

노동정책연구
2024. 제24권 제4호 pp.1~28
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2024.24.4.001>

연구논문

60세 이후 고령자의 일자리 지속 결정요인에 관한 연구: 패널 생존분석의 활용*

이성호**
민인식***

본 연구는 국민노후보장패널(KReIS) 1~9차년도 자료를 활용하여 경제주체들의 주된 일자리 은퇴 후 일자리 지속 결정요인을 분석하였다. 일자리 중단을 사건의 발생, 일자리 지속기간을 생존기간으로 보아 모수적 분석방법인 패널 생존분석(panel survival analysis)을 실시하였다. 연구결과와 시사점은 다음과 같다. 첫째, 근로소득과 공적이전 소득, 균등화 개인소득은 일자리 지속과 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 건강상태가 좋지 않을수록, 배우자가 없는 경우 일자리 중단 위험이 높은 반면 교육수준이 낮을수록 중단 위험이 낮은 것으로 나타났다. 기존 연구가 은퇴나 노동시장 재진입 등의 결정요인을 분석하였다면, 본 연구는 고령화가 가속화되는 가운데 주된 일자리 은퇴 후 일자리 지속을 패널 생존분석을 응용해 실증분석 결과를 제시하였다는데 의의가 있다.

핵심용어: 고령 일자리, 일자리 지속, 국민노후보장패널, 패널 생존분석, 노동시장

논문접수일: 2024년 8월 20일, 심사의뢰일: 2024년 8월 20일, 심사완료일: 2024년 10월 23일

* 이 논문은 제9회 국민노후보장패널 학술대회 발표자료를 수정·보완하여 작성된 것이다.

** 경희대학교 경제학과 박사과정(lsh3680@khu.ac.kr)

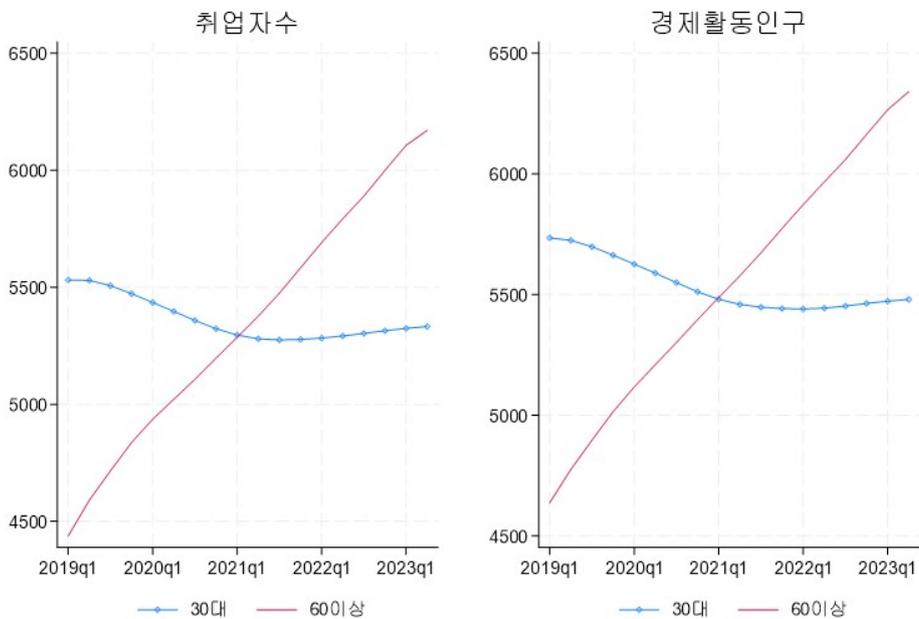
*** 경희대학교 경제학과 교수(imin@khu.ac.kr)

I. 서론

우리나라 만 60세 이상 인구는 ‘2023년 주민등록 인구통계’ 기준 약 1,395만 명으로 전체 인구의 27.1%를 차지한다. ‘장래가구 추계’에 따르면 2050년 고령자 가구 비율이 50%에 이를 것으로 전망되는 등 그 비율은 증가할 것으로 예측된다. 고령화 현상에 따라 취업자와 경제활동 인구 모두 30대 청년 비중은 줄어들고 있는 반면 60세 이상 고령층의 비중은 높아지고 있다. 2021년 1분기 이후 취업자와 경제활동인구 모두 60세 이상 고령층이 높아지는 역전 현상이 나타나며 (그림 1), 60세 이상 생산가능인구는 지속적으로 증가하는 것을 확인할 수 있다(김두순, 2023).

[그림 1] 30대와 60세 이상의 취업자 수와 경제활동인구

(단위: 천 명)



- 주: 1) 추세를 살펴보기 위해 lowess smoothing 결과를 제시.
 2) 통계청 경제활동인구조사 데이터를 이용하여 저자 재구성.

2023년 연간 고용동향에 따르면 청년 취업자는 감소하였지만 60세 이상 취업자는 36만 6천 명 증가한 것으로 나타나며, 이는 60세 이상 고령 취업자가 취업지표를 주도하고 있음을 의미한다(통계청, 2024). 특히 베이비붐 세대가 60세를 넘어서면서 우리나라 노동시장에서 60세 이상의 경제활동인구는 취업 및 고용상황에 큰 영향을 미치고 있다. 베이비붐 세대를 1955~1974년생으로 넓게 볼 경우 전체 인구의 34%를 차지한다(김용하 · 임성은, 2011). 노동시장의 고령화는 노인 빈곤, 연금 · 건강보험 재정 문제를 넘어 정년연장 논의¹⁾ 등 다양한 분야에서 사회적 이슈가 되고 있다.

특히 노동시장에서 60세 이상 고령층이 차지하는 비율이 높아지는 가운데 이른 퇴직 후 저질 일자리를 전전하는 ‘고단한 노년’이나 ‘실버푸어’와 같은 고령경제주체의 빈곤 문제가 사회적 현상으로 나타나고 있다.²⁾ 2024년 고령층 연금수령자 비율은 51.2%이고 월평균 수령금액은 82만 원으로 나타난다(통계청, 2024). OECD 2020년 자료에 따르면 주요국 중에서 우리나라의 고령층 비정규직 비중이 34.1%로 가장 높으며, ‘한국사회보장원’으로부터 제출받은 국회의원실 자료에 따르면 기초생활보장 수급권자 가운데 60대 이상 고령층이 차지하는 비율이 2022년 기준 50%에 이르는 것으로 나타난다.³⁾ 우리사회의 이러한 현실은 고령층 일자리와 삶에 대한 다양한 정책적 고려와 연구의 필요성을 나타낸다.

이에 본 연구는 60세 이후 주된 일자리에서 은퇴한 경제주체들의 일자리 지속요인을 생존분석(survival analysis) 방법을 활용하여 실증분석하고자 한다. 60세 이후 새롭게 재취업한 일자리에서의 퇴직(resignation)을 사건발생(event)으로 간주하고 해당 일자리 지속기간을 생존기간(duration)으로 이해한다. 생존분석은 사건발생과 사건발생까지 걸린 시간(time to event)을 설명하고 예측하는 통계적 연구방법론이다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 고령 경제주체들의 일자리와 삶에 대한 논의와 은퇴 · 노동시장 재진입 결정요인에 대한 논의를 정리한다. 제III장에서

1) 문광민(2023. 9. 11). “세력 줄어드는 현대車 노조 만 64세 정년연장에 ‘올인’”. 매일경제 <https://www.mk.co.kr/news/business/10827134>.

2) 이희경 · 채명준(2023. 7. 18). “이른 퇴직 후 저질 일자리 전전... 생활고 시달리는 ‘고단한 노년’”. 세계일보 <https://www.segye.com/newsView/20230717519610?OutUrl=daum>.

3) 김도읍 의원이 ‘한국사회보장원’으로부터 제출받은 「2017~2022년 기초생활보장 수급권자 현황」 자료.

는 분석자료와 연구방법론을 설명한다. 국민노후보장패널(Korean Retirement and Income Study : KReIS)에서 대상자와 변수를 정의하고 기초통계량과 패널 생존분석 방법론을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 마지막 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 시사점 및 연구의 한계를 고찰한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 고령 경제주체들의 은퇴와 삶

사전적으로 은퇴(retirement)는 ‘직업에서 물러나거나 사회활동에서 손을 떼고 한가히 지내’는 상태를 의미한다. 일자리 지속과 은퇴는 노년층의 삶에 영향을 미친다. 경제주체들은 일자리를 통해 경제활동을 영위하고 소득을 창출하는데, 일은 자기 스스로(the self)뿐 아니라 동료, 가족 등 타인과의 상호관계 속에서 진실성(authenticity), 자기효능(self-efficacy), 자부심(self-esteem) 등 다양한 요소로 의미를 가지기 때문이다(Rosso et al., 2010).

