

연구논문

다중상태 생명표 모형을 활용한 중고령층의 근로 및 은퇴 생애과정 연구*

An Analysis of the Work and Retirement Life Course of Middle- and Old-Aged Koreans
Using Multi-State Life-Table Models

우해봉*

Haebong Woo

본 연구는 패널조사에 기초한 다중상태 생명표 모형을 활용하여 우리나라 중고령층의 근로와 은퇴 그리고 사망으로 이어지는 생애과정을 분석하고 있다. 또한 기존의 생명표 분석이 성별 차이만을 고려하였음에 비해 본 연구는 교육수준을 추가적으로 고려하여 생명표를 작성함으로써 근로 및 은퇴 생애과정에서 관측되는 사회계층별 이질성을 추가적으로 고려하고자 하였다. 분석 결과는 근로 및 은퇴 생애과정이 성별 그리고 교육수준별로 매우 이질적인 패턴을 보이고 있음을 보여 주었다. 성별 차이와 관련하여 여성은 남성에 비해 생존기간이 길지만 취업 기대여명이 낮음과 동시에 미취업 기대여명이 높게 나타남으로써 전체 생존 기간에서 미취업 기간이 차지하는 비중이 매우 높은 모습을 보여 주었다. 교육수준별 차이와 관련한 분석 결과는 전반적으로 취업 기대여명에서는 뚜렷한 차이가 관측되지 않는 반면, 미취업 기대여명에서의 격차가 유의미하게 나타남으로써 교육수준별 근로생애 차이는 대체로 미취업 기대여명에서의 차이임을 보여 주었다. 보다 구체적으로, 교육수준이 낮은 개인들은 교육수준이 높은 개인들과 유사한 수준의 취업 기대여명을 갖고 있지만, 미취업 기대여명이 유의미하게 낮음으로 인해 생존 기간의 보다 큰 비중을 노동시장에서 체류하고 있음을 보여 주었다.

주제어 : 다중상태 생명표 모형, 근로, 은퇴, 성, 교육

* 본 연구는 국민연금연구원에서 수행한 “사회계층별 차별 사망력과 공적연금제도”의 일부분을 수정·발전시킨 것이다. 본 연구에 대해서 유익한 논평을 해 주신 익명의 논평자들에게 감사드린다. 본 연구는 연구자의 개인적 의견이며 소속기관의 공식적 견해가 아님을 밝힌다.

** 국민연금연구원 부연구위원 우해봉.

E-mail: haebongwoo@gmail.com

This study analyzed the work and retirement behavior of middle- and old-aged Koreans using panel-data based multi-state life table models. Compared to previous studies that have mainly focused on gender differences in the work and retirement behavior, this study also analyzed educational differences in the retirement life course. With respect to the heterogeneity of work and retirement experiences, this study finds that the retirement life course of men and women differs substantially. Despite their longer life spans, women are expected to have shorter working life expectancies but live in a non-working state longer, resulting in a substantially higher proportion of non-working state in their lives. In terms of educational differences, this study finds that there is little difference in the expected length of stay in the labor force across educational levels but that poorly educated persons are more likely to spend a greater proportion of their lives in the labor force due to their shorter non-working life expectancies.

Key words: multi-state life-table model, work, retirement, gender, education

I. 서론

현대 사회에서 은퇴 개념이 갖는 친숙성에도 불구하고, 20세기 전반부까지도 빈곤이나 건강 악화 등으로 인해 노년기는 불확실성으로 가득찬 생애주기의 성격을 강하게 띠고 있었다(Costa 1998). 은퇴가 하나의 사회적 규범으로 제도화된 것은 대체로 20세기 후반부 이후라고 할 수 있다. 특히 사회보장제도의 확립과 강제 퇴직의 제도화 그리고 사적연금제도의 발전으로 인해 은퇴는 뚜렷한 패턴이 관측되는 규범화된 생애 단계로서의 성격을 급속히 확립하게 되었다. 그러나 최근 한국 사회가 경험하고 있는 것처럼 은퇴 생애과정은 20세기 후반부를 거치면서 또다시 광범위한 불확실성에 직면하게 되는 상황을 맞이하게 되었다. 물론 은퇴 과정을 둘러싼 새롭고도 광범위한 불확실성의 존재에도 불구하고 현재까지 은퇴가 여전히 규범적으로 강한 영향력을 발휘하고 있다는 점 또한 사실이다.

이렇듯 노년기를 둘러싼 광범위한 불확실성의 도래에도 불구하고 여전히 많은 개인들이 은퇴를 생애과정을 구성하는 중요한 하나의 단계로 인식하는 현상은 기대수명의 연장

과 노동활동 인구의 감소와 더불어 은퇴자를 장기간 부양하는 데 따르는 재정적 부담을 가중시킬 위험을 높이고 있으며, 이로 인해 서구 선진국들은 은퇴와 관련된 사회적 비용을 분산시키고자 다양한 방안들을 강구하고 있다. 예컨대, 공적 노후소득보장제도의 재정적 안정성 제고, 개인연금이나 퇴직연금의 발전, 개인저축의 증대, 혹은 중고령층의 노동시장 참여 제고 등이 이러한 방안들로 제시되고 있다(Diamond & Orszag 2004; Munnell & Sass 2009).

우리나라의 경우도 이미 2000년에 고령화 사회에 진입하는 한편 그 진입 속도가 다른 국가들에 비해 매우 빠르다는 점에서 인구 고령화 문제는 다른 서구 선진국들에 비해서 더욱 심각한 사회경제적 위험요소로 간주되고 있다. 대표적인 공적 소득보장제도인 국민연금제도가 저부담·고급여 체계로 설계되어 있는 관계로 재정 불안정 문제가 지속적으로 제기되어 왔으며, 이에 따라 최근까지 국민연금 수급개시연령의 상향 조정이나 소득 대체율의 하향 조정과 같은 일련의 재정 안정화 조치들이 단행되었다.¹⁾ 그러나 현재 우리나라 중고령 노동시장의 현황이나 조기퇴직 문제의 심각성을 고려할 때 단순히 재정 안정화만을 강조하는 조치들은 노후소득보장에 있어서의 공백 기간을 확대시키는 부정적인 기능도 지닐 수 있음에 유의할 필요가 있다. 이에 따라 우리나라의 경우에도 근로 유인을 제고하는 한편 연금제도적 측면에서도 점진적 은퇴(gradual retirement)를 유도할 수 있는 부분연금(partial pension)이나 가교연금(bridge pension)과 같은 제도들의 도입에 관한 논의가 이루어진 바 있다(김원섭 외 2007; 윤석명 외 2003).

물론 인구 고령화로 인해 야기되는 부정적 함의들을 완화시킬 수 있는 다양한 제도 개선안들이 보다 적실성 있는 방안으로 자리잡기 위해서는 기본적으로 정책적 개입 대상 집단의 근로 및 은퇴 생애과정에 대한 보다 정확한 현황 파악이 선결 조건이라고 할 수 있다. 그러나 현재까지 인구 전체의 근로-은퇴 생애과정의 패턴이나 그 내부적 이질성과 관련된 경험적 연구는 매우 부족한 실정이다. 특히 베이비붐 세대가 은퇴기에 접근함에 따라 나타나는 인구구조에서의 급격한 변화를 고려할 때 근로-은퇴 생애과정의 패턴과 그 내부적 이질성에 대한 분석은 국가 차원의 사회보장제도 재구조화를 위한 기초 자료의 역할뿐만 아니라 개인적 차원에서의 노후준비와 관련해서도 그 필요성이 매우 높다고 할 수 있다.

1) 1998년의 국민연금법 개정은 재정 안정화 측면에서 현재 60세인 노령연금 수급개시연령을 2013년부터 5년 단위로 1세씩 연장하여 2033년에는 65세가 되도록 조정하였다. 또한 2007년의 법 개정은 소득대체율을 점진적으로 40%로 하향 조정하는 한편 조기노령연금의 감액률을 6%로 상향 조정함으로써 국민연금 조기수급에 따른 불이익을 강화시켰다.

이러한 측면에서 본 연구는 다중상태 생명표 모형(multi-state life-table model)을 활용하여 우리나라 중고령 남성과 여성의 근로-은퇴 생애과정의 패턴을 살펴보는 한편 그 내부적 이질성을 분석하고 있다. 특히 기존 연구들에 비해 본 연구는 패널조사 자료에 기초한 생명표 모형을 사용하고 있는데, 최근 우리나라의 경우에도 대규모의 패널조사가 많이 실시되고 있다는 점에서 패널조사의 장점을 최대한 활용하고자 하는 성격도 지니고 있다. 또한 생명표 모형과 관련된 대부분의 기존 연구들이 성별 차이에 분석의 초점을 맞춘 것과 달리 사회계층을 표상하는 대표적인 지표인 교육과 근로생애 사이의 연관성을 추가적으로 분석하고 그 함의를 도출하고 있다.

