

勞 動 經 濟 論 集
 第26卷(1), 2003. 3, pp. 23~52
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

청년층 미취업의 실태 및 원인 분석*

김 안 국**

본고는 청년층의 실업 및 비경제활동의 실태를 살펴보고 그 원인을 분석해 보았다. 청년층 비경제활동인구를 가사·육아, 학업·훈련, 기타의 범주로 구분하고 선택편의 모형 및 다항로짓 모형으로 미취업자들의 시장가능임금을 추정하고 실업 및 비경제활동의 선택 요인을 분석하였다.

분석의 결과 미취업자의 희망임금과 시장가능임금의 차이가 실업보다는 학업·훈련 범주나 기타의 범주에 속하는 비경제활동 청년에게서 크게 나타났다. 남성, 연령이 적을수록, 저학력일수록 희망임금과 시장가능임금의 차이가 크게 나타났다. 취업 및 실업, 비경제활동의 선택에서 남성, 고연령, 가구주, 자격증 소지자일 경우 취업의 선택 확률을 높이고 비경제활동의 선택 확률은 낮추는 것으로 나타났다. 청년층의 첫 직장 경험은 취업을 선택할 확률을 크게 낮추고, 실업 및 비경제활동을 선택할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 이는 현재 청년층의 취업의 질이 극히 낮은 수준임을 반영하는 것이라 파악할 수 있다.

— 주제어 : 희망임금, 시장가능임금, 취업의 질, 선택편의 모형, 다항로짓 모형

투고일: 2003년 1월 29일, 심사일: 1월 29일, 심사완료일: 2월 26일.

* 이 글은 2002년 12월 13일 한국산업인력공단 중앙고용정보원과 한국노동경제학회 주최로 열린 제1회 '산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄'에서 발표된 글을 수정, 보완한 것이다. 토론에서 유익한 코멘트를 주신 김대일 교수께 감사를 표한다. 아울러 세세하게 논문의 미비점을 지적해 준 익명의 심사자들에게도 감사를 표한다.

** 한국노동연구원 초빙연구위원

I. 서 문

청년층의 실업이 IMF 이후 줄었지만 아직도 전체 실업률의 약 두 배가 될 정도로 청년 실업률은 높다. 높은 청년 실업률의 지속은 청년층 인구의 감소, 청년층 교육 수준의 제고, 청년층 집중고용 산업의 발전 등의 요인으로 청년층의 취업이 활성화될 것이라는 기대에 어긋나는 것이어서 더욱 주목된다.

그런데 청년기가 적극적인 구직활동을 펼치는 시기이고, 청년층의 경우 실업과 비경제활동상태 간의 이동이 활발하며, 비경제활동상태에서 바로 취업으로 탈출하는 경우가 높게 나타나, 구직 여부만으로 실업과 비경제활동을 구분하는 것은 어렵다(이병희, 2001b). 따라서 실업률만으로는 청년 고용 문제를 파악하는 데 한계가 있다.¹⁾

이에 실업자에 비통학비경제활동인구를 포함하는 유희화의 지표로 청년실업 문제가 많이 연구되었다.²⁾ 특히 청년층 유희화의 부정적 효과는 선행연구에서 많이 검토되어 왔다. Ellwood(1982)는 패널자료의 차분으로 헤테로를 통제한 실증분석의 결과 졸업후 장기간의 미취업이 낙인효과(scarring effects)를 가져오며, 미취업의 장기화는 노동시장에의 적응 의욕을 상실케 한다고 지적한다.

우리나라에서는 최근에 이병희(2001a) 등 청년층의 실업 및 유희화에 대한 연구가 많이 이루어졌다. 이병희 외(2001)는 청년층 노동시장을 학교-노동시장 이행 과정을 중심으로 청년층의 첫 일자리 진입 과정과 청년층의 직업세계 정착과정을 고찰하였다. 이효수(2002a)는 대졸 청년층의 노동시장 이행실태를 살피고, 그 정책대안을 제시하고 있다. 전병유(2002)는 고졸 미진학 청년층의 고용 및 실업 현황을 검토하고 있다. 강무섭 외

1) 성인의 경우에도 실업과 비경제활동 간의 구분이 그렇게 분명하지 않다는 것은 Hall(1970) 이래 많이 지적되어 왔다.

2) 유희화율(rates of joblessness)은 실업자+비통학비경제활동인구를 인수로 나누어 준 비율이며, 이병희(2001a)에 의하면 우리나라의 청년층 유희화율은 1997년 9.7%에서 1998년 13.6%, 1999년 13.8%, 2000년 12.2%, 2001년 12.5%를 기록하고 있다. 이러한 우리나라의 유희화율은 1997년 20~24세 연령층의 유희화율 프랑스 2.9%, 독일 4.0%, 일본 1.8%, 네덜란드 4.9%, 스웨덴 12.1%, 영국 6.1%, 미국 5.4%에 비해서 상당히 높은 수준이다(Ryan, 2001: 39, 표 1).

(2001)는 청년층의 직업세계로의 이행이 원활하게 이루어지는가를 검토하고 정책과제를 제시하였다.

이상의 연구들은 청년층 실업 및 비경제활동화에 대한 원인으로 산업 혹은 기업의 수요측 요인과 교육-노동시장 이행제도의 미비라는 제도적인 요인을 지적하고 있다. 그렇지만 정작 청년층의 비경제활동의 실태 및 그 요인에 대해서는 구체적인 연구가 이루어지지 않았다. 이에 본고는 미취업 청년층의 실업을 비롯하여 비경제활동의 실태를 살펴보고, 그 원인을 분석해 보고자 한다.

청년층의 취업과 실업, 즉 경제활동참가와 경제활동비참가의 원인을 파악하는 것은 상당히 복잡한 과제라고 할 수 있다. 청년기는 직업경력의 출발점이기 때문에 직업들의 선택에 있어서 다양한 방법을 취할 수 있다. 더 많은 직장을 경험하여 직업경력을 쌓을 수도 있고, 아니면 시간이 걸리더라도 좋은 직장을 처음부터 찾을 수도 있다. 인적자본 투자를 위해 직업경력의 출발점을 뒤로 더 늦출 수도 있다. 더욱이 노동시장이 분절되어 있고, 노동시장 경력의 경로 의존성이 강한 환경하에서는 소위 job shopping보다는 실업 혹은 인적자본 투자를 더 선호할 가능성이 크다. 그리고 이러한 결정에 본인의 의사만이 아니라 가정의 영향력이 아직도 많이 남아 있어 청년층의 선택에 영향을 미친다.

따라서 청년층 취업, 실업 혹은 비경제활동 선택의 문제는 성인 노동시장의 기준에서 파악하기는 쉽지 않고, 청년층만을 대상으로 한 심층적인 실태조사 및 분석이 필요하다. 중앙고용정보원에서 구축한 「청년패널」 자료는 그러한 목적에 맞는 최초의 자료라고 생각되며, 본고는 이 「청년패널」 자료를 이용하여 미취업 청년층의 실태를 분석하였다.

본고의 서술은 먼저 제Ⅱ장에서 자료 및 연구방법을 서술하고, 제Ⅲ장에서 청년층의 미취업의 실태를 분석할 것이다. 미취업자를 실업, 가사·육아, 학업·훈련, 기타의 범주로 구분하여 그 실태를 인적 속성 및 가정환경별로, 노동시장 경험별로 분석할 것이다. 제Ⅳ장에서는 미취업자의 희망임금과 희망직종의 실태를 조사하고, 취업시 가능한 시장임금과 희망임금의 차이를 분석할 것이다. 제Ⅴ장에서는 취업, 실업 그리고 비경제활동 선택의 요인이 무엇인지를 인적 속성 및 가구 속성, 노동시장 경험의 변수들로 파악할 것이다. 결론에서는 분석의 결과를 요약 정리하고, 청년층 미취업에 대한 정책적 시사점을 제시할 것이다.

II. 자료와 연구방법

1. 자료 및 표본

청년패널 조사는 2001년도 OES 조사³⁾의 부가조사로서 OES 조사를 위해 선정된 5만 가구 중에서 약 20%를 조사구별 무작위추출법으로 뽑아 청년패널 구축의 대상가구로 선정하고 조사를 한 것인데, 6,487가구, 8,296명을 조사하였다.

본고에서는 미취업 청년을 분석하기 위해 남자는 15~29세, 여자는 15~24세의 취업자 및 미취업자의 표본을 구축하였다.⁴⁾ 표본의 남자 비율은 54.7%로 여성에 비해 조금 많이 표집되었다.⁵⁾ 표본의 미취업자에는 가족이나 친척의 일을 돈을 받지 않고 일주일에 17시간 이하로 일하는 사람, 학생이 아닌 비경제활동인구, 그리고 실업자가 포함된다. 취업자는 1,455명이고(56.8%), 미취업자는 1,106명인데 이 중 실업자는 556명으로 21.7%이다.

본고에서는 미취업 청년층을 그 이유에 따라 실업, 가사·육아, 학업·훈련, 그리고 기타 범주로 구분한다. 학업·훈련은 지난 1주 동안 활동을 묻는 설문 문항에 '학업(재수, 고시 등)'과 '교육훈련'에 응답한 청년들이다.⁶⁾ 기타 범주에는 지난 1주 동안 활동을 묻는 설문 문항에 '18시간 미만 무급가족종사자' 및 '일시휴직자'에 답한 청년중 비경제활동인구, '기타'에 응답한 비경제활동인구가 들어간다. 심신장애자는 표본에서 제외하

3) OES 조사는 산업소분류별, 직업세분류별 고용인원 추정을 주목적으로 하는 조사로서 전국을 대상으로 표본 5만 가구를 사용한다. 1995년도의 인구주택총조사의 10% 표본조사구를 추출 단위로 하였다.

4) 외국에서는 청년층의 연령은 15~24세이다. 우리의 경우는 대부분의 남성들이 군대를 갖다와야 하는 특수한 현실 때문에 남자의 경우 청년층을 15~29세로 한정한다.

5) 원래 청년패널 조사는 여성도 15~29세에 한정하여 조사되었고, 그 경우 취업자와 미취업자는 여성이 61.4%로 과잉 표집된다.

