

노동정책연구

2002. 제2권 제1호 pp.19~46

© 한국노동연구원

특

집

청년의 학교 졸업후 구직기간의 분석

홍 서 연*
안 주 엽**

경기변동에 민감한 청년층의 실업률은 경제위기 직후 15~20%까지 상승하였으며, 경제위기 이후 청년층의 유휴화율은 심각함을 더해가고 있다. 첫 일자리 진입 과정과 재취업 과정을 비교함으로써 청년층의 구조적인 실업문제를 해결하는 방안을 모색할 필요가 있다. 본 연구는 한국노동패널 자료로부터 첫 일자에 진입하는 청년층 표본과 실직경험자 표본을 추출하여 취업에 소요되는 미취업기간을 분석한다. 미취업기간이 길어질수록 탈출확률이 낮아지는 부의 경과의 존성이 나타나며, 실직경험자 표본에서는 남성의 미취업탈출확률이 여성보다 높은 반면 청년층 표본에서는 정반대의 결과가 나타난다. 이직(또는 졸업) 시점을 경제위기 전후로 분리하여 분석한 결과는 청년층의 경우에 학력이 미치는 효과가 경제위기 이전에는 유의하지 않은 반면 이후에는 뚜렷한 것으로 나타나, 경제위기가 저학력에 상대적으로 심각한 영향을 미쳤음을 보여준다. 또한 아르바이트 경험이 미취업탈출확률에 양의 영향을 미치고 있다. 경제위기 이전에는 실업률이 상승할수록 미취업상태에서 탈출할 확률이 낮아지는 것으로 나타나, 경제위기 이후에는 정반대의 효과를 미치고 있다.

핵심용어: 청년실업, 미취업기간, 미취업탈출확률, 경과기간 의존성

I. 서 론

경제위기 직전 한국의 노동시장은 완전고용에 가까운 낮은 실업률로 특징지어진다.

투고일: 2002년 2월 1일, 심사의뢰일: 2월 8일, 심사완료일 2월 29일.

* 한국노동연구원 동향분석실 연구원(hong@kli.re.kr)

** 한국노동연구원 동향분석실장(jyahn@kli.re.kr)

좀더 장기적으로 보더라도 경기변동에 영향을 받은 것은 사실이지만, 실업률은 전반적으로 낮은 수준을 유지하여 왔다. 그러나 1997년 말 경제위기가 시작되자마자 실업률이 급상승하였다. 1998년과 1999년에 각각 6.8%, 6.3%의 높은 실업률을 기록하였으며 그 이후 지속적으로 낮아지고 있다. 전반적인 실업률이 낮은 수준이었던 시절에도 청년층의 실업률은 상당한 수준에 이르고 있었다는 점에 주목할 필요가 있다. 경제위기 이전인 1990년대 중반까지 전반적인 실업률은 2.0%대에 머물고 있었으나 15~19세 연령층에 속하는 청년층의 실업률은 8~11%, 20~24세의 경우 6~8%, 25~29세 경우 3~5%의 상대적으로 높은 실업률을 보여준다. 청년층의 노동시장이 낮은 경제활동참가율, 높은 실업률, 그리고 잦은 직장이동으로 특징지어진다는 선진제국의 경우와 유사한 양상을 보여주고 있는 것이다.

청년층의 노동시장 진입 과정을 논의할 때 소극적인 구직활동 또는 구직활동을 하지 않는 비경제활동상태를 무시하고 단순히 적극적인 구직활동을 하는 실업과 일자리를 획득한 취업의 두 상태만을 고려하는 것은 적절하지 못하다는 점에 유의할 필요가 있다.¹⁾ 이는 비경제활동상태와 실업의 구분이 모호하다는 통계적인 문제점과 함께 청년층은 다른 연령층과는 달리 탐색노력(search effort)의 강도(intensity)나 범위(extensiveness)에서 차이는 있을 수 있으나 기본적으로는 항상 일자리를 구하는 일자리탐색 과정(job search process)에 있다고 보아야 한다는 것이다. 물론, 기존연구 중에는 여성, 특히 기혼여성의 경우에는 실업과 비경제활동의 두 상태가 뚜렷이 구분된다는 결과를 제시한 경우도 있으며, 청년층의 경우 비경제활동은 탐색노력이 영(zero)인 실업상태로 간주하는 결과들도 있다. 즉, 청년층의 경우는 취업, 실업, 비경제활동의 세 상태를 고려할 것이 아니라 취업(employment)과 미취업(nonemployment)의 두 상태를 고려하는 것이 더욱 적절하다는 것이다. 따라서 학교교육-노동시장 이행 과정을 논의할 때 실업 또는 실업기간보다는 유희화 또는 미취업기간을 논의하는 것이 더욱 적절할 것이다.

청년의 실업 또는 미취업으로 표현되는 유희화가 갖는 효과는 미취업기간 중 인적자본의 감가상각 및 노동시장에서의 근착성(labor market attachment) 결여로 인한 평생소득의 감소에 따른 저소득계층화, 근로소득 과세대상 및 세액 감소에 따른 정부재정의 손실 및 저소득층에 대한 사회안전망 확충에 따른 정부 재정부담의 증가, 중장기적

1) 실업과 비경제활동상태의 구분에 관해 Gonul(1992)은 두 상태에서 일자리를 얻는 경우가 유사하다면 필요가 없다고 주장하는 한편 남성의 경우는 구분이 필요 없는 반면 여성의 경우는 차이가 있다는 실증분석 결과를 보이고 있다. 반면, Eckstein and Wolpin(1990)은 모든 미취업자는 시장 제의임금이 충분히 높을 때 일자리를 수락할 것이므로 두 상태를 구분할 필요가 없다고 주장한다.

관점에서 한 경제 내의 생산가능곡선의 위축으로 요약될 수 있다. 청년층의 유향화 또는 미취업기간을 최소화시키고 학교교육-노동시장 이행 과정을 원활하게 하기 위한 중장기적인 정책이 필요하다. 이러한 목적을 위한 정책을 수립하기 위해서는 청년층의 노동시장 진입에 저해가 되는 요소를 파악하는 것이 필수적이라 할 수 있다.

본 연구는 정규 학교교육을 마치고 노동시장에 진입하는 청년층에 초점을 맞추어 학교교육-노동시장 이행 과정에 소요되는 미취업기간(nonemployment duration)을 분석한다. 분석에서는 학교교육 종료 이후 첫 일자리 취업까지의 기간에 영향을 미치는 요소들이 포함된다. 미취업기간의 경과에 따르는 실업상태에서의 탈출확률의 변화를 살펴보고, 청년의 미취업기간에 영향을 미치는 요인들을 분석한다. 노동시장의 공급과 수요에 영향을 미치는 인적자본 요소, 공급에 영향을 미치는 인구통계학적 요소, 그리고 수요에 영향을 미치는 (전체)실업률 등이 포함된다. 또한 전체(실직 경험자) 표본을 같은 방법으로 추정하여 결과를 제시한 후 이를 청년층(첫 일자리 진입) 표본과 비교하여 첫 일자리에 진입하는 청년층 노동시장이 실직 경험이 있는 자들의 노동시장과 어떤 다른 특성을 가지고 있는지 발견하고, 청년층의 구조적 실업문제를 해결하는 방안을 모색해 보려고 한다.

본 논문의 나머지는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 청년층 노동시장에 관련된 연구들을 개략적으로 검토한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용되는 한국노동패널(KLIPS)과 3차년도 부가조사(2000년)를 소개한 후 표본의 선정 과정 및 표본의 기초 분석, 그리고 분석대상인 미취업기간(nonemployment duration)의 분포를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 분석에 사용될 실증모형을 소개한 후 실증모형의 추정 결과를 소개한다. 그리고 청년층(첫 일자리 진입) 표본과 전체(실직 경험자) 표본을 비교한다. 제Ⅴ장에서는 연구 결과를 요약한 후 자료의 한계 및 연구 개선방향에 대해 논의한다.

II. 문헌 연구

Ellwood(1982)와 Corcoran(1982)은 학교교육 종료후 장기간 미취업상태로 존재할 경우 오점효과(scarring effects)가 발생함을 보여주고 있다. 청년들이 노동시장 진입 초기에 겪게 되는 미취업은 잠재적인 노동수요자에게 나쁜 신호(bad signals)를 보내어 취업이 더욱 어렵게 되며, 미취업이 장기화할 경우 생애 전반에 걸친 근로기회의 손실과 노동시장에서 근착성의 결여와 함께 사회로부터의 전반적인 소외현상을 일으킬 확

률이 높아지게 되는 부정적인 결과가 누적된다. Lynch(1985)는 1979년 여름 16세에 졸업한 청년들을 대상으로 비례적 위험모형(proportional hazard model with Weibull specification)을 이용하여 재취업 확률결정요인을 분석한 결과 백인일수록, 고학력자일수록, 남자일수록 실업탈출확률이 높으며 음(-)의 경과기간 의존성(negative duration dependence)을 보여주고 있다. NLS(The National Longitudinal Survey) 자료를 이용하여 청년들이 미취업에서 취업으로 전환하는 과정을 분석한 Lynch(1989)는 청년 남녀 모두 재취업확률에서 강한 음의 경과기간 의존성을 다시 입증하고 있으며, 지역노동시장의 수요조건과 인적자본 투자가 실업기간(또는 미취업기간)을 결정하는 중요한 요소로 작용함을 보여주고 있다. Gustman and Steinmeier(1988)는 다양한 능력 수준의 노동력과 최소 임금 사이의 작용을 고려하는 청년 노동시장의 일반균형모형을 통하여 청년 근로자가 다른 근로자들보다 덜 생산적이며 학교 졸업후 초기 실업이 미래의 취업에 악영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. Neumark(1998)는 청년의 초기 직업안정성이 중장년기의 임금에 긍정적인 영향을 주므로 청년의 초기에 직업을 안정시키는 정책은 순이익을 주는 효과를 가져온다고 해석하고 있다. Van den Berg and Van Ours(1999)는 비모수추정법을 사용하여 실업기간의 경과에 따라 탈출률이 달라지는 정도를 분석하고 있다. 여성 청년층은 음의 경과기간 의존성을 보이며, 남성 청년층은 실업 첫 해에는 경과기간 의존성을 보이지 않다가 나중에 음의 경과기간 의존성을 나타내고 있다. 따라서 여성 청년은 실업 유입 후 상대적으로 빨리 낙인(stigma)효과를 경험하는 것을 알 수 있다.

