

생애 주된 일자리에서의 퇴직과 재취업

방 하 남*

I. 서론

방하남 외(2005)에 따르면, 우리나라 기업의 평균 정년은 55세인데 소위 ‘명예퇴직’이나 ‘조기퇴직’ 등으로 인하여 실제로는 평균 53세에 직장을 대부분 비자발적으로 퇴직하는 것으로 조사되고 있다. 그렇다면 우리나라 중·고령층 근로자들은 ‘실제로 생애 주된 일자리에서 어느 정도 근무하다 언제 어떻게 퇴직을 하고 있는가?’ 그리고 ‘퇴직 이후에 재취업은 누가 어떻게 어떤 경로를 통해 하게 되는가?’ 또한 그러한 ‘근로생애 중반기의 노동이동(퇴직과 재취업)의 동학을 결정하는 주요 요인들은 어떤 것들이며 어느 정도 영향을 미치는가?’ 본 연구에서는 노동패널(KLIPS)의 개인별 Work History 자료를 이용하여 중고령자의 은퇴와 재취업의 과정과 결정요인을 분석하고 정책적 함의를 논한다.

지금까지 기존 연구들은 중·고령 근로자들의 고용불안정을 발생시키는 노동시장 구조와 제도적 환경들에 대한 검토와 개선방안에 국한되어 진행된 반면, 중·고령 근로계층의 정년퇴직 및 은퇴의 동학에 대한 연구는 부족한 실정이다.¹⁾ 최근 제한된 자원의 조건하에서 노동-여가(work-leisure)간의 합리적 선택이라는 이론적 틀 안에서 진행되어 온 경제학적 모형의 대안으로 생애주기(life-course)적 접근이 활발히 논의되고 있다. 하지만 이러한 논의들 역시 중·고령자들이 종사하였던 생애 주된 일자리의 특성이나 생애 주된 일자리 이후의 재취업에 대한 연구는 부족한 실정이다.

본 연구에서는 크게 네 가지 점에서 기존의 연구를 넘어 본 주제와 관련된 이론적, 경험적 논의에 보탬이 되고자 한다.

* 한국노동연구원 선임연구위원.

1) 대부분의 경우 생애 주된 일자리로부터의 퇴직이 곧 경제활동으로부터의 은퇴로 연결되는 선진국의 경우와 달리, 우리나라는 정년퇴직과 은퇴의 간격이 넓어 본 연구에서는 전자를 ‘퇴직’, 후자를 ‘은퇴’로 구분하고자 한다.

첫째, 과거의 연구들은 인위적인 기준들을 사용하여 ‘생애 주된 일자리’를 정의한 데 반하여 본 연구에서는 장기 패널자료인 한국노동패널 조사 자료의 장점을 살려 조사시점까지 파악된 개인의 모든 일자리 가운데 스스로 ‘생애 주된 일자리’로 지목한 일자리를 생애 주된 일자리로 정의하고, 그 일자리에서 언제 퇴직을 했는지를 파악하고 모형분석을 한다.

둘째, 과거의 많은 연구들이 횡단면 자료를 이용함으로써 혹은 패널자료를 이용하더라도 자료의 종단적(longitudinal) 장점을 살리지 못하고 퇴직 또는 은퇴 과정이 완료된 케이스들만을 포함함으로써 ‘선택의 편이’ 문제를 잠재적으로 가지고 있었다.²⁾ 그러나 본 연구에서는 현재 진행 중인 생애 주된 일자리의 지속기간도 분석에 포함함으로써 선택의 편이의 문제를 최소화한다. 즉 본 연구에서 이용될 생존분석(survival analysis) 모형에서는 ‘우측절단된(right-censored)’ 관찰치의 정보도 모형의 추정과정에서 고려됨으로써 선택의 편이가 최소화된 추정결과를 얻을 수 있도록 한다.

셋째, 대부분의 연구들이 생애 주된 일자리로부터의 퇴직과정이나 퇴직 이후 재취업과정 중 어느 하나만을 분석한 데 비하여, 본 연구에서는 ‘퇴직과정’과 은퇴이전 ‘재취업과정’을 하나의 데이터구조 속에서 연계시켜 분석함으로써 보다 생애과정적 관점에서 중고령자들의 노동시장 동학을 분석하고자 한다.³⁾

넷째, 기존의 대부분의 연구들이 근속기간이나 재취업까지의 기간을 연(year) 단위로 측정할 때 비해, 본 연구에서는 KLIPS (1~9차년도) Work History 자료를 통해 측정 가능한 최소 단위인 월(month) 단위로 분석의 대상이 되는 지속기간(생애 주된 일자리 근속기간 및 퇴직 이후 재취업까지 걸린 시간)을 측정하고 모형분석을 시도함으로써 보다 정교한 분석결과를 내놓을 수 있을 것이다.

II. 자료 및 분석모형

1. 분석자료

가. 생애 주된 일자리로부터의 퇴직과정 분석을 위한 자료의 구조화

먼저 본 연구에서는 중고령자들이 현재 종사하고 있거나 과거에 종사한 일자리 중에서

- 2) 일정시점(t)에서 과정이 완료된 케이스들만을 분석에 포함할 경우 상대적으로 근속기간이 짧은 케이스들이 포함될 확률이 더 높게 됨으로써 생기게 되는 selection bias 문제로서, 본 연구와 대부분의 과거 연구에서처럼 아직 퇴직이 완전히 이루어지지 않은 50대 중고령자들을 분석대상에 포함하는 경우 이 문제는 더 심각하게 된다.
- 3) 따라서 본 연구는 점진적 은퇴와 관련된 방하남 외(2008)의 연구와 연계되어 있다.

생애 가장 주된 일자리가 무엇이었는가를 알아보기 위해 6차년도(2003년)에 실시한 ‘중고령자 부가조사’(이하 부가조사)를 이용한다. 부가조사에 응답한 만 50세 이상의 중고령자는 총 3,530명으로, 이들은 완전은퇴자 1,171명, 주된 일자리에서 은퇴하였으나 소일거리를 하고 있는 자 65명, 비은퇴자 1,530명, 생애 취업경험이 없는 자 764명으로 구성된다. 하지만 이들 중 ‘생애 취업경험이 없는 자’를 포함하여 ‘완전 은퇴하였다고 응답하였으나 현재 소득이나 수입을 얻기 위한 취업활동을 하고 있다’고 응답한 경우, 또는 ‘은퇴 후 소일거리를 하면서도 현재 일자리가 주된 일자리라고 응답한 경우’는 분석에서 제외하였다. 그리고 생애 주된 일자의 시작연도와 종료연도에 대한 정보가 부재한 케이스를 제외하고 최종적으로 2,620명을 분석표본으로 하였다. 이렇게 선택된 표본은 다시 부가조사 설문문의 ‘현재 취업하고 있는 일자리가 __님의 생애에서 가장 주된(중요한) 일자리입니까?’를 이용하여 생애 주된 일자리에서 퇴직한 자와 현재에도 생애 주된 일자를 계속하고 있는 자로 나눠 서로 다른 자료 구조화 과정을 거쳤다.