6) 경제활동인구조사에서는 지난 1주간의 주된 활동상태라는 질문에서 조사대상 주간에 공·사립학교, 학원 및 직업훈련학원(사업체 운영 제외)에서 주로 교육받고 있는 것을 '통학'으로 구분하고 있다. 청년패널 조사에서는 공·사립학교에 다니는 학생을 따로 조사하고 있으므로, 비경제활동의 학업·훈련 범주에는 학원 및 직업훈련학원을 다니고 있는 경우와 집에서 독학하는 경우 모두가 들어간다.

〈표 1〉 미취업자의 범주 구분

(단위: 명, %)

	지난 1주간 구직활동		비경제활동 비중	지난 1달간 구직활동		비경제활동 비중
	명	%		명	%	
취업	1,455	56.8		1,455	56.8	
실업	466	18.2		556	21.7	
가사·육아	82	3.2	12.8	71	2.8	12.9
기타	411	16.0	64.2	341	13.3	62.0
학업·훈련	147	5.7	23.0	138	5.4	25.1
전체	2,561	100.00	640(100)	2,561	100.00	550(100)

주: 지난 1주간 구직활동 여부로 실업자를 파악한 것이 두 번째 행이고, 지난 한 달간 구직활동 여부로 실업자를 파악한 것이 다섯 번째 행이다.

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

였다. 이렇게 미취업자를 구분하였을 때 각 범주는 <표 1>과 같다.

실업자의 경우 지난 1주간 구직활동을 기준으로 할 때보다 1달간 구직활동을 기준으로 할 때 90명이 늘어난다. 본고에서는 이하에서 보다 엄밀하게 실업을 파악할 수 있는, 1달간 구직활동 기준으로 분류한 범주로 청년층의 비경제활동을 분석할 것이다.

기타 범주에 들어가는 인원은 표본 전체의 13%로 비경제활동인구의 62%를 차지한다.⁷⁾ 가사·육아의 범주에는 비경제활동인구의 약 13% 정도가 들어가며, 학업·훈련의 범주에는 비경제활동인구의 약 25%가 들어간다.⁸⁾

2. 연구방법

청년층의 미취업 및 비경제활동의 실태조사 및 요인분석을 하기 위해 본고에서는 정량적 분석을 행하였다. 청년패널 자료의 취업자 및 미취업자 샘플을 이용하여 미취업자의 인적 속성과 가정환경, 노동시장 경험, 그리고 희망임금을 나타내는 테이블을 만들고 빈도분석을 수행하였다.

회귀분석의 방법을 사용하여 미취업자들의 시장가능임금을 추정하고, 희망임금과의

7) 통계청의 『경제활동인구조사』를 분석한 이병희(2001a: 161)에 의하면 2000년에 청년층 비경제활동인구 중 기타 범주는 53.8%가 들어간다.

8) 1주간 구직을 기준으로 한 실업자와 비통학비경제활동인구(심신장애 포함)로 유희화율을 계산하면 13.4%인데, 이병희 외(2001: 5)에서 통계청 『경제활동인구조사』 자료로 계산된 12.5%와 대략 비슷하다.

차이를 분석해 보았다. 분석은 먼저 Heckman(1979)의 선택편의 모형으로 취업자의 임금함수를 추정하고, 그로부터 미취업자의 시장가능임금을 추정하여 인적 속성별·노동시장 경험별로 테이블을 만들어 분석하였다.

청년층의 취업, 실업 그리고 비경제활동의 각 범주별 선택에 어떤 차별적인 요인이 작용하는지를 보기 위해 다항로짓 분석을 수행하였는데, 로짓 분석의 통상적 계수값 대신에 선택확률에 대한 독립변수의 한계적 영향(marginal effects)을 나타내는 계수값을 계산하여 각 범주별 선택의 요인을 분석하였다.

Ⅲ. 미취업 청년층의 실태

1. 미취업 청년층의 인적 속성 및 가정환경

<표 2>에서 취업 및 미취업자들의 범주를 성별로 보면 가사·육아의 경우 여성들이 대부분이며, 취업의 경우 남자들이 조금 더 많은 비율을 차지한다. 연령별로 보면 연령대가 낮을수록 기타와 학업·훈련의 범주가 많으며, 연령이 높을수록 취업 범주의 비율이 높다. 학력별로 보면 고졸 이하의 경우는 가사·육아와 기타, 교육훈련의 범주의 비율이 높다. 거주지별로 지방보다는 대도시에서 거주하는 청년들이 실업 범주에 많이 들어가 있다. 반면에 지방에 거주하는 청년들은 취업의 범주 비율이 유의하게 높다.⁹⁾ 도시에서 실업자 비율이 유의하게 높은 것은 도시가 상대적으로 많은 일자리를 제공하며, 구직활동이 용이하기 때문이라 판단된다.

청년층의 가족 구성을 보면 가구주는 취업자의 비율이 월등히 높다. 「청년패널」 자료에서 가구주는 명목상의 가구주가 아니라 사실상 생계유지를 위한 비용을 조달하는 사람이다. 이에 가구주 중 취업자의 비중은 84%로 높은 것이라 생각된다. 가구주로서 비경제활동을 선택하고 있는 청년은 4.7%밖에 되지 않고 있다. 청년층이 양부모와 같이 사는 비율은 비경제활동의 기타와 학업·훈련 범주에서 상대적으로 높다. 이는 부모의

9) 이렇게 농촌에 거주하는 경우 취업자 비율이 높은 이유가 18시간 이상 무급가족종사자가 농촌에 많기 때문이라 생각할 수 있는데, 그들의 경우 전체가 25명으로서 농촌에 18명, 대도시에 7명이 나타나, 전체 비율에 영향을 줄 정도로 크지 않아서 그 영향이라 볼 수 없다.

덕택으로 그만큼 취업의 부담을 덜 가지고 있는 것을 의미한다. Card & Lemieux(2000: 181-182)은 미국과 캐나다의 청년층 가족 구성의 추세를 파악하고 있는데, 이들은 부모와 함께 사는 청년들이 느는 추세이며, 이렇게 부모와 함께 사는 청년들의 증가는 잠재적인 청년 소득의 악화를 반영한다고 파악한다.

청년층에게 있어 아버지의 학력은 경제활동의 선택에 영향을 미칠 수 있다. 아버지의 학력이 높을수록 취업의 비중이 낮고, 실업의 비율은 높게 나타난다. 그리고 아버지의 학력이 높을수록 학업·훈련의 범주 비율이 높게 나타난다. 그러나 아버지의 학력에 따른 취업 및 미취업의 각 범주에 그렇게 뚜렷한 차이는 나지 않기 때문에 아버지의 학력과 청년층의 경제활동 선택의 관계를 설명하는 것으로는 볼 수 없다.

〈표 2〉 청년층 미취업자의 인적 특성과 가정환경

(단위: 명, %¹⁾, 만원)

		전체		취업		실업		가사·육아		기타		학업·훈련	
성별	여자	1,160	45.3	619	53.4	259	22.3	66	5.7	148	12.8	68	5.9
	남자	1,401	54.7	836	59.7	297	21.2	5	0.4	193	13.8	70	5.0
연령대	15~19세	326	12.7	109	33.4	61	18.7	7	2.1	72	22.1	77	23.6
	20~24세	1,369	53.5	741	54.1	334	24.4	63	4.6	190	13.9	41	3.0
	25~29세	866	33.8	605	69.9	161	18.6	1	0.1	79	9.1	20	2.3
학력	고졸 이하	1,375	53.8	703	51.1	304	22.1	59	4.3	213	15.5	96	7.0
	전문대졸	662	25.9	431	65.1	139	21.0	10	1.5	69	10.4	13	2.0
	대졸 이상	520	20.3	318	61.2	112	21.5	2	0.4	59	11.3	29	5.6
거주지	지방	1,298	50.7	814	62.7	228	17.6	44	3.4	152	11.7	60	4.6
	대도시	1,263	49.3	641	50.8	328	26.0	27	2.1	189	15.0	78	6.2
가족구성	가구주	483	18.9	404	83.6	56	11.6			21	4.3	2	0.4
	부모 생존	1,457	56.9	773	53.1	346	23.7	12	0.8	229	15.7	97	6.7
	배우자, 기타 ²⁾	621	24.2	278	44.8	154	24.8	59	9.5	91	14.7	39	6.3
아버지학력	초등졸 이하	692	28.2	433	62.6	138	19.9	18	2.6	77	11.1	26	3.8
	중졸	621	25.3	354	57.0	126	20.3	20	3.2	97	15.6	24	3.9
	고졸	879	35.8	476	54.2	200	22.8	27	3.1	120	13.7	56	6.4
	전문대졸 이상	265	10.8	141	53.2	66	24.9	3	1.1	31	11.7	24	9.1
타가구원 연소득		1,554	2368	1,241	1409	1,983	471	1,622	65	2,076	126	2,196	126

주: 1) 전체의 %는 행(column)의 %이고, 취업 등 각 범주의 %는 줄(row)의 %임. 따라서 취업 이하의 %는 노동력 특성별 경제활동 지위의 분포를 나타냄.

2) 기타에는 편부, 편모 혹은 기타 친척과 같이 사는 경우가 포함됨.

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

청년층이 경제활동을 선택하는 데 있어서는 자신의 소득을 제외한 여타 가구원의 가구소득이 중요하다. 이에 취업자의 경우는 현재 취업하고 있는 직장에서의 임금으로 1년 소득을 계산하여 총 가구소득에서 빼주어 여타 가구원 소득을 구하였다. 그 결과 취업자의 타가구원 소득은 1,241만 원으로 미취업 각 범주보다 크게 작은 것으로 나타났다. 취업자의 경우는 다른 가족의 소득만으로는 생계를 꾸려가기 어렵다는 것을 알 수 있다. 반면에 미취업 범주에 속하는 청년층은 자신의 소득이 없어도 가구의 생계를 꾸려가는데 별 어려움이 없는 환경인 것으로 나타난다. 여기서 취업과 미취업의 선택에 영향을 주는 중요한 요인이 타가구원 소득임을 알 수 있다.

