

勞 動 經 濟 論 集  
 第26卷(2), 2003. 6, pp. 97-127  
 © 韓國勞動經濟學會

## 대학 이상 졸업자의 계열별 기대소득 격차에 대한 분석

최 영 섭\*

이 글은 대학 졸업자가 대학을 졸업한 후 노동시장에서 어떤 성과를 올리는지 계열별로 분석하는 데 초점을 두고 있다. 대학 졸업자의 노동시장 성과를 평가하는 데 있어 대학 졸업자의 취업 후 소득을 비교하는 연구는 이루어져 왔으나, 취업 자체의 가능성이 계열별로 다를 경우 취업 후 소득만을 비교해서는 노동시장에서의 성과를 종합적으로 살펴볼 수 없다. 이러한 점에 주목하여 이 글에서는 계열별로 졸업 후 노동시장에서 일자리를 구할 수 있는 확률과, 실제로 일자리에 취업한 후 얻을 수 있는 소득의 차이가 존재할 때, 이러한 취업확률의 차이와 취업 후 소득의 차이를 모두 감안하여 대학 전공 계열별로 기대소득을 계산하고 그 격차를 분석하였다.

이를 위해 중앙고용정보원의 고용직업구조조사 자료와 경제활동인구조조사 자료를 이용하여 대학 졸업자의 전공계열별 기대소득 격차를 분석하였다. 그 결과, 계열별 졸업자의 기대소득 격차는 남자, 여자 모두 사범계와 의약계에서 가장 높게 나타나고 있다. 기대소득 격차가 발생하는 원인은 취업 후 소득 이외에도 취업확률이 계열별로 다르기 때문으로 나타났다. 이러한 양상은 추정방법을 달리함에도 불구하고 비교적 유사하게 유지되고 있으나, 기대소득 격차의 크기 자체는 추정방법에 따라 상당한 차이를 보인다. 이러한 점은 계열별 자기선택을 포함하는 분석방법의 채택 등을 통해 보다 엄밀한 추정이 필요함을 시사한다.

—주제어: 대학 졸업자, 취업확률, 취업자 소득격차, 기대소득 격차

투고일: 2003년 1월 16일, 심사일: 1월 17일, 심사완료일: 4월 22일.

\* 산업연구원 부연구위원(choiys@kiet.re.kr)

## I. 머리말<sup>1)</sup>

대학 진학을 결정하는 학생들에게 전공 선택은 항상 중요한 문제의 하나이다. 어떤 전공을 선택하는가에 따라 미래의 직업이 결정되는 경우가 많기 때문에, 취업을 전제로 하는 많은 학생들에게 어떤 전공을 택할 것인가 하는 문제는 입시철마다 중요한 관심사로 대두되어 왔다. 그럼에도 불구하고 학생들의 전공 선택, 특히 취업을 전제로 하는 전공 선택에 도움을 줄 수 있는 정보는 많이 부족하다. 즉 특정 전공, 혹은 전공계열의 졸업 이후에 취업이 얼마나 용이한지, 그리고 취업 후 얼마나 소득을 올릴 수 있는지 등에 대한 상세한 정보가 부족하다. 특히 구직 시점의 단편적인 정보가 아니라 생애 동안의 노동시장 성과에 대한 정보는 거의 존재하지 않는다.

이 글은 실제로 대학을 졸업한 사람들이 노동시장에서 어떤 성과를 거두고 있는지 살펴보기 위해 대학 졸업자의 전공계열별 기대소득 격차를 분석하고자 한다. 물론 이 글에서 세부 전공이나 특정 학과별로 졸업 후의 기대소득 격차를 제시하지 못하지만, 전공계열, 즉 인문계, 사회계, 자연계, 의약계 등의 계열별 기대소득 격차를 제시함으로써 전공 선택과 관련된 학생들의 의사결정, 나아가 전공계열별 정원 결정 등의 정책결정 과정에 기여하고자 한다.

분석에 이용된 자료는 중앙고용정보원에서 2001년에 실시한 고용직업구조조사의 원자료를 주로 이용하되, 통계청의 경제활동인구조사 결과도 부분적으로 같이 이용하게 된다. 분석방법은 일반적인 취업자의 소득격차 분석방법에 더하여, 계열별로 졸업 후의 취업확률 차이까지 고려하여 생애에 걸친 기대소득 격차를 분석하는 방법을 이용한다. 글의 순서는 다음과 같다. 제II장에서는 대학 졸업자의 계열별 기대소득 분석방법에 대해 간략히 설명하며, 제III장에서는 대학 졸업자 중 취업자의 계열별 소득격차 원인을 분석한다. 다음으로 제IV장에서는 고용직업구조조사와 경제활동인구조사 자료를 같이 이용

1) 이 글은 2002년 제1회 산업직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄에서 발표되었던 논문을 수정, 보완한 것이다. 동 논문에 대해 귀중한 토론을 해 주신 노동부 이화영 박사, 별도의 시간을 할애하여 지적해 주신 공주대학교 김우영 교수, 그리고 익명의 심사자들에게 감사를 표한다. 물론 모든 오류는 필자의 몫이다.

하여 취업자와 비취업자를 모두 고려한 계열별 기대소득 격차를 분석하며, 제V장에서는 고용직업구조조사 결과만을 이용하여 계열별 기대소득 격차를 살펴보게 된다.

## II. 계열별 기대소득 격차 추정방법

일반적으로 취업자의 자료만을 이용할 경우 취업한 경우의 소득격차에 대해서는 추정할 수 있지만, 취업기간이나 취업가능성이 다를 경우 일생 동안 기대되는 소득, 즉 기대 생애소득(expected lifetime earning)에서의 격차는 추정할 수 없다. 예를 들어 A 계열의 경우 취업확률이 낮지만 일단 취업하면 높은 소득을 올리는 반면, B 계열의 경우 취업확률은 높지만 취업 후의 소득이 낮은 경우를 가정할 수 있다. 이 경우 A, B 계열 졸업자의 취업자만을 대상으로 계열별 소득격차를 구하게 되면 A 계열의 소득이 높게 나타난다. 그러나 B 계열의 취업확률이 충분히 높다면 B 계열 졸업자의 기대소득, 즉 취업확률까지 고려한 소득의 기대값은 A 계열의 그것보다 높을 수 있다. 따라서 취업자 소득만을 기초로 B 계열 졸업자가 일반적으로 A 계열 졸업자보다 노동시장에서 불리한 위치에 놓여 있다고 결론짓는 것은 곤란하다. 장수명 등(2002)의 경우 취업자의 소득격차를 기준으로 전공별 소득격차를 잘 분석하고 있지만, 이러한 점에서 분석상 한계를 지적할 수 있다.

따라서 대학 계열별 졸업자의 노동시장 성과를 비교하기 위해서는 취업한 경우의 소득뿐만 아니라 일생 동안의 취업기간 혹은 취업가능성까지 고려하는 것이 필요하다. 이처럼 일생 동안의 기대되는 취업기간과, 취업시의 소득합수를 구하여 기대 생애소득을 추정하기 위해서는 취업자의 소득에 대한 정보 이외에 계열별 취업기간에 대한 정보를 제공하는 자료가 필요하다. 현재 이에 가장 근접한 자료로는 한국노동연구원의 노동패널 자료 등을 들 수 있으나, 자료 이용에서의 어려움 때문에 이 글에서는 다소 다른 접근법을 채택하기로 한다.<sup>2)</sup>

2) 이를 좀더 자세히 설명하면, 계열별 기대 생애취업기간은 계열별 취업자의 생애 첫 직장 취업시작 시점부터 현재까지의 취업경력에 대한 자료, 즉 취업기간에 대한 왼쪽 잘림(left censoring)이 없는 자료에 생존분석(survival analysis) 모형을 적용하면 구할 수 있다. 한국노동연구원의 노동패널 조사 자료에는 취업자의 과거 취업경력에 대한 회고적 자료가 존재

우선 특정연령( $t$ )에서 취업자와 비취업자까지 모두 고려한 계열별 기대소득을 다음과 같이 정의할 수 있다.<sup>3)</sup>

$$\begin{aligned} E(w_j | t) &= \Pr(w_j > 0 | t)E(w_j | w_j > 0, t) + \Pr(w_j = 0 | t)E(w_j | w_j = 0, t) \\ &= \Pr(w_j > 0 | t)E(w_j | w_j > 0, t) \quad (\because E(w_j | w_j = 0, t) = 0) \end{aligned}$$

( $j = 1, 2, \dots, K$ : 대학의 전공계열,  $\Pr(w > 0) = \Pr(\text{취업자})$ ,  $\Pr(w = 0) = \Pr(\text{비취업자})$ )

즉 취업자의 경우 소득 ( $w_j$ )을 관측할 수 있지만, 비취업자의 경우에는 0으로 관측된다. 이때 취업과 비취업을 모두 고려한 기대소득은 취업자의 소득만이 아니라 비취업자로 남을 가능성, 즉 취업확률까지 고려하여 계산할 수 있다. 이렇게 각 연령별로 취업, 비취업을 모두 고려한 기대소득이 계산되면 연령( $t$ )에 대한 조건부 기대로 표현되어 있는 위 식에서 연령별 분포를 적분함으로써 전체 연령에 걸친 기대소득을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} E(w_j) &= \int E(w_j | t) f(t) dt \\ &= \sum_{t=1}^{\infty} E(w_j | t) f(t) \end{aligned}$$

$$(f(t) = N_t / \sum_{t=0}^{\infty} N_t, \quad N_t: t \text{ 시점의 인구수})$$

하나, 계열 대신 학과명으로 조사되어 있어 계열별 분리가 쉽지 않으며, 중앙고용정보원의 고용직업구조 조사 자료는 현재의 직장에 대한 근속기간만 조사되어 있다. 한편 경제활동인구조조사 결과를 패널로 연결하는 경우, 일정기간 중에 새로이 취업한 사람에 대해서는 왼쪽 잘림이 없는 패널 자료를 구축할 수 있다. 그러나 이 경우 첫 직장 여부를 확인하기 힘들고, 또한 언제부터 대상으로 할 것인지, 또한 새로이 노동시장에 진입하는 사람만 대상이 되는 등의 문제점이 있다. 물론 적절한 가정하에서 경제활동인구조조사 자료를 패널로 연결한 후 생존분석을 실시하고, 이후 생존함수(survival function)의 적분을 통해 기대취업기간을 근사적으로 추정할 가능성은 있다.

- 3) 이 경우 이 글에서 정의된 기대소득이 엄밀한 의미에서 계열별 기대 생애소득으로 간주되기는 곤란하다. 즉 상이한 개인의 횡단면 자료에서의 연령대별 기대소득이 동일한 개인의 시계열상의 연령대별 기대소득과 일치하지 않는다면(즉 앞선 세대의 소득프로파일이 이후 세대의 소득프로파일과 일치하지 않는다면), 횡단면 자료에서 추정되는 연령대별 기대소득은 특정 연령층에 속해 있는 개인의 연령대별 소득프로파일과 일치하지 않기 때문이다. 또한 현재의 계열별 인적 구성의 차이 등이 계열별 기대소득에 반영되기 때문에, 이 글에서 정의하는 기대소득은 '현재의 인적 구성 및 소득분포하에서 추정된 기대소득'이라는 의미를 갖게 된다. 한편 취업시의 생애소득을 소득프로파일 함수를 통해 유도하는 것으로는 Strayer (2002)의 경우를 볼 수 있다.