II. 생명표 모형과 근로 및 은퇴 생애과정 연구

비록 근로 및 은퇴 생애과정을 분석하는 다양한 방법이 존재하지만, 노동력의 유지·소멸 혹은 개인의 취업·미취업 생애를 압축적으로 기술하는 가장 일반적인 분석도구 중의 하나는 생명표 모형을 활용하는 것이다.²⁾ 생명표의 유형은 크게 코호트 생명표와 기간 생명표로 구분해 볼 수 있다. 기본적으로 코호트 생명표(cohort life-table)가 어떤 실제 코호트(real cohort)의 전 생애에 걸친 사망력 경험을 단순히 기록하는 도구라고 한다면, 기간 생명표(period life-table)는 어떤 가상 코호트(synthetic or hypothetical cohort)가 전 생애 동안 특정한 준거기간의 사망력 조건을 따를 경우에 경험하게 될 사망력 패턴을 묘사하는 하나의 모형(model)이라고 할 수 있다(Preston et al. 2001: 42). 비록 사회과학 분야에서 코호트 생명표를 구성하여 활용하는 경우도 있지만(Waldron 2007), 일반적으로 자료의 제약 등으로 인해 기간 생명표가 보다 광범위하게 활용되는 경향이 있다.

전통적으로 생명표 모형을 근로 혹은 은퇴 생애과정 연구에 적용하는 방식은 기간 생명표 형식으로 노동생명표(working life-table)를 작성하는 것이었다. 특히 노동생명표는 일반 생명표상의 기대여명(life expectancy)에 대응하는 노동기대여명(working life expectancy)을 산출하여, 기대여명과 노동기대여명 사이의 간극을 압축적으로 보여 줄

2) 비록 생명표가 다양한 지표들(예컨대, q_x , l_x , d_x , L_x , T_x)을 포함하고 있지만, 생명표를 통해 최종적으로 도출되는 그리고 가장 빈번히 활용되는 지표는 기대여명(e_x : 주어진 연령(대)별 사망률의 적용을 받을 경우에 어떤 특정의 연령(x)에서 예상되는 평균 생존기간(년))이다. 이러한 측면에서 본 연구의 생명표 모형 또한 기대여명에 초점을 맞추어 분석을 진행하기로 한다.

수 있기에 고령인구 부양에 필요한 각종 사회정책 수립을 위한 중요한 기초자료의 역할을 할 수 있다(이흥탁 1994). 우리나라의 경우에도 노동생명표의 작성은 노동기대여명의 측정과 전망을 위해 활용된 바 있다(박경애·최기홍 2006; 박원란 2001). 또한 노동생명표상에 직접적으로 은퇴 개념이 사용되지는 않지만, 노동생명표가 근로활동기간을 산출한다는 측면에서 은퇴 연령의 추정에도 활용된 바 있다(장지연·호정화 2002; 황수경 2005).

전통적인 형식의 노동생명표 작성을 위해서는 경제활동참가율이나 취업률과 같은 추가적인 정보가 요구되지만, 노동생명표의 작성 절차는 일반 생명표의 작성 절차와 기본적으로 동일한 구조를 취하고 있다. 그러나 일반 생명표가 출생에서 사망으로의 단순한 전환 과정(single decrement processes)을 기술하는 모형임에 비해, 노동생명표가 분석하고자 하는 과정은 생존 기간을 취업-미취업 혹은 경제활동-비경제활동 등으로 구분함으로써 사망 이외의 상태(state)간 이동을 추가적으로 허용하는 복합적인 전환 과정(multiple decrement or increment-decrement processes)이라는 점에서 중요한 차이가 있다.

현재까지 국내에서 이루어진 노동생명표 모형은 그 응용 분야에서의 차이에도 불구하고 대체로 다중감소 생명표 모형(multiple decrement life-table model)에 기초하고 있다.³⁾ 다중감소 생명표 모형에 기초한 노동생명표가 사망이라는 단일의 감소 요인만을 고려하는 일반 생명표에 비해 은퇴(미취업·비경제활동)와 사망이라는 복수의 감소 요인을 고려하는 차이는 있지만, 일반 생명표와 마찬가지로 일방향적인(unidirectional) 전환만을 허용한다는 점은 동일하다. 일반적으로 다중감소 생명표 모형은 사망원인별 생명표(cause-specific life-table)의 경우처럼 복수의 감소 원인이 존재하는 동시에 일방향의 전환(생존 → 사망)만이 가능한 경우에는 명확히 정의될 수 있다. 그러나 경제활동 혹은 취업 상태처럼 복수의 감소 요인이 존재하는 동시에 쌍방향적인 전환(예컨대, 취업 ⇄ 미취업)이 가능한 경우 노동생명표의 작성 과정에는 추가적인 가정(unimodality)이 요구된다.⁴⁾ 그러나 현실에서 발생하고 있는 상태 사이의 구체적인 이동을 보다 정확하게 묘

3) 전통적인 노동생명표 작성의 구체적인 절차에 대해서는 위에서 언급한 거의 모든 문헌에서 자세히 설명하고 있다.

4) 전통적인 노동생명표의 경우 단봉성(unimodality) 가정에 극대점(대체로 30대 중반)까지는 경제활동참가율이 상승하며 이후 감소하는 패턴을 상정하게 된다. 경제활동참가율이 최대가 되는 연령까지는 노동시장으로부터의 이탈은 모두 사망에 기인하는 것으로 간주되며, 그 이후에는 추가적인 가담(accession)이 없는 동시에 노동시장으로부터의 이탈은 은퇴와 사망으로 분리된다(Scheon & Woodrow 1980).

사하기 위해서는 다중감소 생명표 모형보다는 쌍방향적인 이동까지를 포함하는 다중상태 생명표 모형이 보다 바람직하다는 점에서는 거의 의문이 없다(Schoen 1988; Schoen & Woodrow 1980).

이러한 측면에서 최근 생명표 모형에 있어서 일방향적인 전환뿐만 아니라 쌍방향적인 전환을 명시적으로 허용함으로써 엄격히 설정된 가정 대신 실제로 발생하고 있는 상태 사이의 전환을 보다 정확히 포착하는 다중상태 생명표 모형에 대한 관심이 높아지고 있다. 다중상태 생명표 모형에 대한 관심은 특히 상태 사이의 복합적인 전환을 관측 가능하게 하는 패널조사 자료의 등장과 더불어 급격히 증가하는 양상을 보여 주고 있다. 현재까지 패널조사 자료에 기초한 다중상태 생명표의 작성은 대체로 활동적 기대여명(혹은 건강기대여명)의 측정연구들(우해봉 2009; Cai et al. 2010; Lievre et al. 2003; Peres et al. 2005)에서 빈번히 활용되고 있지만, 노동생명표를 통한 근로 혹은 은퇴와 관련된 연구에서의 응용은 많지 않다(Wamer et al. 2010).

Ⅲ. 자료 및 분석 방법

1. 자료

다중상태 생명표 모형을 통한 근로 및 은퇴 생애과정 분석과 관련하여 본 연구에서 사용하는 자료는 한국노동연구원이 1998년부터 2008년까지 매년 수집한 한국노동패널(KLIPS)이다. 비록 노동패널 개인 자료의 경우 15세 이상자를 대상으로 이들의 사회인구학적 및 경제활동 관련 정보를 수집하고 있지만, 낮은 연령대의 경우 2008년(제11차 조사)까지 사망이 발생한 사례가 상대적으로 많지 않다는 점에서 추정치의 안정성을 높이기 위하여 일정한 연령 제한을 가하기로 한다. 구체적인 분석 대상과 관련하여 본 연구는 1998년 제1차 조사 시점에서 35세 이상인 7,705명(남성 3,728명과 여성 3,977명)을 최종 분석 대상으로 하는데, 출생 코호트의 관점에서 볼 때 이들은 우리나라 베이비붐세대(1955~1963년생)의 하한계로 지적되는 1963년 및 그 이전 연도에 출생한 개인들로 구성되어 있다.

생명표 작성과 관련하여 본 연구에서 준거로 사용하는 변수는 성(gender)과 교육이다. 우리나라 통계청처럼 전통적으로 생명표는 성을 준거로 하여 연령별 사망력 패턴을

기술하는 도구로 빈번하게 사용되었으며, 일반 생명표를 응용한 노동생명표의 경우에도 성은 핵심적인 준거변수의 역할을 담당하였다. 결과적으로 현재까지 생명표(특히, 노동생명표) 분석에서 성 이외의 인구나사회학적 변수를 추가적으로 고려한 연구를 찾아보기는 쉽지 않다. 물론 이러한 점은 일반 생명표 혹은 노동생명표가 본 연구와 달리 집계 자료(aggregate data)를 활용한 관계로 다양한 인구나사회학적 변수에 기초한 정보를 획득하는 것이 매우 어렵다는 점과도 관련이 있다.

전통적인 생명표와 달리 사회조사, 보다 구체적으로는 패널조사 자료를 활용하는 본 연구의 경우 분석 대상 내부에 존재하는 이질성을 추가적으로 검토하고자 사회계층을 표상하는 대표적인 지표인 교육을 고려하기로 한다. 비록 직업이나 소득과 같은 변수들도 사회경제적 지위를 표상하는 주요 지표이지만, 교육은 여러 가지 측면에서 분석적인 이점을 지니고 있다. 우선 직업이나 소득에 비해 교육은 기본적으로 모든 개인들이 보유하고 있는 속성이라는 점에서 적용의 보편성이 높다. 또한 직업이나 소득이 생애과정을 거치면서 지속적으로 변화함에 비해 교육의 경우 대체로 청년기 동안에 그 과정을 모두 종료하기에 분석 결과의 인과적 해석 측면에서도 상대적으로 우위에 있다고 평가할 수 있다.⁵⁾

비록 근로 및 은퇴 생애과정에서의 사회계층별 차이를 보다 정교하게 분석하기 위해서는 가능한 한 사회계층 지표를 세밀히 분류하는 것이 바람직하지만, 본 연구처럼 사회조사 자료를 사용하여 (노동)기대여명을 추정하는 경우 자료상의 제약(특히, 표본 수) 또한 불가피하게 존재한다. 본 연구에서는 보다 안정적인 (노동)기대여명 추정치를 도출하기 위해 교육수준의 세부적인 구분 대신 두 집단으로 구분하는 가장 간명한 방식을 취한다. 보다 구체적으로, 본 연구에서는 최종 교육수준의 분포를 고려하여 조사 대상자들의 최종 이수 학력을 기준으로 하여 고졸 이상과 고졸 미만의 두 집단으로 구분하기로 한다(고졸 이상 3,413명, 고졸 미만 4,292명).