이상에서 실업을 택한 청년층의 인적 속성 및 가정환경과 비경제활동을 선택한 청년들의 인적 속성 및 가정환경과 크게 다르지 않음을 알 수 있다. <표 3>에서 실업을 택한 청년층과 비경제활동을 선택한 청년들의 향후 계획을 보면, 68%가 사업체 취직을 하거나 개인 사업 및 창업을 준비하고 있어, 진학과 훈련, 결혼과 군입대 등의 비경제활동 사유 18.7%를 제외하면, 거의 대부분이 경제활동참가의 의사를 표명하고 있는 것을 알 수 있다. 현재 구직활동을 하고 있지 않은 기타 범주와 가사·육아 범주에 들어가는 청년들도 각각 63%, 51%로 대부분이 앞으로의 취업을 계획하고 있다. 이러한 현실은 이병희(2001b) 등 기존 연구에서 지적되었듯이 청년층의 경우 실업과 비경제활동을 구분하는 것이 그렇게 큰 의미를 갖지 못한다는 주장을 뒷받침하는 것이라 판단된다.

<표 3> 미취업자의 향후 계획

(단위: 명, %)

	전 체	실 업	가사·육아	기 타	학업·훈련
사업체 취직	610 (55.2)	401 (72.1)	25 (35.2)	148 (43.4)	36 (26.1)
개인사업 및 창업	142 (12.8)	56 (10.1)	11 (15.5)	65 (19.1)	10 (7.2)
상급 학교로의 진학	129 (11.7)	24 (4.3)	4 (5.6)	31 (9.1)	70 (50.7)
직업교육훈련 참가	26 (2.4)	12 (2.2)	1 (1.4)	10 (2.9)	3 (2.2)
그냥 쉬거나 잠시 휴식 시간을 둔다	53 (4.8)	21 (3.8)	8 (11.3)	23 (6.7)	1 (0.7)
결 혼	15 (1.4)	6 (1.1)	3 (4.2)	5 (1.5)	1 (0.7)
군입대	36 (3.3)	14 (2.5)		21 (6.2)	1 (0.7)
이대로가 좋다	23 (2.1)	4 (0.7)	14 (19.7)	5 (1.5)	
기 타	72 (6.5)	18 (3.2)	5 (7.0)	33 (9.7)	16 (11.6)
전 체	1,106 (100.0)	556 (100.0)	71 (100.0)	341 (100.0)	138 (100.0)

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

미취업자들의 경우 실업과 비경제활동 범주는 향후의 계획에 있어서 다른 양상을 보인다. 실업자의 경우 72%가 사업체에 취직하기를 바라고 있으나, 비경제활동 범주는 사업체 취직을 원하는 경우가 절반도 되지 않아, 가장 많은 기타 범주의 경우 43%가 사업체 취직을 계획하고 있는 것으로 나타난다. 비경제활동 청년층은 개인사업 및 창업을 준비하는 비율이 실업자 청년층에 비해 유의하게 높다. 학업·훈련의 경우는 상급 학교로의 진학이 과반을 넘고 있고, 기타 범주의 청년층도 상급 학교 진학과 직업훈련 참가가 약 12%로 상대적으로 많다.

2. 청년층 미취업자의 노동시장 경험 특성

첫 직장 경험을 비롯해 노동시장 경험은 현재의 경제활동 선택에 영향을 미칠 것이다. 「청년패널」 조사자료에서 직장경험의 전체 이력은 파악할 수 없지만, 첫 직장 경험 여부와 최종 학교 졸업후 첫 직장까지의 기간, 첫 직장의 임금, 근속, 규모, 직무일치 정도, 교육훈련 등을 각 범주별로 살펴볼 수 있다.

<표 4>에서 청년층의 약 48%가 첫 직장을 경험한 것으로 나타난다. 청년층은 첫 직장에서의 대부분(98%) 임금근로자였다.¹⁰⁾ 실업 범주가 첫 직장 경험 비율이 67%로 가장 높고, 가사·육아 범주 65%, 기타 범주 53%로 나타난다. 학업·훈련 범주의 청년층은 첫직장 경험이 21%로 가장 낮다. 이는 학업·훈련 범주의 연령대가 낮고, 취업보다는 고등교육을 위한 재수나 고시공부 등에 치우쳐 있기 때문이라 생각된다.

졸업후 첫 취직까지의 기간은 평균 약 7개월이 걸리는 것으로 나타났다. 첫 직장을 얻는 데 걸린 시간은 취업자가 약 4.8개월로 가장 짧게 나타났다. 미취업자의 경우는 적어도 7개월 이상 걸린 것으로 나타나며, 특히 실업과 기타 범주에 들어가는 청년들의 이행기간이 긴 것으로 나타난다.

이병희 외(2001, : 48-49)에서는 청년층의 졸업후 첫직장 취업까지의 기간이 이후의 임

10) 청년패널 자료에서 첫 직장에서의 종사상 지위는 다음과 같다.

임금근로자	1 215명	97.7%
고용주 및 자영업자	21명	1.6%
무급가족종사자	3명	0.2%
무응답	4명	0.3%
전 체	1 243명	100%

자료 : 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

금 수준에 음의 영향을 주는 것을 발견하고, 학교 졸업후 첫 직장의 이행기간이 길어지면 취업경험을 통한 인적자원의 축적이 저해되어 지속적으로 부정적인 영향을 미친다고 해석하고 있다.

첫 직장 근속은 가사·육아의 범주가 19개월로 취업자 및 여타 범주에 비해 가장 길었던 것으로 나타난다. 이는 구직기간과 의중임금의 관계를 분석한 Bratberg & Nilsen(1998)의 여성이 의중임금이 낮아 구직기간 짧고, 첫 직장에서도 오래 근무한다는 실증 결과와 일치한다. 반면에 학업·훈련 범주의 청년층은 첫 직장 근속이 11개월이 안 되어 가장 짧게 나타난다.

첫 직장의 임금은 대략 비슷하게 나타나나 가사·육아와 학업·훈련 범주의 청년층이 가장 작았다.

<표 4> 청년층의 첫 직장 경험, 이행기간, 근속 및 임금

(단위 : 명, 개월, 만원)

		전체		취업		실업		가사·육아		기타		학업·훈련	
첫직장 경험	무	1,322	51.6%	847	58.2%	181	32.6%	25	35.2%	160	46.9%	109	79.0%
	유	1,239	48.4%	608	41.8%	375	67.4%	46	64.8%	181	53.1%	29	21.0%
이행기간(개월)		6.9	1,202명	4.8	590명	9.4	365명	7.0	44명	8.7	175명	6.9	28명
근속(개월)		16.0	1,212명	15.7	594명	16.7	370명	19.4	44명	15.5	176명	10.9	28명
임금(만원)		83.4	1,233명	84.8	606명	85.5	373명	69.7	45명	79.8	180명	69.8	29명

자료 : 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

다음으로는 청년층의 취업의 질을 보기 위해, 첫 직장 및 현 직장의 규모, 직무일치 정도, 교육훈련 경험 등을 보았다. <표 5>에서 미취업자 청년층의 첫 직장은 1~9인 33%, 10~99인 40%로 대부분 영세한 사업장이나 소기업이며, 취업하고 있는 청년층의 현 직장도 1~9인 34%, 10~99인 40%로, 마찬가지로 대부분 영세사업장이나 소기업이다.¹¹⁾

이와 관련하여 「청년패널」 자료에서 비정규직과 정규직의 구분이 파악되지는 않지만, 청년층의 비정규직화의 심화는 여타의 연구에서도 공통적으로 나타난다. 우리나라의 비

11) 통계청, 『사업체기초통계조사보고서』, 2001년에 의하면 2000년 전체 취업자 13,604천 명 중 사업체 규모별 비율은 1~9인 45.6%, 10~99인 35.2%, 100~499인 13.2%, 500인 이상 8.7%으로 나타난다. 전체 취업자 중 비임금근로자는 3,517천 명으로 약 26%이고, 이들이 대부분 1~9인 규모에 포함되어 있음을 고려하면, 본고의 청년층이 거의 임금근로자인 것을 감안할 때 청년층의 첫 직장에서의 직장규모는 영세하였다고 판단할 수 있다.

정규직은 이미 임금근로자의 50%를 훨씬 넘어서고 있고, 더욱이 여성, 청년층, 저학력자는 비정규직화의 가능성이 매우 높다(이효수, 2002b). 15~24세 비정규직의 비율은 2000년 64.7%로 1996년 이래 지속적으로 증가하는 추세이다(안주엽 외, 2001: 24).¹²⁾ 따라서 청년층의 첫 직장에서의 비정규직 비율은 낮지 않을 것으로 추론해 볼 수 있다. 청년층의 학력간 임금격차가 1980년대 중반 이후 계속 줄어들고 있는 것도 이러한 청년층의 비정규직화 상황과 관련이 있을 것이다.¹³⁾

청년층의 첫 직장에서의 교육 및 전공 일치도는 매우 떨어지는 것으로 나타났다. <표 6>을 보면 교육 수준에 비해 낮은 직무를 담당한 비율이 39%나 되고, 전공과 전혀 일치

<표 5> 청년층 취업 직장의 규모

(단위: 명, %)

	직장 규모	인 원		직장 규모	인 원
첫직장	영세기업(1~9인)	408 (32.9)	현직장	영세기업(1~9인)	494 (34.1)
	소기업(10~99인)	493 (39.7)		소기업(10~99인)	575 (39.7)
	중기업(100~499인)	199 (16.0)		중기업(100~499인)	215 (14.8)
	대기업(500인이상)	141 (11.4)		대기업(500인이상)	165 (11.4)
	전 체	1,241 (100.0)		전 체	1,121 (100.0)

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

<표 6> 교육 수준 및 전공대비 직무 내용의 관련

(단위: 명, %)

	내 용	전 체	취 업	실 업	가사· 육아	기 타	학업· 훈련
교육수준 대비 일의 내용	수준이 낮았다	484 (39.1)	229 (37.7)	145 (38.7)	13 (28.3)	81 (44.8)	16 (55.2)
	수준이 맞았다	647 (52.2)	327 (53.8)	200 (53.3)	31 (67.4)	79 (43.6)	10 (34.5)
	수준이 높았다	106 (8.6)	51 (8.4)	30 (8.0)	2 (4.3)	20 (11.0)	3 (10.3)
	모름 무응답	2 (0.2)	1 (0.2)			1 (0.6)	
	전 체	1,239 (100.0)	608 (100.0)	375 (100.0)	46 (100.0)	181 (100.0)	29 (100.0)
전공 대비 일의 내용	전혀 맞지 않았다	527 (42.5)	247 (40.6)	152 (40.5)	18 (39.1)	96 (53.0)	14 (48.3)
	그런대로 맞았다	613 (49.5)	311 (51.2)	197 (52.5)	25 (54.3)	71 (39.2)	9 (31.0)
	아주 잘 맞았다	92 (7.4)	48 (7.9)	24 (6.4)	2 (4.3)	12 (6.6)	6 (20.7)
	모름 무응답	7 (0.6)	2 (0.3)	2 (0.5)	1 (2.2)	2 (1.1)	
	전 체	1,239 (100.0)	608 (100.0)	375 (100.0)	46 (100.0)	181 (100.0)	29 (100.0)

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

12) 대졸자 역시 비정규직 취업이 크게 늘어, 청년층 대졸자의 비정규직 비중은 (신규 학졸자 및 청년층 모두를 포함하여) 1998년 29.3%에서 2000년 41.1%로 급격하게 늘고 있다(이효수, 2002a: 7).

