

## 우리나라 고령자의 은퇴 이후 소득절벽 효과 분석\*

오래희\*\* · 이장연\*\*\*

**논문 초록** 본 연구는 「고령화연구패널」을 통해 근로 생애주기의 후반부에 발생하는 급격한 소득하락(“소득절벽 효과”)을 초래하는 주요인을 식별해 보았다. Heckman 2단계 고정효과를 이용한 실증분석 결과 고령자의 근로소득은 만 58세부터 만 68세까지 평균적으로 약 42% 하락하는데, 연령 증가와 주된 일자리로부터의 이탈이 이러한 소득감감의 약 89%를 설명하는 것으로 추정되었다. 아울러 징검다리 일자리(bridge job)에서의 이직이 소득에 미치는 부정적 영향은 단기에 그치지만 주된 일자리에서의 이직은 소득감소 폭이 클 뿐만 아니라 그 충격이 장기간 지속되는 것으로 나타났다. 나아가 이와 같은 소득절벽 효과는 고학력 및 고소득 고령자를 중심으로 뚜렷하게 나타나는 것으로 분석되었다. 이러한 분석결과와 고령자가 생애주기 기간 중 주된 일자리에서 축적한 경험 및 노하우가 사장되지 않고 노동시장에서 계속 활용될 수 있도록 정책적 지원이 강화될 필요가 있으며, 이를 통해 우리나라의 높은 노인 빈곤율을 낮추는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

**핵심 주제어:** 은퇴 후 소득절벽, 고령화연구패널, Heckman 2단계 고정효과  
**경제학문헌목록 주제분류:** J6, J3

투고 일자: 2023. 8. 4. 심사 및 수정 일자: 2023. 10. 12. 게재 확정 일자: 2023. 10. 31.

\* 본 연구의 진행 과정에서 유익한 논평을 해주신 성균관대학교 이승덕 교수, 한국고용정보원 이시균 센터장 및 2023년 고용패널조사 학술대회 참석자들에게 감사를 표한다. 아울러 본 논문의 초고에 대해 유익하고 건설적인 코멘트를 해주신 두 분의 심사위원께 감사의 말씀을 드린다. 본 논문에 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

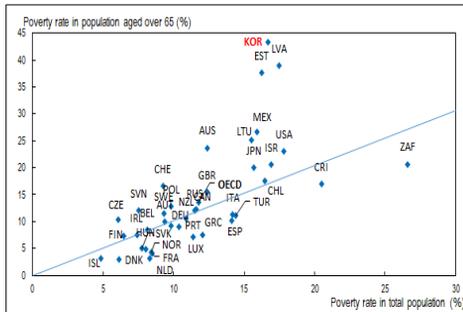
\*\* 제1저자, 인천대학교 글로벌경영대학 경제학과 조교수, e-mail: thoh23@inu.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 인천대학교 글로벌경영대학 경제학과 조교수, e-mail: jylee22@inu.ac.kr

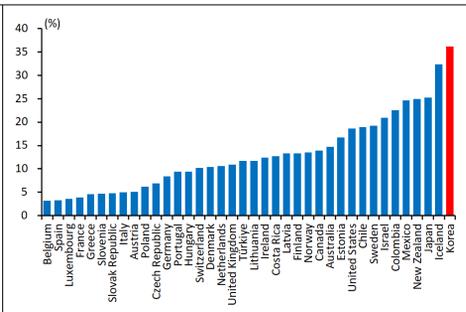
## I. 서론

OECD (2021) 에 따르면 우리나라의 노인 빈곤율은 43.4%로 OECD 국가 평균 (14.1%) 의 3배를 상회하는 매우 높은 수준을 기록하고 있다(〈Figure 1〉 참조). 상당수의 선진국에서는 연금제도가 잘 설계되어 있어 근로자가 은퇴한 이후에도 꾸준한 소득 흐름을 바탕으로 안정적인 노후 생활을 영유하는 것이 가능하다. 이와 달리 우리나라의 경우 공적·사적연금제도의 미성숙, 기대수명의 빠른 증가, 저축 부족 등의 영향으로 적지 않은 고령자가 빈곤한 노년기를 보내고 있다. 역설적으로 이러한 노후 대비 부족은 고령자의 높은 고용률로 이어지면서 우리나라의 65세 이상 인구의 고용률이 2022년 기준 36.2%로 OECD 평균(15.5%) 의 2배를 크게 상회하고 있다. 아울러 상당수 근로자가 정년 도달 전에 은퇴할 뿐 아니라 정년까지 근로하더라도 연금 수급 연령에 도달하기까지 수년간의 공백(“시니어 보릿고개”) 이 존재한다. 즉, 자발적으로 더 빠른 시기에 노동시장을 떠나 더 많은 여가를 소비하는 주요 선진국의 고령자와 달리 우리나라의 경우 상당수 고령자가 생애주기 후반을 저임금 근로자로서 보내게 되는 근로 빈곤 상태에 처해있다. 나아가 통계청에 따르면 현재 전체 인구의 17.5%를 차지하는 65세 이상의 고령자가 2070년에는 전체 인구의 46.4%에 달할 전망이어서 향후 우리나라 고령자의 빈곤 문제는 더욱 심각해질 것으로 보인다.

〈Figure 1〉 Poverty rates<sup>1)</sup> by age: population aged over 65 vs. total population



〈Figure 2〉 Employment rates of older workers



Note: 1) Percentage with income lower than Source: OECD Statistics.  
50% of median equivalised household disposable income.

Source: OECD Income Distribution Database.

한편 정부는 빠른 초고령사회로의 진입에 대응하기 위해 고령자의 연령기준 조정  
에 대한 논의를 본격화하고 있으며, 노인 빈곤 문제를 개선하기 위해 이들이 정년  
퇴직 후 노동시장에서 완전하게 이탈하기보다 다양한 형태의 징검다리 일자리를 가  
짐으로써 노동시장에 머무르는 기간을 연장하는 데 정책적 주안점을 두고 있다.<sup>1)</sup>  
이러한 점진적 은퇴를 통해 정책당국은 노동력 부족 문제를 완화하고 세수를 늘릴  
뿐만 아니라 고령자 스스로 부양 능력을 높임으로써 이들에게 투입되는 사회보장  
부담을 줄일 수 있을 것으로 기대하고 있다.

그런데 우리나라 고령층의 근로 빈곤 현상은 생애주기 중 일했던 일자리 가운데  
가장 중요한 일자리 혹은 가장 긴 기간에 걸쳐 경험한 일자리를 의미하는 주된 일자  
리에서 은퇴한 이후 소득이 급격히 줄어드는 ‘소득절벽 효과(Income Cliff Effect)’와  
밀접하게 연관되어 있다.<sup>2)</sup> 즉, 상당수 고령자의 경우 주된 일자리에서 은퇴한 이  
후 노동시장에서 완전하게 이탈하기보다는 다양한 형태로 노동시장에 계속 머무르  
는 경향을 보이지만 그간 쌓아온 업무 지식, 노하우 등 인적자본과 연계가 부족한  
일자리와 매칭되는 경우가 빈번하게 발생하고 있다. 아울러 일반적으로 일자리 변  
화뿐만 아니라 이직 과정에서 산업, 직종, 종사상 지위 및 건강상태 변화 등이 혼  
재되어 나타난다.<sup>3)</sup> 기존 연구는 이러한 변화가 근로 생애주기의 후반에 소득하락  
을 초래한다는 데에는 일반적으로 동의하고 있지만, 이중 어떤 요인이 고령층 소득  
절벽 현상의 주요인인지에 대해서는 관련 이론, 분석 방법 및 이용 데이터에 따라

- 
- 1) 본 연구는 Ruhm(1990)을 따라 ① 주된 일자리에서 퇴직해서 다른 일자리를 가지는 경우를 ‘부분 은퇴(partial retirement)’로, ② 주된 일자리에서 은퇴 이후 갖는 일자리를 ‘징검다리 일  
자리(bridge job)’로, ③ 노동시장에서 완전하게 이탈하는 경우를 ‘완전 은퇴(full retirement)’  
상태로 구분하였다. 주된 일자리에 대한 정의는 <부록 B>에 제시되어 있다.
  - 2) 상당수 해외 연구에서도 고령자의 이직과 소득 간 부정적 관계가 있다는 분석결과를 제시하고  
있다. 대표적으로 Gustman and Steinmeier(1984)는 점진적으로 노동시장을 이탈하는 근로  
자의 상당수는 이직을 경험하며, 이직을 수반하는 은퇴 시 근로자는 임금 하락을 경험한다고  
분석하였다. 아울러 Ruhm(1990)은 전일제 일자리에서 완전 은퇴로 이행하는 과정에서 상당  
수의 근로자는 징검다리 일자리를 경험하며 징검다리 일자리에서의 임금은 전일제 일자리보  
다 낮다고 제시하였다.
  - 3) 본 연구에서 일자리의 변화는 임금근로자의 경우에는 고용주의 변화물, 자영업자의 경우에는  
사업체 변경을 나타내는 반면, 직종은 일자리에서 담당하는 직무의 종류(한국표준직업분류  
코드 기준)를 나타낸다. 예를 들어 A씨는 회사 B에서 디자이너로 일하다가 회사 C로 이직하  
여 여전히 디자이너로 일할 경우 그의 일자리에는 변화가 있었으나 직종에는 변화가 없었던  
것으로 간주하였다.

견해가 엇갈리고 있다.

먼저 인적자본이론에 따르면 노동시장 진입 초기에는 인적자본의 축적이 감가상각보다 더 빠르게 이루어져 소득이 높아지지만, 인적자본 투자의 회수 기간이 짧은 고령자의 경우 비용이 편익을 상회하여 인적자본 투자가 이루어지기 어려워 나이가 증가하면서 소득이 감소하는 역-U자 형태의 연령-소득 프로필을 보인다고 제시한다(Becker, 1963; Mincer, 1974). 상당수의 국내연구에서도 고령자의 연령 증가로 인한 생산성 감소 등에 따라 소득이 하락한다는 결과를 제시하고 있다(최은영, 2017; 최강식·김민준, 2011). 반면, 이연보상 이론에 따르면 근로자의 소득은 생산성과는 무관하며 기업이 근로자의 근무 태만 등에 대한 감시비용을 줄이기 위해 젊은 때는 생산성보다 낮은 임금을, 나이가 들면 생산성보다 높은 임금을 지급한다고 설명한다(Lazear, 1979). 이와 관련하여 엄동욱(2008)은 우리나라의 보편적인 임금 체계인 연공임금 제도는 이연보상적 성격을 가졌다고 제시하였다.

한편 근로 생애주기 후기에 발생하는 이직이 소득에 미치는 영향에 관한 선행연구들은 대체로 고령자의 이직과 소득 간에 음(-)의 관계가 존재한다는 공통된 결과를 제시하고 있다.<sup>4)</sup> Chan and Stevens(2004)는 미국 고령자의 경우 실직 후 직장 이동 과정에서 상당한 수준의 소득하락을 경험하며, 소득이 일정 기간이 지난 후 다시 회복되기보다는 영구적으로 낮아진다는 결과를 제시하였다. Charni and Barzen(2017)는 영국의 횡단면 자료에서 관측되는 역-U자 형태의 연령-임금 프로필의 상당 부분은 일시적 실업 혹은 비경제활동인구에 편입되었던 근로자가 재취업하는 과정에서 발생한다고 분석하였다. 신동균(2009)은 점진적 은퇴는 급격한 소득의 감소를 방지하는 역할을 하며, 우리나라 고령자의 징검다리 일자리 선택은 비자발적 선택의 결과라고 분석하였다. 한편 일련의 연구에서는 특정 산업 및 직종에서 축적된 기술은 동 산업 및 직종 고유 인적자본이므로 일자리 변화가 소득의 하락을 초래하기보다는 이직 과정에서 수반되는 산업 혹은 직종 변화가 소득 변화를 설명

4) 상당수의 선행연구에서는 비자발적인 이직 후 발생하는 소득감소 현상이 청년층 혹은 핵심 노동층에서도 일반적으로 나타나지만, 그 정도에 있어서 고령자가 여타 연령층보다 더 큰 소득 하락을 경험하는 것으로 제시하고 있다. 예를 들어 미국의 고령자를 대상으로 한 Health and Retirement Study(HRS) 데이터를 사용하여 비자발적 이직이 소득에 미치는 영향을 분석할 경우 Panel Study of Income Dynamics(PSID), Displaced Worker Survey(DWS) 등의 데이터를 사용하여 핵심 연령층에 대해 분석할 때보다 소득하락의 정도가 더 큰 것으로 나타났다(Couch, 1998; Couch and Placzek, 2010; Chan and Stevens, 1999; Chan and Stevens, 2004).

하는 주요 요인으로 제시하고 있다(Kambourov and Manovskii, 2009; Lazear, 2009; Neal, 1995; Parent, 2000; Sullivan, 2010).

이처럼 연령 증가와 함께 생산성 감소, 이직, 산업·직종 변경, 건강상태의 변화 등 고령자의 연령-소득 프로파일의 우하향하도록 작용하는 다양한 요인들이 혼재되어 있어 고령자의 은퇴 이후 소득하락의 주요인이 무엇인지 파악하기 어려운 상황이다. 따라서 본 연구는 「고령화연구패널(Korean Longitudinal Study of Ageing)」을 이용하여 고령자의 소득절벽 효과를 초래하는 주요인을 식별하기 위해 다음과 같은 특징을 고려한 실증분석 모형을 설계하였다. 먼저 실증분석 모형으로 표본 선택 편의를 최소화하기 위해 Krolikowski et al. (2020) 및 Wooldridge(1995)의 선행연구를 바탕으로 Heckman 2단계 고정효과를 모형을 이용하였다. 이를 통해 비경제활동 중인 고령자의 소득이 관측되지 않고 현재 노동시장에 참여 중인 개인의 소득만을 사용할 수 있음에 따라 발생할 수 있는 편의 문제를 통제하였다. 아울러 상당수의 고령자는 노동시장에서 완전하게 은퇴하기 전에 몇 차례에 걸친 추가적인 일자리 변화를 경험하는데 이러한 과정에서 산업 혹은 직종의 변동이 함께 수반되는 경향이 있다. 따라서 기초통계분석을 통해 주요 요인으로 판단되는 일자리의 변화를 중심으로 고령자의 소득과의 연계성을 분석하였으며, 추가적 검증을 통해 본 연구에서 사용한 모형의 적합성을 점검하였다. 마지막으로 연령이 소득에 미치는 영향이 비선형적일 수 있음을 고려하여 연령과 소득 간의 관계를 특정한 함수 형태로 나타내기보다는 지시함수를 이용하여 상대적으로 유연한 형태로 설정함으로써 모형설정 오류에 따른 편의 발생 가능성을 최소화하였다(Casanova, 2012; Charni and Barzen, 2017; French, 2005).