2. 분석 방법

근로 및 은퇴 생애과정 분석과 관련하여 본 연구는 전통적인 방법과 달리 사회조사 자료를 사용하여 생명표를 작성하고 있다. 이미 앞에서 개략적으로 설명했듯이 본 연구

5) 본 연구의 분석 대상자들이 1963년 및 그 이전에 출생한 개인들이라는 점에서 노동패널이 최초 실시된 1998년에는 이미 대부분의 조사 대상자들이 교육 과정을 완료했다고 추정해 볼 수 있다.

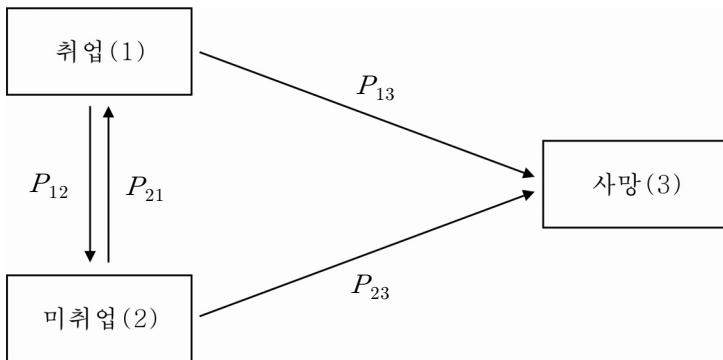
에서 사용하는 생명표 모형은 은퇴 혹은 사망으로의 일방향적인 전환 대신 상태 사이의 상호적 전환을 명시적으로 허용하는(흡수상태인 사망은 제외) 다중상태 생명표 모형이다. 우리나라에서 작성된 기존의 전통적인 노동생명표의 경우 통계청의 생명표와 경제활동인구조사에서 도출된 취업률(혹은 경제활동참가율) 정보라는 상이한 자료원에 기초하고 있다. 결과적으로 생명표 작성에 사용된 생명표와 경제활동인구조사의 준거 기간이 다를 경우 분석 결과의 정합성에는 의문이 제기될 수 있다. 반면 본 연구에서 사용하는 방법은 동일한 자료원에서 사망과 경제활동 관련 정보를 도출한다는 점에서 분석 결과의 정합성은 매우 높다.

다음으로 전통적인 방식으로 작성된 노동생명표의 경우 기본적으로 횡단면 정보에 기초하고 있기 때문에 취업 혹은 경제활동 상태에서 어떤 동일 개인이 복잡하게 이동하는 다양한 상태 전환 양상을 관측하는 것은 가능하지 않다. 이는 전통적인 노동생명표에서 상정되는 상태 전환이 취업·경제활동(근로)→미취업·비경제활동(은퇴)→사망으로 이어지는 일방향적 전환인 것과 관련이 있다. 이에 비해 본 연구에서 사용하는 생명표 모형은 횡단면 자료에 기초한 방법과 달리 시간의 경과에 따른 상태 사이의 쌍방향 전환(예컨대, 취업·경제활동 ⇄ 미취업·비경제활동)을 명시적으로 허용한다는 점에서 횡단면 자료에 기초한 방법이 갖는 가정(상태 전환의 일방향성)의 경직성 문제를 극복할 수 있는 중요한 장점이 있다(Laditka & Hayward 2003; Laditka & Wolf 1998; Lievre et al. 2003).

전통적인 노동생명표에 비해 패널조사 자료에 기초한 생명표 모형이 갖는 이런 장점들에도 불구하고 패널조사에 기초한 방법 역시 사회조사 과정에 필연적으로 수반되는 다양한 편위의 발생 가능성에 노출될 수 있음은 당연하다.⁶⁾ 또한 우리나라의 통계청과 같은 공식적 생명표 작성 기관에 의해서 제시되는 생명표에 비해 사회조사 자료에 기초한 생명표 작성은 충분한 사례 수를 획득하지 못할 경우 추정치의 불안정성이 커지는 단점이 있음이 지적된다. 이러한 점에서(패널조사를 포함하여) 사회조사 자료에 기초하여 생명표를 작성할 경우 모형을 통해 추정된 값의 불안정성을 고려해야 할 필요성은 높아진다.

6) 그러나 일반적인 횡단면 사회조사에 비해 패널조사의 경우 반복적인 조사의 특성상 조사자와 응답자 사이의 친밀성이 높으며, 이는 결과적으로 패널조사 자료의 신뢰성에 긍정적인 역할을 할 수 있음이 지적될 필요가 있다.

〈그림 1〉은 본 연구에서 정의하고 있는 상태 및 상태 사이의 전환 과정을 간략히 도식화하여 보여 주고 있다. 근로 및 은퇴 생애과정의 분석과 관련하여 본 연구는 취업(1), 미취업(2), 그리고 사망(3)의 세 가지 상태를 고려하는데, 취업과 미취업 상태의 구분은 노동패널의 경제활동 참여 상태에 기초하고 있다.⁷⁾ 다음으로 다중상태 생명표 분석에서 최종의 흡수상태(absorbing state)를 의미하는 사망 정보는 노동패널의 가구 조사로부터 획득되었는데, 사망이 최초 관측된 제2회 조사부터 제11회 조사까지 10년 기간 동안 발생한 사망 건은 총 603건으로 이는 전체 분석 대상자의 7.83% 수준에 해당한다. 성별로 사망 발생의 패턴을 살펴보면 남성 370건 그리고 여성 233건으로 나타나고 있는데, 이는 남성과 여성 분석 대상자 전체의 9.92%와 5.86%에 각각 해당한다. 〈그림 1〉에서도 살펴볼 수 있듯이 취업 상태(1)와 미취업 상태(2)는 쌍방향적 전환이 가능한 비흡수 상태(non-absorbing state)이며, 사망(3)은 흡수상태로서 초기 상태가 취업이든 미취업이든 사망으로의 일방적 전환만이 가능하다.



〈그림 1〉 다중상태 생명표 모형의 도식화

7) 취업과 미취업 대신 경제활동(In the Labor Force) 상태와 비경제활동(Out of Labor Force) 상태를 구분해도 분석 결과에서의 차이는 거의 없음을 밝힌다. 일반적으로 중고령층의 경우 경제활동 상태와 취업 상태의 엄격한 구분은 그 유용성이 떨어짐이 지적될 필요가 있다. 경제활동 상태가 기본적으로 노동 능력과 관련된 거시 지표로 유용한 반면 취업 상태는 개인들의 실제적인 근로 활동에 관해 보다 더 유용한 정보를 제공할 수 있음이 지적된다(황수경 2005). 또한 취업과 미취업을 구분한 것은, 비록 본 연구에서는 후속적인 분석을 수행하고 있지는 않지만, 취업을 임금근로와 비임금근로로 구분하여 생명표를 작성하는 것과는 관련이 있다.

보다 구체적인 생명표 작성과 관련하여 아래의 두 방정식은 본 연구에서 (노동)기대여명을 추정하기 위해 사용하는 통계적 모형을 보여 주고 있다. 두 방정식에서 살펴볼 수 있듯이 다중상태 생명표 모형의 추정과 관련하여 본 연구에서 활용하는 통계적 모형은 다항로짓 모형(multinomial logit model)이다(i 와 j 는 각각 시작과 종착 상태를 표시함).

$$\ln \frac{P_x^{ij}}{P_x^{ii}} = \alpha_{ij} + \beta_{1ij}Age + \beta_{2ij}Female + \beta_{3ij}Age \times Female$$

$$\ln \frac{P_x^{ij}}{P_x^{ii}} = \alpha_{ij} + \beta_{1ij}Age + \beta_{2ij}Female + \beta_{3ij}Age \times Female + \beta_{4ij}HighSchol$$

where $i = 1, 2; j = 1, 2, 3; i \neq j$

위의 첫 번째 방정식은 우리나라 통계청의 생명표 작성처럼 연령(Age)과 성(Female)만을 고려하고 있는데, 이를 기초로 성별·연령별 기대여명의 도출이 가능하다. 두 번째 방정식은 성별·교육수준별·연령별 기대여명을 도출하기 위해 첫 번째 방정식에 교육(고졸 이상을 표시하는 더미) 변수를 추가적으로 고려한 모형이다. 생명표 작성을 위해 남녀 간 별도의 모형을 추정함으로써 보다 정확한 추정치를 얻을 수 있지만, 본 연구의 경우 분석 대상인 노동패널 자료의 사례 및 연령별 사망과 같은 사건 발생 수의 제한을 고려하여 남녀 통합모형을 구성하기로 한다. 비록 남성과 여성을 별도로 구분하여 모형을 추정하지는 않지만, 선행 연구뿐만 아니라 사전적 분석 결과 또한 성의 효과가 연령에 따라 상이하게 나타나고 있음을 보여 준다는 점에서 위의 두 방정식에 나타난 것처럼 최종적인 모형에서는 성과 연령 사이의 상호작용을 추가적으로 고려한 모형을 사용하였다.⁸⁾ 반면 교육의 경우 관련 선행 연구를 찾아보기 어려울 뿐만 아니라 교육의 효과가 연령에 따라 유의미한 변화 없이 분석 모형의 복잡성을 가중시킨다는 점에서 교육의 주 효과(main effect)만을 고려하는 보다 간명한 모형을 선택하였다.⁹⁾

8) 남성과 여성 사이에 유의미한 사망력 격차가 존재하지만, 이러한 성별 사망력 격차는 연령이 높아짐에 따라 감소하는 경향이 있음을 기존 연구들은 일관되게 지적하고 있다(우해봉 2009; Lievre et al. 2003; Laditka & Wolf 1998).

