의 종류별 성별 분해

〈Table 5〉~〈Table 7〉은 각 오차가 발생한 원인을 성별로 세부적으로 파악하기 위해 각 오차를 분해한 결과를 보여준다. 〈Table 5〉에 따르면 남성의 은퇴 기간 오차는 8.31년, 여성의 은퇴 기간 오차는 12.33년으로 남성보다 여성이 은퇴 기간을 훨씬 더 잘못 예측하고 있음을 알 수 있다. 특히, 남성의 실제 은퇴 기간은 24.87년이었는데 이를 16.55년으로 과소평가하고 있었고, 여성의 실제 은퇴 기간은 무려 29.27년에 달했는데 이를 16.94년으로 더욱 과소평가하고 있었다. 즉, 남성(16.55년)보다 여성이 은퇴 기간을 더 길게 예측(16.94년)하고 있음에도 불구하고, 실제 여성의 은퇴 기간이 29.27년으로 남성의 은퇴 기간(24.87년)보다 훨씬 길어서 여성의 은퇴 기간 오차가 더 크다는 것을 알 수 있다.

〈Table 6〉과 〈Table 7〉은 각각 은퇴 시기 오차와 사망 시기 오차를 분해한 결과를 보여주는데, 이를 통해 왜 은퇴 기간 오차가 발생하는지 알 수 있다. 먼저, 〈표 6〉의 은퇴 시기 오차의 성별 분해에 따르면 여성(6.15년)보다 남성(7.88년)의 은퇴 시기 오차가 오히려 더 컸다. 남성은 65.55세에 은퇴할 것으로 예측했는데 실제로는 57.67세에 은퇴하였고, 여성은 64.32세에 은퇴할 것으로 예측했는데 실제로는 58.17세에 은퇴하였다. 즉, 여성보다 남성의 은퇴 시기 오차가 더 컸는데, 이는 남성이 여성보다 더 늦게 은퇴할 것이라고 예상한 것과 달리 오히려 여성보다 더 빨리 은퇴했기 때문이었다.

〈Table 7〉에 따르면, 남성의 사망 시기 오차는 0.44년으로 거의 발생하지 않았다. 반면

여성의 사망 시기 오차는 무려 6.19년으로 매우 컸는데 이는 본인이 81.26세에 사망할 것이라고 예상한 반면 실제로는 87.44세까지 생존한 결과였다. 통계청의 공시자료⁴⁾에 따르면 2022년 50세인 국민은 84.2세까지 생존할 것으로 예측되었으나, 남성(81.6세)보다 여성(86.8세)이 5.7세 더 생존하게 된다. 따라서 여성의 사망 시기 오차의 크기가 큰 이유는 한국의 성별 기대수명 차이가 여타 OECD 국가들보다 큰 편인데, 여성들이 남성의 기대수명 또는 평균 기대수명을 본인의 기대수명(여성의 기대수명)으로 오인한 결과라 판단된다. OECD(2023)에 따르면 2021년 기준 여성이 남성보다 5.4세 더 오래 생존하는데, 한국 여성은 남성보다 6.0년 더 오래 생존하며, 선진국 중 한국보다 성별 기대수명 차이가 큰 나라는 일본(6.1년)과 프랑스(6.2년)뿐이다.

정리하자면, 남성 및 여성 모두 본인들의 은퇴 기간을 과소추정하고 있었는데, 남성은 주로 은퇴 시기에 대해 잘못 예측한 결과였고, 여성은 은퇴 시기뿐 아니라 사망 시기에 대해서도 잘못 예측한 결과다. 특히, 여성의 은퇴 기간 오차는 12.33년이었는데, 이는 본인이 예상했던 것보다 은퇴 기간이 무려 12.33년 더 긴 것으로 그중 절반 정도(사망 시기 오차 6.19년)는 본인이 예상했던 것보다 더 오래 생존하기 때문인 것으로 밝혀졌다.

