

생계형 고령 근로자의 노동시장 참여결정요인 분석

임병인* · 강성호** · 이지민***

본 연구에서는 5~8차 「국민노후보장패널조사」 자료를 이용하여 65세 이상 고령 근로자와 조작적으로 정의한 생계형 고령 근로자의 근로결정요인을 추정해 보았다. 첫째, 고령 근로자 전체 집단 대상으로 추정한 결과, 남성 고령 근로자가 여성 고령 근로자에 비해 근로하지 않을 가능성 대비 근로할 가능성이 높았고, 서울과 광역시에 거주하거나 가구 내에 경제활동이 가능한 20~64세 가구원이 있으면 근로하지 않을 가능성 대비 근로할 가능성이 낮게 나타났다. 반면에 신체 건강하고 경제활동 만족도가 높으며, 배우자가 있으면 근로하지 않을 가능성 대비 근로할 가능성이 높았다. 둘째, 고령 근로자 중 생계형 근로자에 대한 근로결정요인 추정 결과, 생계형 근로 참여 가능성을 높이는 결정요인은 남성 더미, 가구주 더미, 교육 더미, 도시지역 더미 등이고, 줄이는 결정요인은 배우자 더미, 건강 더미, 기여성 연금 수급 더미, 26~64세 가구원 수, 총공적연금 월평균 수급액 등이었다. 이상의 실증분석 결과에서 남성이며 가구주이고, 고졸 이상일수록, 연금액이 적을수록 '생계형 근로'에 참여할 가능성이 높고, 배우자가 있고 건강하며 도시 이외 지역에 거주할수록 '비생계형 근로'에 참여할 가능성이 높다는 사실을 도출할 수 있었다. 이상에서 살펴보았듯이 준비된 노후소득으로 생활비 충당이 전반적으로 충분할 때까지 고령자들의 생계형 근로 참여 비중은 현재 수준을 유지하거나 늘어날 것으로 예상되지만, 노후소득보장 체계가 선진국 수준에 이르면 생계형 근로 비중과 함께 고령자 고용률이 하락 추세로 반전될 것이라는 시사점을 도출할 수 있다.

핵심주제어: 노인 노동시장, 생계형 고령 근로자, 비생계형 고령 근로자, 국민노후보장
패널조사, 근로결정요인

경제학문헌목록 주제분류: I3, J2, J4, J6

* 제1저자, 충북대학교 경제학과 교수, 전화: (043) 415-5285, E-mail: billforest@chungbuk.ac.kr

** 공동저자, 보험연구원 선임연구위원, 전화: (02) 3775-9033, E-mail: ksh0515@kiri.or.kr

*** 교신저자, 한국고용정보원 책임연구원, 전화: (043) 870-8210, E-mail: whogok@naver.com

논문투고일: 2024. 10. 4 수정일: 2024. 11. 14 게재확정일: 2024. 11. 17

I. 서론

최근 한국의 인구구조에 급격한 변화를 일으키고 있는 주요 요인이 저출산과 고령화라는 것에는 이의가 없을 것이다. 2005년 이른바 ‘합계출산율 1.08 충격’을 겪은 뒤, 정부의 적극적인 노력 등에 힘입어 잠시 합계출산율이 등락을 거듭했지만, 2023년에는 합계출산율이 0.72명으로 세계 최저수준을 시현하면서 심각한 문제로 등장하였다. 이런 저출산 현상과 함께 수명연장으로 65세 이상 노인 인구가 증가하면서 인구구조가 빠르게 변화하고 있다.

통계청의 「2024년 고령자 통계」에 따르면, 65세 이상 고령인구 비율이 2024년에 전체 인구의 19.2%이고, 2025년 20.0%로 초고령사회로 진입할 것으로 전망된다. 눈에 띄는 것은 초고령사회 진입을 앞두고 있는 현재 상황에서 2023년 기준 65세 이상 노인인구의 고용률이 37.3%로서 OECD 국가 중에서 가장 높고, 실업률은 2021년 3.8%, 2022년 3.0%에서 2023년 2.7%로 계속 하락하고 있다는 것이다(〈그림 1〉 참조). 이 같은 현상은 2022년 기준 노인가구의 상대적 빈곤율이 39.3%로 10명 중 4명 정도가 빈곤에 직면하고 있음에도 65세의 기대여명이 20.7년(남자 18.6년, 여자 22.8년, 2022년 기준)이라서 경제활동 참여 유인이 클 수밖에 없다는 것에 기인한다고 판단된다.¹⁾ 이런 이유로 2021년 기준으로 일하는 고령자 중 68.1%, 비취업 고령자 중 51.4%(전체 56.7%)가 65세 이상임에도 계속 노후준비를 하고 있다고 응답한 것으로 보인다(통계청 「2023년 고령자통계」 참고).

이는 2024년 5월 통계청이 발표한 「경제활동인구조사 고령층 부가조사」 결과에서 55~79세 고령층 가운데 장래 근로를 희망하는 비율은 2012년 59.2%에서 2023년 68.5%, 2024년 69.4%로 대폭 상승했고, 심지어 근로를 희망하는 연령이 평균 73.3세까지라는 점에서 간접적으로 확인된다.²⁾ 주목할 대목은 일하고 싶은 이유인데, 그중 ‘생활비에 보탬’이라는 응답 비중이 가장 높았고, ‘일하는 즐거움·건강이 허락하는 한 일하고 싶어서’라는 응답이 그다음이었다. 전자는

1) 우리나라의 기대여명은 OECD 평균 대비 남자는 0.7년, 여자는 1.5년 더 길다.

2) 이와 관련하여 고령자의 정의에 유의할 필요가 있다. ‘고령자’와 ‘준고령자’는 각각 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률」 제2조 제1호, 제2호와 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률 시행령」 제2조 제1항, 제2항에 의해 55세 이상인 사람과 50세 이상 55세 미만인 사람으로 규정되어 있다. 이와 같음에도 본 연구에서는 고령자를 고령화사회, 고령사회, 초고령사회에서 정의하는 연령 범위인 65세 이상으로 정의하였다.

2023년 55.8%에서 2024년 55.0%로 0.8%p 하락하였고, 후자는 2023년 5월 35.6%에서 2024년 5월 35.8%로 0.2%p 증가하였지만, '생활비에 보태기 위해' 일한다고 응답한 비중이 50%가 훌쩍 넘었다.³⁾ 이는 40%에 이르는 비교적 높은 상대적 노인빈곤을 때문일 가능성이 높다.

한편, '일하는 즐거움·건강이 허락하는 한 일하고 싶어서' 일한다고 응답한 노인들은 다음의 두 가지 이유일 것으로 짐작된다. 첫째, 국민연금 수급자 수가 2002년 약 96만 명 수준에서 2022년 현재 약 642만 명(이는 65세 이상 고령인구 약 903만 명의 71.1%)으로 20년 동안 약 6.5배 증가하였고, 둘째 65세 이상 고령자의 공적연금 수급률(국민연금 포함)이 매년 증가하고, 2022년 57.6%에 이르러 소득이 일정 수준 확보되었기 때문일 것이다.

이처럼 고령층의 거의 70%가 '생활비에 보태고자' 또는 '일하는 즐거움·건강이 허락하는 한 일하고 싶어서'라고 응답하고 있음에도 기존 연구들은 노동시장 참여결정요인(허준수, 2006; 지은정, 2008; 우석진, 2010; 민현주·이수경, 2018 등)과 은퇴 후 계속 근로 또는 퇴직경로(홍백의·김혜연, 2010; 최옥금, 2011 등), 노후소득보장제도인 국민연금 또는 기초연금이 노동시장 참여에 미치는 효과(강소량, 2015; 김혜진, 2018; 김윤영·박정지·김수현, 2022 등)의 고령층 전체의 노동시장 참여 동기에 관한 연구들이 대부분이었다.

본 연구에서는 위에서 살펴본 고령층 노동시장의 실상을 고려했을 때, 고령층 노동시장은 노동시장 참여 동기를 고려하는 것이 중요하다는 인식하에 고령층이 일하는 이유를 '생활비에 보탬'이라고 응답한 경우를 '생계형 근로', 이외의 근로 동기를('일하는 즐거움·건강이 허락하는 한 일하고 싶어서', '사회가 필요로 함', '건강유지' 등) '비생계형 근로'로 「국민노후보장패널조사」의 설문 문항을 이용하여 조작적으로 정의한 뒤, 65세 이상의 생계형 고령 근로자의 비중이 실제 고용률 추세와 유사한지를 보이고, 노동시장 참여 결정요인을 추정하는 것에 목적이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ절에서 선행연구를 탐색하면서 주요 연구 내용을 제시하고, 본 연구와의 차이점을 제시한다. 제Ⅲ절에서는 65세 이상의 고령층 노동시장의 현황을 논의한다. 제Ⅳ절에서는 고령층이 참여

3) 이외의 취업희망 동기로는 '사회가 필요로 함' 2.7%(2023년 대비 0.4%p 증가), '건강유지' 2.2%(2023년 대비 0.2%p 증가), '무료해서' 4.2%(2023년 대비 0.1%p 하락) 등이 있다. 다만, 이 조사 결과는 노인인구 연령 기준이 55~79세인 것에 유의해야 한다. 한편, 박문수(나라경제, 2023. 9, p. 48)에서는 일하는 노인 중 74%가 생계비 때문에 일하고 있다고 기술하고 있다.

하는 노동시장을 분석하기 위한 모형을 제시한 뒤, 추정 및 분석방법을 논의하고, 사용 자료와 추정에 사용한 변수들을 기초통계량과 함께 논의하면서 추정 결과를 분석한다. 제Ⅴ절에서는 분석 결과를 요약한 뒤, 분석 결과에 근거하여 정책적인 시사점을 비롯하여 실행방안을 제안한다.

Ⅱ. 선행연구 및 차별성

고령계층의 노동시장 참여에 관한 국내 연구로는 허준수(2006), 지은정(2008), 홍백의·김혜연(2010), 우석진(2010), 최옥금(2011), 민현주·이수경(2018), 최희정(2018), 조보배·최요한(2018) 등이 있고, 특히 국민연금제도나 기초연금제도를 수령하고 있는 고령계층의 노동시장 참여를 분석한 연구로 강소량(2015), 김혜진(2018), 김윤영·박정지·김수현(2022) 등이 있다.

먼저 고령계층의 노동시장 참여에 관한 국내 연구에 대하여 살펴본다. 허준수(2006)는 서울시 소재 노인종합복지관 이용 60세 이상의 노인 중 220명을 편의모집(Purposive Sampling)하여 최종 194명 대상 설문 결과에 로지스틱 회귀분석(Logit Regression)을 적용하여 취업의사 결정에 영향을 미치는 요인들을 추정하였다. 분석 결과, 도시 거주 미취업 노인들의 취업의사는 성별, 연령, 학력, 자녀 수, 신체적 건강 상태, 일상생활 수행능력(Activities of daily living: ADL), 자아 효능감, 경제적 스트레스, 출근로시간, 부동산 소득, 가족 후원금 및 연금 급여수준 등 다양한 요인들에 의하여 결정되는 것으로 나타났다.