Feldman(1994)에 따르면 경제적 배경이 불리할수록 일자리를 지속할 수밖에 없으며, 사회경제적 여건에 따라 은퇴 후 삶의 만족도가 다를 수 있다(김동배 외, 2013; 강은나, 2013). 김자영(2017)은 노인의 취업 여부가 삶의 만족에 직접 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. 일자리 지속과 은퇴는 고령층의 건강과 감정에도 영향을 미칠 수 있다. 엄사랑 외(2020)에 따르면 남성의 경우 은퇴노인이 은퇴하지 않은 노인보다 우울한 것으로 나타났다.

고령층의 경제활동을 살펴보면 다른 OECD 국가와 비교할 때 우리나라는 경제활동 참가율이 높지만, 주된 일자리에서 퇴출은 빠른 것으로 나타난다(원종학 외, 2008). 은퇴연령층의 상대적 빈곤율이 높은 우리 사회에서 일자리를 통한 소득창출, 즉 노인 일자리 사업이 중요한 정책적 논의가 될 수 있으며(손병돈 외, 2019), 고령자의 일자리에 관한 다양한 연구가 필요한 시점이다. 다양한 사회경제적 배경이 고령층 빈곤의 요인으로 작용할 수 있기 때문이다(최옥금, 2007).

고령 경제주체에게 일자리는 재성장의 기회이자 노년 생계를 위한 경제적 수단

이며, 자기 성취의 수단으로 사회적 인식과 인정의 의미를 지닐 수 있다(김현숙 · 황혜원, 2022). 이에 주로 사회복지 분야에서 은퇴와 삶의 만족의 관계에 대한 연구(강은나, 2013; 김동배 외 2013), 노인 일자리 사업 및 고령층의 경제활동 참여에 대한 논의 등에 대한 연구가 이루어지고 있다(염지혜, 2019; 정경자, 2020). 노인의 교육형 일자리 사업 참여와 취업 여부는 삶의 만족과 연관이 있는 것으로 나타나는데(하경분 외 2014; 김자영, 2017), 이는 우리 사회에서 고령층 일자리에 대한 정책적 제도 마련과 학술적 연구의 필요성을 시사한다.

2. 고령 경제주체 노동시장 참여 결정요인

본 절에서는 고령 경제주체들의 노동시장 참여 결정요인에 대한 선행연구를 정리한다. 연금소득은 고령 경제주체의 은퇴 및 노동시장 재진입 논의에서 주요 요인으로 분석되고 있다. 소득-여가 선택이론에 따르면 비근로 소득(non-labor income)은 여가를 증가시키고 노동을 감소시킬 수 있기 때문이다. 국내 선행연구 역시 연금소득 등이 은퇴를 앞당기거나 노동시장 재진입을 늦추는 효과가 있음을 보인다. 우석진(2010)은 생존분석 모형을 활용해 주된 일자리로부터 은퇴한 고령 경제주체들의 노동시장 복귀 요인을 분석하였으며, 박철성 · 최강식(2018)은 고령 경제주체들의 취업과 은퇴 결정에 있어 공적연금 수급자격의 영향을 회귀절단모형을 통해 제시하고 있다.

반면, 국민연금을 수급하는 경우 근로에 긍정적 효과가 있다는 (권혁창 · 박주완, 2017) 연구와 국민연금 수령이 고령층의 노동시장 참여에 부정적 효과가 없다는 선행연구 결과(강소량, 2014)도 있다. 권혁창 · 박주완(2017)은 60세~69세 경제주체들을 분석대상으로 로그로지스틱 모형을 통해 실증분석하여, 국민연금 수급과 근로여부 간의 긍정적인 관계를 제시했다. 연금 사각지대에 놓인 경제주체들이 근로여부에 있어서도 열등한 위치에 놓여있을 수 있음을 시사한다. 강소량(2014) 역시 실증분석 결과를 통하여 공적이전소득이 고령 경제주체들에 있어 근로소득과 대체관계가 아닌 보완 · 병행관계에 있으며, 고령자들의 경제생활에 공적이전소득이 충분한 역할을 못함을 시사한다.

둘째, 고령 경제주체의 건강 변수를 고려할 수 있다(Benitez-Silva, 2000). 직관적으로 건강이 나쁠수록 일자리 참여나 지속에 부정적 영향을 미칠 것으로 예상

하며, 다수의 국내연구는 이러한 직관적 예측을 지지한다(손종철, 2009; 2010; 우석진, 2010; 박철성·최강식, 2018). 그 외에도 성별, 교육수준과 같은 인구사회학적 변수와 산업·직업분류 등 직업 특성이 고령층의 노동시장 참여 분석에서 고려되고 있다(권승·황규선, 2004; 조동훈, 2014).

이상의 선행연구들은 고령 경제주체들에 대한 연구로 은퇴, 취업 결정요인에 대한 논의가 주로 이루어져 왔음을 확인할 수 있다(손종철, 2010; 조동훈, 2014, 박철성·최강식, 2018). 60세 이상 고령 경제주체의 노동공급(강소랑 2014; 권혁창·박주완, 2017)·노동시장 복귀 결정요인(우석진, 2010) 등이 논의된 바는 있으나, 주된 일자리에서 은퇴하여 노동시장에 재진입한 후에 대한 논의는 많이 진행되지 않았다. 60세 이상 취업자 수가 30대 취업자 수를 넘어선 우리 사회에서 재취업 이후 일자리 지속에 대한 사회과학적 논의가 필요하다고 볼 수 있다. 이에 본 연구에서는 법정 정년인 60세 이후 고령 경제주체의 일자리 지속기간에 초점을 맞추고자 한다. 선행연구에서는 노동시장 은퇴, 노동시장 재진입 등에 대한 결정요인에 대한 논의가 초점이었다면, 본 연구에서는 노동시장 재진입 후 일자리 중단까지의 기간을 사회과학적 연구방법론인 생존분석을 활용하여 분석하였다는 점에서 차별화와 기여점이 존재한다.

Ⅲ. 분석자료 및 연구방법

1. 실증분석 자료 구축

본 연구는 실증분석 데이터로 국민연금연구원에서 조사·발표하는 국민노후보장패널(KReIS) 1차(2005년)~9차(2021년) 서베이를 활용하였다. 국민노후보장패널은 1차 조사 시점에서 만 50세 이상 가구원이 있는 가구와 개인을 대상으로 격년마다 진행되는 패널조사이며, 2005년 1차 조사를 시작으로 현재 9차 자료까지 공개되어 있다. 국민노후보장패널은 중·고령층의 노후생활, 노후준비, 은퇴, 퇴직 등과 같은 설문 항목을 포함하는 노후보장과 관련된 대표적인 패널서베이에 해당한다. 본 연구에서는 1~9차 데이터 중에서 1,486명의 2,134개 관측치를 분석대

상으로 한다.⁴⁾ 실증분석 통계패키지는 Stata 18버전을 사용한다.

〈표 1〉에서는 일자리 지속기간 및 중단 사건발생 여부를 나타내는 변수의 구축과정에 대해서 설명한다. 단계에 따라 데이터를 구축한 후 국민노후보장패널 1차(2005년) 이전 시점 자료는 제외한다. 국민노후보장패널이 2005년부터 조사되었기 때문에 설명변수를 설정하는 데 있어 2005년 이전 시점 시간가변(time-varying) 변수값을 확인할 수 없기 때문이다.⁵⁾ 〈표 2〉는 〈표 1〉에 따라 구축된 자료의 예시 관측치를 보여준다. 1번 가구원은 60세 이후 2013년 3월 일자리를 시작하여 2015년 12월 퇴직이 발생했다. 2번 가구원의 경우 60세 이후 두 번 일자리를 경험하였고 2014년 1월에 시작하여 일자리를 2016년까지 지속하였고 2017년 바로 새로운 일자리를 시작하여 9차 조사시점인 2021년까지 지속하고 있다.