본 연구의 실증분석 결과를 통해 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다. 우선, 주된 일자리로부터 은퇴하는 과정에서 발생하는 소득 충격이 징검다리 일자리에서의 이직 시 경험하는 소득감소의 정도를 크게 상회하는 데다 장기간 이어지면서 고령자의 소득절벽 현상을 초래하는 주요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 반면, 징검다리 일자리에서 이직한 고령자는 이직 직후 상당한 소득하락을 경험하지만, 그 영향은 단기에 그치는 것으로 나타났다. 아울러 연령 증가가 소득에 미치는 부정적 영향은 58~72세에 집중적으로 발생하는 것으로 조사된 가운데 소득절벽 효과에는 상당한 이질성이 존재하며, 특히 상대적으로 교육 수준이 높거나 혹은 소득수준이 높은 고령자 집단에서 주로 발생하는 것으로 나타났다. 마지막으로 우리나라 고령

자의 노동시장 참여는 선택적으로 이루어지고 있어 추가적인 고려 없이 소득방정식을 추정하는 경우 소득방정식의 추정계수가 왜곡될 수 있는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 시사점을 제시한다. 첫째, 정부는 고령층이 일자리 정보를 충분하고 한층 더 쉽게 획득할 수 있도록 지원할 필요가 있다. 이를 통해 고령자가 근무 과정에서 습득한 경험 및 노하우를 활용할 수 있는 일자리와의 연계를 강화함으로써 이들의 급격한 생산성 및 소득하락을 막는 동시에 기업이 필요한 노동력을 상대적으로 저렴하게 확보할 수 있도록 돕는데 기여할 수 있을 것이다. 둘째, 소득이 높은 근로자도 주된 일자리에서 바로 노동시장을 완전하게 떠나기보다 정년 이후에도 근무를 이어갈 수 있도록 적절한 유인체계를 마련할 필요가 있다. 이 경우 근로자가 더 오랜 기간 국민연금 및 건강보험 제도에 기여하게 되어 사회보장제도의 재정부담을 줄이는 한편 지속가능성을 높일 수 있을 것이다. 셋째, 근로자들은 평균 기대수명 증가에 따라 더 오래 근로해야 하는 상황임을 고려하여 기존에 쌓아온 인적자본을 계속해서 활용할 수 있도록 현재 일자리에 그치는 것이 아닌 근로 생애주기 전체에 대한 계획을 사전에 설정하고 은퇴를 미리 설계하는 것이 중요함을 시사한다. 마지막으로 우리나라 고령자의 고용률이 매우 높으나 상당수가 근로 빈곤 상태에 놓여 있음을 고려할 때 정부는 고령자 고용에 대한 지원 방향을 양보다는 질적인 측면으로, 그리고 고령자의 교육 수준, 주된 일자리에서의 소득수준 등 이질성을 고려한 맞춤형 지원으로 전환할 필요가 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제Ⅱ장에서는 실증분석을 위해 추출된 표본 구성 방법을 설명한 이후 본 연구에서 이용한 분석 방법에 대해 자세히 서술하였다. 제Ⅲ장에서는 고령자의 연령 변화 및 이직에 따른 소득절벽 효과를 추정하였다. 맺음말에서는 연구 결과의 함의 등을 정리하였다.

## Ⅱ. 연구 방법

### 1. 표본 선정

본고는 우리나라 고령자의 근로 생애주기 후기에 발생하는 급격한 소득하락을 초래하는 주요 원인을 분석하기 위해 한국고용정보원의 1차(2006년)부터 8차(2020년)까지의 고령화연구패널을 이용하였다. 동 패널은 종단면조사로서 최초 조사 시

점인 2006년에 설정된 전국(제주도 제외) 만 45세 이상의 중고령자 10,254명을 격년 주기로 추적 조사하고 있다.<sup>5)</sup> 따라서 동 자료를 이용하는 경우 일반적인 횡단면 조사로는 파악하기 어려운 동일 표본에 대한 장기간에 걸친 근로 경력, 이직 여부, 임금 변동 등 노동시장에서의 선택을 지속해서 관측하는 것이 가능하다. 특히 조사 대상을 고령층으로 한정하였기 때문에 전 연령층을 대상으로 하는 여타 패널보다 표본의 동질성이 높고 일자리의 변동과 그 과정에서 발생하는 산업, 직종, 소득 등의 변화를 분석하는데 필요한 충분한 수의 표본확보가 가능하다는 장점이 있다. 아울러 소득, 직종, 산업, 사업체 규모 등 일자리 관련 정보뿐만 아니라 주택 소유 여부, 자산·부채 상황, 사적·공적 연금소득, 주관적 및 객관적 건강 관련 지표 등 다양한 경제·인구사회학적 정보를 함께 수집하고 있어 개별요인을 통제하는 것이 용이하다.

본 연구의 표본 설정은 다음과 같이 진행하였다. 먼저 고령자의 이직 과정에서 발생하는 임금의 동태적 변화를 분석하는 데 적합하지 않은 관측치를 제외하였다. 구체적으로 분석대상 기간 중 최소 1회 이상 소득을 목적으로 일하지 않았거나, 최초 조사 시점에서 주된 일자리에서 근무하지 않고 있는 경우 혹은 일자리의 산업·직종 관련 정보가 누락된 경우 분석 대상에서 제외하였다.<sup>6)</sup> 또한, 50세 이후 주된 일자리를 가지거나 설문조사를 5회 이상 응답하지 않은 근로자를 분석에서 제외하였으며, 여성의 경우 자영업자 및 무급 가족 종사자로서 노동시장에 참가하는 비중이 높고, 가장이기보다 배우자의 근로소득에 의존하는 경우가 많아 남성 근로자와 상당한 이질성을 보일 것으로 판단하여 제외하였다.

한편, 이직이 고령자의 임금에 미치는 상대적 영향을 분석하는 데 있어 다양한 방법이 사용될 수 있는데 본 연구에서는 이직자와 비이직자 간의 비교를 통해 확인하고자 하며 이를 위해서 표본을 이직을 경험한 처치집단과 이직을 경험하지 않은

5) 고령화연구패널은 5차 조사부터 920명(베이비붐 세대, 1962·1963년생)을 새롭게 추가하여 기존 조사 대상과 함께 추적조사하고 있다. 다만, 본 연구의 목적이 고령자의 일자리 변경 과정에서 발생하는 임금의 변화를 분석하는 것임을 고려하여, 상대적으로 긴 분석 기간 확보가 가능한 최초 표본만을 분석 대상으로 설정하였다.

6) 예를 들어 20년간 일해온 일자리에서 2004년 정년 퇴직후 2006년부터 새로운 일자리에서 일하고 있는 경우 동 근로자의 주된 일자리 산업·직종 정보를 확인할 수 없어 고령자의 주된 일자리에서의 은퇴와 이 과정에서 발생하는 임금의 변화를 분석하고자 하는 본 연구의 목적에 적합하지 않아 분석 대상에서 제외하였다.

〈Table 1〉 Sample Selection

Exclusion criteria	# of individuals	# of observations
Raw data	10,254	59,848
- Keep individuals report “working” at least one wave	4,802 (5,452)	31,064 (28,784)
- Excl. individuals do not have career job in wave 1	2,277 (2,525)	14,620 (16,444)
- Excl. individuals who miss industry or occupation information	2,201 (76)	14,090 (530)
- Excl. individuals begun his career job after age 51 or older	2,038 (163)	13,117 (973)
- Excl. individuals who skip the survey 5 times or more	1,678 (360)	12,484 (633)
- Excl. females	1,147 (531)	8,447 (4,037)
Construction of ‘Base Age’ panel data set	2,235	13,410
- Excl. observations which miss required information	1,928 (307)	9,394 (4,016)

Notes: 1) The numbers in parentheses show a decrease in individuals and observations after applying for each sample selection criterion.

2) The number of treated and controlled observations (individuals) is 1,680 (355), and 7,714 (1,573), respectively.

통제집단으로 구분하는 것이 필요하다. 본 연구에서는 Krolikowski et al. (2020)의 표본 재구성 방법을 사용하였다. 먼저, 50세를 기준으로 직전 2차 및 직후 3차에 걸친 조사를 통해 정보를 입수할 수 있는 개인들을 선별하고 50세였던 당시의 조사 시점과 직전 조사 시점 사이에 이직이 이루어졌는지에 따라 각각 처치집단과 통제 집단으로 구분하였다. 이와 같은 과정을 50세부터 70세까지 순차적으로 적용함으로써 원 자료(개인별 패널)로부터 21개의 개인-연령별 패널자료를 생성하였으며 이들을 결합하여 새로운 패널데이터를 구축하였다.<sup>7)8)</sup> 마지막으로 본 연구의 회귀

7) 예를 들어 A씨는 1차 조사에서 50세이고 8차에 걸친 조사에 모두 응답하였으며 조사기간 중 계속 근로하면서 총 3차례에 걸쳐(3~4차 조사, 4~5차 조사 및 7~8차 조사기간 중) 이직을 경험하였다. A씨에게 있어 3차 조사는 직전 2차에 걸친 설문조사 정보를 활용할 수 있는 가장 이른 시점이며 5차 조사는 직후 3차에 걸친 설문조사 결과를 입수할 수 있는 마지막 조사이다. 3차 및 5차 조사 당시 연령이 각각 54세, 58세이기 때문에 개인-연령별자료 산출 당시의 연령기준인 50세 이상 70세 이하 조건을 모두 충족하고 있다. 그러므로 설문조사를 통해 실제 입수한 A씨에 대한 관측치는 8개(1~8차 조사)이지만 개인-연령별 패널자료에서는 A씨를 연령 54세, 연령 56세 및 연령 58세의 서로 다른 3명의 개인(A씨-연령 54세/A씨-연령 56세/A씨-연령 58세)으로 간주하며 이들로부터 총 18개의 관측치를 확보할 수 있다. 한편, 3~4차 및 4~5차 조사기간 중 이직을 경험하였기 때문에 ‘A씨-연령 54세’는 통제집단으로 ‘A씨-연령 56세’ 및 ‘A씨-연령 58세’는 처치집단으로 구분된다. 즉, A씨는 동일인이지만 최종표본에서는 특정 시점을 바탕으로 서로 다른 개인으로 다루어지며 이처럼 개인-연령별 패널자료 구축시

분석에 필요한 경제·사회적 특성에 대한 정보 중 일부가 누락된 관측치는 표본에서 제외하였다. 그 결과 본고는 고령의 근로자 884명으로부터 도출한 개인-연령별 근로자 1,928명의 9,394개의 관측치로 구성된 불균형 패널을 최종표본으로 설정하였다(〈Table 1〉).

## 2. 주요 변수

본 연구는 근로 생애주기 후기에 발생하는 소득절벽 현상을 초래하는 주요인에 대해 분석하고자 한다. 이를 위해 근로 여부, 일자리의 시작 및 종료 시점(연월), 산업·직종 분류, 소득, 종사상 지위 등 일자리에 관한 변수뿐만 아니라 노동시장 참여 여부 선택에 영향을 미칠 수 있는 가계의 자산 및 부채, 동거 중인 자녀 존재 여부, 공적·사적연금 수급, 건강상태 등 다양한 변수를 사용하였다. 특히, 일자리 관련 변수 생성에 있어 조사연도에 입수된 일자리 정보를 우선 사용하되, 당해연도 설문 전체 혹은 일자리 관련 질문을 응답하지 않은 경우, 다음 조사연도에서 수집된 회고적 일자리 정보를 사용하여 필요한 정보를 보충하였다.<sup>9)</sup> 즉, 무응답으로 인한 정보 손실 및 분석결과의 왜곡 가능성을 최소화하기 위해 이를 단순 결측치로 간주하기보다는 패널자료의 특성을 활용하여 무응답 발생 직후 조사연도에서 수집된 정보를 활용함으로써 고령화연구패널에서 제공하는 가용 정보를 최대한 활용하였다.<sup>10)</sup> 주요 기초통계에 대한 요약 및 분석에 있어 추가 설명이 필요한 변수에 대

---

기준이 되는 조사시점과 직전 조사시점 간 이직 경험 여부에 따라 처치집단 혹은 통제집단으로 구분된다. 이러한 표본 재구성 및 처치집단-통제집단으로의 구분은 〈Figure A1〉에 자세히 나타나 있다.

- 8) 50세는 3차 조사부터 이전 2회차에 걸친 조사(1차 및 2차)를 확보할 수 있어 3차 조사에서 관측이 가능한 가장 젊은 개인-연령별 패널자료 구축시 기준이 될 수 있는 연령이며, 70세는 5회차 조사 이후 최대 3회차에 걸친 조사를 통한 정보의 입수가 가능하기 때문에 개인-연령별 자료 구축시 기준으로 사용할 수 있는 최고령 나이이다.
- 9) 이러한 회고적 정보를 사용하여 변수를 생성하는 이유는 설문조사의 특성상 특정 항목을 응답하지 않거나 혹은 특정 연도의 조사에 불참한 경우가 빈번하게 발생하는데, 특히 고령화연구패널은 격년을 주기로 조사를 시행하고 있어 무응답으로 인한 정보 손실 및 표본 크기의 감소가 상대적으로 더 크기 때문이다.
- 10) 보다 구체적으로는 본 연구에서는 구조전환자료에서 제공하는 다음 기에서 응답된 지난 기본조사 시점에서 가졌던 일자리와 지난 기본조사와 금번 조사기간 중 새롭게 가졌던 일자리의 시작 및 종료 시점, 근로 여부, 종사상 지위, 사업장 규모, 시간제 일자리인지 여부, 산업,

해서는 〈부록 B〉에 별도로 정리하였다.

### 3. 실증분석 모형

일반적으로 나이와 소득 간 관계를 분석할 경우 식 (1) 과 같은 축약모형을 고려할 수 있다.

$$w_{it} = G(\text{Age}_{it}) + X_{it}^1 \theta_1 + X_{it}^2 \theta_2 + c_i + \tau_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

여기서  $w_{it}$ 는 개인  $i$ 가  $t$ 년도에 받은 실질 월 근로소득을,  $c_i$  및  $\tau_t$ 는 각각 개인 및 연도 고정효과를 나타낸다.  $\text{Age}_{it}$ 는 개인  $i$ 가  $t$ 년도일 때 연령을 나타내며 근로자의 전체 노동시장 경력 연수에 대한 대리변수로 사용된다.  $G(\cdot)$ 는 연령의 변화가 소득에 미치는 영향이 비선형적이라는 실증적 규칙성 등을 감안하여 사용하는 표본의 특성에 따라 일반적으로 제곱, 세제곱 혹은 네제곱 항을 포함한다.  $X_{it}^1$  및  $X_{it}^2$ 는 연령 이외에 개인의 근로소득에 영향을 미치는 시간가변적인 통제변수들의 벡터이다.  $X_{it}^1$ 는 근로 여부와 무관하게 관측되는 개인의 특성으로 건강 상태(보통 혹은 좋음) 변수를 포함하며,  $X_{it}^2$ 는 현재 근무 중인 일자리의 특성(대기업, 자영업, 비정규직, 산업 및 직종) 더미 및 평균 주간 근로시간 변수를 포함한다.<sup>11)</sup>

그런데 식 (1)을 사용하여 고령자의 이직이 소득에 미치는 영향을 분석하는 경우 다음과 같은 잠재적 문제점에 직면할 수 있다. 먼저, 표본 선택 편의로 인해 회귀계수 추정치가 일치성을 만족하지 않을 수 있다.<sup>12)</sup> 구체적으로 고령자의 소득 결정요인 분석 시 사용하는 표본에 속한 모든 관측치에 대한 소득을 확인할 수 없으며

직종, 소득 등과 관련한 정보를 사용하였다.

11) Charni and Bazan (2017), French (2005) 등은 근로시간의 단축은 고령자의 임금하락을 초래한다고 분석하였다.

12) 선택편의는 사용하는 표본이 모집단 전체의 특성을 반영하지 못하는 비임의적인 상황에서 추가적인 고려 없이 식 (1) 과 같은 임금방정식을 사용하여 분석을 실시하는 경우 추정된 회귀계수가 실제보다 과대 혹은 과소추정되는 문제를 나타낸다. 이러한 문제는 핵심연령층의 남성 근로자와 같이 해당 연령층의 대부분이 노동시장에 참여하는 경우보다는 고령자 혹은 기혼 여성처럼 일부만이 노동시장에 참여하며 이들이 해당 인구 전체의 특성을 반영하지 않을 경우 발생한다.

단지 노동시장 참여자의 소득만을 관측할 수 있다. 즉, 노동시장에서 완전하게 은퇴한 고령자의 소득은 관측할 수 없고 현재 근로 중인 개인의 소득정보만을 사용할 수 있다. 그런데 만약 노동시장 참여가 무작위적이기보다 특정 집단을 중심으로 선택적으로 이루어지는 상황인데 이에 대한 고려 없이 관측된 표본만을 대상으로 실증분석을 실시한다면 표본선택 편이가 발생할 수 있을 것이다(Charni and Bazan, 2017; French, 2005; Rupert and Zanella, 2015).<sup>13)</sup>

다음으로 상당수 고령자는 노동시장에서 완전하게 은퇴하기 전에 몇 차례에 걸친 일자리 변화를 경험한다. 그런데 이러한 고용주의 변화 혹은 창업 과정에서 산업 혹은 직종의 변화가 함께 발생하는 경향이 있다. 즉, 근로 생애주기 후기에 경험하는 직업의 변화는 일반적으로 일자리뿐만 아니라 산업 혹은 직종의 변화를 수반하는데 연령의 변화와 함께 이러한 요인들이 혼재되어 있어 식 (1)과 같은 실증분석 모형으로는 연령의 변화가 소득에 미치는 영향이 과대추정되는 등 고령층의 소득절벽을 초래하는 주요한 요인을 파악하는 데 어려움이 존재한다.

