

정책연구	2002-01
------	---------

학교로부터 노동시장으로 이행실태와 정책과제

이병희 · 안주엽
전병유 · 장수명 · 홍서연

한국노동연구원
고용보험연구센터

목 차

요 약	ii
I. 서 론	(이병희) ... 1
1. 문제 제기	1
2. 연구의 구성	6
II. 청년층의 첫 일자리 진입 : 경제위기 전후의 비교 (안주엽 · 홍서연) ... 8	
1. 머리말	8
2. 기초분석	14
3. 실증분석	24
4. 요약과 시사점	32
III. 청년층의 직업세계 정착과정과 경력형성 (이병희) ... 34	
1. 머리말	34
2. 기존 연구	35
3. 자료의 구성	38
4. 직업세계 정착과정의 노동시장 경험	40
5. 직업세계 정착과정의 노동시장 경험이 이후의 임금에 미치는 효과	46
6. 요약과 시사점	50
IV. 청년기 교육선택의 임금효과	(장수명) ... 52
1. 머리말	52

2. 학력과 전공의 임금효과	58
3. 대학 특성과 입시성적의 임금효과	74
4. 요약과 시사점	108
V. 학교로부터 노동시장으로의 원활한 이행을 위한	
정책과제	(이병희 · 전병유) · 113
1. 기본 방향	113
2. 청년 실업대책의 개선방안	114
3. 학교에서 직업세계로의 이행 지원정책	123
참고문헌	128

표 목 차

<표 I-1> 연령대별 실업 추이	2
<표 I-2> 청년층(15~29세) 경제활동상태의 변화	3
<표 I-3> 청년층의 유희인력화 추이	5
<표 II-1> 표본의 구성	16
<표 II-2> 인구특성별 미취업기간의 분포	18
<표 II-3> 교육수준별·졸업년도별 미취업기간의 분포 : 성별	19
<표 II-4> 첫 일자리에서의 월임금 분포(취업자 중)	22
<표 II-5> 첫 일자리에서의 시간당 임금분포(취업자 중)	23
<표 II-6> 전체 표본에 대한 위험모형 추정결과	27
<표 II-7> 1998년 이전 졸업 표본의 위험모형 추정결과	29
<표 II-8> 1998년 이후 졸업 표본의 위험모형 추정결과	31
<표 III-1> 표본의 구성	40
<표 III-2> 취업경험자의 직장경험횟수	41
<표 III-3> 직장이동횟수별 근속기간	43
<표 III-4> 직장이동횟수별 비정규직 비중	44
<표 III-5> 직장이동횟수별 경력변동	45
<표 III-6> 추정모형의 변수 특성	47
<표 III-7> 추정결과	49
<표 IV-1> 학력별 평균임금	60
<표 IV-2> 전문대·대학의 임금효과	62
<표 IV-3> 전문대 전공별 시간당 및 월임금	68
<표 IV-4> 대학 전공별 시간당 및 월임금	69
<표 IV-5> 전문대학과 대학의 전공별 임금효과	70
<표 IV-6> 고등학교 졸업자의 계열별 평균임금	72
<표 IV-7> 실업계 고등학교 졸업자의 임금효과	73

<표 IV- 8> 각 대학종류별 월임금과 시간당 임금	75
<표 IV- 9> 대학종류별 임금효과	77
<표 IV-10> 대학의 지역에 따른 월임금과 시간당 임금	82
<표 IV-11> 수도권 소재 대학과 지방대학의 임금효과	83
<표 IV-12> 35세 미만의 수도권 소재 대학과 지방대학의 임금효과	85
<표 IV-13> 백분위로 본 입학성적과 임금	89
<표 IV-14> 백점으로 환산했을 경우의 입학성적의 임금효과	90
<표 IV-15> 백분위로 본 입학성적의 임금효과	91
<표 IV-16> 대학의 질 변수	98
<표 IV-17> 대학 질의 임금효과	100
<표 IV-18> 대학순위별 평균임금	101
<표 IV-19> 명문대학의 임금효과 I : 34세 이하 표본	102
<표 IV-20> 명문대학의 임금효과 II : 34세 이하 표본, 입학성적 통제	104
<표 IV-21> 대학순위별 평균임금 : 35세 이상	105
<표 IV-22> 명문대학의 임금효과 : 35세 이상	106
<표 V- 1> 청년 실업대책 개요(2001년)	116
<표 V- 2> 영국의 뉴딜프로그램	119

그림목차

[그림 II-1] 전체 표본에 대한 기준선위험 추정결과	28
[그림 II-2] 1998년 졸업을 기준으로 나눈 표본의 기준선위험 추정결과	31
[그림 IV-1] 학급규모의 변화 : 초등, 중등의 경우	94
[그림 IV-2] 대학종류에 따른 교수 1인당 학부 학생수	94
[그림 IV-3] 공·사립 4년제 대학의 교수 1인당 학생수(2000년)	95
[그림 IV-4] 전문대 교수 1인당 학생의 수(2000년)	96
[그림 V-1] 청년 종합고용프로그램(안)	122

요 약

경제위기 이후의 청년 실업문제는 경기적·마찰적 요인만이 아닌 구조적·제도적 요인이 함께 작용하여 발생한 것으로 보인다. 즉 최근의 청년 실업문제는 경제위기 이후 노동수요의 구조적인 변화와 함께 산업수요에 부응하지 못하는 교육제도의 문제가 현 재화되어 발생한 것으로 해석된다.

본 연구에서는 청년층 노동시장을 학교-노동시장 이행과정을 중심으로 규명하고자 한다. 교육을 마치고 노동시장으로 이행하는 과정은 집중적인 일자리 관련 훈련, 평생 일자리(career job)의 탐색 등을 통해 근로생애에 걸친 노동시장 참여형태 및 평생소득을 결정하게 되는 단계라고 볼 수 있기 때문이다. 또한 최근 청년층이 경험하는 상대적 고실업의 근본적인 원인이 교육과 노동시장간의 괴리에 있다는 점에 비추어 학교-노동시장 이행과정에 대한 실증분석은 청년층 노동시장에 대한 이해 및 과학적인 정책 수립의 가장 중요한 영역이라고 할 수 있다.

「한국노동패널」 3차년도(2000년)에 실시한 청년층 부가조사를 주로 이용하여 정규 교육을 마치고 첫 일자리를 획득하는 직업세계 진입과정, 첫 일자리 이후 직업세계 정착과정에서의 실태 및 문제점 진단과 함께 청년기 교육선택의 효과를 분석하고, 이러한 분석결과에 기초하여 학교에서 직업세계로 순조로운 이행을 지원하기 위한 방안을 제언한다.

◆ 청년층의 첫 일자리 진입과정

우리나라 청년층이 최종적으로 교육을 마치고 첫 일자리를 획득하기까지의 이행기간은 장기적일 뿐만 아니라 미취업에 따른 유희화가 심각한 수준에 이르고 있다. 졸업 후 6개월 이내에 첫 일자리를 획득하는 비중은 60.1%에 불과하며, 첫 일자리를 획득하기까지 2년 이상이 소요된 경우도 22.7%에 이른다.

한편 정규 교육을 마치고 난 후 첫 일자리 획득에 소요되는 미취업기간(이행기간)의 경과에 따른 취업으로의 탈출확률을 추정하는 한편 미취업기간에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 우선 미취업기간이 길어질수록 취업으로의 탈출확률이 낮아지고 있어, 음의 경과기간 의존성(negative duration dependence)을 보이고 있다. 그리고 경제위기 이전의 졸업자가 재취업하는 데 소요된 기간이 경제위기 이후의 졸업자에 비해 짧은 것으로 나타나 경제위기가 청년층의 첫 일자리 획득에 부정적인 효과를 미쳤음을 확인할 수 있다. 또한 학력수준이 미취업기간에 미치는 효과는 경제위기 이전에는 유의하지 않으나 경제위기 이후에는 뚜렷한 것으로 나타나 경제위기가 저학력자에게 더 심각한 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

청년층 노동력의 미취업에 따른 유희화의 부정적인 효과는 단기적으로 뿐만 아니라 중장기적으로도 심각하게 나타나는 점에 비추어, 학교교육-노동시장 이행과정에서 발생하는 미취업기간의 불필요한 장기화를 막기 위한 사전적이고 예방적인 정책이 요구된다.

◆ 청년층의 직업세계 정착과정

우리나라 청년층은 노동시장에 진입한 이후에도 직업세계에 정착하는 과정에서 잦은 노동이동과 이에 따른 상대적으로 짧은 근무기간, 불안정한 고용형태, 높은 수준의 경력변동 등의 불안정성을 경험하고 있다. 학교를 마치고 난 후 1년 이내에 약 4분의 1 정도는 직장을 이동하며, 3년이 경과한 후에 첫 일자리에 머물고 있는 자의 비중은 절반 수준에 이르고, 5년 후에는 38.1%만이 첫 일자리에 머물고 있는 것으로 나타나 잦은 직장이동을 경험하는 것으로 나타난다.

이러한 근로생애 초기의 빈번한 직장이동이 적합한 일자리를 찾아가기 위한 생산적인 직장모색(job shopping) 과정인지, 아니면 장기적으로도 부정적인 영향을 미치는지를 규명하기 위해 노동시장 진입과정 및 직업세계 정착과정에서의 노동시장 경험이 이후의 임금수준에 미치는 영향을 분석하였다.

우선 첫 일자리를 획득하기까지 노동시장 진입과정에서의 경험이 이후의 임금수준에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타나지만, 첫 일자리로 이행하는 기간이 길수록 이후의 임금수준에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 미취업의 장기화는 취업경험을 통한 인적자원의 축적을 저해하여 지속적으로 부정적인 영향을 미치고 있음이 확인되었다.

또한 직업세계 정착과정에서의 불안정한 노동시장 경험의 누적은 이후에도 지속적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 직장경험횟수가 많을수록 이후의 임금에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 노동시장 경력 초기의 빈번한 노동이동이 더 나은 일자리의 획득을 통한 임금추구 과정이 아닐 수 있음을 시사해 주며, 직업세계 정착과정에서 비정규직 경험이 누적될수록 이후의 임금수준에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

노동시장에 진입하여 상대적으로 불안정한 취업경험을 지속하는 것이 이후에도 지속적으로 부정적인 영향을 미친다는 발견은 경력개발을 동반하지 않은 단기적인 일자리를 제공하는 정책으로는 청년실업을 완화하기 어렵다는 것을 시사한다. 특히 이행과정의 불안정성은 학교로부터 직업세계로의 이행이 원활하지 않기 때문에 발생한 점에 비추어 교육과 노동시장의 연계를 강화하기 위한 교육개혁과 함께 학교로부터 노동시장으로의 순조로운 이행을 위한 제도적 기반의 구축이 필요하다.

◆ 청년기 교육선택의 임금효과

청년기의 교육 수준 및 내용에 대한 선택이 노동시장에서의 임금에 어떠한 영향을 미치는지를 분석함으로써 우리 사회의 고학력화 현상이 가지는 의미와 문제점을 진단하였다.

우선 대학 졸업자의 임금효과는 매우 높으며, 특히 대학 졸업장 효과(sheepskin effect)가 크다. 대학 졸업자의 임금프리미엄은 연령계층과 관계없이 여전히 매우 큰 반면, 전문대학 졸업의 임금효과는 청년층에서 크게 줄어들었으며, 전문대·대학의 중퇴 또는 수료자에게서 임금프리미엄은 거의 없는 것으로 나타나고 있다.

한편 고등학교의 계열과 전문대·대학의 전공에 따른 임금프리미엄이 거의 없는 것으로 나타난다. 계열과 전공에 따른 서로 다른 교육내용이 임금의 중요한 결정요인이 되지 못하고 있다는 결과는 교육이 적합한 인적자본을 형성하지 못하고 있거나 아니면 기업이 일반적인 인지능력만을 중요시하기 때문일 수 있다.

그리고 입학성적과 5개 명문대학의 임금프리미엄은 매우 클 뿐만 아니라 연령계층과 관계없이 지속되고 있는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 거의 존재하지 않는 전공별 임금차이, 대학

중퇴자나 전문대 중퇴자에 대한 사회적 차별, 입학성적을 통제하면 사라지는 수도권 대학의 임금효과, 그리고 자영업자에서 적게 나타나는 대학 졸업의 소득효과 등과 함께 우리 사회의 교육이 인적자본의 형성이라는 역할보다 인지능력이 상대적으로 뛰어난 사람을 선별하는 역할에 치중되어 있음을 시사한다. 높은 교육투자열을 지속적인 성장의 원천으로 삼기 위해서는 교육의 역할을 선별기능으로부터 질 높은 인적자본의 형성으로 옮겨 갈 대책이 요구된다.

◆ 정책과제

청년층 미취업의 장기화를 예방하고 경력형성을 지원하는 방향으로 청년 실업대책을 체계화하여 그 효과를 제고해 나가는 한편 청년 미취업 문제가 학교에서 노동시장으로의 이행과정에서 발생하는 구조적인 문제임을 고려하여 교육과 노동시장의 연계를 강화하기 위한 제도적 기반의 구축이 시급하다.

우선 청년층 실업대책은 단기적인 목표에 치우치지 않고 근로경험의 배양 및 취업능력의 제고 등 보다 안정적인 일자리를 찾는 데 기여하는 방향으로 개선되어 나갈 필요가 있다. 또한 미취업 청년층을 대상으로 한 특성화된 정책이 성공을 거두기 위해서는 영국의 뉴딜정책처럼 근로경험과 교육훈련을 적절하게 연계하고, 상담과 취업알선 등의 다양한 지원활동을 개인별로 심층적으로 실시하는 등 체계화된 종합적 고용프로그램의 마련이 요청된다.

한편 사후적인 단기 실업대책으로는 청년층의 미취업을 완화하는 데 한계가 있다는 점에 비추어 교육과 노동시장의 연계를 강화하고 학교에서 직업세계로의 이행을 지원하는 제도적인 기반을 시급히 구축해 나가야 한다. 우선 교육과 노동시장간 단절에 따른 불일치 문제를 해결하기 위해 학교별·전공별 취업률을 조사

· 공개하고 경쟁과 평가기능을 강화하여 다양화·특성화를 유도해 나갈 필요가 있다. 둘째, 산학연계의 강화를 통해 교육의 현장성을 제고해야 한다. 이를 위해 산업체와 교육과정을 협력 편성·운영해 나가도록 권장하고, 학점인정을 통한 기업연수제도를 확대 실시하여 직장체험 학습기회를 제공해 나갈 필요가 있다. 셋째, 근로체험학습의 확대를 통해 일자리 탐색과 경력형성을 지원하기 위해 학기·학제·방학기간을 조정할 필요가 있다. 넷째, 단위학교에 진로상담 전담교사를 배치하고 직업안정기관과의 연계를 강화하여 직업선택을 지원한다. 마지막으로 인적자원개발 및 활용·배분에 대한 정보체계를 구축하여 교육시장에 적절한 신호를 전달함으로써 인력양성체계가 인력수요에 부응할 수 있도록 유도해 나가야 할 것이다.

I. 서론

1. 문제 제기

정규 학교교육을 마치고 노동시장에 신규 진입하는 청년층은 향후 40여년간의 노동시장 참여와 더 나은 일자리를 갖고자 부단히 탐색을 하는 계층이다. 상대적으로 노동시장에 대한 정보가 부족한 청년층은 평생 일자리(career job)를 탐색하는 과정에서 잦은 노동이동과 이에 따른 상대적으로 짧은 근속기간, 불안정한 고용형태, 경기변동에 민감한 취업가능성 및 높은 실업을 경험하게 된다.

일반적으로 노동시장에서 상대적으로 높은 불안정성을 경험하는 청년층 노동시장은 경제위기 이후 가장 큰 영향을 받고 있다. 연령대별 실업 추이를 제시한 <표 I-1>을 보면, 1997년 12월 외환위기 이후 기업의 도산과 구조조정의 여파로 노동시장의 전체적인 일자리가 감소하는 가운데 청년 신규졸업자에 대한 채용이 크게 줄어들어 청년 실업규모는 크게 확대되었다. 1997년 15~29세 청년의 실업이 5.7%, 314천명에서 1998년 12.2%, 612천명으로 두 배 가까이 증가한 것이다.

청년층 노동시장은 경기변동에 상당히 민감하게 작용하는 취약한 구조를 갖고 있으며 시장변화에 과잉반응(overshooting)하는 경향을 가지고 있다는 정형화된 사실(stylized fact)에 비추어 청년 실업문제는 경기회복에 의해 해결될 것으로 기대할 수 있었다. 실제로 1999년 후반부터 시작된 급속한 경기회복에 따라 청년 실업문제는 어느 정도 완화되었다. 1999년 청년 실업은 11.0%, 538천명으로 감소하였으며 2000년에는 7.7%, 375천명으로 감소하였으며, 2001년 현재 7.7%, 360천명에 이르고 있다.

그러나 여전히 청년 실업률은 전체 실업률의 2배에 이르고 있으며,

전체 실업자 중 청년 실업자가 차지하는 비중이 43.9%를 차지하여 청년 실업은 심각한 수준이다.

<표 I-1> 연령대별 실업 추이

(단위 : 천명, %)

	1997 규모(실업률)	1998 규모(실업률)	1999 규모(실업률)	2000 규모(실업률)	2001 규모(실업률)
15~19세	42 (9.9)	86 (20.8)	85 (19.8)	61 (13.6)	55 (13.3)
20~24세	149 (7.2)	258 (14.8)	216 (12.8)	154 (9.3)	150 (8.9)
25~29세	122 (4.1)	268 (9.3)	237 (8.6)	159 (5.7)	155 (5.9)
30~39세	115 (1.9)	359 (5.7)	328 (5.3)	204 (3.4)	179 (3.0)
40~49세	73 (1.5)	281 (5.5)	276 (5.2)	187 (3.3)	168 (2.8)
50~59세	40 (1.2)	162 (5.2)	163 (5.2)	95 (2.9)	85 (2.6)
60세 이상	15 (0.8)	47 (2.4)	49 (2.4)	29 (1.3)	26 (1.1)
전 체	556 (2.6)	1,461 (6.8)	1,354 (6.3)	889 (4.1)	819 (3.7)
청년(15~29세) 실업	314 (5.7)	612 (12.2)	538 (11.0)	375 (7.7)	360 (7.6)
청년 실업자 비중	56.4	41.9	39.8	42.1	43.9

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도.

경제위기 이후 청년층의 상대적 고실업은 경기적·마찰적인 요인만이 아닌 구조적·제도적인 요인이 함께 작용하여 발생한 것으로 보인다.

우선 최근 논란이 되고 있는 청년 일자리의 상대적인 감소는 청년 인구의 감소와 기업의 노동수요 변화가 복합적으로 작용한 결과로 보인다. 청년 취업자수 추이를 보면, 경제위기 직후에는 기업의 과도한 신규 채용 감소·동결에 따른 청년층 일자리의 감소가 두드러졌으나, 그 이후에는 청년 인구의 감소에 기인한 부분이 큰 것으로 나타나기 때문이다.

<표 I-2>에서 청년 취업자 규모는 경제위기 직후인 1998년에 730천명이 크게 감소한 후 1999년에는 감소폭이 크게 줄어들었으며, 2000년에는 오히려 증대하였다. 그리고 2001년 청년 취업자는 전년동기에 비해 감소하였으나 청년 인구의 감소율보다 낮은 수준이다. 즉 1998년을 제외한 청년 취업자 감소현상은 인구의 연령별 구성의 변화로

이해된다. 다만, 인구 대비 취업자의 비중인 취업비율에서 보여지듯이 경제위기 이전에 비하여 일자리가 회복되지 않고 있으며, 청년 인구의 감소에도 불구하고 청년 취업자가 증가하지 않고 있다는 사실은 청년 노동력에 대한 신규 채용이 미미하다는 것을 의미한다.

이러한 청년 노동력에 대한 신규 채용 감소·동결이 경기의 하락에 따른 노동수요 억제만이 아니라 시간경쟁(time-based competition)의 심화에 따라 경력근로자에 대한 우선 채용으로 기업의 노동수요가 변화하고 있다면,¹⁾ 신규 학졸자에 대한 수요는 이후에도 감소할 가능성이 있다.

<표 1-2> 청년층(15~29세) 경제활동상태의 변화

(단위 : 천명, %)

	1997	1998	1999	2000	2001
취업	5,152 [-45] (-0.9)	4,422 [-730] (-14.2)	4,344 [-78] (-1.8)	4,510 [166] (3.8)	4,388 [-122] (-2.7)
실업	314 [58] (22.8)	612 [299] (95.2)	538 [-74] (-12.1)	375 [-164] (-30.4)	360 [-15] (-4.1)
비경황	5,958 [24] (0.4)	5,993 [36] (0.6)	5,938 [-55] (-0.9)	5,705 [-233] (-3.9)	5,505 [-200] (-3.5)
전체(인구)	11,423 [36] (0.3)	11,027 [-396] (-3.5)	10,820 [-206] (-1.9)	10,590 [-231] (-2.1)	10,253 [-337] (-3.2)
취업비율	45.1	40.1	40.1	42.6	42.8
실업률	5.7	12.2	11.0	7.7	7.6

주 : []안은 전년동기 대비 증감분, ()안은 전년동기 대비 증감률.

자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』.

1) 고용보험 DB에 따르면, 30대 재벌기업·공기업·금융산업 등 주요 기업 집단의 경력직 선호는 경제위기를 겪으면서 뚜렷하게 나타나고 있다. 1996년 주요 기업집단의 채용자 가운데 신규 학졸자가 65%, 경력직이 35%를 차지하였던 반면, 경제위기를 겪고 난 2000년에 이르러서는 각각 26%, 74%로 나타난다. 1998년 10월부터 임시직 근로자에게 고용보험이 적용되었기 때문에 임시직 근로자의 빈번한 직장이동에 따라 경력직 채용비율이 이전 시기와 비교하여 높아졌음을 감안하더라도, 경력직 우선 채용 경향은 뚜렷이 확인된다.

다른 한편 청년층 노동시장의 보다 구조적인 문제는 학교에서 직업 세계로의 이행의 지연 또는 불안정성에 따른 유휴인력화로 나타난다. 노동시장으로의 진입·이탈이 활발한 청년층의 경우 적극적인 구직활동만으로 청년 고용문제를 측정하는 데는 상당히 제한적이기 때문에 청년층의 고용문제에 대한 지표로 유휴화가 널리 사용되며(OECD, 1999a), 최근에는 비재학 유휴화(out-of-school joblessness)가 주목받고 있다(Ryan, 2001). 이하에서는 유휴인력 개념을 이용하여 청년층 노동력 활용도 및 노동시장으로의 통합 정도를 살펴보자.

<표 I-3>에는 청년층 인구 가운데 실업자뿐만 아니라 비통학 비경제활동인구가 함께 제시되어 있다. 비통학 비경제활동인구는 「경제활동인구조사」(통계청)의 ‘주된 경제활동상태’라는 질문에서 공사립학교, 학원 및 직업훈련원에서 주로 교육받고 있는 경우가 아니라고 응답한 자로서 교육훈련을 받지 않고 무직으로 남아 있는 비경제활동인구이다. 물론 비통학 비경제활동인구에는 가사·육아·심신장애 등 노동시장에 진입하기 어려운 집단도 포함하고 있으나 절반 정도는 이러한 사유에 해당하지 않는다.

이 표에서 실업상태에 있거나 교육훈련을 받지 않으면서 미취업인 청년(남자 15~29세, 여자 15~24세)의 유휴인력은 2001년 현재 1,053천명에 이르고 있다. 청년 인구의 12.5%가 유휴화되고 있다는 사실로부터 청년층의 노동력 활용도가 낮으며 노동시장에 성공적으로 통합되지 못하는 문제가 심각함을 유추할 수 있다.

그런데 청년 유휴화율의 추이를 보면, 1997년 9.7%에서 경제위기 이후 급증하여 1998년 13.6%, 1999년 13.8%를 기록하였으며, 2000년 12.2%, 2001년 12.5%를 기록하고 있다. 이는 청년층 유휴화 문제가 지속적으로 발생되어온 구조적·제도적인 문제임을 시사한다. 즉 고학력화의 진전에도 불구하고 산업수요에 부응하지 못하는 교육제도의 문제가 지속되어 왔음을 의미한다.

이처럼 노동시장과 괴리된 교육제도의 문제는 경제위기 이후 노동수요의 변화와 맞물려 현재화된 것으로 판단된다. 정보통신기술의 발

<표 I-3> 청년층의 유휴인력화 추이

(단위 : 천명, %)

		인 구		취 업		실업 (A)		통학 비경활		비통학 비경활(B)		유휴화 (A+B)	
		규모	비중	규모	비중	규모	비중	규모	비중	규모	비중	규모	유휴화율
1997		9,379	(100.0)	4,088	(43.6)	283	(3.0)	4,379	(46.7)	629	(6.7)	912	9.7
1998		8,946	(100.0)	3,414	(38.2)	542	(6.1)	4,311	(48.2)	679	(7.6)	1,221	13.6
1999		8,817	(100.0)	3,353	(38.0)	482	(5.5)	4,251	(48.2)	732	(8.3)	1,214	13.8
2000	중졸이하	2,859	(100.0)	248	(8.7)	37	(1.3)	2,469	(86.3)	106	(3.7)	142	5.0
	고졸	4,359	(100.0)	2,115	(48.5)	203	(4.6)	1,558	(35.7)	484	(11.1)	687	15.8
	전문대졸 이상	1,444	(100.0)	1,111	(77.0)	94	(6.5)	107	(7.4)	131	(9.1)	226	15.6
	소 계	8,662	(100.0)	3,474	(40.1)	334	(3.9)	4,134	(47.7)	721	(8.3)	1,054	12.2
2001	중졸이하	2,669	(100.0)	204	(7.7)	32	(1.2)	2,324	(87.1)	109	(4.1)	141	5.3
	고졸	4,323	(100.0)	2,058	(47.6)	189	(4.4)	1,590	(36.8)	487	(11.3)	675	15.6
	전문대졸 이상	1,452	(100.0)	1,122	(77.3)	98	(6.7)	93	(6.4)	138	(9.5)	236	16.3
	소 계	8,444	(100.0)	3,385	(40.1)	319	(3.8)	4,007	(47.5)	734	(8.7)	1,053	12.5

주 : 1) 비중은 인구 대비 비중임.

2) 유휴화율=(실업자+비통학 비경제활동인구)/인구.

3) 청년은 남자 15~29세, 여자 15~24세임.

자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』.

전을 원동력으로 한 지식기반경제로의 전환이 가속화됨에 따라 인력 및 숙련 수요가 급속히 변화하고 있다는 사실은 경력근로자 중심의 채용방식 변화로 나타나고 있다. 그러나 우리 교육은 유례를 찾을 수 없을 정도로 급격히 대중고등교육(mass higher education)으로 전환하고 있음에도 불구하고 학교는 이러한 노동시장의 변화를 따라가지 못하고 있다. 고학력화의 진전에 따라 청년층의 의중임금(reservation wage)은 높아져 있음에도 불구하고 안정적인 일자리(decent job)가 감소하고 교육과 노동시장간의 연계가 미흡함에 따라 상당수 청년층은 미취업상태에 있거나 유동(floundering)하고 있는 것이다.

2. 연구의 구성

본 연구에서는 청년층 노동시장을 교육을 마치고 노동시장으로 이행하는 과정을 중심으로 규명하고자 한다. 학교-노동시장 이행과정은 근로생애 초기단계에서 교육 종료, 집중적인 일자리관련 훈련, 평생 일자리(career job)의 탐색 등을 통해 근로생애에 걸친 노동시장 참여 형태 및 평생소득을 결정하게 되는 단계라고 볼 수 있기 때문이다. 또한 최근 청년층이 경험하는 상대적 고실업의 근본적인 원인이 교육과 노동시장간 괴리에서 발생하고 있다는 점에 비추어 학교-노동시장 이행과정에 대한 실증분석은 청년층 노동시장을 개선하기 위한 하나의 초석이 될 수 있을 것이다.

그동안 청년층 노동시장에 대한 연구가 진전되지 못한 것은 신뢰성 있는 자료가 구비되어 있지 않았기 때문이다. 다행히 한국노동연구원이 매년 실시하는 「한국노동패널」 조사 3차년도(2000년)에 청년층에 대한 부가조사를 실시함으로써 학교교육-노동시장 이행과정을 연구하는 중요한 자료를 제공하고 있다. 청년층 부가조사는 「한국노동패널」에 포함된 개인 중 2000년 5월 1일을 기준으로 15~29세 청년을 대상으로 교육력(education history), 학교를 마치고 난 뒤의 구직활동, 첫 일자리의 획득과정 및 그 근로조건 등을 자세히 묻고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다.

제Ⅱ장에서는 학교교육을 마치고 첫 일자리를 획득하기까지의 노동시장 진입과정을 분석한다. 첫 일자리를 획득하기까지의 이행과정에 대한 기술적인 분석과 함께 이행기간의 경과에 따른 미취업상태에서의 탈출확률을 추정하고 이행기간에 영향을 미치는 요인을 경과기간 모형(duration model)을 이용하여 실증분석한다. 이를 통해 정규 교육을 마치고 첫 일자리를 획득하기까지 청년층이 경험하는 애로를 확인할 수 있을 것이다.

제Ⅲ장에서는 청년층의 노동시장 정착과정을 분석한다. 노동시장에 진입한 이후 정착하는 과정에서 청년층이 경험하는 특징들을 밝히고,

이러한 근로생애 초기의 노동시장 경험이 이후의 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하고 있다. 노동시장 정착과정에서의 불안정한 경험이 적합한 일자리를 찾아가기 위한 생산적인 직장모색 과정인지, 아니면 장기적으로도 부정적인 영향을 미치는지를 규명하고자 한다.

제Ⅳ장에서는 청년기의 교육선택이 이후의 노동시장 성과, 특히 임금에 미치는 효과를 실증분석한다. 전문대학과 대학간 임금격차뿐만 아니라 대학의 질, 대학 입학성적, 수도권 대학 그리고 전공·계열의 임금효과 등 교육선택에 따른 경제적 효과를 광범하게 분석함으로써 우리나라의 교육이 인적자본의 형성에 기여하고 있는지 아니면 상대적으로 우수한 개인을 선별하는 데 그치고 있는지를 규명하고자 한다.

마지막으로 제Ⅴ장에서는 이상의 연구결과를 요약하고 정책과제를 제시한다. 우선 청년층 실업대책은 미취업의 장기화를 예방하고 경력형성을 지원하는 방향으로 체계화되어야 함을 제언하고 있다. 나아가 첫 일자리로의 이행기간의 장기화나 노동시장에 진입하여 상대적으로 불안정한 취업경험을 지속하는 것은 무엇보다 학교로부터 직업세계로의 이행이 원활하지 않기 때문이라는 연구결과에 기초하여 교육과 노동시장의 연계를 강화함과 동시에 학교로부터 노동시장으로의 순조로운 이행을 위한 진로지도의 체계화, 근로체험 활동의 장려, 이행정보의 생산·유통 등의 지원체계 구축을 제언하고 있다.

II. 청년층의 첫 일자리 진입 : 경제위기 전후의 비교

1. 머리말

경제위기 직전 한국의 노동시장은 완전고용에 가까운 낮은 실업률로 특징지어진다. 1996년에 실업률은 2.0%에 불과하였으며, 실업자도 426천명에 불과하였다. 좀더 장기적으로 보더라도 경기변동에 영향을 받은 것은 사실이지만, 실업률은 전반적으로 낮은 수준을 유지하여 왔다. 두 차례의 오일쇼크가 지나간 1980년에 5.2%(748천명)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 중반까지 전반적인 실업률은 2%대에 머물고 있었으나, 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 전년도보다 11.0%포인트나 상승한 20.9%(86천명), 20~24세 청년층의 경우도 전년도의 두 배를 넘어서는 14.8%(258천명), 25~29세 청년층의 경우도 9.3%(268천명)를 기록하였다. 경기가 급속도로 회복되기 시작한 1999년에도 이처럼 높은 실업률이 유지되었으며, 2000년에 이르러 실업률은 안정되었으나 여전히 374천명에 이르는 청년층 실업자가 존재하고 2001년에도 청년층 실업자의 수는 거의 줄지 않고 있는 실정이다. 이러한 현상은 경제위기에 따른 노동수요의 급락이 신규 학졸자를 대상으로 한 신규 채용의 동결로 연결된 반면 경기회복으로 인한 노동수요의 회복은 신규 학졸자보다는 경력자를 중심으로 발생하고 있는 현실을 반영한다. 즉 청년층의 노동공급과 노동시장에서의 청년층에 대한 노동수요 사이에 심각한 괴리현상이 발생하고 있으며, 경기회복 등 수요전인 방식만으로는 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 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 청년층의 경우 다른 연령층과는 달리 탐색노력(search effort)의 강도(intensity)나 범위(extensiveness)에서 차이는 있을 수 있으나 기본적으로는 항상 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.

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 미취업기간중 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 관점에서 한 경제 내의 생산가능곡선의 위축으로 요약될 수 있다. 이러한 청년층의 유희화 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.

Ellwood(1982)와 Corcoran(1982)은 학교교육 종료 후 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 보내게 되고 이로 인해 취업이 더욱 어렵게 되며, 미취업이 장기화할 경우 생애전반에 걸친 근로기회의 손실과 노동시장에서 근착성(labor market attachment)의 결여와 함께 사회로부터의 전반적인 소외 현상을 일으킬 확률이 높아지게 되며 장기적으로 부정적인 결과가 누적된다.

Lynch(1985)는 1979년 여름 16살에 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. 청년의 학교졸업 후 초기 실업은 미래의 취업을 어렵게 하고, 생애 전체 수입을 감소시켜 기존의 오점효과를 재확인하고 있다.

Gustman and Steinmeier(1988)는 다양한 능력수준을 갖는 노동력과 최소임금 사이의 작용을 고려하는 청년 노동시장의 일반균형모형을 통하여 청년 근로자가 다른 근로자들보다 덜 생산적이며 학교졸업 후 초기의 실업이 미래의 취업에 악영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. Neumark(1998)는 청년의 초기 직업안정성이 중장년기의 임금에 긍정적인 영향을 주므로 청년의 초기에 직업을 안정시키는 정책은 순이득을 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 첫해에는 경과기간 의존성을 보이지 않다가 나중에 음의 경과기간 의존성을 나타내고 있다. 따라서 여성 청년은 실업유입 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 미치는 효과를 분석하고 있다. 이들 연구에 따르면, 직

업교체의 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 연립방정식 체계(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 낮았으며, 그 첫 직장에 더 오래 근무하였다.

Van den Berg, Van Lomwel and Van Ours(1998)는 1982~94년의 프랑스 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 증가

시킨다고 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 실업 문제의 심각성은 남성에게 발견되며 여성의 실업 문제는 특정 연령과는 독립적인 것으로 나타나고 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 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. 제2절에서는 본 연구에서 사용되는 「한국노동패널」과 3차년도(2000년) 청년층 부가조사를 소개한 후 표본의 선정과정 및 표본의 기초분석, 그리고 분석대상인 미취업기간(nonemployment duration)의 정의와 미취업기간의 분포를 살펴본다. 그리고 제3절에서는 분석에 사용될 실증모형을 소개한 후 실증모형의 추정결과를 소개한다. 또한 경제위기 이전의 학졸자와 이후의 학졸자로 표본을 분리한 후(sample separation) 동일한 모형을 추정한 결과를 제시한다. 이를 통하여 경제위기를 전후하여 청년층의 노동시장 진입과정에 나타난 변화를 설명하고자 한다. 마지막 절에서는 연구

결과를 요약한 후, 자료의 한계 및 연구 개선방향에 대해 논의한다.

2. 기초분석

가. 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.²⁾ 그 결과 「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 근무 시작 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 3차 조사(2000년) 청년용 부가조사 자료를 바탕으로 1차 조사부터 3차 조사에 나타난 정보를 사용한다. 청년용 부가조사는 「한국노동패널」에 포함된 개인 중 2000년 5월 1일을 기준으로 만

2) 방하남 외(1999: 5~7) 참조.

