청년층의 첫 일자리 진입 : 경제위기 전후의 비교

안주엽*, 홍서연**

경제위기 직후 전반적인 실업률이 급상승하는 가운데 경기변동에 민감한 청년층의 실업률은 연령대별로 차이는 있으나 한때 15~20%까지 상승하였다. 또한 급속한 경기회복에도 불구하고 신규학졸자의 첫 일자리 취업에서는 상당한 애로가 존재하였으며, 경제위기 이후 청년층의 유휴화율은 심각함을 더해가고 있다. 청년층의 유휴화가 심해지고 이의 부정적 효과가 단기 뿐 아니라 중장기에서도 상당하다는 인식에도 불구하고 청년층의 학교교육-노동시장 이행과정에 관한 연구는 일천하며 이의 가장 큰 원인은 연구를 위한 자료가 없다는 데 있다. 본 연구는 한국노동패널 3차년도(2000년)에 실시한 청년층 부가조사자료를 근간으로 15 29세 청년층이 최종학교를 마치고 첫 일자리를 취득하는 데 소요되는 미취업경과기간을 분석한다. 미취업기간이 길어질수록 탈출확률이 낮아지는 부의 경과기간 의존성을 보이고 있으며, 예상과는 달리 여성이 남성보다 미취업에서 탈출할 확률이 높은 것으로 나타나는 반면 학력수준이 미치는 효과는 경제위기 이전에는 유의하지 않은 반면 경제위기 이후에는 뚜렷한 것으로 나타나 경제위기가 저학력에 더 심각한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 경제위기 이전 졸업자를 대상으로 한 표본을 분석한 결과는 실업률이 상승할수록 미취업상태에서 탈출할 확률이 낮아지는 것으로 나타났으나 경제위기 이후 졸업자를 대상으로 한 표본을 분석한 결과는 정반대로 나타나고 있다. 이에 대한 보다 심도깊은 연구가 지속되어야 할 것으로 보인다.

Ⅰ. 서론

경제위기 직전 한국의 노동시장은 완전고용에 가까운 낮은 실업률로 특성지워진다. 1996년에 실업률은 2.0%에 불과하였으며, 실업자도 426천 명에 불과하였다. 좀더 장기적으로 보더라도, 경기변동에 영향을 받은 것은 사실이지만, 실업률은 전반적으로 낮은 수준을 유지하여 왔다. 두 차례의 오일쇼크가 지나간 1980년에 5.2%(748천 명)의 비교적 높은 실업률을 기록한 이후 1987년까지는 3~4%의 상대적으로 높은 실업률을 유지하였다. 1990년대 초 짧은 경기하강 국면에 속했던 1993년에 실업률이 2.8%로 상승한 것을 제외하면, 1988년 이후 실업률은 거의 완전고용에 가까운 2%대에 머물러왔다. 그러나, 1997년 말 경제위기가 시작되자마자 실업률이 급상승하였다. 1998년과 1999년에 각각 6.8%, 6.3%의 높은 실업률을 기록하였으며 그 이후 지속적으로 낮아지고 있다. 경제위기의 경험은 실업의 심각성을 교훈으로 남기고 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%, 25~29

* 한국노동연구원 동향실장
** 이화여자대학교 경제학과 대학원 석사과정

세의 경우 3~5%의 상대적으로 높은 실업률을 보여준다. 청년층의 노동시장이 낮은 경제활동참가율, 높은 실업률, 그리고 잦은 직장이동으로 특징지어진다는 선진제국의 경우와 유사한 양상을 보여 주고 있는 것이다.

국제적인 비교를 통해서 나타나는 청년층 노동시장의 또 하나의 특성은 청년층의 고용구조가 경기변동이나 시장변화에 민감하게 반응 또는 과잉반응(overshooting)하는 경향이 있다는 점이다. 이러한 현상은 경제위기 직후에 나타난 청년층 실업률의 추이에서 확인할 수 있다. 1998년에 15~19세 연령층에 속하는 청년층의 실업률은 전년보다 11.0%포인트나 상승한 20.9%(86천 명), 20~24세 청년층의 경우도 전년도의 두 배를 넘어서는 14.8%(258천 명), 25~29세 청년층의 경우도 9.3%(268천 명)를 기록하였다. 경기가 급속도로 회복되기 시작한 1999년에도 이렇듯 높은 실업률이 유지되었으며 2000년에 실업률은 안정되었으나 여전히 374천 명에 이르는 청년층 실업자가 존재하고 있으며 2001년에도 청년층 실업자의 수는 거의 줄지 않고 있는 실정이다. 이러한 현상은 경제위기에 따른 노동수요의 급락이 신규학졸자를 대상으로 한 신규채용의 동결로 연결된 반면 경기회복으로 인한 노동수요의 회복은 신규학졸자보다는 경력자를 중심으로 발생하고 있는 현실을 반영하고 있다. 즉, 청년층의 노동공급과 노동시장에서의 청년층에 대한 노동수요 사이에 심각한 괴리현상이 발생하고 있으며, 경기회복 등 수요견인방식 만으로는 이러한 현상을 전면적으로 해소할 수 없음을 시사하는 것이다. 청년층의 실업이나 고용의 문제를 수요부족에 따른 일시적인 것이 아니라 구조적인 것으로 보는 것이 타당하며 문제의 해결에서도 단기적인 대책이 아니라 학교교육-노동시장 이행과정을 망라하는 중장기적인 대책이 수립되어야 한다.