마지막으로 연령이 소득에 미치는 영향은 비선형적일 수 있다. 상당수의 선행연구는 개인의 생애주기 연령-임금 프로파일은 50대 전후까지 상승하다가 이후 하락하는 역-U자 형태의 모습을 보인다는 결과를 제시하고 있다(Becker, 1993; Ben-Porath, 1967; Mincer, 1974).<sup>14)</sup> 그런데 최근 일련의 연구에서는 고령자의 연령 증가가 임금에 미치는 영향은 유의하지 않으며 횡단면 자료에서 관측되는 역-U자 형태의 연령-임금 프로파일은 고령자의 재취업 과정에서 발생한다고 분석하고 있다(French, 2005; Casanova, 2012; Charni and Barzen, 2017). 이러한 엇갈리는 연

13) 고령자의 임금에 영향을 미치는 요인들을 분석할 때 연구자는 일반적으로 사용하는 표본의 모든 관측치에 대한 임금정보를 확인할 수 있기보다는 노동시장에 참여중인 개인들에 대해서만 관측할 수 있다. 그런데 여타 연령층과 달리 고령자는 공적·사적 연금의 존재, 그간 축적한 부동산 및 금융자산 등 상당한 비노동수입을 가지고 있어 연령이 증가할수록 점차 노동시장에서 이탈하는 모습을 보인다. 또한, 고령자는 연령을 기준으로 구분된 집단인데 이들은 동질적이기보다는 인구·사회학적 및 경제적으로 다른 특성을 갖기 때문에 노동시장 참여나 은퇴 결정에 있어 상당한 이질성을 나타낸다.

14) 청년층의 경우 연공급적 성격의 임금체계, 노동시장에 최초로 진입하여 업무 경험을 통한 인적자본의 축적 등으로 시간의 흐름에 따라 소득이 증가하는 모습을 보인다. 반면, 고령층은 추가적인 인적자본축적을 통해 얻을 수 있는 편익의 수혜기간이 상대적으로 짧아 인적자본의 축적 유인이 적어 인적자본 감가상각에 따른 생산성 감소로 임금이 하락할 가능성이 제기된다.

구 결과를 고려할 때 연령이 소득에 미치는 영향을 특정한 함수 형태로 제한하기보다는 한층 유연한 형태로 포착함으로써 모형설정 오류에 따른 편 발생 가능성을 최소화할 필요가 있다.

따라서 본 연구는 Krolkowski et al. (2020), Wooldridge (1995) 및 Dustmann and Rochina-Barrachina (2007) 의 선행연구 결과를 바탕으로 아래의 식 (2) ~ (5) 와 같은 2단계 고정효과 추정식을 실제 실증분석 모형으로 설정하였다. 이중 식 (2) 와 (3) 은 각각 2단계 소득방정식 및 1단계 선택방정식을 나타낸다.

$$w_{it,b} = \sum_{k=48}^{K=76} I_{\{Age_{it} \geq k\}} \beta_k + \sum_{j=-2}^{J=8} D_{it,b}^j \delta_{1j} + \sum_{j=2}^{J=8} D_{it,b}^j \times I_{\{cfire_{i,b} = 1\}} \delta_{2j} + X_{it}^1 \theta_1 + X_{it}^2 \theta_2 + c_{1i,b} + \tau_t + u_{1it,b} \quad (2)$$

$$= \sum_{k=48}^{K=76} I_{\{Age_{it} \geq k\}} \beta_k + \sum_{j=-2}^{J=8} D_{it,b}^j \delta_{1j} + \sum_{j=2}^{J=8} D_{it,b}^j \times I_{\{cfire_{i,b} = 1\}} \delta_{2j} + X_{it}^1 \theta_1 + X_{it}^2 \theta_2 + c_{1i,b} + \tau_t + \lambda_{it,b} \rho + e_{it,b},$$

$$S_{it,b} = 1\{Z_{it}\gamma + c_{2i,b} + u_{2it,b} > 0\} = 1\{Z_{it}\gamma + \bar{Z}_{i,b}\pi + a_{2i,b} + u_{2it,b} > 0\}, \\ = 1\{Z_{it}\gamma + \bar{Z}_{i,b}\pi + \nu_{2it,b} > 0\}, \quad c_{2i,b} = \bar{Z}_{i,b}\pi + a_{2i,b}, \quad (3)$$

$$E(u_{1it,b} | X_{it}, Z_{i,b}, \bar{Z}_{i,b}, c_{1i,b}, N_{2i,b}) = \rho \nu_{2it,b}, \quad (4)$$

$$\lambda_{it,b} = \frac{\phi(Z_{it}\gamma + \bar{Z}_{i,b}\pi)}{\Phi(Z_{it}\gamma + \bar{Z}_{i,b}\pi)}, \quad (5)$$

$$\text{where } X_{it} = \{X_{it}^1, X_{it}^2\}, \quad Z_{it} = \{X_{it}^1, Z_{it}^2\}, \quad \bar{Z}_{i,b} = \frac{1}{T_b} \sum_{t=1}^{T_b} Z_{it,b},$$

$$E(a_{2i,b} | Z_{i,b}, \bar{Z}_{i,b}, c_{1i,b}) = 0, \quad Z_{i,b} = \{Z_{i1}, Z_{i2}, \dots, Z_{iT_b}\},$$

$$N_{2i,b} = (\nu_{2i1,b}, \nu_{2i2,b}, \nu_{2i3,b}, \dots, \nu_{2iT_b,b}), \quad \nu_{2it,b} = a_{2i,b} + u_{2it,b},$$

$$e_{it,b} = u_{1it,b} - \lambda_{it,b} \rho, \quad E(e_{it,b} | X_{it}, Z_{it}^2, \bar{Z}_{i,b}, c_{1i,b}, S_{it} = 1) = 0,$$

여기서 소득방정식 (2) 의 종속변수인  $w_{it,b}$  는 개인-연령별 패널자료 구축시 기준으로 사용된 시점에서의 연령이  $b$  인 개인  $i$  (  $i$  씨-연령  $b$  ) 가  $t$  년도에 받은 실질 월 소득을 나타낸다.  $I_{\{Age_{it} \geq k\}}$  는  $\{ \cdot \}$  의 조건이 만족되는 경우 1의 값을 가지는 지시함수로 연령 (혹은 총 근로연수) 의 변화가 소득에 미치는 영향을 포착하는 변수이

다. 15)  $D_{it,b}^j$ 는 자료구축 시점이  $b$ 인 개인  $i$ 의  $t$ 년도 관측치가 이직 후  $j$ 년이 지난 경우 1의 값을 가지는 더미변수이다. 본 연구에서는  $j=0$ 인 시점을 기준시점으로 그리고  $j=2$ 를 이직 발생 시점(i.e. 이직 후 소득이 처음으로 관측되는 시점)으로 설정하고  $j=-2$ 부터  $j=8$ 인 시점까지의 10년간을 대상(event window)으로 이직이 임금에 미치는 영향을 분석하였다.  $I_{\{cfire_{i,b}=1\}}$ 는  $b$ 를 산출한 시점에 개인  $i$ 가 주된 일자리로부터의 이탈을 경험한 경우 이후로는 1의 값을 가지는 지시함수로  $D_{it,b}^j$ 와 결합하여 징검다리 일자리에 이직하는 경우와 비교하였을 때, 주된 일자리로부터의 이직시 추가적인 임금하락 효과가 있는지를 포착하는 변수이다. 16)  $X_{it}^1$ 와  $X_{it}^2$ 는 식 (1)에서와 동일한 통제변수들을 사용하였다.

$S_{it,b}$ 는 근로여부를 나타내는 이항종속변수로 패널 재구축 시점에서의 연령이  $b$ 인 개인  $i$ 가  $t$ 년도에 근로 중인 경우 1의 값을 가진다.  $1\{\cdot\}$ 는 지시함수로  $\{\cdot\}$ 의 조건을 만족하는 경우 1의 값을 가진다.  $Z_{it}$ 는 근로 여부와 무관하게 관측되는 소득방정식의 통제변수  $X_{it}^1$ 과 선택방정식에만 포함되는 통제변수  $Z_{it}^2$ 로 구성되어 있다. 17) 특히,  $Z_{it}^2$ 는 선택방정식에는 포함되지만, 소득방정식에는 포함되지 않는 설명변수의 벡터로 노동시장 참여 선택 시에는 중요한 고려사항이지만, 급여 수준을 결정하는 데에는 연관성이 낮아야 한다는 배제제약을 충족하도록 경제적(자산, 부채, 공적·사적연금 수급권 획득 여부 더미) 및 인구·사회학적(배우자의 노동시장 참여, 배우자 존재여부, 동거 중인 자녀 및 동거 중인 미성년자녀 존재 여부 더미) 변수를 포함하였다. 한편, 고령자의 근속연수의 증가와 노동시장 참여 간에

15) 고령화연구패널은 격년 주기의 조사임을 감안하여 짝수 나이 이상이면 1의 값을 가지는 지시함수를 생성하였다(즉, 50세를 기준으로  $I_{\{Age_{it} \geq 52\}}$ ,  $I_{\{Age_{it} \geq 54\}}$ , ...,  $I_{\{Age_{it} \geq 74\}}$  변수를 생성하였다). 또한, 여타 일정 기간동안 이루어진 변화를 분석할 때에는 항상 분석 기간이 2년씩 증가하도록 설정하였다.

16) 본 연구에서는 이직이 주된 일자리에 발생하였는지 혹은 징검다리 일자리에 발생하였는지에 따라 소득에 미치는 영향에 있어 차이가 있을 것이라고 전제하고 이직 후 시간의 흐름에 따라 발생하는 소득의 흐름을 포착하였다. 즉, 특정한 이직이 소득에 영향을 미치는가 보다는 개인-연령 패널자료 구축시 기준으로 사용된 시점( $t+2$ 기) 및 동 시점 이전 조사시점( $t$ 기) 간에 이직이 발생한 경우 이러한 이직 전후로 소득이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변하는지 그리고 이직이 주된 일자리에서 발생한 경우 그 영향이 어떻게 다른지를 분석하였다.

17)  $Z_{it}$ 에 속한 변수들은 근로 여부와 무관하게 항상 관측할 수 있지만,  $w_{it,b}$  및  $X_{it}^2$  변수는 근로하는 경우( $S_{it,b}=1$ )에 한해서만 관측할 수 있다.

존재하는 음의 상관관계를 반영하기 위해 근속연수(제곱항 포함) 변수를 추가로 포함하였다.<sup>18)</sup>  $c_{1i,b}$  및  $c_{2i,b}$ 는 각각 소득방정식과 선택방정식의 개인 고정효과를,  $\lambda_{it,b}$ 는 Inverse Mill's Ratio(IMR)를 나타낸다.

본 연구에서는 우리나라 고령자가 일자리에서 이탈 후 새로운 일자리를 찾는 과정에서 경험하는 임금하락 현상에 대해 분석하기 위해 식 (2)와 같은 사건분석(event study) 방법을 사용하였다. 사건분석 방법을 사용한 것은 고령자의 소득하락 중 상당 부분이 이직으로 발생하였다면 동 사건이 발생하지 않았다면 이들의 소득은 상대적으로 완만하게 변했을 것이기 때문이다. 본 연구에서는 사건분석 방법을 적용하기 위해 이직 발생 직전( $j = -2$  및  $0$ )기간을 포함하여 이직자와 비이직자간 이질성이 나타나는지를 확인하고, 데이터의 제약을 감안하여 이직 시점( $j = 2$ )부터 최대 6년 후( $j = 8$ )까지의 기간을 이벤트 기간으로 설정하여 이직이 소득에 미치는 영향을 분석하였다.

한편, 모든 고령자가 노동시장에 참여하는 것이 아닌 상황에서, 만약 노동시장 참여자와 비참여자 간 소득분포가 상이하다면, 식 (2)만을 사용하여 도출한 회귀계수 추정치는 고령자의 자기선택으로 인한 편의로 인해 왜곡될 수 있다( $E(u_{1it,b} | X_{it}, c_{1i,b}, S_{it} = 1) \neq 0$ ). 이에 따라 본 연구에서는 이러한 가능성을 통제하기 위하여 표본선택의 편의를 고려한 실증분석 모형을 사용하였다. 특히, 고령자의 노동선택에 중요한 역할을 미치지만 관측되지 않는 개인별 이질성을 감안할 필요가 있다고 판단하여 횡단면 자료를 분석할 때 일반적으로 사용되는 Heckman(1979)의 2단계 추정방법이 아닌, 표본선택 모형을 패널자료에 적용한 Wooldridge(1995)의 방법을 적용하여 식 (3)과 같이 1단계 선택방정식을 설정하고 프로빗 모형으로 관련 계수를 추정하였다. 또한, 노동선택에 영향을 미치는 관측되지 않는 개인의 이질성( $c_{2i,b}$ )을 포착하기 위해 Mundlak(1978)을 참고하여  $c_{2i,b}$ 와 선택방정식에 포함된 모든 설명변수의 개인별 평균값( $\bar{Z}_{i,b}$ ) 간에 선형관계가 있다고 가정하

18) 본 연구에서 근속연수는 소득방정식의 오차항과 연계되어 강의생성 가정을 충족하지 못할 수 있으며 이직 여부와 연령 변화를 통해 근속연수에 따른 소득 변화중 상당부분을 포착할 수 있다고 판단하여 2단계 방정식에서는 제외하였다. 1단계 방정식에서는 배제제약을 충족하면서 근속연수와 노동시장 참여간의 높은 상관성(상관계수: 0.601)을 감안하여 설명변수로 포함하였다. 근속연수는 월 단위로 근속기간을 측정 후 이를 연 단위로 환산하였으며 2년마다 조사가 이루어지는 데이터의 특성을 감안하여 본 연구에서는 지시함수 형태가 아닌 근속연수 및 근속연수의 제곱항을 통제변수로 사용하였다.

였다. 마지막으로,  $\nu_{2it,b}$ 가 표준정규분포를 따른다는 가정을 도입하고 추정된 선택 방정식에 대한 회귀계수를 사용하여 IMR을 산출하였다.<sup>19)</sup>

### III. 분석 결과<sup>20)</sup>

본 절에서는 고령자의 연령-소득 프로필에 영향을 미치는 다양한 요인들이 혼재해 있는 상황에서 실증분석을 통해 어떠한 요인이 상대적으로 더 중요한지를 분석하고자 한다. 이를 위해 먼저 전체표본을 사용하여 소득절벽 효과를 분석하였으며, 이어서 전체표본을 교육 수준 혹은 소득수준에 따라 구분함으로써 이직에 따른 소득효과가 하위표본 간 이질성을 통해 설명될 수 있는지에 대해 추가 분석하였다. 마지막으로 두 가지 측면에서의 점검을 통해 본 연구결과의 강건성을 검증해 보았다.<sup>21)</sup>

#### 1. 소득절벽 효과 분석

〈Table 2〉는 전체표본을 사용하여 도출한 2단계 소득방정식(식 (2))의 주요 변수에 대한 회귀분석 결과를 제시하고 있다.<sup>22) 23)</sup> 추정결과 경제 및 인구·사회학적 특성이 통제된 상태에서 고령자의 이직 관련 변수들에 대한 회귀계수 추정치가 1%

19) 식 (5)에서  $\phi(\cdot)$  및  $\Phi(\cdot)$ 는 각각 표준정규분포의 확률밀도함수와 누적분포함수를 나타낸다.

20) 본 연구에서는 표본을 재구성하여 개인별 패널자료로부터 개인-연령별 패널자료를 생성하였는데 이처럼 변형된 표본을 사용하여 회귀계수의 표준오차를 도출하는 경우 개인-연령별 혹은 개인별로 클러스터된 표준오차를 사용하더라도 여전히 편의추정량이 될 여지가 있다는 한계가 있다. 다만 본 연구의 주요 회귀계수 추정치가 0.1%에서 유의하거나 혹은 10% 수준에서도 유의하지 않은 점을 감안할 때 표준오차에 대한 추가적 고려를 하지 않더라도 통계적 유의성에 기초한 판단이 바뀔 여지는 크지 않을 것으로 판단된다.

21) 고령자의 생애주기 후기에 발생하는 소득과 일자리 특성 변화와 관련한 기초통계분석 결과는 〈부록 C〉에 제시되어 있다.

