

고학력 청년층의 미취업 원인과 정책적 대응방안: 일자리 탐색이론을 중심으로

김 용 성

(한국개발연구원 선임연구위원)

Joblessness among the Highly Educated Youth in Korea:
The Causes and Policy Implications

Yong-seong Kim

(Senior Fellow, Korea Development Institute)

* 본 연구는 기 발간된 『청년실업의 원인과 정책적 대응방안』(정책연구시리즈 2008-09, 한국개발연구원, 2008)을 수정 및 보완한 것임을 밝힌다.

김용성: (e-mail) yongkim@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47 Hoegire, Dongdaemun-gu, Seoul, Korea.

- Key Word: 청년 미취업(Youth Unemployment), 일자리 탐색이론(Job Searching Theory), 계량분석(Quantative Analysis)
- JEL Code: J64
- Received: 2012. 1. 12 • Referee Process Started: 2012. 2. 3
- Referee Reports Completed: 2012. 5. 10

ABSTRACT

Despite continuous efforts of the government, youth joblessness in Korea has remained as a top policy priority. At this end, the study focuses on the causes of youth labor market problems and tries to seek for policy directions. While the previous research attempted to explain youth joblessness based on the labor demand and supply, this study follows a job search model which emphasizes a job matching process. A theoretical model and empirical results predict that a mean duration of unemployment could decrease if an implicit income of unemployment declines or a rate of job offer rises. From policy point of view, it is advisable to raise incentives for labor demand and to strengthen employment services because a policy to lower an implicit income of unemployment may not secure policy target efficiency.

최근까지 정부의 많은 정책적 노력에도 불구하고 미취업 청년층의 문제는 해결하여야 할 중요한 과제로 남아 있다. 본 연구의 목적은 우리나라 고학력 청년층 미취업의 원인을 분석하고 개선을 위한 정책방향을 모색하는 데 있다. 노동 수요와 공급의 측면에서 분석하던 기존의 연구와는 달리 본 연구는 구인과 구직의 일자리 탐색과정에 초점을 맞추었다는 점에서 차별성이 있다. 구체적으로 미취업 시 소득과 일자리의 제안확률의 변화가 청년층 노동시장에 미치는 효과에 대하여 이론적 모형을 소개하고 실증적 분석을 실시한 결과, 미취업 시 소득이 낮아지거나 일자리 제안확률이 높아질 경우 모두 평균 미취업기간을 단축시킬 것으로 예상되었다. 그러나 정책대상의 구체성과 정책의 효과성(target efficiency) 측면에 비추어 볼 때 미취업 청년층에 대한 노동수요를 유인하는 정책을 통하여 일자리 기회를 확대하고 이를 취업으로 연결시키는 고용지원서비스의 기능을 강화하는 방향으로 정책의 역량을 모아 나가는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

I. 서 론

과거부터 현재까지 정부는 정책의 최우선 순위에 일자리 창출을 두고 지속적인 노력을 경주하고 있다.¹ 특히 청년층을 위한 일자리 창출은 시급하게 해결되어야 할 경제문제를 떠나 사회적 이슈가 된 지 오래다. 이에 따라 정부는 수차례 청년층 노동시장의 활성화를 위한 대책을 발표하고 시행하였다. 2003년의 3,612억원을 시작으로 2009년에는 1조 3,240억원을 투입하여 일자리 제공(인턴 등)과 직업훈련(직장체험, 연수 등)을 중심으로 하는 범부처 종합대책을 수립하여 추진하였으며, 공공부문 적극적 일자리 제공, 다양한 직장체험 기회 제공 및 직업훈련과 취업알선기능을 활성화하기 위한 대책을 마련하였다. 또한 2008년에는 정부지원 인턴일자리 제공과 글로벌 청년리더 양성사업 등을 통해 청년층 미취업 해소를 위하여 상당한 인적·물적 자원을 투자하고 있다. 또한 최근에는 미취업 청년층의 구직활동을 촉진하기 위하여 구직활동비를 정부가 보조하는 정책안을 검토 중에 있다.

미취업 청년층의 취업촉진을 위한 일련의 정부 정책에도 불구하고 최근까지 미취업 청년층의 문제가 가시적인 개선의 효과를 보여주지 못하고 있다. 청년층의 구직난과 미취업 청년층의 증가는 여전히 심각한 문제로 남아 있으며, 향후 경기부진이 전망됨에 따라 앞으로 청년층의 고용시장은 더욱 어려워질 것으로 예상되고 있다. 따라서 청년층 고용촉진을 위하여 정책적 방향이 절실히 요구되고 있다.

본 연구에서는 기존의 노동공급과 노동수요에 의해 결정되는 시장모형에서 벗어나 일자리 탐색과정에 초점을 두고 그 원인을 살펴보고자 한다. 순탄하지 못한 일자리 탐색과정이 청년층 미취업의 상당한 원인이 되고 있다는 정황적 주장이 제기되는 데 비해 이를 이론적 모형과 실증분석을 통해 살펴본 연구는 매우 드물다. 실증분석이 부진하였던 이유는 이론적 모형을 뒷받침할 자료의 부족과 변수들을 설정하는 작업이 용이하지 않았기 때문이다. 물론 본 연구도 이러한 제약에서 완전히 자유롭지 못하다는 한계를 가지고 있지만 기존의 자료를 최대한 활용하면서 어느 정도 수용 가능한 가정에 기초하

1 정부는 청년고용촉진특별법에 따라 청년고용대책을 수립하여 시행해 오고 있다. 2003년 「청년실업종합대책」, 2005년 「청년고용촉진대책」, 2007년 「청년실업보완대책」 등을 발표하였다.

여 실증분석에 필요한 변수를 추정하고 계량화하고자 한 시도는 그 나름의 가치가 있다고 생각된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 기존 문헌에 대하여 간략하게 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 일자리 탐색이론을 소개하고, 비교정태분석을 실시하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석에 사용된 자료, 실증분석 방법과 결과를 제시하였다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결과를 요약하였다.

Ⅱ. 청년층 미취업에 대한 기존 연구²

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

기존 논문에서 지적된 청년실업의 원인들을 살펴보면, 크게 ① 경제성장률의 하락과 경제의 일자리 창출능력의 저하 및 괜찮은 일자리의 부족(수요요인), ② 고학력화에 따른 학력과잉(공급요인), ③ 근로자 자질에 대한 불확실성으로 인한 비정규직 및 경력직 선호(채용패턴의 변화), ④ 구인 및 구직 과정에서의 문제(일자리 매칭) 등이다.

노동수요의 측면에서 이병희(2004)는 경제의 성장 둔화와 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 노동수요의 감소를 시사한다고 보았다. 정봉근(2004)은 고학력 청년층이 취업하기를 희망하는 주요 기업(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 기존의 연구를 살펴보면, 1990년대 이후 청년층의 고학력화 현상이 가속화되었고, 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 이병희

2 본 장은 김용성(2008)을 요약 발췌하였음을 밝힌다.

외(2005)는, 1990년대 중반 이후 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 초과공급되고 있다고 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.

한편, 실업의 동태적 측면에 초점을 맞추어 청년실업의 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 이직률이 월등히 높게 나타난다는 점을 지적하였다. 이러한 사실은 청년층 실업의 원인이 직장을 구하지 못해서가 아니라 구한 일자리에서 이탈이 심하게 일어나기 때문이라고 해석되어 일자리 창출 중심의 청년층 실업대책의 효과성에 의문을 제기하고 있다.

