

# 대학 졸업생의 직업선택과 임금 수준<sup>†</sup>

An Analysis of Job Selection, Major-Job Match and Wage Level of College Graduates

박재민(Jaemin Park)\*

## 목 차

- |                  |              |
|------------------|--------------|
| I. 문제의 제기        | IV. 분석모형의 개발 |
| II. 선행연구의 검토     | V. 실증분석 결과   |
| III. 분석자료 및 기초통계 | VI. 결론       |

## 국 문 요 약

본 논문은 대학 졸업생의 숙련 불일치 문제에 대한 분석의 일환으로 임금으로 대표되는 노동시장 성과에 대해 전공-직업 일치의 시각에서 접근한 것이다. 실증 분석에 있어서는 선행연구들에서 자주 제기되었던 표본선택편의 문제를 명시적으로 분석 과정에 반영하였고, 분석의 편의상 이항변수로 취급되었던 전공직업일치 변수도 설문조사가 제공한 다항선택변수로 설정하여 분석하였다. 특히 1982년, 1992년, 2002년 세 코호트에 대한 조사 결과를 활용하여 비교적 장기간에 걸친 노동시장의 구조적 변화도 고려하고자 하였다. 실증분석 결과, 전공일치 직업선택에 따른 표본선택편의와 전공직업일치의 임금효과를 확인할 수 있었다. 또 전공직업일치 정도와 비례해 임금프리미엄도 체증하고, 특히 전공계 열별 분석을 통해 사회 계열, 공학 계열, 자연 계열에서 전공과 직업이 일치한 경우 상대적으로 높은 임금을 확인할 수 있었다. 그러나 전공 계열별로 선택편의의 영향에 차이가 있음도 볼 수 있었다. 또 1982년, 1992년, 2002년을 비교하면 1992년에 전공직업일치 경향은 급격히 낮아졌고, 1992년과 2002년의 차이는 오히려 크지 않아 이 같은 숙련 불일치 현상이 상당히 오래 전부터 진행되어 온 현상임을 확인할 수 있었다.

핵심어 : 대학 졸업생, 임금수준, 전공직업일치, 표본선택편의, Multi-cohort 조사

\* 논문접수일: 2010.5.28, 수정일: 2010.9.30, 게재확정일: 2011.3.14

† 본 논문은 '2010 기술혁신학회 춘계학술대회(10.5.28)'에서 발표된 내용을 일부 참고하였다.

\* 건국대학교 기술경영학과 교수, jpark@konkuk.ac.kr, 02-450-3589

## ABSTRACT

This study examines the wage level from a viewpoint of major-job match as part of an analysis on the skill mismatch problem in 4-year college graduates. The empirical analysis explicitly incorporate the sample selection bias as an econometric problem not only suggested but merely introduced in the earlier studies. This study also set up a major-job match variable, which was usually handled as a binary variable for analytical convenience, as a polychotomous choice variable in selection equation as provided by the survey. In particular, it considered multi-cohort survey on graduates of the years 1982, 1992, and 2002 for the empirical analysis.

As a result of empirical analysis, the wage premium of a major-job match was identified. This result was consistent after the consideration of a sample selection bias and also after modeling the major-job match variable as polychotomously selective. Through an analysis classified by the major, this study identified a relatively high wage premium among Social Science, Engineering, and Science majors. However, there was a difference in the effect of selection among these majors. Also, by assessing cohort effects this study found that the skill mismatch had rapidly progressed in 1992, while difference between 1992 and 2002 cohorts are insignificant. The analysis suggests that wage level is better understood within the context of both sample selection and major-job match, and regardless of model specification the major-job match affects wage strongly.

Key Words : 4-year college graduates, Wage, Major-job match, Sample selection bias, Multi-cohort survey

## I. 문제의 제기

과거 경제성장 과정에서 교육의 기능은 산업에 양질의 인력을 공급하는데 있었다. 이 시기 교육의 질은 시급한 고려대상이 아니었고, 교육의 성과를 노동시장과 연계하여 고려할 필요성이 적었다. 그러나 최근 들어 고등교육의 규모가 산업의 수요를 넘어 포화상태로 접어들면서 교육의 질이나 수급 불일치 문제가 제기되고 있다. 수급 불일치 문제는 양적인 측면과 동시에 질적인 측면에서도 제기되는 문제인데, 양적인 측면이 수요와 공급의 불균형에 관한 것이라면 질적인 측면에서는 교육직업 불일치(education-job mismatch) 혹은 숙련 불일치(skill mismatch)에 대한 문제 제기로 볼 수 있다(Walters, 2004; Bender and Heywood, 2006; Robst, 2007; Allen and De Weert, 2007).

이 같은 숙련 불일치는 다시 두 가지 양상으로 구분할 수 있다(Buchel, 2001; Van de Werfhorst, 2002; 엄미정 외, 2007). 수직적 불일치(vertical mismatch)는 통상 교육과 직업의 수준 간 차이를 말하는 것으로 고등교육이 보편화되면서 나타나는 하나의 현상으로서 과잉 교육과 관련된다고 하겠다. 반면 수평적 불일치(horizontal mismatch)는 전공 분야와 종사하고 있는 직업에 대한 것으로 교육의 내용과 직무 사이의 차이에 관한 것이다. 이 두 주제는 하나의 개념이나 문제로 취급되기도 하였고(Buchel, 2001),<sup>1)</sup> 다른 한편으로 우리나라에서는 과잉교육의 문제가 더욱 두드러진 사회 문제로 인식되어왔다. 이런 이유로 대체로 그동안의 선행연구는 전자에 대해 보다 활발하였던 반면 후자는 상대적으로 적었다. 하지만 최근 인력의 불일치 문제가 다시 큰 사회적인 쟁점이 되고 교육과 노동시장의 괴리 문제에 대한 연구가 진행되면서 전공과 직무 간의 불일치가 관심을 끌고 있다. 이것은 후자가 전공, 즉 교육의 내용을 다룸으로써 숙련 불일치(skill mismatch)의 문제에 보다 효과적으로 접근할 뿐 아니라 직업이 요구하는 특수적 숙련과 전공 교육을 기반으로 하는 숙련의 축적 과정을 비교함으로써 산업의 수요나 문제 제기에 대해 보다 적극적인 대안의 제시가 가능하기 때문이다.