22) 1단계 선택방정식에 대한 추정결과는 〈Table A2〉에 제시되어 있다. 추정결과 회귀계수 추정치는 이론적인 예측과 대체로 부합하는 것으로 나타났다.

23) Wooldridge (2010)는 매기 횡단면 데이터를 사용하여 추정한 Inverse Mill's Ratio를 2단계 고정효과 추정식의 설명변수로 포함하는 방안을 제시하였는데 동 방법을 사용하여 III. 1장에서 회귀분석을 실시해 본 결과 〈Table 2〉와 거의 질적 및 양적으로 동일한 결과를 얻을 수 있었다. 이러한 추가 분석 결과는 요청 시 제공할 수 있다.

수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한, 연령 증가가 소득에 미치는 부정적인 영향은 주로 58세부터 70세 사이에 집중적으로 발생하는 것으로 추정되었다. 이를 통하여 소득절벽 현상과 일자리로부터의 이탈 및 나이의 변화 간 관계에 대해 다음과 같은 시사점을 도출하였다.

첫째, 주된 일자리로부터의 은퇴 과정에서 발생하는 소득 충격은 징검다리 일자리에서 이직 시 경험하는 소득감소의 정도를 크게 상회하며, 이러한 부정적인 영향은 단기에만 머무르는 것이 아니라 상당 기간 지속되면서 고령자의 소득절벽 현상을 초래하는 주요 요인으로 작용하는 것으로 나타났다(〈Figure 1(a)〉).<sup>24)</sup> 구체적으로  $D_{it,b}^j \times I_{\{cfire_{it}=1\}}$  에 대한 회귀계수 추정치를 살펴보면, 이직 직후 조사( $j=2$ )에서 관측되는 소득하락의 정도는 주된 일자리에서 은퇴라도 징검다리 일자리에서의 이탈과 비교하였을 때 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 반면, 주된 일자리에서 이직하는 경우 이직 후 2년이 더 흐른 뒤( $j=4$ )에도 추가적인 소득하락이 발생하며, 이렇게 하락한 소득은 회복되지 못하고 낮아진 수준에서 상당기간 지속되는 것으로 나타났다. 이에 따라 주된 일자리 이직자의 은퇴 후 6년차 월 소득은 징검다리 일자리에서 이직하는 경우와 다르게 지속해서 53만원 정도 유의하게 낮아 주된 일자리로부터 이직으로 인한 부정적 효과는 시간이 흐르더라도 사라지지 않고 상당 기간에 걸쳐 지속되는 것으로 나타났다.<sup>25)</sup>

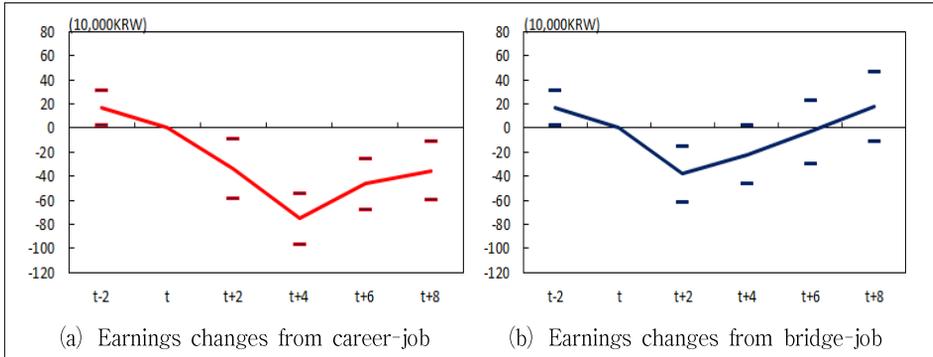
둘째, 징검다리 일자리에서 이직한 고령자는 이직 직후 상당한 소득하락을 경험하지만, 영구적인 소득감소로 이어지지 않는 것으로 나타났다(〈Figure 1(b)〉). 인구·사회학 및 경제적 요인들이 소득에 미치는 영향을 통제한 상태에서 징검다리 일자리로부터 이직 직후( $j=2$ ) 발생하는 소득 변화의 정도는 이직 이전( $j=0$ ) 보

24) 상당수의 기존 연구에서도 실직 후 직장이동의 과정에서 상당한 수준의 소득 손실이 발생하고 단기간에 회복되기보다는 장기간에 걸쳐 지속된다는 결과를 제시하고 있다(Chan and Stevens, 2004; Couch and Placzeck, 2010). 특히, Chan and Stevens(2004)는 미국 고령자를 대상으로 실직이 소득에 미치는 영향을 분석한 결과, 실직 초기에는 소득이 33% 감소하며 6년 후에도 실직 이전보다 소득이 여전히 19% 낮다는 결과를 제시하였다.

25) 이러한 추정결과는 주된 일자리로부터 이직 후 실제 발생한 소득 변화에 대해  $j=2$ 인 시점에는 56%를  $j=4$ ,  $j=6$  및  $j=8$ 인 시점에는 각각 55%, 38%, 27%를 설명하는 것으로 나타났다. 즉, 주된 일자리로부터의 이직은 임금에 지속해서 부정적인 영향을 미치지만, 그 상대적 영향이 시간의 흐름에 따라 점증적으로 커지는 것은 아니며, 이직후 4년차 이후 발생하는 추가적인 소득의 변화는 연령 증가, 건강 악화 등 여타 요인으로 인해 발생하는 것으로 판단된다.

다 38만원 하락하는 것으로 추정되었으며, 이러한 이직에 따른 소득감소는 동 기간 중 발생한 소득하락의 78%를 설명하는 것으로 나타났다.<sup>26)</sup> 한편, 새로운 일자리에서 시간이 흐름에 따라 소득이 다시 늘어나면서 이직 후 2년 차( $j=4$ )에는 이직 전 소득의 91% 수준까지 회복하며 이러한 변화는 10% 수준에서 유의하였다. 또한, 이직 후 4년 및 6년차 소득과 이직 전 소득 간의 격차는 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않아 징검다리 일자리에서의 이탈이 소득에 미치는 부정적인 영향은 4년 이내의 단기적 영향에 그치는 것으로 나타났다.<sup>27)</sup>

(Figure 1) Estimated effects of job loss on monthly earnings with 95% confidence interval



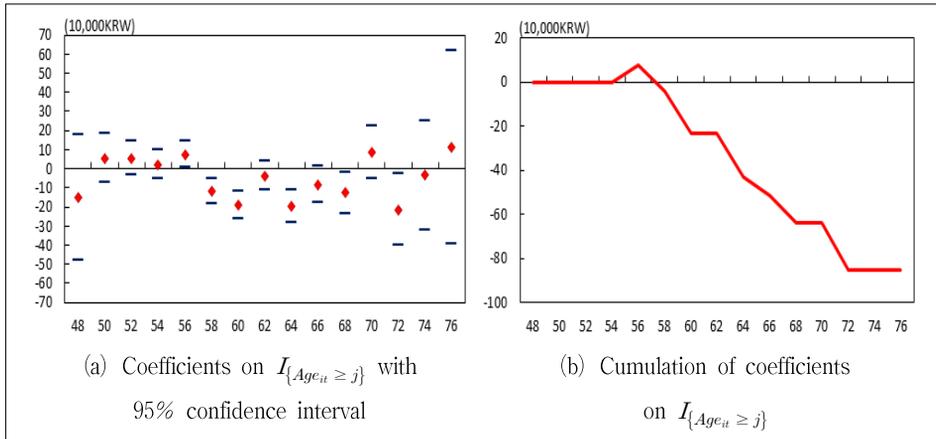
셋째, 연령 증가가 소득에 미치는 영향은 특정 연령대에서 집중적으로 발생하는 상당한 비선형성이 존재하는 것으로 나타났다. 추정결과  $I_{\{Age_{it} \geq j\}}$ 에 대한 회귀계수 추정치는 연령이 58세보다 낮은 경우 대부분 유의하지 않다가 58세부터 72세까지는 대체로 유의미한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다((Figure 2(a))). 이러한 추정치 중 10% 수준에서 유의한 회귀계수만을 누적 합산하여 연령에 따른 소득 수준의 변화를 살펴보면 47세인 근로자에 비해 56세의 월 소득은 8만원 늘어난 반

26) 징검다리 일자리에서 이직을 경험한 근로자의 이직 직전 조사에서의 평균 소득은 232.6만원이었으며 동 일자리에서 이직 후 첫 조사에서의 소득은 183.9만원으로 48.7만원 하락(-20.9%)하였으며, 이러한 소득하락 중 78% (0.78=38.1/48.7)가 추가적인 이직에 따른 소득감소인 것으로 나타났다.

27) Jacobson et al. (1993)은 일반적인 이직의 경우 이직 첫해에 소득이 직전 소득대비 26% 하락하지만 이직의 영향은 단기에 그쳐 이직 후 6년 차에는 이직전 소득수준을 회복하는 것으로 분석하였다.

면, 67~68세 근로자의 소득은 47세 근로자보다 64만원 낮은 것으로 나타났다 (Figure 2(b)). 47세 및 68세일 때 고령자의 평균소득이 각각 308만원, 184만원이었음을 감안할 때 동 기간 중 발생한 소득감소의 51% ( $0.51=64/124$ )가 연령 변화에 따른 것으로 추정되었다. 한편 72세 이후로는 소득이 68세보다 21만원 낮아진 상태에서 유의미한 하락세가 추가적으로 나타나지 않는 것으로 나타났다.

(Figure 2) Estimated effects of ageing on monthly earnings



넷째, 우리나라 고령자의 노동시장 참여는 선택적으로 이루어지고 있어 추가적인 고려 없이 소득방정식을 추정하는 경우 소득방정식의 추정계수가 왜곡될 수 있는 것으로 나타났다. IMR에 대한 계수 추정치를 살펴보면 부호는 음(-)이고 1% 수준에서 통계적으로 유의하여 우리나라 고령자의 근로-은퇴 선택에 있어 상대적으로 소득수준이 높은 근로자일수록 빠르게 완전한 은퇴자로 편입되는 자기선택 현상이 존재하는 것으로 나타났다. 이처럼 노동시장 참여가 무작위적으로 이루어지기보다는 특정 집단을 중심으로 선택적으로 이루어지고 있기 때문에 추가적인 고려 없이 관측되는 정보만을 사용하여 소득방정식을 추정하는 경우 표본선택 편의로 인해 회귀계수 추정치가 일치성을 만족하지 않을 위험이 존재한다. 이러한 결과는 단순 고정효과 회귀분석을 통해 고령자의 소득변화를 설명하기보다는 선택편의 문제를 고려한 추정방법을 사용하는 것이 적합하다는 것을 제시한다.

마지막으로, 이직 및 연령 관련 변수 이외의 모형에 포함된 여타 변수들이 고령자의 소득에 미치는 영향을 살펴보면 다음과 같은 결론을 도출할 수 있다. 먼저 건

강상태가 ‘보통’인 근로자는 여타 조건이 동일하면서도 건강상태가 ‘좋음’인 근로자에 비해 월 소득이 4만원 적지만 이러한 계수 추정치는 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않았다. 반면, 건강상태가 ‘나쁨’인 경우에는 ‘좋음’인 근로자보다 월 소득이 21만원 낮으며 이러한 결과는 1% 수준에서 유의한 것으로 나타나 고령자의 건강 약화는 이들의 근로소득에 부정적 영향을 미치는 것으로 판단된다. 다음으로 일자리의 특성 또한 근로소득에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업의 규모별로는 대기업에 종사하는 고령자의 월 소득이 중소기업 종사자보다 79만원 높고, 종사 지위별로는 비상용직 근로자는 상용직 근로자에 비해 월 소득이 21만원 낮았으며 동 결과들은 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 나이가 들어감에 따라 대기업 종사자의 비중은 빠르게 줄어드는 반면 비상용직의 비중은 높아지는 우리나라 고령자 노동시장의 특성을 고려할 때 일자리 변경에 더해 고령자의 소득절벽을 초래하는 중요한 요인으로 판단된다.<sup>28)</sup> 한편,

〈Table 2〉 Estimation results: Baseline Model

Variable	coef.	Variable	coef.	Variable	coef.	Variable	coef.
$D_{it,b}^{-2}$	16.89** (7.39)	$D_{it,b}^8$	17.89 (14.93)	$D_{it,b}^8 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-53.16*** (18.19)	Irregular	-21.02*** (6.74)
$D_{it,b}^2$	-38.07*** (11.75)	$D_{it,b}^2 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	4.67 (16.55)	Health: fair	-3.87 (2.37)	Working hours	0.49*** (0.09)
$D_{it,b}^4$	-21.84* (12.17)	$D_{it,b}^4 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-53.44*** (15.48)	Health: bad	-20.65*** (4.70)	Self-employed	33.02*** (8.42)
$D_{it,b}^6$	-3.14 (13.54)	$D_{it,b}^6 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-43.18*** (16.39)	Large firm	79.29*** (12.86)	Inverse Mill's Ratio	-16.02*** (6.19)

- Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses.  
 2) All specifications control a set of dummy variables indicating age, industry and occupation dummies, and time fixed effects.  
 3) \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance at the 10%, 5%, 1% levels, respectively.

28) 최종표본에 속한 전체 노동시장 참가자를 대상으로 도출할 경우 50세인 경우 대기업 종사자 및 비정규직 비중은 각각 13.2% 및 5.8%인 반면, 연령이 증가하면서 대기업 종사자의 비중은 빠르게 줄어드는 반면, 비정규직의 비중은 늘어나면서 60세에는 동 비중이 각각 4.4% 13.8%인 것으로 나타났다. 또한, 70세 이상에서는 평균적으로 대기업 종사자의 비중은 1.3%이고 비정규직의 비중은 23.3%인 것으로 나타났다.

자영업자의 월 소득은 중소기업의 상용직 임금근로자보다 33만원 높은 것으로 추정되어 나이가 들어감에 따라 전체 근로자 중 자영업자의 비율이 높아지는 경향을 고려할 때 이러한 변화는 고령자의 소득하락을 일부 상쇄하는 것으로 판단된다. 마지막으로, 고령자의 주당 평균 근로시간이 10시간 줄어들 때 이들의 월 소득은 4.9만원 감소하는 것으로 나타났다.

## 2. 소득절벽 효과의 이질성

한편, 본 연구의 분석대상인 고령자들은 동질적이기보다는 능력, 근로성향 등의 측면에서 크게 다를 수 있다. 그런데 이러한 고령자 간 이질성이 노동공급 선택, 주된 일자리의 특성, 은퇴 후 가지는 일자리의 특성 등의 차이로 이어진다면 이직이 소득에 미치는 영향 또한 크게 다를 수 있을 것이다. 그러므로 본 절에서는 고령자의 교육 및 소득수준에 따라 그룹화한 하위그룹 표본을 사용하여 각각의 그룹에 대한 회귀분석을 실시함으로써 앞 절에서 도출한 전체표본에서 나타나는 평균적 효과가 하위그룹에서 확인되는 특징과 어떻게 연관되는지를 살펴보았다. <Table 3>의 두 번째 패널(열 2 및 3)은 해당 고령자의 최종 학력이 고졸 이상이면 '고학력' 그룹으로, 미만이면 '저학력' 그룹으로 구분하여 각각 하위그룹별로 회귀분석한 결과를 제시하고 있다. 세 번째 패널(열 4 및 5)은 최종표본에서 관측되는 첫 소득을 기준으로 상위 50%에 해당하면 '고소득' 그룹으로, 하위 50%이면 '저소득' 그룹으로 구분하였다. 한편, 첫 번째 패널은 비교의 편의를 위해 전체표본을 사용하여 도출한 회귀계수 추정치를 다시 제시하였다.

먼저 최종 학력으로 구분된 하위그룹을 사용하여 도출한 회귀분석 결과(열 2 및 3)를 살펴보면 이직 과정에서 발생하는 소득하락의 대부분은 고학력 그룹에 속하는 근로자들이 이직하는 과정에서 기존직장보다 소득수준이 낮은 일자리와 매칭되면서 발생하는 것으로 나타났다. 저학력 그룹의 회귀계수 추정치 부호는 대체로 기본모형의 결과와 부합하였으나, 이직이 소득에 미치는 부정적 영향의 정도가 상대적으로 작았으며 관련된 회귀계수가 모두 10% 수준에서도 유의하지 않았다. 또한, IMR 계수 추정치가 유의하지 않아 표본 선택으로 인한 편의 문제도 제한적인 것으로 나타났다. 반면, 고학력 그룹의 경우 회귀계수 추정치의 부호가 기본모형과 일치하는 가운데 이직 과정에서 발생하는 소득감소의 정도는 기본모형보다 한층 더

크며 소득이 낮은 근로자일수록 상대적으로 더 오랜 기간 노동시장에 머무르는 선택편의 현상이 보다 뚜렷하게 나타났다.

