

고등교육의 서열과 노동시장의 선별

김희삼*·이삼호**

본 연구는 고등교육의 서열이 대학 졸업생의 시간당 임금 등 노동시장 성과에 미치는 효과를 분석했다. 개인의 능력 혹은 고등교육 이전단계에서 축적된 인적 자본의 효과를 통제하기 위해 개인별 수능성적을 분석에 도입하더라도 고등교육 서열이 시간당 임금에 미치는 효과는 사라지지 않았다. 이 결과는 개인의 능력과 학벌이 상호 관련성이 있지만 노동시장 성과에 있어서 각각 고유한 영향력을 갖고 있다는 것을 시사한다. 더 나아가 능력과 학벌의 노동시장 성과에 대한 영향력이 구체적으로 어떤 방식으로 행사되는지를 분석한 결과, 능력을 통제했을 때 낮은 학벌에 대한 페널티는 존재하나 높은 학벌에 대한 프리미엄은 존재하지 않았으며, 학벌을 통제했을 때 낮은 능력에 대한 페널티는 존재하나 높은 능력에 대한 프리미엄은 존재하지 않았다. 이 결과는 대졸자 노동시장에서 학벌과 능력 중 항상 더 부정적인 시그널을 보내는 쪽에 기반하여 보상이 이루어지는 ‘엄혹한 선별’이 이루어지고 있는 것으로 이해할 수 있으며, 대졸자 노동시장의 수급 상황이 수요자 우위의 취업 시장을 형성한 것을 반영하는 것으로 보인다.

1. 서론

우리나라에서 ‘학벌주의’라고 불리는 사회적 기제 속에서 대학진학은 사회적 성공을 위해 통과해야 하는 관문으로 인식되어왔다. 그런데 입시성적의 차이를 통해 나타나듯이 대학 및 학과의 엄연한 서열이 존재하는 상황에서, 고등교육 내에서도 상위서열을 차지하려는 치열한 입시경쟁이 전개되어왔다. 더욱이 1980년대 이후 고등교육 시장의 팽창과 함께 대학진학 자체의 중요성이 약화되면서 소위 ‘명문대학’ 진학이 고등교육의 프리미엄을 추구하는 교육수요자에게 더욱 절실했을 것으로 보인다.¹⁾

고등교육의 서열구조는 교육열의 주요한 요인으로 지목되어 왔으며, 이는 사교육 시장의 규모로도 나타난다. 사교육비 지출규모는 조사에 따라 포괄범위가 다르나 적게는 7조원에서 많게는 26조

*, ** KDI 연구위원. * 교신저자(전화: 958-4098, 이메일: hisamkim@kdi.re.kr). 저자들은 자료를 제공해 준 한국노동연구원 노동패널 연구진과 자료 정리 및 분석을 훌륭히 도와 준 KDI 김유경 연구원에게 감사드린다. 본고는 김희삼·이삼호, 『고등교육의 노동시장 성과와 서열구조 분석』(KDI 정책연구시리즈, 2007년 12월)의 제2장으로 수록·발간된다.

1) 1980년 32.8%에 불과했던 고교졸업자의 대학진학률(2년제 대학 포함)은 2006년 현재 82.7%에 이른다.

원에 이르며,²⁾ 이 중 상당부분은 대학입시와 관련된 사교육일 것으로 추측된다. 따라서 고등교육의 서열구조는 심대한 사회경제적 파급효과를 가지고 있다고 할 것이다.

전국적인 대학입시가 시행되어온 우리나라에서 학생들은 상위서열의 대학 및 학과에 진학하기 위해 경쟁하며, 그러한 경쟁의 결과로 나타난 개인의 전국적 서열에 의해 고등교육 공급자와 매칭이 이루어진다. 그 후 대학이 제공하는 고등교육 서비스의 질은 그 서비스의 소비자인 학생들의 인적자본으로 축적되고, 이러한 인적자본은 졸업 후 노동시장에서 대졸노동력의 수요자에 의해 평가받는다. 특히 고등교육의 서열을 사회전반이 인식하고 있는 상황에서 대졸자들은 출신대학, 출신학과의 서열로 대변되는 학벌을 낙인처럼 지닌 채 노동시장에서 구직경쟁 및 승진경쟁에 임하게 된다. 학벌이 노동생산성과 관련된 개인의 고유한 능력과 반드시 동일한 정보를 내포하지 않은 상황에서, 학벌이 노동시장에서 어떻게, 또한 무슨 이유에서 보상 기준으로 이용되고 있는지의 문제는 고등교육 및 노동시장과 관련된 정책적 측면뿐만 아니라 학문적 측면에서도 흥미롭고 중요한 주제이다.

본 연구는 고등교육 서열구조의 효과를 노동시장의 성과 측면에서 고찰한다. 고등교육의 평가지표로서 각 대학 및 학과 졸업자의 임금과 고용에 관한 정보는 대학이 자체적으로 측정하는 학업성취도나 주관적인 수요자 조사를 통한 학생만족도 등보다 객관적이며 고등교육의 경제적 수익을 탐구할 수 있게 한다. 특히 본 연구는 고등교육의 서열구조가 대졸자의 노동시장 성과의 서열로 연결되는 방식에 대한 분석에 초점을 맞춘다. 즉 학벌이라는 형태로 대졸자가 노동시장으로 전이시키는 고등교육 서열이 노동력의 수요자인 기업에 의해 어떻게 평가되는지에 대해 분석하고자 한다. 흔히 명문대학 졸업자의 임금 프리미엄으로 측정되는 학벌의 경제적 효과에 대한 분석에서 중요한 관건은 대학교육 이전에 이미 획득되어있는 학생들의 자질이나 능력을 적절하게 통제하는 것이다. 본 연구에서는 자료가 허용하는 범위 내에서 같은 대학, 같은 학과 입학생들 사이에도 존재하는 능력의 차이를 통제하고, 고등교육 서열이 시간당 임금과 사업체 규모에 미치는 영향을 측정한다.

구체적으로 본 연구에서는 개인이 보고한 대학입시성적을 이용하여 개인별 능력의 차이를 통제 한 후, 비슷한 점수대에서 보다 높은 서열의 교육서비스를 이용한 상향진학자와 보다 낮은 서열의 교육서비스를 이용한 하향진학자의 시간당 임금을 비교하여 서열의 경제적 효과를 측정하고자 했다. 이를 통해 노동시장에 본인의 개인적 자질과 함께 학벌이라는 시그널을 지니고 진입한 대졸자가 어떤 방식으로 질이 다른 일자리에 선별되는지를 추정할 수 있을 것이다.

이러한 분석을 위해 한국노동패널 자료에서 가용한 모든 정보와 진학사가 수집한 전국 학과 평균 수능점수 자료를 이용했다. 그러나 여전히 존재하는 자료의 제약 때문에 개인의 능력을 충분히 통제하지 못한 점은 본 연구에서 발견될 다른 문제점들과 함께 주요 한계로 지적될 수 있을 것이다. 결론에서는 연구결과를 요약하고 향후 과제를 제시한다.

2) 우리나라의 사교육비 지출규모는 교육인적자원부의 2000년 조사, 한국교육개발원의 2001년 및 2003년 조사, 한국은행의 2003년 조사 등에 의해 추정된 바 있다. 관련 내용을 정리한 연구로서 우천식·조병구(2004)를 참조할 수 있다.

II. 문제 제기 및 선행 연구

1. 대학서열이 노동시장 성과에 미치는 영향

명문사립대학을 비롯한 소위 ‘일류대학(elite college)’ 졸업생이 다른 대졸자에 비해 높은 경제적 수익을 누리는지에 대한 일반인의 관심을 반영하여 이에 대한 실증연구가 미국을 중심으로 축적되어 왔다. 우리나라에서도 ‘학벌’로 일컬어지는 대학 및 학과의 서열에 대한 사회적 관심은 언제나 뜨거웠지만, 대학서열과 노동시장 성과를 연계한 실증적 연구는 자료의 제약 등의 이유로 매우 드물었다.

입학생의 평균 입시성적으로 측정한 우리나라의 대학서열을 로그임금방정식에 도입해 학력수준만으로 설명되지 않는 대학서열의 효과를 추정한 장수명(2002, 2006)의 연구는 드문 사례로 평가될 수 있다. 장수명(2006)은 한국노동패널조사 1~5차연도 자료와 진학사에서 축적한 학과별 평균 입학성적 자료를 이용하여 상위권 대학, 특히 최상위 5개 대학에 임금 프리미엄이 매우 집중되어 있으며, 전공별로는 교육계열과 의학계열의 임금 프리미엄이 높다는 것을 발견했다. 그런데 이 연구는 각 대학의 학과별 평균입시성적을 학과별 학생 수를 가중치로 평균하여 계산한 대학별 가중평균 입학성적을 서열 변수로 이용함으로써 개인이 졸업한 대학의 서열 효과는 고려했지만 학과의 서열 효과는 반영하지 않았다. 유사한 결과를 도출한 장수명의 앞선 연구(2002)에서는 학과(학부) 또는 계열의 평균 입학성적을 분석에 도입한 바 있지만, 1994년의 평균 입학성적 정보를 그 이전 4개년 입학자들에게 모두 적용함으로써 대학 및 학과 서열의 시간적 변화를 고려하지 못했다.

한편 김진영(2007)은 한국직업능력개발원의 2005년도 「전문대·대학교 졸업생의 경제활동상태 추적조사」 자료와 진학사의 학과별 평균 입학성적 자료를 이용하여 대학의 서열 효과를 분석했는데,³⁾ 이 연구에서는 표본 응답자가 졸업한 학과의 평균 입학성적과 그 대학의 전반적 서열(학과별 평균 입학성적을 학과 인원 수로 가중평균한 값을 기준)이 노동시장 성과에 미치는 영향을 동시에 고려한 것이 특징이다. 그 결과 학과의 평균 입학성적을 통제했을 때 대학서열이 취업률에 미치는 영향은 유의하지 않지만, 연소득에 미치는 영향은 100위 대학에 이르기 전까지는 유의한 양의 효과를 나타내는 것으로 밝혀졌다. 그러나 이 연구 역시 2003년 전문대 및 대학 졸업생의 입학연도의 다양성을 무시하고 1998년도 학과별 평균 입학성적을 일괄 적용하였으며, 서열의 시간적 변화는 고려하지 않았다.

최근 고등교육의 서열화는 비단 대학들 간의 서열화뿐만 아니라 세부적인 학과 전공들 간의 서열화의 양태로 복잡하게 나타나고 있는 상황이며, 서열의 변화도 부분적으로 진행되어 왔다. 따라서 우리가 일반적으로 생각하는 학벌의 효과를 입학생의 평균 입시성적을 이용해 추정하려면, 매년 조사된 전국 대학의 학과별 평균 입시성적을 해당 연도 해당 학과 입학생의 향후 노동시장 성과를

3) 동일한 자료를 사용한 오호영·김승보·정재호(2006)는 출신학과의 평균 수능점수가 임금에 중요한 영향을 미치며, 수도권 대학과 비수도권 대학 간의 졸업생 임금격차의 상당 부분을 수능점수의 차이로 설명할 수 있다고 보고하고 있다.

측정할 때 설명변수로 사용해야 할 것이다. 본 연구는 가용한 자료를 최대한 활용하여 고등교육의 서열을 개별 대학의 개별 학과 수준에서 관측된 해당 연도의 입시성적으로 측정하여 선행연구의 한계를 극복하고자 한다.

2. 개인 능력 통제의 중요성

적절한 서열 변수의 사용 이상으로 중요한 문제는 대학서열과 노동시장 성과 양자에 영향을 미치는 개인의 능력을 통제해야 한다는 것이다. 이질적인 개인의 특성, 특히 대학서열에 따라 차이를 보일 가능성이 있는 개인의 능력을 통제하지 못하면 서열 효과 자체를 추정했다고 보기 어렵다. 노동시장의 성과 차이를 가져오는 개인의 능력이 대학서열을 높이는 데도 기여했다면 능력을 통제하지 않은 실증모형은 대학서열의 임금 상승효과를 과대추정(over-estimate)하는 결과를 낳기 때문이다. 그런데 개인의 능력을 통제하고 서열 효과를 추정한 우리나라의 연구는 아직 없으며, 본 논문이 최초의 시도인 것으로 보인다. 따라서 여기서는 외국 문헌에서 개인의 능력을 다양한 자료와 방법으로 통제하고 대학서열의 효과를 추정한 결과들을 간단히 소개한다.

먼저 Black and Smith(2004)와 Brand and Halaby(2006)는 관찰된 개인의 특성을 통제하면 이를 통제하지 않았을 때와 비교하여 진학한 대학서열이 노동시장 성과에 미치는 영향이 크게 감소한다는 것을 발견했다. 특히, 개인의 특성 중에서도 지능지수(Intelligence Quotient: IQ)나 입대자격검사(Armed Forces Qualification Test: AFQT) 점수와 같은 인지능력에 대한 통제가 매우 중요한 역할을 하는 것으로 밝혀졌다는 점은 주목할 만하다.

그러나 개인의 특성을 통제했을 때 대학서열의 효과가 존재하는지에 대해서는 아직 확정적인 결론에 이르지 못한 것으로 보인다. 일관성 쌍둥이를 통해 개인의 능력을 통제한 Behrman, Rosenzweig, and Taubman(1996)의 연구나 개인의 특성에 따라 각 서열의 대학에 진학할 확률을 통제한 Brewer, Eide, and Ehrenberg(1999)의 연구에서는 이러한 통제에도 불구하고 대학서열이 향후의 성과에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 Bowen and Bok(1998), Loury and Garman(1995), Kingston and Smart(1990), 그리고 Monks(2000)의 연구도 명문대학 졸업생의 경제적 성과가 더 높다는 결과를 제시하고 있다.

반면 Dale and Krueger(2002)는 그와 상반되는 결과를 제시해 반향을 일으켰다. 이 연구의 특징은 입학 허가를 받은 대학들의 리스트상으로는 입학 사정의 결과가 유사하지만 진학한 대학에 차이가 있는 그룹을 선별함으로써 입학 사정에 반영되지만 연구자는 관찰할 수 없는 개인의 특성을 통제한 것이다.⁴⁾ 그 결과 상위권 대학으로의 진학이 노동시장 성과에 미치는 영향은 나타나지 않았다고 보고했다. 이처럼 개인의 능력을 통제한 상태에서 대학서열이 노동시장 성과에 미치는 효과는 여전히 논쟁 중인 연구 주제라 할 수 있다.

이처럼 개인 능력의 통제가 진학한 대학의 서열 효과를 측정하는 데 중요하다면, 개인 능력과 밀

4) 이러한 특성으로 추천서에 나타난 평가, 작성한 에세이에 드러나는 적극성 등을 들 수 있다.

접한 관련이 있는 변수를 모형에 도입하여 추정한 결과는 그렇지 않은 결과에 비해 상대적으로 더 신뢰할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 개인 능력을 반영하는 변수로서 개인의 대학입시성적을 사용한다.⁵⁾ 이를 통해 학별과 능력의 임금 상승효과를 추정하고 서로 다른 학별과 능력을 가진 대졸자들이 노동시장에서 어떤 방식으로 선별되는지를 추론해 보고자 한다.