15세 이상~만 30세 미만의 청년을 대상으로 상세한 학력사항(학교, 유형, 계열 또는 전공, 소재지, 졸업 또는 수료시기)과 재학중 사건, 최종학력 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 최종학력 이수 후 미취업기간과 방법 및 강도, 취업제의를 받았는지의 여부, 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 종료원인 등에 관한 정보를 포함하고 있다.

나. 표본

청년층 부가조사에 응답한 표본은 3,302명인 것으로 나타난다. 부가조사 표본 중 표본선정과정(sample selection process)을 거쳐 본 연구에 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 그만두었거나 졸업했다고 대답한 사람들을 대상으로 하였다. 이 과정에서 현재 재학중이거나 휴학중인 자(1,563명)를 제외하면, 1,739명이 표본대상이 된다. 둘째, 분석에 필요한 문항에 대하여 불충분한 정보를 제공하는 표본을 제외하는 과정이다. 졸업과 취업이 불분명한 40명의 청년표본과 졸업 연월이나 취업 연월이 불분명한 표본을 삭제하면 1,627명이 남는다. 그리고 취업 당시 종사상 지위, 취업 당시 근무형태, 취업 당시 월평균 소득, 취업할 당시 주당 평균 근무시간이 불분명한 표본을 삭제하여 최종적으로 1,615명이 분석대상으로 남게 된다.

본 연구에 포함된 표본의 구조가 <표 II-1>에 인구통계학적 특성

별로 제시되어 있다. 표본의 구조를 보면 1,615명의 청년표본 중 남성 표본은 665명(41.2%)이고, 여성표본은 950명(58.8%)인 것으로 나타났다. 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. 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 1,615명 중 1,299명은 첫 일자리 경험이 있으나 316명은 조사 당시까지 첫 일자리를 취득한 경험이 없는 우측절단된(censored) 표본이다. 첫 일자리 경험이 있는 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 각년도 본 조사에 나타난 개인자료를 추적하여 최종 자료를 만들었다.

<표 II-1> 표본의 구성

		표본 전체	첫 일자리 취득	졸업전 취득	일자리 경험 없는 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 년도별	1981~1993	548 (33.9)	471	117 (24.8)	77
	1994~1997	536 (33.2)	473	110 (23.3)	63
	1998~2000	531 (32.9)	355	118 (33.2)	176

다. 미취업기간의 분포

본 연구에서 중심이 되는 변수는 미취업기간(nonemployment duration)이다. 미취업기간은 최종학력을 이수(졸업 또는 중퇴)한 시점에서 첫 일자리를 취득하게 되는 시점(군입대의 경우 이 시점에서 우측절단된 것으로 봄) 사이에 경과된 기간(월 단위)으로 정의된다.

성별, 학력별, 졸업년도별 미취업기간의 분포가 <표 II-2>에 나타나 있다. 이 표에서 보면, 청년층의 노동시장 진입과정에 관한 몇 가지 흥미로운 특징을 관찰할 수 있다. 첫째, 전체 청년 중 약 21%에 해당하는 청년이 최종 학교교육 종료 이전에 이미 일자리를 마련하여 학교교육-노동시장 이행과정에서 미취업상태를 전혀 경험하지 않았다는 사실이다. 교육종료 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 필요할 것이다.

셋째, 학력별로 볼 때, 교육종료 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.

넷째, 경제위기의 효과가 노동시장에 미치기 시작한 1998년 이후 졸업자들의 교육종료 이전 일자리 확보확률이 상당히 낮아졌을 것으로 예상했으나 분류된 다른 연도와 별다른 차이가 없는 약 22%를 보이고 있다. 이는 경제위기 이후 정부의 고용정책의 효과로 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%였고, 1994~97년 졸업자의 경우는 28%였으나, 1998년 이후 졸업자의 경우 5%로 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 II-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>								
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 : 1) ()안은 미취업기간별 비중.

2) []안의 숫자는 첫 일자리 취업경험이 없는 우측절단된 표본의 수.

<표 II-3>은 학력수준과 졸업년도별 미취업기간의 분포를 성별로 세분화하여 보여주고 있다. 미취업기간을 성별로 분류하여 교육수준별로 보면, 남성 고졸 이하의 경우 40%가 2년 이상의 미취업기간을 가

<표 II-3> 교육수준별·졸업년도별 미취업기간의 분포 : 성별

(단위 : 명, %)

		0개월	1~3개월	4~6개월	7~12개월	13~24개월	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
남자	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
여자	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
남자	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
여자	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 : 1) ()안은 미취업기간별 비중.

2) []안의 숫자는 첫 일자리 취업경험이 없는 우측절단된 표본의 수.

지는 반면, 여성의 경우는 17%에 불과하다. 대졸 이상의 경우에도 남성의 경우는 13% 정도가 교육종료 이전에 일자리를 확보하는 반면, 여성의 경우는 24%를 차지하고 있다. 졸업년도별로 분류해 보면, 역시 세 가지 분류 모두에서 여성의 미취업기간이 남성보다 짧은 것을 볼 수 있다. 또한 2년 이상의 미취업기간을 가지는 표본도 남성의 비율이 훨씬 높으며 1981~93년 졸업자의 경우 2년 이상의 미취업기간을 가지는 남성은 51%나 된다. <표 II-2>에서와 같이 졸업년도가 최근으로 올수록 2년 이상의 미취업기간을 갖는 장기 실업자가 남녀 모두 대폭 감소하고 있다.

라. 첫 일자리에서의 임금의 분포

첫 일자리에서의 월평균 임금의 분포가 <표 II-4>에 제시되어 있다. 전체 표본은 대체로 일정하게 20% 정도로 다섯 범주로 분류하였다. 먼저 성별로 나누어 보면, 여성의 경우 40% 정도가 66만원 미만으로 나타나고 있다. 반면 남성의 경우 26% 정도가 66만원 미만에 분포하고 있으며, 46% 정도는 81만원 이상에 분포하고 있어 성별 임금격차가 존재함을 알 수 있다(물론 임금식을 추정하지 않은 것이므로 엄밀한 의미의 성별 임금격차는 추후에 논의되어야 할 것임). 특히 남성의 경우 약 25%가 103만원 이상의 상대적인 고임금을 받고 있는 것으로 나타난다.

초임을 학력별로 보면, 고졸 이하의 경우 66만원 이하의 임금을 받는 표본수가 절반 정도를 차지하며, 전문대졸의 경우 39% 정도가 81만원 이상의 임금을 받고 있다. 그리고 대졸 이상의 경우 53% 정도가 81만원 이상의 임금을 받고 있어 임금과 학력간에 양의 상관관계가 존재한다고 할 수 있다.

졸업년도별로 보면, 1994~97년 졸업자의 경우 81만원 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, <표 II-2>에서 예상과 달리 1998년 이후 청년의 구직기간이 오히려 짧아진 것은 인턴제나 비정규직으로의 취업이 증가하였다고 해석한 사실을 뒷받침하고 있다.

구직기간별로 보면, 구직기간이 짧으면 임금이 높을 것으로 예상했으나, 교육종료 이전에 일자리 확보한 표본 중 80명(23%)이 51만원 이하의 임금을 받고 있어 직업탐색기간이 짧으면 평균임금이 낮음을 알 수 있고, 구직기간이 2년 이상인 경우 22%가 1,03만원 이상의 임금을 받고 있다.

<표 II-5>에서는 <표 II-4>의 월평균 임금을 근로시간으로 나누어 시간당 임금을 보여주고 있다.

앞서와 마찬가지로 전체 표본을 20% 정도로 하여 다섯 범주로 나누어 보았다. 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 상관관계가 존재하고 있다.

졸업년도별로 보면, 시간당 5,203원 이상의 임금을 받는 표본의 비율이 1998년 이전에는 20% 정도인 반면, 1998년 이후에는 15%에 불과해 역시 경제위기 이후 시간당 임금도 하락했음을 알 수 있다.

구직기간별로 보면 월평균 임금의 경우와 마찬가지로 교육종료 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 비율을 차지하고 있다.

<표 II-4> 첫 일자리에에서의 월임금 분포(취업자 중)

(단위 : 명, %)

	0~51 만원	52~66 만원	67~80 만원	81~102 만원	103만원 이상	전 체
전 체	215 (16.6)	231 (17.8)	226 (17.4)	235 (18.1)	226 (17.4)	1,299 [166]
<성 별>						
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>						
고졸이하	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]
대졸이상	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]
1994~1997	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 : 1) ()안은 임금구분별 비중.

2) []안의 숫자는 결측된 표본의 수.

3) 초임에 관한 정보가 없는 경우, 현 직장의 임금으로부터 경력에 따른
성별 임금식³⁾로부터 추정.

3) 안주엽, 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」, 『노동경제논집』 24(1), 67~96쪽.

<표 II-5> 첫 일자리에에서의 시간당 임금분포(취업자 중)

(단위 : 명, %)

	0~2,335만원	2,336~2,978만원	2,979~3,797만원	3,798~5,202만원	5,203만원 이상	전 체
전 체	226 (17.4)	220 (16.9)	223 (17.2)	223 (17.2)	227 (17.5)	1,127 [180]
<성 별>						
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>						
고졸이하	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]
대졸이상	11 (4.5)	27 (11.2)	21 (8.7)	56 (23.1)	87 (36.0)	242 [40]
<졸업년도별>						
1993년이전	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]
1998년이후	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 : 1) ()안은 임금구분별 비중.

2) []안의 숫자는 결측된 표본의 수.

3) 초임에 관한 정보가 없는 경우, 현 직장의 임금으로부터 경력에 따른 성별 임금식로부터 추정.

3. 실증분석

가. 실증분석모형

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

$$d = 1 \text{ (탈출)}$$

$$0 \text{ (그렇지 않은 경우)}$$

로 정의될 수 있다.

Kalbfleisch와 Prentice(1980)에 따르면 일정시간 t 직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 탈출할 조건부확률인 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 구성된다고 상정하여

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

의 형태를 취하는 것으로 상정한다. 첫째 항의 탈출경로별 기준선위험 $h_0(t)$ 는 0 또는 양의 값을 가지는 함수로 경과기간 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 추정되어질 파라미터 벡터이다. 셋째 항 ν 는 비관찰된 이질성을 통제하기 위한 음이 아닌 값을 갖는 확률변수의 벡터로 관찰된 이질성의 효과를 통제한 후에도 잔존하는 분포상의 이질성을 의미한다. 본 연구에서는 비관찰된 이질성을 고려하기 보다는 표본을 분리하여 추정하는 것으로 대신한다.

기준 위험선은 집단경과기간 자료(grouped duration data method)의 방식을 따라

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

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

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 최종학교 종료 이전에 첫 일자리를 취득하였으며 이들에 대한 직장취득을 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 $w=1$ 달에 해당하며 $K=12$ 이어서 최종학교 종료 이후 12개월 동안의 미취업경과기간을 분석하게 된다.

나. 전체 표본의 추정결과

미취업상태에서 구직활동을 하는 가운데 제의받은 일자리를 받아들일지 거절할 것인지는 개인의 의중임금(reservation wage)과 미취업기간의 영향을 받는다. 미취업기간이 길어지면 실업탈출확률이 낮아져 유보임금이 감소한다. 실업탈출확률을 추정하기 위해서는 미취업기간과 결정되는 임금수준을 같이 고려해야 하나, 여기에서는 미취업기간과 실업탈출확률과의 관계만 알아보기로 한다. 또한 한국의 노동시장은 1998년 경제위기 이후 큰 변화를 겪었으므로, 전체 표본에 대한 추정 후에 1998년 졸업을 기준으로 이전과 이후 표본을 나누어서 모형을 추정한다.

<표 II-6>과 [그림 II-1]에 전체 표본을 대상으로 한 모형의 추정치가 제시되어 있다. [그림 II-1]은 이질성을 통제하기 전 기준선위험

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

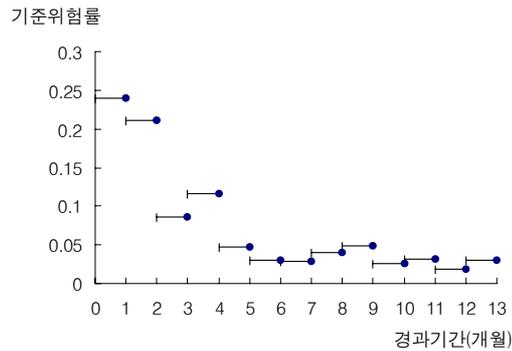
전체 표본	기준선위험	관찰된 이질성 고려	졸업년도 구분 추가
0	-1.429 (0.045)	-1.634 (0.052)	-2.441 (0.053)
1	-1.559 (0.050)	-1.731 (0.055)	-2.525 (0.056)
2	-2.450 (0.064)	-2.612 (0.065)	-3.398 (0.065)
3	-2.147 (0.061)	-2.301 (0.063)	-3.084 (0.063)
4	-3.045 (0.071)	-3.192 (0.071)	-3.975 (0.071)
5	-3.492 (0.073)	-3.636 (0.074)	-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)
남 성		-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(유)		0.593 (0.053)	0.602 (0.054)
1993년 이전 졸업			0.576 (0.051)
1994~97년 졸업			0.460 (0.051)
미취업기간 중 평균 실업률		0.051 (0.012)	0.160 (0.012)

주 : ()안은 표준오차.

의 추정치의 먹지수를 취한 미취업상태로부터의 탈출확률의 기준선위험확률을 도시하고 있다. 이 그림에서 보듯이, 탈출확률이 실직 초기에 감소추세를 보이다가 그 이후 일정수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보이는 것을 확인할 수 있다.

[그림 II-1]의 전체 표본에 대한 재취업확률은 5개월 동안 24.0%에서 4.8%로 하락한 이후 3.0% 수준을 중심으로 변동한다. 먼저 어떠한 이질성도 통제하지 않은 상태에서 총계합수 형태를 갖는 탈출위험률을 보면, 탈출확률이 최종학교 졸업 후 초기 3~4개월간 탈출확률이 상당히 높으나 감소하는 추세를 보이고 그 이후에는 일정수준을 중심

[그림 II-1] 전체 표본에 대한 기준선위험 추정결과



으로 다소 변동하는 양상을 보인다. 즉 초기에 음의 경과기간 의존성을 보이고, 이후에는 경과기간 의존성이 나타나지 않는다. 이는 초기에 탈출확률이 높으나, 기간이 경과함에 따라 일자리 탐색에서 얻어지는 정보의 보충에도 불구하고 탈출확률이 감소하며, 전환점(turning point)을 경과한 후에는 일정한 낮은 수준에 머문다는 것을 의미한다.

다음으로 성별, 학력별, 지역별, 아르바이트 경험유무별 이질성을 통제하고, 각 개인의 실업기간의 평균 실업률을 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, 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 탈출가능성이 낮아졌음을 알 수 있다.

한편 노동시장의 수요를 반영하는 미취업기간중 평균실업률은 예상과

는 전혀 다른 결과를 보여주고 있다. 즉 실업률이 높을수록 미취업에서의 탈출확률이 낮을 것으로 기대하였으나 결과는 정반대로 나타나고 있다.

다. 분리표본의 추정결과

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 II-7> 1998년 이전 졸업 표본의 위험모형 추정결과 : $h(t)=\exp(\delta k) \exp(X\beta)$

1998년 이전 졸업	기준선위험	관찰된 이질성 고려	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)
남 성		-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)
서울 이외 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 평균 실업률		-0.084 (0.022)	-0.089 (0.023)

주 : ()안은 표준오차.

<표 II-7>은 1998년 이전 졸업 표본을 대상으로 한 모형의 추정결과를 보여주고 있다. 전체 표본의 경우와 마찬가지로 탈출확률이 미취업 초기 일정기간 동안 감소 추세를 보이다가 그 이후 일정수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보인다. 다음으로 성별, 학력별, 지역별, 아르바이트 경험유무별 이질성을 통제하고, 각 개인의 실업기간의 평균 실업률을 통제하면 전체 표본의 경우와 몇 가지 다른 결과를 관찰할 수 있다. 대졸 이상의 경우 고졸 이하보다 미취업으로부터의 탈출확률이 통계적으로 유의하게 낮음을 알 수 있다.

전체 표본의 경우 실업률이 미치는 효과가 예상과 다르게 추정되었던 반면, 경제위기 이전의 졸업자 표본에서는 미취업기간중 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 II-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.

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 미취업기간중 평균 실업률이 높아질수록 미취업으로부터의 탈출확률이 높아지는 것으로 나타나 예상과는 정반대의 결과를 보여준다.

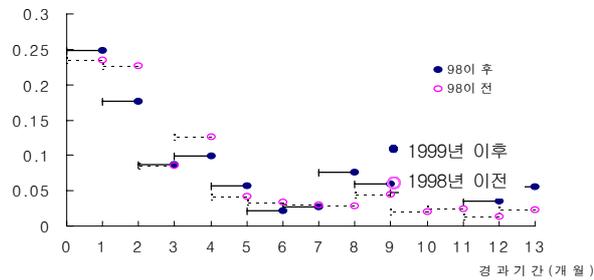
[그림 II-2]에서 표본을 1998년 졸업을 기준으로 나누어 비교하면, 1998년 이후 졸업의 경우 5개월 동안 24.9%에서 5.7%로 하락한 후 4.8% 수준을 중심으로 변동한다. 1998년 이전 졸업의 경우에는 같은 5개월 동안 23.5%에서 4.3%로 하락한 이후 3.0% 수준을 중심으로 변동한다.

<표 II-8> 1998년 이후 졸업 표본의 위험모형 추정결과 : $h(t)=\exp(\delta k) \exp(X\beta)$

1998년 이후 졸업	기준선위험	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)
남 성		-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)
서울 이외 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 졸업 더미			0.447 (0.096)
2000년 졸업 더미			3.502 (0.089)
미취업기간 중 평균 실업률		0.396 (0.017)	1.264 (0.017)

주 : ()안은 표준오차.

[그림 II-기 1998년 졸업의 기준으로 나누 표본의 기준선위험 추정결과



4. 요약과 시사점

경과기간(개월)

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 신규 채용의 동결은 청년층의 학교교육-노동시장 이행과정을 어렵게 만들었으며, 그 결과 청년층의 실업뿐 아니라 미취업으로 표현되는 유희화도 심각한 수준으로 상승하였다.

청년층 인적자원의 유희화가 갖는 부정적인 효과는 단기에서 뿐만 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 이행과정을 연구하는 주요한 목적임이 분명하나, 이를 연구할 자료가 없었던 것이 현실이다.

다행스럽게도 한국노동연구원이 매년 실시하는 「한국노동패널」 조사 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 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 음의 경과의존성을 보인다. 여성의 미취업으로부터의 탈출확률이 남성보다 높은 것으로 나타나며, 경제위기 이전의 졸업자가 취업하는데 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 추정결과는 미취업기간중 평

균 실업률이 높을수록, 즉 상대적으로 노동수요가 하락할수록 첫 일자리를 취득하는데 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 분석대상기간을 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(good jobs, decent jobs)만을 고집하던 과거와는 달리, 일자리 취득에 애로가 많은 경제위기 속에서 일단 좋은 일자리 또는 나쁜 일자리(bad jobs)를 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 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 의증임금(reservation wage)이 변화하는 양상을 살펴볼 수 있을 것이다. 이때 일자리 탐색에 대한 지원이 의증임금과 미취업기간에 미치는 영향을 살펴볼 수 있을 것이다.

본 연구에서는 실증모형을 추정하는데 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 연구 인프라를 구축하는데 참조가 된다는 역할을 할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 청년층의 직업세계 정착과정과 경력형성

1. 머리말

최근 청년층 고실업 문제를 둘러싸고 사회적인 우려가 확산되고 있다. 이병희·안주엽(2001)은 최근의 청년 실업문제를 경기적·마찰적인 요인만이 아닌 구조적·제도적인 요인이 함께 작용하여 발생한 것으로 주장하고 있다. 즉 현재의 청년 실업문제는 경제위기 이후 노동수요의 구조적인 변화와 함께 산업수요에 부응하지 못하는 교육제도의 문제가 현재화되어 발생하였다고 보고 있다. 우선 노동수요의 구조적인 변화는 청년 인구의 급격한 감소에도 불구하고 기업이 경력근로자를 우선 채용하는 관행으로 변화함에 따라 청년 일자리가 상대적으로 감소하는 현상으로 나타나고 있다. 다른 한편 교육과 노동시장간 연계의 미흡은 학교에서 직업세계로의 이행이 장기간에 걸쳐 이루어질 뿐만 아니라 청년층 노동력의 미취업에 따른 유희인력화가 심각한 수준에 이르고 있는 현상으로 나타나고 있다.

본 연구는 청년층 노동시장 문제를 후자의 측면, 즉 교육을 마치고 노동시장으로 이행하는 과정이라는 측면에서 접근하는 연속적인 연구의 연장선상에 있다. 학교에서 직업세계로의 이행과정은 크게 정규 학교교육을 마치고 첫 일자리를 획득하는 직업세계 진입과정과 첫 일자리 이후 직장이동 등을 통한 직업세계 정착과정으로 나눌 수 있을 것이다. 직업세계 진입과정에 대해 제Ⅱ장에서는 첫 일자리로의 이행기간이 장기적일 뿐만 아니라 이행기간(미취업기간)이 길수록 취업으로의 탈출확률이 낮아지는 이른바 음의 기간의존성(negative duration dependence)을 가진다는 사실을 실증적으로 밝히고 있다.

본 연구는 노동시장에 진입하여 직업세계에 정착하는 과정에서 청

년층이 경험하는 특징들을 밝히고, 이러한 근로생애 초기의 노동시장 경험이 이후의 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 만약 노동시장 경력 초기의 경험이 이후의 평생에 걸친 취업경력에 미치는 영향이 미미하다면, 비록 직업세계 정착과정에서의 경험이 불안정하다고 하더라도 이는 평생 일자리를 탐색하는 과정에서 일시적으로 거치는 현상에 불과할 것이다. 그러나 노동시장 경력 초기의 경험이 이후의 노동시장 성과에 지속적인 영향을 미친다면, 노동시장으로의 이행과정을 원활히 하기 위한 교육제도의 개혁 및 이행 지원체계의 구축이 마련될 필요가 있을 것이다.

이하의 제2절에서는 청년층이 직업세계 정착과정에서 경험하는 불안정성에 대한 대립적인 견해와 국내의 실증결과들을 살펴본다. 제3절에서는 실증적 분석을 위해 본 연구에서 구성한 자료를 설명하고, 제4절에서는 첫 일자리 이후 직업세계에 정착하는 과정에서 청년층이 경험하는 특징들을 살펴보고, 제5절에서는 본 연구의 주된 관심인 노동시장 경력 초기의 경험이 이후의 임금에 미치는 영향을 실증분석한다. 마지막으로 주요한 발견과 그 함의를 살펴보고 연구의 한계에 대해 논의한다.

2. 기존 연구

정규 학교교육을 마치고 노동시장에 신규 진입하는 청년층은 잦은 노동이동과 이에 따른 상대적으로 짧은 근속기간, 불안정한 고용형태를 경험한다. 청년층이 직업세계에 정착하는 과정에서 경험하는 불안정한 특징들에 대해서는 대비되는 견해가 존재한다. 한편에서는 빈번한 직장이동과 잦은 노동시장 유출입은 근로생애 초기의 혼란(floundering, churning, milling about)을 의미할 뿐만 아니라, 근로경험을 통한 인적자원투자를 저해하여 장기적으로도 부정적인 효과가 지속된다고 주장한다. 반면 다른 한편에서는 빈번한 직장이동은 적합한 일자리를 찾아가기 위한 직장모색(job shopping) 과정이므로 생산

적인 투자활동으로 이해하여야 하며, 노동시장 경력 초기의 불안정한 취업경험이 평생에 걸친 취업경력에 미치는 영향은 미약하거나 직장 이동을 통해 장기적으로 수익률을 증대할 수 있다고 주장한다.

외국의 연구들은 상반된 실증결과를 제시하고 있다. Topel and Ward(1992)는 빈번한 직장이동이 생산적인 과정임을 주장하는 대표적인 연구이다. 사업체-근로자 연계 추적자료(LEED, 1957~72)를 사용하여 청년 남자의 15년간에 걸친 직장이동과 임금변화를 분석한 결과에 따르면, 노동시장 진입의 초기 10년 동안 미국의 남성 근로자는 평균 7회의 직장을 경험하여 40여년간의 근로생애에 걸친 직장이동의 3분의 2에 이른다. 또한 근로생애 초기 10년 동안 임금 증가의 3분의 1은 직장이동에 따른 것으로 나타나, 노동시장 이행시기의 빈번한 직장이동은 안정적인 고용관계에 이르는 경력개발과정으로 보아야 한다고 지적한다.

Neal(1999)은 청년층의 노동이동을 산업·직업으로 본 경력형성과정 측면에서 분석하고 있다. 노동이동은 크게 직장을 옮기지만 수행하는 업무는 동일한 경력내 이동(simple job mobility)과 직장뿐만 아니라 수행하는 업무도 바뀌는 경력간 이동(complex job mobility)으로 구분할 수 있다. 그는 근로생애 초기에는 경력간 이동을 통해 자신의 경력을 탐색하다가 적합한 경력일치(career match)가 이루어지고 난 후에는 직장이동을 통해 적합한 직장을 선택(employer match)하는 생애에 걸친 노동이동의 패턴을 제시하고 있다. NLSY 1979~92를 사용하여 청년 남자는 동 기간 동안 평균 4.2회의 직장이동을 경험하며, 이 가운데 산업과 직업의 변화를 동반한 경력간 이동률은 55%에 이르고 있음을 밝히고 있다. 또한 노동시장 경력이 장기화될수록 경력간 이동은 감소하여 경력일치에 이르고 있음을 지적하고 있다.

이러한 실증결과와 대비되는 분석은 Light and McGarry(1998)에서 찾을 수 있다. 그들은 NLSY 1979~94를 사용하여 청년 남자는 학교를 마치고 난 후 8년간 평균 4.9회의 직장을 이동하고 있어 빈번한 직장이동이 청년층의 일반적인 특성이지만, 분석대상자의 12.2%는 전

혀 직장을 이동하지 않으며, 10.3%는 1회 직장을 이동하고, 13.7%는 10회 이상 직장을 이동하여 근로생애 초기의 노동시장 경험이 이질적임을 지적한다. 특히 근로생애 초기 8년간의 이직횟수는 이후의 임금에 음의 영향을 미치고 있음을 실증분석을 통해 제시하고 있다. 즉 전혀 직장을 옮기지 않은 근로자는 가장 높은 임금을 받으며, 직장이동이 빈번한 근로자는 가장 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 다만 적합한 일자리를 찾기 위하여 다소의 직장이동을 경험하는 근로자의 임금상승폭이 가장 높은 것으로 나타났다.

또한 Keith and McWilliams(1995)는 NLSY 1979~88을 사용하여 단일 직장이동이 아닌 누적적인 직장이동 경험(cumulative job mobility)이 임금에 미치는 영향을 분석하였다. 직장이동횟수가 임금에 미치는 효과는 유의하지 않으나, 이직사유별로 구분한 누적적인 직장이동 경험은 임금에 상반된 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 경제적 이유나 가족적 이유에 의한 자발적 이직횟수는 많을수록 임금을 높이는 효과를 가지는 반면, 정리해고나 징계해고에 의한 비자발적인 이직횟수는 많을수록 임금에 음의 영향을 미치고 있다. 또한 최근의 직장이동만이 아니라 과거의 누적된 이직들도 이후의 임금수준에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

이러한 청년층의 직업세계 정착과정에 대한 연구는 1994년에 학교에서 직업세계로의 이행기회법(School-to-Work Opportunities Act)이 시행되면서, 이른바 원활한 이행과정을 지원하고자 하는 정책의 유효성에 대한 평가로 확대된다. 미국 연방정부가 제정한 동 법은 청년들이 경험하는 빈번한 직장이동과 노동력 유출입이 근로생애 초기의 미취업을 야기할 뿐만 아니라 일련의 막다른 일자리의 연속으로 이어질 수 있다고 보고, 학교에서 직업세계로의 원활한 이행을 지원하는 체계를 구축하고자 한 것이다.

이에 대해 Gardecki and Neumark(1998)는 직장이동을 통한 탐색을 통해 더 적합한 일자리를 찾을 수 있는 데도 생애 초기에 장기적인 일자리로 연계하고자 하는 프로그램은 반생산적이라고 비판한다. NLSY

1979~92를 사용하여 학교에서 직업세계로의 이행프로그램이 구상하듯이, 근로생애 초기의 안정적인 고용관계가 이후 성인시기에 더 나은 노동시장 성과로 귀결되는지를 분석하였다. 실증결과에 따르면, 학교를 마치고 난 후 5년간의 직장안정성 관련지표가 이후 성인시기의 노동시장 성과를 유의하게 개선하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과에 대하여 청년층을 조속히 안정적인 일자리로 정착시키기 위한 이행지원 프로그램은 설득력이 없다고 그들은 해석하고 있다. 다만 청년층의 노동시장 진입을 지원하기 위해 정보 문제를 해결하거나, 근로경험을 학교교육에 반영하고 산학협동을 강화할 필요는 있다고 주장한다.

반면 NLSY 1979~92를 사용한 Neumark(1998)에서는 근로생애 초기 5년간의 고용안정성이 성인시기의 보다 나은 임금 등 노동시장 성과를 개선하는 것으로 나타나는 엇갈린 실증결과가 제시되고 있다.

국내에서는 청년층의 노동시장 정착과정에서 경험하는 특징들과 그 영향에 대한 실증연구는 거의 없다. 이는 무엇보다 청년층이 어떠한 경로와 과정을 거쳐 직업세계에 정착하는지에 대해 추적할 수 있는 자료가 없기 때문이다. 「경제활동인구조사」를 통해 청년층의 노동시장 이행 및 경력형성과정을 분석한 이병희(2001b)는 노동시장으로의 이행기간이 장기적일 뿐만 아니라 청년층 노동력의 미취업에 따른 유희인력화가 심각한 수준에 이르고 있음을 밝히고 있다. 또한 비정규직 경험이나 빈번한 직장이동이 경력개발로 이어지고 있지 않음을 실증분석하고 있다. 그러나 사용하는 자료의 제약 때문에 실직을 경험한 청년근로자에 국한된 분석에 그치고 있어 청년층 노동시장에 대한 정형화된 사실(stylized fact)로 일반화하기 어려우며, 또한 청년층 노동시장 경험의 단기적인 효과에 대한 분석에 그치는 한계를 가지고 있다.

3. 자료의 구성

한국노동연구원이 매년 실시하는 「한국노동패널」 조사는 3차년도

(2000년)에 청년층에 대한 부가조사를 통해 학교교육을 마치고 난 후 노동시장으로 진입하는 과정에 대해 조사함으로써 동일한 개인에 대해 직업력(work history) 자료를 결합하여 직업세계 정착과정에서의 노동시장 경험과 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석할 수 있는 자료를 제공하고 있다.

청년층 부가조사는 「한국노동패널」에 포함된 개인 중 2000년 5월 1일을 기준으로 15~29세 청년을 대상으로 교육력(education history), 학교를 마치고 난 뒤의 구직활동, 첫 일자리의 획득과정 및 그 근로조건 등을 자세히 묻고 있다. 본 연구는 이 자료를 이용하여 청년의 학력정보와 함께 첫 일자리의 취업시기, 산업 및 직업, 종사상 지위, 초임, 근로시간, 첫 일자리의 종료 여부 및 이직시기, 그리고 학교를 최종적으로 마치고 난 후 첫 일자리를 획득하기까지의 이행기간 등의 노동시장 진입과정에 대한 정보를 추출하였다.

한편 직업세계 정착과정을 파악하기 위해서는 첫 일자리 이외의 취업경력에 대한 정보가 필요하다. 이를 위해 청년층 부가조사 자료에 직업력(work history) 자료를 개인별로 결합하였다. 이러한 과정을 거쳐 개인이 경험한 과거 및 현재의 일자리에 대한 취업시기 및 퇴직한 경우 퇴직시기, 산업 및 직업, 종사상 지위, 임금 및 근로시간, 근속년수, 취업경험횟수 등에 대한 정보를 추출함으로써 직업세계 정착과정에 대한 기초적인 정보를 작성하였다.

본 연구에서 사용한 표본의 구성절차는 <표 III-1>과 같다. 청년층 부가조사에 응답한 3,302명의 청년 중 ① 재학생 여부를 묻는 질문에서 중간에 그만두었거나 졸업했다고 응답하여 최종적으로 학교교육을 마친 자 가운데, ② 중졸 이하의 학력수준을 가지고 있거나, ③ 졸업시기 및 출생시기가 누락되거나 오기된 자를 제외하였다.

또한 직업력 자료와 결합하는 과정에서 ① 학교교육을 마치고 난 후 취업을 경험하지 못하거나, ② 청년층 부가조사에서 학교를 최종적으로 마치고 난 후 취업한 적이 없다고 응답했음에도 직업력 자료에 취업경험이 기록되어 있는 경우에는 첫 일자리 여부를 판별할 수 없

다고 판단하여 제외하였으며, ③ 취업시기 및 퇴직시기가 누락되거나 오기된 개인들을 제외하고, ④ 청년 일자리와 직업력의 일자리가 동일한 경우는 동일한 하나의 일자리로 전환하는 과정을 거쳐 최종적으로 1,340명의 취업경험자에 대한 3,584개 취업경력 자료를 구축하였다.

<표 III-1> 표본의 구성

(단위 : 명, 개)

	누락 개인	개인 표본	누락 일자리	일자리 표본
1. 청년층 부가조사 자료		3,302		
학교교육을 마치지 않은 자 (재학 또는 휴학)	1,523	1,779		
중졸이하	62	1,717		
졸업년도 누락 오류 또는 생년월일 오류	41	1,676		
2. 일자리 자료 결합				
취업 미경험	285	1,391		3,742
취업년도 누락	22	1,369	64	3,678
과거 일자리의 이직 연월 오류	29	1,340	94	3,584

4. 직업세계 정착과정의 노동시장 경험

가. 직업세계에 진입한 이후의 직장이동

<표 III-2>는 최종적으로 학교를 마치고 난 이후 직업세계로 진입하여 취업을 경험한 1,340명의 직장경험횟수가 제시되어 있다. 취업경험자들은 평균적으로 직장을 2.1회 경험하며, 직장경험횟수별 분포를 보면 1회 직장을 경험하는 자는 41.0%이며, 2회 경험자는 27.8%, 그리고 나머지 약 3분의 1은 3회 이상의 직장을 경험한 것으로 나타난다.

그러나 이러한 평균 직장경험횟수와 직장경험횟수별 분포는 졸업시점의 차이에 따른 잠재적 노동시장 경력의 차이를 고려하지 않고서 제시된 것이다. 이에 최종적으로 학교를 마치고 난 후 일정한 기간이 경과한 후의 직장경험횟수 분포를 <표 III-2>의 오른쪽에 별도로 제

<표 III-2> 취업경험자의 직장경험횟수

(단위 : 명, %, 회)

		전체	학교를 마치고 난 후의 경과기간				
			1년	2년	3년	4년	5년
취업경험자	소계	1,340 (100.0)	932 (100.0)	949 (100.0)	890 (100.0)	826 (100.0)	746 (100.0)
	1	549 (41.0)	711 (76.3)	580 (61.1)	474 (53.3)	373 (45.2)	284 (38.1)
	2	372 (27.8)	188 (20.2)	282 (29.7)	281 (31.6)	276 (33.4)	247 (33.1)
	3	231 (17.2)	29 (3.1)	67 (7.1)	96 (10.8)	124 (15.0)	151 (20.2)
	4	121 (9.0)	3 (0.3)	17 (1.8)	30 (3.4)	42 (5.1)	42 (5.6)
	5	41 (3.1)	1 (0.1)	3 (0.3)	9 (1.0)	11 (1.3)	20 (2.7)
	6	19 (1.4)					2 (0.3)
	7	5 (0.4)					
	10	1 (0.1)					
	12	1 (0.1)					
	평균	2.1	1.3	1.5	1.7	1.8	2.0
	표준편차	1.3	0.5	0.7	0.9	0.9	1.0
미취업경험자			408	275	196	125	74
미취업경험률			30.4	22.5	18.0	13.1	9.0

시하였다. 이 표는 청년층이 직업세계에 정착하는 과정에서의 노동시장 경험에 대한 흥미로운 특징을 보여준다.

