

IV. 제3회 빙곤포럼

청년실업의 원인: 직업탐색이론을 중심으로³⁹⁾

김용성(한국개발연구원 재정사회개발연구부)

제1장 서론

외환위기를 겪으면서 우리나라 노동시장은 많은 변화를 경험하였다. 특히 공공부문 및 기업의 구조조정 및 노동시장 유연화의 요구에 따라 고용상황이 악화되면서 실업문제가 사회적 선결과제로 등장하였다. 이후 2000년대 초반 외환위기 성공적으로 극복되면서 실업률이 감소함 됨에 따라 노동시장은 안정된 추세를 보이기 시작하였다.

그러나 이러한 일련의 과정에도 불구하고 청년층의 구직난과 미취업 청년층의 증가는 여전히 심각한 문제로 남아 있으며, 정부의 청년실업 해소를 위한 광범위하고 종합적인 대책에도 불구하고 쉽사리 해결될 기미를 보이고 있지 않다. 특히 최근의 경기상황은 향후 청년층의 고용전망을 더욱 어둡게 하고 있어 현재 청년층 고용촉진을 위한 정부의 적극적인 대응이 절실히 요구되고 있다.

본 연구에서는 최근 우리나라 노동시장에서 중요한 문제점으로 지적되고 있는 청년층 미취업 현상에 대하여 현황을 살펴보고 그 원인을 분석하였다. 많은 연구에서 지적된 바와 같이 청년층의 고용상황 악화는 학력과 임, 안정적 직장선호 등 청년 구직자의 눈높이와 현실과의 괴리에서 기인한다는 주장과 산업구조의 변화, 경력직 선호 등 기업의 노동 수요가 변화에 기인한다는 주장이 있다. 전자가 주로 노동공급 측면에서 청년층 고용문제의 원인을 파악하고 있다면 후자는 노동수요 측면에서 접근하고 있다. 보다 심층적인

39) 본 연구는 2008년 「청년실업의 원인과 정책적 대응방안」의 내용을 보건사회연구원 빙곤포럼 위해 일부 발췌한 것으로 저자의 동의 없이 인용은 삼가해 주시길 바랍니다.

161	162
제3회 빙곤포럼	2009년 빙곤포럼

연구가 필요할 것으로 보이지만 기존의 연구결과를 보면 총량적 측면에서 노동공급과 수요의 변화로 미취업 청년층의 증가 현상을 설명하기에는 한계가 있는 것으로 보인다. 청년층 노동시장 현상을 노동공급과 노동수요의 정태학적 측면에서 설명하고자 하는 노력이 한계를 보이면서 일자리를 찾아가는 과정 즉 직장탐색의 동태학적 측면에서 설명하려는 관심과 연구가 진행되었다. 그러나 기존의 연구를 살펴보면 일자리 탐색에 대한 정확적인 현상을 제시하고 있을 뿐 이론에 근거하여 실증적으로 분석한 연구는 부족한 실정이다.

일자리 탐색에 대한 경제학적 접근의 필요성에 비추어 상대적으로 실증분석이 부진하였던 이유는 이론적 모형에서 설정된 변수들을 계량화하는 작업이 매우 어렵기 때문이다. 예를 들어 구직자가 수용 가능한 모든 일자리로부터 예상하는 임금수준이나, 일자리를 제안을 받았을 때 수용할 수 있는 최소한의 임금수준(의중임금), 그리고 미취업 시 암묵적으로 지불하게 되는 기회비용 등 핵심적인 변수들에 대한 정보가 결여된 상태에서 실증분석을 수행하는 데는 많은 어려움이 존재한다. 일자리 탐색이론에 기초하여 실증분석을 시도한 본 연구도 이러한 제약에서 완전히 자유롭지 못하다는 한계를 가지고 있지만, 기존의 자료를 최대한 활용하면서 어느 정도 수용 가능한 가정에 기초하여 실증분석에 필요한 변수를 추정하고 계량화하고자 한 시도는 그 나름의 가치가 있다고 생각된다.

본 연구의 결과를 간략히 소개하면 다음과 같다. 일자리 탐색이론이 실증분석 결과 일자리 제안 확률에 대한 취업 탄력성은 높게 나타난 반면 미취업에 따른 암묵적인 기회비용에 대한 취업 탄력성은 낮게 나타났다. 따라서 청년층 취업률을 제고하기 위한 정책은 노동공급의 측면에 초점을 맞추는 것보다 노동수요의 측면(예를 들어 일자리 알선과 일자리 제공 등)에 중심으로 나아가는 것이 바람직 할 것으로 판단된다. 이러한 방향에서 과거 시행된 각종 청년실업대책은 다소 미흡한 측면이 있는 것으로 판단되며 향후 청년고용촉진 정책은 적극적인 직업알선 제도로의 전환, 민간주도형 직장체험 프로그램의 활성화, 각종 미취업 청년층을 위한 대책의 종합적이고 체계적인 관리 및 홍보강화가 필요할 것으로 보인다.

본 연구의 구조는 다음과 같다. 제2장에서는 청년층 미취업의 현황 및 기존문헌에 대하여 간략하게 살펴보았다. 제3장에서는 청년층 노동시장의 현상을 노동공급 측면의 요인과 노동수요 측면의 요인으로 나누어 살펴보았다. 구체적으로 인구구조의 고령화, 산업구조의 변화가 최근 청년층 노동시장의 현상의 원인으로 작용하고 있을 가능성을 검토한 후 그 대안으로서 일자리 탐색 이론을 간략히 소개하고 이를 기초로 실증분석을 실행하였다. 끝으로 제4장에서는 본 연구의 결과를 요약하였다.

제2장 청년층 미취업 현황 및 선행연구

본 장에서는 15세 이상 29세 이하 연령계층을 청년층으로 정의하고, 이 계층의 노동시장 모습을 살펴보자 한다. 노동시장 분석에 있어 청년층을 굳이 비청년층과 분리하여 살펴보아야 하는 이유는 다음과 같다. 첫째, 계층별 노동시장 참여도를 파악하는 척도로서는 일반적으로 경제활동 참가율, 실업률 등이 사용되는데, 청년층의 경우 경제활동참가와 실업판정의 전제가 되는 구직활동 여부가 타 계층과 달리 불확실하기 때문이다. 예를 들어, 상당수의 청년층이 취업을 희망하기는 하나 적극적인 구직활동을 펼치지 않아 비경제활동인구로 분류되기도 하며, 또한 취업에서 실업을 거치지 않고 곧바로 비경제활동인구로 편입되기도 하는 것으로 알려져 있다.

둘째, 실업 패턴에 있어 청년층과 중·장년층간의 상당한 차이가 있다. 우선 실업률의 수준에서 볼 때 OECD 회원국의 사례에서 알 수 있듯이 청년층과 중장년층은 큰 차이를 보이고 있다. 또한 미시분석을 통해 실업의 양상을 연구한 결과에 따르면 중·장년층과는 달리 청년층의 실업은 일부 특정집단에 집중적으로 발생하는 경향이 있으며, 장기화 현상이 뚜렷한 것으로 알려져 있다. 결국 청년층의 노동시장 모습이 다양한 여러 측면에서 중·장년층과는 상이한 모습을 보인다는 사실을 고려할 때 노동시장 분석에서 청년층을 분리하여 다루어져야 한다.

우리나라 청년층 노동시장 현황을 가늠해 보기 위해서 외국의 경우와 비교해 볼 필요가 있다. 다만 타 국가와의 비교에서 주의해야 할 점은 대상 및 지표의 작성 기준이 국가별로 차이가 있을 수 있다는 점이다. 예를 들어 실업률의 계산방법에 있어 국가별 차이가 있으며, 또한 청년층도 달리 정의되는 경우가 있다. 따라서 청년층 노동시장 지표의 절대적 수준을 직접적으로 비교하는 것보다 각국의 청년층과 중·장년층의 상대적 노동시장 지표를 살펴보는 것이 보다 유의미할 것으로 사료된다.⁴⁰⁾

제1절 청년층 노동시장의 국제비교

본 절에서는 실업률, 경제활동참가율, 고용률을 중심으로 우리나라와 OECD 주요국의 청년층 노동시장을 비교해 보기로 한다. <표 2-1>은 청년층과 중·장년층 각각의 실업률과 중·장년층 대비 청년층 실업률의 비율을 보여주고 있다. 지표상으로 나타난 우리나라의 청년층 실업률은 2005년 기준 8.0%(구직기간 4주 기준)로 OECD 평균 청년층

40) 국제비교를 위하여 우리나라 실업률은 구직기간 4주 기준을 사용하였다.

163 164
2009년
제3회
비교포럼

실업률(13.3%)을 하회하고 있으며, 모든 주요국가에 비해 크게 낮은 것으로 나타나고 있다. 그러나 청년실업의 상대적 심각성의 척도인 중·장년층 대비 청년층 실업률을 보면 우리나라의 경우 2.9배로 나타나고 있어 이태리(3.6), 영국(3.4), 노르웨이(3.0)와 함께 비교적 높은 편이며 OECD 평균(2.3)을 상회하고 있다. 따라서 절대적 수준에서 볼 때 우리나라의 청년 실업률은 낮은 편이나, 그렇다고 해서 청년 실업의 심각성이 덜한 것은 결코 아니다.

<표 2-2>는 OECD 주요국의 청년층 경제활동참가율을 보여주고 있다. 2005년 기준 우리나라의 청년층 경제활동참가율은 48.8%로 이태리(33.5%), 프랑스(33.7%), 일본(44.8%)과 함께 OECD 평균 경제활동참가율(49.5%)을 하회하고 있다. 낮은 경제활동참가율과 실업률은 구직활동 포기로 인한 비경제활동인구가 상대적으로 높음을 의미한다.

<표 2-1>과 <표 2-2>의 실업률과 경제활동참가율을 보면 크게 경제활동참가율은 높으면서 실업률이 낮은 국가(노르웨이, 영국, 미국, 호주), 경제활동참가율이 낮으면서 실업률은 높은 국가(이태리, 프랑스, 독일), 그리고 경제활동참가율과 실업률이 동시에 낮은 국가(한국, 일본)로 나누어 볼 수 있다.

특히 우리나라와 같이 청년층 경제활동참가율이 낮은 상황에서는 비록 청년층 실업률이 낮다고 하더라도 이를 청년층의 고용상태가 양호하다고 판단하기 힘들다. 그 이유는 청년층의 낮은 실업률이 취업자의 증가에 의해 주도된 것이 아니라 단순히 비경제활동인구가 증가함으로써 초래되었을 가능성이 있기 때문이다.

<표 2-1> 청년층 및 중·장년층 실업률의 국제비교

국명	청년층 실업률(A)	중·장년층 실업률(B)	비율(A/B)
한국	8.0	2.8	2.9
호주	10.8	3.9	2.8
캐나다	12.4	5.8	2.1
독일	15.2	10.4	1.5
프랑스	22.8	8.7	2.6
이태리	24.0	6.7	3.6
일본	8.7	4.2	2.1
노르웨이	12.0	4.0	3.0
영국	11.8	3.5	3.4
미국	11.3	4.1	2.8
OECD 평균	13.3	5.9	2.3

주: 1. 2005년, 구직기간 4주 기준.

2. 청년층: 한국 15~29세, 노르웨이, 영국, 미국 16~24세, 기타 외국의 경우 15~24세.

3. 중·장년층: 한국 30~60세, 외국의 경우 25~55세.

자료: OECD Employment Outlook, 2006.

〈표 2-2〉 청년층 및 중·장년층 경제활동참가율의 국제비교

국명	청년층 경제활동 참가율(A)	중·장년층경제활동참가율(B)	비율(A/B)
한국	48.8	75.2	0.6
호주	71.3	82.0	0.9
캐나다	65.9	86.3	0.8
독일	50.2	86.4	0.6
프랑스	33.7	87.2	0.4
이태리	33.5	77.4	0.4
일본	44.8	82.5	0.5
노르웨이	60.2	86.6	0.7
영국	66.7	84.0	0.8
미국	60.8	82.8	0.7
OECD 평균	49.5	80.6	0.6

주: 1. 2005년, 구직기간 4주 기준.

2. 청년층: 한국 15~29세, 노르웨이, 영국, 미국 16~24세, 기타 외국의 경우 15~24세.

3. 중·장년층: 한국 30~60세, 외국의 경우 25~55세.

자료: OECD Employment Outlook, 2006.

실업률이나 경제활동참가율에 비해 노동시장 상황을 보다 적절하게 반영하는 지표로서 고용률이 있다. 생산가능인구(경제활동인구+비경제활동인구) 대비 취업자로 정의되는 고용률은 정의상 구직활동 여부와 관계없이 결정되므로 노동시장 상황의 악화에도 불구하고 구직포기로 따른 비경제활동인구의 증가로 실업률이 낮게 나타나는 착시현상으로부터 자유롭다. 〈표 2-3〉은 청년층 생산활동인구 대비 취업자의 비율인 청년층 고용률을 보여주고 있다. 2005년 기준 우리나라의 청년층 고용률은 44.9%로서 OECD 평균(42.9%)을 소폭 상회하고 있으나 주요 비교대을국에 비하여 현저히 낮은 수준임을 알 수 있다. 한편 중·장년층 고용률 대비 청년층 고용률의 비율을 보면 0.6배 수준으로서, OECD 평균 및 주요국과 비교하여 큰 차이가 발견되지 않으나, 이는 우리나라의 청년층 고용률이 높은 것에 기인하는 것이 아니라 중·장년층의 고용률이 다른 나라에 비해 상대적으로 낮다는 사실에 기인한다.

〈표 2-3〉 청년층 및 중·장년층 고용률의 국제비교

국명	청년층 고용률(A)	중·장년층 고용률(B)	비율(A/B)
한국	44.9	73.1	0.6
호주	63.6	78.8	0.8
캐나다	57.8	81.3	0.7
독일	42.6	77.4	0.6
프랑스	26.0	79.6	0.3
이태리	25.5	72.2	0.4
일본	40.9	79.0	0.5
노르웨이	52.9	83.2	0.6
영국	58.6	81.1	0.7
미국	53.9	79.3	0.7
OECD 평균	42.9	75.8	0.6

주: 1. 2005년, 구직기간 4주 기준.

2. 청년층: 한국 15~29세, 노르웨이, 영국, 미국 16~24세, 기타 외국의 경우 15~24세.

3. 중·장년층: 한국 30~60세, 외국의 경우 25~55세.

자료: OECD Employment Outlook, 2006.

<표 2-1>~<표 2-3>의 사실을 종합하여 보면, 국제비교에서 볼 때 우리나라 청년층 실업률의 절대적 수준은 낮은 편에 속한다. 그러나 중·장년층 대비 청년층의 상대적 실업률과 고용률의 측면에서 살펴볼 경우 청년층 노동시장의 심각성이 확인된다. 특히 실업률과 고용률과의 괴리는 청년층의 노동시장 문제의 근원이 단순히 실업(unemployment)을 넘어 보다 광범위한 미취업(joblessness)에 있다는 점을 시사한다.