나. 생애 주된 일자리 퇴직 이후 재취업과정 분석을 위한 자료의 구조화

다음으로 생애 주된 일자리에서 퇴직 후 재취업으로의 이동과정과 이동경로(임금 대비임금취업)를 살펴보기 위해 1~9차년도 개인용자료를 이용한다. 본 분석에 포함된 표본은 앞의 생애 주된 일자리 재구조화 과정을 통해 퇴직자로 분류된 1,773명 중에서 첫 조사연도인 1998년 이후에 퇴직한 중고령자로 제한하였다. 6차년도 중고령자 부가조사 당시 이미 퇴직한 중고령자의 경우 이들의 퇴직시기를 고려하여 1998년 이후 퇴직자만을 추출하였다. 이렇게 추출된 표본은 1~9차년도의 개인용자료와 가구용자료를 통합한 자료와 결합시켜 이들이 퇴직 이후 재취업을 했는지 여부와 재취업시점을 월 단위로 확인하였다.⁴⁾ 반면 6차년도 당시 생애 주된 일자를 지속하고 있는 중고령자들은 앞에서 기술한 것처럼 직업력 자료를 이용하여 퇴직자만을 추출하고, 6~9차년도 개인용자료와 가구용자료를 통합하여 이들이 퇴직 이후 재취업하였는가를 확인하였다. 이러한 과정을 통해 선택된 각 개인들은 조사 시점에 따라 해당연도의 개인적 특성과 가구특성 변인들과 결합하여 통합 자료를 구축하였다.

4) 여기서 유의해야 할 것은 6차년도 당시 이미 생애 주된 일자리에서 퇴직한 중고령자들의 경우에는 조사시에 생애 주된 일자리 정보를 기존의 직업력자료와 일치시키지 않고 별도의 문항으로 재조사하였기 때문에 부가조사자료에서 조사된 일자리 정보와 개인용자료에서 조사된 일자리 정보가 완전히 일치하지 않는 경우가 있다. 이러한 사례들은 퇴직시기를 고려하여 퇴직연도 또는 그 이후에 새로운 일자를 얻은 경우 재취업한 것으로 간주한다.

2. 분석모형

가. 생애 주된 일자리에서의 퇴직 및 재취업에 대한 생존함수 및 위험함수 추정

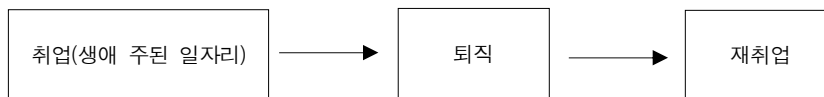
본 연구에서는 중고령자들이 생애 주된 일자리에서의 퇴직과 퇴직 후 재취업률이 시간의 경과에 따라 어떻게 변화하는가를 탐색적으로 살펴보기 위해 Kaplan-Meier(또는 product limit) 추정법을 이용하여 생존함수 및 위험함수를 추정하였다(Kaplan-Meier, 1958).⁵⁾

생존함수 $S(t) = P(T > t)$ 의 Kaplan-Meier(KM) 추정량 $\hat{S}(t)$ 는 아래와 같이 정의할 수 있다(Cox and Oakes, 1984).

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right)$$

여기에서 n_j 는 t_j 시점 당시 주된 일자리(또는 퇴직 후)에서 퇴직(또는 재취업)하지 못한 중고령자의 수이고, d_j 는 t_j 시점 당시 주된 일자리(또는 퇴직 후)에서 퇴직(또는 재취업)한 중고령자의 수이다.

동 추정방법을 이용하여 분석대상에 따라 몇 가지 집단으로 구분하여 각각의 추정량을 비교하였다. 먼저 생애 주된 일자리에서의 퇴직과 관련해서는 일자리와 성별 특성을 고려하여 남성 임금근로자, 여성 임금근로자, 남성 비임금근로자 및 여성 비임금근로자 집단으로 분류하고 이들 각각의 생존함수와 위험함수를 추정한다. 다음으로 생애 주된 일자리에서 퇴직한 중고령자들의 퇴직 후 첫 번째 일자리로의 재취업 분석에 있어서는 재취업 일자리의 특성과 이전 일자리의 특성을 고려하여 이전에 임금근로자 또는 비임금근로자였던 중고령자들이 재취업시 임금근로 또는 비임금근로로 재취업할 경우의 생존함수와 위험함수를 추정한다.



나. 생애 주된 일자리에서의 퇴직률(retirement hazard) 분석모형

다음으로 중고령자들이 자신의 생애에서 종사하였던 가장 주된 일자리에서 퇴직을 함

5) KM 추정법은 전통적인 생명표법(life table method)에서처럼 관측 시간 간격에 대한 연구자의 임의적 정의가 필요치 않고 최소 하나의 사건이 발생한 모든 시점에서의 위험률 추정이 가능한 장점을 가지고 있다.

에 있어 근속연수가 증가함에 따라 개인과 소속 일자리의 어떠한 특성들이 유의미한 영향을 미치는가를 분석하기 위해 콕스(Cox)모형을 이용한다. 일반적으로 분석의 대상이 되는 위험률이 특정한 분포를 가지고 있다는 사전 판단이 어려운 경우가 많다. 이처럼 시간 종속적 이행률을 가정하는 모수 모형(parametric model)과는 달리 콕스모형은 이행률에 대한 특정한 가정을 부여하지 않으면서 포함된 각 변인들의 상대적 효과를 분석할 수 있는 장점을 가지고 있다.

본 연구에서의 위험률을 유발하는 사건(event)은 퇴직이기 때문에 개인별로 사건의 개수는 1개가 된다. 즉 생애 주된 일자리에서 퇴직할 경우는 1의 값을, 계속 근로를 할 경우에는 0의 값을 갖는다. 퇴직이 발생할 위험률(hazard)에 영향을 미칠 수 있는 독립변인들은 개인의 인적특성과 관련된 변수와 일자리와 관련된 변수로 대별될 수 있다. 먼저 개인의 인적특성과 관련된 것으로, 성(여성=1)과 교육수준(대졸=1) 변수를 각각 더미(dummy)화하여 모형에 포함시켰다. 다음으로 개인의 출생시기로 개인들의 출생시기를 3년 단위로 구분하고 더미변수화하여 모형에 포함하였다.