구인·구직 과정에 있어서의 문제점을 지적한 연구로는 이병훈(2002), 김안국(2003), 윤석천(2004), 박성준(2008), 오호영(2012) 등이 있다. 이러한 분석들의 기본적인 시각은 청년층 실업이 노동시장의 수요와 공급의 불일치에서 초래되고 있다는 사실에 덧붙여 청년층 개개인이 직장탐색을 통해 취업에 이르게 되는 과정에서의 불일치가 실업의 한 원인으로 작용하고 있다는 것이다. 가령 김안국(2003)은 청년패널을 이용하여 분석한 결과, 실업 및 비경제활동 중인 청년층의 경우 희망임금과 시장임금 간의 차이가 크게 나타나고 있다는 사실로부터 청년층에 대한 취업대책 수립 시 우선 올바른 취업정보 제공을 통하여 희망임금을 낮출 필요성이 있음을 언급하고 있다.³ 한편, 오호영(2012)은 미취업 청년층의 미스매치 현상을 취업 눈높이의 결정요인과 유보임금(reservation wage) 간의 관계 등을 통해 파악하고 있다. 구체적으로 유보임금이 높을수록 취업의 눈높이가 상승하며, 유보임금의 경우 여성보다는 남성이, 취업 눈높이에 있어서는 남성보다는 여성이 높다는 점을 보고하였다.

3 그러나 일자리 탐색모형(job-search model)에 따르면 취업결정에 중요한 변수는 희망임금이 아니라 의 중임금(reservation wage)이며, 양자 간의 차이에 대해서는 후술하기로 한다.

본 연구는 일자리 탐색에 기초한 기존의 연구와는 달리 일자리 탐색모형(job-searching model)에 따른 이론적인 결과를 바탕으로 이를 직접 실증분석함으로써 엄밀한 구조적인 접근법을 채택하고 있다. 구체적으로 본 연구의 의의는 크게 두 가지로 볼 수 있는데, 첫째 앞서 언급한 바와 같이 일부 연구가 엄밀한 의미에서 일자리 탐색모형에 기초하여 검증하는 입장에서가 아니라 일자리 탐색모형을 수용하고 이를 바탕으로 현황을 해석하는 수준에서 진행되었다면, 본 연구는 이론적 모형에서 의미하는 바를 일관되게 실증적으로 검증하는 방법을 채택하고 있다는 점이다. 둘째, 기존의 연구가 일자리 탐색과정에서의 문제점을 청년실업의 하나의 원인으로 설명하고 있는 데 비하여, 본 연구는 청년실업의 원인으로서 일자리 탐색모형을 제시하는 데 그치는 것이 아니라 실증분석 결과를 통하여 청년실업 해결을 위한 바람직한 정책적인 방향을 모색하고 있다는 점이다.

Ⅲ. 일자리 탐색이론

1. 기본모형

일자리 탐색이론(job-searching theory)은 노동시장에서 일어나는 취업과 미취업의 현상을 구직 및 구인 활동에서 취업까지의 과정에 초점을 두고 분석하는 접근법이다. 청년층 노동시장의 특징인 일자리 탐색의 어려움과 그에 따른 미취업 상태의 장기화, 더불어 잦은 직장 이동의 결과 취업 및 미취업 상태가 빈발하게 되는 현상을 분석하기에 적절한 모형으로 인식되고 있다.

Mortensen(1986)과 Pissarides(2000)에 의해 소개된 일자리 탐색이론의 핵심은 구직자와 구인자가 '분권화(decentralized)', 즉 정보의 불완전성(imperfect information) 및 지역적 불일치(locational mismatch) 등으로 인해 비록 노동 수요와 공급이 존재함에도 불구하고 그 결과가 반드시 취업으로 나타나지는 않는다는 점이다. 특히 구직과 구인 과정은 순탄하게 진행되는 것이 아니라 많은 시간과 노력 등을 포함한 경제적 비용을 수반하게 되므로, 탐색과정의 애로가 되는 원인을 파악하고 이에 대한 정책적 처방을 통해 노동시장의 효율성을 향상시키는 데 도움이 될 수 있다.⁴

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

〈Table 1〉 Expected Present Value: Employment vs. Unemployment

$t = 0$	$t = 1$
Being employed: $V_E(x)$	Wage: x
	Probability that a job continues: $V_E(x)$
	Probability that a job disappears: V_U
Being unemployed: V_U	Implicit income from unemployment: b
	Employment: $V_E(x)$
	Continue to be unemployed: V_U

각종 일자리의 임금(W)들의 분포(cumulative density function)를 $F(w)$, 외생적으로 결정되는 단위기간 내에 일자리 제안이 주어질 확률을 λ 라고 하자. 이때 청년 구직자는 $F(w)$ 를 알고 있으나 사전적으로 어떤 구체적인 일자리가 주어질지에 대해서는 확실한 정보를 가지고 있지 않다고 가정하자. 일자리 제안이 구체화되면 구직자는 그 일자리를 수용(accept)할 것인지 아니면 거절(reject)할 것인지에 대한 결정을 하게 된다. 만약 제안된 일자리의 임금(offered wage, W)이 본인이 생각하는 최소한의 임금(reservation wage, ξ)을 상회한다면 구직자는 그 일자리 제안을 수용하게 되며, 그렇지 않을 경우 일자리 제안을 거절하게 된다. 따라서 구직활동과 구인활동이 취업으로 연결될 확률(θ)은 일자리의 제안 빈도(λ)와 제안된 일자리의 임금이 수용 가능한 최소한의 임금보다 클 확률($1 - F(\xi) = \bar{F}(\xi)$)에 의해 결정되며, 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\theta = \lambda \bar{F}(\xi) \tag{3-1}$$

구직자가 미취업 상태일 경우 b 만큼의 암묵적인 소득을 가지게 된다고 가정하자. 또한 매 기간 기존의 일자리가 s 의 확률로 소멸되며, 기간별 할인율은 r 이라 하자.⁵ 만약 임금이 x 일 때 일자리 제안을 수용하여 취업으로부터 얻게 되는 현재가치의 기댓값(expected present value)을 $V_E(x)$, 이를 거부한 후 미취업으로부터 얻게 되는 현재가치의 기댓값을 V_U 라 하자. 〈Table 1〉은 현재 시점($t=0$)에서 취업과 미취업의 현재가치를 구성하는 요소들을 보여주고 있다.

따라서 취업 시와 미취업 시의 현재가치의 기댓값 $V_E(x)$ 와 V_U 는 아래와 같은 수식으로 표현된다(Lancaster and Chesher[1983]; Lynch[1983]).

5 미취업 시 소득(b), 일자리 소멸확률(s), 할인율(r)은 외생적(exogenously)으로 결정된다고 가정한다.

$$V_E(x) = \frac{x}{1+r} + (1-s) \frac{V_E(x)}{1+r} + s \frac{V_U}{1+r} = \frac{1}{r+s} [x + s V_U] \quad (3-2)$$

$$\begin{aligned} V_U &= \frac{b}{1+r} + \theta \frac{V_E(x)}{1+r} + (1-\theta) \frac{V_U}{1+r} \\ &= \frac{1}{r(r+s+\theta)} [(r+s)b + \theta x] \end{aligned} \quad (3-3)$$

정의상 의증임금(ξ)에서는 취업과 미취업의 현재가치가 동일하게 되어 $V_E(\xi) = V_U$ 가 성립하고 이를 식 (3-2)에 대입한 후 식 (3-3)을 정리하면 아래와 같이 된다.

$$\xi = b + \frac{\theta}{(r+s)} (x - \xi) \quad (3-4)$$

식 (3-4)의 희망임금(x)은 일자리 제안을 수락할 수 있는 최소한의 수준인 의증임금보다 큰 모든 임금들에 대한 기댓값으로서, $x = E(w|w \geq \xi)$ 으로 아래와 같이 표현된다.⁶

$$x = \int_{\xi}^{\infty} w dF(w) / \bar{F}(\xi) = \xi + \int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w) dw / \bar{F}(\xi) \quad (3-5)$$

식 (3-5)의 희망임금을 식 (3-4)에 대입하면 의증임금은 식 (3-6)과 같이 표현된다.⁷

$$\xi = b + \frac{\lambda}{(r+s)} \int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w) dw \quad (3-6)$$

비교정태분석(comparative static analysis)을 위해 본 모형의 구조를 살펴볼 필요가 있다. 일자리 탐색이론의 핵심은 식 (3-1)의 취업결정식 $\theta = \lambda \bar{F}(\xi)$ 이다. 식 (3-1)의 취업률(θ)은 우변의 변수 λ 와 ξ 에 의해 결정되는데, ξ 는 다시 식 (3-6)에 따라 외생적으로 주어지는 미취업 시의 소득(b), 일자리 제안확률(λ), 그리고 임금분포($\bar{F}(w)$)에 의해 영향을 받게 된다. 따라서 비교정태분석은 b 와 λ , 그리고 임금분포 $\bar{F}(w)$ 가 변할 경우 식(3-1)의 취업률이 어떠한 방향으로 움직이는가를 분석하게 된다.