청년층의 노동시장 진입과정을 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. 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 항시 일자리를 구하는 일자리탐색과정(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 이행과정을 논의할 때 실업 또는 실업기간보다는 유휴화 또는 미취업기간을 논의하는 것이 더욱 적절할 것이다. 경제위기 이전 학교교육을 받고 있지 않는 청년층 인구 중 취업하지 않은 미취업 청년의 수로 표현되는 유휴화율은 15% 수준에 불과하였다. 경제위기와 함께 실업률이 상승한 것은 이미 언급하였으며 더욱 주목해야 할 점은 유휴화율이 30%대로 높아졌으며 경제위기 이후 경기가 상당히 회복되었음에도 불구하고 유휴화율은 그리 떨어지지 않고 20%대에 머물고 있다는 것이다.

청년의 실업 또는 미취업으로 표현되는 유휴화가 갖는 효과는 미취업 기간 중 인적자본의 감가

상각 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 정부재정부담의 증가, 중장기적 관점에서 한 경제 내의 생산가능곡선의 위축으로 요약될 수 있다. 청년층의 유휴화 또는 미취업기간을 최소화시키고 학교교육-노동시장 이행과정을 원활하게 하기 위한 중장기적인 정책이 필요하다. 이러한 목적을 위한 정책을 수립하기 위해서는 청년층의 노동시장 진입에 저해가 되는 요소를 파악하는 것이 필수적이라 할 수 있다.

청년층의 노동시장 진입과정을 분석하는 중요성은 평생근로의 초기 단계에 교육종료, 일자리와의 부조화에 따른 잦은 이직, 집중된 일자리관련 훈련, 혼인 및 자녀의 산출 등 주요한 변화를 경험하고 이 변화들이 중장년기에서의 노동시장 참가양태 및 평생소득을 결정하는 요인으로 작용한다는 점이다. 본 연구는 정규 학교교육을 마치고 노동시장에 진입하는 청년층에 초점을 맞추어 학교교육-노동시장 이행과정에 소요되는 미취업기간(nonemployment duration)을 분석한다. 분석에서는 학교교육 종료 이후 첫일자리 취업까지의 기간에 영향을 미치는 요소들이 포함된다. 미취업기간의 경과에 따르는 실업상태에서의 탈출확률의 변화를 살펴보고, 청년의 미취업기간에 영향을 미치는 요인들을 분석한다. 노동시장의 공급과 수요에 영향을 미치는 인적자본요소, 공급에 영향을 미치는 인구통계학적 요소, 그리고 수요에 영향을 미치는 (전체)실업률 등이 포함된다.

본 논문의 나머지는 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 본 연구에서 사용되는 한국노동패널(KLIPS)과 3차년도 부가조사(2000년)을 소개한 후 표본의 선정과정 및 펴본의 기초분석, 그리고 분석대상인 미취업기간(nonemployment duration)의 정의와 미취업기간의 분포를 살펴본다. 제III장에서는 분석에 사용될 실증모형을 소개한 후 실증모형의 추정결과를 소개한다. 또한 경제위기 이전 학졸자와 이후 학졸자로 표본을 분리한 후(sample separation) 동일한 모형을 추정한 결과를 제시한다. 이를 통하여 경제위기를 전후하여 청년층의 노동시장 진입과정에 나타난 변화를 설명하고자 한다. 마지막 장에서는 연구결과를 요약한 후, 자료의 한계 및 연구개선방향에 대해 논의한다.

II. 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.[1] 그 결과 『한국노동패널』 자료는 제주도를 제외한 전국에서 추출한 5,000개 원가구표본과 이에 속하는 15세 이상 생산가능인구 13,738명의 원개인표본을 포함한다.

---

1) 방하남 외(1999), pp.5 7 참조

가구표본에 대한 설문은 가구원의 성별, 가구주와의 관계, 생년월일, 학력, 경제활동상태 등의 개별가구원에 대한 정보와 자녀보육, 주생활, 사회보험수급, 세분화된 소득, 저축 및 부채, 생활비 등의 가계재정과 경제위기가 가계재정에 미친 효과 등을 포함하고 있다.

개인표본에 대한 설문은 임금근로자와 비임금근로자에 대하여 근무시작 시점, 업종 및 직종, 기업의 종류, 사업체규모, 고용형태, 근로시간, 임금 등 현재 일자리의 특성과 취업하기 전 구직활동에 관한 정보를, 미취업자에 대해서는 유보임금을 포함한 구직활동 전반에 관한 정보를 제공하고 있다. 또한 모든 개인표본에 대하여 직전 일자리의 특성을 포함한 15세 이후의 취업력을 포함하여 직업훈련 및 정규교육, 군복무, 부모의 교육수준 및 경제활동상태, 혼인력과 출산력에 관한 정보를 제공한다.

본 연구에서는 3차조사(2000년) 자료 중 청년부가조사 자료를 바탕으로 1차조사부터 3차조사에 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 수료시기)과 재학 중 사건과 최종학력 이수 후 노동시장 진입과정에 대한 설문을 실시하였다. 재학 중 중요한 사건으로 휴학, 취업을 위한 훈련이나 교육, 실습, 취업 또는 일을 한 경험을 포착하고 있다. 노동시장 진입과정에서는 최종학력 이수 후 미취업기간과 방법 및 강도, 취업제의를 받은 여부, 첫 일자리에 취득한 시점 및 일자리 특성을 조사하고 있다. 일자리 특성으로는 첫일자리 취업시기, 취업경로, 업종 및 직종, 첫 일자리에서의 임금 및 근로시간과 사회보험 및 부가급부 수혜여부, 교육수준•기술기능•전공과의 불일치성 여부, 첫 일자리의 종료여부 및 종료원인 등에 관한 정보를 포함하고 있다.