〈표 1〉 60세 이후 일자리 지속 여부 자료 구축

단계	자료 구축
1	퇴직사건 발생(event=1) - 자료 구축: 9차 시점에서 해당 일자리 지속 여부 판단 - 사건(event)이 발생한 것으로 보아 event=1을 부여한다
2	일자리 지속(event=0) - 자료 구축: 9차 시점에서 해당 일자리 지속 - 일자리를 지속하는 경우, 사건(event)이 발생하지 않은 것으로 보아 event=0을 부여한다.
3	일자리 지속기간(duration) 변수 설정 - 1단계 & 2단계에서 사건발생=1인 경우: 일자리를 그만둔 시점-일자리를 시작한 시점+1개월 - 1단계 & 2단계에서 사건발생=0인 경우: 2021년 12월-일자리를 시작한 시점+1개월
4	일자리 종료시점이 KReIS 1차 조사인 2005년 이전 데이터를 제거 해당 일자리를 시작한 시기(년)에 60~80세에 해당하는 일자리만 남김 즉, 60세 이전에 시작한 일자리, 80세 이후에 시작한 일자리는 제외
5	4단계를 만족한 일자리 중에서 “생애 주된 일자리”라고 답한 경우는 제외 즉, 60세 이후 여전히 생애 주된 일자리에 재직 중인 경우는 분석대상에서 제외

주: 자영업자는 근로소득자와 퇴직/일자리 지속에 대한 의미가 다를 수 있어 제외.

4) 국민노후보장패널에서 제공하는 9차 wave에서 조사된 직업력 파일을 이용한다.

5) 일자리 종료시점을 기준으로 설명변수값을 찾을 수 있어야 한다.

〈표 2〉 일자리 지속 여부 및 지속기간 자료 구축 예시

pid	job_num	일자리 시작시점	일자리 종료시점	duration (개월)	event
1	3번째	2013년 3월	2015년 12월	34	1
2	2번째	2014년 1월	2016년 12월	36	1
	3번째	2017년 1월	-	60	0
3	1번째	2021년 1월	-	12	0
4	3번째	2006년 6월	2010년 12월	55	1
	4번째	2011년 8월	2013년 12월	29	1

2. 주요 변수 및 기초통계량

〈표 3〉에서는 실증분석에 활용된 설명변수를 정의한다. 범주형 변수는 인구학적 특성을 반영하는 성별, 배우자 존재 여부, 교육수준, 거주지역 등 변수를 비롯하여 기존 은퇴 및 퇴직 결정요인과 관련된 국내 선행연구에서 이용된 변수를 고려한다. 구체적으로 개인의 신체적 건강 상태, 거주주택 보유 여부 및 직업 대분류 유형을 고려하였다. 시간 고정효과(time fixed effects)를 고려하기 위해 일자리 종료연도를 더미변수로 포함한다.⁶⁾

연속형 변수는 소득관련 문항으로 60세 이후 시점에서 근로소득, 국민연금, 공무원연금, 사학연금 등을 포함한 공적이전소득 그리고 개인연금을 비롯한 연금형태의 수입, 가족·단체에서 받은 사적이전소득 변수를 활용하였다.⁷⁾ 또한, 자산효과를 고려하기 위하여 금융자산 변수를 활용하였다. 금융자산은 부동산 자산 등 기타 자산에 비해 현금흐름의 유동성이 높아 생활비 등 소비로 전환될 가능성이 높기 때문이다. 각 변수는 9차 조사시점인 2021년 소비자 물가지수를 이용하여 불변가격으로 보정하였다. 변수의 정규성을 확보하기 위해 로그값으로 변환하여 사용한다.

6) 시간 고정효과는 퇴직한 시점(년)의 경기 또는 노동시장 상황을 대리한다고 예상할 수 있다.

7) 본 연구에서는 소득 경로에 따라 비근로소득을 공적이전과 사적이전으로 구분하여 분석한다. 기초통계량에 따르면 공적이전과 사적이전 간의 상관관계가 -0.07로 음(-)의 방향성은 확인할 수 있었으나 그 정도가 낮은 것으로 나타났다. 두 이전소득의 구축여부에 대하여 국내 다수의 연구에서는 공적이전이 사적이전을 구축함을 보이고 있지만(김희삼, 2008; 성명재·박기백, 2009; 설귀환·임병인, 2019), 1990년대 중반 이후 공적이전과 사적이전 구축관계가 완화되거나(전승훈·박승준, 2011), 2010년 이후 구축관계가 제한적이라는 연구결과(이경배, 2018)도 있다. 우리사회 가족·부모돌봄 인식의 변화, 인구구조 변화 등 경제사회 환경 변화에 따른 추가적 논의가 필요함을 나타낸다.

〈표 3〉 설명변수 유형과 정의

변수명		설명
범주형 변수	성별	1. 남성 2. 여성
	배우자 존재여부	1. 있다 2. 없다
	교육수준	1. 고졸 미만 2. 고졸 3. 대졸(전문대 포함) 이상
	거주지역	1. 서울 2. 광역시 3. 도
	신체적 건강상태	1. 매우 좋지 않음 2. 좋지 않음 3. 보통 4. 좋음 5. 매우 좋음
	직업구분	1. 관리직 2. 전문직 3. 사무종사자, 4. 서비스/판매 종사자 5. 농업/어업 숙련종사자, 6. 기능원/장치, 기계 종사자, 7. 단순노무자
	거주주택보유여부	1. 있음 2. 없음
연속형 변수	월간 개인 근로소득	각 변수에 대하여 소비자물가지수로 보정하였으며, 변수의 정규성을 높이기 위해 각 변수에 log 값을 취함
	연간 개인 공적이전소득	
	연간 개인 연금형태수입	
	연간 개인 사적이전소득	
	연간 균등화 개인소득	
	연간 개인 금융자산	

주: 균등화 개인소득은 가구소득 변수를 가구원 수의 제곱근으로 나누어 조정.

〈표 4〉와 〈표 5〉에서는 각 변수의 기초통계량을 정리한다. 소득과 관련된 변수인 〈표 4〉에 따르면 60세 이후 시작한 일자리에 대해 월평균 99만 원의 근로소득이 발생한다. 각종 연금을 포함한 공적이전소득에서는 396만 원, 사적이전소득에서는 142만 원의 소득이 발생한다. 연금형태 수입의 경우 연금수입=0인 대상자를 제외하면 약 585만 원 소득이 발생하지만 전체 대상자의 평균 연금소득은 단지 7.4만 원에 불과하다. 이는 60세 이상 대다수가 공적이전소득 외 연금형태 소득=0에 치우친 것에 기인한다. 기타 연금수입=0이 분석대상자의 대부분이기 때문에 공적연금 이외 연금수입은 일자리 지속에 유의한 영향이 없을 것으로 예상된다. 개인 금융자산은 평균 1,804만 원으로 관찰된다. 〈표 5〉에서는 〈표 3〉에 따라 구축된 2,134개 관측치에 대한 사회경제적 요인, 건강상태 그리고 직업유형 등 범주형 변수에 대한 빈도표를 제시한다. 직업분포에 따르면 60세 이후 일자리가 단순노무(56.7%)에 집중되는 것으로 나타난다. 주된 일자리 은퇴 후 저질 일자리를 전전하는 고령 경제주체들의 사회모습을 반영함을 시사한다.

〈표 4〉 연속형 변수 기초통계량

빈도	obs	평균	표준편차	최소	최대
일자리 지속기간(Duration)(개월)	2,134	49.8	49.6	1	463
일자리 시작 나이(세)	2,134	66.7	5.51	60	80
일자리 종료 나이(세)	2,134	70.4	6.14	60	98
개인 임금(만 원)/월간	1,963	99.5	102.9	1.4	2,700
개인 사회보장소득(만 원)/연간	2,052	396.3	544.5	0	7,863
개인 사적이전소득(만 원)/연간	2,051	141.7	256.9	0	3,600
개인 연금형태수입(만 원)/연간	2,058	7.4	103.8	0	3,000
개인 금융자산(만 원)/연간	2,039	1,804	4,831	0	72,108
균등화 개인소득(만 원)/연간	1,909	2,035	2,395	0	76,730

