

勞 動 經 濟 論 集  
 第25卷(1), 2002. 3, pp. 47~74  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 청년층의 첫 일자리 진입 : 경제위기 전후의 비교\*

안주엽\*\* · 홍서연\*\*\*

경제위기 직후 실업률의 급상승과 함께 경기변동에 민감한 청년층의 실업률은 15~20%까지 상승하였다. 경기회복에도 불구하고 신규학졸자의 첫 일자리 취업에는 상당한 애로가 존재하고 청년층의 유휴화율은 여전히 심각한 수준이다. 청년층 유휴화의 부정적 효과에도 불구하고 청년층의 학교교육-노동시장 이행과정에 관한 연구는 일천하다. 본 연구는 「한국노동패널」 3차년도(2000년)에 실시한 「청년층 부가조사」 자료를 이용하여 15~29세 청년층이 최종 학교를 마치고 첫 일자리를 취득하는 데 소요되는 미취업 경과기간을 분석한다. 미취업상태가 경과할수록 탈출확률이 낮아지는 부(-)의 경과기간 의존성이 나타나며, 예상과는 달리, 여성의 탈출확률이 남성보다 높게 나타난다. 학력수준의 탈출확률에 대한 효과는 경제위기 이전에는 유의하지 않게 나타나나 경제위기 이후에는 뚜렷한 것으로 나타난다. 경제위기 이전 졸업자 표본은 높은 실업률이 탈출확률을 낮추는 반면 경제위기 이후 졸업자 표본은 정반대의 결과를 보여준다.

— 주제어: 학교교육-노동시장 이행과정, 첫 일자리, 미취업기간, 경과기간모형

투고일: 2002년 1월 8일, 심사일: 1월 11일, 심사완료일: 2월 27일

\* 필자들은 제3회 「한국노동패널학술대회」에서 유익한 논평을 주신 서울대학교 김대일 교수와 서면으로 논문의 미비점을 개선하도록 심사평을 해주신 익명의 논평자에게 감사드린다. 본 연구의 모든 책임은 필자들에게 있음을 밝혀 둔다.

\*\* 한국노동연구원 동향분석실장(jyahn@kli.re.kr)

\*\*\* 한국노동연구원 동향분석실 연구원(hong@kli.re.kr)

## I. 들어가는 글

경제위기 직전 한국의 노동시장은 완전고용에 가까운 낮은 실업률로 특징지어진다. 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 머물러 왔다. 그러나 1997년 말 경제위기가 시작되자마자 실업률이 급상승하였다. 1998년과 1999년에 각각 6.8%, 6.3%의 높은 실업률을 기록하였으며 그 이후에는 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 중반에도 전반적인 실업률이 2%대에 머물던 15~19세 연령층에 속하는 청년층의 실업률은 8~11%, 20~24세의 경우 6~8%, 25~29세의 경우 3~5%의 상대적으로 높은 실업률을 기록하였다. 청년층의 노동시장이 낮은 경제활동참가율, 높은 실업률, 그리고 잦은 직장이동으로 특징지어진다는 선진국의 경우와 유사한 양상을 보여주고 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 전년도에 두 배를 넘어서는 14.8%(258천 명), 25~29세 청년층의 경우도 9.3%(268천 명)를 기록하였다. 경기가 급속도로 회복되기 시작한 1999년에도 높은 실업률은 유지되었고, 2000년에 이르러 실업률은 안정되었으나 여전히 374천 명에 이르는 청년층 실업자가 존재하였고, 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 청년층에 대한 노동수요 사이에 심각한 괴리현상이 발생하고 있으며, 경기회복 등 수요전인방식만으로는 이러한 현상을 전면적으로 해소할 수 없음을 의미한다. 또한 청년층의 실업이나 고용 문제는 수요부족에 따른 일시적인 것이 아니라 구조적인 것으로 보는 것이 타당하며, 문제의 해결에서도 단기적인 대책이 아니라 학교교육-노동시장 이행과정을 망라하는 중장기적인 대책이 수립되어야 할 필요성을 시사한다.

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.<sup>1)</sup> 이는 비경제활동상태와 실업의 구분(distinction)이 모호하다는 통계적인 문제점과 함께 청년층의 경우 다른 연령층과는 달리, 탐색노력(search effort)의 강도(intensity)나 범위(extensiveness)에서 차이는 있을 수 있으나 기본적으로는 항시 일자리를 구하는 일자리 탐색과정(job search process)에 있다고 보는 것이 타당하다. 즉, 청년층의 경우는 취업, 실업, 비경제활동의 세 상태를 고려할 것이 아니라 취업(employment)과 미취업(nonemployment)의 두 상태를 고려하는 것이 더욱 적절하다는 것이다.<sup>2)</sup>

따라서 학교교육-노동시장 이행과정을 논의할 때 실업 또는 실업기간보다는 미취업 또는 미취업기간을 논의하는 것이 더욱 적절할 것이다. 청년의 실업 또는 미취업으로 표현되는 유희화가 갖는 부정적인 효과는 미취업기간 중 인적자본의 감가상각 및 노동시장에서의 근착성(labor market attachment) 결여로 인한 평생소득의 감소에 따른 저소득 계층화, 근로소득 과세대상 및 세액 감소에 따른 정부재정의 손실 및 저소득층에 대한 사회안전망 확충에 따른 정부재정부담의 증가, 중장기적 관점에서 한 경제 내의 생산가

- 
- 1) 실업과 비경제활동 상태의 구분에 관해 Gonul(1992)은 두 상태에서 일자리를 얻는 경우가 유사하다면 필요가 없다고 주장하고, 남성의 경우는 구분이 필요없는 반면 여성의 경우는 차이가 있다는 실증분석의 결과를 제시하고 있다. 반면, Eckstein and Wolpin(1990)은 모든 미취업자는 시장제의임금이 충분히 높을 때 일자리를 수락할 것이므로 두 상태를 구분할 필요가 없다고 주장한다.
  - 2) 최종 학교 졸업 이후 일자리 탐색노력 여부에 관한 월별정보가 존재하는 경우에 실업과 비경제활동 상태를 구분하거나 탐색노력이 미치는 영향을 분석할 수 있다. 본 연구에서 사용되는 자료가 이러한 요건을 충족시키지 못하는 점은 자료상의 한계이다.