반면 Freeman and Wise(1982)에 의하면 청년은 학교에서 직장으로 이동하는 단계에 있으며, 이러한 과정에서 한 직장에 정착하기 전에 실업을 경험하기도 하지만, 청년이 노동시장 진입 과정의 초기에 겪게 되는 미취업이 미래의 취업에 악영향을 주지는 않는다는 상반된 결론을 얻고 있다. 초기에 경험하는 미취업이 실업을 야기하는 것이 아니라 미취업으로 인한 경력 손상으로 인해 미래의 임금이 낮아진다는 것이다. Becker and Hills(1983)는 10대 남성 청년의 노동시장 경험이 장기적으로 임금에 미치는 효과를 분석하고 있다. 이들 연구에 따르면, 직업 교체의 순효과는 흑인이나 백인 모두에게 긍정적으로 나타나, 10대 청년층의 미취업으로 인한 오점효과가 과장된 것이며 단기의 실업은 오히려 8~10년 뒤의 평균임금을 높게 된다고 결론짓고 있다.

한편 Clark and Summers(1982)에 의하면 청년층의 높은 실업은 일자리의 부족이 문제이며, 청년 고용은 총수요에 매우 민감한 것으로 보고 있다. OECD(1983)는 청년층 실업과 중장년층 실업과의 차이를 보여주고 있다. 청년층이 더 쉽게 실업 위험이 있으며, 이러한 실업은 대부분 비자발적이라는 것이다. 더욱이 청년들은 비경제활동인

구로 이행함으로써 실업상태에서 탈출하는 경향도 높다는 것이다. OECD(1996)에서 1980년대와 1990년대의 청년 노동시장을 분석한 결과, 청년의 취업과 실업은 전체 시장에 비해 예외적으로 민감함을 결론으로 제시하고 있다.

Bratberg and Nilsen(1998)은 구직기간과 수락임금, 그리고 직업 유지기간과의 관계를 최우추정법을 이용한 연립방정식체계(simultaneous equations system)를 통해 분석하였다. 고학력일수록 더 빨리 직업을 구하였으며, 그 첫 직장에 오래 근무하였다. 또한 여성이 노동시장에 들어갈 때 남성보다 의중임금(reservation wage)이 낮아 구직기간이 더 짧고 임금도 더 낮았고, 그 첫 직장에 더 오래 근무하였다. Van den Berg, Van Lomwel and Van Ours(1998)는 1982~94년의 프랑스의 실업 자료를 이용하여 연령별(청년, 중장년, 노년) 실업을 동태적으로 분석한 결과 청년층의 실업유입률이 중장년층의 경우보다 경기변동에 더욱 민감하다는 사실을 발견하였다. 반면 실업에서의 유출률은 중장년층이 더 민감한 것으로 나타나고 있다. 또한 청년층의 실업은 실업유입률의 변동을 통해 계절효과의 영향을 받는다. Eckstein and Wolpin(1995)은 남성 청년의 학교교육 종료후 첫 취업을 관찰한 결과 인종, 학력의 차이에 따른 중요한 차이가 있음을 발견하였다. 이는 일자리 제의율(job offer rate)의 차이가 아니라 주로 일자리 수락률(job accept rate)의 차이 때문이며 노동시장 전환 과정에서의 보조금은 구직기간을 증가시키며, 수락임금을 유의하게 증가시킨다고 결론짓고 있다. 청년층을 분석한 한국의 연구로는 「1993년 한국가구패널조사」를 이용하여 분석한 조우현(1995)을 들 수 있다. 청년층에서 남녀에 관계없이 저소득가구 개인의 실업확률은 고소득가구 개인의 실업확률보다 높은 것으로 나타나고 있으며, 저학력(중졸 이하) 남성의 경우 실업확률이 높게 나타났다. 또한 청년층 실업문제의 심각성은 남성에게 적용되는 것이며 여성의 실업문제는 특정 연령과는 독립적인 것으로 나타나고 있다.

III. 기초분석

1. 자료

본 연구는 「한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Survey)」 자료를 사용한다. 「한국노동패널」 자료는 1995년 「인구주택총조사」의 10% 표본조사구(전국 21,938개 조사구)를 모집단으로 하여 1997년 「고용구조특별조사」와 일치하는 제주도를 제외한 2,497조사구 중에서 5~6개의 가구를 임의추출하였다. 그 결과 「한국노동패널」 자

료는 제주도를 제외한 전국에서 추출한 5,000개 원가구표본과 이에 속하는 15세 이상 생산가능인구 13,738명의 원개인 표본을 포함한다.

본 연구에서는 실직 경험이 있는 전체 표본은 1차 조사(1998년)부터 3차 조사(2000년) 자료를 연결하여 사용하였고, 첫 일자리에 진입하는 청년층 표본은 3차 조사(2000년) 자료 중 청년 부가조사 자료를 바탕으로 1차 조사부터 3차 조사에 나타난 정보를 사용한다. 청년용 부가조사는 한국노동패널에 포함된 개인 중 2000년 5월 1일을 기준으로 만 15세 이상 만 30세 미만의 청년을 대상으로 상세한 학력사항(학교, 유형, 계열 또는 전공, 소재지, 졸업 또는 수료 시기)과 재학중 사건과 최종 학력 이수후 노동시장 진입 과정에 대한 설문을 실시하였다. 재학중 중요한 사건으로 휴학, 취업을 위한 훈련이나 교육, 실습, 취업 또는 일을 한 경험을 포착하고 있다. 노동시장 진입 과정에서는 최종 학력 이수후 미취업기간과 방법 및 강도, 취업 제의를 받은 여부, 첫 일자리에 취득한 시점 및 일자리 특성을 조사하고 있다. 일자리 특성으로는 첫 일자리 취업 시기, 취업 경로, 업종 및 직종, 첫 일자리에에서의 임금 및 근로시간과 사회보험 및 부가급부 수혜 여부, 교육수준·기술기능·전공과의 불일치성 여부, 첫 일자리의 종료 여부 및 종료 원인 등에 관한 정보를 포함하고 있다.

2. 표 본

가. 청년층(첫 일자리 진입) 표본

청년층 부가조사에 응답한 표본은 3,302명인 것으로 나타난다. 부가조사 표본 중 표본 선정 과정(sample selection process)을 거쳐 본 연구에서 사용하게 되는 표본은 1,615명으로 구성된다. 표본선정 과정은 첫째, 본 연구가 (현 시점에서 분석자가 변별할 수 있는) 최종 학력을 마친 자의 노동시장 진입 과정을 고찰하는 것이므로, 재학생 여부를 묻는 질문에서 중간에 그만두었거나 졸업했다고 대답한 사람들을 대상으로 하였다. 둘째, 분석에 필요한 문항에 대하여 불충분한 정보를 제공하는 표본을 제외하는 과정이다. 졸업과 취업이 불분명한 40명의 청년 표본과 졸업 연월이나 취업 연월이 불분명한 표본을 삭제하였고, 취업 당시의 종사상지위, 취업 당시의 근무형태, 취업 당시의 월평균소득, 취업 당시의 주당 평균 근무시간이 불분명한 표본을 삭제하여 최종적으로 1,615명이 분석대상으로 남게 된다. 본 연구에 포함된 표본의 구조가 <표 1>에 인구통계학적 특성별로 제시되고 있다.

전체 표본 1,615명 중 1,299명은 첫 일자리 경험이 있으나 316명은 조사 당시까지 첫 일자리를 취득한 경험이 없는 우측절단된(censored) 표본이다. 첫 일자리 경험이 있

<표 1> 청년층(첫 일자리 진입) 표본의 구성

(단위: 명, %)

		표본 전체	첫일자리 취득	졸업전 취득	일자리 경험 없는 자
	전 체	1,615 (100.0)	1299	345 [26.6]	316
성별	남 성	665 (41.2)	519	122 [23.5]	146
	여 성	950 (58.8)	780	223 [28.6]	170
학력별	고졸 이하	1,009 (62.5)	788	215 [27.3]	221
	전문대졸	315 (19.5)	269	72 [26.8]	46
	대졸 이상	291 (18.0)	242	58 [24.0]	49
졸업 연도별	1993년 이전	548 (33.9)	471	117 [24.8]	77
	1994~97년	536 (33.2)	473	110 [23.3]	63
	1998년 이후	531 (32.9)	355	118 [33.2]	176
지역별	서 울	384 (23.8)	297	70 [23.6]	87
	기타 6대광역시	534 (33.1)	430	120 [27.9]	104
	도지역	697 (43.2)	572	155 [27.1]	125
아르바이트	없 음	1,266 (78.4)	984	203 [20.6]	282
경험별	있 음	349 (21.6)	315	142 [45.1]	34

주 : ()안은 성별·학력별·졸업 연도별·지역별·아르바이트 경험 유무별 비중

[]안은 첫 일자리 취득 표본 중 졸업전 취득 비중

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 3차년도(2000) 청년층 부가조사.