6 식 (3-5)의 두 번째 등식은 부분적분(integration by part)으로 구해진다(Lancaster and Chesher[1983]; Lynch[1983]).

7 식 (3-6)은 식 (3-1)의 $\theta = \lambda \bar{F}(\xi)$, 즉 $\bar{F}(\xi) = \theta/\lambda$ 를 사용하여 도출하였다.

2. 비교정태분석

본 절에서는 미취업 시 소득 b 와 λ 가 의중임금에 미치는 영향에 대해 살펴보자. 우선 식 (3-4)에서 $\theta/(r+s) = (\xi-b)/(x-\xi)$ 이 성립하며, 식 (3-1)로부터 $\bar{F}(\xi) = \theta/\lambda$ 임을 이용하여 식 (3-6)을 b 와 λ 에 대하여 편미분(partial differentiate)한 후 탄력성을 구하면 각각 아래와 같이 표현된다.⁸

$$\epsilon_1 = \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln b} = \frac{b(x-\xi)}{\xi(x-b)} \in (0,1) \quad (3-7)$$

$$\epsilon_2 = \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln \lambda} = \frac{(\xi-b)(x-\xi)}{\xi(x-b)} \in (0,1) \quad (3-8)$$

일반적으로 $0 < b < \xi < x$ 가 성립하므로 식 (3-7)과 식 (3-8)의 값은 0과 1 사이에 위치하게 된다. 식 (3-7)이 의미하는 바는 미취업 시 소득이 증가하게 되면 의중임금도 증가하게 되나, 그 증가율은 미취업 시 소득의 증가율에 미치지 못함을 의미한다. 식 (3-8)도 일자리를 제안받을 확률이 증가하게 될 때 의중임금은 증가하나 그 증가율이 일자리 제안확률의 증가율에 비해 작게 나타남을 의미한다.

식 (3-1)을 보면 구직자가 미취업의 상태에서 벗어나게 되는 확률(θ)은 일자리 제안의 빈도(λ)와 임금분포확률($\bar{F}(\xi)$)의 함수로서, 구직자가 얼마나 오랫동안 미취업 상태에 있었는지와는 상관이 없다. 즉, 미취업에서 취업으로의 탈출함수(hazard function)가 구직자의 과거 미취업 지속기간에 영향을 받지 않는 시간 불변의 모습을 가지고 있다.⁹ 이때 미취업 생존함수(survival function)는 지수분포(exponential distribution)를 보이게 되며, 평균 미취업 지속기간은 $1/\theta$ 로 주어지게 된다(Greene[1993]). 따라서 미취업 시 소득과 일자리 제안확률의 변화가 평균 미취업 지속기간에 미치는 영향은 아래와 같이 표현된다(Lancaster[1979]).

$$\frac{\partial \ln(1/\theta)}{\partial \ln b} = -\frac{\partial \ln(\theta)}{\partial \ln b} = -\epsilon_3 > 0 \quad (3-9)$$

8 구체적인 도출과정은 부록을 참조하라.

9 미취업 탈출 해저드가 과연 미취업 지속기간에 대한 불변함수(constant hazard function)인가에 대해서는 의문의 여지가 있으나, 본 연구에서는 단순화를 위하여 이를 가정하기로 한다.

$$\frac{\partial \ln(1/\theta)}{\partial \ln \lambda} = -\frac{\partial \ln(\theta)}{\partial \ln \lambda} = -\epsilon_4 \in (-\infty, \infty) \quad (3-10)$$

여기서 ϵ_3 과 ϵ_4 는 구체적으로 아래와 같이 주어진다.¹⁰

$$\epsilon_3 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln b} = \frac{\partial \ln \bar{F}(\xi)}{\partial \ln \xi} \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln b} = \frac{\partial \ln \bar{F}(\xi)}{\partial \ln \xi} \times \epsilon_1 < 0 \quad (3-11)$$

$$\epsilon_4 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \lambda} = 1 + \frac{\partial \ln \bar{F}(\xi)}{\partial \ln \xi} \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln \lambda} = 1 + \frac{\partial \ln \bar{F}(\xi)}{\partial \ln \xi} \times \epsilon_2 \quad (3-12)$$

식 (3-9)의 의미를 살펴보자. 우선 식 (3-7)에서 미취업 시 소득(b)의 증가는 의중임금(ξ)을 높이게 되는데, 만약 일자리 제안확률(λ)이 일정하다면 제안된 일자리를 수락할 확률($\bar{F}(\xi) = 1 - F(\xi)$)을 떨어뜨리게 되어 평균 미취업기간을 연장시키는 결과를 가져오게 된다.

식 (3-10)의 일자리 제안확률(λ)의 변화가 평균 미취업기간에 미치는 효과는 사전적으로 주어지지 않는데, 이는 일자리 제안확률의 증가가 서로 상반된 두 가지 방향으로 작용하기 때문이다. 식 (3-1)에서 의중임금(ξ)이 일정하다면, 일자리 제안확률(λ)의 증가는 취업확률(θ)을 증가시켜 미취업기간의 단축을 가져오게 된다. 그러나 동시에 일자리 제안확률의 증가는 식 (3-8)에 따라 의중임금의 증가를 초래하여 일자리 제안을 수락할 확률($\bar{F}(\xi) = 1 - F(\xi)$)을 낮추게 되면서 미취업기간을 연장시키게 된다. 결국 식 (3-10)의 미취업기간에 대한 일자리 제안확률의 영향은 상반된 두 가지 효과의 크기에 따라 결정된다.

¹⁰ 참고로 $\partial \ln \bar{F}(\xi) / \partial \ln \xi = -f(\xi)\xi / \bar{F}(\xi) < 0$.

IV. 실증분석

1. 자료 및 기초통계

본 연구에서는 청년층 일자리 매칭을 실증분석하기 위한 자료로서 한국고용정보원의 『대졸자 직업이동 경로조사』(이하 ‘GOMS’)와 한국직업능력개발원의 『한국교육고용패널』(이하 ‘KEEP’) 자료를 연결하여 이용하였다.

2006년부터 진행된 한국고용정보원의 GOMS는 졸업 후 20개월이 지난 대졸자를 대상으로 하는 단기패널(3년) 조사로서 본 연구에서 사용한 ‘2008 GOMS1’은 2008년 졸업예정인 2~3년제 이상의 대학 재학자 중 약 4%에 해당하는 1만 8천여 명을 표본추출하여 개인의 특성, 노동시장 이동, 개인의 신상 및 학교생활에 대한 다양한 정보를 수집하고 있어, 실증분석의 자료로서 유용한 가치를 지니고 있다.

한편, KEEP는 2004년 층화집락추출법(stratified cluster sampling)¹¹으로 전국에서 중학교 3학년, 일반 고등학교 3학년 및 실업계 고등학교 3학년 등 총 6,000명(각 2,000명)을 추출하여 10년 이상 추적 조사하고 있는 장기패널 조사이다. 분석에 사용한 6차연도(2009년) 조사는 학교생활, 진학계획, 구직활동, 현재 취업상태, 현 일자리의 특성, 취업의사 및 준비, 직장경력, 가정생활 등에 관한 기초자료와 함께 교육과 고용 간의 연계성, 즉 학생들의 학교에서 노동시장으로의 이행과정에 관한 정보를 제공하고 있다.

이론적 모형에서 도출된 비교정태분석 결과를 계산하기 위해서는 의중임금(ξ), 조건부 기대임금(x), 미취업 시 소득(b)을 알아야 한다.