지은정(2008)은 우리나라 고령 남성의 경제활동 참가율이 1965년 이후 증가 추세를 이어가고 있는 현실을 60세 이상 남성 가구주의 경제활동 참가를 설명하는 기존 이론인 노후빈곤노동가설과 숙련편향기술진보설⁴⁾과 로지스틱 분석을 「경제활동인구총괄」(1965~2007), 「추계인구」(1965~2007), 「임금구조기본통계」(1993~2005), 「노동패널」 제1~9차 자료, 2005년 「가계동향조사」 등에 적용하여

4) 노후빈곤노동가설은 경제구조가 변화되어 고령 노동에 대한 수요도 감소하고, 고령 근로자의 상대임금이 낮아졌음에도 불구하고, 근로를 통해 생계를 유지하려는 노인이 있으면서 증가하고 있다는 것을 의미한다. 숙련편향기술진보설은 고학력·고속련 기술자에 대한 노동수요는 증가하는 반면, 저학력·저숙련 기술자에 대한 노동수요는 감소한다는 이론인데, 이를 고령자의 경제활동 참가와 연계시키면, 숙련편향 정도가 낮은 직종에서는 상대적으로 숙련 정도가 낮은 근로자에 대한 퇴직압력이 적어서 고령자의 경제활동 참가율이 높을 것으로 예측된다고 설명한다(지은정, 2008, pp. 32~33).

분석하였다. 분석 결과, 첫째 1998~2005년까지 빈곤 고령 남성의 경제활동 참가율이 비(非)빈곤 고령 남성의 경제활동 참가율보다 평균 5.2% 높았다. 둘째, 상위 직종(고위직 및 전문가)은 비고령 계층, 하위 직종(단순노무직)은 고령계층이 주를 이루고 있었다. 셋째, 고학력자의 노동공급 증가보다 그들에 대한 노동수요가 더 크게 증가하고, 저학력자의 노동공급은 줄지만, 그들에 대한 노동수요는 더 큰 폭으로 감소하였다. 이상의 분석 결과로서 노후빈곤노동가설을 지지하고, 숙련편향기술진보설은 고령 남성의 경제활동 참가율을 부분적으로 설명함을 보였다.

홍백의 · 김혜연(2010)은 「고령화연구패널조사」(KLoSa)를 이용하여 2006년 현재 45세 이상인 남성 중 퇴직을 경험한 사람들의 20년 동안(50세에서 70세까지)의 직업력 자료를 종단적으로 구축하여 중·고령자 퇴직 경로의 대표적인 유형을 찾아내고, 각 유형의 특성과 결정요인을 규명하였다. 중·고령 남성의 퇴직 경로의 유형을 노동시장 이탈형, 조기퇴직자 I/II형, 정규퇴직 자영자형, 정규퇴직 근로자형, 지속 자영자형, 지속 근로자형, 장기지속 근로자형 등 8개 유형으로 구분한 뒤, 정규퇴직형의 경제적 상태가 다른 집단에 비해 상대적으로 높았으나, 지속 자영자형 및 지속 근로자형, 장기지속 근로자형 등 3개 유형 중 정규퇴직시점 이후까지 근로를 지속할 경우, 경제적 상태가 열악함을 보였다.

우석진(2010)은 주 일자리에서 퇴직한 고령 노동자(「고령화연구패널조사」가 대상으로 하고 있는 45세 이상의 노동자)의 노동시장 복귀에 미치는 요소들을 식별하고, 「한국고령자패널」을 이용하여 역할을 추정하였다. 특히, 고령 은퇴자의 부분 은퇴 여부를 생존분석모형(survival analysis model)에서 명시적으로 고려하여 관측되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)을 고려하지 못해 발생할 수 있는 추정치의 편의를 최소화하였다. 추정 결과, 개인의 관측되지 않는 이질성을 통제하지 않을 경우, 퇴직연령, 성별, 연금소득, 수단적 일상생활 수행능력(Instrumental activities of daily living) 등이 노동시장 복귀결정에 결정적인 역할을 하고 있었고, 자산소득변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 부분 은퇴 여부에 관한 이질성을 통제한 후에는 노동시장 복귀요인의 역할이 통제 이전보다 커졌고, 자녀 수는 통계적으로 유의하였다. 이상에서 관측되지 않는 이질성을 통제하지 않을 경우, 주 일자리에서 퇴직한 고령 노동자의 노동시장 복귀요인의 역할에 대해 과소평가할 가능성이 있음을 보였다.

최옥금(2011)은 1~3차 연도 「국민노후보장패널조사」의 가구, 개인 및 직업력 자료를 활용하여 55세 이상 중·고령자들의 생애 주된 일자리, 가교 일자리, 비

취업의 비중이 어떻게 변하는지 살펴보고 생애 주된 일자리의 특성과 가교 일자리의 특성을 분석하고, 중·고령자들의 노동시장 지위(생애 주된 일자리 유지, 가교 일자리, 비취업)에 영향을 미치는 요인을 다항 로지스틱 분석기법으로 실증하였다. 분석 결과, 첫째 중·고령자들은 시간이 지나면서 생애 주된 일자리를 유지하는 비중이 감소하였으며, 가교 일자리의 비중은 점차 높아지는 것으로 나타나 중·고령자의 은퇴 과정에서 ‘점진적 은퇴’ 경향이 나타나고 있음을 확인하였다. 둘째, 생애 주된 일자리와 가교 일자리의 특성을 살펴본 결과, 가교 일자리의 질이 생애 주된 일자리와 비교할 때 좋지 않은 것으로 나타났다. 셋째, 중·고령자의 생애 주된 일자리 유지, 가교 일자리, 비취업에 영향을 미치는 요인을 다항 로지스틱 분석을 통해 살펴본 결과, 중·고령자가 생애 주된 일자리를 그만둔 이후 가교 일자리에서 일하는 것은 경제적 필요에 의한 것임을 확인하였다.

민현주·이수경(2018)은 1997년 경제위기 이후 10년간 우리나라 중·고령층의 경제활동 참여 유형을 「한국노동패널조사」 1998년 조사 당시 만 45세 이상 64세 이하 남성과 여성을 대상으로 1998~2008년의 자료와 집단중심 추세 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 고학력 집단은 퇴직 후 노동시장에 참여할 가능성이 낮았고, 저학력 여성 집단은 남성과 고학력 여성 집단에 비해 경제활동 참여 가능성은 높으나, 일시 근로와 비경활 상태로 진입할 위험이 높은 것으로 나타났다.

최희정(2018)은 65세 이상 노인의 취업영향 요인을 전기 노인과 후기 노인으로 구분하여 「고령화연구패널조사」 제2~5차(2008~2014년) 자료에 패널로짓 모형을 적용하여 추정하였다. 분석 결과, 첫째 전기 노인의 취업에 성별, 연령, 학력수준, 거주지역, 주관적 건강, 가구총소득과 총자산, 기초연금 수급 여부가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 둘째 후기 노인은 성별, 연령, 학력수준, 거주지역뿐만 아니라 배우자 유무와 독거 여부 또한 유의한 영향을 미쳤지만, 전기 노인과 달리 건강요인과 경제적 요인에서 유의하지 않았고, 인구·사회적 요인에서는 더 크게 영향을 받았음을 보였다.

조보배·최요한(2018)은 65세 이상 고령자의 근로 여부가 빈곤위험에 미치는 영향이 실제로 크지 않은지를 분석하기 위하여 「한국노동패널조사」 제11~19차(2008~2016년) 자료로서 고용보험 가입 상한 연령인 65세를 기준으로 전기 고령자(55~64세)와 후기 고령자(65~79세)의 근로 여부가 빈곤에 어떠한 영향을 미치는지를 동태(dynamic) 프로빗 모델을 적용하여 추정하였다. 분석 결과, 후

기 고령자의 빈곤율은 71%, 전기 고령자의 빈곤율은 44%로 나타났으며, t시점의 근로 여부에 따른 t시점의 빈곤율 차이는 전기 고령기에는 30.5%p, 후기 고령기에는 20.7%p로 나타나, 근로 여부에 따른 빈곤위험 영향은 후기 고령기보다는 전기 고령기에서 더 크지만, 후기 고령기에서도 작지 않음을 보였다.

다음은 국민연금제도가나 기초연금제도가 고령자들의 노동시장 참여에 미치는 효과를 분석한 국내 연구에 대하여 살펴본다. 강소랑(2015)은 「국민노후보장패널조사」 제3~4차 자료의 60세 이상(2011년 기준) 남녀 고령자에 이중차이분석과 삼중차이분석 모형(성향점수매칭 방법 적용)을 적용하여 국민연금제도가 고령자의 노동시장 참여에 미치는 영향을 추정하였다. 분석 결과, 국민연금 수급이 고령자의 노동시장 참여에 부정적 영향을 주지 않음을 보여 해외 선행연구 결과와 다르게 노동-여가 이론을 부정한다고 해석하였다.

김혜진(2018)은 '노동-여가 모형'을 이용하여 「국민노후보장패널조사」 제6차 자료의 61세 이상자 중 다른 공적연금 수급 경험이 없는 4,745명을 대상으로 국민연금 수급과 경제활동 상태 간의 관계를 로지스틱 회귀분석(logistic regression)으로 분석하였다. 분석 결과, 국민연금 수급 여부는 경제활동 상태와 통계적으로 유의하지 않고, 국민연금 수급액이 전체 수급자의 평균 수급액 이상이면 국민연금 수급이 경제활동 참여율을 떨어뜨렸다. 다만, 국민연금을 평균액 이상 수급하는 남성 집단에서는 국민연금 수급과 경제활동 참여 간에 통계적으로 유의하게 경제활동 참여확률을 낮추는 것으로 나타났다.