13) 청년층 학력간 임금격차의 축소에 대해서는 최강식(1997) 참조.

하지 않는 직무에 종사한 비율은 43%나 된다. 교육 수준에 비해 첫 직장 직무의 수준이 낮은 비율, 전공과 직무가 맞지 않는 비율은 비경제활동의 기타 범주와 학업·훈련의 범주가 유의하게 높다.¹⁴⁾ 이는 기타 및 학업·훈련의 범주에서 첫 직장을 그만둔 이유에 '교육수준 및 전공(적성)에 맞지 않아서'라는 응답 비율이 높은 것과 관계된다.

<표 7>을 보면 첫 직장 경험이 있는 미취업 청년층의 약 20%가 교육훈련의 경험이 있는데, 주로 정부 제공의 직업훈련이나 개인 부담의 직업훈련을 받았거나 현재 받고 있는 것으로 나타난다. 그런데 미취업 청년들의 첫 직장 경험에서 기업이 제공하는 업무능력 향상의 교육훈련 경험은 응답자의 6%로 매우 적게 나타난다. 이는 미취업 청년층의 첫 직장 경험에서 인적자원개발 및 축적을 위한 기업 제공 교육훈련의 경험이 매우 적었음을 의미한다. 이러한 현실은 앞에서 본 바와 같이 청년층이 대부분 영세기업 혹은 소기업에 취직을 하였거나, 아마도 대부분 비정규직으로 취업하였을 상황과 밀접하게 관련되는 것이라 판단된다.

<표 7> 미취업자 중 첫 직장 경험자의 교육훈련 경험

(단위: 명, %)

	구 분	전 체	실 업	가사·육아	기 타	학업·훈련
직업 훈련 경험	없 다	503 (79.7)	298 (79.5)	43 (93.5)	145 (80.1)	17 (58.6)
	있다. 받고 있다	128 (20.3)	77 (20.5)	3 (6.5)	36 (19.9)	12 (41.4)
	회사가 시행하는 업무능력 향상 훈련	9 (6.0)	3 (3.1)		6 (16.2)	
훈련 지원	훈련비의 일부 또는 전액을 정부가 지원하는 훈련	82 (54.3)	53 (54.1)	2 (66.7)	18 (48.6)	9 (69.2)
	전액 개인부담의 교육훈련	57 (37.7)	39 (39.8)	1 (33.3)	13 (35.1)	4 (30.8)
	기 타	3 (2.0)	3 (3.1)			

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

14) 물론 이러한 응답이 주관적인 평가에 의한 것으로 객관적인 지표를 가지고 교육 수준과 직업의 적합도를 측정한다면, 적합의 비중이 좀더 떨어지고, 과잉과 과소의 응답이 더 나올 가능성이 있다(김주섭·이상준, 2000 참조).

IV. 미취업 청년층의 희망임금 실태

1. 미취업 청년층의 희망임금 및 희망직종

취업과 실업, 비경제활동의 선택은 의중임금의 함수이다. 이에 미취업 청년층의 의중임금을 정확하게 파악하고 분석할 필요가 있다. 그런데 정확한 개념의 의중임금(reservation wage)이 청년패널 조사에서는 조사되지 않았다. 이에 본고에서는 희망임금이 대략적으로 의중임금에 비례할 것이라 가정하고, 미취업 청년층이 응답한 희망임금을 의중임금의 대리변수로서 분석을 하였다.

<표 8>에서 나타나듯이 미취업 청년들의 희망임금 수준은 시장임금 수준보다 높다. 미취업자의 평균 희망연봉은 1,713만 원으로 취업자 평균 연봉 1,236만 원보다 약 500만 원 정도 높다. 가사·육아 범주의 비경제활동 청년이 약 1,200만 원대로 가장 희망임금이 낮고, 실업자는 그보다는 조금 높은 수준이다. 기타 범주와 학업·훈련 범주의 청년층은 희망임금 수준이 높아 실업자보다 각각 약 350만 원, 500만 원 이상이다.

남녀별로는 남성의 희망임금 수준이 높았다. 비경제활동 범주 중 기타와 학업·훈련의 경우는 남녀별 희망임금의 수준 차이가 컸다. 연령별로는 15~19세가 희망임금 수준이 가장 높은 것으로 나타난다.

학력별로는 대졸 이상의 희망임금 수준이 가장 높았다. 그런데 전문대 졸업자들의 희망임금이 고졸자보다 낮다. 이는 전문대졸자의 취업가능 직업 범주가 고졸자들의 취업가능 직업 범주보다 좁고, 이에 전문대졸자들의 희망임금 수준이 더욱 현실적으로 설정되기 때문이 아닐까 추론된다. 또한 고졸 이하에 희망임금 수준이 높은 학업·훈련과 기타 범주의 비경제활동인구가 전문대졸자보다 더 많기 때문이라 판단된다. 학업·훈련 범주의 비경제활동 청년들은 학력이 낮을수록 희망임금 수준이 높다. 이러한 결과는 류재술·류기철(2002: 122)이 전문대졸 이상이 고졸보다 의중임금 수준이 더 높다는 실증 결과를 제시하고 있어, 희망임금과 의중임금 수준에 괴리가 있을 수 있음을 보여준다.

미취업자들은 주로 전문기술직이나 고급사무직에 취업하고 싶어하는 것으로 나타난다. 그리고 전문기술직이나 고급사무직을 희망하는 경우 희망임금 수준도 높게 나타난

다. 그러나 미취업자들의 희망직종 순위 3위인 판매서비스직의 경우 희망임금이 가장 높게 나타났는데, 이는 개인사업 및 창업을 준비하고 있는 미취업 청년 243명 중에 판매서비스직을 희망하고 있는 청년이 142명으로 거의 60%나 되는 사실과 관련된다. 개인사업 및 창업을 준비하고 있는 청년층의 희망임금 수준은 2,180만 원으로 가장 높다.

반면에 하급사무직이나 기능조립직을 희망하는 청년의 경우 희망임금 수준은 가장 낮았다. 하급사무직을 희망하는 청년층의 희망임금은 약 1,200만 원대로 판매서비스직에 비해 700만 원이나 낮았다. 특이한 것은 학업·훈련 범주에 있는 청년의 경우 하급사무직 직종을 희망하여도 희망임금 수준은 1,850만 원을 원하고 있다. 이는 이 범주에 있는 청년들이 학력이 낮을수록 희망임금 수준이 높은 것과도 관련되며, 이들이 아직 시장임금의 현실을 잘 모르기 때문에 그런 것이 아닐까 추측된다.

〈표 8〉 미취업 청년층의 희망연봉

(단위: 만원, 명)

		전 체		실 업		가사·육아		기 타		학업·훈련	
전 체		1,713.3	1,077	1,556.1	551	1,211.7	61	1,905.1	336	2,123.0	129
성 별	여자	1,445.3	522	1,327.9	256	1,210.9	56	1,569.2	146	1,836.9	64
	남자	1,965.5	555	1,754.0	295	1,220.0	5	2,163.2	190	2,404.6	65
연령별	15~19세	2,017.5	206	1,898.8	59	1,200.0	6	2,034.9	71	2,170.0	70
	20~24세	1,511.9	613	1,389.2	332	1,213.2	54	1,761.0	187	1,769.0	40
	25~29세	1,949.1	258	1,775.9	160	1,200.0	1	2,132.4	78	2,694.7	19
학력별	고졸 이하	1,727.3	647	1,526.3	300	1,175.4	50	1,956.3	209	2,181.8	88
	전문대졸	1,554.2	227	1,468.0	138	1,415.6	9	1,661.6	68	2,041.7	12
	대졸 이상	1,848.6	202	1,744.6	112	1,200.0	2	2,004.2	59	1,977.9	29
희망 직종별	기능조립직	1,516.5	117	1,471.1	70	1,000.0	4	1,612.2	37	1,800.0	6
	고급사무직	1,639.4	238	1,535.9	147	1,250.0	4	1,754.1	69	2,131.1	18
	하급사무직	1,182.9	113	1,196.4	77	1,058.7	15	1,156.3	19	1,850.0	2
	전문기술직	1,879.5	379	1,655.6	157	1,472.7	11	1,950.4	129	2,251.2	82
	판매서비스직	1,946.8	199	1,811.3	86	1,260.4	23	2,376.2	73	1,717.6	17

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

2. 희망임금과 시장가능임금의 차이 분석

희망임금을 의중임금의 대리변수로 본다면 미취업 청년의 희망임금이 현재 노동시장의 시장임금보다 높기 때문에 취업하지 않고, 구직활동을 하거나 아니면 비경제활동을 선택하는 것이라 볼 수 있다. 그러면 이러한 희망임금이 청년층이 바로 노동시장에 나아갔을 때 받을 수 있는 시장임금에서 얼마나 괴리되어 있는 것일까?

이를 분석하기 위해 본고에서는 현재 취업하고 있는 청년층의 임금함수의 회귀분석으로부터 미취업자의 잠재적인 시장임금을 추산해 보았다.