〈표 5〉 범주형 변수 기초통계량

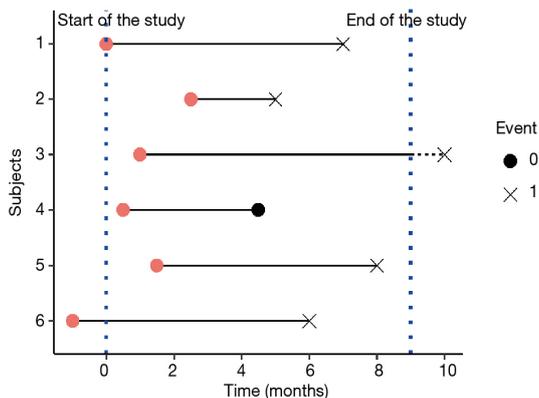
범주형 변수	구분	빈도	비율(%)
성별	1. 남자	964	46.7
	2. 여자	1,100	53.3
배우자 존재여부	1. 있음	1,343	65.2
	2. 없음	717	34.8
교육수준	1. 고졸미만	1,427	69.3
	2. 고졸	483	23.5
	3. 대졸(전문대 포함) 이상	147	7.2
거주지역	1. 서울	344	16.7
	2. 광역시	488	23.6
	3. 도	1,232	59.7
주관적 건강상태	1. 매우 좋지 않음/좋지 않음	638	31.0
	2. 보통/좋음/매우 좋음	1,418	68.9
직업구분	1. 관리직	41	1.9
	2. 전문직	71	3.3
	3. 사무직	43	2.0
	4. 서비스/판매직	234	10.9
	5. 농업/어업	334	15.7
	6. 기능원/장치/기계	199	9.4
	7. 단순노무	1,212	56.7
주택소유여부	1. 있음	1,237	67.4
	2. 없음	672	32.6
전체 관측치(N)		2,134	

주 : 범주형 변수의 관측치 빈도는 해당 변수의 결측치 존재 여부에 따라 차이가 있음.

3. 패널 생존분석 방법론

주된 일자리 은퇴 후 60세 이후 일자리 지속을 분석하기 위해 패널 생존분석(panel survival analysis)을 활용한다. 생존분석은 연구대상인 종속변수를 사건 발생까지 걸린 시간(time to event)으로 선택한다. 사회과학에서는 실질, 결혼, 출산을 비롯하여 인구사회학적 사건의 발생까지 시간에 대한 연구가 다양하게 이루어지고 있다(민인식, 2023). 생존분석에서 주요 변수인 일자리 지속기간(duration) 변수는 [그림 2]와 같이 다양한 형태로 나타난다. 조사 시작 이후 중간 시점에 일 자리를 그만둘 수도 있고 마지막 조사시점(end of the study)까지 일 자리를 지속할 수도 있다. 즉 우측절단(right-censored) 케이스가 발생한다. 60세 이후 일 자리를 2번 이상 가지고 있다면 개인 id(pid)의 사건 발생과 실직이 시점별로 2번 이상 나타나는 반복사건(repeated events) 형태를 지니게 된다. 개별 경제주체의 시점별 반복사건 발생을 고려하는 생존분석 접근이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 개인당 시간 흐름에 따른 일자리 지속과 실직이 반복되는 점을 고려하여 실증 분석 방법론으로 패널 생존분석을 선택한다.

[그림 2] 일자리 지속 관련 절단 구조



자료 : 민인식(2023)에서 인용.

패널 생존분석에서는 그룹의 이질성(group heterogeneity)을 어떻게 고려하느냐에 따라 패널 선형회귀모형(panel linear regression)과 마찬가지로 고정효과 모형과 확률효과 모형으로 구분할 수 있다. 본 연구에서는 그룹 이질성을 확률

효과로 포함한 패널 생존분석을 선택한다⁸⁾. 고정효과 모형의 경우 시간불변 변수에 대한 추정계수를 얻을 수 없는 단점이 있으며, 고정효과 모형을 사용하기 위해서는 그룹 내 관측치가 충분히 존재해야 한다(민인식, 2023). 본 연구에서는 전체 대상자의 92%가 일자리를 1~2개 가지고 있다. 주된 일자리에서 은퇴한 후 60세 이후 새로운 일자리에서 소득활동을 하는 경우가 1~2개 직업에서만 이루어지고 있기 때문이다. <표 3>에서 제시된 변수들을 활용하여 개인의 이질성을 고려하고 있지만, 패널 생존분석에서 확률효과 모형을 활용하기에 결과 해석에 유의할 필요가 있다.

패널 생존분석 모형은 t 시점 사건이 발생하지 않았을 경우 $t + \Delta t$ 에 사건이 발생할 가능성을 나타내는 해저드 함수(hazard function)를 활용한 비례적 해저드(proportional hazard) 모형과 로그 선형회귀모형에서 시작하는 AFT(Accelerated Failure Time) 모형으로 구분할 수 있다. 식(1)은 비례적 해저드 모형을 통해 추정하는 생존분석 모형을 식(2)는 AFT 모형으로 추정하는 생존분석 모형을 보여준다.

$$h(T_{ij}) = h_0(T_{ij})\exp(X_{ij}\beta)\exp(u_i) \quad (1)$$

$$\log T_{ij} = X_{ij}\beta + u_i + e_{ij} \quad (2)$$

종속변수인 T_{ij} ⁹⁾는 개인 i 의 j 번째 일자리의 지속기간을 의미한다. 본 연구에서는 T_{ij} 의 다양한 분포를 고려하여 실증분석 결과를 제시한다. 먼저 비례적 해저드 모형에서 종속변수 분포는 지수분포, 와이블분포(Weibull distribution) 등을 가정할 수 있다. 다수의 생존분석에서 지속기간은 0보다 크고,¹⁰⁾ 정규분포와 달리 우측으로 꼬리가 긴 왜도(positive skewness)가 나타나는 분포일 가능성이 크다(이경희 · 민인식, 2017). 본 연구에서도 일자리 지속기간이 우측으로 꼬리가 긴 분포임을 고려하여 와이블분포를 가정한다.

와이블분포를 가정하는 경우 식(1)을 추정하면 HR(hazard ratio)을 구할 수

8) 그룹 이질성을 고정효과로 간주한 패널 생존분석에 대한 자세한 논의는 민인식(2023) 10장을 참고.

9) i 는 개인을 의미하는 첨자로, j 는 60세 이후(주된 일자리 은퇴 이후) 취업한 job의 번호로 이해할 수 있다.

10) 분석의 편의를 위해 특정 월에 입사하여 같은 월에 퇴사하였더라도 일자리 지속기간=1개월로 간주한다.

있다.¹¹⁾ HR>1로 추정되면 X_{ij} 가 증가할수록 사건발생 해저드가 증가, 즉 일자리를 그만둘 위험이 커짐을 의미한다. 반대로 HR<1이면 X_{ij} 가 증가할수록 사건발생 해저드의 감소, 즉 일자리를 지속할 가능성이 높다고 해석한다. 식 (2)에서는 계수 값인 $\beta > 0$ 이면 X_{ij} 가 증가할수록 일자리 지속기간이 길어지고 따라서 그만둘 위험이 작아진다. 반대로 $\beta < 0$ 이면 X_{ij} 가 증가할수록 일자리 지속 기간이 짧아지고 실직할 위험성이 높아진다.

확률효과 패널 생존분석에서 u_i 는 그룹 이질성을 포함한다. 식 (1)과 식 (2)에서는 모두 정규분포를 가정한다. 본 연구의 실증분석에서 추가로 고려하는 shared frailty 모형은 반복사건 패널 생존분석에 있어 그룹 내 frailty를 공유함을 가정하는 모형이다. 그룹 내 반복사건의 상관관계를 가정하여 관찰되지 않는 이질성의 확률분포를 Gamma 분포로 고려한다는 데 차이가 있다(이경희 · 민인식, 2016). 정규분포와 달리 Gamma 분포는 0보다 큰 값을 갖기 때문에 해저드 비율이 높아지는 제약조건을 내재적으로 가지게 된다. 식 (2)의 AFT 모형에서는 해저드 함수의 비단조성(non-monotone property)을 고려하기 위해 로그-로지스틱 분포를 가정한 실증분석 결과를 제시함으로써 추정 결과의 강건성(robustness)을 확인한다.

추가적인 실증분석 결과로서 패널 생존분석 결과를 시각화하고자 한다. 개인 이질성을 0으로 가정한 개인 단위 해저드 함수와 생존함수를 제시한다. 모집단 내 개인 이질성을 모두 고려하는 모집단 단위에서 해저드 함수와 생존함수 역시 제시한다. 이를 통해 각 분포가정에 따른 해저드 함수와 생존함수를 직관적으로 이해할 수 있다는 장점이 있다.

11) HR(hazard ratio)은 $(t, t + \Delta t)$ 시점에 사건이 발생할 가능성을 나타내는 비율로 식 (2)의 β 에 exponential을 취한 값이다. 본 연구에서는 t 시점까지 일자리를 그만두지 않는 경제주체들의 일자리 중단 가능성을 나타내는 비율을 의미한다. 구체적인 해저드 함수(hazard function)과 해저드 비율(hazard ratio) 논의는 민인식(2023) 1장을 참고.

