

## 대학졸업자의 전공계열별 직업노동시장 성과: 이공계 위기의 노동시장 원인론을 중심으로\*

김창환\*\*, 김형석\*\*\*

본 연구는 이공계 전공자들의 노동시장 성과, 특히 사회적 위신이 타 전공자들에 비해 낮다는 논의에 대한 경험적 검증이다. 대학졸업자의 전공계열에 따라 고용 확률, 고위직, '좋은 직업' 획득 확률이 차이가 있는지를 2000년 인구주택총조사의 2% 표본을 이용하여 분석하였다. 표본 선택편향을 수정한 2단계 프로빗 모형 분석 결과, 이학계와 공학계열 전공자가 인문사회계열 전공자에 비해 고용, 고위직, '좋은 직업' 획득 확률이 유의하게 낮다는 증거는 발견되지 않았다. 하지만 공학계 전공자의 경우 노동생애 초기에는 인문사회계 전공자에 비해 유의하게 높은 '좋은 직업' 획득 확률을 가지지만, 연령 증가와 더불어 이러한 이점이 빠르게 사라져 40대 이후로는 인문사회계보다 '좋은 직업' 획득 확률이 낮다. 이는 공학계에서는 현장 경험에 의한 인적 자본의 축적률이 낮고, 대학에서 습득한 기술이 급격히 노화되기 때문일 가능성을 시사한다.

**핵심단어:** 대학전공, 이공계, 고용, 직업, 노동생애

### I. 서론

고교 졸업자의 이공계 지원을 감소 및 이공계 지원자의 수능 성적 하락을 '이공계의 위기'로 보고, 이를 해소하기 위한 사회적, 정책적 대책 마련을 요구하는 목소리가 높다. 대학 지원자 중 이공계열 응시자의 비율이 1997년에 41.7%였으나 2003년에는 32.4%까지 떨어졌다. 이공계열 지원자의 수험능력시험 백분위도 동기간 동안에 하락하였다(장수명, 2005). 이공계 교수의 87%가 우

\* 본 논문의 초고는 2006년 한국인구학회 전기학술대회에서 발표되었다. 건설적인 비평을 해주신 최진호 교수님과 정기원 교수님, <한국인구학>의 익명의 논평자 분들께 감사드린다. 분석 방법론에 대한 Arthur Sakamoto 교수님의 조언에도 감사드린다. 텍사스대 인구연구센터와 미네소타대 인구센터의 연구시설과 통계분석 지원이 연구에 큰 도움이 되었다.

\*\* 교신저자. 미네소타 인구센터 박사후 연구원

\*\*\* 통계청 사무관, 텍사스주립대 인구연구센터 객원연구원

리나라는 이공계 위기에 직면해 있다고 생각하고 있고(2005년 한국고등기술원 설문조사), 2005년 9월에는 국회 ‘사이언텍포럼’ 주최로 “이공계 위기극복을 위한 전국교수 대토론회”가 열리기도 하였다. 하지만 사회적 분위기와 달리 이공계 위기의 내용과 그 해소방안에 대한 학술적 연구는 많지 않다.

일반적으로 대학 전공 선택 요인은 학위 취득 후 예상되는 노동시장에서의 금전적 보상과 자기 만족, 사회적 지위라는 비금전적 요인이 동시에 작용하는 것으로 알려져 있다(Freeman, 1975; Berger, 1988). 또한 전공 결정 이전의 개인적 흥미, 과목별 노출과 성취 정도도 전공 선택에 영향을 끼친다(Malgwi, Howe and Burnaby, 2005). 예를 들어 수학과 과학 과목을 많이 수강하고 높은 성적을 올린 학생은 이공계를 전공으로 선택할 확률이 그렇지 않은 학생보다 높다(Moreno and Muller, 1999). 그런데 이러한 요인의 작용 정도는 균질적이지 않고 가족 배경이나 성별 기대역할 등에 따라 분절적이다(예를 들어, Levine and Jimmerman, 1995; Malgwi et al., 2005 등). 즉, 경제적 요인(노동시장에서의 기대성과), 심리적 요인(개인적 관심, 성향 등)과 사회적 요인(가족 배경, 성별 기대 역할 등)이 개인의 전공 선택에 복합적으로 작용한다.

우리나라에서는 최근에 발생한 대학진학자의 이공계 저하 원인을 여러 가지 전공 선택 결정 요인 중 노동시장에서의 이공계 출신의 낮은 성취도에서 주로 찾는 경향이 있다. 김은환(2002)은 이공계 위기를 흡입(Pull)요인과 배출(Push)요인으로 나누고, 흡입요인으로 이공계 출신의 ‘상대적 소득과 사회적 지위가 하락하는 가운데 고용불안’까지 겹친 것을 꼽는다. 허식·임진우(2005) 역시 이공계 출신의 생산성에 비해 보상수준이 인문사회계열 보다 낮은 것을 이공계 기피 심화 현상의 원인으로 꼽았다.

노동시장에서의 성과는 임금으로 주로 측정될 수 있는 금전적 보상과 사회적 위신이 높은 직업을 차지함으로써 받는 비금전적 보상, 고용 안정성 등으로 나눌 수 있다. 고위 공무원 중 이공계 출신이 차지하는 비율이 낮다는 문제 제기는 이공계 출신이 차지하는 직업의 사회적 위신이 낮다는 주장이다. 금전적 보상인 전공에 따른 임금은 경제학자들에 의해 일부 연구가 시도되었으나, 사회적 위신에 대한 연구는 이루어진 바가 없는 듯하다. 특히 이공계의 고위직 진출율이 낮다는 주장은 임금에 대한 경제학자의 연구만으로는 검증될 수 없다. 고위직 진출은 노동생애의 후반기에 이루어진다는 점을 미루어볼 때, 이공계 출신의 노동시장 성과에 대한 노동생애사적 관점에서의 연구가 필요하다. 본 연구는 2000년도 인구주택총조사의 2% 표본 자료를 이용하여 이공계 전공 출신자들이 노동시장에서 타 전공 출신자에 비해 낮은 성과를 보이고 있는지, 노동생애에 따라 성

과의 차이가 있는지 실증적으로 검증하고자 한다.

## II. 이론적 배경

선행연구는 노동시장에서 해당 전공 분야 출신자들의 성과에 대한 정보가 다음 세대의 전공 분야 결정에 영향을 끼치는 것으로 일관되게 보고하여 왔다. 피오리토·다우펜백(Fiorito and Dauffenback, 1982)과 세블라·로페스(Cebula and Lopes, 1982)의 연구에 따르면 졸업 후 해당 전공의(최초 직업에서의) 기대 임금과 그 전공을 선택할 확률 간에 긍정적 상관관계가 있다. 각각의 세부 전공을 이용한 사례 연구에서도 비슷한 결론이 보고된다. 예를 들면 물리학 전공 학생 수의 증감과 물리학 전공자의 봉급 사이에는 강한 상관관계가 존재한다(Freeman, 1975). 의사들 사이에서도 특정 전공의 기대 임금이 높을수록 해당 전공 분야를 택할 확률은 올라간다(Kiker and Zeh, 1998). 즉, 노동시장에서 해당 전공 분야 출신자의 임금이 높을수록 그 전공의 지원자 수는 높아지는 경향이 있다.

노동시장의 성과에 대한 여러 정보 중 어떤 정보가 전공 결정과 더 밀접한 관련이 있는지에 대해서는 논란이 있다. 버거(Berger, 1988)는 피오리토(Fiorito, 1981)와는 달리 졸업 후 최초 임금보다는 졸업 후 상당 기간 동안 (그의 연구에서는 졸업 후 12년) 기대되는 총수입이 해당 전공 결정에 더 중요하게 작용하고, 최초 직업의 임금이 전공 결정에 끼치는 영향은 미미하다고 보고하였다. 피오리토의 주장에 따른다면 이공계 전공자의 졸업 직후 취업 상황에 주목할 필요가 있고, 버거의 주장에 따른다면 이공계 전공자의 30대 후반에서 40대 초반 사이의 노동 시장 상황을 점검할 필요가 있다.

해당 대학 전공의 노동시장 성과만이 지원자의 전공 결정에 영향을 끼치는 것은 아니다. 타 전공의 노동시장 성과는 해당 전공의 지원율과 부정적 상관을 갖는다(Freeman, 1975; Kiker and Zeh, 1998 등). 따라서 의약계나 사범계 출신의 안정된 고용과 높은 수입은 이공계 지원을 저해하는 원인이 될 수 있다. 뿐만 아니라 해당 전공의 공급이 많아져 그 전공의 희소가치가 (수요와 공급의 법칙에 의해서) 떨어지면 그 전공의 지원자 수도 줄어든다.

노동시장 정보가 전공 결정에 영향을 끼치는 정도는 성별에 따라 달라진다. 여성은 노동시장 외적 요인에 크게 영향을 받는 반면, 남성은 노동시장 정보에

매우 민감하게 반응한다(Hearn and Olzak, 1981; Davies and Guppy, 1997; Malgwi et al., 2005 등). 여성은 노동시장 전망보다도 본인의 소질을 더 많이 고려하지만, 남성은 노동시장에서의 고용, 임금, 승진 전망에 더 크게 영향을 받는다(Malgwi et al., 2005). 남성과 여성의 대학 전공 격차가 대학 졸업 후 관찰되는 남녀 간 임금불평등의 1/3까지 설명한다는 보고도 있다(Daymont and Andrisani, 1984). 이러한 연구 결과는 전공 선택에 대한 노동 시장의 영향을 연구함에 있어 성별 특수성을 감안한 차별적 접근이 필요함을 시사한다. 이상의 논의를 볼 때, 이공계 지원자 감소의 원인을 노동시장에서 찾는 것은 타당한 논리적 귀결로 보이며, 이공계 출신이 실제로 노동시장에서 타 전공에 비해 상대적으로 낮은 성취를 거두고 있는지 확인할 필요가 있다.