는 자 중 약 4분의 1에 해당하는 345명은 졸업시점 이전에 첫 일자리에 취업한 것으로 나타난다. 첫 일자리를 그만둔 표본에 대한 정보는 청년용 자료에 있으나, 첫 일자리를 현재까지 지속중인 사람들에 관한 정보는 청년용 데이터에 없어 각 연도 본 조사에 나타난 개인 자료를 추적하여 최종 자료를 만들었다.

나. 전체(실직 경험자) 표본

1차 조사(1998년)에서 이전 직장이 있었다고 응답한 표본은 임금근로자 2,538명, 비임금근로자 1,661명, 그리고 미취업자 3,998명으로 나타난다. 전체 표본은 표본 선정 과정(sample selection process)을 거쳐 4,711명으로 구성된다.

표본 선정 과정은, 우선 1차 조사에서 전체 8,197명 모두에게 이직일에 대한 정보를 얻을 수 있었고, 임금근로자와 비임금근로자에게서는 재취업일에 대한 정보를 알 수 있었다. 다음으로 미취업자 표본을 대상으로 2차 조사(1999년)에서 취업한 표본의 취업일에 대한 정보를 얻었고, 2차 조사에서도 취업하지 못한 표본을 대상으로 3차 조사(2000년)에서 취업일을 추적하였다. 마지막으로 이직 연령을 20세 이상 65세 미만으로 제한하였다. 이러한 과정을 통해서 전체 표본은 4,711명이 분석대상으로 남게 된다.

<표 2> 전체(실직 경험자) 표본의 구성

(단위: 명, %)

		표본 전체	일자리 취득	미취업기간 0개월	우측절단된 표본
	전 체	4,711 (100.0)	3,205	306 [9.5]	1,506
성별	남 성	2,429 (51.6)	1,961	221 [11.3]	468
	여 성	2,282 (48.4)	1,244	85 [6.8]	1,038
학력별	고졸 이하	3,659 (77.7)	2,431	219 [9.0]	1,228
	전문대졸	384 (8.2)	282	26 [9.2]	102
	대졸 이상	668 (14.2)	492	61 [12.4]	176
이직년도별	1993년 이전	1,165 (24.7)	798	68 [8.5]	367
	1994~97년	2,458 (52.2)	1,687	177 [10.5]	771
	1998년 이후	1,088 (23.1)	720	61 [8.5]	368
지역별	서 울	1,104 (23.4)	738	69 [9.3]	366
	서울이외 광역시	1,610 (34.2)	1,089	106 [9.7]	521
	도지역	1,997 (42.4)	1,378	131 [9.5]	619
이직 연령별	20~29세	2,084 (44.2)	1,335	119 [8.9]	749
	30~39세	1,222 (25.9)	986	117 [11.9]	236
	40~49세	766 (16.3)	587	50 [8.5]	179
	50~64세	639 (13.6)	297	20 [6.7]	342

주 : ()안은 성별·학력별·이직 연도별·지역별·이직 연령별 비중.

[]안은 일자리 취득 표본 중 미취업기간 0개월 비중

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1차(1998), 2차(1999), 3차년도(2000) 조사자료.

3. 미취업기간의 분포

가. 청년층(첫 일자리 진입) 표본

본 연구에서 중심이 되는 변수는 미취업기간(nonemployment duration)이다. 미취업 기간은 최종 학력을 이수(졸업 또는 중퇴)한 시점에서 첫 일자리를 취득하게 되는 시점 사이에 경과된 기간(월 단위)으로 정의된다. 단, 남성의 경우 군대의 문제가 있다. 최종 학력을 이수하기 전에 군입대와 제대를 마친 경우는 고려할 필요가 없으나, 졸업이나 중퇴후 군대에 들어가는 경우 미취업기간 계산에 문제가 된다. 따라서 최종 학력 이수 후 12개월 이전에 취업하는 경우는 그대로 두고, 12개월 이상 미취업상태로 있다가 군입대를 하는 경우 군제대부터 일자리 취득까지의 기간을 미취업기간으로 계산하였다.

성별, 학력별, 졸업 연도별, 지역별, 아르바이트 경험별 미취업기간의 분포가 <표 3>에 나타나 있다. 전체 청년 중 약 21%에 해당하는 청년이 최종 학교교육 종료 이전에 이미 일자리를 마련하여 학교교육-노동시장 이행 과정에서 미취업상태를 전혀 경험하지 않았다는 사실이다. 교육 종료 이전 일자리 확보 비율은 여성(24%)이 남성(18%)보다 다소 높은 것으로 나타난다.

<표 3> 청년층(첫 일자리 진입) 표본의 인구특성별 미취업기간의 분포

(단위: 명, %)

	0개월	1~3개월	4~6개월	7~12개월	13~24개월	25개월 이상	전 체	평 균
전 체	345 (21.4)	431 (26.7)	194 (12.0)	119 (7.4)	159 (9.8)	367 (22.7)	1,615 [316]	15.5
<성별>								
남 성	122 (18.3)	139 (20.9)	69 (10.4)	48 (7.2)	66 (9.9)	221 (33.2)	665 [146]	21.6
여 성	223 (23.5)	292 (30.7)	125 (13.2)	71 (7.5)	93 (9.8)	146 (15.4)	950 [170]	11.3
<학력별>								
고졸 이하	215 (21.3)	252 (25.0)	110 (10.9)	58 (5.7)	101 (10.0)	273 (27.1)	1009 [221]	18.5
전문대졸	72 (22.9)	90 (28.6)	40 (12.7)	31 (9.8)	29 (9.2)	53 (16.8)	315 [46]	12.7
대졸 이상	58 (19.9)	89 (30.6)	44 (15.1)	30 (10.3)	29 (10.0)	41 (14.1)	291 [49]	8.4
<졸업 연도별>								
1993년 이전	117 (21.4)	146 (26.6)	24 (4.4)	38 (6.9)	34 (6.2)	189 (34.5)	548 [77]	25.9
1994~97년	110 (20.5)	159 (29.7)	33 (6.2)	35 (6.5)	48 (9.0)	151 (28.2)	536 [63]	14.8
1998년 이후	118 (22.2)	126 (23.7)	137 (25.8)	46 (8.7)	77 (14.5)	27 (5.1)	531 [176]	5.6
<아르바이트 경험별>								
없음	203 (16.0)	356 (28.1)	157 (12.4)	85 (6.7)	137 (10.8)	328 (25.9)	1266 [282]	18.7
있음	142 (40.7)	75 (21.5)	37 (10.6)	34 (9.7)	22 (6.3)	39 (11.2)	349 [34]	4.1

주 : ()안은 미취업기간별 비중.

[]안의 숫자는 첫 일자리 취업 경험이 없는 우측절단된 표본의 수.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 3차년도(2000) 청년층 부가조사.

나. 전체(실직 경험자) 표본

전체 표본에서의 미취업기간(unemployment duration)은 1차 조사(1998년)에서 임금

<표 4> 전체(실직 경험자)표본의 인구특성별 미취업기간의 분포

(단위: 명, %)

	0개월	1~3개월	4~6개월	7~12개월	13~24개월	25개월 이상	전체	평균
전체	306 (6.5)	1,007 (21.4)	301 (6.4)	423 (9.0)	531 (11.3)	2,143 (45.5)	4,711 1,506	35.1 <19.0>
<성별>								
남성	221 (9.1)	725 (29.8)	206 (8.5)	265 (10.9)	315 (13.0)	697 (28.7)	2,429 468	18.8 <10.9>
여성	85 (3.7)	282 (12.4)	95 (4.2)	158 (6.9)	216 (9.5)	1,446 (63.4)	2,282 1,038	52.5 <31.7>
<학력별>								
고졸 이하	219 (6.0)	723 (19.8)	225 (6.1)	320 (8.7)	426 (11.6)	1,746 (47.7)	3,659 1,228	36.5 <20.5>
전문대졸	26 (6.8)	98 (25.5)	30 (7.8)	43 (11.2)	40 (10.4)	147 (38.3)	384 102	30.8 <14.8>
대졸 이상	61 (9.1)	186 (27.8)	46 (6.9)	60 (9.0)	65 (9.7)	250 (37.4)	668 176	29.7 <13.8>
<이직 연도별>								
1993년 이전	68 (5.8)	221 (19.0)	61 (5.2)	51 (4.4)	49 (4.2)	715 (61.4)	1,165 367	77.2 <44.3>
1994~97년	177 (7.2)	569 (23.1)	142 (5.8)	216 (8.8)	296 (12.0)	1,058 (43.0)	2,458 771	24.2 <11.8>
1998년 이후	61 (5.6)	217 (19.9)	98 (9.0)	156 (14.3)	186 (17.1)	370 (34.0)	1,088 368	14.4 <7.8>
<이직 연령별>								
20~29세	119 (5.7)	367 (17.6)	100 (4.8)	166 (8.0)	184 (8.8)	1,148 (55.1)	2,084 749	47.5 <28.1>
30~39세	117 (9.6)	364 (29.8)	103 (8.4)	135 (11.0)	142 (11.6)	361 (29.5)	1,222 236	19.7 <11.6>
40~49세	50 (6.5)	194 (25.3)	73 (9.5)	78 (10.2)	121 (15.8)	250 (32.6)	766 179	22.8 <12.6>
50~64세	20 (3.1)	82 (12.8)	25 (3.9)	44 (6.9)	84 (13.1)	384 (60.1)	639 342	38.9 <15.2>

주 : ()안은 미취업기간별 비중.