우리나의 경우 후자, 즉 숙련 불일치에 대해서는 관심에 비해 본격적인 분석 연구는 많지 않다. 특히 이공계 기피에 대한 문제 제기가 있었던 2000년대 초·중반에 활발했던 관련 연구는 이후 활발하지 못하다. 그것은 어느 정도 이러한 숙련 불일치가 노동시장에 항상 존재할 수 밖에 없는 문제이고, 효율적인 직업선택의 결과로 볼 수도 있다는 점 때문이기도 하지만, 그 중요한 배경에는 분석을 가능하게 할 만한 전공과 직업력에 대한 통계의 한계가 있었다. 본 연구는 4년제 대학교 졸업생을 대상으로 한 최근의 조사 자료를 바탕으로 전공-직업 일치의 관점에서

1) 학력 과잉과 숙련 과잉의 문제가 동일 시 되기도 한다. 그러나 학령이 숙련 수준을 효과적으로 측정하지는 않는다 는 점에서 두 문제는 구분될 수 있다(Di Pietro and Urwin, 2003).

임금으로 대표되는 노동시장 성과를 분석하고자 하였다. 특히 이 문제를 실증분석함에 있어 앞선 선행연구들에서 지적되어왔던 계량통계학적 문제로서 표본선택편의(sample selection bias)를 명시적으로 분석 과정에 반영하여 전공직업일치의 임금효과를 추정하고자 하였다. 나아가 대부분의 표본선택에 관한 선행연구에서 분석방법의 제약과 편의성을 이유로 이항변수로 다루어졌던 선택변수, 즉 전공-직업 일치 여부를 다항선택변수(polytomous choice variable)로 설정하고 실증적으로 추정함으로써 조사자료가 제공하는 정보를 효과적으로 반영할 수 있도록 하였다. 이 같은 측면에서 본 연구는 앞선 선행연구의 논의를 확장하고 있고 전공-직업 일치를 중심으로 대학 졸업생의 직업경력과 노동시장 성과에 보다 깊게 다가서고자 하겠다고 하겠다.

## II. 선행연구의 검토

본 연구 주제와 관련성을 중심으로 볼 때 전공직업일치<sup>2)</sup>에 관한 국내 선행연구는 크게 두 유형으로 나눌 수 있다. 첫 번째 유형은 전공직업일치의 시각에서 전공별 특성을 분석하는 것이다. 이 같은 전공일치 선택학률에 대한 대표적인 연구는 김안국(2006)으로 볼 수 있는데, 그것은 이 연구가 그 이전에 행해진 관련 연구를 종합하고 있다는 측면과 더불어 이공계 대졸 청년층에 주목했다는 점도 고려한 것이다. 4년제 대학의 졸업생 명부와 고용보험 DB의 피보험자 자료를 결합해 접근한 동 연구의 결론은 다음 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 이공계 대학 졸업자의 전공직업일치 비율이 높지 않다는 점이다. 상술하자면 첫 직장의 전공직종 일치율은 33%이고, 두 번째 직장에서는 36%에 그쳤다. 둘째, 이공계 대학 졸업자는 직장이동을 통해 전공직업일치를 선택할 확률이 개선되지 않는다고 하였다. 다만 김안국(2006)은 전공직업일치를 이공계 대학 졸업자가 전문가/기술자 직종 혹은 준전문가/기술공 직종에 취업한 경우로 정의하여 졸업자들의 주관적 응답을 이용하는 다른 연구와 전공직업일치를 바라보는 시각에 근본적인 차이를 두고 있다.

선행연구에서 주목 받은 두 번째 주제는 전공의 임금효과에 관한 것이다. 이 주제 역시 첫 번째 주제와 연계되어 논의되는 경향도 있었지만, 대학 졸업자 혹은 청년층의 이직 과정을 주로 이직횟수와 전공직업일치 혹은 불일치 과정으로 임금함수에 반영하였다는 측면에서 굳이 첫 유형과 관련성은 높지 않다고도 볼 수 있다. 전재식·박재민(2006)의 경우 이공계 대학 졸

2) 전공과 직업의 일치는 연구에 따라 전공직무일치, 전공직종일치 등으로 사용되고 있다(김안국, 2006; 전재식·박재민, 2006). 이를 용어는 엄밀한 의미에서 구분될 수 있겠으나, 대부분의 관련 선행연구들은 직종을 중심으로 접근함으로써 용어의 선택에 따른 명확한 차이는 보이지 않는다.

업자를 대상으로 한 임금함수 추정을 통해 첫째, 이공계 대학 졸업자는 월평균소득에 있어서 사회, 교육, 의약계열 등에 비해 낮으나 둘째, 전공과 일치하는 직무에 종사할 경우 그리고 전공일치 정도가 높아질수록 임금프리미엄이 증가함을 보였다. 이 같은 전재식·박재민(2006)의 결과는 앞선 김안국(2006)의 분석 결과와 비교해 세 가지 쟁점을 제기하였다.

우선 전공직업일치의 정의에 따라, 다시 말해 사전적으로 정의된 직업군을 전공직업일치로 처리하였을 경우와 응답자의 주관적인 평가를 활용하였을 경우 상이한 실증분석 결과를 제공하고 있다는 점이다. 즉 김안국(2006)은 분석의 일부로 제시한 각 직장별<sup>3)</sup> 평균임금수준에 대한 분석에서 전공직업일치인 경우 불일치 집단에 비해 임금수준이 낮았다고 지적했다.<sup>4)</sup> 이 같은 측면에서 전공직업일치에 대한 적정한 정의에 대한 논쟁이 제기될 수 있다.<sup>5)</sup> 다음으로는 전공에 따른 임금효과 혹은 임금프리미엄에 관한 사항이다. 이미 지적한 바와 같이 전재식·박재민(2006)은 이공계를 기준으로 한 전공더미를 임금함수에 반영해 추정한 결과 월평균 소득 기준으로는 이공계열은 사회 계열, 교육 계열, 의약계열보다 유의한 수준에서 열악하다고 하였다. 그러나 앞선 채창균 외(2005)는 인문계열에 비해 자연계열과 공학 계열의 임금수준 차이는 확인되지 않는다고 하였고, 박재민·엄미정·김윤영(2010)은 사회 계열과 공학 계열에서만 인문 계열에 비해 정(+)의 임금프리미엄이 존재한다고 밝힌 바 있다. 비록 전재식·박재민(2006)의 결과는 임금 수준이 다르다고 알려진 두 전공계열, 즉 자연 계열과 공학 계열을 이공계라는 주제에 맞춰 통합하면서 발생한 면도 없지는 않지만 여전히 전공 계열별 임금격차에 대해서는 연구에 따라 다소 상이한 결과가 제시된 바를 보여주었다. 세 번째는 전공일치직업을 임금함수 추정에 어떻게 반영해야 하는가에 대한 것이다. 임금함수의 추정은 전통적으로 표본선택편의 (sample selection bias)의 문제가 제기되는데 만일 전공직업일치자와 불일치자 간에 개인 특성 차이가 존재할 경우 이 같은 차이를 고려하지 않고 추정한다면 그 값은 통계학적으로 일치성(consistency)을 갖추기 어렵고, 결과적으로 원래의 효과를 과대 혹은 과소추정하게 된다.