제2절 우리나라 청년층 노동시장의 특징

본 절에서는 우리나라 청년층 노동시장의 특징에 대하여 간략하게 살펴보고자 한다. 일반적으로 청년층 노동시장을 노동시장과 분리하여 분석하는 이유는 앞서 국제비교에서 보았듯이 청년층 노동시장이 전체 노동시장에 비하여 실업률, 고용률 등의 노동시장 지표에서 나타나듯이 매우 다른 모습을 보이고 있기 때문이다.

본 절에서는 우리나라 청년층 노동시장에서 목격되는 다양하고 상세한 현황을 나열하는 대신 중요한 몇 가지 특징을 중심으로 논의를 전개하고자 한다. 구체적으로 ① 미취업 청년층 비중의 증가 ② 청년층 노동시장과 경기와의 관계 ③ 일자리 터색과정의 어려움을 시사하는 하향취업 현상을 중심으로 살펴보기로 한다. 다만 본 절에서는 청년층 노동시장 특징을 분석 상 구분하여 살펴보고 있으나, 현실에서는 이러한 특징들이 개별 독립적으로 발생하는 것이 아니라 상호 긴밀히 연관되어 있음을 유념할 필요가 있다.

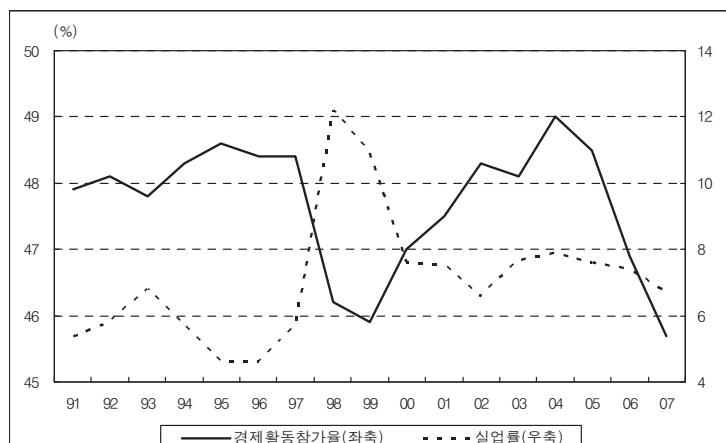
1. 미취업 청년층 비중의 증가

최근 고용상황의 악화에 따라 청년층이 취업준비 등 구직활동을 단념하는 현상에 대해 우려의 목소리가 높다. 이러한 사실은 청년층 노동시장에서 실업(unemployment)이 아니라 미취업(joblessness)이 더욱 심각한 문제가 될 수 있음을 시사한다.

시계열 상 우리나라 청년층 노동시장의 지표를 살펴보면 청년층의 경제활동참가율은 외환위기 직전인 1997년까지 약 48%대를 유지하였으며, 실업률은 5%내외의 비교적 낮은 수준에 머물러 있었다([그림 2-1]). 그러나 외환위기 직후인 1998~1999년 기간 동안 청년층 경제활동참가율은 약 3%p 감소한 45~46%로 하락하였으며, 실업률은 10~12%로 급등하였다. 2000년 이후 우리나라 경제가 외환위기의 여파에서 벗어나기 시작하면서 청년층의 경제활동참가율은 다시 상승하기 시작하여 외환위기 이전의 수준에 근접하였으나 실업률은 외환위기 이전 수준보다 다소 높은 7% 내외에 머물러 있다.

이전의 기간과는 달리 최근의 청년층 노동시장 특징은 실업률이 하락하는 가운데, 경제활동참가율도 함께 낮아지는 모습을 보이고 있다는 사실이다. [그림 2-1]에서 보듯이 2004년 청년층의 경제활동참가율이 49%의 정점을 기록한 후 감소하기 시작하여 2007년 45.7%를 기록하였다. 동기간 중 청년층의 실업률은 7.9%에서 6.7%로 하락하였다.

[그림 2-1] 청년층의 경제활동참가율과 실업률의 추이

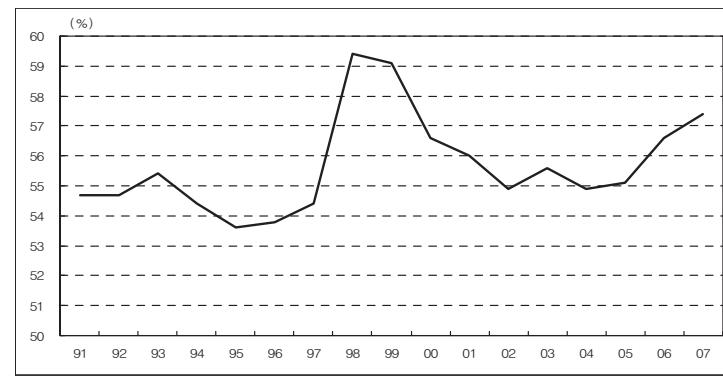


주: 구직기간 1주 기준.

자료: 통계청, 경제활동인구조사 각연도

만약 경제활동참가율의 변화가 없을 경우 실업률의 하락은 일자리의 증가를 의미하게 되어 고용률이 상승하게 된다. 그러나 실업률의 하락이 취업의 증가가 아니라 기존의 실업자가 구직활동을 포기하고 비경제활동인구로 편입됨에 따른 것이라면 경제활동참가율과 실업률이 함께 하락하는 현상이 발생한다. 결국 2004년 이후 최근까지 목격되는 실업률과 경제활동참가율의 동시하락은 청년층의 상당수가 일자리가 없는 미취업(joblessness) 상태에 놓여 있음을 보여준다.

[그림 2-2] 청년층 미취업 인구의 비율



자료: 통계청, 경제활동인구조사 각연도.

[그림 2-2]는 최근 청년층 중 일자리가 없는 인구의 비율을 보여주고 있다. 앞서 설명한 바와 같이 실업률의 하락에도 불구하고 미취업 청년층의 비중이 최근 꾸준히 증가하는 모습을 보여 비경제활동인구로의 편입이 늘어나고 있음을 알 수 있다.

개념 상 미취업상태에서 구직활동 포기를 하는 이유로서 개인적 요인(personal factors)과 노동시장 요인(job market factors)으로 구분할 수 있는데, 선진국의 실증분석 연구의 결과에 따르면 노동시장 요인으로 구직활동을 포기한 자는 장기간의 미취업 상태를 경험한 후 순수 비경제활동으로 편입되는 성향을 보여 개인적 요인에 의한 미취업의 상태보다 심각하게 여겨지고 있다.

<표 2-4>는 2000년 이후 미취업 청년층의 구직활동 포기 이유를 보여주고 있다. 시계열상 보면 1) 이전에 찾아보았지만 일거리가 없었기 때문에, 2) 원하는 임금수준이나 근로조건에 맞는 일거리가 없을 것 같아서, 3) 전공이나 경력에 맞는 일거리가 없을 것 같아서 등이 대다수를 차지하고 있으며, 비록 매년 절대적인 수준에 있어서 차이를 보이고

있으나 전체 구직포기사유 중 약 60%를 포함하고 있다. 특히 이러한 구직활동 포기의 이유는 개인적인 차원보다 노동시장 요인에 가까운 것임을 알 수 있다.

구직포기 이유 중 원하는 임금수준이나 근로조건에 맞는 일자리가 없어서 발생하거나, 이전에 찾아보았지만 일거리가 없어 발생하는 사례, 전공이나 경력에 맞는 일자리가 없어 발생하는 구직포기는 전체적인 노동시장의 수요와 공급의 문제뿐만 아니라 일자리의 매칭(Job matching) 과정에서 발생하는 애로가 청년층 미취업의 중요한 원인이 되고 있을 가능성을 시사한다.

2. 청년층 노동시장의 경기 비중립성

미취업계층의 존재와 함께 청년층 노동시장의 두 번째 특징은 청년층 노동시장과 전체 노동시장 상황이 경기에 따라 반응하는 형태가 다르게 나타나는 이른바 청년층 노동시장의 경기 비중립성(non-neutrality)을 보인다는 사실이다.

〈표 2-4〉 구직포기 이유: 청년층(15~29세)

구직포기 이유	(단위: %)							
	년도							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
전공이나 경력에 맞는 일거리가 없을 것 같아서	15.2	16.7	15.6	12.9	14.6	12.2	12.1	13.8
원하는 임금수준이나 근로조건에 맞는 일거리가 없을 것 같아서	22.6	22.2	24.7	29.1	24.9	30.6	23.6	25.4
근처에 일거리가 없을 것 같아서	7.8	10.4	5.8	7.4	11.7	12.7	7.2	8.4
교육, 기술, 경험이 부족해서	6.9	3.9	4.6	7.5	4.1	2.3	4.0	6.6
나이가 너무 어리거나 많다고 고용주가 생각할 것 같아	2.5	0.9	1.4	0.7	1.3	0.9	0.4	0.7
이전에 찾아보았지만 일거리가 없었기 때문에	15.5	18.7	16.3	22.5	19.9	24.1	21.4	21.6
육아, 가사	8.6	9.3	6.9	6.1	5.7	5.5	4.0	5.6
통학	12.9	9.6	12.2	7.5	9.2	6.6	19.6	8.4
기타	8.1	8.3	12.6	6.3	8.6	5.2	7.8	9.6

주: 구직기간 1주 기준.

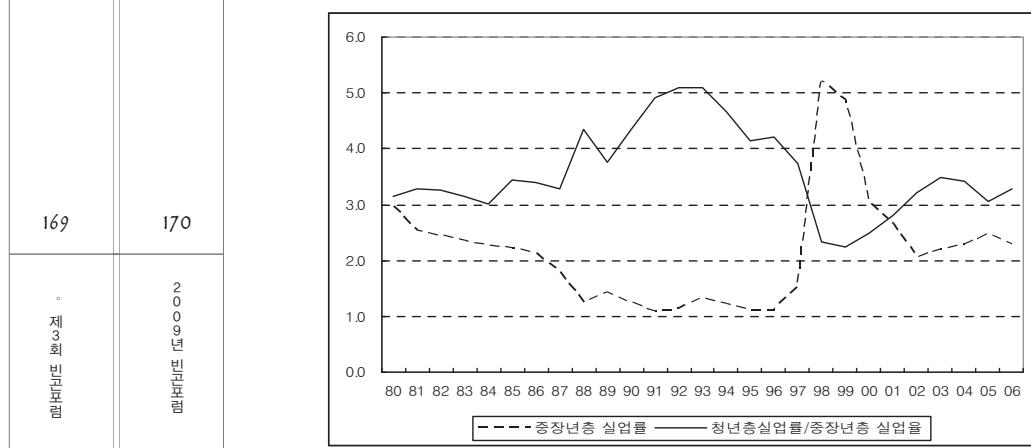
자료: 통계청, 경제활동인구조사 각연도.

청년층 노동시장 경기 비중립성 여부를 확인하는 한 가지 방법은 전체 연령계층의 노동시장 지표 대비 이에 상응하는 청년층 지표의 비율이 경기의 변동에 따라 어떠한 모습으로 변화하는지를 살펴보는 것이다. 만약 경기순환에서 청년층 노동시장 지표와 전체 연령계층의 지표가 비례적으로 반응할 경우, 두 지표간의 비율은 일정한 수준을 유지하게 되며, 이는 전체 노동시장에 영향을 주는 요인이 청년층 노동시장에 편향적으로 작용

하지 않음을 시사한다. 이와는 달리 만약 경기 변동에 따라 전체 연령계층의 노동시장과 청년층의 노동시장이 달리 반응한다면, 두 지표간의 비율은 등락하는 현상을 보이게 되어 경기 비중립성을 시사하게 된다.

[그림 2-3]은 1980년 이후 최근까지 중·장년층 실업률의 추이와 중·장년층 실업률 대비 청년층 실업률의 비율을 보여주고 있다. 그림에서 전체실업률이 아닌 중·장년층 실업률을 기저로 사용하는 이유는 전체 실업률보다 중·장년층 실업률이 경기상황을 보다 잘 반영하기 때문이다(Pencavel, 1986). [그림 2-3]에서 대체로 중장년층 실업률이 낮을 경우 중·장년층 실업률 대비 청년층 실업률의 비율은 높으며 그 상반된 경우도 성립하는 것을 알 수 있다.⁴¹⁾

【그림 2-3】 청년층 실업률의 경기 비중립성



주: 구직기간 1주 기준.

자료: 통계청, 경제활동인구조사 각연도

이러한 패턴은 노동시장 상황이 개선될 경우(중·장년층 실업률이 하락) 청년실업률은 상대적으로 소폭 하락하고, 노동시장 상황이 후퇴(중·장년층 실업률이 증가)할 경우 청년층 실업률은 상대적으로 소폭 상승한다는 것을 시사한다. 이러한 현상은 취업과 미취업(실업과 비경제활동)의 경계에서 청년층 노동공급이 비청년층 계층에 비하여 상대적으로 탄력적이라는 점을 시사한다.

41) 김대일(2004)의 연구도 이와 같은 관계를 보고하고 있다.

3. 하향취업

청년층 노동시장에서 많은 문제점 중의 하나로 지적되고 있는 것이 기술진보, 개방화 등 경제구조의 급격한 변화에도 불구하고 노동력의 질적수급의 불일치가 발생하고 있다는 것이다. 청년층의 경우 1990년대에 대학교육의 양적 팽창이 진행되면서 대학진학률은 1990년대 초 약 35% 수준에서 2003년 약 80%로 빠르게 상승하였다.

노동수요가 고학력 근로자를 선호하는 경향에 비추어 볼 때, 청년층의 고학력화는 일면 긍정적인 효과를 가질 것으로 예상된다. 그러나 고학력 청년층에 대한 노동수요의 증가에 의해 상대적으로 청년층의 고학력화 현상이 더욱 빠르게 진행된다면 고학력 청년층의 고용상황은 쉽사리 개선되기 어렵다. 이러한 상황에 직면하여 고학력 청년층은 하향 취업(occupational downgrading)을 하거나, 지속적인 실업상태를 경험하거나, 아예 취업 준비 등 비경제활동으로 편입되는 현상이 나타나게 된다.