물론 대학입시성적은 노동시장에서 발휘될 개인 능력을 충분히 반영하는 변수로 보기 어렵지만, 현재 가용한 자료 내에서는 개인 능력을 통제할 수 있는 다른 방법을 찾을 수 없다. 전술했듯이 본 연구가 대학의 서열 효과에 대한 분석에서 개인 능력을 별도로 고려하는 국내 최초의 시도라는 점에서 의의를 찾을 수 있지만, 그만큼 아직 극복되지 않은 자료의 제약은 한계로 남는다.

3. 실증분석을 위한 문제 제기

본 장에서 구체적으로 실증분석을 통해 탐구할 문제는 다음의 다섯 가지이다. 첫째, 교육연수가 같더라도 대학 및 학과의 서열에 따라 향후 노동시장에서 받게 되는 시간당 임금이 달라지는가? 둘째, 본인의 입시성적을 통제하면 서열 효과는 어떤 영향을 받는가?(즉, 대학 및 학과의 서열 효과가 입학 당시의 선별만으로 환원되는가?) 셋째, 대학 및 학과의 서열과 입시성적은 주된 일자리의 사업체 규모에도 영향을 미치는가? 넷째, 같은 성적으로 그 수준의 학과에 진학한 경우에 비해 서열이 더 높은 학과에 진학한 경우와 더 낮은 학과에 진학한 경우에 경제적 수익이 각각 차이가 나는가? 다섯째, 같은 학과 출신이라면 그 학과 평균수준의 점수로 입학한 경우에 비해 더 높은 점수로 들어온 경우와 더 낮은 점수로 들어온 경우에 경제적 수익이 각각 차이가 나는가? 특히 마지막 두 질문은 학과서열과 입시성적의 임금 상승효과가 주로 상위서열이나 상위특점에 대한 프리미엄에 의한 것인지, 하위서열이나 하위특점에 대한 페널티에 의한 것인지를 구분해 보려는 것이다.

III. 분석 자료

본 장의 분석을 위해서는 개인의 입시성적과 진학한 대학 및 학과에 대한 정보, 특히 흔히 입학생의 평균 수능성적으로 측정되는 학과의 서열에 대한 정보가 핵심적으로 필요하며, 노동시장에서의 성과를 평가할 자료, 예컨대 시간당 임금에 관한 자료 또한 필수적이다. 본 장에서 제기한 문제에 대한 직접적인 선행연구가 우리나라에 존재하지 않는 것은 그동안 이러한 자료를 확보하지 못했기 때문이다.

본 연구는 위와 같은 필수 정보를 추출하기 위해 두 가지 자료를 이용한다. 첫째, 1998년 이후

5) 김진영(2007)은 개인별 대학입시성적 자료가 없는 상황에서 표본 응답자가 졸업한 학과의 평균 입학성적을 개인 능력의 대리변수로 간주하고 있다. 하지만 같은 학과 입학자들 사이에도 입시성적의 편차가 상당한 크기로 존재한다는 점을 고려할 때 학과 평균 입시성적은 개인의 능력보다는 학과서열의 지표로 해석될 수 있을 것이다.

한국노동연구원에서 매년 수행하고 있는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)는 응답자의 임금과 고용 등 노동시장 성과에 관한 일반적인 정보는 물론 대학입시성적, 진학한 대학 및 학과의 이름, 재학생의 경우 전년도의 평점평균 등 다른 표본조사에서 흔히 구할 수 없는 특별한 정보를 포함하고 있다.⁶⁾ 둘째, 대학입시전문기관 진학사가 구축한 데이터베이스는 1994년 대학수학능력시험(이하 수능)이 실시된 이후 2003년 입시까지 전국 대학의 학과별 평균 수능점수를 기록하고 있다.⁷⁾

분석에 사용될 표본은 1~9차연도 KLIPS 응답자 중에서 대학입시성적과 진학한 대학 및 학과의 이름, 그리고 향후 노동시장에 진출해서 받은 시간당 임금 등에 관한 유효한 정보가 있는 임금근로자들이다. 아래에서는 본 장의 분석에서 핵심적인 변수인 학과 평균 수능점수, 개인의 입시성적, 그리고 시간당 임금이 어떻게 측정되었는지 보다 상세히 소개한다.

1. 학과 평균 수능점수

본 연구에서 KLIPS 응답자가 진학한 대학 및 학과의 서열을 측정하기 위해 사용한 변수는 진학연도 해당 학과 입학생의 평균 수능점수이다. KLIPS 자료에서 개인별로 조사된 대학 및 학과의 이름과 진학연도를 기준으로 그 해 그 학과 입학생의 평균 수능점수를 진학사의 입시 자료에서 찾아서 각 응답자가 진학한 학과의 서열을 기록했다. KLIPS 응답자가 입학한 대학과 학과의 구체적인 이름은 7차연도 조사부터 일반에 공개되고 있으나, 한국노동연구원의 자료 협조를 얻어 1차연도로부터 매년 조사에 기록된 대학 및 학과의 이름에 관한 정보를 모두 이용해 결측치를 최대한 줄였다. 참고로, 전문대 이상의 학교명은 1차연도 조사에서만 전체 개인을 대상으로 조사되었고, 2차연도 조사부터는 신규응답자들만을 대상으로 조사되었다. 7차연도 이전의 조사에서 사용된 KLIPS 학교명 코드는 7차연도 이후의 ‘한국교육개발원 코드’로 모두 통일시킨 후 사용했다. 한편 학과명은 1~3차연도 조사까지만 한국교육개발원의 소분류코드로 조사되고 4차연도 조사 이후에는 학과 대신 전공계열만 조사되었다. 본 연구에서는 진학사가 제공한 전국의 ‘학과별’ 평균 수능점수를 분석에 이용하기 위해 1~3차연도 조사에서 학과 수준까지 전공이 조사된 응답자만을 표본에 포함시켰다. 그리고 대학을 도중에 옮기거나 복수의 대학을 졸업한 소수의 응답자에 대해서는 최종적으로 졸업한 대학 및 학과를 기준으로 진학연도의 해당 학과 평균 수능점수를 조사했다.

주지하듯이 수능은 1994~96학년도에 200점 만점으로, 1997학년도 이후에는 400점 만점으로 시행되었으며, 매년 난이도의 차이로 절대점수가 같아도 전국 석차에는 상당한 차이가 난다. 이와 같

6) KLIPS는 1995년 인구주택총조사의 10%에 해당하는 표본 조사구 중에서 제주도를 제외한 도시지역에 거주하는 5,000가구를 표본으로 1998년에 1차 조사를 시작한 장기추적 생애조사(longitudinal survey)로서, 표본가구에 속한 만 15세 이상의 가구원을 해마다 조사하고 있다. 8차 조사가 완료된 2005년까지도 원표본 가구 유지율이 76.5%로 안정되어 있다.

7) 진학사의 수능점수 데이터베이스는 교육인적자원부의 협조를 받아 각 대학으로부터 연도별·학과별 평균 수능점수를 수합하여 구축한 것이다. 진학사 자료를 구하는 데 도움을 주신 KDI 국제정책대학원의 김태종 교수께 감사드린다.

은 기준 점수와 난이도의 차이를 조정하고 학과 평균 수능점수를 학과서열의 지표로 이용하기 위해 본 연구에서는 수능 원점수 대신 매년 수능점수의 전국 분포를 토대로 산출한 상대점수인 수능 백분위점수(=100-수능석차백분율)를 사용했다. <표 1>은 연도별로 수능 원점수를 백분위점수로 전환한 예를 보여주고 있다.

<표 1> 연도별 수능 원점수의 백분위점수 전환 예시

| 원점수 | 1994 | 1995 | 1996 | 원점수 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 |
|-----|------|------|------|-----|------|------|------|------|------|------|------|
| 70 | 21.2 | 19.1 | 25.2 | 140 | 35.1 | 18.0 | 10.5 | 9.0 | 4.7 | 17.1 | 22.1 |
| 80 | 33.4 | 30.0 | 37.3 | 160 | 48.3 | 27.5 | 17.0 | 14.8 | 8.5 | 25.3 | 30.2 |
| 90 | 45.5 | 41.2 | 49.4 | 180 | 60.0 | 36.9 | 24.1 | 21.3 | 13.3 | 34.1 | 38.5 |
| 100 | 56.7 | 52.4 | 61.2 | 200 | 70.5 | 45.9 | 31.6 | 27.9 | 18.9 | 43.5 | 47.1 |
| 110 | 67.1 | 63.4 | 72.4 | 220 | 79.5 | 54.8 | 39.4 | 34.8 | 24.8 | 53.3 | 56.0 |
| 120 | 76.2 | 73.6 | 82.1 | 240 | 86.7 | 63.7 | 47.8 | 42.4 | 31.1 | 63.3 | 64.4 |
| 130 | 83.8 | 82.4 | 89.6 | 260 | 92.2 | 72.3 | 57.0 | 51.1 | 38.0 | 72.4 | 72.7 |
| 140 | 89.7 | 89.5 | 94.7 | 280 | 96.0 | 80.2 | 66.5 | 60.8 | 45.8 | 80.6 | 80.0 |
| 150 | 94.1 | 94.4 | 97.7 | 300 | 98.3 | 87.0 | 75.8 | 70.8 | 54.5 | 87.6 | 86.3 |
| 160 | 97.1 | 97.5 | 99.3 | 320 | 99.5 | 92.5 | 84.2 | 80.1 | 64.2 | 93.2 | 91.8 |
| 170 | 98.9 | 99.2 | 99.9 | 340 | 99.9 | 96.4 | 91.2 | 88.1 | 74.7 | 96.9 | 96.0 |

주: 각 연도별 인문·자연·예체능계를 합친 전체 응시인원의 수능 총점을 기준으로 함. 원자료에서 수능 원점수는 0.1점 단위로 측정되어 있으나 본 표에서는 KLIPS 조사에서 본인의 수능성적을 질문할 때 기준으로 삼은 급간의 경계치만을 예시함.

자료: 진학사 수능점수 데이터베이스.

2. 개인의 입시성적

입시성적은 일반적인 가구패널조사의 데이터 항목으로 상당히 예외적인 것인데, KLIPS의 5차년도 조사에서는 대학입시성적에 관한 질문이 포함되었다. 응답자들은 각자 응시한 대학입학시험의 종류(학력고사, 200점 만점 수능, 400점 만점 수능)를 표시하고 각각 12급간으로 제시된 점수 구간 중 해당 구간에 자신의 점수를 보고했다. 학력고사 세대는 진학사의 수능 데이터베이스에서 학과서열을 확인할 수 없기 때문에 표본에서 제외시켰다. KLIPS 설문에서는 응답자의 입시성적을 원점수 대신 12개로 나눈 급간 중 하나에 표시하는 방식으로 기록했다. 급간별 경계점수는 400점 만점 수능시험(1997학년도 이후 대입)을 기준으로 했을 때 1급간: 140점 이하, 2급간: 141~160점, 3급간: 161~180점, 4급간: 181~200점, 5급간: 201~220점, 6급간: 221~240점, 7급간: 241~260점, 8급간: 261~280점, 9급간: 281~300점, 10급간: 301~320점, 11급간: 321~340점, 12급간: 341점 이상으로

제시했다. 한편 200점 만점 수능시험(1994~96학년도 대입)의 경우 급간별 경계점수는 400점 만점인 경우의 0.5배를 반올림한 값으로 제시되어 있다. 이처럼 개인의 입시성적이 연속변수가 아닌 범주형 변수로 조사됨에 따라 상당한 정보량의 손실이 있었겠지만, 입시성적과 같이 민감한 설문항목에 대한 응답 누락을 줄이고 정확한 점수를 기억하기 어려운 응답자의 답변을 끌어내는 데는 이러한 급간 제시가 도움이 되었을 것이다. 이러한 입시성적 측정량의 성김(coarseness)과 응답자 자신의 보고에 기초한 자료라는 점에서 발생할 소지가 있는 과장보고(over-reporting) 문제는 본 연구에서 사용하는 입시성적이 상당한 측정오차(measurement error)를 포함하고 있을 것이라는 추측을 가능하게 한다. 일반적으로 설명변수에 내재한 측정오차는 회귀분석에서 해당 변수의 계수값을 과소추정(under-estimate)하게 만드는 경향이 있다는 점을 이후의 분석에서 감안할 필요가 있을 것이다.

3. 시간당 임금

교육투자의 경제적 수익률을 측정하는 데 일반적으로 사용되는 시간당 임금은 학과서열 및 입시성적의 경제적 효과를 평가하는 데 있어서도 가장 적합한 변수일 것이다. KLIPS의 매년도 개인별 자료에는 응답자가 임금근로자인 경우 주된 일자리를 기준으로 월평균 임금과 근로시간이 조사되어 있다. 본 연구에서는 정규근로시간이 있다고 응답한 경우 주당 정규근로시간과 주당 평균 초과근무시간을 합산해 주당 근로시간을 산출했으며, 정규근로시간이 없다고 응답한 경우에는 주당 평균 근무시간을 주당 근로시간으로 간주했다. 이렇게 산출된 주당 근로시간에 4(주)를 곱해 월 근로시간을 계산하고 월평균 임금을 월 근로시간으로 나누어 시간당 임금을 계산했다. KLIPS 응답자들의 시간당 임금 정보는 첫 조사를 시작한 1998년부터 얻을 수 있는데, 공교롭게도 1998년은 1994년에 4년제 대학에 입학한 첫 수능세대가 노동시장에 진출하기 시작하는 해라는 점이 흥미롭다. 서로 다른 조사연도에 관찰된 시간당 임금은 통계청의 소비자물가지수(CPI, 2005년=100)를 이용해 인플레이션 효과를 조정했다. 한편 자영업자 등 비임금근로자에 대해서도 월평균 소득과 주당 평균 근로시간이 보고되어 있으나 임금근로자와 동일한 기준으로 비교하기 힘들고 자영업자의 시간당 소득을 직접적인 노동시장 성과로 간주하기 어렵기 때문에 비임금근로자는 본 연구의 분석대상에서 제외했다.

4. 주요 변수의 기술 통계(descriptive statistics)

이상에서 정의된 학과 평균 수능점수, 입시성적, 시간당 임금 모두에 대해 유효한 정보를 확보할 수 있었던 KLIPS 응답자 수는 230명이었는데 시간당 임금은 복수의 조사연도에 관찰된 경우가 존재하므로 이를 별도의 관측치로 간주했을 때 총 관측치 수는 740개였다. KLIPS의 개인별 입시성적 자료와 진학사의 학과별 평균 수능성적 자료에서 모두 유효한 정보가 있는 관측치만 사용했기 때문에 한 응답자에 대해 여러 조사연도의 KLIPS 자료를 활용하는 등의 노력에도 불구하고 표본의

크기가 크지 않은 점, 그리고 수능 세대들이 1998년 이후 노동시장에 진입한 비교적 젊은 노동력이기 때문에 학과서열과 입시성적의 중장기적인 효과를 관찰할 수는 없다는 점이 실증분석에 있어서 아쉬운 점이다.