미국의 경우 높은 수요에 비해 부족한 이공계 인력 공급, 이공계 출신의 높은 생산성 등의 이유로 공학계 출신이 의약계를 제외한 타 전공자보다 높은 임금을 받는 것으로 알려져 있다(Grogger and Eide, 1995; Behrman, Kletzer, McPherson and Schapiro, 1998; Roksa, 2005). 우리나라는 이공계 출신이 미국 처럼 더 많은 임금을 받고 있지는 않지만 인문사회계 출신에 비해 낮은 임금을 받고 있다는 증거도 발견되지 않는다(최영섭, 2003; 이병희, 2005; 장수명, 2005). 일반적 인식과 다른 이러한 발견은 방법론을 달리해도 변함이 없다. 회귀 분석 기법을 적용한 류재우(2005), 요소분해 방법으로 전공 간 격차의 원인을 분석한 허식·임진우(2005), 자기선택편향을 수정한 2단계 모델로 분석한 최영섭(2003), 장수명(2005) 등과 같은 대부분의 연구에서 이공계 전공자가 인문사회계 전공자에 비해 낮은 임금을 받고 있다는 귀무가설을 채택할 수 없었다.

이공계 출신이 (그들의 인적자본 축적 노력으로 달성한) 상대적으로 높은 생산성에도 불구하고 합당한 대우를 못 받고 있는지 알아보기 위해 이병희(2005)는 대학 학과별 평균 입학성적을 통제한 후의 전공별 임금 효과를 분석하였다. 그의 분석에 따르면 이학계 출신의 임금은 인문계와 차이를 보이지 않았으나, 공학계는 인문계보다 더 많은 임금을 받는 것으로 나타나 전공 차별보다는 전공에 따른 프리미엄을 누리는 것으로 보인다. 기존의 연구를 볼 때, 이공계 출신이 임금의 측면에서 노동시장에서 낮은 성과를 올리고 있다는 증거는 희박하다.

- 1) 전공 선택에 영향을 끼치는 노동시장 외적 요인으로 개인의 관심과 정체성 등이 중요하다는 연구도 있다(Hearn and Olzak, 1981; Lee, 1998, 2002 등). 예를 들어 고등학교와 대학 신입생 때 미적분 등 수학 교육에 더 많이 노출될수록 이공계를 전공할 확률이 높다(Dick and Rallis, 1991; Moreno and Muller, 1999). 특히 수학 교육이 이공계 선택 경향을 높이는 효과는 여성에게서 크다(Levine and Jimmerman, 1995). 이러한 연구 결과는 이공계 지원자를 높이기 위해서는 노동시장 대책뿐만 아니라 고교 교육에서 수학 교육을 강화하고, 여성의 경우 이공계 분야에서의 소질에 대한 자기 확신을 가지도록 지도하는 것이 필요함을 시사한다.

고용 확률에서도 이공계 출신이 인문사회계 출신에 비해 취업이 어렵다거나 노동시장에서 빨리 퇴출된다는 기존 연구를 찾아보기 어렵다(류재우, 2005; 이병희, 2005). 이병희(2005)는 통계청이 2004년 5월에 조사한 ‘경제활동인구 청년층 부가조사’를 이용하여, 첫 일자리의 질(임시고나 일고가 아닌 상용고에 고용될 확률)에 대한 대학 전공의 영향력을 연구하였으나, 이공계 출신이 인문사회계 출신에 비해 일자리의 질이 낫다는 경험적 증거를 찾지 못하였다.

허식·임진우(2005)와 장수명(2005)은 타 전공에 비해 이공계 출신의 경력 증가에 따른 임금 상승폭이 유의미하게 낮은 것으로 보고한다. 그 이유가 이공계 출신이 종사하는 직업의 특성상 경력을 통해 쌓는 인적 자본이 적기 때문인지, 고용 단계에서는 없던 이공계 차별이 경력 보상에서 나타나는지는 이들의 연구에서 드러나지 않는다. 이들의 연구 결과는 연령에 따른 이공계 출신의 노동시장 성과에 대한 보다 심도 깊은 연구가 필요함을 제기한다. 타전공자와 비교해 노동시장 진입 초기의 이공계 출신의 성과는 높으나 노동생애 중후반기에는 뒤쳐질 가능성이 있다.

앞서 소개한 버거와 피오르토 논쟁의 쟁점도 노동생애 중 어떤 시점의 성과가 다음 세대의 해당 전공 선택에 더 큰 영향을 주는 가이다. 만약 이공계 출신의 노동시장에서의 상대적 성과가 노동생애 중후반기에 하락하고, 이 시점의 성과가 다음 세대의 전공 선택에 주로 영향을 끼친다면, 이공계 선택을 촉진하기 위한 대책은 노동생애 중후반기의 이공계 전공자의 성과 하락 원인에 대한 연구와 대응 정책 개발에 초점이 맞춰져야 한다.

고용과 임금 측면에서 이공계 출신이 인문사회계에 비해 열등한 노동시장 성과를 올리고 있지 않다면, 이공계 위기의 원인은 이공계 출신의 사회적 위신에서 찾아진다. 직업별 사회적 위신(또는 명망)에 대한 연구는 사회학에서 활발하게 이루어져 왔다. 하우트(Hout, 2003)는 직업위계의 전세계적 유사성이 사회학에서 발견한 유일한 ‘법칙’이라고 칭하기도 하였다. 나카오·트리아스(Nakao and Treas, 1994)의 명망지수(Prestige Score)에 따르면 의사와 치의사의 명망지수는 각각 97점과 96점으로 조사 대상 직업 중 가장 높고, 공학계 전문가인 항공공학자와 화공전문가가 93점, 이학계 전문가인 수학자가 92점으로 그 뒤를 잇고 있다. 이공계의 사회적 위신이 낮다는 주장은 이공계 전공자가 노동시장에서 차지하는 직업의 명망지수가 타전공자들에 비해 유의하게 낮다는 가설로 조작화할 수 있다.

이공계의 사회적 위신이 낮다는 주장의 다른 측면은 이공계의 고위직 진출률이 타 전공에 비해 떨어진다는 점이다. 직업별 명망지수는 전문 직종이 높은 점

수를 받는 경향이 있다. 이공계 출신은 그 전문성으로 인해 명망지수가 높은 직업을 구할 수는 있지만, 전문적이 아닌 고위 관리직으로의 진출기회는 봉쇄되었을 수도 있다. 본 연구에서는 고위 관리직 진출 확률과 위계가 높은 직업으로의 진출 확률 양 측면에서 이공계 전공자가 타 전공에 비해 떨어지는지 경험적으로 탐구하고자 한다. 본 연구의 가설은 다음과 같다.

<가설 1> 다른 조건이 같다면 이공계 출신의 취업 확률은 타 전공자에 비해 유의하게 낮을 것이고, 이러한 불이익은 전연령층에서 관찰될 것이다.

<가설 2> 이공계 출신은 타 전공자, 특히 인문사회계열 전공자에 비해 고위직에 진출할 확률이 낮을 것이고, 이러한 불이익은 중장년층에서 더욱 명확하게 관찰될 것이다.

<가설 3> 설사 취업 확률에서 차이를 보이지 않더라도 이공계 출신은 타 전공자에 비해 사회적 위신이 높은 직업을 구할 확률이 낮을 것이고, 이러한 불이익은 전연령층에서 관찰되거나 연령이 높아질수록 더 악화될 것이다.

### III. 연구방법

#### 1. 자료

본 연구에서는 2000년 인구주택총조사의 2% 표본 자료를 이용한다. 이 조사는 그 이전의 조사와 달리 대학 수료 이상 학력자의 전공영역에 대한 질문을 삽입하였고, 취업, 직업에 대한 변수를 포함하고 있어 대학 전공에 따른 노동시장 성과를 연구하는데 적합하다. 또한 인구주택총조사 표본자료는 전수조사로부터 무작위 추출하였기에 표집프레임에서의 누락에 의한 비표집오차의 가능성이 낮고, 표본크기가 커 표집오차에 의한 오류의 가능성도 상대적으로 낮다.

본 연구는 대학 전공에 따른 노동시장 성과이므로 조사 대상을 4년제 대학 졸업 이상, 즉 학사 학위 소유자 이상의 학력자로 한정하였다. 연령은 25세 이상 64세 이하로 제한하였고, 노동시장 외적 요인을 최소한으로 통제하기 위하여 조사 대상을 남자로 제한하였다. 앞서 논의하였듯 남성은 여성보다 노동시장 상황 변동에 따라 전공 선택을 달리하는 탄력성이 높으므로 남성의 전공별 노동시장

성과를 살펴보는 것이 정책 수립과 더 밀접한 관련성을 가질 수 있다<sup>2)</sup>. 최종적으로 분석에 사용된 표본수는 56,896명이다.

## 2. 종속변수

본 연구에 사용된 종속변수는 취업 여부, 고위직 획득 여부, ‘좋은 직업’ 획득 여부이다. 이 중 사회적 위신과 직접적으로 관련된 변수는 고위직과 ‘좋은 직업’ 획득 여부이다. 세 가지 변수 모두 0과 1의 값을 가지는 가변수(dummy)이다.

본 연구에서 취업자(취업 변수)는 소득이 있는 임금노동자나 자영업자를 의미하며, 무급 가족 종사자를 제외하였다. 일반적으로 ILO 등 국제기구와 정부 공식 통계에서 무급 가족 종사자를 포함하여 취업자를 규정하지만 무급 가족 종사자를 배제하는 것이 대졸자의 취업난과 관련된 보다 현실적인 논의를 반영한다고 판단되기 때문이다. 이러한 규정은 류재우(2005)의 연구와 동일하다. 고위직(고위직 변수)은 인구주택총조사의 세부 직업 분류 중 의회의원 및 고위임원, 행정 및 경영관리자로 정의한다. 이는 직업대분류의 ‘의회의원, 고위임직원 및 관리자’에서 일반관리자를 제외한 것이다.

