

## 경쟁리스크 생존모형을 통한 청년층의 첫 일자리 획득 분석\*

우해봉\*\* · 윤인진\*\*\*

### 초 록

본 연구는 청년층의 첫 일자리 획득 여부뿐만 아니라 첫 일자리의 질을 동시에 고려한 경쟁리스크 생존모형을 통하여 학교에서 직업으로의 이행과정에서 교육과 1997년 경제위기의 효과를 분석하였다. 한국고용정보원이 2001년 수집한 청년패널 자료를 사용한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 청년층의 미취업 기간이 경과함에 따라 취업할 확률이 낮아졌다. 둘째, 표준적 생존모형 분석은 1997년의 경제 위기 이후 청년층의 노동시장 진입이 어려워졌을 것이라는 일반적 기대와는 달리 경제위기 이후 졸업한 청년층이 경제위기 이전에 졸업한 청년층에 비해 첫 일자리 획득 확률이 상대적으로 높은 결과를 보였다. 셋째, 첫 일자리 획득 여부와 함께 첫 일자리의 질을 동시에 고려한 경쟁리스크 생존모형의 경우 교육은 안정적인 고용관계로의 전이에 그리고 경제위기는 불안정한 고용관계로의 전이에 상대적으로 강한 영향력을 행사한 것으로 나타났다.

주제어 : 청년층, 교육, 노동시장 이행, 경쟁리스크 생존모형

\* 본 논문의 초고는 제6회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄에서 발표되었다. 본 논문에 대해서 유익한 조언을 해 준 한국개발연구원의 최경수 박사와 익명의 논평자들에게 감사드린다. 하지만 본 논문에 대한 책임은 전적으로 필자들에게 있다.

\*\* 국민연금연구원 부연구위원, 주저자

\*\*\* 고려대학교 사회학과 교수, 교신저자, yoonin@korea.ac.kr

## I. 서론

국가 간 제도적 차이에 따른 노동시장에서의 차별적 계층화 현상은 사회과학자들로부터 많은 관심을 받았다(DiPrete, de Graaf, Luijkx, Tahlin, & Blossfeld, 1998; DiPrete & McManus, 1996; Kerckhoff, 1995).<sup>1)</sup> 정태적 차원에서의 국가 간 비교를 넘어 최근의 연구들은 중국(Bian & Logan, 1996; Nee, 1996)이나 러시아와 같은 구사회주의권 국가(Gerber, 2002, 2003; Gerber & Hout, 1998; Hanley, Yershova, & Anderson, 1995)에서 나타난 제도적 환경에서의 변화가 어떻게 노동시장에서의 차별적 성과물로 이어지고 있는가에 대한 동태적 연구로 확장되고 있다. 비록 제도적 변화의 규모와 속성에서는 차이를 보이지만 우리나라가 비교적 최근에 경험한 1997년 경제위기의 경우도 노동시장 환경에서의 변화와 노동시장 성과물 사이의 관계를 분석할 수 있는 독특한 분석의 장을 제공한다고 볼 수 있다.

제도적 환경에서의 변화와 노동시장 성과물 간의 관계에 관한 기존의 연구들은 대체로 새로운 시장경제의 등장이 직업이동, 임금결정, 엘리트층의 재생산과 순환에 갖는 영향에 초점을 맞추는 경향이 있다. 그러나 제도적 환경에서의 변화가 갖는 파급 효과는 기존 연구가 초점을 맞춘 분야에 국한되지는 않는다. 기존 연구의 연장선에서 본 연구는 1997년 경제위기를 전후로 한 노동시장 환경에서의 변화가 학교에서 노동시장으로의 이행(school-to-work transition)에 대해 갖는 함의에 초점을 둔다.

학교에서 직업으로의 이행과정에 대한 연구는 다음과 같은 이유에서 사회과학자들의 연구초점이 되었다. 첫째, 어떤 개인의 생애과정에 걸친 노동이력은 그 개인의 노동시장에서의 첫 위치에 의해 상당한 영향을 받고 있다(방하남·김기현, 2001; Blau & Duncan, 1967; Hauser & Featherman, 1976; Schill, McCartin, & Meyer, 1985; Sewell, Haller, & Portes, 1969). 기존 연구는 개인의 교육과 첫 일자리를 통해 세대 간 계층이동의 상당부분이 설명될 수 있음을 지적하고 있다. 이러한 지위획득 과정에서 일반적으로 교육은 부모의 계층적 위치와 자녀의 직업을 연결하는 주된 매개요인으로 파악된다. 하지만 교육은 동시에 부모의 계층적 위치(혹은 가족배경)에 의해서 설명될 수 없는 새

---

1) 국가 간에 존재하는 제도에서의 차이와 관련된 연구들은 대체로 교육제도, 직업훈련, 노동시장 규제, 노사관계, 가족의 역할에 초점을 맞추는 경향이 있다.

로운 변이를 야기하는 중요한 원천임이 지적될 필요가 있다(Mare, 2001).

둘째, 학교에서 노동시장으로의 이행 시기는 매개사건이나 개인들의 근로경험에 의한 것이 아닌 교육과 직업 사이의 순수한 연관성을 관측할 수 있는 중요한 생애과정의 단계이다. 이러한 점은 노동시장에 이미 진입한 개인의 경우 교육수준 이외에도 근로 경험과 같은 매개요인들이 노동시장에서의 성과를 결정하는데 복합적으로 작용한다는 점과 관련된다. 그러므로 학교에서 노동시장으로의 이행 시기는 교육에서의 차이가 노동시장에서의 계층화로 즉각적으로 전이되는 생애과정의 지점이라고 볼 수 있다.

마지막으로 노동시장 환경에서의 변화가 갖는 영향은 학교에서 노동시장으로 새로이 진입하는 코호트들의 경우에 가장 명확하게 관측되어질 수 있다. 이러한 점은 학교에서 노동시장으로 새로이 진입하는 개인들과 달리 이미 근로관계를 형성하고 있는 개인들의 경우 제도적 환경에서의 변화는 노사관계와 같은 요인들에 의해서 매개될 개연성이 상대적으로 높다는 점과 관계된다. 이러한 측면에서 우리나라가 경험한 1997년 말의 경제위기의 영향도 학교에서 노동시장으로의 이행과정을 고찰함으로써 더욱 명확하게 관측될 것으로 추측할 수 있다.

학교에서 노동시장으로의 이행이 갖는 중요성에도 불구하고 국내에서 이루어진 청년층의 노동시장 이행과정에 대한 연구는 노동시장 일반에 대한 연구에 비해서 상대적으로 제한적이다. 하지만 최근 청년실업이 매우 중요한 사회문제로서 부각됨으로 인해 청년층의 노동시장 활동과 관련된 연구도 점차 증가하고 있다. 국내에서 이루어진 청년층의 노동시장 활동과 관련된 연구는 대체로 노동시장으로의 최초 진입과정(안주엽·홍서연, 2002; 양심영, 2000; 이병희, 2003; 이병희 외, 2002) 및 첫 직업과 이후 노동이동 사이의 관계(김성환·최바울, 2003; 류장수, 2003; 양심영, 2000; 이병희 외, 2002; 전용석·김준영, 2003)를 중심으로 진행되었다. 청년층의 노동시장 진입과 이동에 관한 이들 연구에서 널리 활용된 노동시장 성과물로는 일자리 획득 여부, 고용형태, 임금수준 등을 들 수 있다(류장수, 2003; 이규용·김용현, 2003).

청년층의 노동시장 진입과 관련하여 기존 연구는 졸업 후 노동시장에 진입하기까지 오랜 시간이 걸리기 때문에 청년층 노동력의 미취업에 따른 유희인력화가 심각한 수준에 이르고 있음을 지적하고 있다(이병희, 2001a, 2003). 노동시장 진입과 관련하여 기존 연구들은 또한 미취업 기간이 길어질수록 취업의 확률이 낮아지는 음의 경과기간 의존성(negative duration dependence) 현상이 나타남을 지적하고 있다(양심영,

2000; 안주엽·홍서연, 2002; 이병희, 2003).