외국의 경우 탐색이론을 염두에 두고 미취업 청년층에 대하여 구체적으로 “일자리 제안을 받아들일 수 있는 최저임금의 수준(ξ)이 얼마인지?” “희망하는 임금이 얼마인지(x)?” “미취업 시 생활을 위한 소요액은 얼마인지(b)?” 등의 질문을 하고 그에 대한 응답을 이용하여 이론에서 제시된 결과를 실증적으로 분석한 연구가 있다.¹²

11 KEEP의 표본추출은 1단계에서 전국을 지역별로 층화(stratification)하고(실업계 고등학교는 학교유형별로 층화), 2단계에서 지역별 학생 수 비율에 따라(실업계 고등학교는 학교유형별 학생 수 비율에 따라) 학교를 선정하고, 선정된 학교에서 학급 및 학생을 추출하였음.

12 가령 Lynch(1983)의 연구는 영국에 거주하는 청년층에 대한 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?” 등의 질문을 하고 있다. 이와 유사한 연구로서는 Lancaster

GOMS 및 KEEP 데이터는 청년층에 대한 다양한 정보를 포함하고 있음에도 불구하고 분석에 필요한 모든 변수가 단일자료에서 조사되고 있지 않아, 부득이 두 자료를 연결하여 분석에 필요한 변수를 구축하였다. 미취업 대졸자의 대학 재학 당시 조건부 기대임금은 GOMS의 의중임금을 바탕으로 산출하였다.¹³ 반면, GOMS에서 조사되지 않은 미취업 시 소득은 조사시점, 조사대상이 유사한 KEEP 데이터와 연계하여 자료를 구축하였다.¹⁴

청년층(20~29세)을 대상으로 GOMS의 최종 표본을 제한하였으며, 취업자 및 미취업자를 선택하여 표본을 구축하였다. 실업률은 KEEP의 조사시점과 동일한 시점의 통계청 『경제활동인구조사』의 지역별·성별 실업률을 사용하였다.

GOMS의 기초통계량은 <Table 2>와 같다. 구체적으로 살펴보면 남성의 비율이 58%로 여성에 비해 다소 높은 것으로 나타났으며, 조사대상자의 평균연령은 25.82세인 것으로 나타났다. 전체 16,076명 중 취업자는 12,487명(약 78%)이며, 미취업자는 3,589명이다.

GOMS 표본의 경우 21%가 서울에 위치한 대학에 재학하였던 것으로 나타났으며, 약 20% 내외가 직업훈련과 어학연수를 경험하였으며, 전공별로 볼 때 공학계열(약 29%), 사회계열(약 19%), 자연계열(14%)의 순이었다.

미취업자의 소득 추정을 위해 사용된 KEEP 데이터의 기초통계량은 <Table 3>과 같다. 2009년 KEEP 원자료의 관측치는 2,270명이나, 이 중 미취업 시 소득을 산출하기 위해 필요한 변수가 결측된 1,642명을 제외한 628명이 분석에 사용되었다.

2. 실증분석 방법 및 결과

GOMS는 “귀하가 대학졸업 직전 취업을 통해서 최소한으로 받고자 하는 소득은 얼마였습니까?”라는 질문을 하고 있으며, 취업을 위한 최소한의 임금을 물어보고 있다는 점에서 이를 의중임금으로 해석해도 큰 무리가 없을 것으로 판단된다.

기대임금은 개인이 제안된 일자리를 기꺼이 수용할 수 있는 모든 임금의 기대치라는 점에서 구직자의 주관적인 수용 가능한 최저임금인 의중임금과는 다르다. 불행히도 GOMS는 기대임금에 대한 직접적인 정보를 제공하고 있지 않으므로 본 연구는 의중임금을

and Chesher(1983)가 있다.

13 의중임금에 관한 설문 문항은 다음과 같다. “귀하가 대학졸업 직전 취업을 통해서 최소한으로 받고자 하는 소득은 얼마였습니까?” 의중임금으로부터 기대임금을 도출하는 구체적인 방법은 실증분석 부분에서 다루고자 한다.

14 GOMS의 조사시점은 2009년 9월이고 KEEP 데이터는 2009년 6월이며, GOMS 조사대상은 대졸자, KEEP는 대졸자 및 대학 재학생이다.

<Table 2> Summary Statistics of the GOMS Data

Variables		Mean	Std. dev.	Min	Max
Gender (male=1)		0.5834163	0.493008	0	1
Employment (employed=1)		0.7767479	0.4164389	0	1
Age (in years)		25.82502	1.962459	20	29
Location of school (Seoul=1)		0.2101891	0.4074555	0	1
GPA (converted 100 scale)		81.90375	9.050694	30	100
Vocational training (yes=1)		0.2112466	0.4082056	0	1
Certification (yes=1)		0.7102513	0.4536598	0	1
Language study (yes=1)		0.1787758	0.3831764	0	1
Household head (yes=1)		0.2969644	0.4569349	0	1
Unemployment rate (%)		3.4860290	1.158656	0.9	5.1
Major	Humanities and liberal arts	0.1100398	0.3129491	0	1
	Social science	0.1988057	0.3991139	0	1
	Education	0.0790620	0.2698438	0	1
	Engineering	0.2970888	0.4569902	0	1
	Natural science	0.1420129	0.3490743	0	1
	Medical	0.0577258	0.2332315	0	1
	Arts, music and athletics	0.115265	0.3193514	0	1

Note: Number of observations=16,076.

Local unemployment rates are drawn from the regions where the respondents reside.

Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey (GOMS)*, 2009.

National Statistical Office, *Economically Active Population Survey*, Sep. 2009.

이용한 우회적인 방법을 통하여 기대임금을 추정하는 방법을 고려하였다. 구체적으로 z 라는 인적 특성을 가진 개인이 인식하는 로그임금($\ln w$)의 분포가 다음과 같은 정규분포의 형태를 따른다고 가정하자.

$$\ln w|z \sim N(\mu_{w|z}, \sigma_{w|z}^2) \text{ 또는 } t = (\ln w|z - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z} \sim N(0, 1) \quad (4-1)$$

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

[Figure 1]은 인적 특성이 z 인 개인의 표준정규화된 임금분포를 보여주고 있다. 우선, 제안된 일자리의 임금($\ln w_o$)이 의중임금($\ln \zeta$) 미만인 경우(즉, $(\ln w_o - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z} < (\ln \zeta - \mu_{w|z})/\sigma_{w|z}$) 개인은 제안된 일자리를 거절하게 될 것이다. 따라서 수용 가능한 일자리의 임금은 의중임금 이상의 영역으로서 그림에서 사선으로 표시된다.

<Table 3> Summary Statistics of the KEEP Data

Variables		Mean	Std. dev.	Min	Max
Location of school (Seoul=1)		0.1942675	0.3959511	0	1
Vocational training (yes=1)		0.0684713	0.2527543	0	1
Certification (yes=1)		0.0286624	0.1669889	0	1
Language study (yes=1)		0.1242038	0.3300768	0	1
Major	Humanities and liberal arts	0.1003185	0.3006636	0	1
	Social science	0.2563694	0.4369762	0	1
	Education	0.0605096	0.2386186	0	1
	Engineering	0.2675159	0.4430166	0	1
	Natural science	0.116242	0.3207704	0	1
	Medical	0.089172	0.285219	0	1
	Arts, music and athletics	0.1098726	0.3129802	0	1
Household income (in 10,000 KRW)	99 or less	0.0159236	0.1252797	0	1
	100~199	0.1130573	0.3169153	0	1
	200~299	0.2324841	0.4227527	0	1
	300~399	0.2643312	0.441328	0	1
	400~499	0.1417197	0.3490405	0	1
	500~699	0.1369427	0.3440609	0	1
	700~999	0.0366242	0.1879871	0	1
	1,000 or more	0.0589172	0.2356574	0	1
Father's education (college and more=1)		0.9267516	0.2607515	0	1
Educational expenses funded from:	Parental supports	0.6910828	0.4624152	0	1
	Self supports	0.0414013	0.1993753	0	1
	Loans	0.1369427	0.3440609	0	1
	Scholarships	0.1194268	0.3245485	0	1
	Others	0.0111465	0.1050706	0	1
Cohabitation with parents (yes=1)		0.6289809	0.4834626	0	1

