

노동정책연구
2008. 제8권 제4호 pp.1~27
© 한국노동연구원

연구논문

근로생애사와 노동시장 성과*

신동균**

한국노동연구원이 구축하여 온 KLOSA의 직업력 정보를 이용하여 분석한 결과 임금효과라는 점에서 비록 이전 가능한(transferable) 인적자본보다는 직업 고유의(job-specific) 인적자본이 더 중요하지만 이전 가능한 인적자본의 효과도 분명히 존재함을 확인할 수 있었다. 또한 이러한 이전 가능한 인적자본의 누적은 은퇴를 (적어도 부분은퇴(partial retirement)를) 지연시키는 것으로 나타났다. 이는 고령자의 고용능력이 고령에 도달하기 전에 이미 누적적으로 결정됨을 의미하며 이에 따라 고령자 고용정책도 근로생애의 관점에서 수립되어야 함을 시사한다. 또한 분석 결과 이전 가능한 인적자본의 임금효과는 개인이 일생 동안 겪어나가는 직장들 사이에 같다는 가설이 채택되어 결국 임금은 총경력과 현 직장에서의 근속연수의 함수로 표현된다는 민서류의(Mincerian) 임금함수의 타당성을 입증해 주고 있다.

핵심용어 : 근로생애사, 이전 가능한 인적자본, 직업 고유의 인적자본, 임금

논문접수일: 2008년 12월 1일, 심사의뢰일: 2008년 12월 2일, 심사완료일: 2008년 12월 22일

* 이 글은 2008년 한국노동연구원의 「고령자 근로생애사 연구」 과제의 일환으로 연구되었다. 두 익명의 심사자분들의 논평에 감사드린다.

** 경희대학교 정경대학 경제학부(dgshin@khu.ac.kr)

I. 서론

현 연구의 목적은 개개인의 근로생애사가 누적적으로 인생 후반에 임금, 근로소득, 은퇴 상태 등 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는가를 연구하는 데에 있다. 임금 및 은퇴 결정요인에 대한 기존의 연구들은 대부분 임금이 관찰된 시점에서의 개인 및 직장 특성들만을 고려하고 있다. 그러나 특정 시점에서의 개인의 노동시장 성과는 해당 시점에서의 특성뿐만이 아니라 과거에 어떠한 근로인생을 살아왔는가에 의해서도 영향을 받게 되며 이를 무시할 경우 추정 결과에 편의가 발생할 수 있다. 예를 들어 근로경험을 통하여 습득되는 인적자본은 직업간 이전이 가능한 인적자본과 이직과 동시에 소멸되는 직업 고유의 인적자본으로 나누어 볼 수 있다. 이러한 이전 가능한 인적자본의 존재로 말미암아 만약 근로 지속기간들 사이에 정의 발생 의존성(occurrence dependency)이 존재한다면¹⁾ 이를 무시하고 특정 시점에서의 임금을 현 직장에서의 근속기간만의 함수로 보고 추정할 경우 현 직장에서의 근속연수의 효과를 과대평가할 수 있다.²⁾

좀 더 구체적으로 현 연구의 목적은 다음의 세 단계로 나누어 설명해 볼 수 있다. 첫 단계에서는 직업의 경험 횟수 및 지속기간이라는 면에서 남녀의 근로인생을 묘사해 보고자 한다. 노동시장에 진입한 후 평균 몇 번의 직업이동 후에 생애 커리어 직업에 안착하게 되는가? 생애 커리어 직장 이전에 얼마나 오랫동안 교량적 직장의 경험을 하게 되는가? 생애 커리어 직장 이후에 겪게 되는 교량적 직장의 횟수와 평균 지속기간은 얼마나 되는가? 이러한 ‘사후적’ 직장은 ‘사전적’ 직장에 비해 보다 장기간을 필요로 하는가? 이러한 근로인생에 있어서의 남녀 차이는 존재하는가?

제2단계에서는 일생 동안 개개인이 축적해 나가는 직장 경험들에 대한 정보

1) 그 논거 및 실증분석 증거에 대해서는 Heckman and Borjas(1980)를 참조.

2) 정의 발생 의존성 외에도 총경력에 발생하는 측정오차도 현 직장 근속연수의 효과를 과대평가하게 된다. 이에 대해서는 다음 장을 참조.

를 바탕으로 다양한 인적자본의 투자수익률을 추정해 보는 데에 있다. 특히 (i) 일 경험을 통하여서 습득되는 직장간 이전이 가능한 인적자본(*transferable human capital*)이 존재하는지, (ii) 존재할 경우 평균적인 근로자들은 직장의 경험을 거듭함에 따라 이러한 이전 가능한 인적자본에의 투자를 증가시키는지 아니면 감소시키는지 (iii) 특정 시점에서의 투자수익률이라는 면에서 볼 때 이전 가능한 인적자본과 직업 고유의 인적자본(*job specific human capital*) 중 어느 인적자본에의 투자수익률이 높은가 등의 질문들에 대한 대답은 다양한 노동시장이론 및 노동시장정책에 많은 시사점을 준다. 예를 들어 이전 가능한 인적자본이 존재하지 않을 경우 다른 조건이 같을 경우 노동시장정책은 고용보호(*employment protection*)보다는 직업보호(*job protection*)에 두어야 할 것이다.

마지막 단계로 현 연구에서는 개개인의 근로인생사가 은퇴 행위에 어떠한 영향을 미치는가를 연구한다. 여가와 소비의 대체성을 고려해 볼 때 특정 개인은 은퇴 결정에는 여가에 대한 선호뿐만이 아니라 의사결정 시점에서의 자신의 근로소득 능력(*earnings potential*)도 아울러 영향을 미칠 것이다. 개인의 근로소득 능력은 인적자본투자 수준에 따라 달라지며 만약 이전 가능한 인적자본이 존재할 경우 다른 조건이 같다면 장기간의 근로경험은 은퇴를 저지하는 방향으로 작용하게 할 것이다. 물론 그 다른 조건 중에는 다른 무엇보다도 의사결정 시점에 있어서의 소득 및 자산 상태도 포함될 것이다. 왜냐하면 장기간의 근로경력 을 가진 사람일수록 인생 후반에 보다 많은 자산을 축적하게 되고 이는 은퇴를 촉진시키는 방향으로 작용할 것이기 때문이다.

생애주기 이론(*life-cycle theory*)과의 관련성을 제외하면, 과거의 직업력이 개인의 노동시장 성과에 어떠한 영향을 주는가를 직접적으로 연구한 논문들은 그다지 외국의 경우에도 그다지 많지는 않다. Keith and McWilliams(1995)는 과거 노동의 이동 경험이 누적적으로 현재의 임금에 어떤 영향을 주었는가를 연구하였고, Stevens(1997)은 실직의 경험이 실직 후 상당히 장기간에 걸쳐 임금 및 근로소득 능력에 영향을 미침을 발견하였다.³⁾ 이 두 연구는 모두 노동의 이동경험이 누적적으로 임금에 영향을 미침을 보였지만 직업 기간에 대한 고려는 하지 않았다. Addison and Portugal(1989)은 그들의 임금 회계식에서는 임금을

3) 유사한 연구 결과로서 Jacobson et al.(1993)을 들 수 있다.

과거 직업력의 함수로 설정하였으나 자료의 제약으로 인하여 직업력을 누적적으로 고려할 수는 없었다. 한국에서도 고령화 문제를 근로생애사 관점에서 다룬 연구들이 있다. 장지연·이혜정(2008)은 현 연구에서 사용될 KLOSA의 직업력 자료에 근거하여 사건계열 분석기법을 이용하여 중·고령자의 근로생애 유형을 정리하였다. 나아가 박경숙(2001)은 KLIPS 자료를 이용하여 과거의 경험이 미래의 취업상태에 어떤 영향을 미치는가를 연구하였다. 그녀의 연구에 의하면 전직 비정규직 임금근로자는 전직 정규직 임금근로자와 비교하여 고령기에 취업상태에 머물 확률이 더 낮음을 발견하였다. 기존의 연구들과는 달리 현 연구에서는 과거 직업 기간에 대한 보다 포괄적인 정보를 사용하며 보다 중요하게는 이러한 정보를 통하여 이전 가능한 인적자본의 효과가 통계적으로 유의미하게 존재하는가를 검증하며 나아가 이러한 과거의 경험이 은퇴상태의 결정에 어떤 영향을 주는가를 연구한다.