김윤영 · 박정지 · 김수현(2022)은 기초연금이 노인의 노동공급에 미치는 효과를 2011~2019년 「재정패널조사」에 패널분석 모형을 적용하여 분석하였다. 분석 결과, 기초연금은 노인의 노동공급을 통계적으로 유의하게 감소시켜, 기초연금 수급자는 비수급자에 비해 노동시장 참여확률이 0.72배 낮았고, 기초연금 수급액이 연 1만 원 증가하면 노동시장 참여 가능성은 2% 정도 낮아졌다. 또한 건강변수를 추가하여 통제한 뒤, 2015~2019년 자료로 분석한 결과에서도 기초연금은 노인의 노동공급을 감소시켰고, 기초연금 수급자의 노동시장 참여확률은 비수급자의 30% 수준으로 낮아짐을 보였다.⁵⁾

한편, 해외 연구는 다양하게 유형화할 수 있으나, 주로 노동시장에서 탈퇴,

5) 이와 관련하여 Martina(2011)와 Eric and Jones(2012)를 참고할 필요가 있다. Martina(2011)는 은퇴자의 노동시장 참여는 결국 퇴직 후 소득, 즉 공적연금에 따라 결정됨을 보였고, Eric and Jones(2012)는 은퇴 후 노동에 참여하는 고령자에 대한 세금을 감소해 주는 혜택 등을 주어 고령자의 늦은 은퇴를 장려해야 한다고까지 주장하였다. 이외에 러시아의 공적연금의 고용효과를 실증한 연구로 Kolev and Pascal(2002)이 있다.

즉 은퇴 과정을 분석하고 있다(Borland, 2005; Cahill, Giandrear and Quinn, 2006 등). 본 연구는 우리나라의 65세 이상 노인들의 노동시장 참여 이유가 낮은 노후소득 때문에 부득이 생계형으로 노동시장에 참여하는지를 실증한다는 점을 감안하여 해외 연구도 국가별 사례에 초점을 맞추는 것이 의미 있다고 판단하였다. 먼저 인도 사례를 분석한 연구로는 Reddy(2016)와 Chattopadhyay *et al.*(2022)이 있다. Reddy(2016)는 1983년부터 2011~2012년까지 인도의 National Sample Survey Office(NSSO)의 고용 및 실업 조사의 횡단면 자료에 프로빗 회귀 모델을 적용하여 인도 노인의 노동참여 결정요인들을 분석하였다. 분석 결과, 농촌 지역 노인의 경제활동 참가율은 거의 안정적으로 유지되었지만, 상대적으로 사회경제적 지위가 낮은 노인들의 노동시장 참여가능성이 더 높았고, 대부분이 비정규직 또는 저숙련 또는 비숙련 직종의 자영업자로서 비공식 부문에서 저임금 일자리에 종사하고 있는 것으로 나타났다.⁶⁾

Chattopadhyay *et al.*(2022)은 2017~2018년 인도 종단 고령화 연구(Longitudinal Ageing Study)자료로서 노인(60세 이상) 31,464명의 노인 코호트를 분석하였다. 분석 결과, 첫째 연령이 많으면 노동력 참여가 감소하지만 여전히 노인의 36%가 일하고 있으며, 이 중 2/3는 농업 및 관련 서비스, 5%가 정규직(full-time), 6%가 근로 관련 연금을 수령하고 있었다. 둘째, 교육수준이 낮고, 혼자 살며, 만성 질환이 없고, 건강보험이나 연금 혜택이 없는 노인들은 일할 가능성이 더 높아 가난한 사람들이 주로 일을 한다는 가설을 수용하는 것으로 밝혀졌다. 셋째, 취약(농촌, 독거, 이혼/별거) 여성이 남성보다 더 많이 일하고, 노인들은 신체 능력에 따라 노동시장 참여 여부가 결정되며, 이 또한 연령에 의해 좌우되는 것으로 나타났다.

다음은 Ghana 사례인 Opoku and Boahen(2024)은 2016~2017년 가나 생활수준 조사(Ghana Living Standard Survey: GLSS 7) 자료에 Heckman의 표본선택 모형을 적용하여 가나 노인의 노동력 참여율과 노동공급에 영향을 미치는 요인을 실증하였다. 분석 결과, 연금 수급자, 사별자, 높은 교육수준, 건강 상태가 좋지 않고 도시지역에 거주하는 노인들은 노동시장 참여확률이 낮은 데 반해, 가구주이고, 결혼하고, 특정 자산을 소유하고 있으면 참여확률이 높았다. 특히, 연금을 수급할수록, 가구주일수록, 대졸 노인들은 다른 노인들에 비해 주당 근로시간이 더 작아 노동공급에 부정적임을 밝혔다.

6) 이는 노후빈곤노동가설을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

〈표 1〉 국내 선행 연구의 주요 내용 요약

저자	분석방법	사용 자료	분석 대상	특징 또는 차별점
허준수 (2006)	로지스틱 회귀분석	설문조사	60세 이상 노인	서울 미취업 노인의 노동시장 참여결정 요인
지은정 (2008)	로지스틱 회귀분석	경제활동인구총괄, 추계인구, 임금구 조 기본통계, 노동 패널 제1~9차 자 료, 2005년 가계 동향조사	60세 이상 남성 가구주	경제활동 참가율 설명 이론 실증
홍백의 · 김혜 연(2010)	집단중심 추세 모형	고령화 연구 패널조사	45세 이상 남성	퇴직경로 분석
우석진 (2010)	생존분석 모형		45세 이상 근로자	노동시장 복귀요인 실증
최옥금 (2011)	다항 로지 스틱 분석	국민노후보장 패널조사	55세 이상 중고령자	은퇴 과정 실증
민현주 · 이수 경(2018)	집단중심 추세 모형	한국노동패널조사	1998년 조사 당시 만 45세 이상 64세 이하 남녀	퇴직 후 노동시장 참여확률 분석
최희정 (2018)	패널로짓 모형	고령화연구패널 조사	65세 이상 노인	전기와 후기 노인 구분
조보배 · 최요 한(2018)	동태 프로 빗 모델	한국노동패널조사	전기 고령 근로 자(55~64세), 후기 고령 근로 자(65~79세)	전기와 후기로 구분하여 빈곤위험 실증
강소량 (2015)	이중차이 · 삼중차이 분석 모형 (PSM)	국민노후보장패널 조사	60세 이상 (2011년 기준) 남녀 고령자	국민연금의 노동시장 참여 효과
김혜진 (2018)	로지스틱 분석		61세 이상	국민연금의 노동시장 참여 효과
김윤영 · 박정 지 · 김수현 (2022)	패널분석 모형	재정패널조사	기초연금수급자	기초연금의 노동시장 참여 효과

주: 저자 정리.

다음은 Sri Lanka 사례인 Nilmini and Samaraweera(2022)는 스리랑카 노인의 노동공급에 영향을 미치는 성별 기반 요인을 Sri Lanka Labour Force Survey(2018)의 2차 자료 중 남성 5,897명, 여성 7,325명, 전체 60세 이상 노인 13,222명을 대상으로 로짓 회귀 모형을 적용하여 실증 분석하였다. 분석 결과, 서부지방을 제외한 지방 및 비도시 지역에 거주하는 남성 노년층일수록 고용에 긍정적인 영향을 미쳤으며, 여성 노인의 경우 연령이 높을수록, 결혼할수록, 무학 또는 초등교육만 이수한 경우 노동시장 참여가 증가하는 것으로 나타났다.

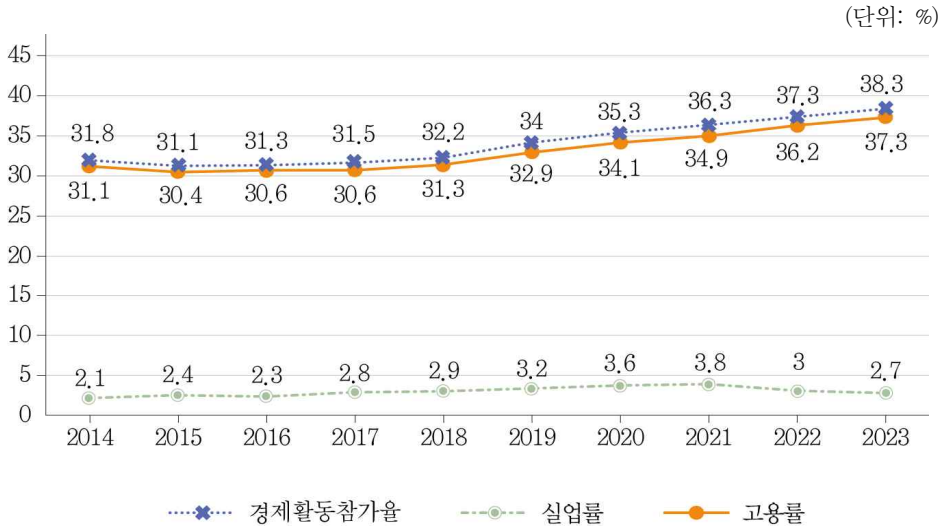
태국 사례를 분석한 Sasiwimon Warunsiri Paweenawat and Lusi(2021)는 1985~2017년 노동력조사(Labor Force Survey: LFS)와 사회경제조사(Socio-Economic Survey: SES)로 2005~2012년에 고정효과(Fixed Effect) 로짓 모형을 적용하여 노인의 노동시장 결정요인을 추정하였다. 분석 결과, 공적연금 수급과 열악한 건강 상태가 노인의 노동시장 참여 가능성을 줄이고, 공동으로 거주할수록 농촌 지역 노인들의 노동시장 참여를 줄이고 있는 것으로 나타났다.

본 연구는 이상에서 살펴본 선행연구들과 같이 고령자들의 근로참여 결정요인을 분석한다는 점(민현주·이수경, 2018)과 연금제도(국민연금, 특수직역연금, 기초연금)가 노인의 노동시장 참여 결정변수로 작동하는지를 추정한다는 점(강소량, 2015; 김혜진, 2018; 김윤영·박정지·김수현, 2022)에서 유사하다. 이에 반해, 본 연구는 최근 우리나라의 노인고용률이 OECD 국가 중에서 최고 비율을 보이면서 점증하고 있는 이유가, 낮은 노후소득으로 인해 생활비를 충당하기 위한 생계형 노동시장 참여가 불가피하다고 보고 「국민노후보장패널조사」 자료에 있는 생계형 노동시장 참여로 볼 수 있는 정보로 생계형 노동 여부를 조작적으로 정의하여 실증하려고 시도한다는 점, 또한 기존 연구와 달리 UN이 정한 65세 이상 인구가 전체 인구에서 차지하는 비중으로 사회를 고령화사회, 고령사회, 초고령사회로 분류하고 있음에 착안하여 노인근로자 연령 기준을 65세 이상으로 설정하여 분석 대상을 정했다는 점 등에서 차이가 있다.

Ⅲ. 고령 노동시장의 현황

이제 최근의 고령 노동시장 현황에 대하여 논의한다. 먼저 고령층(65세 이상)에 대한 3대 고용지표인 경제활동 참가율, 실업률, 고용률 등의 추이를 살펴본다 (<그림 1> 참조).

〈그림 1〉 고령층(65세 이상) 3대 고용지표 추이



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

경제활동 참가율은 2014년 31.8%에서 매년 증가하여 2023년 현재 38.3%로 10년 동안 6.5%p 증가하였다.⁷⁾ 실업률은 2014년부터 2021년까지 꾸준히 증가하다가 이후 다소 하락하고 있다. 고용률은 2014년 31.1%였는데, 2017년까지는 그 수준보다 낮지만, 2018년부터 매년 증가하여 2023년 37.3%에 이르렀다.