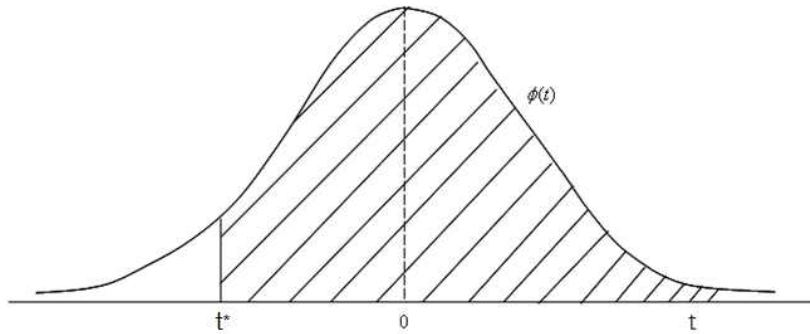
Note: Number of observations=628.

Source: Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel (KEEP)*, 2009.

이때 의중임금 이하의 영역을 배제한 아래로부터 절단(truncated from below)된 임금 분포의 평균값은 기대임금이 되며 구체적으로 다음과 같이 표현된다(Johnson and Kotz [1970], p.81).

$$\ln x = \mu_{w|z} + \frac{\phi(t^*)}{1 - \Phi(t^*)} \sigma_{w|z} \quad (4-2)$$

[Figure 1] Range of Acceptable Wages



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

의중임금은 [Figure 1]에서와 같이 절단되기 이전 임금분포의 평균값의 좌측에 위치하게 되므로 식 (4-2)를 만족하는 $t^* = (\ln\zeta - \mu_{w|z}) / \sigma_{w|z}$ 는 음(陰)의 값을 가질 것이다. 한편, 기대임금은 [Figure 1]에서와 같이 아래로부터 절단된 임금분포의 조건부 기대치이므로, 절단되기 이전 분포의 임금평균($\mu_{w|z}$)보다 큰 값을 가지게 되어, 모형에서 가정한 비와 같이 기대임금은 의중임금보다 큰 값을 가지게 된다.

만약 식 (4-2)에서 의중임금과 함께 임금분포의 평균값($\mu_{w|z}$) 및 표준편차($\sigma_{w|z}$)의 값이 알려져 있다면, t^* 를 구한 후 그 값을 이용하여 기대임금을 산출할 수 있다.

식 (4-2)의 $\mu_{w|z}$ 와 $\sigma_{w|z}$ 의 값을 구하기 위해 다음과 같은 가정을 하였다. 첫째, 개인은 인적 특성과 임금과의 관계인 임금방정식을 정확히 파악하고 있으며, 둘째 미취업자는 자신의 임금분포를 추정하는 데 있어 취업자의 임금분포를 참조한다고 가정한다. 이때 미취업 구직자는 취업자의 임금결정 방정식을 추정하고, 이를 이용하여 임금분포에 대한 정보를 얻게 될 것이다.

의중임금이 제안된 임금보다 작아서 실제 임금이 관찰되지 않아 발생하게 되는 표본편의 문제(sample selection bias)를 고려한 임금과 임금의 결정요인 간의 관계는 다음의 과정으로 추정될 수 있다.¹⁵

$$\ln w_i = \begin{cases} \beta z_i + \epsilon_i & \text{if } \ln w_i \geq \ln \zeta_i \\ 0 & \text{if } \ln w_i < \ln \zeta_i \end{cases} \quad (4-3)$$

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

추정된 회귀식에 미취업자 i 의 인적 특성을 대입하면 조건부 평균임금과 분산은 아래와 같이 표현된다.

$$\widehat{\mu}_{w|z} = E(\ln w | z_i, \rho_i) \quad \widehat{\sigma}_{w|z}^2 = N^{-1} \widehat{e}' \widehat{e} \quad (4-4)$$

여기서 N 은 회귀분석에 사용된 표본의 개수이며, \widehat{e} 는 관측된 임금과 예측된 값(predicted value)의 차이(deviation)로서 $\widehat{e} = \ln w - \widehat{\mu}_{w|z}$ 이다. 식 (4-4)에 나타난 각 개인의 임금에 대한 조건부 평균과 분산을 구하고 설문에 의해 조사된 의중임금을 이용하여 식 (4-2)에 따라 기대임금을 구하였다.

실증분석을 위해서는 기대임금과 의중임금뿐만 아니라 미취업 시 얻게 되는 소득(b)에 대한 정보도 필요하다. 앞서 언급한 바와 같이 GOMS는 미취업 시 소득에 대한 정보를 담고 있지 않다. 따라서 부득이 KEEP 데이터로부터 미취업 대학 재학생들의 순수 용돈, 주거비(하숙비, 각종 공과금, 부식비), 교육비를 합하여 암묵적 지출비용, 즉 미취업 시 소득을 산정하였다. 다만, 과거 1년 동안 일자리가 있었을 경우 그동안의 월평균 소득과 암묵적 지출비용을 비교하여 큰 값을 미취업 시 소득으로 간주하였다. 산출한 값을 바탕으로 미취업 시 소득과 관련이 있을 것으로 판단되는 변수를 선택하여 결정식을 추정한 후, GOMS 데이터상 미취업자의 상응 변수를 추정식에 대입하여 미취업 시 소득을 산출하였다.¹⁶ 구체적인 산식은 아래와 같다.

$$\ln b_i^{KEEP} = \beta^{KEEP} z_i^{KEEP} + \epsilon_i \rightarrow \ln b_i^{GOMS} = \beta^{\widehat{KEEP}} z_i^{GOMS} \quad (4-5)$$

모형의 적합성 여부를 판단하기 위해 ‘기대임금 > 의중임금 > 미취업 시 소득’의 관계가 성립하는지를 살펴보았다. 비교 결과, GOMS 데이터의 미취업자 3,589명 중 한 변수라도 결측된 67명과 미취업 시 소득이 의중임금보다 크게 나타난 386명을 제외한 3,136명(전체 미취업자 표본 대비 약 87%)을 최종표본으로 설정하고 분석을 실시하였다. <Table 4>는 최종표본의 성별 기대임금, 의중임금, 미취업 시 소득의 기초통계량을 보여주고 있다.

<Table 4>를 보면, 첫째 평균적으로 의중임금은 기대임금의 약 77% 정도인 것으로 나타났다. 남녀별로 큰 차이를 보이지 않는다. 한편, 미취업 시 소득은 기대임금의

¹⁶ KEEP 데이터로부터 추정된 미취업 시 소득 추정에 사용한 변수와 결정식은 <Table A-1> 및 <Table A-2>를 참조하라.

(Table 4) Mean Values of Expected Wage, Reservation Wage and Implicit Income from Unemployment

(Unit: 10,000 KRW/month)

	Overall	Men	Women
Expected wage (x)	273.0	284.9	257.3
Reservation wage (ξ)	211.0	218.1	201.6
Implicit income from unemployment (b)	93.6	94.3	92.7
Number of observations	3,136	1,790	1,346

Note: Amounts are in 2009 constant price.

Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey (GOMS)*, 2009.

Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel (KEEP)*, 2009.

약 43~44% 수준으로 산출되었다. 외국의 실증분석 연구를 보면 기대임금 대비 의중임금은 약 80~85% 수준이며, 미취업 시 소득은 기대임금의 30~40% 수준으로서 본 연구와 유사한 범위를 가지는 것으로 보고되었다(Lynch[1983]; Lancaster and Checher[1983]).

둘째, 남성의 기대임금, 의중임금, 미취업 시 소득이 여성에 비해 높게 나타나고 있다. 이는 성별 임금분포 및 노동시장의 집착도(labor market attachment)를 고려할 때 타당한 결과로 여겨진다.