제II장에서는 기본 접근방법에 대한 논의를, 제III장에서는 실증분석 결과를 보고하며, 마지막 장에서는 현 연구의 시사점에 대해 논한다.

II. 접근방법

인생 후반에 있어서 개개인의 임금 및 근로소득이 과거의 직업력에 의해 어떻게 영향을 받는가를 분석하기 위하여 다음에서 제시되는 모형을 사용한다.

$$\ln Y_{iN} = \sum_{j=1}^N \gamma_j T_{ij} + \delta_N T_{iN} + \sum_{h=1}^M \theta_h UD_{ih} + \beta' Z_i + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서 Y_{iN} 이란 개인 i 의 2006년 조사 시점에서의 직업(=N번째 직업)에서의 임금 혹은 근로소득을 말하며, T_{ij} 는 j 번째 직업의 근속기간, UD_{ih} 는 노동시장 진입 후 겪은 h 번째 실업기간, Z_i 는 각종 개인 특성변수들의 벡터, 그리고 ϵ_i 는 오차항을 나타낸다. γ_j 는 직장간 이전이 가능한(transferable) 인적자본의 효과를 나타내며, δ_N 은 직업 고유의 인적자본 효과를 나타낸다. 따라서 현 직장에서의 근속연수의 효과는 $(\gamma_N + \delta_N)$ 으로 표시된다. 한편 시작 단계에서는 이전 가능한 인적자

본의 효과가 직장간 다를 수 있음을 허용한다. 예를 들어 $\gamma_N > \gamma_{N-1} > \dots > \gamma_1$ 이라면 이전 가능한 인적자본에 점차 투자를 늘림을 의미한다. 마찬가지로 실업기간의 효과도 실업 경험들 사이에 다르게 나타날 수 있다.

만약 이전 가능한 인적자본의 효과가 경험한 직업들 사이에 같다면 ($\gamma_j = \gamma, j = 1, 2, \dots, N$) 등식 (1)은 다음과 같이 변형된다.

$$\ln Y_{iN} = \sum_{j=1}^N \gamma T_{ij} + \delta_N T_{iN} + \sum_{h=1}^M \theta_h UD_{ih} + \beta' Z_i + \epsilon_i \quad (2)$$

따라서 총경력($\sum_{j=1}^N T_{ij}$)을 통제된 후에 현 직장에서의 근속연수 변수가 식별하게 되는 효과는 직장 고유의 인적자본 효과가 된다. 실업기간의 효과를 무시하고 총경력을 (연령-교육기간-&)으로 대체할 경우 등식 (2)는 흔히 특정 시점에 수집된 횡단면 정보에 근거하여 추정될 수 있으며 등식 (2)를 흔히 민서(Mincer)류의 임금함수라고 지칭한다.

등식 (2)를 다음과 같이 재정렬해 보자.

$$\ln Y_{iN} = (\delta_N + \gamma) T_{iN} + \gamma \sum_{j=1}^{N-1} T_{ij} + \sum_{h=1}^M \theta_h UD_{ih} + \beta' Z_i + \epsilon_i \quad (3)$$

이에 따르면 현 직장경력을 제외한 과거 모든 직장경력의 합을 통제할 경우 현 직장에서의 근속연수 효과는 이전 가능한 인적자본의 효과와 직업 고유의 인적자본 효과를 모두 포함할 것이다. 따라서 이전 가능한 인적자본의 효과는 γ 의 추정치로서 얻어지며 직업 고유의 인적자본 효과는 현 직장의 근속연수의 효과에서 이전 가능한 인적자본의 효과를 빼줌으로써 식별해 낼 수 있다. 여기서 현 직장에서의 근속연수보다 과거 직장들의 근속연수 변수들에서 측정오차가 임의적으로 보다 크게 발생한다면 (비록 등식 (3)에서 γ 로서 같게 표기되었지만) 이전 가능한 인적자본의 효과는 현 직장보다 과거 직장에서 보다 작게 편의를 가지면서 추정될 것이다(attenuation inconsistency). 따라서 등식 (2)나 (3)의 추정을 통하여 나타난 결과상에서는 이전 가능한 인적자본의 효과가 직업 고유의 인적자본 효과보다 상대적으로 과소평가될 수 있음을 지적해 둔다. 물론 이러한 식별 작업이 가능하기 위해서는 개개인의 근로생애사에 대한 (특

히 고용기간 면에서) 완전한 정보를 가지고 있어야 할 것이다. 여기서는 KLOSA가 제공하는 개개인의 직업력 정보를 바탕으로 등식 (1)이나 (3)을 직접적으로 추정한다.

그러나 개개인이 겪어 온 실업기간을 인생 후반에 모두 회고적인 방법으로 추출하기란 KLOSA를 포함한 대부분의 자료에서 쉬운 일이 아니다. 이에 현 연구에서는 실업기간(unemployment duration) 대신 무직기간(non-employment duration)을 사용한다. 이 경우 만약 θ_h 가 모든 실업기간들 사이에 같다면 등식 (3)은 다음과 같이 표현될 수 있을 것이다.

$$\ln Y_{iN} = (\delta_N + \gamma)T_{iN} + \gamma \sum_{j=1}^{N-1} T_{ij} + \theta(\text{나이} - \text{교육} - \text{총직업기간} - 7) + \beta' Z_i + \epsilon_i \quad (4)$$

현 연구에서는 등식 (4)에 근거하여 이전 가능한 인적자본의 효과, 직업 고유의 인적자본의 효과 및 무직기간의 효과를 추정하며 나아가 등식 (4)이 성립하기 위한 가정, 즉 이전 가능한 인적자본의 효과가 직업간 같다는 가정을 검증하고자 한다. 이상의 회계방정식은 기본적으로 Addison and Portugal(1989) 등 많은 노동경제학자들 사이에 보급되어 왔으나 기존의 연구들은 정보의 부족으로 인하여 대부분 등식 (2)에 근거하여 수행되어 온 반면 현 연구에서는 KLOSA의 직업력 정보를 바탕으로 등식 (4)를 직접적으로 추정하여 등식 (2)가 성립하기 위한 가정, 즉 이전 가능한 인적자본 효과가 직업간 같다는 가정을 등식 (1)의 추정을 통하여 검증하고자 한다.

특정 시점에서의 은퇴상태의 결정요인을 분석함에 있어서도 현 연구에서는 개개인의 근로생애사에 대한 정보를 활용한다. 만약 앞선 분석에서 이전가능한 인적자본의 효과가 존재한다고 판명이 나면 이는 다른 조건이 같을 경우 특정 시점에서의 근로소득 능력을 향상시키는 방향으로 작용할 것이며 이는 다시 다른 조건(건강, 자산, 여가에 대한 선호)이 같을 경우 은퇴를 지연시키는 방향을 작용할 것이다. 현 연구에서 2006년 시점에서의 개개인의 은퇴상태를 완전은퇴, 부분은퇴, 그리고 전일제 근로로 나누고 세 은퇴상태의 선택확률이 다른 조건이 같을 경우 개개인의 과거 근로경력에 의해 어떻게 영향을 받는가를 다항

로짓(Multinomial logit) 모형 추정을 통하여 분석하고자 한다.

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 직업 기간으로 본 근로생애사

임금⁴⁾ 및 근로소득이라는 측면에서 인생 후반의 노동시장 성과를 근로생애사의 관점에서 설명하기 전에 여기서는 우선 개개인이 걸어온 근로생애를 직업 지속기간이라는 면에서 요약 기술하고자 한다.

<표 1-1>은 KLOSA 표본을 이용하여 2006년 기준 65세 이상인 응답자들을 대상으로 그들이 경험하여 온 직업들을 압축·요약하고 있다. 이들 중 생애 주직장에서의 근속기간이 10년 이상인⁵⁾ 응답자들만을 대상으로 하였으며 이들은 남

<표 1-1> 65세 이상

		생애 주직장 이전		생애 주직장			생애 주직장 이후	
		기간	개수	시작	기간 (년)	종료	기간	개수
남 자	임금 (N:774)	3.677 (3.710) [zero:220]	1.605 (1.705)	33.730 (9.803)	24.319 (9.844)	58.049 (9.256)	2.401 (3.763)	0.771 (1.143) [zero:449]
	비임금 (N:611)	4.317 (3.931) [zero:132]	1.771 (1.722)	32.422 (11.673)	30.959 (14.800)	63.381 (12.016)	1.527 (3.284)	0.471 (1.023) [zero:449]
여 자	임금 (N:271)	3.669 (4.067) [zero:92]	1.2768 (1.404)	37.255 (10.666)	20.635 (9.430)	57.889 (11.187)	1.559 (3.050)	0.598 (1.163) [zero:184]
	비임금 (N:1,009)	3.126 (3.603) [zero:358]	0.971 (1.073)	27.950 (11.332)	30.954 (14.770)	58.905 (13.138)	1.718 (3.594)	0.470 (1.010) [zero:748]

자료: KLOSA 직업력 자료.