<표 2>는 앞에서 설명한 주요 변수를 통계적으로 기술한 것이다. 진학사 자료는 2003학년도 입시까지 전국 학과의 평균 수능점수가 수집되어 있지만, KLIPS 자료에서 시간당 임금 자료를 확보할 수 있었던 응답자들의 경우 모두 2001년까지 대학에 진학했다. 관측된 시간당 임금은 2005년 소비자물가를 기준으로 평균 8,673원이었다. 시간당 임금의 관측치 중 여성의 비율이 약 62%로 남성보다 많았는데, 남성의 노동시장 진입이 군 복무 등으로 인해 상대적으로 늦은 현실을 반영하고 있는 것으로 보인다. 또한 관측치 중 약 84%가 4년제 대졸 이상의 학력을 가진 응답자에게서 얻어졌으며, 평균 교육연수 역시 4년제 대졸에 해당하는 16년에 근접한 값이었다. 전술했듯이, 표본 응답자는 시간당 임금 관측연도에 평균 26.3세의 젊은 노동력이었으며, 이들의 경력연수도 평균 3년 반 정도의 짧은 기간으로 추정되었다.

<표 2> 주요 변수의 기술 통계(관측치 수: 740개, 표본 응답자 수: 230명)

| 변 수 | 평 균 | 표준편차 | 최솟값 | 최댓값 |
|----------------------|-------|-------|-------|--------|
| 학과 평균 수능백분위점수 | 81.8 | 14.8 | 17.5 | 99.8 |
| 개인 수능점수 급간(1~12) | 8.56 | 2.27 | 1 | 12 |
| 대학 입학연도 | | | | |
| 1994 | 0.134 | 0.341 | 0 | 1 |
| 1995 | 0.176 | 0.381 | 0 | 1 |
| 1996 | 0.155 | 0.363 | 0 | 1 |
| 1997 | 0.197 | 0.398 | 0 | 1 |
| 1998 | 0.238 | 0.426 | 0 | 1 |
| 1999 | 0.049 | 0.215 | 0 | 1 |
| 2000 | 0.018 | 0.131 | 0 | 1 |
| 2001 | 0.034 | 0.181 | 0 | 1 |
| 시간당 임금(단위: 원, 2005년) | 8,673 | 5,568 | 1,506 | 75,942 |
| 시간당 임금 관찰연도 | | | | |
| 1998 | 0.024 | 0.154 | 0 | 1 |
| 1999 | 0.054 | 0.226 | 0 | 1 |
| 2000 | 0.064 | 0.244 | 0 | 1 |
| 2001 | 0.085 | 0.279 | 0 | 1 |
| 2002 | 0.142 | 0.349 | 0 | 1 |
| 2003 | 0.170 | 0.376 | 0 | 1 |
| 2004 | 0.151 | 0.359 | 0 | 1 |
| 2005 | 0.143 | 0.351 | 0 | 1 |
| 2006 | 0.166 | 0.373 | 0 | 1 |
| 여 성 | 0.619 | 0.486 | 0 | 1 |
| 연 령 | 26.3 | 2.5 | 19 | 35 |
| 학력(교육연수) | 15.9 | 1.0 | 13 | 22 |
| 전문대 중퇴(13년) | 0.009 | 0.097 | 0 | 1 |
| 전문대 졸업(14년) | 0.082 | 0.275 | 0 | 1 |
| 4년제 대학 중퇴(15년) | 0.070 | 0.256 | 0 | 1 |
| 4년제 대학 졸업(16년) | 0.735 | 0.442 | 0 | 1 |
| 석사과정 중퇴/수료(17년) | 0.047 | 0.212 | 0 | 1 |
| 석사과정 졸업(18년) | 0.043 | 0.204 | 0 | 1 |
| 박사과정 중퇴/수료(20년) | 0.009 | 0.097 | 0 | 1 |
| 박사과정 졸업(22년) | 0.003 | 0.052 | 0 | 1 |
| 총경력연수(=연령-교육연수-7) | 3.5 | 2.3 | 0 | 12 |

자료: 개인별 수능점수 급간은 KLIPS 5차연도 조사자료, 시간당 임금과 대학 입학연도에 대한 정보는 KLIPS 1~9차연도 조사자료, 각 응답자가 최종 졸업한 학과의 입학 시 평균 수능점수는 진학사 자료를 이용함.

IV. 분석 결과

1. 시간당 임금에 미치는 학과서열과 입시성적의 효과

개인의 입시성적과 진학한 학과의 평균 수능점수, 그리고 그 개인이 졸업 후 노동시장에서 받게 되는 시간당 임금 간에는 모두 서로 양의 상관관계가 있을 것으로 짐작할 수 있다. 그런데 그 상관성의 크기에 대해서는 우리나라에서 알려진 정보가 없는 상황이다. <표 3>은 본격적인 회귀분석에 앞서 이들 변수 간의 상관계수를 조사한 결과이다. 먼저 개인별 수능점수와 학과 평균 수능점수는 상관계수가 약 0.45에 달하는 관련성이 있으나, 같은 학과에 입학한 모든 학생이 같은 급간의 수능점수를 받은 경우의 상관계수가 1이라고 할 때 입학생들 사이에 상당한 점수 편차가 존재함을 시사한다. 흥미로운 질문은 시간당 임금과 상관성이 높은 변수가 어떤 개인이 졸업한 학과의 평균 수능점수인지, 아니면 본인이 받았던 수능점수인지 하는 것이다. <표 3>은 후자가 전자보다 시간당 임금과의 상관성이 약 2배 높다는 것을 보여준다(0.3243 대 0.1481). 12급간으로 보고된 개인별 수능점수처럼 학과 평균 수능점수도 12급간으로 뭉뚱그린 후 상관계수를 계산한 경우에도 결과는 크게 달라지지 않는다(0.1868). 이러한 결과는 단순상관계수의 비교에 불과하지만, 시간당 임금을 설명함에 있어서 개인의 능력이 학벌 이상의 중요성을 갖는다는 점을 암시한다. 앞으로의 회귀분석에서도 개인별 수능점수의 중요성이 확인될 것이다.

<표 3> 개인별 수능점수, 학과평균 수능점수, 시간당 임금의 상관계수

| | 개인별 수능점수(12급간) | 시간당 임금(로그값) |
|------------------|----------------|----------------|
| 학과 평균 수능점수(백분위) | 0.4557 (n=297) | 0.1481 (n=201) |
| 학과 평균 수능점수(12급간) | 0.4534 (n=297) | 0.1868 (n=201) |
| 시간당 임금(로그값) | 0.3243 (n=245) | 1 |

주: 각 칸의 숫자는 해당 행과 열의 변수 간의 상관계수, n은 관측치 수임.

자료: 개인별 수능점수와 시간당 임금은 KLIPS 5차연도 조사자료, 각 응답자가 최종 졸업한 학과의 입학 시 평균수능점수는 진학사 자료를 이용함.

이제 본격적인 회귀분석을 통해 시간당 임금에 미치는 학과서열과 입시성적의 효과를 탐구해보자. 추정할 계량모형은 통상적인 로그임금 방정식(Mincer[1970])에 학과서열과 입시성적을 추가로 통제된 모형이다. 근로시간은 임금소득의 결정에 중요한 역할을 하기 때문에 모형에서 고려되어야

하지만 내생성(endogeneity)을 지닌 변수이므로 독립변수로 포함시키는 것보다는 본 연구에서처럼 종속변수를 시간당 임금소득의 로그값으로 하는 것이 일반적이다. 근로자의 임금소득에 영향을 미칠 수 있는 기업체의 규모, 직종, 산업, 지역 등을 독립변수로 포함시키지 않은 이유는 이들 역시 모형에서 대부분 내생적인 성격을 갖고 있어 내생성 문제를 유발할 수 있기 때문이다.

교육연수는 로그임금 방정식에서 핵심적인 설명변수이며, 본 연구에서는 대학에 진학한 응답자들의 최종 학력(전문대, 4년제 대학, 대학원 석박사과정의 졸업 또는 중퇴)의 차이를 통제하는 역할을 한다.⁸⁾ 경력연수는 통상적인 2차식 형태로 설명변수에 도입했지만, 통상적인 곡선 형태의 경력-임금 프로파일을 발견하기에는 응답자들의 노동시장 경력이 길지 않다는 점을 감안해야 할 것이다.

또한 이하의 모든 회귀분석모형에서는 응답자의 대학 입학연도를 더미변수 형태로 포함시켰는데(1994년 대입 기준), 입학연도에 따른 코호트(cohort) 효과를 감안한 것이기도 하지만, 응답자가 보고한 수능점수가 같은 급간으로 표시되었다고 하더라도 입학연도에 따라 수능 난이도에 차이가 있었다면 유사한 능력을 나타내는 것으로 해석하기 어렵기 때문에 이를 통제하기 위한 목적이다.

전술했듯이 회귀분석 표본의 740개 관측치에 포함된 230명의 응답자 중에는 복수의 관측연도에 시간당 임금이 보고된 경우가 있다. 이와 같은 동일인의 관측치들 간의 상관성이 빚어내는 편의를 조정하기 위해 이하의 결과표들에서는 230개의 응답자별 군집형성(clustering)을 통해 계산한 표준 오차를 보고했다.

먼저 <표 4>의 (1)열에서는 교육연수가 같을 때 학과서열이 갖는 시간당 임금의 상승효과를 보여준다. 추정된 계수의 값은 어떤 개인이 진학한 학과의 평균 수능백분위점수가 1점 높아졌을 때, 즉 평균 수능점수를 기준으로 한 학과의 전국 백분위서열이 1%p 높아졌을 때, 시간당 임금은 약 0.5% 증가한다는 것을 시사한다. 그런데 (2)열에서처럼 본인의 수능점수를 설명변수로 추가하면 학과서열의 설명력이 상당히 줄어들어 통계적 유의성을 잃게 된다. (2)열의 결과를 해석하면, 교육연수와 학과서열이 유사하더라도 본인의 수능점수가 한 급간 높아지면(한 급간의 너비는 400점 만점일 때 20점) 시간당 임금이 평균적으로 약 4% 증가한다는 것이다. 개인별 수능점수의 시간당 임금 상승효과를 급간별로 나누어본 것이 (3)열인데, 12급간 중 1급간부터 5급간(400점 만점일 때 220점 이하의 낮은 점수)까지는 시간당 임금의 단계적 상승효과가 비체계적이고 다소 비정상적인 패턴을 보이며 해당 관측치 수가 소수에 불과했기 때문에, 6급간 이상의 수능점수를 보고한 응답자(관측치의 91.5%)로 표본을 한정했다. 그 결과, 6급간과 비교할 때 그 이상의 수능점수를 보고한 응답자는 점수가 높아질수록 시간당 임금이 대체로 상승세를 보였으며, 9급간 이상에서 통계적 유의성이 두드러졌다. 특히 최상위점수대인 12급간(400점 만점일 때 341점 이상)에서는 비약적인 고임금을 나타냈다. 소위 일류대학 상위권 학과 진학을 위한 치열한 경쟁이 향후 노동시장에서 얻게 될 높은 시간당 임금이라는 경제적 근거가 있음을 암시하는 대목이다.

다음으로 <표 5>는 모형 설정을 조금 바꿔서 학과 평균 수능점수의 제곱을 설명변수로 추가하여 분석한 결과이다. 노동시장에서 대학 및 학과의 서열 효과가 최하위부터 최상위까지 선형으로

8) 이하의 모든 회귀분석에서 4년제 대졸 이상의 학력을 가진 경우만을 표본에 포함시켰을 때도 정성적으로 동일한 결과가 도출되었음을 미리 밝혀둔다.

나타나기보다는 최상위 서열로 올수록 보다 급격하고 공고하게 나타난다는 것이 알려져 있다(장수명[2002, 2006], 김진영[2007] 등). 이러한 현상이 나타나는 배경에는 숙련편향적인(skill-biased) 기술진보와 승자독식(winners take all)의 분배 양태가 두드러지게 된 시장상황이 존재하는 것으로 추정된다. 이와 같은 서열 수익 체증의 가능성을 고려하여 시간당 임금의 결정 모형에 학과서열의 제곱을 추가하여 이차식 형태를 추정하기로 한다.

〈표 4〉 시간당 임금(로그값)에 대한 학과서열과 입시성적의 영향(I)

| | (1) | | (2) | | (3) | |
|-----------------------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 |
| 상수항 | -3.635 | 0.374 *** | -3.490 | 0.366 *** | -2.838 | 0.392 *** |
| 여 성 | 0.008 | 0.055 | -0.010 | 0.056 | -0.024 | 0.060 |
| 교육연수 | 0.153 | 0.026 *** | 0.136 | 0.024 *** | 0.105 | 0.026 *** |
| 경력연수 | 0.108 | 0.025 *** | 0.107 | 0.025 *** | 0.120 | 0.025 *** |
| 경력연수 제곱 | -0.002 | 0.003 | -0.002 | 0.003 | -0.003 | 0.003 |
| 1995년 대입 | 0.072 | 0.072 | 0.054 | 0.072 | 0.090 | 0.078 |
| 1996년 대입 | 0.158 | 0.084 * | 0.153 | 0.082 * | 0.174 | 0.092 * |
| 1997년 대입 | 0.246 | 0.083 *** | 0.245 | 0.082 *** | 0.262 | 0.089 *** |
| 1998년 대입 | 0.370 | 0.081 *** | 0.362 | 0.080 *** | 0.356 | 0.088 *** |
| 1999년 대입 | 0.179 | 0.131 | 0.134 | 0.125 | 0.099 | 0.126 |
| 2000년 대입 | 0.313 | 0.272 | 0.296 | 0.243 | 0.363 | 0.243 |
| 2001년 대입 | 0.210 | 0.219 | 0.247 | 0.273 | 0.057 | 0.268 |
| 학과평균수능백분위점수 | 0.005 | 0.002 ** | 0.002 | 0.002 | 0.001 | 0.003 |
| 본인수능점수급간(1~12) | | | 0.040 | 0.014 *** | (6/12 기준) | |
| 본인수능점수급간 7/12 | | | | | 0.144 | 0.093 |
| 본인수능점수급간 8/12 | | | | | 0.168 | 0.102 |
| 본인수능점수급간 9/12 | | | | | 0.231 | 0.114 ** |
| 본인수능점수급간 10/12 | | | | | 0.277 | 0.101 *** |
| 본인수능점수급간 11/12 | | | | | 0.245 | 0.110 ** |
| 본인수능점수급간 12/12 | | | | | 0.526 | 0.108 *** |
| 관측치 수 | 740 | | 740 | | 677 | |
| 결정계수(R ²) | 0.2812 | | 0.3039 | | 0.3392 | |
| 적합도(F ratio) | 18.18*** | | 24.84*** | | 21.91*** | |