사회적 위신을 측정하는 변수로 고위직에 더하여 ‘좋은 직업’을 사용하였다. ‘좋은 직업’은 직업세분류별로 대학졸업 이상의 학력자가 전체 취업자의 평균보다 1 표준편차 이상 위신이 높은 쪽으로 위치한 직업으로 조작적으로 정의하였다. 전체 취업자 중 대학졸업 학력자의 비율이 31.0%고, 표준편차가 23.9%이므로, 취업자 중 54.9% 이상이 대졸 이상의 학력을 가진 직업을 ‘좋은 직업’으로 분류하였다.

이러한 조작적 정의는 교육과 소득에 따라 직업의 위계와 명망을 측정하는 사회학 연구의 전통에 따른 것이다(예. Blau and Duncan, 1967; Featherman and Hauser, 1976). 본 연구의 조작적 정의에서 자료의 한계로 인하여 직업 위계 산정에 소득 자료가 반영되지 않았다. 이 때문에 본 연구에서는 직업 위계를 연속변수로 사용하지 않고, ‘좋은 직업’과 그렇지 않은 직업으로 양분하는 이항 변수로만 한정하여 사용하였다. 비록 직업별 소득 자료가 반영되지 않았지만 하

2) 여성은 결혼, 출산, 육아 등 생애사적 요인과 남편 직업 등과 같은 가족배경 요인이 노동시장 참여에 끼치는 영향이 크고, 전공별 노동시장 성취도가 남성과 다를 수가 있어 본 연구에서는 제외하였다. 여성의 경우 노동시장 참여의 선택에 끼치는 요인과 선택편향을 수정한 후에 노동시장 성취에 끼치는 요인이 종합적으로 연구되어야 한다. 록사(Roksa, 2005)의 연구에 따르면 여성의 직업 성취도 연구에서 공공부분과 민간부분의 구분도 필요하다.

우저·워렌(Hauser and Warren, 1997)의 연구에 따르면 교육만으로 직업 위계를 측정하는 것이 직업 위계를 더 정확히 반영할 수도 있다고 보고하기도 한다.

### 3. 독립변수

대학 전공은 최종 학력의 전공을 인문계, 사회계, 이학계, 공학계, 의약계, 사범계, 기타 전공으로 구분하였다. 기타 전공은 농축수산, 예체능, 가정학을 포함한다. 장수명(2005)을 제외한 대부분의 선행 연구가 표본수의 한계로 인하여 이학계와 공학계를 합쳐서 이공계 전체의 효과를 보았지만, 인구주택총조사는 대규모 표본을 제공하므로 본 연구에서는 이학계와 공학계를 구분하여 그 효과를 각각 측정하였다. 다변량 분석에서 준거집단은 인문계를 사용하여 다른 전공의 상대적 효과를 6개 가변수로 측정하였다. 장수명(2005) 등은 이공계를 인문사회계 뿐만 아니라 의약계를 비교하지만, 일반적으로 사회적 위신과 관련해서는 인문사회계를 중심에 놓고 논의하는 경향이 있으므로 의약계를 참고그룹으로 설정하지 않았다.

통계 모형에서 연령을 통제하였고, 연령에 따른 노동시장 성과의 비선형성을 통제하기 위하여 연령의 지승도 통제하였다. 석사와 박사과정 이상 학력자도 가변수로 통제하였다. 결혼 여부가 노동시장 참여 결정과 그 이후의 성과에 유의한 영향을 끼치므로 이 역시 통제하였다. 최영섭(2003)의 경우 산업도 통제하였지만 전공별로 종사 산업의 종류가 달라지는 점을 감안할 때 (전공의 직업효과와 산업효과가 겹치므로), 산업을 통제하면 전공 효과를 과소 추정할 가능성이 높다. 실제로 최영섭의 연구에서 산업 변수 통제 이전의 모델에서는 전공에 따른 소득 효과가 유의미하지만, 산업을 통제한 모델에서는 전공이 소득에 끼치는 영향이 거의 발견되지 않는다. 따라서 본 연구에서는 산업을 통제하지 않았다.

허식·임진우(2005)와 장수명(2005)은 이공계 출신이 노동경험 축적에 의한 임금의 추가 보상이 다른 전공에 비해 낮다고 분석하였다. 동일한 효과가 사회적 위신의 측면에서도 관찰되는지 확인하기 위하여 대학 전공과 연령의 상호 작용항을 추가한 모델을 별도로 측정하였다.

### 4. 분석틀

대학 전공별 취업확률, 고위직 획득 확률, ‘좋은 직업’ 획득 확률, 고급주택 소유 확률의 순효과를 측정하기 위해 본 연구에서는 프로빗 모형을 사용한다. 잘 알려져 있듯 프로빗 모형의 종속변수는 표준 누적분포함수의 역수이다. 공식



(1)은 본 연구에서 사용된 프로빗 모형을 보여준다.

$$Y_{1i}^* = M_i\beta + X_i\gamma + \epsilon_i \quad (1)$$

공식(1)에서  $Y_{1i}$ 는 종속변수(예를 들면 취업확률의 프로빗)이고,  $M$ 은 전공별 더미변수의 행렬,  $\beta$ 는 전공별 효과의 모수 벡터이다.  $X$ 는 대학 전공 외 나머지 설명변수의 행렬이고,  $\gamma$ 는 설명변수의 모수 벡터이다. 이 모형에서  $\epsilon$ 는 설명변수인  $M$ ,  $X$ 와 독립적이고, 평균을 0, 표준편차를 1로 가정한다. 이 가정이 위배 될 시에는 모수추정치인  $\hat{\beta}$ 와  $\hat{\gamma}$ 가 더 이상 불편추정량이 아니며 점근적 일치추정량도 아니게 된다(Winship and Mare, 1992).

취업은 표본대상이 경제활동인구에 속해 있을 경우에만 관찰 가능하고, 사회적으로 위신이 있는 직업의 획득은 취업자에 한해서 관찰 가능하다. 취업과 경제활동인구에 속하는 것은 전공과 무관하게 무작위로 이루어지기 보다는 전공별 노동시장 전망에 따른 자기선택편향을 가질 가능성이 높다. 즉, 취업은 경제활동인구에 속할 확률의 조건부 함수이고, 사회적 선호직업 획득확률의 관측치는 취업자가 될 확률의 조건부 함수이다. 따라서 공식(1)은 공식(2)로 수정된다. 이하의 논의는 설명의 편의를 위하여 취업 확률 모형을 기준으로 살펴보도록 한다.

$$Y_{1i} = Y_{1i}^* \text{ if } Y_{2i}^* > 0, \text{ otherwise } Y_{1i} = 0 \quad (2)$$

공식 (2)에서  $Y_{2i}^*$ 는 경제활동인구에 속할 확률의 프로빗이다. 따라서 취업 확률은 경제활동인구에 속할 확률이 0보다 높은 조건이 충족되었을 경우에만 관찰된다. 경제활동인구에 속할 확률  $Y_{2i}^*$ 가 설명변수  $Z$ 의 함수라고 하면, 경제활동인구에 속할 확률의 모형은 (3)과 같다.

$$Y_{2i}^* = Z_i\delta + v_i$$

$$Y_{2i} = Y_{2i}^* \text{ if } Y_{2i}^* > 0, \text{ otherwise } Y_{2i} = 0 \quad (3)$$

공식(3)의 오차항  $v$ 도 공식(1)의 오차항과 동일하게 평균 0, 표준편차 1을 가지는 것으로 가정한다. 공식(1)과 공식(3)의 오차항이 서로 독립적이면 공식(1)의 추정량이 불편추정량이 되지만, 두 항이 상관성을 가지면 공식(1)의 설명변수  $M$ ,  $X$ 가 오차항인  $\epsilon$ 로부터 더 이상 독립적이지 않게 되고, 따라서  $\hat{\beta}$ 와  $\hat{\gamma}$ 는 편향

되게 된다. 즉, 공식(1)과 (3)의 오차항인  $\epsilon$ 와  $v$ 의 공변량인  $\sigma_{\epsilon v}$ 이 0이 아니면 공식(1)의 전공별 취업 확률의 모수 추정치인  $M$ 을 과소 또는 과대 추정하게 되어, 이공계 출신자의 노동 시장 활동에 대한 잘못된 판단을 내리게 된다.

이러한 오류는 일반 중회귀분석에서 누락변수에 의해서 오차항과 설명변수 간의 독립성이 위배되어서 발생하는 편향과 같다(Heckman, 1979). 이 표본선택 편향을 수정하기 위하여 본 연구에서는 경제활동인구에 속할 표본선택편향을 수정한 프로빗 모형을 사용하였다. 선형회귀분석의 표본선택편향 수정은 많이 연구되었고(Berk, 1983; Vella, 1998), 경험적 연구 또한 풍부하다. 그러나 본 연구와 같이 종속변수가 이항 이산변수(bivariate discrete variable)인 경우의 연구는 상대적으로 부족하다(Dubin and Rivers, 1989). 그럼에도 불구하고 종속변수가 이산변수인 경우에도 그 방법은 헤크만(Heckman, 1979)의 2단계 선형회귀분석 표본선택편향 수정법과 기본적으로 동일하다.