9) 만일 연령, 성, 교육 사이에 존재할 수 있는 고차원적인 상호작용을 반영하고자 한다면 성별로 별개의 모형을 추정하되 개별 모형 내에서 연령과 교육 사이의 상호작용을 검토하는 방법을 고려해 볼 수 있다. 그러나 앞서도 언급했듯이 현재 노동패널 자료에서 관측되는 사망 건을 고

IV. 분석 결과

1. 성과 근로생애

〈표 1〉은 취업과 미취업 그리고, 사망의 3가지 상태 구분에 기초하여 연령과 성의 효과를 추정한 다항로짓 모형의 결과를 보여 주고 있다. 우선 연령이 높아질수록 취업 상태를 유지하기보다는 취업 상태에서 미취업 상태로 전환될 개연성이 높은 반면, 일단 미취업 상태에 진입할 경우 취업 상태로 복귀할 개연성은 유의하게 낮음을 살펴볼 수 있다. 또한 초기 상태가 취업 상태이든 미취업 상태이든 상관없이 연령이 높아질수록 사망으로 이어질 개연성이 유의하게 높아짐을 살펴볼 수 있다.

다음으로 성의 주 효과(main effect)와 관련하여 취업 상태에 있는 여성의 경우 남성에 비해 미취업 상태로 전환될 개연성이 높은 반면, 미취업 상태에 위치할 경우 취업 상태로 전환될 개연성은 유의하게 낮음을 살펴볼 수 있다. 보다 구체적으로, 연령을 통제 한 상태에서 남성에 비해 여성은 취업 상태에서 미취업 상태로 전환될 오즈(odds)가 12.6배($\exp(2.534) \approx 12.6$)정도 높은 반면, 미취업 상태에서 취업 상태로 전환될 오즈는 여성에 비해 남성이 13.2배($1/\exp(-2.583) \approx 13.2$) 정도 높은 것으로 나타나고 있다. 분석 결과는 또한 여성의 경우 남성에 비해 일단 미취업 상태에 진입할 경우 사망으로 이어질 개연성이 유의하게 낮음을 보여 줌으로써 여성이 남성에 비해 장시간 동안 미취업 상태에서 체류하게 될 것임을 시사하고 있다. 마지막으로 〈표 1〉의 분석 결과는 연령과 성

〈표 1〉 상태 전환 다항로짓 모형 최대우도 추정치

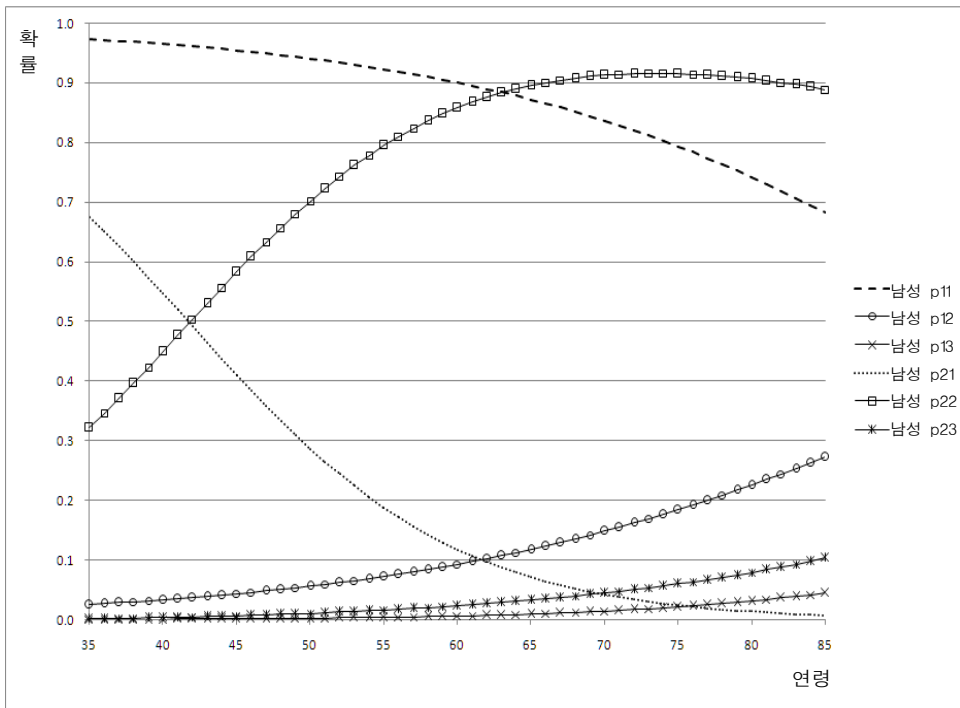
전환 유형($i \rightarrow j$)	상수항	연령	성(여성)	연령×성
취업(1) → 미취업(2)	-5.516**	0.054**	2.534**	-0.035**
취업(1) → 사망(3)	-10.251**	0.089**	0.045	-0.021
미취업(2) → 취업(1)	4.554**	-0.109**	-2.583**	0.027**
미취업(2) → 사망(3)	-7.006**	0.057**	-4.608**	0.049**

주: N = 7,705, * p < .05 ** p < .01.

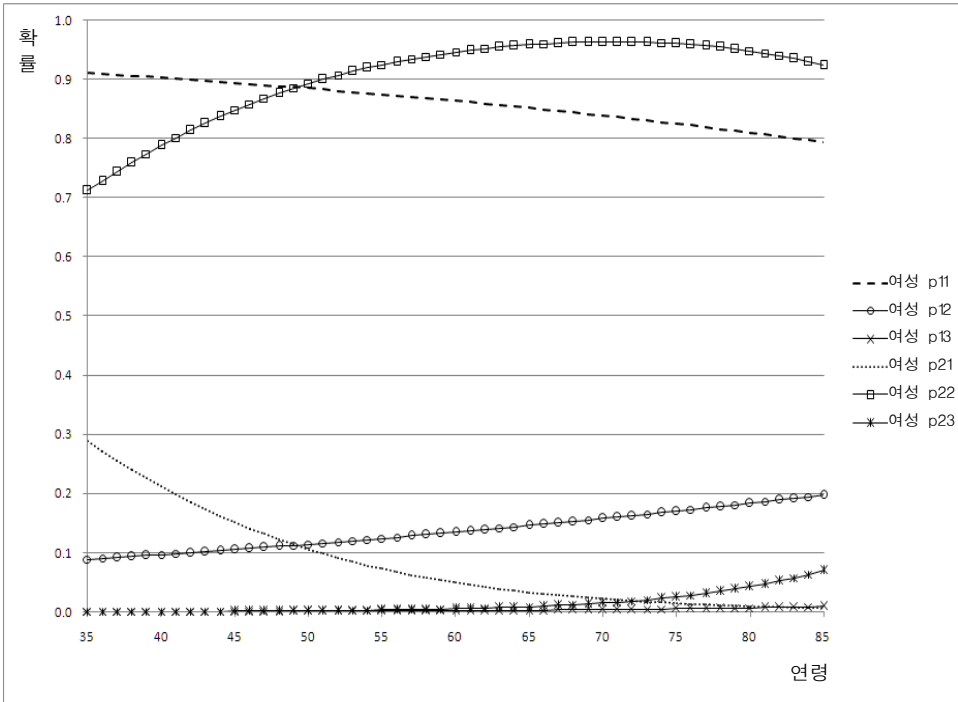
려할 때 성별로 독자적인 모형을 추정하는 것은 한계가 있는 것으로 판단되며, 향후 노동패널 자료가 충분히 축적된 이후에 검토해 볼 수 있을 것으로 보인다.

사이의 상호작용 효과는 대체로 연령이 높아짐에 따라 성의 주 효과가 완화됨을 보여 주고 있다.

<그림 2>와 <그림 3>은 <표 1>에 기초하여 도출된 남성과 여성의 연령(x)별 취업(1), 미취업(2), 사망(3) 상태 사이의 전환 확률(P_x^{ij})을 보여 주고 있다(상태 유지 확률을 나타내는 P_x^{ii} 포함). 일반적으로 추측할 수 있듯이 분석 결과는 여성에 비해 남성의 연령에 따른 취업 상태에서의 변화가 훨씬 동태적 과정임을 잘 보여 준다. 우선 취업 상태에서 미취업 상태로의 전환 확률(P_x^{12})의 경우 <그림 2>와 <그림 3>은 여성이 상대적으로 선형적으로(완만하게) 증가하는 반면 남성의 경우 비선형적으로 증가하는 패턴을 보여 주고 있다. 이러한 모습은 연령별로 취업 상태를 유지하는 확률(P_x^{11})에서도 살펴볼 수 있는데, 여성에 비해 남성의 경우 취업 상태를 유지할 확률은 연령이 높아짐에 따라 보다 급격히 감소함을 살펴볼 수 있다.