청년층이 경험하는 노동시장 진입과정에서의 어려움은 현 한국노동시장의 구조적 변화와 밀접한 관련을 맺고 있다. 최근에 이루어진 연구결과들은 청년층(특히, 저학력 청년층) 노동시장에서 비정규직의 비중이 점차 증가하는 경향과 함께 좋은 일자리가 줄어들고 있음을 지적하고 있다(김안국, 2003; 양심영, 2000; 이병희, 2003). 비정규직 혹은 불안정한 일자리가 증가하고 있는 상황에서 최근 연구의 초점은 비정규직/불안정 고용 경험과 경력이동 사이의 관계이다. 이러한 점은 비록 노동시장 진입 초기에는 불안정한 고용관계를 경험하지만 비정규직 경험이 이후의 안정적인 고용관계 형성으로 이어질 경우 초기의 불안정 고용관계가 갖는 부정적인 영향은 상당부분 줄어드는 것과 관련된다. 하지만 노동시장 진입 이후 직장정착 과정과 관련하여 기존연구는 과거의 노동시장 경험이 노동이동에 미치는 영향은 크지 않음을 지적하고 있다(최경수, 1999).

특히, 기존연구는 노동이동과 관련하여 비정규직 일자리 취업경력이 정규직으로의 재취업 가능성을 낮추는 반면 비정규직으로의 재취업 가능성을 높이는 비정규직에서의 상태 의존성이 존재함을 지적하고 있다(류기철, 2000; 이병희, 2001b, 2003; 이효수, 2002; 한준장지연, 2000). 비정규직 경험의 누적은 또한 이후 일자리에서의 임금 상승에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다(이병희, 2002).

전반적으로 청년층의 노동시장 진입 및 노동이동과 관련된 이러한 연구결과들은 졸업 이후 청년층의 첫 일자리 획득이 이들의 생애과정에 걸친 노동이력 형성에서 매우 중요한 분기점이 되며, 이에 대한 충분한 연구가 이루어질 필요가 있음을 시사한다. 본 연구는 한국고용정보원의 청년패널조사 자료를 활용하여 청년층의 첫 일자리 획득 과정을 분석하며, 청년층의 학교에서 노동시장으로의 이행과정에서 교육과 1997년의 경제위기가 미친 영향에 초점을 맞춘다.

특히, 본 연구는 기존 연구를 확장하여 일자리 획득 여부와 일자리의 속성을 통합하는 방식을 취한다. 청년층이 획득하는 일자리의 질을 고려하지 않은 분석은 청년층의 노동시장 성과를 측정하는데 있어서 한계를 지닌다. 이러한 문제는 청년층의 고용 행태에 있어서 커다란 변화(예를 들면, 하향취업 현상)를 가져온 것으로 추정되는 1997년 말의 경제위기를 전후로 한 청년층의 노동시장 진입을 측정하는 경우에 더욱 그러하다. 구직여부와 고용의 질을 동시에 고려하는 이러한 접근은 또한 사회경제적 지위(교육수준)나 노동시장 환경변화(경제위기)가 첫 일자리의 유형에 따라 어떠한 차

별적 효과를 가지고 있는가에 대해서도 유의미한 함의를 제공할 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

## II. 자료 및 연구방법

### 1. 분석자료

본 연구에서 사용하는 자료는 한국고용정보원이 2001년부터 수집하고 있는 청년패널조사 자료이다. 청년패널 예비조사가 시작된 2001년의 경우 만 15-29세 청년층 8,296명을 조사대상으로 하여 교육, 직업선택, 노동시장 이행 등에 관한 조사가 이루어졌다. 본 연구에서 사용되는 분석대상 표본은 2001년에 이루어진 예비조사 이후 2002년 구축이 완료된 패널성원 중 2001년 1차 조사에서 정규교육 졸업 후 첫 일자리에 관한 정보를 제공하고 있는 개인들이다. 최종 분석대상과 관련하여 본 연구는 다음의 관련 조건들을 충족하는 개인들로 분석대상을 한정한다.

첫째, 본 연구는 정규교육을 졸업한 청년층의 노동시장 이행과정에 초점을 두기에 정규교육 과정을 졸업한 개인들로 분석대상을 한정한다. 비록 청년패널 자료의 경우 정규교육 과정을 중도에 이탈한 개인들(dropouts)을 포함하고 있지만, 이들의 경우 본 연구에서 핵심적 정보인 정규교육 과정을 이탈한 시점에 대한 정보가 제공되지 않는 관계로 분석대상에서 제외한다.

둘째, 본 연구는 학교로부터 노동시장으로의 이행을 완료한 개인들을 분석대상으로 한다. 비록 청년패널 자료의 경우 직업과 학교교육을 병행하는 개인들을 포함하고 있지만 이들은 학교에서 노동시장으로의 일방향적 이행(uni-directional transition)과 관련된 분석에 많은 제약을 부과하기에 본 연구의 분석대상에서 제외한다.

셋째, 우리나라 청년층의 경우 정규교육을 졸업하기 이전에 구직활동을 시작하는 것이 보편적이기 때문에 첫 일자리 획득시점이 정규교육 졸업시점을 선행하는 경우가 존재한다. 특히, 본 연구가 기초로 하고 있는 2001년 청년패널조사의 경우 첫 일자리 획득과 관련해서 회고적(retrospective) 정보를 제공하기에 첫 일자리 획득시점의 정확

한 교육수준을 판별하는데 어려움이 존재한다. 비록 제한적이지만 본 연구에서는 노동시장에서 학교로 역이행한 개인들을 제외시키기 위해 첫 일자리 획득 이후 최종학교 졸업까지의 기간이 12개월을 초과하는 개인들을 분석대상에서 제외한다.

넷째, 첫 일자리의 분석과 관련하여 본 연구는 분석대상을 (첫 일자리를 획득한 경우) 임금근로자로 한정한다. 이는 청년층의 첫 일자리 고용형태가 비임금근로자(고용주/자영업자/무급가족종사자)인 사례가 적을 뿐만 아니라 비임금근로자의 경우 첫 일자리의 안정성과 관련하여 매우 이질적인 개인들로 구성되어 있기 때문이다. 마지막으로 분석모형과 관련된 변수들에서 결측값을 갖는 사례들을 분석대상에서 제외한 후 최종적으로 2,068명을 대상으로 최종 표본을 구성하였다.

## 2. 연구방법

### 1) 변수

첫째, 학교에서 노동시장으로의 이행을 분석하기 위해 사용되는 분석대상은 졸업과 첫 일자리 획득 사이의 미취업 기간이다(센소링(censoring)의 경우 면접시점까지의 기간). 본 연구의 경우 실업과 비경제활동 사이의 구분은 이루어지지 않는다. 또한 측정단위와 관련해서는 졸업 이후 첫 일자리까지의 미취업 기간을 보다 정확하게 측정하기 위해 월 단위로 미취업 기간을 측정하였다. 청년패널조사에서의 첫 일자리는 정규교육을 졸업한 후 수입을 목적으로 일정한 사업체에서 전일제로 일한 경우를 의미하며, 정규교육 기간 중 학업을 하면서 일한 파트타임 근로경험은 제외된다.<sup>2)</sup>

앞에서 언급했듯이 본 연구는 첫 일자리 획득 여부뿐만 아니라 첫 일자리의 질을 동시에 고려하는데, 첫 일자리의 질과 관련해서 고려되는 사항은 종사상 지위와 사업체 규모이다. 우선, 종사상 지위와 관련 청년패널조사는 임금근로자를 상용직과 임시·일용직으로 구분하고 있다. 상용직은 계약기간을 특별히 정하지 않은 임금근로자와

---

2) 기존 연구의 경우 일자리의 획득 여부 외에도 일자리에서 획득한 임금 또한 중요한 노동시장 성과물로 고려된다. 비록 임금이 일자리의 질을 평가하는 하나의 중요한 변수이지만, 본 연구는 임금 대신 종사상 지위와 사업체 규모를 통한 일자리의 안정성에 초점을 맞추어 첫 일자리의 질을 분석한다.

계약기간이 1년을 초과하는 임금근로자를, 그리고 임시·일용직은 계약기간이 1년 이하인 임금근로자와 고정된 사업장 없이 며칠 또는 몇 주간씩 일하는 임금근로자를 각각 의미한다.