능곡선의 위축으로 요약될 수 있다. 이러한 청년층의 유향화 또는 미취업기간을 최소화시키고 학교교육-노동시장 이행과정을 원활하게 하기 위해서는 중장기적인 정책이 요구된다. 그리고 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 교육 종료, 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 점에서 찾을 수 있다. 본 연구는 정규 학교교육을 마치고 노동시장에 진입하는 청년층에 초점을 맞추어 학교교육-노동시장 이행과정에 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 인적자본요소, 공급에 영향을 미치는 인구통계학적 요소, 그리고 수요에 영향을 미치는 (전체)실업률 등이 포함된다.

본 장의 나머지는 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 청년층 노동시장에 대해 연구한 기존 문헌들을 간략히 소개한다. 제III장에서는 본 연구에서 사용되는 「한국노동패널」과 3차년도(2000년) 「청년층 부가조사」를 소개한 후 표본의 선정과정 및 표본의 기초분석, 그리고 분석대상인 미취업기간의 정의와 미취업기간의 분포를 살펴본다. 그리고 제IV장에서는 분석에 적용될 실증모형을 소개한 후 추정 결과를 소개한다. 또한 경제위기 이전과 이후의 확률자로 표본을 분리한 후(sample separation) 동일한 모형을 추정한 결과를 비교한다. 이를 통하여 경제위기를 전후하여 나타난 청년층의 노동시장 진입과정의 변화를 살펴본다. 마지막 절에서는 연구 결과를 요약한 후 자료의 한계 및 연구 개선 방향에 대해 논의한다.

## II. 기존문헌 소개: 청년층 노동시장

Ellwood(1982)와 Corcoran(1982)은 학교교육 종료 후 장기간 미취업상태로 존재할 경

우 오점효과(scarring effects)가 발생함을 보여주고 있다. 청년들이 노동시장 진입 초기에 겪게 되는 미취업은 잠재적인 노동수요자에게 나쁜 신호(bad signals)을 보내어 취업이 더욱 어렵게 되며, 미취업이 장기화할 경우 생애 전반에 걸친 근로기회의 손실과 노동시장에서 근착성의 결여와 함께 사회로부터의 전반적인 소외현상을 일으킬 확률이 높아지는 부정적인 결과가 누적된다.

Lynch(1985)는 1979년 여름 16세에 졸업한 청년들을 대상으로 비례위험모형(proportional hazard model with Weibull specification)을 이용하여 재취업 확률결정요인을 분석한 결과 백인일수록, 고학력자일수록, 남자일수록 실업탈출확률이 높으며 음(-)의 경과기간 의존성(negative duration dependence)이 존재함을 보여주고 있다. NLS(The National Longitudinal Survey) 자료를 사용하여 청년들이 미취업에서 취업으로 전환하는 과정을 분석한 Lynch(1989)는 청년 남녀 모두 재취업확률에서 강한 음의 경과기간 의존성을 다시 입증하고 있으며, 지역노동시장의 수요조건과 인적자본투자가 실업기간(또는 미취업기간)을 결정하는 중요한 요소로 작용함을 보여주고 있다.

Gustman and Steinmeier(1988)는 다양한 능력 수준을 갖는 노동력과 최소임금 사이의 작용을 고려하는 청년 노동시장의 일반균형모형을 통하여 청년 근로자가 다른 근로자들보다 덜 생산적이며 학교 졸업 후 초기의 실업이 미래의 취업에 악영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. Neumark(1998)는 청년의 초기 직업 안정성이 중장년기의 임금에 긍정적인 영향을 주므로 청년의 초기에 직업을 안정시키는 정책은 순이득을 높이는 효과를 발생시킨다고 해석한다.

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 낙인효과(stigma effect)를 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 진입과정의 초기에 겪게 되는 미취업이 미래의 취업에 악영향을 주지는 않는다는 상반된 결론을 얻고 있다. 초기에 경험하는 미취업이 실업을 야기하는 것이 아니라 미취업으로 인한 경력손상으로 인해 미래의 임금이 낮아진다는 것이다.

Becker and Hills(1983)는 10대 남성 청년의 노동시장 경험이 장기적으로 임금에 미치

는 효과를 분석하고 있다. 이들 연구에 따르면, 직업 교체의 순효과는 흑인이나 백인 모두에게 긍정적인 것으로 나타나, 10대 청년층의 미취업으로 인한 오점효과가 과장된 것이며 단기의 실업은 오히려 8~10년 뒤의 평균임금을 높이게 된다고 결론짓고 있다.

한편 Clark and Summers(1982)는 청년층의 높은 실업은 일자리 부족이 문제이며, 청년 고용은 총수요에 매우 민감한 것으로 보고 있다. OECD(1983)는 청년층 실업과 중장년층 실업과의 차이를 보여주고 있다. 청년층이 더 쉽게 실업에 빠질 위험이 있으며, 이러한 실업은 대부분 비자발적이라는 것이다. 더욱이 청년들은 비경제활동인구로 이행함으로써 실업상태에서 탈출하는 경향도 높다는 것이다. OECD(1996)는 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 직업유지기간과의 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 의증임금(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 1982~94년 프랑스의 실업자료를 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 종료 후 첫 취업을 관찰한 결과 인종, 학력의 차이에 따른 중요한 차이가 있음을 발견하고 있다. 이는 일자리 제의율(job offer rate)의 차이가 아니라 주로 일자리 수락률(job accept rate)의 차이 때문이며 노동시장 전환과정에서의 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(중졸이하) 남성의 경우 실업확률이 높게 나타났다. 또한 청년층 실업문제의 심각성은 남성에게 발견되며 여성의 실업문제는 특정 연령과는 독립적인 것으로 나타나고 있다.

### Ⅲ. 자료 및 기초분석

#### 1. 자료

본 연구는 「한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Survey)」 자료를 사용한다. 「한국노동패널」은 1995년 「인구주택총조사」의 10% 표본조사구(전국 21,938개 조사구)를 모집단으로 하여 1997년 「고용구조특별조사」와 일치하는 제주도를 제외한 2,497개 조사구 중에서 5~6개의 가구를 임의추출하였다(방하남 외, 1999: 5~7). 「한국노동패널」 자료는 제주도를 제외한 전국에서 추출한 5,000개 원가구표본과 이에 속하는 15세 이상 생산가능인구 13,738명의 원개인표본을 포함한다.