- 4) 임금은 월평균 임금을 (주당 평균근로시간×4.3)으로 나누어 계산하였다.
- 5) 생애 주직장(혹은 생애 커리어 직장)에 대한 정의는 연구자들마다 다를 수 있다. 이상적으로는 직업의 지속기간, 주당 근로시간, 임금 등 제 요인들을 고려하여 정의하여야 할 것이다. 현 연구에서는 자료의 제약상 생애 주직장을 한 근로자가 평생 동안 경험한 직업들 중 가장 장기간에 걸쳐 경험한 직업으로 정의한다. 10년의 기간이 자의적일 수는 있으나 Quinn(2003)도 10년을 기준으로 생애 주직장과 교량적 직장(bridge job)을 구분하였다.

자 전체 응답자들 중 약 80%, 여자 전체 응답자들 중 50%를 차지한다. 즉 생애 주직장에서의 근속기간이 10년 미만인 불안정한 근로인생을 살아온 응답자들은 남녀 각각 약 20% 및 50%로서 이들은 표본에서 제외되었다. 일생 동안 겪은 모든 직업들은 생애 주직장(lifetime main job) 이전에 겪은 직장들, 생애 주직장, 그리고 그 이후에 겪은 직장들로 구분해 볼 수 있다. 65세 이상을 대상으로 하였기 때문에 대부분의 근로자들은 조사 시점에 적어도 생애 주직장으로부터 떠난 상태이며, 많은 경우 완전히 은퇴한 상태이므로 개개인의 근로생애 전체의 모습을 그려볼 수 있었다. 물론 2006년 조사 시점에서도 일부의 근로자들은 아직 은퇴하지 않은 상태이었으며 특히 자영업자들의 경우 조사 시점에서 여전히 생애 주직장에 종사하고 있는 경우도 있었다.

전체 표본을 성별로 나눈 후 각 표본을 생애 주직장에서 임금근로를 하였는지 아니면 자영업 등 비임금근로를 하였는지에 따라 나누었다. 생애 주직장에서 임금근로를 하였던 남성의 경우 평균 34세에 생애 주직장을 시작하여 58세까지 약 24년을 근속하는 것으로 나타났다. 59세가 평균적으로 정년퇴직을 하는 연령이라는 점을 감안하면 2006년 당시 65세 이상이었던 응답자들, 즉 1942년 이전에 태어난 응답자들은 대부분 정년퇴직까지 생애 주직장에서 근로하였던 것으로 나타났다. 물론 <표 1-1>에서는 생애 주직장에서의 근속기간이 10년 미만인 응답자들이 제외되었으므로 상대적으로 안정적인 근로인생을 살아온 응답자들을 대상으로 하고 있다는 점을 고려할 필요가 있다. 이를 고려하더라도 평균 퇴직연령이 58세라는 것은 이들 대부분이 1997년 말 발생한 금융위기의 영향을 받지 않았음을 시사하며, 이는 응답자들 중 가장 나이가 적었던 65세의 응답자 경우도 1997년 말 기준으로 57세였음을 고려하면 전혀 놀라운 사실이 아니다.

이러한 생애 커리어 직장은 적지 않은 ‘사전 작업’을 거친 후 시작되었다. 생애 주직장 이전에 평균적으로 1.6회의 다른 직장 경험을 하였으며 이러한 직장들의 평균 근속기간은 약 3.7년으로 나타났다. 즉 생애 커리어를 시작하기 전 약 6년에 걸쳐 교량적 역할을 하는 직업들을 경험한 것으로 나타났다.⁶⁾ 사실

6) 교량적 직업(bridge job)이라는 용어는 Ruhm(1990)이 처음 사용하였으나 그는 생애 주직장 후 완전 은퇴까지 경험한 모든 직장들로 규정하였다. 여기서는 이를 확대하여 생애 주직장 이전에 경험한 모든 직장들까지도 교량적 직업이라고 정의한다. 한편 이 교량적 직

생애 주직장 이전에 교량적 직업을 전혀 경험하지 않은 사람들은 220명(약 28%)으로 이들을 제외할 경우 사전에 경험한 교량적 직장의 수는 약 2.2회, 평균 지속기간은 약 5.2년 그리고 총 경험연수는 11.6년으로 나타났다.

이처럼 상당한 정도의 ‘사전 작업’에 비하면 생애 주직장 이후 완전 은퇴까지 경험하게 되는 사후 교량적 직장은 횟수 면에서나 근속기간 면에서나 상대적으로 적게 나타난다. 생애 주직장 이후에는 평균 0.8회, 직업당 평균 2.3년의 지속기간을 경험하였으며 이 양자를 곱하면 총 1.85년이 된다.⁷⁾ 물론 2006년 기준 나이가 상대적으로 적었던 응답자들의 경우 그 후에도 다른 직장들을 경험할 가능성이 있으므로 <표 1-1>에 나타난 수치들은 생애 주직장 이후에 겪은 직업들의 수를 과소평가하는 경향이 있다.⁸⁾ 그럼에도 불구하고 생애 주직장 이전과 비교하면 생애 주직장 이후에는 경험한 직업들의 횟수가 적으며 평균 지속기간도 짧다는 것을 알 수 있다. 이에 따라 근로인생은 긴 준비 과정과 짧은 은퇴 과정으로 묘사될 수 있을 것이다.

2006년 기준 우측 절단된 직업 기간들을 고려하는 가장 간단한 방법으로 <표 1-2>에서는 그 절단된 직업이 생애 주직장인 경우에는 해당 응답자를 표본에서 완전히 제외시켰고 그 직업이 생애 주직장 이후에 겪은 직업의 경우에는 해당 응답자를 표본에 포함시키되 절단된 직업을 평균 지속기간 산정 시 제외시키는 방법을 택하였다(직업의 개수 계산에는 포함). 제1행에서 생애 주직장이 임금근로였던 남성 응답자들을 보면 (표 1-1의 제1행에 있는 추정치들과 하여 볼 때) 이러한 우측 절단된 직업들에 대한 처리는 추정치에 거의 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.⁹⁾ 생애 주직장의 평균 시작 및 종료 연령이 모두 약

업에는 임금근로뿐만이 아니라 자영업 등 모든 형태의 직업이 포함된다.

- 7) 만약 생애 주직장 이후에 교량적 직업을 전혀 경험하지 않고 전격적으로 은퇴한 449명을 표본에서 제외시킬 경우 사후적 교량적 직업을 경험한 사람들 사이에서는 평균 1.83회, 평균 기간 5.7년, 그리고 총 기간 10.5년이 되어 유경험자들만을 대상으로 하면 사전적 경험과 사후적 경험이 유사함을 알 수 있다.
- 8) 평균 근속기간을 과소평가할 것인가는 확실하지 않다. 조사 시점에서 가지고 있는 직업의 지속기간이 우측 절단된다는 면에서는 과소평가한다고 볼 수 있으나 직업의 지속기간이 길기 때문에 조사 시점에서 관찰된 경향이 있다는 점을 고려하면 반드시 과소평가된다고 볼 수는 없다.
- 9) <표 1-1>과 <표 1-2>의 제1행에 있는 표본수를 비교해 보면 <표 1-1>에 있는 총 응답자들 중 약 3.7%에 해당하는 사람들이 65세에도 여전히 임금근로로서 생애 주직장에 종사하고 있음을 알 수 있다.