본 연구는 또한 우리나라 노동시장에서 기업규모가 갖는 중요성을 고려하여 사업체 종사자 수를 추가적으로 고려한다.<sup>3)</sup> 이러한 점은 고용계약 기간에 기초한 종사상 지위만을 기준으로 할 경우 임시·일용직의 범주에는 포함되지 않으나 고용관계가 불안정하여 사회적 보호가 필요한 취약 근로자층이 존재한다는 것과 관련된다. 현재 기업 규모의 분류와 관련하여 확립된 구분기준은 존재하지 않지만 본 연구의 경우 10인 미만의 사업체(영세기업)와 10인 이상의 사업체(중기업 및 대기업)를 구분한다.<sup>4)</sup>

이러한 종사상 지위와 기업체 규모를 고려하여 본 연구는 임금근로자를 고용의 안정성 측면에서 두 집단으로 분류한다. 구체적으로 본 연구는 (첫 일자리를 획득한 경우) 임금근로자를 10인 이상 사업체에 고용된 상용직 임금근로자(이하 10인 이상 상용직으로 명명)와 사업체 규모가 10인 미만이거나 종사상 지위가 임시 혹은 일용직인 임금근로자(이하 10인 미만 상용직·임시일용직으로 명명)로 분류한다.<sup>5)</sup>

둘째, 졸업 후 첫 일자리까지의 미취업 기간을 예측하는 핵심 변수들로 본 연구는 교육과 졸업시점을 고려한다. 개인의 사회경제적 지위를 표상하는 교육은 본 연구의 경우 연속변수로 정규교육 이수기간(년)을 사용하여 측정되었다.<sup>6)</sup> 개인적 수준의 교

3) 김영미·한준(2007)은 우리나라 노동시장에서 임금불평등을 초래하는 두 가지 주된 요인으로 종사상 지위별 그리고 기업규모별 격차문제를 지적한다. 최근의 임금불평등과 관련된 연구결과를 살펴보면 정규직과 비정규직의 임금격차보다 기업규모별 임금격차가 더욱 높은 것으로 나타나고 있다(정이환, 2006; 정성미, 2007). 이러한 결과는 우리나라 노동시장에 존재하는 불평등의 분화 지점을 종사상 지위와 기업규모에서 찾을 수 있음을 시사하고 있다.

4) 정성미(2007)의 분석에 의하면 노사정위원회의 정규직/비정규직 분류와 통계청의 상용직/임시·일용직 분류를 조합할 경우 10인 미만의 사업체에서 고용지위와 근로조건이 유의미하게 불일치를 보인다.

5) 본 연구의 분석대상 표본의 경우 종사상 지위(고용계약 기간)에만 기초할 경우 임시·일용직은 첫 일자리를 획득한 청년층의 7.34%로 첫 일자리의 안정성 측면에서 일자리 내부의 이질성을 파악하기에 매우 제한적이다. 종사상 지위에서는 상용직으로 분류되나 10인 미만의 사업장에서 첫 일자리를 시작한 청년층의 직업을 구체적으로 살펴보면 전문직에 종사하는 개인들은 극히 제한적인데, 주된 직업으로는 인사/노무사무원(10.6%), 상점판매원(9.6%), 문리/어학계 학원강사(5.4%), 구매/자재사무원(5.2%) 등이 나타나고 있다.

6) 분석모형에서 교육변수의 취급과 관련하여 본 연구는 전통적인 지위획득(status attainment) 모형을 따른다. 교육수준의 질적 차이와 관련하여 본 연구는 또한 교육을 범주형(고졸 이하, 전문대

육수준에 추가하여 본 연구는 또한 1997년 말에 발생한 경제위기와 관련된 노동시장 환경변화의 효과를 고려한다. 본 연구는 노동시장에 새로이 진입하는 코호트들의 첫 일자리 획득과정을 비교함으로써 노동시장 환경에서의 변화가 갖는 효과를 파악하는 방식을 취한다. 1997년 말의 경제위기 이후 노동시장에서 급격한 구조적 변화가 있었다는 점을 고려하여 본 연구에서는 1998년 이후에 정규교육을 졸업한 개인들을 표시하는 더미변수를 구성한다.<sup>7)</sup>

마지막으로 본 연구는 또한 학교로부터 노동시장으로의 이행과 관련된 기타 사회인구학적 변수들을 고려한다. 개인적 수준의 사회인구학적 변수로는 성(여성=1)을 그리고 가족배경과 관련해서는 부모의 교육수준을 고려한다. 부모의 교육수준은 연속변수(정규교육 이수기간)로 아버지의 교육수준을 우선으로 하였으며, 아버지의 교육수준을 활용할 수 없는 경우 어머니의 교육수준으로 대체하였다. 본 연구에서는 또한 정규교육 기간 동안 경험한 취업과 관련된 활동들을 측정하는 더미변수들을 고려한다. 파트타임 경험 여부(유경험자=1)와 자격증 취득 여부(취득자=1) 모두 정규교육을 졸업하기 이전에 파트타임 근로 경험이 있거나 자격증을 취득했는가를 측정한다.

## 2) 분석모형

학교에서 노동시장으로의 이행과정을 분석하기 위해 본 연구에서 사용하는 기본적인 분석모형은 이산형(혹은 비연속형) 해저드모형(discrete-time hazard model)이다. 현재 국내에서 널리 활용되는 콕스모형(Cox hazard model)에 비해 이산형 생존모형이 갖는 중요한 장점은 기준선 해저드(baseline hazard)의 형태를 명시적으로 확인할 수 있다는 점인데, 기준선 해저드는 미취업 기간의 경과에 따른 취업패턴과 관련된 유용한 정보를 제공한다. 비록 콕스모형이 기준선 해저드의 형태에 대해 특별한 제약을 부과하지 않는 장점이 있지만, 이산형 해저드모형의 경우에도 이러한 기준선 해저드 형태의 유연성은 충분한 수의 시간더미(temporal dummy)를 사용함으로써 달성될 수 있다.<sup>8)</sup>

줄, 대줄 이상)으로 구분한 모형을 검토하였지만 양 접근은 기본적으로 일관된 결과를 제시한다.  
7) 본 연구에서는 이러한 경제위기를 준거점으로 한 더미변수 구성 외에도 경제위기 이전 코호트 사이의 이질성을 추가적으로 검토하였지만 분석결과는 경제위기를 전후로 한 졸업 코호트들 사이의 차이가 주된 것임을 보여준다.

구체적인 분석모형과 관련하여, 첫째, 본 연구는 첫 일자리 획득 생명표(first-job attainment life table)를 구성하여 정규교육 졸업 이후 미취업 기간의 경과에 따른 첫 일자리 획득 해저드 확률의 변화를 살펴본다. 또한 첫 일자리 획득 기간의 분포에 대한 집중경향(central tendency)의 측정치로 미취업 기간의 중앙값(median lifetime)을 계산한다. 둘째, 본 연구는 교육과 졸업시점이 청년층의 첫 일자리 획득과 어떠한 관련성을 갖는가를 분석한다. 시간을 표시하는 더미변수( $D_{ij}$ )와 예측변수( $X_{ij}$ )를 사용하여 본 분석에서 사용되는 이산형 해저드모형을 모형화하면 다음과 같이 나타낼 수 있다( $i$ 는 개인 그리고  $j$ 는 미취업 기간을 각각 표시함).

$$\log\left(\frac{h(t_{ij})}{1-h(t_{ij})}\right) = [\alpha_1 D_{1ij} + \alpha_2 D_{2ij} + \dots + \alpha_j D_{Jij}]. \quad (1)$$

$$\log\left(\frac{h(t_{ij})}{1-h(t_{ij})}\right) = [\alpha_1 D_{1ij} + \alpha_2 D_{2ij} + \dots + \alpha_j D_{Jij}] + [\beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \dots + \beta_p X_{pij}]. \quad (2)$$

방정식 (1)은 미취업 기간의 경과에 따른 기준선 해저드의 형태를 표상한다. 방정식에 포함된 더미변수들( $D$ )의 계수( $\alpha$ )는 복합 상수항(multiple intercepts)의 역할을 하는데, 집합적으로 이들 계수는 미취업 기간의 경과에 따른 기준선 로짓 해저드의 형태를 나타낸다.<sup>9)</sup> 방정식 (2)는 기준선 해저드와 함께 예측변수들의 효과를 동시에 고려하는 모형이다. 예측변수들( $X$ )의 계수( $\beta$ )는 준거집단(다른 예측변인들을 통제된 상태에서 해당 예측변인의 값이 영(zero)에 해당하는 집단)에 대비해 기준선 해저드가 상하 수직으로 이동하는 효과를 나타낸다.