이 같은 측면에서 볼 때 앞선 몇몇 선행연구에도 불구하고 전공에 따른 임금프리미엄과 더불어 전공직업일치가 임금에 영향은 여전히 많은 분석이 필요하다. 특히 전공별로 전공직업일

3) 이것은 직장경험을 기준으로 한 것으로 첫 직장에서 여섯 번째 직장까지를 구분해 제시하였다.

4) 김안국(2006)은 이것을 다시 평균임금 이상자와 이하자 집단으로 나누어 직장경험을 기준으로 하여 전공직업일치자와 불일치자 간 임금수준을 비교하였다. 그 결과, 평균임금 이하자들의 경우 전술한 특징이 발견되나 이상자들에서는 이 현상을 발견할 수 없고, 두 번째 직장과 세 번째 직장에서는 전공일치자의 평균임금이 더 높은 것을 관찰할 수 있었다고 했다.

5) 김안국(2006)은 “대학 이공계 졸업자의 취업시 가장 적합한 직종이 전문가/기술자 직종 혹은 준전문가/기술공 직종 이라는 판단 하에 이들 직종에 취업해 있으면 전공직종일치로 판단하고 전공관련 직무를 맡고 있는 것으로 가정”하였다고 적고 있다. 그러나 동시에 “물론 이러한 전공직종일치의 기준은 컴퓨터공학과를 졸업하고 휴대폰서비스센터에서 서비스직으로 일하고 있는 경우 전공불일치로 평가되는 경우도 있을 것이다”로 하여 이 같은 방법이 가지는 문제점 역시 지적하고 있다.

치의 임금효과를 다룬 연구는 드물다. 더불어 전공과 직업의 불일치가 최근 졸업생에게 국한된 현상인지 아니면 오랜 기간 동안 진행되어 왔던 우리 노동시장의 장기적 특징인지도 연구되지 못했다. 또한 전공직업일치에 따른 선택편의(selection bias)의 문제가 선행연구들에 체계적으로 반영되고 있지 않다는 측면도 추가적인 연구를 필요로 하고 있다고 하겠다.

### III. 분석자료 및 기초통계

본 연구는 직업능력개발원(2009)의 「교육-노동시장 생애경로조사」 자료를 이용한다. 이 조사는 1982년, 1992년, 2002년의 4년제 대학 졸업자를 대상으로 현 시점을 기준으로 학교교육에서부터 졸업 후 과거 직업력에 대한 회고조사(recall survey)로서 출신 고등학교, 대학 생활, 졸업 후 편입/재입학/진학, 현재 경제활동상태, 현재 미취업자, 현재 직장(일), 과거 직업력, 개인적 특성 등 본 연구에서 다루고자 하는 임금함수의 추정에 필요한 대다수의 변수들을 포함하고 있다. 이 조사는 교육과학기술부의 졸업생 명부상 전체 졸업생(1982, 1992년)과 확률비례로 추출한 각 학교로부터 받은 졸업생 명부(2002년)를 바탕으로 추출된 표본에 대해 시행되었으며 최종적으로 총 8,091명의 졸업생들의 직업력과 전공직업일치에 관한 정보를 제공하고 있다(전재식·민주홍·변종석, 2009). 실태조사 방법은 전화조사(CAPI)를 기본으로 하였고, 조사기간은 2009년 6월 28일부터 약 8주간 소요되었다. 이 조사에 대한 세부사항은 전재식·민주홍·변종석(2009)과 전재식 외(2009) 등을 참조하기 바란다. <표 1>은 본 연구에 사용된 변수들에 대한 기초 통계이다.<sup>6)</sup>

<표 1> 기초통계

| 구분                | N     | 평균   | 최소값  | 최대값   |
|-------------------|-------|------|------|-------|
| 로그임금(만원)          | 6,235 | 8.37 | 4.79 | 11.29 |
| 성별(남자비중)(%)       | 6,235 | 75.0 | 0    | 1     |
| 대학 전공(인문계열 비중, %) | 6,235 | 13.5 | 0    | 1     |
| 대학 전공(사회계열 비중, %) | 6,235 | 24.7 | 0    | 1     |
| 대학 전공(교육계열 비중, %) | 6,235 | 12.2 | 0    | 1     |
| 대학 전공(공학계열 비중, %) | 6,235 | 25.0 | 0    | 1     |
| 대학 전공(자연계열 비중, %) | 6,235 | 18.1 | 0    | 1     |

6) 분석 결과의 해석과 관련해 이 조사의 목표 모집단이 1982년, 1992년, 2002년 일반대학 졸업자이며, 이 같은 목적을 위해 교육대학 및 산업대학 졸업자, 특수목적대 졸업자, 그리고 의학계열에서 의학, 간호학, 약학대학 졸업자는 제외되었다는 점은 고려되어야 하겠다.

|                          |       |       |   |     |
|--------------------------|-------|-------|---|-----|
| 대학 전공(의약및예체능 계열 비중, %)   | 6,235 | 6.4   | 0 | 1   |
| 고등학교 소재지(수도권 비중, %)      | 6,235 | 24.8  | 0 | 1   |
| 고등학교 재학중 성적(1등급 비중, %)   | 6,235 | 18.0  | 0 | 1   |
| 고등학교 재학중 성적(2~3등급 비중, %) | 6,235 | 48.0  | 0 | 1   |
| 고등학교 재학중 성적(4~6등급 비중, %) | 6,235 | 31.2  | 0 | 1   |
| 고등학교 재학중 성적(7~9등급 비중, %) | 6,235 | 2.8   | 0 | 1   |
| 복수전공 비중(%)               | 6,235 | 4.3   | 0 | 1   |
| 입학장학금 수혜 비중(%)           | 6,235 | 18.3  | 0 | 1   |
| 대학원 진학(석사진학 비중, %)       | 6,235 | 31.1  | 0 | 1   |
| 대학원 진학(박사진학 비중, %)       | 6,235 | 7.7   | 0 | 1   |
| 지난주 근로시간                 | 6,235 | 45.33 | 2 | 120 |
| 종사상 지위(고용주 비중, %)        | 6,235 | 8.0   | 0 | 1   |
| 종사상 지위(자영자 비중, %)        | 6,235 | 5.1   | 0 | 1   |
| 종사상 지위(임금근로자 비중, %)      | 6,235 | 86.9  | 0 | 1   |
| 근무 형태(정규직 비중, %)         | 6,235 | 79.5  | 0 | 1   |
| 사업장 규모(1~29인 비중, %)      | 6,235 | 24.3  | 0 | 1   |
| 사업장 규모(30~299인 비중, %)    | 6,235 | 31.2  | 0 | 1   |
| 사업장 규모(300~999인 비중, %)   | 6,235 | 12.5  | 0 | 1   |
| 사업장 규모(1000인~ 비중, %)     | 6,235 | 32.0  | 0 | 1   |
| 총직장경력(년)                 | 6,235 | 14.19 | 1 | 39  |
| 현직장 소재지(수도권 비중, %)       | 6,235 | 33.3  | 0 | 1   |
| 전공일치 취업비중(매우 밀접, %)      | 6,235 | 15.8  | 0 | 1   |
| 전공일치 취업비중(다소 밀접, %)      | 6,235 | 13.9  | 0 | 1   |
| 전공일치 취업비중(별로 밀접 안함, %)   | 6,235 | 30.4  | 0 | 1   |
| 전공일치 취업비중(전혀 밀접 안함, %)   | 6,235 | 40.0  | 0 | 1   |
| 졸업연도(1982 비중, %)         | 6,235 | 26.1  | 0 | 1   |
| 졸업연도(1992 비중, %)         | 6,235 | 39.3  | 0 | 1   |
| 졸업연도(2002 비중, %)         | 6,235 | 34.6  | 0 | 1   |
| 경험한 일자리수                 | 6,235 | 2.03  | 1 | 37  |
| 희망직장 비중(%)               | 6,235 | 61.3  | 0 | 1   |