본 절에서는 고학력 청년층의 하향취업 문제에 대하여 김대일(2004)에 의해 제시된 방법을 따라 1990년대 중반 이후 대학졸업 이상 고학력 청년층의 하향취업의 정도와 강도를 살펴보았다.⁴²⁾ 우선 산업 직종으로 정의된 일자리 j의 t년도 고용규모(E_{jt})와 그 가운데 대졸이상 학력 소지자의 고용규모(E_{ejt})를 이용하여 t년도에 대졸이상 학력을 지닌 근로자를 채용할 수 있는 일자리의 추정치(P_{et})를 아래의 식에 따라 구할 수 있다.

$$(2-1) \quad P_{et} = \sum_j \overline{s_{ej}} E_{jt}, \quad \overline{s_{ej}} = \Sigma_t s_{ejt} / T, \quad s_{ejt} = E_{ejt} / E_{jt}$$

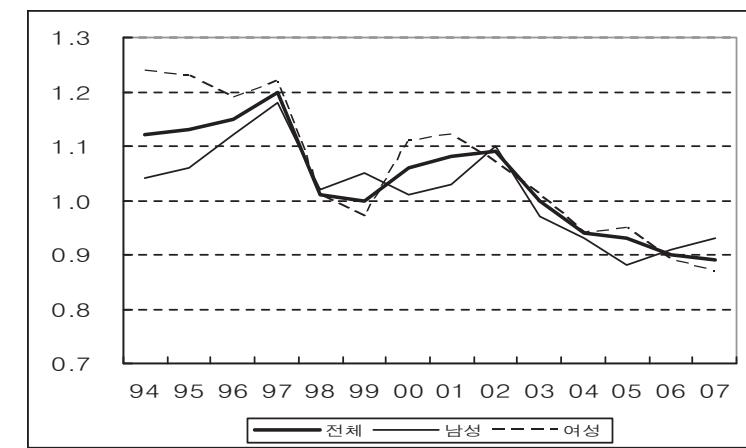
여기서 s_{ejt} 는 t년도 j 태입의 일자리에 취업한 대졸이상 학력 소지자의 고용비율이며 $\overline{s_{ej}}$ 는 분석대상기간 동안 s_{ejt} 의 평균값이 된다. 따라서 P_{et} 는 t년도에 대졸이상 학력을 지닌 근로자를 채용할 수 있는 일자리의 양을 분석대상 기간의 평균을 이용하여 구한 추정치가 된다.

매년 대졸이상 학력 소지자의 고용규모($E_{et} = \Sigma_j E_{ejt}$)가 이들을 채용할 수 있는 일자리 추정치인 P_{et} 보다 크다면(즉, $P_{et}/E_{et} < 1$) 대졸이상 학력을 소지한 취업자의 일부는 통상적으로 대졸 학력의 근로자를 채용하는 일자리에 있지 않음을 의미하게 되어 하향취업의 가능성을 시사한다. 한편 경제활동인구 대비 대졸 근로자를 채용할 수 있는 일자리의 추정치 비율을 P_{et}/N_{et} 이라 할 때 $P_{et}/N_{et} < 1$ 의 경우 취업 또는 구직활동 중인 대졸이상 학력소지자에 비해 그들을 채용할 수 있는 일자리가 부족하다는 것을 의미하게

되어 하향취업의 심각성을 나타낸다.

[그림 2-4]와 [그림 2-5]는 하향취업의 정도를 보여주는 취업인구 중 대졸학력을 가진 인구 대비 대졸학력의 일자리 추정치의 비율인 P_{et}/E_{et} 와 하향취업의 필요성을 보여주는 경제활동인구 대비 대졸 근로자를 채용할 수 있는 일자리의 추정치 비율인 P_{et}/N_{et} 를 보여주고 있다. 앞서 언급한 바와 같이 두 비율이 1을 하회할 경우 하향취업의 규모와 심각성이 크다는 사실을 의미한다. 그림을 보면 1990년대 중반 대체로 두 비율이 1 이상을 상회하여 대졸이상 고학력 청년층의 하향취업은 크게 문제시 되지 않았던 것으로 나타났다. 다만 외환위기 이후 악화된 고용사정으로 인하여 하향취업 현상이 나타나기는 하였으나, 우리나라 경제가 외환위기에서 벗어나면서 하향취업의 문제는 다소 완화된 모습을 보였다. 그러나 2002년 이후 다시 대졸이상 학력계층의 하향취업의 정도가 심화되는 가운데 이러한 하락세가 최근까지 뚜렷이 나타남으로써 청년층 고학력 계층의 하향취업 문제가 심각한 현상을 보여주고 있다.

[그림 2-4] 대졸이상 학력층의 하향취업 현상



자료: 통계청, 경제활동인구조사 각연도

42) 하향취업에 대한 그 밖의 연구로는 박성재 외(2007)를 참조할 수 있다.

[그림 2-5] 대졸이상 학력층의 하향취업의 심각성



자료: 통계청, 경제활동인구조사 각연도

제3절 청년층 실업에 대한 선행연구

본 장에서는 기존 문헌을 중심으로 청년층 노동시장의 문제점에 대한 원인과 결과를 간략히 소개한 후 본 연구의 차별성에 대하여 언급하고자 한다.

기존논문에서 지적된 청년실업의 원인들을 살펴보면 크게 ① 경제성장률의 하락과 경제의 일자리 창출 능력의 저하 및 편찮은 일자리의 부족(수요요인) ② 고학력화에 따른 학력과잉(공급요인), ③ 근로자 자질에 대한 불확실성으로 인한 비정규직 및 경력직 선호(채용패턴의 변화) ④ 구인 및 구직과정에서의 문제 등이다.

노동수요의 측면에서 이병희(2004)는 경제의 성장둔화와 함께 고용흡수력의 저하가 청년층 일자리에 대한 수요를 약화시키고 있으며 그 결과 청년층 실업의 원인이 되고 있다고 주장하였다. 특히 청년층의 경우 청년층 생산가능인구의 감소에도 불구하고 고용률이 감소하여 왔으며, 청년층이 선호하는 대기업의 경우에도 일자리 창출이 원활히 이루어지지 않고 있는 점은 청년층에 대한 노동수용의 감소를 시사한다고 보았다. 정봉근(2004)은 고학력 청년층이 취업하기를 희망하는 주요기업(30대 대기업, 공기업, 금융산업)을 대상으로 취업자 수 추이를 살펴본 결과 소위 ‘괜찮은 일자리’가 지속적으로 감소하는 현상이 나타나 청년실업의 원인이 되고 있음을 지적하였다.

노동공급의 측면에서 청년실업을 분석한 기준의 연구를 살펴보면 1990년대 이후 청년층의 고학력화 현상이 기속화 되었고, 고학력 청년층의 양산은 이들이 취업할 수 있는 일자리에 비해 과잉공급으로 이어져 청년층 실업문제로 나타나게 되었다는 것이다(원종학

외, 2005; 오호영, 2005; 이병희 외, 2005; 박성준 외, 2005, 김주섭, 2005). 특히 이 병희 외(2005)에 따르면 1990년대 중반이후 전체 대졸자의 교육투자 수익률의 감소가 멈추고 있음에도 불구하고 청년층 대졸자의 상대적 임금이 지속적인 하락세를 보이는 것으로 나타나 적어도 고학력 청년층에 대한 노동수요에 비하여 고학력 청년층의 공급은 상대적으로 초과 공급되고 있음을 주장하였다.

청년실업의 또 다른 원인으로 기업의 채용패턴의 변화를 지목하는 연구가 있다. 윤석천(2004)은 청년층에서 늘어난 비정규직은 결국 고용지속기간의 단축을 초래하여 실업률 증가의 원인이 되었으며 또한 근로자 자질에 대한 불확실성은 신규고용보다 경력직 채용을 선호하는 방향으로 작용함으로써 노동시장 경험에서 상대적으로 불리한 청년층 실업의 원인이 되었다고 지적하고 있다. 이병희(2003)와 김대일(2004)은 청년층 노동시장에서 신규 구직자보다 경력직을 선호하게 되는 채용구조의 변화를 실증적으로 분석하였다.

구인·구직과정에 있어서 문제점을 지적한 연구로서는 이병훈(2002), 김안국(2003), 윤석천(2004), 박성준(2008) 등이 있다. 이러한 분석들의 기본적인 시각은 청년층 실업이 노동시장의 수요와 공급의 불일치에서 초래되고 있다는 사실에 덧붙여 청년층 개개인이 직장탐색을 통해 취업에 이르게 되는 과정에서 불일치가 실업의 한 원인으로 작용하고 있다는 것이다. 가령 김안국(2003)은 청년페널을 이용하여 분석한 결과 실업 및 비경제 활동 중인 청년층의 경우 희망임금과 시장임금과의 차이가 크게 나타나고 있다는 사실로부터 청년층에 대한 취업대책은 우선 올바른 취업정보 제공을 통하여 희망임금을 낮출 필요성을 언급하고 있다.⁴³⁾

한편 실업의 동태적 측면에 초점을 맞추어 청년실업을 원인을 살펴본 연구로서 남재량(2006)이 있다. 실업률을 입직률과 이직률의 측면에서 분석한 결과를 보면 청년층의 입직률은 기간연령(prime age) 근로자와 큰 차이를 보이지 않는 반면 이직율이 월등히 높게 나타난다는 점을 지적하였다. 이러한 사실은 청년층 실업 원인이 직장을 구하지 못해 서가 아니라 구한 일자리에서 이탈이 심하게 일어나기 때문이라고 해석되어 일자리 창출 중심의 청년층 실업대책의 효과성에 의문을 제시하고 있다. 본 연구에서는 노동수요의 측면과 노동공급의 측면에서 청년층 실업의 원인을 간략히 살펴본 후 보다 심층적으로 일자리 탐색(job-searching model)에 기초하여 청년층 실업문제를 짚어보고자 한다. 본 연구의 의의는 크게 두 가지로 볼 수 있는데, 첫째 앞서 언급한 바와 같이 이에 대

43) 그러나 일자리 탐색모형(job-search model)에 따르면 취업 결정에 중요한 변수는 희망임금이 아니라 의중임금(reservation wage)이며 양자 간의 차이에 대해서는 후술하기로 한다.

한 일부 연구는 엄밀한 의미에서 일자리 템색모형에 기초하여 검증하는 입장에서가 아니라 일자리 템색모형을 수용하고 이를 바탕으로 현황을 해석하는 수준에서 진행된 반면, 본 연구는 이론적 모형에서 의미하는 바를 일관되게 실증적으로 검증하는 방법을 채택하고 있다는 점이다. 둘째, 기존의 연구가 일자리 템색과정에서의 문제점을 청년실업의 하나의 원인으로 설명하고 있는데 비하여, 본 연구는 청년실업의 원인으로서 일자리 템색모형을 제시하는데 그치는 것이 아니라 실증분석을 수행하였다는 점이다.

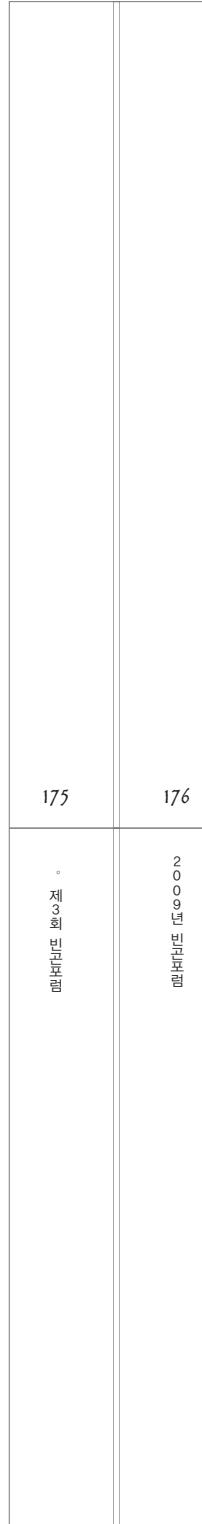
제3장 청년층 실업에 대한 이론적 논의

본 장에서는 청년층 노동시장에 있어 공급과 수요의 측면의 원인을 살펴보고 나아가 일자리 템색 이론을 간략히 소개한 후 실증분석을 실시하였다. 일반적으로 인구구조의 고령화는 상대적 청년층 노동공급을 감소시키게 된다. 따라서 노동수요가 일정하다고 가정할 때 현재 청년층 미취업 문제가 청년층 노동공급의 과잉에 따라 나타나는 결과로 해석하기 어렵게 된다. 한편 노동수요의 측면에서 볼 때 1990년 이후 산업구조의 변화 등을 고려할 때 진행되어온 상황이 청년층 노동수요를 증가시키는 방향으로 전개되어 노동수요가 청년층의 미취업 문제의 원인으로 해석하기 힘든 측면이 있다. 본 장에서는 노동공급과 노동수요의 변화가 청년층 노동시장에 미친 영향을 분석한 후 청년층 미취업에 대한 원인을 설명하기 위한 대안으로서 원활하지 못한 일자리 템색 과정의 가능성 을 제시하였다.

제1절 노동공급과 수요 변화에 따른 가능성

청년실업의 노동공급 측 요인은 크게 몇 가지로 나누어 생각해 볼 수 있다. 첫째, 노동 시장에서 청년층의 상대적 노동공급의 변화가 발생하고 이러한 원인으로 청년층 실업이 초래될 가능성이 있다. 주로 상대적 노동공급 변화의 요인으로 지목되는 것으로서는 인구구조의 변화이며, 노동수요의 변화로서는 급속한 생산기술의 진보에 따른 산업구조의 변화이다.

이하 본 절에서는 상기에 언급한 인구구조의 고령화에 따른 노동공급의 변화와 기술진 보에 따른 산업구조의 개편으로 발생하였을 노동수요의 변화가 현재 청년층 노동시장의 현상에 대한 원인이 될 수 있는지를 살펴보았다.



1. 인구구조의 변화와 상대적 노동공급의 변화

인구구조의 변화가 실업에 미치는 경로는 크게 두 가지로 볼 수 있다. 이를 간략하게 살펴보기 위해 시점 t 의 경제활동인구(L_t)와 실업자 수(U_t)로부터 전체 실업률($u_t = U_t / L_t$)은 청년층과 중·장년층 실업률의 가중평균이 된다(Shimer, 2001).

$$(3-1) \quad u_t = U_t / L_t = s_t^y u_t^y + s_t^o u_t^o$$

여기서 s_t^j 와 u_t^j 는 연령집단 j 의 t 시점에서의 비중과 실업률을 나타낸다.

식(3-1)에서 인구구조의 변화는 각 연령별 실업률에 영향을 미치지 않으면서 비중에 변화를 초래하여 전체 실업률이 변화하게 되는 직접적인 효과(direct effect)와 인구구조의 변화가 연령집단(cohort) 고유의 실업률에 영향을 미치는 간접적 효과(indirect effect)로 나누어 볼 수 있다. 특히 간접적 효과는 노동공급이 증가함에 따라 임금의 하락을 유도하고 결국 임금하락에 따라 구직노력을 감소시킴으로써 실업을 유발하게 된다는 논리적 구조를 가진다. 이때 청년층과 중장년층의 노동이 불완전 대체제(imperfect substitute)라면 청년층 인구의 증가는 청년층 노동공급에 편향적으로 더욱 불리하게 작용하게 된다.