첫째, 최종학교를 마치고 난 후 미취업경험률은 시간이 지나면서 감소하지만, 여전히 매우 높은 수준을 보여준다. 교육종료 이후 1년 이내에 취업하지 못한 자의 비중은 무려 30.4%에 이르며, 3년이 경과하여도 18.0%는 여전히 취업을 경험하지 못하고 있고, 5년 후에도 9.0%는 한 번도 취업하지 못한 것으로 나타난다. 노동시장에 진입하지 못하거나 앓는 사유는 다양할 수 있지만, 적어도 양성된 인력이 제대로 활용되지 못하고 유향화되는 비중이 매우 크다는 사실을 확인할 수 있다. 더욱이 본 자료가 학교를 마치고 난 후 한 번이라도 취업을 경험한 자를 대상으로 하고 있다는 점을 고려하면 첫 일자리의 이행이 매우 장기간에 걸쳐 이루어지고 있음을 유추할 수 있다.

둘째, 학교를 마치고 난 후 직업세계에 진입하여 갖은 직장이동을 경험하고 있음을 확인할 수 있다. 교육종료 후 1년 내에 약 4분의 1

은 직장을 이동하며, 3년이 경과한 후에는 첫 일자리에 머물고 있는 자의 비중이 절반 수준에 이르고, 5년 후에는 38.1%만이 첫 일자리에 머물고 있다.⁴⁾

나. 직장이동과 근속

<표 III-3>은 최대 3회까지 직장을 옮긴 자에 대해 직장순서별로 근속기간의 분포와 평균값을 제시한 것이다. 다만 마지막 일자리가 조사시점까지 지속된 경우에는 근속기간이 우측절단(right censoring)된 값이므로 과소측정된 것임을 지적해 둔다.

우선 직장이동이 빈번할수록 한 직장에 머무르는 평균 근속기간은 짧다. 직장을 1회 이동한 사람의 첫 일자리 평균 근속기간은 17.7개월인 반면, 2회 이동자의 첫 일자리 평균근속은 14.2개월, 3회 이동자의 첫 일자리의 평균근속은 12.8개월로 나타난다.

또한 직장이동자의 첫 일자리 근속기간 분포를 보면, 청년들은 첫 일자리를 획득한 후에 절반 이상이 1년 이내에 직장을 그만두는 것으로 나타난다. 첫 일자리를 1년 이내에 그만둔 비중은 직장을 1회 이동한 자의 경우 51.4%, 2회 이동자의 경우 55.5%, 3회 이동자 58.7%로 나타난다. 반면 직장이동자 가운데 첫 일자리의 근속년수가 3년 이상인 경우는 1회 이동자 15.6%, 2회 이동자 9.1%, 3회 이동자 9.2%에 불과하다.

이러한 첫 일자리가 단기 근속현상을 보인다는 사실은 첫 일자리가 안정적인 평생 일자리(career job)일 가능성이 매우 낮다는 것을

4) 다만 우리나라 청년의 직장이동은 미국에 비해 훨씬 낮은 수준으로 조사되어 있다. Light and McGarry(1998: 278)에 따르면, 학교를 마치고 난 후 4년 동안 취업경험자의 평균 이직횟수는 2.5회인 반면, 「한국노동패널」에서는 4년 동안 취업경험자의 평균 직장경험횟수가 1.8회에 불과하다. 이러한 차이는 「한국노동패널」은 1차년도와 2차·3차년도의 경우 노동시장 경험에 대해 회고적 조사를 실시하였고, 2차·3차년도의 경우에는 지난 1년간의 경제활동상태를 묻기 때문에 다수의 취업경험(특히 단기적이거나 불안정한 일자리)이 누락되었기 때문으로 보인다.

의미한다. 다른 한편으로 직장이동이 더 나은 일자리를 찾아가기 위한 과정이기 때문에 나타나는 현상인가를 살펴보았다. 이 표에서 직장이동이 누적될수록 평균 근속기간이 다소 증가하지만, 근속기간의 증가 폭은 미미한 것으로 나타난다. 예를 들어 직장을 2회 이동한 개인의 경우 1년 내에 직장을 이동하는 비중은 첫 일자리에서 55.5%이며, 두번째 일자리에서는 45.8%이다. 한편 직장을 3회 이동한 개인의 경우 1년 내에 직장을 이동하는 비중은 첫 일자리에서 58.7%이며, 두번째 일자리에서는 52.1%인 반면, 세번째 일자리에서는 57.8%로 증가한다.

본 연구가 사용한 자료에서 평균 직장경험횟수가 비교적 적기 때문에 직장이동에 따른 근속기간의 추이를 지속적으로 연결할 수는 없으나, 빈번한 직장이동을 통한 보다 안정적인 일자리의 획득가능성이 본 자료에서 뚜렷이 발견되지는 않는다.

<표 III-3> 직장이동횟수별 근속기간

(단위 : %, 개월, 명)

직장이동횟수	직장 순서	근속기간(월)										N
		<3	<6	<12	<18	<24	<36	<48	<60	60+	평균	
1	1	8.3	15.9	27.2	14.8	8.3	9.9	7.8	4.0	3.8	17.7	372
	2	9.9	14.0	17.7	12.4	5.9	12.9	9.4	8.1	9.7	24.6	
2	1	16.5	16.5	22.5	16.5	7.8	11.3	5.2	2.2	1.7	14.2	231
	2	9.5	16.0	20.3	18.2	7.4	16.0	4.3	4.8	3.5	17.5	
	3	11.7	16.5	19.5	15.6	9.1	10.4	8.2	3.9	5.2	19.1	
3	1	19.0	17.4	22.3	20.7	6.6	5.0	5.0	2.5	1.7	12.8	121
	2	8.3	19.0	24.8	14.9	7.4	13.2	5.8	5.0	1.7	16.3	
	3	14.0	16.5	27.3	17.4	5.8	10.7	4.1	1.7	2.5	14.1	
	4	14.9	23.1	22.3	10.7	11.6	8.3	5.0	3.3	0.8	13.4	

다. 직장이동과 지위변동

청년층은 노동시장 이행과정에서 상대적으로 불안정한 고용형태를 경험하는 것으로 알려져 있다. 이러한 청년층의 상대적으로 불안정한 일자리 형태가 노동시장 이행과정에서 일시적으로 거치는 디딤돌의

성격을 가진다면, 비정규직 고용형태라고 하더라도 근로경험을 누적하는 것이 생애 취업경력에 도움이 될 것이다.

<표 III-4>는 직장이동횟수별 비정규직 비중의 추이를 제시한 것이다. 이때 상용직과 자영업주는 정규직으로, 임시직과 일용직, 무급가족종사자는 비정규직으로 분류하였다. 다만, 참고로 노동시장 진입과정에서 취득한 첫 일자리의 종사상 지위별 구성을 보면, 상용직의 비중은 80.2%로 매우 높게 나타남을 주의할 필요가 있다. 「경제활동인구조사」를 이용한 1999년도 임금근로자의 종사상 지위별 구성에서 청년의 상용직 비중이 44.3%에 불과하여 성인의 52.5%에 비해 크게 낮은 것으로 나타난 이병희(2001a)와는 크게 다른 수치이다.

이러한 자료의 차이를 염두에 두고 <표 III-4>를 보면, 우선 특징적인 것은 직장이동별 비정규직 비중은 그다지 차이가 보이지 않는다는 점이다. 첫 자리에서 계속 근무하는 개인에게서 비정규직 비중은 19.1%인 반면, 직장을 1회 이동한 자는 20.9%, 2회 이동한 자는 16.0%, 4회 이동한 자는 17.7%이다. 이는 고용형태와 관계없이 빈번한 직장이동이 청년층이 직업세계에 정착하는 과정에서 일반적으로 경험하는 현상일 수 있음을 시사한다.

한편 직장이동에 따라 비정규직 비중은 다소 감소하는 것으로 보이지만, 직장이동을 통한 지위 상승이 뚜렷이 발견되지는 않는다.

<표 III-4> 직장이동횟수별 비정규직 비중

(단위 : %, 명)

직장경험횟수 직장순서	1	2	3	4
1	19.1	20.9	16.0	17.7
2		17.9	23.5	16.7
3			14.1	33.3
4				22.1
표본수	486	313	185	166

라. 직장이동과 경력변동

청년층의 빈번한 직장이동이 경력일치(career match) 과정인가를 살펴보았다. 일반적으로 산업간·직업간 이동을 동반하는 경력간 이동은 특정 경력에서 축적한 인적자원의 상실이 클 수밖에 없다. 따라서 청년층의 직장이동이 보다 안정적인 일자리를 탐색하는 과정이라면 직장이동이 증가할수록 경력간 이동이 감소하여야 할 것이다.

<표 III-5>는 직장이동횟수별로 산업·직업·경력변동률을 제시한 것이다. 이때 산업과 직업은 구표준산업(직업)의 9개 대분류 기준으로 구분한 것이며, 경력변동은 이전 직장의 산업과 직업 중 어느 하나를 바꾸었을 경우로 정의하였다.

우선 직장이동에 따라 산업과 직업, 그리고 경력변동이 매우 큰 폭으로 이루어지고 있음이 특징적이다. 예를 들어 1회 직장을 이동한 개인의 경우 이전 직장과의 산업이 변화한 비중이 36.1%, 직업이 변화한 비중이 40.7%, 그리고 산업 또는 직업의 변동을 동반한 경력간 변동의 비중은 53.9%에 이른다.

또한 직장이동이 많을수록 산업이나 직업의 변화를 동반한 경우

<표 III-5> 직장이동횟수별 경력변동

(단위 : %, 명)

직장이동횟수 직장순서		1	2	3
		1	36.1	46.9
1	산업변동	36.1	46.9	39.0
	직업변동	40.7	45.8	52.8
	경력변동	53.9	68.3	64.6
2	산업변동		49.5	48.6
	직업변동		48.6	40.8
	경력변동		66.8	58.8
3	산업변동			49.6
	직업변동			52.2
	경력변동			62.5
N		343	228	112

가 많음을 확인할 수 있다. 예를 들어 첫 일자리와 두번째 일자리간의 경력변동을 보면, 1회 이동한 자는 53.9%이며, 2회 이동한 자는 68.3%, 3회 이동한 자는 64.6%에 이른다. 즉 빈번한 직장이동을 경험하는 청년층의 경우 경력변동 또한 크게 이루어짐을 알 수 있다.

마지막으로 누적적인 직장이동을 통해 경력변동률은 다소 하락하지만, 그 감소폭은 크지 않음이 확인된다. 누적적인 직장이동을 통해 경력일치를 이루고 있음은 발견되지 않는다.

5. 직업세계 정착과정의 노동시장 경험이 이후의 임금에 미치는 효과

이제 첫 일자리 이후 직장이동을 포함한 직업세계 정착과정에서의 노동시장 경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향을 살펴보자. 노동시장 경력 초기의 실업이 영속적인 상처(scar)를 가지지 않는다는 사실은 대부분의 연구에서 일치하고 있으므로 지속적인 효과는 노동시장 초기 경험의 취약 또는 불안정성에 따른 장래 소득의 감소로 나타날 가능성이 높다. 이에 본 연구에서는 노동시장 성과로 임금을 채택하였다. 이때의 임금은 3차년도(2000년) 조사시점에서 포착된 임금이다. 결국 우리가 추정하는 것은 노동시장 경력 초기의 경험이 일정기간이 경과한 이후의 임금수준에 미치는 영향이다. 이때 분석자료는 임금근로자로 국한된다. 추정모형에서 종속변수는 임금의 로그값을 사용하였다.

<표 III-6>에는 추정모형에 사용한 변수들의 평균값과 표준편차가 제시되어 있다.

우리의 주된 관심인 직업세계 정착과정에서의 노동시장 경험은 직장경험횟수, 마지막 일자리가 첫 일자리와 동일한 산업 또는 직업인지의 여부, 비정규직 경력비중으로 포착하였다. 우선 직장경험횟수는 직업세계 정착과정에서의 직장이동성을 대표한다. 그리고 첫 일자리와의 동일산업 또는 직업여부는 직장이동과정에서의 경력변동을 측정할 것

<표 III-6> 추정모형의 변수 특성

	평균	표준편차
<종속변수>		
마지막 일자리의 시간당 임금(원)	3,289.2	1,354.6
<독립변수>		
1. 인적특성		
성(여성)		
남성	0.470	0.499
학력(고졸)		
전문대졸	0.230	0.421
대졸 이상	0.228	0.420
노동시장 경력(년)	3.7	2.7
2. 직업세계 정착과정		
직장경험횟수	2.1	1.3
첫 일자리와 동일산업 여부	0.761	0.427
첫 일자리와 동일직업 여부	0.730	0.444
비정규직 경험비중	0.160	0.328
3. 첫 일자리로의 진입과정		
첫 일자리로의 이행기간(년)	0.733	2.126
첫 일자리 근속(년)	1.6	1.9
첫 일자리 비정규직 여부	0.196	0.397
4. 학교 졸업 후 마지막 조사시점까지의 경과기간(년)	4.8	3.2
표본수	896	

이다. 마지막으로 비정규직 경력비중은 직장이동과정에서의 누적적인 비정규직 경험의 비중을 의미한다. 각 일자리에 대한 종사상 지위 변수의 누락 또는 결손이 적지 않았기 때문에 종사상 지위별 누적적인 경력년수 대신에 졸업 이후 노동시장 경력년수 가운데 비정규직으로 취업한 경력년수가 차지하는 비중으로 정의하였다.

한편 노동시장 진입과정에서의 경험이 마지막 일자리의 임금에 미치는 영향을 살펴보기 위해 학교를 최종적으로 마치고 난 후 첫 일자리를 획득하기까지 소요된 이행기간과 첫 일자리의 안정성을 반영하는 첫 일자리의 근속년수 및 비정규직 여부를 포함하였다.

그리고 추정모형에서는 성, 학력, 노동시장 경력년수 등의 특성을

통제하였다. 한편 우리가 사용하는 표본에서는 개인별로 졸업시점의 차이가 존재하기 때문에 이에 따른 잠재적인 노동시장 경력의 차이를 통제하기 위해 학교를 마치고 난 후부터 조사시점까지의 경과기간을 설명변수에 포함하였다. 인적 특성에 연령을 포함하지 않은 것은 노동시장 경력년수 및 졸업 이후 마지막 조사시점까지의 경과기간 변수와 상관관계가 높기 때문이었다.

직업세계 정착과정의 초기 노동시장 경험이 이후의 임금에 미치는 영향을 통상최소자승법을 통해 회귀분석한 추정결과는 <표 III-7>에 제시되어 있다. (1)은 직업세계 정착과정의 노동시장 경험이 마지막 일자리의 임금에 미치는 영향을 추정한 결과이며, (2)는 첫 일자리로의 이행기간 및 첫 일자리의 특성을 포함하여 추정한 결과이다.

우선 추정결과 (1)에서 학교를 최종적으로 마치고 난 후의 직업세계 정착과정에서의 노동시장 경험이 이후의 임금에 미치는 영향을 보면, 직장경험횟수가 많을수록 이후의 임금에 유의한 음의 영향을 미치고 있다. 이는 노동시장 경력 초기의 빈번한 노동이동이 더 나은 일자리의 획득을 통한 임금추구 과정이 아닐 수 있음을 시사한다.

한편 마지막 일자리가 첫 일자리와 산업 또는 직업이 동일한가의 여부는 임금에 양의 영향을 미치지만 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 이는 경력변동이 심할수록 축적한 인적자원의 손실이 클 것이라는 기대와는 다른 결과이다. 이러한 결과가 나온 것은 직장이동시에 산업과 직업의 변화를 동반한 경력변동률이 절반을 넘어서기 때문에 앞서의 직장이동성을 대표하는 직장경험횟수에 반영된 것이 아닌가 생각된다.

마지막으로 비정규직 경험비중이 높을수록 이후의 임금수준에 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 근로생애 초기에 비정규직에 종사하는 경력이 누적될수록 이후에도 지속적인 영향을 미치는 것으로 해석된다.

추정결과 (2)는 앞서의 설명변수에 더하여 노동시장 진입과정에 관련된 변수를 추가하여 추정한 것이다. 앞서의 추정결과 (1)과 비교하

여 직업세계 정착과정에서의 노동시장 경험변수들은 추정결과에서 차이가 발견되지 않는다. 또한 결정계수를 비교하면 첫 일자리의 진입 과정을 포착한 설명변수를 추가하였음에도 설명력이 그다지 증대하지 않아 첫 일자리의 경험의 지속적인 영향은 크지 않은 것으로 보인다.

한편 흥미로운 것은 학교를 마치고 난 후 첫 일자리로 이행하는 기간이 길수록 이후의 임금수준에 유의한 음의 영향을 미친다는 분석결과이다. 이는 학교 졸업 후의 미취업이 장기화될수록 취업경험을 통한 인적자원의 축적이 저해되어 지속적으로 부정적인 영향을 미친다는 사실을 의미한다.

<표 III-7> 추정결과

	(1)	(2)
상수항	7.698 (0.048)***	7.715 (0.051)***
1. 인적 특성		
성(여성)		
남성	0.094 (0.023)***	0.092 (0.025)***
학력(고졸)		
전문대졸	0.130 (0.030)***	0.129 (0.032)***
대졸 이상	0.449 (0.031)***	0.458 (0.033)***
노동시장 경력	0.033 (0.006)***	0.025 (0.008)***
2. 직업세계 정착과정		
직장경험횟수	-0.026 (0.011)**	-0.040 (0.014)***
첫 일자리와 동일산업	0.023 (0.033)	0.024 (0.033)
첫 일자리와 동일직업	0.014 (0.032)	0.009 (0.033)
비정규직 경력비중	-0.094 (0.035)***	-0.106 (0.062)*
3. 직업세계 진입과정		
이행기간		-0.020 (0.009)**
근속년수		0.004 (0.009)
비정규직		0.015 (0.053)
4. 경과기간	0.014 (0.006)**	0.025 (0.009)***
N	863	756
Adj R-Sq	0.276	0.295

주 : ()안은 표준오차, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.

6. 요약과 시사점

노동시장에 진입한 이후 직업세계에 정착하는 과정을 통해 청년층 노동시장을 분석한 본 연구의 주요한 발견은 다음과 같다. 첫째, 청년층은 첫 일자리 획득 이후에도 잦은 노동이동과 이에 따른 상대적으로 짧은 근속기간, 불안정한 고용형태, 높은 수준의 경력변동을 경험하고 있다. 둘째, 근로생애 초기 노동시장 경험이 이후의 노동시장 성과에 미치는 영향을 실증분석한 결과에 따르면, 노동시장 진입 초기의 근로조건이 이후의 취업경력에 미치는 영향은 미미하지만, 직업세계에서의 불안정한 노동시장 경험의 누적은 이후에도 지속적으로 부정적인 영향을 미치고 있다.

노동시장에 진입하여 상대적으로 불안정한 취업경험을 지속하는 것이 이후에도 지속적으로 부정적인 영향을 미친다는 발견은 경력개발을 동반하지 않은 단기적인 일자리 제공만으로는 청년 실업을 완화하기 어렵다는 것을 시사한다. 특히 이행과정의 불안정성은 학교로부터 직업세계로의 이행이 원활하지 않기 때문에 발생한 점에 비추어, 교육과 노동시장의 연계를 강화하기 위한 교육개혁과 함께 학교로부터 노동시장으로의 순조로운 이행을 위한 진로지도의 체계화, 근로체험활동의 장려, 이행정보의 생산·유통 등 지원체계의 구축이라는 장기적이고 예방적인 정책적 대응이 요구된다.

청년층의 노동시장 경험과 그 성과에 대한 본 연구는 자료 및 실증방법에서 많은 한계가 있다. 청년층 부가조사는 첫 일자리로의 이행과정에 대한 귀중한 정보를 제공하지만, 직업력 자료와의 결합을 통해 직업세계 정착과정에 대한 정보를 구축하는 과정에서 회고적인 자료의 성격에 따라 다수 취업경험이 누락된 것으로 판단되기 때문이다. 이에 따라 노동시장 경력 초기의 경험이 충분히 파악되었다고 보기는 힘들다.

또한 표본규모가 작기 때문에 졸업 동기(cohort)별 노동시장 경험과 그 성과에 대한 추적 분석이 불가능했다. 이에 따라 추정모형에서는

학교를 마치고 난 후부터 조사시점까지의 경과기간을 통제하는 수준에 머물렀으며, 근로생애 초기의 일정기간 동안으로 국한하여 측정된 노동시장 경험이 장기적으로 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석하는 데까지 나아가지 못했다. 따라서 본 연구결과는 근로생애 초기의 노동시장 경험과 일정기간 이후의 임금과의 횡단면적인 인과분석에 그치는 한계를 가진다. 또한 추정모형에 있어서 가지는 한계는 초기의 노동시장 경험과 이후의 임금에 동시에 영향을 미치는 특성을 충분히 통제하지 않았다는 점이다.

청년층 노동시장에 대한 심층적인 이해 및 과학적인 정책을 수립하기 위해서는 무엇보다 교육·훈련·근로경험을 통한 인적자원의 축적과정, 노동시장으로의 이행과정, 노동이동 등의 직업세계 정착과정 등에 대한 추적조사가 요구된다.

IV. 청년기 교육선택의 임금효과

1. 머리말

고등학교에서 대학에 이르는 시기에 개인이 선택하는 교육의 질과 내용은 그 이후 개인의 소득, 사회적 지위 그리고 삶의 전반적 질에 크고 지속적인 영향을 미친다. 특히 ‘학력사회’ 또는 ‘학벌사회’로 불리는 우리의 사회·문화적 현상 속에서는 교육을 통한 인적자본 형성이 경험이나 근속 등에 의한 인적자본 형성보다 개인의 생애에 미치는 영향이 더 클 것으로 생각된다.⁵⁾ 개인의 교육투자선택과 그 개인이 받는 교육의 질은 개인의 삶의 질을 결정하는 중요한 요소일 뿐 아니라, 우리 사회 전체의 삶의 질을 결정하는 여러 가지 요소들(1인당 GDP, 소득분배, 시장의 기능, 민주주의 또는 사회적 자본의 형성)에도 심대한 영향을 미친다. 교육의 경제적 효과와 사회적 혜택에 관한 선행연구들은 다음과 같은 결론에 도달하고 있다.

첫째, 교육을 많이 받은 사람은 적게 받은 사람에 비해 다른 모든 요인을 통제하고도 그 생산성이 높다는 것이다. 다시 말하면, 교육을 통한 생산성 향상 효과는 잠재적 능력, 집안 배경 또는 부모의 영향 등과 같은 요인들로부터 독립적이라는 것이다. 교육수준이 높은 사람들의 임금이나 소득이 교육수준이 낮은 사람보다 높다는 것은 동서양을 막론하고 모든 사회과학에서 공통으로 확인된 사실이다. 그러나 그

5) 물론 경력 또는 근속에 따른 경제적 보수도 뚜렷하지만 인적자본의 축적방식에 대한 개인의 선택에서 교육에 비해 이들 요소들이 상대적으로 경시되는 것이 아닌가 생각된다. 우리가 ‘학력 또는 학벌사회’라고 부를 때, 이는 개인의 잠재적 능력, 경력 또는 근속이 생산성에 미치는 영향을 학력과 출신학교가 생산성에 미치는 영향보다 과소평가하는 일반적인 경향을 지칭하는 것이라 생각된다.

이유가 무엇인가에 대한 논의는 지금까지 분분해 왔다. 우선 교육을 통하여 보다 능력있는 사람이 선별된다는 선별이론(screening model)은 교육이 개인의 생산성을 높임으로써 교육수준이 높은 사람이 높은 임금을 받게 되는 것이 아니라 원래 생산성이 높고 능력이 있는 사람을 선별하는 기준을 교육이 마련해 준다는 것이다. 이에 대하여 인적자본론(human capital theory)은 교육 그 자체가 개인의 생산성을 높여 줌으로써 시장에서 높은 임금을 받게 된다고 주장해 왔다. 응용노동경제학 연구에서는 교육에 대한 보수를 편의 없이 측정하고자 노력하여 가족 배경과 잠재적 능력의 영향을 엄격히 통제하고 기존의 결과를 엄밀히 재검토함으로써 인적자본론의 주장이 타당하다는 것을 입증해 주었다. 다시 말해 교육받은 사람의 임금이 높은 것은 다른 요인(집안 배경 또는 개인의 잠재적 능력 등) 때문이 아니라 교육을 통하여 개인의 생산성을 향상시켰기 때문이라는 것이다. 미국에서는 1년의 추가적 교육은 6~10%의 임금상승효과를 가져오는 것으로 파악되고 있다(Card, 1995; Grilliches, 1977; Krueger, 1996; Ashenfelter and Krueger, 1994; Angrist and Kruger, 1991). 우리나라의 경우에는 교육년수의 임금효과를 추정할 기존 연구 가운데 잠재적 능력과 교육년수의 상호관계 때문에 생기는 편의를 엄밀히 통제할 연구가 거의 없어 직접적으로 비교하기 힘들지만 그 효과는 이와 유사할 것으로 생각된다.

둘째, 첫번째 결론의 거시경제학적인 측면에서의 함의로, 다른 조건이 동일하다면 교육수준이 높은 나라가 경제성장이 상대적으로 빠르다는 것이다. Barro(1992)는 1960~85년 또는 1970~85년 동안 초·중등학교에 재학하는 해당 연령층의 높은 비율이 경제성장에 뚜렷한 양의 영향을 미쳤다고 밝히고 있다. Schultz(1971)는 1929~57년까지의 미국 경제성장의 약 5분의 1을 교육의 성장으로 설명할 수 있다고 주장했다. 특히 그는 교육수준이 낮은 나라에서는 교육이 경제적 성장의 원천이 될 수 있다고 주장했다. 하지만 Benhabib and Spiegel (1994)나 Barro and Sala-i-Martin(1995)은 교육수준의 변화가 경제성장에 미치는 영

향은 없다고 주장했다. 그러나 Krueger and Lindahl (1999)은 이들의 연구를 검토하면서 교육수준을 측정하는데 생긴 오류(measurement error)를 제거하고 나면 교육수준의 향상은 소득수준의 향상에 기여한다고 밝히고 있다. 특히 최근 들어 정보통신기술의 발달로 인한 ‘지식 기반경제’에 대한 논의가 활발해지면서 거시경제에서 교육이 기여하는 중요성이 다시 강조되고 있다.

셋째, 교육을 통한 인적자본의 분포와 교육에 대한 보수는 소득분배와 밀접한 관련이 있다는 것이다(Becker and Chiswick, 1966; Becker, 1967). 특히 경제의 발전정도가 높아짐에 따라 국민소득에서 노동소득이 차지하는 비율이 높아지면서 교육의 소득분배기능은 더욱 중요시되고 있다. Lam and Levison(1992)은 브라질 자료를 이용하여 학교교육의 평등과 교육보수의 저하가 소득불평등을 줄이는데 기여했다고 주장했고, Gregorio and Lee(1999)는 평균적인 교육수준이 높고 또 교육의 분포가 평등한 나라일수록 소득이 보다 균등하게 분포된다는 증거를 제시하고 있다. Park(1996) 또한 한 나라의 교육수준이 높을수록, 그리고 교육의 분산이 적을수록 소득의 분포가 균등하다고 밝히고 있다. 한편 소득분배가 경제성장에 미친 영향을 분석한 연구들은 초기의 소득분배가 보다 공평한 나라일수록 경제성장이 빠르다는 점을 밝히고 있다(Clarke, 1995; Alesina and Rodrik, 1994; Alesina and Perotti, 1994; Fields, 1991; Birdsall, Ross and Sabot, 1995; Persson, Torsten and Guido Tabellini, 1994). 따라서 교육의 소득분배기능은 경제성장과 또 다른 측면에서 중요한 관련을 맺고 있다. 이는 만약 교육에 대한 보수가 동일하다면 평균 교육수준이 높고 교육 불평등이 낮을수록 소득분배가 보다 균등할 것이고, 다른 조건이 동일하다면 분배가 공평할수록 경제성장이 보다 빠를 수 있다는 것이다.

우리나라의 교육열은 매우 높으며 특히 최근 몇 년 사이 대학 진학률은 약 60~70%에 이르고 있다. 위에서 제시한 교육에 대한 경제학적 연구의 결과로 볼 때, 이러한 청년층의 높은 대학 진학률은 다른 조건이 동일하다면 개인의 소득향상, 우리 경제의 생산성 향상, 미래

의 경제성장 그리고 보다 공평한 소득분배에 긍정적 영향을 미치게 될 것이다.

그러나 높은 대학 진학률과 교육열이 긍정적 효과를 갖는다고 확신 하기에는 우리 교육의 특수성 또는 한계점을 인식할 필요가 있으며, 이하에서는 본 연구가 가지는 문제의식을 다음과 같이 제기한다.

첫째, 1980년대 이후의 높은 대학 진학률은 대학의 급속한 팽창을 전제로 하고 있는데, 이는 대학교육의 질의 저하를 전제하지 않을 수 없다. 이제 전체 대학의 입학정원이 고등학교 한 학년의 전체 학생 수를 넘어서고 있어 경제적 능력이 있다면 대학 진학은 모든 고등학생들에게 선택사항이 되고 있다. 그러나 다른 한편으로 고등교육의 폭발적 성장에 비해 교수 1인당 학생수, 학생 1인당 지출비 등으로 측정되는 대학교육의 질은 높아질 수 없었다.⁶⁾

Schultz(1988)는 가난한 나라에서의 급속한 교육체제 확대는 학교교육의 질적 저하를 수반하게 된다고 경고하고 있는데, 우리의 경우 초·중등교육의 확대는 경제성장과 함께 이루어짐으로써 적어도 물리적 측면에서 질의 현상유지 또는 질의 고양을 동반할 수도 있었다. 하지만 대학교육의 확대는 대학교육의 질 저하라는 반대급부를 가져왔을 가능성이 높다고 생각된다. 왜냐하면 정부의 교육투자 확대는 고등교육보다는 주로 초·중등교육 쪽에서 이루어져 왔고, 고등교육에 투자되는 재원의 대부분은 학생들의 등록금이어서 대학의 질을 고양시키는 데 필요한 자원으로는 극히 제한적일 수밖에 없었기 때문이다.

또 한편 Schultz(1963)는 교육수준이 높은 나라에서 교육이 경제발전의 원천이 아닐 수도 있다고 주장했다. 또한 Pritchett(1995)는 국제 자료를 이용한 분석에서 학교교육으로 측정된 인적자본의 성장이 근로자 1인당 생산량으로 측정된 성장률에 음의 영향을 미친다고 주장하면서, 그 가능한 이유들을 다음과 같이 지적하고 있다. 첫째, 교육이 인적자본을 형성하지 못할 수 있으며, 둘째, 교육받은 근로자에 대한

6) 대학과 전문대학 교원의 질은 여러 측면에서 향상되었을 것이고 또 대학에서의 교육방법의 혁신이 이러한 고등교육의 질 저하를 부분적으로 저지했을 수도 있다.

수요가 정체할 때 교육에 대한 한계수익률이 급격히 떨어질 수 있고, 셋째, 많은 나라에서 제도적 환경의 왜곡이 이 같은 현상을 불러올 수도 있다. 한편 최근의 한 연구는 인적자본이 경제성장을 도모하기보다 오히려 경제성장이 인적자본의 투자를 유도했다는 주장을 제기했다 (Bils and Klenow, 1998). 인적자본의 축적이 경제성장에 미치는 긍정적인 역할에 대하여 회의적인 이러한 연구들은 교육의 확대와 미래의 경제성장의 연결고리는 단순히 기계적일 수 없다는 것을 보여주는 것이다.

한편 높은 평균 교육수준과 그에 따른 교육의 평등이 소득분배에 갖는 순기능도 만약 동일한 학력의 소지자 사이에서 지역과 출신학교에 따른 소득이나 임금의 차이가 크다면 제한적일 수밖에 없을 것이다. 따라서 고등교육 확대가 경제성장과 소득분배에 긍정적 효과를 발휘할 수 있도록 하는 전제조건들을 조심스럽게 탐색할 필요가 있을 것이다. 본 연구는 청년기의 교육투자선택을 파악함으로써 이러한 연구의 한 출발점이 되고자 한다.

둘째는 대학원, 4년제 대학, 2년제 대학이 한 개인에게 대체적으로 전문가 또는 준전문가로 일할 수 있는 교육과 훈련의 기회를 제공하는데, 고등학교 졸업자의 60~70%가 그러한 직업을 가질 수 있는냐는 문제이다. 이는 한 측면으로 우리 사회가 그만한 일자리를 창출할 수 있는가 하는 문제이고, 다른 한 측면으로 고졸자의 60~70%가 전문인으로서의 교육과 훈련을 받을 수 있는 잠재적 가능성을 갖고 있는가 하는 문제이다. 시장에 의한 장기적 조정이 가능하다면 이는 단기의 문제이겠지만, 이러한 현상이 높은 학력에 대한 무조건적인 선호와 비전문직에 대한 사회적 차별 때문이라면 대졸자의 높은 실업률이 일부 산업이나 직업에서의 인력부족 현상과 동시에 진행되고 이 또한 장기화될 가능성이 높다.

셋째는 두번째 문제와 관련되어 대학교육의 급속한 확대가 결국 시장에서 필요한 학과의 확대보다도 인문사회과학을 중심으로 한 비실용학문의 훈련을 상대적으로 비대하게 만들었다는 점이다. 경상·인문·

사회과학(신학, 가정학 등등 포함) 학과의 경우 실험실, 공작실 등 시설 투자의 확대 없이 교수요원과 강의실의 확대만으로 많은 학생들을 수용할 수 있다. 따라서 재정이 부실한 사학들을 중심으로 이러한 분야의 교육이 과대하게 확장되어 왔을 것이다. 한편 이학이나 공학 또는 의학 계통의 학과들마저도 충분한 시설과 잘 훈련된 교수진의 준비 없이 정원을 확대함으로써 그 교육의 질이 떨어졌을 가능성이 매우 높다.

넷째는 입학성적을 올리기 위한 경쟁이 치열해서 고등학교 시절에 지나치게 개인의 에너지 또는 잠재력을 낭비한다는 점이다. 고등학교에서 대학 또는 사회생활에 필요한 자기의 잠재력, 직업적 적성과 학문적 능력을 제대로 파악하고 준비함으로써 대학이나 사회에서 전문 직업인으로서 훈련과 교육을 제대로 받을 수 있을 것이다. 그러나 치열한 입시경쟁은 고등학생들로 하여금 풍부한 경험과 일반적 양식을 쌓을 기회를 극히 제한함으로써 개인의 잠재력을 장기적인 교육과 훈련 속에서 충분히 발휘할 수 있는 가능성을 줄이게 된다. 또한 사교육의 확대는 또 다른 측면에서 사회적 비효율성을 낳을 수 있다. 만약 사교육의 생산성 효과가 크지 않다면 1998년 현재 GNP의 약 2.7%가 되는 사교육비와 사교육에 종사하고 있는 우수한 인력은 사회적 비효율성을 야기할 것이다.

치열한 입시경쟁은 입학성적이 우수한 사람들이 가는 보다 이름난 대학교 진학을 위한 것이어서 대학의 특성화와 다양화를 저해한다. 이는 대학의 서열화를 고착시켜 우리 사회의 장기적 연구교육역량의 발전을 저해할 수도 있다는 점이다. 이러한 대학의 고착화된 서열화는 대학 졸업생 내부의 높은 소득격차를 유발할 수 있고, 대학 진학률로 인하여 획득될 수 있는 소득불균등 감소효과를 크게 줄인다. 명문대와 비명문대, 수도권 소재 대학과 지방대학, 전문대와 4년제 대학의 소득격차가 크고 지속적이라면 이러한 우려는 현실적인 것이 된다.