#### IV. 분석모형의 개발

##### 1. 전공직업일치와 임금함수

본 연구는 대학 졸업생의 전공별 임금함수를 추정하고, 전공별 임금격차와 전공직업일치에 따

른 임금프리미엄이 존재하는데 확인하는데 있다. 본 연구가 채택한 분석 모형은 Mincer(1974)의 소득함수 모형을 기반으로 하였다. Mincer(1974)의 소득함수 모형은 앞서 논의한 대부분 선행연구의 임금함수 추정에서 채택된 것으로 본 연구는 전재식·박재민(2006)의 논의에 기반하여 아래와 같이 정의하였다. 즉 개인의 소득은 교육과 경력의 함수이며, 전통에 따라 임금에 로그를 취하면 다음의 추정식을 얻을 수 있다.

$$\ln w_{i,t} = z_{i,t}'\alpha + m_{i,t}'\gamma + u_{i,t} \quad (1)$$

여기서  $i (=1, 2, \dots, N)$ 는  $t$ 년도에 졸업한 개인을 말하며,  $w_i$ 는 개인  $i$ 의 임금,  $z_i$ 는 임금에 영향을 미치는 개인  $i$ 의 인구통계학적 속성, 교육시장 변수, 노동시장 변수들을 나타내며,  $m_i$ 는 개인  $i$ 의 전공과 직업간 관련성을 나타내는 변수로  $\gamma$ 는 전공직업일치에 따른 임금효과를 나타낸다. 또  $u_i$ 은 오차항, 즉 관찰되지 않는 특성의 묶음을 나타낸다.

이제 식 (1)에 따라 임금함수를 추정하기에 앞서 표본선택편의(sample selection bias)라는 계량경제학적 문제를 다루고자 한다. 다시 말해, 전공직업일치인 졸업생들은 관측가능한 특성에 있어서 불일치 취업자들과 유사하더라도 관측불가능한 특성에 있어서는 다를 수 있으므로 이 점을 무시하고 분석을 하게 되면 전공직업일치의 임금효과가 과대 혹은 과소추정되는 문제가 발생할 수 있다.

추정을 위해 본 연구에서는 개인  $i$ 의 전공직업일치 여부와 임금 수준을 이변량(bivariate)으로 모형화하였다. 즉 졸업생에 대해  $w_i$ 와  $m_i^*$ 를 각각  $i$ 번째 취업자의 임금과 전공직업일치 선택확률이라고 하자. 그러면 다음과 같이 2개의 방정식을 정의할 수 있다(Maddala, G. S., 1983; Greene, 2000).

$$\ln w_{i,t} = z_{i,t}'\alpha + m_{i,t}'\gamma + u_{i,t} = \begin{cases} z_{i,t}'\alpha_1 + \gamma + u_{1i,t} & \text{if } m_{i,t} = 1 \\ z_{i,t}'\alpha_2 + u_{2i,t} & \text{if } m_{i,t} = 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$m_{i,t}^* = x_{i,t}'\beta + v_i; \quad m_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } x_{i,t}'\beta + v_{i,t} > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

여기서  $\alpha, \beta, \gamma$ 는 추정해야 할 모수벡터,  $u_i$ 와  $v_i$ 는 오차항,  $z_i$ 와  $x_i$ 는 각 함수의 설명변수이다.<sup>7)</sup> 또  $m_i^*$ 는 관찰되지 않는 반면  $m_i$ 는 관찰되는 이항선택변수(binary selection indicator)으로  $m_{i,t} = 1$  일 경우 전공과 직업이 일치하지만  $m_{i,t} = 0$ 은 일치하지 않는 경우를 나타낸다.

7) 두 방정식의 역할에 따라 식 (2)를 결정방정식(decision equation), 식 (3)을 선택방정식(selection equation)으로 부를 수 있겠다.

또 졸업생은 전공과 일치하는 직업을 선택할 때 이로부터 예상되는 기대수익을 고려하게 되는데, 이것은 개인  $i$ 의 특성변수들에 의해 결정된다. 따라서  $x_i$ 는 전공직업일치 선택에 영향을 미치지만 반대로 이 선택에 의해 영향을 받지 않는 설명변수의 벡터를 나타낸다.

이 때  $(u_{i,t}, v_{i,t})$ 가  $[0, 0, \sigma_u, 1, \rho]$ 인 이변량 정규분포를 따른다고 가정하고 식 (2)와 (3)에서 조건부기대치를 구하면 다음과 같다.

$$E[\ln w_{i,t} | m_i = 1] = z_{i,t}\alpha + \gamma + E[u_{i,t} | m_{i,t} = 1] = \beta' x_{i,t} + \gamma + \lambda(x_{i,t}' \beta) \quad (4)$$

여기서  $\lambda(x_{i,t}' \beta)$ 는 역밀스비율(Inverse Mills Ratio)이며, 임금함수를  $x_i$ 와 기대역밀스비율(expected IMR)로 회귀분석 함으로써 일치추정값(consistent estimate)을 얻을 수 있다. 즉  $\gamma$ 가 양의 값을 가질 때 전공직업일치는 임금을 증가시키는 효과를 나타낸다.