<표 5> 시간당 임금(로그값)에 대한 학과서열과 입시성적의 영향(II)

| | (1) | | (2) | | (3) | |
|-------------------------------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 |
| 여 성 | 0.008 | 0.054 | -0.011 | 0.055 | -0.023 | 0.058 |
| 교육연수 | 0.145 | 0.026 *** | 0.129 | 0.024 *** | 0.103 | 0.026 *** |
| 경력연수 | 0.108 | 0.025 *** | 0.106 | 0.024 *** | 0.119 | 0.026 *** |
| 경력연수 제곱 | -0.002 | 0.003 | -0.001 | 0.003 | -0.002 | 0.003 |
| 1995년 대입 | 0.064 | 0.074 | 0.046 | 0.075 | 0.067 | 0.084 |
| 1996년 대입 | 0.147 | 0.086 * | 0.142 | 0.084 * | 0.154 | 0.094 |
| 1997년 대입 | 0.243 | 0.085 *** | 0.242 | 0.084 *** | 0.250 | 0.090 *** |
| 1998년 대입 | 0.341 | 0.083 *** | 0.332 | 0.082 *** | 0.346 | 0.090 *** |
| 1999년 대입 | 0.157 | 0.133 | 0.112 | 0.126 | 0.085 | 0.126 |
| 2000년 대입 | 0.274 | 0.290 | 0.256 | 0.262 | 0.286 | 0.286 |
| 2001년 대입 | 0.239 | 0.208 | 0.277 | 0.262 | 0.062 | 0.269 |
| 학과평균수능백분위점수 | -0.027 | 0.008 *** | -0.030 | 0.008 *** | -0.035 | 0.019 * |
| 학과평균수능백분위점수 ² /100 | 0.022 | 0.006 *** | 0.023 | 0.006 *** | 0.024 | 0.012 ** |
| 본인수능점수급간(1 ~ 12) | | | 0.040 | 0.013 *** | (6/12 기준) | |
| 본인수능점수급간 7/12 | | | | | 0.191 | 0.103 * |
| 본인수능점수급간 8/12 | | | | | 0.202 | 0.113 * |
| 본인수능점수급간 9/12 | | | | | 0.276 | 0.122 ** |
| 본인수능점수급간 10/12 | | | | | 0.317 | 0.111 *** |
| 본인수능점수급간 11/12 | | | | | 0.298 | 0.120 ** |
| 본인수능점수급간 12/12 | | | | | 0.535 | 0.114 *** |
| 관측치 수 | 740 | | 740 | | 677 | |
| 결정계수(R ²) | 0.3002 | | 0.3233 | | 0.3476 | |
| 적합도(F ratio) | 19.53*** | | 27.31*** | | 21.55*** | |

그 결과 <표 4>에 비해 결정계수 및 독립변수들의 결합적 설명능력 등 모형의 적합도가 다소 개선되었다. (1)열은 개인의 수능점수를 통제하지 않은 상태에서 시간당 임금에 대한 학과평균 수능점수의 영향을 분석한 것인데, 학과 평균 수능백분위점수가 61.1일 때 시간당 임금의 로그값이 극소가 되는 2차식 형태임을 보여준다. 따라서 그보다 낮은 수준의 학과들에서는 오히려 시간당 임금과 학과 평균 수능점수가 음의 상관관계를 나타내고 있는 것처럼 보일 수 있다. 그러나 본 연구의 분석 표본 내에서는 4년제 대학 졸업자의 약 90%가 평균 수능백분위점수 61 이상인 학과에 진

학했기 때문에, 사실상 거의 대부분의 경우에 있어서 시간당 임금의 로그값은 학과 평균 수능점수의 상승과 함께 체증한다고 볼 수 있다.

그런데 <표 5>에서처럼 학과서열의 제곱을 도입한 후에는 본인의 수능점수를 설명변수로 추가해도 학과서열(및 제곱)의 통계적 유의성이 사라지지 않았다. (2)열과 (3)열에서 각각 급간 자체의 숫자(1~12)와 7급간 이상의 더미변수(6급간 기준) 형태로 도입된 본인의 수능점수는 <표 4>에서와 유사한 크기의 시간당 임금 상승효과를 나타냈으나, <표 4>에서와 달리 2차식 형태로 설정된 학과서열은 본인의 수능점수를 통제된 후에도 시간당 임금에 대한 설명력을 유지했다.⁹⁾

만약 어떤 모형을 설정하든지 설명변수로서 개인별 입시성적을 도입한 것이 학과서열의 설명력을 완전히 구축한다면, 학과서열은 개인별 입시성적을 관찰할 수 없는 경우 그 대리변수로서 중요성을 가질 뿐이라는 가능성을 시사한다. 즉, 학벌 그 자체가 경제적 수익을 안겨다주는 것이 아니라 그 학벌을 획득하게 한 개인의 능력이 보수를 지급받게 하는 것이라는 해석이 가능하다.

그러나 <표 5>에서 보았듯이, 시간당 임금의 로그값에 대한 설명변수로서 학과서열이 2차식 형태로 설정된 모형에서는 서열 효과가 입시성적을 통제된 이후에도 온존하는 것으로 보아, 입시성적 변수만으로 통제되지 않는 임금 상승요인이 서열 효과에 포함되어 있을 것으로 추정된다. 이것이 입시성적 변수로 환원되지 않는 개인의 능력-예컨대 수능점수 이외의 대학별·학과별 입시전형 요소에 반영되는 내신 성적이나 특기·소질 등이 반영된 선별에 의한 것인지, 교육의 질이 대학의 서열에 따라 다르기 때문에 나타나는 대학교육의 생산성 추가 효과의 차등성 때문인지는 여기서 분별할 수 없다.

분명한 것은 개인의 능력을 일정하게 통제된 상태에서도 학벌이 여전히 중요하다는 점을 <표 5>의 결과로부터 발견했다는 것이다. 물론 결과를 다른 식으로 해석하면, 학벌을 통제된 상태에서도 개인의 능력이 시간당 임금에 매우 중요한 설명력을 갖는다고 볼 수 있다. 종합적으로 볼 때 분석 결과는 학벌과 능력 양자 모두 어느 한쪽으로 완전히 환원되지 않는 고유한 임금 상승효과를 갖는다는 것을 시사한다.¹⁰⁾

2. 피고용 사업체 규모에 미치는 학과서열과 입시성적의 효과

시간당 임금은 인적자본의 경제적 수익률을 측정할 때 가장 일반적으로 사용되는 척도이지만, 임금 이외의 측면도 노동시장의 성과로서 중요성을 가질 때가 많다. 특히 고용된 사업체의 규모는 사내 복리후생의 수준이나 고용의 안정성 등 관찰되지 않은 고용의 질과 상당한 관련이 있는 것으로 인식되고 있으며, 대졸 구직자들도 일반적으로 대기업을 선호하는 것으로 알려져 있다. 따라서 <표

9) 표에 제시하지는 않았지만 본인의 수능점수의 제곱을 추가한 경우에도 시간당 임금에 대해서 2차식 형태로 도입된 학과서열의 통계적 유의성은 유지되었다.

10) 이미 밝혔듯이 본인의 수능점수가 원점수의 12급간으로 측정된 데 비해, 학과 평균 수능백분위점수는 연속변수에 가깝게 0.1 단위로 측정되었다. 학과 평균 수능점수를 본인의 수능점수와 같이 원점수의 12급간으로 전환하여 측정할 경우에는 정보량의 손실이 있다. 그러나 이와 같이 전환한 후에 <표 4>와 <표 5>의 분석을 반복해도 정성적인 결과에는 차이가 없었다.

6>에서는 시간당 임금의 로그값 대신 주된 일자리의 사업체 규모를 종속변수로 했을 때, 학과서열과 입시성적이 어떤 영향을 미치는지를 부가적으로 조사해 보았다. 주된 일자리의 사업체 규모는 KLIPS 8차연도 조사까지의 직업력 자료를 이용했는데, KLIPS에서는 종업원 수를 기준으로 다음의 10급간으로 사업체 규모를 조사했다. 1급간: 1~4명, 2급간: 5~9명, 3급간: 10~29명, 4급간: 30~49명, 5급간: 50~69명, 6급간: 70~99명, 7급간: 100~299명, 8급간: 300~499명, 9급간: 500~999명, 10급간: 1,000명 이상.

<표 6> 주된 일자리의 사업체 규모에 대한 학과서열과 입시성적의 영향: 서열 프로빗 모형

| | (1) | | (2) | |
|-------------------------------|----------|----------|----------|----------|
| | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 |
| 여 성 | -0.047 | 0.138 | -0.013 | 0.145 |
| 교육연수 | 0.163 | 0.087 * | 0.105 | 0.089 |
| 경력연수 | 0.239 | 0.185 | 0.186 | 0.190 |
| 경력연수 제곱 | -0.011 | 0.012 | -0.009 | 0.013 |
| 1995년 대입 | -0.240 | 0.234 | -0.250 | 0.232 |
| 1996년 대입 | -0.072 | 0.276 | -0.120 | 0.276 |
| 1997년 대입 | -0.112 | 0.279 | -0.168 | 0.274 |
| 1998년 대입 | -0.174 | 0.288 | -0.276 | 0.282 |
| 1999년 대입 | -0.007 | 0.328 | -0.240 | 0.341 |
| 2000년 대입 | -0.452 | 0.300 | -0.378 | 0.305 |
| 2001년 대입 | -0.391 | 0.451 | -0.389 | 0.425 |
| 학과평균수능백분위점수 | -0.054 | 0.029 * | -0.046 | 0.032 |
| 학과평균수능백분위점수 ² /100 | 0.043 | 0.021 ** | 0.037 | 0.022 * |
| 본인수능점수급간(1~12) | | | -0.362 | 0.183 ** |
| 본인수능점수급간 ² /100 | | | 2.487 | 1.108 ** |
| 관측치 수 | 608 | | 608 | |
| Log pseudo-likelihood | -1297.5 | | -1291.2 | |
| 적합도(Wald χ^2) | 29.95*** | | 33.96*** | |

주: 종속변수인 사업체 규모는 종업원 수를 기준으로 다음의 10급간으로 조사됨. 1급간: 1~4명, 2급간: 5~9명, 3급간: 10~29명, 4급간: 30~49명, 5급간: 50~69명, 6급간: 70~99명, 7급간: 100~299명, 8급간: 300~499명, 9급간: 500~999명, 10급간: 1,000명 이상.

자료: 주된 일자리의 사업체 규모는 KLIPS 8차연도 조사의 직업력 자료를 이용. 개인별 수능점수는 KLIPS 5차연도 조사의 응답자 설문, 각 응답자가 최종 졸업한 학과의 입학 시 평균 수능점수는 진학사에서 수집한 수능점수 데이터베이스를 이용함.

모형의 추정에는 종속변수가 연속적이지 않은 범주형 서열인 경우에 흔히 사용되는 서열 프로빗(ordered probit)을 이용했으며,¹¹⁾ 순차적으로 여러 사업체에 근무한 동일인의 관측치 간의 상관성을 개인별 군집형성을 통해 조정한 표준오차를 계산했다. <표 6>의 결과는 시간당 임금이 종속변수였던 앞의 모형들의 추정 결과와 부합하는 학과서열 및 입시성적의 효과를 보여주고 있다. (1)열에서 학과서열의 2차식 형태로 상정한 사업체 규모의 추정결과, 학과 평균 수능백분위점수 62.4를 극소점으로 사업체 규모는 체증했다. 즉, 90%에 가까운 대부분의 4년제 대졸자들은 학과서열이 높으면 높을수록 더 큰 사업체에 취직했다는 것이다. 그런데 사업체 규모의 급간이 높아질수록 종업원 수의 증가폭이 체증하도록 설문지가 설계된 점까지 고려하면 학과서열이 높아짐에 따라 일자리의 사업체 규모는 상당히 큰 폭으로 증가한다는 것을 짐작할 수 있다. 그런데 (2)열에서처럼 본인의 수능점수를 설명변수로 도입하면 학과서열의 설명력이 낮아진다. 입시성적의 2차식 형태로 사업체 규모를 추정한 결과 본인 수능점수의 약 7/12급간(표본의 하위 20%)을 저점으로 사업체 규모가 체증했다. 사업체 규모가 입시성적에 따라 체증하는 구간에 80%에 달하는 대다수의 대졸자가 존재한다는 점을 고려하면, 입시성적이 높았던 대졸자가 규모가 큰 사업체에 취직하는 경향이 있음을 알 수 있다.

3. 학과서열과 입시성적에 대한 프리미엄과 페널티 추정

앞의 <표 4>와 <표 5>는 응답자가 진학한 학과의 평균 수능점수(학과서열)와 응답자 개인의 수능점수(입시성적)를 동시에 설명변수로 포함시켜, 학과서열과 입시성적 중 한쪽을 통제된 상태에서 다른 한쪽의 평균적 임금 상승효과를 추정한 것이었다. 그런데 동일한 서열의 학과에서도 입시성적의 분산이 존재할 수 있지만 대체로 학과의 평균 수능성적을 중심으로 상위득점자와 하위득점자가 일정한 범위 내에서 분포할 것이라는 점을 고려하면, 앞의 두 표에 제시된 추정계수를 학과서열이나 입시성적이 최하위구간부터 최상위구간까지 연속적인 효과를 나타내는 값으로 해석하는 데는 무리가 있다.

또한 입시성적의 급간이 통제된 상태에서도 나타난 학과서열의 효과가, 해당 급간보다 높은 평균 수능점수의 학과에 진학한 응답자가 추가적으로 얻은 임금에서 비롯되었는지(상위학과 프리미엄), 해당 급간보다 낮은 평균 수능점수의 학과에 진학한 응답자가 더 적게 받은 임금에서 비롯되었는지(하위학과 페널티), 아니면 양자 모두에 의해서인지를 파악해 볼 필요가 있다. 셋 중 어느 쪽이든 학과서열과 입시성적의 통계적 유의성은 동시에 나타날 수 있기 때문이다. 이러한 목적에 부합하는 모형 설정은 개인별 수능점수 급간을 설명변수로 통제하고, 진학한 학과의 평균 수능점수가 그 급간에 있는 '구간 내 진학자'를 비교대상(reference group)으로 하여, 그보다 높은 급간의 평균 수능점수를 가진 학과에 진학한 '상향진학자' 더미변수와 그보다 낮은 급간의 평균 수능점수를 가진 학과에 진학한 '하향진학자' 더미변수를 포함시켜 각각 상위학과 프리미엄과 하위학과 페널티의 존재

 11) 교란항의 분포함수에 대한 가정을 달리하여 서열 로짓(ordered logit)을 이용했을 때도 정성적 결과에는 변화가 없었다.

여부를 고찰하는 것이다.

마찬가지 이유로 학과서열이 통제된 상태에서도 나타난 입시성적의 효과가, 그 학과의 평균보다 높은 입시성적을 가진 응답자가 추가적으로 얻은 임금에서 비롯되었는지(상위점수 프리미엄), 그 학과의 평균보다 낮은 입시성적을 가진 응답자가 더 적게 받은 임금에서 비롯되었는지(하위점수 페널티), 아니면 양자 모두에 의해서인지를 파악해 볼 필요가 있다. 이러한 목적에 부합하는 모형 설정은 학과서열을 설명변수로 통제하고, 그 학과의 평균에 해당하는 수능점수의 급간에 개인의 수능점수를 가진 ‘구간 내 진학자’를 비교대상으로 하여, 그보다 높은 급간의 개인 수능점수를 보고한 ‘하향진학자’ 더미변수와 낮은 급간의 개인 수능점수를 보고한 ‘상향진학자’ 더미변수를 포함시켜 각각 상위점수 프리미엄과 하위점수 페널티의 존재 여부를 고찰하는 것이다.