청년층의 임금함수는 Heckman(1979)의 선택편의 모형에 의해 추정하였다. 선택편의 모형은 취업한 청년층의 경우 취업을 선택한 이유가 그들의 의중임금이 시장임금보다 낮기 때문인데, 의중임금이 시장임금보다 높은 청년들은 시장에 나오지 않았고 따라서 그들의 임금은 관측되지 않았기 때문에 청년층 전체의 임금함수를 추정할 때 시장임금이 관측되지 않는 미취업 청년층도 고려해야 한다는 것이다.

Heckman(1979)의 선택편의 모형은 다음과 같다.

$$y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + e_{1i} \quad (1)$$

$$y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + e_{2i}, \quad \text{if } y_{2i}^* > 0, \quad y_{2i} = 1 \\ \text{otherwise}, \quad y_{2i} = 0 \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

두 식에서 오차항은 정규분포로 평균은 0이고, 분산은 각각 σ_1^2 , σ_2^2 으로 가정한다. 식 (1)은 취업자의 임금함수라 하자. 식 (2)의 y_{2i}^* ($y_{2i}^* = X_{2i}\beta_2 + e_{2i}$ 라 가정)를 관측되지는 않지만 시장임금에서 의중임금을 빼준 것이라 하면, $y_{2i}^* > 0$ 이면 취업을 하고, $y_{2i}^* \leq 0$ 이면 취업하지 않을 것이다. 즉 식 (2)는 취업과 미취업의 선택을 나타내는 함수이다. 그러면 식 (1)은 $y_{2i}^* > 0$ 인 경우만 관측되는 것이고, 식 (1)을 OLS로 추정하면 $E(y_{1i} | X_{1i}) = X_{1i}\beta_1 + E(e_{1i} | e_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2)$ 가 되고, $E(e_{1i} | e_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = 0$ 이 되지 않기 때문에 편의가 발생하고 불편 추정량을 얻을 수 없다.

Heckman(1979)에 의하면,

$$E(e_{1i} | e_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2} \lambda_i \quad (3)$$

〈표 9〉 취업 선택 프로빗 분석과 취업자 임금함수 회귀분석 변수의 정의 및 통계량

	변수명	라 벨	정 의	평 균	편 차
종속변수	CHOICE	취업선택	취업=1, 미취업=0	0.5664	0.4957
	WAGE	임금	월평균임금(만원)	101.1586	44.1181
인적속성 변수	DSEX	성별 더미	여성=0	0.5461	0.4979
	DEDU1	전문대졸 더미	고졸이하=0	0.2585	0.4379
	DEDU2	대졸 더미	"	0.2027	0.4021
	DMARR	혼인 더미	미혼=0	0.1234	0.3290
	AGE	연령		23.4336	3.1020
	AGE2	연령제곱		558.7540	146.0956
	DTRAIN	직업훈련경험 더미	직업훈련경험무=0	0.1619	0.3685
	DQUAL	자격증소지 더미	자격증소지없음=0	0.5091	0.5000
가구속성 변수	INCOME	타가구원소득	월소득	129.5988	129.1617
	DFEDU1	아버지중졸 더미	아버지초등졸이하=0	0.2537	0.4352
	DFEDU2	아버지고졸 더미	"	0.3571	0.4793
	DFEDU3	아버지전문대졸이상 더미	"	0.1075	0.3099
	DHOST1	가구주더미	양부모=0	0.1884	0.3911
	DHOST2	편부, 편모, 가구주배우자 더미	"	0.2425	0.4287
노동시장 변수	DFEMP	노동시장경험 더미	첫직장무경험=0	0.4838	0.4998
	UNEMPR	지역별,성별 실업률		3.2492	1.0170
직종더미 변수	DWJOB1	희망기능조립직 더미	희망하급사무직=0	0.1251	0.3308
	DWJOB2	희망고급사무직 더미	"	0.2153	0.4111
	DWJOB3	희망전문기술직 더미	"	0.3555	0.4788
	DWJOB4	희망판매서비스직 더미	"	0.2198	0.4142
	JOB1	기능조립직 더미	하급사무직=0	0.2306	0.4213
	JOB1	고급사무직 더미	"	0.1748	0.3799
	JOB3	전문기술직 더미	"	0.2395	0.4269
	JOB4	판매서비스직 더미	"	0.2072	0.4054

주: 통계량은 각 변수에 따라 전체의 표본과 미취업자, 취업자의 표본에서 각각 추출하였음.
자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

통계청, 「2002년 4/4분기 지역별·성별 실업률」.

여기서 $\lambda_i = \frac{\phi(Z_i)}{\Phi(-Z_i)}$ 이고, $Z_i = -\frac{X_{2i}\beta_2}{\sigma_2}$ 이다. λ_i 는 inverse Mill's ratio이며 그 값은 취업을 선택할 확률이 높은 청년은 크고, 취업을 선택할 확률이 낮은 사람은 작게 된다.

식 (2)를 먼저 프로빗 모형으로 $\hat{\beta}_2$ 와 $\hat{\sigma}_2$ 를 구하고, 이로부터 Z_i 의 값을 구하여 각 개인들의 λ_i 를 구해 이를 식 (1)에 넣어 선택편의를 교정하는 회귀식을 만들면 다음과 같이 된다.

$$y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \gamma\lambda_i + e_{1i} \tag{4}$$

본고에서는 식 (4)를 추정하였다. 취업 선택의 프로빗 모형에는 인적 속성 변수와 가구변수, 직업훈련과 자격증 변수, 노동시장 경험 변수 등이 들어간다. 프로빗 모형과 임금함수 회귀모형에 들어가는 변수들을 정의하면 앞의 <표 9>와 같다. 프로빗 모형의 표본은 취업자와 미취업자 모두가 들어가며, 임금함수 회귀모형의 표본은 취업자만이다.

취업 선택의 프로빗 모형의 결과는 <부표 1>에 소개하였다.¹⁵⁾

프로빗 모형에서 각 개인의 취업 선택적 요인을 나타내는 개별 특성(LAMBDA)을 구하여 임금함수에 넣고 회귀분석을 하였다. 독립변수로는 성별, 학력, 혼인, 연령, 직업훈련, 자격 소지, 첫 직장경험, 기능조립직 더미, 고급사무직 더미, 전문기술직 더미, 판매서비스직더미가 들어갔다. 이 회귀분석 결과는 <부표 2>에 소개하였다.

식 (4)의 취업자 회귀분석에서 $\hat{\beta}_1$ 와 $\hat{\gamma}$ 를 구하고, $\hat{y}_i = X_i\hat{\beta}_1 + \hat{\gamma}\lambda_i$ 의 식에 미취업자의 개별 관측치(X_i, λ_i)를 대입하여 시장가능임금(\hat{y}_i)을 추정하였는데, 이 때 직종은 미취업자의 희망직종 더미를 넣어서 계산하였다. 따라서 시장가능임금은 미취업자가 희망직종에 취업하였을 때 받을 수 있는 시장임금이 된다. 미취업자의 희망임금에서 시장가능임금을 뺀 차이를 가지고 각 범주별로 평균을 내어 본 것이 <표 10>이다.¹⁶⁾

15) 취업선택의 프로빗 모형의 결과 여성, 연령이 높을수록, 미혼, 자격증 소지자는 취업을 선택할 확률이 높았다. 대졸자 및 여타가구원소득은 취업을 택할 확률이 낮았다. 가구주는 취업을 선택할 확률이 높았다. 첫직장 경험은 취업을 선택할 확률을 크게 낮추는 것으로 나타났다. 실업률도 취업을 선택할 확률을 낮추는 것으로 나타났다.

16) 월희망임금과 시장가능임금과의 차이가 200만원을 넘는 경우가 33명이 있었는데, 좀 더 무니없는 희망임금이라 생각되어 분석에서 제외하였다.

〈표 10〉 미취업자의 월 희망임금과 시장가능임금의 차이

(단위: 만원, 명)

	구분	전체		실업		가사·육아		기타		학업·훈련	
전체		27.9	855	18.6	439	6.0	53	37.9	262	54.0	101
성별	여자	23.4	422	14.0	204	6.0	49	35.1	118	50.6	51
	남자	32.3	433	22.5	235	5.8	4	40.3	144	57.4	50
연령별	15~19세	52.8	159	40.2	45	21.3	6	49.4	56	71.0	52
	20~24세	22.3	497	15.8	268	4.0	47	36.7	149	36.0	33
	25~29세	22.0	199	16.7	126			29.7	57	36.1	16
학력별	고졸 이하	30.2	499	19.1	230	5.6	43	39.5	161	62.6	65
	전문대졸	21.5	191	13.7	116	10.9	9	34.7	58	49.8	8
	대졸 이상	28.4	165	23.2	93	-21.0	1	36.3	43	35.4	28
가족구성	가구주	20.8	36	16.5	27			9.7	7	118.5	2
	부모 생존	29.9	578	18.6	299	17.4	9	37.1	192	57.1	78
	배우자, 기타	24.1	241	19.0	113	3.7	44	43.5	63	36.3	21
희망직종	기능조립직	17.6	90	12.8	55	-19.5	4	28.3	26	44.6	5
	고급사무직	16.6	187	12.5	112	-6.7	3	25.0	59	19.9	13
	하급사무직	12.2	94	12.5	64	0.8	13	13.6	15	68.5	2
	전문기술직	36.9	299	22.4	125	18.5	11	43.7	100	57.9	63
	판매서비스직	38.4	159	29.1	72	9.4	19	54.4	54	64.4	14

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

미취업자 전체적으로는 월 희망임금이 시장가능임금보다 약 28만 원 많다. 미취업자의 각 범주별로 보면 가사·육아의 범주가 6만 원으로 월 희망임금과 시장가능임금의 차이가 가장 작았다. 다음으로 실업자가 19만 원의 차이를 보였는데, 기타 범주에 속하는 비경제활동 청년층은 시장임금보다 월 희망임금이 38만 원이 더 많았고, 학업·훈련 범주에 속하는 비경제활동 청년층은 무려 54만 원이나 많았다.

성별로는 남자의 월 희망임금과 시장가능임금의 차이가 여성보다 약 9만 원 더 많은 것으로 나타났다. 연령별로 보면 15~24세의 연령층이 약 53만 원으로 월 희망임금과 시장가능임금의 차이가 가장 크다. 학력별로 보면 고졸자의 월 희망임금이 시장가능임금보다 30만 원으로 가장 큰 차이를 보인다.