선진국을 대상으로 한 연구에서 베이비붐 세대가 노동시장에 진입한 시기에 청년층의 노동공급이 상대적으로 증가하는 청년층의 과밀(crowding)현상이 발생하면서 고용, 임금 및 실업률에 있어 청년층에게 부정적으로 작용하였음을 실증분석을 통해 밝히고 있다 (Korenman and Neumark, 1997).⁴⁴⁾

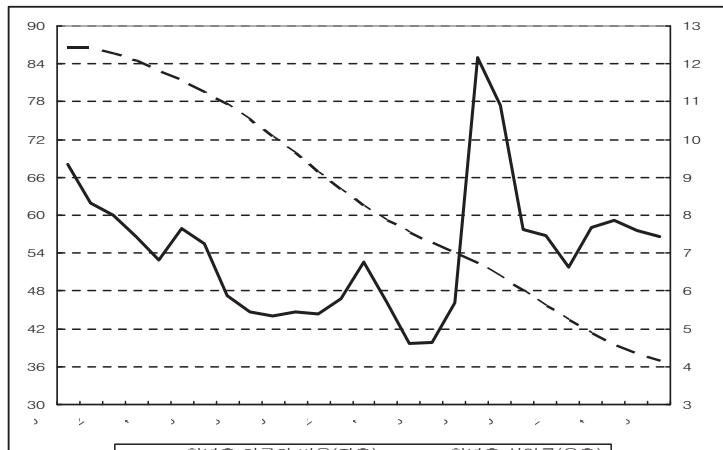
연령집단 효과(cohort effect)의 가설이 성립한다고 하면 청년층 인구의 상대적 규모가 커질 경우 노동공급이 증가하게 되어 청년층 실업률은 상승하게 되며, 그 반대의 경우도 성립하여 청년층의 상대적 노동공급과 실업률 사이에는 서로 양(+)의 상관관계가 존재한다.

[그림 3-1]은 우리나라의 중·장년층 대비 청년층 인구의 상대적 비율과 청년층 실업률의 추이를 보여주고 있다. 청년층 인구는 1980년대 중·장년층(30세 이상) 인구 대비 약 86%까지 이르렀으나, 이후 꾸준히 감소하여 2006년 현재 36%에 그치고 있다. 한편

44) 선진국의 자료는 OECD Labor Force Statistics, Employment Outlook (Statistical Annex), Demographic Yearbook by the UN. 청년층의 상대적 cohort size 규모=(청년층 해당연령 인구)/(중장년층 연령) GDP(or GNP) in real value converted to the rate of growth. 다만 그들이 노동시장에 진입할 당시 경기상황 또한 매우 중요한 요인임을 알 수 있다. 한편 이러한 cohort 규모 효과는 고학력 계층에서 보다 현저하게 나타나는 것으로 보고되었다.

청년층의 실업률은 1980년 이후 1990년대 중반까지 대체로 하락하는 추세를 보이고 있어, 동기간 중 청년층의 인구 비율과 실업률이 시계열상의 공행성(comovement)을 보이고 있음을 알 수 있다.

[그림 3-1] 청년층의 상대적 비율과 실업률의 추이

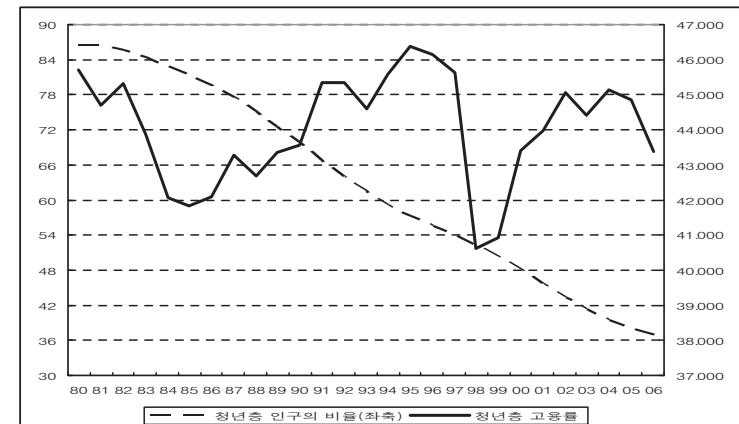


자료: 통계청, 경제활동인구조사 인구추계, 각연도

한편 1990년대 말 외환위기를 겪으면서 청년층 실업률이 급속히 상승하였으나, 외환위기로부터 벗어난 2000년 이후 2002년까지 하락하는 추세를 보이면서 공행성이 일시적으로 회복되는 모습을 보였다. 그러나 2003년 이후 최근까지의 추세를 보면 청년층 인구비율은 지속적으로 감소하는 가운데 청년층 실업률은 상승하기 시작하여 최근의 현상은 연령집단효과의 가설이 예상하는 방향과 다소 거리가 있음을 알 수 있다.

[그림 3-2]는 청년층 인구의 상대적 규모와 청년층 고용률의 추이를 나타내고 있다. 앞서와 같이 청년층 인구의 상대적 비율은 꾸준히 하락하는 가운데 청년층의 고용률은 1980년대 중반부터 외환위기 직전까지 증가하는 모습을 보여 연령집단효과의 가설이 예상하는 방향으로 움직이는 모습을 보였다. 다만 외환위기라는 특수한 기간을 감안하더라도 최근의 추세는 청년층 인구의 상대적 규모는 계속 감소하는 가운데 고용률도 하락하는 모습을 보임으로써 연령집단 효과의 가설이 제시하는 방향성과는 다소 차이가 있음을 알 수 있다.

[그림 3-2] 청년층의 상대적 비율과 고용률의 추이



자료: 통계청, 경제활동인구조사 인구추계, 각연도

청년층 인구의 상대적 비율과 청년층의 실업률 및 고용률의 추세적인 모습만을 비교하여 청년층의 연령집단효과의 가설이 우리나라의 현실에서 지지되는지 또는 기각되는지 여부를 판단하는 것은 무리이다. 왜냐하면 청년층 노동시장의 모습은 청년층의 상대적 인구규모뿐만 아니라 당시의 경기 상황 등 많은 변수에 의해 영향을 받을 것이기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 연령집단효과의 가설을 Korenman and Neumark(1997)과 Shimer(2001)가 제시한 아래와 같은 회귀분석을 통하여 면밀히 살펴보기로 하자.

$$(3-2) \quad y_t = \alpha + \beta s_t + \gamma A_t + \delta D_t + \epsilon_t$$

식(3-2)에서 y 는 청년층의 실업률 또는 고용률을 나타내며, s 는 중·장년층 대비 청년층 인구의 비율, A 는 중·장년층의 실업률, 고용률 등 경기순환적인 측면을 통제하기 위한 변수이며, D 는 시기의 특수성으로 말미암아 발생하는 영향을 포착하기 위한 더미 변수이다. 참고로 하첨자는 시간을 나타내며 회귀식의 모든 변수는 로그 변환한 값을 사용하였다.

연령집단의 효과에 따르면 만약 식(3-2)의 종속변수(y)가 청년층의 실업률일 경우 인구 분포 상 상대적인 규모와의 관계를 나타내는 β 의 추정치는 양의 값을 가지게 될 것으로 예상되며, 만약 종속변수가 청년층의 고용률일 경우 β 는 음의 값을 가지게 될 것이다. 아래 표는 식(3-2)의 회귀분석의 결과를 보여주고 있다.

〈표 3-1〉 청년층 실업률 및 고용률과 상대적 인구비중과의 관계

	실업률	고용률
β	0.0079(0.78)	0.0207(0.74)
D-W	1.6733	1.6610

주: 구직기간 1주 기준, 광호안은 t 통계량.

자료: 통계청, 인구추계, 경제활동인구조사.

<표 3-1>에서 실업률의 경우 예상되는 부호를 가지는 것으로 나타났으나, 고용률의 경우는 예상과는 반대의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 양자 모두 통계적 유의성은 없는 것으로 나타남으로써 연령집단의 변화로 말미암은 청년층 노동시장의 효과는 확인되지 않는 것으로 판단된다.

2. 산업구조 변화에 따른 청년층 노동수요 변화

최근 기술진보와 개방화를 통하여 우리나라 경제가 경험하는 산업구조의 변화는 과거에 비해 노동시장에 심대한 영향을 미치고 있는 것으로 알려져 있으며, 이러한 맥락에서 청년층의 노동시장이 어떻게 영향을 받고 있는지를 점검하여 볼 필요가 있다. 결국 산업구조의 변화 또는 상품시장에서의 변화는 노동수요의 변화를 초래하게 되어 실업률을 상승 또는 감소시킬 수 있다. 특히 수요변화의 과정이 중장년층에 비해 청년층에게 비대칭적으로 전개될 경우 청년층 노동시장이 불리하게 전개될 가능성이 있다.

〈표 3-2〉 산업별 청년층 취업자 분포와 고용비중

산업별	청년층 취업자 비율			고용비중		
	1995년	2001년	2007년	1994년	1999년	2005년
농림 · 어업 · 광업	3.6	3.2	1.6	12.5	10.0	7.4
제조업	30.6	22.7	19.0	23.5	19.8	17.6
건설업	21.8	15.2	9.5	9.3	7.3	7.9
운수 · 통신 · 금융업	27.2	22.1	14.4	8.8	9.7	9.8
부동산 · 임대 · 사업서비스업	33.3	30.4	23.2	4.5	7.1	10.0
공공 · 전기 · 수도 · 사회보장 · 교육 · 보건업	38.2	32.6	26.9	9.9	11.5	14.1
도소매 · 음식 · 기타서비스	25.9	24.2	18.7	31.5	34.6	33.1

주: 각 산업별 청년층 취업자의 비율=(각 산업 청년층 취업자/(각 산업 전체 취업자)×100.

자료: 통계청, 경제활동인구조사, 각연도

산업구조의 변화가 과연 청년층 노동시장에 상대적으로 불리하게 작용하였는가를 살펴보기 위해 산업 j 의 취업자 수를 Ej , 산업 j 에 속한 k 유형의 취업자를 Ejk 라 하면, k 유형의 노동수요 변화는 아래와 같이 표현된다(Katz and Murphy, 1992).

$$(3-3) \quad \Delta Dk = \sum_j (Ejk/Ek) (\Delta Ej/Ej) = (\sum_j qjk \Delta Ej/Ek)$$

여기서 $Ek = \sum_j Ejk$ 이며 $qjk = (Ejk/Ej)$ 로서 산업 j 의 전체 취업자중 k 유형 취업자가 차지하는 비율이 된다. 따라서 위식은 k 유형의 노동수요 변화를 각 산업별 비중에 따라 가중 평균한 것임을 알 수 있다.

식(3-3)에 따라 Ek 와 qjk 의 값은 1995~2007년 평균으로 하고 연도별 각 산업의 고용비중을 감안하여 구한 결과, 산업구조에 따른 1995~2001년의 청년층 노동수요 변화는 약 4% 증가한 것으로 나타났다($\ln(1+\Delta Dk)=0.0402$). 한편 2007~2001년간 산업구조 변화에 따른 청년층에 대한 상대적 노동수요도 이와 비슷한 증가폭을 보이는 것으로 나타났다($\ln(1+\Delta Dk)=0.0397$). 이는 1990년대 중반 이후 노동수요의 변화가 청년층에게 상대적으로 불리하였다는 증거를 찾기 힘들다는 것을 보여주고 있으며, 이러한 결과는 선행 연구와 대체로 일치하는 것이다(김대일, 2004).

제2절 일자리 탐색

전질에서 살펴본 바와 같이 현재 청년층 노동시장의 문제의 원인으로서 노동공급과 수요의 변화에 기초한 설명은 충분한 설득력을 가지지 못하는 것으로 보인다. 본 절에서는 주어진 청년층의 노동공급과 수요의 상황에서 실제 구직과 구인의 과정에서 발생할 수 있는 다양한 문제점이 청년층 노동시장 상황과 어떻게 연결될 수 있는지를 살펴보고자 한다.

일자리 탐색이론(job searching theory)은 구직자와 구인자가 분권화(decentralized)된 시장에서 거래를 하게 된다는 점에서 출발하고 있다. 여기서 ‘분권화’가 의미하는 바는 정보의 불완전성, 지역적 불일치 등으로서 근로자의 직업탐색과 기업의 구인활동이 취업으로 연결되기까지 시간과 재원이 소요된다는 점을 뜻한다.

청년층 노동시장을 일자리 탐색이론에 입각하여 살펴볼 필요성은 청년층 근로자의 경우 노동시장 진입 초기에 원하는 직장과는 다소 괴리가 있는 일자리에 안착할 확률이 높고, 그 결과 노동시장에서 중장년층에 비해 아직 및 전직의 직무탐색의 과정을 심하게 거치면서 갖은 전직(turnover) 현상을 보인다는 것이다.

우리나라의 청년층 노동시장 현상을 일자리 탐색이론에 입각하여 조명하여 볼 필요성은

179	180
제3회 비교포럼	2009년 비교포럼

최근 지적되고 있는 청년실업의 양상과 관련이 깊다. 그러나 대부분의 기존 연구에서 청년실업의 원인으로서 미스매치에 대한 문제의식을 제기하면서도 이론적 모형에 입각하여 실증분석으로 나아간 연구는 상당히 부족한 편이다.

전장에서 살펴본 상당수의 미취업 청년층에서 전공불일치·임금 및 근로조건의 불일치 등이 미취업의 사유가 되고 있으며, 이와 연관하여 하향취업의 현상이 나타나고 있음을 확인한 바 있다(<표 2-4> 참고). 이와 같이 청년층 노동시장에서 일자리의 미스매치를 간접적으로 시사하는 증거 외에 직접적으로 일자리 탐색과정의 효율성을 판단하는 기준으로 베버리지 곡선의 추이를 살펴볼 수 있다⁴⁵⁾ 베버리지 곡선은 실업률과 공석률(vacancy rate)의 관계를 나타내며 아래와 같이 표현 된다

$$(3-4) \quad B = f(v, u)$$

여기서 하첨자 v와 u는 각각 공석률과 실업률을 나타낸다. 이론적으로 베버리지 곡선은 실업률(수평축)과 공석률(수직축)의 평면에서 우하향하는 형태를 취하게 되며, 곡선이 원점으로부터 북동방향으로 이동(shift)할 경우 일자리 탐색의 효율성이 낮은 것으로 평가된다. 즉 동일한 실업률을 기준으로 볼 때 공석률이 높을 경우 일자리 탐색이 순조롭지 않고 해석될 수 있다. 본 연구에서는 2001년에서 2006년까지 월별 구인인원과 구직인원을 이용하여 일일평균 구인 구직 인원을 구한 후 이를 바탕으로 구직자수로 조정된 일일 구인인원을 공석률로 사용하였다. 한편 실업률도 계절조정된 수치를 사용하였다. 앞서 지적한 바와 같이 일자리 탐색과정의 효율성을 판단하기 위해서는 동일한 실업률에서 공석률을 살펴볼 필요가 있으며 본 연구에서는 과거 실업률의 추이에서 가장 빈도수가 높은 실업률 3.4~3.6%를 기준으로 연도별 공석률을 비교하였다.