이 같은 모형에서 전공직업일치 선택변수의 추정계수는 선택편의가 존재할 경우 취업자의 나머지 다양한 특성이 동일하다는 가정 하에 전공직업일치가 임금에 미치는 평균효과(average effect)로 해석될 수 있다. 이 같은 처리효과모형(treatment effect model)의 검증은 Heckman (1979)의 2단계 추정(two-step estimation)이나 완전정보최우추정법(FIML)을 통해 실시할 수 있다(McFadden, 1984; Greene, 2000; Iimi, 2004).<sup>8)</sup> 이 때 표본선택편의가 존재하는지 여부에 대한 검정은  $\rho = 0$ 가 성립하는지 여부에 대한 검정이 된다.<sup>9)</sup>

## 2. 모형의 확장

전술한 바와 같이 본 연구는 한국직업능력개발원(2009)의 「교육-노동시장 생애경로조사」 결과를 활용하였다. 이 조사는 전공-직무 일치와 관련해 “그 직장(일)에서의 업무는 대학교 전공과 얼마나 밀접합니까?”라고 묻고 있다. 이 문항에 대해 응답자들은 자신의 일자리가 전공과 관련해 “매우 밀접”, “다소 밀접”, “별로 밀접 않음”, “전혀 밀접 않음” 중 하나로 답하게 되어 있다. 이와 같이 전공일치변수는 네 가지 값을 가지는 다항선택변수이나 앞서 논의한 표본선택모형은 종속변수로서 이항변수(binary variable), 즉 “밀접”이면 1의 값을, “밀접 않음”이면 0의 값을 가질 때만 적용 가능하다. 이 같은 한계로 또 분석의 편의성을 위해 표본선택편의에 관한 대부분의 선행연구는 실제 응답값에 상관없이 응답 결과를 “첨”과 “거짓”으로 재

8) 이 같은 Heckman의 2단계 추정법이 효율적(efficient) 추정값을 제공하지는 않는다. 이에 따라 완전정보최우추정법을 적용해야 할 필요가 제기된다(Wooldridge, 2001).

9) 즉  $\rho = 0$ 이면 임금함수와 선택함수의 오차항은 서로 상관되어 있지 않으며 따라서 표본선택편의는 발생하지 않는다고 볼 수 있다. 그러나  $\rho \neq 0$ 인 경우 두 식의 오차항들은 서로 상관되어 있고 표본선택편의가 존재한다고 보아야 한다.

분류하는 방법으로 선택변수(selection variable)를 정의하여 추정하는 방법을 사용하였다. 그러나 이 같은 방법에 따른 ‘밀접함’과 ‘밀접 않음’의 구분은 자의적인 한편 이것이 추정 결과에도 영향을 미칠 수 있다.

이 문제점을 해결하기 위해 본 연구에서는 우선 식 (3)에서 이항변수로 정의했던 전공직업일치 선택변수  $m_i$ 를 1에서 4까지의 값을 갖는 다항선택변수(polytomous choice variable)로 가정하였다.<sup>10)</sup> 이 때 식 (3)의 이항선택모형에서와 달리<sup>11)</sup> 순위프라빗(ordered probit)으로 정의된 선택방정식은 Roodman(2009)과 Roodman and Morduch(2009)가 제시한 conditional recursive mixed process technique을 적용하여 추정하였다.

## V. 실증분석 결과

〈표 2〉는 앞서 제시한 식 (1)과 식 (2)에 따른 임금함수 추정 결과이다. 따라서 두 추정 결과는 전공과 직업 간 관련성을 나타내는 변수의 유무로 구분할 수 있다. 우선 대학 졸업생의 임금함수 추정 결과 고등학교 소재지(수도권), 고교 성적, 복수전공 여부, 석·박사 진학 여부, 지난주 근로시간, 사업장 규모, 총 직장 경력, 현 직장 소재지(수도권) 등은 예상과 같이 정(+)의 유의성을 보여주었다. 종사상 지위의 경우도 고용주에 비해 자영자와 임금근로자의 임금 수준이 평균적으로 낮다는 선행연구를 통해 확인된 결과와 일치한다. 전공계열별로는 인문 계열을 기준으로 사회 계열과 공학 계열의 임금 수준이 더 높은 것으로 나타나는 반면 교육 계열과 자연 계열 등은 인문 계열과 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 〈표 1〉의 식 (2)에 따른 추정 결과는 전공과 밀접한 직업에 종사할 경우 임금프리미엄이 존재한다는 것, 다시 말해 전공-직업 일치에 정(+)의 임금효과가 있음을 보여주고 있다. 또한 〈표 1〉의 두 추정 결과는 추정값의 크기나 유의성 면에서 서로 대단히 유사한 결과를 보여주어 그 관계가 안정적임을 알 수 있다. 단 전공에 따른 임금격차는 식 (2)에서 다소 줄어들었는데, 이것은 인문 계열에 비해 유의한 수준에서 임금이 높은 사회 계열과 공학 계열의 전공직업일치 경향이 인문 계열과 다르기 때문이다. 다시 말해 사회 계열과 공학 계열은 전공과 일치하는 직업에 종사하는 경향이 높고, 따라서 전공직업일치 정도가 고려되었을 경우 식 (1)에서 보였던 이들 계열의 임금효과는 줄어들게 되었다.<sup>12)</sup>

10) 관련된 논의는 Maddala(1983)에서 찾을 수 있다.

11) Heckman의 2단계 추정법에서는 선택함수를 이항프라빗으로 추정하게 된다.

12) 사회 계열과 공학 계열의 전공직업일치 비중은 인문 계열에 비해 높고, 동시에 두 계열 각각에서 전공-직업 일치에

〈표 2〉 임금함수 추정 결과

| 구분              | (1)        |        | (2)        |        |
|-----------------|------------|--------|------------|--------|
|                 | 추정치        | 표준오차   | 추정치        | 표준오차   |
| 성별(남=1)         | 0.2244***  | 0.0133 | 0.2242***  | 0.0133 |
| 전공(인문계 기준)      |            |        |            |        |
| 사회 계열           | 0.0693***  | 0.0173 | 0.0596***  | 0.0175 |
| 교육 계열           | 0.0274     | 0.0205 | 0.0190     | 0.0205 |
| 공학 계열           | 0.0506**   | 0.0175 | 0.0413*    | 0.0176 |
| 자연 계열           | -0.0072    | 0.0180 | -0.0113    | 0.0180 |
| 의약 및 예체능 계열     | -0.0156    | 0.0245 | -0.0286    | 0.0247 |
| 고등학교 소재지(수도권=1) | 0.0458***  | 0.0125 | 0.0464***  | 0.0124 |
| 고교 성적(7~9등급 기준) |            |        |            |        |
| 1등급             | 0.0831*    | 0.0323 | 0.0817*    | 0.0322 |
| 2~3등급           | 0.0076     | 0.0306 | 0.0074     | 0.0306 |
| 4~6등급           | -0.0122    | 0.0309 | -0.0101    | 0.0309 |
| 복수전공(예=1)       | 0.0561*    | 0.0247 | 0.0520*    | 0.0247 |
| 입학장학금 수혜(예=1)   | 0.0145     | 0.0130 | 0.0130     | 0.0130 |
| 석사진학(예=1)       | 0.0392***  | 0.0123 | 0.0329***  | 0.0124 |
| 박사진학(예=1)       | 0.1179***  | 0.0214 | 0.1150***  | 0.0213 |
| 지난주 근로시간        | 0.0042***  | 0.0004 | 0.0042***  | 0.0004 |
| 종사상지위(고용주 기준)   |            |        |            |        |
| 자영자             | -0.3844*** | 0.0305 | -0.3827*** | 0.0304 |
| 임금근로자           | -0.6730*** | 0.0305 | -0.6731*** | 0.0304 |
| 근무형태(정규직=1)     | 0.4397***  | 0.0209 | 0.4373***  | 0.0208 |
| 사업장규모(1~19인 기준) |            |        |            |        |
| 20~299인         | 0.1580***  | 0.0169 | 0.1541***  | 0.0169 |
| 300~999인        | 0.2763***  | 0.0206 | 0.2740***  | 0.0205 |
| 1,000인~         | 0.3618***  | 0.0174 | 0.3589***  | 0.0174 |
| 총직장경력(년)        | 0.0246***  | 0.0007 | 0.0244***  | 0.0007 |
| 현직장 소재지(수도권=1)  | 0.0886***  | 0.0115 | 0.0885***  | 0.0115 |
| 전공직업일치(밀접안함 기준) |            |        |            |        |
| 밀접함             | -          | -      | 0.0534***  | 0.0121 |
| Adj. R-squared  |            | 0.518  |            | 0.520  |