가구주인 청년보다 부모와 같이 사는 청년의 희망임금과 시장가능임금 차이가 더 컸다. 전문기술직을 희망하는 경우 월 희망임금이 시장가능임금보다 37만 원 높았다. 판매서비스직은 희망임금과 시장가능임금의 차이가 38만 원으로 가장 크게 나타나는데, 이는 임금함수 추정에서 판매서비스직 더미의 계수값이 작아 시장가능임금은 작게 추정되는데 비해, 미취업자 중 판매서비스직을 희망하는 청년들은 대부분 개인사업 및 창업을 준

비하고 있어 희망임금이 커서 그 격차가 크게 나타났다고 판단된다.

이상에서 희망임금을 의중임금의 대리변수라고 가정한다면, 희망임금의 수준이 시장임금에 많이 근접할수록 실업을 선택하게 되고, 반면에 시장임금에서 많이 차이가 날 때 비경제활동을 선택하게 되는 것은 아닐까 잠정적인 판단을 내려볼 수 있다.¹⁷⁾ 가사·육아 범주의 경우 희망임금 수준과 시장가능임금 수준의 차이는 작지만, 이들의 경우 현실적인 노동시장 진입이 어려운 데 따르는 실망실업의 경우가 아닐까 생각이 된다. 왜냐하면, <표 3>에 나타나듯이 이들의 향후 계획에서도 취업이 차지하는 비율이 과반을 넘고 있기 때문이다.

V. 미취업 청년의 실업과 비경제활동의 선택 요인

1. 실증분석 모형

앞 장에서 비경제활동을 선택한 청년층의 희망임금과 시장가능임금의 차이가 실업을 선택한 청년들보다 훨씬 더 큰 것을 보았지만, 미취업 청년층의 실업 및 비경제활동 선택이 어떤 요인에 의해 이루어지는가를 파악할 필요가 있다. 본고에서는 이를 분석하기 위해 다항로짓 모형을 이용하였다. 다항로짓 모형은 청년층의 선택지가 취업, 실업, 비경제활동으로 나누어질 때 각각의 선택확률이 어떤 변수에 의해 얼마나 영향을 받는가를 판단할 수 있게 한다.¹⁸⁾

청년층의 선택을 위한 모형은 다음과 같다.¹⁹⁾

-
- 17) 희망임금이 의중임금의 완벽한 대리변수가 아닌 것은 <표 10>에서 희망임금과 시장가능임금의 차이가 음으로 나타나는 경우로도 판단할 수 있다. 희망임금이 의중임금의 완벽한 대리변수라면 그 경우 미취업의 비경제활동상태에 머무르지 않았을 것이다.
- 18) 취업과 실업, 비경제활동 중에서 선택의 선호가 있다고 볼 수도 있다. 즉 취업을 제일 선호하고, 다음 실업, 마지막으로 비경제활동을 선택한다고 볼 수도 있다. 그러나 개인의 효용극대화에서 취업보다 실업상태를, 비경제활동보다 실업상태를 앞에 놓을 이유는 없다. 이에 본고에서는 선택지에 순서가 없는 다항로짓 모형을 이용하였다.
- 19) Greene(2000: 859-862), 참조

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{\sum_{k=0}^2 e^{\beta_k x_i}}, \quad j=0, 1, 2. \quad (5)$$

여기서 $\beta_0 = 0$ 의 벡터를 가정하면 위의 확률은 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_i = j) &= \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^2 e^{\beta_k x_i}}, \quad j=1, 2. \\ \text{Prob}(Y_i = 0) &= \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^2 e^{\beta_k x_i}}, \quad j=1, 2. \end{aligned} \quad (6)$$

추정은 다음의 로그우도함수를 극대화하여 이루어진다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^2 d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j) \quad (7)$$

여기서 d_{ij} 는 i 가 j 를 선택하였을 때 1이고, 나머지는 0이다. 이를 극대화조건으로 풀면 β_j 를 구할 수 있다.

2. 취업, 실업, 비경제활동의 선택 요인

다항로짓 모형을 추정해서 얻는 계수값들인 β_j 는 독립변수들의 기준 0에 대한 $j(=1, 2)$ 의 선택확률을 나타내는 것으로 독립변수들의 각 선택에 대한 한계적 영향을 보여주는 것은 아니다. 이에 각 범주의 선택에 대한 독립변수의 한계적 영향(marginal effects)을 보기 위해 식 (5)를 독립변수들로 미분하면 독립변수의 한계적 영향을 나타내는 계수값을 구할 수 있다.

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j[\beta_j - \sum_{k=0}^2 P_k \beta_k] = P_j[\beta_j - \bar{\beta}] \quad (8)$$

δ_j 들의 추정 결과가 <표 11>이며, 추정은 청년층의 취업 등 경제활동 선택에서 남녀 별로 차이가 있을 것이라 가정하여 남자와 여자의 샘플로 각각 이루어졌다.

학력은 대체로 취업, 실업 및 비경제활동의 선택에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 다만 여성의 경우 대졸 이상의 학력은 비경제활동을 선택할 확률을 높인다. 혼

<표 11> 취업과 실업, 그리고 비경제활동 선택의 다항로짓 추정결과

	변수	취업을 선택할 확률에 대한 한계적 영향			실업을 선택할 확률에 대한 한계적 영향			비경제활동을 선택할 확률에 대한 한계적 영향		
		계수값	표준오차	유의확률	계수값	표준오차	유의확률	계수값	표준오차	유의확률
여성	Constant	-3.4969	2.3135		-0.9856	1.8667		4.4825	1.4267	***
	DEDU1	0.0512	0.0425		-0.0161	0.0318		-0.0350	0.0310	
	DEDU2	-0.0921	0.0587		0.0167	0.0440		0.0754	0.0414	*
	DMARR	-0.4550	0.0896	***	0.0974	0.0614		0.3576	0.0566	***
	AGE	0.4107	0.2177	*	0.0292	0.1753		-0.4399	0.1345	***
	AGE2	-0.0087	0.0051	*	-0.0007	0.0041		0.0094	0.0032	***
	DTRAIN	-0.0388	0.0453		-0.0036	0.0348		0.0425	0.0306	
	DQUAL	0.1113	0.0345	***	-0.0262	0.0261		-0.0851	0.0240	***
	INCOME	-0.1158	0.0138	***	0.0467	0.0100	***	0.0691	0.0102	***
	DFEDU1	-0.0123	0.0466		0.0062	0.0353		0.0061	0.0318	
	DFEDU2	-0.0001	0.0443		0.0009	0.0337		-0.0008	0.0306	
	DFEDU3	0.0012	0.0655		-0.0101	0.0512		0.0089	0.0440	
	DHOST1	0.1867	0.0973	*	-0.0820	0.0724		-0.1047	0.0840	
	DHOST2	-0.0129	0.0427		0.0196	0.0323		-0.0068	0.0301	
	DFEMP	-0.2473	0.0354	***	0.1870	0.0275	***	0.0603	0.0243	**
UNEMPR	-0.0547	0.0261	**	0.0530	0.0203	***	0.0017	0.0176		
sample	1037			log-likelihood	-1016		significance level	0.0000		
남성	Constant	-1.0236	0.7873		0.0804	0.5728		0.9432	0.4268	**
	DEDU1	0.0190	0.0325		-0.0020	0.0244		-0.0170	0.0192	
	DEDU2	-0.0379	0.0368		0.0211	0.0275		0.0167	0.0212	
	DMARR	0.0241	0.0565		-0.0490	0.0419		0.0250	0.0349	
	AGE	0.1346	0.0659	**	-0.0406	0.0480		-0.0941	0.0360	***
	AGE2	-0.0023	0.0014	*	0.0006	0.0010		0.0017	0.0007	**
	DTRAIN	-0.0094	0.0340		0.0057	0.0247		0.0037	0.0197	
	DQUAL	0.0509	0.0264	*	0.0067	0.0194		-0.0576	0.0159	***
	INCOME	-0.0915	0.0067	***	0.0532	0.0051	***	0.0383	0.0046	***
	DFEDU1	0.0816	0.0343	**	-0.0631	0.0264	**	-0.0186	0.0191	
	DFEDU2	-0.0056	0.0321		-0.0018	0.0237		0.0074	0.0179	
	DFEDU3	0.0199	0.0451		0.0155	0.0324		-0.0354	0.0260	
	DHOST1	0.1998	0.0502	***	-0.0654	0.0357	*	-0.1344	0.0373	***
	DHOST2	-0.0366	0.0316		0.0150	0.0236		0.0216	0.0167	
	DFEMP	-0.1444	0.0286	***	0.1133	0.0226	***	0.0311	0.0158	**
UNEMPR	-0.0295	0.0127	**	0.0164	0.0095	*	0.0132	0.0072	*	
sample	1,240			log-likelihood	-1,144		significance level	0.0000		

주: * 는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01의 유의수준.

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

인 변수는 여성의 경우 취업을 선택할 확률은 크게 낮추고, 비경제활동을 선택할 확률을 크게 높이는 것으로 나타난다. 이는 여성이 혼인과 함께 가사·육아의 범주로 들어갈 가

능성이 매우 크기 때문이라 판단된다. 남성의 경우는 혼인 여부가 경제활동의 선택 여부에 영향이 없는 것으로 나타난다. 남녀 공히 연령이 높을수록 취업할 확률이 높아지고, 연령이 낮을수록 비경제활동을 선택할 확률이 높아진다.

직업훈련은 남녀 공히 취업, 실업, 비경제활동의 선택에 모두 무관한 것으로 나타난다. 반면에 자격증 소지는 남녀 모두에서 취업의 선택확률을 높이는 것으로 나타났고, 비경제활동의 선택확률을 낮추는 것으로 나타난다. 이는 청년층의 취업 의욕을 고취하고 비경제활동의 의사를 감소시키는 데 있어 자격제도가 중요한 역할을 할 수 있음을 의미하는 것이어서 흥미롭다.

타가구원의 소득은 취업을 선택할 확률을 크게 낮추고, 실업 및 비경제활동을 선택할 확률을 높이는 것으로 나타난다.²⁰⁾ 아버지의 학력은 취업 및 실업, 그리고 비경제활동의 선택에 무관한 것으로 나타나나, 남자의 경우 아버지 학력이 중졸일 경우 취업의 확률은 높고, 실업을 택할 확률은 낮은 것으로 나타난다. 가구주일 경우 취업을 선택할 확률은 남녀 공히 아주 크게 높다. 남자의 경우는 가구주일 경우 비경제활동 및 실업을 선택할 확률이 낮다.