[]안의 숫자는 첫 일자리 취업 경험이 없는 우측절단된 표본의 수.

평균은 우측절단된 표본을 포함. < >안은 우측절단 표본 제외된 평균.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1차(1998), 2차(1999), 3차년도(2000) 조사자료.

근로자와 비임금근로자의 경우 이전 직장 이직일과 현 직장 취업일과의 기간을 미취업 기간으로 본다.

그리고 1차 조사에서 미취업인 사람은 2차 조사, 3차 조사에서 추적하여 재취업일까지를 미취업기간으로 하였고, 3차 조사까지 취업하지 못한 사람은 취업하지 못한 우측 절단된 표본으로 본다. 성별, 학력별, 지역별, 이직 연도별, 이직 연령별 미취업기간의 분포가 <표 4>에 나타나 있다.

IV. 실증 분석

1. 해저드 모형

일반적으로 미완료상태 (Type-I censoring)를 고려한 경과기간모형(duration model)은

$$T = \text{Min}(T^*, c)$$

로 정의될 수 있으며, T 는 관찰된 경과기간, T^* 는 미관찰되는 완료된 경과기간 (uncensored duration), c 는 미완료상태의 경과기간(censoring time)이다. 한 개인이 한 상태에서 탈출하였음을 나타내는 지표함수(indicator function)는

$$d = \begin{cases} 1 & (\text{탈출}) \\ 0 & (\text{그렇지 않은 경우}) \end{cases}$$

로 정의될 수 있다.

Kalbfleisch와 Prentice(1980)에 따르면 일정 시간 t 직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 탈출할 조건부 확률인 위험함수(hazard function)는

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{Prob}[t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t] / \Delta t$$

로 정의된다. $\text{Prob}[A]$ 는 사상(event) A 가 일어날 확률을 의미한다. 이 위험함수의 적분함수인 누적위험함수 (integrated hazards)는

$$H(t) = \int_0^t h(u) du$$

로 표현된다. 따라서 조건부 잔존함수(survival function)는

$$S(t) = \exp[-H(t)] = e^{-\int_0^t h(u) du}$$

로 표현되며 일정시점 t 에서의 탈출확률함수(failure time subdensity function)는

$$f(t) = h(t)S(t)$$

로 정의된다.

위험함수는 혼합비례위험모형(mixed proportional hazard model)에서 일반적으로 쓰이듯 기준선위험(baseline hazard)과 관찰된 이질성(observed heterogeneity), 비관찰된 이질성(Unobserved heterogeneity) 등 세 요소로 구성된다고 상정,

$$h(t) = h_0(t) \exp(X\beta) u$$

의 형태를 취하는 것으로 상정한다. 첫째 항 탈출경로별 기준선 위험 $h_0(t)$ 는 0 또는 양의 값을 가지는 함수로 경과기간 의존성(duration dependence)을 나타낸다. 둘째 항 $\exp(X\beta)$ 는 관찰된 이질성을 나타내는 것으로 X 는 개인간의 관찰된 이질성을 통제하기 위한 설명변수의 벡터이며 β 는 그에 상응하는 추정될 파라미터벡터이다. 셋째 항 u 는 비관찰된 이질성을 통제하기 위한 음이 아닌 값을 갖는 확률변수의 벡터로 관찰된 이질성의 효과를 통제한 후에도 잔존하는 분포상의 이질성을 의미한다. 본 연구에서는 비관찰된 이질성을 고려하기보다는 표본을 분리하여 추정하는 것으로 대신한다.

기준선위험은 집단경과기간 자료(grouped duration data method)의 방식을 따라

$$h_0(t) = \exp(\delta_k) \quad k-1 < t/w \leq k, k=1, 2, \dots, K$$

$$h_0(0) = \exp(\delta_0) \quad k = 0$$

로 표현할 수 있다. 이 표현에 따르면 기준선위험은 층계함수(step function)의 형태를 취하며, w 는 각 층계의 크기(step length)를, K 는 층계의 수(the number of steps)를

나타낸다. 이 연구에 사용되는 자료 중 약 21%가 최종 학교 종료 이전에 첫 일자리를 취득하였으며 이들에 대한 직장 취득을 위한 탐색기간과 탐색노력의 강도에 관한 정보가 부재하므로 경과기간은 0이 된다. 이 경우 $T=0$ 에서 하나의 집중점(mass point)으로 나타나게 되며 이를 고려하기 위해 $h_0(0)$ 의 정의가 필요하게 된다. 실증연구에서 $w=1$ 개월에 해당하며 $K=12$ 이어서 청년층(첫 일자리 진입) 표본에서는 최종 학교 종료 이후 12개월²⁾ 동안의 미취업 경과기간을 분석하며, 전체(실직 경험자) 표본에서는 이직 이후 12개월 동안의 미취업 경과기간을 분석하게 된다.

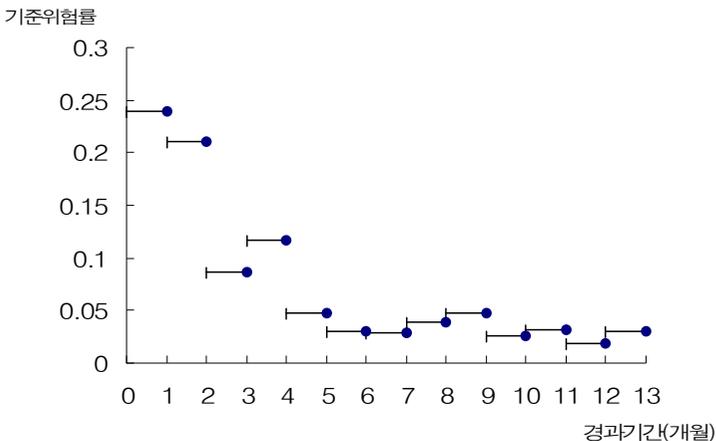
2. 청년층(첫 일자리 진입) 표본

가. 청년층(첫 일자리 진입) 전체 표본 추정 결과

실업탈출확률을 추정하기 위해서는 미취업기간과 결정되는 임금 수준을 같이 고려해야 하나, 여기에서는 미취업기간과 미취업 탈출확률과의 관계만 알아보기로 한다. 또한 한국의 노동시장은 1998년 경제위기 이후 큰 변화를 겪었으므로 전체 표본에 대한 추정 후에 1998년 졸업을 기준으로 이전과 이후 표본을 나누어서 추정치를 구하였다.

[그림 1]은 이질성을 통제하기 전 기준선위험의 추정치의 먹지수를 취한 미취업상태로부터의 탈출확률의 기준선위험확률을 도시하고 있다. 탈출확률이 실직 초기 일정기

[그림 1] 청년층(첫 일자리 진입) 전체표본에 대한 기준선위험 추정결과



2) 12개월보다 더 긴 기간으로 정하는 경우 다시 신규 학졸자가 노동시장에 진입하게 된다. 신규 학졸자가 대거 노동시장에 진입한 이후 1년 동안 첫 일자리 취업까지 소요되는 기간을 분석한다.

간 동안 감소 추세를 보이다가 그 이후 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보이는 것을 확인할 수 있다. 전체 표본에 대한 미취업탈출확률은 4개월 동안 24.0%에서 4.8%로 하락한 이후 3.0% 수준을 중심으로 변동한다.

먼저 어떠한 이질성도 통제하지 않은 상태에서 증계함수 형태를 갖는 탈출위험률을 보면, 탈출확률이 최종 학교 졸업후 초기 3~4개월 간 탈출확률이 상당히 높으나 감소하는 추세를 보이고 그 이후에는 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보인다.

<표 5> 청년층(첫 일자리 진입) 전체 표본의 위험모형 추정 결과

$$h(t) = \exp(\delta_k) \exp(X\beta)$$

전체 표본		기준선위험	관찰된 이질성 고려	졸업 연도 구분 추가
δ_k	0	-1.429 (0.045)	-1.212 (0.052)	-1.148 (0.052)
	1	-1.559 (0.050)	-1.311 (0.055)	-1.248 (0.055)
	2	-2.450 (0.064)	-2.194 (0.065)	-2.131 (0.065)
	3	-2.147 (0.061)	-1.880 (0.063)	-1.817 (0.063)
	4	-3.045 (0.071)	-2.770 (0.071)	-2.706 (0.071)
	5	-3.492 (0.073)	-3.210 (0.074)	-3.148 (0.074)
	6	-3.546 (0.074)	-3.256 (0.074)	-3.194 (0.074)
	7	-3.231 (0.073)	-2.919 (0.073)	-2.848 (0.073)
	8	-3.035 (0.072)	-2.716 (0.073)	-2.648 (0.073)
	9	-3.657 (0.075)	-3.331 (0.075)	-3.258 (0.075)
	10	-3.443 (0.075)	-3.108 (0.075)	-3.038 (0.075)
	11	-4.005 (0.076)	-3.656 (0.076)	-3.589 (0.076)
	12	-3.508 (0.075)	-3.158 (0.075)	-3.089 (0.075)
β	남성		-0.452 (0.051)***	-0.449 (0.051)***
	전문대 졸		0.166 (0.056)***	0.163 (0.056)***
	대졸 이상		0.091 (0.057)	0.083 (0.058)
	서울이외 광역시		0.016 (0.053)	0.017 (0.054)
	도지역		-0.009 (0.051)	-0.008 (0.052)
	아르바이트(유)		0.578 (0.053)***	0.577 (0.053)***
	1993년 이전 졸업			-0.052 (0.051)
	1994~97년 졸업			-0.058 (0.051)
	취직 시점의 월평균 실업률		-0.068 (0.013)***	-0.075 (0.013)***

주: ()안은 표준오차.