입학성적을 위주로 구조화된 대학 서열화는 청소년의 학교에서 일로의 이행을 장기화시킬 수 있다. 이병희(2001a)는 우리나라 청소년들이 다른 나라에 비해 학교에서 일로 이행하는 시간이 길다고 밝히고

있는데, 군입대와 더불어 이러한 고학력과 명문대학에 대한 일반의 열망이 우리나라 청소년의 이행과정을 장기화시키는 한 요인이 될 것이다. 전문대학에서 4년제 대학으로 편입학, 지방대학에서 서울 소재 대학으로 편입학 또는 재입학, 비명문대에서 명문대로의 재입학 또는 편입학, 그리고 대학 진학과 좋은 대학을 위한 재수·삼수가 이행기간을 장기화시킬 수 있다. 개인의 관점에서는 이러한 대학 편입학에 드는 투자의 생애 전체적인 경제적 효과가 그 기간 동안 다른 종류의 활동의 경제적 효과보다 크다면 합리적인 선택이라고 보아야 할 것이지만 사회적 효율성과는 괴리될 수 있을 것이다.

본 연구는 교육에 관한 기존의 경제학적 연구결과와 한국교육의 이러한 현실적인 문제를 염두에 두고 다음의 이슈들에 연구의 초점을 둔다. 우선 제2절에서는 고등학교와 대학에 이르는 과정에 이루어지는 교육투자선택 중에서 학력과 전공이 임금에 미치는 영향을 파악한다. 고등학교 졸업자에 대비한 전문대 졸업자나 대학졸업자 또는 대학원 졸업자(석사, 박사)의 임금이 어떻게 다른지를 연령그룹으로 나누어 파악하고, 나아가 고등학교에서의 계열과 전문대학·대학에서의 전공이 임금에 미치는 영향을 파악함으로써 학력과 전공의 관계를 살펴본다. 그리고 제3절에서는 대학입학 성적과 대학의 특성이 임금에 미치는 영향을 파악함으로써 개인이 대학을 선택할 때 직면하는 유인체계를 파악하고 사교육비 투자의 원인을 밝힌다. 이상의 분석을 위하여 사용된 자료는 「한국노동패널」 3차년도 자료이다. 마지막으로 제4절에서는 이상의 분석결과가 교육정책, 학교와 시장을 매개하는 노동정책 및 훈련정책에 대한 함의를 논의하고자 한다.

2. 학력과 전공의 임금효과

가. 전문대학과 대학의 임금효과

우리나라 4년제 대학의 재학생수는 1970년 146,414명에서 2001년 현재 1,729,638명으로 폭발적으로 증가해 왔다(증가율 1,081%). 그러나

전문대 재학생수는 1970년에 33,483명에서 2001년 현재 952,649명으로 보다 급속히 증가했다(증가율 2,745%). 한편 1970년 전체 대학생의 18%에 지나지 않았던 전문대 재학생의 비율은 2001년 현재 4년제 대학의 50% 수준을 넘어섰다. 전문대학이 대체로 2년만에 졸업한다는 사실을 감안하면 이 비율은 매우 놀라운 것이다. 전문대학이 이제 다수에게 고등교육의 기회를 제공하는 중요한 역할을 담당하고 있으며 우리나라 고등교육에서 차지하는 중요성이 점차 높아 가고 있음에도 불구하고, 이의 경제적 효과를 탐색한 연구는 많지 않다.

여기서는 우선 표본을 고졸 이상의 학력으로 제한하여 전문대학, 4년제 대학 및 대학원 교육의 임금효과를 비교하고, 나아가 전문대 혹은 4년제 대학 중퇴 및 수료자가 졸업생과 다른 임금을 받고 있는지도 관심을 둔다.⁷⁾ 또한 이 표본을 35세 이상과 미만으로 나누어 측정한다. 이는 대학정원이 폭발적으로 증가한 중요한 정책의 한 분수령이 1980년의 졸업정원제인데, 35세 이후의 임금은 바로 1980년 대학 졸업정원제 이후 확대된 대학 졸업자의 시장상황을 반영할 것이라는 판단 때문이다.⁸⁾

<표 IV-1>에서는 각 학력수준별 평균임금이 제시되어 있다. 이 표에서 발견되는 첫번째 특징은 학력간 임금격차가 분명하다는 것이다. 평균적으로 대학 졸업자는 고등학교 졸업자보다 약 50% 정도 높은 임금을 받고 있으며 대학원 졸업자의 경우는 약 100% 높은 임금을 받는다. 한편 전문대학 졸업자는 고졸자보다 약 10% 정도의 임금을 더 받는다. 하지만 이러한 임금 차이는 근속이나 집안 배경 등을 통제하면 크게 달라질 수 있다.

두번째 특징은 전문대의 수료자 또는 중퇴자라고 답한 자의 비율이 매우 적고 이들의 평균임금이 고졸자의 평균임금에 비해 많다는 것이

7) 학교 재학중인 자와 휴학중인 자는 표본에서 제외되었다. 이는 전문대나 4년제 대학의 중퇴 또는 수료의 임금효과를 분명히 파악하기 위함이다.

8) 1995년 5·31 교육개혁정책의 일환으로 진행된 대학자율화정책이 또 하나의 고등교육 확대의 계기이나 아직 노동시장에 그 영향이 충분히 반영되었다고 보기 힘들다.

다. 그리고 대학 수료자나 중퇴자의 임금 역시 전문대 졸업자의 임금보다 많다. 대학 중퇴자 또는 수료자의 경우 대학교육의 일부를 받았을 뿐 아니라 고등학교 졸업자보다 그 잠재적 능력이 뛰어날 수 있으며 집안의 배경 또한 상대적으로 좋을 것이다. 반면 그 평균 경력 연수나 현재 일자리에에서의 근속연수가 고등학교 졸업자들보다 적을 수 있어 임금이 실제보다 낮게 측정되었을 수도 있다.

<표 IV-1> 학력별 평균임금

	부모학력 평균연수 (표준편차)	월임금(만원)		시간당 임금(원)	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
고졸	8.22 (2.98)	1,443	104.82 (51.01)	1,245	5,083.94 (2,983.27)
전문대학 수료 또는 중퇴	10.29 (2.64)	12	112.00 (48.70)	10	5,591.84 (2,205.83)
전문대졸	9.65 (3.24)	356	111.55 (51.03)	337	5,617.90 (3,631.69)
대학 수료 또는 중퇴	9.47 (3.49)	42	122.24 (53.33)	39	6,178.44 (3,005.72)
대학 졸업	10.24 (3.83)	608	149.04 (70.97)	561	7,943.44 (4,809.80)
대학원 졸업	10.65 (4.06)	126	199.88 (92.46)	123	12,873.27 (12,130.97)

다음으로 근속, 잠재적 경력, 집안 배경 등을 독립변수로 포함시키면서 다음의 모델을 회귀분석하여 전문대학과 대학의 교육의 경제적 효과를 파악한다. 이 회귀분석식은 Kane and Rouse(1994)가 2년제 대학과 4년제 대학의 경제적 효과를 분석하는데 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth) 표본에 사용했던 모델이다.

$$y_i = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_3 + b_4 x_4 + b_5 x_5 + a_i + XB + e_i \dots \text{①}$$

여기서 y_i 는 자연대수 로그를 취한 임금이고, x_1 은 전문대학을 다닌 경험이 있으되 졸업을 하지 않은 사람, x_2 는 전문대학 졸업자이며, x_3 는 대학을 다녔으나 졸업하지 않은 사람, x_4 는 대학 졸업자, x_5 는 석사학위 이상자의 더미이다. XB 는 잠재적 경력, 근속년수, 학교재학 여부, 성별, 부모의 교육수준, 부모의 직업, 부모의 종사상의 지위 등을 포함하고 있다. e_i 는 단순 오차항이다. 한편 α_i 는 임금에 영향을 미칠 수 있지만 관측되지 않은 개인의 능력이라는 특성을 가진 연속적 변수이다. α_i 와 각급 학력수준 사이에는 강한 상관관계를 가질 것으로 예상할 수 있다. 따라서 b_1 에서 b_5 는 그 학력의 효과뿐 아니라 잠재적 능력의 효과까지 포함하므로, 이 계수들은 일반적으로 각급 수준에 따른 학교의 긍정적 효과를 과대평가할 수 있다(Jang and Lalonde, 1998). 이하에서는 이상의 단순 모형으로 전공별 임금차이, 지방대·수도권 대학의 임금차이, 대학종류 사이의 임금차이를 검토한다.

<표 IV-2>의 회귀분석 결과를 보면 학력별 임금격차가 잠재적 경력, 근속, 집안의 배경을 통제한 다음에도 매우 뚜렷하며, 특히 대학의 임금효과가 매우 높은 것으로 나타난다.

연령집단별로 보았을 때 35세 이상의 사람들 사이에는 대학 졸업자가 고등학교 졸업자들보다 약 30~40% 높은 임금을 받고, 전문대학 졸업생들 또한 23~28% 높은 임금을 받고 있다. 전문대학이 대체로 2년의 교육훈련과정이고 또 전문대 졸업자의 평균적인 잠재능력이 대학 졸업자들보다 낮을 수 있다는 점을 고려하면 전문대학의 경제적 효과는 35세 이상 그룹에서 매우 높다고 할 수 있다. 하지만 35세 미만의 그룹에서는 전문대졸자의 경우 고졸자보다 약 9% 내지 11% 정도의 임금만 높을 뿐이다. 한편 대졸자는 고졸자보다 약 28%에서 40% 높은 임금을 받고 있으며 연령집단별로 큰 변화가 없다.

만약 전문대 졸업자들이 경력이 올라가면서 그 임금상승률이 대학 졸업자들보다 최소한 같거나 높아질 수 있다면, 이는 연령효과이겠지만 만약 그렇지 않을 경우 이는 cohort효과로 전문대 졸업자의 임금이 크게 떨어졌다고 할 수 있다. 전문대 졸업자의 임금상승곡선이 가파르다는 믿을 만한 그 어떠한 증거도 없기 때문에 젊은 세대에게 있

<표 IV-2> 전문대·대학의 임금효과

	로그 월임금		로그 시간당 임금		로그 월임금
	(1) 34세 이하	(2) 35세 이상	(3) 34세 이하	(4) 35세 이상	(5) 자영업자 전체
전문대 중퇴 또는 수료	0.116 (0.751)	-0.181 (-0.978)	0.116 (0.667)	-0.031 (-0.140)	0.068 (0.174)
전문대 졸업	0.083*** (2.915)	0.226** (4.378)	0.109*** (3.602)	0.281*** (4.826)	0.107 (1.165)
대학중퇴 또는 수료	-0.009 (-0.073)	0.033 (0.411)	0.006 (0.048)	0.103 (1.138)	0.037 (0.218)
대학 졸업	0.279*** (10.434)	0.330*** (8.653)	0.398*** (13.803)	0.394*** (9.153)	0.296*** (4.220)
대학원 졸업	0.399*** (6.676)	0.506*** (8.586)	0.793*** (12.585)	0.658*** (10.015)	0.682*** (4.098)
잠재적 경력년수	0.025*** (2.708)	0.035*** (3.107)	0.019* (1.957)	0.012 (0.948)	0.049*** (4.258)
경력년수 제공	-0.001 (-1.634)	-0.001*** (-3.450)	0.000 (0.585)	0.000 (-1.169)	-0.001*** (-5.307)
근속년수	0.066*** (6.698)	0.038*** (8.536)	0.061*** (5.767)	0.035*** (6.818)	0.022*** (2.945)
근속년수 제공	-0.002** (-2.277)	-0.001*** (-4.390)	-0.002** (-2.419)	-0.001** (-2.795)	0.000** (-2.044)
남 성	0.321*** (14.176)	0.510*** (16.640)	0.093*** (3.730)	0.359*** (9.973)	0.452*** (6.959)
상 수	3.985*** (64.808)	3.686*** (22.728)	7.967*** (119.860)	8.103*** (43.770)	3.779*** (19.972)
R-square	0.387	0.462	0.373	0.426	0.192
N	1,380	1,206	1,244	1,070	773

주 : 1) ()안은 t값, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.

2) 부모의 교육, 부모의 직업, 부모의 종사상의 지위 등이 통제변수에 포함되었으나 보고하지 않았음.

3) 학력에서 고등학교 졸업을 기본범주(비교변수)로 하였음.

어 전문대 졸업자의 임금이 일반적으로 떨어졌다고 보는 것이 타당하다고 생각된다. 전문대 진학자의 급속한 확대가 이상의 결과를 가져왔으리라 생각된다. 우선 전문대학 진학자의 수가 확대되면서 α_4 로 표

현된 전문대 졸업자의 평균적인 잠재적 능력이 크게 떨어졌을 것이며, 다른 한편으로 전문대학 교육의 생산성 향상 효과가 크게 떨어졌을 것이라 생각된다. 그러나 대학 졸업자 역시 확대되었음에도 그 임금상승효과가 떨어지지 않은 것으로 보아 전문대학의 교육훈련의 내용이 평균적으로 크게 부실해졌기 때문이 아닌가 생각된다.⁹⁾

다음 절에서 알 수 있듯이 우리나라 전문대학의 98%를 차지하는 사립 전문대학의 교수 1인당 학생수는 1990년까지는 4년제 사립대학보다 적었으나 1991년부터는 급격히 늘어 사립 4년제 대학의 2배 수준에 이른다. 다른 한편 4년제 대학과 달리 전문대학은 1995년 5·31 교육개혁에 따른 대학정원 자율화 정책의 영향이 노동시장에 나타나기 시작한 시점이다. 군복무기간인 2~3년을 감안한다 하더라도 우리가 사용하는 표본의 조사시점(2000년)은 정원이 확대된 전문대학 졸업생이 노동시장에 이미 정착한 시기라고 볼 수 있을 것이다.

위 회귀분석의 결과는 최근 전문대 졸업생의 높은 취업률을 들어 전문대학 교육의 효과가 크다는 일반의 인식과는 크게 다른 결과이다. 다시 말하면 졸업 당시의 높은 취업률이 전문대의 경제적 효과를 높일 수 있다고 생각되지만, 취업이 임금과 소득이 매우 낮은 직종으로 집중될 가능성이 높고 그 효과가 소수의 전문대학이나 특정 학과에 집중되었을 수도 있다.¹⁰⁾

분석결과에서 또 하나 흥미로운 것은 대학원 교육의 효과가 매우 높다는 것이다. 대학원 졸업자(석사 이상)는 고졸자보다 약 40%에서 70%까지 높은 임금을 받고 있어 박사학위 소지자의 높은 실업률에도 불구하고 대학원 진학의 경제적 유인이 매우 큰 것으로 나타난다.

<표 IV-2>의 (5)열을 보면 임금근로자가 아닌 자영업자의 경우 대

9) 전문대학 졸업자에 대한 수요가 크게 떨어졌을 수도 있다. 그러나 전문대학 졸업자의 취업이 대학 졸업자에 비해 용이하다는 것을 볼 때 그 가능성은 적어 보인다.

10) 전문대학 졸업생의 직업분류를 보면 35세 이상은 약 46%가 전문가·준전문가인데 비해 35세 미만의 경우 36%만이 전문가·준전문가로서 직업을 가지고 있다.

학교교육의 소득효과가 떨어진 대학 더미계수의 크기와 전문대학 더미계수가 임금근로자에 비해 적었으며 유의하지 않다. 만약 자영업자의 수입이 임금근로자의 임금에 비해 개인의 생산성과 더욱 밀접한 관련이 있다면 임금근로자의 상대적으로 높은 대학교육의 임금효과는 생산성보다 다른 요인에 의해 생겨났을 가능성을 배제할 수 없다. 기업의 고용주가 그 숨겨진 능력을 알 수 없어 학력이라는 기준을 사용해서 임금을 지불하기 때문이라면, 이상의 결과는 우리 사회에서 교육의 선별(screening) 역할이 크다고 할 수 있을 것이다. 그러나 대학교육의 효과가 왜 자영업자의 경우 다른지보다 진전된 연구가 필요하다 하겠다.

대학의 중퇴자나 수료자의 경우 이에 해당하는 관측치수가 적어 뚜렷한 결론을 내리기는 어렵지만, 대체로 졸업생들에 비해 전문대학이나 4년제 대학의 임금효과가 매우 작다고 할 수 있다. 35세 이상 그룹(2열과 4열)에서는 전문대학 중퇴자 더미의 계수는 유의하지 않지만 음이고, 34세 이하 그룹(1열과 3열)에서는 그 계수가 유의하지 않은 양으로 나타나 결론을 도출하기 어렵다. 한편 대학 중퇴자 더미의 경우에는 그 계수가 (4)열에서는 양으로 다소 크지만 유의하지 않으며, 그 외의 열에서는 음이거나 양이어도 그 수치가 매우 적다.

이것은 우선 대학을 졸업하지 않고 중도에 포기했을 경우 그에 대한 사회적 벌금이 매우 높을 수 있다는 것을 보여주는 것으로, 대학 졸업장의 효과(sheepskin effect)가 매우 크다고 할 수 있다. 잠재적 능력, 집안 배경, 근속년수 등을 통제하고 나면 전문대 중퇴자 또는 대학 중퇴자의 월임금과 시간당 평균임금은 고등학교 졸업생의 임금을 결코 넘어서지 않는다는 것이다. 전문대 중퇴자의 경우, 고졸자의 임금에 못미치거나 또는 그 보다 낮을 수 있다는 것이다. 대학에 진학한 사람들이 평균적으로 대학에 진학하지 않은 자들에 비해 관측되지 않은 능력이 우수하다면, 이 더미의 계수는 그러한 관측되지 않는 능력의 효과까지 포함하고 있고, 대학에서 받은 교육효과가 생산성에 미치는 영향이 상대적으로 적을 수 있지만 긍정적일 수 있다는 점을

고려하면 매우 놀랍다. 부모 평균 교육년수의 경우만 보더라도 이들 전문대학과 대학의 중퇴자들의 경우에 더 높다. 인지능력이 부모의 교육과 양의 상관관계를 갖고 또 인지능력이 임금에 양의 영향을 미친다는 점을 감안하면, 고등학교 졸업생과 비슷한 수준의 임금을 받는다는 것은 적어도 전문대나 대학 중퇴자에 대한 저임금은 중퇴에 대한 사회적 차별일 수도 있다.

미국의 경우 Kane and Rouse(1995)가 제시하는 연구를 보면 전문대학과 대학의 중퇴자들이 고졸자의 임금보다 4~13% 높을 뿐 아니라 학점으로 계산된 교육년수마다 약 3~10%의 임금인상효과가 있는 것으로 나타나고 있다.¹¹⁾ 노동시장에서 대학이나 전문대 중퇴자에 대한 이러한 차별이 학점은행제나 졸업정원제의 정착에 장애가 될 뿐 아니라, 단기 기술연수 또는 훈련프로그램의 정착에 장애가 될 수도 있을 것이다. 왜냐하면 단기간의 특정 과목의 수강이나 학점취득이 대학의 졸업과 관계없이 생산성을 높여 줄 수 있더라도 사회에서 표준적으로 인정하는 졸업장이 없기 때문에 그 훈련에 대한 별금을 물어야 한다면 졸업정원제에 대한 저항이나 학점은행의 기피는 시장의 평가에 대한 개인들의 자연스런 반응이다.

이상의 결과들로 판단해 보면, 일반적으로 전문대학 학위의 경제적 효과는 크게 떨어진 반면, 대학과 대학원 학위의 경제적 효과는 여전히 매우 크다고 할 수 있다. 한편 대학을 다녔으나 졸업하지 못하고 중퇴한 자나 수료한 자의 경우 대학교육의 임금효과는 매우 작거나 없다고 볼 수 있다.

11) 이에 대해 Jang and Lalonde(2000)는 지역초급대학(Community College) 학점의 임금상승효과는 그 잠재적 능력을 통제하고 나면 거의 없어진다고 밝히고 있다. 미국의 중퇴자나 수료자의 경우, 특히 2년제 대학의 중퇴자나 수료자의 경우에는 자신이 필요한 학점을 취득한 후 학교를 자발적으로 떠난 경우가 상대적으로 많을 수 있다는 점에서 우리나라의 중퇴자의 임금효과가 상당히 적을 수도 있다. 하지만 미국 역시 중퇴자의 경우 학점이나 성적 또는 집안의 배경이 대학 졸업자에 비해 상대적으로 낮은 것으로 나타나고 있다.

나. 대학 전공선택의 임금효과

고등학교에서의 계열선택이나 전문대학이나 대학에서의 전공선택 또한 청년기의 매우 중요한 교육투자선택이다. 만약 자신이 선택한 전공이 개인의 적성과 일치하고 노동시장에서 전공에 일치하는 일자리를 구할 수 있으며 높은 임금효과까지 갖는다면 개인의 전공선택은 가장 바람직할 것이다. 전공선택은 개인의 삶을 결정하는 중요한 선택일 뿐 아니라 사회 전체의 생산성에도 영향을 미칠 수 있다. 예를 들면 공학이 법학보다 경제성장에 도움이 된다는 연구도 있다(Murphy, Shleifer and Vishny, 1994).

현재 공학자나 기술자의 인력부족이 심각하다고 진단(『한국경제신문』, 2001. 12. 7)하고 있는 반면 고등학생들은 법대나 상대 등 문과대학의 학과를 선호하고 이과를 기피하는 현상이 광범위하게 일어나고 있다. 2000년 수능능력시험의 자연계열 지원자는 25만 6,000명으로 전체 수험생의 29.4%로서 5년 전인 1995년의 34만 5,000명에 비해 25.8%나 감소한 것이다(『조선일보』, 2001. 5. 31).¹²⁾ 이공계 계열을 기피하는 원인의 하나로 수학, 과학이 공부하기 힘들고 사회과목으로 수능점수를 높이기가 더 쉽기 때문이라는 지적이 있다. 만약 전공에 따른 난이도의 차이가 있음에도 전공에 따른 임금차이가 없다면, 학생들이 보다 쉬운 과목을 택할 것이며 노동시장에서 인력부족현상이 발생하는 것은 자연스럽다고 할 수 있다.

미국에서 진행된 전공선택과 전공의 임금효과에 관한 연구들은 몇 가지 뚜렷한 결과들을 보여주고 있다. 첫번째는 대학 진학자들이 전공을 선택할 때는 그 전공을 선택했을 때 예상되는 졸업 후 초기의 임금이나 생애소득을 고려하여 선택한다는 것이고(Freeman, 1976; Berger, 1988),¹³⁾ 두번째는 전공 중에서 보다 수량적인(quantitative)

12) 인문계 응시자수는 1995년 39만명에서 2000년 48만명으로, 예체능계는 1995년 7만 3,000명에서 2,000년 13만 4,500명으로 크게 늘었다(『조선일보』, 2001. 5. 31).

13) 하지만 Eide and Waehrer(1988)는 다른 연구와 달리 여학생의 경우

과목을 중심으로 학습하는 학과(수학, 공학, 컴퓨터, 경상계열 등) 졸업생들의 임금이 보다 질적인(qualitative) 과목을 중심으로 학습하는 학과(어학, 인문학, 사회과학 또는 일부 이과) 졸업생들의 임금보다 매우 높다는 것이다. 다시 말해 전공에 따른 임금의 프리미엄이 매우 높다는 것이다(Grogger and Eide, 1995; Altonji, 1993; Grubb, 1993; Rumberger and Thomas, 1993; Jacobson et al, 1997).

그러나 우리나라의 경우에는 아직 전공이 임금에 미치는 영향과 전공선택의 결정요인에 관한 전반적인 연구가 부족한 편이다.¹⁴⁾ 하지만 전공선택에 대한 사회적 관심이 점차 높아지고 있고 전공별 취업률 차이에 관한 기사도 종종 접하게 된다. 전공선택의 임금효과를 파악하는 연구는 개인의 진로를 선택하는 과정에 도움이 될 뿐만 아니라 국가 전체의 전문인력 수급정책에 기초를 제공할 수 있다. 개개인의 진학, 전공, 대학 선택 등은 개인이 시장에서의 경제적·비경제적 유인에 대해 반응하는 것이기 때문에 정부에서 어떤 분야의 전문인력이 부족하다는 판단 아래 어느 특정 분야의 전문인력을 육성하려해도 시장에서 그 분야에 유인할 동기가 없다면 결국 그 정책은 실패할 것이기 때문이다.

초·중등교육과 달리 전문대학과 대학에서의 훈련은 전공에 따라 크게 다르다. 가령 대학에서 공학을 전공하는 사람과 인문학을 전공하는 사람 사이에게는 4년 동안 전혀 다른 내용의 교육과 훈련이 행해

예상임금이 전공선택에 음(-)의 영향을 미치고 대학원 진학에 대한 option value가 양(+)의 영향을 미친다고 밝히고 있다.

- 14) 류재우(1997)는 공학계 졸업자의 임금을 다른 계열 졸업자의 임금과 비교하면서 경력이 적은 경우는 공학계 졸업자가 일반 대졸자와 비슷한 임금을 받고 있지만, 12년 이상의 경력인 경우 오히려 낮은 임금을 받고 있다고 밝히고 있다. 장수명·이변송(2001)은 학력으로 측정된 인적자본의 외부효과를 검토하는 과정에서 직종을 통제하고 난 후에는 경상, 법정, 사회과학계열 학과의 졸업생들이 고졸자보다 약 7%의 임금을 더 받고 있지만 컴퓨터, 건축, 공학, 자연과학, 수학 또는 그 이외의 학과의 졸업생들은 더 높은 임금을 받지 않은 것으로 밝히고 있다. 그러나 이 연구는 직종을 통제한 후 고졸과 비교했기 때문에 전공의 효과를 제대로 파악할 수 없었다.

지기 때문에 이 두 사람 사이에 교육년수로 측정된 인적자본의 양은 동일할지라도 그 인적자본의 내용에는 큰 차이가 있을 수 있다. 또한 교육과 훈련의 강도와 난이도에서도 큰 차이가 날 것이며, 따라서 모든 전공분야의 수요와 공급이 일치하더라도 보상임금격차 이론에 따르면 전공간 임금차이를 예상할 수 있다. 하지만 사회문화적·제도적 요인과 기업의 고용관행 또한 전공간 임금격차에 영향을 미칠 수 있으므로, 이를 파악할 필요가 있다. 노동시장에서의 전공별 임금차이 분석은 내용이 전혀 다른 교육훈련의 경제적 효과를 파악하는 척도가 될 것이다.

더 이상의 교육을 받지 않은 전문대학 졸업자와 대학원을 진학하지 않은 대학 졸업자들 사이에서 전공별로 그 임금이 어떻게 차이가 나는지 알아보았다. 전공을 경영학, 사회과학(경제, 법, 행정 포함), 어학 및 인문학, 공학(컴퓨터, 건축 포함), 자연과학(수학 포함), 교육학, 예술, 의학, 그리고 기타의 9개 범주로 나누었다. 전문대학의 경우는 어학 및 인문학과 자연과학 전공자가 거의 없기 때문에 이 두 전공분야를 기타에 포함시켰다.

<표 IV-3>의 전문대학 졸업자들의 평균임금을 보면, 의학적 전공자의 임금이 상대적으로 높고 공학이나 경상계열 전공자가 그 다음이다. <표 IV-4>에서 대학의 경우는 의학 졸업자의 평균임금이 가장

<표 IV-3> 전문대 전공별 시간당 및 월임금

전 공	시간당 임금(원)		월임금(만원)	
	관측치수	평균 (표준편차)	관측치수	평균 (표준편차)
경상계열	46	5,977.92 (4,040.24)	49	107.27 (63.51)
사회과학, 법, 행정	14	3,731.29 (1,695.17)	14	77.07 (29.75)
공학계열(컴퓨터, 건축, 공학)	145	5,636.52 (2,858.62)	151	119.70 (49.40)
교육	25	5,832.23 (3,107.70)	28	104.46 (47.69)
예술	14	3,645.04 (1,587.73)	15	86.47 (38.07)
의학	29	7,451.67 (7,230.03)	29	111.31 (36.08)
기타	60	4,775.71 (2,537.73)	59	104.34 (46.62)

높고 다음으로 경상계열, 사회과학, 공학계열 졸업자들의 평균임금이 비슷하며, 예술 전공자들의 평균임금이 가장 낮다. 미국의 경우 공학 전공자들의 임금이 사회과학 전공자의 임금보다 높은 것은 물론 경영학 전공자의 임금보다도 높은데 비해 우리의 경우 공학 전공자의 임금이 상대적으로 낮은 편이다.

<표 IV-4> 대학 전공별 시간당 및 월임금

전 공	시간당 임금(원)		월임금(만원)	
	관측치수	평균 (표준편차)	관측치수	평균 (표준편차)
경상계열	96	7,986.33 (4,893.23)	105	156.82 (86.54)
사회과학	36	8,419.54 (4,078.70)	42	157.93 (73.27)
어학과 인문학	80	8,389.50 (4,692.11)	88	151.76 (70.26)
공 학	136	7,993.19 (4,143.13)	146	157.03 (62.42)
자연과학	36	7,560.78 (3,758.46)	41	142.95 (69.15)
교육학	54	8,904.00 (8,484.12)	54	134.70 (58.61)
예 술	19	6,951.31 (4,820.67)	20	125.95 (43.31)
의 학	17	8,766.18 (4,935.11)	18	166.56 (84.35)
기 타	81	6,961.99 (3,711.12)	85	129.05 (63.10)

<표 IV-5>의 회귀분석에서는 예술전공자 범주를 기준범주로 하였고 잠재적 경력, 근속기간과 성별을 통제하였다. (1)열에서 보면, 전문대학의 경우 시간당 임금에서는 경상계열이 예술전공보다 약 25% 높은 임금을, 의학계열이 35% 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 사회과학, 공학, 교육, 그리고 기타의 경우도 예술전공보다 임금이 높은 것으로 보이나, 계수가 유의하지 않아 뚜렷한 결론을 내기 어렵다. 하지만 월임금 표본에서는 모든 계수의 규모가 줄거나 계수의 부호가 변하였고 그 유의성도 없어졌다. 계수의 표준편차가 여전히 매우 커 명백한 결론을 도출하기 어렵지만, 잠재적 경력과 근속년수를 통제하였을 때는 전문대학 졸업자 사이에 전공에 따른 임금프리미엄은 시간당 임금으로 측정했을 때만 나타난 것으로 보인다.

대학의 경우 의학, 경상, 사회과학, 공학, 교육 등의 전공더미의 계수가 시간당 임금표본에서는 양이었지만 유의하지 않았고(3)열, 월임

<표 IV-5> 전문대학과 대학의 전공별 임금효과

	전문대학		4년제 대학	
	로그시간당임금 (1)	로그월별임금 (2)	로그시간당임금 (3)	로그월별임금 (4)
경 상	0.249 [*] (1.886)	-0.049 (-0.516)	0.145 (1.322)	0.066 (0.687)
사회과학	0.136 (0.858)	-0.101 (-0.869)	0.178 (1.450)	0.087 (0.817)
어학 및 인문학	-	-	0.123 (1.109)	0.021 (0.218)
공학(컴퓨터, 건축, 공학)	0.158 (1.253)	-0.027 (-0.293)	0.139 (1.287)	0.077 (0.811)
자연과학	-	-	0.097 (0.786)	0.024 (0.222)
교 육	0.189 (1.301)	0.023 (0.218)	0.179 (1.550)	-0.023 (-0.225)
의 학	0.346 ^{**} (2.458)	0.044 (0.425)	0.334 ^{**} (2.306)	0.322 ^{**} (2.517)
기 타	0.125 (0.972)	0.019 (0.207)	0.011 (0.102)	-0.054 (-0.554)
경 험	0.049 ^{***} (3.352)	0.033 ^{***} (3.095)	0.053 (6.515)	0.028 ^{***} (4.084)
경험제공	-0.001 [*] (-1.925)	-0.001 ^{**} (-2.010)	-0.001 ^{***} (-5.622)	-0.001 ^{***} (-3.665)
근 속	0.037 ^{***} (2.700)	0.037 ^{***} (3.803)	0.023 ^{***} (2.745)	0.043 ^{***} (5.886)
근속제공	0.000 (-0.382)	0.000 (-0.473)	0.000 (-1.052)	-0.001 ^{***} (-3.203)
성 별	0.054 (0.822)	0.264 ^{***} (5.586)	0.020 (0.410)	0.243 ^{***} (5.754)
상 수	7.784 ^{***} (62.805)	4.106 ^{***} (45.825)	8.173 ^{***} (76.905)	4.281 ^{***} (45.660)
R-square	0.377	0.485	0.31	0.375
N	333	352	555	555

주 : 1) ()안은 t-value, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.

2) 기준범주(비교변수)는 예술계열 범주임.

금 표본에서는 교육을 제외한 이들 전공더미의 계수의 크기가 줄어들었으며 교육 전공의 경우 계수가 음으로 바뀌었다(4)열. 의학전공 더미의 계수가 시간당 임금표본과 월임금 표본의 양 표본에서 약 0.3으로 유의하여 30% 이상의 임금프리미엄이 있는 것으로 나타났다(3)열과 (4)열.

추정결과를 제시하지는 않았지만, 4년제 대학의 경우 입학년도가 1986년 이후에 입학한 집단만으로 입학성적을 통제했을 때에도 전공별 임금차이는 유의하게 나타나지 않았다. 세대별 변화를 보기 위해서 전문대와 대학을 각각 35세 이상과 미만으로 나누어 분석해도 추정결과에는 큰 차이가 없었다.

이상의 결과로 볼 때 의학전공을 제외한 대학 전공에 따른 임금격차는 잠재적 경력과 근속년수를 통제하였을 경우 통계학적 유의성이 없다고 보면 타당하겠다. 특히 4년제 대학 졸업자들 사이에 전공은 임금의 중요한 결정요인이 되지 못한다. 이는 대학에서의 전문적인 교육이 직업에 맞는 인적자본을 형성 못하든지 아니면 노동시장에서 실현되는 개인의 생산성이 인적자본의 질적 특성보다도 직장에서의 직위에 의해 규정되기 때문인 것 같다.

전공별 졸업 후 취업률과 초임의 차이 그리고 경력에 따른 전공별 임금프리미엄의 변화와 직위획득에 관한 문제에 대한 보다 폭 넓은 연구가 필요하다.

다. 고등학교 계열의 임금효과

여기서는 고등학교 졸업생 중에서 계열별로 임금이 어떻게 다른지를 살펴본다. 여자들은 공업계열에 거의 진학하지 않는 반면 남자들은 공업계를 선호하는 경향처럼 남녀간에 계열선택의 차이가 뚜렷하기 때문에 남녀를 따로 구분하였다. 남자의 경우 고등학교 계열을 인문계, 공업계, 상업계, 그리고 기타(인문계 직업반, 과학고·체육고 등 특수 고등학교)로 나누었고 여자의 경우 공업계가 거의 없으므로 인

문계, 상업계, 기타(공업계, 인문계 직업반, 과학고·체육고 등 특수 고등학교)로 나누었다. 대학 진학을 하지 않은 고등학교 졸업자 중에서 임금이 차이가 날 가능성이 높다. 왜냐하면 실업계 고등학생들이 취업준비를 위한 교육훈련을 인문계 학생들보다 많이 받고 따라서 현장에서의 적응력이 높을 것으로 간주되기 때문이다.

아래의 <표 IV-6>은 각 계열별 평균임금이다. 우선 남자 고등학교의 계열별 평균임금을 보면 공업계나 상업계가 인문계열보다 결코 높지 않다. 여성의 경우에는 상업계가 조금 높게 나타난다.

<표 IV-6> 고등학교 졸업자의 계열별 평균임금

		인문계		공업계		상업계		기 타	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
남 자	월임금 (만원)	90	98.0(29.0)	73	96.0(36.4)	24	91.6(26.0)	25	81.4(20.5)
	시간당 임금(원)	80	4,141(1,401)	64	4,078(1,714)	22	3,807(1,241)	25	4,081(1,865)
여 자	월임금 (만원)	58	71.3(23.1)		.	156	76.2(24.1)	25	79.7(21.7)
	시간당 임금(원)	55	3,345(1,091)		.	140	3,722(1,453)	24	3,685(1,333)

<표 IV-7>은 인문계 학생들을 기본범주로 한 로그를 취한 월임금과 시간당 임금을 회귀분석한 결과이다. 집안 배경에 더하여 잠재적 경력과 근속년수를 통제하여도 남자의 경우 상업이나 공업계열 졸업생들의 임금이 결코 높지 않다. 다만 여성의 경우 상업계열이 시간당 임금에서 인문계열보다 약 10% 높은 것으로 나타나고 있다.