첫 직장의 경험은 남녀 공히 취업을 선택할 확률을 크게 낮추는 것으로 나타난다. 반면에 실업을 선택할 확률은 크게 높이는 것으로 나타나며, 비경제활동의 선택도 높이는 것으로 나타난다. 지역별·성별 실업률은 취업을 선택할 확률을 낮추고, 실업을 선택할 확률을 높이는 것으로 나타난다.

첫 직장의 경험이 취업을 선택할 확률을 크게 낮추는 것은 의미있는 결과라고 생각된다. 이병희 외(2001: 48)에서는 직업세계 정착과정에서의 (비정규직 경험을 비롯한) 불안정한 노동시장 경험의 누적은 이후에도 지속적으로 부정적인 영향을 미치는 것을 발견하고 있고, 직장경험 횟수가 많을수록 이후의 임금에 음의 영향을 미치는 것을 발견하고 있다. 더욱이 청년패널 조사에서 청년층의 첫 직장 입사년도는 76%가 1995년도 이후로 청년층 노동시장 상황이 상당히 악화되어 있는 시점에서 첫 취업을 한 것이라 볼 수 있다. 그렇다면 첫 직장에서 불안정한 취업을 경험한 청년층은 그러한 상태의 취업을 꺼릴 것이고, 따라서 본고의 분석 결과처럼 취업의 선택확률을 낮추게 될 것이다.

20) 이러한 결과는, 청년층은 아니지만 구직활동의 영향요인을 분석하면서 인적 속성 변수 외에 희망취업변수, 가구자원변수, 사회자원변수를 고려하여 분석한 결과 가구자원변수들이 구직자의 직업탐색활동에 별다른 영향을 미치고 있지 않다는 이병훈(2002)의 분석 결과와 다르다. 그 이유는 이병훈(2002)이 구직자만의 자료를 이용하였기 때문이 아닐까 추측된다.

또한, 전술하였듯이 청년층의 첫 직장은 1~9인 32%, 10~99인 39%로 대부분 영세한 사업장이나 소기업이며, 청년층의 현 직장도 1~9인 34%, 10~99인 40%로 마찬가지로 영세사업장이나 소기업이다. 이러한 현실은 청년층에 있어 비정규직의 확대와 함께 좋은 일자리(decent job)의 소멸을 의미한다(안주엽 외, 2001: 24).

첫 직장의 경험에서 특히 교육훈련 경험은 아주 중요할 것이라 생각된다. 신규 학습자의 지식·숙련 등이 기업체에서 필요로 하는 지식·숙련과 일치한다면, 청년층의 취업은 용이하게 된다. 그러나 현재의 교육이 그 내용과 질에 있어서 기업체에서 필요로 하는 내용과 괴리가 있는 것은 분명하며, 이에 노동시장 진입 이후 기업에서의 교육훈련의 중요성이 크게 부각된다.²¹⁾²²⁾

그런데 <표 7>에서 보았듯이 미취업 청년들의 첫 직장 경험에서 기업이 제공하는 업무능력 향상의 교육훈련 경험은 응답자의 6%로 매우 적게 나타난다. 이는 청년층의 첫 직장 경험에서 인적자원개발 및 축적을 위한 기업 제공 교육훈련이 매우 적었음을 의미한다.

청년층 비정규직의 심화라는 현실과 다수 청년층의 영세사업장 취직으로 청년층 취업의 질은 낮다고 판단할 수 있다. 더욱이 청년층이 경험한 비정규직 노동시장은 정규직 노동시장과 분단되어 있어, 비정규직 노동시장에 있는 노동력이 정규직 노동시장으로 탈출할 확률은 1%도 되지 않는다(이효수, 2002b: 266).

결국 청년층에게 있어 첫 직장 경험은 이렇게 대부분 영세한 사업장이나 소기업에 취업하여 인적자원 축적도 제대로 되지 않는 현실에 대한 인식을 의미한다. 더욱이 직업경력에 경로 의존성이 크게 나타나고 있는 현실은 선부른 취업을 꺼리게 할 것이다. 이미 노동시장의 현실을 경험한 청년들이 취업의 선택에 극히 신중을 기하게 되며, 현재 즉시 취업 가능한 직장보다는 취업의 질이 보장되는 직장을 탐색하거나²³⁾²⁴⁾ 혹은 좋은 직장(일자리)를 위해 인적자원에 투자하거나 다른 여타의 활동(창업 및 개인사업 준비)을 모

21) 강무섭 외(2001: 68-69)에서는 학업·훈련을 받은 신입사원들이 학업·훈련이 업무수행에 아주 긍정적인 조사 결과를 보이고 있다. 연구자들은 그러한 사실이 학교에서 교육이 기업 현장과 크게 괴리되어 나타나는 현상이라 평가한다.

22) 청년패널 자료에서도 취업의 어려움 이유 중에 학력·기능·자격이 맞지 않는다는 응답의 비중이 20%대로 높다.

23) 남재량(2002: 97-98)에 의하면 현재 청년층의 실업문제는 청년층의 입직이 원활하지 않아서가 아니라, 이직이 높기 때문이다.

24) 이병희 외(2001: 48-49)에서도 청년층의 빈번한 job shopping이 더 나은 일자리의 획득과정이 아니라고 파악한다.

색하는 것은 합리적이라 판단된다.²⁵⁾

VI. 결 론

본고에서는 청년층의 미취업 문제를 공급 측면에서 파악할 수 있는 실업 및 비경제활동의 요인을 분석해 보았다. 분석의 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 미취업자 중 실업과 비경제활동인구의 인적 속성은 별 차이가 없다. 가정환경 측면에서 가구주인 경우는 취업 및 실업의 비율이 높으며, 타가구원 소득이 많은 경우 비경제활동이나 실업의 비율이 높다.

둘째, 미취업자의 66% 이상 대부분이 향후 취업을 계획하고 있어 실업과 비경제활동의 구분이 모호하다. 다만 실업자는 사업체 취직을 준비하는 비율이 높은 반면 비경제활동 청년층은 개인사업 및 창업을 준비하는 비율이 상대적으로 많았다.

셋째, 미취업 청년층의 첫 직장 경험은 영세기업 및 소기업이 대부분이었고, 교육 수준 및 전공과 직무 불일치가 심하며, 기업이 제공하는 교육훈련을 받은 경험은 극히 적은 것으로 나타나, 취업의 질이 좋지 않았음을 알 수 있다.

넷째, 취업자 임금합수로부터 미취업자의 시장가능임금을 추정하고 희망임금과 시장가능임금의 차이를 계산하였을 때 실업보다는 학업·훈련 범주나 기타 범주에 속하는 비경제활동 청년에게서 그 차이가 크게 나타났다. 성별로는 남성의 희망임금이 시장가능임금보다 훨씬 더 높았으며, 연령이 적을수록 시장가능임금보다 희망임금이 높았다. 학력별로는 고졸이 희망임금과 시장가능임금의 차이가 컸다.

다섯째, 취업과 실업, 비경제활동의 선택에서 혼인변수는 여성의 경우 취업을 선택할 확률은 크게 낮추고, 비경제활동을 선택할 확률은 크게 높이는 것으로 나타난다. 연령이 높을수록 취업을 선택할 가능성이 높아지며, 연령이 낮을수록 비경제활동을 택할 가능성이 높다. 자격증 소지는 취업 선택을 높이며, 비경제활동 선택을 낮추는 것으로 나타났다. 타가구원 소득은 취업을 선택할 확률을 크게 낮추고, 비경제활동 및 실업을 선택

25) 이병희(2001b: 120)에 의하면 직장이동 횟수가 많을수록 비정규직으로 재취업할 가능성이 높은 것으로 나타난다. 그렇다면 현재 자신에게 맞지 않는 직장이라도 취업해서 경력을 쌓는 것은 불리한 행동이 될 수 있다.

할 확률을 높이는 것으로 나타났다. 가구주일 경우 취업 선택의 확률은 크게 높고, 비경제활동의 선택확률은 크게 낮다. 첫 직장의 경험은 취업을 선택할 확률은 크게 낮추며, 실업을 선택할 확률을 크게 높이고, 비경제활동을 선택할 확률도 높이는 것으로 나타난다.

본고에서는 청년층의 실업 및 비경제활동의 선택을 설명하는 변수로서 희망임금을 분석해 보았다. 이 희망임금이 의중임금과는 분명히 다르기 때문에 희망임금의 분석으로부터 나온 결과를 일반화하기는 힘들다. 그러나 대체로 희망임금이 의중임금과 비례한다고 보면 실업을 선택하는 청년층보다 비경제활동의 기타 및 학업·훈련의 범주를 선택하는 청년층의 희망임금과 시장가능임금과의 차이가 더 큰 것을 알 수 있었다. 이에 의중임금과 시장임금의 차이가 작으면 구직활동을 적극적으로 하고 의중임금과 시장임금의 차이가 많이 나면 구직활동보다는 여타의 비경제활동을 선택하는 것이 아닐까 하는 결론을 잠정적으로 내려 볼 수 있다.

이러한 분석 결과로부터 나타나는 시사점은 청년층의 취업에 대한 대책은 먼저 희망임금 수준을 낮추는 것이다. 저연령층의 고졸자의 경우 시장가능임금보다도 희망임금 수준이 훨씬 더 높는데, 이는 올바른 취업정보로 희망임금 수준을 낮출 수 있을 것이다. 이와 관련하여 직업에 대한 구체적인 정보체계를 갖추고, 교육·노동시장에 대한 종합 정보체계를 구축하여 청년층에게 충분한 정보를 제공할 필요가 있다.

동시에 교육과 연계된 작업장 훈련경험을 갖도록 하는 산·학 연계를 강화할 필요가 있다(OECD, 2000: 91-106). 아울러 미취업 청년층을 대상으로 근로경험과 교육훈련을 적절하게 연계하고, 상담과 취업알선 등의 다양한 지원활동을 개인별로 심층적으로 실시하는 체계화된 종합적 고용프로그램의 마련이 필요하다. 이러한 조치는 청년층 취업에서 직무와 전공 및 교육 수준의 불일치가 심한 문제도 동시에 해결할 수 있을 것이다.