방정식 (1)과 (2)에서 표현되었듯이 링크함수(link function)와 관련해서 본 연구는 로짓 링크(logit link)를 사용한다. 본 연구에서 사용되는 시간(졸업 후 첫 일자리까지의 미취업 기간)이 이산적(discrete)이라기보다는 본질적으로 연속적(continuous)인 속

8) 이산형 생존분석에서 설정된 기준선 해저드의 형태가 적절한지의 여부는 분석모형에 포함된 관련변수들의 계수들을 콕스모형과 비교함으로써 판단되어질 수 있다. 이러한 점에서 콕스모형은 기준선 해저드의 형태를 설정하는데 있어서 하나의 유용한 준거점 역할을 한다.

9) 예측변인들이 모형에 포함되는 방정식 (2)의 경우 기준선 해저드는 모든 예측변인들의 값이 영(zero)일 때의 로짓 해저드 값을 의미한다.

성을 갖고 있음을 고려할 때 로짓 링크보다는 보(여) 로그-로그 링크(complementary log-log link)를 사용하는 것이 보다 유용한 측면이 있지만 로짓 모형에 대한 연구자들의 이해도가 높은 점 그리고 일반적으로 해저드가 높지 않는 한 두 링크 함수로부터 도출된 기준선 해저드의 형태는 유사하다.<sup>10)</sup>

본 연구의 경우 기준선 해저드의 형태와 관련하여 미취업 기간을 표시하는 모든 시간더미들을 분석에 포함하는 대신 이들을 그룹화하는 방식을 취한다. 비록 월 단위로 측정된 모든 미취업 시간더미를 사용하는 것이 기준선 해저드의 형태에 유연성을 부여할 수 있는 장점이 있지만, 이러한 방법은 추정해야 할 모수의 증가 문제와 해저드 자체의 변동이 아닌 표집 변이에 기인한 기준선 해저드의 변동 가능성 등의 문제를 가지고 있다(Beck, Katz, & Tucker, 1998; Efron, 1988; Fahrmeir & Wagenpfeil, 1996). 본 분석에서는 월 단위로 측정된 미취업 기간별 해저드의 변화를 기초로 해저드의 크기가 유사한 구간을 그룹화하여 총 7개의 시간더미를 구성한다.

셋째, 본 연구는 경쟁리스크 해저드모형(competing-risks hazard model)을 활용하여 첫 일자리 획득과 관련된 변수들의 효과가 첫 일자리의 속성에 따라 변화하는지를 분석한다. 표준적인 생존분석의 경우 어떤 하나의 상태에서 시작한 모든 표본 성원들이 단일의 목적 사건(target event)을 경험하였는가를 분석한다. 이에 비해 경쟁리스크 생존모형의 경우 개인들은 하나의 상태에서 시작하지만 하나의 사건이 아닌 여러 개의 사건 중의 하나를 경험하는 것이 가능하다.

경쟁리스크 생존모형의 기본적인 가정은 예측변인들을 통제된 상태에서 한 사건의 발생이 다른 사건의 발생 리스크에 대한 정보를 제공하지 않는다는 것이다(noninformativeness). 이러한 비정보성 가정의 충족 여부에 대한 공식적 검정방법이 존재하지 않기에 이 가정의 충족 여부는 연구맥락이나 설정된 모형에 의존할 수밖에 없다. 이러한 비판을 피하기 위해 경쟁적 관계에 있는 사건들을 별도로 구분하지 않는 표준적인 생존모형을 사용할 것이 제안되기도 하지만 이러한 접근은 경쟁적 사건들 사이에 존재하는 유의미한 차이를 간과할 수 있는 단점이 있다.<sup>11)</sup>

10) 시간과 예측변수와의 상호작용을 고려하지 않는 경우 이산형 보 로그-로그 해저드 모형과 연속형 콕스 해저드 모형은 모두 비례적 해저드 가정(proportional hazard assumption)에 기초하고 있다.

11) 연속형 생존모형에 비해 이산형 생존모형은 경쟁리스크 해저드모형을 추정하는데 보다 큰 어려움을 부여하는 측면이 있다. 이러한 어려움은 연속형 생존모형에 비해 이산형 생존모형의 경우

예를 들어 본 연구에서 고려되는 졸업시점의 효과와 관련 표준적인 생존모형은 첫 일자리의 속성과 관계없이 졸업시점의 효과가 일정하다는 가정을 수반한다. 그러나 기존의 연구결과들은 1997년 말의 경제위기 이후 청년층의 고용관계가 불안정해지고 있음을 지적하고 있다. 이러한 점은 경제위기 이후 노동시장에 처음으로 진입하는 청년층의 경우 상대적으로 (안정적인 고용관계보다는) 불안정한 일자리를 획득할 개연성이 매우 높을 것임을 시사하고 있다.

표준적인 해저드모형에 비해 경쟁리스크 해저드모형의 경우 두 가지 형태의 센소링, 즉 어떤 형태의 사건도 경험하지 않은 경우(fully censored)와 목적 사건의 발생 이전에 경쟁관계에 있는 사건을 경험한 경우(event censored)가 존재한다. 경쟁리스크 생존모형에서 경쟁관계에 있는 사건의 발생은 센소링의 역할을 함으로써 해당 개인을 모든 다른 리스크 집합에서 제외하는 역할을 한다(Blossfeld & Rohwer, 2002; Singer & Willett, 2003).

### III. 분석 결과

#### 1. 첫 일자리 획득 기준선 해저드의 형태

〈표 1〉은 정규교육을 졸업한 2,068명의 졸업과 첫 일자리 획득 사이의 미취업 기간(월 단위)의 분포를 기술하는 기본적 도구인 생명표를 보여주고 있다(지면의 제약으로 생명표는 졸업 후 36개월까지의 기간으로 한정한다). 〈표 1〉은 2,068명 중에서 506명이 졸업 후 1개월 도달 이전(졸업 전 취업 포함)에 첫 일자리를 획득하였으며, 이들을 제외한 1,562명이 다음 미취업 구간으로 진입함을 보여준다. 또한 정규교육을 졸업한 후 미취업 기간이 1개월에 도달한 이들 1,562명 중에서 232명은 졸업 후 2개월 도달 이전에 첫 일자리를 획득하였으며, 센소링이 발생한 1명이 존재한다. 전체적으로 〈표 1〉에서 제시된 생명표는 미취업 기간이 길어짐에 따라 정규교육 졸업 후

전체 우도함수(likelihood function)가 사건 특수적(event-specific) 우도함수로 분해가 되지 않는 것과 관련된다(이에 대한 보다 깊이 있는 논의는 Allison(1982) 참조).

첫 일자리를 획득할 해저드 확률이 감소함을 보여주고 있으며, 변화의 크기는 상대적으로 졸업 후 초기시점에 더욱 큰 것으로 나타나고 있다. 결과적으로 미취업 기간이 4개월 이상인 경우 첫 일자리 획득과 관련된 해저드 확률은 전반적으로 감소하는 경향을 보이지만 그 변화는 상대적으로 미미한 수준이다.

생명표를 통한 정규교육 졸업 후 첫 일자리 획득까지의 기간에 대한 전반적 기술에 추가하여 미취업 기간의 분포를 요약하는 통계치도 유용한 정보를 제공한다. 경과 기간(duration)과 관련된 자료의 집중경향 측정치로는 사건발생 기간까지의 중앙값(median lifetime)이 널리 활용되는데, 이는 생명표에서 계산된 생존확률의 추정값이 .5에 해당하는 기간이다.<sup>12)</sup> 본 연구의 경우 월 단위로 측정된 이산적(discrete) 미취업 기간을 사용하기에 생존확률이 .5에 해당하는 중앙값은 내삽법(interpolation)을 사용하여 계산할 수 있다. 선형 내삽법(Miller, 1981)을 통해 첫 일자리 획득 기간의 중앙값을 계산하면 6.6개월로 나타난다. 따라서 본 청년패널 자료의 경우 정규교육을 졸업한 청년층의 절반이 6.6개월 이내에 (그리고 나머지 절반이 6.6개월 이후에) 첫 일자리를 획득하는 것으로 나타나고 있다.