가구표본에 대한 설문은 가구원의 성별, 가구주와의 관계, 생년월일, 학력, 경제활동상태 등의 개별가구원에 대한 정보와 자녀보육, 주생활, 사회보험 수급, 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, 사업체 규모, 고용형태, 근로시간, 임금 등 현재 일자리의 특성과 취업하기 전 구직활동에 관한 정보를, 미취업자에 대해서는 의중임금을 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) 「청년층 부가조사」 자료를 바탕으로 1차 조사부터 3차 조사에 나타난 정보를 사용한다. 청년층 부가조사는 「한국노동패널」에 포함된 개인 중 2000년 5월 1일을 기준으로 만 15세 이상 30세 미만의 청년을 대상으로 상세한 학력 사항(학교, 유형, 계열 또는 전공, 소재지, 졸업 또는 수료시기)과 재학중 사건, 최종 학력 이수 후 노동시장 진입과정에 대한 설문을 실시하였다. 재학중 중요한 사건으로 휴학, 취업을 위한 훈련이나 교육, 실습, 취업 또는 일을 한 경험을 포착하고 있다. 노동시장 진입과정에서는 최종 학력 이수 후 미취업기간과 방법 및 강도, 취업제의를 받은 여

부, 첫 일자리를 취득한 시점 및 일자리 특성을 조사하고 있다. 일자리 특성으로는 첫 일자리 취업시기, 취업경로, 업종 및 직종, 첫 일자리에서의 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

청년층 부가조사에 응답한 표본은 3,302명이다. 부가조사 표본 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) 최종 학력을 마친 자의 노동시장 진입과정을 고찰하는 것이므로, 재학생 여부를 묻는 질문에서 중간에 그만두었거나 졸업했다고 대답한 사람들을 대상으로 하였다. 이 과정에서 현재 재학중이거나 휴학중인 자(1,563명)를 제외하면, 1,739명이 표본으로 포함된다. 둘째, 분석에 필요한 문항에 대하여 불충분한 정보를 제공하는 표본을 제외하는 과정이다. 졸업과 취업이 불분명한 40명의 청년 표본과 졸업 연월이나 취업 연월이 불분명한 표본을 삭제하면 1,627명이 남는다. 그리고 취업 당시 종사상지위, 취업 당시 근무형태, 취업당시 월평균 소득, 취업할 당시 주당 평균근무시간이 불분명한 표본을 삭제하여 최종적으로 1,615명이 분석대상으로 남게 된다.

<표 1>은 표본의 구성을 인구통계학적 특성별로 보여준다. 표본의 구성을 보면 1,615명의 청년 표본 중 남성 표본은 665명(41.2%)이고, 여성 표본은 950명(58.8%)이다. 학력별로는 고졸 이하가 1,009명(62.5%)이며, 전문대졸이 315명(19.5%), 대졸 이상이 291명(18.0%)으로 고등교육 수혜자는 약 37%에 이르는 것으로 나타나고 있다. 졸업 연도별로 표본의 구성을 보면, 1993년 이전에 졸업한 표본은 548명(33.9%)이며, 1994년에서 경제위기 직전 기간인 1997년 사이에 졸업한 표본은 536명(33.2%), 경제위기 이후<sup>3)</sup>인 1998년 이후에 졸업한 표본은 531명(32.9%)이다.

전체 표본 중 1,299명은 첫 일자리 경험이 있으나 316명은 최종 조사시점까지 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

3) 본 연구에서 '경제위기 이후'라 함은 '경제위기의 발생 이후'를 의미한다.



일자리를 그만둔 표본에 대한 정보는 청년용 자료에 있으나, 첫 일자리를 현재까지 지속 중인 경우 청년용 부가조사에서 누락된 정보는 각 연도 본 조사에 나타난 개인 자료를 추적하여 최종 자료를 만들었다.

<표 1> 표본의 구성

(단위 : 명, %)

		표본 전체	첫 일자리 취득	졸업전 취득	일자리 경험없는 자
전 체		1,615 (100.0)	1,299	345 [26.6]	316
성 별	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
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

주: ( )안은 성별·학력별·졸업년도별 비중

[ ]안은 첫 일자리 취득 표본 중 졸업 전 취득 비중

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

### 3. 미취업기간의 분포

본 연구에서 중심이 되는 변수는 미취업기간이다. 미취업기간은 최종 학력을 이수(졸업 또는 중퇴)한 시점에서 첫 일자리를 취득하게 되는 시점 사이에 경과된 기간(월 단위)으로 정의된다. 다만, 최종 학력을 이수하기 전이나 첫 일자리를 취득한 이후에 군입대(또는 제대)하는 경우는 문제가 없으나 최종 학력 이수와 첫 일자리를 취득한 이후에 군입대하는 경우는 미취업기간 계산에 문제가 발생한다. 따라서 최종 학력 이수 후 짧은 기간 이내에 군입대를 하는 경우 표본에서 제외하는 한편 일정기간(1년) 이후에 미취업상태에서 군입대하는 경우는 군입대 시점에서 미취업상태로 우측절단된 것으로 본다.<sup>4)</sup>

성별, 학력별, 졸업 연도별 미취업기간의 분포가 <표 2>에 나타나 있다. 표에서 보면, 청년층의 노동시장 진입과정에 관한 몇 가지 흥미로운 특징을 관찰할 수 있다. 첫째, 전

4) 군입대가 예정된 개인이 군입대를 준비하는 기간은 내생성을 가지며, 본 연구에서는 이를 고려하지는 않고 있어 미취업기간이 다소 과대 평가될 수 있다.

체 청년 중 약 21%에 해당하는 청년이 최종 학교교육 종료 이전에 이미 일자리를 마련하여 학교교육-노동시장 이행과정에서 미취업상태를 전혀 경험하지 않았다는 사실이다. 교육 종료 이전 일자리 확보비율은 여성(24%)이 남성(18%)보다 다소 높은 것으로 나타난다.

둘째, 여성의 67%가 졸업 후 6개월 이내에 취업하는 반면, 남성의 경우는 50%만이 6개월 이내에 첫 일자리를 가지게 되며 미취업기간이 2년을 초과하는 비중도 33%나 되고 있다. 통념과는 달리 첫 일자리의 취득에서 남성의 미취업기간이 여성보다 긴 원인에 대한 분석이 필요하다.

셋째, 학력별로 볼 때, 교육 종료 이전에 일자리를 확보하는 비율은 전문대졸이 23%로 가장 높았으며, 다음으로 고졸 이하가 21%이며 대졸 이상은 20%를 보이고 있다. 전문대의 교육이 이론뿐 아니라 실무적인 부분을 결합하고 있어 졸업 후 바로 직장에서의 활용이 가능하기 때문인 것으로 보인다.