관측할 수 없는 개인의 특성이 고려되지 않았기 때문에 계열별 임금효과를 정확하게 측정하기에는 한계가 있다. 그러나 만약 대학에 진학하지 않거나 못한 인문계열의 학생들과 공업계열 또는 상업계열의 학생들의 잠재적 능력이 비슷하다면 고등학교에서의 직업 중심적인 교육이 적어도 남성에게는 별 의미가 없다는 결론에 도달하게 된다.

이 결과는 고등학교에서 직업교육에 관계된 과목을 많이 수강한 고등학교 졸업생들이 이들 과목을 적게 수강한 고등학교 졸업생보다 임금이 높다는 미국의 연구결과와 크게 다르다(Light, 1999). 대학의 경우에 전공선택의 임금효과가 뚜렷이 나타나지 않은 것처럼 고등학교의 계열별 임금효과는 없는 것으로 보인다.

<표 IV-7> 실업계 고등학교 졸업자의 임금효과

	남 자		여 자	
	(1) 월임금	(2) 시간당 임금	(3) 월임금	(4) 시간당 임금
공업계열	0.046 (0.93)	0.040 (0.67)	-	-
상업계열	-0.003 (0.038)	-0.024 (0.29)	0.078 (1.46)	0.11** (2.03)
기타 (인문계 취업반, 특수고)	-0.100 (1.39)	0.065 (0.77)	0.160* (1.99)	0.079 (1.00)
잠재적 경력	0.035 (1.32)	0.064** (2.07)	-0.007 (0.29)	-0.004 (0.14)
잠재적 경력 제곱	0.000** (.228)	-0.001 (0.588)	-0.000 (0.22)	0.000 (0.30)
근속년수	0.076*** (2.69)	0.077** (2.18)	0.060*** (2.84)	0.068*** (3.14)
근속년수 제곱	-0.004 (1.26)	-0.006 (1.30)	-0.001 (0.53)	-0.002 (1.14)
R-Square	0.3800	0.3265	0.2432	0.2484
N	212	191	239	220

주 : 1) ()안은 t값, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.

2) 인문계 학생들을 기본범주(비교변수)로 함.

분명히 다른 교육훈련이 노동시장에서 다르게 평가받지 못한다는 것은 인적자본의 구성이 노동시장에 민감하지 않다는 것을 뜻하거나, 내용이 서로 다른 교육훈련이 질적으로 다른 인적자본을 형성하지 못한다는 것을 의미할 수도 있다. 특히 대학 진학률이 높은 요즈음 중학교 졸업시에 공업계나 상업계열을 회피할 가능성이 높을 수 있으며,

만약 그렇다면 이는 시장에서 이루어진 합리적 선택의 결과로 보여진다. 왜냐하면 실업계를 다닐 경우 대학 입학에 집중적으로 준비하지 못할 뿐 아니라 대학에 갈 수 있는 option value도 적고 고등학교만 나왔을 경우 더 높은 임금도 받지 못한다면, 이는 학생들이 실업계를 선택할 합리적 이유가 없게 된다.

고등학교의 실업계 졸업자나 대학의 이공계열 전공자의 상대적 공급이 높아져 이들 교육훈련에 대한 보상이 높지 않다면, 이는 문제가 되지 않으며 인력수급에 관한 한 시장이 매우 잘 기능하고 있다는 것이다. 그러나 문제는 전반적인 공학자나 기술자의 부족과 중소기업의 인력난, 특히 기술직과 기능직의 인력난(중소기업청, 1999)이 앞서의 임금 무차별과 공존하고 있다는 점이다. 따라서 우리의 교육훈련체계나 기업의 임금 또는 승진체계에서, 아니면 이 양자 모두에 문제가 있다고 보여진다. 만약 실업계나 이공계의 교육훈련이 다른 분야와 질적으로 다른 인적자본을 형성하지 못하고 따라서 기업과 산업의 수요를 채우지 못하여 임금에 차별이 없는 현상이 발생한다면, 교육의 내용과 방식을 전환할 필요가 있을 것이다. 한편 기업과 사회 일반의 보상관행과 관습화된 승진체계 때문이라면 이러한 관행과 체계가 변화해야 한다.

3. 대학 특성과 입시성적의 임금효과

가. 대학의 종류와 임금효과

대학의 종류는 대학의 수와 대학생의 수가 크게 확대되면서 보다 다양해져 가고 있다. 오래 전부터 있어 왔던 교육대학과 방송대학에 더하여 산업대학, 기술대학 등이 신설되고 그 수도 늘어나고 있다. 개인이 고등학교를 졸업한 후 첫번째 진학한 고등교육기관을 전문대, 일반 4년제 대학, 교육대, 방송통신대학, 기타로 나누어 이들 대학에 진학한 사람들이 고졸자와 비교하여 어떤 임금을 받고 있는지 살펴보고자 한다.

『교육통계연보』(교육부)에 따르면, 교육대학의 경우 1970년 12,190명이던 재학생의 수가 2001년 21,418명으로 75.7% 증가하였다. 이들은 졸업과 동시에 대개 교사로 취업이 된다. 우리는 국립사범대학의 졸업생들도 이 범주에 포함시켰다. 왜냐하면 1995년 국립사범대 졸업생의 중등학교 교사 우선 배정이 위헌이라는 헌법재판소의 판결 이전에는 국립사범대 졸업생들이 졸업과 동시에 취업을 보장받았고 이로 인해 국립사범대학 학생들이 높은 대학입학성적을 유지하였기 때문이다. 방송통신대학의 경우 그 재학생이 1990년 148,650명에서 2001년 현재 370,661명(증가율 149%)으로 증가하여 우리나라 고등교육의 중요한 위치를 차지하고 있다. 또 산업대학의 재학생수가 1985년 20,254명에서 2001년 현재 180,068명으로 급격히 증가(증가율 789%)해 고등교육에서 차지하는 비율이 높아지고 있다.

아래 <표 IV-8>은 각 대학종류별 월임금과 시간당 임금의 평균을 나타내는데, 방송대와 교육대 졸업자의 임금이 높게 나타나고 있다. 그러나 방송대의 경우 평균 월임금이나 시간당 임금의 표준편차가 상대적으로 높은 것으로 나타난다. 대학 졸업자들이 고등학교 졸업자들에 비해 상대적으로 높은 평균임금을 받지만 대학의 종류에 따라 상당히 다른데, 이는 경력이나 근속 또는 집안의 배경 때문에 달라질 수 있다.

<표 IV-9>는 월임금과 시간당 임금을 회귀분석한 결과이다. 이

<표 IV-8> 각 대학종류별 월임금과 시간당 임금

	월임금(만원)		시간당 임금(원)	
	관측치수	평균 (표준편차)	관측치수	평균 (표준편차)
전 체	1,488	104.44 (50.79)	1,284	5,067.13 (2,961.42)
일반대	662	152.41 (78.02)	615	8,440.40 (5,422.33)
전문대	398	108.68 (50.56)	370	5,583.38 (3,606.89)
산업대	29	118.59 (53.83)	28	5,665.73 (3,051.22)
교육대	38	154.97 (50.38)	37	8,398.86 (2,780.58)
방송대	48	155.06 (80.25)	46	8,012.70 (4,268.11)
기타 신학대 등	37	80.70 (73.34)	33	5,899.66 (6,707.23)

회귀식에서도 가장 문제가 되는 것은 측정할 수 없으면서 생산성 또는 임금에 영향을 미치는 요소를 통제할 수 있는 변수가 없다는 것이다.¹⁵⁾

고등학교 졸업자를 기준범주로 한 대학의 종류와 임금과의 회귀분석 결과에서 첫번째 주목되는 특징은 고등학교 졸업 후 방송통신대학을 첫 고등교육기관으로 선택한 사람들의 높은 임금수준이다. 방송대를 첫 대학으로 선택한 사람들의 임금수준은 일반 4년제 대학으로 곧바로 진학한 사람들의 임금수준과 비교할 때 (3)열을 제외하고는 대체적으로 통계적으로 동일하다. 일반적으로 방송대에 진학하는 사람들의 부모교육, 집안의 소득, 그리고 수학능력이 일반대학에 입학하는 학생들보다 낮다고 예상할 수 있다면, 방송대 진학자의 높은 임금수준은 매우 놀라운 사실이다. 또 방송통신대학의 수업방식이 面對面(face to face) 아니라 111명의 교수진만으로 약 37만명의 학생들을 지도한다(2001년 현재)는 점을 고려하면 이러한 임금효과는 매우 높다고 할 수 있다. 만약 높은 수준의 임금을 받는 사람들이 시간상의 제약 등으로 방송대학에 진학한다면 방송대 진학자의 높은 임금은 방송대의 교육의 효과가 아니다. 그러나 만약 일반 고등학교 졸업자들이 일자리를 구한 다음 일자리를 유지하면서 일반대학 수준의 임금을 방송대의 교육을 통해서 유지할 수 있다면, 이 경우에라도 방송통신대학의 효과는 여러 가지 측면에서 있다고 볼 수 있다.

두번째 주목되는 특징은 교육대학과 사범대학에 진학한 사람들의 높은 임금수준이다. 일반대학 진학자들이 고졸자보다 30~40% 높은 임금을 받고 있는 반면, 교육대학과 사범대학에 진학한 사람들은 40~50% 이상 높은 임금을 받고 있다. 그러나 여기서 교육대학과 사범대학에 진학한 사람들의 평균적인 능력을 다른 종류의 대학에 입학한 사람들과 비교해서 통제할 수 없고, 교육대학과 사범대학의 대부분이 공립이나 국립으로서 그 대학의 질이 일반대학의 평균보다 높을 수 있

15) 우리는 1982년부터 일반 4년제 대학의 각 학과의 수능성적에 대한 정보를 수집하였으나, 교육대학의 경우는 적용할 수 있는 계열이 없으며 방송통신대학의 경우는 입학성적이 없다.

<표 IV-9> 대학종류별 임금효과

	로그 월임금		로그 시간당 임금	
	(1) (34세 이하)	(2) (35세 이상)	(3) (34세 이하)	(4) (35세 이상)
4년제 일반대	0.281*** (10.293)	0.314*** (8.087)	0.435*** (14.507)	0.408*** (9.446)
전문대	0.082*** (2.857)	0.196*** (3.744)	0.115*** (3.727)	0.242*** (4.173)
산업대(기술대)	0.116 (1.116)	0.047 (0.386)	0.152 (1.355)	0.004 (0.030)
교육대(사범대)	0.438*** (4.593)	0.475*** (4.543)	0.547*** (5.327)	0.482*** (4.297)
방송대	0.281*** (3.368)	0.327*** (3.441)	0.316*** (3.605)	0.409*** (3.857)
기타대학	0.231 (1.202)	0.660*** (3.276)	0.026 (0.129)	1.347*** (4.814)
학교재학 더미	-0.342*** (-4.770)	-0.138 (-0.433)	0.107 (1.362)	-0.102 (-0.301)
잠재적 경력년수	0.027*** (2.995)	0.025** (2.149)	0.011 (1.136)	0.001 (0.102)
경력년수 제공	-0.001* (-1.855)	-0.001*** (-2.639)	0.001 (1.122)	0.000 (-0.529)
근속년수	0.072*** (7.293)	0.040*** (8.622)	0.072*** (6.598)	0.034*** (6.633)
근속년수 제공	-0.003*** (-2.804)	-0.001*** (-4.333)	-0.003*** (-3.261)	0.000** (-2.381)
남 성	0.312*** (13.681)	0.520*** (16.449)	0.106*** (4.117)	0.367*** (9.993)
상 수	3.972*** (63.798)	3.839*** (23.191)	7.976*** (116.783)	8.284*** (44.474)
R-square	0.381	0.450	0.337	0.418
N	1,416	1,179	1,282	1,048

주 : 변수의 유의도, 기본범주(비교변수), 기타 통제변수에 대해서는 <표 IV-2>의 주 참조.

어 이 수치는 사범대학의 효과를 제대로 반영했다고 볼 수 없다. 그리고 우리가 잠재적 경력만을 통제했기 때문에 교직에 있는 경우 지속적으로 경력을 쌓아간다는 측면을 고려하면, 교육대학과 사범대학의 높은 임금수준으로부터 곧바로 교직의 임금수준이 일방적으로 높다고 평가할 수 있는 것은 아니다.

나. 지방대학과 수도권 대학의 임금효과 차이

수도권 대학과 지방대학 사이의 선택은 대학 진학을 결정한 지방의 고등학교 졸업자들에게는 중요한 문제이다. 일반적으로 지방대학 출신자들이 취업에 불리하다는 인식이 확산되면서 여러 지방의 상당수의 학생들이 수도권 대학으로 진학한다. 일례로 대구·경북지역에서는 지역 전체 수험생의 10%인 6,000~7,000명 수험생이 서울 등 수도권으로 진학하고 있으며 지방대학들은 학생유치에 상당한 노력을 기울이고 있다(『대구신문』, 2001. 10. 17).

현재 논의되고 있는 지방대학의 위기는 몇 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째, 지방대학에 진학할 학생수가 줄어들었다는 것이다. 1981년 졸업정원제 실시와 1994년 이후의 대학 자율화 정책이 수도권에 인구가 집중되는 상황 속에서의 수도권 인구집중 억제정책 또는 지역간 균형발전정책과 결합됨으로써(이정규, 2001) 대학정원의 확대가 주로 지방에 집중되었다. 그러나 대학진학 대상자인 고등학생 인원이 줄어들어 많은 지방대학이 입학정원을 채울 수 없거나¹⁶⁾ 또는 재학생의 수도권 대학으로의 편입으로 인해 등록학생수가 줄고 있다. 따라서 많은 지방 사립대학의 경우 대학의 존립 자체를 위협받고 있다. 특히 수도권에서 먼 지역에 위치한 대학들은 서울에서 지방으로 '유학'온 학생들을 유치할 수 없기 때문에 더욱 심각한 위기에 처해 있다고 할 수 있다. 2000년 현재 지방대학의 미충원율을 보면 전남 19.3%, 전북

16) 교육부(2000)의 「전국 교육기획분석」에 의하면, 경북, 충남, 대전 등의 전국 8개 시·도 소재 대학들의 입학정원이 해당지역 내의 고등학교 3학년 재학생수보다 많다.

3.7% 경북 4.6% 등으로, 수도권 대학의 미충원을 0.6%보다 월등히 높다.

둘째, 지방 국립대학들에 재학하고 있는 학생들의 평균적인 수학능력이 크게 떨어졌다는 점이다. 이는 지방의 우수한 학생들이 과거와 달리 지방 국립대학에의 진학을 선호하지 않고 수도권으로 집중하고 있다는 것이다. 우리가 사용하는 표본에서 1994년 이후 학생들이 처음으로 진학한 대학 학과의 평균성적을 백분위 분포로 보면, 수도권 대학이 평균 91 백분위에 속하는데 반해 지방대학의 경우는 평균 76 백분위에 속한다. 이와 같은 위기의 원인은 지방대학 교육의 수요과 공급 양 측면에서 찾아볼 수 있다.

우선 1994년 이후 대학정원 자율화 정책이 시행되면서 대학 진학생들이 대학 수업을 받을 수 있는 수학능력이 있는지 또는 대학이 고등 교육기관으로서 갖추어야 할 교수진과 교육연구능력이 있는지에 대한 치밀한 통제 또는 점검 없이 정원 확대를 대학 자율에 맡겼기 때문임을 들 수 있다. 특히 수도권 인구억제정책과 맞물리면서 지방에 대학생수를 대폭 늘렸기 때문이다. 다른 한편으로는 지방대학 출신들의 노동시장에서의 지위가 낮아졌기 때문에 대학 진학자의 지방대학 교육에 대한 수요가 줄어들었음을 들 수 있다. 한 여론조사업체는 기업들이 지방대학 졸업생들의 능력을 수도권 졸업생들의 능력과 비교해 어떻게 평가하는가에 대한 기업 조사를 행한 바 있는데, 23% 정도의 기업들이 수도권 대학 졸업생들이 보다 우수하다고 보고 있다 (Research and Consulting Homepage).

최근에 논의되고 있는 지방대학 육성정책들에서 지방대생들의 노동시장 지위를 향상시킬 수 있는 방안들이 논의되고 있다. 지방대학에 대한 정부의 지원정책은 지방대학의 경제적 효과를 분석함으로써 보다 분명한 정책방향을 찾을 것으로 보인다. 지방대학 위기의 근본적 문제는 지방대학의 교육훈련효과가 떨어져서 동일한 수학능력을 지닌 사람이 지방대학을 나오면 노동시장에서 지위가 떨어지는지 아니면 지방대학에 수학능력이 낮은 사람들이 진학하여 수학능력(또는 인지

능력 cognitive skill)에 대한 보수 때문에 지방대학 졸업자의 취업이 어렵고 임금이 낮은지가 분명하지 않기 때문이다.

본 연구는 이 문제에 대하여 두 가지 방법으로 접근한다.

첫째, 수도권 인구집중이 상대적으로 덜 심각했고 또 지방대학의 입학성적이 상대적으로 높았던 시절에 고등학교를 졸업한 그룹과 그 이후의 그룹으로 나누어 방정식 (1)의 변형된 식을 회귀분석함으로써 입학성적과 대학의 효과를 간접적으로 확인할 수 있다.¹⁷⁾ 앞서와 같이 표본을 35세 이상과 그 미만으로 나누고, 대학을 전문대, 수도권 대학, 지방대학, 3대 명문대(서울대, 과학기술대, 포항공대)로 분류하여 고졸자에 비해 수도권 대학에 입학한 학생들과 지방대학에 입학한 학생들의 임금이 어떻게 다른지 비교하였다. 3대 명문대를 따로 구분한 것은 포항공대나 과학기술대학이 지방대학으로 분류해서 생기는 지방대학 효과의 상향 편의(upward bias)를 방지하기 위한 것이고, 서울대의 경우 과거부터 일반 지방대학과 비교가 되지 않을 정도로 수학능력이 우수한 사람들이 진학했을 뿐 아니라 교육의 질이 상대적으로 매우 우수하기 때문이다.

만약 35세 이상의 사람들에게서도 수도권 소재 대학 출신자에 비해 지방 소재 대학 출신자의 임금이 현저히 떨어진다면, 지방대학에서의 교육훈련 효과가 크게 떨어지든지 아니면 지방대학에 대한 경제적 차별이 뚜렷하다고 해석할 수 있다. 그러나 만약 지방대학과 수도권 소재 대학의 효과가 35세 이상 그룹에서는 나타나지 않고 35세 미만 그룹에서만 나타난다면, 이는 지방대학의 교육훈련 효과가 수도권 대학보다 떨어지는 것은 아니며, 지방대학과 수도권 대학의 경제적 효과 차이는 수학능력이 뛰어난 사람들이 지방대학을 회피함으로써 일어나는 수학능력의 차이, 다시 말해 임금에 영향을 미치는 다른 요인의 차이로 해석할 수 있는 가능성이 남는다.

17) 수도권에서 성장해서 수도권 대학에 진학한 사람들에 대해 교육이 아닌 경험이 임금에 양의 효과를 줄 가능성을 통제하기 위하여 14세 때 수도권에서 성장 여부를 구별할 수 있는 더미변수를 생성하여 이를 통제변수에 포함했다.

그러나 첫번째 접근법의 한계는 세대별로 그 효과가 변화되었을 수도 있다는 점을 제외할 수 없다는 것이다. 과거보다 현재에 수도권에 인구가 더 집중되고 또 전문직 직종의 일자리가 수도권에 보다 집중되어 있으며 학교 이외의 교육훈련의 기회가 높아서 수도권 소재 대학들의 경제적 효과가 과거에는 없더라도 현재에는 나타날 수 있기 때문에 첫번째 결과는 한계를 갖는다. 만약 대학 수학능력을 통제한 후에 수도권 대학의 임금효과가 지방대학보다 높지 않다면, 이는 지방대학 졸업생의 낮은 임금은 지방대학의 교육훈련의 효과가 적기 때문이 아니라 수도권 소재 대학들에 입학한 학생들의 높은 수학능력에 기인하는 것이라 간주할 수 있다. 우리는 수학능력시험 성적의 백분율이 가능한 젊은 세대로 제한하여(입학연도가 1986년 이후) 4년제 대학에 진학한 사람 중에서 지방대학의 임금효과를 다음의 모델을 이용하여 살펴본다.¹⁸⁾

$$y_i = a + r_1(\text{수도권 대학더미}) + r_2(\text{시험성적}) + BX + \varepsilon_i \dots \textcircled{1}$$

따라서 이 회귀식에서 수학능력시험 성적은 개인의 관측되지 않은 능력에 대한 대리변수(proxy variable)로 사용된다. 우리는 또한 우수한 대학원의 다수가 서울에 존재하기 때문에 수도권 대학의 졸업생들이 대학원 진학을 통한 학력이 높아 이들의 임금이 높을 수 있으므로 학력도 통제변수로 사용하였다.

식 (1)을 이용할 때는 각급 대학교 학력 더미를 전문대, 수도권 소재 대학, 지방대, 3대 명문대, 기타 분류가 불가능한 외국대학 등의 더미로 바꾸었다. 여기서도 기준변수는 고졸자 더미이다. 그리고 수도권 소재 대학과 지방대의 계수가 같은지를 F test로 검증한 결과도 다음 <표 IV-11>에 보고하였다.

18) 수학능력시험은 사실 각 대학의 학과 정보로 추출했으나 백분율의 경우 1994년부터 가능했다. 그러나 우리가 1994년의 한 대학 특정학과 입학성적을 1994년 이전에 입학한 사람에게 적용하는데 다소 무리가 있겠으나 입학성적분포로 볼 때에는 1980년대 후반 이후 대학의 서열이나 대학 내의 과의 서열이 급격히 변화지 않는 한 심각한 측정상 오류(measurement error)는 발생하지 않을 것으로 간주했다.

이에 앞서 <표 IV-10>을 통해 수도권 대학과 비수도권 대학 그리고 명문대학의 평균 월임금과 시간당 임금을 구해 본 결과, 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉 비수도권 대학에 비해 수도권 대학과 명문대가 월평균 임금에서는 11.8%와 74.2% 많았으며, 시간당 임금은 각각 15.8%, 130% 높은 것으로 나타났다. 표준편차를 고려하면 차이는 조금 완화될 수 있겠지만 그 차이는 여전히 존재할 것이다. 이러한 임금의 차이는 경력이나 근속 또는 학력이나 집안 배경에 따라 달라질 수 있기 때문에 회귀분석을 통하여 이를 보다 잘 확인할 수 있다.

<표 IV-10> 대학의 지역에 따른 월임금과 시간당 임금

	월임금(만원)		시간당 임금(원)	
	관측치수	평균 표준편차	관측치수	평균 표준편차
고 졸	1,491	104.43 (50.74)	1,287	5,065.50 (2,960.15)
전문대졸	407	107.96 (51.37)	378	5,555.80 (3,631.44)
수도권 대학	360	155.25 (80.80)	341	8,550.36 (5,297.35)
비수도권 대학	374	138.82 (65.89)	341	7,386.20 (3,650.37)
명문대	19	241.79 (104.67)	19	17,028.81 (13,425.10)
외국대학, 기타	56	157.45 (82.72)	54	8,762.22 (5,731.40)
	2,707		2,420	

주 : 1) 여기서 전문대졸은 수도권과 비수도권의 구분이 의미가 없어 양자를 모두 고려한 것임.

2) 자영업자에 대한 평균 월임금과 시간당 임금은 제시하지 않았음.

<표 IV-11>의 (2)열과 (4)열에서 보는 바와 같이 35세 이상의 그룹에서는 지방대학 더미와 수도권 소재 대학의 계수는 차이가 없다. 시간당 임금표본과 월임금 표본 모두에서 수도권 대학이 계수가 지방대학 계수보다 약간 크지만 거의 유사하여 F test의 값이 1을 넘어서

<표 IV-11> 수도권 소재 대학과 지방대학의 임금효과

	로그 월임금		로그 시간당 임금		로그 자영업자
	35세 미만 (1)	35세 이상 (2)	35세 미만 (3)	35세 이상 (4)	전 체 (5)
전문대	0.089** (3.080)	0.186*** (3.679)	0.112*** (3.641)	0.250** (4.383)	0.096 (1.078)
수도권대	0.339*** (8.954)	0.303*** (6.308)	0.498*** (12.423)	0.385*** (7.205)	0.285*** (3.218)
지방대학	0.227** (7.487)	0.285*** (6.634)	0.359*** (10.916)	0.362*** (7.527)	0.271*** (3.153)
명문대	0.823*** (4.188)	0.793*** (6.286)	0.912*** (4.514)	0.943*** (6.897)	1.078*** (3.077)
기 타	0.299** (3.848)	0.592*** (6.435)	0.495*** (6.086)	0.604*** (5.941)	-0.176 (-0.445)
수도권 성장	0.052* (1.950)	0.106*** (2.983)	0.061*** (2.159)	0.069* (1.708)	0.076 (1.103)
학교제학 더미	-0.422*** (-7.023)	-0.078 (-0.249)	-0.036 (-0.566)	-0.044 (-0.131)	-0.343 (-0.857)
잠재 경력년수	0.033*** (3.645)	0.034*** (2.950)	0.014 (1.465)	0.007 (0.582)	0.046*** (3.983)
경력년수 제곱	-0.001** (-2.456)	-0.001*** (-3.407)	0.001 (0.900)	-0.000 (-0.931)	-0.001*** (-5.029)
근속년수	0.074*** (7.439)	0.040*** (8.745)	0.073*** (6.759)	0.035*** (6.741)	0.024*** (3.147)
근속년수 제곱	-0.003*** (-2.941)	-0.001*** (-4.292)	-0.003*** (-3.407)	-0.000** (-2.408)	-0.000** (-2.203)
남 성	0.301*** (13.143)	0.512*** (16.670)	0.099*** (3.894)	0.362*** (10.039)	0.449*** (6.848)
상 수	3.942*** (62.586)	3.684*** (22.281)	7.948*** (117.121)	8.153*** (43.433)	3.776*** (19.787)
지방대=수도권대 (F test) and p value	7.71 .0006	.12 .7273	10.36 .0013	.016 .6919	.02 .9013
R-square	0.39	0.4642	0.3236	0.421	0.182
N	1,440	1,185	1,305	1,054	770

주 : 변수의 유의도, 기본범주(비교변수), 통제변수에 대해서는 <표 IV-2>의 주 참조.

지 않고 통계적으로도 전혀 유의하지 않다. 또한 나이 구분 없이 회귀분석한 자영업자의 경우에도 수도권 대학에 진학한 사람들의 소득이 특별히 높지 않다.

그러나 35세 미만 그룹에서는 수도권 대학의 경제적 효과가 지방대학의 경제적 효과보다 10% 정도 높고 그 차이가 통계적으로 1% 이하에서 모두 유의하다(1열과 3열 참조). 지방대학에 진학한 사람들은 고졸보다 약 20~30% 정도 높는데 비해 수도권 대학에 진학한 사람들은 30~40% 높은 것으로 나타난다. 연령계층별로 전혀 다르게 나타나는 수도권 대학과 지방대학간의 경제적 효과의 차이는 현재에 가까워질수록 우수한 학생들이 수도권으로 진학함으로써 발생했을 가능성을 보여준다.

<표 IV-12>에 보고한 회귀분석의 결과는 35세 미만의 대학에 진학한 사람들을 표본으로 교육년수뿐만 아니라 백분위로 측정된 입학성적을 함께 통제한 임금식을 회귀분석한 결과이다. 지방대학 진학자 더미를 기준범주로 하여 수도권 소재 대학에 진학한 사람들의 임금이 지방대학에 진학한 사람들보다 높은지를 알아보고, 교육년수와 입학성적을 통제한 후 결과가 어떻게 달라지는가를 파악하기 위한 것이다. 입학성적의 백분위가 각 계열별로 계산되므로 계열 또한 통제하였다.

표 (1)열과 (4)열에서 보는 바와 같이, 35세 미만의 경우에는 수도권 대학에 진학한 사람들의 임금이 지방 소재 대학에 진학한 사람들의 임금보다 약 12~14%가 높다. 교육년수를 통제했을 경우에도 그 계수의 크기가 10% 정도만 줄 뿐이므로 교육년수의 차이가 임금차이를 크게 설명하지 않는다(2열과 5열 참조). 그러나 입학성적 백분위를 통제했을 경우 수도권 대학의 계수의 크기는 월임금의 경우 그 추정계수의 크기가 0.094에서 0.002으로 줄어들었고 그 유의성도 사라졌다. 시간당 임금의 경우에도 그 추정계수가 0.11에서 0.03으로 줄어들었으며 그 유의성도 사라졌다(3열과 6열 참조). 이 결과는 지방대학생들이 받는 상대적 저임금은 지방대학의 교육훈련의 질이 떨어지기 때문이 아니라 학생들의 평균 수학능력성적이 낮기 때문에 발생하는 것으로

<표 IV-12> 35세 미만의 수도권 소재 대학과 지방대학의 임금효과

	로그 월임금			로그 시간당 임금		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
수도권 소재 대학	0.119** (2.316)	0.094* (1.920)	0.002 (0.041)	0.144** (2.35)	0.111** (1.92)	0.027 (0.385)
명문대학	0.194 (0.475)	0.145 (0.371)	-0.004 (-0.010)	0.352 (0.746)	0.286 (0.65)	0.147 (0.313)
수도권 성장	0.003 (0.060)	-0.016 (-0.292)	-0.006 (-0.110)	0.057 (0.856)	0.030 (0.482)	0.044 (0.667)
교육년수	-	0.159*** (5.949)	-	-	0.199*** (6.488)	-
입학성적 100분위	-	-	0.009*** (3.953)	-	-	0.008*** (2.968)
입학성적 분실 더미	-	-	0.582*** (2.889)	-	-	0.405* (1.662)
자연계	-	-	0.036 (0.736)	-	-	0.043 (0.715)
예체능계	-	-	0.099 (1.057)	-	-	0.017 (0.152)
계열 없음	-	-	0.052 (0.603)	-	-	0.023 (0.215)
학교재학 더미	-0.498*** (-4.640)	-0.308*** (-2.877)	-0.409*** (-3.736)	-0.058 (.452)	0.006 (0.060)	0.051 (0.389)
잠재 경력년수	0.052** (2.550)	0.052*** (2.727)	0.039* (1.957)	-0.001 (.050)	-0.000 (-0.00)	-0.015 (-0.635)
경력년수 제공	-0.002 (-1.240)	-0.002 (-1.100)	-0.001 (-0.677)	0.001 (.375)	0.001 (.65)	0.002 (0.906)
근속년수	0.076*** (3.396)	0.064*** (2.989)	0.081*** (3.679)	0.103*** (3.81)	0.089*** (3.49)	0.109*** (4.080)
근속년수 제공	-0.003 (-1.329)	-0.002 (-1.055)	-0.004 (-1.587)	-0.006** (-2.30)	-0.005*** (2.13)	-0.007** (-2.576)
남 성	0.195*** (3.710)	0.171*** (3.407)	0.192*** (3.668)	0.132*** (2.06)	0.098 (1.63)	0.123* (1.921)
상 수	4.089*** (26.742)	1.527*** (3.359)	3.408*** (14.567)	8.355*** (45.71)	5.133*** (9.77)	7.760*** (27.465)
R-square	0.381	0.444	0.416	.2063	0.306	0.246
N	353	353	353	321	321	321

주 : 1) 변수의 유의도, 통제변수에 대해선 <표 IV-2>의 주 참조.
 2) 기본범주(비교변수)는 지방대학 진학자임.

보인다.

이 결과들은 지금까지 지방대학 졸업생들(지방대학의 교육)에 대한 사회적 인식이 상당히 잘못되어 왔다는 것을 보여주는 것이며, 수도권 대학·지방대학의 구별은 결국 사회에서 수학능력이 다소 우수한 사람들을 검색하는 요인으로 작용했을 뿐 지방대학의 교육훈련에 대한 정당한 평가는 아니라고 보여진다. 이 결과는 지역 균형발전을 위한 지방대학에 대한 투자가 졸업생 개인의 관점에서 보더라도 정당화되는 것이다. 왜냐하면 수학능력시험 성적을 통제한 후 지방대학의 교육훈련의 효과가 수도권 대학의 그것보다 결코 뒤지지 않는다면, 지방에 살고 있는 많은 학생들이 구태여 수도권에 ‘유학’할 필요가 없기 때문이고, 역으로 지방대학의 우수한 인재의 확보가 곧 지방대학 교육의 경제적 효과를 올릴 수 있는 바탕이 되기 때문이다.

그러나 이 회귀분석의 결과가 지방대학 학생들에 대한 사회적 차별이 없다는 증거는 될 수 없다. 왜냐하면 우리가 사용한 수학능력시험 성적은 개인의 성적이 아니라 학과의 성적이므로, 수학능력성적이 높은 사람이 평균 수학능력성적이 낮은 지방대학을 진학했을 경우 지방대학의 교육이 어떤 경제적 효과를 가져오게 될지 파악할 수 없기 때문이다. 개인의 수학능력고사 점수 등 개인의 임금을 향상시킬 수 있는 보다 상세한 정보를 갖는 연구가 이루어질 필요가 있다.

다. 대학입학성적의 임금효과

대학입학성적을 올리기 위한 과외비 지출은 매우 크다. 여기서는 과외비 지출의 경제적 정당성은 무엇인가를 수학능력성적에 대한 경제적 보수로 파악하고자 한다. 개인의 대학입학기준을 결정하는 요소로서 대학입시제도는 여러 차례 크게 변화하여 왔다. 다양하게 변화된 우리나라 입시제도의 몇 가지 일관되고 공통된 특징을 살펴보면 다음과 같다.

첫째 교과과정에서 배운 내용을 중심으로 학업성취를 측정한다는 것이다. 수능시험이 다소 쉬워지고 학문적 적성을 검토하는 내용이 일부 포함되고 있기는 하지만 대체로 학교에서 배운 내용을 점검하는

것이다. 미국의 경우 SAT(Scholastic Aptitude Test)는 SAT I과 SAT II로 나누어, SAT I은 학문적 적성을 시험하고 SAT II는 교과 내용이나 학업성취 정도를 시험한다. 그러나 대체로 SAT I이 대학입시에 가장 중요한 역할을 하므로 SAT가 기본적으로 개인이 인지능력(cognitive skill)을 파악하는 것으로 보면 타당하다.¹⁹⁾ 인지능력의 시험이란 결국 전통적으로 이야기하는 개인의 지능검사인 IQ와도 깊은 관련이 있다(Herrnstein and Murray, 1994). 하지만 개인의 IQ 같은 경우도 개인의 집안 배경이나 교육과 훈련에 영향을 받는 것이므로(Heckman, 1995) 적성과 성취의 완벽한 구별은 힘들지만 우리의 입학시험은 많은 경우 배운 것을 검토함으로써 학업의 성취도 검사에 초점이 있다고 보는 것이 타당하다.

두번째 특징은 입학성적이 대학진학 여부와 앞으로 개인이 다니게 될 대학의 질 또는 순위를 결정하는 상금 또는 벌금이 큰 시험(high stakes testing)이라는 것이다. 따라서 보다 높은 성적을 내기 위해 학생이나 학부모들이 치열한 경쟁을 하게 된다. 그러나 이러한 좋은 시험성적에 대한 매우 큰 보상이 학교, 학부모, 교사, 그리고 학생들이 자원과 능력을 충분히 활용하여 가르침(teaching)과 배움(learning)을 효과적으로 향상시켜 시험을 잘 보도록 만드는 것인지 아니면 배움이나 가르침의 질적 향상 없이 학생들의 시험치는 기법만을 훈련시켜 시험성적을 높이게 하는지는 분명치 않다.²⁰⁾

미국의 경우 인지능력이 임금과 사회적 성취에 미치는 영향에 대한 연구가 활발하다. Griliches and Mason(1972)은 학력년수, 경력년수, 경력년수의 제곱이 독립변수로 포함되는 기본적인 임금방정식 모형에 표준화된 시험성적을 추가적으로 포함시켰을 경우 그 모형의 결정계수를 0.5%만 증가시켰다고 한다. 최근의 자료를 이용한 Murnane, Willett and Levy(1995)는 표준화된 인지능력시험의 수학성적을 임금

19) 또 다른 대표적인 인지능력검사로 미군에서 적용하는 Armed Forces Qualifying Tests(AFQT)가 있다.