<표 3-3> 연도별 공석률의 비교

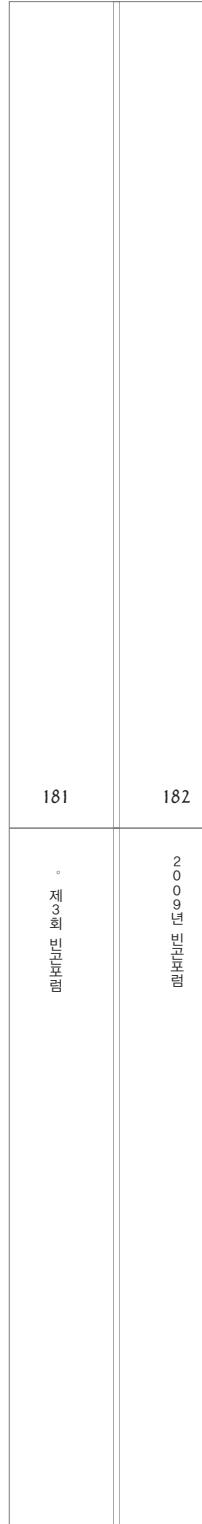
연도	2001	2002	2003	2004	2005	2006
공석률	0.61	0.78	0.54	0.57	0.45	0.56

주: 1. 공석률 = (계절조정 일일평균 구인인원)/ (계절조정 일일평균 구직인원)

2. 계절조정 실업률 3.4~3.6% 기준.

자료: 통계청, 경제활동인구조사, 한국고용정보원, 워크넷 구인 구직 및 취업동향

45) 일자리 탐색의 정도를 측정하는 지표로서 Jackman and Loper(1987)가 제안한 $M_t = \sum_m |u_{mt} - v_{mt}| / 2$ 를 산출해 볼 수 있다. Jackman and Loper 지수를 구해본 결과 최근 일자리 미스매칭의 지수가 증가하는 모습을 보이고 있으나, 과거 채용시기를 출입시기와 맞추던 관행에서 수시채용으로 전환은 Jackman and Loper 지수의 변화를 유발하게 되어 정확한 해석을 힘들게 한다.



<표 3-3>에 따르면 200년대 초반 동일한 실업률의 범위(3.4~3.6%)에서 높은 공석률을 보이고 있어 일자리 탐색과정이 효율적으로 이루어지지 못한 것으로 나타났다. 이후 2003년부터 2005년까지 공석률이 낮아지다가 2006년 들어 다시 공석률이 증가하여 일자리 탐색이 원활하지 못함을 시사하고 있다. 이러한 현상은 최근 구인난과 구직난이 동시에 존재한다는 사실과 깊은 연관성을 가지고 있다. 특히 일자리 미스매칭의 문제는 앞서 살펴본 청년층의 구직포기 사유와 하향취업 등으로 미루어 볼 때 우리나라 미취업 청년층 문제 해결을 위해서는 일자리 미스매칭 현상에 대한 보다 깊은 분석이 필요함을 시사하고 있다. 따라서 본 연구에서는 이론적 모형에 입각한 탐색모형을 살펴보고 탐색을 결정하는 다양한 요인에 대하여 살펴본 후 자료를 통하여 실증분석 해 보고자한다.

1. 일자리 탐색이론

Mortensen(1986)과 Pissarides(2000)에 의해 소개된 일자리 탐색(job searching) 이론을 간략하게 살펴보기로 하자. 직업탐색 모형은 구직자와 구인자가 '분권화(decentralized)'된 시장에서 거래를 한다는 핵심적인 가정에서 출발한다. 여기서 '분권화'가 의미하는 바는 시장에 존재하는 정보의 불완전성(imperfect information), 지역적 불일치(locational mismatch) 등으로 노동공급자인 근로자의 직업탐색과 노동수요자인 기업의 구인활동이 취업이라는 형태의 거래로 연결되기까지 시간과 재원이 소요된다는 점을 뜻한다.⁴⁶⁾

구체적으로 근로자의 효용은 소득에 의해 결정되며, 미취업자는 노동시장에서 존재하는 각종 일자리에 대한 임금분포($f(W)$)는 알고 있으나 사전적으로 어떠한 일자리가 제안(job offer)될 것인지에 대한 정확하고 확실한 정보는 갖고 있지 못하다고 가정하자. 매번 일정기간 동안 일자리 제안을 받을 확률(λ)은 외생적으로 결정되며, 미취업자는 제안된 일자리를 수용(accept)할 것인지 아니면 거절(reject)할 것인지에 대한 결정을 하게 된다. 만약 제안된 일자리의 임금(offered wage, w)이 미취업자의 입장에서 수용 가능한 최소한의 임금(reservation wage, r)보다 높을 경우 미취업자는 일자리 제안을 수용하게 되며, 그렇지 않으면 미취업자는 일자리 제안을 거절하게 될 것이다. 따라서 미취업자와 구인자 사이에서 고용이 일어날 확률 θ 는 일자리가 제안되는 확률과 제안된 일자리가 수용될 확률에 의해 결정된다.

46) 탐색이론에 대한 상세한 논의는 Mortensen(1986), Pissarides(1984), Diamond(1982)를 참조하라.

$$(3-5) \quad \theta = \lambda \bar{F}(\Gamma)$$

식(3-5)에서 $\bar{F}(\Gamma) = 1 - F(\Gamma)$ 이고 F 는 임금의 누적 확률분포(cumulative density function)로서 $\bar{F}(\Gamma)$ 는 제안된 임금이 의중임금보다 클 확률로서 구직자가 일자리를 수용할 경우를 말한다.

구직자가 미취업 상태일 때 얻게 되는 효용을 U , 미취업 상태에 빠질 확률을 s , 할인율을 r , 미취업 시 구직자는 B 만큼의 암묵적인 소득을 가진한다고 하자. 구직자가 임금 W 를 제공하는 일자리에 취업함으로써 누리게 되는 효용을($V(W)$)라 하면, $V(W)$ 와 U 는 각각 아래와 같이 주어진다(Lancaster and Chesher, 1983; Lynch, 1983).

$$(3-6) \quad V(W) = \frac{W}{1+r} + s \frac{U}{1+r} + (1-s) \frac{V(W)}{1+r} \quad : \text{취업시}$$

$$(3-7) \quad U = \frac{B}{1+r} + \theta \frac{V(W)}{1+r} + (1-\theta) \frac{U}{1+r} \quad : \text{미취업시}$$

구직자의 입장에서 볼 때 사전적으로 어떠한 일자리가 제안될 것인지에 대한 확실한 정보는 갖고 있지 못하므로, 수용 가능한 모든 임금에 대한 기대임금(expected wage)에 기초하여 취업여부에 대한 결정을 하게 된다. 이 때 기대임금을 X 라 하면 이에 기초한 효용은 식(3-6)과 식(3-7)에서 W 를 X 로 각각 대체한 아래의 형태로 주어진다.⁴⁷⁾

$$(3-8) \quad V(X) = \frac{1}{r+s} (X + sU)$$

$$(3-9) \quad U = \frac{1}{r(r+s+\theta)} [(r+s)B + \theta X]$$

한편 의중임금(Γ)에서는 취업에 따른 효용과 미취업 상태의 효용이 동일하게 되므로 $V(\Gamma) = U$ 의 관계가 성립한다. 이를 식(3-8)에 대입하여 정리하면 미취업의 효용은 $U = \Gamma/r$ 로 결정됨을 알 수 있다. 이로부터 구체적인 의중임금의 형태를 파악하기 위하여 $U = \Gamma/r$ 를 식(3-9)에 대입하면 아래와 같이 나타난다.

$$(3-10) \quad \Gamma = \frac{1}{(r+s+\theta)} [(r+s)B + \theta X]$$

47) 식(3-9)는 식(3-8)을 식(3-7)에 대입하고 정리하여 얻어진다.

183	184
제3회 빈코포럼	2009년 빈코포럼

식(3-10)에서 보다 상세하게 설명되어야 할 부분은 기대임금(X)의 결정이다. 미취업 구직자의 입장에서 볼 때 향후 취업하게 되었을 때 받게 될 정확한 임금수준인 W 를 알 수 없는 상태에서 취업여부의 결정은 수용 가능한 임금에 대한 조건부 기대임금(conditional expectation of wage)에 기초하게 된다. 따라서 조건부 기대임금(X)은 전체 임금분포에서 의중임금보다 큰 모든 임금에 대한 기대값으로 아래와 같이 결정되어 질 것이다(Lancaster and Chesher, 1983; Lynch, 1983).

$$(3-11) \quad X = \int_{\Gamma}^{\infty} W dF(W) / \bar{F}(\Gamma) = \frac{\lambda}{\theta} \int_{\Gamma}^{\infty} W dF(W)$$

식(3-11)에 나타난 기대임금을 식(3-10)에 대입하여 정리하면 의중임금(optimal reservation wage)은 다음과 같은 형태로 표현된다.

$$(3-12) \quad \Gamma = \frac{1}{(r+s+\theta)} [(r+s)B + \lambda I], \text{ where } I = \int_{\Gamma}^{\infty} W dF(W)$$

식(3-5)-(3-12)의 탐색이론에 기초한 몇 가지 비교정태 분석이 가능하다. 우선 $\gamma = \theta / (r+s)$ 라 하면 식(3-10)의 의중임금을 미취업상태의 소득(b)에 대하여 미분한 결과는 $\partial \Gamma / \partial B = (r+s) / (r+s+\theta) = 1 / [1+\gamma]$ 가 되며, 식(3-10)의 최적 의중임금상태에서는 $\gamma = (\Gamma - B) / (X - \Gamma)$ 가 성립하므로, 이를 이용하여 미취업 시 얻게 되는 암묵적 소득에 대한 의중임금의 탄력성을 구하면 아래와 같이 표현된다:

$$(3-13) \quad \epsilon_1 = \partial \ln \Gamma / \partial \ln B = B(X - \Gamma) / \Gamma(X - B)$$

식(3-13)의 탄력성의 부호는 양의 값을 가지게 되는데, 그 이유는 미취업 시 암묵적 소득의 증가는 식(3-9)에 따라 미취업 시 효용(U)을 증가시키게 되고, 의중임금(Γ)에서는 $V(\Gamma) = U$ 가 성립하여야 하므로 Γ 의 값이 증가하게 된다. 한편, 탄력성의 크기는 기대 임금(X)>의중임금(Γ)>미취업시 소득(B)의 관계가 성립하므로 $0 < \epsilon_1 < 1$ 이 된다. 즉 미취업 시 가지는 소득의 증가는 의중임금을 증가시키기는 하지만 의중임금의 증가율은 미취업 시 소득의 증가율보다 낮게 나타나게 된다.

한편 일자리 제안 확률에 대한 탄력성은 아래와 같이 표현됨을 보일 수 있다.

$$(3-14) \quad \epsilon_2 = \partial \ln \Gamma / \partial \ln \lambda = (\Gamma - B)(X - \Gamma) / \Gamma(X - B)$$

식(3-13)과 식(3-14)에서 주어진 두 탄력성 ϵ_1 과 ϵ_2 를 이용하여 본 연구의 관심인 취업 확률(θ)의 탄력성을 구할 수 있다. 우선 식(3-5)의 양변에 로그값을 취한 후 이를 미분하면 $\partial \ln \theta / \partial \ln \Gamma = \partial \ln \bar{F}(\Gamma) / \partial \ln \Gamma$ 의 관계가 성립하고 $\partial \ln \Gamma / \partial \ln B = \epsilon_1$ 이므로 미취업 시 소득(B)이 취업확률에 미치는 영향은 다음과 같이 표현된다.

$$(3-15) \quad \epsilon_3 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln B} = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \Gamma} \times \frac{\partial \ln \Gamma}{\partial \ln B} = \frac{\partial \ln \bar{F}(\Gamma)}{\partial \ln \Gamma} \times \epsilon_1$$

모형에서 $B < \Gamma < X$ 의 가정 하에서는 $0 < \epsilon_1 < 1$ 이 되어 미취업 시 소득의 증가는 의중임금을 증가시키게 된다. 그런데 일자리에 대한 제안(λ)이 일정할 경우 의중임금의 증가는 식(3-5)에서 $\bar{F}(\Gamma) = 1 - F(\Gamma)$ 의 감소를 가져오게 되므로 결국 취업확률은 낮아지게 된다($\epsilon_3 < 0$).

한편 일자리를 제안 받을 확률(λ)에 따른 취업확률(θ)의 탄력성은 식(3-5)에서 $\partial \ln \theta / \partial \ln \lambda = 1 + \partial \ln \bar{F}(\Gamma) / \partial \ln \lambda$ 이며, $\epsilon_2 = \partial \ln \Gamma / \partial \ln \lambda$ 이므로 다음과 같이 주어진다.

$$(3-16) \quad \epsilon_4 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \lambda} = 1 + \frac{\partial \ln \bar{F}(\Gamma)}{\partial \ln \lambda} = 1 + \frac{\partial \ln \bar{F}(\Gamma)}{\partial \ln \Gamma} \times \epsilon_2$$

식(3-16)에 나타난 탄력성의 부호는 사전적으로 주어지지 않는데, 그 이유는 일자리 제공 빈도의 증가가 서로 상반된 두 가지 방향으로 취업확률에 영향을 미치게 되기 때문이다. 구체적으로 식(3-5)에서 $\theta = \lambda \bar{F}(\Gamma)$ 이므로 의중임금이 일정하다면, 일자리 제안 확률(λ)의 증가는 취업확률(θ)의 증가를 가져오게 된다. 그러나 모형에서와 같이 $B < \Gamma < X$ 의 가정 하에서 $0 < \epsilon_2 < 1$ 이므로 일자리 제안 확률의 증가는 의중임금의 증가를 초래하고, 결국 식(3-5)에서 $\bar{F}(\Gamma) = 1 - F(\Gamma)$ 의 감소를 가져오게 되어 취업확률(θ)를 낮추게 된다. 그러므로 식(3-16)에서 나타난 일자리 제안 확률에 대한 취업확률의 탄력성은 이상의 두 가지 방향의 순효과에 따라 결정된다.

2. 자료 및 실증분석

가. 자료

청년실업을 실증분석하기 위한 자료로서 한국고용정보원의 청년패널조사를 이용하였다. 한국고용정보원은 2001년도 산업·직업별 고용구조조사를 위해 선정된 5만 가구 중에서 약 20%를 조사구별 무작위추출법을 사용하여 청년패널구축의 대상가구로 정하였으

며, 그 중에서 표본으로 추정된 약 8천명을 대상으로 2001년 이후부터 청년층(만 15~29세)의 특성을 반영하는 기초자료를 수집하고 있다. 청년패널조사는 우리나라의 청년층을 대표하는 패널표본을 대상으로 학교생활, 직장경험, 직업관 및 앞으로의 진로, 직업교육훈련, 구직활동, 가계배경 등에 관한 정보를 제공하고 있어 실증분석의 자료로서 유용한 가치를 지니고 있다.