〈Table 5〉 Decomposition of Retirement Period Error

Types of Errors Sample	Retirement Period Error (A=C-B)	Expected Retirement Period (B)	Actual Retirement Period (C)
Total	9.76	16.69	26.45
Male	8.31	16.55	24.87
Female	12.33	16.94	29.27
Difference (Male-Female)	-4.02	-0.39	-4.40

4) https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1B42

〈Table 6〉 Decomposition of Retirement Timing Prediction Error

Types of Errors Sample	Retirement Timing Prediction Error (A=C-B)	Expected Retirement Age (B)	Actual Retirement Age (C)
Total	7.26	65.11	57.85
Male	7.88	65.55	57.67
Female	6.15	64.32	58.17
Difference (Male-Female)	1.73	1.23	-0.50

〈Table 7〉 Decomposition of Death Timing Prediction Error

Types of Errors Sample	Death Timing Prediction Error (A=C-B)	Subjective Death Age (B)	Objective Death Age (C)
Total	2.50	81.80	84.30
Male	0.44	82.10	82.54
Female	6.19	81.26	87.44
Difference (Male-Female)	-5.75	0.84	-4.91

아래 〈Figure 2〉는 성별 은퇴 기간 오차를 분해하여 분석한 〈Table 5〉~〈Table 7〉의 결과를 이해하기 쉽게 그림으로 변환한 결과다. 그림을 통해 남성의 은퇴 기간 오차 8.31년이 주로 은퇴 시기 오차에서 발생한다는 것을 알 수 있으며, 여성의 은퇴 기간 오차 12.33년 중 절반은 은퇴 시기 오차 때문에 그리고 나머지 절반은 사망 시기 오차 때문에 발생한다는 것을 쉽게 알아볼 수 있다.

〈Figure 2〉 Decomposition of Retirement Period Error



V. 결론 및 시사점

전체 인구에서 노인 인구가 증가함에 따른 노인부양비의 증가는 개인뿐 아니라 기업, 나아가 국가 차원에서도 크나큰 위협요인이다. 특히, 단순한 노인의 수가 아닌 빈곤한 노인의 증가는 더욱더 위협으로 작용한다. 이에 인구고령화를 경험하거나 예측하는 나라들 대부분 국민들이 공적연금뿐 아니라 사적연금을 활용해 노후에 필요한 충분한 재원을 마련하도록 다층노후소득보장제도의 중요성을 강조해 왔다.

그런데 노후에 필요한 충분한 재원을 마련하기 위해서는 노후 기간을 정확히 예측하는 것이 선행되어야 한다. 노후 기간의 정확한 예측은 그동안 선행연구에서 강조되어 왔던 장수리스크, 즉 사망 시기에 대한 예측뿐 아니라 은퇴 시기에 대한 예측도 병행되어야 한다.

이에 본 연구에서는 2015~2021년 재정패널조사 자료를 이용해 은퇴 기간에 대한 인지적 오류를 산출하고, 성별 인지적 오류의 차이, 나아가 인지적 오류의 결정요인들을 분석

했다. 분석 결과, 실제 은퇴 기간은 26.45년이었으나 중고령자들은 본인의 은퇴 기간을 16.69년으로 예측해 은퇴 기간 오차가 9.76년에 달했다. 특히, 이렇게 큰 은퇴 기간 오차는 사망 시기에 대한 오차(2.50년)뿐 아니라 은퇴 시기에 대한 오차(7.26년)로부터 기인하였다.

은퇴 기간에 대한 오차를 성별로 세분하여 분석한 결과, 남성의 경우 실제 은퇴 기간이 24.87년이었으나 이를 16.55년으로 예측함에 따라 은퇴 기간 오차가 8.31년이었으며, 여성의 경우 실제 은퇴 기간이 29.27년이었으나 이를 16.94년으로 예측함에 따라 은퇴 기간 오차가 무려 12.33년으로 남성보다 4.02년 더 컸다. 특히, 남성의 은퇴 기간 오차 중 사망 시기 오차는 0.44년으로 크지 않았으며, 주로 은퇴 시기 오차(7.88년)로부터 기인하였다. 반면, 여성의 은퇴 기간 오차 중 사망 시기 오차(6.19년)와 은퇴 시기 오차(6.15년)는 유사한 비중을 차지했다.