주: 1) \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 각각 의미함.

2) 이 밖에 직업 더미가 설명변수로 사용되었으나 지면관계상 제시하지 않음.<sup>13)</sup>

파른 임금프리미엄을 확인할 수 있다.

13) 또 다른 설명변수로 산업 더미를 고려할 수 있다. 그러나 전공과 산업은 서로 관련성이 있고, 이 같은 관련성이 전

〈표 3〉은 앞서 제시한 식 (4)를 확장한 처리효과모형에 따른 추정 결과이다. 따라서 여기에는 두 방정식의 추정 결과가 제시되어 있는데, 좌측항은 표본선택편의를 고려한 임금함수의 추정 결과를, 우측항은 전공-직업 일치 여부를 종속변수로 하는 선택방정식에 대한 결과를 나타낸다.

우선 앞서 논의된 바와 같이 표본 자료에 표본선택편의가 존재하는지 여부에 대한 확인은  $\rho = 0$ 가 성립하는지 여부에 대한 검정으로 가능하다. 즉  $\rho = 0$ 이면 식 (2)와 식 (3)의 오차항은 서로 상관되어 있지 않으므로 표본선택편의가 존재하지 않지만 상관되어 있을 경우 앞서 제시된 표본선택모형을 사용하여 분석하여야 한다. 〈표 3〉에 제시된 바와 같이 분석 결과 상관계수( $\rho$ )는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. 즉 앞서 언급한 표본선택편의가 존재한다.<sup>14)</sup> 이 때 전공직업일치는 복수 전공자와 석·박사 진학자일수록 높아졌고, 종사상 지위에서는 임금 근로자, 근무형태는 비정규직에서 높아졌다. 또 졸업년도에서는 1982년 졸업생에 비해 1992년과 2002년 졸업생에게서 비슷한 수준으로 전공과 직업의 불일치가 목격되며, 경험한 일자리수가 많을수록 전공과 직업은 분리됨을 알 수 있다. 전공 계열에 있어서는 모든 계열에서 인문 계열에 비해 전공과 직업의 일치가 높은 것으로 나타났는데, 〈표 2〉에서 전공에 따른 임금프리미엄을 확인할 수 있었던 공학 계열과 사회 계열을 비교하면 공학 계열에서 더 높게 나타났다.

〈표 3〉 표본선택모형의 추정 결과

| 구분              | 임금함수      |        | 선택함수      |        |
|-----------------|-----------|--------|-----------|--------|
|                 | 추정치       | 표준오차   | 추정치       | 표준오차   |
| 성별(남=1)         | 0.2269*** | 0.0133 | -0.0203   | 0.0478 |
| 전공(인문계 기준)      |           |        |           |        |
| 사회 계열           | 0.0462**  | 0.0179 | 0.3598*** | 0.0608 |
| 교육 계열           | -0.0048   | 0.0216 | 0.5832*** | 0.0806 |
| 공학 계열           | 0.0211    | 0.0185 | 0.5230*** | 0.0635 |
| 자연계             | -0.0183   | 0.0182 | 0.1315*   | 0.0641 |
| 의약및예체능계         | -0.0589*  | 0.0261 | 0.7997*** | 0.0963 |
| 고등학교 소재지(수도권=1) | 0.0475*** | 0.0124 | -         | -      |
| 고교 성적(7~9등급 기준) |           |        |           |        |
| 1등급             | 0.0751*   | 0.0324 | 0.1144    | 0.1185 |
| 2~3등급           | 0.0037    | 0.0307 | 0.0221    | 0.1115 |
| 4~6등급           | -0.0078   | 0.0310 | -0.1084   | 0.1123 |

공직업일치 변수를 통해 확인될 수 있는 만큼 본 연구에서는 고려하지 않았다.

14) 부(-)의 상관계수는 표본선택편의를 무시하면 전공직업일치의 임금효과를 과소하게 평가할 수 있음을 밝혀준다.

|                 |            |                     |            |        |
|-----------------|------------|---------------------|------------|--------|
| 복수전공(예=1)       | 0.0433     | 0.0249              | 0.2494***  | 0.0948 |
| 입학장학금 수혜(예=1)   | 0.0103     | 0.0131              | 0.0898     | 0.0492 |
| 석사전학(예=1)       | 0.0159     | 0.0133              | 0.4645***  | 0.0487 |
| 박사전학(예=1)       | 0.1041***  | 0.0216              | 0.6261***  | 0.1184 |
| 지난주 근로시간        | 0.0042***  | 0.0004              | -          | -      |
| 종사상지위(고용주 기준)   |            |                     |            |        |
| 자영자             | -0.3794*** | 0.0305              | 0.0033     | 0.1009 |
| 임금근로자           | -0.6811*** | 0.0305              | 0.3303***  | 0.0965 |
| 근무형태(정규직=1)     | 0.4344***  | 0.0209              | -0.1682*** | 0.0770 |
| 사업장규모(1~19인 기준) |            |                     |            |        |
| 20~299인         | 0.1517***  | 0.0168              | -          | -      |
| 300~999인        | 0.2720***  | 0.0205              | -          | -      |
| 1,000인~         | 0.3556***  | 0.0174              | -          | -      |
| 총직장경력(년)        | 0.0239***  | 0.0007              | -          | -      |
| 현직장 소재지(수도권=1)  | 0.0865***  | 0.0115              | -          | -      |
| 전공직업일치(밀접안함 기준) |            |                     |            |        |
| 밀접함             | 0.1599***  | 0.0317              | -          | -      |
| 졸업년도(1982년 기준)  |            |                     |            |        |
| 1992년           | -          | -                   | -0.3268*** | 0.0528 |
| 2002년           | -          | -                   | -0.3267*** | 0.0554 |
| 경험한 일자리수        | -          | -                   | -0.0474*** | 0.0126 |
| 희망직장 여부(예=1)    | -          | -                   | 0.9835***  | 0.0382 |
| $\rho$          |            | -0.1827 (0.0505)*** |            |        |
| $\sigma$        |            | -0.9391 (0.0098)*** |            |        |
| Wald 통계량(p-값)   |            | 6,748.82 (0.000)*** |            |        |
| 로그우도값           |            | -5,939.92           |            |        |

주: 1) \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 각각 의미함.