<그림 2> 연령별 상태 전환 확률: 남성



〈그림 3〉 연령별 상태 전환 확률: 여성

다음으로 미취업 상태에서 취업 상태로의 전환 확률(P_x^{21})을 살펴보면 여성의 경우 연령이 높아짐에 따라 상대적으로 완만히 감소하는 반면 남성의 경우 미취업 상태에 위치할 경우 취업 상태로 전환될 확률은 연령(특히, 35세에서 60세 전후 기간)이 높아짐에 따라 급격히 감소하는 패턴을 보여 주고 있다. 또한 남성의 경우 40세 전후까지는 미취업 상태에서 취업 상태로 전환될 확률(P_x^{21})이 미취업 상태를 유지할 확률(P_x^{22})에 비해 높게 나타나는 모습을 살펴볼 수 있는 반면 여성의 경우 미취업 상태에 위치할 경우 동일 상태를 유지할 확률(P_x^{22})이 취업 상태로 전환될 확률(P_x^{21})에 비해 지속적으로 높은 패턴을 나타내고 있다. 전반적으로 〈그림 2〉는 남성의 경우 65세를 전후하여 미취업 상태에 위치할 경우 미취업 상태를 유지할 확률이 0.9 수준에 도달한 후 대략 유사한 수준을 유지하고 있음을 보여 주고 있다. 반면 여성은 일단 미취업 상태에 체류할 경우 지속적으로 미취업 상태를 유지할 확률은 이미 35세경에 0.7을 넘어서는 한편 50대 전반부에 0.9 수준에 도달하고 있음을 살펴볼 수 있다(〈그림 3〉).

〈표 2〉 성별 총/취업/미취업 기대여명 추정치 및 표준오차

(단위: 년)

성 별	연 령	총 기대여명	취업 기대여명	미취업 기대여명	통계청 (2008년)
남 성	35세	42.634(0.587)	28.085(0.312)	14.550(0.527)	42.67
	40세	37.834(0.580)	23.417(0.306)	14.417(0.528)	37.93
	45세	33.124(0.577)	18.905(0.301)	14.219(0.530)	33.33
	50세	28.553(0.576)	14.640(0.296)	13.913(0.535)	28.89
	55세	24.193(0.577)	10.749(0.287)	13.444(0.541)	24.62
	60세	20.141(0.580)	7.386(0.270)	12.755(0.550)	20.53
	65세	16.501(0.586)	4.686(0.241)	11.816(0.564)	16.60
	70세	13.357(0.600)	2.711(0.199)	10.646(0.586)	13.03
	75세	10.737(0.620)	1.416(0.148)	9.321(0.614)	9.90
	80세	8.614(0.640)	0.663(0.097)	7.950(0.640)	7.26
	85세	6.916(0.650)	0.280(0.055)	6.636(0.652)	5.28
여 성	35세	50.121(0.601)	19.406(0.350)	30.714(0.635)	49.21
	40세	45.215(0.598)	15.620(0.340)	29.595(0.626)	44.37
	45세	40.341(0.597)	12.186(0.331)	28.155(0.619)	39.57
	50세	35.518(0.596)	9.175(0.319)	26.343(0.613)	34.82
	55세	30.776(0.595)	6.643(0.301)	24.133(0.606)	30.13
	60세	26.164(0.594)	4.612(0.273)	21.553(0.598)	25.52
	65세	21.751(0.592)	3.066(0.236)	18.684(0.589)	21.02
	70세	17.621(0.590)	1.955(0.194)	15.666(0.583)	16.72
	75세	13.871(0.586)	1.201(0.151)	12.670(0.576)	12.78
	80세	10.589(0.572)	0.718(0.114)	9.871(0.564)	9.35
	85세	7.838(0.541)	0.426(0.086)	7.412(0.538)	6.64

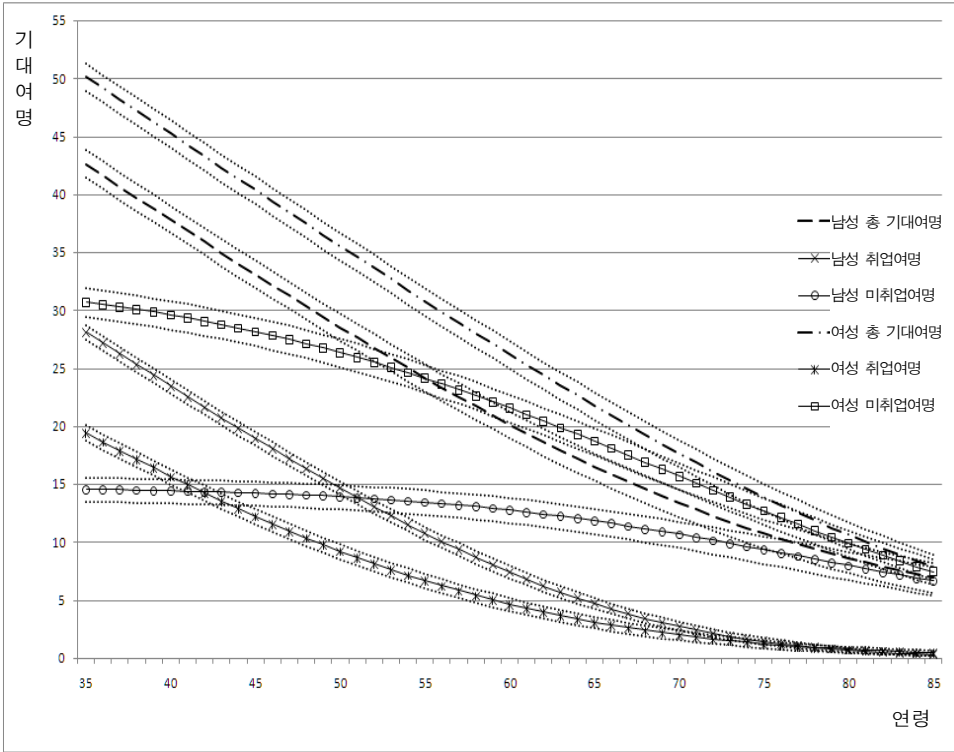
〈표 2〉는 다항로짓 모형의 분석 결과를 기초로 하여 도출된 총 기대여명(total life expectancy)과 취업 기대여명(working life expectancy) 그리고 미취업 기대여명(nonworking life expectancy) 추정치와 표준오차를 보여 주고 있다. 또한 통계청의 2008

년 생명표에서 제시된 기대여명이 참고로 제시되고 있다.¹⁰⁾ 성별 근로생애를 살펴보면 35세 남성의 경우 42.63년을 추가적으로 생존할 것으로 추정되고 있는데, 이 중에서 28.09년을 취업 상태에서 그리고 대략 14.55년을 미취업 상태에서 보낼 것으로 추정되고 있다. 반면 동일 연령의 여성은 관측 기간의 사망력 및 경제활동 조건을 따를 경우 향후 50.12년을 추가적으로 생존할 것으로 추정되며, 이 중에서 19.41년은 취업 상태에서 그리고 나머지 30.71년은 미취업 상태에서 보낼 것으로 추정됨으로써 성별 근로생애가 상당히 이질적임을 보여 주고 있다.

60세 시점을 기준으로 살펴보면 남녀 모두 취업 기대여명은 급속히 감소하는 모습을 보이는 반면 미취업 기대여명에서의 감소폭은 상대적으로 작게 나타나는데 이러한 패턴은 특히 남성의 경우에 강하게 나타남을 살펴볼 수 있다. 남성의 경우 60세 기준 20.14년의 총 기대여명 중 7.39년을 취업 상태로 그리고 이 보다 훨씬 긴 12.76년을 미취업 상태에서 보낼 것으로 추정되고 있다. 남성에 비해 여성의 미취업 기간은 더욱 장기화될 것으로 추정되는데, 26.16년의 총 기대여명 중 4.61년을 취업 상태에서 보낼 것으로 추정된 반면 미취업 기대여명은 21.55년으로 미취업 기대여명이 취업 기대여명의 4.67배 수준으로 나타나고 있다.

<그림 4>를 통해 성별 그리고 연령별로 취업·미취업 기대여명의 패턴을 좀 더 자세히 살펴보면, 첫째, 남녀 모두 연령이 높아짐에 따라 미취업 기대여명에서의 감소보다 취업 기대여명에서의 감소가 보다 급격히 나타나고 있다. 둘째, 취업 기대여명에 비해 미취업 기대여명에서의 성별 격차가 더욱 뚜렷하게 관측되며, 마지막으로 취업 기대여명과 미취업 기대여명의 비중에 있어서 성별 차이가 유의미하게 나타남을 살펴볼 수 있다. 남성의 경우 대략 50세까지 취업 상태에서 보내는 기간이 미취업 상태에서 보내는 기간보다 길 것으로 추정되고 있지만 여성의 경우 이러한 교차 현상은 발생하지 않으며, 35세 이후 전 생애 기간 동안 미취업 기대여명이 취업 기대여명을 능가할 것으로 추정되고 있다.