따라서 입시성적을 통제한 상태에서 나타난 학과서열의 임금 상승효과가 상향진학자가 누리는 프리미엄 때문인지, 하향진학자에 대한 페널티 때문인지, 아니면 양자 모두가 존재하기 때문인지를 파악하기 위해서는 별도의 분석모형이 필요하다. 또한 학과서열을 통제한 상태에서 나타난 성적의 임금 상승효과가 상위득점자의 프리미엄 때문인지, 하위득점자에 대한 페널티 때문인지, 아니면 양자 모두가 존재하기 때문인지를 파악하기 위해서도 별도의 모형 설정이 필요할 것이다.

이러한 이유로 본 논문에서는 입시성적을 통제한 모형에서 상향진학자와 하향진학자에게, 그리고 학과서열을 통제한 모형에서 상위득점자와 하위득점자에게 각각 어떤 임금 효과가 나타나는지를 명시적으로 구분하여 분석해 보려고 한다. 그런데 이와 같은 방식으로 상향진학과 하향진학에 따른 프리미엄과 페널티의 존재를 파악하려면 학과서열과 입시성적 간에 국지적인 변이(variation)가 상당한 정도로 관찰되어야 한다. 즉, 같은 학과에 입학한 학생들 간에 상당한 정도로 수능점수의 차이가 존재해야 하며, 같은 수능점수를 받은 학생들이 평균 수능점수에서 차이가 있는 학과들에 진학한 경우가 상당수 존재해야 추정하려는 모형이 식별(identification)될 수 있다. 이러한 국지적 변이의 존재 여부를 확인하기 위해 먼저 학과 평균 수능점수에 따라 개인별 수능점수가 어떻게 분포되어 있는지 <표 7>의 결합분포표를 통해 살펴보자.

<표 7> 개인별 수능점수와 학과평균 수능점수의 결합분포

(단위: 명)

| | | 학과 평균 수능점수 | | | | | | | | | | | | |
|-------------------------------------|----|------------|---|----|----|----|----|----|----|----|----|----|----|-----|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 계 |
| 개 인 별 수 능 점 수 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 2 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| | 3 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 5 |
| | 4 | 1 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4 |
| | 5 | 0 | 0 | 2 | 0 | 1 | 1 | 1 | 4 | 2 | 1 | 0 | 0 | 12 |
| | 6 | 0 | 0 | 6 | 3 | 4 | 8 | 4 | 0 | 2 | 1 | 1 | 0 | 29 |
| | 7 | 0 | 0 | 2 | 3 | 5 | 7 | 11 | 8 | 4 | 5 | 2 | 1 | 48 |
| | 8 | 0 | 0 | 2 | 1 | 5 | 5 | 14 | 7 | 8 | 4 | 2 | 2 | 50 |
| | 9 | 0 | 0 | 0 | 3 | 3 | 4 | 6 | 7 | 4 | 5 | 4 | 2 | 38 |
| | 10 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 3 | 3 | 7 | 3 | 7 | 4 | 3 | 31 |
| | 11 | 0 | 1 | 0 | 1 | 2 | 2 | 6 | 6 | 7 | 6 | 2 | 1 | 34 |
| | 12 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 3 | 1 | 4 | 5 | 7 | 6 | 18 | 44 |
| 계 | | 1 | 1 | 13 | 13 | 22 | 33 | 48 | 45 | 35 | 37 | 21 | 28 | 297 |

주: 급간별 수능점수는 400점 만점 수능시험(1997~2003년 대입)을 기준으로 1급간: 140점 이하, 2급간: 141~160점, 3급간: 161~180점, 4급간: 181~200점, 5급간: 201~220점, 6급간: 221~240점, 7급간: 241~260점, 8급간: 261~280점, 9급간: 281~300점, 10급간: 301~320점, 11급간: 321~340점, 12급간: 341점 이상. 한편 200점 만점 수능시험(1994~1996년 대입)의 경우 급간별 수능점수는 400점 만점인 경우의 0.5배를 반올림한 값임.

자료: 개인별 수능점수는 KLIPS 5차 조사의 응답자 설문, 각 응답자가 최종 졸업한 학과의 입학 시 평균 수능점수는 진학사에서 수집한 수능점수 데이터베이스를 이용함.

<표 8> 수능점수 급간별 진학패턴

(단위: 명)

| 개인별 수능점수 급간 | 하향진학 | 급간 내 진학 | 상향진학 | 계 |
|-------------|---------|---------|---------|----------|
| 1 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| 2 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| 3 | 0 | 1 | 4 | 5 |
| 4 | 1 | 1 | 2 | 4 |
| 5 | 2 | 1 | 9 | 12 |
| 6 | 13 | 8 | 8 | 29 |
| 7 | 17 | 11 | 20 | 48 |
| 8 | 27 | 7 | 16 | 50 |
| 9 | 23 | 4 | 11 | 38 |
| 10 | 17 | 7 | 7 | 31 |
| 11 | 31 | 2 | 1 | 34 |
| 12 | 26 | 18 | 0 | 44 |
| 계 | 157 | 60 | 80 | 297 |
| (비율) | (52.9%) | (20.2%) | (26.9%) | (100.0%) |

주: 하향(상향)진학은 학과의 평균 수능점수가 12급간으로 표시된 개인의 수능점수를 기준으로 하위(상위) 급간에 있는 경우이며, 급간 내 진학은 학과의 평균 수능점수가 개인 수능점수의 해당 급간 내에 있는 경우임.

<표 7>은 학과평균 수능점수와 개인별 수능점수의 조합이 대각선 밖의 영역에 매우 많이 분포하고 있는 것을 보여준다. 이 표를 이용해 개인의 수능점수 급간별로 학과 선택이 어떻게 이루어졌는지 정리한 것이 <표 8>이다. 즉 <표 7>에서 대각선상에 위치한 조합은 급간 내 진학으로, 대각선 상단에 위치한 조합은 상향진학으로, 대각선 하단에 위치한 조합은 하향진학으로 <표 8>에 분류된 것이다. 이와 같은 분류에 의하면 급간 내 진학이나 상향진학에 비해 하향진학으로 분류된 비율이 상당히 높게 나타나는데, 이 비율이 실제보다 과장된 것인지를 판단할 근거는 없다.¹²⁾

이처럼 비슷한 서열의 학과에 진학한 경우에도 입시성적에는 상당한 편차가 존재하는 것으로 보인다. 따라서 학과서열과 입시성적은 반드시 동일한 정보를 포함하고 있지 않으며 임금에 미치는 영향에 있어서도 차이가 날 수 있다. 이러한 관찰을 바탕으로 아래에서는 앞서 제시한 다음 두 가지 실증분석을 실시한다.

1. **입시성적을 통제했을 때 상위학과 프리미엄과 하위학과 페널티 존재 여부:** 입시성적이 비슷한 대졸자들이 평균입시성적의 서열상 그 성적 수준의 학과에 입학했을 경우와 비교할 때, 상향진학을 통해 상위학과에 입학했을 경우와 하향진학을 통해 하위학과에 입학했을 경우에 임금의 차이가 있는가?
2. **학과서열을 통제했을 때 상위점수 프리미엄과 하위점수 페널티 존재 여부:** 서열이 비슷한 학과 출신의 대졸자들이 자기 점수 수준의 학과에 입학했을 경우와 비교할 때, 상향진학을 통해 입학했을 하위득점자인 경우와 하향진학을 통해 입학했을 상위득점자인 경우에 임금의 차이가 있는가?

가. 입시성적을 통제했을 때 상위학과 프리미엄과 하위학과 페널티 추정결과

먼저 <표 9>는 첫 번째 질문, 즉 입시성적이 유사할 때 상위학과에 진학한 경우의 잠재적 프리미엄과 하위학과에 진학한 경우의 잠재적 페널티를 추정한 결과를 보여준다. 주목해야 할 것은 급간 내 진학자를 비교대상(reference group)으로 할 때 상향진학 추정자에게 임금 프리미엄이 있는지, 하향진학 추정자에게 임금 페널티가 있는지의 여부다.

12) 만약 응답자들이 자신의 수능점수를 부풀려서 실제보다 높은 급간으로 보고하는 경향이 있었거나 (over-reporting), 진학한 학과의 평균 수능점수에 비해 자신의 수능점수가 높은 응답자들이 다른 이들에 비해 수능점수에 관한 설문을 누락하지 않고 보다 적극적으로 보고했다면(self-selection), 하향진학의 경우가 전국 모집단에 비해 불비례적으로(disproportionally) 보다 빈번하게 관찰되었을 것이다. 그러나 하향진학으로 분류된 경우가 많이 나타난 것은 다음과 같은 이유에서 현실을 반영한 결과일 수도 있다. 첫째, 1994년부터 2001년까지 시행된 특차모집에 의해 입학한 학생의 경우 학과의 평균수능점수보다 상당히 높은 점수를 얻었을 것인데, 이들은 모두 하향진학으로 분류된다. 둘째, 정시모집의 경우 수능성적을 받은 다음에 3개 정도의 지망학과에 지원하고 논술고사를 치르게 되는데, 논술고사 성적을 포함한 대학·학과별 전형요소의 결과에 불확실성이 존재할 경우 위험기피적인 학생들은 적어도 2지망부터는 안전지원을 택하게 되므로 최종합격한 학과의 평균수능점수가 본인의 수능점수보다 상당히 낮을 수 있다.

〈표 9〉 입시성적을 통제했을 때 상위학과 프리미엄과 하위학과 페널티 추정결과

| 종속변수: 시간당 실질임금(로그값) | (1) | | (2) | |
|------------------------|----------|-----------|-----------|-----------|
| | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 |
| 상수항 | -3.311 | 0.347 *** | -2.667 | 0.393 *** |
| 여 성 | 0.003 | 0.054 | -0.008 | 0.056 |
| 교육연수 | 0.138 | 0.024 *** | 0.104 | 0.025 *** |
| 경력연수 | 0.107 | 0.025 *** | 0.119 | 0.026 *** |
| 경력연수 제공 | -0.002 | 0.003 | -0.002 | 0.003 |
| 1995년 대입 | 0.054 | 0.070 | 0.086 | 0.075 |
| 1996년 대입 | 0.175 | 0.082 ** | 0.194 | 0.090 ** |
| 1997년 대입 | 0.241 | 0.081 *** | 0.259 | 0.088 *** |
| 1998년 대입 | 0.338 | 0.079 *** | 0.328 | 0.088 *** |
| 1999년 대입 | 0.080 | 0.124 | 0.037 | 0.124 |
| 2000년 대입 | 0.292 | 0.242 | 0.351 | 0.251 |
| 2001년 대입 | 0.239 | 0.293 | 0.012 | 0.275 |
| 상향진학자(상위학과 프리미엄) | -0.087 | 0.071 | -0.059 | 0.076 |
| 하향진학자(하위학과 페널티) | -0.126 | 0.057 ** | -0.127 | 0.061 ** |
| 본인수능점수급간(1 ~ 12) | 0.046 | 0.013 *** | (6/12 기준) | |
| 본인수능점수급간 7/12 | | | 0.171 | 0.086 ** |
| 본인수능점수급간 8/12 | | | 0.217 | 0.088 ** |
| 본인수능점수급간 9/12 | | | 0.277 | 0.103 *** |
| 본인수능점수급간 10/12 | | | 0.328 | 0.086 *** |
| 본인수능점수급간 11/12 | | | 0.320 | 0.106 *** |
| 본인수능점수급간 12/12 | | | 0.567 | 0.097 *** |
| 관측치 수 | 740 | | 677 | |
| 결정계수(R ²) | 0.3081 | | 0.3450 | |
| 적합도(F ratio) | 23.90*** | | 20.51*** | |

(1)열은 개인의 입시성적을 12급간 중 하나의 형태로 통제한 경우인데, 상향진학 추정자의 경우 임금 프리미엄으로 해석될 수 있는 유의미한 양의 계수값이 나타나지 않았음을 보여준다. 반면 하향진학 추정자의 경우에는 급간 내 진학자에 비해 12.6% 낮은 시간당 임금을 얻게 되었다는 결과를 나타내고 있다. 즉 입시성적이 비슷한 그룹에서 그 수준의 학과에 진학한 경우와 그보다 상위서열의 학과에 진학한 경우의 임금 차이는 없었지만, 그보다 하위서열의 학과에 진학한 경우에는 뚜

뚝한 임금 손실을 경험했다는 것을 보여준다. (2)열에서처럼 개인의 수능점수를 7급간 이상의 더미 변수(6급간 기준) 형태로 도입했을 때도 정성적으로는 유사한 결과를 보여주고 있다. 두 경우 모두 급간 내 진학자에 비해, 상위학과 진학자의 프리미엄은 발견되지 않았지만, 하위학과 진학자에 대한 페널티는 5% 수준 이내에서 통계적 유의성을 보이며 관찰되었다. 요컨대 <표 9>는 같은 성적으로 서열이 더 높은 학과에 진학할 때의 경제적 수익은 보장되지 않지만, 서열이 더 낮은 학과에 진학할 때의 경제적 손실은 불가피하다는 흥미로운 결과를 제시하고 있다.

나. 학과서열을 통제했을 때 상위점수 프리미엄과 하위점수 페널티 추정결과

다음으로 <표 10>은 두 번째 질문, 즉 학과서열이 유사할 때 하향진학으로 들어온 상위득점자가 누릴 잠재적 프리미엄과 상향진학으로 들어온 하위득점자가 받을 잠재적 페널티를 추정한 결과를 보여준다. 따라서 주목해야 할 것은 급간 내 진학자를 비교대상으로 할 때 상위득점 추정자에게 임금 프리미엄이 있는지, 하위득점 추정자에게 임금 페널티가 있는지의 여부다.

(1)열은 학과 평균 수능백분위점수를 제곱항 없이 설명변수로 통제한 경우인데, 상위득점 추정자의 경우 임금 프리미엄으로 해석될 수 있는 유의미한 양의 계수값이 나타나지 않았음을 보여준다. 반면 하위득점 추정자의 경우에는 급간 내 진학자에 비해 18.6% 낮은 시간당 임금을 얻게 되었다는 결과를 나타내고 있다. 즉, 학과서열이 비슷한 그룹에서 그 학과 수준의 점수로 진학한 경우와 그보다 높은 점수로 진학한 경우의 임금 차이는 없었지만, 그보다 낮은 점수로 진학한 경우에는 뚝한 임금 손실을 경험했다는 것을 보여준다. (2)열에서처럼 학과 평균 수능백분위점수의 제곱항을 설명변수에 추가한 경우에도 상당히 유사한 결과를 나타내고 있다. 즉, 두 경우 모두 학과 평균 수능성적과 유사한 점수로 입학했던 학생들에 비해, 높은 점수로 입학했던 학생이 얻은 임금 프리미엄은 관찰되지 않았지만, 낮은 점수로 입학했던 학생이 받은 임금 페널티는 1% 유의수준에서 뚝이 발견되었다. 요컨대, <표 10>은 같은 학과 출신이라면 입학생 평균보다 더 높은 점수로 들어왔다고 해서 노동시장에서 특별히 더 나은 수익이 보장되지는 않지만, 더 낮은 점수로 들어온 사람의 경우에는 뚝이 낮은 보수를 받게 된다는 또 하나의 흥미로운 결과를 제시하고 있다.