2) 이 밖에 직업 더미가 설명변수로 사용되었으나 지면관계상 제시하지 않음.

3) 선택함수의 종속변수는 전공직업일치 여부이며 일치할 경우 1의 값을 가짐.

이 같은 결과를 보다 명확히 확인하기 위해 식 (4)를 각 전공 계열별로 분석하여 전공직업 일치의 임금효과를 살펴보았다. <표 4>의 결과를 보면 사회 계열, 공학 계열, 자연 계열은 선택편의에 대한 고려 하에서 전공직업일치가 정(+)의 임금효과를 나타내고 있는데, 사회 계열의 전공직업일치변수의 추정값이 0.3046으로 가장 컸다. 유사한 관점에서 공학 계열과 자연 계열에서도 전공직업일치는 임금 수준에 유의한 정(+)의 효과를 가지며, 프리미엄의 크기는 사회 계열에 비해 적으며 공학 계열보다는 자연 계열에서 크게 나타났다.

〈표 4〉 주요 전공별 표본선택모형의 추정 결과

| 구분            | 사회 계열                  | 교육 계열              | 공학 계열                 | 자연 계열                  |
|---------------|------------------------|--------------------|-----------------------|------------------------|
| 전공직업일치(밀접함=1) | 0.3046***<br>(0.0733)  | 0.0109<br>(0.0621) | 0.1447***<br>(0.0518) | 0.2250***<br>(0.0673)  |
| $\rho$        | -0.3472<br>(0.1232)*** | 0.0681<br>(0.0868) | 0.1784<br>(0.0892)**  | -0.3120<br>(0.1149)*** |

주: 1) ( ) 안의 수치는 표준오차임.

2) \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 각각 의미함.

3) 분석에는 〈표 3〉과 동일한 설명변수가 사용되었으며 전공직업일치 변수를 제외하면 지면관계상 제시하지 않음.

앞선 분석 모형의 확장에서 언급한 다항선택변수에 대한 추정 결과는 〈표 5〉에 제시되어 있다. 〈표 5〉는 앞선 〈표 4〉에 제시된 4개의 전공 계열, 즉 사회 계열, 교육 계열, 공학 계열, 자연 계열에 대해 전공직업일치의 정도를 “밀접(1)”과 “밀접 않음(0)”이라는 이항변수가 아닌 「교육-노동시장 생애경로조사(한국직업능력개발원, 2009)」가 제공하는 원래의 다항선택변수로 추정한 결과이다. 추정 결과 선택편의의 유무는 〈표 4〉에서와 같이 교육 계열을 제외한 세 전공 계열에서만 확인되었고, 전공과 일치하는 직무에 종사할 경우 임금프리미엄이 존재하는 것으로 나타난 가운데, 전공일치도가 커질수록 임금프리미엄도 체증함을 볼 수 있다. 또한 전체 표본을 대상으로 한 경우 전공직업일치효과를 추정한 계수값은 0.0602에서 0.2222로 〈표 3〉의 0.1599가 이 구간에 포함되며, 〈표 4〉와 〈표 5〉의 추정 결과를 비교하더라도 이항

〈표 5〉 다항선택변수로서 전공직업일치에 대한 임금효과 추정 결과

| 전공직업일치<br>(전혀 밀접 안함 기준) | 전체                     | 사회 계열                 | 교육 계열               | 공학 계열                 | 자연 계열                  |
|-------------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|------------------------|
| 별로 밀접 안함                | 0.0602***<br>(0.0217)  | 0.0996**<br>(0.0447)  | -0.0984<br>(0.0694) | 0.0832*<br>(0.0432)   | 0.0837*<br>(0.0490)    |
| 다소 밀접                   | 0.1300***<br>(0.0258)  | 0.2221***<br>(0.0643) | -0.0527<br>(0.0686) | 0.1654***<br>(0.0532) | 0.1888***<br>(0.0586)  |
| 매우 밀접                   | 0.2222***<br>(0.0396)  | 0.4014***<br>(0.9981) | -0.0620<br>(0.0862) | 0.2855***<br>(0.0833) | 0.2729***<br>(0.0916)  |
| $\rho$                  | -0.1559<br>(0.0378)*** | -0.2074<br>(0.0886)** | 0.0419<br>(0.0797)  | 0.2436<br>(0.0893)*** | -0.2607<br>(0.0979)*** |

주: 1) ( ) 안의 수치는 표준오차임.

2) \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 수준에서 유의함을 각각 의미함.

3) 분석에는 〈표 3〉과 동일한 설명변수가 사용되었으며 전공직업일치 변수를 제외하면 지면관계상 제시하지 않음.

변수일 때 “밀접효과”의 크기는 “매우 밀접”보다 작지만 “별로 밀접 안함”보다는 큰 값을 가져 이들 추정 결과가 회귀분석모형의 차이에도 불구하고 일관됨을 확인할 수 있다. 또 이 같은 관계는 전공직업일치의 임금효과가 확인된 세 전공 계열에서 모두 확인할 수 있었다.

## VI. 결 론

본 연구는 노동시장의 대표적 성과지표로서 임금에 대한 전공과 직업 일치의 효과를 분석한 것이다. 특히 최근 많이 제기된 숙련 불일치 문제의 핵심으로 전공-직업 일치를 살펴보았다. 또 임금함수의 추정에 있어 자주 제기되어 왔던 계량경제학적 문제로서 표본선택편의 (sample selection bias) 문제를 분석 과정에 명시적으로 반영하였다. 추정 결과, 전공직업일치 취업자에게서 정(+)의 임금효과를 확인할 수 있었고, 표본선택편의를 고려하더라도 이 같은 임금효과는 여전히 강하게 확인할 수 있었다. 그리고 이 같은 점은 전공-직업 일치 여부를 다항선택변수로 설정하고 추정한 결과를 통해서도 확인할 수 있었으며, 추정값 역시 이항변수를 바탕으로 추정한 값과 비교해 대단히 일관성이 있게 나타났다.