앞에서 논의하였듯이 <표 1>은 또한 이산형 해저드모형에서 기준선 해저드의 형태를 표시하는 시간더미들의 사용과 관련하여 월 단위로 측정된 모든 더미변수들을 모형에 포함할 실익이 크지 않음을 보여준다.<sup>13)</sup> 다시 말하면 생명표에 나타나는 해저드 추정치의 변화는 미취업 기간의 경과에 따라 지속적으로 큰 변동을 보이기보다는 정규교육 졸업 후 초기에는 상대적으로 큰 변화를 그리고 미취업 기간이 길어짐에 따라 작은 변화만을 보여주고 있다. 따라서 다음 섹션에서 이루어지는 분석에서는 이러한 미취업 기간의 경과에 따른 해저드의 변화를 적절하게 반영하기 위해 미취업 기간의 초기에는 상대적으로 많은 수의 시간더미를 그리고 미취업 기간이 길어짐에 따라 적은 수의 시간더미를 구성한다(0개월, 1개월, 2-3개월, 4-6개월, 7-12개월, 13-24개월, 25개월 이상).<sup>14)</sup>

12) 본 연구의 자료처럼 센소링이 발생하는 자료의 경우 평균(mean)은 전체 표본의 집중경향에 대한 적절한 측정치가 아니다.

13) 본 분석의 경우 사건(첫 일자리 획득)이 발생하지 않은 미취업 구간을 제외할 경우 모형에 사용되는 시간더미 변수들의 수는 총 112개이다.

14) 미취업 기간을 그룹화하여 간결화하는 이러한 접근의 적절성 평가는 또한 그룹화를 한 모형과 그룹화 대신 모든 시간더미 변수들을 사용한 모형에서 예측변수들의 효과를 비교함으로써 이루어질 수 있다.

&lt;표 1&gt; 첫 일자리 획득 생명표

개월	구간	구간 진입자	첫 일자리 획득자	센소링 발생자	해저드 확률	생존 확률
0	[0, 1)	2,068	506	0	.245	.755
1	[1, 2)	1,562	232	1	.149	.643
2	[2, 3)	1,329	99	4	.075	.595
3	[3, 4)	1,226	65	6	.053	.564
4	[4, 5)	1,155	35	1	.030	.547
5	[5, 6)	1,119	35	0	.031	.530
6	[6, 7)	1,084	43	0	.040	.509
7	[7, 8)	1,041	29	6	.028	.494
8	[8, 9)	1,006	30	45	.030	.480
9	[9, 10)	931	25	64	.027	.467
10	[10, 11)	842	18	4	.021	.457
11	[11, 12)	820	26	0	.032	.442
12	[12, 13)	794	29	0	.037	.426
13	[13, 14)	765	36	0	.047	.406
14	[14, 15)	729	24	1	.033	.393
15	[15, 16)	704	26	0	.037	.378
16	[16, 17)	678	14	1	.021	.370
17	[17, 18)	663	18	0	.027	.360
18	[18, 19)	645	16	0	.025	.351
19	[19, 20)	629	13	2	.021	.344
20	[20, 21)	614	15	17	.024	.336
21	[21, 22)	582	10	22	.017	.330
22	[22, 23)	550	10	1	.018	.324
23	[23, 24)	539	11	0	.020	.317
24	[24, 25)	528	15	0	.028	.308
25	[25, 26)	513	18	0	.035	.298
26	[26, 27)	495	17	0	.034	.287
27	[27, 28)	478	13	1	.027	.280
28	[28, 29)	464	7	0	.015	.275
29	[29, 30)	457	10	0	.022	.269
30	[30, 31)	447	10	0	.022	.263
31	[31, 32)	437	10	2	.023	.257
32	[32, 33)	425	11	9	.026	.251
33	[33, 34)	405	6	21	.015	.247
34	[34, 35)	378	7	0	.019	.242
35	[35, 36)	371	6	0	.016	.238
36	[36, 37)	365	7	0	.019	.234

주 : 정규교육 졸업 후 36개월까지의 생명표임; 해저드확률과 생존확률은 모집단 값에 대한 표본추정치임.

## 2. 첫 일자리 획득 여부

〈표 2〉는 첫 일자리 획득 여부에 관한 이산형 생존모형의 모수 추정치와 표준오차를 보여주고 있다. 모형 1의 경우 7개의 시간 더미변수들만을 포함하고 있는데(D1-D7), 이들 7개의 시간더미 변수의 계수값들이 집합적으로 미취업 기간의 경과에 따른 기준선 해저드의 형태를 보여주고 있다. 미취업 기간의 경과에 따른 기준선 해저드의 형태는 이미 앞에서 살펴본 첫 일자리 획득 생명표에서 분석되었지만, 〈표 2〉의 이산형 해저드 모형 결과에서도 로짓과 해저드 사이의 관계를 이용해 추정될 수 있다. 예를 들어, 모형 1의 두 번째 시간더미(D2: 미취업 기간 1개월) 추정치(-1.746)를 해저드 척도로 변환하면 이에 상응하는 해저드 추정치는  $\hat{h}(t_j) = \frac{1}{1 + e^{-\hat{\alpha}_j}} = \frac{1}{1 + e^{-(-1.746)}} = .149$ 로 〈표 1〉의 생명표에서 제시된 추정치와 동일하다.

모형 2는 기준선 해저드를 표상하는 시간더미 변수들에 추가하여 교육수준을 포함하고 있는데, 이는 전체 미취업 기간 동안 기준선 해저드가 정규교육 이수기간(년)에 따라 수직으로 이동하는 양상을 보여준다. 오즈비(odds ratio)의 차원에서 교육의 효과를 해석할 경우 모형 2는 이수한 교육기간에서 1년 증가가 대략 첫 일자리를 획득할 오즈에서의 12% 증가로 이어지는 것을 보여주고 있다.<sup>15)</sup>

모형 3은 기준선 해저드에 추가하여 졸업시점의 효과를 보여주고 있는데, 계수의 추정치는 경제위기 이후인 1998년 이후 졸업 코호트의 경우 경제위기 이전 졸업 코호트에 비해 첫 일자리를 획득할 오즈가 대략 60% 정도 높은 것으로 나타나고 있다. 교육과 졸업시점이 갖는 효과는 두 변수를 동시에 고려하는 모형 4 그리고 나머지 통제변수들을 모두 고려하는 모형 5의 경우에도 일관되게 나타나고 있다.

교육수준과 취업여부 사이의 양(+)의 관계는 예측 가능한 관계이지만, 졸업시점의 경우 경제위기 이후 청년층의 노동시장 진입이 어려워졌을 것이라는 일반적인 기대와

15) 교육의 효과와 관련하여 교육이 갖는 생산성을 고려할 수 있지만 교육이 갖는 신호(signal)로서의 역할도 고려될 수 있다. 이러한 신호로서의 교육의 역할은 노동시장에 처음으로 진입하는 경우에 더욱 현저하게 나타날 수 있는데, 이는 노동시장에서 경력을 형성하고 있는 개인들의 경우 기존의 노동이력을 통해 이들의 생산성에 대한 정보가 제공되는 것과 관련된다. 하지만 현재까지 노동시장에서 고용주의 전략, 특히 고용주가 학교에서 노동시장으로 새로이 진입하는 개인들을 평정하는 방식에 대해서는 거의 알려진 바가 없다.

는 상반되는 결과라고 볼 수 있다. 그러나 <표 2>에서 분석된 모형들의 경우 표준적인 생존분석으로 단순히 첫 일자리 획득 여부만을 고려하고 있음을 지적할 필요가 있다. 따라서 이러한 결과를 기초로 경제위기 이후 노동시장에 진입한 청년층이 경제위기 이전에 진입한 코호트에 비해 첫 일자리 획득의 차원에서 긍정적인 성과를 나타내고 있다고 해석하기는 어렵다. 이러한 분석결과는 노동시장 환경변화의 효과를 파악하기 위해서는 청년층이 획득한 첫 일자리의 질을 추가로 고려할 필요가 있음을 시사한다.