<표 10> 학과서열을 통제했을 때 상위점수 프리미엄과 하위점수 페널티 추정결과

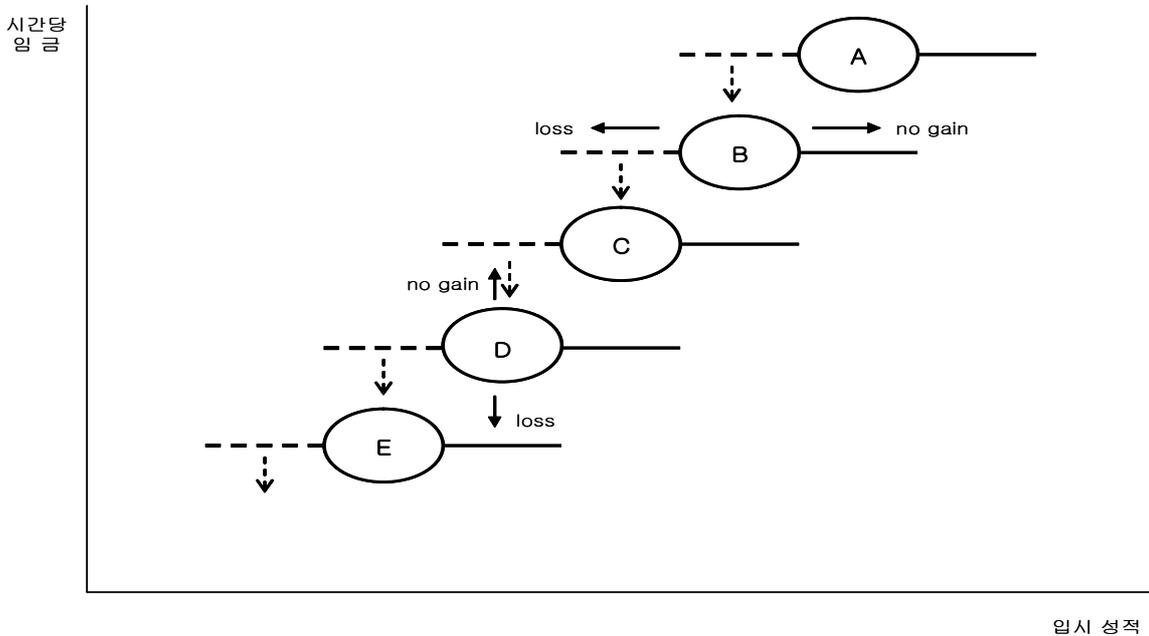
| 종속변수: 시간당 실질임금(로그값) | (1) | | (2) | |
|-------------------------------|----------|-----------|----------|-----------|
| | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 |
| 상수항 | -3.458 | 0.344 *** | -2.277 | 0.440 *** |
| 여 성 | 0.009 | 0.055 | 0.008 | 0.054 |
| 교육연수 | 0.143 | 0.025 *** | 0.136 | 0.025 *** |
| 경력연수 | 0.110 | 0.025 *** | 0.110 | 0.024 *** |
| 경력연수 제곱 | -0.002 | 0.003 | -0.002 | 0.003 |
| 1995년 대입 | 0.076 | 0.072 | 0.068 | 0.073 |
| 1996년 대입 | 0.157 | 0.086 * | 0.145 | 0.088 |
| 1997년 대입 | 0.259 | 0.083 *** | 0.257 | 0.083 *** |
| 1998년 대입 | 0.391 | 0.081 *** | 0.362 | 0.082 *** |
| 1999년 대입 | 0.184 | 0.126 | 0.164 | 0.127 |
| 2000년 대입 | 0.406 | 0.260 | 0.366 | 0.278 |
| 2001년 대입 | 0.329 | 0.226 | 0.357 | 0.215 * |
| 상향진학자(하위점수 페널티) | -0.186 | 0.072 *** | -0.183 | 0.070 *** |
| 하향진학자(상위점수 프리미엄) | -0.074 | 0.060 | -0.071 | 0.060 |
| 학과평균수능백분위점수 | 0.005 | 0.002 ** | -0.026 | 0.009 *** |
| 학과평균수능백분위점수 ² /100 | | | 0.022 | 0.006 *** |
| 관측치 수 | 740 | | 740 | |
| 결정계수(R ²) | 0.2948 | | 0.3134 | |
| 적합도(F ratio) | 19.37*** | | 20.65*** | |

다. 결과 해석 및 유의점

이상의 분석 결과를 도식화한 것이 [그림 1]이다. 입학생의 성적 면에서 전국 최상위에 있는 학과를 A라고 했을 때 B, C, D, E는 그 다음 서열의 학과들을 순위별로 나타낸 것이다. 같은 학과 입학생들 간에도 입시성적의 차이가 존재하는 점을 반영하여, 학과 B의 상위득점자(타원 B 우측의 실선)는 학과 A의 중위득점자(타원 A)와 입시성적이 비슷하고, 학과 B의 중위득점자(타원 B)는 학과 A의 하위득점자(타원 A 좌측의 점선) 및 학과 C의 상위득점자(타원 C 우측의 실선)와 입시성

적이 비슷하며, 학과 B의 하위득점자(타원 B 좌측의 점선)는 학과 C의 중위득점자(타원 C) 및 학과 D의 상위득점자(타원 D 우측의 실선)와 입시성적이 비슷하게 그려져 있다.

[그림 1] 학과서열과 입시성적에 대한 프리미엄과 페널티



<표 9>에서처럼 입시성적을 통제한 상태에서 상위학과 프리미엄과 하위학과 페널티의 존재 여부를 추정하는 것은, 예컨대 타원 D에 해당하는 입시성적으로 학과 D에 진학한 경우와 비교할 때, 비슷한 성적으로 학과 C에 상향진학한 경우(타원 D 위의 점선)에 임금 프리미엄이 있었는지, 비슷한 성적으로 학과 E에 하향진학한 경우(타원 D 아래의 실선)에 임금 페널티가 있었는지를 살펴보는 일에 비유할 수 있다. 주지하듯이 결과는 급간 내 진학자와 상향진학자는 유의미한 시간당 임금 차이가 없지만, 하향 진학자는 이들보다 낮은 시간당 임금을 받는다는 것이었다. 즉, 비슷한 성적으로 중간 이상 서열의 학과에 진학하면 노동시장에서 비슷한 보상을 받지만, 중간 아래의 학과로 가면 페널티가 주어진다는 것이다.

한편 <표 10>에서처럼 학과서열을 통제한 상태에서 상위득점 프리미엄과 하위득점 페널티의 존재 여부를 추정하는 것은, 예컨대 학과 B를 졸업한 사람들 중에서 중간 정도에 해당하는 입시성적으로 들어온 경우(타원 B)와 비교할 때, 같은 학과를 높은 입시성적으로 하향진학한 경우(타원 B 우측의 실선)에 임금 프리미엄이 있었는지, 같은 학과를 낮은 입시성적으로 상향진학한 경우(타원 B 좌측의 점선)에 임금 페널티가 있었는지를 살펴보는 일에 비유할 수 있다. 여기서는 급간 내 진학자와 하향진학한 상위득점자는 유의미한 시간당 임금 차이가 없지만, 상향진학한 하위득점자는 이들보다 낮은 시간당 임금을 받는다는 결과를 얻은 바 있다. 즉, 같은 학과를 중간 이상의 성적으로 들어오면 노동시장에서 비슷한 보상을 받지만, 중간 아래의 성적으로 간신히 들어오면 페널티가

주어진다는 것이다.

그런데 개인이 스스로 보고한 수능점수의 급간은 측정오차가 존재할 가능성이 있다. 특히 본인의 입시성적과 같이 민감한 항목에 대해서는 실제 점수보다 낮게 축소하여 보고하기보다는 실제보다 높게 과장하여 보고할 개연성이 있을 것으로 보인다. 만약 본 연구에서 하향진학자로 분류된 사람들 중 실제 점수보다 과장보고한 응답자들이 있었을 경우 하향진학자에 대한 분석결과가 왜곡되었을 것이다.

이처럼 개인 수능점수의 측정오차가 존재하는 경우 가공적인 결과가 나올 수 있으므로 해석상의 주의가 필요할 것이다. 우선 과장보고의 가능성 때문에 하향진학자([그림 1]의 점선 부분)의 진위에 대한 의문이 존재하는 반면, 축소보고의 우려는 없다고 전제하자. 이런 상황에서는 <표 9>와 <표 10>에서 발견한 결과에 대해 다음 두 가지 논의가 가능할 것이다.

첫째, 입시성적을 통제했을 때 발견된 하위학과 페널티는 과장보고에 의해 가공된 결과일 가능성이 있다. 즉, 입시성적을 같은 급간으로 보고한 응답자 중 하위학과 진학자는 실제 입시성적이 그보다 낮은 급간일 가능성이 있으므로 하위학과 페널티는 실제로는 낮은 능력에 따른 결과일 수 있다. 그러나 입시성적을 통제했을 때 상위학과 프리미엄이 존재하지 않는다는 결론은 측정오차의 우려가 없다. 이 결과는 상위학과에 진학했으나 입시성적을 그 학과의 평균보다 낮은 급간으로 보고한 응답자에게서 얻어진 것인데, 축소보고의 가능성이 적다면 이 추정결과는 신뢰할 수 있기 때문이다.

둘째, 학과서열을 통제했을 때 상위점수 프리미엄이 발견되지 않았던 결과는 과장보고에 의해 가공된 결과일 가능성이 있다. 즉, 진학한 학과의 평균 입시성적보다 높은 급간의 점수를 받았다고 보고한 응답자는 실제 입시성적이 그보다 낮은 급간이었기 때문에 상위점수 프리미엄이 나타나지 않았을 수 있다. 그러나 학과서열을 통제했을 때 발견된 하위점수 페널티는 측정오차의 우려가 없다. 이 결과는 입시성적을 그 학과의 평균보다 낮은 급간으로 보고한 응답자에게서 얻어진 것인데, 축소보고의 가능성이 적다면 이 추정결과는 신뢰할 수 있기 때문이다.

V. ‘엄혹한 선별’ 가설

앞 절의 분석, 특히 <표 9>와 <표 10>에 나타난 결과는 학별과 성적 중 낮은 쪽이 노동시장에서 페널티를 받게 만드는 일종의 ‘제한요인(limiting factor)’처럼 작용한다는 것을 암시하고 있다.¹³⁾ 이러한 발견을 토대로 본 절에서는 노동시장에서 대졸자가 선별되는 방식을 하나의 가설로 제시하고 이러한 방식을 가져오게 된 우리나라 대졸자 노동시장의 제도적 요인을 추론해본다.

13) ‘제한요인(limiting factor)’이란 유기체의 성장이나 종의 번식 등의 어떤 과정이 필수불가결하면서도 가장 급속히 고갈되고 있는 자원에 의해 결정적으로 통제받게 될 때 그 자원을 일컫는 용어로서 ‘최소의 법칙(the law of the minimum)’과 상통한다.

1. 시그널로서 학과서열과 입시성적

고용계약이 체결된 후에 비로소 시현되기 시작할 생산성을 결정하는 개인의 고유한 능력은 고용주에 의해 쉽게 관찰되지 않는다. 이런 상황에서 고용주는 선별(screening)비용을 줄이기 위해 능력의 대리변수로서 학력을 채용기준으로 사용하며, 노동자들은 자신의 능력에 대한 시그널(signal)을 내보내기 위해 교육에 투자하기 때문에, 기본적으로 교육은 능력 있는 사람을 속아내는 기구(sorting mechanism)에 불과하다는 선별 가설(Spencer[1973])은 소위 ‘간판’으로서의 교육과 그에 대한 경제적 보수를 설명하는 이론으로 널리 인용되어 왔다.

그런데 대학입시는 대학별로 다양한 전형요소로 이루어지며, <표 7>에서 보았듯이 동일대학, 동일학과 내에서도 신입생 간의 입시성적 분산이 상당히 크게 나타나고 있다. 이런 상황에서 출신대학, 출신학과의 일반적 서열은 해당 학과 졸업자의 잠재적 생산성 서열을 반영하는 지표로서 상당히 성긴(rough) 시그널이 될 것이다. 따라서 입학생의 평균 입시성적으로 측정한 출신대학 출신학과의 서열에 비해 전국적으로 시행되는 대학입학교사의 개인 성적(전국석차)이 그 개인의 잠재적 생산성을 반영하는 보다 촘촘한(fine) 시그널일 수 있다. 바로 이 점이 <표 4>에서처럼 입시성적을 임금 방정식에 설명변수로 도입했을 때 출신대학, 출신학과 서열의 설명력이 약화되는 이유일 것이다. 입시성적이 12개의 단일간격 급간으로 보고된 측정상의 한계에도 불구하고 대졸자의 임금에 있어서 출신대학, 출신학과의 서열 못지않게 중요한 설명력을 갖는다는 것은 노동시장 성과를 설명하는 데 있어서 입시성적, 보다 근본적으로는 개인의 능력 변수의 중요성을 실감하게 해주는 흥미로운 결과다.

그러나 학과서열의 제곱을 추가한 <표 5>에서는 입시성적을 통제한 후에도 학과서열의 설명력이 여전히 유효하다는 결과를 얻었다. 이러한 학과서열의 임금 상승효과가 무엇에 의한 것인지는 사전적으로 알 수 없다. 다만 여기서 몇 가지 가능성을 언급해 보자. 첫째, 다양한 입시전형요소 가운데 입시성적만으로 환원되지 않는 개인의 능력 차이가 학과서열에 반영되어 있기 때문일 수도 있다. 둘째, 서열이 높은 상위학과에 있을수록 능력이 뛰어난 동료들을 많이 접할 수 있고 이러한 상호작용과 네트워크의 형성이 본인의 능력 계발에 자극과 도움을 주는 방향으로 긍정적인 외부효과를 미치는 ‘동료집단 효과(peer effect)’를 발휘하기 때문일 수도 있다. 셋째, 상위학과에서 실제로 인적자본의 생산성을 높이는 교육을 제공하기 때문일 수도 있다. 넷째, 생산성과 무관하게 출신학과 후배를 자기 회사로 끌어들이는 학연의 위력이 상위학과일수록 좋은 일자리에서 발휘되기 때문일 수도 있다. 물론 현실에서는 이들 중 한 가지 이유만으로 설명되지 않는 경우도 있을 것이다.

본 논문에서는 학과서열이 대졸자의 시현되지 않은 생산성에 대한 하나의 시그널을 제공한다는 관점을 채택하고 있다. 이처럼 학과서열을 생산성의 시그널로 해석하는 것은 기본적으로 생산성 차이를 입학단계의 능력 차이에 의한 것으로 바라보는 입장과 부합하는 것으로 보일 수 있다. 그러나 고용주의 입장에서는 생산성 차이가 학과서열에 따른 교육의 질적 차이에 의해 나타나게 되는 것이라고 하더라도 학과서열을 시그널로 활용하는 방식에는 근본적인 변화가 없을 것이다. 높은 학과서열의 시그널을 가진 대졸자의 생산성의 원천이 대학입학 전부터 갖고 있던 우수한 능력인지 양

질의 대학교육이나 동료 효과를 통해 새로 형성된 자질인지와 상관없이, 학과서열을 채용 후에 실현될 잠재적 생산성의 시그널로 이용하면 되기 때문이다.