다음으로 소득수준별 회귀분석 결과(열 4 및 5)를 보면 학력 수준별 추정 결과와 마찬가지로 이직에 따른 임금 하락의 대부분은 고소득 근로자들이 기존직장에서 이직하는 과정에서 발생하며, 학력에 따른 차이보다 고소득 및 저소득 그룹 간 격차

〈Table 3〉 Subgroup analysis: Estimation results by education level and income groups

	Baseline	Educational Attainment		Income Group	
		Low	High	Low	High
$D_{it,b}^{-2}$	16.89** (7.39)	11.49 (10.63)	17.42* (9.37)	4.46 (7.70)	28.11** (11.79)
$D_{it,b}^2$	-38.07*** (11.75)	-12.63 (15.83)	-59.21*** (15.42)	-12.16 (11.61)	-95.59*** (20.51)
$D_{it,b}^4$	-21.84* (12.17)	-11.65 (16.20)	-39.99** (16.25)	-13.79 (11.93)	-58.74*** (21.37)
$D_{it,b}^6$	-3.14 (13.54)	-5.01 (17.98)	-16.23 (18.04)	2.18 (13.12)	-36.45 (24.15)
$D_{it,b}^8$	17.89 (14.93)	12.87 (19.28)	7.34 (20.21)	-6.69 (14.14)	45.25 (27.72)
$D_{it,b}^2 \times I_{\{cfire_{i,b}=1\}}$	4.67 (16.55)	-23.23 (24.95)	21.25 (20.87)	-9.38 (17.15)	45.78* (27.37)
$D_{it,b}^4 \times I_{\{cfire_{i,b}=1\}}$	-53.44*** (15.48)	-32.75 (22.06)	-46.62** (19.90)	-25.47 (15.61)	-52.70** (26.06)
$D_{it,b}^6 \times I_{\{cfire_{i,b}=1\}}$	-43.18*** (16.39)	-19.47 (22.71)	-39.56** (19.24)	-24.50 (16.28)	-29.46 (28.09)
$D_{it,b}^8 \times I_{\{cfire_{i,b}=1\}}$	-53.16*** (18.19)	-28.68 (24.81)	-50.17** (24.00)	2.07 (17.46)	-106.62*** (32.66)
Inverse Mill's Ratio	-16.02*** (6.19)	2.26 (10.57)	-30.68*** (7.97)	-5.78 (6.18)	-15.27 (12.66)
Fixed effect	0	0	0	0	0
# of observations	9,394	2,918	6,476	4,959	4,435

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses.

2) All specifications control a set of dummy variables indicating age, industry and occupation dummies, time fixed effects, and a set of all other variables expressed in Table 2.

3) \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance at the 10%, 5%, 1% levels, respectively.

가 한층 더 컸다. 고소득 그룹의 경우 징검다리 일자리에서 이직 후 처음으로 관측된 소득이 이전보다 96만원 하락하는 것으로 나타났다. 또한, 이후 2년( $j=4$ ) 및 4년( $j=6$ ) 차에는 최초 급감했던 소득이 점차 회복되면서 하락 폭이 축소되었으며, 특히 4년 차에는 계수 추정치가 유의하지 않았다. 한편, 주된 일자리에서 이직하는 경우에는  $j=4$ 인 시점까지 계속 유의하게 하락하여 직전 소득 대비 하락 폭이 111만원을 기록한 이후 점차 회복되는 모습을 보였다. 하지만 주된 일자리에서의 소득수준으로 완전히 회복하지 못하고  $j=8$ 인 시점에서도 여전히 주된 일자리보다 61만원 낮아 주된 일자리로부터 이직은 고소득 그룹에 속하는 고령자의 임금 하락의 주요 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 반면, 저소득 그룹의 경우 주된 일자리 및 징검다리 일자리에서의 이직이 소득에 미치는 영향에 대한 계수 추정치가 모두 10% 수준에서도 유의하지 않아 기존 일자리와 새 일자리 간 매칭의 질의 차이가 크지 않은 것으로 나타났다.

### 3. 강건성 점검

본 연구는 추정결과의 강건성을 두 가지 측면에서 검증하였다. 먼저, 기본모형은 노동 선택 및 소득 결정에 영향을 미치지 않지만 관측되지 않는 개인의 이질성을 포착하기 위해 Heckman 2단계 고정효과 추정법을 사용하였으며, 이직이 임금에 미치는 영향을 주된 일자리 및 징검다리 일자리로부터의 이탈로 구분할 수 있도록 모형 설정하였다. 그런데 만약 관측되지 않는 이질성을 포함하지 않더라도 여타 변수를 통해 노동 공급 및 소득이 충분히 설명되거나 혹은 노동시장 참여자와 비참여자 간 소득분포가 동일하다면 실증분석 시 개인의 관측되지 않는 특성에 대한 고려가 불필요할 것이다. 또한, 주된 일자리 및 징검다리 일자리로부터의 이직으로 인한 소득 충격의 정도가 크지 않을 수 있는데, 이 경우 이직이 주된 일자리로부터의 이탈인지 여부에 대한 추가적 고려는 불필요하게 모형의 복잡성을 높일 것이다. 그러므로 본 연구에서 사용한 실증분석 모형의 적절성을 확인하기 위해 기본모형을 각각 ① 개인의 이질성 제외, ② 노동 공급 선택 제외, ③ 개인의 이질성 및 노동 공급 선택 제외, ④ 이직이 주된 일자리로부터의 이탈인지 여부 제외 및 ⑤ 연령 이외의 시간 가변적인 통제변수 제외하는 형태로 변형 후 회귀계수를 재추정하고 이를 기본모형의 결과와 비교하였다.

다음으로 기본모형은 주된 일자리로부터의 이탈이 고령자의 소득에 미치는 영향은 여타 이직과 구분된다고 간주하고 있는데, 상당수의 주된 일자리로부터의 은퇴는 산업 혹은 직종 변화를 수반하는 경향이 있다. 이러한 상황에서 실증분석을 통해 추정된 이직의 소득효과 중 상당 부분이 주된 일자리로부터의 은퇴로 인한 것이기보다는 산업 혹은 직종의 변화로 초래되었을 가능성을 배제하기 어려울 것이다.<sup>29)</sup> 그러므로 이직이 주된 일자리로부터의 은퇴인지 여부를 추가 통제하기보다 산업 혹은 직종의 변화가 있었는지로 대체하여 관련 회귀계수의 유의성을 확인함으로써 본 연구에서 암묵적으로 사용한 가정의 적합성을 점검하였다.

먼저 <Table 4>의 열 2~6은 기본모형에서 고려한 표본 선택 편익, 고령자 개인별 이질성 및 주된 일자리로부터의 이직과 징검다리 일자리로부터의 이직 간의 차이 중 일부를 고려하지 않은 실증분석 모형을 사용하여 도출한 주요 변수에 대한 회귀계수 추정치를 보여준다. 이러한 결과를 기본모형(1열)과 비교해보면 잠재적인 편익을 초래할 수 있을 것으로 예상했던 주요 요인들이 실제 회귀계수 추정치 및 통계적 유의성에 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 본 연구에서 사용한 기본모형이 고령층의 소득절벽 현상을 설명하는 데 더 적합하다는 것을 간접적으로 제시한다.

각 검증 방법별로 살펴보면 먼저 열 2는 기본모형인 식 (2) 및 (3)을 단순 Heckman 2단계 추정법을 사용해 추정한 결과를 제시하고 있다. 이를 통해 관측되지 않거나 혹은 모형에서 고려하지 않은 개인의 특성이 소득 차이를 포착하는 데 있어 중요한 역할을 하며, 이를 고려하지 않을 경우 확인되는 추정치의 크기, 부호 및 통계적 유의성의 차이는 기본모형이 분석에 더 적합한 모형임을 나타낸다고 할 수 있다. 열 3은 개인별 이질성을 고려하였으나 선택편익의 발생 가능성을 고려하지 않은 경우의 추정치를, 열 4는 개인별 이질성과 선택편익을 모두 고려하지 않은 경우의 추정결과를 나타내고 있다. 소득수준이 높은 고령자일수록 더 빠르게 노동시장에서 완전하게 은퇴하는 경향이 존재하는 상황에서 이러한 자기선택을 고려하지 않음에 따라 전반적인 회귀계수 추정치가 기본모형보다 과대 추정되는 편익의 발생

29) Neal(1995) 및 Parent(2000)는 이직 과정에서 발생하는 산업의 변화가 소득증가를 제약하는 주요 요인인 것으로 분석하였다. 반면, Kambourov and Manovskii(2009) 및 Sullivan(2010)은 직종의 변화를 통제하는 경우 산업 및 직장 고유 인적자본이 임금에 미치는 영향은 제한적이라는 결과를 제시하였다.

하고 있음을 확인할 수 있으며, 선택편의에 더해 개인의 이질성을 적절하게 고려하지 않을 때는 추정결과가 기본모형의 결과와 한층 더 큰 차이를 보이는 것으로 나타났다. 열 5는 주된 일자리로부터 이직한 경우라도 소득에 미치는 영향이 징검다리 일자리로부터의 이직과 차이가 없다는 가정하에 도출한 추정치를 나타내고 있다. 추정결과  $D_{it,b}^j \times I_{\{cfire_{i,b}=1\}}$ 가 소득에 미쳤던 영향 중 상당 부분이  $D_{it,b}^j$ 에 반영되면서  $D_{it,b}^j$ 의 계수 추정치의 절대값이 기본모형보다 과대추정되었다. 또한, 기본모형에서는 징검다리 일자리에서의 이탈이 소득에 미치는 부정적인 영향은 4년 이내의 단기적 효과에 그쳤으나, 주된 일자리로부터 이직 시 발생하는 추가적인 영향을 고려하지 않음에 따라 고령자의 모든 일자리로부터의 이탈이 소득에 미치는 부정적인 영향은 시간이 흐르더라도 사라지지 않고 장기간에 걸쳐 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로 열 6은 기본모형에서 나이 및 이직 관련 변수들을 제외한 여타 변수들을 소득방정식에서 포함시키지 않고 추정한 결과를 나타낸다. 이를 기본모형과 비교해보면 고령자의 소득절벽을 포착하는 주요 변수들에 대한 계수 추정치 중 일부가 과대 추정되었지만, 부호 및 통계적 유의성 측면에서는 전반적으로 큰 차이를 보이지 않고 있음을 확인할 수 있다.

다음으로 <Table 5>의 열 3 및 4는 주된 일자리로부터의 은퇴가 고령자 소득하락의 중요한 원인이기보다는 이 과정에서 수반되는 산업 혹은 직종의 변화가 실제 소득하락을 설명하는 주요 요인이라고 가정한 모형을 통해 도출한 이직 관련 회귀계수 추정치를 보여준다(열 1 및 2는 비교의 편의를 위해 <Table 4>의 열 1 및 5의 결과를 다시 제시하였다). 이러한 모형설정은 주된 일자리로부터의 은퇴는 많은 경우 산업 혹은 직종 변화를 수반한다는 실증적인 규칙성을 고려한 것이다. 여기서  $I_{\{m-fire_{i,b}=1\}}$ 는 개인-연령별 패널자료 구축시 기준이 되는 시점에 개인  $i$ 가 특정 산업 혹은 직종( $m \in (Industry, Occupation)$ )로부터 이탈을 경험한 경우 이후로는 1의 값을 가지는 지시함수로 이직시 산업 혹은 직종 변화를 수반한 경우 추가적 임금 하락을 유발하는지를 포착하는 변수이다. 3번째 열에서는 이직이 산업 변동을 수반( $m = industry$ )한 경우 그리고 4번째 열에서는 직종의 변동을 수반( $m = occupation$ )한 경우를 타나낸다. 추정결과 주된 일자리가 아닌 주된 산업 혹은 직종에서 은퇴인지 여부를 통제하는 경우  $I_{\{m-fire_{i,b}=1\}}$ 의 계수가 모두 통계적으로 유의하지 않고  $D_{it,b}^j$ 의 계수 추정치의 절대값이 기본모형보다 과대추정되는 것으로

〈Table 4〉 Estimation results: with or without Heckman 2-step correction and fixed-effects

	Baseline (2-step FE)	2-step OLS	1-step FE	1-step OLS	2-step w/o $D_{it,b}^j \times I_{\{cfire_{it}=1\}}$ and demo.	w/o econ.
$D_{it,b}^{-2}$	16.89** (7.39)	-18.21* (9.72)	16.47** (7.29)	-9.76 (10.36)	14.27* (7.34)	21.95*** (7.54)
$D_{it,b}^2$	-38.07*** (11.75)	-69.06*** (14.09)	-33.74** (15.36)	-74.40*** (11.34)	-43.52*** (8.71)	-51.79*** (11.66)
$D_{it,b}^4$	-21.84* (12.17)	-53.95*** (14.64)	-13.98 (15.99)	-55.51*** (11.59)	-52.17*** (8.48)	-36.61*** (12.15)
$D_{it,b}^6$	-3.14 (13.54)	-48.01*** (17.11)	1.71 (17.19)	-55.86*** (14.60)	-31.10*** (8.89)	-22.20 (13.55)
$D_{it,b}^8$	17.89 (14.93)	-25.91 (19.66)	18.05 (19.16)	-43.00*** (14.89)	-16.24* (9.76)	5.34 (14.90)
$D_{it,b}^2 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	4.67 (16.55)	57.54*** (22.34)	-1.88 (20.87)	56.24*** (19.78)	-	8.31 (16.41)
$D_{it,b}^4 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-53.44*** (15.48)	-17.15 (20.69)	-56.93*** (17.12)	-17.37 (14.98)	-	-56.61*** (15.62)
$D_{it,b}^6 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-43.18*** (16.39)	14.35 (22.26)	-45.80** (18.74)	15.93 (16.00)	-	-42.73*** (16.55)
$D_{it,b}^8 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-53.16*** (18.19)	3.50 (25.38)	-55.30** (21.68)	8.87 (18.39)	-	-55.48*** (18.28)
Health: fair	-3.87 (2.37)	1.03 (3.39)	-1.90 (4.16)	0.10 (6.39)	-3.84 (2.38)	-
Health: bad	-20.65*** (4.70)	-21.67*** (5.87)	-20.10*** (7.55)	-22.58* (13.04)	-20.84*** (4.71)	-
Large firm	79.29*** (12.86)	78.02*** (7.21)	70.72 (39.46)	80.45*** (22.85)	75.10*** (12.99)	-
Irregular	-21.02*** (6.74)	-77.76*** (5.98)	-19.55 (15.07)	-74.47*** (13.25)	-24.81*** (6.73)	-
Working hours	0.49*** (0.09)	0.84*** (0.12)	0.47*** (0.18)	0.95*** (0.26)	0.49*** (0.08)	-
Self-employed	33.02*** (8.42)	-18.83*** (4.41)	39.91 (25.44)	-15.54 (13.12)	30.68*** (8.49)	-
Inverse Mill's Ratio	-16.02*** (6.19)	-44.56*** (5.17)	-	-	-17.20*** (6.16)	-37.02*** (5.74)
Fixed effect	○	×	○	×	○	○
# of observations	9,394	9,394	7,217	7,217	9,394	9,394

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses.

2) All specifications control a set of dummy variables indicating age, industry and occupation dummies, and time fixed effects.

3) \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance at the 10%, 5%, 1% levels, respectively.