IV. 실증분석 결과

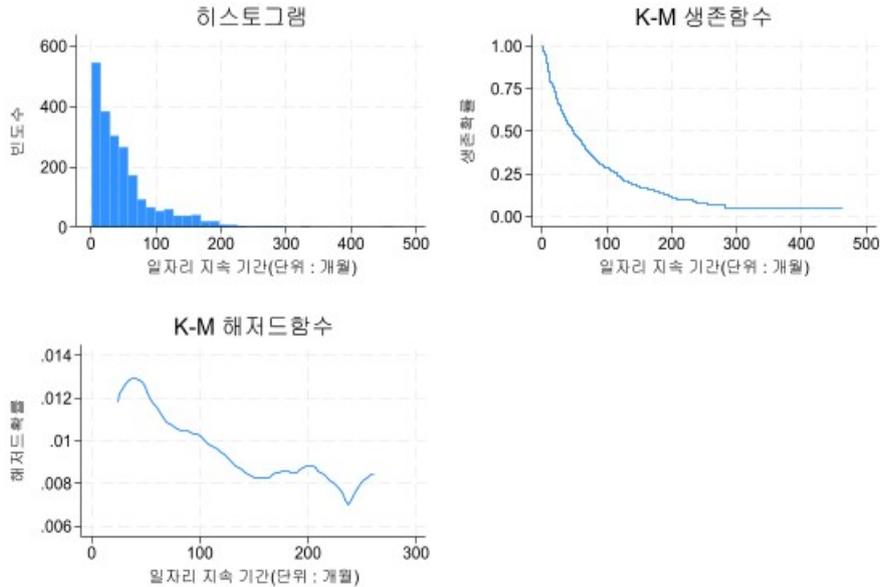
1. 60세 이후 일자리 지속 현황

본 절에서는 <표 1>에 따라 구축된 생존분석 자료에 기초하여 일자리 지속, 일자리 중단 사건발생 현황을 정리한다. 개인의 반복적 일자리 시작과 중단(퇴직)을 고려하고 있는데 <표 6>과 같이 전체 대상자의 71.5%인 1,062명이 60세 이후 하나의 일자리를 가졌으며 96.5%가 3개 이하 일자리의 반복을 보여준다. 패널 생존분석에서 고정효과 모형을 사용하기에 한계가 있다는 것을 짐작할 수 있다. [그림 3]은 60세 이후 노동시장에 재진입한 취업자의 일자리 지속기간에 대한 히스토그램과 비모수적 생존분석인 Kaplan-Meier 추정을 이용한 생존함수를 비교한다. 전체 관측치의 50%는 34개월(3년 미만) 일자리 지속을 보여준다. 우측의 생존함수에서는 재직기간 초반인 50개월 이내에 생존함수가 가파르게 감소한다. 이에 Hazard 함수에서는 초반 일자리 중단 위험이 증가하다가 감소하는 패턴을 나타내는 것을 확인할 수 있다. 60세 이후 노동시장 재진입은 단기 일자리로서만 역할을 하고 있다는 것을 예상할 수 있다.

<표 6> 일자리 반복 사건 빈도수

반복사건 발생	빈도수	백분율
1회	1,062명	71.5%
2회	301명	20.3%
3회	70명	4.7%
4회 이상	53명	3.5%
전체	1,486명	100%

[그림 3] 일자리 지속기간 분포와 K-M 생존/Hazard 함수



2. 패널 생존분석 모형 추정결과

〈표 7〉에서는 III장에서 논의된 분석방법론에 따라 60세 이상 일자리 지속에 대한 패널 생존분석 결과를 제시한다. 첫 번째 결과는 종속변수인 T_{ij} 에 대한 와이블 분포를 가정한 결과를 보여준다. 두 번째 결과는 그룹 이질성 u_i 의 분포를 shared frailty에 해당하는 Gamma 분포로 가정한 추정결과로 제시한다. 세 번째 결과는 T_{ij} 를 로그-로지스틱 분포로 가정한 추정결과를 제시한다. 모두 통계적 유의성이거나 해석의 방향성에 있어 일관된 결과를 보여준다.

와이블분포 가정(그룹 이질성 정규분포)에서 해저드 비율(HR)을 중심으로 결과를 해석하면 다음과 같다. 근로소득 HR은 0.699로 일자리 임금이 높을수록 일자리 중단 해저드가 낮아진다고 해석한다. 공적연금 등이 포함된 공적이전소득도 근로소득 변수와 마찬가지로 $HR < 1$ 로 추정된다. 공적이전소득이 높은 고령층 경제주체에서 일자리 중단 해저드가 더 낮다고 해석한다. 사적이전소득은 반대로 $HR > 1$ 로 추정되며 일자리 중단 해저드가 더 증가한다. 금융자산과 균등화 개인소

〈표 7〉 패널 생존분석(panel survival analysis) 결과

분포가정		PH 모형 (와이블)		AFT 모형 (로그로지스틱)
variables	그룹 이질성	정규분포 (HR)	Gamma 분포(HR)	정규분포 (coefficient)
근로소득		0.699*** (0.043)	0.697*** (0.042)	0.216*** (0.043)
공적이전소득		0.899*** (0.019)	0.904*** (0.018)	0.083*** (0.015)
연금형태 수입		1.054 (0.062)	1.052 (0.054)	-0.018 (0.042)
사적이전소득		1.071*** (0.017)	1.069*** (0.016)	-0.047*** (0.011)
금융자산		0.972** (0.012)	0.974** (0.011)	0.017** (0.009)
균등화 개인소득		0.803*** (0.046)	0.816*** (0.045)	0.174*** (0.042)
주택 소유여부 (ref: 있음)	없다	1.016 (0.102)	1.021 (0.098)	-0.012 (0.072)
직업유형 (ref: 사무직)	관리직	0.381** (0.176)	0.403** (0.176)	0.637** (0.311)
	전문직	0.520* (0.181)	0.532* (0.174)	0.506** (0.251)
	서비스 판매	0.594* (0.170)	0.595* (0.171)	0.367* (0.208)
	농어업	0.280*** (0.082)	0.284*** (0.079)	0.938*** (0.211)
	기능원 장치, 기계	0.809 (0.231)	0.827 (0.223)	0.147 (0.208)
	단순노무	1.007 (0.264)	1.018 (0.252)	-0.024 (0.193)
성별 (ref: 남자)	여자	0.686*** (0.080)	0.692*** (0.076)	0.277*** (0.085)
배우자 유무 (ref: 있음)	없음	1.441*** (0.161)	1.464*** (0.156)	-0.272*** (0.081)
교육수준 (ref: 대졸 이상)	고졸미만	0.808 (0.157)	0.819 (0.150)	0.173 (0.140)
	고졸	0.727* (0.141)	0.735* (0.134)	0.241* (0.139)

〈표 7〉의 계속

분포가정		PH 모형 (와이블)		AFT 모형 (로그로지스틱)
variables	그룹 이질성	정규분포 (HR)	Gamma 분포(HR)	정규분포 (coefficient)
거주지역 (ref: 서울)	광역시	0.928 (0.121)	0.929 (0.112)	0.004 (0.094)
	도	1.421*** (0.172)	1.433*** (0.162)	-0.312*** (0.086)
신체적 건강상태 (ref: 보통 이상)	매우 안 좋음/ 안 좋음	1.371*** (0.122)	1.335*** (0.113)	-0.206*** (0.063)
연령		0.864*** (0.008)	0.870*** (0.008)	0.097*** (0.006)
obs		1,732		

주: 괄호는 표준오차이며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의함을 의미.

득이 역시 유의한 관계이며 HR<1로 추정된다. 현금화 유동성이 높은 금융자산과 가구 내 타 가구원 소득이 증가하면 일자리 중단 해저드가 감소한다. 개인연금을 포함한 사적연금 소득은 유의미한 관계가 나타나지 않는다. 연금형태수입은 분석 대상 표본에서 대부분 0의 값을 나타내는 것과 관련이 있는 것으로 예상된다.