2. 표본

청년층 부가조사에 응답한 표본은 3,302명인 것으로 나타난다. 부가조사표본 중 표본선정과정(sample selection process)을 거쳐 본 연구에서 사용하게 되는 표본은 1,615명으로 구성된다. 표본선정과정은 첫째, 본 연구가 (현 시점에서 분석자가 변별할 수 있는) 최종학력을 마친 자의 노동시장 진입과정을 고찰하는 것이므로, 재학생 여부를 묻는 질문에서 중간에 그만 두었거나 졸업했다고 대답한 사람들을 대상으로 하였다. 이 과정에서 현재 재학 중이거나 휴학 중인 자(1,563명)을 제외하면, 1,739명이 표본대상이 된다. 둘째, 분석에 필요한 문항에 대하여 불충분한 정보를 제공하는 표본을 제외하는 과정이다. 졸업과 취업이 불분명한 40명의 청년표본과 졸업년월이나 취업년월이 불분명한 표본을 삭제하면 1,627명이 남는다. 그리고 취업당시 종사상지위, 취업당시 근무형태, 취업당시 월평균 소득, 취업할 당시 주당 평균 근무시간이 불분명한 표본을 삭제하여 최종적으로 1,615명이 분석대상으로 남게 된다.

본 연구에 포함된 표본의 구조가 <표 1>에 인구통계학적 특성별로 제시되고 있다. 표본의 구조를 보면 1,615명의 청년표본 중 남성표본은 665명(41.2%)이고, 여성표본은 950명(58.8%)인 것으로 나타났다. 학력별로는 고졸이하가 1,009명(62.5%)이며, 전문대졸이 315명(19.5%), 대졸이상이 291명

(18.0%)으로 고등교육수혜자는 약 37%에 이르는 것으로 나타나고 있다. 졸업년도별로 표본의 구성을 보면, 1993년 이전에 졸업한 표본은 548명(33.9%)이며, 1994년과 경제위기 직전 기간에 졸업한 표본은 536명(33.2%), 경제위기 이후에 졸업한 표본은 531명(32.9%)인 것으로 나타난다.

전체 표본 1,915명 중 1,299명은 첫 일자리 경험이 있으나 316명은 조사당시까지 첫 일자리를 취득한 경험이 없는 우측절단된(censored) 표본이다. 첫 일자리 경험이 있는 자 중 약 1/4에 해당하는 345명은 졸업시점 이전에 첫 일자리에 취업한 것으로 나타난다. 첫 일자리를 그만 둔 표본에 대한 정보는 청년용 자료에 있으나, 첫 일자리를 현재까지 지속중인 사람들에 관한 정보는 청년용 데이터에 없어 각년도 본조사에 나타난 개인자료를 추적하여 최종자료를 만들었다.

<표 1> 표본의 구성

		표본 전체	첫일자리 취득	일자리 경험	
				졸업전 취득	없는 자
	전체	1,615 (100.0)	1299	345 (26.6)	316
성별	남성	665 (41.2)	519	122 (23.5)	146
	여성	950 (58.8)	780	223 (28.6)	170
학력별	고졸	1,009 (62.5)	788	215 (27.3)	221
	전문대졸	315 (19.5)	269	72 (26.8)	46
	대졸이상	291 (18.0)	242	58 (24.0)	49
졸업년도별	1993년 이전	548 (33.9)	471	117 (24.8)	77
	1994~1997	536 (33.2)	473	110 (23.3)	63
	1998년 이후	531 (32.9)	355	118 (33.2)	176

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

3. 미취업기간의 분포

본 연구에서 중심이 되는 변수는 미취업기간(nonemployment duration)이다. 미취업기간은 최종 학력을 이수(졸업 또는 중퇴)한 시점에서 첫 일자리를 취득하게 되는 시점 사이에 경과된 기간(월 단위)으로 정의된다.

성별, 학력별, 졸업년도별 미취업기간의 분포가 <표 2>에 나타나 있다. 표에서 보면, 청년층의 노동시장 진입과정에 관한 몇 가지 흥미로운 특징을 관찰할 수 있다. 첫째, 전체 청년 중 약 21퍼센트에 해당하는 청년이 최종 학교교육 종료 이전에 이미 일자리를 마련하여 학교교육-노동시장 이행과정에서 미취업상태를 전혀 경험하지 않았다는 사실이다. 교육종료이전 일자리확보 비율은 여성(24퍼센트)이 남성(18퍼센트)보다 다소 높은 것으로 나타난다.

둘째, 여성의 67퍼센트가 졸업 후 6개월 이내에 취업하는 반면, 남성의 경우는 50퍼센트 만이 6개월 이내에 첫 일자리를 가지는 한편 미취업기간이 2년을 초과하는 비중도 33퍼센트나 되고 있다. 통념과는 달리 첫 일자리의 취득에서 남성의 미취업기간이 여성보다 긴 원인에 대한 분석이 필요할것이다.

셋째, 학력별로 볼 때, 교육종료이전에 일자리를 확보하는 비율은 전문대졸이 23퍼센트로 가장

높았으며, 다음으로 고졸이하가 21퍼센트이며 대졸이상은 20퍼센트를 보이고 있다. 전문대의 교육이 이론뿐 아니라 실무적인 부분을 결합하고 있어 졸업 후 바로 직장에서의 활용이 가능하기 때문인 것으로 보인다.