10) 통계청이 작성한 생명표가 2008년 1년 동안 관측된 사망력 자료에 기초하고 있음에 비해 본 연구에서 제시된 생명표는 1998~2008년까지의 10여 년 동안 관측된 사망력 자료에 기초하고 있음에 유의할 필요가 있다. 또한 본 연구가 기초하고 있는 노동패널 자료는 16개 시도 중 제주특별자치도를 제외하고 있을 뿐만 아니라 농촌 지역 거주자를 조사 대상에서 제외하고 있음도 지적될 필요가 있다. 마지막으로 노동패널과 같은 사회조사 자료의 경우 표집 과정에서 시설에 수용된 개인 등이 조사 대상에서 제외된다는 점에서 전 국민을 대상으로 하는 통계청의 생명표와는 차이가 있다.



〈그림 4〉 성별 총/취업/미취업 기대여명 추정치와 95% 신뢰구간

2. 교육과 근로생애

〈표 3〉은 연령과 성 이외에 교육수준을 추가적으로 고려한 모형이다. 분석 모형에서 교육을 추가적으로 고려하였음에도 연령과 성의 효과는 대체로 유사하다. 교육의 효과를 중심으로 살펴보면, 고졸 이상은 고졸 미만에 비해 취업 상태에 있을 경우 미취업 상태로 전환될 개연성이 낮은 동시에 취업 상태에서 곧바로 사망 단계로 이어질 개연성 또한 낮음을 살펴볼 수 있다. 그러나 분석 결과는 고졸 이상은 고졸 미만에 비해 일단 미취업 상태에 진입할 경우 취업 상태로의 전환 개연성 또한 유의하게 낮음을 보여 주고 있다. 마지막으로 고졸 이상은 고졸 미만에 비해 (취업 상태에 위치할 경우와 마찬가지로) 미취업 상태에 위치할 경우 사망으로 이어질 개연성 또한 낮음을 보여 주고 있다. 전반적으로 〈표 3〉의 분석 결과는 교육수준이 높을수록 생존 기간이 길 뿐만 아니라 미취업 상태에서 장기간 체류할 개연성이 높음을 시사하고 있다.

〈표 3〉 상태 전환 다항로지트 모형 최대우도 추정치

전환 유형($i \rightarrow j$)	상수항	연령	성(여성)	교육(고졸+)	연령 × 성
취업(1) → 미취업(2)	-5.422**	0.053**	2.549**	-0.089*	-0.036**
취업(1) → 사망(3)	-9.523**	0.080**	-0.190	-0.504*	-0.020
미취업(2) → 취업(1)	5.083**	-0.114**	-2.306**	-0.522**	0.020**
미취업(2) → 사망(3)	-6.423**	0.051**	-4.750**	-0.533**	0.050**

주: N = 7,705, † p < .1 * p < .05 ** p < .01.

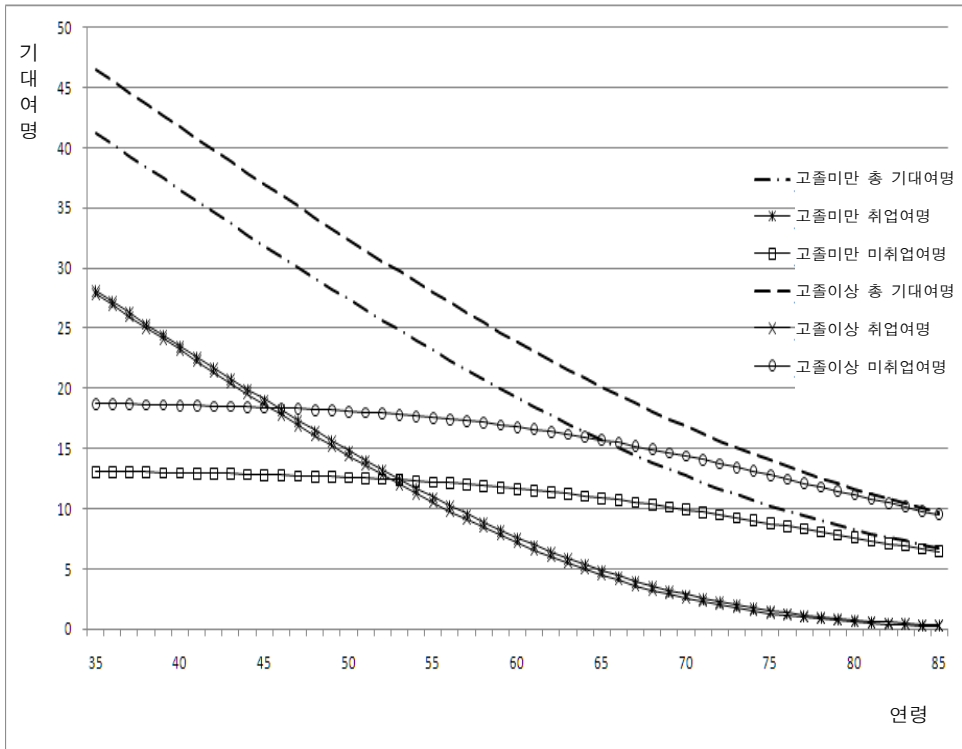
마지막으로 〈표 4〉와 〈그림 5〉 그리고 〈그림 6〉은 교육수준별 총/취업/미취업 기대여명 추정치(표준오차)를 보여 주고 있다(그림에서 추정치의 신뢰구간은 간명성 차원에서 별도로 제시하지 않음). 분석 결과와 관련하여, 우선, 교육수준별 총 기대여명에서의 차이가 유의미하게 나타나고 있음을 살펴볼 수 있다. 앞에서 성별 차이만을 고려한 분석 결과는 35세 시점에서의 기대여명이 남성 42.634년 그리고 여성 50.121년임을 보여 주었다. 이에 비해 교육수준별 차이를 추가적으로 고려한 본 절의 분석 결과는 그 내부적 이질성이 작지 않음을 보여 준다. 교육수준을 고려할 경우 35세 시점에서의 기대여명은 고졸 이상 남성 46.541년, 고졸 미만 남성 41.203년, 고졸 이상 여성 54.437년, 고졸 미만 여성 49.902년으로 나타나고 있다. 전반적으로 총 기대여명에서의 교육수준별 격차는 대략 60대 중후반부까지 4년 이상으로 나타나고 있으며, 연령이 높아짐에 따라 그 격차는 감소하지만 남성의 경우에 다소 크게 나타나고 있음을 알 수 있다.

다음으로 교육수준별 취업 기대여명과 미취업 기대여명의 패턴을 살펴보면, 우선, 남성의 경우 교육수준별 취업 기대여명에서의 차이는 거의 존재하지 않는 것으로 나타나는 반면 미취업 기대여명은 고졸 이상이 고졸 미만에 비해서 매우 높은 것으로 나타나고 있다. 예컨대, 35세 시점에서 고졸 이상과 고졸 미만의 취업 기대여명은 각각 27.85년과 28.13년으로 그 차이가 매우 미미한 반면 미취업 기대여명의 경우 고졸 이상이 18.70년 그리고 고졸 미만이 13.07년으로 그 격차는 5년 이상으로 나타나고 있다. 여성의 경우에도 교육수준별 취업 기대여명에서의 차이는 크지 않다. 다만 낮은 연령대의 경우 고졸 미만의 취업 기대여명이 고졸 이상에 비해 다소 높은 것을 살펴볼 수 있다. 반면 미취업 기대여명은 남성과 마찬가지로 그 격차가 뚜렷하게 나타나는 모습을 살펴볼 수 있는데 고졸 이상 여성의 미취업 기대여명이 고졸 미만 여성에 비해 매우 높은 수준으로 나타나고 있다.

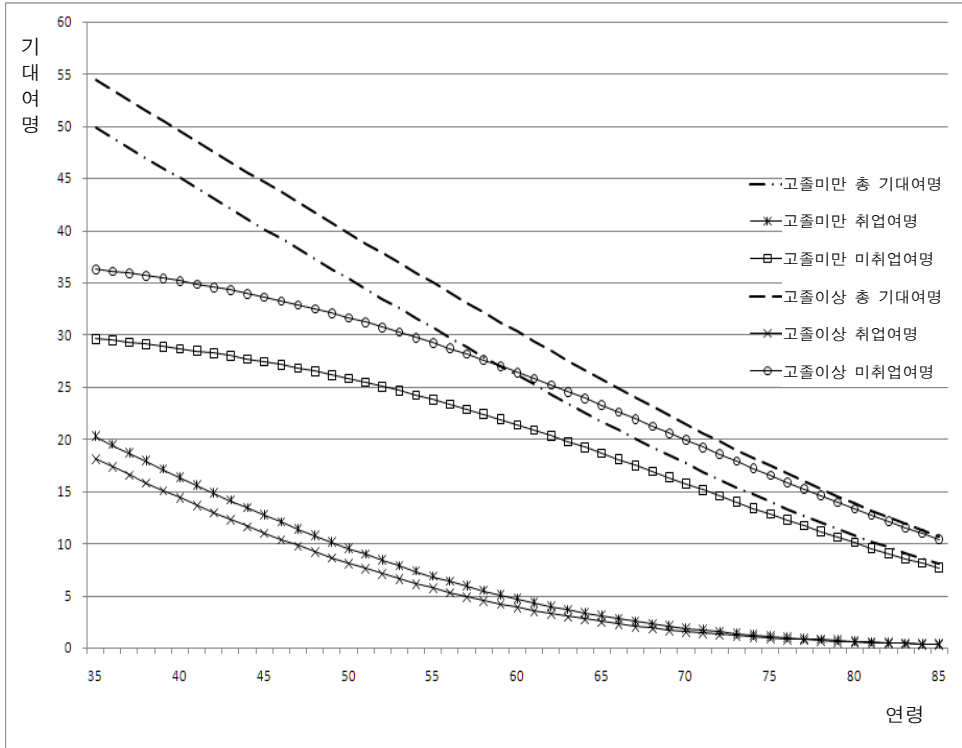
〈표 4〉 성별/교육수준별 총/취업/미취업 기대여명 추정치(표준오차) 및 미취업 기대여명 비중