첫 번째 단계에서 공식(3)의 경제활동인구에 속할 확률을 프로빗으로 추정한 후, 두 번째 단계에서는 공식(4)에서 보이듯이  $Y_{2i}^*$ , 즉 경제활동인구에 속할 확률이 0보다 클 기댓값을 공식(1)의 우변에 대입한 후 취업확률의 프로빗을 추정한다. 공식(4)에서  $Y_{2i}^*$ 가 0보다 클 기댓값은 공식(1)과 (3)의 오차항인  $\epsilon$ 와  $v$ 의 공변량과  $Y_{2i}^*$ 의 추정치의 역(逆)밀즈비(Inverse Mills' Ratio)의 곱이다.

$$\begin{aligned} Y_{1i}^* &= M_i\beta + X_i\gamma + E(\epsilon_i | Y_{2i}^* > 0) + \eta_i \\ &= M_i\beta + X_i\gamma + E(\epsilon_i | Z_i\delta + v_i > 0) + \eta_i \end{aligned} \quad (4)$$

$$E(\epsilon_i | Z_i\delta + v_i > 0) = \sigma_{\epsilon v} \frac{\phi(-Z_i\delta)}{1 - \Phi(-Z_i\delta)} = \sigma_{\epsilon v} \lambda(-Z_i\delta) \quad (5)$$

역밀즈비는 공식(5)에서 보이듯이  $Y_{2i}^*$ 의 추정치의 역수의 밀도함수( $\phi(-Z_i\delta)$ )를 1에서  $Y_{2i}^*$ 의 추정치의 역수의 누적밀도함수( $\Phi(-Z_i\delta)$ )를 뺀 값으로 나눈 것이다. 따라서 공식(4)에서 만약  $\sigma_{\epsilon v}$ 가 0이면 공식(4)는 공식(1)로 변하게 된다. 즉, 취업 확률의 프로빗 모형인 공식(1)은  $\sigma_{\epsilon v}$ 가 0인 공식(4)의 특수한 경우로 볼 수 있다.  $Y_{2i}^*$ 의 추정치의 역밀즈비를  $\lambda(-Z_i\delta)$ 로 표현하면 공식(4)는 공식(6)으로 바뀐다.

$$Y_{1i}^* = M_i\beta + X_i\gamma + \sigma_{\epsilon v} \lambda(-Z_i\delta) + \eta_i \quad (6)$$

공식(6)의 오차항인  $\eta_i$ 는 더 이상  $M$ 이나  $X$ 와 상관성을 띄지 않고, 모수추정치인  $\hat{\beta}$ 와  $\hat{\gamma}$ 는 전공에 따른 표본선택편향, 즉 전공별 경제활동인구 삽입 확률의 자기선택편향을 수정한 불편추정량이 된다. 역밀즈비의 계수값 추정치인  $\hat{\sigma}_{ev}$ 로 비경제활동인구의 취업 확률의 순효과를 측정하게 된다. 사회적 선호 직업 획득 확률의 경우 위에서 서술한 취업 확률과 동일한 과정을 거치지만, 단지 공식(6)에서 경제활동인구 대신 취업 확률의 역밀즈비를 통제하는 점이 다르다.

본 연구에서 벡터  $Z$ 는 벡터  $X$ 의 변수에 도구변수(IV)로 출생지역을 추가한 것이다. 출생지역은 광역시도별 가변수로 구분하였다. 현거주지를 도구변수로 사용할 수도 있지만, 현거주지와 노동시장의 성과 간에 내생성(endogeneity)이 있을 수 있으므로, 출생지를 도구변수로 사용하는 것이 더 적합하다고 판단하였다. 도구변수 없이  $Z$ 와  $X$ 의 변수를 동일하게 할 수도 있으나, 이 경우 다중공선성(multicollinearity)이 발생하여 역밀즈비 계수값 추정치의 표준오차가 과대 계산된다(Winship and Mare, 1992).

#### IV. 분석결과

분석에 의하면, 2000년 현재 25세 이상 남자 중 학사 학위 이상 소유자는 23.1%이다. 그 중 41.2%가 이공계를 전공하였다. 이공계 전공자 비율은 젊은 세대일수록 높다. 다음의 <표 1>을 보면 55-64세 중 이공계 전공자 비율은 24.7%(18.0%+6.7%)이지만, 나이가 젊어질수록 비율이 높아져 25-34세 연령층에서는 46.6%가 대학이나 대학원에서 이공계를 전공하였다.

<표 1> 연령별 대학 전공계열 비율

		25-34세	35-44세	45-54세	55-64세	전체
학사이상 학위소유자 비율	비율	38.01	38.26	15.52	8.20	23.07
	(n)	(77,390)	(81,058)	(52,393)	(35,696)	(246,537)
학사이상 학위소유자 중 대학 전공계열 비율	인문계	22.04	25.51	27.71	33.05	25.15
	사회계	16.59	17.68	18.49	20.45	17.62
	이학계	9.67	8.51	6.98	6.71	8.57
	공학계	36.93	33.40	27.62	18.01	32.58
	의약계	3.59	3.53	4.04	6.07	3.84
	사범계	2.30	2.95	5.35	7.12	3.42
	기타	8.88	8.41	9.81	8.60	8.82
	계	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
(n)	(21,616)	(21,761)	(8,827)	(4,665)	(56,869)	

전체 학사 이상 학력자 중 석사과정 이상의 비율은 11.6%이고, 박사과정 이상의 비율은 2.6%이다. 그런데 다음의 <표 2>를 보면 공학계 전공자 중 석사과정 이상 학력자는 9.9%, 박사 과정 이상 학력자는 2.3%로 평균보다 낮다. 이학계의 경우는 각각 11.5%, 3.5%로 평균보다 높다. 의약계의 경우, 18.2%가 석사과정 이상, 13.4%가 박사 과정 이상의 학력을 가지고 있다.

<표 2> 대학 전공계열별 연령, 학력 및 노동시장 활동

	평균연령	학사	석사과정 이상	박사과정 이상	취업률	고위직 획득률	좋은직업 획득률
인문계	39.97	86.19	11.75	2.06	85.84	4.92	27.47
사회계	39.37	86.00	12.10	1.90	85.05	4.87	22.46
이학계	37.58	85.07	11.47	3.46	87.57	4.63	31.32
공학계	37.20+	87.88	9.86	2.26	88.89	5.18	28.12
의약계	40.00	68.40	18.18	13.42	92.34	1.60	71.78
사법계	42.74	79.12	20.06	0.82	89.60	8.28	61.93
기타	38.93	87.29	10.80	1.91	85.85	3.74	24.99
계	38.76	85.78	11.62	2.60	87.22	4.85	29.79

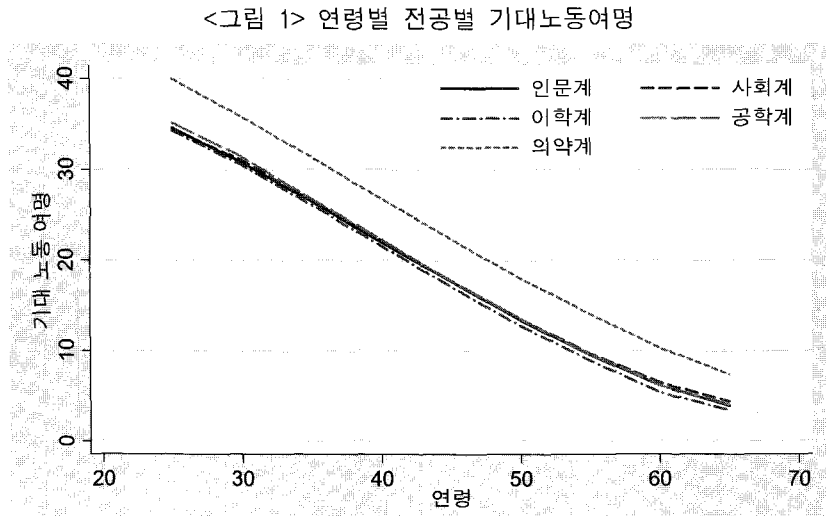
주: 평균연령을 제외한 나머지 통계는 백분율임.

공학계의 대학원 진학률이 타 전공에 비해 낮는데 반해, 취업률은 88.9%로 평균보다 오히려 조금 높고, 이학계는 87.6%로 평균 정도다. 인문계는 취업률이 85.8%에 불과하고, 사회계는 85.1%에 불과하다. 공학계보다 취업률이 높은 전공은 의약계와 사법계뿐이다. 공학계 출신은 학사 학위 후의 취업률이 다른 전공에 비해 높아, 석사나 박사과정으로의 진학률이 상대적으로 낮은 것으로 보인다.

고위직 획득률, '좋은 직업' 획득률 등 사회적 위신을 나타내는 지표에서도 이학계나 공학계 출신이 다른 전공 출신자에 비해 떨어진다는 증거는 발견되지 않는다. 앞의 <표 2>에 의하면, 일반적인 주장과는 달리 고위직 획득률도 공학계 출신이 5.2%로 의약계는 물론이고 인문계나 사회계보다 높다. 고급주택 소유율도 이공계 출신이 인문사회계와 비교해 차이가 나지 않는다. '좋은 직업' 획득률은 공학계 28.1%, 이학계 31.3%로 인문계(27.5%)나 사회계(22.5%)보다는 확실히 높다. '좋은 직업' 획득률의 전체 평균(29.8%)은 의약계(61.9%)와 사법계(71.8%)의 높은 비율이 반영되었기 때문이다. 의약계와 사법계는 '좋은 직업' 획득률이 다른 전공보다 월등히 높지만, 이는 면허에 의해 진입장벽이 쳐진 자격 편중주의적(credentialism) 직업 특성에 기인한 것으로 보인다.

노동시장 성취에 대한 다변량 분석을 하기에 앞서, 전공별로 기대노동여명을

추정하여 보았다<sup>3)</sup>. 전공별 기대노동여명은 사망에 의한 손실, 전공별 신규진입, 노동시장으로부터의 퇴출을 모두 고려하여 해당 연령층에서 앞으로 경제활동인구에 남아있을 것으로 기대되는 연수이다. 다음의 <그림 1>에서 보듯이 노동기대여명은 의약계를 제외한 모든 전공계열에서 노동생애 전 기간에 걸쳐 거의 차이를 보이지 않는다.



한 예로 25세 노동시장에 신규 진입한다고 가정하면 경제활동인구로 남아 있을 것으로 기대되는 기간은 모든 전공에서 평균 35년이고, 의약계만 40년으로 5년 더 많다. 비록 의약계에 비해 기대여명이 낮지만, <그림 1>에서 의약계와 이공학계의 기대여명곡선이 전 연령대에 걸쳐 평행을 이루는 것을 볼 때, 최근의 이공학계 지원자 감소 원인을 이공학계의 경제활동참여 기대여명의 감소에서 찾기는 어려워 보인다. 이공학계의 노동기대여명과 의약계의 격차는 이공학계 지원자 비율의 부침과 관계없이 일관되게 유지되어온 것으로, 이공학계 지원자의 증감과 무관한 상수로 보인다. 기술통계 분석에서 관찰된 결과가 인적자본과 기타 유관 변수를 통제 한 후에도 발견되는지 측정하기 위하여 다변량 분석을 실시하였다.