두 번째 변인군은 생애 주된 일자리의 특성과 관련된 것으로, 먼저 취업시기는 1960대 이전 취업자, 1960~70년대 취업자, 1980~90년대 취업자, 그리고 2000년대 이후의 취업자로 구분하고, 이 역시 더미변수화하여 포함시켰다. 다음으로 현재 종사하고 있거나 종사했었던 산업을 대분류수준에서 8개의 산업군으로 분류하고 이들 각각을 더미화하여 포함시켰다. 직종도 이와 동일한 방법으로 변환하였다. 임금 또는 소득변수는 생애 주된 일자리에서 퇴직한 사람들은 퇴직 당시의 임금 또는 소득이며, 계속 근로자들은 해당 일자리가 최종적으로 관찰된 시점에서의 임금 또는 소득으로 측정하고 log 변환하였다. 또 다른 일자리 특성으로서 사업체 규모는 종사하는 근로자의 수에 따라 소규모(30인 미만), 중규모(30~300인 미만), 대규모(300인 이상) 사업장으로 분류하고 더미화하여 분석에 이용하였다. 마지막으로 임금근로자의 경우에는 이전 사업장에서 정년제도가 있는지 여부를 변수로 포함하였다.

다. 퇴직 후 재취업률(reemployment hazard) 분석모형

이행률(transition rate) 모형과 관련된 많은 연구에서 위험률(hazard rate)의 경과기간(duration)에 따른 분포 $h(t)$ 에 대한 사전적 판단이 어려운 경우가 많다. 이러한 경우 경과기간을 최소한의 단위로 분할하여 분할된 기간(예: 1달) 동안에는 위험률이 일정하다는 가정을 하면서 이행률을 분석할 수 있는 유용한 모형이 Piecewise-constant Exponential Model이다.

기본적인 분석전략은 시간축을 특정 기간의 단위(time period)로 나누고, 이행률이 각각

의 기간 내에서는 일정하고 기간들 간에는 변화할 수 있다고 가정을 하는 것이다. 즉 분할점(breakpoint) $0=\tau_1<\tau_2<\dots<\tau_{k_1}=\infty$ 으로 기간간격을 정의하고, j번째 사건유형에 대한 기저위험률(baseline hazard)이 단위 기간 내에서 일정한 값을 갖는 하나의 계단함수(step function)라고 가정하는 것으로, 이를 표현하면 아래와 같다(Blossfeld, Golsch, and Rohwer, 2007).

$$\lambda_{j0}(t) = e^{a_{jk} + x'\beta_j}, \text{ 단, } t \in (\tau_k, \tau_{k+1})$$

이처럼 사건 j에 의해 발생한 조건부 확률은 다음과 같이 얻을 수 있으며, 이는 다항로짓모형과 같다.

$$\pi_{jk} = \frac{e^{a_{jk} + x'\beta_j}}{\sum_{r=1}^m e^{a_{rk} + x'\beta_r}}$$

<표 1> 생애 주된 일자리 퇴직자의 재취업 분석에 이용된 변인들의 특성

| | 특성 | 구분 | 빈도(%) |
|--------------|-------------------------|-------------|-------------------|
| 개인적 특성 | 성별 | 남성 | 434 52.5 |
| | | 여성 | 393 47.5 |
| | 교육수준 | 중졸 이하 | 549 66.4 |
| | | 고졸 | 188 22.7 |
| | | 대졸 이상 | 90 10.9 |
| | 출생시기 | 1934년 이하 | 98 11.9 |
| | | 1935 ~ 939년 | 145 17.5 |
| 1940 ~ 1944년 | | 201 24.3 | |
| 1945 ~ 1949년 | | 216 26.1 | |
| | 1950년 이상 | 167 20.2 | |
| 가구특성 | 주택보유여부 | 미보유 | 195 23.6 |
| | | 보유 | 632 76.4 |
| | 부채규모 ¹⁾ | | 13.5 (0 ~ 250) |
| 이전 일자리 특성 | 근속기간 | 5년 미만 | 233 28.2 |
| | | 5 ~ 10년 미만 | 142 17.2 |
| | | 10년 이상 | 452 54.7 |
| | 일자리유형 | 임금근로 | 483 58.4 |
| | | 비임금근로 | 344 41.6 |
| | 월평균소득(임금) ¹⁾ | | 119.9 (0 ~ 2,000) |

주: 1) 부채규모와 월평균소득(임금)과 관련된 사항은 평균(범위)를 나타냄.

본 연구의 두 번째 모형은 생애 주된 일자리에서 퇴직한 중고령자들의 재취업률을 분석하는 것으로 재취업률뿐만 아니라 재취업이 일어난 경로, 즉 임금근로 대 비임금근로로의 재취업을 ‘경쟁적 위험’(competing risk)으로 구분하여 분석하였다. 따라서 두 번째 모형에서 발생 사건은 두 가지로 임금근로로의 재취업(1), 비임금근로로의 재취업(2), 그리고 미취업상태가 계속되는 경우(0)이다.

경로별 재취업률에 영향을 주는 요인으로서 ① 개인의 인적특성, ② 가구특성 그리고 ③ 이전 일자리의 특성을 고려한다. 개인적 특성의 경우 앞에서 살펴본 콕스모형과 마찬가지로 성별은 남성과 여성으로, 교육수준은 중졸 이하, 고졸, 대졸 이상으로 더미화하여 분석한다. 출생 시기는 표본규모를 고려하여 5년 단위(1934년 이전 출생, 1935~39년 출생, 1940~44년 출생, 1945~49년 출생, 1950년 이후 출생)로 구분한다. 다음으로 가구특성과 관련된 변인으로 가구의 부동산 정도를 나타내는 대리변인으로 주택소유 여부를 고려하였다. 가구소득은 경상소득 중에서 중고령자가 재취업할 경우 내생성이 강한 근로소득이나 사업소득을 제외한 재산소득만을 포함하고, 근로를 통한 소득창출 필요성과 연관성이 높은 가구내 부채정도를 포함하되, 양자 모두 log 변환하여 분석에 이용한다. 마지막으로 이전 일자리의 특성과 관련해서는 이전 일자리에서 일한 근속연수를 5년 미만, 5~10년 미만, 10년 이상으로 구분하여, 일자리 유형이 임금근로였는지 비임금근로였는지로 구분하고 모두 더미화하여 분석한다. 또한 이전 일자리에서의 임금 또는 소득 역시 log 변환하여 변수로 포함한다(표 1 참조).