다음은 고령층 일자리의 질적인 측면을 분석하기 위해 2024년 기준 65세 이상 고령 취업자 일자리의 종사상 지위, 종사자 규모, 근로시간, 산업, 직업, 현 직장 재직기간을 2018년과 비교해 본다(〈표 2〉, 〈표 3〉 참조). 첫째, 종사상 지위 분포를 살펴본다. 2024년 임금근로자(상용, 임시, 일용) 비율이 57.9%로 2018년 임금근로자의 비율(52.3%)보다 증가하였고, 2024년 비임금근로자 비중인 42.1%는 2018년 47.6%보다 5.5%p 줄어든 것이다. 2018년과 2024년 모두 비임금근로자 비중이 임금근로자(상용, 임시, 일용) 비중에 비하여 낮았다. 임금근로자 중 상용근로자는 6년 전보다 9.9%p나 증가하였고,⁸⁾ 임시근로자와 일용근로

7) 장보성(2023)은 50세 이상의 경제활동 참가율을 50~59세와 60세 이상으로 나누어 50~59세는 78.4%, 60세 이상은 45.8%(2022년 기준)로 나타나서 큰 차이를 보이지만, 경제활동 참가율의 증가 폭은 50~59세 인구는 2000년 68.8%에서 2022년 78.4%로 약 10%p, 60세 이상은 같은 기간 38.2%에서 45.8%로 약 8%p 증가하여 거의 유사함을 보였다.

8) 상용근로자는 일용근로자의 상대 개념으로 「고용보험법」에서 1개월 이상 근로하는 근로자로 정의하고 있다.

자 비율은 감소하였다.

둘째, 종사자 규모별 고령층 취업자 비율을 살펴보면(〈표 2〉 참조), 2024년 29인 이하 기업의 종사자 비율이 87.7%인데, 2018년보다 1.8%p 감소하였고, 300인 이상 기업의 비율은 1.4%로 2018년 1.5%에 비하여 0.1%p 줄어든 것으로 나타났다. 반면에 30~99인 기업의 취업자 비율이 2018년 6.8%에서 2024년 8.6%로 증가하였다. 이상에서 고령 취업자들은 대부분 100인 미만 기업에서 근무하고 있음을 알 수 있다.

셋째, 근로시간별 고령층 취업자 비율을 살펴보면(〈표 2〉 참조), 12~35시간 비율은 2024년 각각 41.0%로 2018년 27.1%에 비하여 13.9%p 증가하였다. 반면에 1~11시간, 36~51시간, 52시간 이상(장시간 근로) 근로자는 2024년 각각 15.5%, 32.9%, 10.6%로 2018년 15.6%, 41.7%, 15.5%에서 0.1%p, 8.8%p, 4.9%p씩 감소하였다. 이상에서 고령 취업자들은 12~51시간 근로자가 전체의 2/3를 차지하면서 12~35시간 이하 근로는 증가, 36시간 이상 근로는 감소하고 있음을 알 수 있다.

〈표 2〉 종사상 지위·종사자 규모·근로시간에 따른 고령 취업자 비교

(단위: %)

구분		2018(A)	2024(B)	B-A
종사상 지위	상용근로자	13.1	23.1	9.9
	임시근로자	30.9	29.7	-1.3
	일용근로자	8.3	5.1	-3.2
	고용원이 있는 자영업자	4.2	4.5	0.3
	고용원이 없는 자영업자	34.3	29.5	-4.8
	무급가족종사자	9.1	8.1	-1.0
종사자 규모	29인 이하	89.4	87.7	-1.8
	30~99인	6.8	8.6	1.9
	100~299인	2.3	2.3	0.0
	300인 이상	1.5	1.4	-0.1
근로시간	1~11시간(단시간 근로)	15.6	15.5	-0.1
	12~35시간	27.1	41.0	13.9
	36~51시간	41.7	32.9	-8.8
	52시간 이상(장시간 근로)	15.5	10.6	-4.9

자료: 통계청, 「경제활동인구 고령자 부가조사」, 2018, 2024.

〈표 3〉 고령층의 산업별 · 직업별, 취업자 비율과 재직기간 비교

(단위: %, 개월)

구분		2018(A)	2024(B)	B-A
산업	농업/임업/어업	28.9	21.6	-7.3
	광업/제조업	6.07	6.6	0.5
	건설업	3.5	5.4	1.9
	도소매업/숙박/음식점업	13.9	13.5	-0.4
	전기가스/운수업/방송통신정보/금융업	6.9	8.9	2.0
	공공/개인/사업서비스업	40.6	43.6	3.0
직업	관리자	1.0	1.3	0.3
	전문가 및 관련 종사자	3.7	5.2	1.5
	사무종사자	2.7	3.6	0.9
	서비스종사자	8.6	11.5	2.9
	판매종사자	7.4	6.6	-0.8
	농림 · 어업 숙련종사자	27.3	21.2	-6.1
	기능원 및 관련 기능 종사자	4.8	6.0	1.2
	장치 · 기계 조작 및 조립 종사자	7.8	10.3	2.5
	단순노무 종사자	36.7	34.3	-2.4
현 직장 재직기간		38.6	44.9	6.3

주: 10차 산업분류 기준.

자료: 통계청, 「경제활동인구 고령자 부가조사», 2018, 2024.

넷째, 산업별 고령 취업자 비율은 2024년 기준으로 공공/개인/사업서비스업 43.6%, 농업/임업/어업 21.6%, 도소매업/숙박/음식점업 13.5% 순이었다(〈표 3〉 참조). 2018년과 비교하면, 공공/개인/사업서비스업 비율이 3.0%p로 가장 많이 증가하였고, 건설업은 1.9%p, 전기가스/운수업/방송통신정보/금융업 2.0%p 증가하였고, 농업/임업/어업은 7.3%p 많이 감소하였다. 그러나 고령 취업자들은 대부분 농림어업과 도소매 등의 서비스업, 개인 및 사업서비스 등에 종사하고 있음을 알 수 있다. 특히, 공공/개인/사업서비스 비중 증가는 정부의 노인 일자리 사업에 기인한 것으로 보인다.

다섯째, 고령층 취업자의 직업별 비율을 보면(〈표 3〉 참조), 2024년 기준으로 단순노무 종사자 34.3%, 농림 · 어업 숙련종사자 21.2%, 서비스 종사자 11.5% 순으로 높은 것으로 나타났다. 2018년과 비교하면, 서비스 종사자와 장치 · 기계조

작 및 조립종사자는 다소 증가, 농림·어업 숙련종사자와 단순노무 종사자, 판매 종사자 비중은 감소하였다. 다만, 변화 정도는 농림·어업 숙련종사자가 6.1%p 감소로 가장 큰 변화가 있었다.

마지막으로, 현 직장의 평균 재직기간은 2024년 44.9개월로 2018년 38.6개월에 비해 6.3개월 증가한 것으로 나타나 고용 안정성에서 긍정적인 측면이 엿보인다고 말할 수 있다.

이상의 분석 결과에서 2015년과 2016년을 전후하여 65세 이상의 고령층 고용률이 증가하면서 실업률이 감소하여(〈그림 1〉 참조) 고령층이 노동시장에 오래 머물거나 재취업하고 있는 것으로 보이는데, 이는 최근 6년간 상용근로자 비중과 현 직장에서의 평균 재직기간이 증가한 것에서 확인된다. 그러나 종사자 수가 100인 미만이면서 근로시간이 주 35시간 이하 근로자 증가, 정부의 공공일자리 사업에 의한 공공부문의 증가, 고용형태가 일부 직업과 산업에 몰려있다는 점에서 고령자 노동시장이 긍정적인 방향으로 이행하고 있다고 말하기는 어려워 보인다. 이와 같은 관점에서 현재와 같이 고령자의 고용률 증가 이유를 고령자들의 노동시장 참여 동기로 분석하는 것은 의미가 있을 것이다. 이는 후술하는 실증분석에서 논의해 본다.

IV. 실증분석

1. 분석 대상의 식별

전술하였듯이 고령층의 경제활동 참여 이유를 생계형과 비생계형으로 구분하기 위해서는 사용 자료의 조사대상자 성격을 파악할 필요가 있다. 이를 위해 사용 자료인 「국민노후보장패널조사」의 조사대상자 중 65세 이상 고령자를 세 가지로 구분한다(〈표 4〉 참조).

먼저 일정 시점에서 근로 여부를 개인용 조사표의 ‘현재 경제활동 상태 구분’의 ‘현재 취업자’라고 응답한 경우를 식별한 뒤, 해당 표본을 대상으로 ‘노후준비 및 노후생활’이라는 조사항목에 제시된 ‘고령자 본인의 용돈 및 생활비 마련 방법’ 15개 선택지 중에서 ‘4. 근로활동’을 선택한 고령자를 생계형 근로자, 다른 14개 선택지를 선택한 고령자를 비생계형 근로자로 정의한다(〈표 4〉 참조).⁹⁾¹⁰⁾¹¹⁾

9) 근로 여부를 식별하는데 사용한 설문항목은 다음과 같다(8차 조사 기준).

〈표 4〉 분석 대상과 생계형 근로자와 비생계형 근로자의 식별

구분	식별 방법	유형	식별 방법	분석 대상
전체 표본 (고령자)	근로	경제활동 상태에서 취업으로 응답한 경우를 '근로활동자'로 선정	생계형 근로활동자이면서 '용돈 및 생활비 마련 방법' 변수(3개 순위)의 선택지(15개 선택지) 중 '4. 근로활동'을 선택한 경우	○
			비생계형 근로활동자이면서 '용돈 및 생활비 마련 방법' 변수의 선택지 4를 제외한 14개 선택지로 응답한 경우	
	비근로	-	실업, 비경활	○

자료: 저자 정리.

이같이 구분한 결과, 근로자로 식별된 고령자 수는 5차 3,971명, 6차 4,057명, 7차 4,042명, 8차 4,014명이었고(〈표 5〉 참조), 이 중 생계형 근로자는 5차 591명, 6차 672명, 7차 639명, 8차 608명, 비생계형 근로자는 5차 543명, 6차 531명, 7차 566명, 8차 620명이었다(〈표 6〉 참조).¹²⁾

현재 경제활동상태 구분

E1) 귀하는 지난 일주일 동안 수입을 목적으로 1시간 이상 일을 한 적이 있습니까?
또는 무급으로 가구원의 일을 18시간 이상 도와준 적이 있습니까?
[p08a100] 1. 예 → E2(현재 취업자) 2. 아니오 → E1c

10) 생계형과 비생계형의 조작적 정의에 사용한 설문항목은 다음과 같다(8차 조사 기준).
Pc6) 본인의 용돈 및 생활비는 주로 어떻게 마련하고 있습니까? 가장 주된 방법부터 순서대로 세 가지만 골라 주십시오.