(Table 5) Robustness check: Estimation results controlling for industry or occupation changes rather than career-job displacement

	Baseline	2-step w/o		Industry	Occupation
		$D_{it,b}^j \times I_{\{cfire_{it}=1\}}$			
$D_{it,b}^{-2}$	16.89** (7.39)	14.27* (7.34)	$D_{it,b}^{-2}$	12.14 (16.80)	14.86 (17.41)
$D_{it,b}^2$	-38.07*** (11.75)	-43.52*** (8.71)	$D_{it,b}^2$	-52.71*** (14.21)	-52.30*** (15.04)
$D_{it,b}^4$	-21.84* (12.17)	-52.17*** (8.48)	$D_{it,b}^4$	-54.93*** (14.67)	-54.41*** (15.24)
$D_{it,b}^6$	-3.14 (13.54)	-31.10*** (8.89)	$D_{it,b}^6$	-32.06** (15.81)	-39.46** (16.57)
$D_{it,b}^8$	17.89 (14.93)	-16.24* (9.76)	$D_{it,b}^8$	-3.12 (17.14)	-9.66 (17.98)
$D_{it,b}^2 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	4.67 (16.55)	-	$D_{it,b}^2 \times I_{\{m-fire_{it,b}=1\}}$	20.30 (18.60)	16.75 (18.78)
$D_{it,b}^4 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-53.44*** (15.48)	-	$D_{it,b}^4 \times I_{\{m-fire_{it,b}=1\}}$	4.30 (18.06)	2.57 (18.34)
$D_{it,b}^6 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-43.18*** (16.39)	-	$D_{it,b}^6 \times I_{\{m-fire_{it,b}=1\}}$	1.55 (18.79)	12.33 (19.28)
$D_{it,b}^8 \times I_{\{cfire_{it,b}=1\}}$	-53.16*** (18.19)	-	$D_{it,b}^8 \times I_{\{m-fire_{it,b}=1\}}$	-20.68 (20.39)	-10.40 (20.85)
Inverse Mill's Ratio	-16.02*** (6.19)	-17.20*** (6.16)	Inverse Mill's Ratio	-16.86*** (6.19)	-17.16*** (6.18)

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses.

2) All specifications control a set of dummy variables indicating age, industry and occupation dummies, time fixed effects, and a set of all other variables expressed in Table 2.

3) \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance at the 10%, 5%, 1% levels, respectively.

나타났다. 특히, 열 3 및 4의  $D_{it,b}^j$ 에 대한 계수 추정치가 주된 일자리로부터의 이탈을 추가로 고려하지 않은 열 2의 추정치와 비슷한 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합해보면 우리나라 노동시장에서는 주된 일자리와의 매칭 프리미엄의 상실이 고령자의 소득절벽 현상을 설명하는데 특히 중요하며 특정 산업 혹은 직종과의 매칭이 소득에 미치는 영향은 상대적으로 제한적이라고 해석할 수 있다. 30) 31)

30) 주된 일자리의 변화뿐만 아니라 주된 산업 및 직종으로부터 이탈인지 여부를 함께 통제하더라

#### IV. 결 론

본 연구는 고령자의 연령-소득 프로필에 영향을 미치는 다양한 요인들이 혼재해 있는 상황에서 고령자의 소득절벽 효과를 초래하는 주요인을 식별하고 이를 바탕으로 정책적 시사점을 제시하기 위해 고령화연구패널 자료를 이용하였다. Heckman 2단계 고정효과를 이용한 실증분석 결과 우리나라 고령자의 근로소득은 평균적으로 58세일 때 311만원에서 68세에는 180만원으로 동 기간 중 42% 하락하는 데 생산성 감소를 내포하는 연령 증가(49%)와 주된 일자리로부터의 이탈(40%)이 고령자 임금 하락의 대부분인 89%를 설명하는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 네 가지 시사점을 제시한다. 첫째, 정부는 고령층이 일자리 정보를 충분하고 한층 더 쉽게 획득할 수 있도록 지원해야 할 것이다. 이를 통해 고령자가 근무 과정에서 습득한 경험, 노하우 등을 활용할 수 있는 일자리와 연계성을 높일 수 있을 것이며, 고령자의 생산성 및 소득의 급격한 하락을 막는 동시에 기업들의 필요노동력을 상대적으로 저렴하게 확보하도록 도움으로써 노동 비용을 절감하고 및 생산성을 높이는 데 기여할 수 있을 것이다. 둘째, 소득이 높은 근로자들도 주된 일자리에서 바로 완전하게 은퇴하기보다 정년 이후에도 노동 시장에 계속 머무를 수 있도록 유인체계를 마련할 필요가 있다. 이를 통해 이들이 더 오랜 기간 국민연금 및 건강보험 제도에 기여하도록 함으로써 사회보장제도에 대한 재정부담을 줄이고 지속가능성을 높일 수 있을 것이다. 셋째, 근로자들은 평균 기대수명 증가에 따라 더 오랜기간 근로해야 하는 상황임을 고려하여 기존에 쌓아온 인적자본을 계속해서 활용할 수 있도록 현재 일자리에 그치는 것이 아닌 근로 생애주기에 전체에 대한 계획을 사전에 설정하고 은퇴를 설계하는 것이 중요함을 시사한다. 마지막으로 우리나라 고령자의 고용률이 세계적으로 높은 상황이면서 상당수가 근로 빈곤 상태에 놓여 있음을 고려하여 정부는 고령자의 고용에 대한 지원을 양에서 질적인 측면으로, 그리고 고령자 간 이질성을 고려하여 고령 근로자와

---

도 추정결과는 기본모형의 추정결과 및 <Table 5>의 결과와 질적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 추가적인 추정결과는 요구 시 제공할 수 있다.

- 31) 이는 이직 과정에서 소득이 큰 폭으로 하락하며 이러한 소득하락 정도는 이직 전과 비슷한 특성의 일자리를 찾더라도 여전히 크다고 제시한 Jacobson et al. (1993)의 연구결과와 부합한다.

일자리 간의 매칭의 질을 개선하고, 빈곤층으로의 편입을 막도록 소득지원 정책을 실시하는 등 맞춤형 지원으로 전환할 필요가 있어 보인다.

한편, 본 연구가 고령층의 은퇴 후 소득급감의 원인을 축약모형을 통해 살펴본 만큼 추후 엄밀한 구조모형을 활용하여 현행 65세로 맞춰져 있는 노인 복지제도의 기준연령 및 정년 연령이 상향 조정되는 경우 나타나는 경제적 파급효과를 살펴본다면 초고령사회 진입을 목전에 둔 우리나라가 직면한 노동공급, 사회보장 부담, 저축률 변화 등 다양한 문제에 대해 보다 균형적인 관점에서 이해하는 것이 가능할 것으로 기대된다. 아울러 본 연구의 분석결과 직장 변화 등 여타요인을 통제하더라도 고령자의 연령 증가가 이들의 근로소득 감소로 이어지는 것으로 나타났는데, 추후 이러한 현상이 우리나라 노동시장의 구조로 인한 것인지, 고령자의 생산성 변화를 반영하는 것인지, 혹은 다른 알려지지 않은 원인으로 인해 초래되는 것인지에 대한 추가적 분석을 시행해 본다면 노동시장에서 고령자의 소득이 결정되는 과정에 대한 이해도를 한층 더 높일 수 있을 것으로 보인다.

## ■ 참고 문헌

1. 신동균, “중고령 남성 근로자들의 점진적 은퇴행위에 대한 연구,” 『노동정책연구』, 제9권 제2호, 2009, pp. 1-41.  
(Translated in English) Shin, Donggyun, “Gradual Retirement in Korea,” *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 9, No. 2, 2009, pp. 1-41.
2. 엄동욱, “임금과 인사고과: 대기업 인사데이터를 이용한 실증분석,” 『노동경제논집』, 제31권 제3호, 2008, pp. 47-74.  
(Translated in English) “Wage and Performance Rating: New Evidence from Personnel Data of a Korean Large Firm,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 31, No. 3, 2008, pp. 47-74.
3. 최강식·김민준, “고령자 고용과 임금체계,” 『직업능력개발연구』, 제14권 제3호, 2011, pp. 127-154.  
(Translated in English) Choi, Kangshik, and Minjoon Kim, “The Employment for Older Workers and the Wage Structure in Korea,” *Journal of Vocational Education & Training*,

Vol. 14, No. 3, 2011, pp.127-154.

4. 최은영, “고령자 가구소득과 노동 및 가구소비에 관한 연구,” 『사회보장연구』, 제33권 제1호, 2017, pp.117-140.  
(Translated in English) Choi Eunyoung, “A Study on Household Income, Labor and Consumption of Elderly Households,” *Korean Social Security Studies*, Vol. 33, No. 1, 2017, pp.117-140.
5. Becker, G. S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, University of Chicago press, 2009.
6. Blundell, R., J. Britton, M. C. Dias, and E. French, “The Impact of Health on Labor Supply Near Retirement,” *Journal of Human Resources*, Vol. 58, No. 1, 2023, pp.282-334.
7. Casanova, M., “Wage and Earnings Profiles at Older Ages,” *Human Capital and Economic Opportunity: A Global Working Group Working Paper*, No. 1, 2012.
8. Chan, S., and A. H. Stevens, “Employment and Retirement Following a Late-career Job Loss,” *American Economic Review*, Vol. 89, No. 2, 1999, pp.211-216.
9. \_\_\_\_\_, “How does Job Loss Affect the Timing of Retirement?” *Contributions in Economic Analysis & Policy*, Vol. 3, No. 1, 2004, pp.1-24.
10. Charni, K., “Can Cohort Effects Explain the Decline of Earnings for Older Workers? Evidence from France and Great Britain,” *Labour*, Vol. 33, No. 3, 2019, pp.306-350.
11. Charni, K., and S. Bazen, “Do Earnings Really Decline for Older Workers?” *International Journal of Manpower*, Vol. 38, No. 1, 2017, pp.4-24.
12. Couch, K. A., “Late Life Job Displacement,” *Gerontologist*, Vol. 38, No. 1, 1998, pp.7-17.
13. Couch, K. A., and D. W. Placzek, “Earnings Losses of Displaced Workers Revisited,” *American Economic Review*, Vol. 100, No. 1, 2010, pp.572-589.
14. Currie, J., and B. C. Madrian, “Health, Health Insurance and the Labor Market,” *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, 1999, pp.3309-3416.
15. Dustmann, C., and M. E. Rochina Barrachina, “Selection Correction in Panel Data Models: An Application to the Estimation of Females’ Wage Equations,” *The Econometrics Journal*, Vol. 10, No. 2, 2007, pp.263-293.
16. French, E., “The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour,” *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 2, 2005, pp.395-427.
17. Gustman, A. L., and T. L. Steinmeier, “Partial Retirement and the Analysis of Retirement Behavior,” *ILR Review*, Vol. 37, No. 3, 1984, pp.403-415.
18. Jovanovic, B., “Job Matching and the Theory of Turnover,” *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No.5, 1979, pp.972-990.
19. Kambourov, G., and I. Manovskii, “Occupational Specificity of Human Capital,” *International Economic Review*, Vol. 50, No. 1, 2009, pp.63-115.
20. Krolkowski, P., M. Zabek, and P. Coate, “Parental Proximity and Earnings After Job Displacements,” *Labour Economics*, Vol. 65, 101877, 2020.

21. Lazear, E. P., "Why is there Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, 1979, pp.1261-1284.
22. \_\_\_\_\_, "Firm-specific Human Capital: A Skill-weights Approach," *Journal of Political Economy*, Vol. 117, No. 5, 2009, pp.914-940.
23. Mincer, J., "Schooling, Experience, and Earnings," *Human Behavior & Social Institutions*, No. 2, 1974.
24. Mundlak, Y., "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data," *Econometrica*, 1978, pp.69-85.
25. Neal, D., "Industry-specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers," *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 4, 1995, pp.653-677.
26. OECD, *Pensions at a Glance 2021: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris, 2021.
27. Parent, D., "Industry-specific Capital and the Wage Profile: Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth and the Panel Study of Income Dynamics," *Journal of Labor Economics*, Vol. 18, No. 2, 2000, pp.306-323.
28. Poterba, J. M., S. F. Venti, and D. A. Wise, "The Asset Cost of Poor Health," *Journal of the Economics of Ageing*, Vol. 9, 2017, pp.172-184.
29. Ruhm, C. J., "Bridge Jobs and Partial Retirement," *Journal of Labor Economics*, Vol. 8, No. 4, 1990, pp.482-501.
30. Rupert, P., and G. Zanella, "Revisiting Wage, Earnings, and Hours Profiles," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 72, 2015, pp.114-130.
31. Semykina, A., and J. M. Wooldridge, "Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection," *Journal of Econometrics*, Vol. 157, No. 2, 2010, pp.375-380.
32. Sullivan, P., "Empirical Evidence on Occupation and Industry Specific Human Capital," *Labour Economics*, Vol. 17, No. 3, 2010, pp.567-580.
33. Wooldridge, J. M., "Selection Corrections for Panel Data Models Under Conditional Mean Independence Assumptions," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, 1995, pp.115-132.
34. \_\_\_\_\_, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT press, 2010.

〈부록 A〉

〈Figure A1〉 How to construct the sample: example

Individual: A	Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th	8th
	Age	50	52	54	56	58	60	62	64
	Job displacement	N	N	N	Y	Y	N	N	Y

↓

Individual: A-age=54 Group: Control	Wave	1st	2nd	3rd	4th	5th	6th
	Age	50	52	54	56	58	60
	Job displacement	N	N	N	Y	Y	N

Individual: A-age=56 Group: Treatment	Wave	2nd	3rd	4th	5th	6th	7th
	Age	52	54	56	58	60	62
	Job displacement	N	N	Y	Y	N	N

Individual: A-age=58 Group: Treatment	Wave	3rd	4th	5th	6th	7th	8th
	Age	54	56	58	60	62	64
	Job displacement	N	Y	Y	N	N	Y

Note: The base age is outlined in red.

〈Table A1〉 Definition of additional variables used in the 1st-stage estimation

Variable	Definition
ln(Assets)	Log of household assets (10,000 KRW)
ln(Debts)	Log of household debts (10,000 KRW)
Experience	Tenure in current job (years)
Experience <sup>2</sup>	Square of 'Experience'
Spouse LFP	Dummy variable having the value 1 if the respondent's spouse participates in the labor force
Couple	Dummy variable having the value 1 if the respondent is married
Children	Dummy variable having the value 1 if the respondent lives together with children
Young children	Dummy variable having the value 1 if the respondent lives together with immature children
Public pension	Dummy variable having the value 1 if the respondent has the value 1 if he has the right to draw public pension
Private pension	Dummy variable having the value 1 if the respondent has the value 1 if he has the right to draw private pension
High-school or higher	Dummy variable having the value 1 if the respondent's highest educational attainment is high-school or higher
College or higher	Dummy variable having the value 1 if the respondent's highest educational attainment is college or higher
Avg.	Average of the variables

〈Table A2〉 1st-stage estimation results for the baseline model specification

Variable	Coeff.	Variable	Coeff.	Variable	Coeff.
ln(Assets)	-0.348*** (0.100)	Public pension	-0.011 (0.203)	Avg. : Exp.	0.016 (0.022)
ln(Debts)	-0.002 (0.018)	Private pension	0.043 (0.151)	Avg. : Exp. 2	-0.001 (0.001)
Experience	5.112*** (0.200)	Health: fair	0.040 (0.127)	Avg. : Spouse LFP	0.283 (0.212)
Experience <sup>2</sup>	-0.081*** (0.004)	Health: bad	-0.360* (0.214)	Avg. : Couple	0.663 (0.632)
Spouse LFP	0.015 (0.170)	High school or higher	-0.141 (0.118)	Avg. : Children	-1.880*** (0.617)
Couple	-0.980* (0.514)	College or higher	-0.000 (0.130)	Avg. : young children	2.125*** (0.638)
Children	0.632** (0.305)	Avg: ln(Assets)	0.126 (0.121)	Health: fair	-0.212 (0.241)
Young children	-0.078 (0.304)	Avg. : ln(Debts)	0.030 (0.028)	Health: bad	-0.183 (0.351)

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses.

2) \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance at the 10%, 5%, 1% levels, respectively.