3) 노동기대여명은 UN(1971)의 방법론에 따라 추정하였으며, 본 추정에 사용된 생명표는 “1999년 한국인의 표준생명표”를 사용하였다. 각 전공별로 사망 수준 및 패턴의 차이는 없는 것으로 가정하여 1개의 생명표를 모든 전공에 동일하게 적용하였다. 우리나라의 노동기대여명 추정과 관련된 보다 자세한 논의는 김형석(2001)을 참고할 수 있다.

## 1. 전공별 취업 확률

다음의 <표 3>은 취업률에 대한 프로빗 분석 결과이다. 이 표에서 <프로빗 1>은 경제활동인구만을 대상으로 전공별 순(純)취업 확률을 추정한 것이다. 인문계 출신을 준거집단으로 두었을 때, 이학계 출신의 취업 확률은 인문계와 차이가 없고 공학계는 프로빗 값이 .093 높다. 다른 변수를 평균값으로 두고 한계 효과( $\partial \hat{y} / \partial x$ )를 계산하면 공학계의 취업의 한계 효과는 0.86%로 인문계 출신에 비해 취업확률이 1% 정도 높다. 의약계는 인문계에 비해 2.6% 정도 높다. 반면 이학계와 인문계는 취업 확률에서 차이가 없다.

취업뿐만 아니라 경제활동인구 참여율도 전공별 노동시장 전망에 따라 달라질 수 있다. 노동시장의 전망이 좋을 때는 경제활동참여율이 높아지지만, 나쁠 때는 노동시장에서 원하는 직업을 얻을 수 있는 가능성이 낮다고 판단하여 경제활동인구에서 탈락하는 비율이 높아진다. 만약 전공별로 경제활동 참여여부 선택의 함수 조합이 다르다면 <프로빗 1>의 추정치는 편향된다. 이러한 가능성을 통제하기 위하여 헤크만의 2단계 프로빗 모델을 사용하였다.

제시된 <표 3>의 <헤크만프로빗 1>을 보면  $\lambda$ 값이 유의미하여 통계적으로 선택편향이 있는 것으로 나타났지만, 전공별 프로빗 계수 추정치의 변화는 미미하여 실제적 의미를 가지지는 않는 것으로 보인다. 전공별로 경제활동인구 선택의 추정치를 보면, 취업 확률과 마찬가지로 공학계와 의약계가 인문계에 비해 경제활동인구가 될 확률이 유의하게 높다. 이학계는 인문계와 차이가 없다. 반면 사회계 전공자는 경제활동인구가 될 확률이 인문계보다 낮다.

공학계의 높은 취업 확률이 전 연령대에 걸쳐 동일한 것인지 연령에 따라 변화가 있는지 확인하기 위하여 전공과 연령의 상호작용항을 추가하여 그 효과를 분석하였다. 그 결과 <헤크만프로빗 1A>에서 공학계의 주효과는 .317로 인문계보다 유의하게 높으나, 연령과의 상호작용항이 -.006으로 나이가 들어감에 따라 공학계 출신의 취업 확률의 이점은 줄어든다. 50대 초반에 이르면 공학계의 높은 취업 이점은 사라지고 50대 후반 이후로는 공학계의 취업 확률은 인문계보다 낮아진다.

이학계의 모수 추정치는 공학계와 유사한 패턴을 보이지만, 전공의 주효과와 연령과의 상호작용항 모두 통계적으로 유의하지 않다. 의약계 전공자의 높은 취업 확률은 경제활동인구 선택 프로빗을 통제된 후에는 유의하지 않다. 따라서 이공계 출신의 취업확률이 낮을 것이라는 <가설 1>은 지지되지 않는다.

<표 3> 대학 전공계열에 따른 취업확률 프로빗

	프로빗 1	헤크만프로빗 1	헤크만프로빗 1A	
			주효과	전공×연령
취업확률 프로빗				
사회계	-.024 (.028)	-.020 (.028)	.091 (.108)	-.003 (.003)
이학계	.069 (.037)	.065 (.037)	.265 (.145)	-.005 (.004)
공학계	.093*** (.025)	.081*** (.024)	.317** (.097)	-.006* (.002)
의약계	.313*** (.061)	.279*** (.060)	.088 (.208)	.005 (.005)
사범계	.361*** (.066)	.337*** (.065)	.618* (.253)	-.007 (.006)
기타	-.019 (.035)	-.020 (.035)	.014 (.135)	-.001 (.003)
$\lambda(-2\delta)$	n.a.	-.471*** (.114)	-.476*** (.116)	
경제활동인구 선택 프로빗				
사회계	n.a.	-.061* (.025)	-.061* (.025)	
이학계	n.a.	.030 (.034)	.030 (.034)	
공학계	n.a.	.125*** (.023)	.125*** (.023)	
의약계	n.a.	.418*** (.056)	.417*** (.056)	
사범계	n.a.	.199*** (.051)	.200*** (.051)	
기타	n.a.	-.008 (.032)	-.007 (.032)	
-2LL	20804.6	46288.7	46278.2	
n	52,461	56,869	56,869	
분석대상	경제활동인구	전체	전체	

주: 1) 대학 전공 외 연령, 학력, 혼인, 거주지역 등 기타 변수의 결과는 보고하지 않음.  
 2) 전공계열의 준거집단은 인문계임.  
 3) 괄호 안은 표준오차임.  
 \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001 (2-tail)

취업 확률에 대한 논의를 마치기에 앞서, 전공과 연령의 상호작용항을 추가한 <헤크만프로빗 1A>가 <헤크만프로빗 1>에 비해 취업 확률에 대한 모델의 전반적 설명력을 높였다고 볼 수 없다는 점을 지적해둔다. <헤크만프로빗 1>과 <헤크만프로빗 1A>의 -2LL 량 격차는 10.5로 95% 신뢰수준에서 <헤크만프로빗 1A>의 모델 적합도가 <헤크만프로빗 1>과 다르지 않다는 영가설을 기각할 수

없다.

## 2. 전공별 고위직 획득 확률

이공계 홀대론의 주요 주장 중의 하나가 이공계 출신의 고위직 진출이 막혀 있고, 이공계 직업의 사회적 위신이 낮다는 것이다. 이공계 출신이 설사 취업 확률에서는 인문사회계 보다 높을지라도 사회적 위신이 높은 직업을 취득할 확률이 유의하게 낮을 것이라는 강한 의심이 있다.

다음의 <표 4>는 고위직 획득 확률의 프로빗 모델 측정 결과이다. 취업자만을 대상으로 고위직 획득 확률을 분석한 <프로빗 2>를 보면 기대와는 정반대로 공학계 출신의 경우 계수 추정값이 .104로 통계적으로 유의미하게 인문계보다 높다. 다른 변수를 평균값으로 통제했을 때 인문계에 비해 공학계 전공자가 고위직을 획득할 한계 효과가 1% 높다. 이학계는 인문계와 유의미한 차이가 없으며, 사회계도 차이가 없다. 반면 의약계는 고위직 진출 확률에서 인문계에 비해 프로빗이 -.547이고, 한계 효과가 3.3% 낮다. 의약계는 이공계에 비해서도 유의미하게 고위직 진출 확률이 낮다. 사범계의 고위직 진출 확률도 인문계보다 높다.

이러한 결과가 표본선택편향에 의해 발생하는지 파악하기 위하여 헤크만의 2단계 추정을 하였다.  $\lambda$ 값이 통계적으로 유의미하여 표본선택편향이 고위직 취득 확률 모수 추정에 영향을 끼치는 것으로 보이며, 취업 선택의 편향을 수정한 후 고위직 취득 확률에서 공학계의 긍정적 효과는 사라진다. 사범계의 긍정적 효과도 사라진다. 하지만 의약계의 고위직 획득 확률은 취업선택의 편향을 수정한 <헤크만프로빗 2>에서도 여전히 통계적으로 유의미하게 인문계보다 낮다.

연령과 전공과의 상호작용 효과를 추가한 <헤크만프로빗 2A> 모델이 <헤크만프로빗 2> 모델보다 적합도는 높지만, 사범계를 제외한 모든 전공에서 연령과 전공의 상호작용 효과는 없다. 따라서 이공계의 고위직 취득 확률이 인문사회계보다 낮을 것이라는 <가설 2>은 지지되지 않는다.



<표 4> 대학 전공계열에 따른 고위직 획득 확률 프로빗

	프로빗 1	헤크만프로빗 1	헤크만프로빗 1A	
			주효과	전공×연령
고위직 취득 확률 프로빗				
사회계	.016 (.030)	.035 (.023)	.001 (.100)	.001 (.002)
이학계	.057 (.038)	.010 (.030)	.078 (.130)	-.002 (.003)
공학계	.104*** (.025)	.011 (.022)	-.016 (.090)	.001 (.002)
의약계	-.547*** (.074)	-.593*** (.057)	-.662** (.253)	.001 (.005)
사범계	.136** (.048)	-.052 (.044)	-2.100*** (.292)	.043 *** (.006)
기타	-.104** (.040)	-.064* (.031)	.011 (.135)	-.002 (.003)
$\lambda(-Z\delta)$	n.a.	-1.471*** (.158)	-1.321*** (.167)	
취업 선택 프로빗				
사회계	n.a.	-.055* (.021)	-.055* (.022)	
이학계	n.a.	.052 (.028)	.052 (.028)	
공학계	n.a.	.115*** (.019)	.116*** (.019)	
의약계	n.a.	.413*** (.046)	.414*** (.046)	
사범계	n.a.	.343*** (.045)	.309*** (.045)	
기타	n.a.	-.010 (.027)	-.010 (.027)	
-2LL	19834.2	56966.0	56871.9	
n	49,606	56,869	56,669	
분석대상	취업자	전체	전체	

주: 1) 대학 전공 외 연령, 학력, 혼인, 거주지역 등 기타 변수의 결과는 보고하지 않음.  
 2) 전공계열의 준거집단은 인문계임.  
 3) 괄호 안은 표준오차임.  
 \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$  (2-tail)

### 3. 전공별 ‘좋은 직업’ 획득 확률

고위직은 전체 학사 이상 학력자의 4.9%에 해당하는 소수 직업군으로 25-34세의 취업자 중 고위직 진출자는 1.8%에 불과하다. 55-64세의 취업자만이 고위직 획득 확률이 10%를 넘는다. 입시자의 전공 결정시 고연령층의 노동시장 보

다는 대학 졸업 직후 노동생애 초기의 전공별 노동시장이 더 큰 영향력을 발휘할 수 있고(Cebula and Lopes, 1982), 극소수의 고위직보다는 사회적 위신이 상대적으로 높은 직업군 일반으로의 진출 확률이 전공 결정에 더 중요할 수도 있다.