20) 미국의 high stakes testing에 관한 논쟁은 Bishop(1995), Schonfeld(1988), Mehrens(1998)을 참조.

방정식 모형에 더했을 때 그 모형의 설명력이 단지 2% 정도만 증가한다고 밝히고 있고, Heckman(1995)은 일반적 지능검사 수치나 AFQT가 임금의 차이(variation)를 거의 설명하지 못한다고 주장하고 있다. 우리는 여기서 적성검사(또는 인지능력검사)와 상당히 다른 학업성취도를 평가하는 수학능력시험의 성적이 노동시장에서의 성취에 어떤 영향을 미치는지 알아본다.

입학성적에 대한 우리의 자료는 매우 불충분할 뿐 아니라 제한적이다. 왜냐하면 개인들의 입학성적에 대한 접근이 가능하지 않기 때문에 개인이 대학에 입학한 연도와 학교, 학과(또는 학부) 및 계열의 정보로 입학성적을 과거 입시정보자료를 통해 일일이 확인하여 입력하였다.²¹⁾ 1982년부터 2000년도까지 각 대학·학과의 학력고사 수능시험 성적을 원 평균점수만을 입력하였고 성적의 백분위 분포도를 이용하여 1994년에서 2000년까지는 평균점수를 계열별 백분위로 다시 계산하였다(우리는 1990~93년에 입학한 사람들에게 1994년 백분위를 모두 적용했다). 하지만 입학성적을 파악할 수 있으면서 2000년 현재 노동시장에서 임금을 받고 있는 사람 수는 매우 제한적이다.

그러나 대학과 학과의 입학성적에 따른 서열이 뚜렷하고 동일한 대학의 동일학과 내에서의 점수 편차는 크지 않으므로 학과의 평균점수가 개인의 입학성적 성취도와 높은 상관관계를 가질 것으로 예상된다. 다만 임금방정식의 회귀분석에서 측정오류(measurement error)로 인하여 그 계수의 값이 모수보다 적게 추정될 가능성이 높다.

<표 IV-13>은 학과 입학성적의 백분위로 본 평균임금이다. 이들의 임금이 대체로 낮은 이유는 이들이 매우 젊기 때문이다. 여기서 발견되는 특징은 백분위에 따른 임금차이가 뚜렷하며, 특히 상위 10% 백분위에 속하는 사람들의 임금이 유난히 높다는 것이다. 입학성적의 임

21) 자료의 한계 때문에 본교, 분교에 동일한 학과가 있는 경우는 본교와 분교를 구분할 수 없었고 주야간도 구분하지 못했다. 그러나 야간학생의 수가 주간학생보다 크게 적고 분교가 없는 학교가 대부분일 뿐 아니라 분교가 있는 경우라도 그 수가 본교보다 크게 적어 야간학생이나 또는 분교학생이 표본에 잡혔을 가능성이 매우 적다.

<표 IV-13> 백분위로 본 입학성적과 임금

백분위	시간당 임금(원)		월임금(만원)	
	관측치수	평균	관측치수	평균
50 백분위 미만	32	4,297 (2,769)	34	80.59 (35.88)
50 이상 75 미만	98	4,927 (2,684)	102	94.81 (41.2)
75 이상 90 미만	91	5,200 (2,177)	102	98.06 (37.4)
90 이상	46	7,609 (5,690)	53	125.23 (46.1)

금효과를 분석한 회귀분석 결과에서는 월임금 표본과 시간당 임금표본의 결과만을 보고하였다.

<표 IV-14>에서는 월임금 표본만을 회귀분석한 결과이다. (1)열과 (2)열에서 보는 바와 같이 입학성적을 100점으로 환산하여 계산한 학과의 수학능력시험이 1점 올라갈 때마다 약 0.8~1%의 임금인상효과가 있다. 이는 표준편차 한 단위가 올라갔을 경우 약 11~14%의 임금인상효과가 있다는 것을 뜻한다(100점으로 환산한 평균은 63.5점이며 표준편차는 약 13.7점임). 측정오류로 인한 계수의 축소편의 추정까지 고려하면, 이는 매우 높은 수치다. 입학성적이 좋은 학생들은 교육에 더 투자할 가능성이 있기 때문에 교육년수를 통제하였음에도 불구하고 계수는 크게 변하지 않았다. 입학성적을 50점 이하, 51~65점, 66~75점, 76점 이상의 네 개의 범주로 나누어, 50점 이하의 범주를 기준 범주로 했을 때의 입학성적의 효과는 교육을 통제했을 경우에 66~75점수대의 사람은 기준범주보다 약 21% 높은 임금을 받고, 76점 이상 점수대의 사람은 약 26% 정도의 높은 임금을 받고 있는 것으로 나타나고 있다.

입학성적을 백분위로 환산한 경우의 회귀분석 결과를 <표 IV-15>에 제시하였다. (1)열과 (2)열에서 보여주듯이 1분위(percentile) 올라갔을 경우 임금이 약 0.6~0.7%의 인상된다. 10분위 인상했을 경우에 약 1년간 교육을 더 받은 정도의 임금인상효과가 있는 것으로 나타났다.

<표 IV-14> 백점으로 환산했을 경우의 입학성적의 임금효과

	로그 월 임금			
	(1)	(2)	(3)	(4)
51~65점	-	-	0.099 (1.300)	0.059 (0.802)
66~75점	-	-	0.295*** (3.578)	0.208** (2.543)
76~100점	-	-	0.357*** (3.965)	0.260*** (2.902)
입학성적	0.011*** (5.192)	0.008*** (3.883)	-	-
교육년수	-	0.117*** (4.845)	-	0.115*** (4.763)
자연계	-0.055 (-1.100)	-0.061 (-1.256)	-0.054 (-1.067)	-0.060 (-1.220)
예체능계	0.154 (1.486)	0.104 (1.039)	0.129 (1.205)	0.079 (0.764)
계열 없음	0.040 (0.597)	0.172** (2.460)	0.001 (0.014)	0.135* (1.878)
학 생	-0.310*** (-2.864)	-0.231** (-2.179)	-0.307** (-2.836)	-0.230** (-2.164)
경 력	0.028* (1.782)	0.032** (2.117)	0.027* (1.696)	0.031** (2.028)
경력제공	0.000 (0.454)	0.000 (0.331)	0.000 (0.524)	0.000 (0.404)
근 속	0.085*** (4.013)	0.079*** (3.866)	0.085*** (4.009)	0.079*** (3.848)
근속제공	-0.005*** (-2.954)	-0.005*** (-2.789)	-0.005*** (-2.956)	-0.005*** (-2.778)
남 성	0.274*** (5.218)	0.259*** (5.092)	0.280 (5.319)	0.264*** (5.165)
상 수	3.625*** (18.311)	1.915*** (4.768)	4.164*** (27.312)	2.351*** (5.761)
R-square	0.513	0.546	0.515	0.547
N	351	351	351	351

주 : 1) <표 IV-2>의 주 1), 2) 참조.

2) 위 회귀식 (3), (4)의 경우 기준변수를 50점 이하로 하였음.

<표 IV-15> 백분위로 본 입학성적의 임금효과

	로그 월임금			
50~74 백분위	-	-	0.110 (1.376)	0.096 (1.228)
75~89 백분위	-	-	0.210** (2.373)	0.147* (1.676)
90~100 백분위	-	-	0.379*** (3.923)	0.309*** (3.213)
입학성적 백분위	0.007*** (4.873)	0.006*** (3.746)	-	-
교육년수	-	0.085*** (3.366)	-	0.095*** (3.738)
자연계	-0.020 (-0.347)	-0.031 (-0.546)	-0.020 (-0.349)	-0.029 (-0.514)
예체능계	0.081 (0.801)	0.053 (0.529)	0.074 (0.721)	0.041 (0.413)
계열 없음	0.032 (0.502)	0.121* (1.765)	-0.002 (-0.036)	0.103 (1.490)
학교재학 더미	-0.378*** (-3.354)	-0.301*** (-2.665)	-0.384*** (-3.356)	-0.301*** (-2.646)
잠재적 경력	0.054*** (3.190)	0.064*** (3.776)	0.055*** (3.209)	0.066*** (3.858)
잠재적 경력 제공	-0.003** (-2.308)	-0.003** (-2.462)	-0.003** (-2.271)	-0.003** (-2.460)
근속년수	0.059** (2.551)	0.050** (2.181)	0.056** (2.377)	0.046** (1.978)
근속년수 제공	0.000 (-0.046)	0.000 (0.095)	0.000 (0.065)	0.000 (0.224)
남 성	0.153*** (2.704)	0.133** (2.386)	0.157*** (2.748)	0.133** (2.369)
상 수	3.750*** (19.702)	2.502*** (6.023)	4.132*** (25.121)	2.650*** (6.198)
R-square	0.397	0.422	0.389	0.420
N	291	291	291	291

주 : 1) <표 IV-2>의 주 1), 2) 참조.

2) 50분위 이하가 기본범주임.

그러나 백분위 성적을 50 미만, 50~74 미만, 75~89, 그리고 90 이상으로 나누어 범주화한 백분위 성적효과는 경우 교육년수 변수를 통제하는데 따라 그 효과에 큰 차이가 나타난다. 교육년수를 통제하지 않은 경우는 75~89 그룹이 50 백분위 미만 그룹에 비해 약 21% 높은 임금을 받고, 90 이상이 약 38%의 높은 임금을 받는다(제3열과 4열 참조). 그러나 교육을 통제하고 나면 90 백분위 이상의 경우에만 50 백분위 미만의 사람들보다 약 30% 정도 임금이 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 수학능력시험의 효과가 상위그룹에 집중되어 있다는 것을 뜻한다.

대학 수학능력시험의 효과가 이토록 뚜렷한 것이 우리 노동시장에서 인지능력(cognitive skill)에 대한 보수가 높기 때문에 나타나는 것인지 아니면 수학능력이 미국의 표준화된 시험(standardized test scores)과 달리 학습된 내용을 중심으로 이루어지기 때문인지 분명하지 않다. 하지만 미국의 많은 심리학자, 사회학자, 정치학자 또는 교육학자들이 기본적으로 표준화된 시험성적으로 학생의 성취도를 평가하고 있는 것으로 유추해서 볼 때, 미국의 표준화된 시험성적이 우리나라의 수능평가와 크게 다르지 않을 수 있다. 이런 관점에서 우리 사회에서 관측할 수 있는 이러한 인지능력에 대한 평가가 상대적으로 높다고 볼 수 있다.

그러나 이 연구에서 사용된 시험성적이 개인의 것이 아니라, 그 대학의 학과 평균성적이라는 점을 고려할 때 이 계수는 일부분은 학과 또는 대학의 집단효과일 수도 있을 가능성을 배제할 수 없다. 반면에 평균성적을 개인의 인지능력의 대리변수로 사용했고 따라서 측정오류로 인한 계수추정의 하향편향의 가능성을 고려하면 시험성적에 대한 보상이 매우 크다고 잠정적 결론을 내릴 수 있다. 이것이 바로 많은 학부모들과 학생들 사이에 수학능력시험의 평균성적이 높은 대학과 학과로의 진학을 목표로 하는, 즉 높은 수능점수를 받기 위한 입시경쟁이 치열한 이유일 것이다.

만약 수능성적 등 시험성적이 독립적으로 임금과 노동시장에 미치는

영향이 다른 나라보다 매우 크다면, 수능시험에 미치는 여러 요인을 파악하고 그에 대한 대책을 마련해야 할 것이다. 높은 수능점수를 받기 위하여 쓰여지는 사교육비가 GNP의 2.9%에 이르며, 공교육과 경제에 미치는 영향이 매우 크다. 그러나 이 사교육 또는 사교육비가 교사의 가르침과 학생들의 배움에 어떤 영향을 주며, 그것이 수학능력시험에 어떻게 영향을 미치는지 제대로 파악하지 못하고 있는 실정이다. 지금까지 대부분의 연구들은 사교육이 학업성취도에 미치는 영향은 없다고 주장하고 있으나(그 한 예로 이해명, 2001 참조), 이주호·홍성창(2001)은 사교육비를 많이 지출하는 지역의 학생들이 서울대학에의 진학률이 높다고 주장하고 있다. 그러나 기존의 연구들은 수학능력시험을 학업성취도로 삼고 있지 않으며, 이주호·홍성창(2001)도 집합자료를 이용하여 과외가 서울대학교와 명문대 진학에 미친 영향을 파악한 것이어서 분명한 결론을 내리기 어렵다. 정규교육과 사교육의 효과를 제대로 파악하기 위해서는 보다 체계적인 패널자료의 확보와 우리 실정에 맞는 표준화된 시험을 개발하는 것이 필요하며, 노동시장에서 수학능력 등과 같은 인지능력이 어떻게 평가받는지 보다 심층적으로 분석하여야 할 것이다.

라. 대학의 질과 명문대학의 임금효과

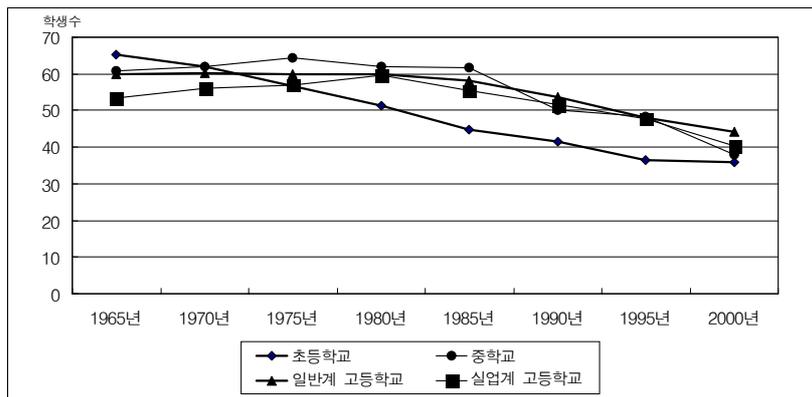
보다 높은 입학성적을 위한 경쟁은 명문대학에 진학하고자 하는 경쟁이다. 그러나 명문대학의 경제적 효과에 대한 실증적 연구가 거의 없는 실정이다. 하지만 대학교육의 질의 경제적 효과는 보다 중요하다. 여기서는 대학의 질과 명문대학 효과를 살펴본다. 그리고 입학성적이 임금에 미치는 효과를 대학의 질과 명문대학의 효과를 통제한 후에도 존재하는지 살펴본다.

앞에서 언급한 바와 같이 급속한 교육체계의 확대는 학교교육의 질의 저하를 수반할 수도 있다. 교육의 질을 어떻게 측정할 것인가는 매우 중요한 문제이다. 대체로 학급규모, 교사 대 학생의 비율, 그리고 학생 1인당 교육비 등으로 측정되어 왔다. 우리의 경우 초·중등교육의 확대는 경제성장과 함께 진행된 출산율의 저하와 교육대학, 사범대학

의 확대가 이루어지면서 적어도 물리적 측면에서 질의 현상유지 또는 질의 고양을 동반할 수도 있었다. [그림 IV-1]에서 볼 수 있는 것처럼 초등학교의 학급규모는 지속적으로 감소하고 있으며 중학교의 경우도 1985년 이후 학급규모가 급격히 줄어들고 있다. 일반계·실업계 고등학교의 경우 그보다 다소 이른 1980년부터 학급규모가 감소해 현재 각각 평균 약 45명, 40명의 학급규모를 유지하고 있다.

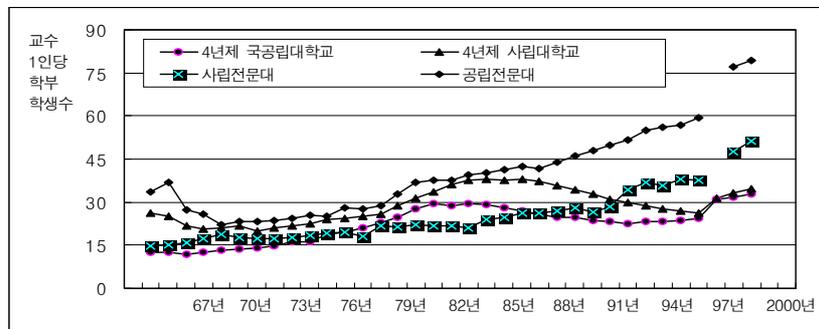
한편으로 대학교육의 확대는 교수 1인당 학생수라는 측면에서 대학교육의 질 저하라는 반대급부를 가져왔다. [그림 IV-2]에서 보듯이 전

[그림 IV-1] 학급규모의 변화 : 초등, 중등의 경우



자료 : 교육부 · 한국교육개발원, 『교육통계연보』.

[그림 IV-2] 대학 종류에 따른 교수 1인당 학부 학생수

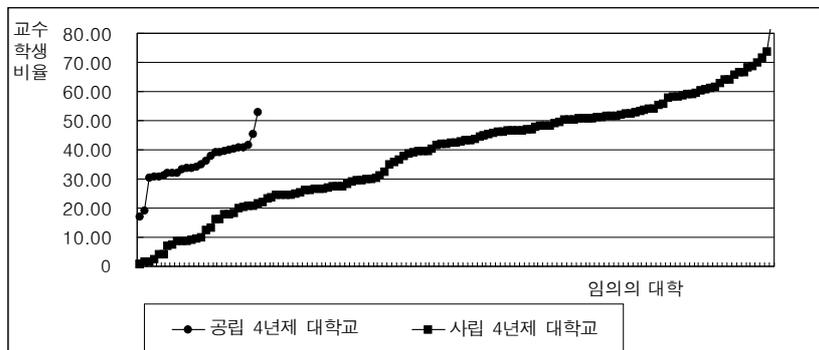


문대학의 교수 대 학생의 비율은 국공립·사립 모두 끊임없이 증가해 왔다(여기 제시된 학생수는 대학원생을 제외한 수입). 국립전문대학의 경우 1970년대 교수 1인당 학생수가 약 15명 수준에서 2000년 현재 40명을 넘어서고 있다. 또한 사립전문대학은 1970년 약 20명 수준에서 2000년 현재 약 70명을 넘어서고 있다.

4년제 대학의 경우는 교수 1인당 학생의 수가 1960년대부터 80년대 후반까지 꾸준히 증가해 오다가 1980년 후반 이후 다소 감소해 왔으나, 1990년 후반기부터 다시 증가하고 있다. 국립대의 경우 1970년대 초반의 15명 수준에서 졸업정원제의 실시로 인한 대학정원의 확대로 1980년대 중반에는 약 30명의 수준으로 증가했으나, 1990년대 초기에는 20명 수준으로 떨어졌다. 그러나 대학정원 자율화 이후 교수 1인당 학생은 이제 27명으로 다시 늘어나고 있다. 사립대학의 경우 1970년대 초반 20여명에서 1980년대 후반 약 40명의 수준으로 늘어났다. 그러나 그 이후 교수 1인당 학생수가 줄어들어 1997년 현재 30명 수준이었으며, 그 이후 다시 늘어나고 있다.

이상의 교수 1인당 학생수는 최근에 확대되기 시작한 겸임교수들을 포함하고 있고 학생수에는 1995년 대학자율화 정책 이후 대폭 확대된 대학원생들을 포함하고 있지 않아 대학의 질 저하가 과소평가되었을 수 있다. 교수 1인당 학생수의 확대는 학생 개개인이 교수로부터 받

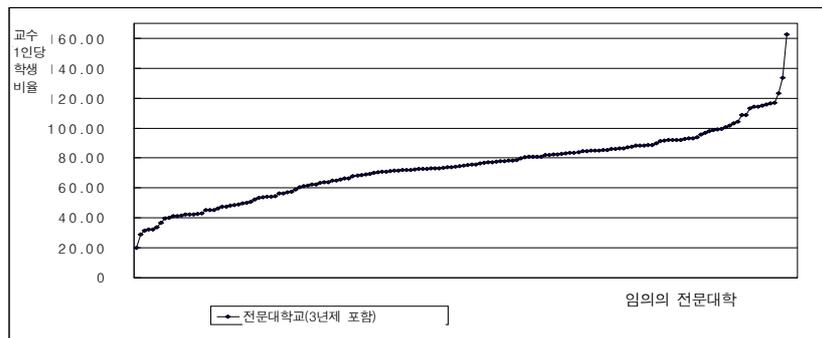
[그림 IV-3] 공·사립 4년제 대학의 교수 1인당 학생수(2000년)



는 관심이 적어질 수 있다는 것을 뜻하며, 따라서 개인이 받는 교육의 질이 떨어질 수 있다. 한편 보다 강도 높은 훈련을 받은 교수를 확보함으로써 대학교원의 질이라는 측면에서는 대학의 질이 보다 향상되었다고 할 수 있다.

앞의 [그림 IV-3]은 2000년 현재 공립·사립 4년제 대학의 교수 1인당 학생비율을 나타낸 것이다. 이 그림에서 보여주듯이, 교수 1인당 학생의 비율이 10인 이하인 학교가 있는 반면, 60명을 넘는 대학도 많음을 알 수 있다. 또한 전문대학도 아래 [그림 IV-4]를 보면 마찬가지로 지임을 알 수 있다.

[그림 IV-4] 전문대 교수 1인당 학생의 수(2000년)



한 대학의 교수 대 학생비율이 전체 대학처럼 연도별로 변화할 수도 있지만, 연도별로 대학의 교수 대 학생비율을 나타내는 대학간 순서는 크게 바뀌지 않을 가능성이 높다. 이런 점을 착안하여 1998년, 1999년, 2000년의 평균 교수 1인당 학생의 비율로 측정된 대학의 질이 그 대학의 졸업생들의 임금에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴본다. 이 외에 대학 질 측정변수로 전임교원수 대비 시간강사의 비율, 법정기준 대비 교수확보율, 학생 1인당 지출비용을 변수로 사용한다. 시간강사의 비율이나 법정교수 확보율은 『통계로 본 대학교육』(설훈, 1999)에서 1995~99년까지 자료가 가능한 연도의 평균치를 구했고, 1998년 학생 1인당 지출비는 중앙일보의 대학평가자료집인 『내겐 이 대학 이

학과가 최고』(중앙일보, 1999)에서 구했다.

학교의 질 효과에 대한 많은 연구는 주로 초·중등학교의 학급규모 또는 학생 1인에게 지출되는 자원이 학업성취에 얼마나 영향을 미치는가에 초점이 맞추어져 왔다(미국 연구에 관해서는 Colman, 1966; Hanushek, 1992, 1995; Hedges et al., 1994 등을 참조). 이들 연구들은 학교의 질이 학업성취도에 미치는 효과에 대한 뚜렷한 연구의 결론은 얻고 있지 못하다.²²⁾ 그러나 교육의 질이 교육 이후의 임금에 미친 영향은 파악한 연구에 따르면, 개인이 다닌 학교의 질이 우수할수록 높은 임금을 받고 있다고 밝히고 있다.²³⁾

본 연구는 Card and Krueger(1996)가 소개한 단순한 모형을 분석틀로 이용하여 대학교의 질이 개인의 임금에 미친 영향을 살펴본다. 기존의 미국 연구들은 초·중등학교의 질이 임금에 미친 영향을 분석하는데 초점을 맞추어 왔으며, 대학의 질이 임금에 미친 영향은 보조적 관심이었다(Wachtel, 1976). 이것은 대학의 기능이 교육뿐만 아니라 연구에도 초점이 맞추어져 있으므로 그 질을 측정하기가 초·중등학교의 질을 측정하기보다 어렵고, 대학에 따라 학생들의 수학능력이 크게 차이가 나기 때문에 이에 대한 엄격한 통제 없이는 그 효과를 분석하기가 쉽지 않기 때문일 것이라 생각된다.

하지만 우리 사회에서는 초·중등학교의 질에 대한 관심보다 대학의 질 또는 대학평가에 사회적 관심이 더 크다고 볼 수 있다. 이것은 초·중등학교의 질이 평준화되어 있고 대학입시에 대한 높은 관심 때문이 아닌가 한다. 초·중등학교의 경우는 도·농간, 고등학교 계열간에 차이는 있을지 모르지만, 한 지역(교육청) 또는 일정도시 내에서는 평준화와 사립학교에 대한 정부의 지원으로 학교간 활용할 수 있는 자원의 차이가 크지 않다.

하지만 최근에 활발히 이루어지고 있는 대학평가에 따르면 대학의 질은 매우 큰 차이가 나는 것으로 나타난다. 최근의 대학평가로는 대

22) 이에 대한 미국의 연구에 대한 소개로 최준렬(2001)을 참조.

23) 이러한 연구의 이론적 배경과 실증적 분석에 관해서는 Card and Krueger(1996) 참조.

학교육협의회의 회원학교 평가, 중앙일보에서 1995년부터 체계적으로 실시한 중앙일보 평가, 교육인적자원부의 대학평가 그리고 국회의원의 개인적 활동차원에서 설훈의 대학통계가 있는데, 이 평가들은 <표 IV-16>에서 보는 바와 같이 대학들 사이에 교수 1인당 학생수, 학생 1인당 지출비, 그리고 학교의 시설과 교수의 연구능력 면에서 뚜렷한 차이를 보이고 있다.

<표 IV-16> 대학의 질 변수

4년제 대학의 질	평균(표준편차)	최 저	최 고
1994~98년의 평균 법정기준 대비 교원 확보율(119개 학교)(%)	62.3%(20.7)	31.1%	198%
1994~98년 전임교원수 대비 시간강사의 비율(113개 학교)(%)	120%(75.2)	4.1%	391%
1998년도 학생 1인당 연간 비용(30개 학교)(만원)	909만원(463)	637만원	2941만원
1998~2000년 평균 교수 1인당 학생수	36.3(12.1)	1.65	127

본 연구에서는 대학의 질적 차이가 그 대학을 다닌 사람들의 임금에 어떠한 영향을 미쳤는가를 살펴봄으로써 질에 대한 엄격한 통제 없이 진행되어온 대학의 확대가 노동시장에 갖는 의미를 분석하게 될 뿐 아니라 현재 활발히 이루어지고 있는 대학평가에 시사점을 주게 될 것이다. 앞에서 밝힌 바와 같이 대학의 질을 측정하는 변수로 교수 1인당 학생의 수, 전임교원수 대비 시간강사의 비율, 법정기준 대비 교수확보율, 학생 1인당 지출비를 사용한다. 본 연구의 실증분석의 모형은 다음과 같은 단순한 모형들을 사용한다.

$$Y_{is} = \beta X_{is} + \rho E_{is} + \theta Q_s + \varepsilon_{is}, \dots\dots\dots (3)$$

여기서 Y_{is} 는 s 학교를 다닌 근로자의 임금에 자연대수를 취한 값이고, E_{is} 는 이 근로자의 교육년수, Q_s 는 학교 s 의 질을 측정하는 변수이다. 그리고 X_{is} 는 임금에 영향을 미치는 경력, 근속, 성별 등이다.

ε_{is} 는 오차항(random error)이다. 여기서 모수(parameter) θ 는 학교의 질이 한 단위 올라갔을 경우에 임금에 미치는 영향이다.

또 다른 모형은 학교의 질이 높은 학교일수록 보다 높은 교육을 받을 가능성을 고려하여 교육년수를 통제하지 않는 것이다. 우리의 경우 질이 높은 대학을 다닌 사람들이 대학을 마치거나 또는 대학원에 진학할 가능성이 질이 낮은 대학을 다닌 사람들보다 높다는 전제에서 출발한다. 학교의 질을 나타내는 변수가 임금에 미치는 직접적 영향과 학교의 질이 교육년수에 영향을 미쳐 임금에 미치는 간접적 영향을 함께 고려한 것으로 다음과 같다.²⁴⁾

$$Y_{is} = \beta X_{is} + \pi Q_s + \varepsilon_{is} \dots\dots\dots (4)$$

여기서 π 는 직간접효과를 통합적으로 나타낸다.

<표 IV-17>에서 학교의 질을 측정하는 변수가 다른 변수들을 통제 한 후 4년제 대학에 입학한 사람들의 임금에 어떤 영향을 미쳤는지 파악한 것이다. 우리는 여기에 월임금 표본의 결과만을 <표 IV-17>에 나타냈다.

(1)열에서 교육년수를 통제한 후 전임교원 1인당 학생수가 아무런 영향을 미치지 않고 있으며, (2)열에서는 교육년수를 통제하지 않았을 때 이 변수의 계수가 음으로 바뀌지만 여전히 유의하지 않다. 이는 전임교원 1인당 학생수라는 지표가 제대로 대학교육의 질을 측정하지 못했을 수도 있음을 보여주는 것이다. 특히 우리의 자료가 1998년, 1999년, 2000년 3개 연도의 평균치이므로, 이 수치로 34세 이하 사람들이 다녔던 4년제 대학의 질을 측정하기에는 무리가 따를 수 있다.

(3)열과 (4)열에서는 시간강사의 비율과 법정정원 기준 확보율이라는 변수를 독립변수에 포함하였다. 여기서 시간강사의 비율은 음의 효

24) Card and Kruger(1996)는 학교의 질이 교육에 대한 보수의 기울기에 도 영향을 미친다고 가정하여, $Y_{is} = \beta X_{is} + \rho S_{is} + \theta Q_s + \varphi E_{is} Q_s + \varepsilon_{is}$, 와 같은 모형과 지역효과를 통제한 또 다른 모형을 소개하고 있으나 우리는 위 두 모형만을 사용한다.

<표 IV-17> 대학 질의 임금효과

	로그 월임금						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
학생 1인당 지출비	-	-	-	-	0.004*	0.004**	0.005 (2.74)
시간강사 의 비율	-	-	-0.0002 (-0.485)	-0.0002 (-0.578)	-	-	
법정정원 기준 총 족비율	-	-	0.001 (1.004)	0.002* (1.785)	-	-	
교수 1인당 학생수	0.001 (0.467)	-0.001 (-0.346)	-	-	-	-	
학업능력							.006 (3.81)
교육년수	0.076*** (5.501)	-	0.068*** (4.858)	-	0.053** (2.406)	-	.052 (2.47)
잠재적 경력	0.023*** (3.089)	0.022*** (2.807)	0.026*** (3.311)	0.026*** (3.189)	0.061*** (3.672)	0.058*** (3.479)	.047 (2.92)
잠재적 경력 제곱	-0.001*** (-2.943)	-0.001*** (-2.900)	-0.001*** (-3.355)	-0.001*** (-3.431)	-0.001*** (-3.357)	-0.001*** (-3.346)	-.001 (2.49)
근속년수	0.040*** (4.962)	0.045*** (5.538)	0.041*** (5.072)	0.045*** (5.487)	0.034** (2.065)	0.042** (2.537)	.031 (1.97)
근속년수 제곱	-0.001** (-2.502)	-0.001*** (-2.788)	-0.001*** (-2.681)	-0.001*** (-2.856)	-0.001 (-1.513)	-0.001* (-1.810)	-.001 (1.50)
남 성	0.377*** (8.231)	0.399*** (8.539)	0.375*** (8.232)	0.389*** (8.398)	0.365*** (4.247)	0.382*** (4.394)	.382 (4.64)
상 수	2.975*** (11.460)	4.243*** (34.691)	3.127*** (12.148)	4.171*** (28.796)	3.057*** (6.654)	3.959*** (14.684)	2.60 (5.719)
R-square	0.384	0.353	0.399	0.373	0.47	.449	.518
N	628	628	587	587	171	171	171

주 : 1) ()안은 t값, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.

2) 부모의 교육, 부모의 직업, 부모의 종사상의 지위 등이 통제변수에 포함되었으나 보고하지 않았음.

과를, 법정정원 기준 교수확보율은 양의 효과를 기대하였다. 교육년수를 함께 통제했을 경우에는 이 변수들의 계수값이 예상된 부호를 가

졌으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 교육년수를 통제하지 않았을 경우 법정기준 교수확보율은 양의 값으로 유의하였다. 학교의 법정기준 교수확보율이 1% 높아질수록 약 0.3%의 임금이 인상된다.

(5)열과 (6)열에서는 1년 동안의 학생 1인당 교육비 지출액으로 학교의 질을 대표하였다(중앙일보 대학평가팀의 1999년 평가를 이용함). 이 경우 학생 1인당 지출비에 대한 제한된 자료 때문에 관측치수가 크게 줄었다. 이 경우 교육년수의 통제에 상관없이 교육비의 지출이 클수록 임금이 높았다. 한 단위지출(10만원)이 높아질수록 약 0.4%의 임금이 상승하였다. 이 효과는 (7)열에서 학교의 성적을 통제해도 그 결과는 변화하지 않았다. 따라서 학생 1인당 교육비로 본 학교의 질이 임금에 긍정적 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있었다.

그러나 대학의 질을 몇 개의 지표(indicator)로 판단하기는 어렵다. 중앙일보의 평가는 대학에 대하여 교수, 교육여건, 재정, 경영의 제측면에서 종합적인 평가를 하여 대학을 상위 30위 순위로 나누어 보고하였다. 여기서 우리는 그 30위 밖의 대학에 진학한 자들의 임금에 대비해 30위에서 20권위 대학, 20위에서 11위권 대학, 10위에서 6권위 대학 그리고 마지막 상위 5개 대학 진학자가 얼마나 높은 임금을 받고 있는지를 파악하고자 하였다. 최상위 5개 대학은 KAIST, 포항공대, 서울대, 연세대와 고려대이다.

<표 IV-18> 대학순위별 평균임금

	시간당 임금(원)		월임금(만원)	
	관측치수	평균임금	관측치수	평균임금
30위 밖	319	5,695 (3,137)	350	108.4 (51.1)
21~30위	44	6,954 (3,208)	46	133.1 (55.8)
11~20위	64	7,370 (3,853)	74	125.8 (57.5)
6~10위	23	7,688 (3,742)	23	148.2 (76.1)
1~5위	26	10,967 (7,410)	27	167.6 (74.6)

<표 IV-18>에서 볼 수 있는 것처럼 월임금과 시간당 임금에서 30위 밖에 있는 대학에 진학한 사람들의 임금이 30위 내에 속한 대학에 진학한 사람들보다 크게 낮다는 것을 알 수 있다. 그리고 30위 안에 드는 대학에서도, 특히 5위 안에 드는 대학에 진학한 사람들의 임금이

<표 IV-19> 명문대학의 임금효과 I : 34세 이하 표본

	로그 월임금		로그 시간당 임금	
	(1)	(2)	(3)	(4)
대학순위(21~30위)	0.051 (0.711)	0.017 (0.249)	0.147* (1.937)	0.110 (1.510)
대학순위(11~20위)	0.057 (0.978)	-0.002 (-0.041)	0.183*** (2.827)	0.121* (1.954)
대학순위(6~10위)	0.128 (1.324)	0.025 (0.267)	0.177* (1.766)	0.074 (0.769)
대학순위(1~5위)	0.393*** (4.175)	0.271** (2.984)	0.573*** (5.727)	0.449*** (4.637)
교육년수	-	0.144*** (7.332)	-	0.142*** (6.874)
잠재적 경력	0.143*** (7.692)	0.109*** (5.976)	0.054*** (2.691)	0.020 (1.019)
잠재적 경력제곱	-0.009*** (-5.703)	-0.006*** (-4.091)	-0.003* (-1.917)	-0.001 (-0.327)
근속년수	0.103*** (4.943)	0.090*** (4.521)	0.113*** (5.042)	0.102*** (4.743)
근속년수 제곱	-0.005** (-2.583)	-0.004** (-2.198)	-0.007*** (-3.097)	-0.006*** (-2.845)
남 성	0.185*** (3.986)	0.187*** (4.246)	0.036 (0.702)	0.035 (0.734)
상 수	3.791*** (28.590)	1.549*** (4.686)	8.200*** (58.190)	5.987*** (17.169)
R-square	0.436	0.493	0.297	0.365
N	505	505	464	464

주 : 1) ()안은 t값, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.

2) 부모의 교육, 부모의 직업, 부모의 종사상의 지위 등이 통제변수에 포함되었으나 보고하지 않았음.

3) 30위 밖 대학 진학자의 임금을 기준변수(비교변수)로 사용함.

매우 높다는 사실을 알 수 있다. 우리는 상위권 대학의 효과를 34세 이하와 35세 이상으로 나누어 분석하여 보았다. 그러나 34세 이하와 35세 이상의 표본 사이에 큰 차이가 없어 34세 이하 표본의 결과를 중심으로 설명하였다.