<표 1-2> 65세 이상 : 2006년 조사시점 기준 생애주직장에 종사하였던 응답자들 제외

		생애 주직장 이전		생애 주직장			생애 주직장 이후	
		기간	개수	시작	기간 (년)	종료	기간	개수
남 자	임금 (N:745)	3.660 (3.724) [zero:214]	1.540 (1.583)	33.268 (9.457)	24.334 (9.829)	57.603 (9.125)	2.339 (3.779)	0.801 (1.155) [zero:420]
	비임금 (N:395)	4.320 (3.984) [zero:90]	1.795 (1.718)	33.587 (11.138)	25.306 (12.467)	58.894 (12.431)	1.980 (3.643)	0.729 (1.196) [zero:233]
여 자	임금 (N:261)	3.673 (4.069) [zero:89]	1.287 (1.419)	37.092 (10.578)	20.261 (9.095)	57.352 (10.985)	1.566 (3.096)	0.621 (1.179) [zero:174]
	비임금 (N:900)	3.001 (3.601) [zero:331]	0.937 (1.0530)	27.604 (11.149)	29.847 (14.532)	57.451 (13.087)	1.844 (4.122)	0.527 (1.055) [zero:639]

주: 생애 주직장 이후 직업들의 평균 지속기간 산정 시 2006년 취업상태에 있었던 직업들은 제외.

자료: KLOSA 직업력 자료.

0.5세 정도 낮아졌으나 평균 지속기간은 변하지 않았다. 생애 주직장 이후에 경험한 직업은 총 1.87년으로 그 이전의 1.85년과 유사하다.

그러나 <표 1-1>과 <표 1-2>의 제2행의 수치들의 비교해 보면 생애 주직장에서 자영업 등 비임금근로를 했던 남성의 경우 양자간에 큰 차이를 보이고 있다. 우선 2006년 기준 생애 주직장에 여전히 종사하고 있었던 근로자들을 표본에서 제외시킬 경우 생애 주직장의 평균 지속기간은 31년에서 25년으로 크게 짧아졌으며 이에 따라 평균 종료 연령도 63세에서 59세로 현저하게 낮아졌다. 이는 2006년 기준 우측 절단된 생애 주직장의 근속기간이 상당히 길었기 때문인 것으로 판단된다. 아울러 생애 주직장 이후에 겪은 직업들의 횟수와 평균 지속기간도 어느 정도 증가한 것으로 나타났다. 한편 여성의 경우도 생애 주직장이 임금근로였던 응답자들은 우측 절단된 직업기간을 분석에서 제외시키더라도 두 표들 사이에 추정치에 있어서 큰 변화가 없었으나 비임금근로의 경우 다소의 차이를 보이고 있다. 이는 남성이든 여성이든 임금근로와 비교하여 비

임금근로의 경우 생애 주직장 지속기간의 분산이 훨씬 더 큼을 시사한다.

<표 1-2>에서 사용된 완료된 직업 기간들만을 기준으로 비교해 볼 때 생애 주직장에 대해서는 다음과 같은 특징들이 관찰된다. 첫째, 남녀 모두에 있어서 생애 주직장의 지속기간은 임금근로보다는 비임금근로의 경우 더 길게 나타난다. 그러나 그 차이는 남성보다는 여성에게 있어서 더 크다. 남녀간 차이를 보면 임금근로의 경우 생애 커리어 직업의 지속기간은 남성의 경우 더 길게 나타나나¹⁰⁾ 비임금근로의 경우 여성에게 더 길게 나타난다. 생애 주직장 시작 연령은 남성의 경우 임금이든 비임금이든 약 33세로 비슷하게 나타나나 여성의 경우 임금근로에 비해 비임금근로를 약 9년 정도 빠른 28세로 나타나고 있다.¹¹⁾

생애 주직장 이전에 겪은 직업 경험들을 보면 남성의 경우 직업의 횟수 및 기간 모두에서 생애 주직장이 임금근로보다는 비임금근로일 때 더 크게 나타나지만 여성의 경우는 생애 주직장이 임금근로일 때가 사전에 더 많은 직업 경험을 요구하게 된다. 생애 주직장이 임금근로일 때로 한정하여 남녀를 비교해 보면 남성은 생애 커리어 직업을 33.3세에 시작하기 전 약 5.6년(=3.7년*1.5회)의 사전 교량직업을 경험하는 데에 비해 여성의 경우는 생애 주직장을 37.1세에 시작하기 전 약 4.7년(3.7년*1.3회)의 사전 직업을 경험하는 것으로 나타났다. 결국 생애 주직장 종료 연령이 남녀 각각에 대해 약 57.7세 및 57.4세로 비슷하다는 점을 고려하면 생애 주직장 종료 시까지의 누적 고용기간에서의 남녀간 차이는 총 5년(생애 주직장에서 약 4년 그리고 사전 교량직장에서 약 1년)으로 나타나고 있다. 보고의 간결성을 위하여 별도의 표로 보고하지는 않겠지만 이 수치들은 2006년 기준 연령 제약을 50세 이상으로 완화시켰을 때에도 거의 변함이 없이 유지되었다. 물론 이 수치는 남녀 비교 시 생애 주직장의 지속기간이 최소한 10년 이상인, 즉 상대적으로 안정적인 근로경험을 한 응답자들을 대상으로 하였다는 점을 상기할 필요가 있으며, 이 제약을 완화할 경우 평균 고용기간에 있어서의 남녀 간 차이는 더 커질 것으로 예상된다.

10) 생애 주직장에서의 지속기간이 최소한 10년 이상이어야 한다는 표본 제약은 남녀 비교를 보다 의미 있게 만든다. 즉 여성의 경우도 생애 주직장에서 최소 10년 이상을 종사한 커리어 여성들만을 대상으로 하였기 때문에 남녀 비교는 육아, 가사 등의 복잡한 요인들로부터 다소 자유로울 수가 있었다.

11) 그러나 여성의 경우 생애 주직장이 비임금근로였던 응답자들의 대부분은 자영업자가 아니라 무급가족종사자여서 비임금근로의 경우 남녀 비교는 큰 의미를 가지지 못할 수도 있다.

비록 이상의 분석은 2006년 기준 생애 근로경력이 어느 정도 완결된 65세 이상의 응답자들만을 대상으로 함으로써 생애 근로경력에 대한 가장 직접적인 정보에 기초하고 있다는 장점을 가지고 있지만 동시에 상대적으로 오래 전 (1942년 이전)에 출생한 응답자들을 대상으로 하고 있다는 점에서 그 분석 결과를 이후 세대에 적용하기는 쉽지 않다는 문제점을 가지고 있다. 가장 중요하게는 <표 1-1> 및 <표 1-2>에 사용된 표본의 응답자들은 1997년 말 불거진 외환위기의 영향을 별로 받지 않은 세대라는 점이다. 이들은 위기 발생 당시 최소한 57세로서 대부분 정년퇴직을 한 상태이기 때문이다. 1997년 말 발생한 외환위기가 한국 노동시장을 어느 정도 구조적으로 바꾸어 놓았다는 데 대해서는 이견이 없을 것이다. 특히 경영상 해고의 법제화와 고형형태의 다양화 그리고 이에 따른 비정규직의 확산은 생애 주직장의 단기화를 초래하였을 것이라고 판단된다.

이를 고려하여 <표 1-3>에서는 KLOSA의 원표본인 2006년 기준 45세 이상의 응답자들을 모두 이용하여 분석을 시도한다. 이 확대된 표본은 외환 위기 발생 당시 최소한 37세 이상의 응답자들을 모두 대상으로 함으로써 외환위기의 영향을 받은 세대를 포함한 보다 대표성 있는 표본이라는 장점을 가지고 있다. 그러나 동시에 이 확대된 표본에 있는 상당수의 응답자들은 2006년 조사 시점 기준 아직도 생애 주직장에서 근무하고 있던 상태였다. 이처럼 생애 주직장에서 의 지속기간이 조사 시점에서 절단된 응답자들에 대해서는 계량모형을 이용하여 예상 지속기간을 추정하여 사용한다. 우선 생애 주직장의 지속기간이 절단된 응답자들을 생애 주직장이 완료된 응답자들과 아울러 사용하여 일반화된 토빗(*generalized Tobit*) 모형을 추정한 후 그 추정 결과를 이용하여 지속기간이 절단된 응답자들의 예상 지속기간을 예측한다. 그러나 2006년 기준 완료된 생애주직장의 지속기간은 실제값을 사용한다. 추정 과정에서는 절단 시점이 가변 임을(*time-varying censorship*) 허용한 가속탈출확률 모형(*accelerated failure time model*)을 사용하였으며 분포로는 와이벌(*Weibull*) 분포를 이용하였다. 일반화된 토빗 모형 추정 시 설명변수로는 연령, 생애 주직장 이전에 경험하였던 교량적 직장의 수, 생애 주직장 이전에 경험하였던 교량적 직장들의 평균 근속기간, 군복무 유무, 자녀수, 혼인상태, 산업더미, 직종더미 등을 사용하였다. 그 외

〈표 1-3〉 45세 이상 : 생애 주직장의 보정값(imputed value) 사용

		LMJ 이전		LMJ		
		기간	개수	시작	기간 (년)	종료
남 자	임금 (N:1,848)	3.299 (3.355) [zero:464]	1.647 (1.640)	31.566 (8.252)	21.761 (8.311)	53.212 (9.047)
	비임금 (N:1,240)	3.911 (3.431) [zero:205]	1.948 (1.681)	31.365 (9.918)	29.327 (11.717)	60.436 (12.577)
여 자	임금 (N:600)	3.027 (3.218) [zero:202]	1.385 (1.465)	34.733 (9.565)	16.733 (6.990)	51.387 (10.658)
	비임금 (N:1,689)	3.380 (3.430) [zero:493]	1.140 (1.180)	27.985 (9.937)	26.722 (13.690)	54.708 (12.284)

주 : 2006년 기준 생애 주직장 지속기간이 우측 절단된 경우 모형 추정을 통하여 보정함.
 평균 지속기간 계산 시 완료된 응답자들의 지속기간은 실제값을 그리고 절단된 응
 답자들의 지속기간은 예측값을 사용.