넷째, 경제위기의 효과가 노동시장에 미치기 시작한 1998년 이후 졸업자들의 교육종료이전 일자리확보 확률이 상당히 낮아졌을 것으로 예상했으나 분류된 다른 연도와 별다른 차이가 없는 약 22퍼센트를 보이고 있다. 이는 경제위기 이후 정부의 고용정책의 효과로 기업에서 인턴과 같은 비정규직 직원을 많이 채용했기 때문인 것으로 보인다. 또한 25개월이상의 장기 미취업기간을 갖는 비율이 1998년 이후에는 현저히 낮아졌다. 즉, 1993년 이전 졸업자의 경우 34퍼센트였으며, 1994 1997년 졸업자의 경우는 28퍼센트였으나, 1998년 이후 졸업자의 경우 5퍼센트로 대폭 감소하였다. 이는 조사시점이 2000년이었으므로 1998년 이후 졸업의 경우 표본을 관찰할 충분한 시간이 없었기 때문인 것으로 보이며, 앞으로 조사가 진행될수록 2년 이상의 미취업기간을 갖는 사람이 늘어날 것으로 보인다.

<표 2> 인구특성별 미취업기간의 분포

(단위: 명, %)

	0개월	1 3 개월	4 6 개월	7 12 개월	13 24 개월	25개월 이상	전체	평균
전체	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	122 (18.3)	139 (20.9)	69 (10.4)	48 (7.2)	66 (9.9)	221 (33.2)	665 [146]	21.6
여	223 (23.5)	292 (30.7)	125 (13.2)	71 (7.5)	93 (9.8)	146 (15.4)	950 [170]	11.3
<학력별>								
고졸이하	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
대졸이상	58 (19.9)	89 (30.6)	44 (15.1)	30 (10.3)	29 (10.0)	41 (14.1)	291 [49]	8.4
<졸업년도별>								
1981 1993	117 (21.4)	146 (26.6)	24 (4.4)	38 (6.9)	34 (6.2)	189 (34.5)	548 [77]	25.9
1994 1997	110 (20.5)	159 (29.7)	33 (6.2)	35 (6.5)	48 (9.0)	151 (28.2)	536 [63]	14.8
1998 2000	118 (22.2)	126 (23.7)	137 (25.8)	46 (8.7)	77 (14.5)	27 (5.1)	531 [176]	5.6

주: ( )안은 미취업기간별 비중

[ ]안의 숫자는 첫일자리 취업경험이 없는 우측절단된 표본의 수

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

<표 3> 교육수준별 • 졸업년도별 미취업기간의 분포 - 성별

(단위: 명, %)

		- 119 0 개월	1 3 개월	4 6 개월	7 12 개월	13 24 개월	25개월 이상	전체	평균
전체		345 (21.4)	431 (26.7)	194 (12.0)	119 (7.4)	159 (9.8)	367 (22.7)	1,615 [316]	15.5
남	고졸이하	79 (18.4)	76 (17.7)	42 (9.8)	21 (4.9)	39 (9.1)	173 (40.2)	430 [116]	26.1
	전문대졸	28 (23.0)	32 (26.2)	9 (7.4)	14 (11.5)	11 (9.0)	28 (23.0)	122 [10]	15.5
	대졸이상	15 (13.3)	31 (27.4)	18 (15.9)	13 (11.5)	16 (14.2)	20 (17.7)	113 [20]	11.2
여	고졸이하	136 (23.5)	176 (30.4)	68 (11.7)	37 (6.4)	62 (10.7)	100 (17.3)	579 [105]	12.8
	전문대졸	44 (22.8)	58 (30.1)	31 (16.1)	17 (8.8)	18 (9.3)	25 (13.0)	193 [36]	11
	대졸이상	43 (24.2)	58 (32.6)	26 (14.6)	17 (9.6)	13 (7.3)	21 (11.8)	178 [29]	6.6
남	1981 1993	40 (16.4)	44 (18.0)	10 (4.1)	15 (6.1)	11 (4.5)	124 (50.8)	244 [44]	36.2
	1994 1997	39 (18.0)	51 (23.5)	6 (2.8)	18 (8.3)	19 (8.8)	84 (38.7)	217 [28]	20
	1998 2000	43 (21.1)	44 (21.6)	53 (26.0)	15 (7.4)	36 (17.6)	13 (6.4)	204 [74]	6
여	1981 1993	77 (25.3)	102 (33.6)	14 (4.6)	23 (7.6)	23 (7.6)	65 (21.4)	304 [33]	17.7
	1994 1997	71 (22.3)	108 (33.9)	27 (8.5)	17 (5.3)	29 (9.1)	67 (21.0)	319 [35]	11.2
	1998 2000	75 (22.9)	82 (25.1)	84 (25.7)	31 (9.5)	41 (12.5)	14 (4.3)	327 [102]	5.3

주: ( )안은 미취업기간별 비중

[ ]안의 숫자는 첫일자리 취업경험이 없는 우측절단된 표본의 수

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

<표 3>은 학력수준과 졸업년도별 미취업기간의 분포를 성별로 세분화하여 보여주고 있다. 미취업기간을 성별로 분류하여 교육수준별로 보면, 남성 고졸이하의 경우 40퍼센트가 2년이상의 미취업기간을 가지는 반면 여성의 경우는 17퍼센트에 불과하다. 대졸이상의 경우에도 남성의 경우는 13퍼센트 정도가 교육종료이전에 일자리를 확보하는 반면, 여성의 경우는 24퍼센트를 차지하고 있다.