## 〈부록 B〉

본 연구는 근로 생애주기 후기에 발생하는 소득절벽 현상을 초래하는 주요인에 대해 분석하고자 한다. 이를 위해 근로 여부, 일자리의 시작 및 종료 시점(연월), 산업·직종 분류, 소득, 종사상 지위 등 일자리에 관한 변수뿐만 아니라 노동시장 참여 여부 선택에 영향을 미칠 수 있는 가계의 자산 및 부채, 동거 중인 자녀 존재 여부, 공적·사적연금 수급, 건강상태 등 다양한 변수를 사용하였다. 특히, 일자리 관련 변수 생성에 있어 조사연도에 입수된 일자리 정보를 우선 사용하되, 당해연도 설문 전체 혹은 일자리 관련 질문을 응답하지 않은 경우, 다음 조사연도에서 수집된 회고적 일자리 정보를 사용하여 필요한 정보를 보충하였다.<sup>32)</sup> 즉, 무응답으로 인한 정보 손실 및 분석결과의 왜곡 가능성을 최소화하기 위해 이를 단순 결측치로

32) 이러한 회고적 정보를 사용하여 변수를 생성하는 이유는 설문조사의 특성상 특정 항목을 응답하지 않거나 혹은 특정 연도의 조사에 불참한 경우가 빈번하게 발생하는데, 특히 고령화연구패널은 격년을 주기로 조사를 시행하고 있어 무응답으로 인한 정보 손실 및 표본 크기의 감소가 상대적으로 더 크기 때문이다.

간주하기보다는 패널자료의 특성을 활용하여 무응답 발생 직후 조사연도에서 수집된 정보를 활용함으로써 고령화연구패널에서 제공하는 가용 정보를 최대한 활용하였다. 33) 주요 기초통계는 <Table 2>에 요약하였으며, 향후 분석에 있어 추가 설명이 필요한 일부 변수에 대해서는 아래와 같이 정리하였다.

<Table B1> Summary statistics

Variable	Treatment		Control		Variable	Treatment		Control	
	1st	2nd	1st	2nd		1st	2nd	1st	2nd
Age	61.3	59.5	60.0	58.9	Right to draw public pension (%)	93.8	95.5	94.1	94.4
	(5.8)	(5.3)	(6.1)	(5.8)	Right to draw private pension (%)	11.1	13.0	14.5	15.2
Employment rate (%)	59.5	100	80.6	100	Health status (%)				
Earnings (10,000 KRW)	-	239.2	-	301.5	- Fair	41.8	41.2	37.6	35.6
	-	(154.9)	-	(166.2)	- Bad	13.8	8.2	9.9	8.3
Large firm (%)	-	3.6	-	5.9	Education (%)				
Irregular worker (%)	-	38.7	-	20.9	- Middle school	18.0	18.0	18.6	19.1
Self-employee (%)	-	29.8	-	50.6	- High school	42.6	44.0	43.7	45.6
Assets (million KRW)	278	256	294	279	- College or higher	23.4	23.3	26.1	24.7
	(372)	(414)	(314)	(297)	Spouse Employment Rate (%)	33.8	37.0	36.8	38.9
Debts (million KRW)	76	65	94	89	Cohabit child (%)	45.2	50.4	53.9	58.4
	(98)	(86)	(132)	(118)	- Immatured	40.1	46.1	48.8	53.9
Homeownership (%)	86.8	83.7	89.4	88.7	Couple (%)	96.3	95.4	96.8	96.8

Notes: 1) Standard deviation is indicated in parentheses.

- 2) The numbers in the first and second columns of each panel are calculated by using the sample utilized to estimate the first and second stage regressions, respectively.
- 3) The numbers in the table are calculated by using the final sample.
- 4) The number of treated and controlled observations (individuals) in the first stage regression are 1,680 (355), and 7,714 (1,573), respectively.
- 5) The number of treated and controlled observations (individuals) in the second stage regression are 999 (327), and 6,218 (1,433), respectively.

33) 보다 구체적으로는 본 연구에서는 구조전환자료에서 제공하는 금번 조사기간 중 응답한 지난 기본조사 시점에서 가졌던 일자리와 지난 기본조사와 금번 조사기간 중 새롭게 가졌던 일자의 시작 및 종료 시점, 근로 여부, 종사상 지위, 사업장 규모, 시간제 일자리인지 여부, 산업, 직종, 소득 등과 관련한 정보를 사용하였다.

**근로 여부** 경제활동 상태 및 종사상 지위 변수를 이용하여 응답자가 취업자인 동시에 무급가족종사자가 아닌 경우 해당 근로자가 근로 중인 것으로 간주하였다. 즉, 본 연구에서 근로자는 임금근로자(상용, 임시 및 일용직 포함) 뿐만 아니라 자영업자를 포함한다.

**동일 일자리** 응답자의 지난 조사 당시와 같은 일자리에서 계속 근무했는지에 대한 응답 자료를 사용하여 식별하였다. 만약 해당 정보가 누락된 경우에는 인접한 두 조사 시점에서 산출된 근속연수가 시간의 흐름에 따라 강단조 증가하고 동일 산업 및 직종에서 근무하고 있으면 동일 일자리로 간주하였다.

**근속연수** 본 연구는 특정 일자리에서의 근속연수가 기업 고유 인적자본의 축적을 반영한다고 가정하고 다음과 같은 과정을 통해 근속연수를 도출하였다. 먼저 특정 일자리의 시작 시점 정보와 현재 계속 근무 중인 일자리의 경우 조사 시점을, 고용이 이미 종료된 일자리의 경우에는 고용 종료 시점을 기준으로 해당 일자리에서의 근속연수를 산출하였다.<sup>34)</sup> 구체적으로는 설문 응답 시점에 이미 고용계약이 종료(자영업자의 경우 폐업 등으로 해당 사업을 더 이상 하지 않고 있는 경우)된 일자리의 경우 시작 및 종료 시점 간 기간을, 계속 근무 중인 일자리의 경우에는 일자리 시작 시점부터 설문조사 시점까지의 기간을 근속연수로 간주하였다.<sup>35) 36)</sup>

34) 특히, 근속연수 변수를 생성하기 위해서는 각각의 일자리에 대한 시작 및 종료 시점에 대한 정보가 필요하다. 본 연구에서는 근속연수를 최대한 정확하게 측정하는 동시에 가능한 많은 표본확보를 위해 각 일자리의 시작 및 종료 연도 및 월 자료를 사용하였다. 구체적으로 각 일자리별 근속연수 변수는 다음과 같은 방법을 통하여 형성하였다. 먼저, 당해연도에 일자리 관련 정보가 제공되는 경우 동 일자리의 개시 및 종료 시점을 우선적으로 사용하였다. 만약 응답한 일자리의 시작 혹은 종료 연도를 응답하였으나 월 정보는 제공하지 않은 경우에는 해당 사건이 6월에 발생한 것으로 일괄적으로 간주하였다. 특히, 해당 일자리가 과거에서부터 현재까지 계속 근무중인 일자리인 경우에는 현재의 근속연수 도출을 위해 해당 인터뷰가 실시된 연·월 정보를 사용하였으며 인터뷰 실시 월에 대한 정보가 누락된 경우에는 해당 인터뷰가 10월에 이루어진 것으로 가정하였다. 이는 고령화연구패널은 하반기 중 해당연도 설문조사를 실시하는 것이 일반적이고, 전체 표본중 3/4분기 및 4/4분기에 응답한 비율이 각각 17.6%, 82.4%임을 고려하여 결측치는 응답이 10월에 이루어진 것으로 간주하였다. 두 번째로 이번 기에는 설문 전체 혹은 일자리 관련 정보를 응답하지 않았으나 다음 기에 실시된 조사에서 과거 일자리 관련 정보를 입수할 수 있는 계속 근무 중인 일자리의 경우에는 근속연수 형성을 위해 당해연도 근속연수 산정 시점을 10월로 간주하고 근속연수를 산출하였다. 동 절차를 통해 시작 및 종료 연도를 식별할 수 없는 일자리의 경우에는 분석대상에서 제외하였다.

한편, 논의를 단순화하기 위해 본 연구에서는 특정 일자리에선 벗어나 징검다리 일자리로 이직하거나 혹은 실업 등을 경험하는 경우에는 해당 기업 고유 인적자본이 초기화되는 것으로 가정하였다. 또한, 특정 기업과 무관하게 어떤 일자리에서든 활용할 수 있는 일반적인 용도의 기술 혹은 지식의 경우 일반적인 인적자본으로 분류할 수 있으며, 본 연구에서는 동 인적자본을 근로자의 연령이 포착한다고 간주하였다.<sup>37)</sup>

**소득** 소득변수로 월별 근로소득을 사용하였다. 만약, 응답자가 월평균 소득을 보고했을 경우 임금근로자의 경우 직장에서 받는 세전 월평균 소득을, 자영업자는 현재 사업에서 얻는 비용을 제외한 월평균 소득을 추가조정 없이 사용하였다. 반면, 월평균 소득을 보고하는 대신 연 소득을 응답했을 경우 이를 12로 나누어 월 소득으로 전환하였다.<sup>38)</sup> 이후 2020년 소비자물가지수를 통해 실질 월평균 소득을 산출하였다.

**주된 일자리** 주된 일자리를 정의하는 데 있어 생애 기간 중 일했던 일자리 가운데 가장 중요한 일자리 혹은 가장 오랜 기간에 걸쳐 경험한 일자리로 나타내는 것이 일반적이다(신동균, 2009). 이러한 정의에 근접하는 일자리의 식별을 위해서는 특정 개인의 전 생애 기간에 걸친 평균 근로시간, 근로소득, 근속연수 등과 관련된

35) 예를 들어 응답한 특정 일자리에서의 근무 시작 및 종료 시점이 각각 2010년 3월 및 2012년 10월인 경우 동 일자리에서의 근속연수는 2.67년으로 계산하였다.

36) 예를 들어 2012년 12월에 실시된 조사에서 응답한 일자리에서 현재 계속 근무 중이며 동 일자리에서 2010.3월부터 일하기 시작했다면 현시점에서 계산된 동 일자리 근속연수는 2.83년이다.

37) 일반적인 인적자본의 경우 어느 일자리에서든지 사용할 수 있는 일반적인 기술 혹은 지식을 나타내며, 근로경험을 통하여 축적된다. 즉, 노동시장 전체에서의 근속연수가 동 인적자본의 정도를 나타낼 것인데 고령화연구패널은 만 45세 이상의 중고령자를 대상으로 설문조사를 하고 있어 전 생애 기간에 대한 근속연수를 파악하는 것이 어려울 뿐만 아니라, 본 연구가 분석 대상을 주된 일자리를 가진 남성으로 제한하고 있음을 고려하여 III절에서는 고령자의 연령이 노동시장 전체에서의 근속연수를 반영하는 것으로 간주하였다.

38) 소득변수로 주당 근로시간, 급여 주기 등을 통해 산출한 시간당 임금을 사용할 수 있으나, 주당 평균 근로시간이 50시간(60시간) 이상인 일자리가 전체 보고된 일자리 중 37.0%(23.4%)를 차지하는 등 상당수 일자리에서 보고된 근로시간이 과도하다는 점을 고려하여 본 연구에서는 월평균 소득을 종속변수로 사용하였다.

정보를 종합적으로 사용해야 하겠으나, 현실적인 데이터에 대한 접근성을 고려하여 본 연구에서는 최초 설문조사에서 응답한 일자리가 최소 7년 이상 계속 근무한 일자리인 경우 동 일자리를 주된 일자리로 간주하였다. 또한, 주된 일자리에서 이탈한 이후 이직한 일자리를 징검다리 일자리로 정의하였다.

**산업 및 직종 분류** 고령화연구패널에서 제공하는 산업·직종 대분류를 기준으로 산업·직종을 구분하였다. 다만, 산업분류가 농림어업 및 가사서비스인 경우 여타 산업과의 이질성 등을 고려하여 분석대상에서 제외하였다.<sup>39)</sup> 한편, 주된 일자리가 속한 산업 및 동 일자리에서의 직종을 각각 고령자의 주된 산업 및 주된 직종으로 간주하였다.

**건강 상태** 선행연구에서는 건강 상태에 대한 주관적인 평가, 사회 및 가정에서 요구되는 다양한 기능을 수행할 수 있는지 여부, 만성질환 보유 여부 등은 생산성 및 노동시장 참여 결정에 중요한 역할을 한다고 제시하고 있다(Currie and Madrian, 1999; French, 2005; Porterba et al., 2017; Blundell et al., 2023). 그런데 설문조사를 통해 입수한 주관적인 건강 상태를 그대로 개인의 건강 상태로 받아들이는 경우 자기합리화 편의 등으로 인해 회귀계수 추정치가 불편성을 만족하지 않을 수 있다. 그러므로 이러한 잠재적인 편의의 발생 가능성을 최소화하기 위해 본 연구에서는 Blundell et al. (2023)의 선행연구 결과를 참조하여 주관적으로 평가한 건강 상태, ADL (Activities of Daily Living), IADL (Instrumental Activities of Daily Living) 및 건강 상태로 인한 활동(일) 제한 변수를 사용하여 주성분 분석을 수행한 이후 가장 큰 고유치를 갖는 주성분을 건강 상태 지수로 간주하고 주성분 점수에 따라 그룹화하고 주관적인 건강 상태를 ‘ 좋음’, ‘보통’ 및 ‘나쁨’으로 응답한 비율과 같아지도록 설정함으로써 범주형 단일 건강 상태 변수를 산출하였다.<sup>40)</sup>

39) 또한, 추가적으로 국제기구 종사자의 경우에도 여타 산업 종사자들과 상당한 이질성이 존재할 뿐만 아니라 관측치 수 또한 현저히 적어 분석에 부적합하다고 판단하여 제외하였다.

40) 고령화연구패널은 ‘현재 건강 상태를 어떻게 생각하십니까?’라는 질문에 대해 5점의 척도로 개인이 평가한 주관적인 건강 상태를 집계하고 있다(1. 아주 건강하다 / 2. 건강한 편이다 / 3. 보통이다 / 4. 건강하지 않은 편이다 / 5. 건강이 아주 안좋다). 본 연구에서는 ‘4’ 혹은 ‘5’를 선택한 경우 건강상태를 ‘나쁨’으로, ‘3’을 선택한 경우 건강상태가 ‘보통’으로, ‘1’ 혹은 ‘2’를 선택한 경우 건강상태가 ‘ 좋음’인 개인으로 간주하였다.

**기타변수** 공적(사적)연금은 분석기간 중 최소 1회 이상 국민연금 혹은 특수직연금(개인연금)을 수령한 것으로 응답한 개인은 전체 분석기간 중 공적(사적)연금수급권을 획득하고 있는 것으로 간주하였다. 가구의 자산 및 부채는 고령화연구패널에서 제공하는 가구별 총자산 및 총부채 항목에 대한 응답을 사용하였다.

#### 〈부록 C〉<sup>41)</sup>

기술통계 분석을 통해 우리나라 근로자의 생애주기 후기에 발생하는 소득과 일자리의 특성 변화에 대해 살펴본 결과 다음과 같은 네 가지 두드러진 특징을 확인할 수 있다. 먼저, 연령이 늘어나면서 발생하는 고령자의 소득하락과 일자리, 산업 혹은 직종 변화 간에는 상당히 밀접한 관계가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 코호트 효과가 소득-연령 프로필에 미치는 영향은 제한적인 것으로 판단된다. 셋째, 상당수 고령자가 생애주기 후기에 일자리 변동을 경험하는 것으로 나타났다. 마지막으로 평균적인 소득-연령 프로필은 점진적으로 우하향하지만, 개별 고령자의 소득과 연령 간의 관계는 이직을 경험하는지에 따라 상당히 이질적인 것으로 나타났다.

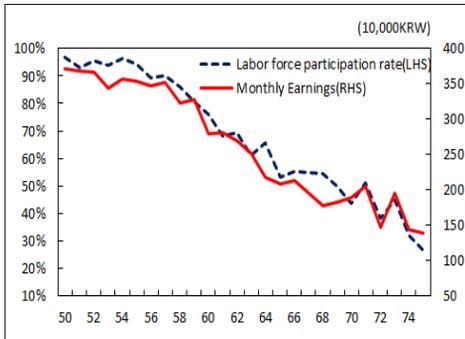
〈Figure C1〉는 연령에 따른 노동시장참가율 및 월 소득을 나타낸다. 고령자 중 근로자의 비율과 소득은 모두 연령이 증가함에 따라 감소하며, 이러한 변화는 특히 58~65세일 때 두드러지는 것으로 나타났다. 노동시장참가율과 월평균 근로소득은 50세일 때 각각 97% 및 371만원 이었으나, 이후 계속 하락하면서 75세일 때는 약 27%만이 근로 중이며 이들의 월평균 근로소득은 139만원에 그치는 것으로 나타났다. 특히, 57세인 경우와 비교할 때 65세 고령자의 노동시장참가율은 약 37%p가 감소하고 월 소득 또한 약 41% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 관측되는 연령-소득 프로필은 소득하락의 원인을 분석하는 데 있어 선택편의 문제가 나타날 수 있어, 실증분석 시 이를 적절히 고려할 필요성이 있음을 시사한다.