2. 입시성적이 노동시장에서 관찰 가능한가?

앞서 확인했듯이, 어떤 개인의 입시성적과 진학한 학과의 서열은 완전히 동일한 정보를 포함하고 있지는 않으며, 양자 모두 시간당 임금의 결정에 유의미한 영향을 미친다. 본 연구는 학과서열과 더불어 개인의 입시성적 또한 노동시장에서 활용되는 잠재적 생산성의 시그널 중 하나로 간주하고 앞에서 관찰된 결과에 대한 해석을 시도한다. 그 전에 짚고 가야 할 문제는 개인의 입시성적이 대개의 경우 고용주에 의해 관찰되지 않는다는 점이다. 일반적으로 입시성적이 채용과정에서 명시적으로 공개되는 경우는 거의 없다. 그러나 가령 같은 대학, 같은 학과 출신의 지원자들을 비교 평가해야 하는 경우가 발생한다면 졸업 시의 평점평균과 같은 학업성취도를 객관적인 기준으로 활용할 수 있을 것이다. 만약 대학에서 받은 학점이 대학 진학 시 입시성적과 유의한 상관성이 있다면, 기업은 학점을 입시성적과 유사한 개인적 능력의 대리변수로 이용할 것이다. 즉 입시성적이나 대학성적 모두 학과서열과 함께 보완적으로 사용할 능력의 시그널로서 정보 가치를 가지게 될 것이다.

본 연구는 KLIPS 6차연도 조사에서 그 당시 대학(원)에 2학년 이상으로 재학 중인 응답자를 대상으로 전년도의 평점평균(Grade Point Average: GPA)을 질문한 항목이 있다는 점을 이용해 입시성적과 대학성적의 상관관계를 조사했다. 그런데 전국 단위의 수능시험과 달리 학점은 학교에 따라 총점과 부여 기준이 다른 경우도 있고, 같은 학교 내에서도 학과별로 분포가 다를 수 있다. 따라서 일단 관찰된 개인의 학점을 재학 중인 학교가 기준으로 삼는 총점으로 나누고 100을 곱하여 100점 만점으로 전환했다. 그러나 학점 부여 기준의 학교별·학과별 차별성에 대한 정보는 없기 때문에 입학생의 평균 수능성적 면에서 서열이 엇비슷한 학과의 경우 학점 부여에 있어서 유사한 기준(학점 분포)을 채택하고 있다고 가정했다.¹⁴⁾ 한편 학년이나 학부 및 대학원의 여부에 따라 학점 부여의 기준이 체계적으로 다를 가능성도 존재한다. 그런데 KLIPS 조사가 동일한 시점에서 전년도의 학점을 질문한 것이고 본 연구의 모형에 이미 입학년도 더미변수가 포함되어 있으므로 군 복무 등으로 학년의 교란이 크게 발생한 경우가 아니라면 이러한 차이는 어느 정도 통제되고 있을 것으로 보인다.

그런데 아래에 사용된 388명의 표본 중 87명(22.4%)이 전년도의 평균 학점을 만점으로 보고하는 등 일반적인 학점 분포와 상당한 차이를 보였다. 이러한 설문결과는 고학점자일수록 학점을 묻는 질문에 대해 보다 적극적으로 응답할 가능성이 높다는 점(self-selection)을 고려하더라도 고의적인 과장보고(over-reporting)에서 비롯된 측정오차의 결과일 수도 있다. 본고에서는 이러한 극단적 관측치를 제거하는 대신 이들에 대해 낮은 가중치로 페널티를 부여하는 Robust regression 알고리즘(Huber[1964])을 이용해 모형을 추정했다.

14) 이러한 가정이 비현실적이라면, 그만큼 이하의 결과 해석에도 주의해야 할 필요가 있을 것이다.

<표 11> 대학성적(평점평균백분율)에 대한 입시성적의 영향(I)

| 종속변수: 전년도 평점평균백분율 | (1) | | (2) | |
|-------------------------------|---------|-----------|---------|------------|
| | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 |
| 상수항 | 93.688 | 4.324 *** | 68.840 | 16.627 *** |
| 여 성 | 0.849 | 1.199 | 0.876 | 1.232 |
| 1995년 대입 | 2.433 | 3.095 | 2.650 | 3.146 |
| 1996년 대입 | -6.012 | 3.096 * | -4.365 | 3.145 |
| 1997년 대입 | -0.450 | 2.590 | 0.260 | 2.644 |
| 1998년 대입 | 1.418 | 2.464 | 1.217 | 2.505 |
| 1999년 대입 | 9.047 | 2.725 *** | 9.147 | 2.771 *** |
| 2000년 대입 | -14.247 | 4.641 *** | -14.758 | 4.746 *** |
| 2001년 대입 | -5.819 | 4.271 | -6.243 | 4.356 |
| 학과평균수능백분위점수 | -0.164 | 0.048 *** | 0.501 | 0.412 |
| 학과평균수능백분위점수 ² /100 | | | -0.430 | 0.261 * |
| 본인수능점수급간(1~12) | 0.904 | 0.232 *** | 0.876 | 0.244 *** |
| 관측치 수 | 388 | | 388 | |
| 적합도(F ratio) | 8.48*** | | 6.80*** | |

<표 12> 대학성적(평점평균백분율)에 대한 입시성적의 영향(II)

| 종속변수: 전년도 평점평균백분율 | (1) | | (2) | |
|------------------------------|----------|-----------|---------|-----------|
| | 추정계수 | 표준오차 | 추정계수 | 표준오차 |
| 상수항 | 89.782 | 3.164 *** | 88.184 | 7.310 *** |
| 여 성 | 0.390 | 1.154 | 0.850 | 1.225 |
| 1995년 대입 | 2.182 | 2.980 | 5.481 | 3.129 * |
| 1996년 대입 | -9.760 | 2.976 *** | -2.896 | 3.120 |
| 1997년 대입 | -1.805 | 2.511 | 0.948 | 2.667 |
| 1998년 대입 | 2.639 | 2.363 | 5.002 | 2.533 ** |
| 1999년 대입 | 13.273 | 2.775 *** | 17.104 | 3.117 *** |
| 2000년 대입 | -10.203 | 4.423 ** | -6.550 | 4.654 |
| 2001년 대입 | 0.377 | 4.082 | 5.549 | 4.388 |
| 학과평균수능점수급간(1~12) | -1.480 | 0.288 *** | 2.613 | 1.471 * |
| 학과평균수능점수급간 ² /100 | | | -25.626 | 8.776 *** |
| 본인수능점수급간(1~12) | 1.174 | 0.228 *** | -2.510 | 1.106 ** |
| 본인수능점수급간 ² /100 | | | 19.227 | 6.544 *** |
| 관측치 수 | 388 | | 388 | |
| 적합도(F ratio) | 12.05*** | | 6.82*** | |

<표 11>은 평균수능백분위점수로 측정된 학과서열을 통제했을 때 개인의 수능점수가 대학성적(평점평균백분율)과 어떤 상관관계가 있는지를 보여준다. 학과서열의 제곱을 포함했는지의 여부와 관계없이 수능점수는 1% 유의수준에서 대학성적과 뚜렷한 양의 상관관계를 나타내고 있다. 또한 (1)열에서 보듯이 수능점수가 비슷했을 때 학과서열이 높을수록 대학성적은 낮게 기록되었다.¹⁵⁾

학과서열을 개인별 수능점수와 마찬가지로 12개 급간의 평균수능점수로 전환한 <표 12>의 결과 역시 학과서열이 비슷할 때 수능점수가 높을수록 대학학점이 높았다는 것을 보고하고 있다. 학과서열과 수능점수에 모두 제곱항을 도입한 <표 12>의 (2)열의 추정치를 이용해 학과서열의 학점에 대한 2차식의 극대점을 계산하면 6.85(급간), 수능점수의 학점에 대한 2차함수의 극소점을 계산하면 6.63(급간)이었다. 즉, 비슷한 수능점수를 받은 학생들이 6급간과 7급간 사이(400점 만점 수능에서 240점 전후)의 서열 이상의 학과에 진학한 경우라면 학과서열이 높을수록 낮은 학점을 받았으며, 비슷한 서열의 학과에 진학한 학생들이 역시 약 240점 이상의 수능점수를 받은 경우라면 수능점수가 높을수록 높은 학점을 받았다는 것으로 해석할 수 있다.

요컨대, 대학과 학과의 서열을 통제했을 때 평점평균은 대체로 입학성적이 높을수록 높게 나타나는 경향이 있다. 이런 상황에서 고용주가 구직자의 출신대학, 출신학과의 일반적 서열을 보완하는 시그널로 활용할 수 있는 것이 대졸자의 학점이다. 구직자의 출신학과와 그 학과의 일반적 서열에

15) 일반적으로 대학에서 학점을 부여하는 데 있어서 상대평가에 기초한 부분이 많다는 점은 비슷한 능력(수능점수)을 가진 학생들이 서열이 높은 학과에 진학했을 때 보다 우수한 학생들과 경쟁하게 되므로 성적 면에서 불리하다는 것을 의미한다.

대한 정보를 알고 있다면, 고용주는 졸업학점을 통해 입시성적을, 궁극적으로는 학과서열에 드러나지 않은 개인의 능력을 추측하게 될 것이다.

3. 학벌과 성적 시그널의 보수적 활용에 의한 ‘엄혹한 선별’ 가설

이처럼 신규대졸자의 잠재적 생산성이 고용주에 의해 직접 관찰되지 않을 때 고용주는 신규대졸자의 학벌(출신대학, 출신학과의 서열)과 학업성취도(졸업평점평균)를 생산성의 두 가지 시그널로 활용할 수 있다. 두 시그널 모두 현실적으로 여러 가지 잡음(noise)이 있기 때문에 어느 하나의 시그널이 신규대졸자의 잠재적 생산성에 대한 완벽한 지표가 되지는 못한다. 예컨대, 매년 입시 때마다 특정 학과의 합격점이나 평균점수에서 이변이 일어나는 등 입시에 불확실성이 존재하며, 대학학점 또한 결정과정이 단순하지 않고 대학별·학과별·개인별 특수성이 존재하는 것이 사실이다.

그런데 대졸 정규직의 해고에 대한 제약이 있거나 해고 시 회수할 수 없는 사원교육비용 및 대체직원의 신규채용비용을 무시할 수 없는 상황이라면 고용주는 두 가지 시그널을 이용함에 있어서 보수적인 입장을 견지하려고 할 것이다. 즉, 채용에 신중을 기하기 위해 두 가지 시그널 중 낮은 잠재적 생산성을 암시하는 시그널에 보다 큰 가중치를 두게 되는 것이다. 이러한 시그널에 기초한 매칭이 고임금 일자리부터 저임금 일자리까지 서열에 따라 이루어지면, 개별 대졸자는 그가 노동시장에 진입할 때 들고 나가는 학벌과 성적 중 낮은 생산성 시그널이 있는 경우 고임금 일자리를 얻기 어려워지는 것이다. 즉, 낮은 쪽 시그널에 의한 페널티가 존재하는 것이다.

전술했듯이 고용주가 대졸자의 성적 및 출신대학, 출신학과의 서열을 종합적으로 고려하여 입시성적의 전국서열을 추정한다고 하자. 일반성의 손실 없이(without loss of generality) 단순화를 위해 양분법을 사용해보자. 즉, 출신대학, 출신학과의 서열에 상위와 하위 두 부류가 있고, 입시성적을 기준으로 고득점자와 저득점자의 두 부류가 있으며, 일자리는 고임금 일자리와 저임금 일자리로 양분할 수 있다고 가정하자. 이 가정 하에서 보수적인 시그널 활용을 토대로 한 노동시장의 선별에 의해 대졸자와 일자리가 매치되는 방식을 도식화하면 다음과 같다.

| | | |
|----------------------|----------------|-----------|
| 시그널 조합 1(상위구간 내 진학자) | = {상위학과, 고득점자} | ⇒ 고임금 일자리 |
| 시그널 조합 2(상향진학 저득점자) | = {상위학과, 저득점자} | ⇒ 저임금 일자리 |
| 시그널 조합 3(하향진학 고득점자) | = {하위학과, 고득점자} | ⇒ 저임금 일자리 |
| 시그널 조합 4(하위구간 내 진학자) | = {하위학과, 저득점자} | ⇒ 저임금 일자리 |

즉, 학벌과 성적 중에서 어느 하나라도 낮은 능력의 시그널로 작용하면, 대졸자 노동시장에서 그에 대한 페널티가 주어지는 것이다. 이에 따라 고임금 일자리는 좋은 학벌과 높은 성적의 시그널을 가진 대졸자에게 돌아가며, 그 밖의 다른 시그널을 가진 대졸자가 고임금 일자리를 얻는 것은 어렵게 된다. 물론 현실에서는 학벌, 성적, 임금 등 모든 변수가 교저의 형태로 이원적이기보다는 연

속적일 것이므로, 시그널 조합 1과 시그널 조합 4 사이에 많은 연속적인 조합이 존재할 것이며, 위의 단순한 모형만으로는 시그널 조합 2와 시그널 조합 3의 우열관계도 사전적으로 결정할 수 없다.¹⁶⁾ 그러나 위의 가설은 단순화된 형태상으로도 다음 두 가지 예측을 가능하게 한다.

<예측 1> 출신학과의 서열이 통제된 상태에서는 상향진학 저득점자의 임금이 상위구간 내 진학자에 비해 낮게 시현될 것이지만(낮은 입시성적에 대한 페널티는 존재), 하향진학 고득점자의 임금이 하위구간 내 진학자에 비해 높게 시현되지는 않을 것이다(높은 입시성적에 대한 프리미엄은 부재).

<예측 2> 입시성적의 서열이 통제된 상태에서는 하향진학 고득점자의 임금이 상위구간내 진학자에 비해 낮게 시현될 것이지만(낮은 학과서열에 대한 페널티는 존재), 상향진학 저득점자의 임금이 하위구간 내 진학자에 비해 높게 시현되지는 않을 것이다(높은 학과서열에 대한 프리미엄은 부재).

앞의 <표 9>과 <표 10>에 나타난 결과는 위 두 가지 예측과 부합하며, 학별과 성적 중 어느 하나라도 낮은 능력의 시그널로 작용할 경우 상당한 페널티가 가해지는 ‘엄혹한 선별(harsh screening)’이 이루어지고 있음을 시사한다.

VI. 토론 및 시사점

본 장의 분석 결과는 학별과 성적 중 어느 하나라도 우수하면 노동시장에서 좋은 대우를 받는 것이 아니라 둘 중 어느 하나라도 빠지는 것이 있으면 노동시장에서 대접을 받지 못하는 대졸자 노동시장의 환경을 반영하고 있는 것으로 보인다.