졸업년도별로 분류해 보면, 역시 세가지 분류 모두에서 여성의 미취업기간이 남성보다 짧은 것을 볼 수 있다. 또한 2년 이상의 미취업기간을 가지는 표본도 남성의 비율이 훨씬 높으며 1981 1993년 졸업자의 경우 2년 이상의 미취업기간을 가지는 남성은 51퍼센트나 된다. <표 2>에서와 같이 졸업년도가 최근으로 올수록 2년 이상의 미취업기간을 갖는 장기 실업자가 남녀 모두 대폭 감소하고 있다.

III. 실증분석

1. 실증분석모형

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

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

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

$$d = 1 \text{ (탈출)}$$
$$0 \text{ (그렇지 않은 경우)}$$

로 정의될 수 있다.

Kalbfleisch와 Prentice (1980)에 따르면 일정 시간 t직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 탈출할 조건부확률인 위험함수(hazard function)는

$$h(t) = \lim_{\triangle t \to 0} \mathrm{Prob}[t \leq T < t + \triangle t \mid T \geq t] / \triangle t$$

로 정의된다. Prob[A]는 사상(event) A가 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 t에서의 탈출확률함수 (failure time subdensity function)는

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

로 정의된다.

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

$$h(t) = h_o(t)\ \exp(X\beta)\ \upsilon$$

의 형태를 취하는 것으로 상정한다. 첫째 항, 탈출경로별 기준선위험 $h_o(t)$는 0 또는 양의 값을 가지는 함수로 경과기간의존성(duration dependence)을 나타낸다. 둘째 항 $\exp(X\beta)$는 관찰된 이질성을 나타내는 것으로 X는 개인간의 관찰된 이질성을 통제하기 위한 설명변수의 벡터이며 β_j는 그에 상응하는 추정되어질 파라메터벡터이다. 셋째 항 υ는 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.

기준 위험선은 집단경과기간자료(grouped duration data method)의 방식을 따라

$$h_o(t) = \exp(\delta_k) \qquad k-1 < t/w \leq k,\ k=1, 2, ..., K$$

$$h_o(0) = \exp(\delta_o) \qquad k = 0$$

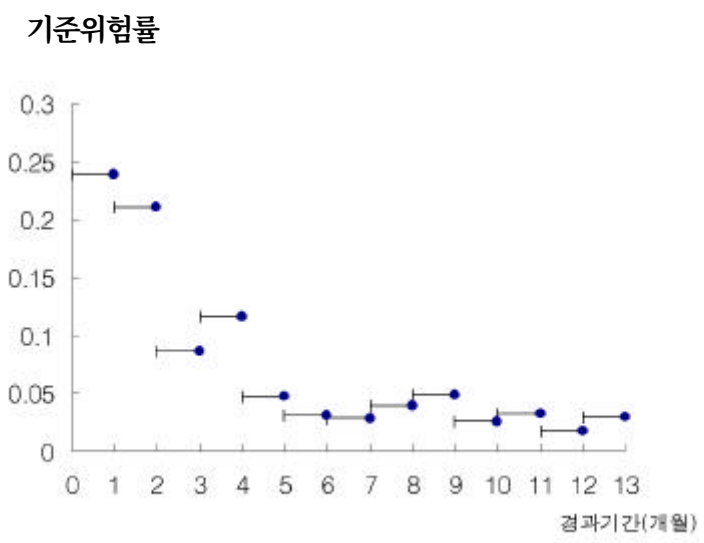
로 표현할 수 있다. 이 표현에 따르면 기준선위험은 층계함수(step function)의 형태를 취하며, w는 각 층계의 크기(step length)를 K는 층계의 수(the number of steps)를 나타낸다. 이 연구에 사용되는 자료 중 약 21퍼센트가 최종학교 종료이전에 첫 일자리를 취득하였으며 이들에 대한 직장취득을 위한 탐색기간과 탐색노력의 강도에 관한 정보가 부재하므로 경과기간은 零이 된다. 이 경우 T=0에서 하나의 집중점(mass point)으로 나타나게 되며 이를 고려하기 위해 $h_o(0)$의 정의가 필요하게 된다. 실증연구에서 w=1달에 해당하며 K=12이어서 최종학교 종료 이후 12개월 동안의 미취업경과기간을 분석하게 된다.

2. 전체표본의 추정결과

미취업 상태에서 구직활동을 하는 가운데 제의된 일자리를 받아들일지 거절할 것인지는 개인의 유보임금(reservation wage)과 미취업기간의 영향을 받는다. 미취업기간이 길어지면 실업탈출확률이 낮아져 유보임금이 감소한다. 실업탈출확률을 추정하기 위해서는 미취업기간과 결정되는 임금수준을 같이 고려해야하나, 여기에서는 미취업기간과 실업탈출확률과의 관계만 알아보기로 한다. 또한 한국의 노동시장은 1998년 경제위기 이후의 큰 변화를 겪었으므로, 전체 표본에 대한 추정 후에 1998년 졸업을 기준으로 이전과 이후 표본을 나누어서 추정치를 구하였다. 또한 정규직과 비정규직으로 탈출 경로를 나누어 볼 때 1998년 이후에 졸업한 표본의 경우는 비정규직으로 탈출했을 가능성도 높다.