이 경우 연령 분포를 각 계열에서의 연령별 분포로 이용할 경우 위의 식은 사실 계열별 전체 취업자의 평균소득×해당 계열의 취업률로 요약된다.

$$\begin{aligned} \sum_{t=0}^T E(w|t) \left( N_t / \sum_{t=0}^T N_t \right) &= \sum_{t=0}^T \left( \frac{\sum_{i=1}^g w_i^t}{e_t} \right) \frac{e_t}{N_t} \frac{N_t}{\sum_{t=0}^T N_t} \\ &= \frac{\sum_t \sum_i w_i^t}{\sum_t e_t} \frac{\sum_t e_t}{\sum_t N_t} \\ &= \hat{w} \left( \sum_t e_t / \sum_t N_t \right) = \hat{w} E_r \end{aligned}$$

( $e_t$ : t 시점의 취업자수,  $\hat{w}$ : 취업자 평균소득,  $E_r$ : 취업률, 계열 침자는 생략)

따라서 계열별 전체 취업자의 평균소득과 취업률을 알면 간편하게 생애 동안의 계열별 기대소득을 구할 수 있다. 이러한 공식을 적용하여 생애 동안의 계열별 기대소득을 구하고자 할 때 검토해 봐야 할 문제는 위 식에 어떤 취업자 평균소득과 취업률을 적용할 것인가 하는 점이다. 이 경우 계열별·성별·연령대별 평균소득과 경제활동인구조사의 취업률을 그대로 이용하는 방법과, 일정한 모형을 통해 각각을 추정한 후 추정 결과에 따라 계산된 값을 적용하는 방법을 고려할 수 있다.

소득과 취업률에 대한 조사 자료를 그대로 이용하는 것은 적용이 간편하다는 장점이 있으나, 우연적인 요인에 의한 소득이나 취업률 변화가 그대로 반영되는 점이 문제점이다. 다음으로 일정한 모형을 통해 취업자 소득과 취업률을 추정하는 경우에도 모형 설정에서의 여러 가지 문제점을 검토해 봐야 한다. 예를 들어 소득에 대한 회귀식을 설정하는 경우, ① 단일 회귀식 혹은 계열별 복수의 회귀식, ② 단일 회귀식의 경우 계열 더미의 추정 결과만 포함할 것인지 여부, ③ 회귀식의 추정 결과가 편의되었을 가능성 등을 검토해 봐야 한다. 특히 추정 결과의 편의 가능성은 다시 계열별로 취업에 대한 가능성이 다음에 따라 발생할 수 있는 편의와, 둘째 계열 선택에서의 자기선택에 따른 편의로 나눠 검토해 보아야 한다.

이를 차례대로 살펴보면, 우선 회귀식을 전체 계열에 대해 하나로 설정할 것인지 각 계열별로 설정할 것인지에 대해, 이 글에서는 전체 계열에 대해 하나의 회귀식을 설정하여 분석하고자 한다. 일반적으로 근로자의 특성별로 인적자본 등에 대한 수익률이 다를 가능성이 크다는 점을 감안하면 단일 회귀식을 설정하는 이 글의 분석은 상당히 제약적인 분석이다.<sup>4)</sup> 그럼에도 불구하고 이 글에서 단일 회귀식을 선택하는 것은 선택편의의

조정 등에서 불가피한 측면이 있기 때문이다. 즉 제IV장 및 제V장에서는 취업에 대한 선택편의가 존재함을 고려하여 분석하고 있는데, 계열별로 복수의 회귀식을 설정하면 모형의 설정이 다소 복잡해지게 된다.

더욱이 복수의 회귀식을 설정할 경우, 취업자 소득의 격차 원인을 밝히기 어려운 점도 고려되었다. 즉 이 글에서 이용된 고용직업구조조사는 고용직업분류의 세분류까지 직업을 세분하여 조사하고 있는데, 최소한 소분류만이라도 구분하여 회귀분석할 경우 취업자 소득의 원인을 밝히기 쉬울 것으로 기대된다. 그러나 계열별로 복수의 회귀식을 설정하면 특정직업 소분류의 취업자가 존재하지 않는 계열이 있을 수 있다. 이를 해결하기 위해서는 직업더미를 상위 수준, 예를 들어 직업대분류 수준에서 설정할 수 있는데 이 경우 오히려 취업자의 소득격차 발생 원인을 정확히 분석하기 어렵게 한다.<sup>5)</sup> 따라서 이 글에서는 계열별로 소득함수를 다르게 설정하기보다는, 모든 계열에 대해 단일한 회귀식을 설정하고 계열별 순소득격차를 계열별 더미를 통해 통제하는 방식을 택하게 된다.

둘째로 계열별 취업자 소득격차를 정의하는 데 있어 일반적으로 취업자 소득의 격차는 단일 회귀식의 경우 계열별 더미, 다중회귀식의 경우 인적자본 특성별 수익률의 차이를 이용하여 계산된다. 마찬가지로 이 글에서도 단일 회귀식에서 계열별 더미를 통해 취업자의 계열별 소득격차를 살펴볼 수 있으며, 이 경우 계열별 더미는 다른 모든 조건이 동일한 상태에서의 계열별 순소득격차를 나타낸다. 그러나 이 경우 인적자본의 축적경로 자체가 계열별로 차이나는 경우에는 계열별 더미는 계열에 따른 소득격차를 정확히 반영하지 못할 가능성도 있다. 예를 들어 계열별로 대학원 이상의 교육이 요구되는 경우와 그렇지 않은 경우로 나뉘지는 경우 계열에 따른 소득격차는 대학원 이상 교육 더미와 계열별 더미를 동시에 포함하고 있다. 따라서 이 글에서는 계열별 인적자본의 축적경로가 다를 수 있다는 점을 감안하여 계열 더미가 아니라 소득함수에서 추정된 소득의 평균값을 해당 계열의 취업자 평균소득으로 이용하고자 한다. 따라서 이 글에서 정의되

4) 예를 들어 남녀별 임금격차를 추정하는 경우 남녀별로 분리된 회귀식이 통계적으로 유의함이 많이 입증되고 있다. 유경준(2001) 등 참조.

5) 예를 들어 10개 직업대분류별 더미를 설정하고 계열별 취업자 구성비도 이에 따라 구한 후 직업이 소득에 미치는 영향을 계산해 보면 인문계를 기준으로 사회계 1.3%, 자연계 2.7%, 의약계 1.7%, 사범계 -2.4%, 예체능계 0.5%의 소득 증감을 보인다. 이는 <표 2>에서 나타난 직업의 소득효과보다 크게 적은 값이다. 한편 고용직업분류에서 소분류는 예를 들어 보건관련직의 경우 의사, 수의사, 약사, 간호사 등으로 구분되어 이러한 소분류를 적절히 이용하면 직업의 차이에 따른 소득격차를 잘 보여줄 수 있다.

는 계열별 기대소득 격차는 아주 우연적 요인, 즉 소득함수의 교란항으로 포착되는 부분만을 제거한 상태에서 계열별 인적자본 특성까지 고려된 기대소득 격차임에 주의할 필요가 있다.<sup>6)</sup> 물론 계열별로 인적자본의 축적경로가 다르지 않거나, 계열별 축적경로의 차이가 영향을 미치지 않는 경우의 인적자본에 의해 계열별 근로소득이 달라지게 되면 그 결과 계산되는 계열별 기대소득 격차가 과소/과대 추정될 가능성도 있다는 점은 분명하다.

셋째로, 계열별 취업자 소득과 취업률이 상관관계를 갖는다는 점은 탐색이론(search theory)에 따라 설명될 수 있다. 즉 노동시장으로의 진입이 유보임금(reservation wage)와 시장임금의 비교에 따라 결정되는데, 취업 결정 자체에 대한 자기선택(self-selection)에 따라 취업 후의 소득에 인적특성이 미치는 영향이 편이되었을 가능성이 존재한다. 이에 대해서는 제IV장과 제V장의 모형에서 조정하게 된다.

마지막으로 계열 선택에서의 자기선택 문제는 학생의 계열 선택에서 자신의 취향이나 적성에 가장 잘 부합하는 계열을 선택하거나, 정원 통제가 이루어지는 조건에서 비관측된 인적특성, 예를 들어 지능이 높은 학생이 취업확률이나 취업 후 소득이 높은 계열을 선택하기 때문에 발생한다. 이 경우 계열에 대한 자기선택을 무시한 계열별 소득격차는 전공과 적성 부합, 우수한 지능에 따른 효과 등을 포함하게 된다. 따라서 이 글에서 제시된 계열별 소득격차는 계열 선택에서의 자기선택 편이에 따른 추정치 편이 가능성을 갖고 있다.<sup>7)</sup> 이에 대해서는 Lee(1983)의 다항 선택하에서의 자기선택 모형(self-selection model with polychotomous selectivity)을 응용하여 교정할 수 있으나, 현재의 자료에서 계열 선택에 영향을 미치는 요인들을 정의하고 추정하기 용이하지 않기 때문에 이에 대해서는 추후의 과제로 설정하고자 한다.

6) 따라서 이 글에서 정의되는 취업자의 계열별 근로소득 격차는 순소득 격차가 아니라 우연적인 요인만을 제외한 총소득격차로 해석할 수 있다. 한편 취업자의 계열별 근로소득 격차를 이와 같이 정의하는 것은 한계효과(marginal effects)에 대한 설명(각주 19 참조)에서 나타나는 바와 같이, 계열별 선택에 따른 기대소득 격차를 계산하는 데 있어 취업 및 소득에 영향을 미치는 인적특성에 대한 가정이 필요하기 때문이다. 이 경우 각 인적특성에 대한 가정을 전제로 계열별 기대소득 격차를 계산할 수도 있으나, 이 글에서는 이러한 가정에 기초한 계산보다는 현재의 인적특성 분포 자체를 이용하는 방법을 택했다.

7) 특히 비관측된 인적특성의 영향에 대해 지적해 주신 공주대학교 김우영 교수께 감사드린다. 아울러 이 글에서는 교육의 '질(quality)'도 고려되지 못하고 있는데, 이는 적절한 통제변수를 활용할 수 없었기 때문이다. 교육의 질이 취업자 소득에 미치는 영향에 대해서는 Card and Krueger(1993), Strayer(2002), 장수명(2002) 등 참조.

### Ⅲ. 취업자의 소득격차 분석

이 장에서는 취업자의 소득격차의 규모와 그 원인에 대해 우선 살펴보기로 한다. 이를 통해 계열별 기대소득 격차를 해석하는 데 실마리를 제공할 수 있을 것이다. 분석 자료로는 중앙고용정보원에서 실시한 고용직업구조 조사를 이용했으며, 취업률의 계산은 통계청의 경제활동인구 조사 결과를 이용했다. 고용직업구조 조사에는 계열별 대학 이상 졸업자 중 임금 및 비임금근로자로 취업한 사람들의 소득이 조사되어 있으며, 경제활동인구 조사에는 계열별 대학 이상 졸업자 중 취업, 실업, 비경제활동인구 상태가 파악되어 있다. 따라서 고용직업구조 조사의 소득 자료와 일자리 특성 자료를 이용하여 계열별 취업자 소득을 구하게 되고, 경제활동인구 조사 결과에서 취업확률을 구하게 된다.<sup>8)</sup> 실제 분석에 이용된 자료는 고용직업구조 조사의 경우 총 61,738개 관측치 중 대졸 이상에서 적절히 응답된 12,685개가 이용되었으며, 경제활동인구 조사의 경우 각 월별로 대졸 이상 조사 결과를 모두 이용하였다.