식 (3-7)과 식 (3-8)의 ϵ_1 과 ϵ_2 는 실증분석으로부터 추정된 b , ξ , x 의 값을 직접 대입함으로써 구할 수 있다. 식 (3-11)과 식 (3-12)의 ϵ_3 와 ϵ_4 는 b , ξ , x 의 값과 로그임금이 $N(\mu, \sigma^2)$ 의 확률분포를 따를 때 임금은 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 가정하에 도출하였다.^{17,18} 구체적으로 $w_* = (w - \mu_*)/\sigma_*$ 로 정의하고, $\Phi(w_*)$ 와 $\phi(w_*)$ 를 각각 표준정규분포라 하면 $F(\xi) = \Phi(\xi_*)$, $f(\xi) = dF(\xi)/d\xi = \phi(\xi_*)/\sigma_*$ 가 되므로 식 (3-11)의 ϵ_3 는 아래와 같은 형태가 된다.

$$\epsilon_3 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln b} = - \frac{h(\xi_*)}{\sigma_*} \frac{b(x - \xi)}{(x - b)}, \quad (4-6)$$

17 앞서 기대임금의 도출 시 로그임금(w)이 정규분포를 따른다는 가정을 하였으며, 이러한 가정은 기존의 임금 결정을 연구한 분석에서 대체적으로 받아들여지고 있으며, 본 연구에서도 확인할 수 있었다.

18 Lancaster and Chesher(1983)와 Lynch(1983)의 경우 파레토 분포를 이용하여 탄력성을 구하고 있는데, 이는 탄력성 ϵ_3 과 ϵ_4 에서 $f(I)/\bar{F}(I)$ 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 상정하였으므로 내적 일치성(internal consistency)을 확보하기 위하여 로그임금의 정규분포의 가정하에서 도출하는 것이 적절하다.

〈Table 5〉 Calculated Elasticities of Interests

	Elasticity of reservation wage (ξ) with respect to:		Elasticity of average duration of unemployment with respect to:	
	b	λ	b	λ
Overall	0.219 (0.212~0.226)	0.179 (0.177~0.180)	0.622 (0.600~0.645)	-0.356 (-0.375~-0.338)
Men	0.215 (0.205~0.224)	0.185 (0.183~0.188)	0.531 (0.507~0.554)	-0.417 (-0.439~-0.395)
Women	0.225 (0.214~0.236)	0.170 (0.167~0.172)	0.745 (0.704~0.785)	-0.276 (-0.305~-0.246)

Note: Numbers in the parentheses are for 95% confidence interval.

Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey (GOMS)*, 2009.

Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel (KEEP)*, 2009.

여기서 $\xi_* = (\xi - \mu_*) / \sigma_*$ 이며, $h(\xi_*) = \phi(\xi_*) / (1 - \Phi(\xi_*))$ 이다.

한편, 이와 유사한 방법으로 ϵ_4 는 아래와 같이 표현됨을 보일 수 있다.

$$\epsilon_4 = \frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \lambda} = 1 - \frac{h(\xi_*)}{\sigma_*} \frac{(\xi - b)(x - \xi)}{x - b} \quad (4-7)$$

〈Table 5〉는 계산된 탄력성들의 값을 보여주고 있다. 우선 각 탄력성은 이론에서 예측한 바와 같은 부호와 범위를 가지는 것으로 나타났다.

〈Table 5〉의 결과에 대하여 다음의 몇 가지 사실을 주목할 필요가 있다. 첫째, 본 연구 결과의 타당성을 살펴보기 위하여 외국의 연구 결과와 비교한 〈Table 6〉을 보면 미취업 시 소득에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_1)은 외국의 연구에 비해 다소 높으며, 일자리 제안확률에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_2)은 유사한 수준으로 나타났다. 한편, 평균 미취업기간에 대한 탄력성($-\epsilon_3$ 와 $-\epsilon_4$)을 보면 본 연구와 Lynch(1983)의 결과는 비슷한 수준을 보이고 있으며, Lancaster and Chesher(1983)의 결과와는 차이를 보이고 있다.

둘째, 〈Table 5〉에서 미취업 시 소득에 대한 의중임금 탄력성(ϵ_1)은 0.219이며, 일자리 제안에 대한 의중임금의 탄력성(ϵ_2)은 0.179로 나타났으며, 두 탄력성에 있어 성별 차이는 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 결과에 따르면 미취업 시 소득이 1% 증가할 경우 의중임금은 0.219%, 일자리 제안확률의 경우에는 의중임금이 0.179%의 소폭 증가에 그치게 됨을 의미한다. 이러한 결과가 시사하는 바는 청년층이 미취업 시 소득의 증가를 경험하거나 또는 보다 많은 일자리의 제안을 받게 되더라도 미취업 청년구직자의

〈Table 6〉 Comparison of Results between This Study and Others

	ϵ_1	ϵ_2	$-\epsilon_3$	$-\epsilon_4$
This study	0.219	0.179	0.622	-0.356
Lancaster and Chesher(1983)	0.135	0.107	1.030	-0.190
Lynch(1983)	0.106	0.146	0.483~0.559	-0.252~-0.298

Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey (GOMS)*, 2009.

Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel (KEEP)*, 2009.

의중임금은 크게 증가하지 않는다는 것이다.

셋째, 〈Table 5〉에서 미취업 시 소득에 대한 평균 미취업기간의 탄력성($-\epsilon_3$)은 0.622로 나타났다. 탄력성의 부호가 양의 값을 가지는 이유는 다른 조건이 일정할 때 미취업 시 소득의 감소(증가)가 의중임금을 감소(상승)시키게 됨에 따라 제안받은 일자리를 수락할 확률($\bar{F}(\xi) = 1 - F(\xi)$)을 증가(감소)시키고, 그 결과로 평균 미취업기간이 단축(연장)되기 때문이다. 2009년 경제활동인구조사(패널)에서 나타난 고학력(대졸 이상) 청년층 평균 미취업기간이 26.64주임을 감안할 때, 〈Table 4〉의 미취업 시 소득이 93.6만원/월에서 84.2만원/월로 약 10% 하락한다고 가정할 경우 ϵ_3 에 따라 평균 미취업기간은 1.66주(26.64주 → 24.98주, 6.22% 감소) 단축될 수 있음을 의미한다.

넷째, 일자리 제안확률에 대한 평균 미취업기간의 탄력성($-\epsilon_4$)은 음의 값을 가지는 것으로 나타났다. 일자리 제안(λ)의 증가는 직접적으로 미취업기간을 단축시키는 긍정적인 측면과 다른 한편으로 의중임금을 증가시킴에 따라 미취업기간을 연장시키는 부정적인 측면이 동시에 존재하게 된다. 실증분석의 결과는 전자의 긍정적인 효과가 후자의 부정적인 효과에 비해 크며, 이에 따라 일자리 제안의 증가는 미취업기간을 단축시키는 데 도움이 될 수 있음을 보여주고 있다. 일정 기간 동안 일자리 제안확률(λ)이 얼마인가에 대한 공식적인 자료는 없는 상태이므로 이에 대한 평균 미취업기간의 변화분을 계측하기는 어렵다.¹⁹ 다만, 일자리 제안 확률과 기업의 구인량 사이에 일정한 비례관계가 있을 것이라 가정하고 연간 월평균 구인 수의 변동을 보면 최대 23%의 증가에서 1.7%의 감소까지 상당한 진폭을 보임에 비추어 볼 때, 기업의 노동수요를 유인하고 이를 원활히 중계하는 정부 정책의 노력 여하에 따라서 상당한 정책적 효과를 시현할 가능성이 있다.²⁰

19 일자리 제안확률이 10% 증가할 경우 평균 미취업기간이 약 3.56% 감소하므로 평균 미취업기간을 6.22%(1.66주) 단축시키기 위해서는 일자리 제안확률이 17.5% 증가하여야 함을 알 수 있다.