34세 이하 표본에 대한 명문대학의 임금효과는 <표 IV-19>에 나타나고 있다. 이 표에서 보는 바와 같이 잠재적 경력, 근속년수, 그리고 가족 배경을 통제하지 않았을 경우 상위 5개 대학은 약 40%의 임금프리미엄을 갖는다. 여기에 교육년수를 더하여 통제했을 경우 최상위 5개 대학의 임금프리미엄은 약 3분의 1이 줄어든다(2열). 시간당 임금의 경우에는 교육년수를 통제하지 않았을 경우 30위 밖에 있는 대학에 비해 모든 상위 대학들이 15%, 18%, 18%, 57% 임금프리미엄을 가지며 특히 상위 5개 대학의 임금프리미엄이 매우 높은 것을 알 수 있다(3열).

교육년수를 통제했을 경우 오직 상위 5개 대학의 임금프리미엄만이 통계적으로 유의하고, 이 프리미엄은 여전히 45%에 이른다. 각 대학 각 학과의 입학성적을 통제했을 경우에는 임금프리미엄이 약 3~4%만 줄어든다(여기에 보고는 하지 않았지만, 학교의 질 변수를 나타내는 다른 변수, 즉 교수 1인당 학생수, 법정 교수확보율과 강사비율을 통제해도 이 계수값들은 거의 변화하지 않은 것으로 나타남).

다음으로 <표 IV-20>에서는 교육에 더하여 백분위로 계산된 입학성적을 통제하였다. 이 경우 입학성적이 임금에 미치는 효과는 대학의 서열을 통제하지 않은 <표 IV-19>와 비교해서 크게 줄었다. 이는 결국 입학성적의 효과가 대학서열의 효과와 깊은 관련이 있음을 보여준다. 교육수준을 통제하지 않아도 5개 명문대학 이외의 다른 대학들의 경우 서열에 따른 임금효과가 뚜렷하지 않다. 이에 비해 5개 명문대학의 경우에는 교육수준과 입학성적을 함께 통제해도 그 효과가 뚜렷하다.

월임금 표본의 경우 명문대학 진학자들이 다른 대학에 진학한 자들보다 약 24% 높은 임금프리미엄이 있고(2열), 시간당 임금표본의 경우 약 42%의 임금프리미엄이 있다(4열).

35세 이상의 표본에서 특징적인 것은 30위 밖에 있는 대학과 다른

<표 IV-20> 명문대학의 임금효과 II : 34세 이하 표본, 입학성적 통제

	로그 월임금		로그 시간당 임금	
	(1)	(2)	(3)	(4)
입학성적 백분위	0.002*** (4.069)	0.002*** (2.849)	0.002*** (3.773)	0.002** (2.592)
대학순위(21~30위)	0.007 (0.101)	-0.010 (-0.151)	0.103 (1.362)	0.083 (1.138)
대학순위(11~20위)	0.004 (0.067)	-0.034 (-0.600)	0.129* (1.974)	0.090 (1.428)
대학순위(6~10위)	0.055 (0.571)	-0.017 (-0.181)	0.102 (1.017)	0.032 (0.329)
대학순위(1~5위)	0.327*** (3.472)	0.235** (2.583)	0.508*** (5.077)	0.415*** (4.272)
교육년수	-	0.133*** (6.679)	-	0.131*** (6.254)
잠재적 경력	0.123*** (6.557)	0.098*** (5.336)	0.035* (1.755)	0.010 (0.522)
잠재적 경력제공	-0.008 (-4.955)	-0.005*** (-3.700)	-0.002 (-1.293)	0.000 (-0.022)
근속년수	0.100*** (4.878)	0.089*** (4.504)	0.112*** (5.051)	0.102*** (4.770)
근속년수 제공	-0.005** (-2.356)	-0.004** (-2.064)	-0.006*** (-2.946)	-0.006** (-2.757)
남 성	0.192*** (4.218)	0.192*** (4.392)	0.045 (0.905)	0.042 (0.874)
상 수	3.719*** (28.243)	1.674*** (5.056)	8.128*** (57.996)	6.109*** (17.473)
R-square	0.455	0.502	0.319	0.375
N	505	505	464	464

주 : 1) ()안은 t값, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.

2) 부모의 교육, 부모의 직업, 부모의 종사상의 지위 등이 통제변수에 포함되었으나 보고하지 않았음.

3) 30위 밖 대학 진학자의 임금을 기준변수(비교변수)로 사용함.

6위에서 30위에 걸친 대학들간에는 교육년수를 통제하지 않았을 경우에도 통계적으로 유의한 임금차이를 발견할 수 없다는 점이다(표 IV-21과 표 IV-22 참조).

<표 IV-21> 대학순위별 평균임금 : 35세 이상

	월임금		시간당 임금	
	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
30위 밖	248	178.09 (74.4)	234	9,851 (5,762)
21~30위	33	178.03 (80.3)	30	9,232 (4,158)
11~20위	49	187.49 (90.1)	47	10,401 (4,992)
6~10위	27	176.19 (78.7)	27	10,249 (5,045)
1~5위	28	278.54 (120.7)	28	16,811 (12,489)

한편 <표 IV-19>와 <표 IV-22>의 상위 5개 대학의 임금프리미엄을 연령집단별로 비교하여 보면 월평균 임금으로 계산할 경우에는 높지만 시간당 임금으로 계산할 경우 상대적으로 낮게 나타나, 세대간에 명문대 효과가 어떻게 달라졌는지 뚜렷한 결론을 내기 힘들다. 나이나 경력의 효과와 cohort의 효과가 상호 겹쳐 있어 구분하기 힘들다. 일반적으로 나이가 들수록 또 경력이 많아질수록 학력간에 임금차이가 벌어진다는 점을 고려하면, 월임금 표본의 높아진 프리미엄은 당연한 결과지만, 시간당 임금에서 그 프리미엄이 젊은 세대에서 높다는 것은 젊은 세대 사이에서 대학의 서열화나 명문대학의 효과가 크다고 간주할 수 있다. 이 결과는 사교육비 통계에서 보는 바와 같이, 최근에 더욱 높아진 입시경쟁이 이와 무관하지 않은 것임을 보여준다.

가족 배경, 잠재적 경력, 근속년수 등 기본적인 변인들 뿐 아니라 교육년수, 학과의 평균 수능성적을 통제한 후에도 명문대학의 임금효과는 상당히 높은 것으로 나타나는데, 이는 다음과 같은 몇 가지 이유로 설명할 수 있다.

첫째, 만약 대학의 서열이 학생의 능력이나 대학교육의 질에 의하여 생겨난 생산성의 차이라면, 대학 서열별로 임금차이가 확인되어야

<표 IV-22> 명문대학의 임금효과 : 35세 이상

	로그 월임금		로그 시간당 임금	
	(1)	(2)	(3)	(4)
대학순위(21~30위)	-0.025 (-0.292)	-0.035 (-0.402)	-0.037 (-0.381)	-0.036 (-0.392)
대학순위(11~20위)	0.003 (0.039)	-0.008 (-0.112)	0.068 (0.858)	0.048 (0.632)
대학순위(6~10위)	-0.039 (-0.414)	-0.030 (-0.323)	0.033 (0.330)	0.053 (0.549)
대학순위(1~5위)	0.451*** (4.792)	0.382*** (3.978)	0.443*** (4.453)	0.313*** (3.174)
교육년수	-	0.046*** (3.052)	-	0.088*** (5.392)
잠재적 경력	0.005 (0.308)	0.016 (1.016)	-0.003 (-0.176)	0.019 (1.170)
잠재적 경력제곱	-0.157 (-0.558)	-0.328 (-1.155)	0.003 (0.009)	-0.324 (-1.102)
근속년수	0.031*** (3.722)	0.029*** (3.505)	0.024** (2.690)	0.020** (2.370)
근속년수 제곱	-0.396 (-1.409)	-0.389 (-1.400)	-0.174 (-0.577)	-0.168 (-0.580)
남 성	0.436*** (6.211)	0.417*** (5.987)	0.237*** (3.106)	0.195*** (2.641)
상 수	4.511*** (20.498)	3.659*** (10.339)	8.917*** (37.670)	7.282*** (19.218)
R-square	0.297	0.315	0.228	0.29
N	379	379	360	360

- 주 : 1) ()안은 t값, *** 1%에서 유의, ** 5%에서 유의, * 10%에서 유의.
 2) 부모의 교육, 부모의 직업, 부모의 종사상의 지위 등이 통제변수에 포함되었으나 보고하지 않았음.
 3) 30위 밖 대학 진학자의 임금을 기준변수(비교변수)로 사용함.

하지만 5개의 명문대학 이외는 그러한 차이가 뚜렷하지 않다. 이는 5개 명문대학의 단순한 교육효과 이외에 다른 부수적 효과에 의해 주도되었을 수도 있다. 그 부수적 효과의 생산성 향상 효과에 대하여 우선 이 부수적 효과가 무엇인가에 대한 보다 실증적인 연구가 진행

되어야 할 것이다.

둘째로, 미국의 경우 입학생 전체의 평균 SAT 성적이 100점보다 높은 대학에 다닐 경우 약 3~7%의 임금상승효과가 있는 것으로 나타난다(Kane, 1998). SAT 성적이 수학과 언어영역에서 각각 만점이 800점, 최저점수는 200점이며, 각 영역의 평균성적이 500점보다 높다. 대학 입학생 중에서 두 영역 점수를 합산한 평균이 2년제 대학 입학생의 경우에도 평균점수가 약 800점에 이르고 4년제 주립대의 경우 대체로 1,100에서 1,200점 사이이며 명문주립대학의 신입생 평균성적이 1,300점 정도이다. 따라서 임금의 학교 서열간 차이는 상대적으로 적다고 할 수 있다. 우리의 5개 명문대학이 교육년수와 과별 평균성적을 통제하고도 20~40%나 되는 임금프리미엄은 받는 것은 매우 높다고 할 수 있다. 대체로 교육년수가 1년 증가하는 것이 약 6~10%의 임금상승효과를 갖는 것과 비교해 볼 때도 이는 매우 큰 임금프리미엄이다. 그리고 위의 두 회귀분석의 결과에서 나타난 것처럼 대학 이후의 교육년수가 약 3~14%의 임금상승효과를 가지는 것과 비교할 때도 이는 매우 큰 수치이다.

이러한 명문대 프리미엄이 1998년 GDP의 2.9%를 차지하는 사교육 시장의 바탕이 되고 채수·삼수의 경제적 유인이 될 뿐 아니라 초·중등교육의 정상화를 가로막는 중요한 원인이 될 수 있다. 하지만 5개 명문대가 그러한 임금상승효과를 가지는 이유에 대해 보다 깊이 있는 실증적 연구가 요구된다. 만약 이들 5개 명문대학의 객관적으로 평가할 수 있는 교육의 질뿐 아니라 전반적인 교육훈련의 내용이 충실해서 이러한 효과를 갖는 것이라면, 다른 대학의 교육훈련의 질과 내용을 높여야 할 것이다. 그러나 만약 교육의 개인의 생산성 향상 효과가 우리 사회에 일반적으로 논의되고 있는 단순한 학벌주의 때문이라면, 이는 명문대학 진학에 쏟는 에너지와 명문대학에 투자하는 재정은 사회적으로 큰 낭비일 수가 있다는 것이다. 그러나 개인에 대한 수학능력시험 성적에 대한 정보마저 없는 현재의 자료로는 이를 분석하기가 매우 어렵다. 본 연구가 그런 보다 높은 수준의 실증적 연구

에 대한 계기가 될 수도 있다고 생각한다.

4. 요약과 시사점

본 연구는 청년기의 교육투자선택이 그 선택을 결정하는 당사자 개인의 삶의 질뿐 아니라 우리 사회 공동의 삶의 질에도 중요한 영향을 미친다는 문제의식을 갖고 출발했다. 특히 급속하게 대중화·일반화되고 있는 고등교육이 기존의 경제학 연구의 성과에 비추어 보면 우리 사회 전반의 교육수준을 높이고 교육의 불평등을 줄임으로써 사회적·경제적 형평과 평등을 유지하면서도 지속적 경제성장을 가능케 하는 동인이 될 수도 있음을 인식하였다. 그러나 이러한 급속한 고등교육의 확대가 여러 가지 한계와 문제점을 내포할 수 있으며, 고등교육의 확대가 사회적·경제적 평등을 성취하거나 지속적 경제성장을 이루는 데 기계적이고 도식적으로 이어지지 않는다는 점을 인식해야 한다.

우리나라의 많은 교육정책의 목적은 초·중등 교육에서의 지나친 입시경쟁을 줄이기 위한 것이었다. 최근 수요자 중심의 교육이 강조되면서 7차 교육과정²⁵⁾이 도입되어 학생들의 개별적 특성에 맞는 교육을 시도하고 있다. 그리고 대학의 특성화 및 차별화를 위한 정책이 대학과 정부차원에서 이루어지고 있다. 그러나 이들 교육정책의 실효성이 의문시되고 있다. 보다 실천력 있는 교육정책 또는 인적자원과 관련된 노동정책은 주어진 경제적·사회적 유인체계(incentive system) 속에서 개인과 기업들이 이에 반응하는 행동양식에 대한 엄정한 이해에 근거할 때 가능하다. 주요한 정책입안자의 주관적인 정책 발상이나 다른 나라의 정책을 차용하는데²⁵⁾ 의존하기보다는 우리 사회의 역동성

25) 본 연구는 기존의 대부분의 교육정책과 노동정책이 정책 입안자의 주관적 정책 발상이나 다른 나라의 정책 빌리기(policy borrowing)에 의존했다고 주장하는 것은 아니다. 그러나 본 연구에서 접근하고 있는 일부 문제들에 관한 한, 이 점이 어느 정도 타당성이 있다고 생각한다. 다른 나라의 정책에서 배우는 것(policy learning)은 정책연구와 수립

에 대한 보다 엄밀하고 객관적 연구에 기초하고 있을 때 실천력 있는 정책이 형성될 수 있다. 본 연구는 기존의 인적자본론의 성과에 기초하여 우리 사회의 고학력현상이 갖는 개인적·사회적 의미를 분석하고자 하였다. 본 연구는 교육기회의 확대와 팽창이 갖는 한계와 문제점을 실증적 증거를 기초로 파악했다. 본 연구는 연구의 목적을 충분히 성취했다고 보기 힘들다²⁶⁾ 이 연구의 결과를 요약하고 몇 가지 잠정적 결론을 도출하면 다음과 같다.

우선 제2절에서는 전문대학과 4년제 대학의 경제적 보수의 차이와 전문대학과 4년제 대학의 전공별 임금차이, 그리고 고등학교 계열의 임금효과 등을 다루었다. 제2절의 분석결과의 의미를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 대학원 졸업, 대학 졸업과 전문대학 졸업의 경제적 효과가 매우 높으나, 전문대학의 경제적 효과는 크게 변화하였다. 35세 미만 그룹과 35세 이상 그룹 모두에서 4년제 대학 졸업자는 잠재적 경력, 근속년수와 집안 배경을 통제하고도 고졸자에 비해 30~40% 정도 높은 임금을 받는다. 한편 전문대학은 35세 이상 그룹에서는 매우 큰 경제적 효과를 누리지만, 35세 미만 그룹에서는 그 경제적 효과가 크게 떨어졌다. 35세 이상 그룹은 고졸자보다 다른 요소를 통제하고도 20~30% 더 높은 임금을 받고 있지만, 35세 미만 그룹은 고졸자보다 약 10% 정도의 임금을 더 받고 있을 뿐이다. 이는 전문대학 학생수의 급속한 성장이 가져온 결과로 보인다. 하지만 4년제 대학 졸업과 대학

에 큰 도움은 될 수 있으리라 생각된다. 왜냐하면 정책을 배우는 것은 특별한 교육정책이 필요하게 된 이유와 집행과정상의 문제나 그 효과를 면밀히 검토할 뿐 아니라 제도와 관행에 차이가 있는 자국의 적용여부에 대한 엄밀한 분석이 따를 수밖에 없기 때문이다. 그러나 문제는 다른 나라의 정책을 차용하는 것과 배우는 것을 혼동하고 있는 것에 있다고 생각된다(교육정책의 policy learning과 policy borrowing을 구분한 Levin(1998)을 참조).

26) 이 연구가 사용한 「한국노동패널」은 지금까지의 다른 어떤 자료보다 개인의 인적자본에 대한 풍부한 정보를 갖고 있지만, 보다 구체적인 인적자본투자의 실태를 파악하기에는 그 표본수도 적고 표준화된 인지 능력에 대한 정보도 포함하고 있지 않다.

원 졸업의 경제적 효과가 두 연령그룹 사이에 차이가 나지 않아 학력에 대한 사회적 선호는 4년제 대학을 중심으로 지속될 것으로 보인다.

그리고 전문대학 혹은 대학의 중퇴자·수료자에 대한 기업이나 사회의 편견이 매우 심한 것으로 나타났다. 미국의 경우는 전문대학이나 4년제 대학에서 필요한 기능과 지식만 익히고 사회에 나가더라도 그동안 축적된 인적자본에 대한 생산성을 평가하여 보수를 준다. 그러나 우리 사회에서는 이들에 대한 차별대우가 존재한다. 이것이 우리 사회에서 문제시되고 있는 학력 중심 사회의 한 실증적 증거라고 생각된다.²⁷⁾

둘째, 고등학교 계열과 전문대나 4년제 대학의 전공에 따른 임금 프리미엄이 거의 없다는 것이다. 전공과 계열에 따라 전문지식과 교육 내용이 전혀 다른 인적자본을 몇 년 동안 다르게 축적하지만 노동시장에서 임금으로 나타난 지표는 전공별로 유의미한 차이가 보이지 않는다. 이는 전문적 지식이나 교육을 기업이나 정부기관이 필요로 하지 않고 일반적인 인지능력에 대한 필요가 높아 그럴 가능성이 높다. 많은 경우에 전공과 관계없이 고시나 입사시험 등을 치르고 나서 기업이나 국가기관의 연수를 통하여 그 직업에서 필요한 전문능력을 확보하고 있다. 다른 한편으로는 대학의 전공이 특별한 인적자본의 축적에 도움이 되지 않아 전공교육을 받은 개인의 생산성 차이에 영향을 전혀 미치지 않을 수도 있다. 그 어느 쪽이 되었든간에 이는 개인, 기업, 그리고 학교에 존재하는 자원의 낭비로 보여지며 대부분의 4년제 대학에서 인문·사회계열의 확대가 지금까지 심각한 수요의 빈곤에 직면하지 않았던 이유이기도 할 것이다. 이런 상황에서 전공별 인력수급 정책이 별 의미를 갖지 못할 수도 있다. 특히 과학자, 기술자, 공학자

27) 한국노동패널에 휴학자나 재학자라고 응답하면서 노동시장에 전일제(full-time)로 일하고 있는 자가 상당수 있을 수 있다. 이들을 중퇴자로 취급하고 동일한 임금회귀분석을 했을 때는 중퇴자에 대한 차별이 더 심한 것으로 나타나고 있다. 또 대학이나 전문대학을 중퇴한 자가 운데 자신의 학력을 고졸이라고 응답했을 가능성도 있어 우리 사회에서 졸업장 효과(sheepskin effect)가 본 연구의 추정보다 클 수 있다.

또는 기능인력의 부족이 심각한 우리 사회에서 상대적으로 힘든 교육이 요구되는 이들 전공이나 계열에 임금프리미엄이 없다는 것은 단순한 시장의 수요공급의 법칙에 의존하여 인력부족을 해결할 수 없을 것이라는 전망을 낳게 한다. 만약 4년제 대학의 전공이나 고등학교 계열에서의 교육훈련이 그 이름에 합당한 인적자본을 형성하지 못해 생긴 현상이라면, 보다 생산성이 높은 인적자본을 형성할 수 있도록 교육과정에 대한 세심한 연구가 필요하다 하겠다.

그리고 제3절에서는 대학 종류의 경제적 효과, 지방대학의 경제적 효과, 입학성적의 경제적 효과, 그리고 대학의 질과 명문대학의 임금효과를 살펴보았다.

첫째, 대학의 질적 변수는 학생 1인당 지출비를 제외하면 임금에 영향을 미치지 않는다. 그러나 입학성적과 5개 명문대학의 효과가 전공의 효과나 교육년수의 효과 등과 비교해 볼 때 매우 크다고 할 수 있다. 특히 명문대학의 임금프리미엄이 크기 때문에 명문대학 진학을 위한 치열한 입시경쟁은 불가피한 것으로 보인다. 대학의 질과 여러 개인의 가정 배경과 인적자본 특성을 통제하고도 고등학교 졸업시 획득한 입시성적의 효과는 뚜렷하며, 명문대 진학의 효과는 35세 이상 뿐 아니라 34세 이하에서도 뚜렷하게 나타난다. 고등학생들의 대학 입시투지는 강조될 수밖에 없을 것이다. 따라서 입시제도의 다변화로 사교육비 문제를 해결할 수 있을 것 같지 않다. 만약 이들 대학 졸업생의 임금프리미엄이 질 높은 교육훈련의 결과가 아니라 단지 우수한 학생을 선별한 결과이거나 또는 학벌효과에 의한 것이라면, 사회적 관점에서는 대학입시에 쏟는 우리 사회의 경제적·비경제적 투자와 에너지가 큰 낭비일 수가 있다. 따라서 명문대학의 효과가 나타나는 원인에 대한 보다 심층적 연구와 더불어 사회적 낭비를 해소할 수 있는 실천적 방안이 필요하다고 하겠다.

둘째, 임금으로 측정해 본 지방대학의 경제적 효과는 34세 이하 그룹에서만 나타나고 있는데, 이 경우에도 입학성적을 통제하면 사라짐으로써 지방대학의 교육훈련효과가 수도권 대학보다 낮은 것이 아니

라 수도권 대학에 수학능력이 우수한 학생들이 몰리기 때문인 것으로 해석된다. 따라서 상당수 교수의 교육 연구역량이 집중되어 있는 지역의 대학들이 기숙사를 제공하고 장학금 등을 지원하는 등 우수한 학생들을 지역 대학으로 유도하여야 할 것이다. 동시에 지역 대학이 지역의 경제발전과 연결되도록 대학원 연구역량을 강화해 주는 것 또한 우수한 학생들을 유치할 가능성을 높이는 것이다.

본 연구에서 밝힌 명문대학의 매우 큰 임금프리미엄 효과, 거의 존재하지 않는 전공별 임금차이, 대학 중퇴자나 전문대 중퇴자에 대한 사회적 차별, 입학성적을 통제하면 사라지는 수도권 대학의 임금효과, 그리고 자영업자에는 적게 나타나는 대학 졸업의 소득효과 등을 종합적으로 볼 때, 우리 사회의 교육이 인적자본의 형성이라는 역할보다 인지능력이 상대적으로 뛰어난 사람을 선별하는 역할에 치중되어 있는 것이 아닌가 생각된다. 따라서 고등교육의 급속한 확대와 성장이 곧 경제적 불평등을 줄이고 지속적 경제성장의 동인이 되는 데는 많은 문제와 한계를 지니고 있다 하겠다. 교육이 진정 질 높은 인적자본을 형성할 수 있도록 학교, 기업 그리고 정부기구 내에서 질적인 변화를 추구하는 지속적 노력을 해야 한다. 그러나 이를 위한 정책들은 “ideological low ground”에서가 아니라 “empirical high ground” (Heckman, 1995: 1118)에서 그 방법을 찾아야 할 것이다.

V. 학교로부터 노동시장으로의 원활한 이행을 위한 정책과제

1. 기본 방향

본 연구는 청년층 노동시장을 교육을 마치고 노동시장으로 이행하는 과정을 중심으로 분석하였다. 학교-노동시장 이행과정은 근로생애에 걸친 노동시장 참여형태 및 평생소득을 결정하는 중요한 단계일 뿐만 아니라 최근 청년 실업문제의 근본적인 원인이 교육과 노동시장 간의 괴리에서 발생하고 있다는 점에서 청년층 노동시장에 대한 이해 및 과학적인 정책 수립의 가장 중요한 영역이라고 할 수 있다.

산업수요에 부응하지 못하는 교육제도의 문제점은 제Ⅱ장에서 살펴 보았듯이, 첫 일자리를 획득하기까지의 이행기간이 장기적일 뿐만 아니라 미취업에 따른 유희화가 심각한 수준에 이르고 있는 현상으로 나타나고 있다. 특히 이행기간이 길수록 첫 일자리의 취업 탈출률이 낮아지는 이른바 음의 경과기간 의존성을 가진다는 발견은 청년층의 유희화에 따른 부정적인 효과가 장기화될 수 있음을 시사한다. 따라서 이행과정의 불필요한 장기화를 예방하기 위한 사전적이고 예방적인 정책이 요구됨을 확인할 수 있다.

제Ⅲ장에서는 청년층이 노동시장에 진입한 이후에도 직업세계에 정착하는 과정에서 상대적으로 높은 불안정성을 경험하고 있음을 밝히고 있다. 또한 근로생애 초기의 불안정한 노동시장 경험의 누적은 이후에도 지속적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 경력개발을 동반하지 않은 단기적인 일자리 제공으로는 청년 실업을 완화하기 어렵다는 것을 시사한다. 직업세계 정착과정에서의 혼란을 막기 위해서는 개인의 직장탐색 노력에만 맡겨 둘 것이 아니라 학교에서 노동

시장으로의 원활한 이행을 지원하는 정책적 노력이 요구된다고 할 수 있다.

그리고 제IV장에서는 고등학교 계열과 대학의 전공에 따른 임금프리미엄은 거의 없는 반면 학력간 임금격차는 매우 크며, 특히 입학성적과 이른바 명문대학의 임금프리미엄은 지나치게 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 우리 교육이 인적자본의 형성보다는 상대적으로 뛰어난 사람을 선별하는 기능이 강하다는 것을 시사한다. 대중고등교육의 확산이 지속적 경제성장의 기반이 되고 청년층 노동시장 상황을 개선하는데 기여하기 위해서는 교육의 질을 제고하기 위한 노력이 요청된다.

이상의 연구결과는 청년 실업대책이 단기적인 일자리 제공에서 벗어나 경력형성을 지원하는 방향으로 체계화되어야 함을 시사한다. 또한 청년층 미취업 문제가 학교에서 직업세계로의 이행과정에서 발생하는 구조적인 문제임을 고려하여 교육훈련과 노동시장의 연계를 강화함과 동시에 학교-노동시장의 원활한 이행을 지원하는 제도적인 기반의 구축이 요청됨을 함의한다.

이하에서는 우리나라의 청년 실업대책과 함께 주요 선진국의 정책적인 노력을 검토하고, 실업대책의 개선방안과 함께 보다 사전적이고 예방적인 정책방안을 제시하고자 한다.

2. 청년 실업대책의 개선방안

가. 청년 실업대책의 개요

경제위기 이전까지 청년 실업문제에 대해 체계적인 정책이 실시된 적은 거의 없었다. 비록 2%대의 완전고용시대였다고 하더라도, 전체 실업률에 대비한 청년층의 실업률이 2배가 넘고, 전체 실업자 가운데 60% 이상이 청년층이 차지하고 있었음에도 청년층 고실업에 대한 특별대책이 있었던 것은 아니었다. 노동시장에서 청년층이 경험하는 높은 실업과 잦은 직장이동은 자신에게 맞는 일자리를 찾아가는 과정으로

인식되었으며, 따라서 개인이 스스로 알아서 일자리를 찾아가도록 내버려 둔 것이다(do it yourself). 다만 1980년대 초 고등교육의 급속한 확대에도 불구하고 산업수요에 부응하지 못하는 교육제도 때문에 청년층 노동력 활용이 저조하다는 문제 제기는 지속적으로 이루어졌지만, 청년층 실업문제는 경제성장을 통해 해결가능한 것으로 간주되었다.

그러나 1997년 외환위기를 겪으면서 기업들의 대규모 고용조정과 함께 신규 채용의 동결·감축에 따라 청년 실업문제가 심각해지면서, 정부는 청년 실업문제를 완화하기 위한 다양한 정책을 도입하였다. 청년 실업대책은 <표 V-1>에서 보듯이, 크게 정부지원 인턴제를 포함하여 공공근로 등을 통한 단기 일자리 제공, IT훈련 등 직업능력개발, 취업지원서비스 등으로 구성된다.

청년층에게 일자리 제공은 정부지원 인턴제와 청소년 공공근로사업 등으로 이루어진다. 정부지원 인턴제는 실업 청소년의 취업을 촉진하고 기업의 구인활동을 유도함으로써 신규 채용수요를 창출하기 위해 매월 50만원씩 3개월 지원하고 정규직으로 채용할 경우 추가적으로 3개월 더 지원하는 방식으로 이루어지고 있다. 초기에는 중소기업에 한정해서 이루어졌으나 하반기에 대기업으로 확대하였다. 한편 청소년 공공근로 사업은 공공부문 DB 구축, 초·중등학교 전산보조원, 이공계 인턴연구원 지원 등 직업경험을 쌓을 수 있는 공공근로사업을 추진하고 있다.

한편 청소년의 취업능력을 높이기 위해 직업훈련을 확대하였다. 대졸 실업자에게는 IT 분야 및 취업유망분야 훈련을 유도하고, 비진학·미취업 고졸 실업자는 국가기간산업 분야 인력을 양성하는 방식으로 이루어지고 있다.

청년층의 취업지원을 위한 정책들도 규모는 작지만 다양하게 실시되고 있다. 장기실업에 놓인 청년들의 취업촉진을 위해 채용기업에게 고용촉진장려금을 6개월 동안 지원하고 있다. 또한 구직청소년과 직업상담원간 1 대 1 결연을 통해 취업알선 지원을 하는 취업후견인제를 운영하고 있으며, 청소년 신규 졸업자를 대상으로 취업박람회를 개최하는 등의 노력을 기울이고 있다.

<표 V-1> 청년 실업대책 개요(2001년)

사업명		사업내용	2001 계획	추진부서
일자리 제공	정부지원 인턴제	월 50만원, 3개월 지원 정규채용시 3개월 추가 지원	710억원 (250억원 추가) 29천명 (1만명 추가)	노동부
	초·중등학교 전산보조 원 채용	월 65만원 4개월 지원	134억원 5,110명	교육부
	공공부문 DB 구축	전산인력인건비 및 프로그램개발 비 지원	465억원 3천명	정통부
	대학생 창업동아리 지원	- 창업동아리 신규 발굴 지원 - 기지원 동아리 아이템개발 지원	12억원 신규동아리 40개	중기청
	청년무역전문인력 양성	대학 재학생을 선발하여 국내기 업 해외지사 파견	10억원 200명	산자부
	이공계인턴 연구원			과기부
	국가기록물 보전 지원			국가기록 물보존실
	전국교통물류 DB 구축			건교부
직업 능력 개발	저소득청년층 멀티미디어 등 정보기술교육	교육비 및 교육장 신설비 지원	147억원 2만명	정통부
	정보통신분야 전문교육	고학력실업자 전자상거래과정 등 민간기관 교육(교육비 50~70% 보조)	360억원 18천명	정통부
	해외 IT 파견교육	미국, 인도 등 IT교육기관에 파견 교육(교육비 50% 지원)	50억원 1천명	정통부
	일본취업지원 정보화교육	일본 IT자격증 취득	40억원 1천명	정통부
	취업유망분야 등 실업자 재취직훈련	훈련비 및 훈련수당 지원	6만명	노동부
	고졸실업자 우선직종훈 련	훈련비 및 훈련수당 지원	500억원 1만명	노동부
	인터넷 사이버훈련	교육비 지원	41억원 3만명	노동부
	장기복무 제대군인 직업 훈련	취업정보 제공 및 창업기술교육 등	4천만원 300명	노동부
대학생 벤처 창업스쿨 교육지원	방학기간 동안 창업스쿨 교육비 지원	5천만원 900명	중기청	
취업 지원 서비스	장기실업자 고용촉진장 려금	구직등록후 6개월 이상 청년실업 자 채용시 월 50만원, 6개월 지원	3만명	노동부
	청소년 취업후견인제도	구직청소년과 상담원간 결연을 통해 취업알선 등	3000명	노동부
	채용박람회 개최			노동부
	대졸여성 취업지원 창구			노동부

자료 : 「2001년 종합 실업대책」, 2001. 1; 「2001년 보완 실업대책」, 2001. 2.

나. 주요 선진국의 청년 실업대책

OECD 각국은 청년층의 장기실업을 예방하고 노동시장으로 통합하는 정책을 적극적으로 추진하고 있다.

청년 노동력의 수요를 진작하기 위한 실업정책(demand-side initiatives)으로는 민간부문으로의 취업을 촉진하기 위해 채용보조금을 지급하거나, 임금수준을 차별화하여 청년에게 낮은 임금수준을 지급하는 정책(two-tier정책)이 대표적인 예다. 또한 공공부문 또는 비영리부문에서 청년층을 대상으로 일자리를 제공하거나 창업을 지원하는 정책도 이에 해당한다.

그리고 공급 측면(supply-side initiatives)에서는 청년 노동력의 취업능력을 제고하는데 역점을 두어 청년에게 특화된 직업훈련을 실시한다. 프랑스, 이탈리아, 스페인 등에서 청년층 실업대책의 중요한 정책으로 활용되는 청년층 훈련계약(youth contract)은 채용기업에 대한 노동비용관련 세금의 인하, 훈련생에 대한 최저임금 수준 이하의 임금 지급 허용 등을 통하여 기업에게 훈련참여 유인을 제공하고 청년층에게는 훈련과 근로경험을 통하여 취업을 제고하는 한편, 상용직으로 채용할 경우 인센티브를 제공함으로써 안정적인 일자리로의 취업을 장려한다(OECD, 1998a).

이러한 청년층을 대상으로 하는 정책은 안정적이고 경력을 개발할 수 있는 일자리로의 이행을 지원하고, 청년층의 실업 장기화를 억제하며, 근로생애에 걸친 취업능력의 배양 등의 다양한 목적을 가지고 있다. 미취업 청년층을 대상으로 한 특성화된 정책이 성공을 이루기 위해서는 교육훈련과 근로경험이 적절하게 연계되어야 하며, 상담과 취업알선 등의 다양한 지원활동이 개인별 심층적으로 이루어져야 하고, 희망하는 교육훈련을 계속 받을 수 있도록 교육훈련기회가 제공되어야 한다는 점이 강조된다(OECD, 1999).

이하에서는 가장 체계화된 청년 실업정책으로 알려져 있는 영국의 뉴딜 프로그램(New Deal)에 대해 자세히 살펴보기로 한다.

영국은 사회보장 수혜자들의 적극적인 노동시장 참여를 유인하기 위해

전면적인 복지개혁에 착수하면서 근로연계복지(welfare-to-work) 구상의 대표적인 정책인 뉴딜 프로그램을 1998년 4월 전국적으로 실시하였다. 처음에는 구직급여를 6개월 이상 지속적으로 받고 있는 청년층 장기실업자(18~24세)를 대상으로 실시하였으나, 1998년 하반기부터는 2년 이상의 실업을 경험한 25세 이상으로 확대하였으며, 초등학교 1학년 이상의 자녀를 가지고 소득보조를 신청한 편부모 및 장애인에게도 실시하였다.

분산적이고 낮은 질적 수준에 머물렀던 종전의 정책과 달리 뉴딜 프로그램은 다양한 선택이 가능하도록 정책을 패키지로화하고, 각 선택안에 훈련을 결합하여 취업능력을 제고하는데 역점을 두었으며, 개별상담가(personal advisor)를 통한 심층적인 상담과 사후관리서비스를 통해 노동시장으로 성공적으로 진입할 수 있도록 종합적인 지원프로그램을 제공하고 있다. 뉴딜 프로그램 참여는 자발적이지만, 구직급여 수급자의 경우 구직활동을 증명해야만 하기 때문에 뉴딜 프로그램에 반드시 참여하여야 한다. 적절한 사유 없이 뉴딜 프로그램 참여를 거부하거나 중단하는 경우 일정기간 구직급여 지급이 중단된다.