대졸 이상의 기준은 고용직업구조 조사와 경제활동인구 조사 모두에서 4년제 대학 졸업 및 중퇴, 수료 등으로 조사된 경우로, 4년제 대학에서의 교육과정이 완료된 사람으로 한정했다.<sup>9)</sup> 소득은 고용직업구조 조사의 임금 및 비임금근로자 전체의 소득으로 구했으며, 모두 월별 소득으로 환산하여 로그값을 취했다. 취업자 소득격차 분석에 이용된 독립변수들은 취업자의 계열별 더미와 인적자본, 그리고 취업자의 일자리 특성으로 구분된다. 인적자본은 성, 연령, 학력 등 통상적인 인적자본 특성이며, 일자리 특성에는 근속기간, 자격증 소지, 산업, 종사상 지위, 사업체 규모, 직업이 포함되는 것으로 가정하였다. 이 경우 산업, 직업 등의 경우에는 일자리 특성으로 간주하는 데 무리가 없으나, 근속기간과 자격증 소지를 일자리 특성으로 분류한 것은 해석상 논란의 소지가 있다. 그러나 이 글에서는 일자리의 안정성 여부가 근속기간에 반영되었을 가능성이 크고, 또한 자격

8) 한편 경제활동인구 조사의 취업확률을 이용하지 않는 방법으로 계산한 기대소득에 대해서는 제V장을 참조.

9) 따라서 이 글에서의 대학 졸업자는 엄밀한 의미에서 '4년제 대학의 교육 종료자(school-leaver)'를 의미한다.



중의 경우에도 특정 계열과 특정 직업에서 자격증을 요구하는 경우가 있다는 점을 고려하였다.<sup>10)</sup> 다음으로 직업의 경우에는 중앙고용정보원의 고용직업분류 기준의 165개 소분류 직업으로 분류하여 상세한 직업 분류가 갖는 장점을 최대한 살리고자 하였다. 산업은 농림어업, 광공업, 건설업, 전기·운수·창고, 도소매·음식숙박, 사업개인기타서비스로 구분하였으며, 종사상 지위는 고용직업구조 조사의 고용계약조건 조사 결과에 따라 정규임금, 1년 계약임금, 1년미만 계약임금, 부정기 임금, 고용주, 자영업자로 구분하였고 무급가족종사자는 취업자에서 제외시켰다.

실제 취업자 소득의 추정에서는 취업자의 계열 더미와 인적자본만 포함된 경우와, 일자리 특성이 모두 포함된 경우를 각각 추정하여 그 값을 비교하였다. <표 1>에는 취업자 소득의 추정 결과가 제시되어 있다. 모형 1은 인적자본만 포함하고 계열 더미로 계열별 순소득격차를 추정한 결과이고, 모형 2는 모형 1에 일자리 특성을 포함시킨 경우, 마지막으로 모형 3은 계열 더미를 제외시키고 인적자본과 일자리 특성만으로 추정한 결과이다.

전반적으로 모형 설정에 따라 인적자본의 계수가 비슷한 유의수준(대부분 1%)을 유지하는 가운데 변수별로 수익률이 다소 변화하는 것을 볼 수 있다. 예를 들어 석사 이상 더미나 남자 더미의 경우 일자리 특성이 포함됨에 따라 그 값이 상당히 작아지는 것을 볼 수 있는데, 이는 결국 학력별·성별 임금격차가 일자리 특성에 따른 것일 가능성을 강하게 시사한다.<sup>11)</sup> 그의 기혼이나 가구주 더미의 경우에는 변화가 미미하여 이들의 경우에는 일자리 특성보다는 개인적 특성이 강하게 작용하는 것으로 해석된다.

주목할 점은 일자리 특성의 포함 여부에 따라 계열별 더미의 추정계수 값과 유의성이 크게 달라지고, 모형의 설명력이 크게 높아지는 점이다. 즉 일자리 특성이 배제된 모형 1의 경우에는 모든 계열별 더미가 1% 수준에서 유의한 것으로 나타나지만, 일자리 특성을 포함한 모형 2의 경우에는 이공계와 의약계 더미만 각각 10% 수준에서 유의할 뿐 다른 계열별 더미의 유의성이 없어진다.<sup>12)</sup> 따라서 일자리 특성을 고려하지 않았을 경우 관찰되는 취업자의 계열별 순소득격차는 일자리 특성의 영향을 반영하는 것으로 해석할

10) 예를 들어 의약계열의 경우 의사, 간호사 등에 대한 자격증을, 사범계열의 경우 교사 자격증을 요구하는 경우 등을 들 수 있다. 이러한 경우에는 자격증이 해당 일자리 자체에 필요한 것이라는 점에서 일자리의 특성으로 구분할 수 있을 것이다. 물론 이와 같은 경우가 아닌 자격증이 존재하는 것이 사실이며, 이에 대한 해석상의 차이도 당연히 가능하다.

11) 비슷한 맥락에서 서병선·임찬영(2000)도 직종분리가 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석하고 있다.

12) <표 1>의 모형 2에서 이공계와 의약계 추정계수의 t값이 각각 1.6542와 1.854이다.

〈표 1〉 선형 근로소득함수 추정결과

	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차	추정치	표준오차
상수항	2.9852*	0.0710	3.3825*	0.2473	3.3919*	0.2472
사회계	0.0578*	0.0133	0.0124	0.0119		
이공계	0.0668*	0.0111	0.0177	0.0107		
의약계	0.3304*	0.0240	0.0673	0.0363		
사범계	0.0902*	0.0188	0.0031	0.0195		
예체계	-0.0348*	0.0198	-0.0092	0.0188		
석사	0.1380*	0.0140	0.0788*	0.0130	0.0782*	0.0130
박사	0.2900*	0.0286	0.2254*	0.0323	0.2274*	0.0323
남자	0.2084*	0.0136	0.1164*	0.0131	0.1195*	0.0129
기혼	0.0738*	0.0138	0.0736*	0.0123	0.0741*	0.0123
가구주	0.1124*	0.0133	0.1125*	0.0118	0.1119*	0.0118
연령	0.0834*	0.0037	0.0668*	0.0034	0.0667*	0.0034
연령의 자승	-0.0009*	0.0000	-0.0007*	0.0000	-0.0007*	0.0000
근속			0.0009*	0.0001	0.0009	0.0001
자격증 소지			0.0109	0.0104	0.0127	0.0103
제조업			-0.0150	0.1040	-0.0165	0.1040
운수·통신·금융			-0.0286	0.1053	-0.0312	0.1053
건설업			-0.0172	0.1049	-0.0186	0.1049
도소매·음식숙박			0.0364	0.1042	0.0342	0.1042
기타서비스			-0.0147	0.1038	-0.0169	0.1037
1년미만 계약직			-0.0447*	0.0196	-0.0434*	0.0196
1년초과 계약직			-0.0161	0.0243	-0.0154	0.0243
부정기입금			-0.1638*	0.0355	-0.1640*	0.0355
고용주			0.3036*	0.0177	0.3038*	0.0177
자영자			0.1244*	0.0186	0.1233*	0.0186
종사자 5~9인			0.0989*	0.0176	0.0987*	0.0176
종사자 10~29인			0.1668*	0.0169	0.1671*	0.0169
종사자 30~49인			0.2103*	0.0193	0.2104*	0.0193
종사자 50~99인			0.2250*	0.0193	0.2254*	0.0193
종사자 100~299인			0.2656*	0.0197	0.2666*	0.0197
종사자 300~499인			0.2255*	0.0253	0.2259*	0.0253
종사자 500~999인			0.2900*	0.0237	0.2903*	0.0237
종사자 1,000인 이상			0.3390*	0.0203	0.3394*	0.0203
R-square	0.2523		0.4214		0.4213	

주: 1) 일자리 특성 중 직업소분류별 추정 결과는 지면관계상 생략하였음.

2) \* 5% 이하에서 유의

수 있으며, 동일한 일자리를 가정했을 경우 이공계와 의약계의 경우를 제외하면 계열별 격차는 거의 없다고 볼 수 있다.<sup>13)</sup> 일자리 특성별 추정계수의 유의성을 모형 2를 기준으로 살펴보면, 근속, 종사상 지위, 사업체 규모 등이 대부분 기대되는 부호로 유의성을 나타내며, 자격증 소지와 산업의 경우 유의하지 않은 것으로 나타난다.

이러한 점은 결국 계열별 근로소득을 결정하는 데 어떤 특성의 일자리를 갖는가가 중요하다라는 점을 시사한다.<sup>14)</sup> 이러한 점을 고려하여 일자리 특성이 취업자의 근로소득 격차에 미치는 영향을 <표 2>에서 살펴보았다. <표 2>의 결과는 계열별 취업자의 일자리 특성별 분포에 <표 1>의 모형 3의 일자리 특성별 수익률을 적용하여 계산하였다.<sup>15)</sup>

<표 2> 일자리 특성이 근로소득 격차에 미치는 영향

		인문	사회	이공	의약	사범	예체능
일자리특성별 소득 (로그임금)	근속	0.0647	0.0666	0.0645	0.0867	0.0954	0.0574
	자격증	0.0030	0.0029	0.0047	0.0107	0.0104	0.0035
	산업	-0.0064	-0.0063	-0.0098	-0.0035	-0.0145	-0.0083
	종사상지위	0.0342	0.0369	0.0345	0.0759	0.0140	0.0510
	규모	0.1548	0.1687	0.1738	0.1324	0.1775	0.1082
	직업	-0.1684	-0.1278	-0.1164	0.0838	-0.1337	-0.1796
일자리특성별 격차 (%)	근속	0.00	0.20	-0.02	2.23	3.12	-0.72
	자격증	0.00	-0.01	0.18	0.77	0.75	0.05
	산업	0.00	0.01	-0.34	0.29	-0.81	-0.19
	종사상지위	0.00	0.27	0.03	4.27	-1.99	1.70
	규모	0.00	1.39	1.92	-2.22	2.29	-4.56
	직업	0.00	4.14	5.33	28.68	3.53	-1.11

주: 직업은 0010 의회의원 및 고위관리자 기준, 일자리 특성별 격차는 인문사회계 기준.

- 13) 장수명(2002)의 경우에는 한국노동패널 조사를 이용하여 월임금의 경우 의학에서만 뚜렷한 격차를 발견하고 있어 이 글의 결과와 다소 대조되고 있다. 그럼에도 불구하고 의학이 뚜렷한 임금증가 효과를 보이는 점에서는 장수명(2002)과 이 글의 분석 결과가 동일하다.
- 14) 한편 본문에 보고되지는 않았지만, 전공계열별로 고용직업분류의 대분류에 따라 직업분포를 비교해 보면 의약, 사범의 경우 의료 및 교육으로, 이공계의 경우 공학으로 주로 취업하는 것을 볼 수 있다.
- 15) 이 경우 일자리 특성만이 포함된 <표 1>의 모형 3의 추정 결과를 이용한 것은 다음 <표 3>에서 계열별 더미로 추정된 계열별 소득격차와 일자리 특성만으로 추정된 계열별 소득격차의 크기를 비교하기 위해서이다.

〈표 2〉 추정모형에 따른 근로소득 격차 비교

(단위 : %)					
	사회계	이공계	의약계	사범계	예체능계
계열별 더미 기준	6.0	6.9	39.2	9.4	-3.4
일자리 특성 기준	6.1	7.2	35.5	7.0	-4.8

〈표 2〉에 따르면 일자리 특성 중 계열별 취업자의 근로소득 격차에 가장 큰 영향을 미치는 것은 직업으로 나타난다. 즉 인문계를 기준으로 하였을 때 예체능계를 제외한 모든 계열에서 직업의 소득격차 부분이 가장 큰 것으로 나타나며, 특히 의약계열의 경우 직업에 따른 차이가 약 30%에 가까운 것으로 나타나고 있다.