다음의 <표 5>는 대학 전공별 ‘좋은 직업’ 획득 확률의 프로빗 모델 결과이다. ‘좋은 직업’은 사회적 위신이 상대적으로 높은 직업으로 전체 대졸 남성 취업자의 33.9%가 해당 직업에 종사하고 있다. <프로빗 3> 모델을 보면 이학계 전공자는 인문계 전공자에 비해 통계적으로 유의미하게 ‘좋은 직업’ 획득 확률이 높다. 프로빗이 0.079 높고, 다른 조건을 평균으로 통제한 후 한계 효과를 계산해 보면 인문계에 비해 ‘좋은 직업’ 획득 확률이 2.9% 높다. 공학계는 인문계와 유의미한 격차를 보이지 않는다. 반면 사회계 전공자의 경우 이공계 출신과 비교해서는 물론이고, 인문계와 비교해도 ‘좋은 직업’ 획득 확률이 6%(한계 효과) 이상 낫다. 의약계와 사범계는 직업적 특성으로 인해 ‘좋은 직업’ 획득 확률이 다른 전공자보다 약 40%(한계 효과) 가까이 높다.

<표 5> 대학 전공계열에 따른 ‘좋은 직업’ 획득 확률 프로빗

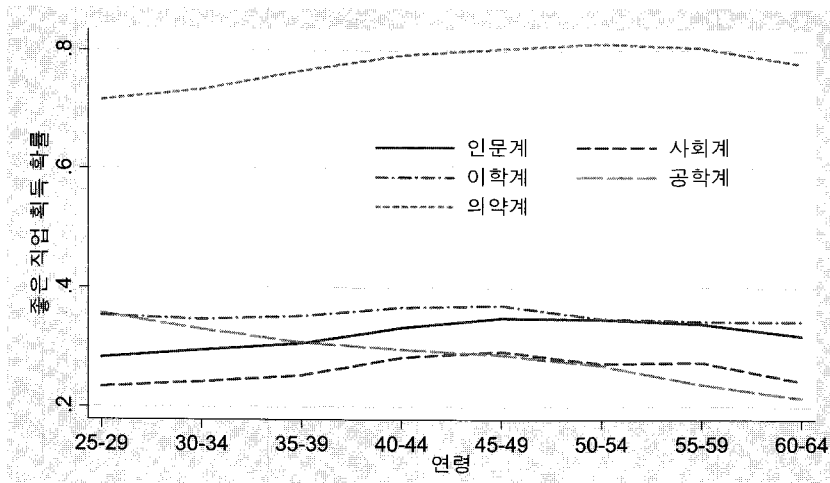
	프로빗 3	헤크만프로빗 3	헤크만프로빗 3A	
			주효과	전공×연령
‘좋은 직업’ 취득 확률 프로빗				
사회계	-0.179*** (.019)	-0.172*** (.019)	-.101 (.087)	-.002 (.002)
이학계	.079*** (.024)	.072** (.024)	.305** (.110)	-.006* (.003)
공학계	-.007 (.016)	-.018 (.016)	.519*** (.076)	-.014*** (.002)
의약계	1.098*** (.035)	1.056*** (.039)	.989*** (.142)	.002 (.004)
사범계	.974*** (.034)	.937*** (.038)	2.030*** (.152)	-.026*** (.004)
기타	-.085*** (.024)	-.083*** (.024)	-.000 (.108)	-.002 (.003)
$\lambda(-Zi\delta)$	n.a.	-.301** (.109)	-.357** (.110)	
-2LL	57078.4	94257.6	94146.7	
n	49,606	56,869	56,869	
분석대상	취업자	전체	전체	

주: 1) 대학 전공 외 연령, 학력, 혼인, 거주지역 등 기타 변수의 결과는 보고하지 않음.  
 2) 전공계열의 준거집단은 인문계임.  
 3) 괄호 안은 표준오차임.  
 4) 취업선택 프로빗은 <표 4>의 결과와 거의 차이가 없으므로 별도로 보고하지 않음.  
 \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001 (2-tail)

‘좋은 직업’ 획득 확률도 고위직이나 취업 확률과 마찬가지로 선택 편향을 수정한 <헤크만프로빗 3> 모델을 추정하였다. 취업 선택의 프로빗을 적용한 후  $\lambda$  값이 통계적으로 유의하지만, <프로빗 3> 모델과 비교해서 모수 추정치의 의미있는 변화는 없다. 흥미로운 변화는 전공과 연령의 상호작용항을 통제한 <헤크만프로빗 3A> 모델에서 관찰된다. 이학계와 공학계 모두 전공의 주효과는 강한 정(正)의 효과를 보이지만, 상호작용항은 유의미한 부(負)의 효과를 보인다. 특히 공학계의 상호작용항의 모수추정치가 크다. 이는 졸업 직후 노동생애 초기에는 ‘좋은 직업’을 획득할 확률이 높지만, 중장년층에서 그 확률이 감소하는 것을 의미한다.

다음의 <그림 2>는 전공별 연령대에 따른 ‘좋은 직업’ 획득 확률 추정치의 그래프이다. 이 그림에서 보듯 공학계와 이학계 모두 20대 후반과 30대 초반에는 인문계나 사회계에 비해 높은 해당 직업 획득 확률을 보이지만, 공학계는 나이가 들어감에 따라 그 확률이 급격히 감소하여 30대 후반에는 인문계보다 낮아지기 시작하고, 50대 중반을 넘어서면서는 사회계보다도 ‘좋은 직업’ 획득 확률이 낮아진다.

<그림 2> 대학 전공계열별 취업 조건부 ‘좋은 직업’ 획득 기대확률



주: <그림 2>에 표시된 조건부 기대확률은 취업 선택의 조건부 취업 확률로써, 기대확률( $\hat{P}$ )을 구하는 방법은  $\hat{P} = \phi_2(MB, X_i, Z, \lambda) / \phi(Z)$  이다.  $\phi_2$ 는 이변량 정규분포의 함수이고,  $\phi$ 는 표준정규분포의 함수이다.

앞서 공학계의 고위직 진출 확률이 타 전공과 비슷하거나 오히려 높았던 점을 고려해볼 때, 공학계 출신자의 직업 위계는 40대 이후 급격히 양극화되는 경향이 있는 것으로 추정된다. 이러한 결과는 경력에 의한 생산성 보상수준이 자연공학계열에서 낮다는 허식·임진우(2005), 장수명(2005)의 기존 연구 결과와 일치한다. 따라서 <가설 3>도 부분적으로 지지된다. 전체적으로 이공계 출신의 ‘좋은 직업’ 취득 확률이 낮다고 할 수 없지만, 고위직 획득 확률과 달리 연령층이 높아질수록 공학계 출신의 ‘좋은 직업’ 취득 확률은 낮아진다.

#### 4. 결과의 민감성 측정 (Sensitivity Test)

본 연구의 ‘좋은 직업’의 조작적 정의가 교육수준에만 의존하고 있어, 교육과 임금을 모두 고려한 직업위계 연속변수를 사용했을 경우 결과가 달라질 가능성이 있다. 이를 위하여 종속변수로 이항변수가 아닌 직업위계의 연속변수를 사용하여 모델을 재추정하였다. 종속변수는 직업의 트라이만 명망지수(Treiman Prestige Score)와 국제 SEI 지수(International Socioeconomic Index)를 사용하였다.

지수 계산은 2000년 인구주택총조사의 직업 코드를 1988년 국제표준직업분류(ISCO) 코드로 전환한 후, 트라이만(Treiman, 1977; Ganzeboom and Treiman, 1992)의 명망지수와 간지봄·트라이만(Ganzeboom and Treiman, 1992)의 SEI를 이용하였다. 그 결과 공학계 출신이 졸업 직후에는 상대적으로 위계가 높은 직업을 가지지만 연령층이 높아질수록 다른 전공 졸업생에 비해 직업 위계가 낮아진다는 결과를 두 지수를 사용한 모델 모두에서 얻었다. 따라서 본 연구 결과는 종속변수의 조작화 방법에 따라 달라지지 않는 확고한(robust) 것으로 보인다.

## V. 논의 및 결론

인문계나 사회계 전공자에 비해 이공계 전공자들의 취업, 고위직, ‘좋은 직업’ 획득 확률이 통계적으로 유의하게 낮다는 증거를 본 연구에서 발견할 수 없었다. 다만 공학계 전공자의 경우 노동생애 초기에는 인문사회계 전공자에 비해 유의하게 높은 ‘좋은 직업’ 획득 확률이 높지만, 연령의 증가와 더불어 이러한

이점이 빠르게 사라져 40대 이후로는 인문사회계보다 ‘좋은 직업’ 획득 확률이 낮다. 이상의 결과는 몇 가지 시사점을 던져준다.