본 연구에서는 취업자 및 미취업자를 선택하여 표본을 구축하였으며, 실제로 실증분석에 사용한 최종 데이터는 2,747가구, 3,024명으로 나타났다. 또한 타기구원의 가구소득이 청년층의 경제활동에 영향을 미친다고 판단하여, 취업자의 경우 타기구원 소득을 월평균 가구총소득⁴⁸⁾에서 현재 직장의 임금을 빼주어 구하였다. 그리고 미취업자의 의중임금을 살펴보기 위하여 앞으로의 진로와 관련되어 조사한 기대임금을 변수로 선택하였다. 실업률은 청년패널조사의 조사시점과 유사한 시점의 통계청 경제활동인구조사의 지역별 성별 실업률을 사용하였다. 사용된 변수의 기초 통계량 수치는 <표 3-4>와 같다. 구체적으로 살펴보면, 여성의 비율이 남성에 비해 다소 높게 나타났으며, 미취업자의 기대임금이 취업자의 임금수준보다 높은 것으로 보여졌다.

<표 3-4> 변수 통계량

변수명	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최대값
임금(만원)	1,636	102.9511	48.7395	0	800
성별(남성=1)	3,024	0.3862	0.4870	0	1
혼인(기혼=1)	3,024	0.2123	0.4090	0	1
연령(세)	3,024	24.3750	3.1122	15	29
직업훈련(경험=1)	3,024	0.1696	0.3754	0	1
지적증보유(=1)	3,024	0.4970	0.5001	0	1
취업여부(취업=1)	3,024	0.5410	0.4984	0	1
타기구원 소득(만원)	3,024	135.6410	129.8279	0	2433.
가구주(가구주=1)	3,024	0.1733	0.3786	0	1
배우자(배우자=1)	3,024	0.1458	0.3530	0	1
실업률(%)	3,024	3.3522	0.9495	1.4	5.8
기대임금(만원)	1,376	140.4536	86.2725	0	833.

주: 실업률은 응답자의 거주지에 따른 광역시도별 실업률임.

자료: 한국고용정보원 청년패널조사, 2001.

통계청 경제활동인구조사, 2001년 4/4분기.

48) 가구의 총소득은 조사시점을 기준으로 지난 1년간의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 그 외 기타소득을 합한 액수를 말한다.

나. 실증분석

전절의 이론적 모형에서 도출된 비교 정태분석 결과를 계산하기 위해서는 의중임금(Γ), 조건부 기대임금(X), 미취업 시 소득(B)을 알아야 한다. 외국의 경우 탐색이론을 염두에 두고 미취업 청년층에 대하여 설문을 통하여 구체적으로 “일자리 제안을 받아들일 수 있는 최저임금의 수준(Γ)이 얼마인지?”, “희망하는 임금이 얼마인지(X)?”, “미취업 시 생활을 위한 소요액은 얼마인지(B)?” 대한 질문을 하고 그에 대한 응답을 이용하여 이론에서 제시된 결과를 실증적으로 분석한 몇 편의 연구가 있다.⁴⁹⁾

이와는 달리 국내의 경우, 실증적 접근을 통하여 탐색이론을 직접적으로 살펴본 경우는 없으며, 이는 부분적으로 자료의 한계에 기인하고 있다. 가령 본 연구에서 사용된 청년 패널은 의중임금과 그 밖의 필요 변수들을 직접적으로 획득할 수 있는 질문을 포함하고 있지 않다. 다만 청년패널에서 미취업자에 대하여 “희망하는 임금은 연 얼마정도”인지에 대한 설문만을 실시하고 있다. 청년패널과 함께 한국노동패널조사의 경우에도 “그렇다면 희망하는 일자리에서의 수입은 적어도 얼마나 되어야 합니까?”라는 설문을 통하여 의중 임금을 파악하려는 시도를 하고 있다.

일부에서 이를 탐색이론에서 정의되는 의중임금으로 해석하는 경우가 있으나, 오히려 미취업자가 받았으면 하는 기대를 반영하는 임금으로 해석하는 것이 보다 정확하다. 의중 임금은 정의상 확률적 기대치를 반영하는 희망수준이라기 보다는 직장을 제안 받았을 때 미취업자의 주관적 판단에 의해 결정되는 수용 가능한 최저임금이라는 점에서 기대 임금과 차이가 존재한다. 다시 말해 설문에 의해 제시된 임금수준은 제안된 일자리를 수용할 수 있는 최소수준(least amount)이라기보다 높은 기대수준(expected amount)을 반영한 희망하는 액수에 가까운 개념으로 보아야 할 것이다.

청년패널에 나타난 기대임금을 해석하는데 있어서도 주의를 기울일 필요가 있다. 기대임금을 탐색모형에서 정의되는 바와 같이 임금분포 상 의중임금보다 큰 가능한 모든 임금의 조건부 기대치(즉, $E(W|W \geq \Gamma)$)로 해석할 수도 있으나, 다른 한편 임금분포 상의 단순 기대치(즉, $E(W)$)를 의미하는 것으로도 간주될 수 있다. 정의상 미묘한 차이에도 불구하고 본 연구에서는 희망하는 임금을 일자리를 기꺼이 수용할 수 있는 제안 가능한

187	188
제3회 비교포럼	2009년 비교포럼

모든 임금의 기대치로 보고자 한다. 이는 결국 전절의 모형에 비추어 볼 때 기대임금을 $X = E(W|W \geq \Gamma)$ 에 상응하는 개념으로 사용함을 의미한다.

앞서 지적한 바와 같이 청년패널은 의중임금에 대한 직접적인 정보를 제공하고 있지 않다. 따라서 본 연구에서 불가피하게 기대임금을 이용한 우회적인 방법을 통하여 미취업 청년층의 의중임금을 추정하는 방법을 선택하였다. 구체적으로 z 라는 인적특성을 가진 개인이 인식하는 로그임금($w = \ln W$)분포가 다음과 같은 정규분포의 형태를 따른다고 가정하자.

$$(3-17) \quad w|z \sim N(\mu_{w|z}, \sigma_{w|z}^2) \quad \text{또는} \quad t = (w|z - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z} \sim N(0, 1)$$

여기서 $\mu_{w|z}$ 와 $\sigma_{w|z}^2$ 는 로그임금분포의 평균과 분산을 나타내며 t 는 로그임금을 평균과 분산을 이용하여 표준정규화한 값이다.

[그림 3-3]은 인적특성이 z 인 개인의 표준정규화 된 로그임금분포를 보여주고 있다. 우선, 제안된 일자리의 임금(w_o)이 의중임금($\zeta = \ln \Gamma$) 미만인 경우 (즉, $(w_o - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z} < (\zeta - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z}$) 개인은 제안된 일자리를 거절하게 될 것이다. 따라서 제안된 일자리가 수용 가능한 임금은 의중임금 이상의 영역으로서 그림에서 사선으로 표시되고 있다.

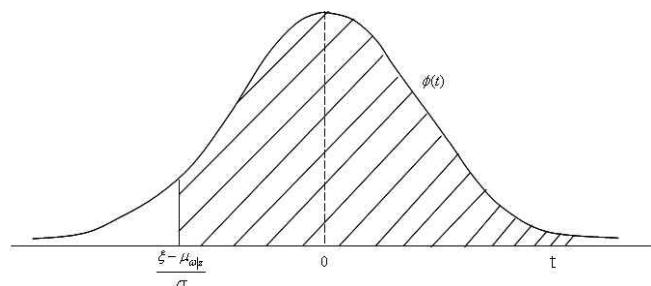
이때 의중임금 이하의 영역을 배제한 아래로부터 절단된(truncated from below) 임금분포의 평균값은 기대임금($x = \ln X$)이 되며 구체적으로 다음과 같이 표현된다(Johnson and Kotz, 1970, p.81).

$$(3-18) \quad x = \mu_{w|z} + \frac{\phi(t^*)}{1 - \Phi(t^*)} \sigma_{w|z}$$

여기서 ϕ 와 Φ 는 각각 표준정규분포(standard normal distribution)의 확률밀도함수(PDF), 누적밀도함수(CDF)이고, $t^* = (\zeta - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z}$ 이다.

49) 가령 Lynch(1983)의 연구는 영국에 거주하는 청년층의 설문에서 “What is the lowest weekly wage you would accept before tax and other deductions?”, “How much do you expect to earn before tax and other deductions?” “How do you manage for money while you are out of work and how much does that amount to each week?”의 질문을 하고 있다. 이와 유사한 연구로서는 Lancaster and Chesher(1983)이 있다.

[그림 3-3] 표준 정규분포상 수용 가능한 일자리의 임금 분포



우선 의중임금은 [그림 3-3]에서와 같이 절단되기 이전 임금분포의 평균값 보다 작으므로 식(3-18)을 만족하는 $t^* = (\zeta - \mu_{w|z}) / \sigma_{w|z}$ 는 음(陰)의 값을 가지 것으로 예상할 수 있다. 한편 기대임금(x)은 [그림 3-3]에서와 같이 아래로부터 절단된 임금분포의 조건부 기대치이므로, 절단되기 이전 분포의 임금평균($\mu_{w|z}$)보다 큰 값을 가지게 되어, 모형에서 가정한 바와 같이 기대임금은 의중임금보다 큰 값을 가지게 된다($x > \zeta$).

만약 식(3-18)에서 기대임금(x)과 임금분포의 평균값($\mu_{w|z}$) 및 표준편차($\sigma_{w|z}$)의 값이 알려져 있다면, 식(3-18)을 만족하는 t^* 를 구한 후 그 값을 이용하여 의중임금을 아래와 같이 산출할 수 있다.

$$(3-19) \quad \zeta = \mu_{w|z} + \sigma_{w|z} t^*$$

자료에서 “희망하는 임금은 연 얼마정도”에 대한 응답을 기대임금(x)으로 해석하더라도 식(3-19)에 따라 ζ 를 명시적으로 구하기 위해서는 $\mu_{w|z}$ 와 $\sigma_{w|z}$ 의 값을 알아야 한다. 이를 구하기 위해 본 연구에서는 다음과 같은 가정을 하였다. 첫째, 개인은 노동시장 인적특성과 임금과의 관계인 임금방정식을 정확히 파악하고 있으며, 둘째, 미취업자는 자신의 임금분포를 추정하는 데 있어 취업자의 임금분포를 참조한다고 가정한다. 이러한 가정에 따를 때, 미취업자는 임금과 이를 결정하는 요인간의 선형성(linearity)에 기초하여 노동시장 참여형태를 고려한 취업자의 임금결정 방정식을 추정하고, 이를 이용하여 임금분포와 관련된 정보를 얻게 될 것이다.

특히 미취업자가 자신의 임금방정식을 추정할 때 미취업의 경우 의중임금이 제안된 임금보다 작아서 실제 임금이 관찰되지 않아 발생하는 표본편의 문제(sample selection

bias)를 제거함으로써 임금과 임금결정요인 간의 올바른 관계를 파악하게 될 것이다. 따라서 미취업자의 임금추정 과정은 아래와 같은 과정으로 요약될 수 있다.

$$(3-20) \quad w_i = \begin{cases} \beta z_i + \epsilon_i & \text{if } w_i \geq \zeta_i \\ 0 & \text{if } w_i < \zeta_i \end{cases}$$

식(3-20)에서 의중임금이 시장에서 관찰되는 임금보다 같거나 적을 경우($\zeta \leq w$)에 한하여 취업이 이루어지고 임금과 임금결정 요인간의 관계가 파악된다. 그 반대의 경우($\zeta > w$)에는 미취업 상태에 머물게 되어 임금을 관찰할 수 없게 된다. 표본의 선택에 따른 문제점을 해결하기 위하여 각 관측치가 표본에 포함될 확률(ρ_i)을 구하고 이를 포함한 임금방정식을 회귀분석에 따라 추정하였다(Heckman, 1979)⁵⁰⁾. 추정된 회귀식에 미취업자 i 의 임금과 관련된 인적특성을 대입하여 예상되는 조건부 평균임금과 분산을 아래와 같이 구하였다.

$$(3-21) \quad \widehat{\mu_{w|z}} = E(w|z_i, \rho_i) \quad \widehat{\sigma_{w|z}^2} = N^{-1} \widehat{e}' \widehat{e}$$

여기서 N 은 회귀분석에 사용된 표본의 개수이며, \widehat{e} 는 관측된 임금과 예측된 임금(predicted value)의 차이(deviation)로서 $\widehat{e} = w - \widehat{\mu_{w|z}}$ 이다. 식(3-21)에 나타난 각 개인의 임금에 대한 조건부 평균과 분산을 구하고 설문에 의해 조사된 기대임금을 이용하여 식(3-18)과 식(3-19)에 따라 의중임금을 구하였다.

앞서 이론적 모형을 실증적으로 분석하기 위해서는 기대임금(x)과 의중임금(ζ)뿐만 아니라 미취업 시 얻게 되는 소득($b = \ln B$)에 대한 정보도 필요하다. 전술의 모형에 의하면 미취업 시 소득은 의중임금 보다 낮은 수준에서 결정되어지며, 현실적으로 실업급여 또는 타인으로부터의 이전소득 등이 이에 해당할 것으로 여겨진다. 따라서 고려해 볼 수 있는 한 가지 방법은 이전의 직장에서 수령하였던 임금수준과 재직기간을 이용하여 실업급여 수준을 추정해 보는 것이다. 그러나 불행히도 청년페널의 경우 이전 직장의 임금 수준과 재직기간에 대한 정보가 결여되어 있으며 또한 연령계층 상 상당수의 미취업자들이 신규 실업 또는 비경활로 분류되고 있어 노동시장 경험이 일천한 경우가 많아 실업급여 수준을 추정하는 방법은 적용 불가능하다.

따라서 논의의 초점은 ‘통계적 처리를 통해 미취업 시 얻게 되는 소득(b)를 어떻게 합리

50) 표본편의를 시정하기 위해 역 밀스비율(inverse Mill's ratio)을 사용한 접근법으로 Heckman(1979)을 참조할 수 있으며 추정된 임금방정식은 부록에 제시되어 있다.

적으로 추정할 수 있는가?’로 모아진다. 본 연구에서는 추가적인 자료를 사용하는 방법 대신 전질의 이론에 기초하여 미취업 시 얻게 되는 소득이 희망임금 및 의중임금과 가지는 관계로부터 그 값을 도출하고자 한다.

탐색모형의 식(3-10)에서 $\gamma = \theta / (r+s)$ 라 하면 개인 i의 의중임금(Γ), 기대임금(X) 및 미취업 시 얻게 되는 소득(B)은 다음과 같이 표현된다.

$$(3-22) \quad \Gamma_i = \frac{1}{(1+\gamma)} B_i + \frac{\gamma}{(1+\gamma)} X_i$$

식(3-22)에서 전단계에서 추정된 Γ 와 X는 관찰 가능한 값을 가지는 반면 B는 관찰되지 않는 값이므로 각 변수의 관계를 명시적으로 파악하는 것은 불가능하다. 따라서 식(3-22)을 추정 가능한 형태로 변형하기 위하여 다음과 같은 두 가지 가정을 하였다.