기준선위험은 모두 0.01 수준에서 유의.

***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10을 의미.

즉, 초기에 부의 경과기간 의존성(negative duration dependence)을 보이고, 이후에는 경과기간 의존성이 부재한다는 의미로 초기에 탈출확률이 높으나 기간이 경과함에 따라 일자리 탐색에서 얻어지는 정보의 보충에도 불구하고 미취업이 갖는 ‘오점(Scar)효과’로 탈출확률이 감소하며 전환점(turning point)을 경과한 후에는 일정한 낮은 수준에 머문다는 것이다. 다음으로 성별, 학력별, 지역별, 아르바이트 경험 유무별 이질성을 통제하고, 각 개인의 취직 시점의 월평균 실업률³⁾을 통제하였다. 이 경우에도 이질성을 통제하지 않았을 때의 탈출률 변화와 비슷한 양상을 보인다.

남성 가변수의 추정치는 음(-)으로 나타나 남성이 여성보다 탈출확률이 낮은 것을 알 수 있다. 학력별로는 고졸 이하를 기준으로 할 때 전문대 졸의 탈출확률은 높은 반면 대졸 이상의 경우는 추정치가 유의하지 않은 것으로 나타난다. 서울을 기준으로 한 지역별로 보면, 광역시의 탈출률이 서울특별시보다 높으나 통계적으로 유의하지 않으며, 도지역의 탈출률은 서울보다 낮은 성향을 보이거나 역시 통계적으로 유의하지는 않다. 아르바이트 경험이 있는 경우 탈출확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 노동시장의 수요를 반영하는 취직 시점의 월평균 실업률은 예상대로 실업률이 높을수록 미취업에서의 탈출확률이 낮은 것으로 나타나고 있다.

나. 청년층(첫 일자리 진입) 분리표본 추정 결과 비교

여기서는 전체 표본을 경제위기 이전과 이후에 졸업한 자들로 분리하여 동일한 모형을 추정함으로써 청년층이 미취업에서 탈출하는 과정에 변화가 있었는가를 살펴보고자 한다.

<표 6>은 1998년 이전 졸업 표본을 대상으로 한 모형의 추정 결과를 보여주고 있다. 전체 표본의 경우와 마찬가지로 탈출확률이 미취업 초기 일정기간 동안 감소추세를 보이다가 그 이후 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보인다. 다음으로 성별, 학력별, 지역별, 아르바이트 경험 유무별 이질성을 통제하고, 각 개인의 취업 시점의 월평균 실업률을 통제하면 전체 표본의 경우와 몇 가지 다른 부호를 관찰할 수 있다. 대졸 이상의 경우 고졸 이하보다 미취업으로부터의 탈출확률이 통계적으로 유의하게 낮음을 알 수 있다. 전체 표본의 경우와 마찬가지로 취업 시점의 월평균 실업률이 높아질수록 미취업으로부터의 탈출확률이 낮아지는 것으로 나타나고 있다.

3) Han and Hausman(1990:3 각주 3)은 X가 각 층계에서 변화할 때 각 층계에서의 X나 모든 층계에서의 X의 평균을 사용할 수 있다고 하였다. Sueyoshi(1992:31)는 관측자료가 오랜 기간에 걸쳐 안정적이어야 시간에 따라 변화하는 설명변수를 사용할 수 있다고 하였다.

<표 6> 1998년 이전 졸업 표본의 위험모형 추정 결과

$$h(t) = \exp(\delta_k) \exp(X\beta)$$

1998년 이전 졸업		기준선위험	설명변수 추가	졸업 연도 구분 추가
δ_k	0	-1.448 (0.055)	0.267 (0.064)	0.197 (0.064)
	1	-1.483 (0.060)	0.284 (0.067)	0.214 (0.067)
	2	-2.457 (0.078)	-0.667 (0.080)	-0.735 (0.080)
	3	-2.073 (0.074)	-0.226 (0.077)	-0.293 (0.077)
	4	-3.157 (0.087)	-1.253 (0.088)	-1.318 (0.088)
	5	-3.365 (0.089)	-1.429 (0.089)	-1.493 (0.089)
	6	-3.514 (0.090)	-1.541 (0.090)	-1.604 (0.090)
	7	-3.551 (0.090)	-1.548 (0.091)	-1.610 (0.091)
	8	-3.108 (0.088)	-1.074 (0.088)	-1.135 (0.088)
	9	-3.926 (0.092)	-1.856 (0.092)	-1.917 (0.092)
	10	-3.700 (0.092)	-1.606 (0.092)	-1.666 (0.092)
	11	-4.285 (0.093)	-2.168 (0.094)	-2.226 (0.094)
	12	-3.754 (0.092)	-1.625 (0.092)	-1.684 (0.092)
β	남성		-0.519 (0.062)***	-0.503 (0.062)***
	전문대 졸		0.056 (0.070)	0.003 (0.070)
	대졸 이상		-0.147 (0.076)*	-0.220 (0.076)***
	서울이외 광역시		-0.088 (0.066)	-0.091 (0.066)
	도지역		0.004 (0.063)	0.008 (0.063)
	아르바이트(유)		0.577 (0.065)***	0.565 (0.066)***
	1994~97년 졸업 취직 시점의 월평균 실업률		-0.594 (0.024)***	0.192 (0.061)*** -0.592 (0.026)***

주: ()안은 표준오차.

기준선 위험은 모두 0.01 수준에서 유의.

***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10을 의미.

<표 7>은 1998년 이후 졸업자 표본을 대상으로 한 모형의 추정치를 보여준다. 이질성을 통제하지 않은 경우 기준선위험은 전체 표본과 유사한 모습을 보이고 있다.⁴⁾ 학력별로는 전문대졸, 대졸 이상, 고졸 이하의 순으로 탈출확률이 낮아지고 추정치가 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 즉, 경제위기의 충격이 상대적으로 저학력에서 심하였음을 알 수 있다. 지역별로는 서울 이외의 광역시의 탈출률이 유의수준 0.05에서 유의하게 서울보다 높았으며, 졸업 연도 더미를 보면 1998년 졸업자의 미취업탈출률이

4) 검정은 추후 연구에 맡긴다.

<표 7> 1998년 이후 졸업 표본의 위험모형 추정 결과

$$h(t) = \exp(\delta_k) \exp(X\beta)$$

1998년 이후 졸업		기준선위험	설명변수 추가	졸업 연도 더미 추가
δ_k	0	-1.391 (0.077)	-3.733 (0.093)	-5.801 (0.096)
	1	-1.732 (0.091)	-3.977 (0.100)	-5.876 (0.101)
	2	-2.436 (0.110)	-4.582 (0.113)	-6.378 (0.113)
	3	-2.309 (0.110)	-4.406 (0.113)	-6.171 (0.113)
	4	-2.858 (0.120)	-4.917 (0.121)	-6.674 (0.121)
	5	-3.799 (0.130)	-5.831 (0.130)	-7.590 (0.130)
	6	-3.613 (0.129)	-5.615 (0.129)	-7.375 (0.129)
	7	-2.574 (0.125)	-4.745 (0.126)	-6.138 (0.126)
	8	-2.811 (0.128)	-4.938 (0.128)	-6.310 (0.128)
	9	-3.036 (0.130)	-5.137 (0.130)	-6.503 (0.130)
	10	-2.828 (0.129)	-4.893 (0.129)	-6.232 (0.129)
	11	-3.341 (0.132)	-5.350 (0.132)	-6.629 (0.132)
	12	-2.881 (0.130)	-4.824 (0.130)	-6.019 (0.130)
β	남성		-0.192 (0.089)**	-0.160 (0.090)*
	전문대졸		0.265 (0.096)***	0.247 (0.096)***
	대졸 이상		0.243 (0.094)***	0.257 (0.094)***
	서울이외 광역시		0.185 (0.094)**	0.156 (0.094)**
	도지역		-0.006 (0.092)	0.057 (0.093)
	아르바이트(유)		0.346 (0.093)***	0.322 (0.094)***
	취직 시점의 월평균 실업률		0.373 (0.017)***	0.679 (0.019)***
	1998년 졸업더미			-0.769 (0.100)***
	2000년 졸업더미			1.217 (0.090)***

주: ()안은 표준오차.

기준선 위험은 모두 0.01 수준에서 유의.

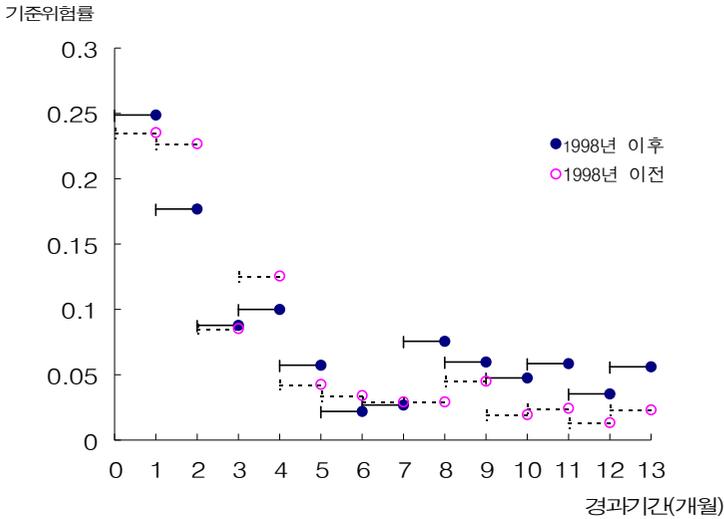
***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10을 의미.