한편 〈표 1〉의 모형 1에서 계열별 더미 추정 결과에 따라 계산한 계열별 근로소득 격차와, 〈표 2〉의 일자리 특성에 따라 계산한 근로소득 격차의 크기를 〈표 3〉에서 비교하면 그 크기가 대략 비슷하다는 것을 볼 수 있다. 물론 의약계, 사범계의 경우에는 〈표 3〉에서 계열별 더미를 기준으로 한 경우와, 일자리 특성을 기준으로 한 경우 각각 3.7%포인트와 2.4%포인트의 차이를 보여주지만, 사회계·이공계·예체능계에서는 그 차이가 거의 없거나 크지 않은 것을 볼 수 있다. 따라서 일자리 특성에 따른 소득격차를 계열별 더미가 대부분 포착한다는 점을 전제로, 계열별 더미를 기준으로 취업자의 소득 격차를 해석하여도 큰 무리가 없을 것으로 보인다.<sup>16)</sup>

다음으로 선형 소득함수의 추정 결과를 토대로, 제Ⅱ장에서 설명한 방식에 따라 계열별로 취업자와 비취업자를 모두 고려한 기대소득 격차를 구해 보기로 한다. 우선 계열별 근로소득은 〈표 1〉에서 모형의 설명력이 가장 높은 모형 2를 기준으로 고용직업구조 조사의 각 관측치에 대해 계산했다.<sup>17)</sup> 다음으로 취업확률은 경제활동인구 조사에서 취업자와 비취업자 자료를 이용하였다. 이 경우 취업자에 대한 정의는 통상적인 경제활동 인구 조사의 취업자 정의와 다소 다른데, 여기서는 소득이 있는 경우만을 대상으로 하므로 무급가족종사자의 경우 취업자에서 제외시켰다. 이에 따라 이 글에서의 비취업자(=전

16) 이는 일자리특성을 소득함수에 모두 포함시킬 경우 독립변수의 개수가 상당히 많아지는데, 이 경우 제Ⅳ장과 제Ⅴ장의 추정에 어려움이 발생할 수 있기 때문에 불가피한 면도 있다. 물론 이 경우 학력, 성별, 연령 등 인적자본 변수에 일자리 특성의 제외에 따라 추정 편이 발생한다는 점은 지적되어야 한다.

17) 〈표 1〉의 모형 3 추정 결과를 기준으로 하는 경우에도 계열별 소득격차는 거의 달라지지 않는다.

<표 3> 선형모형 추정 결과에 따른 계열별 소득격차

(단위: 로그소득)

		인문사회	예체능	사범	자연	의약
여 자	취업확률	0.49325	0.48170	0.69777	0.51860	0.74575
	근로소득	4.77549	4.76431	4.95422	4.78269	5.17010
	기대소득	2.35553	2.29498	3.45691	2.48031	3.85560
남 자	취업확률	0.81004	0.82407	0.83140	0.85283	0.90910
	근로소득	5.26550	5.19058	5.35763	5.28697	5.58522
	기대소득	4.26525	4.27740	4.45435	4.50886	5.07755
계열별 소득격차*		(단위:%)				
근로소득기준	여 자	0.0	-1.1	19.6	0.7	48.4
	남 자	0.0	-7.2	9.7	2.2	37.7
기대소득기준	여 자	0.0	-5.9	200.8	13.3	348.2
	남 자	0.0	1.2	20.8	27.6	125.3

주: \* 계열별 소득격차는 인문사회계 기준으로 계산.

체인구 - 취업자)는 통상적인 비경제활동인구와 실업자 외에도 무급가족종사자를 포함한다.<sup>18)</sup>

이 경우 고용직업구조 조사는 2001년 9월~11월 기간 동안이지만, 소득의 질문 기준이 연평균을 기준으로 하기 때문에 취업확률도 2001년의 연평균 값을 기준으로 계산하였다. 즉 매월의 계열별·성별·연령계층별 취업자와 비취업자수를 구한 후 연평균값으로 환산하고 이를 기준으로 연평균 취업확률을 구했다. 이에 따라 계산한 결과가 <표 4>에 실려 있다.

주목할 점으로는 근로소득을 기준으로 하였을 때와 기대소득을 기준으로 하였을 때 계열별 격차가 상당히 다르게 나타나는 점이다. 예를 들어 근로소득을 기준으로 하면 인문사회계 대비 여자의 경우 의약 50%, 사범 20%의 격차를 보이지만, 기대소득을 기준으로 하면 의약 350%, 사범 200%에 이르는 격차를 보인다. 이는 인문사회계를 선택하였을 경우보다 의약계를 선택하면 현재의 취업자를 기준으로 일생 동안 3.5배 이상 높은 소득을 올릴 수 있다는 것을 의미한다. 남자의 경우에도 여자보다는 그 변화가 크지 않지만 상당한 변화가 관찰되는데, 예를 들어 의약계의 경우 근로소득은 약 40%, 기대소득은

18) 한편 <표 2>, <표 3>의 계열 구분과 <표 4>의 계열 구분이 다른데, 이는 고용직업구조 조사와 경제활동인구 조사의 전공계열 분류가 다르기 때문이다. 즉 인문계와 사회계의 경우 고용직업구조 조사의 경우 분리되어 있지만 경제활동인구 조사에서는 인문사회계로 합쳐져 있다. 이에 따라 고용직업구조 조사의 인문계와 사회계를 합쳐 경제활동인구 조사와 일치시킨 후 <표 4>에 근로소득, 취업확률, 기대소득을 제시하였다.

125%가량의 격차가 발생하고 있다.

이처럼 근로소득에서의 격차보다 기대소득에서의 격차가 크게 나타나는 원인은 <표 4>에서 나타나는 바와 같이 취업확률에서의 차이 때문이다. 즉 여자의 경우 인문사회계의 취업확률은 50% 수준인 반면, 의약계열의 경우 75%, 사범계열의 경우 70% 수준에 이르고 있다. 따라서 취업자의 소득이 비교적 큰 차이를 보이지 않더라도 전공계열에 따라 졸업 이후 취업 가능성이 크게 달라지고, 취업확률까지 고려하는 기대소득은 큰 차이를 보이게 된다.

그러나 <표 4>의 추정 결과는 취업에 대한 자기선택 가능성이 고려되지 않은 결과이므로, 제IV장과 제V장에서는 이러한 가능성을 고려한 결과를 기초로 다시 한번 계열별 기대소득 격차를 살펴보기로 한다.

#### IV. 자기선택 교정 2단계 추정을 통한 기대소득 격차 분석

다음으로 취업에서 자기선택이 존재하는 경우에 발생할 수 있는 편의를 교정할 수 있는 방법을 적용하여 계열별 기대소득 격차를 추정하기로 한다. 이 경우 Heckman(1974)의 2단계 추정법을 이용하여 자기선택에 따른 추정편의 문제를 해결할 수 있다. 이는 다음과 같은 소득함수와 취업함수를 전제로 한다.

$$\text{소득함수: } y^* = x\beta + e$$

$$\text{취업함수: } I^* = z\gamma + u$$

$$y = y^* \quad \text{if } I^* > 0 \\ = 0 \quad \text{otherwise,} \quad (e, u) \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 & \sigma_{eu} \\ & 1 \end{bmatrix}$$

따라서 Heckman의 방법에 따른 2단계 추정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y = x\beta + \sigma_{eu} \phi(z\gamma) / \Phi(z\gamma) + \eta$$

$$= x\beta + \sigma_{eu} \lambda + \eta$$

$$E(\eta | u > -z\gamma) = 0, \quad \text{Var}(\eta | u > -z\gamma) = \sigma^2 - \sigma_{eu} \lambda (\lambda - z\gamma)$$

그런데 중앙고용정보원의 고용직업구조 조사는 취업자만을 대상으로 하므로 소득함수는 추정할 수 있지만 취업/비취업을 종속변수로 하는 취업함수를 추정할 수 없는 문제점을 갖고 있다. 이에 따라 이 장에서는 취업함수 추정에는 통계청의 경제활동인구 조사 자료를 이용하게 된다. 이처럼 두 가지 이질적인 자료를 혼용하는 것은 경제활동인구 조사와 고용직업구조 조사가 모두 현재 노동시장에 대해 충분한 대표성을 갖는다는 가정에 따른 것이다. 즉 두 조사가 모두 우리나라 노동시장의 상황을 충분히 대표하고 있다면, 두 조사의 조사 대상이나 조사 방식 등에서의 차이에도 불구하고 취업·비취업 및 소득 관련 상황을 비교적 일관성 있게 나타낼 것으로 보이기 때문이다.

이러한 가정이 적절하다고 할 때 추정 절차는 다음과 같다. 먼저 경제활동인구 조사 결과에 취업/비취업을 종속변수로 하고 인적특성을 독립변수로 하는 Probit 모형을 적용하여 각 인적특성들이 취업에 미치는 영향을 추정한다. 다음으로 Probit 모형에서 추정된 각 독립변수의 추정계수를 고용직업구조 조사의 자료에 적용하여 고용직업구조 조사의 인적특성을 기준으로 선택편의 조정항( $\lambda = \phi(z\hat{\gamma})/\Phi(z\hat{\gamma})$ )를 계산한다. 마지막으로 고용직업구조 조사의 소득함수 모형에 선택편의 조정항을 새로운 독립변수로 추가시켜 선택편의가 조정된 추정 결과를 구하게 된다.

이 경우 선택편의항이 조정된 소득함수 추정 결과는 이분산성(heteroskedasticity)을 갖게 된다. 이를 교정하기 위해서 Maddala(1983), Greene(1997)에 따라 다음과 같이 소득함수의 추정계수 분산을 재계산하였다.

$$\text{Var}[b_*] = \sigma_e^2(x_*'x_*)^{-1} - \sigma_{em}^2(x_*'x_*)^{-1}\{(x_*'\Delta x_*) + (x_*'\Delta z)^{-1}\Sigma(z'\Delta x_*)\}(x_*'x_*)^{-1}$$

$$x_* = [x; \lambda], \lambda = \phi(z\gamma)/\Phi(z\gamma), \Delta = \text{diag}[\delta], \delta = -\lambda[z\gamma + \lambda], \Sigma = \text{Cov}(\hat{\gamma})$$

다음으로 취업자의 소득과 취업확률이 추정되면 각 개인별로 취업확률까지 고려한 기대소득은 다음에 따라 구할 수 있다.<sup>19)</sup>

19) 한편 이 경우 소득함수의 추정계수는 독립변수가 기대소득에 미치는 한계효과(marginal effects)를 의미하지 않는다. 즉 소득함수에만 포함된 독립변수, 소득함수와 취업함수에 모두 포함된 독립변수, 취업함수에만 독립변수 각각의 한계효과는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \partial E(Y)/\partial x &= \Phi(z\gamma)\beta, \quad \partial E(Y)/\partial z = \Phi(z\gamma)\beta + x\beta \cdot \gamma \cdot \phi(z\gamma) - \sigma_{em} \cdot \gamma \cdot z\gamma \cdot \phi(z\gamma), \\ \partial E(Y)/\partial z &= x\beta \cdot \gamma \cdot \phi(z\gamma) - \sigma_{em} \cdot \gamma \cdot z\gamma \cdot \phi(z\gamma). \end{aligned}$$

$$E(y) = \Phi(z\hat{\gamma})x\hat{\beta} + \sigma_{\epsilon}\phi(z\hat{\gamma})$$

실제 추정에 있어 고용직업구조 조사는 9월에서 11월 기간 동안에 이루어졌지만, 경제활동인구 조사는 월별로 조사되어 있다. 이에 따라 9월, 10월, 11월 각각의 경제활동인구 조사 결과에 대해 Probit 추정을 실시하고 그 결과에 따라 소득함수도 각각 추정하였다. 소득함수에는 계열 더미, 성, 연령, 학력, 가구주, 기혼의 인적자본 특성이 포함되었으며, 소득함수에 포함된 변수들이 모두 취업함수의 독립변수로 포함되었다.<sup>20)</sup>

<표 5>에서 추정 결과를 살펴보면, 먼저 취업함수는 기혼의 추정계수가 마이너스로 나오는 것을 제외하면 대부분 예상과 부합하고 있다. 즉 석사 이상, 남자, 가구주의 경우 플러스 유의성을 보여주고 있으며, 계열 더미는 사범계와 의약계가 뚜렷한 플러스 유의성을 보여준다. 따라서 취업함수의 추정 결과는 전반적으로 유의미한 결과를 제시하고 있으며, 다만 기혼의 경우에는 배우자가 취업한 경우를 통제하지 못한 영향이 작용한 것

따라서 인적특성에 대한 가정이 주어질 경우 연령별로 계열에 따른 기대소득 격차도 계산할 수 있다. 한편 McDonald and Moffit(1980)에 따라 각 독립변수가 취업확률 및 소득에 미치는 효과로 분해하는 것도 고려할 수 있다(Greene, 1997; Maddala, 1983; McDonald and Moffit, 1980).