〈표 2〉 인구특성별 미취업기간의 분포

(단위 : 명, %)

	0개월	1~3개월	4~6개월	7~12개월	13~24개월	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>								
남자	122(18.3)	139(20.9)	69(10.4)	48(7.2)	66(9.9)	221(33.2)	665[146]	21.6
여자	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

주: ( )안은 미취업기간별 비중

[ ]안의 숫자는 첫 일자리 취업경험이 없는 우측절단된 표본의 수

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

넷째, 경제위기의 효과가 노동시장에 미치기 시작한 1998년 이후 졸업자들의 교육 종료 이전 일자리 확보확률이 상당히 낮아졌을 것으로 예상했으나 분류된 다른 연도와 별 다른 차이가 없는 약 22%를 보이고 있다. 이는 경제위기 이후 정부의 고용정책의 효과

로 기업에서 인턴과 같은 비정규직 직원을 많이 채용했기 때문인 것으로 보인다. 또한 25개월 이상의 장기 미취업기간을 갖는 비율이 1998년 이후에는 현저히 낮아졌다. 즉, 1993년 이전 졸업자의 경우 34%였으며, 1994~97년 졸업자의 경우는 28%였으나, 1998년 이후 졸업자의 경우는 5%로 대폭 감소하였다. 이는 조사시점이 2000년이었으므로 1998년 이후 졸업의 경우 표본을 관찰할 충분한 시간이 경과되지 않았기 때문인 것으로 보이며, 앞으로 조사가 진행될수록 2년 이상의 미취업기간을 갖는 사람이 늘어날 것으로 보인다.

<표 3>은 학력수준과 졸업년도별 미취업기간의 분포를 성별로 세분화하여 보여주고 있다. 미취업기간을 성별로 분류하여 교육수준별로 보면, 남성 고졸이하의 경우 40%가 2년을 초과하는 미취업기간을 가지는 반면 여성의 경우는 17%에 불과하다. 대졸이상의 경우에도 남성의 경우는 13% 정도가 교육종료이전에 일자리를 확보하는 반면, 여성의 경우는 24%를 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 1993년 이전 졸업자의 경우 2년 이상의 미취업기간을 가지는 남성은 51%나 된다. <표 2>에서와 같이 졸업년도가 최근으로 올수록 2년 이상의 미취업기간을 갖는 장기 실업자가 남녀 모두 대폭 감소하고 있다.

<표 3> 교육수준별·졸업 연도별 미취업기간의 분포 : 성별

(단위 : 명, %)

		0 개월	1~3 개월	4~6 개월	7~12 개월	13~24 개월	25개월 이상	전체	평균
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
남 자	고졸 이하	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
	대졸 이상	15(13.3)	31(27.4)	18(15.9)	13(11.5)	16(14.2)	20(17.7)	113[20]	11.2
여 자	고졸 이하	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]	11.0
	대졸 이상	43(24.2)	58(32.6)	26(14.6)	17(9.6)	13(7.3)	21(11.8)	178[29]	6.6
남 자	1993년 이전	40(16.4)	44(18.0)	10(4.1)	15(6.1)	11(4.5)	124(50.8)	244[44]	36.2
	1994~97년	39(18.0)	51(23.5)	6(2.8)	18(8.3)	19(8.8)	84(38.7)	217[28]	20.0
	1998년 이후	43(21.1)	44(21.6)	53(26.0)	15(7.4)	36(17.6)	13(6.4)	204[74]	6.0
여 자	1993년 이전	77(25.3)	102(33.6)	14(4.6)	23(7.6)	23(7.6)	65(21.4)	304[33]	17.7
	1994~97년	71(22.3)	108(33.9)	27(8.5)	17(5.3)	29(9.1)	67(21.0)	319[35]	11.2
	1998년 이후	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 첫 일자리 취업경험이 없는 우측절단된 표본의 수

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

#### 4. 첫 일자리에서의 임금<sup>5)</sup>의 분포<sup>6)</sup>

첫 일자리에서의 월평균 임금의 분포가 <표 4>에 제시되어 있다. 먼저 성별로 나누어 보면 여성의 경우 40% 정도가 66만 원 미만으로 나타나고 있다. 반면 남성의 경우 26% 정도가 66만 원 미만에 분포하고 있으며, 46% 정도는 81만 원 이상에 분포하고 있어 성별 임금격차가 존재함을 알 수 있다(물론 임금식을 추정하지 않은 것이므로 엄밀한 의미의 성별 임금격차는 추후에 논의되어야 할 것이다). 특히 남성의 경우 약 25%가 103만 원 이상의 상대적인 고임금을 받고 있는 것으로 나타난다. 초임을 학력별로 보면, 고졸 이하의 경우 66만 원 이하의 임금을 받는 표본수가 절반 정도를 차지하며, 전문대졸의 경우 39% 정도가 81만 원 이상의 임금을 받고 있다. 그리고 대졸 이상의 경우 53% 정도가 81만 원 이상의 임금을 받고 있어, 임금과 학력 간에 양의 상관관계가 존재한다.

졸업 연도별로 보면, 1994~97년 졸업자의 경우 81만 원 이상의 임금을 받는 비율이 40%를 차지하는 반면, 1998년 이후의 졸업자의 경우 27%에 불과하다. 즉, 경제위기 이후 청년들의 월평균 임금이 낮아진 것을 알 수 있으며, 1998년 이후 청년의 구직기간이 오히려 짧아진 것은 인턴제나 비정규직으로의 취업이 증가하였다고 해석한 사실을 뒷받침하고 있다.

구직기간별로 보면, 구직기간이 짧으면 임금이 높을 것으로 예상했으나, 교육 종료 이전에 일자리 확보한 표본 중 80명(23%)이 51만 원 이하의 임금을 받고 있어, 직업탐색기간이 짧으면 평균 임금이 낮음을 알 수 있고, 구직기간이 2년 이상 경우 20%가 103만 원 이상의 임금을 받고 있다.

<표 5>에서는 <표 4>의 월평균 임금을 근로시간으로 나누어 시간당 임금을 보여주고 있다. 역시 시간당 임금이 5,203원 이상인 비중이 남성의 경우 20%인 반면 여성은 16%를 차지하여, 시간당 임금에서도 남녀 임금격차가 존재한다고 볼 수 있다. 학력별로는 대졸 이상의 경우 36%가 시간당 5,203원 이상의 임금을 받고 있는 반면, 전문대졸은 19%, 고졸 이하는 11%의 비율을 보이고 있어, 역시 학력과 시간당 임금 사이에 양의 상

5) 첫 일자리에서의 임금은 명목임금을 2000년의 소비자물가를 기준으로 환산한 실질임금이다.