가장 낮았으며, 2000년 졸업자는 상대적으로 높은 탈출률을 보이고 있다. 이는 경제위기와 경기회복을 반영하는 것으로 보인다. 그러나 전체 표본이나 1998년 이전 졸업자 표본과는 달리 취직 시점의 월평균 실업률이 높아질수록 미취업으로부터의 탈출확률이 높아지는 것으로 나타나 예상과는 정반대의 결과를 보여준다.⁵⁾

5) 취업의 질과 관련하여 첫 일자리의 정규직 여부를 고려할 수 있으나 자료의 한계가 존재한다. 첫 일자리 취업까지에 소요되는 기간과 첫 일자리에서의 임금을 동시에 고려하는 실증분석이 필요할 것으로 판단된다.

[그림 2]와 같이 표본을 1998년 졸업을 기준으로 나누어 비교하면 1998년 이후 졸업의 경우 4개월 동안 24.9%에서 5.7%로 하락한 후 4.8% 수준을 중심으로 변동한다. 1998년 이전 졸업의 경우에는 같은 4개월 동안 23.5%에서 4.3%로 하락한 이후 3.0% 수준을 중심으로 변동한다.

[그림 2] 1998년 졸업을 기준으로 나눈 청년층(첫 일자리 진입)표본의 기준선위험 추정 결과



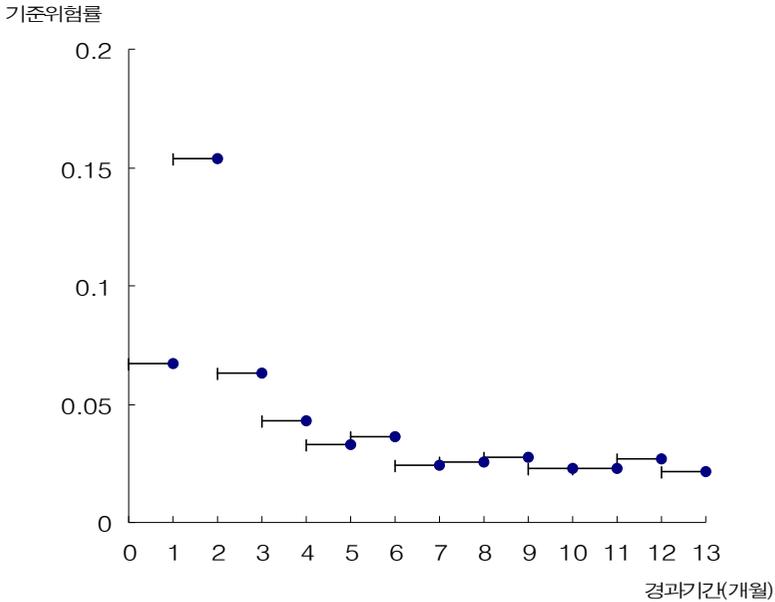
3. 전체(실직 경험자)표본

가. 전체(실직 경험자) 표본 추정 결과

전체(실직 경험자) 표본에는 청년층(첫 일자리 진입) 표본과는 달리 미취업자가 실업자와 비경제활동인구로 구분된다. 비경제활동인구는 취업의사가 없어 구직활동을 하지 않으므로 실업자와의 구분이 필요하다. 그러나 자료의 부족으로 실업자와 비경제활동인구의 구분은 불가능하였다. 따라서 청년층(첫 일자리 진입) 표본과 마찬가지로 방법으로 실직 경험이 있는 전체 연령층의 미취업탈출확률을 분석해 보고, 이직 시점을 경제위기 전후로 분리한 표본으로 추정치를 구하였다.

[그림 3]은 이질성을 통제하기 전 기준선위험의 추정치의 맥지수를 취한 미취업상태로부터의 탈출확률의 기준선위험확률을 도시하고 있다. 전체(실직 경험자) 표본의 미취

[그림 3] 전체(실직 경험자) 표본에 대한 기준선위험 추정 결과



업탈출확률은 5개월 동안 15.4%에서 3.6%로 하락한 이후 2.3% 수준을 중심으로 변동한다. 어떠한 이질성도 통제하지 않은 상태에서 총계합수형태를 갖는 탈출위험률을 보면, 탈출확률이 이직후 초기 1개월에 상대적으로 높은 15.4%를 보이다가 2~4개월에는 계속 감소하여 그 이후에는 일정 수준을 중심으로 낮은 확률에서 변동하는 양상을 보인다. 즉, 청년층(첫 일자리 진입)과 마찬가지로 초기에는 부의 경과기간 의존성(negative duration dependence)을 보이다가 이후에는 탈출확률이 감소하며 일정한 낮은 수준에 머문다.

다음으로 <표 8>은 전체(실직 경험자) 표본의 위험모형 추정 결과를 제시하고 있다. 남성 가변수의 추정치는 양(+)으로 나타나 청년층(첫 일자리 진입)과는 달리 남성이 탈출확률이 높음을 알 수 있다.⁶⁾ 학력별로는 고졸 이하를 기준으로 할 때 전문대졸의 탈출률이 가장 높았으며, 고졸 이하의 탈출률이 가장 낮았다. 이직 연령별로는 초기에는 이직 연령이 높아질수록 탈출확률이 높아지다가 노년기에는 다시 탈출률이 낮아지는 양상을 보인다. 노동시장의 수요를 반영하는 취직 시점의 월평균 실업률은 실업률이 높을수록 미취업에서의 탈출확률이 낮은 것으로 나타나고 있다.

6) 검정은 추후 연구에 맡긴다.

<표 8> 전체(실직 경험자) 표본의 위험모형 추정 결과

$$h(t) = \exp(\delta_k) \exp(X\beta)$$

	전체 표본	기준선위험	관찰된 이질성 고려	이직 연도 구분 추가
δ_k	0	-2.701 (0.036)	-6.798 (0.037)	-6.373 (0.037)
	1	-1.874 (0.030)	-5.920 (0.033)	-5.495 (0.034)
	2	-2.768 (0.038)	-6.760 (0.039)	-6.335 (0.039)
	3	-3.141 (0.040)	-7.110 (0.041)	-6.683 (0.041)
	4	-3.424 (0.042)	-7.374 (0.042)	-6.948 (0.042)
	5	-3.319 (0.041)	-7.252 (0.042)	-6.826 (0.042)
	6	-3.733 (0.043)	-7.652 (0.043)	-7.226 (0.043)
	7	-3.669 (0.043)	-7.578 (0.043)	-7.152 (0.043)
	8	-3.592 (0.043)	-7.493 (0.043)	-7.065 (0.043)
	9	-3.770 (0.043)	-7.661 (0.043)	-7.234 (0.043)
	10	-3.792 (0.043)	-7.677 (0.043)	-7.250 (0.043)
	11	-3.622 (0.043)	-7.499 (0.043)	-7.072 (0.043)
	12	-3.840 (0.043)	-7.710 (0.044)	-7.283 (0.044)
β	남성		0.985 (0.032)***	0.967 (0.032)***
	전문대졸		0.286 (0.039)***	0.285 (0.039)***
	대졸 이상		0.173 (0.036)***	0.189 (0.036)***
	서울이외 광역시		-0.059 (0.034)*	-0.050 (0.034)
	도지역		0.008 (0.032)	0.008 (0.033)
	취직 시점의 월평균		-0.063 (0.009)***	-0.089 (0.009)***
	실업률			
	이직 연령		0.215 (0.0004)***	0.208 (0.0004)***
	이직 연령제곱		-0.003 (0.0000)***	-0.003 (0.0000)***
1993년 이전 이직			-0.400 (0.036)***	
1994~97년 이직			-0.113 (0.031)***	

주 : ()안은 표준오차.

기준선 위험은 모두 0.01 수준에서 유의.

***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10을 의미.

나. 전체(실직 경험자) 분리표본 추정 결과 비교

여기서는 청년층(첫 일자리 진입) 표본과 마찬가지로 전체 표본을 경제위기 이전과 이후에 이직한 자들로 분리하여 동일한 모형을 추정함으로써 미취업에서 탈출하는 과정에 변화가 있었는가를 살펴보고자 한다. <표 9>는 1998년 이전 이직 표본을 대상으로 한 모형의 추정 결과를 보여주고 있다. 전체 표본과 마찬가지로 탈출확률이 미취업 초기 일정 기간 동안 감소추세를 보이다가 그 이후 일정 수준을 중심으로 다소 변동

<표 9> 1998년 이전 이직 표본의 위험모형 추정 결과

$$h(t) = \exp(\delta_k) \exp(X\beta)$$

1998년 이전 이직		기준선위험	관찰된 이질성 고려	졸업 연도 구분 추가
δ_k	0	-2.659 (0.041)	-5.701 (0.042)	-5.733 (0.042)
	1	-1.818 (0.034)	-4.755 (0.038)	-4.782 (0.038)
	2	-2.827 (0.044)	-5.649 (0.045)	-5.670 (0.045)
	3	-3.102 (0.046)	-5.865 (0.046)	-5.881 (0.046)
	4	-3.567 (0.048)	-6.291 (0.048)	-6.305 (0.048)
	5	-3.433 (0.048)	-6.119 (0.048)	-6.133 (0.048)
	6	-3.856 (0.049)	-6.509 (0.049)	-6.522 (0.049)
	7	-3.875 (0.049)	-6.506 (0.049)	-6.515 (0.049)
	8	-3.774 (0.049)	-6.386 (0.049)	-6.393 (0.049)
	9	-3.918 (0.050)	-6.512 (0.050)	-6.517 (0.050)
	10	-3.991 (0.050)	-6.574 (0.050)	-6.576 (0.050)
	11	-3.997 (0.050)	-6.566 (0.050)	-6.568 (0.050)
	12	-4.003 (0.050)	-6.558 (0.050)	-6.561 (0.050)
β	남성		1.036 (0.037)***	1.020 (0.037)***
	전문대졸		0.282 (0.045)***	0.272 (0.045)***
	대졸 이상		0.136 (0.041)***	0.142 (0.041)***
	서울이외 광역시		0.017 (0.039)	0.024 (0.039)
	도지역		0.139 (0.038)***	0.131 (0.038)***
	취직 시점의 월평균 실업률		-0.395 (0.014)***	-0.411 (0.015)***
	이직 연령		0.206 (0.0005)***	0.197 (0.0005)***
	이직 연령제곱		-0.003 (0.0000)***	-0.003 (0.0000)***
1994~97년 졸업			0.420 (0.038)***	

주: ()안은 표준오차.