20) 이는 소득함수와 취업함수의 독립변수를 같이 설정하는 것인데, 이는 현재의 모형을 Gronau(1974)의 노동공급 모델과 연관시켜 해석할 수 있기 때문이다. 즉 다음과 같이 노동시장 참가자의 시장임금 및 유보임금함수를 설정하면, 취업 여부는 시장임금이 유보임금을 상회할 경우에만 이뤄진다.

시장임금함수:  $y_1 = x_1\beta_1 + e_1 \dots\dots (1)$ , 유보임금함수:  $y_2 = x_2\beta_2 + e_2 \dots\dots(2)$

취업함수:  $I^* = x_1\beta_1 - x_2\beta_2 + e_1 - e_2 = z\gamma + u \dots\dots\dots (3)$

즉 잠재적으로 식 (1) 및 식 (2)의 존재를 가정하면, 시장임금함수에 포함된 모든 독립변수 ( $x_1$ )가 취업함수의 독립변수 ( $z$ )에 포함되게 된다. 따라서 본문에서와 같이 소득함수와 취업함수의 독립변수를 동일하게 설정할 수 있다.

한편 이와 같은 경우  $x_1$  과  $x_2$  의 변수 식별이 문제될 수 있는데, 이는 위 모형에서 유보임금함수의 계수를 구별해 내고자 할 경우이다(Maddala, 1983: 229-230). 즉 위 식들에서  $\beta_1$  은 시장임금함수 추정을 통해 구할 수 있으나, 모든 경우에 관측되지 않는 유보임금에 대한 독립변수의 영향력  $\beta_2$  를 복원해 내기 위해서는  $x_1$  에 포함된 변수 중 최소한 한 개 이상의 변수가  $x_2$  에 포함되지 않아야 한다(모형 식별을 위한 변수 배제).

그러나 유보임금함수의 추정계수를 복원해 내지 않고, 취업함수를 식 (3)과 같은 축약형(reduced form)으로만 이용할 경우에는 변수 배제가 크게 문제되지 않는다. 즉 식 (3)에서의 추정 결과로  $\lambda (= \phi_1/\phi_2)$ 를 계산하여 식 (1)에 추가시켜도  $x_1$  과  $\lambda (= \phi_1/\phi_2)$ 가 비선형관계를 가지므로 식 (1)로부터  $x_1$ 에 대한 일치추정치를 얻을 수 있다.



〈표 4〉 자기선택 교정 2단계 모형 추정 결과

	경찰 9월 기준		경찰 10월 기준		경찰 11월 기준	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
<b>취업함수</b>						
상수항	-1.3091*	0.2011	-1.2413*	0.2056	-1.2303*	0.1450
예체능계	-0.0362	0.1008	-0.0365	0.0558	-0.0756	0.0567
사범계	0.4746*	0.0637	0.5219*	0.0801	0.5206*	0.0620
자연계	0.0442	0.0271	0.0355	0.1622	0.0452	0.0341
의약계	0.7613*	0.1030	0.7782*	0.1126	0.7351*	0.1006
석사이상	0.1129*	0.0488	0.1015	0.0662	0.1231*	0.0478
남자	0.4833*	0.0437	0.5219*	0.0511	0.4770*	0.0424
기혼	-0.2071*	0.0477	-0.1390*	0.0493	-0.1458*	0.0420
가구주	1.0736*	0.0450	1.0520*	0.0450	1.0741*	0.0451
연령	0.9117*	0.1055	0.8451*	0.0866	0.8542*	0.0794
연령의 자승	-0.1384*	0.0112	-0.1309*	0.0092	-0.1322*	0.0088
log-likelihood	-441.789		-444.256		-444.239	
<b>소득함수</b>						
상수항	3.0598*	0.1520	3.0263*	0.1498	3.0559*	0.1500
예체능계	-0.0576*	0.0203	-0.0580*	0.0204	-0.0569*	0.0204
사범계	0.0592*	0.0259	0.0632*	0.0272	0.0589*	0.0270
자연계	0.0444*	0.0104	0.0449*	0.0105	0.0445*	0.0104
의약계	0.3041*	0.0340	0.3098*	0.0346	0.3049*	0.0337
석사이상	0.1645*	0.0138	0.1653*	0.0139	0.1644*	0.0139
남자	0.2040*	0.0245	0.2086*	0.0255	0.2046*	0.0241
기혼	0.0778*	0.0183	0.0745*	0.0170	0.0766*	0.0170
가구주	0.0944*	0.0434	0.1048*	0.0428	0.0952*	0.0437
연령	0.8169*	0.0566	0.8275*	0.0549	0.8186*	0.0552
연령의 자승	-0.0851*	0.0074	-0.0866*	0.0072	-0.0853*	0.0073
선택편의	-0.0426	0.0948	-0.0189	0.0941	-0.0405	0.0949

주 : \*: 5% 이하에서 유의

으로 추정된다.

소득함수의 추정 결과를 보면 전반적으로 제III장에서 살펴본 선형모형의 추정 결과와 비슷하게 대부분의 추정계수가 예상과 부합하고 있다. 즉 석사 이상, 남자, 기혼, 가구주, 연령, 근속 등 대부분의 인적자본 및 일자리 특성 변수가 플러스 유의성을 보여주고 있으며, 계열별로는 사범계·자연계·의약계가 플러스의 유의성을, 예·체능계가 마이너스의 유의성을 보여 준다. 한편, 취업에 대한 선택편의함을 교정하기 위해 추가된 선택편의함( $\lambda = \phi(z\gamma)/\Phi(z\gamma)$ )은 모두 10% 수준에서도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 이 장에서의 분석 결과만을 기초로 할 때에는 취업 선택에 따른 추정편의가 거의

〈표 5〉 자기선택 교정 2단계 모형 추정 결과에 따른 계열별 소득격차

(단위: 로그소득)

			인문사회	예체능	사범	자연	의약
9월 기준	여자	취업확률	0.5950	0.6062	0.7204	0.6093	0.7974
		근로소득	4.7772	4.7679	4.9320	4.7945	5.1685
		기대소득	2.8460	2.8945	3.5480	2.9235	4.1169
	남자	취업확률	0.8880	0.8791	0.9449	0.9022	0.9525
		근로소득	5.2648	5.1870	5.3944	5.2849	5.5867
		기대소득	4.6809	4.5671	5.1004	4.7736	5.3279
10월 기준	여자	취업확률	0.5819	0.5925	0.7272	0.5939	0.7948
		근로소득	4.7775	4.7682	4.9313	4.7946	5.1666
		기대소득	2.7841	2.8298	3.5821	2.8506	4.1026
	남자	취업확률	0.8889	0.8800	0.9503	0.9013	0.9551
		근로소득	5.2646	5.1867	5.3956	5.2849	5.5884
		기대소득	4.6856	4.5715	5.1303	4.7693	5.3438
11월 기준	여자	취업확률	0.5918	0.5894	0.7346	0.6070	0.7900
		근로소득	4.7772	4.7677	4.9322	4.7945	5.1682
		기대소득	2.8314	2.8153	3.6192	2.9135	4.0789
	남자	취업확률	0.8879	0.8717	0.9498	0.9018	0.9510
		근로소득	5.2648	5.1872	5.3941	5.2849	5.5869
		기대소득	4.6806	4.5296	5.1263	4.7722	5.3201
계열별 소득격차*							(단위:%)
9월 기준	여자	근로소득	0.0	-0.9	16.7	1.7	47.9
		기대소득	0.0	5.0	101.8	8.1	256.4
	남자	근로소득	0.0	-7.5	13.8	2.0	38.0
		기대소득	0.0	-10.8	52.1	9.7	91.0
10월 기준	여자	근로소득	0.0	-0.9	16.6	1.7	47.6
		기대소득	0.0	4.7	122.1	6.9	273.8
	남자	근로소득	0.0	-7.5	14.0	2.0	38.2
		기대소득	0.0	-10.8	56.0	8.7	93.1
11월 기준	여자	근로소득	0.0	-0.9	16.8	1.7	47.8
		기대소득	0.0	-1.6	119.9	8.6	248.2
	남자	근로소득	0.0	-7.5	13.8	2.0	38.0
		기대소득	0.0	-14.0	56.2	9.6	89.5

주: \* 계열별 소득격차는 인문사회계 기준으로 계산.

없는 것으로 나타난다.<sup>21)</sup>

다음으로 이상의 추정 결과에 따라 각 개인에 대해 취업확률( $Pr(I^* > 0) = \Phi(z\hat{\gamma})$ )

21) 물론 이 경우 이용 자료의 이질성에 따른 것으로도 해석될 수 있다. 예를 들어 제V장에서는 분명한 추정편의가 존재함을 보여준다. 따라서 이 장에서의 결과만으로 추정편의의 비 존재를 주장하기는 곤란하다.

과 기대소득을 계산한 후 개인별 기대소득을 각 계열별로 평균하여 기대소득 격차를 계산한 것이 <표 6>에 제시되어 있다.<sup>22)</sup> 이에 따르면 취업자의 근로소득을 기준으로 한 소득격차는 남자 사범계가 3절의 10% 수준에서 16% 수준으로 높아지는 것 외에는 <표 4>와 전반적으로 유사함을 알 수 있다.

그러나 <표 4>와 <표 6>을 비교하면 기대소득을 기준으로 한 소득격차의 전반적인 패턴은 유사하지만 그 크기는 상당히 크게 변화하고 있다. 즉 여자 의약계의 경우 350%대에서 250~270%, 여자 사범계의 경우 200%에서 120%대로 줄어들고 있으며, 남자 의약계의 경우 125%에서 90%, 남자 자연계의 경우 30%에서 10% 이하 수준으로 줄고, 남자 예체능계는 1%대에서 -10% 이하로 그 격차가 오히려 마이너스로 반전되고 있다. 한편 남자 사범계는 20%에서 50% 이상으로 크게 증가하고 있는데, 이는 앞서 지적된 대로 추정소득 자체의 격차가 증가한 것이 중요한 원인으로 지적될 수 있다.