뉴딜 프로그램은 도입단계(Gateway), 뉴딜 옵션(New Deal Options), 사후관리서비스(Follow-through)의 세 가지 구조로 이루어지고 있다. 우선 도입단계에서 청년들은 직업을 준비하고 접근하는 서비스를 받게 된다. 도입단계는 최장 4개월까지 지속될 수 있는데, 이 기간 동안 개별상담가는 참여자에게 직장을 알선하기 위해 노력하며, 직장을 구하는데 실패하면 참여자의 특성에 적합한 뉴딜 옵션을 선택할 수 있도록 지원한다.

직장을 구하지 못한 청년에게 제공되는 옵션은 크게 임금보조 취업, 자원봉사, 환경개선, 전일제 교육훈련 등으로 구성되는데, 이 기간 동안 참여자는 개별상담가와 계속 연락하도록 하고, 주중 하루는 훈련을 받아야 한다.

마지막 사후관리서비스 단계에서는 뉴딜 옵션이 종료되는 마지막 달에 적합한 일자리를 구할 수 있도록 집중적인 지원이 이루어지며, 직장을 구하지 못할 경우 개별상담가와 면담하여 다시 뉴딜 옵션의 하나를 선택하도록 하고 구직급여가 연장된다.

<표 V-2> 영국의 뉴딜프로그램

	기간	내 용
초기단계 (Gateway)	4개월	<ul style="list-style-type: none"> - 구직급여를 6개월 이상 지속적으로 신청한 상태인 18~24세의 청년들을 대상으로 함. - 개별상담가가 각 참가자마다 지정되고, 개별상담가는 뉴딜 참가자에게 직장을 알선하는데 주력 - 초기단계의 목적은 참가자들이 직장을 구하도록 돕는 것임.
뉴딜옵션 단계 (New Deal Options)	6개월	<ul style="list-style-type: none"> - 초기단계에 직장을 구하지 못하면 참가자는 개별상담가와 협의하여 다음 네 가지 뉴딜 옵션 중 한 가지를 선택 ① 임금보조가 이루어지는 직장선택(Subsidized Job) 뉴딜 참가자를 고용하는 고용주에게는 피고용인 1인당 1주에 60파운드의 임금보조가 제공. 뉴딜 참가자로서 고용된 피고용인은 일반근로자와 동등한 지위를 가짐. ② 자원봉사활동 선택(Voluntary Sector) 자원봉사활동을 선택할 경우에도 구직급여에 해당하는 액수의 급여를 받을 수 있으며, 또한 임대료 보조와 지방세 면세혜택을 받을 수 있음. ③ 환경감시단활동 선택(Environment Task Force) 지역사회의 물리적 환경을 개선하는 활동에 참가하는 경우에도 자원봉사활동에 참가하는 경우와 마찬가지로의 혜택을 받음. ④ 교육훈련 선택(Full-Time Education and Training) 대개 2급자격증을 수여하는 교육기관이나 훈련기관에서 기술을 습득하는 과정에 참여할 수도 있는데, 이 경우에도 역시 구직급여와 임대료 보조 및 지방세 면세혜택을 받음.
사후관리 서비스 (Follow- Through)		<ul style="list-style-type: none"> - 뉴딜이 종료되는 마지막 달에 집중적으로 이루어지는데, 뉴딜기간 동안 습득한 경험과 지식을 살려 적절한 직업을 구하도록 또는 새로운 취업지원 프로그램에 참여하도록 지원

자료 : 김영화 · 박능후 · 이병희(1999).

다. 청년 실업대책의 내실화

1998년 대량실업 이후 대규모로 추진되는 청년 실업대책은 실업 축소라는 목표를 달성하는데 어느 정도 기여한 것이 사실이나, 그 실효성에 대한 객관적인 평가나 안정적인 일자리의 획득을 지원하는 방향으로의 제도화는 여전히 미흡한 것이 사실이다. 특히 실업대책이 단기적인 목표에 치우치지 않고, 근로경험의 배양 및 취업능력의 제고 등 보다 안정적인 일자리를 찾는 데 기여하는 방향으로 개선될 필요가 있다.

우선 단기적인 일자리를 제공하는 데 치중한 정부지원인턴제는 안정적인 일자리를 탐색하는 기회를 제공하고 향후의 경력형성에 기여할 수 있도록 개선될 필요가 있다. 정부지원인턴제는 임금보조적 성격 때문에 어느 나라에서나 기업이 스스로 채용하고자 하는 인력에 대해 임금을 보조하는 사중손실효과, 기존 근로자를 고용조정 후 정부가 보조하는 인턴사원으로 대체하는 대체효과 등의 문제점이 발생한다. 그러나 이러한 문제점에도 불구하고 직업체험 기회를 제공한다는 긍정적인 의의가 또한 크다.

우선 정부의 임금보조에 기초한 인턴제가 직장체험을 통한 경력형성에 기여할 수 있도록 하기 위해서는 학교·기업·직업안정기관간 연계를 강화하여 체계적인 관리를 수행하는 한편으로 직업훈련과의 결합을 통해 직업능력을 제고해 나갈 필요가 있다. 현재 정부지원인턴제가 추진되는 과정에서 학교와 고용안정센터 그리고 기업과의 협력 관계가 미흡할 뿐만 아니라 인턴제의 사업 주관이 고용안정센터로 이관되어 구인처 확보 및 목표인원 달성에는 용이해졌으나, 청년층이 손쉽게 접근하기가 어려운 점이 있는 것도 사실이다. 또한 인턴이 허드레일에만 종사하지 않도록 참여기업의 인턴 연수 계획 작성 및 체계적인 관리를 병행하는 한편 주 1일 이상의 연수·훈련을 병행하도록 유도할 필요가 있다.

한편 단기적인 일자리 제공 정책의 일환으로 실시되고 있는 청년 공공근로사업은 공공기관 DB 구축, 초·중등학교 전산보조원 채용 등

고학력 미취업 청년을 대상으로 하는 정책으로 한정될 것이 아니라, 취업능력이 떨어지는 미취업 취약청년층에게도 사회복지 및 공공서비스 등 ‘사회경제(social economy)’ 영역에서 더 많은 일자리 기회를 창출하여 지원할 필요가 있을 것이다.

그리고 청년층과 관련된 일자리 창출로는 취업뿐만 아니라 창업도 적극적인 대안이 된다. 현재 정통부와 중소기업청에서 대학생 창업동아리 활동지원과 대학생 창업교육을 실시하고 있으나, 창업 주변여건의 악화로 실효성을 발휘하지 못하고 있는 것으로 보인다. 또한 해외 취업 및 해외교육 지원사업도 사업규모가 미미하고, 내실 있는 관리가 요청된다. 청년층의 기업가 활동(entrepreneurship)을 강화하기 위해 ‘(가칭) 청년층 창업지원센터’를 중소기업청 내에 설립하여 청년층에게 특화되고 적합한 창업가능 업종과 기업 운영 등 창업관련 정보를 제공하고, 대학에서도 창업에 관한 교육과정을 개설하거나 창업훈련을 결합해 나갈 필요가 있을 것이다.

실업 또는 미취업의 장기화에 따른 인적자본 손실을 막기 위한 직업훈련은 지속적으로 내실화해 가야 할 것이다. 단기간의 직업훈련이 장기적인 교육을 대체하기는 어려우나, 직업능력개발의 개발·향상은 취업능력의 배양을 통한 안정적인 일자리 획득에 긴요한 것이다. 우선 개인별 특성에 적합한 훈련의 실시가 가능하도록 직업훈련기관과 직업안정기관과의 연계를 강화하는 한편으로 훈련대상자에 대한 사전 상담을 의무화하고, 취업알선 등의 사후적인 취업지원 서비스를 강화하며, 훈련과정을 수준별로 편성하여 훈련생의 선택권을 강화할 필요가 있다. 또한 교육훈련의 현장성을 강화하기 위하여 맞춤형 훈련을 확대하는 한편, 훈련기관과의 위탁계약 체결시 취업률, 자격증 취득률 등 목표관리제를 도입하여 훈련의 질을 제고해 나갈 필요가 있다.

이처럼 세부사업별로 문제점을 개선하고 보완할 필요가 있을 뿐만 아니라 각 사업을 패키지화하여 미취업 청년의 조기취업을 위한 종합적 고용프로그램(가칭, ‘한국형 뉴딜’)의 개발·실시가 요청된다. 1998년 실업대란 이후 정부가 실시하고 있는 실업대책은 거의 모든 사업

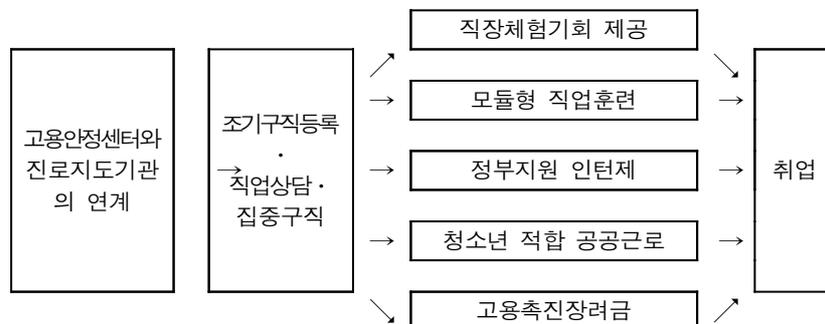
을 망라하고 있으나, 여전히 분산적이어서 실업자의 특성에 부합한 지원 및 그 실효성 확보가 미흡하기 때문이다.

종합적 고용프로그램은 우선 제1단계로 고용안정센터와 각급 학교의 진로지도기관을 연계하여 청소년의 조기 구직등록을 유도하고 직업상담·고용정보 제공 및 취업알선 등을 지원한다. 각급 학교의 진로상담 및 취업지원 서비스를 강화해 나가는 한편, 졸업 무렵에 직업안정기관의 직업상담사를 일정기간 학교에 배치함으로써 취업알선을 지원하는 방안도 가능할 것이다. 또한 직업안정기관에 청소년 전담창구 지정 또는 전담상담원을 배치하여 청소년 특성에 부합한 직업상담 및 취업알선 등에 대한 개별 상담을 실시해 나갈 필요가 있다.

그리고 제2단계로 직장체험기회 제공, 모듈형 직업훈련, 정부지원 인턴제, 청소년 적합 공공근로사업 등 청소년이 선택가능한 옵션을 패키지 형태로 제공하며, 각 사업에 훈련을 결합하여 취업능력을 제고하는데 역점을 둘 필요가 있다. 구직등록 후 6개월이 경과한 청년에 대한 고용촉진장려금제도를 적극 활용하도록 유도하고, 구인·구직자 만남의 날, 채용박람회 등을 활용해 취업을 적극 지원하는 방안도 가능할 것이다.

마지막으로 제3단계에서는 2단계의 성과를 기초로 적합한 일자리를 알선하여 취업시키고 취업 후 일정기간 동안 직장에 정착하도록 사후관리 서비스를 제공한다.

[그림 V-1] 청년 종합고용프로그램(안)



3. 학교에서 직업세계로의 이행 지원정책

가. 주요 선진국의 학교에서 직업세계로의 이행 지원정책

선진각국에서는 청년층 실업문제에 대해 ‘학교에서 직업세계로의 이행’이라는 관점에서 제반 제도의 재구축을 추진하고 있다. 청년층 고실업의 구조적인 원인을 해결하기 위해서는 학교로부터 직업세계로의 성공적인 이행을 위한 예방적인 정책이 요구되기 때문이다. 산업수요 및 고용구조의 변화에 대응한 교육훈련제도의 개혁, 학교와 기업간의 제도적인 네트워크의 강화 등의 제도적인 준비가 그것이라 할 수 있다.

학교에서 직업세계로의 이행은 학교교육을 마치고 난 후 안정적인 고용에 도달하는 과정으로 정의된다. 이러한 이행과정은 노동시장 및 교육구조에 따라 각국별로 다양한 이행경로로 나타난다. OECD(1998c)는 두 가지 형태의 학교-직업세계 이행 유형으로 분류하고 있다.

영미의 이행 유형은 ‘개인적으로 구성된 경로’(individually constructed pathways)로 정의될 수 있다. 학교 중심의 일반교육이 발달한 가운데 교육과 고용의 제도화된 연계는 미약하며, 비공식적이고 분산되어 있다. 이에 따라 학교에서 직업세계로의 이행에 있어 개인의 선택과 책임이 강조된다. 개인의 선택에 의존하는 이행경로의 성과에 대한 평가는 엇갈린다. 청년층의 미취업은 안정적인 일자리를 찾기 위한 효율적인 탐색과정일 뿐만 아니라 외부환경의 변화에 대응하여 노동시장과 교육훈련체제의 유연성을 확보할 수 있다는 적극적인 평가도 있지만, 대체로 이행의 성과는 도제제도가 발달한 후자의 이행경로에 비해 낮은 것으로 평가된다(Ryan, 2001).

최근 들어 두 나라 모두 학교-직업세계로의 원활한 이행을 지원하고자 하는 다양한 정책을 실시하고 있는데, 1994년 미국 연방정부가 제정한 ‘학교-직업세계 이행기회법(School-to-Work Opportunities Act)’은 대표적인 이행 지원정책으로 알려져 있다. 동 법에서는 청년들의

순조로운 직업세계로의 이행을 위해 첫째, 일반교육과 직업교육을 통합한 학교 중심 학습(school-based learning), 둘째, 현장을 학습의 주요한 장으로 하는 일 중심 학습(work-based learning), 셋째, 학교와 기업을 연결하는 연계활동(connecting activities) 등의 세 측면에서의 정책방향을 제시하고 있다. 이러한 연방정부의 방향제시와 행·재정지원을 통해 지역수준에서의 학교-직업세계 이행프로그램의 개발 및 실시를 장려하고, 학교와 직업세계 사이의 다양한 파트너십을 구축하는데 목적을 두고 있다. 시행과정에서 고강도 프로그램에의 학생참여 저조, 산업계의 소극적인 참여 등의 문제에도 불구하고 상황중심적인 학습(contextual learning)을 통해 진로와 관련된 교육 실시가 체계화되고 학업성취 기준을 제고함과 동시에 이행프로그램에 참가한 학생들의 높은 고등교육 진학률 및 졸업률 등의 성과를 나타내고 있다고 보고되고 있다(장원섭, 2001).

도제제도가 발달한 독일, 스위스, 오스트리아, 노르웨이 등의 이행 유형은 직업별 노동시장의 발달과 제도화된 직업교육 경로가 결합된 형태로, ‘제도화된 경로’(institutionalized pathways)라고 불린다. 중등교육 단계에서 체계적으로 제도화된 교육훈련 경로가 있으며, 교육과 고용은 직업 중심의 교육과정과 자격을 통해 긴밀하게 연계되어 있다. 이 국가들에서는 산업계와의 긴밀한 협력과 효과적인 교육훈련을 통해 체계적인 직업세계 준비와 순조로운 이행을 달성하고 있는 것으로 평가되고 있다.

그러나 생애초기에 직업선택이 결정됨으로써 발생하는 형평성 문제와 함께 증대하는 경쟁압력에 대응하여 전통적인 직업 중심의 경직적인 교육훈련체계가 유연성을 확보할 수 있느냐에 대한 문제가 제기되고 있다. 이에 따라 직업세계 또는 고등교육 어느 쪽이든 다 갈 수 있도록 하는 유연한 경로의 개발과 중도탈락자를 위한 교육적 지원과 노동시장 정책프로그램을 강화하기 위해 노력하고 있다.

나. 학교에서 직업세계로의 이행 지원체계 구축

최근 청년층의 상대적 고실업 문제가 구조적인 성격을 띠고 있음에 비추어 보면, 정부가 추진중인 실업대책으로는 한계가 있을 수밖에 없다. 인턴제도 등 임금보조금 지급을 통한 일자리 창출은 제한적이며, 직업훈련을 통한 취업능력 배양도 단기적으로 효과를 보기는 힘들기 때문이다.

청년층의 고실업 및 유희화를 야기하는 근원적인 원인은 교육시장에서의 인력양성체계가 노동시장에서의 노동력 수요 구조의 변화에 탄력적으로 대응하지 못하는 데서 발생한다. 우리나라는 다른 OECD 국가에 비해 학교로부터 직업세계로의 이행기간이 길고, 최초 취업연령이 높으며 상당히 높은 미취업률을 기록하는 등 노동시장으로 이행하는데 어려움을 겪고 있을 뿐만 아니라 노동시장 전체적으로는 실업과 인력난이 공존하는 현상이 나타나고 있는 것이다(이병희, 2001b).

따라서 산업수요에 부응하는 교육이 이루어지기 위해서는 교육 및 학과 과정의 유연한 운영시스템의 구축이 요구된다. 이를 위해 단위학교에 자율을 이양함으로써 경쟁기능을 강화하며 교육기관의 다양화·특성화를 추진해 나가야 할 것이다. 또한 교육시장에 경쟁과 평가기능을 강화하여 교육의 질을 제고해 나갈 필요가 있다. 평가 기준을 시설·인력 등의 교육여건 중심에서 교육·연구에 대한 성과 및 산업계 평가 등으로 전환해 나가며, 학교별·전공별 취업률의 조사·공개 등을 통해 학교간 경쟁기능을 강화하고 수요자의 선택권을 확대해 나가야 할 것이다. 나아가 과도한 학술 중심(academism) 대학을 지양하고 직업 중심(vocationalism) 대학으로 유인하기 위한 지원체계를 마련할 필요가 있다.

둘째, 산학협력을 강화하여 교육의 현장성을 강화해 나가야 한다. 전문대에서 확산되고 있는 주문식 교육과정과 같이 산업체와 교육과정을 협력 편성·운영해 나가도록 권장하고, 이를 위해 참여기업의 재정부담을 경감하기 위한 지원방안을 강구할 필요가 있다. 또한 재학중

에 기업에서의 현장실습교육을 실시하고 이에 대해 학점을 인정하는 경북대학교의 ‘샌드위치 교육’²⁸⁾처럼 직장체험학습 기회를 제공하고 학생의 진로설계에 도움을 줄 수 있는 현장 중심 교육(work-based learning)을 확산시켜 나가야 할 것이다.

셋째, 일자리 탐색과 경력 형성을 위해 근로체험학습을 확대시켜 나가야 한다. 현재 미취업 청년을 대상으로 실시하고 있는 정부지원 인턴제는 재학생까지 포함하는 기업연수제도로 단계적으로 전환하여 제도화된 산학연계시스템으로 발전시켜 나갈 필요가 있다. 또한 기업연수, 중소기업 현장체험활동, 아르바이트 등을 통해 재학생 직무능력을 향상시킬 수 있도록 직장체험 기회를 제공해 나가야 할 것이다. 이를 위해 학제·학기·방학기간을 조정하는 등의 제도적인 정비가 요구된다.

넷째, 직업세계에 대한 인식을 높이도록 진로지도를 체계화하여야 한다. 진학지도 중심의 협소한 진로지도를 벗어나 진로상담 및 다양한 취업지원 서비스의 제공을 통해 진로개발(career development)로 전환하여 노동시장에 신규 진입하는 청년의 직업선택을 지원해 나가야 할 것이다. 이를 위해 진로상담 전담교사를 양성하여 단위학교에 배치함으로써 진로선택을 지원해 나갈 필요가 있다. 또한 대학의 진로 상담 및 취업지원 서비스를 정책적으로 지원해 나가야 할 것이다. 한편 각급 학교에서 심층적인 진로지도가 이루어 질 수 있도록 직업안정기관과 상담기법을 공유하는 등 연계를 강화해 나가야 할 것이다. 구인구직망으로 구축되어 있는 Work-Net과 학교의 취업정보망간 연계를 강화하는 한편, 졸업 시에는 학교의 취업정보실에 직업안정기관의 취업담당 상담전문가를 일정기간 배치하여 취업알선을 지원할 필요가 있다.

28) 1998년부터 실시되고 있는 경북대의 샌드위치 교육 프로그램은 대학 2~3학년 학생들을 대상으로 계절학기(6주), 학기제(24주), 학년제(48주)의 지역기업내 현장교육과정으로 이루어진다. 기업체에서의 현장교육뿐만 아니라 샌드위치 교육 프로그램을 담당하는 학교 지도교수로부터의 지도가 병행되며, 교육수료 후에는 학점으로 인정하고 있다. 참여 기업은 30~60만원의 실습수당을 지급하는 등 호응이 높은 것으로 알려져 있다.

마지막으로 교육과 노동시장의 연계를 강화하기 위해서는 학교-직업세계 이행 정보인프라가 구축되어야 한다. 인력양성체계가 인력수요에 부응하기 위해서는 교육시장에 적절한 신호를 전달할 수 있는 인적자원개발 및 활용·배분에 대한 정보체계가 효율화되어야 한다. 현재 많은 문제점이 제기되고 있는 『교육통계연보』 이외에 신규 졸업자의 진학 및 취업상황에 대한 추적조사인 「졸업자 진로조사」(graduates survey)를 실시하고 교육-취업과의 연계를 파악하기 위한 「표준학과분류표」(classification of instructional program)의 개발이 이루어져야 할 것이다. 또한 학교-노동시장 이행과정에 대한 「청년패널」(Youth Panel)을 체계적으로 조사할 필요가 있다. 청년 패널자료는 교육·노동시장 경험·훈련을 통한 인적자원의 축적과정, 노동시장으로의 이행과정, 노동시장 이동분석을 통해 우리나라 인적자원의 현황파악, 교육훈련의 노동시장 연계 효과, 청소년 노동시장 문제 등을 규명함으로써 올바른 고용 및 인력개발정책을 수립할 수 있는 기초자료가 될 수 있을 것이다. 이와 더불어 「경제활동인구조사」(통계청) 조사항목을 개선할 필요가 있다. 청년 또는 35세 미만을 대상으로 졸업년월 조사만 이루어지더라도 신규 졸업자의 취업상황과 직장으로의 이행과정 분석이 가능하기 때문이다. 나아가 청년층을 대상으로 하는 「경제활동인구 부가조사」를 매년 9월에 정기적으로 실시한다면 청년층 노동시장 및 인적자원개발에 대한 과학적인 정책 수립의 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김영화·박능후·이병희(1999), 『생산적 복지와 교육의 역할』, 한국교육개발원.
- 김홍주(1998), 『한국의 교육비 조사연구』, 한국교육개발원.
- 류재우(1997), 「우리나라 공학기술자의 노동시장」, 『노동경제논집』 제20권 제2호.
- 설훈(1999), 『통계로 본 대학교육』, 정책연구 4.
- 안주엽·전병유·이병희(2000), 『학교교육에서 노동시장으로 - 실태분석 및 정책방향』, 한국노동연구원.
- 이병희(2001a), 「청년층의 노동시장 이행과 경력형성」, 『분기별 노동동향분석』 1/4, 한국노동연구원.
- 이병희(2001b), 「청년실업과 경력형성」, 『산업관계연구』 제11권 제2호, 한국노사관계학회.
- 이병희·안주엽(2001), 「청년 실업의 현황과 원인」, 청년 실업의 원인과 대책에 관한 정책토론회 발표문, 한국노동연구원.
- 이정규(2001), 「대학정원정책의 현황과 전망」, 『아시아 연구』 제2권 제2호.
- 이주호·홍성창 (2001), 「학교 대 과외: 한국 교육의 선택과 형평」, 『경제학연구』 제49집 제1호.
- 이해명(2001), 「과외의 학업성적 결정 효과」, 『한국 사교육 팽창의 심층해부』, 한국교육포럼 제3차 교육문제세미나 자료집.
- 장수명·이변송(2001), 「인적자본의 지역별·산업별 분포와 그 외부효과」, 『노동경제논집』 제24권 제1호.
- 장원섭(2001), 「미국의 학교에서 직업세계로의 이행」, 『직업과 인력개발』 제4권 제4호, 한국직업능력개발원.

- 전병유(2001), 「학교로부터 노동시장으로의 이행을 위한 정책과제」, 청년 실업의 원인과 대책에 관한 정책토론회 발표문, 한국노동연구원.
- 조우현(1992), 「산업화과정에서 나타난 노동수요측 특성과 임금 및 임금구조의 결정」, 『노사관계 개혁론』, 창작과 비평사, 149~251쪽.
- 조우현(1995), 「청년층 노동자의 고용문제와 실업확률의 결정요인 분석」, 『노동경제논집』 18(1), 한국노동경제학회, 107~128쪽.
- 중소기업청(1999), 『중소기업 인력실태조사 결과보고서』.
- 중앙일보(1999), 『내젠 이 대학 이 학과가 최고』, 중앙일보 대학평가팀.
- 최경수(1999), 「청년층 직장정착과정 연구를 위한 회고적 패널의 구축」, 한국노동연구원·한국노동경제학회 제1회 한국노동패널 학술대회 발표문.
- 최준렬(2001), 「학교교육의 경제학」, 『교육경제학적 관점에서 본 교육정책』, 2001년 한국교육재정경제학회 제32차 학술대회 발표논문집, 1~14쪽.
- 本田由紀(1998), 「高校-企業關係の實態と變化」, 『JILリサーチ』, No. 36, 日本労働研究機構.
- 西澤弘(1998), 「高卒就職システムのゆらぎ」, 『JILリサーチ』, No. 36, 日本労働研究機構.
- Alesina, A. and D. Rodrik(1994) “Distributive Politics and Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, pp.465~490.
- Altonji, J. G.(1993), “The Demand for and Return When Education Outcomes Are Uncertain”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, pp.48~83.
- Angrist, J. D. and A. Krueger(1991), “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *Quarterly*

Journal of Economics, Vol. 106, pp.979~1014.

- Ashenfelter, O. and A. Krueger(1994), "Estimates of the Economic Return to Schooling from a Sample of Twins", *American Economic Review*, Vol. 84, pp.1157~1173 .
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin(1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- Barro, R. J.(1991), "Economic Growth In A Cross Section Of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106 No. 2, pp.407~443.
- Becker, B. E. and S. M. Hills(1983), "The Long-Run Effects of Job Changes and Unemployment Among Male Teenages", *Journal of Human Resources*, Vol. 17, No. 2, pp.197~212.
- Becker, G. S. and B. R. Chiswick(1966), "The Economics of Education-Education and the Distribution of Earnings" *American Economic Review*, Vol. 56, supplement.
- Becker, G. S.(1967), *Human Capital and The Personal Distribution of Income: An Analytical Approach*, Institute of Public Administration and Department of Economics, The University of Michigan.
- Benhabib, J. and M. Spiegel(1994), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data", *Journal of Monetary Economics* 34, pp.143~174.
- Berger, M. C.(1988), "Predicted Future Earnings and Choice of College Major", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 41, pp.418~429.
- Birdsall, N., D. Ross, and R. Sabot(1995) 'Inequality and Growth Reconsidered: Lessons from East Asia', *The World Bank Economic Review*, Vol. 9, pp.477~508.

- Bishop, J.(1995), "When Curriculum-based Examinations Are Absent, What Happens to Academic Standards, Incentives, and Achievement in the United States?", *International Journal of Educational Research*, Vol. 23, pp.679~694.
- Blis, M. and P. J. Klenow(1998), "Does Schooling Cause Growth or the Other Way around?", *NBER Working Paper* No.6393.
- Bratberg, E. and Ø. A. Nilsen(1998), "Transition from School to Work: Search Time and Job Duration", Discussion Paper No. 27, University of Bergen.
- Card, D. and A. B. Krueger(1996), "Labor Market Effects of School Quality: Theory and Evidence", Gary Burtless (ed.), *Does Money Matter? The Link Between Schools, Student Achievement and Adult Success*, Washington, DC: Brooking Institution, 1996, pp.97~140.
- Card, D.(1995), "Schooling, Earnings and Ability Revisited", in Polacheck, Solomon, ed., *Research in Labor Economics*, Vol. 14, Greenwich, Conn.: JAI Press, pp.23~48.
- Clark, K. B. and L. H. Summers(1982), "The Dynamics of Youth Unemployment", in Freeman, R. B. and D. A. Wise (eds.), *The Youth Labor Market Problem*, Chicago: University of Chicago Press.
- Clarke, G. R.(1995), "More Evidence on Income Distribution and Growth," *Journal of Development Economics*, Vol. 47, pp.403~427.
- Corcoran, M.(1982), "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.
- Eckstein, Z. and K. I. Wolpin(1995), "Duration to First Job and the

- Return to Schooling: Estimates from a Search-Matching Model”, *Review of Economic Studies*, 62, pp.263~286.
- Eide, E. and G. Waehrer(1996), “The Role of Option Value of College Attendance in College Major Choice”, *Economics of Education Review*, Vol. 17, pp.73~82.
- Ellwood, D.(1982), “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.
- Fields, G. S.(1991), “Growth and Income Distribution”, *Essays on Poverty, Equity and Growth*, edited by G. Psacharopoulos, World Bank.
- Freeman, R. B. and D. A. Wise(1982), “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.
- Freeman, R. B.(1976), “A Cobweb Model of the Supply and Starting Salary of New Engineers”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 17, pp.236~248.
- Gardecki, R. and D. Neumark(1998), “Order from Chaos? The Effects of Early Labor Market Experiences on Adult Labor Market Outcomes”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 51, No. 2, pp.299~322.
- Gregorio, D. G and J-W. Lee(1999), “Education and Income Distribution: New Evidence from Cross-country Data”, Development Discussion Papers, Harvard Institute for International Development, Harvard University.
- Griliches, Z. and W. Mason(1972), “Education, Income, and Ability”, *Journal of Political Economy*, Vol. 80, Part II, s.74~103.

- Griliches, Z.(1977), “Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems”, *Econometrica*, Vol. 49, pp.1377~1398.
- Grogger, J. and E. Eide(1994), “Changes in College Skills and the Rise in the College Premium”, *Journal of Human Resources*, Vol. 30, No. 2, pp.280~310.
- Grubb, N. W.(1993), “The Varied Economic Returns to Post-secondary Education: New Evidence from the Class of 1972”, *Journal of Human Resources*, Vol. 28, pp.365~382.
- Gustman, A. L. and T. L. Steinmeier(1988), “A Model for Analyzing Youth Labor Market Policies”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, No. 3, pp.376~396.
- Heckman, J. J.(1995), “Lessons from the Bell Curve”, *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 5.
- Herrnstein, R. J. and C. Murray(1994), *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*, New York, Free Press.
- Jacobson, L., R. Lalonde and D. Sullivan(1997), “The Returns from Community College Schooling for Displaced Workers”, mimeo, Westat, Inc.
- Jang, S. and R. Lalonde(2000), “Measuring Returns to Post-secondary Schooling”, unpublished paper.
- Kalbflesh, J. D. and R. L. Prentice(1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York: John Wiley and Sons.
- Kane, T. J. and C. E. Rouse(1995) “Labor Market Returns to Two-and Four-Year College”, *American Economic Review*, Vol. 85, No. 3, pp.600~614.
- Kane, T. J.(1998), “Racial and Ethnic Preferences in College Admission”, L. Solmon and P. Taubman(eds.), *The*

- Black-White Test Score Gap*, New York: Academic Press.
- Krueger, A. B. and M. Lindahl(1999), "Education for Growth in Sweden and the World", *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 6, pp.289~339.
- Lam, D. and D. Levison(1992), "Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings", *Journal of Development Economics*, Vol. 37, pp.199~225.
- Levin, B.(1998), "An Epidemic of Educational Policy: (What) can We Learn from Each Other?", *Comparative Education*, Vol. 34, No. 2, pp.131~141.
- Light, A. and K. McGarry(1998), "Job Change Patterns and the Wages of Young Men", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 2, pp.276~286.
- Light, A.(1999), "High School Employment, High School Curriculum, and Post-school Wages", *Economics of Education Review*, Vol. 18, pp.291~309.
- Lynch, L. M.(1985), "State Dependency in Youth Unemployment. A Lost Generation?", *Journal of Econometrics* 28, pp.71~84.
- Lynch, L. M.(1989), "The Youth Labor Market in the Eighties: Determinants of Re-Employment Probabilities for Young Men and Women", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 1, No. 1, pp.37~45.
- Mehrens, W.(1998), "Consequences of Assesment: What is the Evidence?" *Educational Policy Analysis Archives*, Vol. 6, No. 13, pp.1~29.
- Murnane, R. J., Willett, J. B., and F. Levy(1995), "The Growing Importance of Cognitive Skills in Wage Determination", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, pp.251~266.
- Murphy, K., A. Shleifer and R. Vishny(1994), "The Allocation of

- Talents”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp.503~530.
- Neal, D.(1999), “The Complexity of Job Mobility among Young Men”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 2, pp.237~261.
- Neumark, D.(1998), Youth Labor Markets in the U.S.: Shopping Around vs. Staying put, NBER Working Paper No. 6581.
- OECD(1983), *Employment Outlook 1983*, Paris.
- OECD(1996), *Employment Outlook 1996*, Paris.
- OECD(1998a), “Getting Started, Settling in : The Transition from Education to the Labor Market”, *Employment Outlook*.
- OECD(1998b), *Education at a Glance*.
- OECD(1998c), “Thematic Review of the Transition from Initial Education to Working Life”, Document DEELSA/ED(98)11.
- OECD(1999a), *Preparing Youth for the 21st Century*.
- OECD(1999b), Preparing Youth for the 21st Century : The Policy Lessons From the Past two Decades, DEELSA/ELSA/ED/CERI/CD(99)1.
- OECD(2000a), *From Initial Education to Working Life : Making Transitions Work*.
- OECD(2000b), *Employment Outlook*.
- Park, K. H.(1996), “Educational Expansion and Educational Inequality on Income Distribution”, *Economics of Education Review*, Vol. 15, pp.51~58.
- Persson, T. and G. Tabellini(1994), “Is Inequality Harmful for Growth?”, *American Economic Review*, Vol. 84, pp.600~621.
- Pritchett, L.(1995), “Where Has All the Education Gone?”, World Bank(mimeo).
- Rumberger, R. W. and S. L. Thomas(1993) “The Economic Returns

- to College Major, Quality and Performance: A Multilevel Analysis of Recent Graduates”, *Economics of Education Review*, Vol. 12, pp.1~19.
- Ryan, P.(2001), “The school-to-Work Transition: A Cross-National Perspective”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, pp.34~92.
- Schoenfeld, A.(1988), “When Good Teaching Leads to Bad Results: The Disasters of “Well-taught” Mathematics Courses”, *Educational Psychologist*, Vol. 23, No. 2, pp.145~166.
- Schultz, T. W.(1988), “Education Investment and Returns”, H. Cchenery and T. N. Srinivasan (eds), *Handbook of Development Economics*, Volume I. Elsevier Science Publishers.
- Schultz, T.(1963), *The Economic Value of Education*, Columbia University Press, New York.
- Schultz, T.(1971), *The Investment in Human Capital*, Free Press, New York.
- Stern, D. and D. A. Wagner(1999), *International Perspectives on the School-to-Work Transition*, Cresskill, NJ: Hampton Press.
- Topel, R. H. and M. P. Ward(1992), “Job Mobility and the Careers of Young Men”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, pp.439~479.
- Van den Berg, G. J., A. G. C. van Lomwel and J. C. Van Ours(1998), “Unemployment Dynamics and Age”, Discussion Paper No. 9897, Tinbergen Institute.
- Van den Berg, G. J. and J. C. Van Ours (1999), “Duration Dependence and Heterogeneity in French Youth Unemployment Durations”, *Journal of Population Economics*

12, pp.273~285.

Wachtel, P.(1976), "The Effect on Earnings of School and College Investment Expenditures", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 58, pp.326~331.

◆ 執筆陣

- 이병희(한국노동연구원 연구위원)
- 안주엽(한국노동연구원 연구위원)
- 전병유(한국노동연구원 연구위원)
- 장수명(한국교육개발원 연구위원)
- 홍서연(한국노동연구원 연구위원)

학교로부터 노동시장으로 이행실태와 정책과제

- 발행연월일 | 2001년 12월 12일 초판
2002년 4월 4일 재판
- 발행인 | 이원덕
- 발행처 | **한국노동연구원**
☎ 150-0110 서울특별시 영등포구
여의도동 16-2 중소기업회관 9층
☎ 대표 (02) 782-0141 Fax (02) 786-1862
- 조판·인쇄 | 거목정보산업(주) (02) 853-2255
- 등록일자 | 1988년 9월 13일
- 등록번호 | 제13-155호

© 한국노동연구원

정가 7,000 원

ISBN 89-7356-350-5