자료 : KLOSA 직업력 자료.

에도 사업체 규모, 연금적용 여부, 작년 총소득, 주택보유 여부, 금융자산의 현
 재가치, 부동산 자산의 현재가치 등 다양한 변수들을 추가적으로 고려하였다.
 그러나 비록 이 추가적인 변수들이 통계적으로는 매우 유의하게 나타났으나 결
 측치들이 많은 관계로 이 변수들을 추가적으로 고려할 경우 원 표본의 규모와
 회귀분석에 포함되는 표본의 규모 사이에 상당한 괴리가 존재하여 회귀분석 과
 정에서 탈락되는 개인들의 특성을 파악해야 한다는 추가적인 부담이 발생한다.
 나아가 우측 절단의 문제와 ‘회귀분석 과정에서의 표본선택’ 문제의 공존은 추
 정과정을 더욱 복잡하게 만들게 된다. 이에 따라 이 추가적인 변수들은 예측
 과정에서 사용하지 않기로 한다. 생애 주직장 지속기간을 예측한 후 전체 근로
 자의 평균 지속기간을 계산함에 있어서는 완료된 응답자들의 지속기간은 실제
 값을 그리고 절단된 응답자들의 지속기간은 예측값을 사용한다.

그러나 생애 주직장 이후에 경험한 직장들에 대해서는 직업의 개수나 평균
 지속기간의 우측 절단 문제를 위와 같은 방법으로 해결하기는 어렵다. 그것은
 생애 주직장 후 경험하는 직장의 수가 한 개 이상이며 현재까지 개발된 지속기

간 모형들은 모두 단일 지속기간(single duration)을 가정하고 있기 때문이다. 보다 심각한 문제는 2006년 시점 기준 앞으로 경험하게 될 교량적 직업에 대해서는 정보가 전혀 없다는 데에 있다. 이에 따라 <표 1-3>에서는 생애 주직장 이후의 직업에 대한 정보는 보고하지 않는다.

<표 1-3>의 제1행을 보면 생애 주직장에서 임금근로를 하였던 남성은 생애 주직장을 시작하기 전 평균 1.6회의 사전 교량적 직장을 경험하며 각 직업에서 평균적으로 3.3년을 일해 총 5.4년을 일하는 것으로 나타났다. 총 1,848명 중 25%에 해당하는 464명은 이러한 교량적 직업을 전혀 경험한 바가 없이 바로 생애 주직장을 시작하였다. 이들을 제외하고 평균을 내면 횟수 및 평균기간이 각각 2.2회 및 4.4년으로 나타나 생애 주직장을 시작하기 전에 교량적 직장을 경험한 사람들은 누적적으로 볼 때 평균 9.7년을 일한 후 생애 주직장을 시작하는 것으로 나타났다. 생애 주직장은 임금근로의 경우 평균 31.6세에 시작하며 약 21.8년을 종사한 후 약 53.2세에 떠나는 것으로 나타났다.

2. 과거 직업력과 노동시장 성과

여기서는 개개인의 근로생애사가 임금 및 근로소득이라는 점에서의 인생 후반의 노동시장 성과에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석한다. 앞선 분석들과 마찬가지로 생애 주직장의 근속기간이 최소 10년 이상은 응답자들만을 분석에 포함시켰다. 성과 변수로서는 2006년 시점에서의 임금 및 근로소득을 사용하며 시간당 임금은 월평균 급여를 주당근로시간*4.3으로 나누어 계산하였다. 현 직장의 평균 근속기간은 13.1년(11.3년)으로 나타났으며 현 직장을 제외한 과거 직장들로부터 계산한 누적 근속기간의 평균값은 17.4년(표준편차=13.5년)으로 나타난다.

<표 2>는 등식 (4)의 추정 결과를 요약하고 있다. 우선 제1행과 제2행의 추정치들을 보면 시간당 임금을 종속변수로 할 경우 현 직장에서의 근속연수 1년의 증가는 시간당 임금을 약 1.8% 증가시키며 과거 직장들로부터 경험한 누적 근속연수의 1년 증가는 임금을 약 0.5% 증가시키는 것으로 나타났다. 이 추정치들은 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 우선 이 추정치들로부터

다음과 같은 발견들을 도출해 낼 수 있다. 첫째, 과거 직장 경험은 현재의 임금에 유의하게 정(+)의 영향을 준다는 점이다. 즉 과거 직장 경험들로부터 습득한 이전 가능한 인적자본(transferable human capital)은 직장이동 과정에서 완전히 소멸되지 않고 재취업 후의 직장에서의 임금에 유의하게 영향을 미침을 의미한다. 둘째, 그렇지만 현 직장에서의 근속연수 효과는 과거 직장의 근속연수의 효과를 압도하고 있다. 두 계수 사이의 차이는 0.0132이며 그 차이의 표준오차는 0.0017로서 그 차이는 1% 유의수준에서도 유의하다. 이 차이는 만약 이전 가능한 인적자본의 효과가 경험한 직업들 사이에 같다고 가정하면($\gamma_j = \gamma, i = 1, 2, \dots, N$) 바로 다름이 아닌 현 직장 고유의 인적자본 효과(δ_N)를 나타낸다. 이에 따라 현 직장의 근속연수 1년이 가져다주는 총 효과의 약 73%가 직업 고유의 인적자본 효과를 나타내며 이전 가능한 인적자본의 효과는 약 27%에 불과하다.

〈표 2〉 근로인생과 임금 및 근로소득 성과

변수	시간당 임금률	근로소득
현 직장 근속연수	0.0181*** (0.0019)	0.0143*** (0.0017)
과거 직장들의 누적 근속연수	0.0048*** (0.0018)	0.0033** (0.0016)
총 직업수	-0.0137 (0.0091)	-0.0113 (0.0081)
누적 무직기간	-0.0177*** (0.0024)	-0.0232*** (0.0021)
균복무기간	0.0659* (0.0368)	0.0691** (0.0326)
교육수준	0.0381*** (0.0048)	0.0305*** (0.0042)
남자=1	0.2085*** (0.0470)	0.4325*** (0.0417)
사업체 규모	0.0513*** (0.0061)	0.0581*** (0.0054)
상수항	-5.3414*** (0.1493)	0.2052 (0.1323)
직종더미	통제	통제
산업더미	통제	통제
R-squared	0.557	0.619
표본수	1,473	

자료: KLOSA 직업력 자료.

한편 직장이동의 빈도가 높을수록 (비록 통계적으로 크게 유의하지는 않지만) 현 직장에서의 임금을 낮추는 것으로 나타났다. 현 직장에서의 근속연수와 과거 직장들로부터 경험한 근속기간들을 누적적으로 통제하였기 때문에 이 빈도의 효과는 ‘낙인효과(Scar effects)’의 의미를 지닌다고 볼 수 있다. 즉 현 직장의 근속기간과 더불어 과거 직장들의 누적기간을 통제할 경우 이전 가능한 인적자본의 효과를 나타내는 과거 직장들의 누적기간 효과는 과거의 총 직장경험을 몇 번에 걸쳐 경험하였는가와는 무관하기 때문이다.¹²⁾

연령의 효과는 기대하였던 대로 음(-)으로 유의하게 나타났다. 즉 2006년 현재 시점까지 경험한 총 직장경력을 모두 통제한 후 단순한 연령의 증가는 무직기간의 증가를 의미하며 이 무직기간의 증가는 현재의 임금을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 무직기간의 1년 증가는 (이전 가능한 인적자본의 감가상각 등의 이유로) 현재의 임금을 약 1.8% 낮추게 된다.