1순위 [p08c040]	2순위 [p08c041]	3순위 [p08c042]
1. 일반 적금 및 예금	9. 국민연금	
2. 주식이나 채권 수익	10. 기타 공적연금(특수연금)	
3. 부동산 관련 수익(투자 등)	11. 유산	
4. 근로활동	12. 배우자의 소득(배우자의 국민연금 등)	
5. 개인연금	13. 정부 보조금	
6. 사적보험(개인연금 제외)	14. 사회단체 보조금	
7. 퇴직금(퇴직연금)	15. 기타(_____)	
8. 자식 및 친척에게 받는 생활비 및 용돈		

11) '비생계형 근로'를 '일하는 즐거움·건강이 허락하는 한 일하고 싶어서' 근로하는 경우로, 직접 연계할 응답 항목이 없어 '4. 근로활동' 외 14개 선택지에 응답한 것으로 조작적으로 정의하였다.

12) 고령 근로자 수와 생계형 근로자와 비생계형 근로자의 합계가 다른 것은 생계형 근로자와 비생계형 근로자 식별에 사용한 설문지(Pc6)에 응답하지 않은 고령자들이 많기 때문이다.

2. 분석방법

본 연구에서는 종속변수를 근로활동 참여 여부 또는 생계형과 비생계형으로 구분한 뒤, 통합로짓/패널로짓(Logit) 모형을 적용하여 추정한다.

$$y_{i,t}^* = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{i,t} + u_i + e_{i,t} \quad (i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T) \quad (1)$$

단, $y_{i,t}$: 종속변수, $x_{i,t}$: 설명변수(통제변수 포함)

식 (1)에 사용한 종속변수와 독립변수를 설명하면 다음과 같다. 먼저 통합로짓/패널로짓 모형에서 종속변수는 두 개로서 현재 취업자라고 응답한 경우는 1, 근로하지 않는 경우(실업과 비경활) 0, 또는 생계형 1, 비생계형 0으로 하는 이항변수로 설정하였다. 설명변수는 성(姓) 더미(남성=1), 연령(65세 이상), 연령제곱(65세 이상), 가구주 더미(가구주=1), 교육 더미(고졸 이상=1), 배우자 더미(유배우=1), 도시지역 더미(서울과 광역시=1), 20~64세 가구원 수, 건강 더미(건강=1), 기여성 연금 수급 여부(기여성 연금 수급=1),¹³⁾ ln(공적연금 월평균 수급액)(단위: 천 원)으로 설정하였다. 여기서 공적연금은 국민연금, 특수직역연금, 기초연금 합산액의 월평균으로 환산한 뒤, 자연대수를 취하였다.¹⁴⁾ 설명변수에 연령을 추가한 이유는 후기 노령자(75세 이상)의 대부분은 노동시장에서 실질적으로 은퇴하는 경우가 많아 연령이 노동시장 참여에 영향을 미칠 수 있음을 확인하기 위함이다. 가구원 수 변수를 20~64세로 설정한 이유는 경제활동이 가능한 가구원이 있는 경우는 고령자의 노동참여에 영향을 줄 수 있다고 판단하였기 때문이다. 건강 더미는 5점 척도에서 '보통 이상, 매우 만족'으로 응답한 경우를 1로 설정하였다.

한편, 식 (1)은 종속변수의 연속성을 고려한 회귀분석과 달리 y_i^* 는 관찰되지

13) 여기에서 기여성 연금은 국민연금과 특수직역연금만을 포함하였다. 이는 기초연금을 월평균 공적연금 수급액 변수와 동일하게 반영하려 했으나, 기초연금의 수급률이 70%를 넘어 더미변수로서 역할을 못하기 때문이다.

14) 우선, 생계형 고령 근로자의 노동시장 참여결정요인에 공적연금 월평균 수급액과 기여성 연금 수급 여부를 추가한 것은 기여성 연금 수급률이 57.6%(2022년 기준)에 이른다는 현실을 감안한 것인데, 이 점에서 기존 연구(강소량, 2015; 김혜진, 2018; 김윤영·박정지·김수현, 2022 등)와 유사하다. 앞서 기여성 연금 수급변수와 다르게 공적연금 월평균 수급액에 기초연금을 포함한 것은 기초연금도 고령자의 소득이면서 금액변수이므로 더미변수로 사용했을 때의 제약에서 벗어나기 때문이다.

않는 잠재변수(latent variable)를 의미하며, 관찰 가능한 y_i 는 앞서 설명한 바와 같이 근로활동에 참여하였다고 응답한 경우(1)와 참여하지 않았다고 응답한 경우(0)로 구분한 범주형 값이다. 이러한 특성을 분석하는 방법으로 로짓분석이 있는데, 본 연구에서는 자료 전체(연도별 통합) 분석 대상으로 통합로짓과 패널 자료 형태로 분석하는 패널로짓 모형을 적용하여 추정하였다. 패널분석 방법에는 임의효과 모형과 고정효과 모형이 있지만 본 연구에서는 임의효과 모형을 활용하였다. 이는 고정효과 모형은 시간불변변수, 예를 들어 성, 학력, 거주지역 등이 추정 과정에서 제거되기 때문에 그 변수로 인한 효과를 해석할 수 없기 때문이다.

로짓모형 분석과 관련하여 유의할 점은 종속변수가 범주형이므로 회귀계수를 그대로 해석하는 것은 오류가 발생할 수 있어 일반적으로 Odds ratio를 산출한 뒤, 그 값으로 설명한다. Odds ratio는 추정된 계수 값에 지수를 취하여 구한 값인데, 개념적으로는 어떤 사건이 발생할 확률 p 에 속하지 않을 비중 대비 p 에 속할 비중이 설명변수(x)가 1단위 변화할 때 얼마나 변화하는지를 보여 준다. 이를 동 연구의 모형에 적용하면, 고령자가 노동(혹은 생계형 노동)하지 않을 확률 대비 노동(혹은 생계형 노동)을 할 확률이 설명변수 x 가 변화함에 따라 얼마 인지를 보여 주고, x 가 변화하지 않는다면 Odds ratio는 1이 된다. Odds ratio가 1보다 크다면, 설명변수 1단위 변화가 고령자의 근로유인(근로할 확률)을 증가시키는 것을 의미한다(전승훈 · 임병인 · 강성호, 2006). 참고로 Odds ratio와 회귀계수의 관계를 설명하면 Odds ratio가 1보다 크면(작으면) 회귀계수 부호가 양(음)으로 나타난다.

3. 사용 자료 및 변수설명

본 연구에서는 「국민노후보장패널조사」 제5~8차 자료를 활용한다. 주지하다시피 「국민노후보장패널조사」 자료는 우리나라 중고령층의 노후준비 및 노후생활을 지속적으로 파악하여 노후소득보장과 관련된 정책을 위한 체계적인 자료를 구축하고자 전국의 50세 이상 가구원이 있는 가구와 그 가구에 속하는 만 50세 이상의 개인을 대상으로 가구의 경제활동, 중고령자의 고용 현황과 퇴직, 건강, 가족관계, 노후보장 현황 등에 관한 내용을 2005년부터 격년으로 조사하는 종단면조사(longitudinal survey)이다.

이제 분석방법에서 언급한 65세 이상 고령자의 근로결정요인 추정에 사용한 변수들의 기초통계량을 전체 표본과 생계형 근로자와 비생계형 근로자로 구분하

여 논의한다. 먼저 전체 표본의 주요 변수의 기초통계량과 그 추이에 대하여 살펴본다(〈표 5〉 참조). 첫째, 전체 표본에서 근로자로 구분된 65세 이상 고령자는 5차(2013) 30.5%, 6차(2015) 31.8%, 7차(2017) 32.8%, 8차(2019) 33.1%로 매년 증가하여 〈그림 1〉에 제시한 고령자들의 고용률 추세와 유사하다. 둘째, 남성과 가구주 비율이 각각 5차 38.5%, 58.9%에서 8차 39.6%, 63.5%로 증가 추세, 건강 더미는 5차에서 56.1%에서 지속적으로 증가하고 있다. 셋째, 연령은 5차 72.96세에서 매년 미미하게 많아지고 있고, 서울과 광역시에 거주하는 비율도 5차 39.8%에서 8차 41.5%로 매년 증가하고 있다.¹⁵⁾ 넷째, 유배우자 비율은 5차에서 62.7%였다가 6차에는 66.4%로 증가했으나 7차에서 하락한 뒤, 8차에 다시 66.0%로 증가하였다. 다섯째, 20~64세 가구원 수는 5차에서 0.64명이었는데, 매년 줄어 8차에 0.47명으로 나타났다. 여섯째, 수준(level) 변수인 총공적연금 월평균 수급액은 5차에 21만 2,000원이었다가 8차에 34만 1,000원으로 매년 증가하고 있다. 일곱째, 기여성 연금 수급자 비중은 5차(2013) 32.0%, 6차(2015) 35.8%,

〈표 5〉 분석 대상 전체 집단의 연도별 기초통계량 현황

구분	5차 (3,971명)	6차 (4,057명)	7차 (4,042명)	8차 (4,014명)	전체 (16,084명)
근로(취업) 더미(근로=1, %)	30.5	31.8	32.8	33.1	32.2
성더 미(남성=1, %)	38.5	39.6	38.4	39.6	39.1
연령(세)	72.96	72.84	73.02	73.54	73.12
가구주 더미(가구주=1, %)	58.9	60.5	61.5	63.5	61.4
교육 더미(고졸 이상=1, %)	92.9	92.0	92.1	91.7	92.1
배우자 더미(유배우=1, %)	62.7	66.4	65.7	66.0	65.4
도시지역 더미(서울, 광역시=1, %)	39.8	40.3	41.0	41.5	40.7
20~64세 가구원 수(명)	0.64	0.56	0.50	0.47	0.53
건강 더미(건강=1, %)	56.1	59.6	61.8	60.1	59.7
총공적연금* 월평균 수급액(천 원)	212	215	302	341	274
기여성 연금** 수급자 비중(%)	32.0	35.8	39.4	43.1	38.1

주: 1) *는 공적연금+기초연금 수급액(이하 동일).

2) **는 국민연금과 직역연금만을 포함함(이하 동일).

자료: 「국민노후보장패널조사」 제5~8차.

15) 이와 관련하여 도시화를 관련 통계를 살펴본다. 1960년 39.1%에 불과한 도시화율이 1970년 50.1%, 2005년 말 기준으로 90.2%였고, 2015년에 91.8%로 정점을 찍은 뒤 2021년 현재까지 계속 91.8% 수준을 유지하고 있다(통계청, e-나라지표).