기준선 위험은 모두 0.01 수준에서 유의.

***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10을 의미.

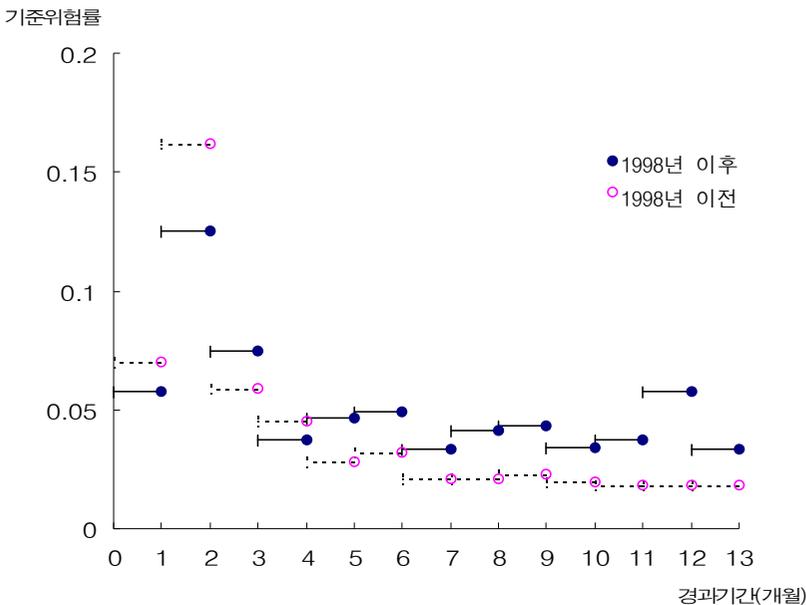
하는 양상을 보인다. 성별, 학력별, 지역별, 이직 연령별 이질성을 통제하고 각 개인의 취업 시점의 월평균 실업률을 통제하면 역시 남성의 미취업 탈출률이 여성보다 높았으며, 학력별 탈출확률이 가장 높고 고졸 이하가 가장 낮다. 또한 서울을 기준으로 한 지역별 가변수에서 도지역의 탈출확률이 서울보다 유의하게 높았다. 이직 연령별로는 초기에는 이직 연령이 높아질수록 탈출확률이 높아지다가 노년기에는 다시 탈출확률이 낮아지는 양상을 보인다. 전체 표본의 경우와 마찬가지로 취업 시점의 월평균 실업률

이 높아질수록 미취업 탈출확률은 낮아지는 것으로 나타나고 있다.

<표 10>은 1998년 이후 이직 표본을 대상으로 한 모형의 추정 결과를 보여준다. 이질성을 통제하지 않은 경우 기준선위험은 전체 표본과 유사한 모습을 보이고 있다.⁸⁾ 학력별로는 전문대졸의 탈출확률이 가장 낮았으나 통계적으로 유의하지 않으며, 대졸 이상의 탈출확률이 0.10에서 유의하게 가장 높았다. 즉, 경제위기 이전에는 미취업 탈출확률이 학력에 영향을 받았으나 이후에는 학력이 큰 영향을 주지 않는 것으로 볼 수 있다. 취업 시점의 월평균 실업률이 높아질수록 미취업탈출확률도 높아지는 것으로 나타나, 청년층(첫 일자리 진입)과 마찬가지로 예상과 다른 결과를 보여준다.

[그림 4]와 같이 표본을 1998년 이직을 기준으로 나누어 비교하면 1998년 이후 이직의 경우 5개월 동안 12.5%에서 4.9%로 하락한 후 4.2% 수준을 중심으로 변동한다. 1998년 이전 이직의 경우에는 같은 5개월 동안 16.2%에서 3.2%로 하락한 이후 2.1% 수준을 중심으로 변동한다. 두 표본을 비교하면 처음 1개월에는 1998년 이전 표본의 탈출확률이 상대적으로 높았으나, 미취업 기간이 2개월일 때 큰 폭으로 감소해 이후에는 1998년 이후의 이직자의 탈출확률이 이전에 비해 높은 것으로 나타난다.

[그림 4] 1998년 이직을 기준으로 나눈 전체(실직 경험자)표본의 기준선위험 추정 결과



8) 검정은 추후 연구에 맡긴다.

<표 10> 1998년 이후 이직 표본의 위험모형 추정결과

$$h(t) = \exp(\delta_k) \exp(X\beta)$$

1998년 이후 이직		기준선위험	관찰된 이질성 고려
δ_k	0	-2.853 (0.077)	-8.221 (0.079)
	1	-2.077 (0.066)	-7.417 (0.072)
	2	-2.598 (0.076)	-7.902 (0.078)
	3	-3.282 (0.085)	-8.555 (0.085)
	4	-3.062 (0.083)	-8.301 (0.084)
	5	-3.015 (0.083)	-8.209 (0.084)
	6	-3.407 (0.087)	-8.552 (0.087)
	7	-3.180 (0.085)	-8.247 (0.086)
	8	-3.138 (0.085)	-8.092 (0.086)
	9	-3.375 (0.087)	-8.213 (0.088)
	10	-3.295 (0.087)	-8.005 (0.088)
	11	-2.857 (0.084)	-7.384 (0.085)
	12	-3.392 (0.088)	-7.730 (0.089)
β	남성		0.097 (0.065)
	전문대졸		-0.125 (0.083)
	대졸 이상		0.140 (0.076)*
	서울이외 광역시		-0.059 (0.069)
	도지역		-0.199 (0.068)***
	취업 시점의 월평균		
	실업률		0.707 (0.019)***
	이직 연령		0.045 (0.005)***
이직 연령제곱		-0.0006 (0.0001)***	

주 : ()안은 표준오차.

기준선 위험은 모두 0.01 수준에서 유의.

***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10을 의미.

4. 청년층(첫 일자리 진입) 표본과 전체(실직 경험자) 표본과의 비교

여기에서는 앞에서 논의한 청년층(첫 일자리 진입) 표본과 전체(실직 경험자) 표본을 비교하여 청년층의 노동시장이 전체 노동시장과 구조적으로 다른 특성을 알아보고, 청년층의 높은 실업 문제의 해결방안을 찾아본다.

첫째, 전체(실직 경험자) 표본에서는 남성의 미취업탈출확률이 여성보다 높았으나, 청년층(첫 일자리 진입) 표본에서는 여성의 미취업탈출확률이 남성보다 높았다. 이것은 첫 일자리에 진입하는 젊은 여성이 남성보다 노동시장에서 수요가 높은 것으로 해석할

수도 있고, 여성의 의중임금(reservation wage)이 남성보다 낮기 때문으로 볼 수도 있다. 앞으로 의중임금과 미취업기간을 동시에 고려하여 보아야 할 것이다. 또한 전체 표본에는 다양한 연령층이 섞여 있으므로 기혼 여성과 같은 경우 상당수가 비경제활동 인구화하여 구직활동을 전혀 하지 않을 수 있다. 이러한 영향으로 전체 표본에서 여성의 실업탈출확률이 남성보다 낮을 수 있다.

둘째, 두 표본 모두 전문대졸의 미취업탈출확률이 가장 높았으며, 경제위기 이전의 전체(실직 경험자) 표본과 경제위기 이후의 청년층(첫 일자리 진입)에서 학력별 차이가 더욱 뚜렷하게 나타났다. 즉, 전문대졸, 대졸 이상, 고졸 이하의 순으로 탈출확률이 낮아진다. 전문대의 교육이 이론뿐 아니라 실무적인 부분을 결합하고 있어 졸업 후 바로 직장에서의 활용이 가능하기 때문인 것으로 보인다. 따라서 청년층(첫 일자리 진입)의 미취업기간을 줄이기 위해서는 교육 과정에서 이론과 활용의 조화가 무엇보다 필요한 요소로 지적된다.

셋째, 노동시장의 수요조건으로 설명될 수 있는 취직 시점의 월평균 실업률을 보면, 모두 통계적으로 유의하게 실업률이 높을수록 미취업 탈출확률이 낮은 것으로 나타난다. 그러나 분리표본에서는 경제위기 이후 표본은 모두 실업률이 반대로 나타나고 있다.

따라서 첫 일자리에 진입하는 청년층의 실업 문제는 저학력 남성에게 초점을 맞추어야 할 것이다. 또한 경제위기 이후 전문대졸의 미취업기간이 통계적으로 유의하게 다른 학력보다 짧은 것으로 보아, 학교교육이 노동시장과 연결될 수 있도록 이론을 실무에 활용시킬 수 있는 교육이 필요할 것이다. 그리고 졸업 전에 아르바이트 경험이 있는 자가 미취업탈출확률이 높은 것으로 나타나, 졸업 후에 인턴과 같은 과정에서 실무 교육을 받는 것보다는 졸업 전에 노동시장에 들어가 현장에서 실무를 경험하는 것이 졸업 후 취업에 도움을 주는 것으로 보인다.