본고의 분석 결과 청년층의 첫 직장 경험이 취업의 선택 확률은 크게 낮추고, 실업 및 비경제활동의 선택을 높이고 있는 것은 중요한 함의를 갖는다고 판단된다. 그것은 현재 청년층 취업의 질이 매우 악화되어 있고, 청년층에게 제공되는 좋은 일자리가 매우 적어 장기간 구직활동을 하거나 아예 비경제활동(인적자본 투자나 창업 준비 등)을 선택하는 상황을 말해주는 것이라 볼 수 있다. 이에 청년층 실업대책은 (정부지원 인턴제와 같이 비정규직을 양산하는) 단기적인 목표에 치우치지 말고,²⁶⁾ 근로경험의 배양 및 취업능력

26) 선진 주요국에서는 청년층 노동시장정책으로 탈규제와 노동시장 프로그램이 제시되고 있다. Ryan(2001)의 검토에 의하면 임금 및 고용 유연화의 탈규제의 정책은 그 효과가 분명

의 제고 등 보다 안정적인 일자리를 찾는 데 기여하는 방향으로 개선되어 나갈 필요가 있다.

지식정보사회에서 가장 중요한 지식노동력은 생산활동과 더불어 끊임없이 개발·축적 되는 것이기 때문에 좋은 일자리의 소멸이나 비정규직 위주의 인력 채용은 인적자본 축적 구조의 악화를 가져와 기업의 장기적 생산능력을 약화시킬 것이다. 이를 방지하기 위해서는 이를 위해서 기업이 정규직을 비정규직으로 대체하기보다는 정규직으로 유지하면서 효율성과 생산성을 제고하는 전략을 선택하여 인적자본의 축적 구조를 유지하고 동시에 좋은 일자리를 유지하게 하는 인센티브를 주는 정책을 실시해야 한다. 구체적으로는 비정규직 양산을 막기 위해 고용계약 기간을 제외하고는 비정규직에 대해 어떠한 차별적 대우도 불가능하게 하는 제도적 장치가 필요하다(이효수, 2002a).

마지막으로 본고의 분석에 따르면 청년층에 대한 직업훈련은 경제활동참가 및 구직활동의 촉진, 혹은 임금에 아무런 영향을 못미치는 것으로 나타났다. 이는 우리나라 직업훈련의 전반적인 문제점을 나타내는 것이라 생각되며, 취업에 도움이 되고 직업경력에 도움이 되는 직업훈련으로 내실화되어야 할 것이라 생각된다. 반면에 자격증은 취업을 택할 확률을 유의하게 높이고 비경제활동 선택은 약화시키는 것으로 나타났다. 이는 자격증을 취득하는 과정에서 그 자격증으로 종사할 수 있는 직업들에 대한 정보를 얻을 수 있고, 그에 맞게 의중임금 수준을 설정하고 직업선택 및 구직활동을 하게 되기 때문이라 생각된다. 따라서 자격제도의 개선은 청년층의 실업문제를 해결하는 중요한 역할을 할 수 있을 것이라 생각한다.

본고에서는 자료의 한계로 인하여 의중임금을 분석하지 못하고 희망임금을 의중임금의 대리변수로 분석하였으며, 정규직·비정규직의 구분을 통해서 청년층 취업의 질을 정확하게 파악하지는 못하였다. 이에 청년층 취업의 질에 관해서는 타인의 연구에 많이 의존하여, 정확한 판단밖에 내릴 수 없었다. 아울러 미취업자들, 특히 비경제활동 청년의 구체적 상황에 대한 정보가 부족하여 더 심층적인 분석은 불가능하였다. 앞으로 미취업자들에 대한 정확한 정보자료가 구축되면 보다 깊이있는 분석이 가능할 것이라 생각되며, 이는 추후의 연구과제라고 생각된다.

하지 않다. 여러 가지 노동시장 프로그램의 효과는 일반적으로 유럽의 나라가 미국보다 그 효과가 분명하게 나타나며 각 프로그램별로 차이가 있지만, 도제훈련이 가장 분명한 효과를 보이는 것으로 나타난다.

참고문헌

- 강무섭 외. 『학교에서 직업세계로의 원활한 이행 연구 - 이행실태 및 정책과제-』, 대통령자문 교육인적자원정책위원회, 2001.
- 김주섭 · 이상준. 『학력과잉과 노동시장 불균형 실태분석』. 한국직업능력개발원, 2000.
- 남재량. 「청년실업과 대졸자 실업」. 한국노동경제학회 2002년 추계학술대회발표문.
- 류재술 · 류기철. 「실업근로자의 성별 의증임금함수 추정」. 『노동경제론집』 25권 2호 (2002, 6): 109-128.
- 안주엽 외. 『비정규근로의 실태와 정책과제(I)』. 한국노동연구원, 2001.
- 이병훈. 「구직활동의 영향요인에 관한 탐색적 연구」. 『노동경제론집』 25권 1호 (2002, 3): 1-21
- 이병희. 「청년실업과 경력형성」. 『산업관계연구』 11권 2호 (2001): 153-176. (a)
- 이병희. 「청년층의 노동시장 이행과 경력형성」. 한국노동연구원, 『분기별노동동향분석』 2001년 1/4분기, pp. 108-130. (b)
- 이병희 외. 『학교로부터 노동시장으로 이행실태와 정책과제』. 한국노동연구원, 2001.
- 이효수. 「대졸 청년층 노동시장 이행실태와 정책과제」. 한국경제학회 창립50주년 기념 제10차 국제학술대회 발표문, 2002. (a)
- 이효수. 「노동시장의 환경변화와 노동시장의 구조변동」. 『경제학연구』 50집, 1호 (2002, 3): 243-274. (b)
- 전병유. 『고졸 미진학청년층의 고용·실업현황과 정책과제』. 한국노동연구원, 2002.
- 최강식. 「학력별 상대적 임금격차의 변화와 원인분석」. 『경제학연구』 45권 4호 (1997, 12): 193-226.
- 통계청. 『사업체기초통계조사보고서』. 2001
- Bratberg, E., and Ø. A. Nilsen. "Transition from School to Work: Search Time and Job Duration". *Discussion Paper No. 27* (1988), University of Bergen
- Card D., and T. Lemieux. "Adapting to Circumstances : The Evolution of Work,

- School, and Living Arrangements among North American Youth". in David G. Blanchflower and Richard B. Freeman, ed., *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*. pp. 171-213. Chicago: University of Chicago Press, 2000.
- Ellwood, D. "Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes". in Freeman, R. B., and D. A. Wise, ed., *The Youth Labor Market Problem*. pp. 349-389, Chicago: University of Chicago Press, 1982.
- Greene, W. H. *Econometric Analysis*. Prentice-Hall International, Inc. 2000.
- Hall, R. E. "Why Is the Unemployment Rate So High at Full Employment?" *Brookings Papers on Economic Activity* (March, 1970): 369-402.
- Heckman, J. "Sample Selection Bias As A Specification Error". *Econometrica* 47 (1) (January, 1979): 153-161.
- OECD, *From Initial Education to Working Life: Making transitions Work*. Paris: OECD, 2000.
- Ryan, P. "The School-to-Work Transition : A Cross-National Perspective". *Journal of Economic Literature* 39 (2001): 34-92.

<부표 1> 취업 선택 프로빗 모형 추정 결과

	계수값	표준오차	유의수준
ONE	-2.8588	1.7760	
DSEX	-0.3409	0.0863	***
DEDU1	0.1301	0.0793	
DEDU2	-0.1703	0.0976	*
DMARR	-0.5591	0.1268	***
AGE	0.3889	0.1530	**
AGE2	-0.0059	0.0033	*
DTRAIN	-0.0486	0.0843	
DQUAL	0.2641	0.0635	***
INCOME	-0.3061	0.0242	***
DFEDU1	0.0963	0.0850	
DFEDU2	-0.0075	0.0808	
DFEDU3	0.0333	0.1168	
DHOST1	0.8716	0.1342	***
DHOST2	-0.1767	0.0772	**
DFEMP	-0.5773	0.0659	***
UNEMPR	-0.1108	0.0369	***
sample	2277		
log-likelihood	-1,535.7110		

주: * 는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01의 유의수준.

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

<부표 2> 선택편의를 교정한 취업자 임금함수 추정결과

	계수값	표준오차	유의수준
ONE	51.3138	67.5084	
DSEX	7.1285	3.0989	**
DEDU1	0.9339	2.7289	
DEDU2	7.9230	3.4600	**
DMARR	14.4186	3.5072	***
AGE	-1.1077	5.7045	
AGE2	0.1112	0.1197	
DTRAIN	0.7055	2.9465	
DQUAL	1.6952	2.2106	
DFEMP	-3.4258	2.3216	
DJOB1	8.3779	4.0138	**
DJOB2	13.2253	3.9655	***
DJOB3	8.6093	3.8204	**
DJOB4	2.9839	3.7797	
LAMBDA	-7.2884	2.8975	**
sample	1345		
Adj-R ²	0.2340		

주: * 는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01의 유의수준.

자료: 중앙고용정보원, 『청년패널1차조사자료』, 2002.

abstract

An Analysis of the Factors of Youth Unemployment and Nonparticipation in Korea

Ahnkook Kim

This study focus on unemployment and nonparticipation of youth. By dividing youth nonparticipants into 'house work and child care', 'studying and training', 'the others' categories, we estimate the potential wages with selectivity bias model and analyse the factors of choosing unemployment or nonparticipation with multinomial logit model.

The differences between the potential market wage and the desired wage of the groups of 'studying and training', 'the others' in the nonparticipants are greater than those of the unemployment group. In the case of the man and lower age, and low schooling the differences of potential and desire wage are larger than woman and higher age, and high schooling.

In the choice of unemployment and nonparticipation, man and higher age, and householder, and holder of qualification are not likely to opt nonparticipation. The experience of job lower the rate of probability to choose employment, but raise the rate of probability to choose unemployment and nonparticipation. These results mean that the quality of youth employment is very inferior.

Key word : desired wage, potential market wage, quality of employment, selectivity bias model