〈표 6〉 생계형 근로자와 비생계형 근로자의 연도별 기초통계량 비교

구분		5차	6차	7차	8차	전체
생계형(명)		591	672	639	608	2,510
비생계형(명)		543	531	566	620	2,260
성 더미 (남성=1, %)	생계형	56.6	58.9	58.9	60.2	58.9
	비생계형	50.0	49.2	49.0	52.7	50.4
연령(세)	생계형	71.93	72.05	73.07	73.3	72.66
	비생계형	68.92	69.22	69.02	69.6	69.25
가구주 더미 (가구주=1, %)	생계형	77.6	85.3	82.7	82.7	82.4
	비생계형	68.6	61.4	61.0	65.3	63.9
교육 더미 (고등 이상=1, %)	생계형	96.4	92.9	95.2	92.3	94.0
	비생계형	92.0	92.7	91.8	92.8	92.4
배우자 더미 (유배우=1, %)	생계형	72.1	70.7	70.3	69.9	70.6
	비생계형	78.7	83.5	83.7	81.2	81.9
도시지역 더미 (서울, 광역시=1, %)	생계형	28.3	29.6	27.2	34.0	30.0
	비생계형	25.8	25.6	31.8	28.8	28.3
20~64세 가구원 수(명)	생계형	0.50	0.45	0.42	0.35	0.42
	비생계형	0.60	0.60	0.54	0.62	0.59
건강 더미 (건강=1, %)	생계형	70.5	74.5	72.1	70.9	72.1
	비생계형	75.5	77.9	78.9	80.8	78.6
총공적연금 월평균 수급액(천 원)	생계형	168	166	253	287	224
	비생계형	220	201	277	304	257
기여성 연금 수급자 비중 (%)	생계형	40.1	48.0	52.9	55.8	50.1
	비생계형	48.4	46.8	49.1	54.0	50.0

자료: 「국민노후보장패널조사」 제5~8차.

7차(2017) 39.4%, 8차(2019) 43.1%로 매년 증가하고 있다.

다음은 전체 고령 취업자 표본 중에서 생계형 근로자와 비생계형 근로자를 추출하여 구성한 표본의 주요 변수의 기초통계량과 그 추이를 살펴본다(〈표 6〉 참조). 우선, 전체 근로자 중 생계형 근로자가 7차 자료까지는 더 많았으나 8차 자료는 비생계형 근로자가 더 많음을 알 수 있다. 주요 변수별 생계형과 비생계형의 비중을 살펴보면, 첫째 분석대상자가 남성이고, 가구주인 비율이 각각 생계형 고령 근로자 더 큰 것으로 나타났는데, 이는 생계형에 속하는 남성 가구주들이

상대적으로 근로활동을 할 가능성이 더 높다고 해석할 수 있다.¹⁶⁾ 둘째, 연령은 패널 자료의 속성상 매년 증가할 것인데, 생계형에 속하는 분석대상자들의 평균 연령이 더 높다. 서울과 광역시에 거주하는 비율 역시 생계형 표본이 더 많았다(7차 제외). 셋째, 유배우자 비율은 생계형 표본과 비생계형 표본에서 모두 점차 하락하고 있지만, 비생계형 근로자의 유배우자 비율이 더 높은 것은 평균연령이 생계형에 비해 낮기 때문이라고 볼 수 있다. 넷째, 20~64세 가구원 수는 생계형 표본에서는 계속 하락하고 있지만, 비생계형 표본은 5차와 6차는 0.60명이다가 7차에서 0.54명으로 하락했고, 8차에서 다시 0.62명으로 증가하였다. 다섯째, 총공적연금 월평균 수급액은 예상대로 비생계형이 더 많았고, 분석기간 중 계속 증가하고 있다. 여섯째, 기여성 연금 수급자 비중은 5차(2013)에서는 생계형 고령 근로자 중에서 수급 비중이 40.1%로 비생계형의 48.4%에 비하여 상당히 낮았는데, 이후에는 오히려 생계형 고령 근로자 수급 비중이 비생계형보다 더 컸고, 이후에는 그 추세가 계속 이어지고 있다.

4. 추정 결과

이제 통합로짓 모형, 패널로짓 모형을 활용하여 65세 이상 고령층을 대상으로 근로(취업)결정요인을 추정한 결과를 제시한다(〈표 7〉 참조).

종속변수는 근로(취업) 여부, 통제변수로는 성, 연령, 가구주 여부, 교육수준, 배우자 유무, 서울특별시 및 광역시 거주 여부, 20~64세 미만 가구원 수, 건강상태, 기여성 연금 수급 여부 및 총 공적연금수급액으로 설정하였다. 모두 4개의 통합로짓 모형, 패널로짓 모형에 근거하여 추정한 결과 중 통계적 유의성이 있는 변수가 상대적으로 많은 통합로짓 모형의 모형(1) 추정 결과를 중심으로 설명한다. 첫째, 남성 고령자가 여성 고령자에 비하여 근로할 확률이 높았는데, odds ratio로 설명하면 남성 고령자가 여성 근로자에 비해 노동시장 참여 비중(취업자/비취업자, 이하 odds)이 23.8% 높게 나타났다.¹⁷⁾ 둘째, 연령의 제곱변수가 음(-)으로 추정되어 고령자의 연령이 증가하면서 근로유인이 증가하나 후기 고령자(75세 이상)가 되면서 고령자의 근로활동이 감소하는 것을 의미한다. 이는 경제활동이 가능한 연령까지는 계속 일하려는 경향이 있음을 의미한다.¹⁸⁾ 셋째, 가구

16) 이는 〈표 8〉의 추정 결과에서도 확인된다.

17) 이러한 결과는 패널로짓 모형 추정 결과에서 더욱 뚜렷하게 나타난다.

18) 참고로 통계청 고령자 통계에 따르면, 평균 73.3세까지 일하고 싶다고 응답하고 있다.

〈표 7〉 고령층 전체의 근로결정요인 추정 결과

구분	통합로짓 모형				패널로짓 모형			
	모형(1)		모형(2)		모형(3)		모형(4)	
	회귀계수	odds ratio	회귀계수	odds ratio	회귀계수	odds ratio	회귀계수	odds ratio
성 더미(남성=1)	0.214*** (0.065)	1.238 (0.080)	0.185** (0.068)	1.203 (0.082)	2.187*** (0.310)	8.912 (2.765)	1.599*** (0.306)	4.949 (1.514)
연령(65세 이상)	0.292*** (0.079)	1.339 (0.106)	0.230** (0.087)	1.258 (0.110)	0.561* (0.268)	1.753 (0.470)	0.517 (0.285)	1.676 (0.477)
연령제곱 (65세 이상)	-0.003*** (0.001)	0.997 (0.001)	-0.002*** (0.001)	0.997 (0.001)	-0.006*** (0.002)	0.993 (0.002)	-0.006*** (0.002)	0.994 (0.002)
가구주 더미 (가구주=1)	0.979*** (0.065)	2.663 (0.173)	1.004*** (0.070)	2.730 (0.190)	2.528*** (0.269)	12.524 (3.371)	2.530*** (0.274)	12.550 (3.443)
교육 더미 (고졸 이상=1)	0.795*** (0.081)	2.215 (0.179)	0.673*** (0.090)	1.959 (0.177)	2.900*** (0.427)	18.166 (7.751)	2.933*** (0.448)	18.780 (8.405)
배우자 더미 (유배우=1)	0.665*** (0.063)	1.944 (0.122)	0.766*** (0.067)	2.150 (0.144)	1.742*** (0.271)	5.708 (1.547)	1.999*** (0.277)	7.383 (2.043)
도시지역 더미(서울, 광역시=1)	-1.102*** (0.041)	0.332 (0.014)	-1.092*** (0.045)	0.335 (0.015)	-3.505*** (0.208)	0.030 (0.006)	-3.337*** (0.214)	0.035 (0.008)
20~64세 가구원 수	-0.075*** (0.026)	0.927 (0.024)	-0.082*** (0.028)	0.921 (0.026)	-0.104 (0.102)	0.901 (0.092)	-0.099 (0.104)	0.905 (0.094)
건강 더미 (건강=1)	0.847*** (0.041)	2.333 (0.097)	0.907*** (0.044)	2.476 (0.110)	1.508*** (0.118)	4.519 (0.534)	1.515*** (0.124)	4.549 (0.564)
기여성 연금 수급 여부(수급=1)	0.054 (0.045)	1.055 (0.047)	-	-	0.208 (0.212)	1.231 (0.261)	-	-
ln(총공적연금 월평균 수급액)	-	-	-0.194*** (0.024)	0.823 (0.020)	-	-	-0.051 (0.077)	0.950 (0.073)
상수값	-10.175*** (2.940)	0.000 (0.000)	-6.513* (3.267)	0.001 (0.005)	-16.854 (9.937)	0.000 (0.000)	-15.087 (10.618)	0.000 (0.000)
빈도수	16,302		13,886		16,302		13,886	
	LR chi2(10) =3362.16 Prob>chi2=0 Log likelihood= -8232.2549 Pseudo R2=0.1696		LR chi2(10) =3018.64 Prob>chi2=0 Log likelihood= -7049.8126 Pseudo R2=0.1763		Wald chi2(10)=960.44 Log likelihood= -5315.7831 Prob>chi2=0		Wald chi2(11) =872.97 Log likelihood= -4687.6986 Prob>chi2=0.0	

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미함.

2) ① 65세 이상 개인을 대상으로 분석함, ② 종속변수는 근로하면 1, 근로하지 않으면 0으로 함.

자료: 「국민노후보장패널조사」 제5~8차.