<표 4>와 [그림 1]에 전체 표본을 대상으로 한 모형의 추정치가 제시되어 있다. [그림 1]은 이질성을 통제하기 전 기준선위험의 추정치의 멱지수를 취한 미취업상태로부터의 탈출확률의 기준선위험확률을 도시하고 있다. 두 그림 모두 탈출확률이 실직초기 일정기간 동안 감소추세를 보이다가 그 이후 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보이는 것을 확인할 수 있다.

[그림 1] 전체표본에 대한 기준선위험 추정결과



<표 4> 전체 표본에 대한 위험모형 추정결과: $h(t) = \exp(\delta_k)\exp(X\beta)$

전체 표본	기준선위험		관찰된 이질성 고려		졸업년도 구분 추가	
0	-1.429	(0.045)	-1.634	(0.052)	-2.441	(0.053)
1	-1.559	(0.050)	-1.731	(0.055)	-2.525	(0.056)
2	-2.450	(0.064)	-2.612	(0.065)	-3.398	(0.065)
3	-2.147	(0.061)	-2.301	(0.063)	-3.084	(0.063)
4	-3.045	(0.071)	-3.192	(0.071)	-3.975	(0.071)
5	-3.492	(0.073)	-3.636	(0.074)	-4.418	(0.074)
6	-3.546	(0.074)	-3.684	(0.074)	-4.468	(0.074)
7	-3.231	(0.073)	-3.349	(0.073)	-4.179	(0.073)
8	-3.035	(0.072)	-3.147	(0.073)	-3.980	(0.073)
9	-3.657	(0.075)	-3.763	(0.075)	-4.597	(0.075)
10	-3.443	(0.075)	-3.541	(0.075)	-4.379	(0.075)
11	-4.005	(0.076)	-4.090	(0.076)	-4.935	(0.076)
12	-3.508	(0.075)	-3.592	(0.075)	-4.436	(0.075)
남성			-0.457	(0.050)	-0.479	(0.051)
전문대졸			0.101	(0.056)	0.148	(0.056)
대졸이상			-0.002	(0.058)	0.071	(0.058)
서울이외 광역시			0.010	(0.053)	0.006	(0.054)
도지역			-0.018	(0.051)	-0.025	(0.052)
아르바이트(유)			0.593	(0.053)	0.602	(0.054)
1993년이전 졸업					0.576	(0.051)
1994 1997 졸업					0.460	(0.051)
미취업기간 중 평균 실업률			0.051	(0.012)	0.160	(0.012)

주: ( )안은 표준오차

[그림1]의 전체표본에 대한 재취업확률은 5개월 동안 24.0%에서 4.8%로 하락한 이후 3.0%수준을 중심으로 변동한다. 먼저 어떠한 이질성도 통제하지 않은 상태에서 층계함수 형태를 갖는 탈출위험률을 보면, 탈출확률이 최종학교졸업 후 초기 3~4개월간 탈출확률이 상당히 높으나 감소하는 추세를 보이고 그 이후에는 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보인다. 즉, 초기에 부의 경과기간 의존성(negative duration dependence)을 보이고, 이후에는 경과기간 의존성이 부재한다는 의미로 초기에 탈출확률이 높으나 기간이 경과함에 따라 일자리탐색에서 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 실업기간의 실업률 평균을 통제하였다. 이 경우에도 이질성을 통제하지 않았을 때의 탈출률 변화와 비슷한 양상을 보인다. 남성가변수의 추정치는 음(-)으로 나타난 남성이 여성보다 탈출확률이 낮은 것을 알 수 있다. 학력별로는 고졸이하를 기준으로 할 때, 전문대졸의 탈출확률은 높은 반면 대졸이상의 경우는 추정치가 유의하지 않은 것으로 나타난다. 서울을 기준으로 한 지역별로 보면, 광역시의 탈출률이 서울시보다 높으나 통계적으로 유의하지 않으며, 도지역의 탈출률은 서울보다 낮은 성향을 보이나 역시 통계적으로 유의하지는 않다. 아르바이트 경험이 있는 경우 탈출확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다.

노동시장의 수요를 반영하는 미취업기간 중 평균실업률은 예상과는 전혀 다른 결과를 보여주고 있다. 즉, 실업률이 높을수록 미취업에서의 탈출확률이 낮을 것으로 기대하였으나 결과는 정반대로 나타나고 있다. 경제위기 이후 졸업자와 비교할 때, 1993년 이전 졸업자와 1994 1997년 졸업자 모두 미취업에서의 탈출확률이 높은 것으로 나타나 경제위기 이후 미취업으로부터의 탈출가능성이 낮아졌음을 알 수 있다.

3. 분리표본의 추정결과

경제위기를 전후하여 실업률이나 경제활동참가율 등에 구조적 변화가 있었다고들 한다. 여기서는 전체 표본을 경제위기 이전과 이후에 졸업한 자들로 분리하여 동일한 모형을 추정함으로써 청년층이 미취업에서 탈출하는 과정에 변화가 있었는가를 살펴보고자 한다.

<표 5>는 1998년 이전 졸업 표본을 대상으로 한 모형의 추정결과를 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 실업기간의 실업률 평균을 통제하면 전체 표본의 경우와 몇 가지 다른 부호를 관찰할 수 있다. 대졸이상의 경우 고졸이하보다 미취업으로부터의 탈출확률이 통계적으로 유의하게 낮음을 알 수 있다.