성별	교육수준	연령	총기대여명(A)	취업 기대여명(B)	미취업 기대여명(C)	C/A
남성	고졸 이상	35세	46.541(1.354)	27.845(0.402)	18.697(1.288)	0.402
		40세	41.740(1.353)	23.170(0.396)	18.570(1.292)	0.445
		45세	37.023(1.353)	18.652(0.388)	18.371(1.298)	0.496
		50세	32.433(1.356)	14.384(0.377)	18.049(1.307)	0.557
		55세	28.036(1.360)	10.500(0.359)	17.536(1.319)	0.625
		60세	23.921(1.365)	7.158(0.330)	16.764(1.335)	0.701
		65세	20.181(1.368)	4.491(0.286)	15.690(1.351)	0.777
		70세	16.889(1.370)	2.557(0.228)	14.332(1.365)	0.849
		75세	14.071(1.368)	1.304(0.163)	12.767(1.370)	0.907
		80세	11.705(1.355)	0.592(0.101)	11.114(1.360)	0.950
	85세	9.733(1.325)	0.241(0.053)	9.492(1.329)	0.975	
	고졸 미만	35세	41.203(0.707)	28.133(0.396)	13.070(0.557)	0.317
		40세	36.482(0.678)	23.515(0.372)	12.967(0.554)	0.355
		45세	31.865(0.653)	19.050(0.352)	12.815(0.552)	0.402
		50세	27.399(0.633)	14.818(0.333)	12.581(0.550)	0.459
		55세	23.157(0.616)	10.941(0.313)	12.216(0.551)	0.528
		60세	19.236(0.602)	7.569(0.287)	11.667(0.553)	0.607
		65세	15.742(0.593)	4.842(0.253)	10.900(0.560)	0.692
		70세	12.753(0.594)	2.829(0.208)	9.924(0.575)	0.778
		75세	10.292(0.608)	1.495(0.155)	8.797(0.600)	0.855
80세		8.320(0.628)	0.709(0.103)	7.611(0.628)	0.915	
85세	6.758(0.644)	0.303(0.059)	6.455(0.647)	0.955		
여성	고졸 이상	35세	54.437(1.384)	18.115(0.504)	36.322(1.429)	0.667
		40세	49.515(1.384)	14.359(0.481)	35.156(1.421)	0.710
		45세	44.618(1.385)	10.995(0.453)	33.623(1.413)	0.754
		50세	39.761(1.384)	8.098(0.418)	31.663(1.404)	0.796
		55세	34.969(1.381)	5.719(0.375)	29.250(1.392)	0.836
		60세	30.282(1.372)	3.864(0.322)	26.417(1.375)	0.872
		65세	25.753(1.353)	2.498(0.264)	23.255(1.352)	0.903
		70세	21.450(1.321)	1.547(0.205)	19.904(1.318)	0.928
		75세	17.453(1.272)	0.922(0.152)	16.531(1.269)	0.947
		80세	13.838(1.201)	0.532(0.108)	13.305(1.199)	0.961
	85세	10.674(1.105)	0.302(0.075)	10.372(1.106)	0.972	
	고졸 미만	35세	49.902(0.628)	20.292(0.377)	29.610(0.666)	0.593
		40세	45.018(0.621)	16.360(0.362)	28.658(0.654)	0.637
		45세	40.167(0.618)	12.757(0.347)	27.410(0.643)	0.682
		50세	35.368(0.616)	9.572(0.330)	25.796(0.635)	0.729
		55세	30.655(0.615)	6.881(0.308)	23.773(0.627)	0.776
		60세	26.078(0.614)	4.725(0.278)	21.354(0.618)	0.819
		65세	21.710(0.613)	3.095(0.239)	18.615(0.611)	0.857
		70세	17.637(0.613)	1.938(0.195)	15.699(0.606)	0.890
		75세	13.950(0.610)	1.168(0.151)	12.783(0.603)	0.916
80세		10.728(0.599)	0.684(0.113)	10.044(0.594)	0.936	
85세	8.024(0.572)	0.399(0.084)	7.626(0.570)	0.950		

〈표 4〉의 마지막 열은 총 기대여명에서 미취업 기대여명이 차지하는 비중을 보여 주고 있는데, 교육수준이 높은 개인들의 총 기대여명이 높다는 점을 반영하더라도 분석 결과는 교육수준이 높을수록 미취업 기대여명이 총 기대여명에서 차지하는 비중이 높아짐을 보여 주고 있다. 남성의 경우 고졸 미만은 50대 중반 경부터 그리고 고졸 이상은 이미 40대 중반부터 미취업 기대여명의 비중이 총 기대여명의 50%를 넘어서고 있으며, 여성의 경우 본 연구의 최초 관측 연령인 35세 시점에서 이미 총 기대여명의 절반 이상을 미취업 상태에서 보낼 것으로 추정되고 있다. 총 기대여명에서 취업 기대여명이 차지하는 비중에 있어서 교육수준별 격차는 남성의 경우에 보다 크게 나타나고 있다. 여성의 경우 교육수준별 격차가 연령이 높아짐에 따라 지속적으로 그리고 완만하게 감소함에 비해 남성의 경우 50대 중반까지 교육수준별 격차는 확대되며, 이후 급격히 감소하는 패턴을 보인다.



〈그림 5〉 교육수준별 총/취업/미취업 기대여명 추정치: 남성



〈그림 6〉 교육수준별 총/취업/미취업 기대여명 추정치: 여성

V. 논의 및 결론

본 연구는 패널조사 자료에 기초한 생명표 모형을 활용하여 우리나라 중고령층의 근로생애 패턴을 살펴보는 한편 성과 교육을 준거로 근로생애에 있어서의 이질성을 살펴보고자 하였다. 특히 본 연구는 생명표와 취업률(혹은 경제활동참가율)이라는 상이한 자료원에서 추출된 정보에 기초한 전통적인 노동생명표 모형과 달리, 단일의 자료원에 기초하는 관계로 분석 결과의 정합성을 높이는 동시에 현실적으로 관측되는 상태 사이의 복잡한 과정을 보다 유연하게 모형화할 수 있는 다중상태 생명표 모형을 활용하였다.

분석의 결과, 첫째, 기존 연구들에서 널리 보고되었듯이 근로생애는 성별로 매우 이질적인 과정임을 살펴볼 수 있었다. 분석 결과는 여성의 경우 상대적으로 긴 생존 기간을 갖고 있음에도 불구하고 미취업 기간이 훨씬 큰 비중을 차지하고 있음을 보여 주었다. 60세를 기준으로 할 때 남성은 사망 시점까지 대략 7년의 취업과 13년의 은퇴 기간이 예상되는 반면, 여성의 경우 취업 기간은 5년 정도인 반면 은퇴 기간은 대략 22년 수준으로 추정되었다.¹¹⁾

둘째, 기존 연구에서 고려되지 못했던 사회계층별 근로생애의 이질성과 관련하여 분석 결과는 근로생애가 성뿐만 아니라 사회계층별로도 매우 이질적임을 보여 주었다. 전반적으로 남녀 모두 취업 기대여명의 경우 교육수준별 격차는 크지 않은 것으로 나타나지만, 미취업 기대여명의 경우 그 격차는 유의미하게 나타남으로써 현 중고령층의 사회계층별 근로생애 차이는 대체로 미취업 기간에서의 차이임을 보여 주었다. 이러한 분석 결과는 교육수준이 높은 개인들은 교육수준이 낮은 개인들에 비해 전체 생존 기간(총 기대여명)은 유의미하게 길지만 이러한 생존 기간의 상당 부분을 노동시장 밖에서 체류하고 있음을 시사하고 있다.