III. 분석결과

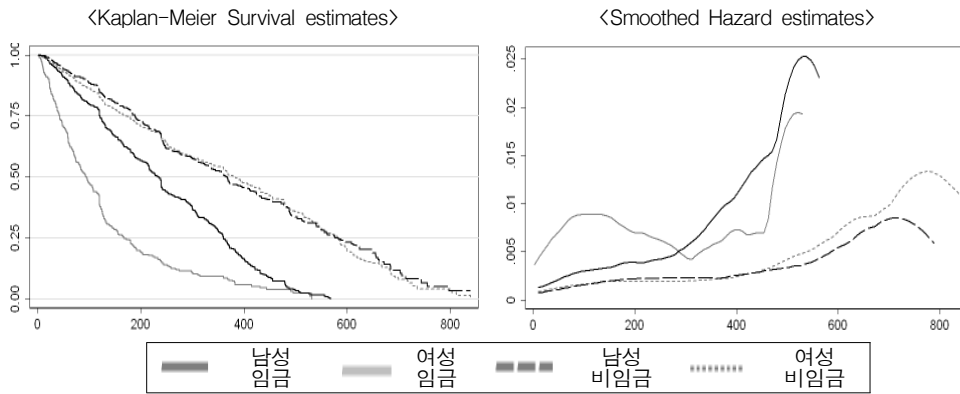
1. 생애 주된 일자리로부터의 퇴직

가. 생애 주된 일자리로부터의 퇴직률 : Kaplan-Meier 추정

[그림 1]에서는 중고령자들의 생애 주된 일자리로부터의 퇴직과정(survival rate)과 취업 상태에서 퇴직으로의 순간이동률(hazard rate)을 Kaplan-Meier 비모수모형으로 추정한 결과이다. 추정결과는 남성·여성과 임금·비임금 근로의 구분을 통해 4개의 그룹별로 제시되어 있다.

단위시간을 ‘월’로 하여 생존률을 추정한 결과를 보면 예상대로 임금근로에 비해 비임금근로자의 퇴직과정이 완만하게 이루어지고 있으며, 근속기간에 있어서 남성과 여성의

[그림 1] 생애 주된 일자리로부터의 퇴직에 대한 생존함수 및 위험률함수 추정결과



차이는 임금근로자 가운데서만 크게 나타나고 있는데 여성보다는 남성의 생존확률이 큰 폭으로 높은 것을 볼 수 있다. 특히 여성들의 경우 초기의 이동률(hazard)이 높아 생존률도 근속 10년까지 급속하게 떨어지는 것을 볼 수 있다.

나. 생애 주된 일자리에서의 퇴직률 모형분석

기술적 분석을 통해 살펴본 중고령자들의 퇴직률은 개인적 특성과 해당 일자리의 산업과 직종의 특성에 따라 상당한 차이를 보이고 있다. 이에 중고령자들이 생애 주된 일자리에서 퇴직함에 있어 각 특성들이 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보기 위해 콕스의 위험률(Cox's hazard rate) 분석을 실시한다. 모형분석은 일자리 형태에 따라 집단을 분류하고 각 집단별로 개인적 특성만을 포함한 모형(모형 I, 모형Ⅲ)과 일자리 특성을 함께 고려한 모형(모형Ⅱ와 모형Ⅳ)을 각각 분석하였다.

퇴직자 전체를 대상으로 이들이 각각의 일자리 형태에 따라 해당 일자리의 퇴직률에 영향을 미치는 요인들을 살펴보면 <표 2>와 같다. 먼저 임금근로자의 경우, 개인적 특성만을 고려했을 때(모형 I), 남성보다는 여성의 퇴직률이 높으며, 대졸자들이 고졸 미만자보다 좀 더 생애 주된 일자리에서 오래 머무르는 것으로 나타났다. 또한 앞에서 확인된 바와 같이 임금근로자들의 퇴직률에 있어서 출생연도가 빠를수록 해당 일자리에서 퇴직할 가능성이 높으며, 최근에 생애 주된 일자리에 취업한 경우 퇴직률은 낮은 것으로 나타난다. 다음으로 생애 주된 일자리의 특성을 함께 고려할 경우(모형Ⅱ), 개인적 특성에서 성별, 출생연도나 취업시기의 효과는 앞의 결과와 동일하지만 교육효과는 사라지는 것으로 나타난다. 이는 생애 주된 일자리에서의 퇴직에 미치는 교육수준의 효과는 개인들의 일자리 선택 혹은 배치효과를 매개로 이루어질 가능성을 시사하고 있다. 또한 소득이 높