근로소득의 경우 〈표 4〉의 기초통계에 따르면 분석 대상자의 해당 일자리에서 월평균 근로소득이 99.5만 원으로 나타난다. 전반적으로 60세 이후 일자리에서의 임금수준이 낮은 가운데 고령 경제주체들이 상대적으로 높은 임금을 주는 일자리를 선호하여 해당 일자리의 유지가능성이 높을 수 있다. 소득-여가 모형에 따르면 노동공급으로 인한 대체효과가 소득효과보다 클 경우 소득이 증가함에 따라 노동공급이 증가하는데, 후방굴절 노동공급곡선을 고려할 때 소득수준이 낮은 구간에서는 소득이 높아질수록 노동시간이 증가한다.

공적이전소득이 증가할수록 일자리 중단사건 발생 위험이 작다는 결과¹²⁾는 비임금 성격 소득변수의 경우 소득효과로 인하여 일자리 지속과 음(-)의 관계가 예상되는 경제학적 이론과 차이가 있다. 실증분석 결과는 역설적으로 연금수급이 충분

12) 일자리 지속 확률이 낮더라도 근로시간이 높을 수 있어, 공적이전소득과 근로시간 간의 관계를 확인할 필요가 있다. 공적이전소득과 근로시간 간의 상관관계 분석결과 공적이전소득과 근로시간의 상관계수가 0.132로 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 일자리지속 생존확률-공적이전소득의 관계와 일관되게 양의 관계(+)임을 시사한다.

하지 못한 고령 경제주체들의 근로에 있어서, 열등한 사회경제적 위치와 국민연금 등 공적이전소득이 노후생활을 충분히 보장하지 못함을 의미할 수 있다. 공적이전소득의 소득효과가 매우 낮은 가운데, 경제활동에서의 긍정적인 심리적 효과, 교육수준·근로환경 차이 등으로 인한 노동시장에의 진입장벽 완화 등 간접적인 효과가 존재할 수 있기 때문이다. <표 4>에 따르면 경제주체들의 공적이전소득은 연간 약 396만 원으로 낮은 것으로 나타난다. 연금 사각지대에 놓인 고령 경제주체들이 근로조건 등에 있어 불리한 위치에 있어 근로만족도가 낮을 수 있고, 공적이전소득이 노후생활을 보장하는 데 한계가 있기 때문에 공적이전소득이 높더라도 지속적으로 노동공급을 증가시키는 것으로 나타날 수 있다. 최근 선행연구 역시 '용돈수준'의 국민연금 수급여부가 노동공급에 미치는 영향이 미미하고, 근로소득 없는 연금소득으로는 경제활동을 하기에 어려움이 있음을 나타내고 있어(진성진, 2024), 노동시장에서 고령경제주체의 사회·경제적 배경에 따른 세부 근로조건, 직무만족도 및 근로시간 등의 추가적인 논의가 필요함을 시사한다.

또한 선행연구와 같이 공적이전소득이 은퇴를 앞당기거나 취업확률을 낮추는 요인으로 작용할 수 있으나, 60세 이전 주된 일자리에서의 공적연금 납부액이 많아 고령 경제주체의 공적연금 수급시점에서 공적이전소득과 일자리 지속 간 양(+)의 관계가 나타날 수 있다. 근로소득과 공적이전소득 간에도 양(+)의 상관관계가 나타나는데, 60세 이후 일자리에서 근로소득이 높은 경제주체들은 60세 이전 주된 일자리에서도 높은 근로소득을 받았을 가능성이 높기 때문이다.

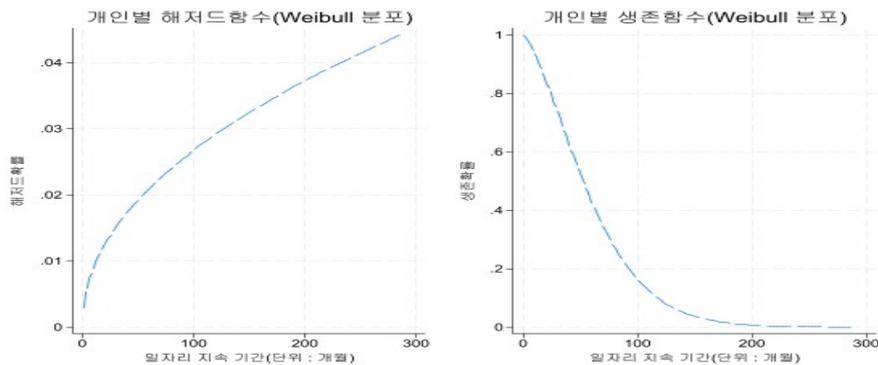
반면, 사적이전소득과 일자리 지속 간에는 음(-)의 관계가 나타나 사적이전소득 변수는 소득효과의 직접적인 영향이 있음을 시사한다. 소비-여가 이론에 따르면 비임금소득의 소득효과로 여가에 대한 선호가 높아지면 노동공급은 감소한다. 사적이전소득은 소득원이 가족, 지인 등 타인으로부터 비롯되는 비임금소득으로 볼 수 있다.

마지막으로 <표 3>에서 제시한 범주형 변수에 대한 추정결과를 정리한다. 선행 연구들은 건강상태를 주된 일자리 복귀 요인으로 고려하는데, 60세 이후 경제주체의 일자리 지속도 건강상태와 음(-)의 관계가 있음을 나타낸다. 일자리 중단 해저드가 1.37배 정도로 건강하지 않을수록 일자리 중단 해저드가 높음을 확인할 수 있다. 건강상태가 좋지 않을 경우, 일자리 지속에 부정적 요인이 될 수 있음을 시사한다. 직업군에 따라서도 일자리 중단 위험에 차이가 있다. 구체적으로 사무직

에 비해 관리직, 서비스직, 전문직, 농어업 직종이 일자리 중단 위험이 더 낮다. 인구사회적 변수를 살펴보면 배우자가 없는 경우의 중단 해저드가 더 높기 때문에 일자리 지속기간이 짧아진다. 교육수준(특히 대졸에 비해 고졸)이 낮을수록 해저드가 낮다. 이는 교육수준이 낮을수록 사회 경제 여건상 노후생활이 제대로 준비되지 않아 일자리 지속기간이 길어질 수 있음을 시사한다. 그 외에 거주지역이나 연령대 구분에 따라서도 일자리 지속기간에 있어 통계적으로 유의한 차이가 있음을 확인할 수 있다. 나이가 많을수록 중단 해저드가 낮아진다. 60세 이상 고령층 내에서도 연령이 높을수록 노후에 대한 준비가 미흡하여 일자리를 지속할 수밖에 없는 상황으로 예상된다.

[그림 4]에서는 종속변수에 대해 와이블분포를 가정하고 그룹 이질성은 정규분포를 가정한 패널 생존분석 추정치에 근거한 해저드 함수와 생존함수를 예측한다. 설명변숫값을 모두 평균에서 고정하고 도출하였다. 이는 그룹(개인) 이질성 $u_i = 0$ 으로 간주한 개인별 해저드와 생존함수에 해당한다. 일자리 지속기간이 길어짐에 따라 중단 해저드가 높아지는 형태의 해저드 함수가 도출된다. 생존함수는 [그림 3]과 유사하게 지속기간이 짧은 시점에서 가파르게 하락한다. 60세 이후 일자리는 지속기간이 짧은 단기 일자리에 집중되어 있음을 예상할 수 있다.

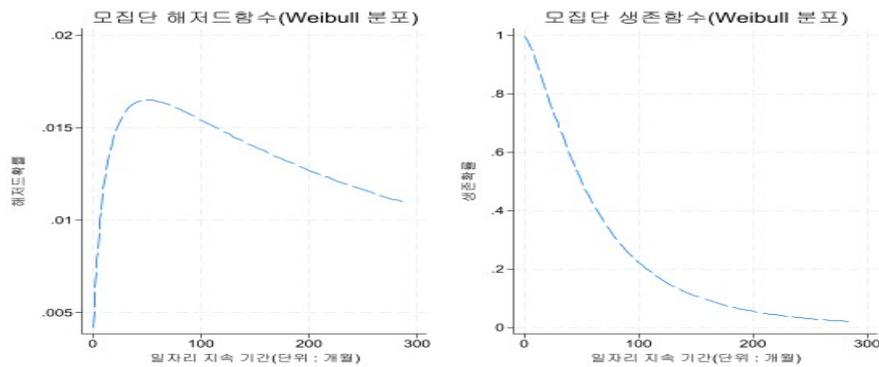
[그림 4] 개인별 해저드/생존함수 예측



[그림 5]는 개인 이질성을 특정한 값으로 고정하는 대신 모집단 전체의 그룹 이질성을 고려하여 모집단 해저드/생존함수를 도출한 결과이다.¹³⁾ 설명변수는 [그림 4]와 마찬가지로 평균에서 고정하였다. 개인별 해저드 함수와 달리 모집단 해

저드 함수는 비단조적으로 나타난다. 일자리 지속기간=50개월까지는 급속히 해저드가 높아진다. 60세 이후 일자리가 단기 일자리에 집중되어 있으므로 모집단의 상당수가 지속기간이 짧은 편에 속한다. 지속기간이 짧은 사람이 모두 나간 후에는 모집단 내에는 상대적으로 장기간 일하고 있는 사람만 남게 되고 해저드가 낮아지는 형태로 나타난다. 즉 장기적으로 일하고 있는 사람은 지속기간이 길어지더라도 쉽게 일자리를 그만두지 않는다고 해석할 수 있다.