다른 조건이 같을 경우 군복무 기간은 임금을 유의하게 증가시키며, 교육의 투자수익률을 약 3.8%로 나타났다. 다른 조건이 같을 경우 임금은 여성보다 남성에게 있어서 약 23%, 500인 이하 사업장과 비교하여 500인 이상 사업장에서 약 5.3%, 그리고 생애 주직장이 자영업이었던 경우와 비교하여 임금근로였던 경우 약 10% 더 높게 나타난다.

이상의 분석을 근로소득에 대해 재시도한 결과 유사한 발견들을 할 수 있었다.¹³⁾ 다만 시간당 임금률과 비교하여 다른 조건이 같을 경우 남녀간 근로소득 격차는 더욱 벌어져 약 54%에 이르는 것을 알 수 있다. 이는 여성의 경우도 생애 주직장이 최소한 10년 이상인 ‘커리어 여성’들만을 분석에 포함시켰다는 것을 고려하면 다소 놀라운 수치이다.

이상에서 행한 이전이 가능한 인적자본의 효과와 직업 고유 인적자본의 효과에 대한 논의는 기본적으로 이전 가능한 인적자본의 효과가 직업 간 같다는 가정하에서 성립한다. 이 가정을 검증하기 위해서는 각 직업별 근속연수를 모두 순서대로 변수화한 다음 이 변수들을 설명변수로 동시에 포함시키고 추정한 후

12) 물론 여기서는 직장경험의 시점은 문제시하지 않는다.

13) 근로소득 결정에 있어서 직업 고유 인적자본의 효과(specific capital)는 0.011로 나타났으며 이에 대한 표준오차는 0.00156으로서 직업 고유 인적자본의 효과는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_{N-1}$ 라는 가설을 검증하여야 할 것이다. 물론 가장 최근의 직업에는 직업 고유의 인적자본 효과가 아울러 포함되어 있으므로 분석에서는 제외하여야 할 것이다. 그러나 응답자마다 일생 동안 경험한 직업의 수는 다르고 상당히 많은 직업을 경험한 사람들만을 분석에 포함할 경우 표본의 수가 지나치게 작아지며 따라서 표본의 대표성이 상실되는 문제점이 있다. 이를 고려하여 현 연구에서는 일생 동안 직장을 최소한 세 번 경험한 응답자들을 대상으로 세 번째 직업까지만을 분석에 포함시켰다. 이 경우 이전 가능한 인적자본의 직업 간에 같다는 가설은 가장 최근의 직업을 제외한 그 이전의 두 직장의 한계 효과가 같다는 가설을 의미한다. 그 추정 결과를 <표 3>에서 보고하고 있다.

<표 3> 직업별 임금 및 근로소득 효과

변수	시간당 임금률	근로소득
현 직장(N번째) 근속연수	0.0187*** (0.0023)	0.0130*** (0.0020)
(N-1)번째 직장의 근속연수	0.0054** (0.0025)	0.0060*** (0.0022)
(N-2)번째 직장의 근속연수	0.0065** (0.0032)	-0.0000 (0.0027)
총 직업수	0.0090 (0.0125)	0.0037 (0.0108)
누적 무직기간	-0.0179*** (0.0029)	-0.0232*** (0.0025)
근복무기간	0.0771 (0.0482)	0.0917** (0.0415)
교육수준	0.0266*** (0.0059)	0.0211*** (0.0051)
남자=1	0.2288*** (0.0623)	0.4735*** (0.0537)
사업체 규모	0.0464*** (0.0079)	0.0578*** (0.0068)
상수	-5.3139*** (0.1860)	0.2250 (0.1602)
직종더미	통제	통제
산업더미	통제	통제
R-squared	0.470	0.619
표본수	964	

자료: KLOSA 직업력 자료.

<표 3>에서 종속변수가 임금률인 경우 직장 간 이전 가능한 인적자본의 효과가 같다는 가설($H_0; \gamma_{N-1} = \gamma_{N-2}$)은 어떠한 유의 수준하에서도 기각되지 않는 것으로 나타났다(F-값=0.10, P-값=0.751).¹⁴⁾ 그러나 근로소득을 종속변수로 할 경우 같은 가설은 5% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타나 다소 상이한 결과를 보이고 있다(F-값=4.28, P-값=0.039). 즉 근로소득을 기준으로 하면 이전 가능한 인적자본에의 투자는 근로생애 동안 직업의 경험을 더해감에 따라 증가하는 것으로 나타났다(increasing investment in transferable human capital).

이 가설 검정 결과에 따르면 <표 2>에서 논의한 이전 가능한 인적자본과 직업 고유의 인적자본의 효과는 임금률에 대해서는 유효한 것으로 판명된다. 그러나 근로소득의 경우 정녕 가설검정의 결과처럼 이전 가능한 인적자본에의 투자가 보다 상대적으로 최근의 직업에서 더 클 경우 직업 고유의 인적자본의 효과는 <표 2>에서 나타난 0.011보다는 작을 것으로 추측해 볼 수 있다. 그러나 임금률을 기준으로 하든 근로소득을 기준으로 하든 추정 결과는 이전 가능한 인적자본이 존재한다는 데에 대해서는 일치된다.

다음으로는 앞서 발견한 내용들에 대해 다음의 다섯 가지 방향에서 다양한 강건성(robustness) 검증을 시도하였다. 첫째, 앞서 발견한 내용이 KLOSA 표본의 특이성 때문일지도 모른다는 가정하에 KLOSA 표본을 KLIPS 표본과 생애 주직장의 평균 기간 및 평균 종료 시점을 중심으로 비교하기로 하였다. 비교 목적상 KLOSA 및 KLIPS 모두 2006년 조사 시점을 기준으로 50세 이상으로서 생애 주직장의 지속기간이 최소 10년 이상이었던 근로자들만을 대상으로 하였다. 또한 비교가 목적이기 때문에 2006년 기준 생애 주직장에 있었던 응답자들은 비교분석에서 제외시켰다. <표 4>에 나타난 수치들을 보면 생애 주직장이 임금근로였던 남성들의 경우 평균 직업기간은 약 22년으로 두 자료 사이에 크게 나타났으나 생애 주직장으로부터의 평균 퇴직연령은 KLIPS(51세)보다 KLOSA(55세)에서 더 높게 나타났다. 한편 생애 주직장이 비임금근로였던 남성 응답자의 경우 평균 직업기간이 KLOSA(22.5년)보다 KLIPS(25.4년)에서 더 길게 나타나고 있으며 이 생애 주직장으로부터의 평균 퇴직연령은 KLOSA

14) 생애 동안 경험한 직장의 수가 적어도 3개가 되어야 한다는 제약에 의해 표본의 수는 964개로 감소하였다.

(55세)와 KLIPS(54.4세)로 유사하게 나타났다. 나이가 생애 주직장의 지속기간 및 종료 연령에 있어서의 남녀 차이에 대한 두 자료의 보고는 놀라울 정도로 유사하다. 우선 KLOSA 자료를 보면 생애 주직장이 임금근로인 경우 남성의 지속기간은 여성의 그것보다 더 길게 나타나나 자영업 등 비임금근로의 경우 여성의 지속기간이 더 긴 것으로 나타났다. 임금근로의 경우 평균 퇴직연령은 남성에 대해 약간 높게 나타나나 비임금근로의 경우 그 수치는 남녀 사이에 유사하게 나타나 여성의 경우 비임금근로를 남성보다 더 일찍 시작하지만 같은 연령에 종료하는 것으로 나타났다. 임금근로의 경우 지속기간에서의 남녀간 차이보다는 퇴직연령에서의 차이가 더 작게 나타나 남성이 보다 일찍 생애 주직장을 시작하는 것으로 나타났다. 이는 남성의 군복무의 효과를 여성의 출산육아 효과가 압도한 것으로 판단된다. 그러나 이처럼 출산·육아에 의한 생애 주직장의 시작 시점이 지연되는 효과는 자영업 등 비임금근로에서는 큰 의미가 없는 것으로 나타났다. 이상에서 KLOSA를 통하여 관찰된 남녀 차이에 대한 수치들은 제3열 및 제4열의 KLIPS를 이용하여 정리한 수치들과 놀라울 정도로 일치된다. 즉 생애 주직장을 기준으로 본 임금근로의 지속기간은 남성의 경우 더 길지만 비임금근로의 지속기간은 여성에 비해 더 길게 나타나며, 평균 퇴직연령은 비임금근로의 경우 남녀 사이에 유사하게 나타나지만 임금근로의 경우 남성에게 약간 더 높게 나타난다. 나이가 임금근로의 경우 퇴직연령에 있어서의 남녀 차이보다 지속기간에서의 남녀 차이가 약간 더 크게 나타나는 현상도 두 자료 사이에 같다.