또한 분석 과정을 통해 전공-직업 일치의 효과는 전공 계열에 따라 차이가 크고, 특히 해당 전공 계열이 평균적으로 높은 임금을 제공하고 있는지 혹은 그렇지 못한 직업군과 연관성이 높은 특징을 보이는지에 따라 일치 선택에 따른 임금효과 혹은 표본선택에 따른 편의의 양상도 차이가 있었다. 전공 계열별 분석을 통해 사회 계열, 공학 계열, 자연 계열의 경우 다른 조건이 동일하다면 전공과 직업이 일치할 경우 상대적으로 높은 임금을 누린 동시에 공학 계열에서는 표본선택편의를 명시적으로 고려하지 않을 경우 전공직업일치 선택의 임금효과를 과대추정할 수 있음을, 반대로 사회 계열과 자연 계열의 경우 과소추정됨을 확인할 수 있었다. 또 통상적인 Heckman의 표본선택모형으로 접근하기 어려웠던 순위다항선택변수의 문제는 Roodman(2009)가 제시한 추정모형을 적용하여 추정에 반영하였다. 그 결과 이항선택변수에 기반한 추정 결과와 대단히 일관된 결과를 확인할 수 있었으며, 전공과 직업이 더욱 밀접할수록 임금효과가 유의하게 높아져 본 연구의 가설과 일치된 결과를 얻었다. 또한 본격적인 분석은 아니었지만 1982년, 1992년, 2002년에 대한 비교를 통해 전공과 직업의 일치 정도가 1982년과 비교해 1992년에 급격히 낮아졌다는 점도 확인할 수 있었다.

서론에서 제기한 바와 같이 숙련 불일치 혹은 교육과 직업의 불일치 문제는 이공계 기피 문제가 사회적 쟁점이 되었던 2000년대 초·중반에 활발하였으나 최근에는 다소 침체된 양상이다. 또 최근 더욱 심화되고 있는 고학력자의 실업 문제로 인해 학력 과잉 문제에 보다 많은

관심이 쏠리고 있다. 그러나 학력 과잉의 문제가 고등교육 규모나 양적 과잉의 문제에 (구조 조정이나 정원 감축 같은 결론을 통해) 보다 효과적으로 답한다고 한다면 숙련 불일치는 고등 교육투자의 효과성에 대해서는 물론 고등교육의 내용이나 수요-공급 불균형의 질적 격차 그리고 보다 효과적인 숙련축적의 방향 등에 대해 전자에 못지않은 중요한 함의를 제공한다는 측면에서 연구의 가치는 대단히 높다고 하겠다. 그리고 전공과 직업의 일치 정도가 1992년에 급격히 낮아졌고, 1992년과 2002년 사이에는 큰 차이가 없다는 점에서 이 같은 현상이 IMF 외환위기 이후 대두되었을 것이라는 추측과 벗어났고, 이 같은 숙련 불일치의 문제가 예상보다 오래 전부터 진행되어 온 현상이었다는 점에서 수급 불일치의 양적 측면과 질적 측면에 대한 보다 심층적인 연구가 요구된다고 하겠다.

## 참고 문헌

- 김안국 (2006), “이공계 대졸 청년층의 직장이동과 전공직종일치 분석”, 「노동경제논집」, 29(1):153-184.
- 박재민·엄미정·김윤영 (2010), “전공-직업 일치의 장기적 노동시장 성과에 관한 연구”, 「직업 능력개발연구」, 13(2):1-20.
- 전재식·민주홍·변종석 (2009), 「교육과 노동시장 연계와 성과(I): 교육-노동시장 생애경로조사 결과보고서」, 서울: 한국직업능력개발원.
- 전재식·박재민 (2006), “이공계 인력의 임금함수”, 「직업능력개발연구」, 9(2):63-87.
- 전재식·백성준·김안국·김미란·민주홍·신동균·박재민·변종석 (2009), 「교육과 노동시장 연계와 성과[II]」, 서울: 한국직업능력개발원.
- 채창균·김안국·최지희·옥준필·오호영 (2005), 「청년층의 노동시장 이행과 인적자원개발(I)」, 서울: 한국직업능력개발원.
- Allen, Jim and Egbert De Weert (2007), “What do Educational Mismatches Tell us about Skills Mismatches? A Cross-country Analysis”, *European Journal of Education*, 42(1):59-73.
- Bender, Keith. A. and John S. Heywood (2006), “Educational Mismatch among Ph.D.s: Determinants and Consequences”, National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 12693, Cambridge: National Bureau of Economic Research.

- Büchel, Felix (2001), "Overqualification: Reasons, Measurement Issues and Typological Affinity to Unemployment", in Pascaline Desy and Manfred Tessaring (eds.), *Training in Europe: Second Report on Vocational Training Research in Europe 2000: Background Report*, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 453-560.
- Di Pietro, GIORGIO and Peter Urwin (2003), "Education and Skills Mismatch in the Italian Graduate Labour Market", London: University of Westminster, Mimeo.
- Greene, William H. (2000), *Econometric Methods*, New Jersey: Prentice-Hall.
- Heckman, James J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47(1):153-161.
- Iimi, Atsushi (2004), "(Anti-)Competitive Effect of Joint Bidding: Evidence from ODA Procurement Auctions", *Journal of Japanese International Economies*, 18(3):416-439.
- Maddala, Gangadharrao S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- McFadden, Daniel L. (1984), "Econometric Analysis of Qualitative Response Models", in Zvi Griliches and Michael D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Elsevier, 1395-1457.
- Mincer, Jacob A. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Robst, John (2007). "Education and Job Match: The Relatedness of College Major and Work", *Economics of Education Review*, 26(4):397-407.
- Roodman, David (2009). "Estimating Fully Observed Recursive Mixed-process Models with cmp", Working Paper 168, Washington, DC: Center for Global Development.
- Roodman, David and Jonathan Morduch (2009), "The Impact of Microcredit on the Poor in Bangladesh: Revisiting the Evidence", Working Paper Number 174, Washington, DC: Center for Global Development.
- Van de Werfhorst, Herman G. (2002), "Fields of Study, Acquired Skills and the Wage Benefit from a Matching Job", *Acta Sociologica*, 45(4):287-230.
- Walters, David (2004), "The Relationship Between Postsecondary Education and Skill: Comparing Credentialism with Human Capital Theory", *The Canadian Journal of Higher Education*, 34(2):97-124.

Woldridge, Jeffrey M.(2001), *Economic Analysis of Cross Section and Panel Data*,  
Cambridge: The MIT Press.

박재민

미 오하이오주립대학교에서 경제학 박사학위를 취득하고 현재 건국대학교 경영대학 기술경영학과 교수로  
재직 중이다. 관심분야는 지식경영, 인적자본개발, 기술혁신성과분석 등이다.