이러한 은퇴 기간 오차에 대한 분석은 다음과 같은 시사점을 제시한다. 첫째, OECD 회원국 중 가장 높은 수준을 보이는 노인빈곤율은 국민들이 은퇴 기간을 무려 10년 정도나 과소평가하기 때문일 수 있다. 즉, 실제 은퇴 기간이 26.45년인데, 본인들의 은퇴 기간이 불과 16.69년이라고 생각하고 충분한 노후준비를 하지 않을 수 있다. 둘째, 선행연구에 따르면 한국의 노인빈곤율이 성별로 매우 다른데, 이는 남성 중심의 노동시장 및 노후준비 등과 같은 사회·문화적 요인 때문일 수 있으나, 여성이 남성보다 은퇴 기간 오차가 훨씬 크기(4.02년) 때문일 수도 있다. 셋째, 은퇴 기간 오차는 그동안 강조되었던 장수리스크(사망 시기 오차)뿐 아니라 은퇴 시기 오차에 기인한 영향이 크다.

따라서 실제 은퇴 기간은 개인의 예상보다 훨씬 더 길다는 사실과 철저한 노후 대비의 필요성을 사회적으로 인지시키는 교육이 실행되어야 할 것이다. 특히, 남성과 여성 모두 예측보다 빠른 시기에 은퇴할 수 있다는 점을 이해시켜야 하며, 여성에게는 본인들이 생각했던 것보다 더 오래 생존한다는 장수리스크에 대한 집중적인 교육이 병행되어야 한다.

은퇴 시기 오차, 사망 시기 오차, 은퇴 시기 오차 등의 결정요인을 회귀분석한 결과, 학력수준, 소득, 재산 수준이 낮고 건강상태가 좋지 않은 취약계층들의 오차가 더 컸다. 즉, 선행연구들에 따르면 취약계층이 노후 빈곤을 경험할 가능성이 높았는데, 당연히 취약계층은 노후를 준비할 경제적 능력이 부족하기 때문일 것이다. 이에 더하여 본 연구 결과는

취약계층들이 상대적으로 은퇴 기간을 더 짧게 예측하기 때문에 노후 빈곤을 더 악화시킬 수 있음을 시사한다. 그러므로, 은퇴 기간에 대한 교육을 취약계층에 더 집중시킬 필요가 있다. 또한, 분석 결과에서 보여주듯이 COVID-19와 같은 예측하기 어려운 팬데믹 (pandemic)으로 인한 비자발적 조기 은퇴가 노후 빈곤으로 귀결될 수 있다는 점도 강조할 필요가 있다.

본 연구는 노인 빈곤의 원인을 인지적 오류 측면에서 탐구하고 그 결정요인을 분석한 데에 의의가 있으나 다음과 같은 한계점도 존재한다. 은퇴 시기 오차는 2015~2021년 재정패널조사 자료를 이용해 산출할 수 있었으나 사망 시기 오차는 해당 자료의 사망자 표본수가 적어 통계청이 발표하는 완전생명표의 기대수명 자료를 이용해 산출되었다. 재정패널조사 자료는 각 개인의 예상 사망 연령과 함께 누가 언제 사망했는지에 대한 정보까지 제공하기 때문에 사망자에 대한 충분한 표본이 축적된 후 더 정확한 사망 시기 오차를 산출할 수 있을 것이다. 나아가, 본 연구에서 측정한 은퇴 기간의 오차가 실제로 노후소득 또는 노후빈곤에 어떠한 영향을 끼치는지에 대한 추가 연구는 학술·정책적으로 시사하는 바가 클 것이다.