V. 결 론

거의 완전고용상태를 유지하여 오던 한국의 노동시장은 1997년 말 시작된 경제위기 에 따른 기업부도와 대량해고로 인하여 높은 실업률을 경험하게 되었다. 청년층 노동시장은 경기변동에 더욱 민감하게 반응하였다.

본 연구는 청년층 부가조사 자료와 기존의 1~3차 본 조사 자료를 이용하여 청년층 이 최종학력을 이수하고 노동시장으로 진입하는 과정을 미취업기간의 경과에 따라 변

화하는 미취업상태에서의 탈출확률을 추정하는 한편, 미취업기간에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 또한 실직 경험이 있는 전체 연령층에 대해서도 같은 방법으로 연구하였다. 중요한 발견은 다음과 같다. 두 표본 모두 미취업기간이 장기화할수록 미취업상태에서 탈출할 확률이 낮아지는 부의 경과 의존성을 보인다. 청년층(첫 일자리 진입)의 경우 여성의 미취업으로부터의 탈출확률이 남성보다 높은 것으로 나타나며, 아르바이트 경험이 있는 자의 미취업탈출확률이 없는 자보다 통계적으로 유의하게 항상 높은 것으로 나타나고 있다. 학력별로 볼 때, 경제위기 이전(1998년 이전) 졸업자에게는 학력이 통계적으로 유의하지 않았으나, 경제위기 이후 졸업자는 전문대졸, 대졸 이상, 고졸 이하의 순으로 미취업기간이 길어져, 경제위기가 저학력의 첫 일자리 취득에 부정적인 효과를 미쳤음을 알 수 있다.

전체(실직 경험자) 표본의 경우 남성의 미취업으로부터의 탈출률이 여성보다 높은 것으로 나타나며, 학력별로 볼 때 경제위기 이전(1998년 이전) 이직자의 경우 전문대졸, 대졸 이상, 고졸 이하의 순으로 미취업기간이 길어지는 것으로 나타나, 경제위기 이후의 이직자는 대졸 이상, 고졸 이하, 전문대졸의 순으로 미취업기간이 길어지나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 전체(실직 경험자) 표본의 경우 경제위기의 영향은 학력에 관계없이 영향을 미쳤던 것으로 보인다.

위와 같은 결과로부터 보면, 첫 일자리에 진입하는 청년층은 실직 경험이 있는 전체 표본과는 달리 남성이 여성보다 미취업기간이 긴 것으로 나타나며, 학력별로는 경제위기 이후 저학력에 타격이 컸던 것으로 보인다. 따라서 청년층 실업대책을 고려할 때 저학력 남성에게 초점을 맞추어야 할 것이다. 또한 경제위기 이후 전문대졸의 미취업기간이 통계적으로 유의하게 다른 학력보다 짧은 것으로 보아, 학교교육이 노동시장과 연결될 수 있도록 이론을 실무에 활용시킬 수 있는 교육이 필요할 것이다. 무엇보다 중요한 발견은 아르바이트 경험이 미취업 탈출확률에 양의 영향을 미치고 있다는 것이다. 즉, 학교 졸업 후 노동시장에 들어가는 인턴제와 같은 방법보다는 졸업 전에 현장에서 실무를 경험하는 것이 취업에 도움을 준다는 것이다.

경제위기 이전 졸업자를 표본으로 한 추정 결과는 두 표본 모두 미취업기간 중 평균실업률이 높을수록 즉, 상대적으로 노동수요가 하락할수록 일자리를 취득하는 데 많은 기간이 소요된다는 것을 보여주고 있다. 그러나 경제위기 이후 졸업자를 표본으로 한 추정에서는, 이론상 예상되는 결론과는 달리 실업률이 높아질수록 일자리 취득에 소요되는 기간이 짧은 것으로 나타나고 있다. 이는 연구대상 기간을 12개월로 한정하고 그보다 긴 미취업기간은 12개월에서 우측절단한 데서 오는 결과일 수도 있으며, 상대적으로 짧은 패널자료에서 나타나는 결과일 수도 있다. 이러한 자료상의 문제를 제

외하고 생각한다면, 좋은 일자리(good jobs, decent jobs)만을 고집하던 과거와는 달리, 일자리 취득에 애로가 많은 경제위기 속에서 일단 좋은 일자리 또는 나쁜 일자리(bad jobs) 가리지 않고 일자리제외(job offers)를 받아들여 실업률이 미취업으로부터의 탈출 확률에 반대로 작용할 수도 있을 것이다. 따라서 앞으로 직업만족도(matching의 문제)를 고려한 연구가 필요할 것으로 보인다. 이 경우 일자리가 좋은 일자리(예를 들면 정규직 또는 상용직)인가 나쁜 일자리(비정규직 또는 임시·일용직)인가를 구분하여 다출구위험모형(competing risks model)을 적용하는 것도 하나의 방법일 것이다. 또 다른 연구방법 중 하나는 미취업기간과 수락임금(accepted wage)을 구조적으로 동시에 고찰하는 방법으로 이 경우 미취업기간이 경과함에 따라 의증임금(reservation wage)이 변화하는 양상을 살펴볼 수 있을 것이다. 이때 일자리 탐색에 대한 지원이 유보임금과 미취업기간에 미치는 영향을 살펴볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 실증모형을 추정하는 데 상당히 제한된 정보만이 사용되었다. 이는 비록 부가조사 자료가 있다고는 하나 여전히 본격적인 청년패널이 아니기 때문에 부가조사 자료가 제공하는 정보에 한계가 존재하며 자료의 회고성(retrospective)에 따른 유실도 상당한 데서 기인한다. 또한 전체(실직 경험자) 표본의 경우 미취업자를 실업자와 비경제활동인구로 구분하여 연구하는 것이 필요하나 자료의 미비로 불가능하였다. 청년층의 학교교육-노동시장 이행 과정에 영향을 미치는 요소가 복잡다기함을 고려할 때 본 연구가 한계를 가지는 것은 분명하나 청년층 노동시장을 연구하는 하나의 시발점으로 삼고 미약한 연구 인프라를 구축하는 데 참조가 되는 역할을 할 수 있을 것으로 보인다.

참고문헌

- 조우현. 「청년층 노동자의 고용문제와 실업확률의 결정요인 분석」, 『노동경제논집』 18권 1호(1995): 107-128.
- Becker, B. E., and S. M. Hills. “The Long-Run Effects of Job Changes and Unemployment Among Male Teenages.” *Journal of Human Resources* 17 (2) (1983): 197-212.
- Bratberg, E. and Ø. A. Nilsen. “Transition from School to Work: Search Time and Job Duration.” Discussion Paper No. 27, University of Bergen, 1998.

- Clark, K. B., and L. H. Summers. "The Dynamics of Youth Unemployment." in Freeman, R. B. and D. A. Wise (eds.). *The Youth Labor Market Problem*. Chicago: University of Chicago Press, 1982.
- Corcoran, M. "The Employment and Wage Consequences of Teenage Women's Nonemployment." in Freeman, R. B. and D. A. Wise (eds.). *The Youth Labor Market Problem*. Chicago: University of Chicago Press, 1982.
- Eckstein, Z., and K. I. Wolpin. "Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals." *Econometrica* 58 (4) (Jul 1990): 783-808.
- _____. "Duration to First Job and the Return to Schooling: Estimates from a Search-Matching Model." *Review of Economic Studies* 62 (1995): 263-286.
- Ellwood, D. "Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes." in Freeman, R. B. and D. A. Wise (eds.). *The Youth Labor Market Problem*. Chicago: University of Chicago Press, 1982.
- Freeman, R. B., and D. A. Wise. "The Youth Labor Market Problem: Its Natures, Causes, and Consequences." in Freeman, R. B. and D. A. Wise (eds.). *The Youth Labor Market Problem*. Chicago: University of Chicago Press, 1982.
- Gonul, F. "New Evidence on Whether Unemployment and Out of the Labor Force are Distinct States." *Journal of Human Resources* 27 (2) (Spring 1992): 329-333.
- Gustman, A. L., and T. L. Steinmeier. "A Model for Analyzing Youth Labor Market Policies." *Journal of Labor Economics* 5 (3) (1988): 376-396.
- Han, A. and J. A. Hausman. "Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models." *Journal of Applied Econometrics* 5 (1) (1990): 1-28.
- Lynch, L. M. "State Dependency in Youth Unemployment. A Lost Generation?." *Journal of Econometrics* 28 (1985): 71-84.
- Lynch, L. M. "The Youth Labor Market in the Eighties: Determinants of Re-Employment Probabilities for Young Men and Women." *The Review of Economics and Statistics* 1 (1) (1989): 37-45.
- Neumark, D. "Youth Labor Markets in the U.S.: Shopping Around vs. Staying Put." NBER Working Paper No. 6581, 1998.

OECD. *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1983.

OECD. *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1996.

Sueyoshi, G. T. "Semiparametric Proportional Hazards Estimation of Competing Risks Models with Time-varying Covariates." *Journal of Econometrics* 51 (1992): 25-58.

Van den Berg, G. J., A. G. C. van Lomwel and J. C. Van Ours. "Unemployment Dynamics and Age." Discussion Paper No. 9897, Tinbergen Institute, 1998.

Van den Berg, G. J., and J. C. Van Ours. "Duration Dependence and Heterogeneity in French Youth Unemployment Durations." *Journal of Population Economics* 12 (1999): 273-285.