주이거나 배우자가 있으면 가구주가 아닌 경우나 배우자가 없는 경우에 비하여 odds가 각각 166.3%, 94.4%나 높게 나타났다. 이는 고령자라도 가구주이거나 배우자가 있으면 가족을 부양하기 위해 근로해야 함을 시사한다. 넷째, 서울특별시 및 광역시 지역에 거주하는 고령자의 근로유인은 감소하는 것으로 추정되었는데, 이는 광역시(서울특별시 포함)에 거주하는 고령자들은 농어촌 등 비도시 거주 고령층에 비해 노인 일자리 혹은 농지 경작 등을 통한 근로 가능성이 떨어지나 다른 측면에서 상대적으로 노후소득보장이 더 잘 되어 있기 때문으로 보인다. odds ratio 추정 결과에 따르면, 서울과 광역시 거주 고령자는 기타 지역 거주 고령자에 비해 odds가 약 66.8% 낮았다. 다섯째, 고졸 이상이면 중졸 이하의 학력자에 비하여 odds가 121.5% 높아 지은정(2008)과 유사하나, 민현주·이수경(2018)과 Chattopadhyay *et al.*(2022)와 달랐다. 여섯째, 경제활동이 가능한 20~64세 가구원이 있는 경우, 다른 가구원의 소득으로 생활을 영위할 가능성이 높으므로 가구원이 없는 경우에 비하여 odds가 7.3% 낮았다. 일곱째, 신체 건강하면 그렇지 않은 경우에 비하여 각각 odds가 133.3%나 노동시장 참여 비중이 높게 나타나서 예상과 부합한다. 즉, 신체가 건강할수록 노동시장에 더 적극적으로 참여하려는 경향이 강하게 나타난 것으로 해석할 수 있다. 여덟째, 기여성 연금 수급 여부는 통계적으로 유의하지 않았고, 총공적연금 수급액은 많을수록 노동시장 참여 비중이 떨어지는 것으로 나타났다.¹⁹⁾

다음은 65세 이상 근로자 중에서 생계형 근로자와 비생계형 근로자로 구분하여 추정한 근로결정요인 결과를 통계적으로 유의한 변수를 중심으로 설명한다(〈표 8〉 참조). 첫째, 고령자의 성별 생계형 근로 여부 변수의 odds ratio를 보면, 남성 고령자는 여성에 비해 odds가 38.6% 높은 것으로 나타났다. 이는 독거 비중이 낮은 남성 고령자가 생계가 더 어려울 수 있음을 시사한다.²⁰⁾

둘째, 연령에 대한 추정 결과는 〈표 7〉과 유사한데, 고령자의 연령이 증가하면서 근로유인이 증가하나 후기 고령자(75세 이상)가 되면서 고령자의 근로활동이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 경제활동이 가능한 연령까지 계속 생계형으

19) 앞서 언급하였듯이 총공적연금액 변수에는 기초연금을 포함시켰으나, 실증분석의 일관성을 위해 기여성 연금액으로 교체하여 동일한 분석을 시행해 보았고, 그 결과 계수 값의 부호와 통계적 유의성은 동일하였음을 확인하였다.

20) 2000년 여성 독거노인 가구 수는 85.3%로 남성의 5.8배 수준이었지만, 2021년에는 다소 낮아져 71.9%였고, 이는 남성의 28.1%보다 2.6배 많았다(통계청, 2021년 고령자 통계). 참고로 2000년 이후 독거노인 비중을 살펴보면, 2000년 16.0%, 2005년 17.3%, 2010년과 2015년 18.5%, 2020년 19.8%, 2023년 21.1%였다(통계청, 지표누리).

〈표 8〉 고령 근로자의 생계형 근로결정요인 분석

구분	통합로짓 모형				패널로짓 모형			
	모형(1)		모형(2)		모형(3)		모형(4)	
	회귀계수	odds ratio	회귀계수	odds ratio	회귀계수	odds ratio	회귀계수	odds ratio
성 터미(남성=1)	0.327*** (0.111)	1.386 (0.154)	0.341*** (0.118)	1.406 (0.166)	0.392** (0.156)	1.479 (0.231)	0.408** (0.165)	1.503 (0.247)
연령(65세 이상)	1.563*** (0.146)	4.771 (0.697)	1.808*** (0.168)	6.095 (1.025)	1.922*** (0.197)	6.837 (1.344)	2.167*** (0.222)	8.733 (1.935)
연령제곱 (65세 이상)	-0.010*** (0.001)	0.990 (0.001)	-0.011*** (0.001)	0.988 (0.001)	-0.012*** (0.001)	0.988 (0.001)	-0.014*** (0.001)	0.986 (0.001)
가구주 터미 (가구주=1)	1.001*** (0.115)	2.719 (0.314)	1.124*** (0.125)	3.077 (0.385)	1.141*** (0.163)	3.129 (0.510)	1.291*** (0.175)	3.636 (0.636)
교육 터미 (고졸 이상=1)	0.282* (0.140)	1.325 (0.186)	0.179 (0.155)	1.195 (0.185)	0.324 (0.202)	1.382 (0.280)	0.175 (0.221)	1.191 (0.264)
배우자 터미 (유배우=1)	-0.254** (0.107)	0.775 (0.083)	-0.199 (0.115)	0.819 (0.094)	-0.309* (0.150)	0.734 (0.110)	-0.236 (0.159)	0.789 (0.126)
도시지역 터미 (서울, 광역시=1)	0.260*** (0.073)	1.296 (0.095)	0.285*** (0.079)	1.329 (0.105)	0.305*** (0.105)	1.357 (0.142)	0.347*** (0.112)	1.414 (0.158)
20~64세 가구원 수	-0.089* (0.045)	0.915 (0.041)	-0.073 (0.048)	0.929 (0.045)	-0.109 (0.062)	0.896 (0.056)	-0.098 (0.066)	0.906 (0.060)
건강 터미 (건강=1)	-0.266*** (0.075)	0.766 (0.057)	-0.276*** (0.080)	0.758 (0.061)	-0.313*** (0.095)	0.731 (0.070)	-0.328*** (0.101)	0.720 (0.073)
기여성 연금 수급 여부(수급=1)	-0.167* (0.075)	0.845 (0.063)	-	-	-0.194 (0.106)	0.823 (0.087)	-	-
ln(총공적연금 월평균 수급액)	-	-	-0.206*** (0.045)	0.813 (0.037)	-	-	-0.242*** (0.059)	0.785 (0.046)
상수값	-62.687*** (5.399)	0.000 (0.000)	-70.765*** (6.234)	0.000 (0.000)	-77.02*** (7.256)	0.000 (0.000)	-84.92*** (8.208)	0.000 (0.000)
빈도수	4,838		4,258		4,838		4,258	
	LR chi2(11)=948.32 Prob>chi2=0 Log likelihood=-2872.9249 Pseudo R2=0.1417		LR chi2(11)=855.43 Prob>chi2=0 Log likelihood=-2509.7961 Pseudo R2=0.1456		Wald chi2(11)=535.96 Log likelihood=-2795.3811 Prob>chi2=0		Wald chi2(11)=477.4 Log likelihood=-2446.1235 Prob>chi2=0	

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미함.

2) ① 65세 이상 개인 중 근로자를 대상으로 분석함. ② 종속변수는 생계형 근로자이면 1, 비생계형 근로자이면 0으로 함.

자료: 「국민노후보장패널조사」 제5~8차.

로 일을 할 수밖에 없음을 시사해 준다. 또한 가구주일수록 가구주가 아닌 경우에 비해 odds가 171.9%나 높아 가구주의 부양책임을 고령임에도 가지고 있음을 엿보게 해준다. 셋째, 서울특별시 및 광역시 지역에 거주하는 고령자의 생계형 근로유인은 증가하는 것으로 나타나서 도시지역 거주 고령자들의 경제 여건이 상대적으로 열악하여 경제활동 참여유인이 더 큰 것으로 나타났다. 넷째, 경제활동이 가능한 20~64세 가구원이 있는 경우, 다른 가구원의 소득으로 생활을 영위할 가능성이 높으므로 동일 연령대 가구원이 없는 경우에 비하여 odds가 8.5% 낮았다. 다섯째, 신체가 건강하면 생계형 근로의 노동시장 참여 비중이 하락하는 것으로 추정되어 전체 고령층의 노동시장 참여결정요인을 추정된 <표 7>의 결과와 달랐다. 이는 신체가 건강한 고령층은 그렇지 않은 고령층에 비해 생계형 일자리에 머물지 않고, 비생계형 일자리에 더 많이 취업하는 것이라고 해석할 수 있을 것이다. 여섯째, 공적연금을 수급하는 고령자는 미수급 고령자에 비해 odds가 15.5%나 낮았는데, 이는 <표 7>에서 확인할 수 있듯이 공적연금 수급자 비중 점증 때문이라고 볼 수 있어 공적연금으로 인한 소득효과가 대체효과보다 커 생계형 고령자들의 경제활동 참여유인을 줄이고 있음을 시사해 준다. 이는 김혜진(2018)과 김윤영·박정지·김수현(2022)의 분석 결과와 유사하였다.

지금까지 고령층 전체의 노동시장 참여결정요인과 고령층의 생계형 근로참여 결정요인 추정 결과를 살펴보았다. <표 7>에 제시된 추정 결과는 남녀 65세 이상 고령자의 노동시장 참여결정요인에 초점을 맞춘 것이라면, <표 8>에 제시된 추정 결과는 65세 이상 남녀 고령 근로자를 대상으로 이들의 근로유형이 생계형인지 비생계형인지를 구분하여 추정된 것이다. 먼저 <표 7>과 <표 8>의 통계적으로 유의한 변수들을 비교하면, 기여성 공적연금 수급 여부와 총공적연금 수급액은 통합로짓 모형에서 통계적으로 유의하게 음(-)으로 바뀌어 연금수급을 하는 집단은 생계형 근로를 안 할 확률이 높음을 의미하며, 이는 상식과 부합하는 결과이다. 오히려 생계형 근로보다는 비생계형 근로를 할 가능성이 높다는 추측이 가능해진다. 이외에 배우자 더미와 건강 더미 변수는 추정계수의 부호가 양(+)에서 음(-)으로, 도시지역 더미는 음(-)에서 양(+)으로 바뀌었다.

이상의 추정 결과 중 배우자 더미, 건강 더미, 도시지역 더미 변수의 추정계수 부호가 <표 7>과 <표 8>에서 바뀌는 것에 초점을 맞추면, 배우자가 있고, 건강하며, 도시 외 지역에 거주할수록 생계형보다는 오히려 ‘일하는 즐거움과 건강이 허락한다면 일하고 싶은’ 비생계형으로 근로한다고 추측할 수 있다.

IV. 결론 및 시사점

지금까지 제5~8차 「국민노후보장패널조사」 자료를 이용하여 65세 이상 전체 고령 근로자와 생계형 고령 근로자의 노동시장 참여요인, 즉 근로결정요인을 추정하였다. 주요 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 전체 고령층의 근로결정요인을 추정한 결과, 남성 고령 근로자가 여성 고령 근로자에 비해 odds가 높았고, 또한 서울과 광역시 지역에 거주하거나 가구 내에 경제활동이 가능한 20~64세 가구원이 있을수록 odds가 낮게 나타났다. 반면에 신체 건강하고 배우자가 있으면 odds가 높았다.

둘째, 고령 근로자 중 생계형 근로 여부를 추정한 결과, 고령 근로자 전체 집단과 동일하게 남성 고령 근로자가 여성 고령 근로자에 비하여 odds가 높았다. 또한 고령 근로자가 가구주일수록, 서울과 광역시 지역에 거주할수록, 교육수준이 높을수록 odds가 높았음에 반해, 건강하거나 공적연금을 수급하면 odds가 낮은 것으로 추정되었다. 이를 앞선 전체 고령층의 근로결정요인과 비교했을 때, 남성이며 가구주이고 교육수준이 높고 가구원이 없고 연금액이 적을수록 '생계형 근로'에 가깝고, 배우자가 있고 건강하며, 도시 외 지역에 살며 공적연금액이 높을수록 '일하는 즐거움과 건강이 허락한다면 일하고 싶은' 비생계형 근로에 더 가까움을 알 수 있다.