6) 첫 일자리에서의 임금의 분포가 본 연구의 목적과는 별개이나, 구직기간과 첫 일자리에서의 임금은 중요한 의미를 가지며, 향후 연구 방향과도 관련이 있어 간단하게 소개한다.

〈표 4〉 첫 일자리에서의 월평균 임금 분포 : 취업자중

(단위 : 명, %)

	0~51만원	52~66만원	67~80만원	81~102만원	103만원이상	전 체
전 체	215(16.6)	231(17.8)	226(17.4)	235(18.1)	226(17.4)	1,299[166]
<성별>						
남성	76 (14.6)	60(11.6)	66(12.7)	110(21.2)	127(24.5)	519[80]
여성	139 (17.8)	171(21.9)	160(20.5)	125(16.0)	99(12.7)	780[86]
<학력별>						
고졸 이하	169 (21.5)	160(20.3)	143(18.2)	134(17.0)	95(12.1)	788[87]
전문대졸	30 (11.2)	47(17.5)	49(18.2)	53(19.7)	51(19.0)	269[39]
대졸 이상	16 (6.6)	24(9.9)	34(14.0)	48(19.8)	80(33.1)	242[40]
<졸업년도별>						
1993년 이전	103 (21.9)	85(18.0)	75(15.9)	82(17.4)	94(20.0)	471[32]
1994~97년	59 (12.5)	70(14.8)	87(18.4)	96(20.3)	92(19.5)	473[69]
1998년 이후	53 (14.9)	76(21.4)	64(18.0)	57(16.1)	40(11.3)	355[65]
<구직기간별>						
0개월	80 (23.3)	65(18.9)	62(18.0)	53(15.4)	51(14.8)	344[33]
1~3개월	60 (14.0)	83(19.3)	73(17.0)	83(19.3)	76(17.7)	430[55]
4~6개월	11 (12.9)	19(22.4)	15(17.7)	10(11.8)	17(20.0)	85[13]
7~12개월	20 (17.7)	18(15.9)	20(17.7)	22(19.5)	22(19.5)	113[11]
13~24개월	21 (18.3)	18(15.7)	25(21.7)	22(19.1)	17(14.8)	115[12]
25개월 이상	23 (10.9)	28(13.2)	31(14.6)	45(21.2)	43(20.3)	212[42]

주: ( )안은 임금구분별 비중, [ ]안의 숫자는 결측된 표본의 수

초임에 관한 정보가 없는 경우, 현 직장의 임금으로부터 경력에 따른 성별 임금식(7)으로부터 추정

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

관관계가 존재하고 있다. 졸업 연도별로 보면, 시간당 5,203원 이상의 임금을 받는 표본의 비율이 1998년 이전에는 20% 정도인 반면 1998년 이후에는 12%에 불과해, 역시 경제위기 이후 시간당 임금도 하락했음을 알 수 있다. 구직기간별로 보면 월평균 임금의 경우와 마찬가지로 교육 종료 이전에 일자리를 확보한 경우 시간당 2,335원 이하의 임금을 받는 경우가 22%를 보이고 있어, 구직기간이 짧으면 임금도 낮은 것을 알 수 있다. 또한 4~6개월의 구직기간 중에서 5,203원 이상의 시간당 임금을 받는 경우가 21%로 가장 높은 비중을 차지하고 있다.

7) 안주엽, 『정규근로와 비정규근로의 임금격차』, 『노동경제논집』 24권 1호 (2001): 67-96.

〈표 5〉 첫 일자리에서의 시간당 임금 분포 : 취업자중

(단위 : 명, %)

	0~2,335원	2,336~2,978원	2,979~3,797원	3,798~5,202원	5,203원 이상	전 체
전 체	226(17.4)	220(16.9)	223(17.2)	223(17.2)	227(17.5)	1,299[180]
<성별>						
남성	84(16.2)	81(15.6)	72(13.9)	88(17.0)	106(20.4)	519[88]
여성	142(18.2)	139(17.8)	151(19.4)	135(17.3)	121(15.5)	780[92]
<학력별>						
고졸 이하	186(23.6)	152(19.3)	147(18.7)	118(15.0)	89(11.3)	788[96]
전문대졸	29(10.8)	41(15.2)	55(20.4)	49(18.2)	51(19.0)	269[44]
대졸 이상	11(4.5)	27(11.2)	21(8.7)	56(23.1)	87(36.0)	242[40]
<졸업 연도별>						
1993년 이전	110(23.4)	82(17.4)	81(17.2)	71(15.1)	90(19.1)	471[37]
1994~1997	55(11.6)	75(15.9)	83(17.5)	91(19.2)	94(19.9)	473[75]
1998년 이후	61(17.2)	63(17.7)	59(16.6)	61(17.2)	43(12.1)	355[68]
<구직기간별>						
0개월	75(21.8)	62(18.0)	54(15.7)	59(17.2)	58(16.9)	344[36]
1~3개월	67(15.6)	70(16.3)	84(19.5)	76(17.7)	74(17.2)	430[59]
4~6개월	17(20.0)	14(16.5)	12(14.1)	11(12.9)	18(21.2)	85[13]
7~12개월	21(18.6)	16(14.2)	18(15.9)	23(20.4)	23(20.4)	113[12]
13~24개월	20(17.4)	23(20.0)	18(15.7)	25(21.7)	16(13.9)	115[13]
25개월 이상	26(12.3)	35(16.5)	37(17.5)	29(13.7)	38(17.9)	212[47]

주: ( )안은 임금구분별 비중, [ ]안의 숫자는 결측된 표본의 수

초임에 관한 정보가 없는 경우, 현 직장의 임금으로부터 경력에 따른 성별 임금식<sup>8)</sup>으로부터 추정

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

## IV. 실증분석

### 1. 실증분석모형

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

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

8) 안주엽, 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」, 『노동경제논집』 24권 1호 (2001): 67-96.