〈Figure C2〉는 연령별로 주된 커리어(일자리, 산업 및 직종)에서의 이탈을 경험하는 고령자의 상대 비중을 나타내며 60세를 전후로 주된 커리어 변화가 집중적으

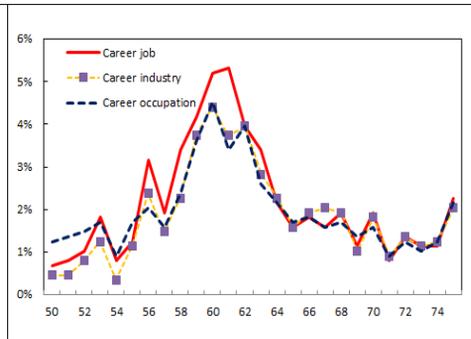
41) 〈Figure C1〉~〈Figure C6〉은 개인-연령별 표본 재구축 이전의 데이터를 활용하여 소득, 이직 등 실증분석에 필요한 정보를 모두 포함한 관측치만을 사용하여 도출하였다. 한편, 〈Figure C7〉과 〈Figure C8〉은 최종표본을 사용하여 도출하였다.

로 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 이는 나이가 들어감에 따라 고령자들이 경험하는 노동시장에서의 이탈 및 소득하락이 커리어 변화와 밀접하게 연관되어 있을 수 있음을 시사한다. 다만, 64세 이전까지는 주된 일자리로부터의 은퇴는 여타 변화와 일부 구분되는 것으로 보이지만, 64세 이후로는 커리어 변화 과정에 일자리, 산업 혹은 직종 변화가 혼재되어 있는 것으로 보인다.

〈Figure C1〉 Labor force participation rate and average monthly earnings by age



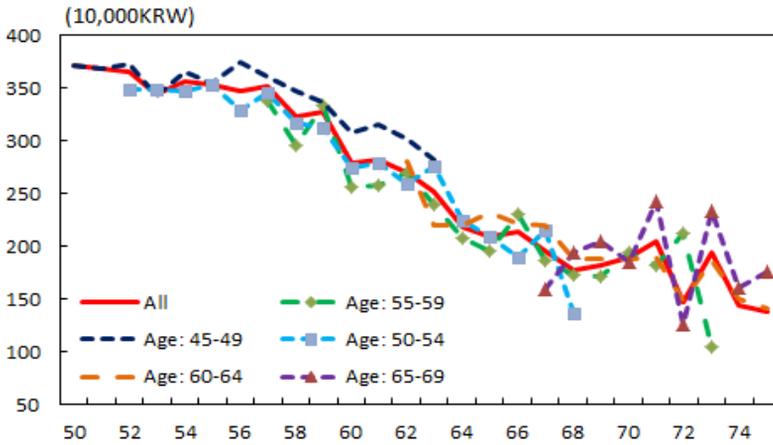
〈Figure C2〉 Career-job, -industry and -occupation displacement by age



〈Figure C3〉는 평균 연령-소득 프로파일과 최초 설문 조사에서의 연령을 기준으로 설정한 코호트 그룹별 연령-소득 프로파일을 나타낸다. 만약 상대적으로 나이가 적은 세대일수록 고등교육을 받은 인구의 비중이 높다면 이들의 소득수준은 이전 세대가 동일한 나이였을 때 보다 높을 수 있으며, 이러한 차이를 고려하지 않고 도출한 전 세대에 걸친 평균 연령-소득 프로파일은 우하향하더라도 세대별로 구분된 연령-소득 프로파일은 우상향할 가능성이 있다.<sup>42)</sup> 확인 결과 우리나라 노동시장에서는 연령대별 특성 차이가 두드러지지 않은 것으로 보인다. 다만, 이러한 결과는 앞에서 언급한 선택편의에 따른 것일 수 있어 해석에 주의가 요구된다.

42) Charni (2019)는 프랑스와 영국의 데이터를 사용하여 일반적으로 확인되는 역-U자형의 생애 임금 프로파일은 고령자의 연령이 증가함에 따라 임금이 하락하면서 발생하기보다는 주로 최근 세대일수록 과거의 세대보다 소득수준이 높아 발생한다고 분석하였다.

〈Figure C3〉 Cohort-specific age-earnings profiles

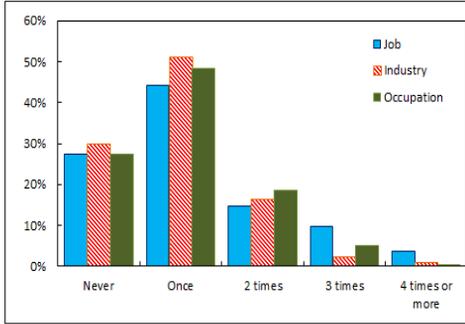


Note: The groups are defined in the first wave that they are observed.

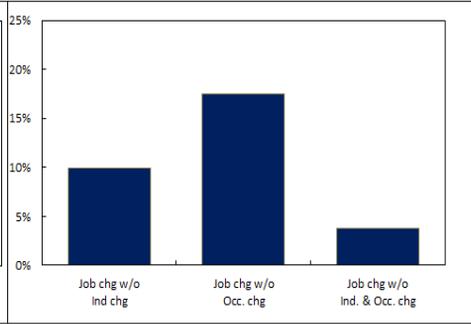
〈Figure C4〉는 분석 기간 중 주된 일자리에서 은퇴를 경험한 고령자의 비중을 나타낸다. 70% 내외의 고령자들은 분석 기간 중 1회 이상 일자리, 산업 혹은 직종에서의 은퇴를 경험하였으며, 2회라고 답한 고령자들도 약 15~19%인 것으로 나타났다. 한편 3회 이상 산업 혹은 직종 변화를 경험한 고령자는 각각 3% 및 6%인 반면, 3회 이상 고용주의 변화를 경험한 고령자들은 약 14%인 것으로 나타났다. 〈Figure C5〉는 산업 혹은 직종 변화를 동시에 수반하지 않는 주된 일자리로부터 은퇴하는 고령자의 비중을 보여준다. 확인 결과 주된 일자리에서 은퇴는 상당히 빈번하게 산업 혹은 직종의 변동을 수반하는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 주된 일자리로부터의 은퇴 시 발생하는 임금 하락 중 일정 부분은 그간 오랜 기간 근무하면서 축적한 기술 및 노하우 중 상당 부분을 새로운 일자리에서는 사용할 수 없게 되면서 발생하였을 가능성이 있음을 보여준다. 43)

43) Neal(1995), Parent(2000) 등은 산업 특유 근속연수가, Kambourov and Manovskii(2009), Sullivan(2010) 등은 직종 특유 근속연수가 임금 결정에 있어 주요 요인이라고 제시하였다.

〈Figure C4〉 Frequency of job, industry and occupation displacement for elderly workers



〈Figure C5〉 Career-job displacement do not accompanying industry or occupation changes

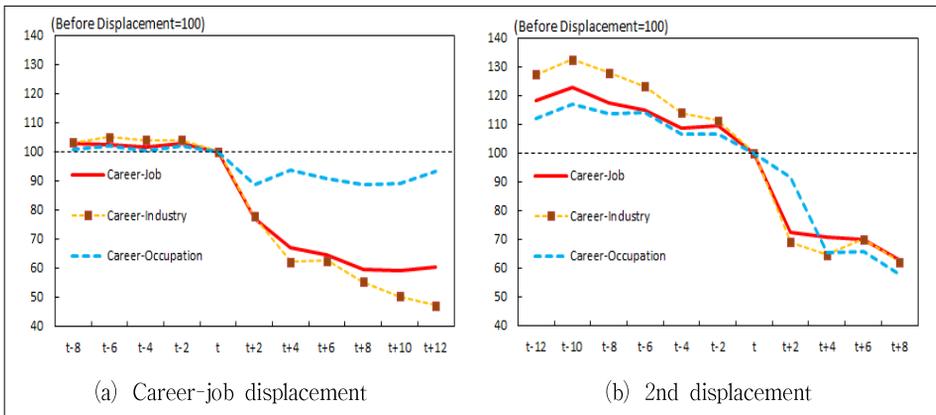


〈Figure C6〉은 기존 일자리에서 은퇴하기 직전 조사( $t$ 기)에서 받은 소득을 100으로 표준화한 후 이탈 후 가진 직업에서의 상대적인 소득수준을 보여준다. 먼저, 주된 일자리에서 은퇴하기 이전까지는 소득이 횡보하지만 이탈한 이후에는 상당한 수준의 소득감소를 경험하는 것으로 나타났다. 즉, 고령자의 임금 하락은 이들의 연령 증가뿐만 아니라 일자리의 변화 혹은 과거 오랜 기간 수행해 오던 것과 다른 종류의 업무를 하게 되면서 발생하는 것으로 판단된다. 구체적으로 살펴보면, 먼저 고령자들은 주된 일자리 혹은 산업에서 이탈하는 경우 모두 첫해 월 소득이 20% 이상 하락하고 2년 후에는 약 35% 내외 수준까지 하락하며 상당한 시간이 흐른 뒤에도 이전 수준의 소득을 회복하지 못하는 것으로 나타났다.<sup>44)</sup> 반면, 직종 변화의 경우 주된 직종에서 이탈 직후 소득이 11% 하락한 이후 횡보하는 모습을 보이면서 소득감소가 일자리 혹은 산업변동을 경험하는 경우에 비해 상대적으로 적은 것으로 나타났다. 이러한 차이 중 일부는 〈Figure 4〉를 고려할 때 주된 산업의 변동 시에 일자리의 변동을 수반하는 경우가 주된 직종의 변화보다 더 빈번하게 나타나기 때문에 발생하는 것으로 추측된다. 한편 분석 기간 중 가진 두 번째 일자리의 경우에는 이탈 이전부터 소득이 감소하는 모습을 보이며 특히, 이탈이 일자리 혹은 산업

44) Krolkowski et al. (2020)은 청년의 실직과 이에 따른 소득의 변화에 대해 분석하였는데, 본 연구에서 분석한 고령자의 경우와 유사한 결과를 제시하고 있다. 이들의 분석결과 청년층의 이직은 약 11천 USD 수준의 즉각적인 연 소득의 하락을 초래하는 것으로 나타났다. 특히, 부모와 멀리 떨어져 거주하는 청년의 경우에는 이직 후 6년이 흐른 뒤에도 직전 직장에서도 연 소득이 여전히 7천 USD 정도 낮은 것으로 분석하였다.

에서 발생한 첫해에는 월 소득이 약 30% 내외로 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 주된 일자리 이탈인지 혹은 추가적인 일자리 이탈인지 여부와 무관하게 이직은 고령자의 소득 변동과 밀접한 관계가 있는 것으로 판단된다.

〈Figure C6〉 Monthly earnings before and after the career-job, -industry, or -occupatin displacement

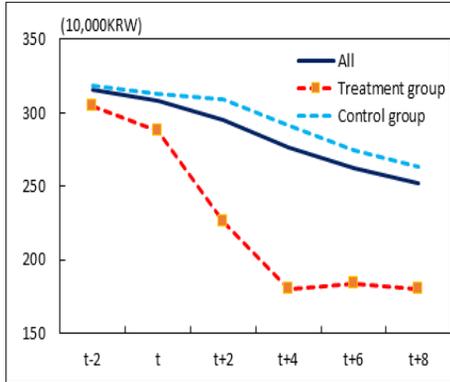


Note: The earnings from new job are regarded as after earnings and earnings received from previous position are regarded as before earnings.

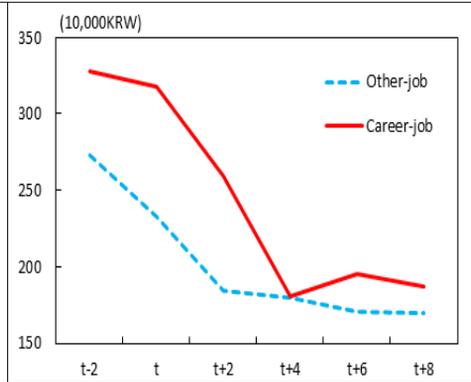
〈Figure C7〉와 〈Figure C8〉은 개인-연령별 패널자료를 통해 구축한 최종표본에서 나타나는 시간의 흐름에 따른 소득 변화를 보여준다. 먼저 〈Figure C7〉를 보면,  $t-2$ 기와 비교할 때 이후 10년간 소득은 평균적으로 약 20% 하락하여 평균소득은 나이가 들면서 점진적으로 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 점진적인 변화의 이면에는 이직을 경험하는지 그리고 이러한 이직이 주된 일자리로부터의 이탈인지에 따라 상당한 이질성을 내포하고 있는 것으로 보인다. 이직을 경험한 고령자 (treatment group)의 이직 직후( $t+2$ 기)의 소득은 이직 직전( $t$ 기) 보다 약 21% 급감하며 이후 지속적으로 소득이 하락하면서 이직 6년 차( $t+8$ 기)의 소득수준은 이직 직전의 63%에 그치는 것으로 나타났다. 반면, 통제집단에 속하는 고령자의  $t+8$ 기 소득은  $t$ 기의 84% 수준으로 하락 속도가 완만한 것으로 나타났다. 한편, 〈Figure C8〉은 처치집단에 속한 고령자를 다시 주된 일자리 혹은 징검다리 일자리 (주된 일자리 이외)에서의 이직 경험자인지 구분하여 보여주고 있는데, 특히 주된 일자리로부터 이직하는 경우 소득이 감소하는 정도가 징검다리 일자리일 때 보다

상대적으로 큰 것으로 나타났다. 45)

〈Figure C7〉 Earnings for displaced and non-displaced workers



〈Figure C8〉 Earnings of workers experienced career-job or other-job displacement



Note: Individuals who experienced (did not experience) job displacement between period  $t$  and  $t+2$  are categorized as treatment (control) group.

45)  $t \sim t+8$ 기 중 주된 일자리와 징검다리 일자리에서 은퇴한 근로자의 소득은 각각 41% 및 27% 하락한 것으로 나타났다.

## The Income Cliff Effect after Retirement in South Korea\*

Taehee Oh\*\* · Jangyoun Lee\*\*\*

### Abstract

This study utilized the Korean Longitudinal Study of Aging to capture the rapid decline in income at the end of working life (“Income Cliff Effect”) and identified the main causes behind it. The empirical analysis from the Heckman 2-stage fixed-effect models reveals that the labor income of older workers decreases by an average of 42% from the age of 58 to 68, and it is estimated that aging and the separation from career jobs explain 89% of this income decline. Furthermore, while a transition to bridge-job employment has a short-term negative impact on income, a transition from a career job not only leads to a larger decrease in income but also results in a prolonged negative income shock. In particular, this income cliff effect is mainly observed among the high-education and high-income groups. These findings suggest that in order to reduce the high elderly poverty rate in Korea, support should focus on qualitative rather than quantitative aspects of post-retirement jobs for ensuring the better use of experiences and expertise acquired during their working life.

**Key Words:** income cliff effect after retirement, KLoSA, Heckman 2-stage fixed-effect  
**JEL Classification:** J6, J3

---

*Received: Aug. 4, 2023. Revised: Oct. 12, 2023. Accepted: Oct. 31, 2023.*

\* A special thanks to Seungduck Lee, Si-Gyun Lee and conference participants at Korean Employment Panel Study Conference 2023 for their helpful advice and discussions. We would like to thank the two anonymous reviewers for their constructive suggestions and comments. Any remaining errors are solely ours.

\*\* First Author, Assistant Professor, Department of Economics, Incheon National University, 119 Academy-ro, Yeonsu-gu, Incheon, 22012, Rep. of Korea, Phone: +82-32-835-8535, e-mail: toh23@inu.ac.kr

\*\*\* Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Incheon National University, 119 Academy-ro, Yeonsu-gu, Incheon, 22012, Rep. of Korea, Phone: +82-32-835-8534, e-mail: jylee22@inu.ac.kr