이상에서 고령 근로자 전체와 생계형 근로자의 근로결정요인에 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 이에 두 추정 결과 중 생계형 고령 근로자들의 노동시장 참여 결정요인 중 주요 추정 결과에 근거하여 시사점을 도출해 본다. 첫째, 생계형 근로에 참여할 가능성을 높이는 결정요인으로는 남성 더미, 가구주 더미, 교육 더미, 도시지역 더미 등이었다. 여기서 남성 고령자들의 노후소득이 상대적으로 더 열악하고,²¹⁾ 가구주일수록 가족의 생계를 위해 책임지려는 자세가 엿보인다는 점, 서울과 광역시 지역에 거주할수록 생계를 위해 노동시장 참여 가능성이 높은데, 이는 상대적으로 서울과 광역시 지역의 생계형 일자리가 많음을 시사하고 있다. 고졸 이상을 1로 설정한 교육 더미는 생계형 근로 참여유인을 증가시키는 방향으로 추정되었는데, 이는 노후에 생활비 충당이 어려운 고령자들은 교육수준과 무관하게 생계형 근로를 할 수밖에 없는 절박함을 보여 주는 것이라 판단된다.

21) 참고로 남성 독거노인 비중은 28.1%, 여성 독거노인 비중은 71.9%로 여성의 비중이 훨씬 크다(2021년 기준, 통계청, 2021년 고령자 통계).

둘째, 생계형 근로에 참여할 가능성을 줄이는 결정요인은 배우자 더미, 건강 더미, 공적연금 수급 더미(통합로짓 모형에서 통계적으로 유의), 26~64세 가구원 수, 공적연금(국민연금+특수직역연금+기초연금) 월평균 수급액 등이었다. 배우자가 있고, 건강하고, 26~64세 가구원이 있고, 공적연금을 수급하면 생활비를 충당할 필요성이 그다지 높지 않으므로 생계형 근로보다는 비생계형 근로에 참여할 가능성이 더 크다는 것을 의미한다.

한편, 65세 이상 고령자들의 생활비는 근로활동, 즉 생계형 근로보다는 각종 유형의 연금소득으로 충당한 뒤, 비생계형 근로를 하는 것이 사회적으로 바람직할 것이라고 판단된다. 따라서 기초연금을 비롯한 각종 유형의 연금소득이 주요 노후소득으로 충분히 기능하는 시점까지는 생계형 근로를 위한 노동시장 참여 비중은 현재의 고용률 추세에 비추어 일정 수준을 계속 유지되거나 증가할 것으로 예상되나, 기초연금의 상향 조정과 노인소득 제공을 위한 다양한 일자리 제공 등의 정부 사업, 국민연금의 수급률 제고 및 연금소득에 대한 각종 세제혜택 등으로 노후소득보장 체계가 선진국 수준에 이르면 생계형 근로 비중과 함께 고령자의 고용률이 하락 추세로 반전될 것으로 예상된다. 다만, 65세 이상의 고령 근로자의 근로결정요인도 고령자의 연령 분포에 따라 달라질 수 있고, 그로 인해 연령대별 집단 내 이질성도 있을 수 있는데, 이를 본 연구에서 다루지 못한 한계가 있을 수 있음에 유의해야 한다.

한편, 본 연구에서 사용한 「국민노후보장패널조사」 외에 고령자 관련 패널조사인 노동패널과 고령화연구패널, 복지패널 등을 활용하여 동일한 고령 근로자의 생계형 근로 참여 결정요인 분석을 시도하여 비교해 보고자 한다.

참 고 문 헌

- 강소량, “국민연금이 고령자의 노동시장 참여에 미치는 영향,” 『정책분석평가학회보』 제25권 제2호, 2015, 165~195.
- 김윤영·박정지·김수현, 『기초연금이 노인 노동공급에 미치는 영향 분석』, 경기연구원, 2022, 1~127.
- 김혜진, “고령층의 국민연금 수급과 경제활동 참여 간의 관계,” 『노인복지연구』 제73권 제3호, 2018, 193~213.
- 민현주·이수경, “중·고령자의 노동시장지위 변화 유형화: 중심추세모형

- (Group-based Trajectory Model)을 중심으로,” 『사회과학연구논총』 제34권 제2호, 2018, 169~194.
- 박문수, “노인 일자리, 노인인구의 10% 수준으로 늘리고 사회서비스형 · 민간형 일자리 확대,” 『나라경제』 9월호, 2023, 48~49.
- 우석진, “한국 고령 노동자의 부분 은퇴와 노동시장 복귀,” 『한국노년학』 제30권 제2호, 2010, 499~513.
- 장보성, “인구 감소와 노동자원: 현황과 시사점,” 『자본시장포커스』 21, 2023.
- 전승훈 · 임병인 · 강성호, “개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석,” 『보험개발연구』 제17권 제1호, 2006, 137~168.
- 조보배 · 최요한, “고령자의 근로 여부가 빈곤에 미치는 영향: 고용보험 신규가입 연령 상한기준을 중심으로,” 『보건사회연구』 제38권 제1호, 2018, 64~87.
- 지은정, “고령 남성의 경제활동 참가 결정요인 연구: 노후빈곤노동자설 및 숙련 편향기술진보설을 중심으로,” 『한국사회복지학』 제60권 제3호, 2008, 31~58.
- 최옥금, “우리나라 중 · 고령자의 은퇴 과정에 관한 연구: 생애 주된 일자리와 가교 일자리를 중심으로,” 『한국노년학』 제31권 제1호, 2011, 15~31.
- 최희정, “전 · 후기 노인의 취업 영향요인에 관한 종단연구: 패널로짓 모형의 활용,” 『노인복지연구』 제73권 제3호, 2018, 113~141.
- 홍백의 · 김혜연, “중 · 고령자의 고용형태별 퇴직과정 유형과 그 결정요인에 관한 연구,” 『한국사회정책』 제17권 제1호, 2010, 291~319.
- 허준수, “도시지역 미취업 노인들의 취업의사 결정요인에 관한 연구,” 『한국사회복지학』 제58권 제1호, 2006, 291~318.
- Borland, J., “Transitions to Retirement: A Review,” Melbourne Institute Working Paper Series No. 3/05, 2005.
- Cahill, Kevin E., Michael D. Giandrea, and Joseph F. Quinn, “Retirement Patterns from Career Employment,” *The Gerontologist*, 46(4), 2006, 514~523.
- Chattopadhyay, A., J. Khan, D. E. Bloom, D. Sinha, I. Nayak, S. Gupta, J. Lee, and A. Perianayagam, “Insights into Labor Force Participation among Older Adults: Evidence from the Longitudinal Ageing Study in India,” *Journal of Population Ageing*, 15(1), 2022, 39~59.
- Eric, F. and J. Johes, “Public Pensions and Labor Supply Over the Life

- Cycle,” *International Tax and Public Finance*, 19(2), 2012, 268~287.
- Kikkawa, A. and R. Gaspar, “Trends and Characteristics of Labor Force Participation Among Older Persons in Developing Asia: Literature Review and Cross-Country Assessment,” *Journal of Population Ageing*, 16, 2023, 959~983.
- Kolev, A. and A. Pascal, “What Keeps Pensioners at Work in Russia? Evidence from Household Panel Data,” *Economics of Transition and Institutional Change*, 10(1), 2002, 29~53.
- Martina, E., “Labor Supply after Normal Retirement Age in Germany—A Fourth Pillar of Retirement Income?,” BGPE Discussion Paper No. 106, 2011.
- Nilmini, P. G. N. and G. R. S. R. C. Samaraweera, “Beyond the Working Age: Labour Supply of Elderly Men and Women in Sri Lanka,” *Journal of Social Sciences and Humanities Review*, 7(1), 2022, 29~48.
- Opoku, K., G. Domfe, and E. A. Boahen, “Determinants of Older People Labour Market Decision in Ghana,” *Journal of Economic Studies*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of-print, 2024(<https://doi.org/10.1108/JES-07-2023-0345>).
- Reddy, A. B., “Labour Force Participation of Elderly in India: Patterns and Determinants,” *International Journal of Social Economics*, 43(5), 2016, 502~516.
- Sasiwimon, Warunsiri Paweenawat and L. Lusi, “Labor Supply of Older Workers in Thailand: The Role of Co-residence, Health, and Pensions,” ADBI Working Paper Series, No. 1224, Asian Development Bank Institute(ADBI), 2021.

[Abstract]

An Analysis on Determinants of Labor Market Participation of Elderly Workers for a Living

Byung In Lim* · Sung Ho Kang** · Ji Min Lee***

We use the 5~8th 'Korea Retirement and Income Study' and estimate employment determinants of both elderly workers aged 65 years over older and operationally defined elderly workers who earn a living. Empirical results are as follows: first, estimation results of the entire group of older workers show that the likelihood of older male workers working compared to the possibility of not working was higher than that of older female workers, the more household members aged 20 to 64 within the household who are economically active, those who live in Seoul or metropolitan areas were found to be less likely to work. On the other hand, if one is physically healthy and has a spouse, the likelihood of working is higher than the likelihood of not working. Second, empirical results for older workers who work for a living, the household head, the male and those who graduated from high school or higher and living urban area, the likelihood of working for a living was higher compared to not working for a living. Also, it was estimated to be low if one was healthy, having a spouse or received a contributory pension benefits, household members aged 20 to 64, monthly pension benefit for total public pensions. Through these empirical results, men who are heads of households, have a higher level of education, and receive a lower pension amount are more likely working for a living, while those with a spouse, the good health, and living in non-urban areas are more likely not to

* First Author, Department of Economics, Chungbuk National University, Professor, Tel: +82-43-261-2216, E-mail: billforest@chungbuk.ac.kr

** Co Author, Korea Insurance Research Institute, Senior Research Fellow, Tel: +82-02-3775-9033, E-mail: ksh0515@kiri.or.kr

*** Corresponding Author, Korea Employment Information Service, Senior Researcher, Tel: +82-43-870-8804, E-mail: whogok@naver.com

work for a living. Among these, the proportion of livelihood -oriented labor participation among the elderly will maintain or increase at the current employment rate level until the prepared retirement income sufficiently covers living expenses overall. However, if the retirement income security system reaches the level of advanced countries, it suggests that the proportion of livelihood-oriented labor and the employment rate of the elderly will reverse to a downward trend.

Keywords: elderly labor market, elderly workers for making a living, elderly workers who do not need a livelihood, Korea Retirement and Income Study, determinants to get a job

JEL Classification: I3, J2, J4, J6