로 정의되는데,  $T$ 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

$$d = 1 \text{ (탈출)}$$

$$0 \text{ (그렇지 않은 경우)}$$

로 정의되며, Kalbfleisch and Prentice(1980)에 따르면 일정 시간  $t$ 직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 탈출할 조건부 확률인 위험함수(hazard function)는

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr [t \leq T < t + \Delta t | T \geq t]}{\Delta t}$$

로 정의된다.  $\Pr[A]$ 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)의 세 요소로 구성되며

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

의 형태를 취하는 것으로 상정한다. 첫째 항의 탈출경로별 기준선위험  $h_0(t)$ 는 0 또는 양의 값을 가지는 함수로 경과기간 의존성을 나타낸다. 둘째 항  $\exp(X\beta)$ 는 관찰된 이질성을 나타내는 것으로,  $X$ 는 개인간의 관찰된 이질성을 통제하기 위한 설명변수의 벡터이

며,  $\beta$ 는 그에 상응하는 추정되어질 파라메터 벡터이다. 셋째 항  $v$ 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

$$\begin{aligned} h_0(t) &= \exp(\delta_k) & k-1 < \frac{t}{w} \leq k, \quad k=1,2,\dots,K \\ h_0(0) &= \exp(\delta_0) & k=0 \end{aligned}$$

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 0(零)이 된다. 이 경우  $t=0$ 에서 하나의 집중점(mass point)으로 나타나게 되며, 이를 고려하기 위해  $h_0(0)$ 의 정의가 필요하게 된다. 실증연구에서  $w=1$ 달에 해당하며  $K=12$ 이어서 최종 학교 종료 이후 12개월 동안의 미취업경과기간을 분석하게 된다.

## 2. 전체 표본의 추정 결과

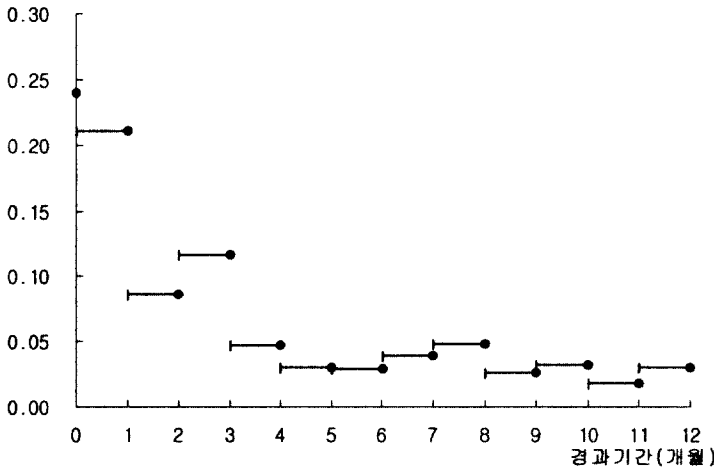
미취업상태에서 구직활동을 하는 가운데 제의받은 일자리를 받아들일지 거절할 것인지는 개인의 의중임금과 미취업기간의 영향을 받는다. 미취업기간이 길어지면 탈출확률이 낮아져 유보임금이 감소한다. 탈출확률을 추정하기 위해서는 미취업기간과 결정된 임금수준을 같이 고려해야 하나, 여기에서는 미취업기간과 탈출확률과의 관계만 알아보기로 한다. 또한 1998년 경제위기를 전후한 노동시장의 큰 변화가 미친 영향을 보고자 전체 표본을 추정함과 동시에 1998년 졸업을 기준으로 이전과 이후 표본을 나누어서 추정한다.

<표 6>과 [그림 1]은 전체 표본을 대상으로 한 모형의 추정치를 보여준다. [그림 1]은 기준선위험만 고려한 모형의 추정치에 떡지수를 취한 미취업상태로부터의 탈출확률(=기준선위험확률)을 도시하고 있다. 그림에서 보듯이, 탈출확률이 실직 초기 감소추세를 보



이다가 그 이후 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보이는 것을 확인할 수 있다.

(그림 1) 전체 표본에 대한 기준선위험의 추정치



[그림 1]의 전체 표본에 대한 재취업확률은 4개월 동안 24.0%에서 4.8%로 하락한 이후 3.0% 수준을 중심으로 변동한다. 먼저 어떠한 이질성도 통제하지 않은 상태에서 총 계합수 형태를 갖는 탈출위험률을 보면, 탈출확률이 최종 학교 졸업 후 3~4개월간 탈출 확률이 상당히 높으나 감소하는 추세를 보이고 그 이후에는 일정 수준을 중심으로 다소 변동한다. 즉, 초기에 탈출확률이 높으나 시간이 경과함에 따라 일자리탐색에서 얻어지는 정보의 보충에도 불구하고 탈출확률이 감소하는 부(-)의 경과기간 의존성을 보이고, 전환점(turning point)을 지난 후에는 일정한 낮은 수준에 머물러 경과기간 의존성이 존재하지 않는다.

다음으로 성별, 학력별, 지역별, 아르바이트 경험 유무별 이질성을 통제하고, 각 개인의 실업기간의 평균 실업률을 통제하였다. 남성 가변수의 추정치는 음(-)으로 나타나, 남성이 여성보다 탈출확률이 낮은 것을 알 수 있다. 학력별로는 고졸 이하를 기준으로 할 때 전문대졸의 탈출확률은 높은 반면 대졸 이상의 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.

경제위기 이후 졸업자와 비교할 때, 1993년 이전 졸업자와 1994~97년 졸업자 모두 미취업에서의 탈출확률이 높은 것으로 나타나, 경제위기 이후 미취업으로부터의 탈출 가능성이 낮아졌음을 알 수 있다. 한편 노동시장의 수요를 반영하는 미취업기간 중 평균실업률은 예상과는 전혀 다른 결과를 보여주고 있다. 즉, 전체 실업률이 높을수록 미취업에서의 탈출확률이 낮을 것으로 기대하였으나 결과는 정반대로 나타나고 있다.<sup>9)</sup>

<표 6> 전체 표본에 대한 추정결과:  $h(t) = \exp(\delta k) \exp(X\beta)$

전체 표본	기준선위험만 고려	관찰된 이질성 고려	졸업 연도 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)***
대졸 이상		-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(경험)		0.593(0.053)***	0.602(0.054)***
1993년이 전 졸업			0.576(0.051)***
1994~97년 졸업			0.460(0.051)***
미취업기간 중 평균실업률		0.051(0.012)***	0.160(0.012)***

주: ( )안은 표준오차

기준선 위험은 모두 0.01수준에서 유의

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

- 9) 본 연구의 초고를 제3회 한국노동패널학술대회에서 발표하였을 때, 이질성을 통제하는 실업률 변수의 특성 때문에 이러한 현상이 발생할 수 있다는 의견이 제기되었다. 첫 일자리를 취득하기까지의 기간 중 실업률의 변화가 심한 경우 실업률이 미취업탈출에 미치는 영향을 엄밀히 보고자, 각 표본의 미취업기간을 월 단위로 세분하고 각 기간(또는 시점)에서의 미취업탈출 여부를 로짓모형을 이용하여 분석한 결과가 <부표 1>에 제시되어 있다. 그러나 이 경우도 경과기간 모형의 추정치와 유사한 결과가 발생하며, 다만 실업률의 계수가 유의하지 않게 나타난다.