첫째, 노동시장과 관련된 인적 특성이 유사한 집단 g에 속한 개인 i가 미취업 시 얻게 되는 소득은 $B_{ig} = \bar{B}_g + \eta_i$ 의 형태로 분해 가능하다고 하자. 이때 \bar{B}_g 는 인적특성이 유사한 집단의 미취업 시 얻게 되는 평균적인 소득을 말하며 η_i 는 개인이 미취업 시 얻게 되는 소득과 그가 속한 집단의 평균값과의 차이(즉, $\eta_i = B_{ig} - \bar{B}_g$)가 된다. 둘째, $E(\eta_i) = 0$ 이고 η_i 와 x_i 는 확률적으로 독립(즉, $cov(\eta_i, x_i) = 0$)이라고 하자. 이러한 가정 하에 식(3-22)을 집단 g에 속한 개인 i의 식으로 바꾸면 아래와 같이 표현된다.

$$(3-23) \quad \Gamma_{ig} = \frac{1}{(1+\gamma_g)} (\bar{B}_g + \eta_i) + \frac{\gamma_g}{(1+\gamma_g)} X_i = \alpha_g + \beta_g X_{ig} + \epsilon_{ig}$$

여기서 $\alpha_g = b_g / (1 + \gamma_g)$ 이고, $\beta_g = \gamma_g / (1 + \gamma_g)$ 이며 $\epsilon_{ig} = \eta_i / (1 + \gamma_g)$ 이다.

만약 앞서 언급한 두 가지 가정이 성립할 경우 식(3-23)은 최소자승 추정법(OLS)에 따라 모수의 불편추정량을 얻을 수 있다. 다만 이 경우에도 전질에서 다른 탐색모형에 비추어 볼 때 $\gamma_g > 0$ 이므로 식(3-23)에서 추정된 계수는 $\alpha_g > 0$ 과 $0 < \beta_g < 1$ 의 조건을 만족시켜야 할 것이다.⁵¹⁾

식(3-23)에서 회귀분석을 통해 구한 X_{ig} 의 추정계수를 $\hat{\beta}_g$ 라 하면 $\hat{\gamma}_g = \hat{\beta}_g / (1 - \hat{\beta}_g)$ 로 주어지며, 식(3-10)에서 $(\Gamma_{ig} - B_{ig}) / (X_{ig} - \Gamma_{ig}) = \gamma_g$ 의 관계가 성립하므로 B_{ig} 는 아래의 식에 따라 구할 수 있다.

51) 성별, 학력별 추정결과를 부록에 제시하였다.

$$(3-24) \quad B_{ig} = \frac{1}{1 - \hat{\beta}_g} (\Gamma_{ig} - \hat{\beta}_g X_{ig})$$

식(3-17)-(3-24)에 따른 탐색모형을 실증분석을 위해 2001년 청년패널을 살펴본 결과 총 표본 3,024명의 청년(15~29세) 중 취업자가 1,636명, 미취업자가 1,388명으로 나타났다. 첫 번째 단계로 미취업자 1,388명 중 임금결정 요인과 관련된 변수가 누락(item missing)되어 $\mu_{w|z}$ 와 $\sigma_{w|z}$ 를 추정할 수 없는 13명은 제외하였다. 또한 식(3-20)에 따라 구한 의중임금(Γ)을 기대임금(X)과 비교한 결과 42명에 대해서는 의중임금이 기대임금 보다 높은 것으로 나타나 최종 표본에서 제외되었다. 앞서 언급한 바와 같이 기대임금은 임금분포 상에서 의중임금 이상의 모든 임금에 대한 조건부 평균값이므로 본 모형에 입각할 경우 이론적으로 의중임금보다 커야한다. 결국 이러한 사례에 해당하는 미취업자의 경우 본 연구의 모형과는 상이한 취업결정 이론에 기초하여 설명되어질 수 있을 것이다.⁵²⁾ 결과적으로 본 연구의 최종 표본은 전체 미취업자 1,388명 중 앞의 55명이 제외된 1,333명(전체 미취업자 표본 대비 약 96%)에 대하여 분석을 실시하였다.

미취업자 최종표본 1,333명에 대하여 이론과의 정합성을 살펴보기 위해 '기대임금(X) > 의중임금(Γ) > 미취업 시 소득(B)'의 관계가 성립하자는 여부를 살펴보았으며 최종적으로 분석에 사용된 모든 관측값에서 이와 같은 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 아래 표는 성별 학력별 희망임금, 의중임금, 미취업 시 소득의 기초 통계량을 보여주고 있다.

<표 3-5>에서 몇 가지 특징에 대해서 언급하면 다음과 같다. 첫째, 남성과 여성 모두에서 대체로 기대임금, 의중임금, 미취업 시 소득은 학력 증가에 따라 높게 나타남을 보이고 있다. 다만 예외적으로 남성의 경우 고졸이하 학력의 기대임금이 고졸이상, 대졸미만 또는 대졸이상 학력계층의 희망임금보다 높은 것으로 나타났다.⁵³⁾

둘째, 동일학력 집단의 경우 남성의 기대임금, 의중임금, 미취업 시 소득이 여성의 값들에 비해 높게 나타나고 있다. 셋째, 남녀 공히 고졸이하 학력계층에서 기대임금이 의중임금의 2배 이상을 보이고 있어 가장 높았으며, 그 이외의 학력계층에서는 기대임금이 의중임금의 약 1.7~1.8배인 것으로 나타났다. 한편 미취업 시 소득 대비 의중임금을 비교한 결과 남녀 모두 고졸이하 학력계층에서 그 값이 가장 낮은 반면, 대졸이상의 여성

52) 한편 미취업자가 희망임금에 대하여 설문응답하는 과정에서 기술적이든 또는 각자 산출에 있어서 오류가 발생했을 가능성도 배제할 수 없다.

53) 구직자가 희망하는 임금이 실제 시장에서 가능한 임금일 필요는 없으며, 희망수준은 이보다 상당히 높을 수 있다. 지나치게 높은 기대임금은 열외사례(outlier)에 의해 초래되었을 가능성이 있으나 본 연구에서 희망임금의 중요성은 그 수준이 아니라 단지 의중임금 이상의 모든 가능한 임금에 대한 기댓값으로 의중임금을 추정하는 과정에서 사용되기 때문에 결과에 미치는 영향은 크지 않다.

191	192
제3회 비교포럼	2009년 비교포럼

총에서는 이보다 큰 것으로 나타났다.

<표 3-5>에서 보인 다양한 임금수준 그 자체도 관심의 대상이 될 수 있으나 보다 흥미로운 것은 이를 이용하여 취업률의 탄력성을 살펴보는 것이다. 전절의 이론적 모형에서 미취업 시 소득에 대한 취업확률의 탄력성과 일자리 제안 빈도에 대한 취업확률 탄력성의 산식을 도출하였는데, 이 두 가지 탄력성에 대한 정보는 청년층 미취업 상태를 완화하기 위한 정책적 방향성을 제시할 수 있을 것이다.

<표 3-5> 기대임금, 의중임금, 미취업 시 소득의 분포

	남성			여성			(단위: 만원)
	고졸 이하	고졸이상 대졸미만	대졸 이상	고졸 이하	고졸이상 대졸미만	대졸 이상	
기대임금(\bar{X})	173.9	156.7	173.1	120.2	131.9	148.5	
의중임금(\bar{I})	72.4	87.7	92.2	58.4	72.2	83.6	
미취업 시 소득(B)	68.5	80.3	84.0	55.3	68.7	73.5	
관측수	241	98	107	477	208	202	

자료: 한국고용정보원 청년페널조사, 2001.

예를 들어 만약 취업 확률이 일자리 제안 빈도 보다 미취업 시 소득 변화에 보다 민감하게 나타난다면 취업률 제고를 위해서 미취업 시 누리는 보상을 삭감하는 방향으로 정책적 중심이 주어져야 할 것이다. 이와 반대로 취업확률이 일자리의 제안 빈도에 의해 보다 큰 영향을 받을 때는 미취업 시 보상의 조정보다는 취업알선 등 고용서비스 강화를 통하여 일자리의 제공을 증가시키면서 구인 구직 활동이 원활히 일어나도록 함으로써 취업률의 제고를 기대할 수 있을 것이다.
탄력성에 대한 값을 구하기에 앞서 전절의 이론적 모형에 따라 도출한 탄력성을 정리하면 아래와 같다.

<표 3-6> 일자리 탐색이론으로부터의 제 탄력성

탄력성	산식	탄력성의 범위
미취업시 소득에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_1)	$\frac{\partial \ln \bar{I}}{\partial \ln B} = \frac{B(X-\bar{I})}{\bar{I}(X-B)}$	$0 < \epsilon_1 < 1$
일자리 제안 확률에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_2)	$\frac{\partial \ln \bar{I}}{\partial \ln \lambda} = \frac{(\bar{I}-B)(X-\bar{I})}{\bar{I}(X-B)}$	$0 < \epsilon_2 < 1$
미취업시 소득에 대한 취업률의 탄력성(ϵ_3)	$\frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln B} = \frac{\partial \ln \bar{F}(\bar{I})}{\partial \ln \bar{I}} \times \epsilon_1$	$\epsilon_3 < 0$
일자리 제안 확률에 대한 취업률의 탄력성(ϵ_4)	$\frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \lambda} = 1 + \frac{\partial \ln \bar{F}(\bar{I})}{\partial \ln \bar{I}} \times \epsilon_2$	$-\infty < \epsilon_4 < \infty$

<표 3-6>에서 보듯이, ϵ_1 과 ϵ_2 는 실증분석으로부터 추정된 B , \bar{I} , X 의 값을 직접 대입함으로써 구할 수 있다. 그러나 ϵ_3 와 ϵ_4 는 임금분포(F)에 의존하고 있어 B , \bar{I} , X 만을 사용하여 도출할 수가 없다. 따라서 본 연구에서는 임금(W)에 대한 분포를 가정하고 이에 기반하여 탄력성의 값을 도출하였다.⁵⁴⁾ 로그임금($\ln W$)이 정규분포 $N(\mu, \sigma^2)$ 를 따를 경우 상정해 볼 수 있는 임금(W)분포는 $\bar{F}(W) = (W_0/W)^{1/\sigma}$ 의 파레토 분포(Pareto distribution)로서 이때 $\sigma < 1/2$ 와 $W \geq \max(W_0, B)$ 로 정의된다. 만약 $1/\sigma$ 의 값이 2에 충분히 가까울 경우 이상과 같이 정의된 파레토 분포 W 의 자연대수 값 $\ln W$ 는 정규분포와 흡사한 분포를 가지게 된다.⁵⁵⁾ 그러나 본 연구에서 추정한 로그임금의 표준편차의 역수($1/\sigma$)는 2와 상이한 값을 가지는 것으로 나타나 파레토분포의 가정이 타당하지 않게 된다.⁵⁶⁾ 따라서 본 연구에서 확률변수 $\ln W$ 가 $N(\mu, \sigma^2)$ 의 확률분포를 따른다고 할 때, 확률변수 W 는 평균 $\mu_* = \exp(\mu + \sigma^2/2)$ 와 분산 $\sigma_*^2 = \exp(2\mu + 2\sigma^2) - \exp(2\mu + \sigma^2)$ 의 정규분포를 따른다는 사실 하에 ϵ_3 와 ϵ_4 을 도출하였다.

54) 앞서 기개임금의 도출 시 로그임금($w=\ln W$)이 정규분포를 따른다는 가정을 하였으며, 이러한 가정은 기준의 임금결정을 연구한 분석에서 대체적으로 받아들여지고 있다.

55) 이러한 성질을 파레토 강칙(Strong Law of Pareto)이라 하며 파레토 분포와 정규분포와의 관계는 Johnson and Kotz(1970)을 참조하라.

56) Lancaster and Chesher(1983)와 Lynch(1983)의 경우 파레토 분포를 이용하여 탄력성을 구하고 있는데 이는 탄력성 ϵ_3 과 ϵ_4 에서 $f(\bar{I})/\bar{F}(\bar{I})$ 의 값이 매우 간단한 형태로 나타나기 때문이다. 미취업 시 임금과 의중임금에 대한 정보가 제공된 자료를 사용한 상기 연구와는 달리 본 연구에서는 이들을 추정하는 과정에서 로그임금이 정규분포를 따른다는 가정을 설정하였으므로 내적 일치성(internal consistency)을 확보하기 위하여 로그임금의 정규분포의 가정에서 도출된 적률(moments)을 사용하여 과연 임금의 분포가 파레토 분포를 따른는지에 대한 검증이 필요하게 된다.

구체적으로 $W_* = (W - \mu_*)/\sigma_*$,로 정의하고, $\Phi(W_*)$ 와 $\phi(W_*)$ 를 각각 표준정규분포라 하면 $F(\Gamma) = \Phi(\Gamma_*)$, $f(\Gamma) = dF(\Gamma)/d\Gamma = \phi(\Gamma_*)/\sigma_*$ 가 되므로 식(3-13)과 식(3-15)로부터 ϵ_3 는 아래와 같은 형태가 된다.

$$(3-25) \quad \epsilon_3 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln B} = -\frac{h(\Gamma_*)}{\sigma_*} \frac{B(X-\Gamma)}{(X-B)},$$

여기서 $\Gamma_* = (\Gamma - \mu_*)/\sigma_*$ 이며 $h(\Gamma_*) = \phi(\Gamma_*)/(1 - \Phi(\Gamma_*))$ 이다.

한편 이와 유사한 방법으로 일자리 제안에 대한 취업률의 탄력성 ϵ_4 는 아래와 같이 표현됨을 보일 수 있다.

$$(3-26) \quad \epsilon_4 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \lambda} = 1 - \frac{h(\Gamma_*)}{\sigma} \frac{(\Gamma-B)(X-\Gamma)}{X-B}$$

<표 3-7>는 식(3-25)과 (3-26)에 따라 계산된 취업률의 탄력성을 보여주고 있다. 우선 각 탄력성은 <표 3-6>에서 예측한 바와 같은 부호와 범위를 가지는 것으로 나타났다.

<표 3-7>의 결과에 대하여 다음의 몇 가지 사실을 주목할 필요가 있다. 첫째, 전체 청년층에 있어 실증분석을 통해 추정된 탄력성을 보면 일자리 제안 확률에 대한 취업률의 탄력성(ϵ_4)은 높게 나타난 반면 미취업 시 소득에 대한 취업률의 탄력성(ϵ_3)은 매우 낮게 나타났다.

둘째, 미취업 시 소득에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_1)은 청년층 남녀 모든 학력에서 높게 나타났다. 이러한 사실은 미취업 시의 기회비용을 증가시킬 경우 이에 상응하는 의중임금의 하락을 가져올 수 있음을 시사한다. 다만 남녀 모두 대졸이상의 경우 상대적으로 탄력성이 다른 학력층에 비해 낮게 나타나는 점을 고려할 때, 고학력 청년층을 대상으로 미취업 시 기회비용을 증가를 통하여 의중임금을 조정하려는 정책은 다른 학력계층에 비하여 제한적일 것으로 추정된다.

셋째, 이상의 사실을 종합하여 볼 때 청년층 취업률을 제고하기 위한 정책이 노동공급의 측면(예를 들어, 눈높이 조정 등)에 초점을 맞추는 것보다 노동수요의 측면(일자리 제공과 적극적인 알선 등)을 중심으로 나아가야하는 것이 바람직할 것으로 판단된다.