[그림 5] 모집단 해저드/생존함수 예측



3. 추정의 강건성

본 절에서는 실증분석 결과에 대한 강건성을 확인하고자 다음과 같이 2가지 경우에 대해 추가적인 분석을 실시한다. 먼저 일자리 진입과 중단을 반복사건이 아닌 개별사건으로 가정하여 실증분석을 실시한다. 이 경우 모든 사건(n=1732)은 단일 사건발생으로 간주된다. 준모수적 생존분석인 Cox 회귀모형 추정결과를 <표 8>에서 제시한다.

분석결과 소득/자산 관련 변수에서 HR이 1보다 낮은 것으로 나타나 <표 7>의 결과와 방향성이 일치함을 확인할 수 있다. 모든 사건을 개별사건으로 보는 분석에서도 패널 생존분석 결과와 일관된 결과를 보여주고 있으나, <표 9>와 같이 모형의 적합함을 나타내는 로그우도값(Log likelihood)이 본 연구의 패널 생존

13) 모집단 해저드/생존함수를 도출하기 위해서 그룹 이질성에 해당하는 u_i 의 분포함수를 이용하여 적분하여 없애줄 수 있다. 이를 integration out이라고 부른다.

분석에서 높게 나타난다. 일자리 지속기간과 개인의 근로소득은 개인의 이질성(individual heterogeneity)에 추가적으로 영향을 받을 가능성이 크기 때문에 이를 통제할 필요가 있음을 의미한다고 볼 수 있다. Cox 회귀모형은 단일사건을 가정하고 있다는 점에서 한계가 있다.¹⁴⁾

〈표 8〉 Cox모형 분석결과

	Hazard Ratio	Coefficient
log(근로소득)	0.799*** (0.035)	-0.223*** (0.063)
log(공적이전소득)	0.938*** (0.014)	-0.063*** (0.021)
log(연금형태수입)	1.067 (0.051)	0.064 (0.051)
log(사적이전소득)	1.054*** (0.012)	0.053*** (0.016)
log(금융자산)	0.971*** (0.009)	-0.029*** (0.013)
log(균등화 개인소득)	0.839*** (0.034)	-0.175*** (0.073)
obs	1.732	

주: 괄호는 표준오차이며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의함을 의미

〈표 9〉 패널생존분석-Cox모형 로그우도값 비교

	패널 생존분석(Weibull)	Cox 모형
로그우도(Log likelihood)	-5552.9775	-7090.4261

강건성 확인을 위한 추가적인 분석으로 균등화 개인소득을 제외한 추정 결과를 제시한다. 분석대상 개인의 근로소득은 가구소득에 포함되고 따라서 균등화 개인소득과 겹치는 부분이 존재한다. 두 변수의 상관계수는 0.5로 매우 높은 편이다. 이러한 다중 공선성 문제를 고려하여 〈표 10〉의 추정결과에서는 log(균등화 개인소득)을 제외하였다.

log(근로소득) 변수의 HR은 여전히 유의하고 〈표 7〉의 결과와 거의 차이가 없

14) 〈표 7〉의 패널 생존분석에서 개인의 이질성과 오차항 분산에 대한 가설검정(LR test) 결과에 따르면 반복사건을 고려하는 패널 생존분석이 타당함을 알 수 있다.

다. 고령층의 일자리는 가구의 전반적인 생활 수준과 무관하게 본인 일자리의 임금(근로소득)에 의해 일자리 지속기간을 결정한다고 해석할 수 있다.

〈표 10〉 패널 생존분석 결과 : 균등화 개인소득 제외 와이블분포 & 그룹이질성(정규분포) 가정

	Hazard Ratio	Coefficient
log(근로소득)	0.685*** (0.037)	-0.377*** (0.055)
log(공적이전소득)	0.886*** (0.017)	-0.120*** (0.019)
log(연금형태수입)	1.049 (0.059)	0.048 (0.057)
log(사적이전소득)	1.073*** (0.016)	0.071*** (0.015)
log(금융자산)	0.966*** (0.092)	-0.034*** (0.011)
obs	1,850	

주 : 괄호는 표준오차이며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의함을 의미.

V. 요약 및 결론

본 연구는 패널 생존분석(panel survival analysis)을 활용하여 60세 이후 고령층의 일자리 지속 요인을 분석하였다. 실증분석을 위해 국민연금연구원에서 발표하는 노후보장패널(KReIS) 1차(2005년)~9차(2021년) 자료를 활용하였다. 60세 이후 일자리의 중단과 시작의 중복을 고려하였으며, 종속변수인 일자리 지속기간은 일자리 시작부터 중단 시점까지의 기간으로 계산하여 반복사건 생존분석을 실시하였다.

실증분석의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 60세 이후 일을 시작한 경제주체들을 대상으로 분석하면 근로소득과 공적소득이 높은 경제주체들이 일을 지속할 가능성이 높았다. 반면, 사적이전소득이 높을수록 일자리 지속 가능성이 낮았다. 실증분석 결과는 주된 일자리 은퇴 후 경제주체들의 근로소득과 공적이전소득

의 노후생활 보장 한계를 나타냄을 의미할 수 있다. 근로소득과 일자리 지속의 양(+)의 관계는 소득구간이 낮아 소득이 증가함에 따라 노동공급이 증가함을, 공적이전소득과 일자리 지속의 양(+)의 관계는 공적이전소득의 소득효과가 낮은 가운데 간접효과로 인한 결과로 볼 수 있기 때문이다. 주된 일자리 은퇴 후 노동시장에 재진입하는 경제주체들의 소득수준과 연금수준이 충분한 노후생활을 보장하지 못함을 시사한다.

둘째, 신체적 건강수준이 고령층 일자리 지속에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 즉, 건강상태가 나쁜 상태에 있는 경우 일자리 중단 사건 발생 리스크가 높아짐을 확인할 수 있었다. 그 외 학력, 배우자 존재 여부, 거주지역, 노인 연령대 등 인구사회학적 변수가 통계적으로 유의하게 고령층의 일자리 지속에 영향을 미칠 수 있음을 나타냈다.

이상의 연구결과는 다음과 같은 시사점과 의의를 제시한다. 먼저, 기존 국내 선행연구들이 은퇴나 노동시장 재진입의 결정요인에 관한 논의였다면, 본 연구는 주된 일자리 은퇴 후 일자리 지속을 분석해보고자 하였다는 데 의의가 있다. 둘째, 방법론적으로 일자리 중단과 재진입의 중복 경우를 고려하는 패널 생존분석을 응용하였다는 데 의의가 있다. 사회과학 분야에서 생존분석을 활용한 연구들이 비모수적 생존분석 추정으로 Kaplan-Meier 모형과 준모수적 추정으로 Cox모형을 응용하였다면, 본 연구는 일자리 중단과 지속의 반복사건을 일종의 패널데이터 관점에서 보고 분석결과를 제시하였다.

연구의 한계는 다음과 같다. 먼저, 경제주체들의 다양한 재무 특성을 반영하는데 한계가 있었다. 분석 편의와 직관적 이해를 위하여 소득변수를 근로소득, 공적이전소득, 사적이전소득, 연금형태의 수입, 균등화 개인소득으로 분류하였다. 추후 연구에서 부동산 자산 등 보다 세분화된 재무상태가 반영된다면 일자리 지속과 금융 변수의 보다 구체적인 논의가 가능할 것으로 보인다. 둘째, 본 연구에서는 공적이전소득 등 연금소득 수령을 고려하여 연구대상을 법정은퇴 시점인 60세로 제한하고, 은퇴/퇴직 유형의 차이를 두지 않았다. 60세 이전 주된 일자리 은퇴 후 새로운 일자리를 찾는 경우와 중단하는 경우 개별 경제주체마다 그 배경과 이유가 상이할 수 있다. 최근 법정 정년 이전 생애 주된 일자리 이탈과 그에 따른 고령 경제주체들의 불안정한 노동실태가 보고되고 있는 만큼(김은석 외, 2021; 이승호 외, 2023), 정년퇴직 시점인 60세가 아닌 이른 은퇴 경제주체들에 대한 일자리

논의는 추가적인 연구과제라고 볼 수 있다.