### 3. 분리 표본의 추정 결과

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

<표 7>은 1998년 이전 졸업 표본을 대상으로 한 모형의 추정 결과를 보여주고 있다. 전체 표본의 경우와 마찬가지로 탈출확률이 미취업 초기 일정 기간 동안 감소추세를 보이다가 그 이후 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보인다. 다음으로 성별, 학력별, 지역별, 아르바이트 경험 유무별 이질성을 통제하고, 각 개인의 실업기간의 평균 실업률을 통제하면 전체 표본의 경우와 몇 가지 다른 부호를 관찰할 수 있다. 대졸 이상의 경우 고졸 이하보다 미취업으로부터의 탈출확률이 통계적으로 유의하게 낮음을 알 수

<표 7> 분리 표본의 위험모형 추정: 1998년 이전 졸업

1998년 이전 졸업	기준선위험만 고려	관찰된 이질성 고려	졸업년도 구분 추가
0	-1.448(0.065)	-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)
대졸 이상		-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)***
1994~97년 졸업			0.045(0.062)
미취업기간 중 평균실업률		-0.084(0.022)***	-0.089(0.023)***

주: ( )안은 표준오차

기준선위험은 모두 0.01 수준에서 유의

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

있다.

전체 표본의 경우 실업률이 미치는 효과가 예상과 다르게 추정되었던 반면, 경제위기 이전의 졸업자 표본에서는 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 8>은 1998년 이후 졸업자 표본을 대상으로 한 모형의 추정치를 보여준다. 이질성을 통제하지 않은 경우 기준선위험은 전체 표본과 유사한 모습을 보이고 있다. 학력별로는 전문대졸, 대졸 이상, 고졸 이하의 순으로 탈출확률이 낮아지고 추정치가 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 즉, 경제위기의 충격이 상대적으로 저학력에서 심하였음을 알 수 있다. 졸업 연도 더미를 보면, 1999년 졸업자의 실업탈출률이 가장 낮았으며, 2000년

<표 8> 분리 표본의 위험모형 추정: 1998년 이후 졸업

1998년 이후 졸업	기준선위험만 고려	관찰된 이질성 고려	졸업년도 구분 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)
대졸 이상		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)
1998년 졸업더미			0.447(0.096)
2000년 졸업더미			3.502(0.089)
미취업기간 중 평균실업률		0.396(0.017)	1.264(0.017)

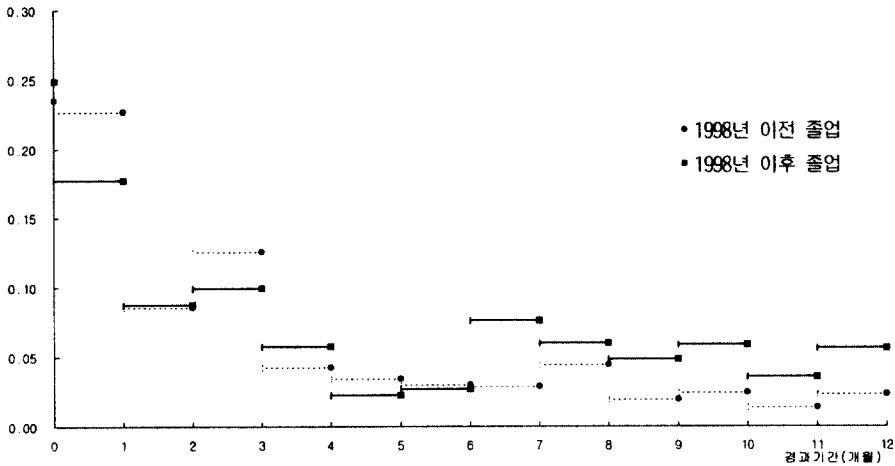
주: ( )안은 표준오차

기준선 위험은 모두 0.01 수준에서 유의.

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

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]에서 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] 분리 표본의 기준선위험 추정치



## V. 맺는 글

거의 완전고용 상태를 유지하여 오던 한국의 노동시장은 1997년 말 시작된 경제위기 에 따른 기업부도와 대량해고로 인하여 높은 실업률을 경험하게 되었다. 청년층 노동시 장은 경기변동에 더욱 민감하게 반응하였다. 경기침체에 따른 신규채용의 동결은 청년 층의 학교교육-노동시장 이행과정을 어렵게 만들었으며, 그 결과 청년층의 실업뿐 아니 라 미취업으로 표현되는 유휴화도 심각한 수준으로 상승하였다.

청년층 인적자원의 유희화가 갖는 부정적인 효과는 단기에서만뿐만 아니라 중장기에서도 심각하게 나타난다. 경제위기 이후 발생한 청년층 유희화 수준의 급상승은 청년층의 학교교육-노동시장 이행과정에서 미취업기간의 불필요한 장기화를 막기 위한 정책이 시급함을 시사한다. 장기적인 안목에서 볼 때 교육부문과 노동시장의 연계가 보다 효율적으로 이루어져 노동시장에서의 괴리를 줄이는 것이 청년 개인이나 사회 전체의 부정적 효과를 막는 길일 것이다. 이러한 점이 청년층 노동시장 또는 학교교육-노동시장 이행 과정을 연구하는 주요한 목적임이 분명하나, 이를 연구할 자료가 없었던 것이 현실이다.

다행스럽게 한국노동연구원이 매년 실시하는 「한국노동패널」 3차년도(2000년)에서 청년층에 대한 부가조사를 실시하여 학교교육-노동시장 이행과정을 연구하는 중요한 자료를 제공하고 있다. 본 연구는 청년층 부가조사 자료와 기존의 1~3차 본 조사 자료를 이용하여 청년층이 최종 학력을 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 음의 경과 의존성을 보인다. 여성의 미취업으로부터의 탈출확률이 남성보다 높은 것으로 나타나며, 경제위기 이전의 졸업자가 취업하는 데 소요된 기간이 경제위기 이후 졸업자에 비해 짧은 것으로 나타나, 경제위기가 청년층의 첫 일자리 취득에 부정적인 효과를 미쳤음을 알 수 있다.