이처럼 능력의 시그널 중 낮은 쪽에 가중치를 두는 보수적 선별이 이루어지게 되는 일반적 요인으로 지적될 수 있는 것이 해고비용이다. 대졸 노동력의 질에 대한 불확실성이 존재하고 제도적·관행적 요인에 의해 대졸사원에 대한 해고가 용이하지 않을 때 고용주는 대졸자의 신규채용에 있어서 위험기피적인 태도를 견지할 가능성이 높다. 또한 대졸자 노동시장의 고임금 일자리가 다른 일자리에 비해 고용의 안정성도 높은, 이른바 ‘신이 내린 직장’일 가능성이 있기 때문에, 고임금 일자의 채용에는 보수적이고 신중한 관점이 견지될 수 있는 것이다.

이러한 기업의 위험기피적인 태도는 실제 대졸노동력 채용 관행의 변화로 나타나고 있다. 첫째, 신규대졸자의 입직단계에서 비정규직을 채용하는 비중이 높아지고 있다.¹⁷⁾ 둘째, 좋은 일자리를

16) 물론 <표 4>와 <표 5>에서 추정된 회귀방정식에 진학한 학과의 수능백분위점수 평균과 개인수능점수 급간에 관한 정보를 대입하면, 학과서열과 입시성적 중 각각 다른 쪽에 상대적 우위를 가진 두 대졸자의 시간당 임금을 비교해 볼 수 있을 것이다. 그러나 개인수능점수가 본인에 의해 원점수의 12급간으로만 보고되었다는 점은 이를 학과서열과 대등한 수준에서 비교하는 것을 어렵게 만든다.

공급하는 주요 기업을 중심으로 경력직 우선채용 관행이 확산되고 있다. 고용보험전산망을 이용한 한국노동연구원의 분석에 따르면(이병희 외[2005], 149쪽에서 재인용), 30대 대기업 집단, 공기업, 금융업에 속한 주요 기업의 채용자 중 신규졸업자와 경력직의 상대적 비중은 1996년에 각각 60.4%와 39.6%를 차지했던 데 비해, 이후 경력직 비중 증가현상이 지속되면서 2004년에는 각각 21.0%와 79.0%로 완전히 역전되었다.¹⁸⁾

특히 대졸자 노동시장에서 경력직이 선호되는 경향은 정규직의 다수를 차지한 기존 대졸노동력과 신규 대졸노동력의 대체가 불완전할 수 있다는 점을 시사한다. 일부 선행 연구에서는 동일한 대졸학력을 가진 노동력의 생산성이 연령에 따라 다를 수는 있어도 그 생산성 비율에 맞춰 제약 없이 대체할 수 있다고 가정하는 경우가 있었다.¹⁹⁾ 하지만 이것은 엄밀한 실증이 요구되는 문제이며, 노동시장의 제도적·관행적 장애요인 때문에 대체 가능성에 상당한 제약이 존재할 수 있다는 점을 인식해야 할 것이다.²⁰⁾

또한 대졸자 노동시장의 엄혹한 선별은 양적으로 증가해 온 대졸노동력에 비해 ‘괜찮은 일자리(decent jobs)’의 수가 상대적으로 제한되어 있는 우리나라의 현실을 반영하는 것일 수 있다. 해방 이후 꾸준히 증가한 대학정원은 1996년 대학설립준칙주의 도입과 정원 자율화 조치 등으로 더욱 증가하여 고등교육 진학률은 2006년에 82.7% 수준까지 상승했다. 이러한 대졸자 공급의 지속적인 증가에 따라 수요자 우위(buyer's market)의 대졸자 노동시장이 형성되어, 대졸노동력에 대한 구인난이 옛말이 되고 구직난이 심화되어 대졸자 실업이 심각한 사회적 문제로 대두되고 있다.

위와 같은 대졸자 노동시장의 제도적 요인에 대한 분석은 본 논문의 직접적인 목적이 아니지만, 이들 요인이 노동시장의 선별방식에 영향을 주고 있는 것으로 추정된다. 요컨대, 대학교육을 받은 노동시장 진입자의 질에 대한 불확실성이 수급면에서 수요자 우위인 대졸자 노동시장의 여건과 상승작용을 일으키면서, 학벌과 성적이라는 시그널에 대한 보수적인 해석과 이에 기반을 둔 엄혹한 선별이 일어날 수 있는 것이다.

한편, 학벌이나 성적이 낮을 경우 페널티는 존재하지만 둘 중 하나만 괜찮을 경우에 얻게 될 프리미엄은 없다는 분석결과는 대학입시시장에도 다음과 같은 메시지를 전해 주고 있다. 첫째, 낮은 성적으로 무리하게 상위 서열의 대학(학과)에 진학하면 경제적 측면에서는 실익이 없다는 것이다.

17) 이와 관련해 김용성(2007)의 연구는 취업 무경험자가 상용직으로 취업하는 데 걸리는 예상시간이 임시·일용직으로 취업하는 데 걸리는 예상시간보다 길다는 점을 들어, 자질이 불확실한 근로자의 생산성을 파악하기 위한 여과장치로 기업이 임시·일용직 채용을 활용한다는 가설을 제시하고 있다.

18) 이러한 경력직 선호 현상의 배경으로는 숙련지향적인 기술진보에 따라 개별 기업이 필요한 숙련된 인력을 자체적으로 양성하는 비용이 커짐으로써, 필요 인력의 자체 양성보다는 경력자 노동시장에서 구입하는 쪽을 선호하게 되었다는 점을 지적할 수 있을 것이다. 물론 기업의 이러한 행위는 노동시장의 유연화로 장기근속의 의미가 약화되고 경력자의 전직을 위한 노동시장이 활성화되었다는 사실에 의해 뒷받침되었을 것이다.

19) 예컨대, 김대일[2005]의 경우에도 동일한 학력의 근로자들은 완전 대체재(perfect substitute)라는 가정에 기반을 둔 분석을 하고 있다.

20) 가령 어떤 이유로 신규대졸자의 정규직 채용 및 정규직으로의 전환에 있어서 예전보다 까다로운 기준이 적용된다면 생산성이 대등하더라도 신규대졸자가 기존대졸정규직을 대체하기 어려울 수 있다.

둘째, 높은 성적을 받았으면 구태여 하향진학하지 말고 그에 적합한 수준의 대학(학과)에 진학하는 편이 경제적 손실을 보지 않는다는 것이다. 특히 첫 번째 메시지는 어떻게 해서든지 한 단계라도 높은 서열의 대학에 들어가고 보자는 행위가 경제적 관점에서는 합리적이지 않을 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 서열을 기준으로 한 실적 위주의 진학 지도와 미달 정원을 어떻게 해서든지 채우려는 대학의 신입생 선발 행위는 학생 본인에게는 바람직하지 않을 결과를 가져올 수 있다는 점을 인식할 필요가 있을 것이다.

VII. 결 론

본 연구는 대학 졸업생의 노동시장 성과에 대한 고등교육 서열구조의 효과를 시간당 임금에 미치는 영향을 중심으로 분석했다. 선행 연구와 다른 점은 개인의 능력 혹은 고등교육 이전단계에서 축적된 인적자본의 효과를 통제하기 위해 개인별 수능성적을 분석에 도입했다는 것이다. 모형 설정에 따라 차이는 있었지만, 개인별 수능성적으로 측정된 능력 변수를 통제하더라도 고등교육 서열이 시간당 임금에 미치는 효과는 사라지지 않았다. 이 결과는 개인의 능력과 학벌이 상호 관련성이 있지만 노동시장 성과에 있어서 각각 고유한 영향력을 갖고 있다는 것을 시사한다.

더 나아가 본 연구는 능력과 학벌의 노동시장 성과에 대한 영향력이 구체적으로 어떤 방식으로 행사되는지를 분석했다. 분석결과, 능력을 통제했을 때 낮은 학벌에 대한 페널티는 존재하나 높은 학벌에 대한 프리미엄은 존재하지 않았으며, 학벌을 통제했을 때 낮은 능력에 대한 페널티는 존재하나 높은 능력에 대한 프리미엄은 존재하지 않았다. 본 연구는 이 결과를 대졸자 노동시장에서 ‘엄혹한 선별’이 이루어지고 있는 것으로 이해했다. 다시 말하면, 자료가 포괄하고 있는 지난 약 10년간 대졸자 노동시장에서는 학벌과 능력 중 항상 더 부정적인 시그널을 보내는 쪽에 기반하여 보상이 이루어져 왔다는 것이다. 이는 대졸자 노동시장의 수급상황이 수요자 우위의 취업시장을 형성한 것을 반영하는 것으로 보인다. 본 연구는 이러한 엄혹한 선별이 발생할 수 있는 몇 가지 환경적 요인들을 제시했으나, 보다 구체적인 원인 분석을 위해서는 향후 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

고등교육의 서열구조는 심각한 사회적 영향력을 가지고 있음에도 불구하고, 그 효과가 미치는 구체적 경로에 대한 연구는 아직 초보적 단계에 머물러 있는 것으로 보인다. 본 연구는 자료가 허용하는 범위 내에서 고등교육 서열의 효과를 대졸자 개인의 노동시장 성과에 미치는 미시적 차원에서 분석한 것이다. 본 연구의 주요 결과들은 향후 보다 개선된 자료 및 방법론으로 재확인될 필요가 있겠지만, 여기서 제시한 새로운 발견들과 가설들은 고등교육의 서열과 노동시장의 성과 사이의 관계에 대한 심층적인 연구를 촉발할 것으로 기대한다. 물론 연구 결과가 고등교육 정책 및 노동시장 정책에 대한 구체적인 권고와 방향 제시로 이어지기까지는 더욱 많은 실증연구와 이를 뒷받침해줄 수 있는 자료의 확충이 필요할 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계와 추후 과제를 제시한다. 먼저 학벌이 개인의 노동시장 성과에 미치

는 구체적인 경로에 대한 이해가 아직은 충분하지 않다. 현재의 연구에서는 수능점수로 측정된 개인의 능력을 통제하고도 학벌이 임금에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 해외 연구에서도 개인의 능력 변수로서 수능(SAT)점수를 사용하곤 하지만, 이것만으로는 개인의 능력이 충분히 통제되지 못했을 가능성이 있으므로 다양한 자료와 방법으로 이를 확인할 필요가 있을 것이다. 만약 개인의 능력을 보다 효과적으로 통제할 수 있게 된 이후에도 학벌이 여전히 임금에 영향을 미치는 결과를 얻게 된다면, 크게 다음 두 가지 가능성을 생각해 볼 수 있을 것이다. 하나는 순수하게 서열이 높은 학과일수록 더욱 좋은 교육여건을 제공해 준다는 것이다. 다른 경우는 서열이 높은 학과일수록 능력이 뛰어난 동료와의 상호작용과 네트워크 형성 등 긍정적인 동료집단 효과를 볼 수 있다는 것이다. 만약 첫 번째가 아닌 두 번째 경우라면 고등교육의 서열 형성과 심화가 반드시 사회적으로 효율적인 결과를 낳는다는 보장이 없기 때문에 학벌이 임금에 미치는 효과를 좀더 세분하여 이해할 필요가 있다.

다음으로, 본 연구가 제시한 엄혹한 선별이 작동되고 있는 노동시장 현실에 대해 보다 명확한 이해가 필요하다. 앞서 이 현상이 발생할 수 있는 노동시장의 여건에 대해 몇 가지 가능성을 제시했으나, 이를 구체적으로 실증하고 확인하는 작업이 필요할 것이다. 이러한 분석이 선행됨으로써 현재 본 연구의 결과가 보여주고 있는 엄혹한 선별이 효율적인 기제인지, 그렇지 않다면 어떠한 조정을 거쳐야 하는지가 분명해질 것이다.

참고문헌

- 김대일, 「인구고령화와 노동생산성의 변화」, 문형표 편, 『인구고령화와 거시경제』, 경제사회연구회 소관 연구기관 고령화대비 협동연구시리즈 04-06, 한국개발연구원, 2004.
- 김용성, 「임시·일용직 증가의 원인과 정책적 시사점」, KDI 정책포럼 제181호(2007-09), 2007. 4. 30.
- 김진영, 「대학서열과 노동시장」, 미발간초고, 건국대학교 경제학과, 2007. 6.
- 오호영·김승보·정재호, 『대학서열화와 기업』, 경제·인문사회연구회 협동연구총서 06-17-03, 한국직업능력개발원, 2006.
- 우천식·조병구, 「사교육의 실태, 효과 및 수요에 관한 설문조사」, 우천식 편, 『사교육의 효과, 수요 및 그 영향요인에 관한 연구』, 연구보고서 2004-17, 한국개발연구원, 2004.
- 이병희 외, 『교육과 노동시장연구』, 연구보고서 2005-02, 한국노동연구원, 2005.
- 장수명, 「대학교육의 경제학」, 『노동정책연구』, 제2권 제1호, 2002, pp.47 ~ 79.
- _____, 「대학서열의 경제적 수익」, 『한국교육』, 제33권 제2호, 2006, pp.75 ~ 107.
- Behrman, Jere R., M. R. Rosenzweig, and Paul Taubman, “College Choice and Wages: Estimates Using Data on Female Twins,” *Review of Economics and Statistics*, 78(4): 672 ~ 685, 1996.
- Black, Dan A. and Jeffrey A. Smith, “How Robust is the Evidence on the Effects of College Quality? Evidence from Matching,” *Journal of Econometrics*, 121: 99 ~ 124, 2004.
- Bowen, W. G. and D. Bok, *The Shape of the River: Long-Term Consequences of Considering Race in College and University Admissions*, Princeton: Princeton University Press, 1998.
- Brand, Jennie E. and Charles N. Halaby, “Regression and Matching Estimates of the Effects of Elite College Attendance on Educational and Career Achievement,” *Social Science Research*, 35: 749 ~ 770, 2006.
- Brewer, Dominic J., Eric R. Eide, and Ronald G. Ehrenberg, “Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross-Cohort Evidence on the Effects of College Type on Earnings,” *Journal of Human Resources*, 34(1): 104 ~ 123, 1999.
- Dale, Stacy Berg and Alan B. Krueger, “Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables,” *Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1491 ~ 1572, 2002.
- Huber, P. J., “Robust Estimation of a Location Parameter,” *Annals of Mathematical Statistics*, 35: 73 ~ 101, 1964.
- Kingston, P. W. and J. C. Smart, “The Economic Payoff of Prestigious Colleges,” in P. W. Kingston

- and L. S. Lewis (eds.), *The High-Status Track: Studies of Elite Schools and Stratification*, Albany: State University of New York Press: 147 ~ 174, 1990.
- Loury, L. D. and D. Garman, "College Selectivity and Earnings," *Journal of Labor Economics*, 13: 289 ~ 323, 1995.
- Mincer, Jacob, "The Distribution of Labor Incomes: A Survey," *Journal of Economic Literature*, 8(1): 1 ~ 26, 1970.
- Monks, James, "The Returns to Individual and College Characteristics: Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth," *Economics of Education Review*, 19: 279 ~ 289, 2000.
- Spencer, Michael, "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics*, 87: 355 ~ 374, 1973.