<표 2> 이산형 생존모형의 모수 추정치와 표준오차

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
D1	-1.127*** (.051)	-2.659*** (.201)	-1.377 *** (.060 )	-2.441*** (.205)	-2.598*** (.210)
D2	-1.746*** (.071)	-3.279*** (.208)	-1.990 *** (.078 )	-3.056*** (.211)	-3.192*** (.217)
D3	-2.680*** (.081)	-4.210*** (.211)	-2.928 *** (.087 )	-3.991*** (.215)	-4.122*** (.220)
D4	-3.357*** (.096)	-4.882*** (.217)	-3.602 *** (.101 )	-4.661*** (.220)	-4.781*** (.225)
D5	-3.515*** (.081)	-5.029*** (.210)	-3.734 *** (.086 )	-4.791*** (.213)	-4.888*** (.219)
D6	-3.574*** (.070)	-5.063*** (.203)	-3.744 *** (.074 )	-4.792*** (.207)	-4.856*** (.212)
D7	-3.781*** (.053)	-5.207*** (.189)	-3.824 *** (.053 )	-4.853*** (.197)	-4.900*** (.202)
교육수준		.113*** (.014)		.082*** (.015)	.065*** (.016)
졸업시점(1998+)			.473 *** (.055 )	.371*** (.058)	.359*** (.059)
성(여성)					.442*** (.053)
부모 교육수준					-.016 (.021)
파트타임 경험					.124* (.055)
자격증 취득					.405*** (.061)

주 : n = 38,977(개인-기간(person-period) 자료); \* p<.05 \*\* p<.01 \*\*\* p<.001.

### 3. 첫 일자리의 질

〈표 2〉의 경우 표준적인 헤저드모형으로서 첫 일자리의 획득 여부만을 고려하였을 뿐 첫 일자리의 속성을 고려하지 않은 분석이다. 이에 비해 〈표 3〉은 경쟁리스크 생존모형의 분석결과를 보여주고 있는데, 청년층이 획득한 첫 일자리를 고용의 안정성 측면에서 10인 이상 상용직과 10인 미만 상용직·임시일용직으로 구분함으로써 첫 일자리의 질을 명시적으로 고려한 분석이다. 본 연구에서는 또한 예측변수들이 첫 일자리의 속성에 따라 어떠한 차별적 효과를 갖는가를 살펴보기 위해 각각의 사건 특수적(event-specific) 모형에 동일한 예측변수들을 사용하였다.

모형 1은 〈표 2〉의 모형 1처럼 미취업 기간의 경과에 따른 기준선 헤저드의 형태를 보여준다. 7개의 시간더미 변수들을 통해 표시된 기준선 헤저드의 형태를 살펴보면 전체 미취업 기간 동안 10인 이상 상용직으로 첫 일자리를 잡을 헤저드가 10인 미만 상용직·임시일용직으로 첫 일자리를 획득할 헤저드보다 높은 것으로 나타난다(로짓 계수 추정치를 헤저드 확률로 변환한 결과는 별도로 제시되지 않음). 하지만 두 기준선 헤저드 사이의 차이는 미취업 기간이 길어짐에(특히 4개월 이상) 따라 유의미하게 감소하는 모습을 또한 보인다.

교육의 효과와 관련하여 사건특수적(event-specific) 모형 모두 교육수준이 첫 일자리 획득과 정적으로 연관되어 있음을 보여준다. 졸업시점의 효과와 관련하여 〈표 2〉에서와 동일하게 모형 3은 경제위기 이후에 졸업한 청년층이 경제위기 이전에 졸업한 청년층에 비해 첫 일자리를 획득할 개연성이 유의미하게 높음을 보여준다. 하지만 효과의 크기와 관련해서는 경제위기 이후 졸업한 코호트의 경우 10인 미만 상용직·임시일용직으로 첫 일자리를 시작할 확률이 상대적으로 매우 높음을 보여준다. 경제위기 이후 졸업한 코호트가 경제위기 이전에 졸업한 코호트에 비해 10인 이상 상용직 임금근로자로 첫 일자리를 획득할 오즈가 20% 높음에 비해서 10인 미만 상용직·임시일용직 임금근로자로 첫 일자리를 획득할 오즈는 2.48배에 이르고 있다.

모형 4는 교육수준과 졸업시점의 효과를 동시에 살펴보는 모형인데, 주목할 만한 차이는 10인 이상 상용직의 경우 졸업시점의 효과는 더 이상 통계적으로 유의미하지 않다는 점이다. 하지만 10인 미만 상용직·임시일용직의 경우 졸업시점의 효과는 교육의 효과를 통제할 후에도 여전히 유의미한 것으로 나타나고 있다. 통제변수들을 모

두 포함하는 모형 5의 경우 첫 일자리 획득에 있어서 교육과 졸업시점이 갖는 차별적 효과는 더욱 명확하게 나타난다. 10인 이상 상용직의 경우 모형 4와 같이 교육수준만이 첫 일자리 획득과 유의미하게 연관되어 있다. 반면 10인 미만 상용직·임시일용직의 경우 졸업시점의 효과가 유의미한 반면 교육의 효과는 한계적으로 유의미한 것으로 나타나고 있다( $p=.052$ ).<sup>16)</sup>

전체적으로 본 섹션에서 사용한 경쟁리스크 생존모형의 분석결과는 발생사건 사이의 차이를 구별하지 않는 일반적인/표준적인 생존모형이 보여주지 못하는 새로운 측면을 보여준다고 할 수 있다. 경쟁리스크 생존모형의 분석결과는 교육이 첫 일자리 획득과 유의미하게 연관되어 있음을 보여준다. 하지만 이러한 유의미한 연관성은 상대적으로 고용관계가 안정적인 10인 이상 상용직에 더욱 크게 나타나고 있음을 보여주며, 10인 미만 상용직·임시일용직의 경우 교육이 첫 일자리 획득에 갖는 효과는 상대적으로 작음을 보여준다. 본 분석결과는 또한 경제위기 이후 노동시장에 진입한 청년층이 첫 일자리를 획득할 개연성이 높은 것으로 나타나지만 졸업시점이 갖는 이러한 차이는 고용관계가 불안정한 10인 미만 상용직·임시일용직의 경우에만 나타나고 있음을 보여준다. 이러한 분석결과는 경제위기 이후 졸업한 청년층의 경우 노동시장에서의 지위가 불안정한 상태에서 그들의 생애근로를 시작하고 있음을 시사한다.

16) 개별 예측변인이 사건특수적 모형들에서 동일한 효과를 보이는가에 대한 검정(targeted null hypothesis)은 Wald 검정을 통해서 살펴볼 수 있다(Long, 1997). 교육수준의 경우 Wald 통계치 검정결과는 교육의 효과가 두 사건(정규직 임금근로 vs. 비정규직 임금근로)에 걸쳐 동일한 효과를 갖는다는 영가설을 기각하지 못하는 것으로 나타난다( $\chi^2=.47$ ;  $df=1$ ). 하지만 졸업시점의 경우 노동시장 진입시점이 두 유형의 사건에 대해 동일한 효과를 가진다는 영가설은 기각된다( $\chi^2=43.78$ ;  $df=1$ ).

<표 3> 경쟁리스크 이산형 생존모형의 모수 추정치와 표준오차

	10인 이상 상용직					10인 미만 상용직·임시일용직				
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
D1	-1.550*** (.058)	-2.776*** (.246)	-1.643*** (.068)	-2.729*** (.250)	-2.882*** (.258)	-2.592*** (.086)	-4.430*** (.325)	-3.132*** (.107)	-4.009*** (.330)	-4.228*** (.338)
D2	-2.295*** (.088)	-3.521*** (.255)	-2.384*** (.094)	-3.472*** (.259)	-3.603*** (.267)	-2.806*** (.109)	-4.641*** (.331)	-3.328*** (.125)	-4.205*** (.336)	-4.397*** (.345)
D3	-3.190*** (.102)	-4.413*** (.260)	-3.280*** (.107)	-4.365*** (.264)	-4.490*** (.271)	-3.678*** (.128)	-5.507*** (.337)	-4.205*** (.142)	-5.079*** (.342)	-5.261*** (.350)
D4	-3.752*** (.115)	-4.969*** (.265)	-3.839*** (.120)	-4.920*** (.269)	-5.037*** (.276)	-4.525*** (.168)	-6.346*** (.353)	-5.044*** (.178)	-5.914*** (.357)	-6.080*** (.366)
D5	-4.029*** (.104)	-5.238*** (.259)	-4.106*** (.108)	-5.186*** (.263)	-5.283*** (.270)	-4.462*** (.128)	-6.271*** (.334)	-4.932*** (.140)	-5.801*** (.340)	-5.942*** (.348)
D6	-4.136*** (.092)	-5.324*** (.250)	-4.195*** (.095)	-5.266*** (.256)	-5.340*** (.263)	-4.450*** (.107)	-6.229*** (.322)	-4.824*** (.117)	-5.685*** (.328)	-5.783*** (.335)
D7	-4.301*** (.068)	-5.440*** (.233)	-4.315*** (.068)	-5.366*** (.243)	-5.431*** (.250)	-4.711*** (.083)	-6.414*** (.302)	-4.814*** (.084)	-5.658*** (.312)	-5.723*** (.319)
교육수준	.090*** (.018)	.090*** (.018)	.084*** (.019)	.084*** (.019)	.071*** (.020)	.071*** (.020)	.134*** (.023)	.134*** (.023)	.068*** (.024)	.049 + (.025)
졸업시점(1998+)			.180** (.068)	.075 (.072)	.042 (.073)			.908*** (.090)	.825*** (.095)	.840*** (.096)
성(여성)					.272*** (.065)					.676*** (.088)
부모 교육수준					.005 (.026)					-.047 (.034)
파트타임 경험					.057 (.068)					.216* (.087)
자격증 취득					.464*** (.073)					.233* (.099)

주: n = 38,977(개인-기간(person-period) 자료); + p<.1 \* p<.05 \*\* p<.01 \*\*\* p<.001.