전체 표본의 경우 실업률이 미치는 효과가 예상과 다르게 추정되었던 반면, 이 경우 미취업기간 중 평균실업률이 높아질수록 미취업으로부터의 탈출확률이 낮아지는 것으로 나타나 이론과 실제가

일치함을 알 수 있다. 그렇다면, 경제위기 이후 졸업한 표본이 예상과 다른 결과를 보여주었다고 추측할 수 있을 것이다.

<표 5> 1998년이전 졸업 표본의 위험모형 추정

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

1998년이전 졸업	기준선위험		설명변수 추가		졸업년도 구분 추가	
0	-1.448	(0.055)	-1.069	(0.065)	-1.074	(0.065)
1	-1.483	(0.060)	-1.067	(0.067)	-1.072	(0.067)
2	-2.457	(0.078)	-2.028	(0.080)	-2.033	(0.080)
3	-2.073	(0.074)	-1.629	(0.077)	-1.633	(0.077)
4	-3.157	(0.087)	-2.701	(0.088)	-2.704	(0.088)
5	-3.365	(0.089)	-2.899	(0.089)	-2.904	(0.089)
6	-3.514	(0.090)	-3.040	(0.090)	-3.042	(0.090)
7	-3.551	(0.090)	-3.067	(0.091)	-3.070	(0.091)
8	-3.108	(0.088)	-2.618	(0.088)	-2.622	(0.088)
9	-3.926	(0.092)	-3.425	(0.092)	-3.429	(0.092)
10	-3.700	(0.092)	-3.193	(0.092)	-3.198	(0.092)
11	-4.285	(0.093)	-3.767	(0.094)	-3.770	(0.094)
12	-3.754	(0.092)	-3.228	(0.092)	-3.233	(0.092)
남성			-0.583	(0.062)	-0.581	(0.062)
전문대졸			-0.009	(0.070)	-0.023	(0.070)
대졸이상			-0.226	(0.075)	-0.246	(0.076)
서울이외 광역시			-0.101	(0.066)	-0.102	(0.066)
도지역			-0.029	(0.063)	-0.028	(0.063)
아르바이트(유)			0.703	(0.065)	0.699	(0.065)
1994 1997 졸업					0.045	(0.062)
미취업기간 중 평균 실업률			-0.084	(0.022)	-0.089	(0.023)

주: ( )안은 표준오차

<표 6>은 1998년 이후 졸업자 표본을 대상으로 한 모형의 추정치를 보여준다. 이질성을 통제하지 않은 경우 기준선 위험은 전체표본과 유사한 모습을 보이고 있다. 학력별로는 전문대졸, 대졸이상, 고졸이하의 순으로 탈출확률이 낮아지고 추정치가 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 즉, 경제위기의 충격이 상대적으로 저학력에서 심하였음을 알 수 있다. 졸업년도 더미를 보면, 1999년 졸업자의 실업탈출률이 가장 낮았으며, 2000년 졸업자는 상대적으로 높은 탈출률을 보이고 있다. 이는 경제위기와 경기회복을 반영하는 것으로 보인다. 그러나, 전체 표본과 마찬가지로 미취업기간 중 평균실업률이 높아질수록 미취업으로부터의 탈출확률이 높아지는 것으로 나타나 예상과는 정반대의 결과를 보여준다.

[그림 2]와 같이 표본을 1998년 졸업을 기준으로 나누어 비교하면 98년 이후 졸업의 경우 5개월 동안 24.9%에서 5.7%로 하락한 후 4.8% 수준을 중심으로 변동한다. 98년 이전 졸업의 경우에는 같은 5개월 동안 23.5%에서 4.3%로 하락한 이후 3.0%수준을 중심으로 변동한다.