경제위기 이전 졸업자를 표본으로 한 추정 결과는 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 이론적으로 예상되는 결론과는 달리, 실업률이 높아질수록 첫 일자리 취득에 소요되는 기간이 짧은 것으로 나타나고 있다. 이는 분석대상 기간을 12개월로 한정하여 그보다 긴 미취업기간은 12개월에서 우측절단한 데서 오는 결과일 수도 있으며, 또한 상대적으로 짧은 패널자료에서 나타나는 결과일 수도 있다. 이러한 자료상의 문제를 제외하고 생각한다면, 신규로 노동시장에 진입하는 청년층이 좋은 일자리 또는 괜찮은 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 일자리 제의(job offers)를 받아들여지게 되어 실업률이 미취업으로부터의 탈출확률에 반대로 작용하여 나타난 현상일 수도 있다. 이 경우 첫 일자리가 좋은 일자리(예를 들면 정규직 또는 상용

적)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 의중임금(reservation wage)이 변화하는 양상을 살펴볼 수 있을 것이다. 이 때 일자리 탐색에 대한 지원이 의중임금과 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. 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 것이다.

## 참 고 문 헌

- 안주엽. 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」. 『노동경제논집』 24권 1호 (2001. 3): 67-96.
- 조우현. 「청년층 노동자의 고용문제와 실업확률의 결정요인 분석」. 『노동경제논집』 18권 1호 (1995. 12): 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* 18 (2) (Spring 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 (December 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 : 199~234.

- 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 : 391~426.
- 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 (211) (April 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 : 349~390.
- 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 : 17~34.
- 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* 6 (3) (July 1988): 376~396.
- Lynch, L.M. "State Dependency in Youth Unemployment. A Lost Generation?." *Journal of Econometrics* 28 (1) (April 1985): 71~84.
- Lynch, L. M. "The Youth Labor Market in the Eighties: Determinants of Re-Employment Probabilities for Young Men and Women." *Review of Economics and Statistics* 71 (1) (February 1989) 37~45.
- Neumark, D. "Youth Labor Markets in the U.S.: Shopping Around vs. Staying Put." *NBER Working Paper* No. 6581 (May 1998).
- OECD . *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1983.
- OECD . *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1996.
- Van den Berg, G. J. and A. G. C. van Lomwel and J. C. Van Ours. "Unemployment Dynamics and Age." *Discussion Paper* No. 9897, Tinbergen Institute



(September 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 (July 1998): 273~285.

〈부표 1〉 실업률의 변화를 고려한 미취업탈출의 로짓모형

	전체 표본	1998년 이전 졸업	1998년 이후 졸업
1	-0.032 (0.541)	0.618 (0.779)	-0.665 (1.393)
2	-1.377 (0.536)	-0.789 (0.741)	0.570 (1.362)
3	-1.124 (0.516)	-0.310 (0.689)	0.693 (1.297)
4	-2.195 (0.567)	-1.558 (0.759)	1.476 (1.305)
5	-2.715 (0.637)	-1.868 (0.813)	2.348 (1.427)
6	-0.733 (0.518)	-2.042 (0.880)	-1.198 (1.260)
7	-2.443 (0.732)	-2.221 (0.956)	1.127 (1.425)
8	-2.316 (0.735)	-1.790 (0.895)	1.535 (1.462)
9	-3.055 (0.936)	-2.694 (1.195)	1.978 (1.644)
10	-2.837 (0.902)	-2.437 (1.143)	1.832 (1.615)
11	-3.347 (1.108)	-3.037 (1.452)	2.138 (1.884)
12	-3.095 (1.051)	-2.737 (1.386)	1.922 (1.883)
남성	-0.260 (0.157)	-0.275 (0.203)	0.219 (0.261)
전문대졸	0.143 (0.202)	0.040 (0.273)	-0.376 (0.318)
대졸 이상	0.188 (0.210)	0.060 (0.313)	-0.379 (0.299)
서울이의 광역시	-0.005 (0.198)	-0.049 (0.261)	-0.049 (0.323)
도지역	0.000 (0.188)	0.046 (0.243)	0.067 (0.319)
아르바이트 경험	-0.092 (0.203)	-0.119 (0.273)	0.014 (0.319)
1993년 이전 졸업	0.616 (0.314)		
1994~97년 졸업	0.533 (0.322)	-0.027 (0.223)	
1998년 졸업			0.384 (0.381)
2000년 졸업			0.564 (0.591)
실업률	0.048 (0.076)	0.069 (0.230)	0.057 (0.168)

주: ( )안의 수치는 표준오차.

abstract

---

## Duration to First Job of Korean Young Graduates: Before and After the Economic Crisis

Joyup Ahn and Seo Yeon Hong

Since the Economic Crisis at the end of 1997, unemployment rate soared up to the record-high 8.6% (February 1999) and, for youth aged 15~29, it was 14.6% (27.8% for aged 15~19). In spite of economic recovery after the crisis, new participants in labor market at the school-to-work transition have faced with difficulties in finding their first jobs and, even further, the ratio of youth at out-of-the labor force but not in school has remained at a higher level. It is important to calibrate the negative effects of nonemployment in the short-run as well as in the long-run, but there has been few study on the school-to-work transition in Korea. This study focus on the nonemployment duration to first job after formal education and comparison of its pattern before and after the crisis. A proportional hazard model, considering job preparation before graduation (21.4% of the sample), with the semi-parametric baseline hazard is applied to the sample from the Korean Labor and Income Panel Survey(1998~2000) and its Youth Supplemental Survey(2000). Interview of the Survey is conducted, by the Korea Labor Institute, to the same 5,000 household and 13,738 individual sample, guaranteeing nationwide representativeness. The Supplemental Survey consists of 3,302 young individuals aged 15 to 29 at the time of survey and 1,615 of them who are not in school and provide appropriate information is used for the analysis. The empirical results show that there exists negative duration dependence at the first three or for months at the transition period and no duration dependence since

a turning point of the baseline hazard rate and that unemployment rate reflecting labor demand conditions has a positive effect on exiting the nonemployment state, which is inconsistent with a theoretical conclusion. Estimation with samples separated by the date of graduating before and after the crisis shows that the effect of unemployment rate on the hazard was negative for the pre-crisis sample but positive for the post-crisis sample.