20 2003년부터 글로벌 금융위기 직전인 2008년까지 연간 월평균 구인 수의 변동을 고용노동부의 「고용지

V. 결론 및 정책적 함의

지속적인 정책과제로 남아 있는 청년층 취업난의 해결은 다양한 정책적 노력에도 불구하고 가시적인 성과를 보이고 있지 않다. 이러한 문제의식하에서 본 연구는 우리나라 청년층 미취업에 대한 원인을 분석하고 개선을 위한 정책방향을 모색하였다. 본 연구의 특징은 기존의 일반적인 노동공급과 노동수요에 의한 접근법을 떠나 구인과 구직의 일자리 탐색과정에 초점을 두고 분석하였다는 점이다.

구체적으로 본 연구에서 다루고 있는 미취업 시 소득과 일자리 제안확률의 변화에 따라 고학력 청년층 미취업이 어떠한 모습을 보이는가를 밝히는 것은 정책시행에 앞서 정책의 방향을 모색하는 데 매우 중요한 시발점이 된다. 예를 들어 만약 미취업의 원인이 고학력 미취업 청년 구직자가 일자리에 대하여 불합리하게 높은 눈높이(의중임금)를 가지고 있음에 의해 초래되고 있다면, 눈높이를 낮추는 쪽으로 정책의 방향을 맞춤으로써 청년층 취업을 촉진할 수 있을 것이다. 다른 한편으로 미취업의 원인이 눈높이의 문제가 아닌 일자리의 제안과 수락이 매끄럽지 못한 과정에 의해 초래되고 있다면, 기업의 노동수요를 확대하고 이를 중계하는 취업알선 등 고용서비스 기능을 강화함으로써 고학력 청년층의 미취업 문제를 완화시킬 수 있을 것이다.

분석 결과, 고학력 미취업 청년의 의중임금과 미취업 시 소득수준은 희망하는 임금(기대 임금)의 각각 약 77%, 44%로서 외국의 연구 결과와 유사한 것으로 나타났다. 한편, 미취업 시 소득 하락과 일자리 제안확률의 증가는 평균 미취업기간을 단축시킬 것으로 예상되나, 전자의 경우 정책대상이 모호하고 구체적인 정책수단이 마땅치 않아 정책효과성(target efficiency)을 확보하기 힘들다는 점을 고려할 때, 고학력 미취업 청년층의 노동수요를 유인하는 정책(예를 들어 임금보조 등)을 통하여 일자리 기회를 확대하고 이를 취업으로 연결시키는 고용지원서비스의 기능을 강화하는 방향으로 정책의 역량을 모아 나가야 할 것이다.

원센터 구인·구직 및 취업현황에 비춰 보면 최대 23%의 증가에서 최소 1.7%의 감소까지 상당한 진폭을 보이고 있다.

참고문헌

- 김대일, 「경제위기 이후 청년실업의 변화와 원인」, 유경준 편, 『한국경제 구조변화와 고용창출』, 한국개발연구원, 2004.
- 김안국, 「청년층 미취업의 실태 및 원인분석」, 『노동경제논집』, 제26권 제1호, 2003, pp.23~52.
- 김용성, 「청년실업의 원인과 정책적 대응방안」, 정책연구시리즈 2008-09, 한국개발연구원, 2008.
- 김주섭, 「청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태분석」, 『노동정책연구』, 제5권 제2호, 한국노동연구원, 20005.
- 남재량, 「청년실업의 동태적 특성과 정책 시사점」, 『노동리뷰』, 한국노동연구원, 2006.
- 노동부, 『인력실태조사』, 2006~2007.
- 박성재·반정호, 「청년층의 하향취업 원인과 노동시장 성과」, 『사회보장연구』, 제23권 제4호, 한국사회보장학회, 2007.
- 박성준, 「고학력 청년 취업난: 공급 측면에서 접근」, 경제학 공동국제학술대회, 2008.
- 박성준·황상인, 「청년층 학력과잉이 임금에 미치는 영향에 대한 분석—경제위기 전·후를 중심으로」, 『노동경제논집』, 제28권 제3호, 2005.
- 원종학·김종면·김형준, 『실업의 원인과 재정에 미치는 장기효과—청년실업을 중심으로』, 한국조세연구원, 2005.
- 오호영, 「과잉교육의 원인과 경제적 효과」, 『노동경제논집』, 제28권 제3호, 2005.
- 오호영, 「청년층 취업난과 미스매치」, 『직업과 인력개발』, 제15권 제1호, 2012.
- 윤석천, 「경제위기 이후의 청년층 노동시장 변화와 직업선택」, 한국진로교육학회 제18차 춘계학술대회 발표논문, 2004.
- 이병훈, 「구직활동의 영향요인에 관한 탐색적 연구」, 『노동경제논집』, 제25권 제1호, 2002, pp.1~21.
- 이병희, 『청년층 노동시장 분석』, 연구보고서 2003-01, 한국노동연구원, 2003.
- 이병희, 「청년층 노동시장 구조변화」, 동아시아연구소 주최 ‘고용 없는 성장기의 청년실업 해법 토론회’ 발표논문, 2004.
- 이병희·김주섭·안주엽·정진호·남기곤·류장수·장수명·최강식, 『교육과 노동시장 연구』, 연구보고서 2005-02, 한국노동연구원, 2005.
- 정봉근, 「청년실업을 대비한 교육정책」, 한국진로교육학회 제18차 춘계학술대회 발표논문, 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.
- 황수경, 「실업률 측정의 문제점과 보완적 실업지표 연구」, 『노동경제논집』, 제33권 제12호, 2010, pp.89~127.
- 한국개발연구원, 『미취업 청년층 취업지원사업』, 2006년도 재정사업 심층평가 보고서, 2006a.
- 한국개발연구원, 『해외취업지원사업 심층평가』, 2006b.
- 한국고용정보원, 『청년패널』.
- Albrecht, James, Bertil Holmlund, and Harald Lang, "Job Search and Youth Unemployment," *European Economic Review*, Vol. 33, 1989, pp.416~425.
- Blanchard, O. and P. Diamond, "The Beverage Curve," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1989, No. 1, 1989, 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, M. and E. Smith, "Market Places and Matching," CEPR Discussion Paper No. 1048 and *International Economic Review*, 1994.
- Coles, Nelvyn, and Eric Smith, "Marketplaces and Matching," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 1, 1998, pp.239~254.
- Diamond, Peter A., "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 5, 1982.
- Freeman, Richard, "The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles," *Journal of Human Resources*, Vol. 14, No. 3, 1979, pp.289~318.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, 2nd Edition, Macmillan Publishing Company, U.S.A, 1993.
- 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*, Vol. 49, No. 1, Department of Economics, University of Oxford, February 1987.
- Johnson, Norman and Samuel Kotz, *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, "Econometric Methods for the Duration of Unemployment," *Econometrica*, Vol. 57, No. 4, 1979, pp.939~956.
- Lancaster, Tony and Andrew Chesher, "An Econometric Analysis of Reservation Wages," *Econometrica*, Vol. 51, No. 6, 1983, pp.1661~1676.
- Lynch, Lisa M., "Job Search and Youth Unemployment," *Oxford Economic Papers, New Series*, Vol. 35, 'Supplement: The Cause of Unemployment,' 1983, pp.271~282.
- Martin, John, "What Works among Active Labour Market Policies," *OECD Labour Market Occasional Papers*, No. 35, OECD Publishing, 1998.
- Munich, D. *et al.*, "The Worker-firm Matching in Transition Economies: (Why) are Czechs More Successful Than Others?" Working Paper William Davidson Institute, University of Michigan, 1997.
- Mortensen, Dale, "Job Search and Labor Market Analysis," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 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, 1986, pp.3~102.
- Pissarides, Christopher A., "Search Intensity, Job Advertising and Efficiency," *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 1, 1984.
- Pissarides, Christopher A., "Are Employers Tax Cuts the Answer to Europe's Unemployment Problem?" Working Paper, LSE, 1996.
- Pissarides, Christopher A., *Equilibrium Unemployment Theory*, second edition, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 2000.
- 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, 2001, pp.969~1007.
- Warren, Ronald S., "Returns to Scale in a Matching Model of the Labor Market," *Economic Letters*, Vol. 50, 1996, pp.135~142.