한편 기대소득 격차의 크기가 줄어드는 것은 일부의 경우를 제외하면 전반적으로 관찰되기 때문에, 취업에 대한 자기선택이 존재하는 조건에서 기대소득의 격차가 일반적으로 줄어든다고 판단할 수 있다. 그러나 이 경우 두 가지 종류의 자료를 결합시켜 이용하는 데 따른 결과일 수도 있기 때문에, 제V장에서 고용직업구조 조사만을 이용한 결과를 검토하여 이에 대해 판단하기로 한다.

## V. Incidental Truncation 모형을 통한 기대소득 격차 분석

앞서 살펴본 자기선택 교정 2단계 모형의 경우 경제활동인구 조사와 고용직업구조 조

- 22) 이 경우 계열별 기대소득은 개인 특성에 대한 조건부 기대소득을 계열별로 개인 특성에 대한 비조건부 기대소득으로 구한 것으로 해석될 수 있다. 즉 특정 계열에서 개인 특성이 K개 존재하는 조건에서 다음이 성립한다.

$$E(w) = \int E(w|x_i)f(x)dx \approx \sum_{i=1}^K E(w|x_i) \cdot (N_i/N).$$

이 경우 각 특성에 대한 개인이 몇 명씩 존재하는가에 따라 계열별 평균 기대소득은 가중평균( $N_i = N_i$ ) 혹은 산술평균( $N_i = 1$ )의 형태를 취할 수 있다. 계열별 평균 취업확률도 이와 유사하게 해석될 수 있다.

사의 조사 결과를 같이 이용하여 자기선택이 존재하는 조건에서 기대소득 격차를 구하고 있다. 그러나 이러한 자료의 결합이 과연 타당한지에 대해 문제가 지적될 수 있으므로 이 장에서는 고용직업구조 조사만을 이용하는 추정방법을 적용하기로 한다. 이 경우 앞서 지적한 대로 현재 고용직업구조 조사에는 취업자만 조사되어 있으므로, Heckman의 2단계 추정법을 적용할 수 없다. 대신 이 장에서는 취업자에 대한 정보만을 이용하는 Truncated Regression 모형을 이용하기로 한다. 특히 표본의 절단이 각 표본의 특성에 의존하기 때문에, 일반적인 Truncated Regression 모형이 아니라 Bloom and Killingsworth(1985)의 Incidental Truncation 모형을 이용하기로 한다. 이는 다음과 같이 설명할 수 있다.<sup>23)</sup>

$$\text{소득함수: } y^* = x\beta + e$$

$$\text{취업함수: } I^* = xy + v$$

$$y = y^* \text{ if } I^* > 0, (e, v) \sim N(0, \Sigma), \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_e^2 & \sigma_{ev} \\ & 1 \end{bmatrix}$$

이 경우 통상적인 Tobit 모형과의 차이점은  $y^*$ 와  $x$ 가 모두  $I^*$ 가 0보다 클 경우에만 관측되며, 반대의 경우에는 표본 자체가 존재하지 않는다는 점이다. 따라서 이 경우에는 통상적인 Probit 모형의 추정  $\rightarrow$  편의항 조정 후의 선형 회귀라는 절차를 거칠 수 없다. 또한  $I^*$ 가 0보다 큰 경우에도 그 값 자체를 관측할 수 없다는 점에서 0 이상에서는  $I^*$ 를 관찰할 수 있는 통상적인 Truncated Regression 모형과도 차이난다. 이 경우  $I^*$ 가 0보다 큰 경우에만  $y^*$ 와  $x$ 를 관측할 수 있는 조건부 확률은 다음과 같다 (Bloom and Killingsworth, 1985).

$$f_y(y|I^* > 0, x) = g_y(y|x) \Pr(I^* > 0 | y, x) / \Pr(I^* > 0 | x)$$

각각의 확률을 구체적으로 정의하면 다음과 같다.

23) 이 경우 Bloom and Killingsworth(1985)는 이상의 모형을 MLE로 추정하는 데 있어 별도의 변수 배제 조건이 불필요하다는 점에서 소득함수와 취업함수의 독립변수를  $x$ 로 동일하게 표현하고 있다.

$$\begin{aligned} \Pr(I^* > 0 | x) &= \Pr(v > -x\gamma | x) \\ &= \int_{-x\gamma}^{\infty} \phi(t) dt = 1 - \Phi(-x\gamma) \\ \Pr(I^* > 0 | y, x) &= \Pr(v > -x\gamma | e, x) \\ &= \int_{-K/\sigma_{e.v}}^{\infty} \phi(t) dt = 1 - \Phi(-K/\sigma_{e.v}) \\ K &= x\gamma + \frac{\sigma_{ev}}{\sigma_e} (y - x\beta), \quad \sigma_{e.v}^2 = 1 - \rho_{ev}^2 \end{aligned}$$

따라서 우도함수(likelihood function)는 다음과 같이 정의된다.

$$L(y | I^* > 0, x) = \prod \left[ \frac{1}{\sigma_e} \phi\left(\frac{y - x\beta}{\sigma_e}\right) (1 - \Phi(-x\gamma)) \right] / \left[ 1 - \Phi\left(\frac{-K}{\sigma_{e.v}}\right) \right]$$

이 장에서는 이상의 Incidental Truncated 회귀모형을 통해 취업자만의 정보를 이용, 취업확률과 기대소득을 구하게 된다. 소득함수는 제IV장과 마찬가지로 계열별 더미와 성, 연령, 가구주, 기혼 등 인적자본 더미를 포함하며, 산업, 직업과 같은 일자리 특성 변수들은 제외된다. 취업함수도 제IV장과 마찬가지로 소득함수에 포함된 계열 더미와 성별, 연령 변수가 모두 포함된다. 한편 이러한 기본 모형 외에 소득함수에 근속, 취업함수에 자격증 소지 여부를 추가시킨 모형도 별도로 분석하여 그 결과를 <표 7>에 제시하였다.<sup>24)</sup> 이상의 추정 결과에 따라 제IV장의 경우와 유사하게 취업확률을 고려한 취업자 소득과 기대소득을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$E(y) = \Phi(x\hat{\gamma})x\hat{\beta} + \sigma_{ev}\phi(x\hat{\gamma})$$

다음으로 개인별 기대소득을 계열별·성별로 평균하여 계열별 기대소득의 격차를 살펴보기에 된다. 추정 결과를 <표 7>에서 살펴보면, 우선 취업함수는 전반적으로 제IV장의

24) 소득함수와 취업함수의 독립변수를 동일하게 설정하는 것에 대해서는 각주 20)을 참조할 수 있다. 한편 제IV장에서와 달리 이 장에서 소득함수와 취업함수의 독립변수를 다소 다르게 한 모형을 추가로 분석한 것은 소득의 경우 현재 소득이 취업 여부 결정 시점 이후의 근속에 영향받는다는 점, 그리고 적극적인 취업의사를 갖는 사람일수록 자격증을 가지려 할 것이라는 판단을 반영한 것이다(이 경우 자격증이 취업함수에만 포함되므로 자격증 소지가 유보임금함수에만 포함된다는 것을 의미한다).

추정 결과와 유사하다. 그러나 기혼 더미와 연령의 추정 결과가 다르게 나타나고 있는데, 제IV장에서는 기혼 더미가 마이너스로 나타났으나 여기서는 플러스의 유의성을 보여주고 있다. 또한 연령의 경우에도 제IV장과 달리 마이너스의 유의성을 보여주고 있다.

〈표 6〉 절단 회귀모형 추정 결과

	모형 1		모형 2		모형 3	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
<b>취업함수</b>						
상수항	13.9236*	1.3503	47.9811*	3.8439	49.3679*	3.8201
사회계	0.5021*	0.0793	0.6446*	0.1103	0.6676*	0.1117
이공계	0.5548*	0.0797	0.6648*	0.0973	0.6595*	0.0971
의약계	0.5007*	0.1606	0.4521*	0.1835	0.5611*	0.1858
사범계	0.2663*	0.0944	0.0514	0.1056	0.1940	0.1076
예체계	-0.0159	0.0976	0.0250	0.1146	0.0018	0.1143
석사	18.1805	4.384E+12	3.3857	10.0118	6.6515	4.608E+07
박사	9.4168	1.066E+13	19.2825	1.089E+13	10.5551	1.021E+13
남자	0.3930*	0.1020	0.6321*	0.1485	0.6483*	0.1463
기혼	6.8213	5.654E+06	0.7675*	0.1279	0.6473*	0.1184
가구주	0.2239*	0.0737	0.2920*	0.0884	0.3055*	0.0898
연령	-11.5002*	1.0096	-38.7373*	2.9717	-39.7359*	2.9481
연령의 자승	2.2885*	0.1898	7.7484*	0.5740	7.9468*	0.5686
자격증 소지					-0.3938*	0.0673
$\sigma_e$	0.5013*	0.0021	0.4885*	0.0020	0.4888*	0.0020
$\rho_{ev}$	0.7447*	0.0141	0.7405*	0.0212	0.7532*	0.0205
<b>소득함수</b>						
상수항	2.3874*	0.0648	2.6340*	0.0627	2.6191*	0.0621
사회계	0.0785*	0.0127	0.0753*	0.0124	0.0746*	0.0123
이공계	0.0895*	0.0108	0.0842*	0.0105	0.0826*	0.0105
의약계	0.3578*	0.0221	0.3281*	0.0215	0.3234*	0.0215
사범계	0.1060*	0.0156	0.0555*	0.0154	0.0516*	0.0154
예체계	-0.0344*	0.0139	-0.0327*	0.0136	-0.0330*	0.0135
석사	0.1777*	0.0113	0.1546*	0.0107	0.1553*	0.0107
박사	0.2990*	0.0240	0.2828*	0.0229	0.2833*	0.0230
남자	0.2350*	0.0128	0.2486*	0.0120	0.2496*	0.0120
기혼	0.2132*	0.0125	0.1274*	0.0112	0.1248*	0.0112
가구주	0.1177*	0.0123	0.1059*	0.0115	0.1062*	0.0115
연령	1.0197*	0.0308	0.9458*	0.0298	0.9533*	0.0296
연령의 자승	-0.1075*	0.0034	-0.1058*	0.0033	-0.1066*	0.0033
근속			0.0129*	0.0006	0.0129*	0.0006
log-likelihood	-8759.004		-8556.828		-8547.686	

주: \* 5% 이하에서 유의.

이러한 차이는 두 자료의 특성, 즉 경제활동인구 조사는 취업자와 비취업자를 모두 포함하나 고용직업구조 조사는 비취업자가 제외되어 있다는 차이점이 강하게 작용하는 것으로 추정되나, 현재 이에 대한 정확한 원인을 규명하기는 곤란하다. 특히 취업함수의 경우 모형 설정이 어떻게 되는가에 따라 추정계수의 값과 유의성이 다소 크게 변화하고 있어 결과 해석에 주의가 필요한 것으로 보인다. 한편 취업함수에 새롭게 추가시켜 본 자격증 소지 여부는 오히려 마이너스로 나타난다. 이는 김안국(2002) 등의 분석 결과와 상이한 것으로, 그 원인에 대해서 이 글에서는 일단 대학 졸업자의 경우에는 국가기술자격 등 각종 자격증이 큰 유용성을 갖지 못하는 것으로 판단하고자 한다.<sup>25)</sup> 자기선택 여부를 나타내는 상관계수( $\rho_{ev}$ )를 살펴보면, 모든 모형에서 상당히 뚜렷한 유의성을 보여주고 있다. 따라서 이 장의 Incidental Truncation을 가정할 때 취업선택과 취업 후의 소득 사이에 강한 상관관계가 존재하며, 이에 따른 선택편의 또한 존재함을 알 수 있다.