<표 2> 생애 주된 일자리에서의 퇴직률(Cox's Hazard Rate) 분석결과

| | 임금근로자 | | 비임금근로자 | |
|-------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 모형 I | 모형 II | 모형 III | 모형 IV |
| 성별(여성=1) | 0.57 (0.07) *** | 0.29 (0.08) *** | 0.17 (0.07) ** | 0.05 (0.08) |
| 교육수준(대졸=1) | -0.24 (0.09) *** | 0.09 (0.12) | 0.54 (0.15) *** | 0.30 (0.17) * |
| 출생연도(기준=1950년 이후 출생) | | | | |
| 출생연도1(1929년 이하=1) | 1.21 (0.16) *** | 0.80 (0.18) *** | 0.82 (0.16) *** | 0.76 (0.17) *** |
| 출생연도2(1930 ~ 1932년=1) | 1.08 (0.16) *** | 0.80 (0.17) *** | 0.43 (0.18) ** | 0.45 (0.18) ** |
| 출생연도3(1933 ~ 1935년=1) | 1.07 (0.16) *** | 0.75 (0.17) *** | 0.31 (0.18) * | 0.31 (0.18) * |
| 출생연도4(1936 ~ 1938년=1) | 0.92 (0.14) *** | 0.78 (0.14) *** | 0.31 (0.17) * | 0.41 (0.17) ** |
| 출생연도5(1939 ~ 1941년=1) | 0.76 (0.13) *** | 0.55 (0.14) *** | 0.15 (0.17) | 0.18 (0.17) |
| 출생연도6(1942 ~ 1944년=1) | 0.67 (0.14) *** | 0.58 (0.14) *** | -0.15 (0.17) | -0.02 (0.17) |
| 출생연도7(1945 ~ 1947년=1) | 0.58 (0.14) *** | 0.51 (0.14) *** | -0.07 (0.17) | 0.03 (0.17) |
| 출생연도8(1948년 이상=1) | 0.36 (0.13) *** | 0.33 (0.13) ** | -0.19 (0.17) | -0.15 (0.17) |
| 취업시기(기준=2000년 이후 취업자) | | | | |
| 취업시기1(1960년 이전=1) | -3.72 (0.20) *** | -4.12 (0.21) *** | -4.75 (0.24) *** | -4.40 (0.26) *** |
| 취업시기2(1960 ~ 1979년=1) | -2.87 (0.14) *** | -3.12 (0.15) *** | -3.50 (0.21) *** | -3.41 (0.22) *** |
| 취업시기3(1980 ~ 1999년=1) | -1.60 (0.12) *** | -1.72 (0.12) *** | -1.95 (0.19) *** | -2.14 (0.20) *** |
| 산업 | | | | |
| 산업1(농림·어업·광업) | - | -0.21 (0.20) | - | 0.01 (0.48) |
| 산업2(제조업=1) | - | 0.38 (0.13) *** | - | -0.06 (0.22) |
| 산업3(건설업=1) | - | 0.08 (0.16) | - | 0.19 (0.26) |
| 산업4(도소매·음식숙박업=1) | - | 0.59 (0.15) *** | - | (ref) |
| 산업5(운수·창고·통신업=1) | - | 0.25 (0.15) | - | -0.15 (0.32) |
| 산업6(금융·보험·부동산·사업서비스업=1) | - | 0.22 (0.14) | - | -0.16 (0.30) |
| 산업7(공공서비스업=1) | - | (ref) | - | -0.09 (0.56) |
| 산업8(기타=1) | - | -0.04 (0.16) | - | -0.14 (0.18) |
| 직종 | | | | |
| 직종1(고위임직원·관리자=1) | - | -0.05 (0.19) | - | 0.44 (0.25) * |
| 직종2(전문가·기술공·준전문가=1) | - | -0.18 (0.15) | - | -0.14 (0.27) |
| 직종3(사무종사자) | - | (ref) | - | 0.14 (0.33) |
| 직종4(서비스·판매종사자=1) | - | -0.13 (0.16) | - | (ref) |
| 직종5(농업·임업·어업근로자=1) | - | -1.08 (0.30) *** | - | -1.33 (0.48) *** |
| 직종6(기능원·장치기계조작원=1) | - | -0.27 (0.14) ** | - | -0.24 (0.22) |
| 직종7(단순노무직근로자=1) | - | -0.28 (0.14) ** | - | -0.34 (0.33) |
| 직종8(기타=1) | - | -0.73 (0.37) *** | - | - |
| 임금 또는 소득(log) | - | -0.51 (0.04) *** | - | -0.09 (0.01) *** |
| 사업체 규모(기준=300인 이상) | | | | |
| 소규모(30인 미만=1) | - | 0.15 (0.11) | - | - |
| 중규모(30 ~ 300인 미만=1) | - | 0.29 (0.11) *** | - | - |
| 사업장의 정년제여부(유=1) | - | -0.17 (0.09) *** | - | - |
| 일자리형태(상용직=1) | - | -0.39 (0.10) *** | - | - |
| N(표본수) | 1,309 | 1,309 | 1,311 | 1,311 |
| Event(퇴직 사건수) | 999 | 999 | 774 | 774 |
| LR(d·f) | 669.5(13) | 939.9(32) | 519.2(13) | 715.9(25) |

주: 제시된 값은 표준화계수이며, 해당 계수값의 유의도는 비표준화계수에 대한 것임.

*p<0.1, **p<0.05, ***p<0.001.

은 경우, 대기업에서 일할 경우, 정년퇴직제를 통해 정년이 보장된 경우, 상용직에서 근무한 경우 등 보다 안정된 일자리에 근무할 경우 생애 주된 일자리에 보다 오래 머무는 것으로 나타났다.

산업별로는 공공서비스업에 비해 제조업과 도소매·음식·숙박업에서 종사한 중고령자들의 퇴직확률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 직종별로는 사무직 종사자에 비해 농림어업직, 기능원·장치기계조작직, 단순노무직에 종사하는 근로자의 경우 좀 더 오래 생애 주된 일자리에 머무를 확률이 높았다.

다음으로 비임금근로자의 분석결과를 살펴보면 <표 2>의 오른쪽 2개 열에 제시된 결과와 같다. 우선 개인적 특성만 고려할 경우(모형Ⅲ), 개인적 특성이 미치는 효과는 임금근로자의 경우와 유사하게 나타난다. 그러나 교육수준의 효과에 있어서는 임금근로자의 경우와는 반대로 대졸자의 경우 고졸 이하에 비해 비임금근로자에서 퇴직할 확률이 더 높은 것으로 나타났다. 또한 일자리 특성을 고려할 경우(모형Ⅳ), 임금근로자의 경우와는 다르게 성별에 따른 효과는 유의미하지 않게 변하였다. 아울러 임금근로자와는 달리 유의미한 산업효과는 발견되고 있지 않는 가운데, 직종별로는 농림어업직의 경우 다른 직종에 비해 상당히 오래 자영업에 머무는 것으로 추정되고 있다. 비임금근로의 경우에도 소득의 마이너스(-) 효과는 유의미하게 나타나고 있다. 즉 자영업 소득이 높을수록 퇴직률은 감소하는 것으로 나타났다.

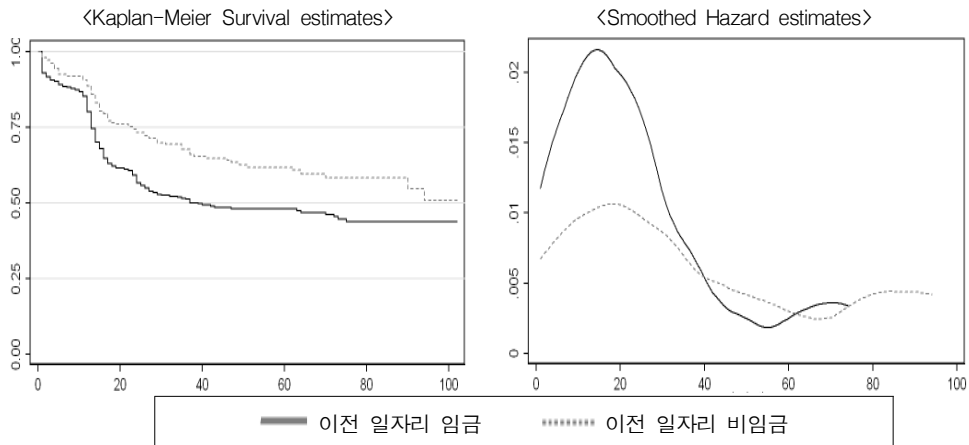
2. 생애 주된 일자리에 퇴직한 중고령자들의 재취업률 분석

앞의 절에서는 중고령자들이 종사했었던 생애 주된 일자리의 특성과 그에 따른 일자리에서의 퇴직률에 대해 살펴보았다. 본절에서는 생애 주된 일자리에 퇴직한 중고령자들이 이후 새로운 일자리를 얻게 됨에 있어서 개인적 특성, 가구 특성 및 이전 일자리의 특성이 미치는 효과에 대한 모형분석을 시행하고 그 결과를 논의한다.