참고문헌

- 김대환·류건식·김동겸 (2012), "보험회사의 장수리스크 발생원인과 관리방안", **정책.경영보고서**, 제2012권 제4호, pp. 137-311.
- 박경숙·김미선 (2016), "노인 가구형태의 변화가 노인 빈곤율 변화에 미친 영향", **한국사회학**, 제50집 제1호, pp. 221-253.
- 석상훈 (2010), "패널자료로 추정된 소득대체율 분석", **보건사회연구**, 제30권 제2호, pp. 5-28.
- 석상훈·김현수 (2012), "노인빈곤의 실태와 결정요인 분석-생애 근로이력과의 연관성을 중심으로", **재정학연구**, 제5권 제3호, pp. 99-124.
- 성명태·최인규 (2020), "한국 노인빈곤의 원인과 과제", **사회융합연구**, 제4권 제2호, pp. 169-179.
- 여윤경 (2014), "장수리스크 감소를 위한 은퇴자산의 인출전략에 관한 연구", **산업경제연구**, 제27권 제1호, pp. 141-172.
- 이경희·성주호 (2009), "자가 연금 전략의 재원부족 리스크 분석", **보험학회지**, 제82권, pp. 61-94.
- 이경희·전병욱 (2020), "기대여명에 대한 주관적 인식과 사적연금 수요 분석", **리스크 관리연구**, 제31권 제2호, pp. 91-131.
- 이용우·이미진 (2014), "국가 간 비교분석을 통한 한국 노인빈곤 심각성의 원인에 대한 연구", **한국지역사회복지학**, 제48호, pp. 291-318.
- 이주미·김태완 (2020), "노인빈곤 원인에 대한 고찰: 노동시장 경험과 가족구조 변화를 중심으로", **보건사회연구**, 제40권 제2호, pp. 193-221.
- 정세창 (2013), "국민연금의 한계와 퇴직연금 활성화 방안", **Journal of The Korean Data Analysis Society**, 제15권 제6호, pp. 3409-3420.
- 주소현·김세완 (2012), "기대수명 증가와 중신연금", **소비자학연구**, 제23권 제4호, pp. 1-24.
- 지은정 (2018), "베이비부머는 빈곤위험으로부터 안전한가: 노동경력을 중심으로", **정부**

- 학연구, 제24권 제2호, pp. 365-391.
- 최옥금 (2007), “노인 빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 패널자료를 활용한 분석”, *한국사회복지학*, 제59권 제1호, pp. 5-25.
- 최현수·류연규 (2003), “우리나라의 노인빈곤 동향 및 빈곤구성에 대한 연구” *한국노년학*, 제23권 제3호, pp. 143-160.
- 최현자·김민정·김정현·주소현 (2009), “한국의 은퇴준비지수 산정에 관한 연구”, *소비자학연구*, 제20권 제3호, pp. 189-214.
- 홍백의 (2005), “우리나라 노인 빈곤의 원인에 관한 연구”, *한국사회복지학*, 제 57권 제 4호, pp. 275-290.
- Albuquerque, P., Arcanjo, M., Escária, V., Nunes, F., and Pereirinha, J. (2010). “Retirement and the poverty of the elderly: The case of Portugal”, *Journal of Income Distribution*, 19(3-4):41-64.
- An, B. J., and Sachdeva, K. (2024). “Missing the target? Retirement expectations and target date funds”, *Retirement Expectations and Target Date Funds (March 18, 2024)*.
- Ando, A., and Modigliani, F. (1963). “The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests”, *The American Economic Review*, 53(1):55-84.
- Bodie, Z., Hammond, P. B., and Mitchell, O. S. (2002). “Analyzing and Managing Retirement Risks”, *Innovations in Retirement Financing*, 3-19.
- Caliendo, F. N., Casanova, M., Gorry, A., and Slavov, S. (2023). “Retirement timing uncertainty: Empirical evidence and quantitative evaluation”, *Review of Economic Dynamics*, 51:226-266.
- Cameron, A., and P., Trivedi (2005). *Microeconometrics: methods and applications*, Cambridge University Press, New York.