소득함수의 추정 결과는 전반적으로 예상과 부합하고 있으며, 취업함수의 경우와 달리 모형 설정에서의 차이에도 불구하고 비교적 유사한 추정 결과를 보여주고 있다. 계열별 더미 중 가장 큰 값을 갖는 것은 의약계이며, 석사·박사 이상, 성별, 기혼, 가구주, 연령, 근속 등 모든 변수들이 일반적인 분석과 부합하는 부호로 유의성을 나타내고 있다. 따라서 <표 7>의 추정 결과는 취업 후의 소득과 취업 결정 사이에 상관관계가 존재하는 조건하에서, 그에 따른 소득함수의 편이가 제거된 추정 결과를 제시하는 것으로 해석된다.

다음으로 이상의 추정 결과에 따라 계산된 계열별 기대소득 격차를 <표 8>에서 살펴볼 수 있다. <표 8>에서는 모형별로 계열별 기대소득 격차를 계산하여 제시하고 있는데, 여기에서 우선 주목할 점은 제Ⅲ장과 제Ⅳ장의 결과와 비교하여 비교적 계열별 소득 격차의 패턴은 비슷하지만, 그 크기는 크게 줄어들고 있는 점이다. 물론 제Ⅲ장과 제Ⅳ장의 경우와 달리 인문사회계를 인문계와 사회계로 구분하였으므로 직접적인 비교는 곤란하지만,<sup>26)</sup> 여자 의약계의 인문계 대비 기대소득 격차는 100~150%, 여자 사범계도 50~100% 정도로 제Ⅲ장과 제Ⅳ장과 비교하여 상당히 줄어드는 것으로 나타난다. 특히

25) 김안국(2002)의 경우에는 고교 졸업자를 포함한 청년층을 대상으로 하고 있으므로 국가기술자격 등이 취업확률을 높일 것으로 보이나, 대학 이상의 경우에는 그 유용성이 떨어질 것으로 보인다. 물론 이에 대해서는 별도의 심층적인 연구가 필요한 것으로 보인다.

26) 제Ⅲ장과 제Ⅳ장의 경우에는 경제활동인구 조사의 계열 구분에 일치시키기 위해 인문계와 사회계를 통합시켰으나, 제Ⅴ장에서는 고용직업구조 조사 결과만을 이용하므로 굳이 인문계와 사회계를 통합시킬 필요가 없다.

여자 사회계가 인문계보다 20~30% 가량 기대소득이 높다는 점을 감안하면 여자 의약계, 여자 사범계의 격차 감소가 상당히 두드러진 것으로 해석된다.

남자의 경우도 비슷한데, 남자 의약계의 100%대 격차가 40~50% 수준으로 감소하고, 남자 사범계는 제IV장의 60%대보다 낮은, 오히려 제III장의 경우와 보다 근접한 20~30% 수준으로 나타나고 있다. 특히 주목할 만한 점은 남자 이공계의 경우로, 인문계에

〈표 7〉 절단 회귀모형 추정 결과에 따른 계열별 소득격차

			인문	사회	이공	의약	사범	예체능
모형 1	여자	취업확률	0.7252	0.7679	0.7850	0.8553	0.8499	0.7544
		근로소득	4.7926	4.7629	4.7865	5.1483	4.9256	4.7746
		기대소득	3.4975	3.6842	3.7860	4.4345	4.2131	3.6184
	남자	취업확률	0.9704	0.9780	0.9742	0.9810	0.9899	0.9513
		근로소득	5.2333	5.2993	5.2863	5.6045	5.4050	5.1804
		기대소득	5.0876	5.1917	5.1603	5.5064	5.3551	4.9437
모형 2	여자	취업확률	0.7808	0.8477	0.8568	0.8799	0.8574	0.8151
		근로소득	4.7914	4.7614	4.7874	5.1620	4.9232	4.7740
		기대소득	3.7558	4.0524	4.1203	4.5675	4.2428	3.9025
	남자	취업확률	0.9889	0.9948	0.9924	0.9894	0.9937	0.9779
		근로소득	5.2340	5.2998	5.2862	5.5924	5.4090	5.1810
		기대소득	5.1799	5.2745	5.2491	5.5380	5.3779	5.0742
모형 3	여자	취업확률	0.7867	0.8483	0.8545	0.8690	0.8504	0.8188
		근로소득	4.7900	4.7613	4.7881	5.1647	4.9249	4.7731
		기대소득	3.7825	4.0545	4.1086	4.5132	4.2089	3.9195
	남자	취업확률	0.9896	0.9956	0.9916	0.9874	0.9944	0.9779
		근로소득	5.2347	5.2998	5.2860	5.5900	5.4062	5.1819
		기대소득	5.1842	5.2785	5.2453	5.5250	5.3785	5.0748
계열별 소득격차* (단위: %)								
모형 1	여자	근로소득	0.0	-2.9	-0.6	42.7	14.2	-1.8
		기대소득	0.0	20.5	33.4	155.2	104.5	12.8
	남자	근로소득	0.0	6.8	5.4	44.9	18.7	-5.2
		기대소득	0.0	11.0	7.5	52.0	30.7	-13.4
모형 2	여자	근로소득	0.0	-3.0	-0.4	44.9	14.1	-1.7
		기대소득	0.0	34.5	44.0	125.2	62.7	15.8
	남자	근로소득	0.0	6.8	5.4	43.1	19.1	-5.2
		기대소득	0.0	9.9	7.2	43.1	21.9	-10.0
모형 3	여자	근로소득	0.0	-2.8	-0.2	45.5	14.4	-1.7
		기대소득	0.0	31.3	38.5	107.7	53.2	14.7
	남자	근로소득	0.0	6.7	5.3	42.7	18.7	-5.1
		기대소득	0.0	9.9	6.3	40.6	21.4	-10.4

주: \* 계열별 소득격차는 인문사회계 기준으로 계산.

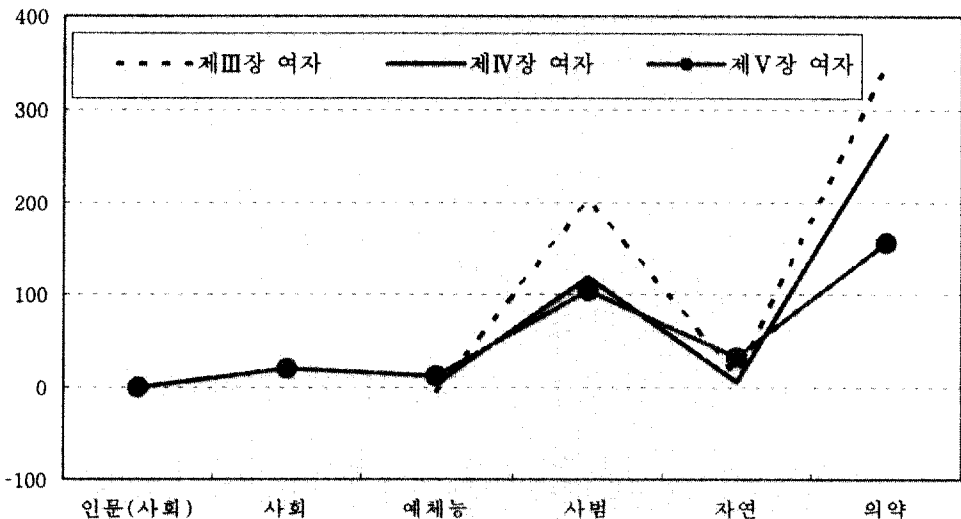


비해 6~7% 정도의 기대소득 증가를 가져오고 있을 뿐이며, 더욱이 남자 사회계의 10% 수준보다 더 낮게 나타나고 있다. 이는 최근 이공계 기피 현상의 한 원인으로 지적되는 이공계 졸업생의 부진한 노동시장 성과와도 깊이 관련되는 것으로 보인다. 특히 근로소득의 격차는 남자 사회계와 남자 이공계가 각각 6.8%, 5.4%로 그 갭이 1.4%포인트 이내인 데 반해(모형 1 기준), 남자 사회계의 취업확률이 남자 이공계보다 높게 나타나면서 기대소득에서는 그 갭이 3~4%포인트 이상 발생하고 있다.

## VI. 맺음말

이 글은 대학 졸업자의 전공 계열별로 기대소득에서의 격차가 어떻게 존재하는지 살펴보고자 한 것이다. 그 결과를 요약해 보면, 추정방법을 달리함에 따라 계열별 졸업자의 기대소득 격차의 패턴은 전반적으로 유사하지만 그 크기는 크게 변화하고 있다. 즉 [그림 1]과 [그림 2]에서 추정방법에 따른 계열별 기대소득 격차의 패턴을 비교해 보면, 남자의 경우 선택편의를 조정하지 않은 제Ⅲ장과, 선택편의를 조정한 제Ⅳ장 및 제Ⅴ장

[그림 1] 여자 분석방법별 계열별 기대소득 격차

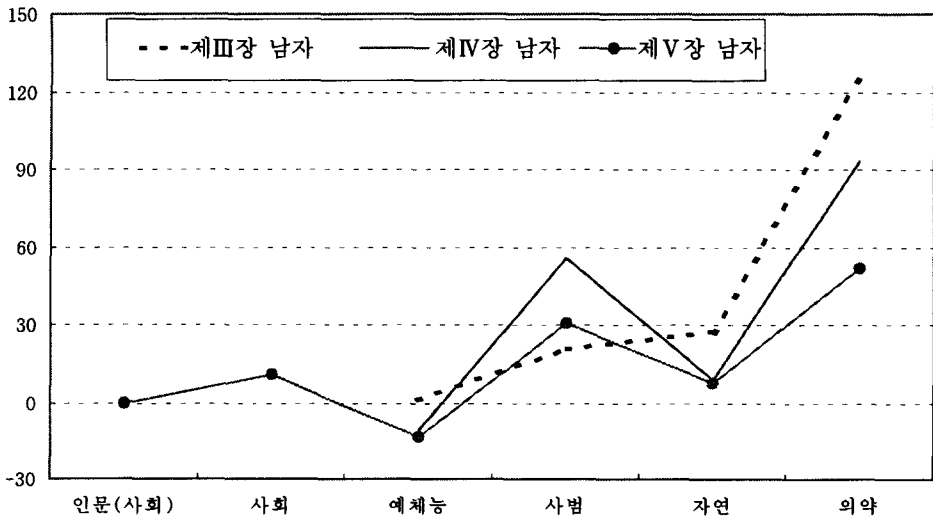


의 경우를 비교하면 계열별 격차의 양상이 다소 다르지만 선택편의를 조정한 제Ⅳ장 및 제Ⅴ장의 경우를 비교하면 그 패턴이 대단히 유사하며, 여자의 경우에는 선택편의의 조정 여부와 무관하게 제Ⅲ장, 제Ⅳ장, 제Ⅴ장의 계열별 격차가 유사한 양상을 보이고 있다.<sup>27)</sup>

그럼에도 불구하고 추정방법을 달리함에 따라 기대소득 격차의 값 자체는 많이 변화하고 있는데, 특히 사범계와 자연계의 변화가 두드러진다. 우선 기대소득 격차를 살펴 보면, 여자의 경우 가장 유리한 노동시장 성과를 기대할 수 있는 것은 의약계와 사범계로, 의약계 100~300% 이상, 사범계 60~200%까지의 기대소득 격차를 보이고 있다. 남자의 경우에도 의약계와 사범계가 가장 유리하며, 각각 40~120%와 20~60%로 나타난다.