첫째, 이공계 지원을 저하가 노동시장에서의 이공계 출신의 낮은 성취에 기인한다는 주장은 과장된 논의일 가능성이 높다. 경제 위기 직후인 2000년 조사 자료를 이용하였지만 본 연구 결과에 따르면 이공계 출신이 타 전공 출신에 비해 특별히 낮은 노동시장 성과를 올리고 있다고 보기 어렵다. 류재우(2005)의 연구에서도 이공계 인력의 조기 노동시장 퇴출이나 구조조정과정에서 이공계의 피해가 더 컸다는 가설은 지지되지 않는 것으로 확인된다. 따라서 경제 위기 이후의 이공계 전공자의 열악한 노동시장 상황에 대한 정보가 대학 지원자의 의사 결정에 영향을 끼쳤다고 보기는 어렵다.

이공계 지원을 저하 현상과 경제위기 이후 변화된 노동시장 정보를 연결 지을 수 있는 가능성을 찾는다면 경제 위기 이후 청년층 비취업자 중 이공계 출신이 많았기 때문일 수 있다. 비취업자의 절대수가 이공계 출신이 많았던 이유는 이공계 출신자가 다른 전공자보다 더 높은 실직 확률을 가졌기 때문이 아니라, 이공계 전공자의 공급량이 절대적으로 많았기 때문이다. 비록 전체 25-34세 실업자 중 이공계가 43.1%를 차지하나, 이는 이공계 출신이 해당연령대에서 차지하는 비율(46.6%) 보다 낮다.

이와 더불어 이공계 인력이 1990년대에 과잉 공급되었을 가능성을 배제할 수 없다. 동일 기술 인력의 공급량은 이후 세대의 전공 선택과 일반적으로 부의 상관관계를 이룬다(Cebula and Lopes, 1981; Behrman et al., 1998). 이공계 위기론의 근거 중 하나는 대학 지원자 중 이공계열 응시자의 비율이 떨어져 전반적인 이공계 기피가 이루어지고 있다는 것이다. 하지만 30% 초반의 이공계 지원율은 최근에 목도된 새로운 현상이 아니다. “교육통계연보”에 따르면 1990년 이공계 지원율은 37.0%였고, 1985년에는 33.9%로, 2005년도의 이공계 지원율 34.9%보다도 낮았다.

최근의 이공계 지원율은 80년대 중반 수준으로의 회귀이다. 이공계 졸업생의 비율을 살펴봐도 유사한 변화 양상이 관찰된다. 오히려 90년대 초의 이공계 지원자 증가와 그에 따른 90년대 중반 이후의 졸업생 증가가 이전과 달리 새로 생긴 현상이다. 타국의 이공계 졸업생 비율과 비교해도 우리나라의 이공계 비율은 높은 편이다. 미국의 과학공학지표 2006(*Science and Engineering Indicator 2006*)에 따르면 미국의 2002년도 이공계 졸업생 비율은 전체 대학 졸업생의 16.8%에 불과하고, 프랑스는 27.2%, 독일은 31.4%다. 일본은 24.4%로 우리보다 확실히 낮고, 대만이 37.5%로 우리와 비슷하다.

둘째, 이공계로 학생들을 유인하기 위한 정책으로 이공계 출신의 취업확대나 고위직 진출 예시 사례를 만들기 보다는 이공계, 특히 공학계의 재교육 시스템을 구축하는 정책을 검토할 필요가 있다. 연령에 따른 취업 확률과 ‘좋은 직업’ 취득 확률을 볼 때, 공학계 전공자들이 졸업 직후에는 다른 전공자보다 높은 취업과 ‘좋은 직업’ 취득 확률을 보이지만, 연령이 높아짐에 따라 이들의 이점은 빠르게 사라져, 취업의 측면에서는 40대 후반 이후, ‘좋은 직업’ 획득 확률이라는 측면에서는 30대 중반 이후, 공학계 전공자의 노동시장 성과가 인문계나 사회계 전공자들에 비해 낮다. 즉, 연령 증가에 따라 공학계 출신이 노동시장에서 퇴출되지는 않지만 (류재우, 2005), ‘좋은 직업’으로 구성된 고급 노동시장에서는 빠르게 퇴출당하는 것으로 보인다. 반면 고위직 진출 확률은 공학계 전공자가 의약계 전공자들보다 높고, 인문사회계 전공자와 차이가 없거나 취업선택편향을 고려하지 않는다면 오히려 더 높다.

이러한 현상은 공학계 출신자들의 양극화를 함의한다. 즉, 공학계 출신자들이 대학에서 습득한 기술은 빠르게 노화하여 ‘좋은 직업’ 노동시장에서 빨리 탈락하지만<sup>4)</sup>, 신기술을 계속 습득하여 노동시장에 성공적으로 남은 공학계는 타 전공자보다 더 높은 성공 기회를 가질 개연성이 커 보인다. 실제로 대한상공회의소(2004)의 분석에 따르면 이공계 인력 중 학사 학력자의 공급은 수요 대비 과잉인 반면 석박사 인력은 부족하다. 공학계는 연령의 증가와 함께 ‘좋은 직업’ 취득 확률이 급격히 낮아지는데, 이학계에서는 상대적으로 전공효과의 퇴화가 더딘 것도 이러한 해석의 가능성을 뒷받침한다. 앞서 살펴보았듯이 이학계는 공학계와 달리 석박사 취득 확률이 높다<sup>5)</sup>.

허식·임진우(2005)와 장수명(2005)은 이공계의 경력에 의한 임금 증가율이 낮은 것을 이공계 홀대의 증거로 삼기도 하나, 그 경우 인문사회계와 다를 바 없는 고위직 획득률을 설명할 수 없다. 인문사회계 출신자가 많이 진출한 사무관리직은 경험에 의해 축적된 인적자본이 생산성과 밀접한 관련을 가지지만, 공학계 전공자들이 많이 진출한 기술직은 경험보다는 교육에 의해 쌓인 인적자본이

4) ‘좋은 직업’ 노동시장에서의 탈락이 노동시장에서의 퇴출을 의미하는 것은 아니라는 점을 지적해 둔다. 기대여명을 보여주는 <그림 1>과 취업률을 보여주는 <표 3>을 봤을 때 공학계의 노동시장참여율이 장년층에서 다른 전공자에 비해 낮지 않다. 본 논문에서 제시하지는 않았지만 노동생명표를 분석해 봐도 공학계 전공자의 경제활동참여율이 연령이 증가함에 따라 줄어든다는 증거는 전혀 발견되지 않는다. 노동생명표는 저자에게 요청할 경우 제공할 수 있다.

5) 지금까지의 다른 연구들은 두 전공을 동일하게 취급하였으나, 본 연구의 결과는 두 전공에 대한 별도의 접근이 필요함을 시사한다. 이학계는 ‘좋은 직업’ 획득률은 공학계보다도 높으나(<표 5>의 <헤크만 프로빗 3A> 참조), 고위직 획득률은 차이가 없거나 낮다(<표 4> 참조). 이학계와 공학계의 연령과 전공의 상호작용효과도 공학계가 훨씬 더 부정적이다.

생산성을 결정하는데 더 중요한 요소일 가능성이 있다. 기존 공학계 출신이 보유한 기술의 노화는 신규 노동력의 공학계 기피와 더불어 필요 노동 인력 수준의 이중적 부족을 초래할 가능성이 높다. 이러한 추론은 본 연구가 패널자료가 아닌 횡단면 자료를 이용하였고, 전공별 습득 기술의 지속성에 대한 직접적인 변수를 포함하고 있지 않기 때문에 추가 연구를 통해 검증될 필요가 있음을 지적해둔다.

횡단면 자료의 한계로 인해 경력 증가에 따른 이공계의 노동시장 성과 하락이 경력의 효과인지, 아니면 연령이나 출생코호트의 효과인지를 정확히 구분할 수 없는 한계가 있다. 하지만 본 연구의 대상이 대졸 남자에 한정되어 있어, 고졸 노동자가 포함되었을 경우와 달리 학업 연수의 격차로 인한 연령과 경력의 불일치가 작고 여성 노동자가 포함되었을 경우와 달리 출산 결혼 등으로 인한 노동시장 참여 중단으로 인한 경력과 연령의 불일치 가능성도 낮다. 따라서 본 연구의 연령 효과를 경력 효과의 반영으로 해석하는데 큰 무리가 없어 보인다. 보다 큰 문제점은 연령의 증가에 따른 이공계의 노동시장 성과 하락이 출생코호트효과나 시기효과(period effect)의 반영일 수도 있다는 점이다.

이 점은 횡단면자료를 사용하는 본 연구에서는 구분할 수 없다. 차후 패널자료를 이용한 연구를 통해 이공계 출신의 경력효과와 시기효과, 학력효과에 대해 보다 엄밀하게 검증될 필요가 있다. 다만, 본 연구에서 관찰된 이공계의 연령효과가 코호트 효과의 반영이라면, 이공계 출신의 노동시장 성과가 젊은 코호트일 수록 좋아지는 것으로 해석되게 된다. 이는 이공계 기피의 원인이 이공계의 노동시장 성과가 상대적으로 과거보다 열악해졌기 때문이라는 주장과 위배된다. 고위직 진출과 관련해서도 경력의 증가와 함께 이공계 출신의 고위직 진출 확률이 인문사회계에 비해 낮지 않은 현상이 최근 이공계 출신 최고경영자를 선호하는 사회적 분위기를 반영하는 시기효과라면 최근의 이공계 홀대가 이공계 기피의 원인이라는 주장에 역시 반하게 된다<sup>6)</sup>.