우리 사회는 급속한 고령화를 경험하고 있으며, 과학·의학기술의 발전으로 평균 수명은 지속적으로 늘어날 것으로 전망된다. 주된 일자리 은퇴 이후 노년생활 역시 길어질 것을 예상할 수 있다. 노인빈곤율이 40%에 이르는 등 다른 선진국보다 노인의 사회보장이 취약한 우리 사회 현실 속에서 은퇴시점 이후 자발적/비자발적으로 고령 경제주체의 노동공급이 증가할 수 있음을 의미한다. 노후생활 보장을 위한 정책 마련에 있어 노인 일자리 논의의 필요성을 보여준다. 본 연구가 고령 인구의 일자리와 관련된 다양한 관점에서의 논의와 사회보장정책 마련, 다양한 방법론을 활용한 연구에 기여할 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 강소량(2014). 「국민연금에 고령자의 노동시장 참여에 미치는 영향」. 『정책분석평가학회보』 25 (2) : 165~195.
- 강은나(2013). 「은퇴 전후 생활만족도의 다중 변화궤적에 관한 탐색적 연구: 잠재집단성장모형을 중심으로」. 『사회복지연구』 44 (3) : 85~112.
- 권승·황규선(2004). 「노년층의 은퇴 결정요인에 관한 연구: 성별, 거주지별 차이 분석을 중심으로」. 『한국노년학』 24 (3) : 69~90.
- 권혁창·박주완(2017). 「국민연금 수급과 고령자 노동 간의 관계 연구」. 『사회과학연구』 33 (4) : 1~21.
- 김동배·유병선·정요한·오영광(2013). 「은퇴 후 생활만족도의 종단적 변화와 예측요인: 잠재성장모형을 이용하여」. 『사회복지연구』 44 (2) : 169~199.
- 김두순(2023). 『2022년 고용동향 특징』. 한국고용정보원.
- 김은석·안준기·조성은·지은정·김진관·김민서·황기돈·정용일·박수경 (2021). 『인구구조 변화에 따른 고령자고용촉진 제도 현황 및 개선 방안』. 한국고용정보원.
- 김용하·임성은(2011). 「베이비붐 세대의 규모, 노동시장 충격, 세대간 이전에 대한 고찰」. 『보건사회연구』 31 (2) : 36~59.

- 김자영(2017). 「취업여부와 교육수준이 노인의 삶의 만족도에 미치는 영향: 자아 존중감의 매개효과 검증」. 『노인복지연구』 72 (3) : 167~190.
- 김현숙 · 황혜원(2022). 「노인의 일의 의미 척도개발 및 타당화 연구: 노인일자리 사업 참여자를 중심으로」. 『사회복지연구』 53 (1) : 195~237.
- 김희삼(2008). 「사적이전소득과 노후소득보장」. 『한국개발연구』 30 (1) : 71~130.
- 민인식(2023). 『STATA 생존분석』. 지필미디어.
- 박철성 · 최강식(2018). 「국민연금이 취업과 은퇴에 미치는 영향」. 『산업관계연구』 28 (3) : 1~16.
- 설귀환 · 임병인(2019). 「국민노후보장패널조사 자료를 이용한 기초노령연금의 사적이전소득에 대한 동태적 구축효과 분석」. 『보건사회연구』 39 (4) : 249~279.
- 성명재 · 박기백(2009). 『공적이전소득이 사적이전소득 및 소비구조에 미치는 영향』. 한국조세연구원.
- 손병돈 · 이원진 · 한경훈(2019). 『노인일자리가 노인빈곤 완화에 미치는 영향 연구』. 한국노인인력개발원.
- 손종철(2009). 「중고령자의 은퇴결정요인 분석」. 『금융경제연구』 제401호 한국은행.
- _____(2010). 「중고령자 은퇴 및 은퇴 만족도 결정요인분석」. 『노동정책연구』 10 (2) : 125~153
- 엄사랑 · 김수경 · 김지원 · 신혜리 · 김영선(2020). 「남성노인의 은퇴와 우울과의 관계: 사회접촉의 매개효과와 전자기기 활용능력의 매개된 조절효과 분석」. 『보건사회연구』 40 (3) : 248~285.
- 염지혜(2019). 「노인일자리사업의 현재와 미래에 관한 연구」. 『노동연구』 39 : 105~129.
- 우석진(2010). 「한국 고령노동자의 부분은퇴와 노동시장 복귀」. 『한국노년학』 30 (2) : 499~513
- 원종학 · 김종면 · 전병힐 · 우석진(2008). 『고령자의 노동공급과 조세재정정책』. 한국조세연구원.
- 이경배(2018). 「기초연금 확대가 노인가구의 사적이전소득에 미치는 영향에 관한 연구: 재정패널조사 자료를 이용하여」. 『재정학연구』 11 (1) : 77~107.

- 이경희·민인식(2016). 「KLIPS에 근거한 주거력 데이터 구축 및 활용」. 『KLI패널 워킹페이퍼』. 2016년 1호.
- _____(2017). 「가구와 주택특성이 거주기간에 미치는 영향」. 『국토연구』 93 : 75~91.
- 이승호·김근주·이은주·김기홍·조영민·고혜진(2023). 『고령 불안정 노동 실태와 정책 대응』. 한국노동연구원.
- 이희경·채명준(2023). “이른 퇴직 후 저질 일자리 전전… 생활고 시달리는 ‘고단한 노년’ [심층기획-실버 푸어 시대 경고음]”. 『세계일보』. <https://www.segye.com/newsView/20230717519610?OutUrl=daum>.
- 전승훈·박승준(2011). 「공적이전소득이 사적이전소득에 미치는 영향 분석」. 『한국경제연구』 29(4) : 171~205.
- 정경자(2020). 「노인 일자리사업을 통한 노인경제 활동 참여의 구축 방안 연구」. 『산업진흥연구』 5(1) : 89~98.
- 조동훈(2014). 「정년제도와 중고령자 은퇴결정요인 분석」. 『노동경제논집』 37(3) : 101~122.
- 진성진(2024). 「국민연금이 고령자 노동공급에 미치는 영향: 수급개시연령 상향과 감액제도를 중심으로」. 『한국노동연구원 고용영향평가브리프』.
- 최옥금(2007). 「노인 빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 패널자료를 활용한 분석」. 『한국사회복지학』 59(1) : 5~25.
- 통계청(2024). 『2024년 5월 경제활동인구조사 고령층 부가조사 결과』.
- 하경분·주민경·송선희(2014). 「노인 일자리사업 참여 노인의 참여 만족도와 생활만족도 및 삶의 만족도와의 관계」. 『한국콘텐츠학회논문지』 14(10) : 160~170.
- Benitez-Silva, H.(2000). “Micro Determinants of Labor Force Status Among Older Americans”. Department of Economics Working Papers 00-07 Stony Brook University Department of Economics.
- Feldman, D. C.(1994). “The Decision to Retire Early:A Review and Conceptualization”. *The Academy of Management Review* 19(2) : 285~311.

Rosso, B. D., K. H. Dekas, and A. Wrzesniewski(2010). "On the Meaning of Work :A Theoretical Integration and Review". *Research in Organizational Behavior* 30 : 91~127.

Abstract

A Study on the Determinants of Job Continuation after Retirement from the Main Job : Using Panel Survival Analysis

Lee, Seong Ho · Min, In Sik

In this study, the determinants of job continuity of economic subjects after retirement from the main job were analyzed using data from the 1st and 9th years of the KReIS. A panel survival analysis was used as the empirical analysis method. The results and implications are as follows. First, earned income, public transfer income and equivalised income were found to have a positive relationship (+) to job continuation. The poorer the health status, the higher the risk of job loss. It was also found that there was a high risk of job suspension in the absence of a spouse. In contrast, the lower of the level of education, the lower the risk of job suspension. While previous studies have analyzed determinants such as retirement or re-entry into the labor market, this study has further implications and significance in that the results of empirical analysis were presented by applying panel survival analysis to the continuation of employment after retirement from the main job amid accelerating aging.

Keywords : senior jobs, job continuity, KReIS, panel survival analysis, labor market