부록

1. $\frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln b} = \frac{b}{\xi} \frac{x-\xi}{x-b}$ 의 도출

편의상 $\gamma = \theta / (r + s)$, $d\bar{G}(w)/dw = \bar{F}(w)$ 라 정의하고 식 (3-10)을 b 에 대해 편미분하
면(partial differentiate) 아래와 같다.

$$\frac{\partial \xi}{\partial b} = 1 + \frac{\lambda}{(r+s)} \frac{\partial}{\partial b} [\bar{G}(\infty) - \bar{G}(\xi)] \quad (\text{A-1})$$

$$= 1 + \frac{\lambda}{(r+s)} \left[- \frac{\partial \bar{G}(\xi)}{\partial \xi} \frac{\partial \xi}{\partial b} \right]$$

$$= 1 + \frac{\lambda}{(r+s)} \left[- \bar{F}(\xi) \frac{\partial \xi}{\partial b} \right] \quad (\because d\bar{G}(w)/dw = \bar{F}(w))$$

$$= 1 + \frac{\theta}{(r+s)} \left[- \frac{\partial \xi}{\partial b} \right] \quad (\because \theta = \lambda \bar{F}(w) \rightarrow \bar{F}(w) = \theta/\lambda)$$

$$\therefore \frac{\partial \xi}{\partial b} = \frac{r+s}{(r+s+\theta)} = \frac{1}{1+\gamma} = \frac{x-\xi}{x-b} \quad (\because \gamma = \frac{\theta}{(r+s)} = \frac{(\xi-b)}{(x-\xi)})$$

$$\therefore \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln b} = \frac{b}{\xi} \frac{(x-\xi)}{(x-b)}$$

$$2. \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln \lambda} = \frac{(\xi - b)(x - \xi)}{\xi(x - b)} \text{의 도출}$$

편의상 $\gamma = \theta / (r + s)$, $d\bar{G}(w)/dw = \bar{F}(w)$ 라고 정의하고 식 (3-10)을 b 에 대해 편미분 하면(partial differentiate) 아래와 같다.

$$\frac{\partial \xi}{\partial \lambda} = \frac{1}{(r + s)} \int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w)dw + \frac{\lambda}{r + s} \frac{\partial}{\partial \lambda} [\bar{G}(\infty) - \bar{G}(\xi)] \quad (\text{A-2})$$

$$= \frac{1}{(r + s)} \int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w)dw + \frac{\lambda}{r + s} \left[- \frac{\partial \bar{G}(\xi)}{\partial \xi} \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} \right]$$

$$= \frac{1}{(r + s)} \int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w)dw + \frac{\lambda}{r + s} \left[- \bar{F}(\xi) \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} \right] \quad (\because d\bar{G}(w)/dw = \bar{F}(w))$$

$$= \frac{1}{(r + s)} \int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w)dw + \frac{\theta}{r + s} \left[- \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} \right] \quad (\because \bar{F}(w) = \theta/\lambda)$$

$$\therefore \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} = \frac{1}{(r + s + \theta)} \int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w)dw$$

여기서 식 (3-10)으로부터 $\int_{\xi}^{\infty} \bar{F}(w)dw = \frac{(r + s)(\xi - b)}{\lambda}$ 이므로

$$\therefore \frac{\partial \xi}{\partial \lambda} = \frac{1}{(r + s + \theta)} \frac{(r + s)(\xi - b)}{\lambda}$$

$$\therefore \frac{\partial \ln \xi}{\partial \ln \lambda} = \frac{\lambda}{\xi} \frac{(r + s)(\xi - b)}{\lambda(r + s + \theta)} = \frac{(\xi - b)}{\xi(1 + \gamma)} = \frac{(\xi - b)(x - \xi)}{\xi(x - b)}$$

<Table A-1> Estimated Wage Equation Accounting for Sample Selection

Dep. var	Variable	Men		Women	
		Est. coeff	Std. err	Est. coeff	Std. err
Wage (in log)	Age	0.267028**	0.107805	0.243991**	0.107460
	Age sq	-0.004064**	0.00205	-0.004173*	0.002180
	Location of school	0.138441***	0.015378	0.150119***	0.021226
	GPA	0.001390**	0.000553	-0.000226	0.000868
	Training	0.081303***	0.01218	0.052410***	0.01681
	Certification	0.080075***	0.011045	0.043962**	0.017901
	Language study	0.123630***	0.013730	0.115714***	0.019110
	Social science	0.122954***	0.021517	0.099139***	0.024105
	Education	0.095101***	0.032012	0.16117***	0.027851
	Engineering	0.163483***	0.019863	0.171254***	0.028353
	Natural science	0.069437**	0.023213	0.070226**	0.026302
	Medical	0.135167***	0.030228	0.322606***	0.031029
	Arts, music, & athletics	-0.042709*	0.024735	-0.106094***	0.026582
	Constant	0.802892	1.41955	1.55738	1.33138
Prob (employ)	Age	-0.031021	0.263812	0.189075	0.20363
	Age sq	0.001242	0.005019	-0.003535	0.004147
	Location of school	0.026050	0.040612	-0.071345*	0.041513
	Household head	0.688396***	0.03413	0.594945***	0.048784
	Unemp rate	0.044086***	0.013306	-0.012612	0.026799
	Constant	0.328878	3.46169	-1.81647	2.49301
Num. of obs.		9,315		6,677	
Inverse Mill's		-0.50893***	0.044804	-0.67356***	0.090824
σ		0.5344469		0.673561	

Note: ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.

Source: Korea Employment Information Service, *Graduates Occupational Mobility Survey (GOMS)*, 2009.

<Table A-2> Estimation of Implicit Income for the Unemployed

Variables		Men		Women	
		Coeff.	Std. err	Coeff.	Std. err
Location of school		-0.033711	0.120878	0.155382	0.097846
Vocational training		0.04071	0.196833	0.392729***	0.143799
Certification		1.14075***	0.347099	0.955564***	0.197918
Language study		0.140917	0.155829	0.108142	0.109476
Major	Social science	-0.209747	0.175245	-0.103875	0.139043
	Education	-0.276697	0.29551	0.065388	0.173299
	Engineering	-0.345642**	0.164799	0.1186	0.164872
	Natural science	-0.415158**	0.209442	0.033191	0.152952
	Medical	-0.249346	0.238236	-0.189477	0.160579
	Arts, music and athletics	-0.388366*	0.213461	-0.010088	0.154030
Household income (in 10,000 KRW)	100~199	-0.457763	0.305669	0.275169	0.49209
	200~299	-0.31971	0.286890	0.262189	0.485881
	300~399	-0.391899	0.286594	0.436771	0.485313
	400~499	-0.097292	0.295068	0.504182	0.492594
	500~699	0.147691	0.299511	0.632461	0.487038
	700~999	0.037348	0.349608	0.888021*	0.51761
	1,000 or more	0.197691	0.320119	0.758764	0.502236
Father's education		0.23856	0.149788	0.306913*	0.178778
Educational expenses funded from:	Self supports	0.529066***	0.173267	0.112634	0.343492
	Loans	-0.030563	0.149971	0.209185**	0.104958
	scholarships	0.178529	0.151946	-0.037581	0.115449
	Others	-0.822082	0.54655	-0.148930	0.309576
Cohabitation with parents (yes=1)		-0.485664***	0.092583	-0.69398***	0.081609
Constant		13.5994***	0.335258	12.678***	0.525488
Num of obs		319		309	
Adj. R^2		0.1741		0.2970	
Prob > F		0.0000		0.0000	

Note: ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$.

Source: Korea Research Institute for Vocational Education and Training, *Korean Educational and Employment Panel (KEEP)*, 2009.