비록 본 연구에서 이공계 출신의 경력효과가 과대추정되었을 가능성을 배제할 수 없지만, 코호트효과와 시기효과에 대한 주장이 각각 젊은 코호트와 최근 시기의 이공계 출신 노동시장의 개선을 가정하고 있어 노동시장의 악화에서 이공계 기피의 원인을 찾는 주장과 거리가 있다. 즉, 코호트효과와 시기효과가 있

6) 자료의 한계로 인해 졸업한 대학의 질(예를 들면 대학의 순위)에 대한 변수를 통제하지 못하였다. 최근 대학졸업자는 온라인 대학졸업자가 포함되어 있다. 만약 이들 온라인 대학에서 취득한 인적 자본의 양이 정규대학보다 낮고, 인문사회계 전공자 중 온라인 대학의 학위취득자 비율이 높다면, 시기효과와 하나인 대학 졸업의 시점의 효과가 연령과 전공의 의사관계(spurious correlation)를 초래했을 가능성을 배제할 수 없다.

다할지라도 노동시장에서의 이공계 홀대가 최근 이공계 기피의 원인으로 보기 어렵고, 연령과 직업의 상호작용 효과에서 그 원인을 찾을 필요가 있다는 본 연구의 기본 주장에 반하는 것은 아니다.

셋째, 이공계 노동시장 처우 개선의 비교대상으로 의약계를 삼는 것은 비현실적으로 보인다. 일부에서는 이공계 진학 기피를 의약계 대비 이공계 출신의 열악한 노동시장 성과에서 찾는 경향이 있다(예. 장수명, 2005). 의약계 전공자에 비해 이공계 전공자의 취업, ‘좋은 직업’ 획득 확률이 낮고, 고급주택 소유 확률도 낮아, 상대적 박탈감을 느낄 수 있는 소지가 있는 것은 사실이다. 그러나 이러한 현상은 이공계 홀대의 증거로 보기 보다는 우리나라 의약계의 특수성으로 파악하는 것이 타당하다.

남자 전체의 2000년 실업률은 5.4%지만 의약계 전공자는 3.1%로 절반 정도에 불과하다. 반면 ‘좋은 직업’ 획득률은 전체 평균은 29.8%지만 의약계는 71.8%로 2배가 넘는다. 의약계는 자격증에 의해 매우 높은 진입장벽이 쳐진 특수 직업노동시장이다. 이공계 전공자의 실업률을 40% 낮추고, ‘좋은 직업’ 획득률을 2.3배 높이는 정책의 발굴은 현실적으로 어려워 보인다.

글을 마치기 전에 우리나라에서 어떠한 정보가 대학 진학자들의 전공결정에 영향을 끼치는지 총체적으로 파악하기 위해서는 노동시장 요인뿐만 아니라 심리적 사회적 요인을 포괄한 분석적 연구가 필요함을 지적해둔다. 이를 위해서는 전공별 노동시장에서의 성과뿐만 아니라, 고등학교에서의 과목별 학업 성취도, 가족 배경 자료를 통합하는 자료 수집 과정이 선행되어야 할 것이다. 직업노동시장에서 이공계 출신의 전공활용도 역시 향후 연구과제의 하나이다.

## 참고문헌

- 김은환 (2002) “이공계 인력공급의 위기와 과제” 《CEO Information》 341 삼성경제연구소.
- 김형석 (2001) “A Demographic Implication of the Patters of Working Life among Korean Women in 1999” 《통계연구》 6(1):184-208.
- 대한상공회의소 (2004) “이공계 지원정책의 문제점과 개선방안” 《대한상공회의소 정책보고서》 2004(5).



- 류재우 (2005) “과학기술 인력의 노동시장 성과 및 근래의 변화” 《KRIVET Fellow Forum》 .
- 이병희 (2005) “대학 전공의 노동시장 성과” 이병희 외 《교육과 노동시장 연구》 한국노동연구원 연구보고서 2005(2):92-112.
- 장수명 (2005) “이공계 기피 현상과 전공계열별 임금구조 분석” 이병희 외, 《교육과 노동시장 연구》 한국노동연구원 연구보고서 2005(2):113-140.
- 최영섭 (2003) “대학 이상 졸업자의 계열별 기대소득 격차에 대한 분석” 《노동경제논집》 26(2):97-127.
- 허식·임진우 (2005) “전공계열간 임금격차에 관한 연구-인문사회계열과 자연공학계열 중심으로” 《응용경제》 7(1):21-36.
- Berger, Mark. C. (1988) “Predicted Future Earnings and Choice of College Major” *Industrial and Labor Relation Review* 41(3):418-429.
- Behrman, Jere, Lori Kletzer, Michael McPherson and Morton Owen Schapiro (1998) “Microeconomics of College Choice, Careers, and Wages” *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 559:12-23.
- Berk, Richard (1983) “An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data” *American Sociological Review* 48(3):386-398.
- Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan (1967) *The American Occupational Structure* New York: Wiley.
- Cebula, Richard J. and Jerry Lopes (1982) “Determinants of Student Choice of Undergraduate Major Field” *American Educational Research Journal* 19(2):303-312.
- Davies, Scott and Neil Guppy (1997) “Fields of Study, College Selectivity, and Student Inequalities in Higher Education” *Social Forces* 75(4):1417-1438.
- Daymont, Thomas N. and Paul J. Andrisani (1984) “Job Preferences, College Major, and the Gender Gap in Earnings” *The Journal of Human Resources* 19(3):408-428.
- Dick, Thomas P. and Sharon F. Rallis (1991) “Factors and Influences on High School Students' Career Choices” *Journal of Research in Mathematics Education* 22(4):281-292.

- Dubin, Jeffrey A. and Douglas Rivers (1989) "Selection Bias in Linear Regression, Logit and Probit Models" *Sociological Methods and Research* 18(2&3):360-390.
- Featherman, David L. and Robert M. Hauser (1976) "Prestige or Socioeconomic Scales in the Study of Occupational Achievement" *Sociological Methods and Research* 4(2):403-422.
- Fiorito, Jack (1981) "The School-to-Work Transition of College Graduates" *Industrial and Labor Relations Review* 35(1):103-114.
- Fiorito, Jack and Robert C. Dauffenbach (1982) "Market and Nonmarket Influences on Curriculum Choice by College Students" *Industrial and Labor Relation Review* 36(1):88-101.
- Freeman, Richard B. (1975) "Supply and Salary Adjustments to the Changing Science Manpower Market: Physics, 1948-1973" *American Economic Review* 65(1):27-39.
- Ganzeboom, H.B.G., de Graaf, P.M. and D.J. Treiman (1992) "A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status" *Social Science Research* 21:1-56.
- Grogger, Jeff and Eric Eide (1995) "Changes in College Skills and the Rise in the College Wage Premium" *Journal of Human Resources* 30(2):280-310.
- Hauser, Robert M. and John Robert Warren (1997) "Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update, and Critique" *Sociological Methodology* 27:177-298.
- Heckman, James J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error" *Econometrica* 47(1):153-162.
- Hearn James C. and Susan Olzak (1981) "The Role of College Major Departments in the Reproduction of Sexual Inequality" *Sociology of Education* 54(3):195-205.
- Hout, Michael (2003) "What We Have Laerned: RC28's Contributions to Knowledge" ISA Research Committe 28 on Social Stratification and Mobility. Tokyo, Japan. available at <http://web.iss.u-tokyo.ac.jp/~rc28/Hout.pdf>
- Kiker, B. F., Michael Zeh (1998) "Relative Income Expectations, Expected Malpractice Premium Costs, and Other Determinants of Physician

- Specialty Choice” *Journal of Health and Social Behavior* 39(2):152-167.
- Lee, James Daniel (1998) “Which Kids Can “Become” Scientists? Effects of Gender, Self-Concepts, and Perceptions of Scientists” *Social Psychology Quarterly* 61(3):199-219.
- \_\_\_\_\_ (2002) “More than Ability: Gender and Personal Relationships Influence Science and Technology Involvement” *Sociology of Education* 75(4):349-373.
- Levine, Phillip B. and David Zimmerman (1995) “The Benefit of Additional High-School Math and Science Classes for Young Men and Women” *Journal of Business & Economic Statistics* 13(2):137-149.
- Malgwi, Charles A., Martha A. Howe and Priscilla A. Burnaby (2005) “Influences on Students' Choice of College Major” *Journal of Education for Business* 80(5):275-282.
- Moreno, Susan E. and Chandra Muller (1999) “Success and Diversity: The Transition through First-Year Calculus in the University.” *American Journal of Education* 108(1):30-57.
- Nakao, Keiko and Judith Treas (1994) “Updating Occupational Prestige and Socioeconomic Scores: How the New Measures Measure Up” *Sociological Methodology* 24:1-72.
- National Science Board (2006) *Science and Engineering Indicator 2006* National Science Foundation.
- Roksa, Josipa (2005) “Double Disadvantage or Blessing in Disguise? Understanding the Relationship Between College Major and Employment Sector” *Sociology of Education* 78(3):207-232.
- Treiman, Donald J. (1977). *Occupational Prestige in Comparative Perspective* New York: Academic Press.
- UN (1971) *Methods of Projecting the Economically Active Population: Manual V*, ST/SOA, Series A/46.
- Vella, Francis (1998) “Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey.” *Journal of Human Resources* 33(1):127-169.
- Winship, Christopher and Robert D. Mare (1992) “Models for Sample Selection Bias” *Annual Review of Sociology* 18:327-350.

## ENGLISH ABSTRACTS

**Occupational Labor Market Activities by College Majors:  
On the Crisis of Science and Engineering Majors***Chang Hwan Kim · Hyung-Seog Kim*

Labor market participation and occupational status for workers majoring in (natural) science and engineering are estimated and compared with workers of other majors at three levels: employment, prestigious occupations, and good occupations. For this, we utilized 2% Public Use Sample of 2000 Korea Census. The results of two-stage probit models, which adjust sample selection bias, do not support the argument that graduates of science and engineering majors are relatively disadvantaged. Workers of engineering majors are more likely to have 'good occupations' at their early job careers, but their advantages fade away quickly as they are aging. Especially at their 40s, their probability of having 'good occupations' start to be likely lower than workers of social science majors. This may be due to low human capital accumulation rates at work places along with quickly outdated skills which are acquired in colleges.

**Key Words:** college major, science and engineering, employment,  
occupation