가. 생애 주된 일자리 퇴직 후 재취업률: Kaplan-Meier 추정

[그림 2]에는 생애 주된 일자리 퇴직 후 첫 재취업까지 소요된 기간에 대한 Kaplan-Meier 비모수 모형추정 결과를 생존함수와 위험률(재취업률)로 보여준다. 추정결과에 따르면 퇴직 후 40개월까지는 이전 일자리가 임금근로자였던 사람들의 위험률(재취업률)이 비임금근로자였던 사람들의 위험률보다 월등히 높은 것으로 나타난다. 두 경우 모두 재취업률이 18개월(임금)에서 20개월(비임금)까지는 급히 올라갔다가 그 이후에는 다시 급격히 감소하는 것을 볼 수 있다. 특히 임금근로자들의 경우는 처음 18개월까지의 상승과

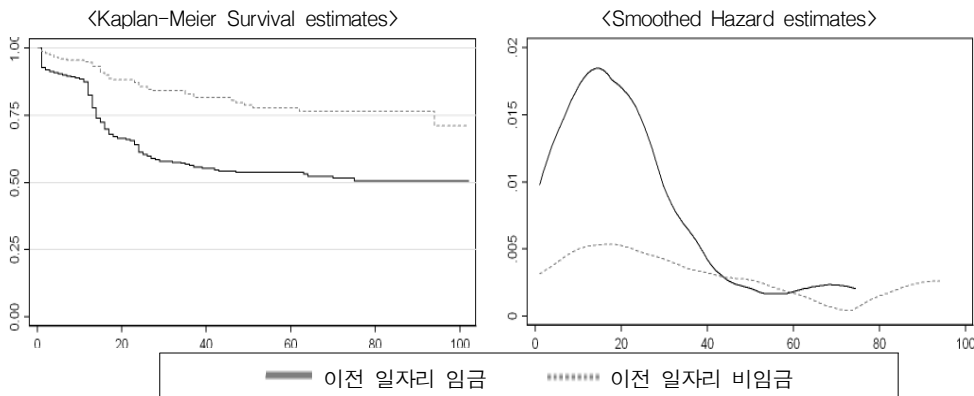
[그림 2] 생애 주된 일자리 퇴직 후 첫 재취업에 대한 생존함수 및 위험률함수 추정결과



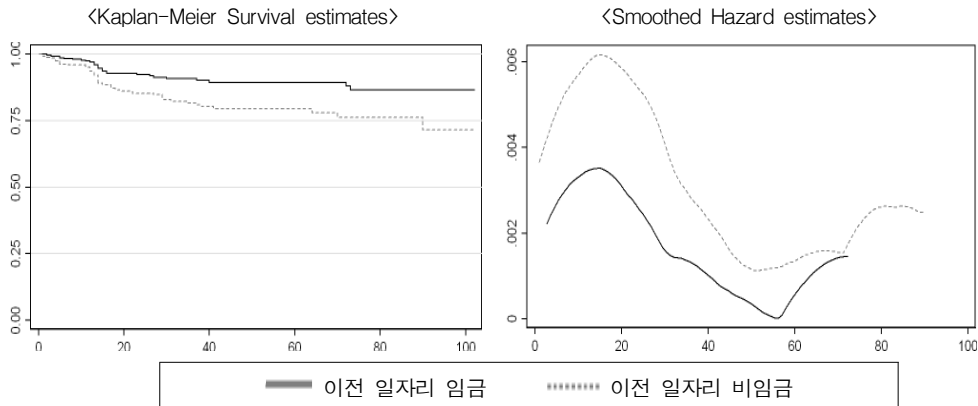
그 이후의 하락이 급박하여 재취업을 할 경우 대부분 1년 이후 2년 이내에 재취업이 이루어지는 것으로 판단된다.

본 연구에서는 퇴직 후 재취업 여부뿐만 아니라 재취업경로(임금근로 대 자영업으로의 취업)를 배타적 선택으로 보고 재취업률을 분석하려고 한다. 따라서 [그림 3]과 [그림 4]에서는 취업경로를 임금근로와 비임금근로로 나누어 추정된 재취업률과 생존률을 보여 준다. 예상한 대로 임금근로 일자리의 재취업은 이전 일자리가 자영업이었던 사람들보다는 임금근로자였던 사람들이 더 많이 더 빠르게 이루어지고, 반대로 비임금 자영업으로의 재취업은 이전 일자리가 임금근로보다는 자영업에 취업되어 있던 사람들의 경우에 더 많이 더 빠르게 이루어지고 있는 것을 확인할 수 있다.

[그림 3] 생애 주된 일자리 퇴직 후 첫 번째 임금근로 일자리의 재취업에 대한 생존함수 및 위험률함수 추정결과



[그림 4] 생애 주된 일자리 퇴직 후 첫 번째 자영업 일자리로의 재취업에 대한 생존함수 및 위험률함수 추정결과



나. 생애 주된 일자리 퇴직자들의 재취업률과 경로분석 결과

앞의 기술적 분석에 바탕하여 생애 주된 일자리에서 퇴직한 중고령자들을 대상으로 은퇴 이전 가교일자리(bridge job)로의 재취업 여부와 경로선택(임금근로 대 비임금근로)을 Piecewise Exponential 모형을 추정한 결과는 <표 3>과 같다.

본 분석결과는 생애 주된 일자리에서 퇴직한 이후 재취업을 하기까지 소요되는 기간을 전이율(transition rate)로 추정한 것이며, 특별히 재취업이 일어날 수 있는 경로를 임금근로와 비임금근로로의 재취업이라는 2개의 배타적인(competing) 경로로 규정하고 추정모형을 이에 적절한 Competing Risk 모형으로 설정하고 추정한 결과이다.

본 모형에서는 앞의 Kaplan-Meier 모형 분석결과 얻어진 위험률(hazard rate)의 기간분포를 참조하여 기간분할(piecewise)을 0~12개월 미만, 12~24개월 미만, 24개월 이상으로 설정하였다. 분석결과 퇴직 중고령자의 임금근로자 또는 비임금근로자로의 재취업은 대체적으로 퇴직 후 1~2년 사이에 이루어질 확률이 그 이전이나 그 이후보다 높은 것으로 추정되고 있다.