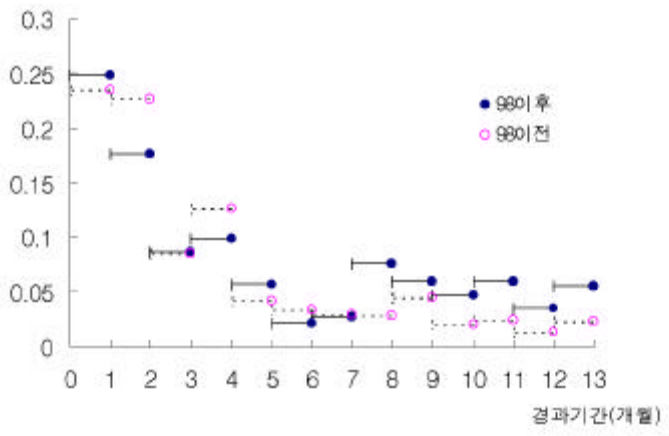
<표 6> 1998년 이후 졸업 표본의 위험모형 추정

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

1998년 이후 졸업	기준선위험		설명변수추가		졸업년도 더미 추가	
1	-1.391	(0.077)	-4.154	(0.094)	-11.079	(0.097)
2	-1.732	(0.091)	-4.412	(0.101)	-11.113	(0.102)
3	-2.436	(0.110)	-5.027	(0.113)	-11.536	(0.114)
4	-2.309	(0.110)	-4.836	(0.113)	-11.247	(0.113)
5	-2.858	(0.120)	-5.344	(0.121)	-11.706	(0.122)
6	-3.799	(0.130)	-6.272	(0.130)	-12.628	(0.130)
7	-3.613	(0.129)	-6.068	(0.129)	-12.429	(0.129)
8	-2.574	(0.125)	-5.273	(0.126)	-11.257	(0.126)
9	-2.811	(0.128)	-5.492	(0.128)	-11.446	(0.128)
10	-3.036	(0.130)	-5.705	(0.130)	-11.652	(0.130)
11	-2.828	(0.129)	-5.482	(0.129)	-11.424	(0.129)
12	-3.341	(0.132)	-5.982	(0.132)	-11.918	(0.132)
13	-2.881	(0.130)	-5.517	(0.130)	-11.440	(0.130)
남성			-0.268	(0.090)	-0.246	(0.090)
전문대졸			0.350	(0.096)	0.189	(0.096)
대졸이상			0.355	(0.094)	0.339	(0.094)
서울이외 광역시			0.189	(0.095)	0.152	(0.095)
도지역			-0.008	(0.094)	0.013	(0.094)
아르바이트(유)			0.316	(0.093)	0.193	(0.093)
미취업기간 중 평균 실업률			0.396	(0.017)	1.264	(0.017)
1998년 졸업더미					0.447	(0.096)
2000년 졸업더미					3.502	(0.089)

주: ( )안은 표준오차

[그림 2] 1998년 졸업을 기준으로 나눈 표본의 기준선위험 추정결과



Ⅳ. 결론

거의 완전고용상태를 유지하여 오던 한국의 노동시장은 1997년 말 시작된 경제위기에 따른 기업부도와 대량해고로 인하여 높은 실업률을 경험하게 되었다. 청년층 노동시장은 경기변동에 더욱 민감하게 반응하였다. 경기침체에 따른 신규채용의 동결은 청년층의 학교교육-노동시장 이행과정을 어렵게 만들었으며, 그 결과 청년층의 실업 뿐 아니라 미취업으로 표현되는 유휴화도 심각한 수준으로 상승하였다.

청년층 인적자원의 유휴화가 갖는 부정적인 효과는 단기에서 뿐 중장기에서도 심각하게 나타난다. 경제위기 이후 발생한 청년층 유휴화 수준의 급상승은 청년층의 학교교육-노동시장 이행과정에서 미취업기간의 불필요한 장기화를 막기 위한 정책이 시급함을 정책시사점으로 제시한다. 장기적인 안목에서 볼 때 교육시장과 노동시장의 연계가 보다 효율적으로 이루어져 노동시장에서의 괴리를 줄이는 것이 청년 개인이나 사회전체의 부정적 효과를 막는 길일 것이다. 이러한 점이 청년층 노동시장 또는 학교교육-노동시장 이행과정을 연구하는 주요한 목적임이 분명하나 현재로서는 이를 연구할 자료가 부재하는 것이 현실이다.

다행히도 한국노동연구원이 매년 실시하는 한국노동패널조사 3차년도(2000년)에서 청년층에 대한 부가조사를 실시하여 학교교육-노동시장 이행과정을 연구하는 중요한 자료를 제공하고 있다. 본 연구는 청년층 부가조사자료와 기존의 1~3차 본조사자료를 이용하여 청년층이 최종학력을 이수하고 노동시장으로 진입하는 과정을 미취업기간의 경과에 따라 변화하는 미취업상태에서의 탈출확률을 추정하는 한편 미취업기간에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 주요한 발견은 다음과 같다. 미취업기간이 장기화할수록 미취업상태에서 탈출할 확률이 낮아지는 부의 경과의존성을 보인다. 여성의 미취업으로부터의 탈출확률이 남성보다 높은 것으로 나타나며, 경제위기 이전(1998년 이전) 졸업자가 재취업하는 데 소요된 기간이 경제위기 이후 졸업자에 비해 짧은 것으로 나타나 경제위기가 청년층의 첫일자리 취득에 부정적인 효과를 미쳤음을 알 수 있다.

경제위기 이전 졸업자를 표본으로 한 추정결과는 미취업기간 중 평균실업률이 높을수록, 즉 상대적으로 노동수요가 하락할수록, 첫 일자리를 취득하는 데 많은 기간이 소요된다는 것을 보여주고 있다. 그러나, 경제위기 이후 졸업자를 표본으로 한 추정에서는, 이론상 예상되는 결론과는 달리, 실업률이 높아질수록 첫 일자리 취득에 소요되는 기간이 짧은 것으로 나타나고 있다. 이는 연구대상기간을 12개월로 한정하고 그보다 긴 미취업기간은 12개월에서 우측절단한 데서 오는 결과일 수도 있으며, 상대적으로 짧은 패널자료에서 나타나는 결과일 수도 있다. 이러한 자료상의 문제를 제외하고 생각한다면, 신규로 노동시장에 진입하는 청년층이 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 일자리제의(job offers)를 받아들여 실업률이 미취업으로부터의 탈출확률에 반대로 작용할 수도 있을 것이다. 이 경우 첫 일자리가 좋은 일자리(예를 들면 정규직 또는 상용직)인가 나쁜 일자리(비정규직 또는 임시일용직)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 유보임금(reservation wage)이 변화하는 양상을 살펴볼 수 있을 것이다. 이 때 일자리탐색에 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 부가조사자료가 제공하는 정보에 한계가 존재하며 자료의 회고성(retrospective)에 따른 유실도 상당한 데서 기인한다. 청년층의 학교교육-노동시장 이행과정에 영향을 미치는 요소가 복잡다기함을 고려할 때 본 연구가 한계를 가지는 것은 분명하나 청년층 노동시장을 연구하는 하나의 시발점으로 삼고 미약한 연구인프라를 구축하는 데 참조가 된다는 역할을 할 수 있을 것으로 보인다.