여자의 경우 기대소득 격차가 계열별로 특히 크게 나타나는 것은 계열에 따라 졸업 후 취업확률이 크게 달라지기 때문이다. 예를 들어 여자 인문계 졸업생의 경우 경제활동 인구 조사 결과를 기준으로 절반 이하만이 취업하는 데 반해, 여자 의약계 졸업생은 75% 가량이 취업하고 있다. 남자의 경우에도 취업자 소득에서의 차이보다 기대소득에서

(그림 2) 남자 분석방법별 계열별 기대소득 격차



27) [그림 1, 2]에서 제Ⅳ장은 <표 6>의 10월, 제Ⅴ장은 <표 8>의 모형 1기준 계산 결과이며, 계열별 비교 기준을 인문(사회)로 표현한 것은 제Ⅲ장, 제Ⅳ장의 경우 인문사회계, 5절의 경우 인문계가 비교 기준이 되기 때문이다.

의 차이가 더 크게 벌어지고 있는데, 이 또한 계열별 취업확률에서의 차이 때문이다.

그러나 남자의 경우에는 계열별 취업확률의 차이가 여자보다는 크지 않아 기대소득에서의 차이가 여자보다는 적게 나타나고 있다. 이러한 점을 종합하면, 여자의 경우 안정된 직장을 구할 가능성이 큰 사범계·의약계의 선택이 생애 동안의 기대소득에 대단히 큰 영향을 미치며, 남자의 경우에도 그러한 점이 비슷하게 나타나지만 그 정도는 여자의 경우보다 작다. 여자의 경우 기대소득 격차가 남자보다 더 커지는 것은 계열별 취업확률 차이가 뚜렷하기 때문으로, 이처럼 큰 계열별 취업확률 차이는 노동시장에서의 차별적 요인 이외에도 계열이나 전공에 따라 사범계·의약계의 경우 제도적으로 취업이 보장되는 것도 중요한 요인으로 보인다. 또한 졸업 이후의 취업 가능성뿐만 아니라 근로활동 기간 중의 높은 고용안정성도 계열별 기대소득 격차에 큰 영향을 끼쳤을 수 있다. 즉 의약계·사범계의 경우에는 남녀 모두 연령이 높아짐에도 불구하고 계속 소득 있는 일자리를 유지할 가능성이 큰 것으로 보이는데, 이러한 계열별 고용안정성의 차이도 기대소득 격차에 영향을 미친 것으로 보인다.

그럼에도 불구하고 이 글에서는 계열별 기대소득 격차의 정확한 크기를 측정하는 데에는 실패하고 있다. 우선 전반적인 패턴의 유사성에도 불구하고 추정된 기대소득 격차가 큰 변화를 보이는 것은 우선 취업에 대한 자기선택이 존재하는 데 따른 영향과, 이를 통제하는 방식에서의 차이 때문으로 해석된다. 즉 제Ⅲ장의 결과는 취업에 대한 자기선택이 통제되지 않은 결과인 반면, 제Ⅳ장과 제Ⅴ장의 결과는 이를 통제하고 있다. 물론 제Ⅳ장에서는 자기선택이 존재하지 않는 것으로 나타나지만, 이 경우 자료의 이질성에 따른 영향도 배제할 수 없기 때문에 제Ⅴ장에서 나타난 자기선택의 존재가 더 설득력을 갖는 것으로 보인다. 따라서 자기선택을 통제했을 때 기대소득 격차의 크기는 좀 더 줄어드는 것이 타당한 것으로 보인다. 다음으로 취업함수의 모형 설정 변화에 따라 그 추정 결과가 민감한 변화를 보이는 점도 기대소득 격차의 값 변화에 상당한 영향을 미친 것으로 보인다. 이 경우 취업함수의 정확한 형태에 대한 보다 엄밀한 분석과, 그를 기초로 한 기대소득 격차에 대한 보다 정확한 측정이 필요하다.

따라서 이 글에서 계열별로 상당한 정도의 소득격차가 존재하는 것을 발견할 수 있었으나, 그 크기가 정확히 어느 정도 되는지에 대해서는 확정적인 결론을 내릴 수 없었다. 물론 제Ⅴ장에서의 추정 결과가 이론적으로 가장 우수한 것으로 보이나, 모형 설정에 따라 값 자체가 크게 변화하고 있어 그 결과를 최종적인 것으로 주장하기 곤란하다. 따라서 이후 명시적으로 취업확률과 근로소득을 구조방정식 형태로 설정하고, 교육의 질

(quality) 등도 통제할 수 있는 자료와 개선된 모형을 통한 엄밀한 분석이 필요하다.<sup>28)</sup> 또한 이 글에서의 문제점을 지적하면, 우선 앞서 지적된 대로 계열에 대한 진학생의 자기선택 효과를 통제하지 못하고 있으며, 전공에 대한 정원 통제가 존재하는 조건에서 우수한 학생이 좋은 조건의 계열로 선발되었을 가능성도 통제하지 못하고 있다. 나아가 각 계열을 이수하는 데 필요한 비용 등도 고려함으로써 계열 선택에 따른 순편익(Net Benefit)을 비교하거나, 취업자/비취업자 대신 취업자/실업자를 대상으로 분석하는 것도 필요하다.<sup>29)</sup> 이상의 여러 가지 문제점들을 보완한 연구는 차후의 과제로 설정하고자 한다.

## 참고문헌

- 김안국. 「청년층 미취업의 실태원인 분석」, 2002년 제1회 고용직업구조 조사 및 청년패널 심포지엄 발표논문, 중앙고용정보원, 2000.
- 서병선·임찬영. 「한국 근로자의 직종 선택과 성별 임금격차」. 2001년 제2회 한국노동패널 학술대회 발표논문, 한국노동연구원, 2000.
- 유경준. 「성별 임금격차의 차이와 차별」. 『KDI 정책연구』. 2001 I·II, 서울: 한국개발연구원, 2001, pp. 193-230.
- 장수명 (2002), 「대학교육의 경제학」. 『노동정책연구』. 제2권 제1호. 서울: 한국노동연구원, 2002, pp.47-79.

Bloom, D. and Killingsworth, M. "Correcting for Truncation Bias Caused by a Latent Truncation Variable". *Journal of Econometrics* 27 (1985): 131-135. North-Holland.

Card, D, and Krueger, A. B. "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States". *Journal of*

28) 이 경우 취업, 실업 등 경제활동상태뿐만 아니라 취업자의 소득도 조사된 통계청의 1999년, 2001년 경제활동 부가조사 결과를 이용하는 연구도 적극적으로 고려할 수 있다.

29) 특히 이러한 점에 대해 귀중한 지적을 해 준 익명의 심사자들에게 감사드린다.

- Political Economy* 100 (1992): 1-40.
- Greene, W. *LIMDEP 7.0 Manual*, Econometric Software, 1997.
- \_\_\_\_\_. *Econometric Analysis*, 4th ed. Prentice Hall, 2000.
- Gronau, R. "Wages Comparisons-A Selectivity Bias". *Journal of Political Economy* 82: 1119-1143.
- Heckman, J. "Shadow Prices, Market Wages, and Labour Supply". *Econometrica* 42 (1974): 679-694.
- Lee, L. F. "Generalized Econometrics Models with Selectivity". *Econometrica* 51 (1983): 507-512.
- Lee, L. F. "The Computation of Opportunity Costs in Polychotomous Choice Models with Selectivity". *Review of Economics and Statistics*, (1995): 423-435.
- Maddala, G. S. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, 1983.
- Strayer, W., "The Returns to School Quality: College Choice and Earnings". *Journal of Labor Economics* 20 (2002): 475-503.
- Trost, R. and Lee, L. F. "Technical Training and Earnings: A Polychotomous Choice Model with Selectivity". *Review of Economics and Statistics* 66 (1984): 151-156.
- Willis, R. J., and Rosen, S. "Education and Self-Selection". *Journal of Political Economy* 87 (1979): S7-S36.

〈부표 1〉 기초통계량

변 수	평균값	표준편차	최소값	최대값
로그소득	5.157	10.114	1.427	8.269
사회계	0.178	6.839	0.000	1.000
이공계	0.380	8.676	0.000	1.000
의약계	0.038	3.415	0.000	1.000
사범계	0.070	4.545	0.000	1.000
예체계	0.059	4.222	0.000	1.000
석사	0.111	5.613	0.000	1.000
박사	0.024	2.741	0.000	1.000
남자	0.720	8.027	0.000	1.000
기혼	0.754	7.696	0.000	1.000
가구주	0.712	8.095	0.000	1.000
연령	37.048	164.806	17.000	83.000
근속	72.907	1498.250	1.000	657.000
자격증 소지	0.352	8.533	0.000	1.000
제조업	0.170	6.709	0.000	1.000
운수·통신·금융	0.050	3.911	0.000	1.000
건설업	0.068	4.491	0.000	1.000
도소매·음식숙박	0.182	6.892	0.000	1.000
기타서비스	0.523	8.926	0.000	1.000
1년미만 계약직	0.045	3.713	0.000	1.000
1년초과 계약직	0.027	2.885	0.000	1.000
부정기직	0.015	2.162	0.000	1.000
고용주	0.079	4.810	0.000	1.000
자영자	0.137	6.138	0.000	1.000
종사자 5~9인	0.105	5.484	0.000	1.000
종사자 10~29인	0.165	6.635	0.000	1.000
종사자 30~49인	0.099	5.326	0.000	1.000
종사자 50~99인	0.115	5.695	0.000	1.000
종사자 100~299인	0.094	5.208	0.000	1.000
종사자 300~499인	0.036	3.342	0.000	1.000
종사자 500~999인	0.046	3.763	0.000	1.000
종사자 1,000인 이상	0.092	5.168	0.000	1.000
관리직	0.056	4.103	0.000	1.000
사무직	0.286	8.075	0.000	1.000
공학직	0.133	6.073	0.000	1.000
교육법률	0.172	6.745	0.000	1.000
의료종교	0.058	4.183	0.000	1.000
문화스포츠	0.043	3.608	0.000	1.000
판매서비스	0.197	7.112	0.000	1.000
기능운송	0.038	3.397	0.000	1.000
제조관련직	0.011	1.881	0.000	1.000
농림어업직	0.006	1.393	0.000	1.000

n=12,685

---

abstract

---

## An Analysis of Expected Earnings Differentials by Major of University Graduates

Youngsup Choi

The purpose of this paper is to analyze the expected earnings differentials by major of university graduates. Usually the achievement in labor market has been measured by the earnings of those being with job. But such simple comparisons of earnings might fail to bring out correct evaluation once if the probabilities of getting a job are quite different across the major of university graduates. So it is necessary to compare the expected lifetime earnings which can be computed using the earnings of those with job and the probabilities of taking a job.

In this paper, we showed that the expected earnings of university graduates are quite different by major and not only the difference of earnings but also the difference of job-taking probabilities are considerably contributing such differentials. Especially the expected earnings of medicine and education are considerably higher than those of other majors. These results are maintained almost identically with the change of estimation methods. But despite of these findings, it should be admitted that it was not possible to exactly measure the magnitude of differentials by major.

Key words : university graduates, employment probability, earnings differential, expected earnings differential