둘째, <표 2>의 추정치들을 획득함에 있어서는 생애 동안 단 하나의 직업에만 종사했던 근로자들도 분석에 포함시켰었다. 이들의 경우 과거 직장들의 누적 근속기간은 0으로 처리하였었다. 이들(237명)을 분석에서 제외시키고 재분석한 결과 (보고의 간결성을 위하여 별도의 표는 생략한다) 임금률을 종속변수로 사용할 경우 현 직장 근속연수의 계수는 0.0180(표준오차=0.0021)이며 과거 직장들의 누적근속기간의 효과는 0.0046(표준오차=0.0020)로 나타났다. 이에 따르면 이전 가능한 인적자본의 효과나 직업 고유의 인적자본의 임금효과는 사실상 <표 2>의 결과와 같음을 알 수 있다. 나이가 종속변수로서 근로소득을 사용했을 경우에도 현 직장의 근속기간의 계수 및 과거 직장들의 누적 근속기간의

계수의 추정값들이 각각 0.0135(표준오차=0.0018) 및 0.0030(표준오차=0.0017)로 나타나 <표 2>의 결과와 유사함을 알 수 있다. 그 밖의 추정치들도 <표 2>의 그것들과 매우 유사하게 나타났음을 밝혀둔다.

셋째, 한편 역시 보고의 간결성을 위하여 별도의 표를 작성하지는 않았으나 현 직장의 근속연수와 과거 직장들의 누적 근속연수의 제곱항들을 추가적인 설명변수로 고려한 결과 현 직장 근속연수의 제곱항은 음(-)으로 유의하게 나타났으나 과거 직장 근속연수의 합은 통계적으로 무의미하게 나타났다. 심지어 현 직장 근속연수의 제곱항도 비록 통계적으로는 유의미하게 나타났으나 그 계수의 절대값은 0.0002로 매우 작아서 실질적인 중요성이 떨어지는 것으로 나타났다.

넷째, <표 2>에 사용된 표본에서 61세 이상의 고령자들을 제외시키고 45세부터 60세 사이의 응답자들만을 가지고 재추정하였다. 총 표본의 수는 원래의 1473에서 1035로 줄어들었다. 그러나 추정 결과 현 직장 근속연수의 계수는 0.0184(표준오차=0.0023), 과거 누적 직장경험 계수는 0.0037(표준오차=0.0022)로 나타나 <표 2>의 결과와 유사함을 알 수 있었다.

마지막으로 2006년 시점에서의 노동시장 성과변수와 누적 무직기간(non-employment duration)과의 내생성 문제를 고려하였다. 그 논거는 흔히 실업기간과 임금과의 내생성에 관한 논거와 같으며 Shin, Shin, and Park(2007)에 의하면 임금은 가장 최근에 경험한 실업기간뿐만이 아니라 그 이전에 경험한 실업기간과도 내생성을 갖는다. 도구변수로서는 작년의 비근로소득을 사용하였으며¹⁵⁾ 1단계(first stage)에서 누적 무직기간의 예측값을 도출함에 있어서는 완

<표 4> KLOSA와 KLIPS 자료의 비교 : 생애 주직장의 평균 기간 및 종료시 연령

	KLOSA		KLIPS	
	평균 기간	종료시 평균 연령	평균기간	종료시 평균 연령
남자 임금	22.13(9.22)	55.14(9.35)	22.12(8.71)	51.04(8.92)
남자 비임금	22.50(11.05)	55.05(11.89)	25.41(13.36)	54.44(11.47)
여자 임금	18.13(8.41)	53.34(10.86)	16.62(7.53)	49.94(10.85)
여자 비임금	26.55(13.71)	54.47(12.82)	28.76(14.78)	54.93(1.77)

자료: 두 표본 모두 2006년 기준 50세 이상으로 생애 주직장이 10년 이상인 응답자를 대상. 생애 주직장이 종료된 경우만 분석에 포함됨. ()안은 표준 편차.

15) 사강 검증(Sargan test) 결과 비근로소득이 임금함수의 오차항과 상관관계가 없다는 가설은 어떠한 유의수준에서도 채택되었다(p-값=0.392).

<표 5> 근로인생과 임금 및 근로소득 성과 : 무직기간의 내생성 고려

변수	시간당 임금률	근로소득
현 직장 근속연수	0.0165*** (0.0022)	0.0125*** (0.0020)
과거 직장들의 누적 근속연수	0.0044** (0.0021)	0.0047** (0.0019)
총 직업수	-0.0194* (0.0103)	-0.0212** (0.0093)
누적 무직기간	-0.0211*** (0.0028)	-0.02889*** (0.0025)
근복무기간	0.0661* (0.0397)	0.0633* (0.0358)
교육수준	0.0335*** (0.0055)	0.0296*** (0.0050)
남자=1	0.2559*** (0.0512)	0.4539*** (0.0462)
사업체 규모	0.0535*** (0.0066)	0.0588*** (0.0060)
상수항	-5.1145*** (0.1715)	0.5238*** (0.1549)
직종더미	통제	통제
산업더미	통제	통제
R-squared	0.576	0.632
표본수	1473	

자료 : KLOSA 직업력 자료.

료된 무직기간들만을 이용하였다. 기존의 연구에서는 흔히 제 1단계의 예측에서 우측 절단된 실업기간을 아울러 사용하여 예측의 효율성을 제고하기도 한다 (예를 들어 Addison and Portugal(1989)). 그러나 절단된 기간을 포함할 경우 1 단계 예측은 흔히 토빗 모형과 같은 비선형 모형을 사용하게 되고 이 경우 도출된 실업기간 내지 무직기간의 예측변수는 도구변수로서의 자격을 상실하게 된다. 이에 현 연구에서는 완료된 무직기간들만을 이용하여 선형 예측을 시도한다. <표 5>에서는 보고의 간결성을 위하여 2단계의 추정 결과만을 보고하고 있다. 가장 중요하게는 이러한 내생성에 대한 고려에도 불구하고 이전 가능한 인적자본 효과와 직업 고유의 인적자본 효과에 대한 앞선 발견들은 그대로 유지되었다는 점이다. 달라진 점을 보고하면 다음과 같다. 첫째 최소자승법에 의존

하였던 결과들과는 달리 총 직업수는 유의하게 현재의 임금 및 근로소득을 낮추는 것으로 나타났다. 즉 직업기간 및 무직기간을 누적적으로 고려했을 때 직장이동의 빈도는 낙인효과 등의 이유로 현재의 노동시장 성과를 낮추는 것으로 나타났다. 이 발견은 표본에 포함된 응답자들이 1961년생 이전의 세대라는 점, 즉 노동이동에 상당히 제약을 받으며 성장한 세대라는 점을 고려하면 놀랄 만한 일이 아니다. 둘째, 무직기간의 계수는 최소자승법을 적용한 결과와 비교하여 음(-)의 방향으로 더 커졌다. 실업기간과 임금과의 내생성을 고려하였을 때 하기 전보다 실업기간이 임금에 미치는 부정적 효과가 더 커진다는 점은 Addison and Portugal(1989) 등 많은 연구자들에 의해 이미 관찰된 바이다.