## IV. 토론 및 결론

학교에서 노동시장으로의 이행 시기는 개인의 생애근로 궤적을 형성하는 동시에 교육과 노동시장 환경변화(경제위기)의 효과를 살펴볼 수 있는 중요한 생애과정의 단계이다. 특히, 기존연구에 비해 본 연구는 표준적인 생존모형을 확장한 경쟁리스크 생존모형을 사용함으로써 청년층의 첫 일자리 획득 여부뿐만 아니라 첫 일자리의 질을 함께 고려함으로써 교육과 경제위기의 효과가 첫 일자리의 유형에 따라 어떠한 차별적 효과를 갖는가를 분석하였다.

분석결과, 첫째, 기존연구의 경우처럼 청년층의 경우 미취업 기간이 경과함에 따라 취업할 확률이 낮아지는 음(-)의 경과기간 의존성이 존재함을 보였다. 첫 일자리 획득 헤저드의 구체적인 형태와 관련해서 생명표 분석은 또한 미취업 기간의 경과에 따라 첫 일자리 획득 헤저드가 점진적으로 변화하기보다는 미취업 기간 초기에 상대적으로 큰 변화를 그리고 이후에는 상대적으로 미미한 변화만을 보였다.<sup>17)</sup> 둘째, 표준적인 생존모형 분석은 교육이 첫 일자리 획득과 양(+)의 연관성을 그리고 1997년 경제위기 이후 졸업한 청년층이 경제위기 이전에 졸업한 청년층에 비해서 첫 일자리를 획득할 개연성이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 셋째, 청년층이 획득한 첫 일자리의 질을 고려한 경쟁리스크 생존모형 분석결과에서 교육은 10인 이상 상용직으로의 전이에 상대적으로 강한 영향력을, 그리고 졸업시점(경제위기)은 10인 미만 상용직·임시일용직으로의 전이에 상대적으로 강한 영향력을 행사하였음을 시사한다.

기존연구처럼 본 연구의 분석결과는 첫 일자리 획득과정에 있어서 교육이 유의미한 역할을 하고 있음을 보여준다. 또한 분석결과는 개인의 사회경제적 지위를 표상하는 교육의 효과가 상황조건적일 수 있음을 시사한다. 비록 Wald 검정에서 유의미한 것으로 나타나지는 않았지만 경쟁리스크 생존모형은 교육의 효과가 불안정한 고용관계

17) 짧은 미취업 기간이 반드시 긍정적인 것으로 해석할 수는 없는데 이는 긴 미취업 기간이 보다 긍정적인 노동시장 성과로 이어질 수 있기 때문이다(Boheim & Taylor, 2002; Burdett, 1979; Gangl, 2004). 그러나 또한 긴 미취업 기간이 갖는 부정적인 효과는 매우 크며 장기적일 수도 있는데, 기존연구는 과거에 경험한 긴 실업 기간이 미래의 긴 실업으로 이어질 수 있으며 (Franzen & Kassman, 2005), 생애근로의 결정적인 시기 동안에 경험하는 미취업은 심각한 인적자본의 낭비(Mincer & Ofek, 1982)로 이어진다는 점을 지적하고 있다.

에 비해 안정적인 고용관계로의 전이에 상대적으로 강한 영향력을 행사함을 보여주었다. 이러한 점은 불안정한 고용관계(10인 미만 상용직·임시일용직)의 경우 상대적으로 교육수준에 관계없이 모든 개인이 해당 업무를 수행할 수 있지만, 상대적으로 고용관계가 안정적인 직업의 경우 특정한 업무를 수행하기 위해서는 일정 수준의 교육이 요구된다는 점과 관련된다고 해석해 볼 수 있다.

졸업시점의 효과와 관련해서 분석결과는 경제위기를 전후로 청년층의 구직행태에 있어서 변화가 나타났음을 시사하고 있다. 경제위기 이후에 졸업한 청년층의 구직이 어려워졌을 것이라는 일반적인 기대와는 달리 표준적인 생존분석은 경제위기 이후 졸업한 청년층이 첫 일자리를 획득할 개연성이 오히려 높은 것으로 나타났다. 그러나 경쟁리스크 생존분석은 이러한 현상이 안정적 고용보다는 불안정한 고용의 경우에 강하게 나타나는 현상임을 보여주고 있다. 이러한 결과는 경제위기 이후 졸업한 청년층의 경우 경제위기 이후 어려워진 노동시장 환경 하에서 안정적인 첫 일자리를 장기적으로 탐색하기 보다는 신속한 첫 일자리 획득에 초점을 맞춘 결과로 해석해 볼 수 있다. 이러한 분석결과는 또한 최근에 사회적으로 문제가 되고 있는 청년실업과 관련하여 청년층의 일자리 획득 그 자체 보다는 청년층 일자리의 질에 정책적 관심이 주어질 필요가 있음을 시사한다.<sup>18)</sup>

마지막으로 본 연구가 갖는 한계를 지적할 필요가 있다. 첫째, 비록 본 연구가 기존 연구에 비해 첫 일자리 획득 여부뿐만 아니라 첫 일자리의 질을 동시에 고려하였지만 여전히 청년층이 획득한 첫 일자리에서 관측되는 다양한 이질성을 충분히 고려하지는 못하였다. 청년층의 첫 일자리 획득에 관한 보다 깊이 있는 이해를 위해서는 첫 일자리의 직업위세(occupational prestige)나 임금 등과 같은 보다 다양한 노동시장 성과물을 고려한 후속 연구가 필요할 것이다.

둘째, 본 연구에서 사용된 경쟁리스크 해저드모형을 포함한 생존모형은 일방향적인 사건발생에 초점을 맞추기에 현실적으로 나타나고 있는 생애과정의 역동성을 단순화하는 측면이 강하다. 첫 일자리가 갖는 중요성에도 불구하고 본 연구의 경우 졸업에

18) 경제위기와 취업 사이의 연관성에서 볼 때 표준적인 생존분석과 마찬가지로 경쟁리스크 생존분석에서도 본 연구의 분석결과는 경제위기가 청년층의 취업여부에 부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 최근 남재량(2006)은 높은 청년실업률이 구직난에 기인하는 것이 아닌 청년층의 빈번한 이직에 기인하고 있음을 지적한다.

서 첫 일자리로의 일방향적인 이동에만 초점을 맞추었기에 청년층의 노동시장 경험에 대한 이해는 여전히 제한적임을 지적할 필요가 있다. 이러한 측면에서 비록 본 연구에서는 활용되지 못했지만 패널자료를 활용한 중다상태 생명표(multi-state life table) 분석은 학교와 직업사이의 양방향적 분석을 허용한다는 점에서 청년층의 노동시장 경험에 대한 보다 심층적인 이해에 커다란 기여를 할 것으로 보인다.