본 연구에서 사용한 생명표 모형이 기본적으로 분석 대상 모집단의 전반적인 근로생애를 요약하고 있는 관계로 교육수준별 근로생애 차이의 발생과 관련된 직접적인 원인을 규명하는 것은 가능하지 않다. 그러나 이러한 한계가 있음에도 불구하고 본 연구의 분석 결과는 우리나라 현 중고령층의 경우 노동시장 참여가 경제 상황이나 생계유지와 보다 밀접히 연관되어 있음을 시사하고 있다.¹²⁾ 다시 말하면, 교육수준이 낮은 개인들의 경우 노후 생활을 대비한 연금이나 저축과 같은 수단이 부족하다는 점에서 본인의 근로 활동을 통하여 생계를 유지해야 할 개연성이 높으며, 이는 결과적으로 전체 생존 기간에서 노동시장 참여 비중이 상대적으로 높게 나타나는 결과로 이어지는 것으로 해석해 볼 수 있다. 물론 노동시장 참여가 건강과 같은 여러 측면에서 긍정적인 기능을 수행할 수도 있지만, 교육수준이 낮은 개인들의 노동시장 경험이 상대적으로 열악한 근로 환경에서 이루어진다는 점에서 이들의 경우 노동시장 참여가 갖는 긍정적인 함의는 상당 부분 퇴

11) 비록 분석 대상이나 분석 방법에서의 차이가 있지만 국내에서 이루어진 모든 연구들(박경애·최기홍 2006; 장지연·호정화 2002; 황수경 2005) 또한 여성들의 비경제활동(미취업) 기대여명이 더 길거나 은퇴 연령이 빠름을 지적한다.

12) 분석적인 관점에서 볼 때 교육수준이 높은 개인들이 노동시장에 보다 장기간 체류할 개연성 또한 검토해 볼 수 있는데, 이는 교육수준이 높은 개인일수록 창의성과 자율성이 높은 근로 활동을 수행할 개연성이 높다는 점과 관련이 있다.

색될 개연성이 크다.¹³⁾

전반적으로 본 연구의 분석 결과는 또한 급속한 인구 고령화로 인한 노후소득보장체계의 구축 과정에서 그 내부적 이질성을 보다 충분히 고려할 필요가 있음을 시사하고 있다. 비록 최근의 공적연금제도 개혁이 공적연금의 수급개시연령을 상향 조정하는 한편 근로유인 제고를 통한 은퇴 시기의 연기를 강조하고 있지만, 본 연구의 분석 결과는 사회경제적 지위가 열악한 개인들의 경우 전체 생존 기간이 짧은 동시에 이미 생존 기간의 더 많은 부분(비중)을 노동시장에서 체류하고 있음을 보여 줌으로써 단순한 공적연금 수급개시연령의 상승은 사회경제적으로 열악한 위치에 있는 개인들의 노후소득보장 공백 기간을 확대시킬 수 있음을 시사하고 있다.

특히 사회경제적 지위가 낮은 개인들은 생존 기간이 짧을 뿐만 아니라 생존 기간 동안의 건강 상태 또한 좋지 않은 경향이 있음을 고려할 때 충분한 고려 없이 단순히 은퇴 시기의 연기만을 강조하는 정책적 개입은 그 부정적 효과가 작지 않음이 강조될 필요가 있다. 비록 본 연구에서는 취업과 미취업 상태만을 구분하고 있지만 건강 상태를 기준으로 추가적으로 상태를 세분화할 경우(예컨대, (1) 건강한 상태에서의 취업, (2) 건강하지 못한 상태에서의 취업, (3) 건강한 상태에서의 미취업, (4) 건강하지 못한 상태에서의 미취업) 근로생애에 있어서의 사회계층별 차이는 더욱 크게 나타날 개연성이 크다.

마지막으로 본 연구에서 사용한 생명표 모형은 다중상태 생명표 모형의 가장 단순한 형태에 속함이 지적될 필요가 있다. 연구자의 관심에 따라 상태에 대한 상이한 정의를 사용할 수 있으며, 본 연구보다 복잡한 상태 사이의 전환을 모형화하는 것도 가능할 것이다. 예컨대, 본 연구에서는 단순히 취업자와 미취업자 그리고 사망이라는 세 가지 상태만을 정의하였지만, 취업자를 임금근로자와 비임금근로자로 추가적으로 세분화하여 모형화하는 것도 가능할 것이다.¹⁴⁾ 상태의 세분화뿐만 아니라 준거범주의 세분화 또한

13) Hayward & Grady(1990)의 연구는 노동시장을 이탈한 경우에도 교육수준이 낮은 개인들은 노후 소득의 부족으로 인해 노동시장으로 재진입하는 비율이 유의하게 높은 경향이 있음을 지적하고 있다. Flippen & Tienda(2000)는 교육수준이 낮을수록 노동시장에 체류할 개연성이 높지만, 이들의 노동시장 경험은 건강 악화나 열악한 노동시장 경험으로 인해 주변적인 상황에 위치할 개연성이 높음을 지적하고 있다. Hayward et al.(1994)도 교육수준이 낮은 남성들의 은퇴 후 노동시장 재진입은 전일제 근로(full-time work)보다는 시간제 근로(part-time work)에서 현저히 나타남을 지적하고 있다.

14) 비록 본 연구가 취업 활동에 초점을 맞추고 있지만, 만일 연구자가 노동 능력의 유지와 소멸에 관심을 둘 경우 취업 상태, 실업 상태, 비경제활동 상태, 사망의 네 가지 상태를 구분하는 것도 가능할 것이다.

가능한데 본 연구의 경우 가장 간단한 형태인 이분화된(고졸 이상 vs. 고졸 미만) 범주에 기초하여 사회계층별 차이를 분석하는 수준에 머물고 있다. 그러나 향후 패널조사 자료가 지속적으로 축적됨에 따라 성별로 개별 모형을 추정하는 한편 교육수준을 보다 세밀히 구분함으로써 교육과 근로생애 사이의 연관성을 보다 심층적으로 분석하는 것도 가능할 것이다.

참고문헌

- 박경애·최기홍. 2006. “중감 노동생명표에 의한 노동기대여명의 측정과 전망.” 《한국인구학》 29(3): 51-72.
- 박원란. 2001. “생명표에 의한 한국 남성의 노동기간 변화.” 《통계분석연구》 6(1): 1-17.
- 김원섭·이정우·정해식·한정림. 2007. 《근로유인 제고를 위한 국민연금제도 개선방안》. 국민연금연구원.
- 우해봉. 2009. “한국 중고령층의 성별·교육수준별 건강기대여명 차이.” 《한국사회학》 43(1): 165-187.
- 윤석명·이정우·김대철. 2003. 《고령시대를 대비한 소득보장체계 구축방안》. 국민연금연구센터.
- 이흥탁. 1994. 《인구학: 이론과 실제》. 법문사.
- 장지연·호정화. 2002. “취업자 평균 은퇴연령의 변화와 인구특성별 차이.” 《노동정책연구》 2(2): 1-21.
- 황수경. 2005. “노동생명표 작성법을 이용한 은퇴연령의 추정.” 《노동리뷰》 1(1): 45-55.
- Cai, L., M.D. Hayward, Y. Saito, J. Lubitz, A. Hagedorn and E. Crimmins. 2010. “Estimation of Multi-State Life Table Functions and Their Variability from Complex Survey Data Using the SPACE Program.” *Demographic Research* 22(6): 129-158.
- Costa, D.L. 1998. *The Evolution of Retirement: An American Economic History, 1880-1990*. Chicago: University of Chicago Press.
- Diamond, P.A. and P.R. Orszag. 2004. *Saving Social Security: A Balanced Approach*. Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Flippen, C. and M. Tienda. 2000. “Pathways to Retirement: Patterns of Labor Force Participation and Labor Force Exit among the Pre-Retirement Population by Race, Hispanic Origin, and Sex.” *Journal of Gerontology* 55B: S14-S27.

- Hayward, M.D. and W.R. Grady. 1990. "Work and Retirement among a Cohort of Older Men in the United States, 1966–1983." *Demography* 27(3): 337–356.
- Hayward, M.D. M.A. Hardy and M.C. Liu. 1994. "Work and Retirement: The Experiences of Older Men in the United States." *Social Science Research* 23: 82–107.
- Laditka, S.B. and M.D. Hayward. 2003. "The Evolution of Demographic Methods to Calculate Health Expectancies." In J. Robine, C.D. Mathers, E.M. Crimmins, and R.M. Suzman(eds.). John Wiley & Sons. *Determining Health Expectancies*.
- Laditka, S.B. and D.A. Wolf. 1998. "New Methods for Analysing Active Life Expectancy." *Journal of Aging and Health* 10(2): 214–241.
- Lievre, A., N. Brouard and C. Heathcote. 2003. "The Estimation of Health Expectancies from Cross–Longitudinal Surveys." *Mathematical Population Studies* 10(4): 211–248.
- Munnell, A.H. and S.A. Sass. 2009. *Working Longer: The Solution to the Retirement Income Challenge*. Washington, D.C.: Brookings Institution Press.
- Peres, K., C. Jagger, A. Lievre and P. Barberger–Gateau. 2005. "Disability–Free Life Expectancy of Older French People: Gender and Education Differentials from the PAQUID Cohort." *European Journal of Ageing* 2(3): 225–233.
- Preston, S.H., P. Heuveline and M. Guillot. 2001. *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*. Blackwell Publishing.
- Schoen, R. and K. Woodrow. 1980. "Labor Force Status Life Table for the United States, 1972." *Demography* 17(3): 297–322.
- Schoen, R. 1988. *Modeling Multigroup Populations*. NY: Plenum Press.
- Waldron, H. 2007. "Trends in Mortality Differentials and Life Expectancy for Male Social Security–Covered Workers, by Socioeconomic Status." *Social Security Bulletin* 67(3): 1–28.
- Warner, D.F., M.D. Hayward and M.A. Hardy. 2010. "The Retirement Life Course in America at the Dawn of the Twenty–First Century." *Population Research and Policy Review* 29(6): 893–919.

<접수 2011/1/27, 수정 2011/2/13, 게재확정 2011/2/25>