3. 과거 직업력과 은퇴

제2절의 연구 결과는 한 직업에서 습득한 인적자본이 이직 후에도 완전히 소멸되지 않고 누적적으로 개인의 생산성에 영향을 미침을 시사하고 있다. 이는 다른 조건이 같을 경우 은퇴를 지연시키는 방향으로 작용할 것이다. 우선 소비와 여가는 대체관계에 있기 때문에 아무리 연령의 증가에 따라 여가에 대한 선호가 증가한다고 하더라도 개개인의 생산성에 따라 여가의 선택은 다소 제약을 받을 수도 있다. 즉 누적 고용기간의 장기화에 따라 비록 (i) 연령이 따라 증가함으로써 발생하는 여가에 대한 선호 증가, (ii) 연령이 증가함에 따라 건강이 악화되고 이에 의한 여가에 대한 수요 증가, 그리고 (iii) 보다 장기간의 고용 경험이 가져다주는 소득 효과와 이에 따른 여가에 대한 수요 증가 등의 이유로 은퇴를 선택할 확률이 증가하겠지만 동시에 인적자본의 축적에 따른 소득능력(earnings potential)의 향상으로 근로를 선택할 확률도 동시에 증가한다. 따라서 현 연구에서는 소득 및 자산 상황, 건강상태 등 제 요인들을 통제했을 때 과연 누적 근로기간의 증가가 은퇴를 저지시키는 효과가 있는지를 분석한다.

우선 2006년의 은퇴상태를 완전은퇴, 부분은퇴, 그리고 전일제 근로로 나누었다. 완전은퇴 집단은 2006년에 근로를 하지 않았던 응답자들 중 자신이 은퇴하였다고 보고한 사람들로 구성되며, 전일제 근로 집단은 2006년 시점 전일제 근로를 수행하였던 사람들로 구성되며, 마지막으로 부분은퇴 집단은 2006년 기

<표 6> 은퇴상태 결정요인에 대한 다항(Multinomial) 로짓 분석

	부분은퇴		완전은퇴	
	추정된 계수	표준오차	추정된 계수	표준오차
누적 근로기간	-0.0417**	0.0213	-0.0016	0.0204
누적 무직기간	0.0898**	0.0429	0.1477***	0.0438
경력험 있음=1	-1.1681**	0.5626	0.1676	0.4900
남성=1	-1.4013***	0.4604	-0.4746	0.5298
비근로소득	-0.0004**	0.0002	0.0002*	0.0001
건강상태: 5 가장 나쁨	-0.2760	0.2160	0.6083***	0.2168
금융자산가치	-0.0003	0.0003	0.0001***	0.00002
부동산가치	0.00003***	0.00001	-0.00002	0.00003
상수	-4.1650*	2.3392	-12.6854***	2.5380
로그우도값	-224.2			
확률(카이제곱>우도비)	0.0000			

자료: KLOSA 직업력 자료, 비교 대상은 전일제 근로.

준 주당 근로시간이 36시간 미만이거나 근로를 하지 않은 응답자들 중에서도 향후 일할 의사가 있다고 응답한 사람들로 구성된다. 전일제 집단을 비교 대상으로 하고 다항로짓(Multinomial Logit) 모형을 추정된 결과를 <표 6>에서 보고하고 있다.

현 연구의 가장 큰 관심사인 누적 근로기간은 전일제 근로 대비 부분은퇴 상태를 선택할 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 그러나 전일제 근로 대비 완전은퇴를 선택할 확률에는 큰 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 앞서 제기된 가설, 즉 다른 조건이 같을 경우 근로경력의 장기화는 은퇴를 지연시키는 효과가 있을 것이라는 가설이 적어도 부분적으로는 지지됨을 의미한다. 유사한 논리로 제2행의 추정치들을 보면 무직기간의 장기화는 전일제 근로 대비 부분은퇴와 전일제 근로 대비 완전은퇴를 선택할 확률을 유의하게 증가시키고 있다. 제1열과 제2열의 추정치들은 결국 과거 노동시장의 경험이 개인의 노동생산성에 누적적으로 영향을 미쳐서 향후 은퇴상태 선택에 영향을 미침을 시사한다.

군 경험은 부분은퇴 대비 전일제 근로를 선택할 확률에 유의하게 정(+)의 영향을 미치며, 여성과 비교하여 남성은 역시 부분은퇴 대비 전일제 근로를 선택

할 확률이 더 높다. 한편 비근로소득이 많을수록 전일제 대비 부분은퇴를 선택할 확률이 낮아지나 전일제 대비 완전은퇴를 선택할 확률은 높아진다. 또한 건강상태가 나쁠수록 전일제 대비 완전은퇴를 선택할 확률은 높아지는 것으로 나타났다.

금융자산과 부동산자산이 가져다주는 은퇴상태의 선택확률 효과는 양자 간에 다르게 나타났다. 금융자산이 많을수록 전일제 대비 완전은퇴를 선택할 확률이 높아지나 부동산자산이 많을수록 전일제 대비 부분은퇴를 선택할 확률이 높아진다. 이는 금융자산이 부동산자산보다 유동성이 더 높다는 점을 고려하면 상식과 부합되는 결과라고 할 수 있다.

IV. 시사점

현 연구 결과의 시사점 들 중 가장 중요한 두 가지만 지적하겠다. 첫째, 임금 효과라는 점에서 비록 이전 가능한 인적자본보다는 직업 고유의 인적자본이 더 중요하지만 이전 가능한 인적자본의 효과도 분명히 존재함을 확인할 수 있었다. 근로소득을 기준으로 보면, 이전 가능한 인적자본의 효과는 더욱 클 것으로 예상되었다. 더구나 과거 직장들의 지속기간에 대한 회고적인 조사에서 발생하는 측정오차 문제를 고려하면 그리고 이 측정오차에 의해 과거 직장들의 누적 근속기간의 효과가 과소평가될 수 있다는 점을 고려하면 이전 가능한 인적자본의 중요성은 현 연구에서 제시된 수치보다 더 클 것으로 판단된다. 또한 이러한 이전 가능한 인적자본의 누적은 은퇴를 (적어도 부분은퇴를) 지연시키는 것으로 나타났다. 이는 고령자의 고용능력이 고령에 도달하기 전에 이미 누적적으로 결정됨을 의미한다. 따라서 고령자 고용정책도 근로생애의 관점에서 수립되어야 함을 시사한다.

둘째, 학문적 시사점에 대해 언급해 보자. 가장 중요하게는 현 연구 결과는 임금함수 추정 시 수많은 연구자들이 사용하여 온 민서류의(Mincerian) 임금함수의 타당성을 입증해 주고 있다. <표 3>에서의 가설 검증 결과에 의하면 이전 가능한 인적자본의 효과는 경험한 직업들 사이에 같게 나타났으며 이는 등식

(2)를 정당화시켜 주고 있다. 즉 특정 시점에서의 임금률은 총경력($\sum_{j=1}^N T_{ij}$)과 현 직장의 근속연수(T_{iN})의 함수라는 점이다.

참고문헌

- 박경숙. 「중장년기 종사상 지위와 은퇴과정의 다양성」. 『노동경제논집』 24 (1) (2001): 177~205.
- 장지연 · 이해정. 「중고령자의 근로생애 유형: 사건계열분석기법을 이용한 취업력분석」. 『노동리뷰』 42 (2008): 76~86.
- Addison, J.T., and P. Portugal. “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment.” *Journal of Labor Economics* 7(3) (1989): 281~302.
- Heckman, J.J., and G.J. Borjas. “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions, and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence.” *Economica* 47 (1980): 247~283.
- Jacobson, L., R. LaLonde, and D. Sullivan. “Earnings Losses of Displaced Workers.” *American Economic Review* 83 (4) (1993): 685~709.
- Keith, K., and A. McWilliams, “The Wage Effects of Cumulative Job Mobility.” *Industrial and Labor Relations Review* 49 (1) (1995): 121~137.
- Ruhm, C.J. “Bridge Jobs and Partial Retirement.” *Journal of Labor Economics* 8 (4) (1990): 482~501.
- Shin, D., K., Shin, and S. Park. “Are Initial Wage Losses of Inter-Sectoral Movers Compensated by Subsequent Wage Gains?” unpublished manuscript, 2007.
- Stevens, A.H. “Persistent Effects of Job Displacement: The importance of multiple

job losses.” *Journal of Labor Economics* 15 (1) (1997): 165~188.

Quinn, J. “Comments for Robert Hutchens.” presented at the Work Options for Older American Workshop at the University of Notre Dame, 2003.

abstract

Work History and Labor Market Outcomes

Donggyun Shin

An analysis of information on individuals' work history contained in the KLoSA data concludes that transferable human capital is important in the wage equation, although it is less so than specific human capital. Other things being held constant, acquisition of the transferable human capital is found to delay retirement significantly, which implies that employability of the old is affected by work experience accumulated at the earlier stage of their work lives. Findings in the current study also support the specification of the Mincerian wage function that the logarithm of the wage rate is determined by experience and the current job tenure among others.

Keywords : work history, transferable human capital, specific human capital, wages