첫째, 임금근로로의 재취업 확률에 대한 결정요인들의 효과추정 결과는 모형 I(단순), 모형 III(확대)에 제시되어 있다. 분석결과, 먼저 개인적 특성만을 고려할 경우(모형 I), 임금근로자로 재취업할 확률에는 교육수준과 연령의 효과가 대체적으로 유의미하게 추정되고 있다. 즉 대졸 이상의 학력자보다는 고졸 이하의 학력을 가진 저학력 중고령자들이 재취업할 확률이 상대적으로 높으며, 연령은 낮을수록 재취업 확률이 높게 나타났다. 반면 비임금근로자로 재취업할 경우(모형 II)에도 연령이 낮을수록 재취업 확률이 높아지지만, 학력은 유의미한 효과를 주지 못하는 것으로 분석되었다.

다음으로 가구특성과 이전 일자리의 특성을 고려할 경우(모형 III)에는, 임금근로자로 재취업함에 있어서 대졸자와 고졸자간에는 유의미한 차이를 보이지 않는 반면, 중졸 이하의 학력을 가진 경우 재취업률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 한편 퇴직 후 가용한 자산의 정도를 나타내는 주택소유나 금융소득 소유여부는 예상한 대로 재취업률에 마이너스 (-) 효과를 미치고 있으나 통계적 유의성은 없는 것으로 추정되고 있다. 그러나 가구의 부채보유는 재취업률에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 ‘준비 안 된’ 퇴직자들이 경제적 사정에 의해 어쩔 수 없이 재취업을 하게 된 경우가 많은 것을 확인해 주고 있다.

<표 3> 생애 주된 일자리 퇴직자의 유형별 재취업률 분석(competing risk model)

| | 단순모형 | | 확대모형 | |
|---------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 모형I(임금근로) | 모형II(비임금근로) | 모형III(임금근로) | 모형IV(비임금근로) |
| 실업기간(12개월 미만=1) | -6.22 (0.40) *** | -6.21 (0.51) *** | -5.83 (0.48) *** | -6.96 (0.65) *** |
| 실업기간(24개월 미만=1) | -5.66 (0.40) *** | -5.60 (0.51) *** | -5.21 (0.48) *** | -6.31 (0.64) *** |
| 실업기간(24개월 이상=1) | -7.22 (0.41) *** | -6.81 (0.52) *** | -6.70 (0.49) *** | -7.49 (0.65) *** |
| 성별 | -0.48 (0.14) *** | -0.38 (0.23) | -0.58 (0.15) *** | -0.47 (0.24) * |
| 교육수준(기준=대졸 이상) | | | | |
| 교육수준1(중졸 이하=1) | 0.57 (0.25) ** | -0.22 (0.33) ** | 0.55 (0.26) ** | -0.18 (0.34) |
| 교육수준2(고졸=1) | 0.46 (0.26) * | -0.24 (0.35) | 0.40 (0.27) | -0.28 (0.36) |
| 출생시기(기준=1950년 이후) | | | | |
| 출생시기1(1934년 이전) | 0.85 (0.37) ** | 0.21 (0.53) | 0.54 (0.37) | 0.30 (0.54) |
| 출생시기2(1935 ~ 1939년) | 1.21 (0.35) *** | 0.93 (0.46) ** | 0.85 (0.35) ** | 0.99 (0.47) ** |
| 출생시기3(1940 ~ 1944년) | 1.91 (0.34) *** | 1.24 (0.46) *** | 1.51 (0.34) *** | 1.16 (0.48) *** |
| 출생시기4(1945 ~ 1949년) | 1.93 (0.34) *** | 1.47 (0.46) *** | 1.53 (0.35) *** | 1.26 (0.48) *** |
| 주택보유여부(보유=1) | - | - | -0.21 (0.15) | -0.10 (0.26) |
| 금융소득여부(소득유=1) | - | - | -0.05 (0.05) | -0.11 (0.07) |
| 부채여부(보유=1) | - | - | 0.11 (0.04) *** | 0.22 (0.06) *** |
| 근속연수(기준=10년 이상) | | | | |
| 근속연수1(5년 미만=1) | - | - | 0.57 (0.15) *** | 0.03 (0.28) |
| 근속연수2(5 ~ 9년=1) | - | - | 0.09 (0.20) | 0.13 (0.3) |
| 일자리형태(비임금=1) | - | - | -0.81 (0.17) *** | 0.88 (0.23) *** |
| 임금 또는 소득(log) | - | - | 0.03 (0.05) | 0.05 (0.05) |
| 분석표본수(N) | 827 | 827 | 827 | 827 |
| 사건수(event) | 238 | 87 | 238 | 87 |
| Wald chi2(d.f) | 4521.0(10) *** | 2581.0(10) *** | 4293.0(17) *** | 2440.4(17) *** |

주 : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.001.

둘째, 임금근로보다는 비임금 자영업으로의 재취업 확률에 대한 결정요인들의 효과 추정결과는 모형 II(단순), 모형 IV(확대)에 제시되어 있다. 분석결과, 비임금근로자로 재취업하는 경로에 있어서는(모형 IV) 교육은 유의미한 효과를 가지지 못하는 반면, 이전 일자리에서 비임금근로를 한 경우 비임금근로로 재취업할 확률이 증가하는 것으로 추정된다. 즉 임금근로의 주 경력이 있을 경우 임금근로로, 비임금근로의 주 경력이 있을 경우 비임금근로로 재취업을 하는 경향이 강한 것으로 추정된다.

본 분석결과와 관련하여 특히 주목할 것은 임금, 비임금 근로로의 재취업 모두의 경우에, 유인(Pull) 요인으로서, 과거 주된 일자리에서의 임금이나 소득수준의 효과는 작고 유의미하지 않은 반면, 가구내 부채가 있을 경우 재취업할 확률이 상당히 유의미하게 나타나고 있다는 것이다. 이는 우리나라 중고령자들의 경우, 노후소득에 대한 사회적 보장기제들이 미비한 가운데, 경제적 유출(Push) 요인(즉 가계부채)이 정년퇴직 후 재취업의 강한 결정요인인 것을 시사해 주고 있다. 한편 대체효과를 가질 수 있는 가구내 금융소득은 자영업으로의 재취업의 경우에도 예상대로 재취업 저해효과(-)가 있으나 유의미하게 추정되지는 않았다.