## 참 고 문 헌

- 김안국(2003). 청년층 미취업의 실태와 원인 분석. 제1회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄 자료집.
- 김영미·한준(2007). 금융위기 이후 한국 소득불평등 구조의 변화: 소득불평등 분해, 1998-2005. 고려대 콜로키움 발표문.
- 김우영(2003). 우리나라 근로자의 직업안정성은 감소하고 있는가?: KHPS와 KLIPS를 이용한 외환위기 전후의 상용직 근로자의 직업안정성 비교분석. Working Paper Series, 한국노동패널연구 2003-06.
- 남재량(2006). 청년실업의 동태적 특성과 정책 시사점. 노동리뷰 제16권, pp. 22-33.
- 남재량·김태기(2001). 비정규직 가교인가 함정인가? 노동경제논집 제24권 1호, pp. 81-106.
- 남재량·류근관·최효미(2005). 고용불안 계층의 실태 및 고용정책과제. 한국노동연구원.
- 류기철(2000). 취업형태의 지속성에 관한 연구. 한국노동연구원 제2회 노동패널 학술대회 자료집.
- 류장수(2003). 지방대학 졸업생의 노동시장 이행실태와 성과분석. 산업노동연구 제9권 제1호, pp. 171-196.
- 방하남·김기현(2001). 변화와 세습: 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취구조. 한국사회학 제35집 3호, pp. 1-30.
- 안주엽·홍서연(2002). 청년층의 첫 일자리 진입: 경제위기 전후의 비교. 노동경제논집 제25권 제1호, pp. 47-74.
- 양심영(2000). 고졸 청년층의 취업형태와 전환 결정요인에 관한 연구. 제2회 한국노동패널학술대회 발표문.
- 이규용·김용현(2003). 대졸 청년층의 노동시장 성과 결정요인. 노동정책연구 제3권 제2호, pp. 69-93.
- 이병희(2001a). 청년층의 노동시장 이행과 경력형성. 한국노동연구원 분기별 노동동향 분석(1/4). 한국노동연구원.
- 이병희(2001b). 청년실업과 경력형성. 산업관계연구. 제11권 제2호, pp. 153-176.
- 이병희(2002). 노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구. 노동정책연구 제2권 1호, pp. 1-18.

- 이병희(2003). 청년층 노동시장 분석. 한국노동연구원.
- 이효수(2002). 노동시장의 환경변화와 노동시장의 구조변동. *경제학연구*, 제50집 제1호, pp. 243-274.
- 정성미(2007). 정규직의 사각지대. *노동리뷰*, 제26호.
- 정이환(2007). 동아시아의 노사관계와 임금불평등. *한국사회학회 제40권 2호*, pp. 71-105.
- 한준·장지연(2000). 정규/비정규 전환을 중심으로 본 취업력과 생애과정. 제1회 한국노동패널 학술대회 발표문.
- 최경수(1999). 청년층 직장정착과정 연구를 위한 회고적 패널의 구축. 제1회 한국노동패널 학술대회 발표문.
- Allison, P. D(1982). Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. *Sociological Methodology, Vol. 13*, pp. 61-98
- Beck, N., J. N. Katz, and R. Tucker(1999). Taking Time Seriously: Time-Series-Cross-Section Analysis with a Binary Dependent Variable. *American Journal of Political Science, Vol. 42*, pp. 1260-1288
- Bian, Y. and J. R. Logan(1996). Market Transition and the Persistence of Power. *American Sociological Review, Vol. 61*, pp. 739-757
- Blau, P. M. and O. D. Duncan(1967). *The American Occupational Structure*. New York: Wiley
- Blossfeld, H. and G. Rohwer(2002). *Techniques of Event History Modeling: New Approach to Causal Analysis*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates
- Boheim, R. and M. P. Taylor(2002). The Search for Success: Do the Unemployed Find Stable Employment?. *Labour Economics, Vol. 9*, pp. 717-735
- Burdett, K(1979). Unemployment Insurance Payment As a Search Subsidy: A Theoretical Analysis. *Economic Inquiry, Vol. 17*, pp. 333-343
- DePrete, T. A., P. M. de Graaf, R. Luijkx, M. Tahlin, and Hans-Peter Blossfeld, (1998). Collectivist versus Individualist Mobility Regimes? Structural Change and Job Mobility in Four Countries. *American Journal of Sociology, Vol. 103*, pp. 318-358

- DiPrete, T. A. and P. A. McManus(1996). Institutions, Technical Change, and Diverging Life Chances: Earnings Mobility in the United States and Germany. *American Journal of Sociology*, Vol. 102, pp. 34-79
- Efron, B.(1988). Logistic Regression, Survival Analysis, and the Kaplan- Meier Curve. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 414-425
- Fahrmeir, L. and S. Wagenpfeil(1996). Smoothing Hazard Functions and Time-Varying Effects in Discrete Duration and Competing Risks Models. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 91, pp. 1584-1594
- Franzen, E. M. and A. Kassman(2005). Long-Term Labor Market Consequences of Economic Inactivity during Young Adulthood: A Swedish National Cohort Study. *Journal of Youth Studies*, Vol. 8, pp. 404-424
- Gangl, M(2004). Welfare States and the Scar Effects of Unemployment: A Comprehensive Analysis of the United States and West Germany. *American Journal of Sociology*, Vol. 109, pp. 1319-1364
- Gerber, T. P.(2002). Structural Change and Post-Socialist Stratification: Labor Market Transitions in Contemporary Russia. *American Sociological Review*, Vol. 67, pp. 629-659
- Gerber, T. P.(2003). Loosening Links? School-to-Work Transitions and Institutional Changes in Russia since 1970. *Social Forces*, Vol. 82, pp. 241-276
- Gerber, T. P. and Michael Hout(1998). More Shock Than Therapy: Market Transition, Employment, and Income in Russia, 1991-1995. *American Journal of Sociology*, Vol. 104, pp. 1-50
- Hanley, E., N. Yershova, and R. Anderson(1995). Old Wine in New Bottles? The Circulation and Reproduction of Russia Elites, 1983-1993. *Theory and Society* Vol, 24, pp. 639-668
- Hauser, R. M. and D. L. Featherman(1976). Equality of Schooling: Trends and Prospects. *Sociology of Education*, Vol. 49, pp. 99-120
- Kerckhoff, A.(1995). Institutional Arrangements and Stratification Processes in Industrial Societies. *Annual Review of Sociology*, Vol. 15, pp. 323-347

- Long, J. S.(1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Beverly Hills: Sage.
- Mare, R.(2001). *Observations on the Study of Social Mobility and Inequality*. *Social Stratification in Sociological Prospective*, edited by D. B. Grusky. Boulder: Westview Press, pp. 477-488
- Miller, R. G., Jr.(1981). *Survial Analysis*. New York: Wiley
- Mincer, J. and H. Ofek(1982). Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital. *Journal of Human Resources*, Vol. 17, pp. 3-24
- Nee, V.(1996). The Emergence of Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China. *American Journal of Sociology*, Vol. 101, pp. 908-982
- Schill, W. J., R. McCartin, and K. Meyer(1985). Youth Employment: Its Relationship to academic and Family Values. *Journal of Vocational Behavior*, Vol. 26, pp. 155-163
- Sewell, W. H., A. O. Haller, and A. Portes(1969). The Educational and Early Occupational Attainment Process. *American Sociological Review*, Vol. 34, pp. 82-92
- Singer, J. D. and J. B. Willett(2003). *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. New York: Oxford University Press

## ABSTRACT

### An Analysis of First Job Attainment among Young Koreans, Utilizing the Competing-Risks Survival Analysis Model

Woo, Hae-Bong\* · Yoon, In-Jin\*\*

Using competing-risks survival analysis, this study investigated the effects of education and the 1997 economic crisis on first-job attainment among young Koreans. Regarding first-job attainment, this study incorporated the quality of first-job in order to fully capture the differential effects of education and the economic crisis on school-to-work transition. Using data from the 2001 Youth Panel, this study, firstly, found that the difficulties and problems inherent in obtaining the first-job decreased as the duration of non-employment increased. Secondly, contrary to the general expectation of the existence of a tighter labor market since the 1997 economic crisis, standard survival analysis indicated that the post-crisis cohort was more likely than the pre-crisis cohort to obtain a first-job. Finally, compared to the standard survival analysis results, the competing-risks survival analysis showed that the economic crisis had a greater impact on unstable employment, while the effect of education was stronger when it came to stable employment.

**Key Words** : youth, education, labor market transition, competing-risks survival analysis

투고일 : 2월 26일, 심사일 : 5월 7일, 심사완료일 : 5월 7일

---

\* Associate Research Fellow, National Pension Research Institute, First Author

\*\* Professor, Department of Sociology, Korea University, Corresponding Author, yoonin@korea.ac.kr