- Cappelletti, G., Guazzarotti, G., and Tommasino, P. (2013). "What determines annuity demand at retirement?", *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 38:777-802.
- Crawford, T., de Haan, R., and Runchey, C. (2008). "Longevity risk quantification and management: a review of relevant literature", *Society of Actuaries*, 73:20.
- Davidoff, T., Brown, J. R., and Diamond, P. A. (2005). "Annuities and individual welfare", *American Economic Review*, 95(5):1573-1590.
- Delfani, N., De Deken, J., and Dewilde, C. (2015). "Poor because of low pensions or expensive housing? The combined impact of pension and housing systems on poverty among the elderly", *International Journal of Housing Policy*, 15(3):260-284.
- Hari, N., De Waegenaere, A., Melenberg, B., and Nijman, T. E. (2008). "Longevity risk in portfolios of pension annuities", *Insurance: mathematics and economics*, 42(2):505-519.
- Heimer, R. Z., Myrseth, K. O. R., and Schoenle, R. S. (2019). "YOLO: Mortality beliefs and household finance puzzles", *The Journal of Finance*, 74(6):2957-2996.
- Kakwani, N., and Subbarao, K. (2007). "Poverty among the elderly in Sub-Saharan Africa and the role of social pensions", *The journal of development studies*, 43(6):987-1008.
- Kuitto, K., Madia, J. E., and Podesta, F. (2023). "Public pension generosity and old-age poverty in OECD countries", *Journal of Social Policy*, 52(2):256-275.
- Long, G. T., and Pfau, W. D. (2009). "Ageing, poverty and the role of a social pension in Vietnam", *Development and Change*, 40(2):333-360.

- MacMinn, R., Brockett, P., and Blake, D. (2006). "Longevity risk and capital markets", *The Journal of Risk and Insurance*, 73(4):551-557.
- Mapa, D. S., Bersales, L. G. S., Albis, M. L. F., and Daquis, J. C. P. (2011). "Determinants of poverty in elderly-headed households in the Philippines"
- McLaughlin, D. K., and Jensen, L. (1993). "Poverty among older Americans: The plight of nonmetropolitan elders", *Journal of Gerontology*, 48(2):S44-S54.
- Mohd, S., Senadjki, A., and Mansor, N. (2018). "Trend of poverty among elderly: Evidence from household income surveys", *Journal of Poverty*, 22(2):89-107.
- OECD (2023). Economic Outlook.
- OECD (2023). Health statistics.
- OECD (2024). Life Expectancy at 65.
- OECD (2024). Poverty rate.
- Orth, B. J. (2006). "Managing longevity risk in US retirement plans through mandatory annuitization", *North American Actuarial Journal*, 10(3):32-44.
- Vu, L. H., and Nguyen, T. A. (2021). "Elderly poverty in Vietnam: trends and determinants", *Journal of Population and Social Studies*, 29:526-543
- Xu, J., & Chui, E. W. T. (2009). "A Study on Elderly Poverty from a Life Course Perspective", *Sociological Studies*, 6:122-144, 245.
- Yaari, M. (1965). "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, 32(2):137-150.

Abstract

Using the National Survey of Tax and Benefit (2015-2021), we assessed cognitive errors in retirement duration calculations and analyzed gender-based differences and prime factors influencing cognitive errors.

The analysis revealed that the actual retirement period was 26.45 years, while people predicted it to be 16.69 years, resulting in a substantial error of 9.76 years. This error comes from death timing and retirement timing prediction errors (2.50 and 7.26 years). Men exhibited a much larger retirement timing error than death timing error (7.88 vs. 0.44 years), while women showed similar errors in death timing and retirement timing (6.19 vs. 6.15 years). Further regression analysis showed that prediction errors were more significant for vulnerable groups with low education, income, wealth, and poor health. Therefore, it is necessary to educate people that the actual retirement period is longer than anticipated. Both men and women should understand the potential for earlier retirement, and women, in particular, need education focused on longevity risk. Additionally, educational efforts about the retirement duration should prioritize vulnerable groups.

※ **Key words:** Poverty in Old Age, Retirement Period Error, Death Timing Prediction Error, Retirement Timing Prediction Error