IV. 결론

본 연구에서 우리는 KLIPS의 생애근로이력(work life history) 자료를 이용하여 우리나라 중고령자(>50세)들의 (1) 생애 주된 일자리로부터의 퇴직과 (2) 퇴직 이후 재취업 확률과 경로에 대한 모형분석을 수행하고 그 결과를 논하였다. 기존의 연구들이 전자 혹은 후자 둘 중의 하나의 과정에 대한 분석으로 제한되어 있었는데 반해, 본 연구는 동일한 표본자료를 이용하여 2개의 연결된 과정을 동학적으로 연계하여 분석하였다는 데에 의의가 있다고 본다. 본 연구의 분석결과 우리는 생애 주된 일자리로부터의 퇴직과 퇴직 이후의 재취업과정과 관련하여 몇 가지 중요한 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

첫째, 생애 주된 일자리로부터의 퇴직률(근속기간)에 있어서 근로자의 인적특성(교육수준) 및 일자리의 특성(임금수준, 기업규모, 고용의 정규성 등)에 따라 통계적으로 유의미한 차이가 존재하고 있음을 확인할 수 있었다. 이는 중고령자의 고용안정과 정년연장 정책을 추진하는 데 있어서 정책효과의 사각지대가 클 것이라는 것을 시사해 준다. 즉 정년제도 자체가 존재하지 않는 영세사업장과 임시일용직 근로자들의 경우가 여기에 해당할 것이다. 따라서 정년연장 정책은 어느 정도 고용이 안정된 양질의 일자리의 공급과 함께 추진되지 않으면 그 정책효과가 제한적일 수밖에 없을 것이다.

둘째, 생애 주된 일자리로부터의 퇴직 이후 재취업 확률과 경로를 분석한 결과, 임금근로와 비임금근로 섹터간의 경계가 아직 높아 과거의 근무섹터에 따라 재취업 섹터도 결정될 확률이 높은 것을 확인하였다. 임금근로에서 퇴직 후 자영업을 시작하더라도 그 생존기간이 길지 않을 경우에도 본 분석과 같은 결과가 나올 것이다. 분석결과, 가장 두드러진 가구부채의 재취업 효과는 우리나라 중고령 퇴직자들이 처한 열악한 경제적 여건을 간접적으로 말해주며, 이는 준비된 퇴직을 위해서는 양질의 주된 일자리에서 보다 오래 일을 할 수 있는 고용정책의 추진 필요성을 시사해 준다.

마지막으로, 본 주제와 관련된 분석적 목적을 위해 일자리의 특성과 근속기간, 근속기간과 일자리의 질에 대한 보다 세밀한 분석 작업이 필요하다. 즉 “어떤 일자리들에서 고용이 더 오래 지속되는가?”, “평균 근속기간이 긴 일자리가 반드시 좋은 일자리인가?”와 같은 질문들에 대한 해답은 ‘생애 주된 일자리’라는 개념과 시장의 현실간의 간극을 좁히는 데 도움이 될 것으로 사료된다.

아울러 본 연구를 하는 데 사용된 KLIPS 자료는 우리나라에서 가장 조사연수가 긴 패널조사자료임에도 불구하고 생애 주된 일자리로부터의 퇴직과 재취업 과정을 추적하고 모형을 분석하는 데는 여전히 관측기간이 짧은 것을 느낄 수밖에 없었다. 향후 조사가 지속되어 20여년 이상 자료가 쌓일 경우 보다 풍부하고 심도 있는 분석이 가능할 것으로 보인다. 아울러 본 분석모형에 포함된 변수들은 자료의 특성상 제한적일 수밖에 없었으나, 앞으로 퇴직·은퇴의 동학적 분석에 필수적인 변수들(예: 기대연금소득, 건강상태 등)에 대한 측정이 함께 이루어진다면 이론적 모형에 보다 충실한 분석이 가능할 것으로 기대한다. **□□□**

<참고문헌>

- 김학주·우경숙(2004), 「중·고령자의 재취업 결정요인에 관한 연구」, 『한국노년학』 24(2), pp.97~110.
- 방하남·신동균·김동현·신현구(2005), 『인구 고령화와 노동시장 변화 및 노동정책과제』, 한국노동연구원.
- 이철희(2008), 「한국 고령자의 종사상의 지위와 은퇴기대: 미국과의 비교」, 『중고령자 노동시장 국제비교연구』, 한국노동연구원.
- 장지연(2003), 『고령화시대의 노동시장과 고용정책(I)』, 한국노동연구원.
- 장지연·신현구(2008), 「중고령자 취업 결정요인의 국가간 비교: 한국, 미국, 스웨덴, 독일」, 『중고령자 노동시장 국제비교연구』, 한국노동연구원.

장창원(2004), 「중고령층 재취업 결정요인분석과 정책 과제: "고령화 사회의 노동시장"에서 고령층 재취업 과제를 중심으로」, 『진로교육연구』 17(2), pp.157~186.

Benitez-Silva, Hugo(2000), "Micro Determinants of Labor Force Status among Older Americans," Department of Economics Working Papers 00-07, SUNY-Stony Brook, Department of Economics.

Blossfeld, H-P, Katrin Golsch, and Gotz Rohwer(2007), *Event History Analysis with Stata*, Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Bruce, D., D. Holtz-Eakin, and J. Quinn(2002), "Self-employment and Labor Market Transitions at Older Ages," Working Papers, Center for Retirement Research at Boston College 2000-13, Center for Retirement Research.

Cox, D. R.(1972), "Regression models and life-tables", *Journal of the Royal Statistical Society* 34, pp.187~220.

Cox, D. R. and D. Oakes(1984), *Analysis of Survival Data*, London: Chapman and Hall.

Fuchs, V.(1982), "Self-Employment and Labor Force Participation of Older Males," *Journal of Human Resources* 17, pp.339~357.

Giandrea, M. D., K. E. Cahill, and J. F. Quinn(2008), "Self-Employment Transitions among Older American Workers with Career Jobs," Boston College Working Papers in Economics 684, Boston College Department of Economics.

Kaplan, E. L. and P. Meier(1958), "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *JASA* 53, pp.457~481.

Maestas, Nicole(2004), "Back to Work: Expectations and Realizations of Work after Retirement," Michigan Retirement Research Center Research Paper, WP 2004-085.

Meadows, Pamela(2003), "Retirement Ages in the UK: A Review of the Literature", Employment Relations Research Series No.18, Department of Trade and Industry.

OECD(2000), *Reforms for an Ageing Society*, Paris: OECD.

Quinn, Joseph F.(1980), "Labor-Force Participation Patterns of Older Self-Employed Workers," *Social Security Bulletin* 42, pp.17~28.

Ruhm, C. J.(1990), "Determinants of the Timing of Retirement," in P. B. Doeringer(ed), *Bridges to Retirement*, Ithaca: Cornell University Press.