<표 3-7> 성별 학력별 제 탄력성 추정치⁵⁷⁾

		ϵ_1	ϵ_2	ϵ_3	ϵ_4
전체		0.869414	0.062995	-0.04581	0.996544
남성	고졸이하	0.908564	0.054244	-0.05254	0.995971
	고졸이상 대졸미만	0.825549	0.077679	-0.04099	0.995412
	대졸이상	0.826355	0.081652	-0.02953	0.996727
여성	고졸이하	0.901104	0.050621	-0.04350	0.997317
	고졸이상 대졸미만	0.900271	0.044214	-0.07424	0.996131
	대졸이상	0.760189	0.104986	-0.02490	0.996277

자료: 한국고용정보원, 청년패널조사, 2001.

제4장 결론

최근 우리나라 경제의 신규 일자리 창출 능력이 저하되고, 경기의 후퇴하는 등 고용사정이 악화되면서 미취업 청년층의 고용난이 심각한 사회문제로 대두되었다. 인구구조의 변화로 장기적으로 노동력이 부족할 것을 예상되는 시점에서 미취업 청년층의 증가는 국가적 자원의 손실일 뿐만 아니라 개인적으로 많은 고통과 비용을 발생하게 한다. 따라서 미취업 청년층을 노동시장으로 유인하고 이를 활용하는 효과적인 정책의 필요성은 그 어느 때보다 높은 실정이다.

본 연구에서는 우선 미취업 청년층의 원인을 노동공급과 수요의 측면에서 살펴보고, 일자리의 미스매치 현상에 주목하면서 실증분석을 통하여 적절한 정책방향을 모색하고 구체적인 대안을 제시하고자 하였다. 총량적 측면에서 청년층의 상대적 비중의 감소와 일련의 산업구조 기술진보를 감안할 때 노동공급과 수요의 변화로 미취업 청년층의 증가 현상을 설명하기에는 한계가 있는 것으로 보인다. 이에 따라 본 연구는 노동공급과 노동수요가 청년층에게 특별히 불리하게 작용하였다는 증거를 발견하기 어려운 상황에서 미취업 청년층 증가의 원인을 살펴보기 위하여 일자리 탐색의 과정에 관심을 두고 분석하였다. 현실적으로 정보가 불완전한 상황에서 노동수요와 노동공급이 고용으로 성사되기 까지의 과정은 순탄치 않을 수 있으며, 그 장벽을 파악하고 완화하기 위한 정책적 노력을 기울일 필요가 있다.

195
제3회
비교포럼
2009년
196

57) 미취업 시 소득에 대한 탄력성 ϵ_1 과 ϵ_3 의 차이를 검증해본 결과 $\epsilon_1 - \epsilon_3$ 의 95% 신뢰구간이 0.91~0.95로 나타나 $\epsilon_1 > \epsilon_3$ 임을 확인할 수 있었으며, 일자리 제안확률에 대한 두 탄력성의 비교에서 $\epsilon_2 - \epsilon_4$ 의 95% 신뢰구간이 -0.94~0.93으로 나타나 $\epsilon_2 < \epsilon_4$ 을 확인할 수 있었다.

본 연구의 결과 일자리 제안 확률에 대한 취업 탄력성은 높게 나타난 반면 미취업 시 기회비용에 대한 취업 탄력성은 낮게 나타났다. 따라서 청년층 취업률을 제고하기 위해서는 일자리 알선과 일자리 제공 등의 정책을 강화하는 것이 바람직한 것으로 판단된다. 특히 과거 시행된 각종 청년실업대책의 효과가 미진하였다는 반성아래 향후 청년고용촉진 정책은 적극적인 직업알선 제도로의 전환, 민간주도형 직장체험 프로그램의 활성화, 각종 미취업 청년층을 위한 대책의 종합적이고 체계적인 관리 및 홍보강화가 필요할 것으로 보인다.

197

198

제3회
비교포럼2009년
비교포럼

참고문헌

[국내문헌]

- 김태일, 경제위기 이후 청년실업의 변화와 원인, 유경준(편저)『한국경제 구조변화와 고용창출』, 한국개발연구원, 2004.
- 김안국, 청년층 미취업의 실태 및 원인분석, 『노동경제논집』, Vol. 26, No. 1, pp. 23~52, 2003.
- 김주섭, 청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태분석, 『노동정책연구』 5(2) 한국노동연구원, 20005.
- 남재량, 청년실업의 동태적 특성과 정책 시사점, 『노동리뷰』, 한국노동연구원, 2006.
- 노동부, 인력실태조사, 2006-2007
- 박성재, 반정호, 청년층의 하향취업 원인과 노동시장 성과, 『사회보장연구』, Vol. 23, No. 4, 한국사회보장학회, 2007.
- 박성준, 고학력 청년 취업난: 공급측면에서 접근, 경제학 공동국제학술대회, 2008.
- 박성준·황상인, 청년층 학력과잉이 임금에 미치는 영향에 대한 분석 - 경제위기 전 후를 중심으로, 『노동경제논집』, Vol 28. no. 3, 2005.
- 원종학·김종면·김형준, 『실업의 원인과 재정에 미치는 장기효과 -청년실업을 중심으로』, 한국조세연구원, 2005.
- 오호영, 과잉교육의 원인과 경제적 효과, 『노동경제논집』, Vol 28. no. 3, 2005
- 윤석천, 『경제위기 이후의 청년층 노동시장 변화와 직업선택』, 2004.
- 이병희, 『청년층 노동시장 구조변화』, ‘고용 없는 성장기의 청년실업 해법 토론회’ 발표문, 동아시아연구소 주최, 2004.
- 이병희, 『청년층 노동시장 분석』, 연구보고서 2003-01, 한국노동연구원, 2003.
- 이병희·김주섭·인주엽·정진호·남기곤·류장수·장수명·최강식, 『교육과 노동시장 연구』, 연구보고서 2005-02, 한국노동연구원, 2005.
- 이병훈, 구직활동의 영향요인에 관한 탐색적 연구, 『노동경제논집』, Vol. 25, No.

- 1, pp. 1-21, 2002청.
- 정봉근, 『청년실업을 대비한 교육정책』, 2004.
- 정인수·남재량·이승우, 『고졸이하 청년층 실업실태 파악 및 정책과제』, 정책자료 2006-05, 한국노동연구원, 2006.
- 정인수·김기민, 『청년층의 실업실태 파악 및 대상별 정책과제』, 정책자료 2005-06, 한국노동연구원, 2005.
- 한국개발연구원, 『미취업 청년층 취업지원사업』, 2006년도 재정사업 심층평가 보고서, 한국개발연구원, 2006a.
- 한국개발연구원, 『해외취업지원사업 심층평가』, 한국개발연구원, 2006b.
- 한국고용정보원, 『청년패널』.

[국외문헌]

- Albrecht, James, Holmlund, Bertil, and Harald Lang(1989), "Job search and youth unemployment," European Economic Review, Vol. 33, pp. 416~425
- Blanchard & Diamond(1989), "The Beverage curve," Brookings Papers on Economic Activity 1: pp. 1~60.
- Blanchard and Diamond(1989), "The Beveridge Curve," Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1989, No. 1. pp. 1~76.
- Bowers, N., A. Sonnet and L. Bardone, "Giving Young People a Good Start: The Experience of OECD Countries," Background Paper, Paris, OECD 2000.
- Coles and Smith 1994, "Market places and matching," CEPR Discussion Paper No. 1048 and International Economic Review.
- Coles, Nelvyn, and Smith, Eric (1998), "Marketplaces and Matching," International Economic Review, Vol. 39, No. 1, pp. 239~254
- Diamond, Peter A., "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium," Journal of Political Economy, Vol. 90, No. 5, 1982.

199	200
제3회 비교포럼	2009년 비교포럼

- Freeman, Richard. "The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles," Journal of Human Resources, Vol. 14, No. 3. pp. 289~318, 1979.
- Gunderson, Morley, Andrew Sharpe, and Steven Wald, "Youth Unemployment in Canada, 1976~1998," Canadian Public Policy, Vol. XXVI, 2000.
- Heckman, James, "Sample Selectin Bias As a Specification Error," Econometrica Vol 47, No. 1, 1979.
- Jackman, R. and S. Roper, "Structural Unemployment," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Department of Economics, University of Oxford, Vol. 49, No.1, February, 1987.
- Johnson, Norman and Kotz, Samuel, Continuous Univariate Distributions-I Distributions in Statistics: Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, Wiley-Interscience Publication, Jon Wiley & Sons, New York, Chechester, Brisbane, Toronto, Singapore, 1970.
- Kapsalis, C., R. Morissette and G. Picot, "The Returns to Education, and the Increasing Wage Gap Between Younger and Older Workers," Research Paper No. 131, Ottawa, Analytical Studies Branch, Statistics Canada, 1999
- Katz, Lawrence F. and Kevin M.. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963~1987: Supply and Demand Factors," Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 428, 1992.
- Korenman, Sanders, and David Neumark, "Cohort Crowding and Youth Labor Markets: A Cross-National Analysis," NBER Working Paper No. 6031, 1997.
- Lancaster, Tony and Chesher, Andrew, "An Econometric Analysis of Reservation Wages," Econometrica, Vol 51. No. 6, pp. 1661~1676, 1983.
- Lynch, Lisa M., "Job Search and Youth Unemployment," Oxford Economic

- Papers, New Series, Vol 35., Supplement: The Cause of Unemployment, pp. 271~282, 1983.
- Martin, John, "What works among Active Labour Market Policies," OECD Labour Market Occasional Papers, No. 35, OECD Publishing, 1998.
- Munich et al, 1997, "The Worker-firm matching in transition economies: (why) are Czechs more successful than others?" Working paper(William Davidson Institute, University of Michigan).
- Mortensen, Dale, Job Search and Labor Market Analysis in Handbook of Labor Economics, eds by Ashenfelter and Layard Vol 2. Chapter 15. 1986
- OECD, OECD Employment Outlook, 2006.
- Pencavel, J., "Labor supply of men: a survey," in O.Ashenfelter and R. Layard, eds., Handbook of Labor Economics, Vol 1. North Holland, Amsterdam. pp. 3~102.1986
- Pissarides, Christopher A., Equilibrium Unemployment Theory, second edition, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England. 2000
- Pissarides, Christopher A., "Are employers tax cuts the answer to Europe's unemployment problem?", Working paper, LSE, 1996
- Pissarides, Christopher A., "Search Intensity, Job Advertising and Efficiency," Journal of Labor Economics, Vol. 2, No. 1, 1984.
- Rees, Albert., "An Essay on Youth Joblessness," Journal of Econometric Literature, Vol. 29, 1986, pp. 613~628
- Shimer, Robert, "The Impact of Young Workers on the Aggregate Labor Market," The Quarterly Journal of Economics, Vol. 116, No. 3, pp. 96 9~1007, 2001
- Warren, Ronald.S., "Returns to scale in a matching model of the labor market," Economic Letters, Vol. 50 p. 135~142. 1996
- Warren(1996), "Returns to scale in a matching model of the labor market,"

Economic Letters, 50: 801~817.

201	202
제3회 비교포럼	2009년 비교포럼

〈부표 1〉 표본편의를 감안한 임금방정식의 추정

	남성			여성		
	고졸이하	고졸이상 대졸미만	대졸이상	고졸이하	고졸이상 대졸미만	대졸이상
로그임금함수						
혼인	0.131 (0.056)	0.118 (0.099)	0.153 (0.101)	-0.422 (0.178)	-0.129 (0.109)	-0.046 (0.116)
연령	0.155 (0.097)	-0.221 (0.199)	-0.084 (0.412)	0.200 (0.113)	0.235 (0.143)	0.958 (0.333)
연령제곱	-0.002 (0.002)	0.006 (0.004)	0.002 (0.008)	-0.004 (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.017 (0.007)
직업훈련	0.014 (0.057)	-0.020 (0.073)	-0.122 (0.085)	0.053 (0.060)	-0.061 (0.046)	-0.012 (0.063)
자격증	0.035 (0.040)	-0.027 (0.054)	-0.014 (0.060)	0.054 (0.046)	-0.052 (0.035)	0.034 (0.051)
직종더미	0 0	0 0	0 0	0 1.315	0 1.059	0 -8.359
상수항	1.976 (1.221)	6.715 (2.552)	5.314 (5.434)	(1.390)	(1.776)	(4.261)
취업확률						
혼인	-0.123 (0.228)	0.371 (0.357)	0.738 (0.301)	-1.546 (0.444)	-0.945 (0.426)	-1.111 (0.481)
연령	0.567 (0.248)	0.529 (0.521)	-1.538 (1.257)	0.151 (0.215)	0.259 (0.440)	-0.417 (0.708)
연령제곱	-0.010 (0.005)	-0.010 (0.011)	0.028 (0.024)	-0.002 (0.005)	-0.005 (0.009)	0.009 (0.014)
타가구원소득	-0.002 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)
부의 교육수준	0 0	0 0.556	0 0.552	0 0.458	0 -0.052	0 0.251
가구주	0.908 (0.177)	0.556 (0.251)	0.552 (0.232)	0.458 (0.192)	-0.052 (0.209)	0.251 (0.189)
배우자	-6.301 (0.000)	5.616 (0.000)	-6.567 (0.000)	0.268 (0.437)	-0.092 (0.439)	0.614 (0.494)
실업률	-0.132 (0.060)	-0.139 (0.072)	0.035 (0.086)	-0.221 (0.072)	-0.262 (0.086)	-0.284 (0.089)
상수항	-6.899 (2.886)	-5.949 (6.412)	21.288 (16.764)	-1.340 (2.475)	-2.077 (5.336)	6.213 (9.039)
역밀스 비율						
ρ	-0.029 (0.082)	0.245 (0.182)	-0.132 (0.148)	0.218 (0.152)	0.175 (0.137)	0.424 (0.211)
Wald chi2	122.08	61.53	40.74	52.02	88.11	51.63
관측수(N)	585	297	279	831	538	481

주: 팔호안의 수치는 표준오차임.

자료: 한국고용정보원, 청년패널조사, 2001.

〈부표 2〉 성별 학력별 회귀분석 결과식 3-23)

	남성			여성		
	고졸 이하	고졸이상 대졸미만	대졸 이상	고졸 이하	고졸이상 대졸미만	대졸 이상
기대임금($\hat{\beta}_g$)	0.037 (0.009)	0.097 (0.023)	0.092 (0.019)	0.048 (0.006)	0.056 (0.007)	0.135 (0.016)
상수형($\hat{\alpha}_g$)	65.92 (1.925)	72.49 (4.028)	76.30 (3.538)	52.59 (0.795)	64.84 (1.136)	63.56 (2.530)
Adj. R2	0.063	0.152	0.173	0.126	0.219	0.271
관측수	241	98	107	477	208	202

주: 팔호안의 수치는 표준오차임.

자료: 한국고용정보원, 청년패널조사, 2001.

203 204

제3회
비교포럼
2009년
번역보람